

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE FILOSOFIA E CIÊNCIA HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA POLÍTICA

BRUNO RODRIGUES PINHEIRO

BARGANHA LEGISLATIVA, LEI DE GAMSON E
JUSTIÇA DISTRIBUTIVA:

Uma Análise Quase-Experimental sobre Formação de Coalizão

BELO HORIZONTE

2020

BRUNO RODRIGUES PINHEIRO

Barganha Legislativa, Lei de Gamson e Justiça
Distributiva:

Uma Análise Quase-Experimental sobre Formação de Coalizão

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciência Política da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Ciência Política.

Área de Concentração: Instituições Políticas e Política Internacional

Orientador: Prof. Dr. Bruno Pinheiro
Wanderley Reis

Coorientador: Prof. Dr. Felipe Nunes
dos Santos

BELO HORIZONTE

2020

| | |
|-------|---|
| 320 | Pinheiro, Bruno Rodrigues. |
| P654b | Barganha legislativa, Lei de Gamson e justiça distributiva |
| 2020 | [manuscrito] : uma análise quase-experimental sobre formação de coalizão / Bruno Rodrigues Pinheiro. - 2020. |
| | 130 f. |
| | Orientador: Bruno Pinheiro Wanderley Reis. |
| | Coorientador: Felipe Nunes Santos. |
| | Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas. |
| | Inclui bibliografia. |
| | 1. Ciência política - Teses. I. Reis, Bruno Pinheiro W. II. Santos, Felipe Nunes. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Faculdade de Filosofia e Ciências Humanas. IV. Título. |



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE FILOSOFIA E CIÊNCIAS HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA POLÍTICA

ATA DA 13ª DEFESA DE TESE DE 2020, DE BRUNO RODRIGUES PINHEIRO

Realizou-se, no dia 11 de dezembro de 2020, às 14:00 horas, a defesa da tese intitulada “Barganha Legislativa, Lei de Gamson e Justiça Distributiva: Uma Análise Quase-Experimental sobre Formação de Coalizão”, elaborada e apresentada por BRUNO RODRIGUES PINHEIRO, número de registro 2018713617, graduado no curso de CIÊNCIAS ECONÔMICAS. A tese é requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em CIÊNCIA POLÍTICA, e foi defendida perante a seguinte Comissão Examinadora: Prof. Bruno Pinheiro Wanderley Reis - Orientador (DCP/UFMG), Prof. Felipe Nunes dos Santos – Coorientador (DCP/UFMG), Profa. Magna Maria Inácio (DCP/UFMG), Prof. Manoel Leonardo Wanderley Duarte Santos (DCP/UFMG), Prof. César Zucco Junior (FGV-RJ), Prof. José Antônio Borges Cheibub (Texas A&M University), todos por videoconferência, incluindo o referido discente. A Comissão considerou a tese aprovada. Finalizados os trabalhos, lavrei a presente ata que, lida e aprovada, vai assinada eletronicamente pelos membros da Comissão. Belo Horizonte, 11 de dezembro de 2020.



Documento assinado eletronicamente por **Cesar Zucco Junior, Usuário Externo**, em 02/02/2021, às 15:01, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Bruno Pinheiro Wanderley Reis, Diretor(a) de unidade**, em 02/02/2021, às 16:16, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Felipe Nunes dos Santos, Professor do Magistério Superior**, em 02/02/2021, às 17:21, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Magna Maria Inacio, Professora do Magistério Superior**, em 02/02/2021, às 20:08, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **Manoel Leonardo Wanderley Duarte Santos, Professor do Magistério Superior**, em 04/02/2021, às 09:05, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por **José Antonio Cheibub, Usuário Externo**, em 04/02/2021, às 22:27, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0, informando o código verificador **0548515** e o código CRC **707F6223**.

Agradecimentos

À Universidade Federal de Minas Gerais. Agradeço pela acolhida. Em especial, agradeço ao Departamento de Ciência Política (DCP) e seu corpo docente pelo ambiente institucional favorável à pesquisa. Aos colegas do DCP-UFMG e do Centro de Estudos Legislativos (CEL). Agradeço pelas conversas, horas de lazer e risadas.

Aos meus orientadores, Prof. Bruno Reis e Prof. Felipe Nunes. Sou grato pelas conversas, aprendizado e análise crítica. Agradeço aos professores Manoel Santos (UFMG), Magna Inácio (UFMG), José Cheibub (Texas A&M) e César Zucco (FGV) pelos comentários. Agradeço também o prof. Thomas Fujiwara (Princeton) pelas trocas de ideias.

À minha família. Agradeço o carinho e afeto. Em especial, minha noiva Magila Santos que, mais do que ninguém, deu-me apoio, força e teve compreensão com minhas jornadas. Muito obrigado!

Resumo

Esta tese é um conjunto de três artigos sobre barganha legislativa e alocação de portfólio ministerial nas democracias parlamentaristas em uma perspectiva quase-experimental. No primeiro artigo analiso a relação entre o tamanho do partido e a centralidade institucional da *investiture rules* no processo de seleção do partido *formateur*. No segundo, discuto a existência de bônus ministerial na alocação de portfólio ao partido *formateur*, comparando a *lei de Gamson* com os modelos de barganha legislativa de [Baron e Ferejohn \(1989\)](#) e [Morelli \(1999\)](#). Por fim, no último artigo, analiso a existência do *relative weakness effect* nas alocações de portfólio ministerial e a estabilidade de longo prazo das coalizões, compatibilizando as proposições de Gamson com a regra *maximin* de justiça distributiva de [Rawls \(1971\)](#), vinculando delegação de poder, compartilhamento de recursos e *fairness* com o *making and breaking* de governos.

Palavras-chave: Barganha Legislativa. Alocação de Portfólio. Regressão Descontínua.

Abstract

This thesis consists of three articles on legislative bargaining and portfolio allocation in parliamentary democracies in a quasi-experimental perspective. In the first article, I analyze the relationship between the party size and the institutional centrality of investiture rules in the selection process of the formateur party. In the second, I discuss the existence of ministerial bonus in the portfolio allocation to the formateur party, comparing Gamson's law with Baron and Ferejohn's (1989) and Morelli (1999) legislative bargaining models. Finally, in the last article, I analyze the existence of the relative weakness effect in portfolio allocations and the long-term stability of coalitions, making Gamson's propositions compatible with Rawls's (1971) maximin rule of distributive justice, connecting delegation of power, resource sharing and fairness with the making and breaking of governments.

Keywords: Legislative bargaining. Portfolio allocation. Regression Discontinuity Design.

Lista de ilustrações

| | |
|--|----|
| Figura 1 – DAG - Processo de Escolha do <i>Formateur</i> | 25 |
| Figura 2 – <i>Matching</i> e Balanceamento das Covariáveis | 28 |
| Figura 3 – Representação RDD em DAG | 29 |
| Figura 4 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser <i>Formateur</i> | 31 |
| Figura 5 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door | 32 |
| Figura 6 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser <i>Formateur</i> | 33 |
| Figura 7 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door | 34 |
| Figura 8 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser <i>Formateur</i> | 34 |
| Figura 9 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door | 35 |
| Figura 10 – Alocação de Portfolio e Partido <i>Formateur</i> | 45 |
| Figura 11 – Hipótese Gamson | 51 |
| Figura 12 – Hipótese Baron-Ferejohn | 52 |
| Figura 13 – Hipótese Morelli | 53 |
| Figura 14 – Comparação das Hipóteses com Covariáveis | 54 |
| Figura 15 – Lei de Gamson | 61 |
| Figura 16 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> sobre Conflitos | 73 |
| Figura 17 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> sobre Términos | 74 |
| Figura 18 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> com Ajustes | 75 |
| Figura 19 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> na Durabilidade | 76 |
| Figura 20 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> na Estabilidade | 77 |
| Figura 21 – Efeito da Existência do <i>Small-Party Bias</i> na Estabilidade, com Ajustes | 78 |

Lista de tabelas

| | |
|---|-----|
| Tabela 1 – Estatística Descritiva | 27 |
| Tabela 2 – Comparação do Efeito Marginal Médio | 28 |
| Tabela 3 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser Formateur | 32 |
| Tabela 4 – Efeito do Tratamento na Probabilidade - Parlamentarismo Positivo | 33 |
| Tabela 5 – Efeito do Tratamento na Probabilidade - Parlamentarismo Negativo | 35 |
| Tabela 6 – Efeito da Mudança Institucional na Finlândia: Differences-in-Differences | 36 |
| Tabela 7 – Alocação de Portfolio e Bônus ao Formateur | 46 |
| Tabela 8 – Hipótese Gamson, Baron-Ferejohn e Morelli | 49 |
| Tabela 9 – Hipótese Gamson, Baron-Ferejohn e Morelli | 49 |
| Tabela 10 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur | 51 |
| Tabela 11 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur | 52 |
| Tabela 12 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur | 53 |
| Tabela 13 – Alocação de Portfolio e Tamanho da Coalizão | 61 |
| Tabela 14 – Divisão pelo Talmud | 63 |
| Tabela 15 – Alocação de Portfolio por Regras de Divisão | 69 |
| Tabela 16 – Estatística Descritiva | 72 |
| Tabela 17 – Conflito entre Partidos da Coalizão | 74 |
| Tabela 18 – Término da Coalizão (behavioral/discretionary) | 75 |
| Tabela 19 – Duração Relativa da Coalizão | 76 |
| Tabela 20 – Duração Total da Coalizão | 77 |
| Tabela 21 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 1 | 95 |
| Tabela 22 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 2 | 96 |
| Tabela 23 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 3 | 97 |
| Tabela 24 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 4 | 98 |
| Tabela 25 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 5 | 99 |
| Tabela 26 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Parlamentarismo Positivo | 100 |
| Tabela 27 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 1 | 101 |
| Tabela 28 – Análise com Placebo Cutoffs | 103 |
| Tabela 29 – Análise com Placebo Cutoffs | 104 |
| Tabela 30 – Análise com Placebo Cutoffs | 105 |
| Tabela 31 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 106 |
| Tabela 32 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 107 |
| Tabela 33 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 108 |
| Tabela 34 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas | 110 |
| Tabela 35 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas | 111 |
| Tabela 36 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas | 112 |

| | |
|---|-----|
| Tabela 37 – Análise com Placebo Cutoffs | 114 |
| Tabela 38 – Análise com Placebo Cutoffs | 115 |
| Tabela 39 – Análise com Placebo Cutoffs | 116 |
| Tabela 40 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 117 |
| Tabela 41 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 118 |
| Tabela 42 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 119 |
| Tabela 43 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas | 121 |
| Tabela 44 – Análise com Placebo Cutoffs | 123 |
| Tabela 45 – Análise com Placebo Cutoffs | 124 |
| Tabela 46 – Análise com Placebo Cutoffs | 125 |
| Tabela 47 – Análise com Placebo Cutoffs | 126 |
| Tabela 48 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 127 |
| Tabela 49 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 128 |
| Tabela 50 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 129 |
| Tabela 51 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis | 130 |

Lista de abreviaturas e siglas

| | |
|--------|---------------------------------------|
| AP | Adjusted Proportional Rule |
| CDI | Caullier-Dumont Index |
| CEA | Constrained Equal Awards |
| CEL | Constrained Equal Losses |
| D66 | Democrats 66 |
| DAG | Directed Acyclic Graphs |
| DiD | Differences-in-Differences |
| FD | First Difference |
| FE | Fixed Effect |
| HoS | Head of State |
| IP | Independence Party |
| LATE | Local Average Treatment Effect |
| LPM | Linear Probability Model |
| MIW | Minimal Integer Weights |
| MSERD | Mean Square Error Optimal Bandwidth 1 |
| MSETWO | Mean Square Error Optimal Bandwidth 2 |
| MWC | Minimal-Winning Coalitions |
| NEP | Número Efetivo de Partido |
| OLS | Ordinal Least Square |
| P | Proportional Rule |
| PM | Primeiro Ministro |
| PP | Progressive Party |
| PvdA | Labour Party |

| | |
|-----|--|
| RA | Random Arrival Rule |
| RCT | Randomized Controlled Trial |
| RDD | Regression Discontinuity Designs |
| SPE | Subgame Perfect Equilibrium |
| T | Talmud Rule |
| VVD | People's Party for Freedom and Democracy |

Sumário

| | | |
|----------|---|-----------|
| | Introdução | 16 |
| 1 | FORMAÇÃO DE GOVERNO E <i>INVESTITURE RULES</i>: EVIDÊNCIAS SOBRE A ESCOLHA DO PARTIDO <i>FORMATEUR</i> | 18 |
| 1.1 | Introdução | 19 |
| 1.2 | Protocolos de Seleção e <i>Investiture Rules</i> | 20 |
| 1.3 | DAG, <i>Back-door Criteria</i> e Estrutura dos Dados | 23 |
| 1.3.1 | Dados | 26 |
| 1.3.2 | <i>Matching</i> e Balanceamento das Covariáveis | 27 |
| 1.4 | Estratégia de Identificação | 29 |
| 1.5 | Resultados | 30 |
| 1.5.1 | Modelo Básico | 31 |
| 1.5.1.1 | Modelo Geral com Ajustes <i>Backdoor</i> | 31 |
| 1.5.2 | Parlamentarismo Positivo | 33 |
| 1.5.3 | Parlamentarismo Negativo | 34 |
| 1.5.4 | Efeitos da Mudança Institucional | 35 |
| 1.5.5 | Interpretação dos Resultados e Discussões | 36 |
| 1.6 | Conclusões | 39 |
| 2 | BARGANHA LEGISLATIVA E BÔNUS AO PARTIDO <i>FORMATEUR</i>: UMA ANÁLISE QUASE-EXPERIMENTAL | 40 |
| 2.1 | Introdução | 41 |
| 2.2 | Barganha Legislativa e Alocação de Portfolio | 42 |
| 2.2.1 | <i>Seat-Share</i> ou <i>Voting Weight</i> ? | 44 |
| 2.3 | Desenho de Pesquisa e Estratégia de Identificação | 48 |
| 2.4 | Resultados | 50 |
| 2.4.1 | Hipótese Gamson | 50 |
| 2.4.2 | Hipótese Baron-Ferejohn | 51 |
| 2.4.3 | Hipótese Morelli | 52 |
| 2.4.4 | Modelos com Covariáveis | 53 |
| 2.4.5 | Interpretação dos Resultados e Discussões | 54 |
| 2.5 | Conclusões | 55 |
| 3 | GAMSON ENCONTRA RAWLS: EVIDÊNCIAS SOBRE <i>MAKING AND BREAKING</i> DE GOVERNOS | 57 |
| 3.1 | Introdução | 58 |

| | | |
|------------|--|----------------|
| 3.2 | Lei de Gamson e <i>Relative Weakness Effect</i> | 59 |
| 3.3 | CrITÉrios de Justiça distributiva: Proporcionalidade, Talmud e Jogos Cooperativos | 63 |
| 3.4 | Alocação de Portfólio como <i>Bargaining problems with claims</i> | 66 |
| 3.4.1 | Regras de Divisão | 66 |
| 3.5 | EstratÉgia de Identificaço e Anlise dos Dados | 70 |
| 3.6 | Resultados | 73 |
| 3.6.1 | Conflito Interpartidrio e Trmino do Governo | 73 |
| 3.6.1.1 | Modelos com Covariveis | 75 |
| 3.6.2 | Durabilidade e Estabilidade da Coalizo | 75 |
| 3.6.2.1 | Modelos com Covariveis | 77 |
| 3.6.3 | Interpretaço e Discusses | 77 |
| 3.7 | Concluses | 80 |
| | REFERNCIAS | 82 |
| | ANEXOS | 94 |
| | ANEXO A – CAPTULO 1 | 95 |
| A.1 | Validao e Falsificao do Desenho de Regresso Descontnua | 95 |
| A.1.1 | Covariveis Pre-Determinadas e Placebo | 95 |
| A.1.1.1 | Modelo Bsico | 95 |
| A.1.1.1.1 | Backdoor 1 | 95 |
| A.1.1.1.2 | Backdoor 2 | 96 |
| A.1.1.1.3 | Backdoor 3 | 97 |
| A.1.1.1.4 | Backdoor 4 | 98 |
| A.1.1.1.5 | Backdoor 5 | 99 |
| A.1.1.2 | Parlamentarismo Positivo | 100 |
| A.1.1.3 | Parlamentarismo Negativo | 101 |
| A.1.2 | Densidade da <i>Running Variable</i> | 102 |
| A.1.3 | Placebo <i>Cutoffs</i> | 103 |
| A.1.4 | Sensibilidade para Observaes Prximas do <i>Cutoff (Donut-Hole)</i> | 106 |
| A.1.5 | Sensibilidade  Escolha do <i>Bandwidth</i> | 109 |
| | ANEXO B – CAPTULO 2 | 110 |
| B.1 | Validao e Falsificao do Desenho de Regresso Descontnua | 110 |
| B.1.1 | Covariveis Pre-Determinadas e Placebo | 110 |
| B.1.1.1 | Hiptese Gamson | 110 |

| | | |
|------------|---|------------|
| B.1.1.2 | Hipótese Baron-Ferejohn | 111 |
| B.1.1.3 | Hipótese Morelli | 112 |
| B.1.2 | Densidade da <i>Running Variable</i> | 113 |
| B.1.3 | Placebo <i>Cutoffs</i> | 114 |
| B.1.4 | Sensibilidade para Observações Próximas do <i>Cutoff (Donut-Hole)</i> | 117 |
| B.1.5 | Sensibilidade à Escolha do <i>Bandwidth</i> | 120 |
| | ANEXO C – CAPÍTULO 3 | 121 |
| C.1 | Validação e Falsificação do Desenho de Regressão Descontínua | 121 |
| C.1.1 | Covariáveis Pre-Determinadas e Placebo | 121 |
| C.1.2 | Densidade da <i>Running Variable</i> | 122 |
| C.1.3 | Placebo <i>Cutoffs</i> | 123 |
| C.1.3.1 | Conflict between coalition parties | 123 |
| C.1.3.2 | Discretionary termination | 124 |
| C.1.3.3 | Duration in days divided by maximum possible duration | 125 |
| C.1.3.4 | Relative duration 100% 0=No, 1=Yes | 126 |
| C.1.4 | Sensibilidade para Observações Próximas do <i>Cutoff (Donut-Hole)</i> | 127 |
| C.1.4.1 | Conflict between coalition parties, policy | 127 |
| C.1.4.2 | Discretionary termination | 128 |
| C.1.4.3 | Duration in days divided by maximum possible duration | 129 |
| C.1.4.4 | Relative duration 100% 0=No, 1=Yes | 130 |
| C.1.5 | Sensibilidade à Escolha do <i>Bandwidth</i> | 131 |
| C.1.5.1 | Conflict between coalition parties, policy | 131 |
| C.1.5.2 | Discretionary termination | 131 |
| C.1.5.3 | Duration in days divided by maximum possible duration | 132 |
| C.1.5.4 | Relative duration 100% 0=No, 1=Yes | 132 |

Introdução

Uma das características fundamentais do sistema parlamentarista é a existência de barganha legislativa no processo de formação de governos. Como, em geral, o resultado eleitoral não sinaliza a existência de um partido majoritário, tem-se a necessidade de se formar coalizões entre partidos minoritários na tentativa de formar um governo. Dessa forma, a discussão sobre a escolha do partido *formateur* e como compartilhar recursos e poderes entre os partidos membros da coalizão são etapas fundamentais dessa dinâmica. Nesta tese apresento três artigos que articulam essas questões em uma perspectiva quase-experimental.

No primeiro artigo, intitulado "*Formação de Governo e Investiture Rules: Evidências sobre a Escolha do Partido Formateur*", analiso a relação entre o tamanho do partido e o processo de seleção do partido *formateur*. A literatura indica que ser membro do maior partido implica ter maiores chances de ser apontado como *formateur* e, conseqüentemente, liderar o governo indicando o Primeiro Ministro (PM). Entretanto, será que o ambiente institucional exerce alguma influência neste processo? Qual o efeito da existência de *investiture rules* neste protocolo de seleção? Através de *Directed Acyclic Graphs* (DAG) e regressões descontínuas (RDD) apresento que a distinção entre parlamentarismo positivo/negativo condiciona a indicação do partido *formateur*, revelando a centralidade institucional que opera em cada país. As evidências indicam que: *i*) sem distinguir os países por sua *investiture rules*, ser o maior partido aumenta em 26 p.p a probabilidade de ser indicado como partido *formateur*; *ii*) nos casos em que existem regras de investidura, ser o maior partido aumenta em 82 p.p a probabilidade de ser o partido *formateur*; *iii*) nos países caracterizados como parlamentarismo negativo, não há evidências de vantagens ao maior partido na probabilidade da indicação. Além disso, através de um modelo *differences-in-differences*, exploro modificações nas regras da Finlândia que corroboram os resultados. Desse modo, a definição de qual partido formará o governo é dependente do ambiente institucional que define o *locus* de barganha e as regras do jogo.

No segundo, "*Barganha Legislativa e Bônus ao Partido Formateur: uma análise quase-experimental*", discuto que uma das maiores regularidades do processo de barganha política é a existência de proporcionalidade entre *seat-share* e *portfolio-share*, denominada *Lei de Gamson*. Entretanto, este resultado não é corroborado pelo modelo canônico de barganha legislativa de [Baron e Ferejohn \(1989\)](#), pois o partido que forma o governo (*formateur*) deveria receber um *payoff* desproporcional aos seus recursos (bônus ministerial) em função de seu *proposal power*. O debate deste *puzzle* reside em saber qual variável utilizar para mensurar o poder de barganha: *seat-share* ou *voting weights*. O objetivo deste artigo é reavaliar tais resultados à luz de um modelo quase-experimental. Utilizando

regressões descontínuas (RDD) apresento os seguintes resultados: i) adotando *seat-share*, não há evidências de bônus ao partido *formateur*, corroborando a *Lei de Gamson*; ii) com *voting weights*, não há evidências robustas de bônus ao *formateur*, contradizendo o *alternating-offer model* de Baron e Ferejohn (1989), mas em acordo com o *demand bargaining model* de Morelli (1999).

Por fim, no último artigo, "*Gamson encontra Rawls: Evidências sobre Making and Breaking de Governos*", apresento que um resultado comum na construção de gabinetes multipartidários é alocar portfolio ministerial proporcionalmente ao peso relativo de cada partido da coalizão (*lei de Gamson*). Entretanto, existe uma lacuna na compreensão sobre a existência do *relative weakness effect*: uma tendência dos menores partidos que compõem as coalizões receberem mais que proporcional à sua contribuição efetiva. Utilizando regressões descontínuas (RDD) apresento evidências de que, se no processo de barganha os partidos mais fracos relativos receberem mais que proporcional ao seu peso relativo (bônus ministerial) ocorre: *i*) redução de 69 p.p na probabilidade de dissolução da coalizão em função de conflito interpartidários; *ii*) redução de 35 p.p na probabilidade da dissolução por motivos discricionários; *iii*) aumento de 40 p.p na duração relativa do gabinete; *iv*) aumento de 23 p.p na probabilidade da coalizão perdurar pelo tempo máximo possível. Além disso, através de um modelo de *bargaining problems with claims*, apresento que o critério da proporcionalidade, que fundamenta a *lei de Gamson*, é uma entre distintas regras de justiça distributiva e que há evidências de que a regra de alocação proposta pelo Talmud se ajusta melhor aos dados sobre a existência do *relative weakness effect*. Neste sentido, como a regra do Talmud é compatível com a solução do *nucleolus* da teoria dos jogos cooperativos e tal alocação minimiza as insatisfações distributivas dos jogadores de forma lexicográfica, derivam-se aspectos de equidade distributiva que expressam, em certo sentido, características da regra *maximin* (lexical difference principle) da filosofia política de Rawls (1971). Dessa forma, vincula-se a delegação de poder, compartilhamento de recursos e *fairness* com o *making and breaking* de governos.

1 Formação de Governo e *Investiture Rules*: Evidências sobre a Escolha do Partido *Formateur*

Resumo

O processo de escolha do partido *formateur* é uma das principais etapas da barganha legislativa. A literatura indica que o maior partido tem maiores chances de ser apontado como *formateur* e, conseqüentemente, liderar o governo indicando o Primeiro Ministro (PM). Entretanto, qual o efeito da existência de *investiture rules* neste protocolo de seleção? Utilizando *Directed Acyclic Graphs* (DAG) e regressões descontínuas (RDD) apresento as seguintes evidências: i) sem distinguir os países por sua *investiture rules* (*institutions-free approach*), ser o maior partido aumenta em 26 p.p a probabilidade de indicação à *formateur*; ii) na existência de regras de investidura (*positive parliamentarism*), ser o maior partido aumenta em 82 p.p; iii) na ausência de tais regras (*negative parliamentarism*), não há evidências de vantagens ao maior partido na probabilidade da indicação. Além disso, através de um modelo *differences-in-differences*, exploro modificações nas regras da Finlândia que corroboram os resultados. Desse modo, apesar da centralidade do tamanho do partido neste processo, o efeito causal é condicionado ao contexto institucional que opera em cada país.

Keywords: Partido *formateur*, *Investiture Rules*, Regressão Descontínua.

1.1 Introdução

A dinâmica de escolha e formação de coalizão é parte constitutiva de qualquer democracia parlamentarista. Quando um partido não tem maioria absoluta das cadeiras ocorre um processo de barganha legislativa em busca de uma coalizão vencedora. Do ponto de vista analítico esta barganha envolve, pelo menos, duas etapas: *i*) escolher quem formará o governo; *ii*) decidir como repartir e compartilhar poder. Para a primeira etapa podem existir regras formais e/ou informais sobre quem detêm a prioridade para formar o governo. Na segunda etapa, a forma mais simples de governar é distribuir portfolio ministerial aos membros da coalizão.

Uma crença comum nos diz que ser membro do maior partido implica ter maiores chances de formar um governo e, assim, se tornar o Primeiro Ministro (PM) (WARWICK, 1996; DIERMEIER; MERLO, 2004; ANSOLABEHRE et al., 2005; BÄCK; DUMONT, 2008; GLASGOW; GOLDER; GOLDER, 2011; FUJIWARA; SANZ, 2020). Entretanto, será que o ambiente institucional exerce alguma influência neste processo? Qual o efeito causal de ser o maior partido na escolha do partido *formateur* na presença (ou na ausência) de *investiture rules*? A distinção entre parlamentarismo positivo e negativo impõem restrições? Apesar da literatura apontar que existe uma correlação do PM ser membro do maior partido, sua relação com a existência de *investiture rules* é escassa e, às vezes, contraditórias, não permitindo análises causais.

Neste artigo apresento evidências sobre esse relacionamento entre o tamanho do partido e a definição do partido *formateur* para um conjunto de 29 países parlamentaristas no pós-Segunda Guerra. Apesar da centralidade do tamanho do partido neste processo, o efeito causal é condicionado ao contexto institucional que opera em cada país. Em particular, a existência de *investiture rules*, impondo a necessidade de se ter apoio explícito do parlamento *ex-ante*, restringe o ambiente de barganha, favorecendo o maior partido. Por outro lado, com a não existência dessa amarra institucional, cessam-se tais vantagens ao maior partido.

Para identificar o efeito causal utilizo diferentes métodos. Primeiro, em função do conjunto de variáveis que interferem no processo de escolha do partido *formateur*, apresento a estrutura de causalidade através de um *Directed Acyclic Graphs* (DAG) tendo como objetivo selecionar as covariáveis aplicando o *back-door criterion* (PEARL, 2000). Em seguida, seguindo Fujiwara e Sanz (2020), exploro o fato de que, dois partidos em uma mesma legislatura que apresentem o mesmo número de cadeiras, em tese, devem possuir as mesmas probabilidades de serem apontados como partido *formateur*. Assim, a diferença de tamanho entre esses dois partidos é nula. Entretanto, basta uma pequena diferença no número de cadeira para que o poder de barganha fique favorável ao maior partido (e desfavorável, na mesma magnitude, ao segundo maior partido). Logo, ser um pouco maior aumenta a probabilidade de ser o partido *formateur*? De posse dessa estrutura,

utilizo como estratégia de identificação um desenho de regressão descontínua (RDD) que possibilita mensurar os efeitos causais.

Os resultados apontam para três direções. Primeiro, de fato, sem distinguir pela *investiture rules* (*institutions-free approach*), ser o maior partido aumenta a probabilidade de ser apontado como *formateur* em 26 p.p. Segundo, na presença de *investiture rules* (*positive parliamentarism*), ser o maior partido aumenta, na média, a probabilidade de ser *formateur* em 82 p.p. Por sua vez, na ausência de tal institucionalidade (*negative parliamentarism*), não há evidências de vantagens ao maior partido na probabilidade da indicação à *formateur*.

Uma das formas de validação deste resultado é analisar situações de mudanças institucionais e verificar seus efeitos na dinâmica da escolha do partido *formateur*. A Finlândia permite tal análise de consistência, pois até o ano 2000 caracterizava-se como *negative parliamentarism*; após este ano, modificou-se o processo de escolha do partido *formateur*, exigindo-se aprovação formal *ex-ante* do parlamento na indicação à PM, características do *positive parliamentarism*. Assim, para ser consistente, espera-se que o maior partido reforce seu poder de barganha no processo de escolha. Utilizando um modelo *differences-in-differences*, o maior partido aumentou em 58 p.p a probabilidade de indicação após a mudança institucional.

Estes resultados têm importantes implicações para os estudos de barganha legislativa e desenho institucional. Na presença de *positive parliamentarism*, o partido *formateur* necessita do apoio explícito da maioria da casa legislativa *ex-ante*, sinalizando uma (clara) vantagem ao maior partido no processo de escolha. Por sua vez, na ausência de tal regra, quando basta ao partido *formateur* ser tolerado pela maioria do parlamento, não há vantagens em ser o maior partido na indicação de ser o *formateur*. Assim, reforça-se a centralidade do desenho institucional no processo de formação de governos.

1.2 Protocolos de Seleção e *Investiture Rules*

A teoria sobre barganha legislativa apresenta dois protocolos de seleção do partido *formateur*. Um protocolo possível é seguir o ordenamento decrescente dos partidos, de tal forma que o maior partido tem preferência na tentativa de formar o governo; se falhar, o segundo maior tentará e assim sucessivamente. Dessa forma, tem-se uma escolha determinística baseada no tamanho absoluto do partido (*seat rank*) (AUSTEN-SMITH; BANKS, 1988). Outro protocolo possível é definir que todos os partidos têm medidas de probabilidades para tentar formar o governo. Dentro dessa categoria, a probabilidade pode ser a mesma para todos os partidos ou seguir um “peso relativo”, dado pela participação do partido no parlamento (*seat-share*) (BARON; FERREJOHN, 1989). Assim, os dois protocolos dão ênfases ao tamanho (absoluto e/ou relativo) dos partidos na escolha (BARON, 1991).

Entretanto, como afirmam [Strom, Budge e Laver \(1994, p. 305\)](#) “*institutions are a large part of what constrains parties in their bargaining*”. Assim, do ponto de vista institucional, a escolha pode ser mais complexa e estruturada. Em alguns países, o próprio Chefe do Estado pode ser parte constitutiva do processo de barganha e formação do governo, indicando um (in)formateur. A existência de *investiture rules* impõe a necessidade de se ter apoio explícito do parlamento *ex-ante* e a existência de *confidence vote* implica apoio *ex-post* à montagem do governo. A própria estrutura institucional de representação e decisão sobre como o parlamento é organizado (unicameral ou bicameral) restringe o ambiente de barganha bem como a presença de um forte *incumbent* ([BERGMAN, 1993](#); [CHEIBUB; MARTIN; RASCH, 2019](#); [RASCH; MARTIN; CHEIBUB, 2015](#); [LAVER, 1998](#); [STROM; BUDGE; LAVER, 1994](#)).

Apesar da relevância dessas questões, a literatura empírica sobre o processo de escolha do *formateur* apresenta resultados escassos e, às vezes, contraditórios. O primeiro trabalho que sistematizou a importância do tamanho do partido na escolha do *formateur* foi [Warwick \(1996\)](#). Neste artigo, o autor ressalta, entre outras coisas, dois aspectos fundamentais. Primeiro, existiria certa legitimidade em apontar como *formateur* o maior partido em função da responsividade eleitoral, afinal, ter sido o maior partido implica ter maioria (relativa) do apoio popular. Segundo, a experiência no cargo como *incumbent*, adiciona poder de barganha em ser apontado como potencial candidato à *formateur*, mas tal poder é contexto-específico, pois depende do próprio desempenho do governo.

Buscando testar os dois protocolos de seleção (*seat-rank* ou *seat-share*) na escolha do partido *formateur*, [Diermeier e Merlo \(2004\)](#) encontraram que:

[...] we conclude that the coalitional bargaining procedure originally proposed by Baron and Ferejohn (1989), which postulates that the probability a party is selected as *formateur* is proportional to its seat share, can be justified on empirical grounds and captures important features of the data. However, a more general coalitional bargaining procedure which also incorporates the main insight of the procedure originally proposed by Austen-Smith and Banks (1988) by admitting the possibility that the largest party may have an additional advantage that increases its chances of being selected as *formateur*, explains the data better. ([DIERMEIER; MERLO, 2004, p. 787](#))

[Mattila e Raunio \(2004\)](#), [Ansolabehere et al. \(2005\)](#) e [Isaksson \(2005/ed\)](#) encontraram evidências de que ser o maior partido aumenta as chances de ser apontado como *formateur*. Da mesma forma, [Bäck e Dumont \(2008\)](#) reforçaram a centralidade do tamanho do partido na escolha. Por sua vez, para [Glasgow, Golder e Golder \(2011\)](#) o tamanho do partido é fundamental e estar entre os maiores partidos certamente aumenta a probabili-

dade de ser *formateur*. Entretanto, a evidência sobre existência de bônus ao maior partido é ambígua. Os autores afirmam:

[...] While our analysis reveals that party size clearly matters, it is not the case that the largest party is always advantaged. For example, our results indicate that there is no largest party bonus on average in Eastern Europe. Significantly, our results also show that there is considerable unobserved heterogeneity in the effect of largest party status such that the largest party finds itself disadvantaged in many circumstances. (GLASGOW; GOLDER; GOLDER, 2011, p. 16)

Pensando em aspectos institucionais, Kang (2009) apresentou evidências de que o maior partido apresenta probabilidade superior de ser indicado como *formateur*, mas ressaltou o papel ativo do Chefe de Estado neste processo. Glasgow, Golder e Golder (2011) encontraram resultados semelhantes. Bucur e Cheibub (2017), analisando parlamentarismo e semi-presidencialismo, encontraram evidências de que quanto mais complexo o ambiente de barganha, aumenta-se a probabilidade do Chefe de Estado exercer influência na escolha do partido *formateur*, mas que “*the distribution of forces within parliament is still the main factor determining the identity of the prime minister*” (BUCUR; CHEIBUB, 2017). Neste sentido, o poder do maior partido, sua localização no espectro ideológico e experiência de ter sido *incumbent* parecem condicionar a escolha.

Ainda sobre aspectos institucionais, a existência de *investiture rules*, possibilitando a distinção entre parlamentarismo positivo e negativo, parece ser importante não apenas para a formação de coalizões e o tipo de governo que emerge (minoritários ou não). Bäck e Dumont (2008) encontraram evidências de que o *maior partido tem menor probabilidade* de se tornar *formateur* em ambientes caracterizados como parlamentarismo positivo. Nas suas palavras:

Thus, large parties are likely to become the PM in systems with qualified majority requirements and with a high polarization, but less so in countries which use a positive investiture vote to install new governments, a finding that runs counter to common expectations. (BÄCK; DUMONT, 2008, p, 366).

Para Golder, Golder e Siegel (2012), parte do debate reside em diferenciar processos de seleção do partido *formateur*, através da *investiture rules*, de processos de sobrevivência política, por meio do *confidence vote*. Cheibub, Martin e Rasch (2019) mostraram que tal observação sobre uma possível redundância entre essas duas regras institucionais não necessariamente se aplica e que, se tratando de governos minoritários, a regra de investidura se torna distinta em relação *no-confidence vote*. Além disso, como a relação executivo-legislativo pode ser vista como um problema de principal-agente, o desenho

institucional da *investiture rules* expressa um mecanismo de controle *ex-ante* por parte do legislativo (principal) na tentativa de minimização da seleção adversa no processo de delegação do executivo (agente), reduzindo a perda de agência; enquanto *no confidence vote* seria um mecanismo *ex-post* de controle e monitoramento do executivo por parte do legislativo (CHEIBUB; MARTIN; RASCH, 2015).

Fujiwara e Sanz (2020) é o trabalho pioneiro que mensurou o efeito do tamanho do partido na escolha do *formateur* através de um modelo quase-experimental. Utilizando regressões descontínuas afirmaram existir evidências de que “*party with most seats (but almost tied) is 30.3 p.p. more likely to appoint the PM*” (FUJIWARA; SANZ, 2020, p. 1270). Além disso, analisando o caso da Espanha, encontraram que “*the most voted that almost tied in seats is 19 p.p. more likely to appoint the mayor*” (FUJIWARA; SANZ, 2020, p. 1277). Assim, para os autores, como não há uma regra explícita e/ou formal de obrigatoriedade da indicação do maior partido, tais evidências apontam para a existência de um equilíbrio caracterizado como “*norma social*” na definição do maior partido como *formateur*.

Entretanto, diferente de Fujiwara e Sanz (2020), o efeito causal positivo de ser o maior partido na indicação do *formateur* não nos parece ser reflexo, apenas, da existência de uma “*norma social*” ou *institutions-free approach*, mas também do contexto institucional que opera nos países, definindo a “regra do jogo”. Neste trabalho apresento que a distinção entre parlamentarismo positivo e negativo condiciona o processo de escolha do partido *formateur*, impactando diretamente a probabilidade do maior partido nesta escolha. Neste sentido, o equilíbrio que emerge deve ser caracterizado como “*norma institucional*”.

1.3 DAG, *Back-door Criteria* e Estrutura dos Dados

Como o objetivo desse artigo é examinar o efeito causal de ser o maior partido (tratamento) na indicação para ser o partido *formateur* (resultado potencial), necessita-se esclarecer o relacionamento entre as variáveis de interesse. Uma das formas de compreensão das relações causais é apresentar a estrutura de relacionamento das variáveis através de um grafo que explicita as conexões existentes. Tais diagramas causais são chamados de *Directed Acyclic Graphs* (DAG) (PEARL, 1995; PEARL, 2000; PEARL, 2009; PEARL, 2010).

Como a identificação dos efeitos causais é problemática em função da possibilidade da existência de *confounding variables*, Pearl (2000) desenvolveu um critério objetivo, chamado *back-door*, que oferece os conjuntos *minimais* de ajustes. Dessa forma, com o *back-door criterion* torna-se possível mensurar os efeitos causais, assegurando a independência estatística entre as variáveis X e Y, ajustadas às variáveis Zi, possibilitando ter um critério objetivo que clarifica o pressuposto de *conditional ignorability* de Rosenbaum e Rubin

(1983). Em suma, o efeito de X em Y será não-parametricamente identificado dado Z se, e somente se, Z for um conjunto que corresponde ao *back-door criterion*. Com isso, a estrutura topológica do grafo auxilia na compreensão dos efeitos causais¹.

A designação do número de cadeiras de cada partido no parlamento não condiciona apenas a variável maior partido. Com o peso relativo de cada partido (*seat-share*) e a descrição de sua família ideológica, tem-se o perfil ideológico e o grau de polarização ideológica do Congresso. Assim, define-se qual partido representa a ideologia mediana e pode-se mensurar a distância ideológica de cada partido ao partido mediano. Como a literatura indica, todas essas variáveis condicionam a escolha de qual partido será o *formateur*.

Por sua vez, a literatura aponta que o poder do partido *incumbent* pode ser decisivo na escolha de qual partido será o *formateur*. Entretanto, o poder é relativizado, pois é contexto específico. Se o desempenho político e econômico tiver sido favorável, aumenta-se a probabilidade de exercer influência na escolha. Evidente que tal desempenho também influencia na própria preferência do eleitorado, possibilitando “recompensar” com mais votos tal partido.

Além disso, com o *seat-share* de cada partido tem-se o grau de fragmentação e como se configura o ambiente competitivo no Congresso. O número efetivo de partido (NEP) é a variável-resumo dessa relação (LAAKSO; TAAGEPERA, 2016). Por outro lado, com a definição do número de cadeiras de cada partido, tem-se a possibilidade de averiguar se existe algum partido majoritário ou se haverá necessidade de coalizões. Dessa forma, compreender o ambiente de barganha é fundamental. Uma variável que mensura tal ambiente é o índice de poder de Shapley-Shubik (ou o índice de Banzhaf) que expressa o poder de ser pivotal dentro de cada coalizão. De posse desses “índices de poder”, pode-se mensurar o ambiente de barganha através do índice de Caullier-Dumont (CDI), que mensura o grau de dominância de um partido no ambiente de barganha (CAULIER; DUMONT, 2010).

Além dessas variáveis que derivam da dinâmica do desempenho eleitoral, as institucionalidades impõem restrições, definindo as “regras do jogo” da escolha do partido *formateur*. Como vimos, em alguns países o próprio Chefe do Estado pode ser um ator importante do processo de barganha e formação do governo, indicando um (in)*formateur* (Discrecionalidade HoS e Semi-Presidencialismo). A existência de *investiture rules* impõe a necessidade de se ter apoio explícito do Congresso *ex-ante* e a existência de *confidence vote* implica apoio *ex-post* à montagem do governo.² Por sua vez, a estrutura organizaci-

¹ Imbens (2020) apresenta uma descrição comparativa entre os modelos de *Potential Outcome* e DAG's. Para uma análise crítica e detalhada, consultar o site do Prof. Judea Pearl: <<http://causality.cs.ucla.edu/blog/index.php/2020/01/29/on-imbens-comparison-of-two-approaches-to-empirical-economics/>>

² Neste trabalho, o *confidence vote* será representado por duas categorias: *Abs Majority No-confidence* (Confidence Vote I) e *Constructive No-Confidence* (Confidence Vote II).

onal do parlamento (unicameral ou bicameral) restringe o ambiente de barganha e, por fim, essas institucionalidades se relacionam de alguma forma com o próprio desempenho econômico/político do país, dando mais ou menos flexibilidade à ação do *formateur*.

Em suma, a [Figura 1](#) apresenta todas essas variáveis descritas e suas interconexões por meio do *Directed Acyclic Graphs* (DAG)³.

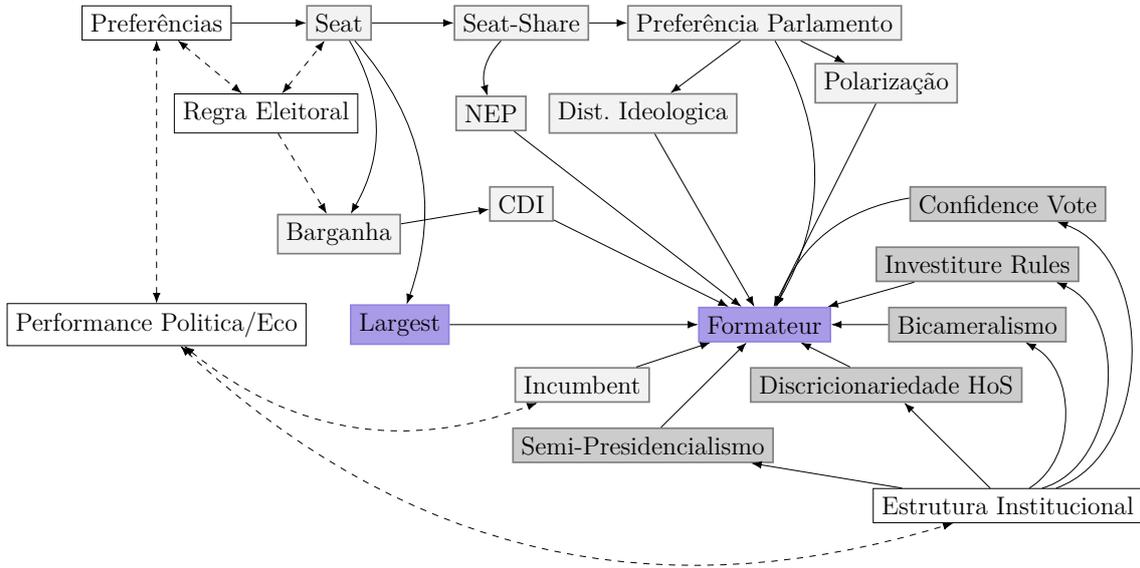


Figura 1 – DAG - Processo de Escolha do *Formateur*

Diante de tamanha complexidade e da existência de um conjunto amplo de variáveis que se inter-relacionam com o tratamento e o resultado potencial, como mensurar o efeito causal evitando *confounding bias* e *endogenous selection bias*⁴?

Para facilitar a análise, considere cada covariável (Z_i) com as seguintes enumerações: Seat (Z_1), Seat-Share (Z_2), Preferência do Parlamento (Z_3), Polarização (Z_4), Dist. Ideologica (Z_5), NEP (Z_6), Barganha (Z_7), CDI (Z_8), Incumbent (Z_9), Semi-Presidencialismo (Z_{10}), Investiture Rules (Z_{11}), Bicameralismo (Z_{12}), Discrecionalidade HoS (Z_{13}), Confidence Vote I (Z_{14}) e Confidence Vote II (Z_{15}). Além disso, como usual, o tratamento, Largest (T) e o resultado potencial, *formateur* (Y).

Assim, seguindo Pearl (2000) e seu critério *backdoor*, temos que:⁵

1. $(Y_1, Y_0) \perp\!\!\!\perp T \mid \{Z_1\}$
2. $(Y_1, Y_0) \perp\!\!\!\perp T \mid \{Z_3, Z_6, Z_7, Z_9, Z_{10}, Z_{11}, Z_{12}, Z_{13}, Z_{14}, Z_{15}\}$

³ Na estrutura DAG apresentada aqui, as *unobserved variables* são representadas pelos quadros não-pintados e as relações dessas variáveis com as outras variáveis estão descritas pelas linhas pontilhadas.

⁴ Elwert e Winship (2014) e Rohrer (2018) apresentam uma discussão sobre esses problemas causais e DAG's.

⁵ Análise realizada com o pacote *dagitty* de Textor e Zander (2016).

3. $(Y_1, Y_0) \perp\!\!\!\perp T \mid \{Z_2, Z_7, Z_9, Z_{10}, Z_{11}, Z_{12}, Z_{13}, Z_{14}, Z_{15}\}$
4. $(Y_1, Y_0) \perp\!\!\!\perp T \mid \{Z_3, Z_6, Z_8, Z_9, Z_{10}, Z_{11}, Z_{12}, Z_{13}, Z_{14}, Z_{15}\}$
5. $(Y_1, Y_0) \perp\!\!\!\perp T \mid \{Z_2, Z_8, Z_9, Z_{10}, Z_{11}, Z_{12}, Z_{13}, Z_{14}, Z_{15}\}$

Dessa forma, temos cinco conjuntos minimais de covariáveis que podem ser utilizadas para garantir a *conditional ignorability*. Assim, por exemplo, condicionar ao *backdoor 1* ou *backdoor 4*, apesar de terem distintas variáveis, fornecem o mesmo critério de independência estatística, possibilitando mensurar o efeito causal do tratamento no resultado potencial.

1.3.1 Dados

Para realizar o exercício empírico utilizo o banco de dados do *European Representative Democracy* que compreende informações de 29 países⁶ e 640 gabinetes no pós-Segunda Guerra⁷ (ANDERSSON; BERGMAN; ERSSON, 2014). Para manter a coerência no argumento, retiramos da amostra os casos de governos majoritários e os governos não-partidários. Além disso, restringimos aos casos em que, de fato, ocorreu surgimento de um novo governo. Dessa forma, ficamos com 437 formações de novos gabinetes.

O tratamento e o resultado potencial serão duas variáveis binárias com a designação de ser ou não o maior partido (*largest*) e a definição de ser ou não o partido *formateur*, respectivamente. A definição do partido *formateur* pode variar e depender do estágio do processo de barganha. Aqui, seguindo a literatura, definimos como partido *formateur* o partido escolhido na última etapa do estágio de barganha, ou seja, o escolhido como Primeiro Ministro (PM)⁸. A variável binária *incumbent* mensura se um mesmo partido foi o *formateur* no governo imediatamente anterior. *Investiture Rules* indica se é parlamentarismo positivo ou não⁹; *Discretionariedade HoS* indica se o Chefe de Estado tem poderes discricionários. A variável *Confidence Vote* apresenta duas categorias: *Abs Majority No-confidence* e *Constructive No-Confidence*. Aqui, designamos como *Confidence Vote I* e *Confidence Vote II*, respectivamente.

A variável Banzhaf calcula o índice de poder de Banzhaf e Caullier-Dumont Index (CDI), apresentado por Bucur e Cheibub (2017), é a relação entre a soma do índice de poder de Banzhaf de todos os partidos, dividido pelo índice do maior partido. Dessa forma,

⁶ Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Reino Unido, Bulgária, Chipre, Republica Tcheca, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, Romênia, Eslováquia e Eslovênia.

⁷ Considera-se gabinetes formados até dezembro de 2013.

⁸ Bäck e Dumont (2008) apresentam uma discussão sobre essa escolha.

⁹ No banco de dados, os seguintes países são considerados *parlamentarismo positivo*: Bélgica, Finlândia (a partir de 2000), Alemanha, Grécia, Irlanda (a partir de 1945), Itália (a partir de 1948), Luxemburgo, Espanha (a partir de 1978), Bulgária, Republica Tcheca, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Malta, Polônia, Romênia, Eslováquia e Eslovênia.

tem-se uma medida do grau de dominância do maior partido no parlamento, pois quanto menor o indicador, maior a dominância do maior partido; quanto maior, mais complexo é o ambiente de barganha. A Tabela 1 a seguir resume as informações considerando todos os partidos de cada coalizão.

Tabela 1 – Estatística Descritiva

| Statistic | Mean | Median | St. Dev. | Min | Max | N |
|------------------------|-------|--------|----------|------|--------|-------|
| Formateur | 0.14 | 0 | 0.34 | 0 | 1 | 3,235 |
| Largest | 0.14 | 0 | 0.35 | 0 | 1 | 3,235 |
| Incumbent | 0.08 | 0.00 | 0.27 | 0.00 | 1.00 | 3,102 |
| Seats | 35.51 | 18 | 49.76 | 0 | 319 | 3,235 |
| Seat-Share | 0.14 | 0.09 | 0.13 | 0.00 | 0.50 | 3,235 |
| NEP | 4.57 | 4.29 | 1.50 | 2.15 | 10.47 | 3,235 |
| Polarização | 16.59 | 15.21 | 8.45 | 2.13 | 44.44 | 3,080 |
| Investiture Rules | 0.56 | 1.00 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 3,208 |
| Confidence Vote I | 0.22 | 0.00 | 0.42 | 0.00 | 1.00 | 2,468 |
| Confidence Vote II | 0.13 | 0.00 | 0.33 | 0.00 | 1.00 | 3,208 |
| Discricionariedade HoS | 0.15 | 0.00 | 0.35 | 0.00 | 1.00 | 2,468 |
| Semi Presidencialismo | 0.17 | 0 | 0.38 | 0 | 1 | 3,235 |
| Bicameralism | 0.54 | 1 | 0.50 | 0 | 1 | 3,235 |
| Ideologia Parlamento | 51.92 | 48.80 | 23.88 | 6.87 | 131.08 | 3,080 |
| Banzhaf | 0.14 | 0.1 | 0.15 | 0 | 1 | 3,235 |
| CD Index | 2.81 | 2.7 | 1.09 | 1 | 7 | 3,235 |

Fonte: European Representative Democracy Database

Confidence Vote I = Abs Majority No confidence

Confidence Vote II = Constructive No Confidence

CD Index = Caullier-Dumont Index

1.3.2 Matching e Balanceamento das Covariáveis

Nos estudos observacionais a inferência causal do efeito de uma variável (X) no resultado (Y) pode ser “contaminada” pela existência de outra variável (Z) que tanto pode afetar o tratamento quanto o resultado potencial. Dessa forma, nestes estudos, uma etapa importante é ser capaz de controlar esses fatores que possam afetar o tratamento, bem como o próprio resultado. Nos experimentos aleatórios, pelo próprio desenho da pesquisa, tal preocupação não se apresenta, pois ambos os grupos estarão balanceados, ou seja, as covariáveis (Z) que possam interferir na inferência causal estarão distribuídas de forma semelhantes. Entretanto, nos estudos observacionais, os indivíduos tratados podem se distinguir dos não tratados em muitas variáveis. Assim, para realizar correta inferência causal, necessitamos de técnicas que forneça esse balanceamento das covariáveis.

Uma técnica simples de ajuste é procurar indivíduos semelhantes em suas características (covariáveis) pré-tratamento e compara-los após tratamento. Com esta técnica de *matching* há possibilidades de se comparar indivíduos semelhantes, possibilitando minimizar os vieses da estimação dos efeitos causais. Entretanto, encontrar pares perfeitos, semelhantes em todas as características pré-tratamento, nem sempre é possível. Assim,

existem técnicas que buscam minimizar tais distâncias entre os indivíduos, auxiliando encontrar pares de indivíduos semelhantes. Dessa forma, além de apresentarmos o *matching* exato, apresento a técnica de *Coarsened Exact Matching* (CEM) (HO et al., 2007/ed; IACUS; KING; PORRO, 2012/ed, 2012/ed; STUART, 2010).

Na Figura 2 apresento o balanceamento antes e depois do *matching* para o conjunto *minimal backdoor 4*. Claramente observamos que algumas variáveis estão desbalanceadas entre os grupos de tratamento e controle (incumbent e NEP, principalmente). Entretanto, após o *matching* tais variáveis ficam balanceadas.

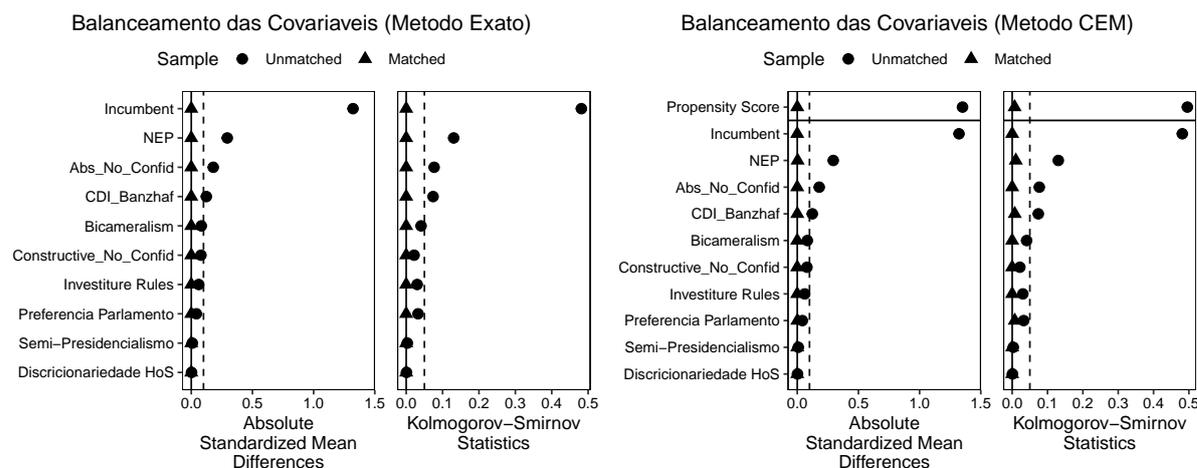


Figura 2 – *Matching* e Balanceamento das Covariáveis

Com as covariáveis balanceadas entre os grupos de tratamento e controle, podemos calcular o efeito causal. Como a variável do resultado potencial é binária, os valores estão expressos em probabilidade de ocorrência. Dessa forma, apresento o resultado através dos *efeitos marginais médio*, tanto de modelos binários (*logit e probit*) quanto de modelos de probabilidade linear (LPM). Como podemos observar, todos os modelos apontam para a mesma direção: ser o maior partido aumenta entre 17 p.p e 33 p.p a probabilidade de ser indicado como partido *formateur*.

Tabela 2 – Comparação do Efeito Marginal Médio

| | Coefficiente | St. Error | p-value | Limite Inferior | Limite Superior | Observacoes | Matching |
|------------|--------------|-----------|---------|-----------------|-----------------|-------------|----------|
| (1) LPM | 0.33 | 0.02 | 0.00 | 0.29 | 0.38 | 1385 | CEM |
| (1) Logit | 0.17 | 0.01 | 0.00 | 0.14 | 0.20 | 1385 | CEM |
| (1) Probit | 0.18 | 0.02 | 0.00 | 0.15 | 0.22 | 1385 | CEM |
| (2) LPM | 0.33 | 0.02 | 0.00 | 0.28 | 0.38 | 1286 | Exato |
| (2) Logit | 0.18 | 0.02 | 0.00 | 0.15 | 0.21 | 1286 | Exato |
| (2) Probit | 0.19 | 0.02 | 0.00 | 0.16 | 0.22 | 1286 | Exato |

Resultado Potencial, probabilidade de ser formateur. Tratamento, Largest.

Covariáveis, o conjunto backdoor 4

Standard errors com cluster por países

CEM = Coarsened Exact Matching

Apesar do método de *matching* não ser o mais robusto para calcular os efeitos

causais, serve para termos uma noção do balanceamento das covariáveis e para garantir que a comparação entre indivíduos seja mais adequada. Na próxima seção apresento o desenho de regressão descontínua que fornece mais robustez no desenho de pesquisa da inferência causal.

1.4 Estratégia de Identificação

Como o processo de definição de qual partido participará do grupo de tratamento não é aleatório, necessitamos de uma estratégia de identificação que possibilite mensurar a designação ao tratamento “*como se fosse*” aleatória. O desenho de regressão descontínua (RDD) implica conhecer uma regra que designa indivíduos ao tratamento: acima (abaixo) de um dado *score* c , todas as unidades participam do grupo de tratamento (controle). Formalmente:

$$T_i = \mathbf{1} \{X_i \geq c\} = \begin{cases} 1 & \text{se } X_i \geq c \\ 0 & \text{se } X_i < c \end{cases}$$

Logo, tem-se que:

$$\mathbb{E}[Y_i(1) - Y_i(0) | X_i = c] = \lim_{x \downarrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x] - \lim_{x \uparrow c} \mathbb{E}[Y_i | X_i = x]$$

Do ponto de vista da inferência causal, o desenho de pesquisa da regressão descontínua (RDD) se assemelha aos experimentos controlados (RCT), pois com diferenças infinitesimais acima ou abaixo desse *score*, o processo de designação ao tratamento seria “*como se fosse*” aleatório. Dessa forma, nos RCT não há caminhos *back-door* abertos, impossibilitando a presença de *confounding variables*, tornando o resultado potencial independente do tratamento. Por sua vez, nos RDD, no limite, tem-se a mesma relação de independência estatística. Entretanto, pelo próprio desenho de pesquisa, o efeito médio do tratamento é local (LATE). A observação da DAG auxilia nessa compreensão (Figura 3) (STEINER et al., 2017).

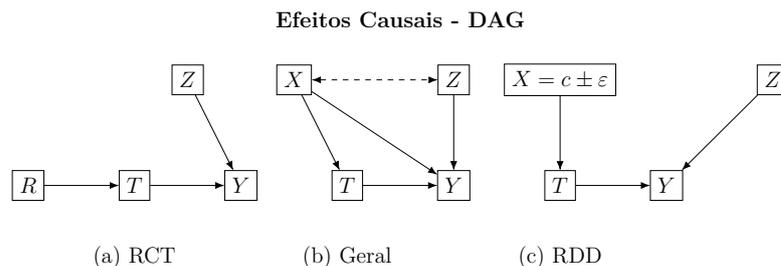


Figura 3 – Representação RDD em DAG

A definição “*maior partido*” implica uma comparação direta entre os dois maiores partidos. Dessa forma, se os dois maiores partidos tiverem exatamente o mesmo número de *seat-share*, o diferencial de poder (mensurado pela diferença de *seat-share*) entre eles será nulo e ambos teriam as mesmas probabilidades de serem apontados como o partido *formateur*. Entretanto, basta uma pequena diferença no número de cadeira para que o poder de barganha fique favorável ao maior partido (e desfavorável, na mesma magnitude, ao segundo maior partido). Assim, seguindo Fujiwara e Sanz (2020), a utilização de regressão descontínua (RDD) parece apropriada para mensurar o efeito causal.

Defina ω_{pt} como sendo o diferencial de poder entre os dois maiores partidos. Logo, $\omega_{it} = s_i - s_j$, onde s_i e s_j correspondem ao *seat-share* do maior e segundo maior partido, respectivamente. Assim, a *running variable* x_{it} pode ser definida como:

$$x_{it} = \begin{cases} +\omega_{it} & \text{se } \text{seat} = s_i \\ -\omega_{it} & \text{se } \text{seat} = s_j \end{cases}$$

Se $x_{it} = 0$, implica que os dois partidos têm o mesmo poder de barganha; por outro lado, se $x_{it} > 0$ significa que tem-se um maior partido definido e o seu poder de barganha será positivo em relação ao segundo maior; se $x_{it} < 0$, significa que o segundo maior partido é definido e o seu poder de barganha é o exato oposto ao poder do maior partido. Com isso, se um partido tem 1 ponto percentual (p.p) a mais de *seat-share* que o segundo maior; o segundo maior tem, exatamente, 1 p.p a menos que o maior. Além disso, o resultado de interesse Y será uma *dummy* indicando se o partido p foi apontado como *formateur*.

Dessa forma, através de uma perspectiva não-paramétrica, estimamos modelos próximos do *threshold* dado pela variável diferença de barganha, com aproximações à direita e à esquerda deste valor. Seguimos Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014) que construíram estimadores robustos, a especificação padrão adotada neste trabalho é a utilizada por Calonico et al. (2020), Calonico et al. (2018), Imbens e Angrist (1994), Imbens e Lemieux (2008). Adotamos a escolha dos *bandwidths* através dos métodos MSERD (mesmo *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*) e MSETWO (diferentes *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*), *kernel* triangular, *cluster* especificado por país e polinômio linear e quadrático, como recomendado por Gelman e Imbens (2019)¹⁰.

1.5 Resultados

Para estimar o efeito do tratamento no resultado potencial apresento, na sequência, os resultados utilizando a base de dados completa, sem distinguir o tipo de voto de

¹⁰ No Anexo (A.1) apresento os testes de validação e falsificação do desenho de RDD.

investidura, *institutions-free approach* (modelo básico). Após essa análise apresento dois sub-casos: parlamentarismo positivo e parlamentarismo negativo.

1.5.1 Modelo Básico

A Figura 4 a seguir apresenta a probabilidade de ser indicado como partido *formateur* em função da diferença de tamanho relativo entre o maior e segundo maior partido. A diferença entre os dois gráficos reside na escolha do polinômio de ajuste: polinômio linear ou quadrático. Claramente observa-se um “salto” a partir do *cutoff*, sugerindo que, “ser um pouco maior que o segundo maior partido”, apresenta efeito causal positivo e significativo no aumento da probabilidade de ser indicado como *formateur*.

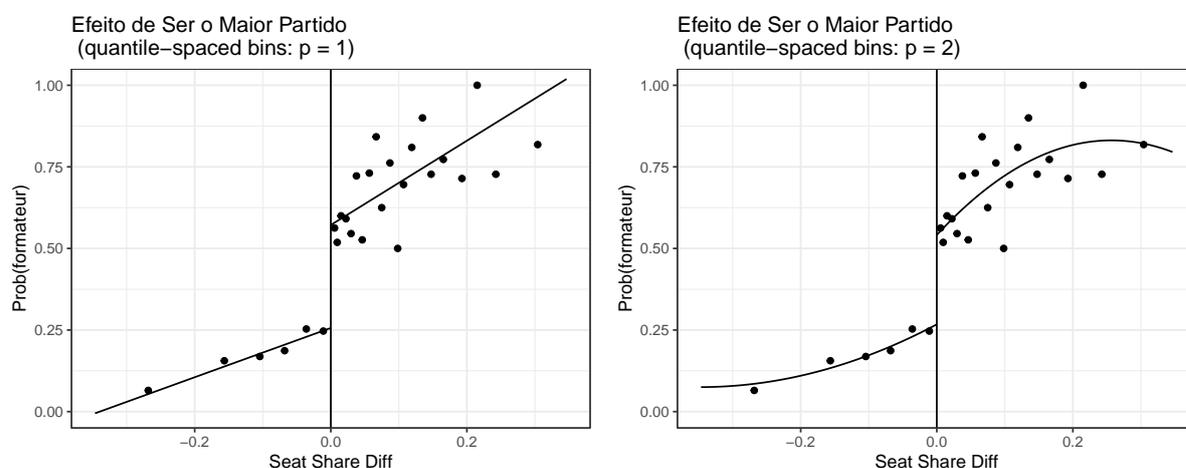


Figura 4 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser Formateur

Na Tabela 3 a seguir apresento as estimações deste modelo. O *efeito causal médio local* (LATE) da regressão descontínua sugere que, ser o maior partido aumenta a probabilidade de ser indicado como *formateur* em 26 p.p (Modelo 1). Por sua vez, se adotarmos um polinômio quadrático, tem-se aumento médio de 21 p.p (Modelo 2). Resultado semelhante é encontrado se utilizarmos outro método de cálculo do *bandwidth*, 25 p.p. (Modelo 3) e 22 p.p (Modelo 4). Em suma, todos os resultados são significativos e apontam para a mesma direção: ser um pouco maior que o segundo maior partido faz aumentar a probabilidade de ser indicado como *formateur* independente dos métodos de cálculo do *bandwidth* (MSERD ou MSETWO).

1.5.1.1 Modelo Geral com Ajustes *Backdoor*

Nos modelos de RDD as covariáveis não devem interferir nas estimações. Entretanto, incluí-las pode aumentar a precisão da estimação (CALONICO et al., 2018). Dessa forma, apresento na sequência o mesmo modelo básico ajustando pelos cinco grupos de covariáveis que resultaram do critério *backdoor*.

Tabela 3 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser Formateur

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.26 | 0.07 | 0.00 | 0.13 | mserd | 1 | 909 | 612 |
| Modelo 2 | 0.21 | 0.10 | 0.04 | 0.11 | mserd | 2 | 909 | 566 |
| Modelo 3 | 0.25 | 0.07 | 0.00 | 0.10 | msetwo | 1 | 909 | 566 |
| Modelo 4 | 0.22 | 0.09 | 0.02 | 0.12 | msetwo | 2 | 909 | 603 |

Variável dependente, probabilidade de ser formateur.
 Variável independente a margem de barganha.
 Standard errors utiliza cluster por países
 Kernel triangular em todos modelos.
 Robust biased-corrected confidence intervals.

Como, pelo critério de *backdoor*, todos os cinco grupos de ajustes mínimos implicam na mesma relação de independência entre o tratamento e o resultado potencial, podemos utilizar qualquer um deles. Assim, ajustando pelo *Backdoor* 1 encontramos os mesmos resultados que o modelo básico: efeito causal entre 22 p.p. e 24 p.p. Além disso, as estimativas com os outros *backdoor* (2, 3, 4 e 5) resultaram em estimativas semelhantes quando estimados com polinômio quadrático e levemente inferior com o polinômio linear: entre 10 p.p e 20 p.p.

Para comparar os resultados, apresento as estimativas dos coeficientes LATE com os respectivos intervalos de confiança. No [Figura 5](#) a seguir, o modelo básico, sem covariável, apresentou resultados semelhantes ao modelo ajustado pelo *backdoor* 1. Com polinômio de grau 1, as estimativas com os outros *backdoor* não cruzaram o mesmo eixo, ficando levemente abaixo mas dentro da faixa do intervalo. Por sua vez, com o polinômio quadrático, todas as estimativas apontam para a mesma direção: ser o maior partido aumenta a probabilidade ser o *formateur*, na média, em 24 p.p.

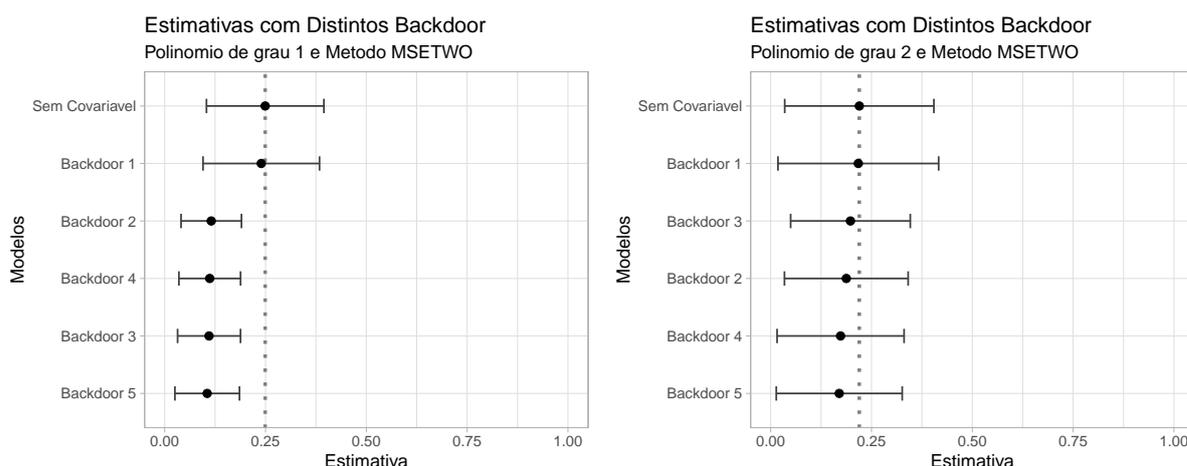


Figura 5 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door

1.5.2 Parlamentarismo Positivo

Restringindo o modelo básico, comparando apenas os casos em que existem *investiture rules*, caracterizando-os como parlamentarismo positivo, os resultados encontrados são mais expressivos. A Figura 6 apresenta a probabilidade de ser indicado como partido *formateur* em função da diferença de tamanho relativo entre o maior e segundo maior partido.

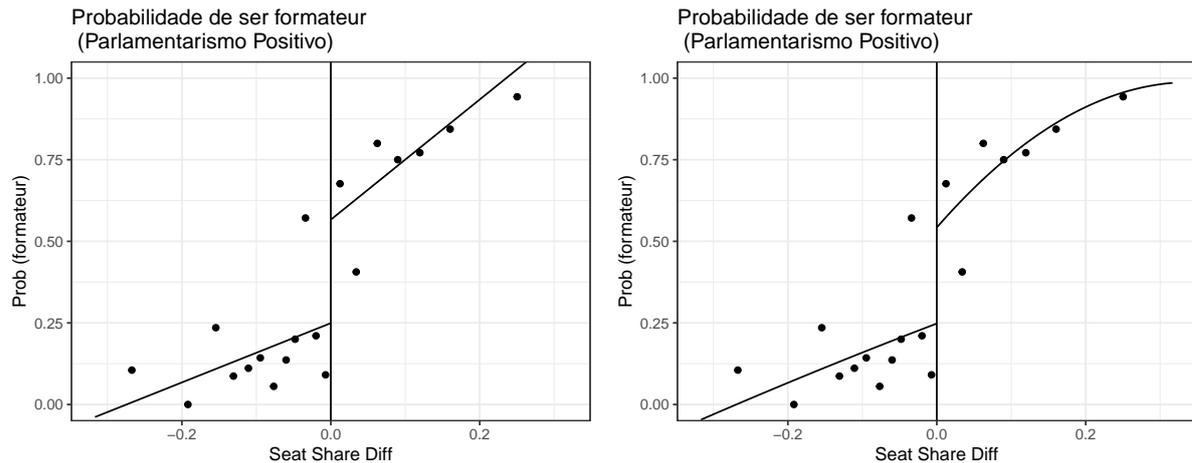


Figura 6 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser Formateur

Na Tabela 4 apresento as estimações deste modelo. O *efeito causal médio local* (LATE) da regressão descontínua sugere que, em ambientes institucionais caracterizados como parlamentarismo positivo, ser o maior partido aumenta a probabilidade de ser indicado como *formateur* em 82 p.p. Tal resultado é significativo e independente dos métodos de cálculo *bandwidth*. Assim, com essa restrição institucional, ser o maior partido aumenta fortemente a probabilidade na indicação de ser *formateur*.

Tabela 4 – Efeito do Tratamento na Probabilidade - Parlamentarismo Positivo

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.82 | 0.15 | 0.00 | 0.05 | mserd | 1 | 477 | 130 |
| Modelo 2 | 1.01 | 0.23 | 0.00 | 0.06 | mserd | 2 | 477 | 165 |
| Modelo 3 | 0.70 | 0.15 | 0.00 | 0.04 | msetwo | 1 | 477 | 160 |
| Modelo 4 | 1.01 | 0.23 | 0.00 | 0.05 | msetwo | 2 | 477 | 171 |

Variável dependente, probabilidade de ser formateur.

Variável independente a margem de barganha.

Standard errors utiliza cluster por países

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

Este resultado é mantido mesmo quando ajustados pelos diferentes conjuntos mínimos (*backdoor* 1 à 5), como verifica-se na Figura 7.

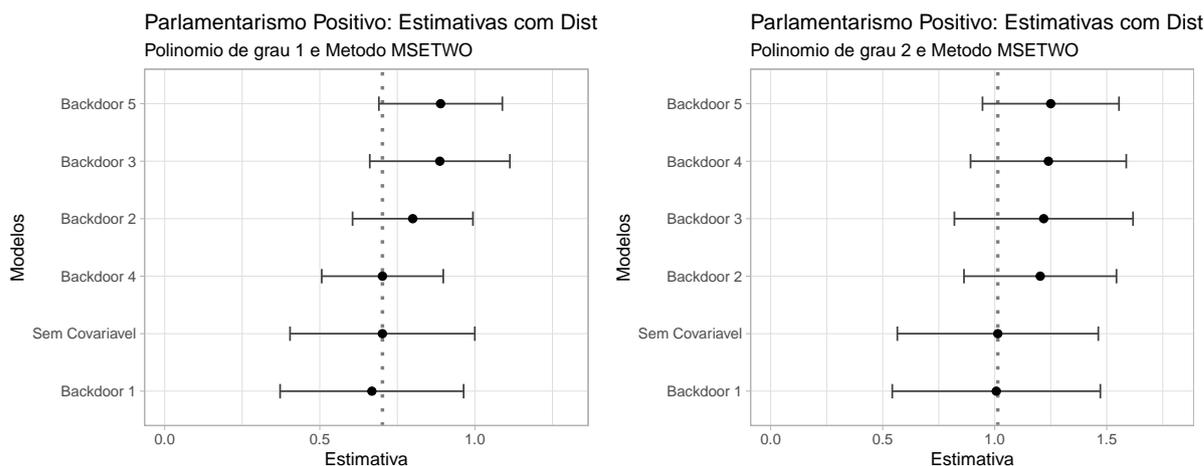


Figura 7 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door

1.5.3 Parlamentarismo Negativo

Quando não ocorre a necessidade de se ter apoio explícito do parlamento *ex-ante*, parlamentarismo negativo, o efeito causal deve ser analisado com mais cautela. A análise gráfica no entorno do *cutoff* indica que ser o maior partido implica uma *redução* na probabilidade da indicação à *formateur*. Logo, *não existiria bônus ao maior partido* na indicação à *formateur* (Figura 8).

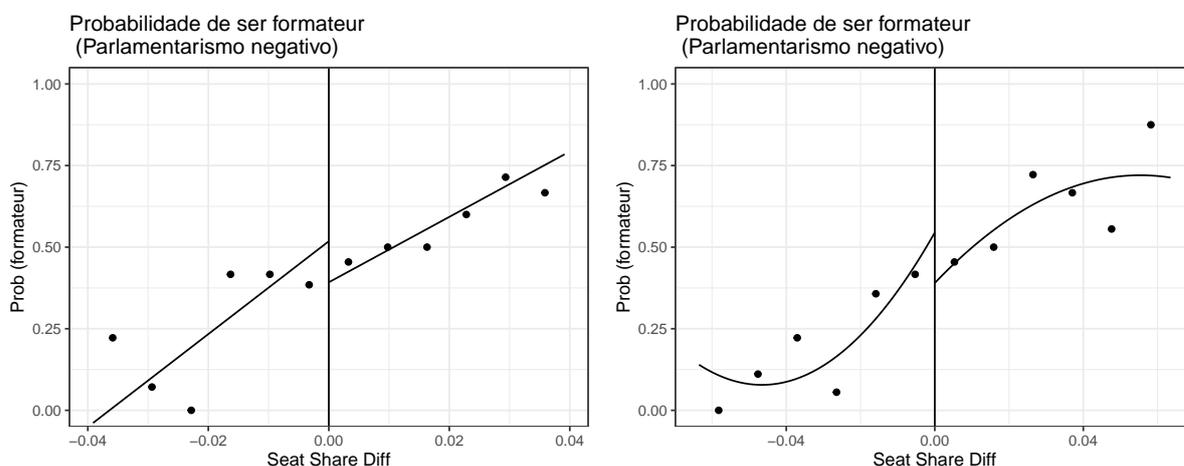


Figura 8 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de ser Formateur

O *efeito causal médio local* (LATE) da regressão descontínua, reportado na Tabela 5, aponta que, na média, ocorre uma *redução* de 20 p.p na probabilidade da indicação, independente da escolha do método e do polinômio. Este resultado é mantido mesmo quando ajustados pelos diferentes conjuntos mínimos (*backdoor* 1 à 5). Entretanto, como para alguns ajustes o intervalo de confiança incluiu o eixo zero, tem-se uma probabilidade do efeito causal ser nulo, revelando que, de fato, *não há evidências da existência de bônus*

ao maior partido na indicação à *formateur* (Figura 9).¹¹

Tabela 5 – Efeito do Tratamento na Probabilidade - Parlamentarismo Negativo

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|-------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | -0.20 | 0.06 | 0.00 | 0.04 | mserd | 1 | 422 | 128 |
| Modelo 2 | -0.20 | 0.07 | 0.00 | 0.06 | mserd | 2 | 422 | 162 |
| Modelo 3 | -0.18 | 0.06 | 0.00 | 0.04 | msetwo | 1 | 422 | 140 |
| Modelo 4 | -0.18 | 0.07 | 0.01 | 0.06 | msetwo | 2 | 422 | 177 |

Variável dependente, probabilidade de ser *formateur*.

Variável independente a margem de barganha.

Standard errors utiliza cluster por países

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

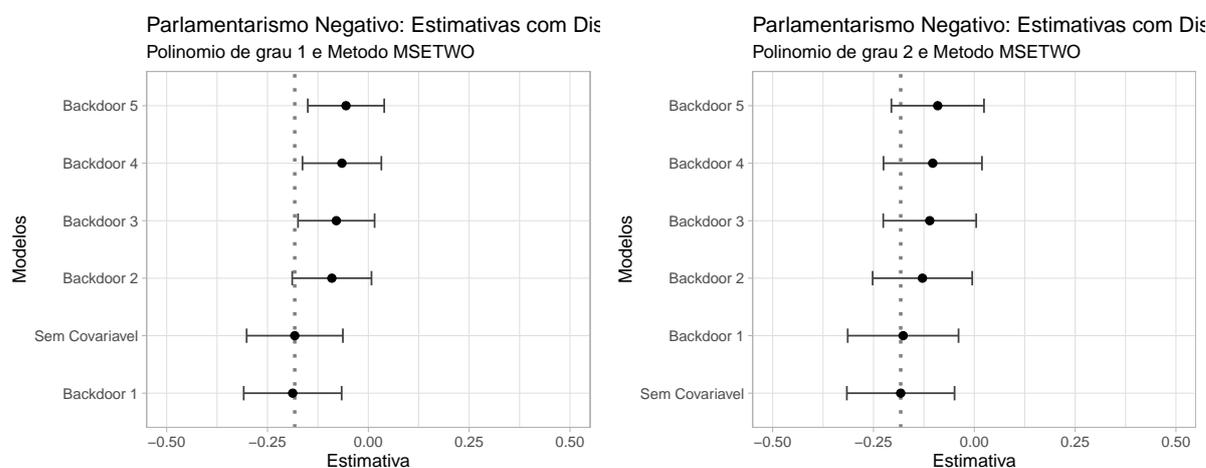


Figura 9 – Efeito do Tratamento com Ajustes Back-Door

1.5.4 Efeitos da Mudança Institucional

Uma das formas de validação deste resultado é analisar situações de mudanças institucionais e verificar seus efeitos na dinâmica da escolha do partido *formateur*. A Finlândia possibilita esta análise, pois implementou uma reforma constitucional em 2000 que modificou a regra de escolha do Primeiro Ministro. Antes da mudança, o país era caracterizado como “*parlamentarismo negativo*”; após o ano 2000, a escolha do PM necessita da aprovação *ex-ante* do parlamento, características do “*parlamentarismo positivo*”. Dessa forma, para ser consistente com os resultados apresentados aqui, devemos esperar um aumento (expressivo) na probabilidade do maior partido ser apontado como PM *após* esta mudança institucional.

Para realizar esta análise, utilizo um modelo *differences-in-differences* que testa os efeitos causais *antes e depois* da mudança institucional na regra de escolha. Os resultados confirmam a hipótese: ser o maior partido aumentou, na média, em 58 p.p a probabilidade

¹¹ No Anexo A.1.5 apresenta-se a sensibilidade do resultado à escolha do *bandwidth*.

de ser escolhido como *formateur* (PM) após a mudança institucional. O efeito é positivo e significativo, independentemente da especificação do modelo (modelos 1-4). Além disso, utilizando um painel com todos os países caracterizados como parlamentarismo negativo como grupo de controle, obtém-se os mesmos resultados (modelo 5), como verifica-se na Tabela 6.

Tabela 6 – Efeito da Mudança Institucional na Finlândia: Differences-in-Differences

| | <i>Dependent variable:</i> | | | | |
|-------------------------|----------------------------|----------------|------------------------------|----------------|-----------------|
| | LPM (1) | LPM (2) | Prob(Formateur) FE (3) | FD (4) | Panel FD (5) |
| Treated | 0.42*** (0.09) | 0.23** (0.10) | 0.21* (0.11) | 0.19*** (0.06) | 0.25*** (0.05) |
| Time | -0.08*** (0.02) | -0.06** (0.03) | -0.05 (0.03) | -0.12 (0.44) | 0.003 (0.09) |
| DiD | 0.58*** (0.09) | 0.57*** (0.09) | 0.46*** (0.12) | 0.54*** (0.19) | 0.59*** (0.19) |
| Covariáveis? | Não | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observations | 297 | 297 | 297 | 296 | 3,207 |
| Adjusted R ² | 0.24 | 0.31 | 0.35 | 0.25 | 0.25 |

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01
 LPM = Linear Probability Model; FE = Fixed Effect; FD = First Difference
 Constante e Controle Omitidos. Controle = Seats. Efeito Fixo por Partido
 Robust standard errors e clustes por Coalizao.
 Fonte: European Representative Democracy Database

Explorando os detalhes da mudança institucional da Finlândia, autores como Cheibub, Martin e Rasch (2019, p. 5) expressam que, de fato, era esperado tais vantagens ao maior partido na barganha pela indicação à PM:

The rules in Finland are, however, slightly more complex. Three possible investiture rounds are specified: in the first two, the parliament votes on a prime minister (who has previously negotiated the government program and composition) by simple majority; if none of the previous rounds are successful, in the third and last round, the parliament votes by plurality (first-past-the-post). The candidate with more votes than any other is elected (any abstention not registered or counted). It is easy to see that the party with a plurality of seats has a privileged bargaining position: if the last stage of the process is reached and other parties do not coalesce to form a bigger plurality, it can reasonably expect to get its candidate for prime minister elected (CHEIBUB; MARTIN; RASCH, 2019, p.5)

1.5.5 Interpretação dos Resultados e Discussões

A análise dos dados possibilita diferentes abordagens. Primeiro, sem distinguir os países por sua *investiture rules* (modelo básico), ser o maior partido aumenta em 26 p.p a probabilidade de ser indicado como partido *formateur*. Segundo, nos casos em

que existem regras de investidura, tornando-os parlamentarismo positivo, ser o maior partido aumenta em 82 p.p a probabilidade de ser o partido *formateur*. Por fim, nos países caracterizados como parlamentarismo negativo, não há evidências de bônus ao maior partido; pelo contrário, pode ocorrer uma redução na probabilidade da indicação de 20 p.p.

Para compreender tais resultados, considere o seguinte exemplo hipotético. Suponha um parlamento com 101 cadeiras. O maior partido (A) com 40 e o segundo maior (B) com 39 cadeiras, respectivamente. Dessa forma, o *seat-share* de cada partido será 40% e 39%, aproximadamente. Essa pequena diferença de 1 p.p modifica a probabilidade de ser escolhido como *formateur*? Aplicando este exemplo ao modelo básico, sem distinção entre parlamentarismo positivo ou negativo, a probabilidade do partido (A) ser apontado como *formateur* seria de 90% e o partido (B) seria de 64%, uma diferença de 26 p.p. Por outro lado, se o país adotasse alguma regra de investidura, tornando-o parlamentarismo positivo, a probabilidade do partido (A) ser escolhido como *formateur* seria de 90% e o partido (B) passaria para 8%, uma diferença de 82 p.p. Por sua vez, se o país fosse caracterizado como parlamentarismo negativo, no pior cenário, a probabilidade do partido (A) seria 70% e do partido (B) de 90%, uma diferença de -20 p.p, desfavorável ao maior partido.

Assim, diferente de [Bäck e Dumont \(2008\)](#), o efeito causal de ser indicado à *formateur* em ambientes institucionais caracterizado como parlamentarismo positivo é significativo e positivo. O resultado do modelo básico pode ser comparado ao apresentado por [Fujiwara e Sanz \(2020\)](#). Como não consideraram as diferentes institucionalidades (*institutions-free approach*), encontraram evidências semelhantes ao reportados aqui (aumento de 30.3 p.p na probabilidade do maior partido ser indicado à *formateur*).

Entretanto, diferente dos autores que afirmam, “*in most cases, there is no formal institutional advantage for the party with the most seats in forming government* ([FUJIWARA; SANZ, 2020](#), p. 1267)”, existem evidências robustas de que o resultado é institucional dependente, pois a distinção entre parlamentarismo positivo e negativo expressam ambientes de barganhas que restringem as ações dos partidos políticos. Ambientes caracterizados como parlamentarismo positivo impõe um fato objetivo: o partido *formateur* necessita da aprovação formal, *ex-ante*, da maioria do parlamento. Parece razoável considerar que tem-se uma (clara) vantagem ao maior partido neste processo de escolha.

Em países onde não há necessidade desse apoio formal, explícito do parlamento *ex-ante* (parlamentarismo negativo), o partido *formateur* é tolerado pela maioria do parlamento. Porque, nessa institucionalidade, não há vantagens em ser o maior partido na indicação à *formateur*? Aqui, aponto duas hipóteses. Primeiro, como não há necessidade de se ter apoio explícito *ex-ante*, formar um governo viável, que seja tolerado pela maioria do parlamento, coloca outros partidos em posição privilegiada na formação de um governo.

Por exemplo, como o maior partido não é grande suficiente para ser majoritário, uma coalizão vencedora pode surgir entre o maior e o terceiro maior. Dessa forma, o menor partido tem um grande poder de barganha (pivotal) e pode negociar ser o *formateur*. Outra possibilidade seria a existência de coalizão vencedora que simplesmente exclua o maior partido¹², tornando o segundo maior partido ator fundamental (ACEMOGLU; EGOROV; SONIN, 2008).

Analisando o caso da Suécia, Bäck e Bergman (2015, p. 207) escreveram:

One of the reasons why the PMs do not always come from the largest party is that a number of features may be important to consider when forming a government. In Sweden, the Social Democrats have almost always been the party controlling most seats in the Riksdag—however, the non-socialist parties have also been in power during some of the postwar period, and on those occasions the PM has come from one of the non-socialist parties, even though this party has not been the largest in the Riksdag. A reason for foregoing the principle of giving the largest party the “formateur” role is that in some situations, other parties have a better chance of forming a viable government. (BÄCK; BERGMAN, 2015)

Além dessa possibilidade, a literatura aponta que nos países caracterizados como parlamentarismo negativo ocorre alta incidência de governos minoritários (BERGMAN, 1993; MARTIN; STEVENSON, 2001). Neste tipo de governo, dependendo da configuração do poder de barganha do parlamento, pode acontecer do segundo maior partido formar uma coalizão minoritária (excluindo o maior partido) e ser escolhido como *formateur*. Cheibub, Martin e Rasch (2019) ressaltaram que não é a ausência de *investiture rules* em si que aumenta a frequência de governos minoritários, mas a regra de votação para ser apontado ao cargo. Assim, quanto menos rígida a regra (*negative majority*, *simple majority* e *absolute majority*), maior a probabilidade de se ter governo minoritário. A *negative majority* seria a regra de votação que caracterizaria o parlamentarismo negativo, pois uma alternativa só não é escolhida se ocorrer maioria absoluta dos votos contrários à essa alternativa. Dessa forma, é mais fácil a ocorrência de governos minoritários, bem como a possibilidade de um partido diferente do maior ser escolhido como *formateur*.

Os resultados de Glasgow, Golder e Golder (2011) revelam que “*these results run directly counter to the standard claim that the largest party is always advantaged when seeking the prime ministership*”. Para Fujiwara e Sanz (2020), uma possibilidade analítica de pesquisa futura seria entender “*the equilibrium (norm) selection mechanisms*” (p.1293). Aqui, observamos que a probabilidade do maior partido ser indicado como *formateur* é dependente do contexto institucional que opera nos países, definindo as “regras do jogo”

¹² Acemoglu, Egorov e Sonin (2008) desenvolveram um modelo formal em que há possibilidade de exclusão do partido mais forte. Ver proposição 5 e 6.

que condicionam as barganhas legislativas. Neste sentido, a existência de *investiture rules* funciona como um mecanismo institucional de seleção, restringindo os possíveis equilíbrios na indicação à *formateur*.

1.6 Conclusões

Neste artigo apresentei a discussão sobre o processo de escolha do partido *formateur*. A teoria de barganha legislativa ressalta dois protocolos de escolha, determinístico (*seat-rank*) ou probabilístico (*seat-share*), em que ambos os protocolos dão ênfase ao tamanho do partido como determinantes deste processo. Apesar das escassas análises empíricas, a literatura reconhece esta centralidade e ressalta alguns aspectos institucionais nessa determinação, tornando o processo de escolha mais complexo e estruturado.

A existência de *investiture rules* impõe a necessidade de se ter apoio explícito do parlamento *ex-ante* e a existência de *confidence vote* implica apoio *ex-post* à montagem do governo. A definição de qual partido formará o governo é dependente do ambiente institucional que define o locus de barganha e as “regras do jogo”. Dessa forma, quando não distinguimos os países por sua *investiture rules*, ser o maior partido aumenta a probabilidade de ser *formateur* em 26 p.p. Na presença de *positive parliamentarism*, ser o maior partido aumenta a probabilidade de ser *formateur* em 82 p.p. Entretanto, na ausência de tal institucionalidade, *negative parliamentarism*, não há evidências de vantagens ao maior partido.

Estes resultados têm importantes implicações para os estudos de barganha legislativa, pois reconhece a centralidade do desenho institucional no processo de formação de governos. Além disso, abrem-se possibilidades analíticas de explorar, no futuro, os micro-detahes das distintas regras de votação na escolha do partido *formateur* e verificar as consequências institucionais desses resultados, tais como o *puzzle* da ocorrência de governos minoritários.

2 Barganha Legislativa e Bônus ao Partido *Formateur*: Uma análise quase-experimental

Resumo

Uma das maiores regularidades do processo de barganha política é a existência de proporcionalidade entre *seat-share* e *portfolio-share*, denominada *Lei de Gamson*. Entretanto, este resultado não é corroborado pelo modelo canônico de barganha legislativa de [Baron e Ferejohn \(1989\)](#), pois o partido que forma o governo (*formateur*) deveria receber um *payoff* desproporcional aos seus recursos (bônus ministerial) em função do seu *proposal power*. O debate deste *puzzle* reside em saber qual variável utilizar para mensurar o poder de barganha: *seat-share* ou *voting weights*. O objetivo deste artigo é reavaliar tais resultados à luz de um modelo quase-experimental. Utilizando regressões descontínuas (RDD) apresento os seguintes resultados: i) adotando *seat-share*, não há evidências de bônus ao partido *formateur*, corroborando a *Lei de Gamson*; ii) com *voting weights*, não há evidências robustas de bônus ao *formateur*, contradizendo o *alternating-offer model* de [Baron e Ferejohn \(1989\)](#), mas em acordo com o *demand bargaining model* de [Morelli \(1999\)](#).

Keywords: Lei de Gamson, Alocação Portfolio, Regressão Descontínua.

2.1 Introdução

A discussão sobre alocação de portfolio ministerial aos partidos membros da coalizão é uma etapa fundamental da barganha legislativa. Distribuir proporcionalmente ao número de cadeiras de cada partido é uma das maiores evidências deste processo, denominada *lei de Gamson*. Assim, a contribuição relativa do partido à coalizão (*seat-share*) determinaria sua alocação de portfolio (*portfolio-share*) (GAMSON, 1961; LAVER, 1998; BROWNE; FRENDEIS, 1980; BROWNE; FRANKLIN, 1973; Bueno de Mesquita, 1979; WARWICK; DRUCKMAN, 2006).

Apesar dessa regularidade, a *lei de Gamson* não é fundamentada em aspectos estratégicos dos agentes. Do ponto de vista analítico existem duas tradições de modelos de barganha legislativa: *alternating-offer* (BARON; FEREJOHN, 1989) e *demand bargaining* (MORELLI, 1999). Ambos modelos dão ênfase ao poder da barganha (*voting weight*) como a variável fundamental para determinar a alocação de portfolio ministerial (JR.; TING; ANSOLABEHERE, 2005; ANSOLABEHERE et al., 2005). Embora tenham as mesmas raízes analíticas, os resultados alocativos são distintos. Nos *alternating-offer model*, espera-se que o partido *formateur* receba um *payoff* desproporcional aos seus recursos (bônus ministerial), em função de seu *proposal power*. Por sua vez, nos *demand bargaining model*, espera-se que a divisão do portfolio *ex-post* seja proporcional ao poder *ex-ante*, não sendo oferecido nenhum bônus ao partido *formateur*.

Ora, se a evidência empírica da *lei de Gamson* aponta que a alocação de portfolio é proporcional à contribuição de cada partido, como compatibilizar este resultado com os modelos de barganha legislativa que dão ênfase ao *voting weight*? Teríamos assim, como afirmam Warwick e Druckman (2006), um “*paradoxo da alocação de portfolio*”, uma contradição entre o modelo teórico e evidências empíricas? O debate deste *puzzle* reside em saber qual variável utilizar para mensurar o poder de barganha: *seat-share* ou *voting weights*. A partir dessa disjuntiva, têm-se três conclusões contraditórias: adotando *seat-share*, não observa-se bônus ao partido *formateur* e tem-se proporcionalidade alocativa (*Hipótese Gamson*); com *voting weight*, espera-se bônus ao *formateur* (*Hipótese Baron-Ferejohn*) ou proporcionalidade (*Hipótese Morelli*).

Neste artigo apresento um modelo quase-experimental buscando examinar se o partido *formateur* recebe algum bônus na alocação de portfolio ministerial. Para realizar este trabalho analiso informações de 486 governos de coalizões em 32 países, entre 1942 e 2018, considerando tanto *seat-share* quanto *voting weights* como medidas do poder de barganha. A estratégia de identificação explorará o fato de que, dois partidos, em uma mesma coalizão, com iguais poderes de barganha devem receber o mesmo montante de portfolio. Deste modo, se o partido *formateur* for um pouco maior do que seus parceiros de coalizão existem evidências de bônus ministerial? Assim, através de regressões descontínuas (RDD) estima-se o efeito causal levando em consideração as três hipóteses.

As evidências indicam que: *i*) utilizando *seat-share*, não observa-se bônus ao partido *formateur*, corroborando a *Hipótese Gamson* sobre a existência de proporcionalidade alocativa; *ii*) com *voting weights*, o partido *formateur* recebe portfolio proporcional ao seu poder de barganha, contradizendo a *Hipótese Baron-Ferejohn*, mas em acordo à *Hipótese Morelli*. Estes resultados nos permitem avançar na compreensão do poder de barganha de cada partido e nos mecanismos causais da alocação de portfolio ministerial. Além disso, este artigo contribui com a literatura na medida em que oferece um tratamento quase-experimental com dados observacionais sobre barganha legislativa na alocação de portfolio ministerial.

Na próxima seção apresento uma revisão da literatura com as evidências sobre a *lei de Gamson* e os modelos de barganhas legislativas. Na sequência discuto o desenho de pesquisa que sustentará a estratégia de identificação do efeito causal. Por fim, apresento os resultados e as conclusões.

2.2 Barganha Legislativa e Alocação de Portfolio

Os primeiros trabalhos formais sobre formação de coalizão surgiram seguindo a teoria dos jogos cooperativos desenvolvidas por Neumann e Morgenstern (1944), Nash (1953) e Shapley (1952). Estes modelos cooperativos têm como foco a divisão dos *payoffs* entre os membros de uma coalizão e sua aplicação ao poder de barganha legislativa foi feita por Shapley e Shubik (1954) e Banzhaf (1964). Nesta perspectiva, deriva-se o poder de um partido pela capacidade desse partido, entrando em uma coalizão, transforma-la de perdedora em vencedora (ou uma vencedora em perdedora, caso deixe a coalizão), mensurando a capacidade de ser pivotal¹.

Gamson (1961) apresentou uma hipótese sobre a formação de coalizão: se os partidos são *office-seeking*, a coalizão deve ser a mínima necessária. Dessa hipótese, conjecturou: sendo coalizão mínima necessária, a divisão de portfolio será proporcional aos recursos de cada um². Em suas palavras: “*Any participant will expect others to demand from a coalition a share of the payoff proportional to the amount of resources which they contribute to a coalition*” (GAMSON, 1961).

A primeira evidência sobre os processos alocativos de portfolio foi feita por Browne e Franklin (1973), estudando os países parlamentaristas da Europa entre 1945 e 1969.

¹ Cabe fazer menção que, apesar da discussão sobre barganha e coalizão política ter ganhado ênfase com o desenvolvimento da teoria dos jogos cooperativos, essa não foi a única rota de construção formal. Autores como Dahl (1957), Lasswell e Kaplan (1951), March (1956), Parsons (1957), Luce e Rogow (1956), Simon (1953) desenvolveram argumentos formais, utilizando-se de aspectos que tangenciavam a discussão da teoria dos jogos.

² A despeito da teoria de Gamson ter ganho *status* de “lei” na Ciência Política, seu trabalho está intimamente vinculado ao desenvolvimento da teoria sociológica dos grupos e a psicologia social. Entre os autores que estavam em diálogos teóricos, temos: Caplow (1956), Chertkoff (1967), Goldhamer e Shils (1939), Mills (1954), Simmel (1902), Vinacke e Arkoff (1957), Gamson (1964).

Neste estudo, os autores associaram *seat-share* como sendo o recurso de cada partido. Dessa forma, relacionando estes recursos com o *portfolio-share*, encontrou-se uma relação de quase-proporcionalidade perfeita. Como a regularidade é robusta ao tempo, de uma hipótese passou-se a ter uma “*lei de Gamson*” (LAVER, 1998; BROWNE; FRENDEIS, 1980; SCHOFIELD; LAVER, 1985; WARWICK; DRUCKMAN, 2006).

Apesar da robustez empírica da *lei de Gamson* seu modelo explicativo é frágil em, pelo menos, duas dimensões: i) não há incorporação de aspectos estratégicos e; ii) não é verdade que apenas *minimal-winning coalitions* (MWC) será formada. Com isso, abriu-se espaço para requalificar o modelo explicativo que sustenta a evidência empírica. Tal perspectiva veio através do “*Nash program*”, que localiza na estratégia competitiva o cerne da discussão da barganha, transformando a teoria dos jogos cooperativos em não-cooperativos.³ (SERRANO, 2004; DURLAUF; BLUME, 2010).

Do ponto de vista analítico, o modelo de barganha apresentado por Rubinstein (1982), derivado do modelo de Nash (1953), pode ser visto, simplificada, da seguinte forma. Considere que o partido *formateur* faça uma “oferta” de portfolio para os possíveis membros da coalizão. A proposta é votada. Se os partidos aceitarem, o jogo termina e divide-se o portfolio; caso contrário, seleciona-se novo *formateur* e refaz a barganha. Por outro lado, os modelos de Selten (1992) e Winter (1994) consideram que os partidos fazem uma “demanda” por portfolio. Se todos aceitarem, dividem o *payoff*; caso contrário, refaz a demanda. Logo, tem-se “*alternating-offer model*” e “*demand bargaining model*”, respectivamente.

O modelo canônico de Baron e Ferejohn (1989) é o típico “*alternating-offer*” enquanto o modelo de Morelli (1999) é caracterizado como “*demand bargaining*”. Apesar de terem raízes semelhantes, os *payoffs* de equilíbrio podem ser distintos. Nos modelos “*alternating offer*”, espera-se que o partido *formateur* receba um bônus desproporcional aos seus recursos em função do seu *proposal power*⁴. Por sua vez, sendo “*demand bargaining*”, espera-se que a divisão do portfolio *ex-post* seja proporcional ao poder *ex-ante*, não sendo oferecido nenhum bônus ao partido *formateur*⁵.

Para acompanhar o raciocínio sobre a relevância do *voting weight*, considere o desenvolvimento feito por Montero (2017): seja $N = \{1, 2, \dots, n\}$ o conjunto de jogadores, $S \subseteq N$ uma coalizão e X o conjunto de alternativas disponíveis. Em um modelo de barganha legislativa, N representa os partidos políticos de um congresso, S uma coalizão

³ Os primeiros trabalhos que compatibilizaram as soluções dos modelos de jogos cooperativos em estruturas não-cooperativas foram Gul (1989), Hart e Mas-Colell (1996).

⁴ Para uma análise do *proposal power* em modelos de barganha, ver Ali, Bernheim e Fan (2019), Eraslan e Evdokimov (2019), Penn (2009), Kalandrakis (2006), Montero (2002), Yildirim (2007).

⁵ Montero e Vidal-Puga (2007) apresentaram um contra-exemplo para o modelo de Morelli (1999) em que invalida a proporcionalidade ao poder de barganha em alguns casos. Entretanto, Montero e Vidal-Puga (2011) demonstraram que se a demanda por portfolio seguir o ordenamento decrescente do poder de barganha (em linha com a ideia de Austen-Smith e Banks (1988)), tem-se proporcionalidade alocativa.

partidária e X a divisão de portfolio ministerial. Sem perda de generalidades, pode-se normalizar o vetor $X = \{x \mid x_i \geq 0, \forall i, \sum_{i \in N} x_i \leq 1\}$, tornando-o o vetor de *portfolio share* de cada partido membro da coalizão S .

Um *voting game* é descrito pelo conjunto W de coalizões vencedoras. Uma *minimal winning coalition* (MWC) é uma coalizão S , grande o suficiente para montar uma coalizão vencedora. O *voting game* será ponderado (*weighted*) se for possível designar um número de votos (peso) $w_i \geq 0$ para cada partido e definir um *threshold* q que determina o valor mínimo para ser vencedor. Assim, uma coalizão S será vencedora se, e somente se, $\sum_{i \in S} w_i \geq q$.

Todo *voting game* pode ser representado da seguinte forma: $[q; w_1, w_2, \dots, w_n]$. Uma representação é dita *homogênea* se todas as *minimal winning coalitions* tiverem o mesmo peso. Seguindo Montero (2017, p. 327), $[5; 4, 3, 2]$ não é homogênea pois existem coalizões mínimas vencedoras com distintos pesos. Dessa forma, a representação homogênea do mesmo jogo será: $[2; 1, 1, 1]$. Em geral, representação homogênea é preferida, pois esclarece as relações entre os membros do jogo. Neste exemplo específico, fica claro que os três jogadores estão na mesma situação: cada um necessita de pelo menos outro jogador para ter uma coalizão vencedora. Logo, são “substitutos perfeitos”. Nas palavras de Jr., Ting e Ansolabehere (2005, p. 982):

“Elementary microeconomic theory teaches that in competitive situations perfect substitutes have the same price. In a political setting in which votes might be traded or transferred in the formation of coalitions, one might expect the same logic to apply. If a player has k votes, then that player should command a price for those votes equal to the total price of k players that each have one vote.”

Como nem toda representação homogênea é única, busca-se *minimal integer weights* (MIWs), ou seja, representação que expressa os valores com os menores números inteiros (ANSOLABEHRE et al., 2005; CUTLER et al., 2016; MONTERO, 2006). O modelo de Baron e Ferejohn (1989) pode ser considerado um modelo não-cooperativo de um *voting game*.

2.2.1 *Seat-Share* ou *Voting Weight*?

A discussão empírica que valida a *lei de Gamson* pode ser caracterizada através da análise gráfica entre a proporção de portfolio ministerial e a proporção relativa de cadeira de cada partido membro de uma coalizão. Na Figura 10 parece claro que, apesar da proporcionalidade não ser perfeita, tem-se uma evidência da ocorrência de uma simetria entre *seat-share* e *portfolio-share*. Neste contexto, o ajuste só não é perfeito, pois há uma tendência dos maiores partidos receberem menos que proporcional ao seu peso relativo; e

os partidos menores, receberem mais que proporcional, ressaltando o *relative weakness effect* (BROWNE; FRANKLIN, 1973; WARWICK; DRUCKMAN, 2006).

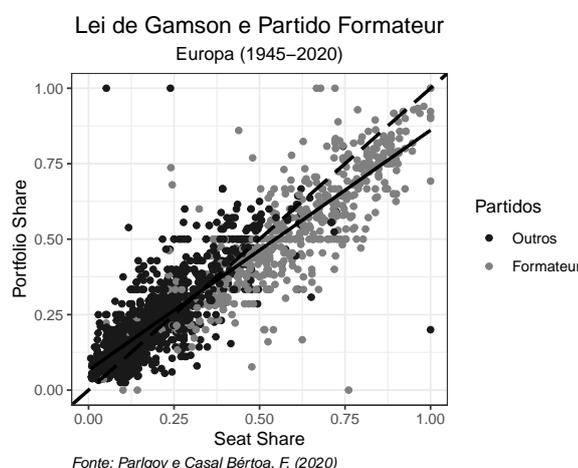


Figura 10 – Alocação de Portfolio e Partido Formateur

Por sua vez, quando separa-se no gráfico por *status* partidário (*formateur* ou não), percebe-se que os partidos designados como *formateur*, em geral, são os maiores partidos. Assim, pode-se questionar, o partido *formateur* recebe uma quantidade maior de portfólio porque é *formateur* ou por ser um partido grande? Como separar os efeitos e ter uma explicação causal? Para Warwick e Druckman (2006) estes resultados demonstram que o partido *formateur* recebe mais portfólio não por ser *formateur* em si, mas por ter maior peso relativo. Para eles:

“what we really need to determine is whether the higher payoffs that formateur parties receive are the result of bargaining advantages they may enjoy, or simply their greater sizes. In other words, the larger portfolio payoff that formateur parties appear to receive can be explained in large measure by their larger sizes; there is no indication that formateur status itself has benefited these parties in any great measure” (WARWICK; DRUCKMAN, 2006, p. 653-655).

O resultado empírico da lei de Gamson é a apresentação de uma regressão linear (OLS) entre o *seat-share* e *portfolio-share*⁶. No modelo 1 da Tabela 7, a variável independente é a proporção de cadeira de cada membro. Observa-se que o coeficiente é positivo, significativo e próximo do resultado teórico de validade da *lei de Gamson*. Por sua vez, o coeficiente da variável que determina o *status* de *formateur* não indica a ocorrência de vantagens ao *formateur*. Assim, considerando *seat-share* como variável medidora da barganha, não há ocorrência de bônus ao partido *formateur*.

⁶ Para não incorrer em análise viesada de dupla-contagem, necessita-se excluir da variável dependente o posto alocado aos PM's, pois a variável *dummy formateur* insere esta informação. Ver Laver, de Marchi e Mutlu (2011) e Cutler et al. (2016).

Tabela 7 – Alocação de Portfolio e Bônus ao Formateur

| | Portfolio Payoffs | | | | |
|---------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Seat-Share | 0.86*** (0.04) | | | 0.84*** (0.04) | 0.83*** (0.07) |
| Voting Weight I | | 0.71*** (0.12) | | 0.04 (0.06) | |
| Voting Weight II | | | 0.73*** (0.06) | | 0.04 (0.08) |
| Formateur Status | -0.04 (0.02) | 0.16*** (0.04) | 0.06 (0.04) | -0.04 (0.02) | -0.04* (0.02) |
| Intercept | 0.06*** (0.01) | 0.14*** (0.02) | 0.07*** (0.01) | 0.06*** (0.01) | 0.06*** (0.01) |
| Adj. R ² | 0.82 | 0.60 | 0.72 | 0.82 | 0.82 |
| Num. obs. | 1924 | 1921 | 1921 | 1921 | 1921 |
| N Clusters | 33 | 33 | 33 | 33 | 33 |

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$.

Clustered Robust Standard Errors por País.

Voting Weight I = Baron-Ferejohn Model; Voting Weight II = Morelli Model

Fonte: ParlGov e Casal Bértoa, F. (2020)

Para Jr., Ting e Ansolabehere (2005) e Ansolabehere et al. (2005), o partido *formateur* não recebe bônus de portfolio porque há um “erro conceitual” na especificação do modelo empírico. Para eles, a variável relevante para análise deve ser o *voting weight* e não o *seat-share*, pois o recurso efetivo que cada partido leva à coalizão é sua capacidade de ser pivotal (poder real) e não meramente o número de cadeiras (poder nominal). Assim, para os autores, com essa mudança verifica-se bônus ao partido *formateur* (Modelo 2), tal como preconiza o modelo de barganha legislativo de Baron e Ferejohn (1989). Por sua vez, se considerarmos o *voting weight* do modelo de Morelli (1999), não há evidências de bônus alocativos ao partido *formateur*, em linha com o modelo teórico (Modelo 3). Entretanto, se testarmos os modelos de barganha que utilizam o *voting weight* em conjunto com o *seat-share* (Modelos 4 e 5), cessa-se a existência de bônus ao *formateur* e a variável relevante para determinação da alocação passa a ser o *seat-share*, tornando o *voting weight* irrelevante.⁷

Por fim, os modelos de barganha passaram a ser testados experimentalmente e os resultados são diversos⁸. Para os propósitos deste trabalho, Fréchette, Kagel e Morelli (2005a)

⁷ Recentemente, novas variáveis foram incorporadas: questões institucionais como “*vote of no confidence*” (GOLDER; THOMAS, 2014), tempo distante do poder ((Falcó-Gimeno, 2012), fragmentação e complexidade do ambiente de barganha (Falcó-Gimeno; INDRIDASON, 2013), a proporcionalidade como “ponto focal” (BÄCK; MEIER; PERSSON, 2009), acordos pré-eleitorais (CARROLL; COX, 2007; BASSI, 2013). Em geral, todos esses avanços tentam justificar a evidência da lei de Gamson.

⁸ Ver Fréchette, Kagel e Lehrer (2003), Fréchette, Kagel e Morelli (2005a), Fréchette e Vespa (2017), Fréchette, Kagel e Morelli (2005), Charness e Rabin (2002), Fréchette, Kagel e Morelli (2005b), Kamm e Houba (2019), Miller, Montero e Vanberg (2018), Nunnari e Zapal (2016), Maaser, Paetzel e Traub (2019).

fornece importantes informações. Neste trabalho, os autores testaram experimentalmente qual modelo de barganha fornece resultados mais consistentes (*alternating-offer* ou *demand bargaining*) e qual a relação entre os resultados experimentais e os modelos de regressão tradicionais. Primeiro, o bônus ao *formateur* é maior nos modelos *alternating-offer* do que nos *demand bargaining*, em acordo com a teoria. Segundo, o bônus ao *formateur* é inferior ao predito pelo modelo de barganha de Baron-Ferejohn e, em algumas especificações, nulo, em acordo com o modelo de Morelli. Além disso, encontraram que não é possível definir qual modelo de barganha é o mais apropriado (Baron-Ferejohn ou Morelli) por existir um problema de identificação comportamental (*behavioral identification*), pois os resultados experimentais forneceram validade para ambos os modelos. Para os autores:

behaviorally the two models are much closer to each other than one would predict, so that deciding between them on the basis of a linear relationship between voting shares and payoff shares or the presence or absence of a statistically significant formateur effect would appear to be doomed to failure (FRÉCHETTE; KAGEL; MORELLI, 2005a, p. 1926)

Além disso, em outro trabalho, Fréchette, Kagel e Morelli (2005) compararam estes mesmos modelos de barganha com o modelo de alocação de portfólio de Gamson. Para eles,

Results from these experiments provide some evidence which could be interpreted in favor of Gamson's Law. The tests of the Baron-Ferejohn alternating-offer model consistently show some proposer power, but not nearly as much power as the theory predicts, so that bargainers shares are frequently close to the proportionate shares predicted under Gamson's Law. Further, the tests of demand bargaining reported in FKMa also show that bargaining shares are reasonably close to proportionate. However, these results provide far from conclusive support for Gamson's Law (FRÉCHETTE; KAGEL; MORELLI, 2005, p. 368).

A partir dessas observações tem-se que, do ponto de vista experimental, não é fácil identificar qual modelo de barganha é o mais consistente e nem validar, *in totum*, o modelo de Gamson. Dessa forma, buscando entender a relação causal entre ser o partido *formateur* e a alocação de portfólio, apresento na sequência a metodologia do trabalho e a estratégia de identificação com a primeira evidência causal sobre a alocação de portfólio e *status* do partido *formateur*, utilizando um modelo quase-experimental com dados observacionais.

2.3 Desenho de Pesquisa e Estratégia de Identificação

A estratégia de identificação adotada neste trabalho partirá da seguinte constatação feita por [Laver, de Marchi e Mutlu \(2011, p. 288\)](#):

“*Larger parties tend to get more; formateur parties tend to get more only because they tend to be larger. The middle part of the scatterplot shows that formateur and non-formateur parties of the same size tend strongly to get the same payoffs.*”

Dessa observação, podemos construir uma medida da *diferença de poder*, dada pela diferença entre o *seat-share* do partido *formateur* e *seat-share* dos membros da coalizão. Se ambos têm o mesmo poder, a *diferença de poder* será zero. Logo, em tese, ambos receberiam a mesma quantidade de portfólio. Se tal diferença de poder for positiva (negativa) espera-se um ganho maior (menor) de portfólio ao *formateur*. Assim, a ideia é explorar essa (possível) existência de descontinuidade na variável *diferença de poder* para inferir o efeito causal.⁹

Como a literatura de barganha legislativa também considera como relevante o *voting weight* de cada partido, dado pelo *minimal integer weights* (MIWs), podemos construir a variável *diferença de poder* da mesma forma que antes, substituindo *seat-share* pelo *minimal integer weights* de cada partido.

Para compreender a diferença entre os modelos testados aqui, considere o seguinte exemplo. Na [Tabela 8](#) temos a descrição de um parlamento com três partidos (A, B e C), seus respectivos *seats* e *seat-share*. Considere uma coalizão entre os partidos (A) e (C), sendo (A) o *formateur*. A *Hipótese Gamson* declara que a alocação de portfólio deve ser proporcional ao *seat-share*. Dessa forma, como o *formateur* tem 0.82 do total de cadeiras da coalizão, a alocação de portfólio deve ser proporcional a este valor. Por sua vez, no modelo de barganha legislativa a variável relevante é *minimal integer weights* (MIWs), derivado do *voting weight*. No modelo de Baron-Ferejohn, como cada partido pode participar de 2 coalizões vencedoras, os três têm o mesmo poder de barganha (0.33). Assim, o partido *formateur* oferta ao membro da coalizão um montante proporcional ao seu peso (0.33) e recebe a diferença (0.67). Perceba que o *formateur* tem um bônus. Esta é a *Hipótese Baron-Ferejohn*. Por fim, a *Hipótese Morelli* atesta que a alocação deve ser proporcional ao poder de barganha dos membros da coalizão. Dessa forma, como cada partido tem MIW igual a 1, em uma coalizão com dois partidos, tem-se um total de 2. Logo, cada partido tem metade do poder de barganha e recebem portfólio proporcional a este poder (0.5 para cada).

Com essas informações, podemos definir $seat_{form}$ e $seat_{coal}$, como o *seat-share* do *formateur* e *seat-share* dos membros da coalizão, respectivamente. O *diferencial de poder*

⁹ Usando uma estratégia semelhante [Fujiwara e Sanz \(2020\)](#) desenvolvem uma análise sobre determinação da formação de governo, tendo como foco a escolha do *formateur*. Ver também [Diermeier, Prato e Vlaicu \(2016\)](#), [Diermeier e Merlo \(2004\)](#).

Tabela 8 – Hipótese Gamson, Baron-Ferejohn e Morelli

| | Seats | Seat-Share | MIW | MIW share | Formateur | Seat Coalizao | MIW Coalizao | Gamson | Baron-Ferejohn | Morelli |
|-------|-------|------------|------|-----------|-----------|---------------|--------------|--------|----------------|---------|
| A | 45 | 0.45 | 1.00 | 0.33 | 1 | 0.82 | 0.50 | 0.82 | 0.67 | 0.50 |
| B | 45 | 0.45 | 1.00 | 0.33 | | | | | | |
| C | 10 | 0.10 | 1.00 | 0.33 | 0 | 0.18 | 0.50 | 0.18 | 0.33 | 0.50 |
| Total | 100 | 1.00 | 3.00 | 1.00 | | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |

será x_{it} , entre os membros de uma coalizão no país i , no ano t . Assim, para uma coalizão com dois partidos, temos:

$$x_i = \begin{cases} > 0 \text{ se, } seat_{form} > seat_{coal} \\ = 0 \text{ se, } seat_{form} = seat_{coal} \\ < 0 \text{ se, } seat_{form} < seat_{coal} \end{cases}$$

Para coalizões maiores, considera-se a diferença de poder entre o *formateur* e a soma de poder dos outros membros:

$$x_i = \begin{cases} > 0 \text{ se, } seat_{form} > \sum seat_{coal} \\ = 0 \text{ se, } seat_{form} = \sum seat_{coal} \\ < 0 \text{ se, } seat_{form} < \sum seat_{coal} \end{cases}$$

Aplicando ao exemplo proposto (Tabela 9), a construção da variável *diferencial de poder* entre os membros da coalizão, tem-se que: i) pela *Hipótese Gamson*, há um *diferencial de poder* de 64 p.p. favorável ao *formateur*. Logo, para manter a coerência com o modelo, o *formateur* tem que receber 64 p.p a mais de portfolio do que seu parceiro de coalizão; ii) pela *Hipótese Baron-Ferejohn*, o *diferencial de poder* entre os dois partidos é nulo. Logo, para manter a coerência com o modelo, espera-se que o *formateur* receba um diferencial de portfolio positivo, revelando um bônus ao partido *formateur*; iii) na *Hipótese Morelli*, o *diferencial de poder* também é nulo. Assim, para manter a coerência com o modelo, o diferencial de portfolio também tem que ser nulo, sem bônus ao *formateur*.

Tabela 9 – Hipótese Gamson, Baron-Ferejohn e Morelli

| | Seats | Seat-Share | Formateur | MIW share | Seat Coalizao | MIW Coalizao | Diff-Gamson | Diff-Baron | Diff-Morelli |
|---|-------|------------|-----------|-----------|---------------|--------------|-------------|------------|--------------|
| A | 45 | 0.45 | 1 | 0.33 | 0.82 | 0.50 | 0.64 | 0.00 | 0.00 |
| C | 10 | 0.10 | 0 | 0.33 | 0.18 | 0.50 | | | |

O *diferencial de portfolio* é uma medida da diferença entre o portfolio efetivamente concedido ao partido *formateur* e seus membros da coalizão. Dessa forma, a análise proposta é uma comparação entre o *diferencial de poder* (*seat-share* ou *voting weight*) e o *diferencial de portfolio*. Com isso, pelo desenho de pesquisa proposto, o modelo RDD explorará o comportamento do partido *formateur* em torno do *cutoff* igual a zero (situação em que tanto o *formateur* quanto os outros membros da coalizão têm o mesmo diferencial de poder).

Para realizar este trabalho, três variáveis são fundamentais: i) *seat-share*, ii) *portfolio-share* e iii) *voting weight*. A primeira variável consta no banco de dados do *Parlgov*. A construção da segunda variável está parcialmente no *Party Government Dataset* e *WHO Governs in Europe*¹⁰. (DÖRING; MANOW, 2019; SEKI; WILLIAMS, 2014; BÉRTOA, 2020). Por fim, o cálculo do *minimal integer weights* (MIW), que sustenta a ideia do *voting weight*, segue sugestão de Strauss (2003)¹¹. Para avaliar o efeito causal, retiramos da amostra os casos de governos majoritários e os governos não-partidários. Dessa forma, a análise consiste em 486 governos de coalizões em 32 países¹², entre 1942 e 2018. Assim, através de uma perspectiva não-paramétrica, estima-se modelos próximos do *threshold* dado pela variável *diferença de poder*, com aproximações à direita e esquerda. Seguimos Calonico, Cattaneo e Titiunik (2014) que construíram estimadores robustos e adotamos seu pacote do R (CALONICO et al., 2020; CALONICO et al., 2018; CALONICO; CATTANEO; TITIUNIK, 2014; IMBENS; ANGRIST, 1994; IMBENS; LEMIEUX, 2008).

A especificação padrão adotada neste trabalho é a utilizada por Calonico et al. (2018). Adotamos a escolha dos *bandwidths* através dos métodos MSERD (mesmo *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*) e MSETWO (diferentes *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*), kernel triangular, *cluster* especificado por país e polinômio quadrático e linear, como recomendado por Gelman e Imbens (2019)¹³.

2.4 Resultados

A análise será dividida em três partes. Primeiro, testa-se a *Hipótese Gamson*, analisando o efeito da variável *seat-share* como determinante da dinâmica da barganha e alocação de portfolio. Na sequência, a *Hipótese Baron-Ferejohn* é testada, com a variável *voting weight* dada *ex-ante* à formação da coalizão e, por fim, a *Hipótese Morelli*, com o diferencial de *voting weight* *ex-post*.

2.4.1 Hipótese Gamson

A Figura 11 apresenta a diferença na alocação de portfolio ministerial em função da diferença de poder entre o partido *formateur* e os outros membros da coalizão. A diferença entre os dois gráficos reside na escolha do polinômio de ajuste: polinômio linear

¹⁰ Para maiores informações, consultar: <<http://www.parlgov.org/>>, <<http://faculty.missouri.edu/~williamslaro/govtdata.html>>, <<https://whogoverns.eu/>>. Complementamos a análise utilizando informações de Sonntag (2020), <<http://www.kolumbus.fi/taglarsson/dokumentit/governm2.htm>>.

¹¹ Cálculo realizado a partir do site do autor: <<http://www.mindlessphilosopher.net/weights/>>

¹² Austrália, Áustria, Bélgica, Croácia, Chipre, República Tcheca, Dinamarca, Estônia, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Islândia, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Países Baixos, Nova Zelândia, Noruega, Polónia, Portugal, Romênia, Eslováquia, Eslovênia, Suécia, Turquia, Reino Unido.

¹³ No Anexo (B.1.1) apresento os testes de validação e falsificação do desenho de regressão descontínua (RDD).

e quadrático, respectivamente. Claramente não observa-se um “salto” a partir do *cutoff*, sugerindo que “*ser um pouco maior que os outros parceiros de coalizão*” não apresenta efeito causal positivo e significativo no aumento da alocação de portfolio ao partido *formateur*.

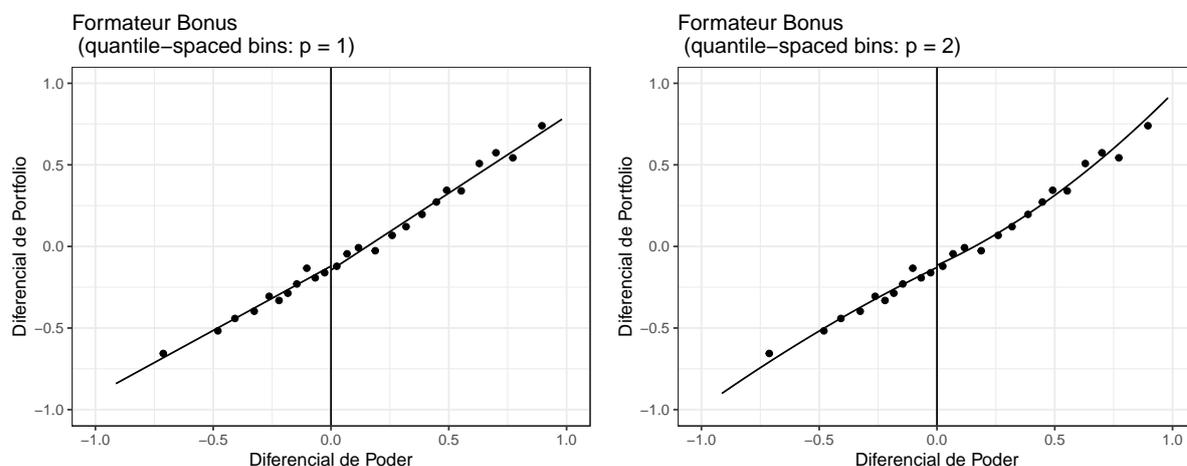


Figura 11 – Hipótese Gamson

Na Tabela 10 tem-se as estimações deste modelo. O *local average treatment effect* (LATE) da regressão descontínua sugere que, se o partido *formateur* for um pouco maior do que seus parceiros da coalizão, não há aumento na sua participação relativa em termos de portfolio ministerial. Apesar do coeficiente apontar ganhos de 5 p.p (Modelo 1 e 2), o teste estatístico confirma a hipótese de proporcionalidade (sem bônus) pois tanto o modelo com distintos polinômios quanto distintos métodos de *bandwidth* (MSERD e MSETWO) apresentam estatísticas não significativas, o que impossibilita afirmar ser diferente de zero o *local average treatment effect* da existência de bônus ao partido *formateur*. Este resultado corrobora a previsão do modelo de Gamson.

Tabela 10 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.05 | 0.09 | 0.61 | 0.22 | mserd | 1 | 517 | 181 |
| Modelo 2 | 0.05 | 0.10 | 0.64 | 0.32 | mserd | 2 | 517 | 250 |
| Modelo 3 | 0.07 | 0.09 | 0.42 | 0.20 | msetwo | 1 | 517 | 213 |
| Modelo 4 | 0.07 | 0.10 | 0.48 | 0.30 | msetwo | 2 | 517 | 272 |

Resultado potencial, diferencial de portfolio.

Tratamento, diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por países

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

2.4.2 Hipótese Baron-Ferejohn

A Figura 12 apresenta a diferença na alocação de portfolio ministerial em função da diferença de poder entre o partido *formateur* e os outros membros da coalizão. A diferença entre os dois gráficos reside, mais uma vez, na escolha do polinômio de ajuste.

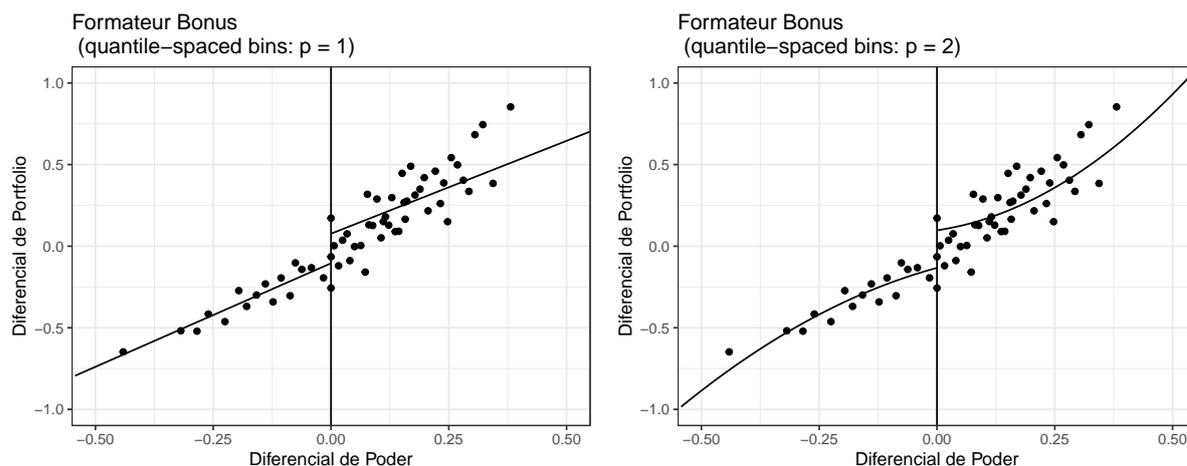


Figura 12 – Hipótese Baron-Ferejohn

As estimativas do modelo podem ser vistas na Tabela 11. O *efeito causal médio local* (LATE) da regressão descontínua sugere que se o partido *formateur* for um pouco maior do que os membros da coalizão ocorre aumento de 28 p.p na participação relativa em termos de portfolio ministerial. Entretanto, apesar deste aumento, as estimativas são sensíveis às escolhas *bandwidth* (MSERD e MSETWO) e ao polinômio de ajustes, impossibilitando afirmar ser diferente de zero o *local average treatment effect*. Neste sentido, há uma fraca evidência da ocorrência de bônus ao partido *formateur*. Este resultado contradiz a previsão do modelo de barganha de Baron-Ferejohn.

Tabela 11 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.28 | 0.14 | 0.04 | 0.18 | mserd | 1 | 517 | 313 |
| Modelo 2 | 0.39 | 0.20 | 0.05 | 0.15 | mserd | 2 | 517 | 281 |
| Modelo 3 | 0.32 | 0.16 | 0.04 | 0.13 | msetwo | 1 | 517 | 333 |
| Modelo 4 | 0.37 | 0.19 | 0.06 | 0.18 | msetwo | 2 | 517 | 358 |

Resultado potencial, diferencial de portfolio.

Tratamento, diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por países

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

2.4.3 Hipótese Morelli

Por fim, a Figura 13 apresenta a diferença na alocação de portfolio ministerial em função da diferença de poder entre o partido *formateur* e os outros membros da coalizão considerando a *Hipótese Morelli*.

O *efeito causal médio local* (LATE) da regressão descontínua, reportado na Tabela 12, sugere que se o partido *formateur* for um pouco maior que os membros da coalizão não há ganhos alocativos mais que proporcionais à sua participação relativa. Apesar dos

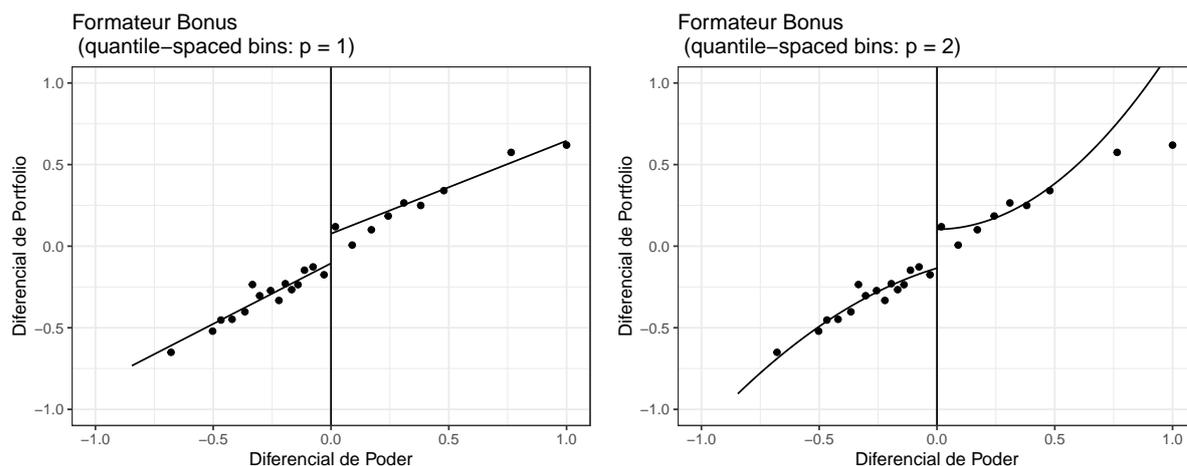


Figura 13 – Hipótese Morelli

coeficientes apontarem ganhos de 25 p.p e 34 p.p (Modelo 1 e Modelo 2), o teste estatístico confirma a hipótese de proporcionalidade (sem bônus) pois tanto o modelo com distintos polinômios quanto distintos métodos de *bandwidth* (MSERD e MSETWO) apresentam estatísticas não significantes, o que impossibilita afirmar ser diferente de zero o *local average treatment effect* da existência de bônus ao partido *formateur*. Este resultado confirma a previsão do modelo de barganha de Morelli.

Tabela 12 – Efeito do Tratamento na Probabilidade de Bônus ao Formateur

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.25 | 0.13 | 0.06 | 0.38 | mserd | 1 | 517 | 366 |
| Modelo 2 | 0.34 | 0.19 | 0.07 | 0.28 | mserd | 2 | 517 | 281 |
| Modelo 3 | 0.26 | 0.15 | 0.08 | 0.28 | msetwo | 1 | 517 | 342 |
| Modelo 4 | 0.35 | 0.19 | 0.06 | 0.28 | msetwo | 2 | 517 | 374 |

Resultado potencial, diferencial de portfolio.

Tratamento, diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por países

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

2.4.4 Modelos com Covariáveis

Nos modelos de RDD as covariáveis não devem interferir nas estimações. Entretanto, incluí-las pode aumentar a precisão da estimação (CALONICO et al., 2018). Dessa forma, a Figura 14 apresenta as estimativas dos coeficientes LATE com os respectivos intervalos de confiança. Os modelos básicos, sem covariáveis, apresentaram resultados semelhantes aos modelos ajustados, mesmo considerando polinômio linear ou quadrático. Assim, todas as estimativas apontam para a mesma direção: *não há bônus ao partido formateur em nenhum modelo*.

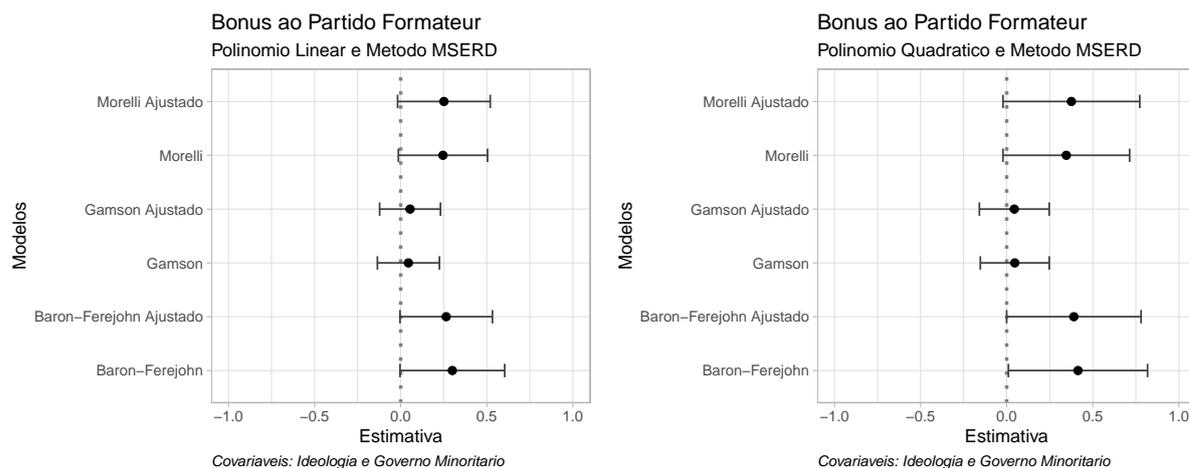


Figura 14 – Comparação das Hipóteses com Covariáveis

2.4.5 Interpretação dos Resultados e Discussões

Podemos sumarizar a discussão apresentando os seguintes destaques. Primeiro, parece crível afirmar que, independente da variável utilizada para mensurar o poder de barganha (*seat-share* ou *voting weight*), não há evidências da ocorrência de bônus ao partido *formateur*, resultado que corrobora os modelos teóricos de Gamson (1961) e Morelli (1999) e contradiz o modelo de Baron e Ferejohn (1989)¹⁴.

Segundo, compreender qual variável é relevante para analisar o processo de barganha na alocação de portfolio não está em discussão neste trabalho¹⁵. Para alguns autores, o número de cadeiras relativas de cada partido refletiria o *poder nominal* do partido enquanto o *poder real* seria mensurado pela sua capacidade de ser pivotal¹⁶. Como afirmam Fréchette, Kagel e Morelli (2005a), há mais similaridades entre os modelos do que divergências e os dados mostram existir um *behavioral identification problem*. Para os autores,

To fully address this behavioral identification problem, one would need to observe actual institutional differences and/or come up with other ways to distinguish between the two models given the available field data. (FRÉCHETTE; KAGEL; MORELLI, 2005a, p. 1896).

Terceiro, os resultados experimentais do modelo de Baron e Ferejohn (1989), apresentados por Fréchette, Kagel e Morelli (2005a), mostram que, quando todos os

¹⁴ Em uma perspectiva de longo-prazo, Akirav e Cox (2018) apresentaram evidências sobre a existência de bônus ao partido *formateur* na ocorrência de governos monárquicos com grandes poderes discricionários e redução com a implementação de limites constitucionais, em linha com a *lei de Gamson*.

¹⁵ Cutler et al. (2016) apresentaram evidências de que a variável *seat-share* determina a alocação de portfolio enquanto o *voting weight* determina quais partidos participam da coalizão. Por sua vez, Martin e Vanberg (2020) apresentaram evidências de compatibilização entre os modelos de barganha e Gamson.

¹⁶ Para uma discussão sobre essa diferença, ver Fréchette, Kagel e Morelli (2005b)

agentes tem o mesmo poder de barganha, existe bônus ao partido *formateur*, mas numa escala inferior ao previsto pelo modelo¹⁷. Entretanto, com heterogeneidade dos agentes, não foi possível verificar tal bônus ao *formateur*: “*in contrast, Apex formateurs have little (if any) proposer power in both BF and DB treatments*” (FRÉCHETTE; KAGEL; MORELLI, 2005a, p. 1908). Este resultado é condizente com o apresentado aqui, pois nos parlamentos reais a norma é a existência de heterogeneidade entre os partidos políticos, justificando a não existência de bônus alocativo ao partido *formateur*.

Quarto, no modelo de Baron e Ferejohn (1989) existe uma distinção sobre a possibilidade de emendamento das propostas: *closed versus open*. Comparativamente, o bônus ao partido *formateur* é inferior quando permite-se emendar propostas (*open*), pois possibilita alongar o processo de barganha, reduzindo o *proposal power*. Fréchette, Kagel e Lehrer (2003) apresentaram resultados experimentais que corroboram estas premissas, encontrando alocações mais igualitárias nas *open rules*. No mundo real das barganhas parlamentaristas existem, de fato, *delays* e possibilidades de distintos *rounds*, assim, os resultados apresentados aqui (não existência de bônus ao *formateur*), também podem ser entendidos como uma confirmação dessas premissas.

Por fim, um resultado comum apresentado tanto por Browne e Franklin (1973) quanto Warwick e Druckman (2006), aplicando o modelo de Gamson, é a existência de uma tendência do partido mais fraco da coalizão receber mais ministérios do que seu peso relativo (*relative weakness effect*). Este mesmo resultado aparece no modelo de Morelli (1999). Tal resultado dialoga com os modelos experimentais que não encontram evidências tão robustas de bônus ao *formateur*. No modelo de barganha de Baron-Ferejohn, caso a oferta do partido *formateur* não seja aceita, escolhe-se um novo *formateur*. Assim, há um risco do primeiro partido escolhido como *formateur* não fazer parte da coalizão vencedora, perdendo todo o *payoff*. Logo, é racional abrir mão de parte dos seus ganhos em prol de outros membros, mais fracos relativamente, para garantir uma coalizão vencedora e evitar uma retaliação futura¹⁸. Sendo verdadeiro tal comportamento, o resultado apresentado aqui sobre a não ocorrência de bônus ao partido *formateur* - independente da variável utilizada para mensurar o poder de barganha -, corrobora estes resultados.

2.5 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo apresentar o *puzzle* da literatura sobre barganha legislativa e alocação de portfólio e reavaliar tais resultados à luz de um modelo quase-experimental. Os modelos canônicos se dividem em dois grupos: i) os que defendem *seat-share* como variável relevante para a dinâmica da barganha; ii) os que advogam *voting*

¹⁷ Ansolabehere et al. (2005) apresentaram resultados semelhantes.

¹⁸ Montero (2015) apresentou um modelo em que o bônus ao *formateur*, no limite, vai à zero, na ocorrência de risco de *breakdown*. Resultado semelhante em Battaglini (2019).

weight como variável-chave. A partir dessa disjuntiva, têm-se três conclusões contraditórias: considerando *seat-share*, não observa-se bônus ao partido *formateur* e tem-se proporcionalidade alocativa (*Hipótese Gamson*); com *voting weight* espera-se um bônus ao *formateur* (*Hipótese Baron-Ferejohn*) ou proporcionalidade (*Hipótese Morelli*).

As evidências empíricas parecem ser contraditórias. Autores como [Ansolabehere et al. \(2005\)](#) e [Jr., Ting e Ansolabehere \(2005\)](#) encontraram bônus ao *formateur* pois adotam o poder da barganha dada pelo *voting weight*. Já [Warwick e Druckman \(2006\)](#), [Cutler et al. \(2016\)](#) e [Laver, de Marchi e Mutlu \(2011\)](#), não corroboraram este resultado. Além disso, do ponto de vista experimental, como afirmam [Fréchette, Kagel e Morelli \(2005a\)](#), há mais similaridades entre os modelos do que divergências e os dados mostram existir um *behavioral identification problem*.

Para lidar com esse problema, a estratégia deste artigo foi explorar o fato de que dois partidos semelhantes em termos de poder (seja *seat-share* ou *voting weights*), teriam as mesmas condições de barganha e, assim, receber o mesmo portfólio. Aplicando um desenho de regressão descontínua (RDD) conclui-se que: 1) se a variável relevante for *seat-share*, não há bônus ao partido *formateur*, corroborando a *Hipótese Gamson*; 2) se for *voting weights*, o partido *formateur* recebe portfólio proporcional ao seu poder de barganha, contradizendo a *Hipótese Baron-Ferejohn*, mas em acordo com a *Hipótese Morelli*. Dessa forma, este artigo contribui com essa literatura na medida em que oferece um tratamento quase-experimental com dados observacionais sobre barganha legislativa na alocação de portfólio ministerial. Estes resultados nos permite avançar na compreensão do poder de barganha de cada partido e nos mecanismos causais da alocação de portfólio ministerial.

3 Gamson encontra Rawls: Evidências sobre *Making and Breaking* de Governos

Resumo

Apesar da validade da *lei de Gamson* ser amplamente coberta pela literatura, existe uma lacuna na compreensão sobre a existência do *relative weakness effect*. Porque os menores partidos que compõem as coalizões recebem bônus ministerial? Utilizando regressões descontínuas (RDD) apresento evidências de que, na ocorrência desse *small-party bias*, tem-se: i) redução de 69 p.p na probabilidade de dissolução da coalizão em função de conflito interpartidários; ii) redução de 35 p.p na probabilidade da dissolução por motivos discricionários; iii) aumento de 40 p.p na duração relativa do gabinete; iv) aumento de 23 p.p na probabilidade da coalizão perdurar pelo tempo máximo possível. Além disso, apresento que essa equidade distributiva é compatível com a regra *maximin* (*lexical difference principle*) de Rawls (1971) e consistente com a alocação proposta pelo Talmud (*nucleolus* da teoria dos jogos cooperativos). Dessa forma, vinculam-se delegação de poder, compartilhamento de recursos e *fairness* com *making and breaking* de governos.

Keywords: Lei de Gamson, Relative Weakness Effect, Nucleolus.

3.1 Introdução

Uma das características fundamentais do processo de construção de governos de coalizão é a discussão sobre como compartilhar recursos e poderes entre seus membros. A literatura aponta que distribuir portfolio ministerial proporcionalmente ao número de cadeiras de cada partido da coalizão é uma das maiores regularidades empírica deste processo, denominada *lei de Gamson* (GAMSON, 1961).

Apesar da validade da *lei de Gamson* ser amplamente coberta pela literatura, há uma lacuna na compreensão sobre a existência do *relative weakness effect*: uma tendência dos menores partidos que compõem as coalizões receberem mais que proporcional à sua contribuição efetiva (BROWNE; FRANKLIN, 1973; WARWICK; DRUCKMAN, 2006). Porque o partido *formateur*, em geral o maior partido, aceitaria abrir mão do seu poder e alocar mais portfolio aos mais fracos relativos?

No processo de negociação e construção de um governo de coalizão os líderes partidários buscam consensos mínimos sobre objetivos, às vezes, conflitantes. Como cada partido tem sua própria plataforma e preferência, os custos de transação não são desprezíveis na tentativa de identificar as distintas estratégias para fomentar acordos críveis de longo prazo (MÜLLER; STRØM, 1999). Neste ambiente de incerteza e informação assimétrica, o partido *formateur* precisa construir sua reputação compartilhando recursos e delegando poderes aos membros da coalizão de tal forma à minimizar os riscos que possam implicar conflitos interpartidários e dissoluções precoce do gabinete (KIEWIET; MCCUBBINS, 1991; LAFFONT; TIROLE, 1993; LUPIA, 1992; LUPIA; MCCUBBINS, 1998; STRØM; MÜLLER; BERGMAN, 2006).

Neste artigo apresento evidências de que, se no processo de barganha os partidos mais fracos relativos receberem mais que proporcional ao seu peso (bônus ministerial) há uma redução tanto na probabilidade da coalizão ser dissolvida em função de conflitos interpartidários quanto na dissolução da coalizão por outras formas discricionárias (*discretionary termination*). Do mesmo modo, aumenta tanto a durabilidade da coalizão quanto a probabilidade da coalizão seguir no poder até as próximas eleições. Assim, são coalizões mais longevas e estáveis ao longo do tempo.

Para explicar este mecanismo, utilizo um modelo de *bargaining problems with claims*, onde apresento que o critério da proporcionalidade, que fundamenta a *lei de Gamson*, é uma entre distintas regras de justiça distributiva e que há evidências de que a regra de alocação proposta pelo Talmud se ajusta melhor aos dados sobre a existência do *relative weakness effect*. Deste modo, como a regra do Talmud é compatível com a solução do *nucleolus* da teoria dos jogos cooperativos e tal alocação minimiza as insatisfações distributivas dos jogadores de forma lexicográfica (*minimax*), derivam-se aspectos de equidade distributiva que expressam, em certo sentido, características da filosofia política de

Rawls (1971). (AUMANN; MASCHLER, 1985; SCHMEIDLER, 1969; CHUN; THOMSON, 1992; LITTLECHILD; THOMPSON, 1977).

A estratégia adotada para identificar o efeito causal explora a diferença entre as alocações de portfólios ministeriais efetivas (*portfolio-share*) e as soluções propostas pelo *bargaining problems with claims*. Assim, a partir da reconstrução do *index of overpayment* de Browne e Franklin (1973), se a diferença for positiva (negativa), a alocação efetiva está acima (abaixo) do que seria recomendado pelo modelo de barganha. Logo, resultado positivo (negativo) implica bônus (ônus) ministerial. De posse dessa estrutura, utilizo um desenho de regressão descontínua (RDD) para mensurar os efeitos causais, comparando os partidos que não receberam bônus com àqueles que receberam bônus ministerial. Assim, receber bônus ministerial causa redução nos conflitos interpartidários e aumenta a estabilidade da coalizão?

As evidências indicam que nas coalizões que distribuíram bônus ministerial aos partidos mais fracos relativos há uma redução de 69 p.p na probabilidade da dissolução da coalizão ser fruto de conflito interpartidário e redução de 35 p.p na probabilidade da dissolução por motivos discricionários. Com isso, se o objetivo do partido *formateur* for minimizar as chances de dissolução do gabinete, alocar de forma mais equânime parece ser uma estratégia crível.

Do ponto de vista da estabilidade e durabilidade da coalizão, as evidências indicam que nas coalizões que distribuíram bônus ministerial aos partidos mais fracos relativos há um aumento de 40 p.p na duração relativa da coalizão e aumento de 23 p.p na probabilidade da coalizão perdurar até a próxima eleição. Dessa forma, se o objetivo do partido *formateur* for ter coalizões longevas e estáveis, alocar de forma mais equânime é fundamental.

Estes resultados auxiliam na compreensão da alocação de portfólio não apenas como um simples mecanismo racional de divisão dos *payoffs* entre os pares, mas ressalta a importância da estabilidade de longo prazo da coalizão. Neste sentido, o mecanismo de alocação de portfólio deve ser entendido como um processo dinâmico que vincula a delegação de poder e o compartilhamento de recursos com o *making and breaking* de governos, visando não apenas ser viável; mas sim, estável e longeva. Deste modo, este artigo contribui com a literatura na medida em que oferece o primeiro tratamento quase-experimental com dados observacionais sobre essa questão. Na próxima seção apresento uma revisão da literatura. Na sequência, o modelo de barganha e a metodologia do desenho da pesquisa e, por fim, os principais resultados.

3.2 Lei de Gamson e *Relative Weakness Effect*

As eleições legislativas de 1995 na Islândia indicaram o *Independence Party* (IP) como o maior partido do parlamento com 25 cadeiras (39,7% do total). Após 16 dias de

negociações, frustrou-se uma coalizão com o *Social Democratic Party* e formou-se uma coalizão entre o *Independence Party* (IP) e o *Progressive Party* (PP), conduzindo Davíð Oddsson para seu segundo mandato. A coalizão majoritária formada obteve 40 cadeiras (63,5% do total) e ficou no poder por 1497 dias, até as novas eleições de 1999. Os partidos resolveram alocar de forma equânime os 14 gabinetes ministeriais, 50% para cada partido.

Na Holanda, após as eleições de 1994, o *Labour Party* (PvdA) de Wim Kok tornou-se o maior partido, com 37 cadeiras (40,2% do total). Após duas tentativas frustradas de coalizões e 111 dias de negociações, formou-se o *First Purple Cabinet* entre o *Labour Party* (PvdA), *People's Party for Freedom and Democracy* (VVD) e *Democrats 66* (D66), com 37, 31 e 24 cadeiras, respectivamente, tornando uma coalizão majoritária com 63,3% do total de cadeiras. A contribuição relativa de cada partido à coalizão foi de 40,2%, 33,7% e 26,1%, respectivamente. Apesar da disparidade na proporção relativa de cada partido da coalizão, a alocação de portfólio ministerial foi de 31,5%, 37,5% e 31,5%. Uma distribuição mais igualitária do que a contribuição relativa de cada partido. A coalizão ficou no poder por 1355 dias, até as eleições de 1998.

Nas eleições de 1995 na Finlândia, formou-se o primeiro governo de Paavo Lipponen. Seu partido, *Social Democratic Party*, obteve 63 cadeiras (43,5% do total) e após 25 dias de negociações, consolidou-se uma ampla coalizão com todo espectro político, chamada de *Rainbow Coalitions*, com mais 4 partidos - *National Coalition Party*, *Swedish People's Party*, *Left Alliance*, e *Green League* - com 39 (27% da coalizão), 12 (8% da coalizão), 22 (15% da coalizão) e 9 cadeiras (6% da coalizão), respectivamente. A coalizão obteve 145 cadeiras (72,5% do total) e ficou durante todo período, 1464 dias, até as eleições de 1999. Apesar desse amplo espectro político, a alocação de portfólio foi relativamente equânime, os dois maiores partidos receberam 33% cada, os dois intermediários, 13%, e o menor partido, 6%, proporcional ao seu peso relativo.

Por fim, em 1997 deu-se início ao primeiro governo de Kjell Bondevik do *Christian Democratic Party* na Noruega. Seu partido obteve 25 cadeiras (15% do total) e após 4 dias, formou-se uma coalizão minoritária com o *Centre Party* (11 cadeiras) e *Liberal Party* (6 cadeiras), obtendo 25% do total de cadeiras do parlamento. Assim, a proporção relativa da coalizão ficou, aproximadamente, 59%, 26% e 15%. O partido *formateur*, apesar de ter 59% da coalizão, recebeu 45% do portfólio e os outros, 35% e 20%, respectivamente, valores acima da contribuição relativa de cada partido.

Esses exemplos revelam, entre outras coisas, que na dinâmica de barganha e formação do gabinete, o partido *formateur* recebe menos que proporcional ao seu peso relativo e alguns partidos recebem mais que proporcional. Para além da seleção arbitrária dos casos, essas desproporcionalidades são corroboradas pela literatura que indica que os menores partidos que compõem as coalizões recebem mais que proporcional ao seu peso relativo, revelando a existência do *relative weakness effect* (BROWNE; FRANKLIN, 1973;

BROWNE; FRENDEIS, 1980; SCHOFIELD; LAVER, 1985; WARWICK; DRUCKMAN, 2006). A partir dos dados de Warwick e Druckman (2006) pode-se visualizar tais relações (Figura 15).

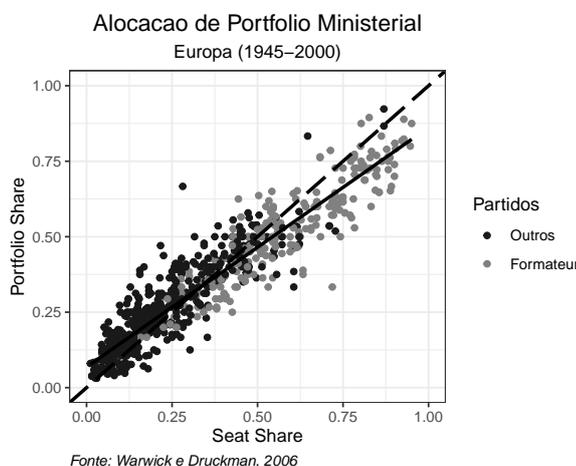


Figura 15 – Lei de Gamson

A perfeita proporcionalidade entre *seat-share* e *portfolio-share* implicaria um modelo que se ajusta à reta de 45 graus. A análise dos dados não fornece uma relação exata, justamente pela presença do *relative weakness effect*. Formalmente, este resultado é analisado através dos coeficientes da regressão (Tabela 13).

Tabela 13 – Alocação de Portfolio e Tamanho da Coalizão

| | Portfolio payoffs | | | | | |
|-------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Seat-Share | 0.79*** (0.01) | 0.72*** (0.03) | 0.69*** (0.03) | 0.76*** (0.03) | 0.79*** (0.02) | 0.83*** (0.06) |
| Constant | 0.07*** (0.005) | 0.14*** (0.02) | 0.10*** (0.01) | 0.06*** (0.01) | 0.04*** (0.004) | 0.03*** (0.01) |
| N | 761 | 220 | 162 | 236 | 125 | 18 |
| R ² | 0.88 | 0.81 | 0.87 | 0.84 | 0.92 | 0.82 |
| Adjusted R ² | 0.88 | 0.81 | 0.87 | 0.84 | 0.92 | 0.81 |

*p < .1; **p < .05; ***p < .01

Fonte: Warwick e Druckman, 2006

Clustered standard errors por país.

Modelo 1 = Todos casos; Modelo 2 = 2 partidos, etc.

O resultado empírico que valida a *lei de Gamson* é a apresentação de uma regressão linear (OLS) entre o *seat-share* e *portfolio-share*. As regressões apresentam que a correlação é positiva e bastante significativa, mostrando que, de fato, faz sentido considerar o *seat-share* como preditor da alocação de portfolio ministerial. Por sua vez, a discussão sobre a existência do *relative weakness effect* é avaliada pelo intercepto da regressão linear: valor

positivo e significativo indica que os menores partidos recebem mais que proporcional ao seu peso relativo.

O primeiro modelo considera todas as coalizões, sem distinguir pelo tamanho. Neste modelo, partidos que contribuem relativamente pouco com a coalizão recebem, em média, 7% a mais de portfolio ministerial. Entretanto, como salientam Browne e Franklin (1973), esse efeito é condicionado ao tamanho da coalizão: quanto menor a coalizão, mais forte o efeito. Nos modelos 2 à 6 apresento essas relações considerando o tamanho da coalizão. De fato, o bônus ministerial alocado aos menores partidos diminui com o tamanho da coalizão, mas mesmo nas maiores coalizões (com 6 partidos, modelo 6) o *relative weakness effect* se faz presente.

A discussão sobre os critérios na alocação de portfolio ministerial implica na compreensão de quais recursos cada partido leva consigo à mesa de negociação. Seguindo a tradição dos modelos de barganha legislativas de Baron e Ferejohn (1989), o poder de barganha de cada partido (*voting weight*) determinaria sua alocação de portfolio e não o *seat-share*. Dessa forma, o partido *formateur*, em função da sua posição privilegiada neste processo, deveria receber um bônus ministerial. Ansolabehere et al. (2005) e Jr., Ting e Ansolabehere (2005) encontraram evidências sobre esse processo. Para Warwick e Druckman (2006), mesmo controlando pela saliência dos ministérios e pelo poder de barganha de cada partido (*voting weight*), a variável *seat-share* é melhor preditor para determinar a alocação de portfolio ministerial, corroborando a validade da *lei de Gamson*¹ (CUTLER et al., 2016; LAVER; de Marchi; MUTLU, 2011; CARROLL; COX, 2007).

Entretanto, do ponto de vista estatístico, as evidências empíricas apontam que os menores partidos que compõem as coalizões recebem mais que proporcional à sua contribuição original, *independente se utilizarmos seat-share ou voting weight como variável fundamental*, justificando a existência de bônus ministerial ao partido mais fraco da coalizão, em concordância com o modelo de barganha de Morelli (1999). Nas palavras de Ansolabehere et al. (2005), “*small parties seem to do better than expected, as suggested by the significant positive intercept*”.

Dessa forma, diante da existência desse *small-party bias*, o objetivo deste trabalho é entender sua relação com a estabilidade da coalizão. Antes disso, porém, apresento uma discussão sobre critérios de justiça distributiva e *fairness*, buscando vincular a *lei de Gamson* e *small-party bias* dentro de uma perspectiva normativa complementar à *norma da proporcionalidade*.

¹ Recentemente, Martin e Vanberg (2020) apresentaram uma discussão tendo como foco os partidos que receberam *menos* portfolio ministerial relativo ao seu peso, buscando compatibilizar os modelos de barganha e a *lei de Gamson*. Apesar dessa importante iniciativa, o foco aqui se dá em torno dos partidos que receberam *mais* portfolio relativamente, ressaltando a existência do *relative weakness effect*.

3.3 Critérios de Justiça distributiva: Proporcionalidade, Talmud e Jogos Cooperativos

A noção de justiça como algo proporcional tem raízes filosóficas profundas e apareceu esquematizada pela primeira vez na obra de Aristóteles, *Nicomachean Ethics*. Para Aristóteles, “*the just, then, is a species of the proportionate and the unjust is what violates the proportion; and the just is proportional*” (ARISTOTLE, 2014). Entretanto, a ideia de repartição justa como proporção não é uma visão única na história. Considere o seguinte exemplo sobre um litígio, descrito no texto Babilônico do Talmud²:

Two hold a garment. One claims it all, the other claims the half. What is an equitable division of the garment? Then the one is awarded 3/4, the other 1/4.

Pelo critério de Aristóteles, a divisão proporcional deveria ser $\frac{2}{3}$ para o primeiro e $\frac{1}{3}$ para o segundo.³ Qual a racionalidade desse critério de $\frac{3}{4}$ e $\frac{1}{4}$? Observe que, em disputa, tem-se a metade do objeto, pois as duas pessoas declaram que pelo menos a metade lhe pertence. Então, como a outra metade não está em disputa, quem reivindica a totalidade garante, pelo menos, esta parte para si. Assim, efetivamente, tem-se $\frac{1}{2}$ em disputa. Logo, divide-se por igual o objeto em litígio. Dessa forma, quem pediu a totalidade, recebe $\frac{1}{2} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$ e quem reivindicou a metade, recebe $\frac{1}{4}$.

Considere esse outro exemplo: um homem morreu deixando dívidas superiores ao seu patrimônio. Como repartir seu patrimônio entre os credores? O primeiro credor reivindica 300; o segundo 200 e o terceiro 100. A tabela a seguir tem a divisão proposta pelo Talmud:

Tabela 14 – Divisão pelo Talmud

| | Patrimonio | 300 | 200 | 100 |
|----------|------------|-------|-------|------|
| Caso I | 100 | 33.3 | 33.3 | 33.3 |
| Caso II | 200 | 75.0 | 75.0 | 50.0 |
| Caso III | 300 | 150.0 | 100.0 | 50.0 |

Se o patrimônio deixado for muito menor do que a soma de todas as reivindicações, a recomendação é dividi-lo igualmente, 33% para cada (Caso I). Entretanto, se o patrimônio for de 300, o Talmud recomenda uma divisão proporcional à reivindicação de cada um (Caso III). Observe que o critério de justiça distributiva das regras de divisão não é uniforme, pois depende do total de patrimônio e da reivindicação. Por fim, qual a regra do Caso II? Claramente não é igualitária (caso I) nem proporcional (caso III). Ao longo do

² Documento judaico com mais de 2000 anos que forma a base do direito civil, criminal e religioso. O’Neill (1982), Young (1995) e Moulin (2004) apresentam um panorama histórico.

³ A demanda total é de $1 + \frac{1}{2}$. Quem demandou a totalidade, recebe $\frac{1}{1.5} = \frac{2}{3} = 0.6667$; quem demandou a metade, recebe $\frac{1}{3}$. Para maiores esclarecimentos, ver Balinski (2005).

tempo, pensou-se ter algum erro na transcrição deste exemplo até que [Aumann e Maschler \(1985\)](#) desvendaram o mistério: os três casos da tabela podem ser expressos como *nucleolus*, uma solução da teoria dos jogos cooperativos.

Jogos cooperativos analisam formação de coalizão entre os agentes que fazem acordos críveis sobre como distribuir um dado *payoff* entre seus membros. Formalmente, seja N o conjunto de jogadores e $S \subseteq N$ uma coalizão. Para cada coalizão, designe uma *characteristic function* que associa um número real $v(S)$ que mede o valor da coalizão. Se a coalizão S for formada, o objetivo será repartir $v(S)$ entre seus membros. Uma alocação x será factível se $\sum_{i \in S} x_i \leq v(S)$. Como repartir o valor da coalizão $v(S)$ entre seus membros? Entre as soluções mais importantes tem-se: *Shapley value* ([SHAPLEY, 1952](#)), *Core* ([GILLIES, 1959](#)), *Nucleolus* ([SCHMEIDLER, 1969](#)) e *Constrained Egalitarian Allocations* ([DUTTA; RAY, 1989](#); [DUTTA; RAY, 1991](#)).

Cada solução expressa, em certo sentido, algum critério normativo de justiça. O valor de Shapley é uma solução que leva em consideração o incremento marginal de cada agente à coalizão. Intuitivamente, calcula-se o valor da coalizão com e sem o agente i . Logo, o critério de justiça é dado pela contribuição efetiva (marginal) de cada agente à coalizão.

Quando a alocação é tal que nenhum agente tem incentivo a sair e formar outra coalizão, tem-se uma coalizão estável. Intuitivamente essa é a solução do *Core*. Apesar de ser uma alocação estável, tal alocação pode não ser justa (*fair*) e pior, pode simplesmente não existir (*core* vazio); não sendo possível definir uma alocação estável⁴.

Para cada alocação x , pode-se calcular a diferença (excesso) entre a totalidade da alocação e o valor da coalizão, $e(S, \mathbf{x}) = x(S) - v(S)$. Dessa forma, a diferença é uma medida de bem-estar da coalizão sobre a alocação efetiva. Após reordenar o vetor de excessos de forma crescente, vamos dizer que o vetor $e(x)$ é *leximin* superior ao vetor $e(y)$ se $e(x)$ for lexicograficamente superior à $e(y)$ e escrever $e(x) \succ_{lex} e(y)$. A ideia do *nucleolus* é escolher uma alocação que maximiza lexicograficamente o bem-estar de cada agente, começando pelo membro da coalizão mais insatisfeito. Intuitivamente, a imputação do *nucleolus* faz do conjunto de agentes “mais insatisfeito” o mínimo possível. Neste sentido, o *nucleolus* é uma alocação que se assemelha ao critério *maximin* (lexicographical difference principle) de [Rawls \(1971\)](#)⁵:

[...] we can express a more general principle as follows: in a basic structure with n relevant representatives, first maximize the welfare of the worst off representative man; second, for equal welfare of the worst-off representative, maximize the welfare of the second worst-off representative man, and so on until the last case which is, for

⁴ Para garantir que o *core* seja não-nulo, o jogo tem que ser convexo. Todo *claims problems* é convexo ([CHUN; THOMSON, 1992](#); [CURIEL; MASCHLER; TIJS, 1987](#); [MASCHLER; PELEG; SHAPLEY, 1979](#)).

⁵ Para maiores detalhes, ver [Iñarra, Serrano e Shimomura \(2020\)](#), [Peters \(2015\)](#).

equal welfare of all the preceding $n-1$ representatives, maximize the welfare of the best-off representative man. We may think of this as the lexical difference principle (RAWLS, 1971, p.83).

Perspectivas igualitaristas podem colidir com aspectos de incentivos e eficiência alocativas. Uma solução alternativa ao critério de alocação *maximin* é considerar uma solução que seja *Lorenz-maximal*. Um vetor x é *Lorenz-maximal* de y ($x \succ_L y$) se a ordenação crescente $\theta_1(x), \theta_2(x), \dots, \theta_n(x)$ implicar $\sum_i^k \theta_i(x) \geq \sum_i^k \theta_i(y)$ e pelo menos uma desigualdade estrita. Intuitivamente, uma alocação será *Lorenz-maximal* se, através de uma realocação dos mais satisfeitos aos mais insatisfeitos, obtiver um resultado que minimiza a distância entre as alocações recebidas. Dutta e Ray (1989) demonstraram que a *egalitarian solution* é a alocação que Lorenz-domina qualquer outra alocação que esteja no *core*, tornando-a, entre as alocações estáveis, a mais igualitária possível.

Antes do trabalho de Aumann e Maschler (1985), O'Neill (1982) apresentou vinculações entre soluções de jogos cooperativos e não-cooperativos com toda uma gama de resultados de *claims problems* (ou *bankruptcy problem*) tais como os apresentados no Talmud, evidenciando um paralelismo entre essas formas distintas de modelos. Para ele, seria possível apresentar todo jogo coalizional como um vetor $v = (v(S))_{S \subseteq N} \in \mathfrak{R}^{2^{|N|-1}}$. Dado um *claims problems* $(c, E) \in \mathcal{C}^N$, o jogo coalizional associado será: $v(c, E) \in \mathfrak{R}^{2^{|N|-1}}$ onde $v(c, E)_{(S)} = \max \{E - \sum_{N \setminus S} c_i, 0\}$. Um interessante resultado de correspondência entre essas soluções dos jogos cooperativos e *claims problems* foi apresentado por Thomson (2003)⁶:

- i) Valor de Shapley = Random Arrival (O'NEILL, 1982);
- ii) Nucleolus = Talmud (AUMANN; MASCHLER, 1985);
- iii) Dutta-Ray = Constrained equal awards (DUTTA; RAY, 1989);
- iv) τ -value = Adjusted proportional (CURIEL; MASCHLER; TIJS, 1987).

Em suma, todo modelo que envolva discussão sobre repartição, dada alguma restrição de recursos, pode ser reescrito em termos da teoria dos jogos. Além disso, cada regra de divisão tem embutidos aspectos normativos sobre o que seria uma divisão justa. Na próxima seção apresento formalmente essa relação através de um modelo de alocação de portfolio ministerial como um *claims problems*.

⁶ Thomson (2003) também apresentou vinculações entre os resultados de *claims problems* e soluções de modelos de barganha. Por exemplo, CEA é compatível com *Nash bargaining* (NASH, 1950) e *Adjusted proportional* com Kalai-Smorodinsky (KALAI; SMORODINSKY, 1975).

3.4 Alocação de Portfolio como *Bargaining problems with claims*

Um montante $E \in \mathbb{R}_+$ tem que ser dividido entre um conjunto $N \subseteq \mathbb{N}$ de agentes. Para cada $i \in N$, considere $c_i \in \mathbb{R}_+$ como o *claim* do agente i e $c \equiv (c_i)_{i \in N}$ o vetor corresponde de todos os *claims*. Assim, um *claims problem*⁷ é descrito como um par $(c, E) \in \mathbb{R}_+^N \times \mathbb{R}_+$, onde $c \geq 0$ para todo $i \in \mathbb{N}$ e $0 \leq E \leq \sum_{i \in N} c_i$. Denote \mathcal{C}^N a classe de todos os problemas.

Para resolução do *claims problem*, deve-se buscar uma *regra de divisão* (R), que é uma função que associa para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ um vetor $x \in \mathbb{R}^N$ cujas coordenadas somam E e satisfaz a desigualdade $0 \leq x \leq c$. Denote tal vetor como *awards vector* para (c, E) .

3.4.1 Regras de Divisão

Vamos descrever algumas regras⁸:

- i) **Proportional Rule**, P : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$, $P(c, E) \equiv \lambda c$, onde λ é escolhido a partir da restrição $\sum \lambda c_i = E$.
- ii) **Constrained equal awards rule**, CEA : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ e para cada $i \in N$, $CEA_i(c, E) \equiv \min \{c_i, \lambda\}$, onde λ é escolhido a partir da restrição $\sum \min \{c_j, \lambda\} = E$
- iii) **Constrained equal losses rule**, CEL : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ e para cada $i \in N$, $CEL_i(c, E) \equiv \max \{0, c_i - \lambda\}$, onde λ é escolhido a partir da restrição $\sum \max \{0, c_i - \lambda\} = E$
- iv) **Talmud rule**, T : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ e para cada $i \in N$, temos:

$$\begin{cases} T_i(c, E) \equiv \min \{c_i/2, \lambda\} & , \text{ se } \sum (c_i/2) \geq E \\ T_i(c, E) \equiv c_i - \min \{c_i/2, \lambda\} & , \text{ se } \sum (c_i/2) \leq E \end{cases}$$

onde λ é escolhido a partir das restrições:

$$\begin{cases} \sum \min \{c_i/2, \lambda\} = E & , \text{ se } \sum (c_i/2) \geq E \\ \sum [c_i - \min \{c_i/2, \lambda\}] = E & , \text{ se } \sum (c_i/2) \leq E \end{cases}$$

- v) **Random arrival rule**, RA : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ e para cada $i \in N$, temos:

$$RA_i(c, E) \equiv \frac{1}{n!} \sum_{\pi \in \Pi^N} \min \left\{ c_i, \max \left\{ E - \sum_{j \in N, \pi(j) < \pi(i)} c_j, 0 \right\} \right\}$$

⁷ Também denominado como *bankruptcy problems* ou *estate division*.

⁸ Para uma discussão detalhada ver Thomson (2018) e Herrero e Villar (2001)

- vi) **Adjusted proportional rule**, AP : Para cada $(c, E) \in \mathcal{C}^N$ e para cada $i \in N$, seja $m_i(c, E) \equiv \max \left\{ E - \sum_{j \in N \setminus \{i\}} c_j, 0 \right\}$ o *minimal right* de i em (c, E) e $m(c, E) \equiv (m_i(c, E))_{i \in N}$. Assim,

$$AP(c, E) \equiv m(c, E) + P \left(\left(\min \left\{ c_i - m_i(c, E), E - \sum m_j(c, E) \right\} \right)_{i \in N}, E - \sum m_j(c, E) \right)$$

Cada regra descrita acima apresenta alguma noção de justiça (*fairness*) no seu resultado alocativo. A *Proportional Rule* (P) é a noção mais tradicional de justiça, pois associa alocação à proporcionalidade do *claim* de cada indivíduo. Por sua vez, a *Constrained equal awards rule* (CEA) equaliza os ganhos alocativos de recursos sob a restrição de que nenhum agente receba mais que seu *claim*. Já a *Constrained equal losses rule* (CEL), equaliza as perdas alocativas de tal forma que ninguém recebe um valor negativo. A *Talmud rule* define o critério alocativo tendo como base o montante à ser distribuído. Assim, aplica-se CEA se o montante a ser dividido for inferior a metade da soma dos *claims* e CEL se for superior. A *Random arrival rule* associa uma alocação pela ordem de pedido do *claim* até alocar a totalidade disponível. Para evitar viés de injustiça, alocando a totalidade para quem “chegar primeiro”, calcula-se a média de todas as possíveis ordenações. Por fim, *Adjusted proportional rule* faz alocação em duas etapas. Primeiro, dado o montante a ser distribuído, associa um vetor de *minimal right* para cada. Na sequência, o que sobrar é realocado proporcionalmente ao *claim* revisado.

Para entendermos os argumentos, considere o primeiro exemplo dado na seção anterior. Na Islândia, houve uma coalizão majoritária entre o *Independence Party* (IP) e o *Progressive Party* (PP) com um total de 40 cadeiras (25 e 15, respectivamente). Esta coalizão precisava alocar 14 gabinetes ministeriais. A discussão e barganha resultaram em uma alocação igualitária, 7 ministérios para cada partido. Usando a formalização adotada aqui, pode-se considerar que $E = 14$, e o *claim* de cada partido como um vetor $c \equiv (25, 15)$. Aplicando as regras:

- i) **Proportional Rules**: Resolvendo a restrição, $\sum \lambda c_i = 14$, implica que $\lambda = 14/40 = 0.35$. Multiplicando este fator ao vetor de *claims*, tem-se que $c \equiv (25, 15) \times 0.35 \equiv (8.75, 5.25)$. Evidente que tal resultado respeita a restrição: $E = 14 = \sum(c_i) = 8.75 + 5.25 = 14$. Assim, o vetor de alocação proporcional será $c \left(\frac{8.75}{14}, \frac{5.25}{14} \right) = c(0.625, 0.375)$. Este resultado, claro, é exatamente a proporção de *seat-share* de cada partido na coalizão: $\left(\frac{25}{40}, \frac{15}{40} \right) = (0.625, 0.375)$.
- ii) **Constrained equal awards rule**: A restrição impõe que $\min \{25, \lambda\} + \min \{15, \lambda\} = 14$. Assim, tem-se que $\lambda = 7$ resolve a restrição. Dessa forma, $CEA = \min \{c_i, 7\}$, o que implica uma alocação de $c(7, 7)$, que respeita a restrição, $\sum(c_i) = 14$. Logo, a alocação relativa da CEA será $\left(\frac{7}{14}, \frac{7}{14} \right) = (0.5, 0.5)$. Uma alocação igualitária entre os dois partidos.

- iii) **Constrained equal losses rule:** A restrição impõe que $\max\{0, 25 - \lambda\} + \max\{0, 15 - \lambda\} = 14$. Assim, tem-se que $\lambda = 13$ resolve a restrição. Dessa forma, $CEL = \max\{0, c_i - 13\}$, o que implica uma alocação de $c(12, 2)$, que respeita a restrição, $\sum(c_i) = 14$. Logo, a alocação relativa da CEL será $(\frac{12}{14}, \frac{2}{14}) = (0.857, 0.143)$. Uma alocação fortemente desigual entre os dois partidos.
- iv) **Talmud rule:** Como $\sum(c_i/2) \geq E \Rightarrow 20 \geq 14$, aplica-se $CEA(\min\{\frac{c}{2}, \lambda\})$. A restrição impõe que $\min\{\frac{25}{2}, \lambda\} + \min\{\frac{15}{2}, \lambda\} = 14$. Assim, tem-se que $\lambda = 7$ resolve a restrição. Dessa forma, $CEA = \min\{\frac{c_i}{2}, 7\}$, o que implica uma alocação de $c(7, 7)$, que respeita a restrição, $\sum(c_i) = 14$. Logo, a alocação relativa do Talmud será $(\frac{7}{14}, \frac{7}{14}) = (0.5, 0.5)$. Uma alocação igualitária entre os dois partidos.
- v) **Random arrival rule:** Com 2 partidos, cada um pode ser o primeiro uma vez e reivindicar a totalidade de seu *claim*. Se o *Independence Party* for o primeiro, alocará a totalidade do portfolio para si e nada para o *Progressive Party*, $c(14, 0)$ pois seu *claim* é superior aos recursos disponíveis, $E = 14$. Da mesma forma, se o *Progressive Party* for o primeiro, também alocará a totalidade para si e nada para o *Independence Party*, $c(0, 14)$. Como a ordem de quem chega pode gerar injustiças, tira-se a média dos *payoffs*. Logo, $c = (\frac{14+0}{2}, \frac{0+14}{2}) = (7, 7)$. Dessa forma, a alocação relativa será $(0.5, 0.5)$.
- vi) **Adjusted proportional rule:** Calculando o *minimal right* de cada partido, $m_i(c, E) \equiv \max\{E - \sum_{j \in N \setminus \{i\}} c_j, 0\}$ tem-se que, para ambos, $m_i = 0$. Logo, o novo vetor de *claims* será $c' = \min\{c_i - m_i, E\} = (14, 14)$. Assim, $(0, 0) + \frac{E'}{\sum c'} \times (14, 14) = (0, 0) + \frac{14}{28} \times (14, 14) = (7, 7)$. O vetor de alocação relativo será $c(0.5, 0.5)$.

Aplicando as regras ao exemplo concreto, observa-se que a divisão de portfolio efetiva, de 50% para cada partido, é corroborada por uma série de regras de divisão que diferem dos resultados derivados da regra da proporcionalidade. Desses resultados pode-se concluir que: *i*) a regra de divisão proporcional tem como resultado o mesmo predito pela *lei de Gamson*; *ii*) regras distintas podem ter resultados semelhantes; *iii*) existem distintos resultados e cada um expressa algum princípio normativo de justiça.

Do ponto de vista empírico⁹, a Tabela 15 apresenta resultados da aplicação das distintas regras ao mesmo conjunto de dados de Warwick e Druckman (2006). Dessa forma, percebe-se que o resultado da alocação proporcional é o mesmo da *lei de Gamson*, que considera o *seat-share* de cada partido da coalizão como preditor da alocação de portfolio. Por sua vez, com exceção da regra *Constrained equal losses* (CEL), todas as outras regras de divisão implicaram um resultado que se aproxima do valor teórico da simetria perfeita: constante nula e coeficiente angular igual a unidade.

⁹ Todos os cálculos foram feitos com o pacote de Cano-Berlanga (2017).

Tabela 15 – Alocação de Portfolio por Regras de Divisão

| | Portfolio payoffs | | | | | |
|-------------------------|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Proporcional | 0.79*** (0.01) | | | | | |
| Talmud | | 1.01*** (0.02) | | | | |
| CEA | | | 1.04*** (0.01) | | | |
| CEL | | | | 0.39*** (0.01) | | |
| RandomArrival | | | | | 1.04*** (0.02) | |
| AdjProp | | | | | | 1.05*** (0.02) |
| Constant | 0.07*** (0.005) | -0.002 (0.01) | -0.01*** (0.004) | 0.20*** (0.01) | -0.01** (0.01) | -0.02*** (0.01) |
| N | 761 | 761 | 761 | 761 | 761 | 761 |
| R ² | 0.88 | 0.47 | 0.40 | 0.63 | 0.57 | 0.56 |
| Adjusted R ² | 0.88 | 0.47 | 0.39 | 0.63 | 0.57 | 0.56 |

*p < .1; **p < .05; ***p < .01

Fonte: Warwick e Druckman, 2006

Clustered standard errors por país

Apesar dos resultados estimados se aproximarem do resultado teórico, a única regra de alocação que, de fato, eliminou o *relative weakness effect* (constante nula e sem significância estatística) e que mais se aproximou da perfeita simetria (coeficiente igual a unidade), foi a regra do Talmud. Neste sentido, será que o processo de alocação de portfolio segue tal regra? A regra de divisão proposta pelo Talmud é um melhor preditor da alocação de portfolio quando comparado ao *seat-share*, descrita pela regra da Proporcionalidade e que fundamenta a *lei de Gamson*?

Embora o resultado possa apontar para este direcionamento, não nos parece ser este o caso. O ajuste do modelo apresenta resultado inferior ao observado pela alocação Proporcional. Tal resultado deriva-se da existência de não-linearidades e pontos de acumulação específicos entre a alocação de portfolio e a regra alocativa do Talmud, culminando com maiores variabilidades nos ajustes.

Contudo, cabe mencionar que Serrano (1995), analisando um modelo não-cooperativo de barganha legislativa, encontrou o seguinte resultado teórico: “*if the proposer is the highest claimant, the unique subgame perfect equilibrium (SPE) outcome is the nucleolus*” (SERRANO, 1995, p. 319). Como o maior partido, em geral, é o partido *formateur*, este resultado teórico de Serrano (1995) dialoga com a evidência empírica encontrada aqui, haja

vista que, na média, os *payoffs* alocados foram, exatamente, proporcionais ao *nucleolus*¹⁰.

Além desse resultado teórico, Wolff e Karagök (2012) encontraram evidências de que parte da estabilidade política na Suíça pode ser creditada a consistência entre a distribuição de gabinete e a solução mais igualitária do *nucleolus*, pois o respeito às minorias regionais resultam em alocações ministeriais mais que proporcional aos menores partidos. Tal solução política é conhecida como *Swiss Magic Formula* e vigorou de 1959 à 2003¹¹.

Em suma, estes resultados indicam a existência, pelo menos parcial, de valores normativos distintos da regra da proporcionalidade, pois em algumas situações a alocação efetiva realizada foi mais igualitária do que o princípio da proporcionalidade apontava. Além disso, parece claro que, pelo menos no que se refere ao *relative weakness effect*, a alocação mais equânime do Talmud descreve bem o fenômeno¹². Neste sentido, alocar de forma mais equânime implica coalizões mais estáveis, minimizando os conflitos interpartidários? Para responder esta questão, apresento na sequência a metodologia e o desenho de pesquisa.

3.5 Estratégia de Identificação e Análise dos Dados

A estratégia de identificação adotada neste trabalho partirá da seguinte constatação feita por Browne e Franklin (1973):

The extent of the relative weakness effect can be demonstrated more effectively if we create a new variable (called the index of overpayment) by subtracting the proportion of seats contributed by a party from the proportion of ministries received by that party. This index will be negative when the party contributes more seats than it receives ministries, and positive when it receives more ministries than it contributes seats. (BROWNE; FRANKLIN, 1973, p. 461).

Com essa observação podemos reconstruir o *index of overpayment*, considerando todas as alocações descritas pelo modelo de *bargaining problems with claims* para inferir efeitos causais. Denote o *claim* de cada partido, derivado do modelo de barganha, como c_i e o portfólio recebido, *portfolio-share*, como p_i . Assim, pode-se definir o *index of overpayment* (x_i) como a diferença entre esses dois termos, $x_i = p_i - c_i$. Logo:

¹⁰ Montero (2006) e Montero (2017) apresentaram resultados teóricos sobre *voting weights*, *expected equilibrium payoffs* e *nucleolus*.

¹¹ Para maiores detalhes, <<https://hls-dhs-dss.ch/fr/articles/010097/2015-01-25/>>

¹² Cabe mencionar que a vinculação entre Rawls (1971) e a solução do Talmud-nucleolus não é a única possível. Thomson (2003) apresentou correspondência entre as soluções de Kalai (1977) e Imai (1983) (que explicitamente dialogam com Rawls) com a alocação CEA. Apesar disso, como a única alocação que apresentou constante não significativa foi Talmud, concentramos nesta solução.

$$x_i = \begin{cases} > 0 \text{ se, } p_i > c_i \\ = 0 \text{ se, } p_i = c_i \\ < 0 \text{ se, } p_i < c_i \end{cases}$$

Como a literatura indica que no processo alocativos o *formateur* distribui aos seus parceiros de coalizão de forma desproporcional, a análise deve ser feita considerando, apenas, estes partidos que fazem parte da coalizão, desconsiderando o próprio partido *formateur*. Dessa forma, se a diferença for positiva, a alocação efetiva está acima do que seria recomendado pelo modelo de barganha. Logo, resultado positivo implica bônus ministerial. Como a evidência indica que os menores partidos recebem bônus ministerial, a estratégia adotada aqui mensura o *relative weakness effect*.

Analiticamente podemos separar as causas de término de um gabinete em dois grupos: i) término técnico; ii) término *behavioral/discretionary*. No primeiro grupo, as causas podem ser uma eleição regular, o falecimento do Primeiro Ministro ou outras razões constitucionais. Por sua vez, no segundo grupo as causas podem ser em função de uma eleição antecipada, modificação voluntária no tamanho da coalizão (configurando um novo gabinete), derrota no parlamento, conflito entre os partidos da coalizão (em função de *policy* ou pessoal) ou conflitos internos aos partidos (SAALFELD, 2008). Para os propósitos deste trabalho, utilizaremos término *behavioral/discretionary*.

O tratamento será dado pelo *index of overpayment* e o resultado potencial será dividido em duas categorias: i) conflito interpartidário e término do governo; ii) durabilidade e estabilidade da coalizão. Na primeira categoria, a variável sobre conflitos interpartidários será expressa pela seguinte pergunta: “a coalizão terminou em função de conflitos (sobre *policy*) entre os partidos da coalizão?”. Por sua vez, sobre o término do governo tem-se, “a coalizão terminou por motivos *behavioral* ou *discretionary*?”. Já na segunda categoria, a durabilidade da coalizão será dada por “qual a duração relativa da coalizão?” e a estabilidade, “a coalizão ficou no poder pelo período máximo possível?”. Essas informações estão no banco de dados *Parliamentary Democracy Data Archive*¹³.

Para realizar o exercício empírico utilizo o banco de dados de Warwick e Druckman (2006) que consta de 807 partidos que participam de 268 governos de coalizão em 14 países¹⁴, entre 1945 e 2000. Para manter a coerência no argumento, retiramos da amostra os casos de governos majoritários e os governos não-partidários. Dessa forma, após compatibilizar essas informações com os dados do *Parliamentary Democracy Data Archive*, ficamos com 207 formações de novos gabinetes.

¹³ Para maiores detalhes ver Bäck, Debus e Dumont (2011). Questões utilizadas: v009x, v010x, v221x e v224x. Para maiores detalhes, ver <http://erdda.se/datafiles/cpd/C1_Codebook_March_12_2012.pdf>.

¹⁴ Austria, Alemanha, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Portugal e Suécia.

Uma das questões fundamentais sobre governos de coalizão é separar a coalizão formada logo após uma eleição da formada entre eleições, após o término precoce de um gabinete. Assim, como essa dinâmica é importante e restringe o ambiente, tem-se uma variável binária que especifica essa questão. Igualmente, considera-se tanto o número de partidos na legislatura quanto o tamanho da coalizão bem como o grau de fragmentação e como se configura o ambiente competitivo no Congresso, dado pelo Número Efetivo de Partido (NEP). Considera-se, também, o grau de polarização ideológica da coalizão e a descrição do ambiente legislativo através das cinco categorias de [Laver e Benoit \(2015\)](#)¹⁵.

Além dessas variáveis que derivam da dinâmica do desempenho eleitoral, as institucionalidades impõem restrições, definindo as “regras do jogo”. A existência de *investiture rules* impõe a necessidade de se ter apoio explícito do Congresso *ex-ante* e a existência de *confidence vote* implica apoio *ex-post* à montagem do governo. Essas variáveis são fundamentais na compreensão do *making and breaking* de governos. A tabela a seguir resume as informações.

Tabela 16 – Estatística Descritiva

| Statistic | Mean | Median | St. Dev. | Min | Max | N |
|----------------------|-------|--------|----------|-------|-------|-----|
| Seat-Share | 0.21 | 0.17 | 0.14 | 0.02 | 0.73 | 414 |
| Portfolio-Share | 0.24 | 0.22 | 0.14 | 0.03 | 0.67 | 414 |
| Index Overpayment | 0.04 | 0.03 | 0.07 | -0.21 | 0.39 | 414 |
| Conflito | 0.43 | 0.00 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 403 |
| Termino | 0.68 | 1.00 | 0.47 | 0.00 | 1.00 | 405 |
| Duracao Relative I | 0.57 | 0.57 | 0.33 | 0.01 | 1.00 | 405 |
| Duracao Relativa II | 0.19 | 0.00 | 0.39 | 0.00 | 1.00 | 405 |
| Post-Election | 0.51 | 1.00 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 406 |
| N-parties | 7.97 | 8 | 2.87 | 3 | 14 | 414 |
| Cabinet-Parties | 3.49 | 4 | 1.07 | 1 | 6 | 414 |
| NEP | 4.36 | 4.10 | 1.31 | 2.09 | 8.03 | 414 |
| Investiture Rules | 0.47 | 0 | 0.50 | 0 | 1 | 414 |
| Coalizao Majoritaria | 0.85 | 1 | 0.36 | 0 | 1 | 414 |
| Vote No Confidence | 0.07 | 0 | 0.26 | 0 | 1 | 414 |
| Polarizacao | 18.49 | 15.55 | 8.92 | 2.83 | 48.75 | 411 |

Fonte: European Representative Democracy Database; [Warwick e Druckman \(2006\)](#)

Duracao Relative I = dias/total

Duracao Relative II = Total

Vote No Confidence = Constructive

Dessa forma, através de uma perspectiva não-paramétrica, estimamos modelos próximos do *threshold* dado pela variável *index of overpayment*, com aproximações à direita e à esquerda deste valor. Seguimos [Calonico, Cattaneo e Titiunik \(2014\)](#) que construíram estimadores robustos ([CALONICO et al., 2020](#); [CALONICO et al., 2018](#); [CALONICO; CATTANEO; TITIUNIK, 2014](#); [IMBENS; ANGRIST, 1994](#); [IMBENS; LEMIEUX, 2008](#)).

¹⁵ *Single winning party, Strongly dominant party, Top-three, Top-two, Open.*

A especificação padrão adotada neste trabalho¹⁶ é a utilizada por Calónico et al. (2018). Adotamos a escolha dos *bandwidths* através dos métodos MSERD (mesmo *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*) e MSETWO (diferentes *bandwidths* h de cada lado do *cutoff*), kernel triangular, *cluster* especificado por país e polinômio quadrático e linear, como recomendado por Gelman e Imbens (2019).

3.6 Resultados

Para estimar o efeito do tratamento no resultado potencial apresento a análise em três etapas. Primeiro, testamos o *relative weakness effect*, mensurado pelo *index of overpayment*, levando em consideração o conflito interpartidário e término do governo. Na sequência, analisa-se a questão da durabilidade e estabilidade da coalizão. Por fim, apresento ao final de cada etapa os mesmos modelos básicos ajustando pelas covariáveis (CALONICO et al., 2018).

3.6.1 Conflito Interpartidário e Término do Governo

A Figura 16 apresenta a probabilidade da coalizão terminar em função de conflitos interpartidários. A diferença entre os dois gráficos reside na escolha do polinômio de ajuste: polinômio linear e quadrático, respectivamente. Observa-se uma redução do efeito a partir do *cutoff*, sugerindo que “receber bônus ministerial” apresenta efeito causal negativo e significativo na redução da probabilidade de término da coalizão em função de conflitos partidários.

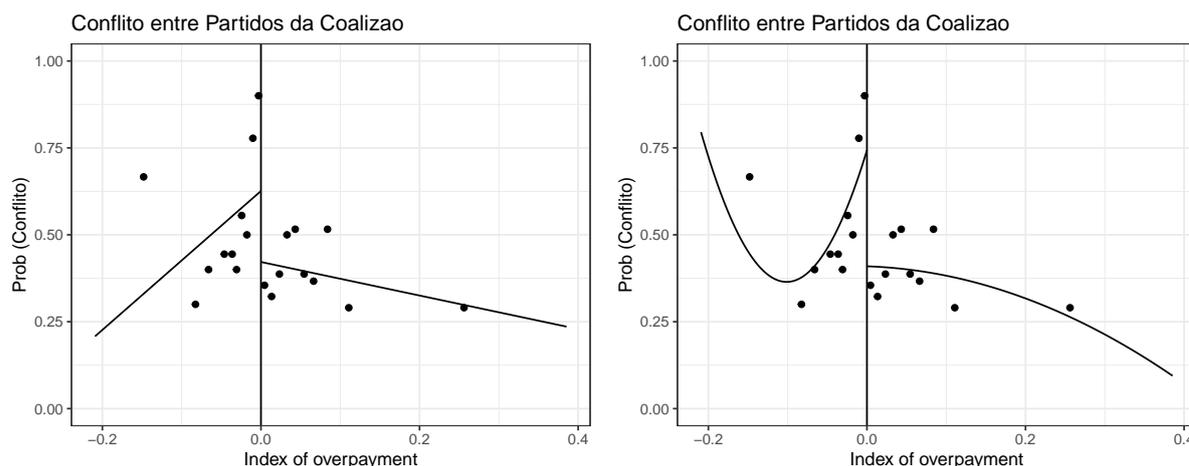


Figura 16 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* sobre Conflitos

Na Tabela 17 apresento as estimações deste modelo. O efeito causal médio local (LATE) da regressão descontínua sugere que, receber portfolio mais que proporcional ao

¹⁶ No Anexo (C.1.1) apresento os testes de validação e falsificação do desenho de regressão descontínua (RDD).

seu peso relativo reduz a probabilidade de término da coalizão em função de conflitos interpartidários em 69 p.p (Modelo 1). Por sua vez, se adotarmos um polinômio quadrático, tem-se redução média de 63 p.p (Modelo 2). Resultado semelhante é encontrado se utilizarmos outro método de cálculo do *bandwidth*, 69 p.p. (Modelo 3) e 74 p.p (Modelo 4). Em suma, todos os resultados são significativos e apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial faz reduzir a probabilidade de término da coalizão em função de conflitos partidários.

Tabela 17 – Conflito entre Partidos da Coalizão

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|-------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | -0.69 | 0.14 | 0.00 | 0.04 | mserd | 1 | 403 | 192 |
| Modelo 2 | -0.63 | 0.19 | 0.00 | 0.04 | mserd | 2 | 403 | 207 |
| Modelo 3 | -0.69 | 0.13 | 0.00 | 0.04 | msetwo | 1 | 403 | 231 |
| Modelo 4 | -0.74 | 0.17 | 0.00 | 0.04 | msetwo | 2 | 403 | 280 |

Resultado Potencial, probabilidade de conflito interpartidário.
 Running Variable, index of overpayments.
 Standard errors utiliza cluster por gabinete
 Kernel triangular em todos modelos.
 Robust biased-corrected confidence intervals.

No que se refere à probabilidade da coalizão terminar por motivos *behavioral* ou *discretionary*, tem-se, mais uma vez, resultado negativo. Visualmente, observa-se uma redução do efeito a partir do *cutoff*, sugerindo que, “receber bônus ministerial” apresenta efeito causal negativo e significativo na redução da probabilidade de término da coalizão por motivos *behavioral* ou *discretionary* (Figura 17).

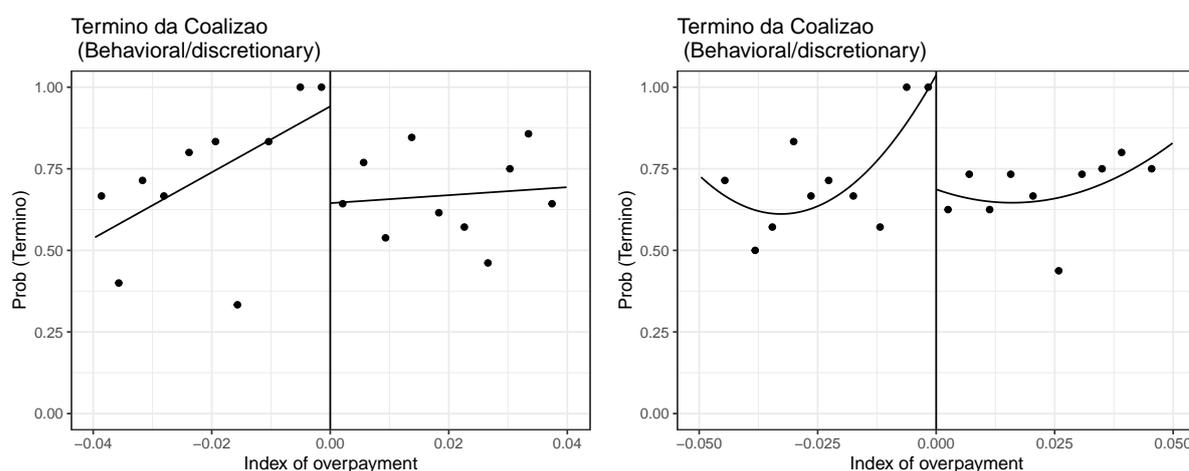


Figura 17 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* sobre Términos

A Tabela 18 apresenta os resultados da regressão descontínua. Receber portfolio mais que proporcional reduz a probabilidade de término da coalizão por motivos comportamentais em 35 p.p (Modelo 1). Por sua vez, com polinômio quadrático tem-se redução média de 40 p.p (Modelo 2). Resultado semelhante é encontrado se utilizarmos outro método de cálculo do *bandwidth*, 46 p.p. (Modelo 3) e 47 p.p (Modelo 4). Em suma, todos

os resultados são significativos e apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial faz reduzir a probabilidade de término da coalizão por motivos comportamentais.

Tabela 18 – Término da Coalizão (behavioral/discretionary)

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|-------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | -0.35 | 0.12 | 0.01 | 0.04 | mserd | 1 | 405 | 169 |
| Modelo 2 | -0.40 | 0.16 | 0.01 | 0.05 | mserd | 2 | 405 | 218 |
| Modelo 3 | -0.46 | 0.11 | 0.00 | 0.02 | msetwo | 1 | 405 | 200 |
| Modelo 4 | -0.47 | 0.12 | 0.00 | 0.03 | msetwo | 2 | 405 | 274 |

Resultado Potencial, probabilidade de termino do gabinete (behavioral/discretionary).
 Running Variable, index of overpayments.
 Standard errors utiliza cluster por gabinete
 Kernel triangular em todos modelos.
 Robust biased-corrected confidence intervals.

3.6.1.1 Modelos com Covariáveis

Os modelos básicos, sem covariáveis, apresentaram resultados semelhantes ao modelo controlado, tanto com polinômio linear, quanto com polinômio quadrático. Todas as estimativas apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial reduz a probabilidade de término da coalizão (Figura 18).

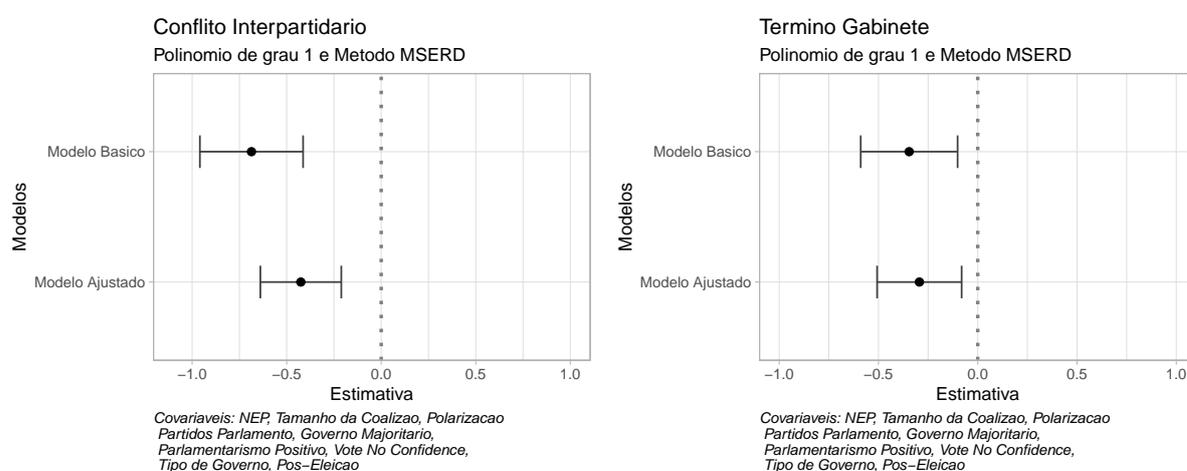


Figura 18 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* com Ajustes

3.6.2 Durabilidade e Estabilidade da Coalizão

Com relação a durabilidade, a Figura 19 apresenta a duração relativa da coalizão. Mais uma vez, a diferença entre os dois gráficos reside na escolha do polinômio de ajuste: polinômio linear ou quadrático. Observa-se um aumento do efeito a partir do *cutoff*, sugerindo que, “receber bônus ministerial” apresenta efeito causal positivo e significativo na duração da coalizão.

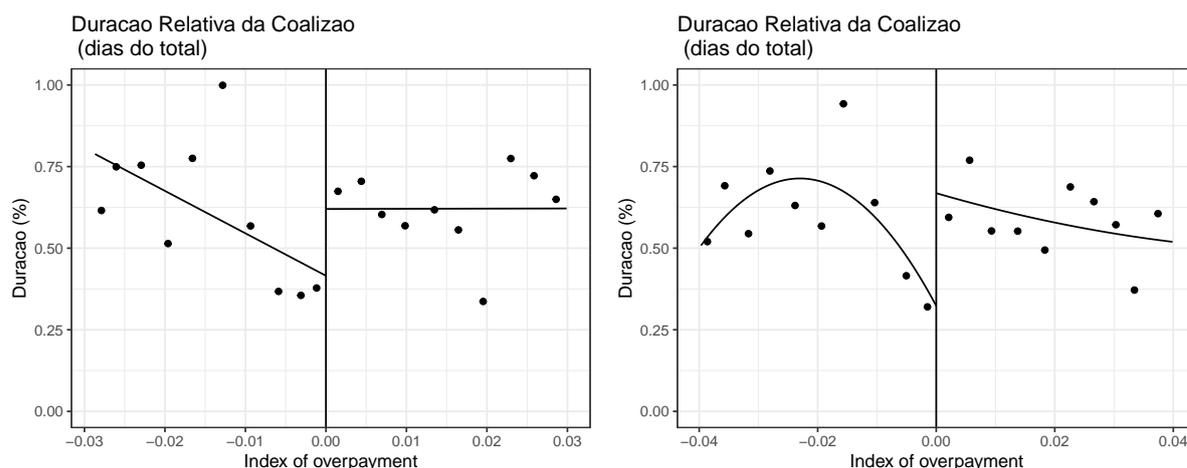


Figura 19 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* na Durabilidade

Os resultados da regressão descontínua (Tabela 19) sugerem que receber portfolio mais que proporcional aumenta a probabilidade da coalizão ser durável ao tempo em 40 p.p (Modelo 1). Com polinômio quadrático, tem-se aumento médio de 44 p.p (Modelo 2). Em suma, todos os resultados são significativos e apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial faz aumentar a probabilidade da coalizão ser mais estável, independente do métodos de cálculo do *bandwidth* (MSERD ou MSETWO).

Tabela 19 – Duração Relativa da Coalizão

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.40 | 0.14 | 0.00 | 0.03 | mserd | 1 | 405 | 119 |
| Modelo 2 | 0.44 | 0.16 | 0.01 | 0.04 | mserd | 2 | 405 | 192 |
| Modelo 3 | 0.38 | 0.13 | 0.00 | 0.02 | msetwo | 1 | 405 | 214 |
| Modelo 4 | 0.42 | 0.15 | 0.00 | 0.04 | msetwo | 2 | 405 | 265 |

Resultado Potencial, duracao relativa do gabinete (em dias do total).

Running Variable, index of overpayments.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

Por fim, na Figura 20 a seguir tem-se a probabilidade da coalizão perdurar até as próximas eleições. Mais uma vez, a diferença entre os dois gráficos reside na escolha do polinômio de ajuste. Observa-se um aumento do efeito a partir do *cutoff*, sugerindo que, “receber bônus ministerial” apresenta efeito causal positivo e significativo na longevidade da coalizão.

O efeito causal médio local da regressão descontínua (Tabela 20) sugere que, receber portfolio mais que proporcional aumenta a probabilidade da coalizão ser longa em 23 p.p (Modelo 1). Por sua vez, com polinômio quadrático tem-se aumento médio de 19 p.p (Modelo 2). Resultado semelhante é encontrado se utilizarmos outros métodos de cálculo do *bandwidth*, 33 p.p. (Modelo 3) e 30 p.p (Modelo 4). Em suma, todos os resultados são significativos e apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial faz aumentar

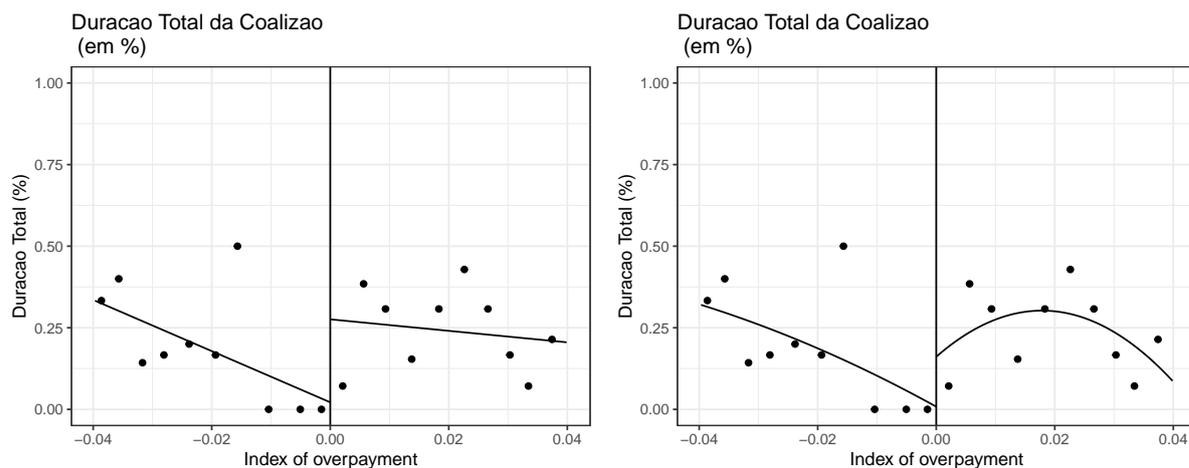


Figura 20 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* na Estabilidade

a probabilidade da coalizão ser mais longeva, independente dos métodos de cálculo do bandwidth (MSERD ou MSETWO).

Tabela 20 – Duração Total da Coalizão

| | LATE | St. Error | p-value | Bandwidth | Method | Polynomial order | Obs. | Obs. Efetiva |
|----------|------|-----------|---------|-----------|--------|------------------|------|--------------|
| Modelo 1 | 0.23 | 0.09 | 0.01 | 0.04 | mserd | 1 | 405 | 174 |
| Modelo 2 | 0.19 | 0.11 | 0.10 | 0.04 | mserd | 2 | 405 | 199 |
| Modelo 3 | 0.33 | 0.08 | 0.00 | 0.02 | msetwo | 1 | 405 | 213 |
| Modelo 4 | 0.30 | 0.09 | 0.00 | 0.03 | msetwo | 2 | 405 | 251 |

Resultado Potencial, probabilidade do gabinete perdurar tempo máximo.

Running Variable, index of overpayments.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

3.6.2.1 Modelos com Covariáveis

A seguir, apresento os mesmos modelos básicos controlando pelas covariáveis. Para comparar os resultados, apresento as estimativas dos coeficientes LATE com os respectivos intervalos de confiança. Os modelos básicos, sem covariáveis, apresentaram resultados semelhantes ao modelo controlado, tanto com polinômio linear, quanto com polinômio quadrático. Todas as estimativas apontam para a mesma direção: receber bônus ministerial aumenta a probabilidade da coalizão ser estável e longeva (Figura 21).

3.6.3 Interpretação e Discussões

As evidências apresentadas demonstram que, se no processo de barganha os partidos mais fracos relativos receberem mais que proporcional ao seu peso (bônus ministerial) há uma redução tanto na probabilidade da coalizão ser dissolvida em função de conflitos interpartidários quanto na dissolução da coalizão por outras formas discricionárias

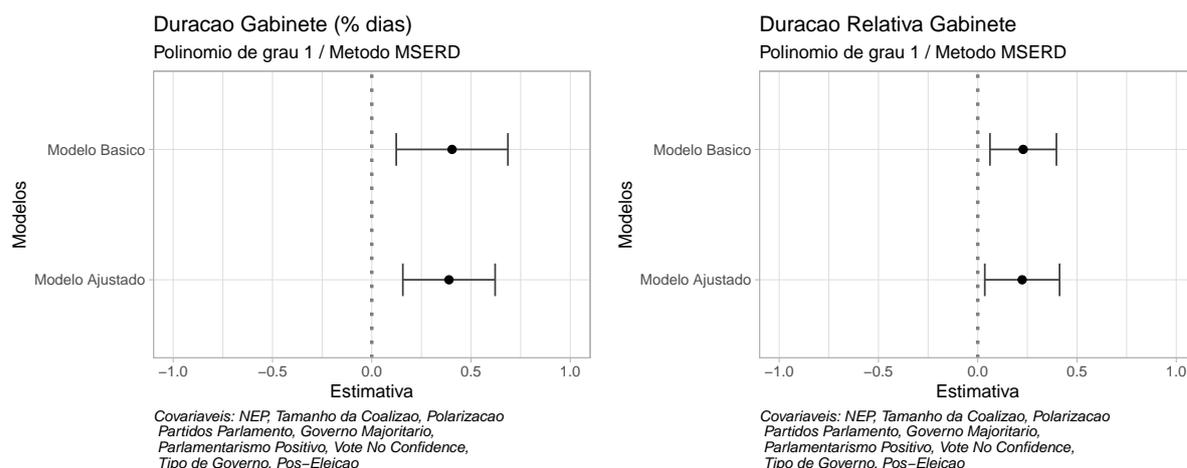


Figura 21 – Efeito da Existência do *Small-Party Bias* na Estabilidade, com Ajustes

(discretionary termination). Do mesmo modo, aumenta tanto a durabilidade da coalizão quanto a probabilidade da coalizão seguir no poder até as próximas eleições. Assim, são coalizões mais longevas e estáveis ao longo do tempo. Como estes resultados dialogam com a literatura?

Para Indridason (2010), o partido *formateur* tem incentivos para distribuir mais portfólios aos menores partidos, pois busca-se apoio e lealdade à manutenção da coalizão. Neste sentido, na existência de um *trade-off* entre estratégias de curto e longo prazo, a preocupação do partido *formateur* não é simplesmente montar uma coalizão vencedora e maximizar o *payoff* no curto-prazo, mas sim, com a manutenção da coalizão ao longo do tempo¹⁷.

Nesta mesma linha, Golder e Thomas (2014) argumentam que a existência do *vote of no-confidence* explicaria esse *small-party bias* em função da possibilidade de ameaça à dissolução da coalizão no parlamento. Como o partido *formateur*, nesta institucionalidade, necessita de apoio explícito do parlamento para manter a coalizão, é racional conceder e compartilhar maiores poderes aos mais fracos relativos na tentativa de minimizar as chances de término precoce do gabinete.

Apesar da literatura sobre término, estabilidade e duração dos gabinetes de coalizão ser ampla¹⁸, poucos trabalhos vinculam estas questões com a alocação de portfólio (LAVER; SHEPSLE, 1996; LUPIA; STRØM, 1995). Do ponto de vista empírico, Bäck, Dumont e Saalfeld (2011) apresentaram evidências de que a durabilidade da coalizão tem relação direta com alocação de portfólio ministerial: alocar portfólio em acordo com a saliência partidária aumenta a duração da coalizão. Entretanto, os autores esperavam que alocações que seguissem a *norma da proporcionalidade* seriam coalizões mais estáveis ao longo do

¹⁷ Penn (2009) apresentou um modelo formal com essas características.

¹⁸ Para uma revisão da literatura, consultar Laver (2003).

tempo. Nas palavras dos autores:

Hence, there is no support for the hypothesis that a ‘fairness’ norm implied by the proportional distribution of ministerial portfolios acts as a stabilizer on cabinets. The results show the opposite, cabinets where some party has received much more than its expected share of portfolios, are likely to last longer (BÄCK; DUMONT; SAALFELD, 2011, p. 16).

Além disso, afirmaram que “*it will have to be established whether the results we observe could be understood by reference to the small-party bias needed by PM parties to attract, and maintain, the support of junior coalition partners*”.

Por sua vez, Martin (2018) ressaltou que participar de um governo de coalizão trás consigo custos eleitorais que necessitam ser considerados nas estratégias de cada partido. Para ele, “*in equilibrium, parties that anticipate electoral losses at time $t + 1$ demand compensation in the form of a greater than proportionate share of office (cabinet portfolios) at time t* ” (MARTIN, 2018, p. 18). Para testar essa hipótese, realizando um *randomised survey experiment* com os parlamentares da Irlanda, Martin (2018) encontrou evidências da existência de uma demanda maior de portfolio feita pelos menores partidos em função dos possíveis custos eleitorais. Nas palavras de um ex-Primeiro Ministro irlandês:

The relationship between a bigger and a smaller party in a coalition is a sensitive one because experience in Ireland has been that the smaller party tends to get more of the blame, and the bigger party more of the credit, for what the coalition does in government. Thus the smaller party runs the risk of doing relatively less well in the subsequent election (MARTIN, 2018, p. 9).

Não obstante este importante resultado, Martin (2018) encontrou alguns *puzzles*, tais como a possível existência, simplesmente, de aspectos de *fairness*¹⁹. Em suas palavras,

For example, even without electoral losses being revealed, many Irish legislators award a greater than proportional number of cabinet seats to the junior coalition party. It may be, for example, that legislator’ perceptions regarding fairness shape their allocation decision (MARTIN, 2018, p. 19).

Se há uma percepção, por parte dos partidos políticos, da existência de *custos eleitorais* na participação de governos de coalizão, evidencia-se que os próprios eleitores apresentam um discernimento sobre este processo. Para Lin et al. (2017), os eleitores utilizam a proposição da *Lei de Gamson* como heurística informacional e esperam a

¹⁹ Para uma discussão sobre este aspecto, ver Verzichelli (2008) e Ecker e Meyer (2019).

existência de "*bonus for small parties*" (LIN et al., 2017, p.5). Em uma perspectiva semelhante, Bowler, Indridason e Gschwend (2020) encontraram evidências de que os eleitores não veem a influência partidária como proporcional ao peso relativo de cada partido da coalizão:

Our findings suggest that voters do not expect parties' policy influence to be proportional to their size [...]. However, we also find that voters expect small coalition parties to "punch above their weight". Voters, thus, see small parties as having disproportional influence on coalition policy (BOWLER; INDRIDASON; GSCHWEND, 2020, p.4).

Em suma, os resultados aqui apresentados dialogam com esta literatura e avança na compreensão, pois oferece um tratamento quase-experimental com dados observacionais na tentativa de explicar a existência do *small-party bias* nas alocações de portfólio ministeriais.

3.7 Conclusões

Este trabalho teve como objetivo preencher a lacuna sobre a existência do *relative weakness effect*: uma tendência dos menores partidos que compõem as coalizões receberem mais que proporcional à sua contribuição efetiva (BROWNE; FRANKLIN, 1973; WARWICK; DRUCKMAN, 2006). Primeiro, através de um *bargaining problems with claims*, apresentei que a regra da divisão proporcional, que fundamenta a *lei de Gamson*, é uma regra entre outras possíveis na discussão sobre justiça distributiva. Dessa forma, o critério que fundamenta a alocação de portfólio ministerial na dinâmica de barganha legislativa pode ter outros critérios normativos. Em especial, a existência do *relative weakness effect* se adequa à regra da divisão proposta por Talmud, compatível com a solução do *nucleolus* da teoria dos jogos cooperativos e com a solução *maxmin/minimax* da filosofia política de Rawls (1971).

Por meio de um desenho de pesquisa quase-experimental, as evidências indicam que nos gabinetes que distribuíram bônus ministerial aos partidos mais fracos relativos ocorreram reduções significativas tanto na probabilidade de término da coalizão em função de conflitos interpartidários bem como na probabilidade de término por motivos discricionários. Do ponto de vista teórico, este resultado sinaliza que uma das formas mais simples de minimizar os riscos que possam implicar dissoluções do gabinete é alocar portfólio de forma mais equânime, favorecendo os menores parceiros da coalizão.

Ao mesmo tempo, a evidência aponta que conceder bônus ministerial aos partidos mais fracos relativos implica gabinetes mais estáveis ao tempo. Este resultado encontrado auxilia na compreensão da alocação de portfólio não apenas como um simples mecanismo racional de divisão dos *payoffs* entre os pares, mas ressalta a importância da estabilidade

de longo prazo da coalizão. Neste sentido, o mecanismo de alocação de portfolio deve ser entendido como um processo dinâmico que vincula a delegação de poder e o compartilhamento de recursos com o *making and breaking* de governos, visando estabilidade de longo-prazo.

Referências

- ACEMOGLU, D.; EGOROV, G.; SONIN, K. Coalition Formation in Non-Democracies. *The Review of Economic Studies*, Oxford Academic, v. 75, n. 4, p. 987–1009, out. 2008. ISSN 0034-6527. Citado na página 38.
- AKIRAV, O.; COX, G. W. The Formateur’s Bonus in European Constitutional Monarchies, 1901–99. *Legislative Studies Quarterly*, v. 43, n. 4, p. 681–703, 2018. ISSN 1939-9162. Citado na página 54.
- ALI, S. N.; BERNHEIM, B. D.; FAN, X. Predictability and Power in Legislative Bargaining. *The Review of Economic Studies*, v. 86, n. 2, p. 500–525, mar. 2019. ISSN 0034-6527. Citado na página 43.
- ANDERSSON, S.; BERGMAN, T.; ERSSON, S. “The European Representative Democracy Data Archive, Release 3”. Main Sponsor: Riksbankens Jubileumsfond (In2007-0149:1-E). [Www.Erdda.Se]. 2014. <https://erdda.org/erd/data-archive/>. Citado na página 26.
- ANSOLABEHERE, S. et al. Voting Weights and Formateur Advantages in the Formation of Coalition Governments. *American Journal of Political Science*, v. 49, n. 3, p. 550–563, 2005. ISSN 1540-5907. Citado 8 vezes nas páginas 19, 21, 41, 44, 46, 55, 56 e 62.
- ARISTOTLE. *Nicomachean Ethics*. [S.l.]: Hackett Publishing, 2014. ISBN 978-1-62466-119-8. Citado na página 63.
- AUMANN, R. J.; MASCHLER, M. Game theoretic analysis of a bankruptcy problem from the Talmud. *Journal of Economic Theory*, v. 36, n. 2, p. 195–213, ago. 1985. ISSN 0022-0531. Citado 3 vezes nas páginas 59, 64 e 65.
- AUSTEN-SMITH, D.; BANKS, J. Elections, Coalitions, and Legislative Outcomes. *American Political Science Review*, v. 82, n. 2, p. 405–422, jun. 1988. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 43.
- BÄCK, H.; BERGMAN, T. *The Parties in Government Formation*. 2015. <https://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199665679.001.0001/oxfordhb-9780199665679-e-12>. Citado na página 38.
- BÄCK, H.; DEBUS, M.; DUMONT, P. Who gets what in coalition governments? Predictors of portfolio allocation in parliamentary democracies. *European Journal of Political Research*, v. 50, n. 4, p. 441–478, 2011. ISSN 1475-6765. Citado na página 71.
- BÄCK, H.; DUMONT, P. Making the first move. *Public Choice*, v. 135, n. 3, p. 353–373, jun. 2008. ISSN 1573-7101. Citado 5 vezes nas páginas 19, 21, 22, 26 e 37.
- BÄCK, H.; DUMONT, P.; SAALFELD, T. Portfolio Allocation and Cabinet Survival in Parliamentary Democracies. In: . [S.l.: s.n.], 2011. Citado 2 vezes nas páginas 78 e 79.
- BÄCK, H.; MEIER, H. E.; PERSSON, T. Party Size and Portfolio Payoffs: The Proportional Allocation of Ministerial Posts in Coalition Governments. *The Journal of Legislative Studies*, v. 15, n. 1, p. 10–34, mar. 2009. ISSN 1357-2334. Citado na página 46.

- BALINSKI, M. What is just? *The American Mathematical Monthly*, Mathematical Association of America, v. 112, n. 6, p. 502–511, 2005. ISSN 00029890, 19300972. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/30037520>>. Citado na página 63.
- BANZHAF, J. F. I. Weighted Voting Doesn't Work: A Mathematical Analysis. *Rutgers Law Review*, v. 19, p. 317, 1964. Citado na página 42.
- BARON, D. P. A Spatial Bargaining Theory of Government Formation in Parliamentary Systems. *American Political Science Review*, v. 85, n. 1, p. 137–164, mar. 1991. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado na página 20.
- BARON, D. P.; FERREJOHN, J. A. Bargaining in Legislatures. *American Political Science Review*, v. 83, n. 4, p. 1181–1206, dez. 1989. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado 12 vezes nas páginas 6, 16, 17, 20, 40, 41, 43, 44, 46, 54, 55 e 62.
- BASSI, A. A Model of Endogenous Government Formation. *American Journal of Political Science*, v. 57, n. 4, p. 777–793, 2013. ISSN 1540-5907. Citado na página 46.
- BATTAGLINI, M. *Coalition Formation in Legislative Bargaining*. Cambridge, MA, 2019. Citado na página 55.
- BERGMAN, T. Formation rules and minority governments. *European Journal of Political Research*, v. 23, n. 1, p. 55–66, 1993. ISSN 1475-6765. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 38.
- BÉRTOA, F. C. *Database on WHO Governs in Europe and beyond, PSGo*. University of Nottingham. 2020. Citado na página 50.
- BOWLER, S.; INDRIDASON, I. H.; GSCHWEND, T. Coalition Policy Perceptions. *The Journal of Politics*, The University of Chicago Press, p. 000–000, fev. 2020. ISSN 0022-3816. Citado na página 80.
- BROWNE, E. C.; FRANKLIN, M. N. Aspects of Coalition Payoffs in European Parliamentary Democracies*. *American Political Science Review*, v. 67, n. 2, p. 453–469, jun. 1973. ISSN 0003-0554, 1537-5943. Citado 11 vezes nas páginas 41, 42, 45, 55, 58, 59, 60, 61, 62, 70 e 80.
- BROWNE, E. C.; FRENDRIS, J. P. Allocating Coalition Payoffs by Conventional Norm: An Assessment of the Evidence from Cabinet Coalition Situations. *American Journal of Political Science*, v. 24, n. 4, p. 753–768, 1980. ISSN 0092-5853. Citado 4 vezes nas páginas 41, 43, 60 e 61.
- BUCUR, C.; CHEIBUB, J. A. Presidential Partisanship in Government Formation: Do Presidents Favor Their Parties When They Appoint the Prime Minister? *Political Research Quarterly*, v. 70, n. 4, p. 803–817, dez. 2017. ISSN 1065-9129. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 26.
- Bueno de Mesquita, B. Coalition Payoffs and Electoral Performance in European Democracies. *Comparative Political Studies - COMP POLIT STUD*, v. 12, p. 61–81, abr. 1979. Citado na página 41.
- CALONICO, S. et al. Regression Discontinuity Designs Using Covariates. *The Review of Economics and Statistics*, v. 101, n. 3, p. 442–451, jul. 2018. ISSN 0034-6535. Citado 6 vezes nas páginas 30, 31, 50, 53, 72 e 73.

- CALONICO, S. et al. *Rdrobust: Robust Data-Driven Statistical Inference in Regression-Discontinuity Designs*. 2020. Citado 3 vezes nas páginas 30, 50 e 72.
- CALONICO, S.; CATTANEO, M. D.; TITIUNIK, R. Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, v. 82, n. 6, p. 2295–2326, 2014. ISSN 1468-0262. Citado 3 vezes nas páginas 30, 50 e 72.
- Cano-Berlanga, S. *GameTheory: Cooperative Game Theory*. 2017. Citado na página 68.
- CAPLOW, T. A theory of coalitions in the triad. *American Sociological Review*, v. 21, p. 489–493, 1956. ISSN 1939-8271(Electronic),0003-1224(Print). Citado na página 42.
- CARROLL, R.; COX, G. W. The Logic of Gamson’s Law: Pre-election Coalitions and Portfolio Allocations. *American Journal of Political Science*, v. 51, n. 2, p. 300–313, 2007. ISSN 1540-5907. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 62.
- CAULIER, J.; DUMONT, P. Measuring one-party dominance with voting power indices. *Dominant Political Parties and Democracy: Concepts, measures, cases and comparisons*, Routledge, v. 69, p. 45, 2010. Citado na página 24.
- CHARNESS, G.; RABIN, M. Understanding social preferences with simple tests. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 117, n. 3, p. 817–869, 2002. ISSN 00335533, 15314650. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/4132490>>. Citado na página 46.
- CHEIBUB, J. A.; MARTIN, S.; RASCH, B. E. Government Selection and Executive Powers: Constitutional Design in Parliamentary Democracies. *West European Politics*, jun. 2015. ISSN 10.1080/01402382.2015.1045289. Citado na página 23.
- CHEIBUB, J. A.; MARTIN, S.; RASCH, B. E. Investiture rules and formation of minority governments in European parliamentary democracies. *Party Politics*, p. 1354068819850447, jun. 2019. ISSN 1354-0688. Citado 4 vezes nas páginas 21, 22, 36 e 38.
- CHERTKOFF, J. M. A revision of Caplow’s coalition theory. *Journal of Experimental Social Psychology*, v. 3, n. 2, p. 172–177, abr. 1967. ISSN 0022-1031. Citado na página 42.
- CHUN, Y.; THOMSON, W. Bargaining problems with claims. *Mathematical Social Sciences*, v. 24, n. 1, p. 19–33, ago. 1992. ISSN 0165-4896. Citado 2 vezes nas páginas 59 e 64.
- CURIEL, I. J.; MASCHLER, M.; TIJS, S. H. Bankruptcy games. *Zeitschrift für Operations Research*, v. 31, n. 5, p. A143–A159, set. 1987. ISSN 1432-5217. Citado 2 vezes nas páginas 64 e 65.
- CUTLER, J. et al. Cabinet Formation and Portfolio Distribution in European Multiparty Systems. *British Journal of Political Science*, v. 46, n. 1, p. 31–43, jan. 2016. ISSN 0007-1234, 1469-2112. Citado 5 vezes nas páginas 44, 45, 54, 56 e 62.
- DAHL, R. A. The concept of power. *Behavioral Science*, v. 2, n. 3, p. 201–215, 1957. ISSN 1099-1743. Citado na página 42.
- DIERMEIER, D.; MERLO, A. An empirical investigation of coalitional bargaining procedures. *Journal of Public Economics*, v. 88, n. 3-4, p. 783–797, 2004. Citado 3 vezes nas páginas 19, 21 e 48.

- DIERMEIER, D.; PRATO, C.; VLAICU, R. A bargaining model of endogenous procedures. *Social Choice and Welfare*, v. 47, n. 4, p. 985–1012, dez. 2016. ISSN 1432-217X. Citado na página 48.
- DÖRING, H.; MANOW, P. Parliament and government composition database (parlgov). *An infrastructure for empirical information on parties, elections and governments in modern democracies. Version*, v. 12, n. 10, 2019. Citado na página 50.
- DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. Nash program. In: DURLAUF, S. N.; BLUME, L. E. (Ed.). *Game Theory*. London: Palgrave Macmillan UK, 2010, (The New Palgrave Economics Collection). p. 256–262. ISBN 978-0-230-28084-7. Citado na página 43.
- DUTTA, B.; RAY, D. A Concept of Egalitarianism Under Participation Constraints. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 57, n. 3, p. 615–635, 1989. ISSN 0012-9682. Citado 2 vezes nas páginas 64 e 65.
- DUTTA, B.; RAY, D. Constrained egalitarian allocations. *Games and Economic Behavior*, v. 3, n. 4, p. 403–422, nov. 1991. ISSN 0899-8256. Citado na página 64.
- ECKER, A.; MEYER, T. M. Fairness and qualitative portfolio allocation in multiparty governments. *Public Choice*, abr. 2019. ISSN 1573-7101. Citado na página 79.
- ELWERT, F.; WINSHIP, C. Endogenous Selection Bias: The Problem of Conditioning on a Collider Variable. *Annual review of sociology*, v. 40, p. 31–53, jul. 2014. ISSN 0360-0572. Citado na página 25.
- ERASLAN, H.; EVDOKIMOV, K. S. Legislative and Multilateral Bargaining. *Annual Review of Economics*, v. 11, n. 1, p. null, 2019. Citado na página 43.
- Falcó-Gimeno, A. Parties Getting Impatient: Time Out of Office and Portfolio Allocation in Coalition Governments. *British Journal of Political Science*, v. 42, n. 2, p. 393–411, abr. 2012. ISSN 1469-2112, 0007-1234. Citado na página 46.
- Falcó-Gimeno, A.; INDRIDASON, I. H. Uncertainty, Complexity, and Gamson’s Law: Comparing Coalition Formation in Western Europe. *West European Politics*, v. 36, n. 1, p. 221–247, jan. 2013. ISSN 0140-2382. Citado na página 46.
- FRÉCHETTE, G.; KAGEL, J. H.; MORELLI, M. Behavioral Identification in Coalitional Bargaining: An Experimental Analysis of Demand Bargaining and Alternating Offers. *Econometrica*, v. 73, n. 6, p. 1893–1937, 2005. ISSN 1468-0262. Citado 5 vezes nas páginas 46, 47, 54, 55 e 56.
- FRÉCHETTE, G.; KAGEL, J. H.; MORELLI, M. Nominal bargaining power, selection protocol, and discounting in legislative bargaining. *Journal of Public Economics*, v. 89, n. 8, p. 1497–1517, ago. 2005. ISSN 0047-2727. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 54.
- FRÉCHETTE, G. R.; KAGEL, J. H.; LEHRER, S. F. Bargaining in Legislatures: An Experimental Investigation of Open versus Closed Amendment Rules. *American Political Science Review*, v. 97, n. 2, p. 221–232, maio 2003. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 55.
- FRÉCHETTE, G. R.; KAGEL, J. H.; MORELLI, M. Gamson’s Law versus non-cooperative bargaining theory. *Games and Economic Behavior*, v. 51, n. 2, p. 365–390, maio 2005. ISSN 0899-8256. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 47.

- FRÉCHETTE, G. R.; VESPA, E. The determinants of voting in multilateral bargaining games. *Journal of the Economic Science Association*, v. 3, n. 1, p. 26–43, jul. 2017. ISSN 2199-6784. Citado na página 46.
- FUJIWARA, T.; SANZ, C. Rank Effects in Bargaining: Evidence from Government Formation. *The Review of Economic Studies*, Oxford Academic, v. 87, n. 3, p. 1261–1295, maio 2020. ISSN 0034-6527. Citado 6 vezes nas páginas 19, 23, 30, 37, 38 e 48.
- GAMSON, W. A. A Theory of Coalition Formation. *American Sociological Review*, v. 26, n. 3, p. 373–382, 1961. ISSN 0003-1224. Citado 4 vezes nas páginas 41, 42, 54 e 58.
- GAMSON, W. A. Experimental Studies of Coalition Formation. In: BERKOWITZ, L. (Ed.). *Advances in Experimental Social Psychology*. [S.l.]: Academic Press, 1964. v. 1, p. 81–110. Citado na página 42.
- GELMAN, A.; IMBENS, G. Why High-Order Polynomials Should Not Be Used in Regression Discontinuity Designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 37, n. 3, p. 447–456, jul. 2019. ISSN 0735-0015. Citado 3 vezes nas páginas 30, 50 e 73.
- GILLIES, D. B. 3. solutions to general non-zero-sum games. In: _____. Princeton: Princeton University Press, 1959. p. 47 – 86. Disponível em: <<https://princetonup.degruyter.com/view/book/9781400882168/10.1515/9781400882168-005.xml>>. Citado na página 64.
- GLASGOW, G.; GOLDER, M.; GOLDER, S. N. Who “Wins”? Determining the Party of the Prime Minister. *American Journal of Political Science*, v. 55, n. 4, p. 937–954, out. 2011. ISSN 1540-5907. Citado 4 vezes nas páginas 19, 21, 22 e 38.
- GOLDER, M.; GOLDER, S. N.; SIEGEL, D. A. Modeling the Institutional Foundation of Parliamentary Government Formation. *The Journal of Politics*, v. 74, n. 2, p. 427–445, abr. 2012. ISSN 0022-3816. Citado na página 22.
- GOLDER, S. N.; THOMAS, J. A. Portfolio Allocation and the Vote of No Confidence*. *British Journal of Political Science*, v. 44, n. 1, p. 29–39, jan. 2014. ISSN 0007-1234, 1469-2112. Citado 2 vezes nas páginas 46 e 78.
- GOLDHAMER, H.; SHILS, E. A. Types of Power and Status. *American Journal of Sociology*, v. 45, n. 2, p. 171–182, set. 1939. ISSN 0002-9602. Citado na página 42.
- GUL, F. Bargaining Foundations of Shapley Value. *Econometrica*, v. 57, n. 1, p. 81–95, 1989. Citado na página 43.
- HART, S.; MAS-COLELL, A. Bargaining and Value. *Econometrica*, v. 64, n. 2, p. 357–80, 1996. Citado na página 43.
- HERRERO, C.; VILLAR, A. The three musketeers: Four classical solutions to bankruptcy problems. *Mathematical Social Sciences*, v. 42, n. 3, p. 307–328, nov. 2001. ISSN 0165-4896. Citado na página 66.
- HO, D. E. et al. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis*, v. 15, n. 3, p. 199–236, 2007/ed. ISSN 1047-1987, 1476-4989. Citado na página 28.

- IACUS, S. M.; KING, G.; PORRO, G. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. *Political Analysis*, v. 20, n. 1, p. 1–24, 2012/ed. ISSN 1047-1987, 1476-4989. Citado na página 28.
- IMAI, H. Individual Monotonicity and Lexicographic Maxmin Solution. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 51, n. 2, p. 389–401, 1983. ISSN 0012-9682. Citado na página 70.
- IMBENS, G. W. Potential Outcome and Directed Acyclic Graph Approaches to Causality: Relevance for Empirical Practice in Economics. *arXiv:1907.07271 [stat]*, mar. 2020. Citado na página 24.
- IMBENS, G. W.; ANGRIST, J. D. Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, v. 62, n. 2, p. 467–475, 1994. ISSN 0012-9682. Citado 3 vezes nas páginas 30, 50 e 72.
- IMBENS, G. W.; LEMIEUX, T. Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, v. 142, n. 2, p. 615–635, fev. 2008. ISSN 0304-4076. Citado 3 vezes nas páginas 30, 50 e 72.
- IÑARRA, E.; SERRANO, R.; SHIMOMURA, K.-I. The Nucleolus, the Kernel, and the Bargaining Set: An Update. *Revue économique*, Sciences Po University Press, v. 71, n. 2, p. 225–266, 2020. ISSN 0035-2764. Citado na página 64.
- INDRIDASON, I. H. Live for today, hope for tomorrow? rethinking gamson’s law. *Riverside: University of California, Department of Political Science Working Paper*, 2010. Citado na página 78.
- ISAKSSON, G.-E. From Election to Government: Principal Rules and Deviant Cases. *Government and Opposition*, v. 40, n. 3, p. 329–357, 2005/ed. ISSN 1477-7053, 0017-257X. Citado na página 21.
- JR., J. M. S.; TING, M. M.; ANSOLABEHHERE, S. Legislative Bargaining under Weighted Voting. *American Economic Review*, v. 95, n. 4, p. 981–1004, set. 2005. ISSN 0002-8282. Citado 5 vezes nas páginas 41, 44, 46, 56 e 62.
- KALAI, E. Proportional Solutions to Bargaining Situations: Interpersonal Utility Comparisons. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 45, n. 7, p. 1623–1630, 1977. ISSN 0012-9682. Citado na página 70.
- KALAI, E.; SMORODINSKY, M. Other Solutions to Nash’s Bargaining Problem. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 43, n. 3, p. 513–518, 1975. ISSN 0012-9682. Citado na página 65.
- KALANDRAKIS, T. Proposal Rights and Political Power. *American Journal of Political Science*, v. 50, n. 2, p. 441–448, 2006. ISSN 1540-5907. Citado na página 43.
- KAMM, A.; HOUBA, H. A bargaining experiment with asymmetric institutions and preferences. *Social Choice and Welfare*, v. 52, n. 2, p. 329–351, fev. 2019. ISSN 0176-1714, 1432-217X. Citado na página 46.
- KANG, S.-G. The influence of presidential heads of state on government formation in European democracies: Empirical evidence. *European Journal of Political Research*, v. 48, n. 4, p. 543–572, 2009. ISSN 1475-6765. Citado na página 22.

- KIEWIET, D. R.; MCCUBBINS, M. D. *The Logic of Delegation*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1991. ISBN 978-0-226-43529-9. Citado na página 58.
- LAAKSO, M.; TAAGEPERA, R. “Effective” Number of Parties: A Measure with Application to West Europe. *Comparative Political Studies*, jun. 2016. Citado na página 24.
- LAFFONT, J.-J.; TIROLE, J. *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*. [S.l.]: MIT Press, 1993. ISBN 978-0-262-12174-3. Citado na página 58.
- LASSWELL, H. D.; KAPLAN, A. Power and Society; a Framework for Political Inquiry. *Journal of Philosophy*, v. 48, n. 22, p. 690–701, 1951. Citado na página 42.
- LAVÉR, M. Models of Government Formation. *Annual Review of Political Science*, v. 1, n. 1, p. 1–25, 1998. Citado 3 vezes nas páginas 21, 41 e 43.
- LAVÉR, M. Government Termination. *Annual Review of Political Science*, v. 6, n. 1, p. 23–40, 2003. Citado na página 78.
- LAVÉR, M.; BENOIT, K. The Basic Arithmetic of Legislative Decisions. *American Journal of Political Science*, v. 59, n. 2, p. 275–291, 2015. ISSN 1540-5907. Citado na página 72.
- LAVÉR, M.; de Marchi, S.; MUTLU, H. Negotiation in legislatures over government formation. *Public Choice*, v. 147, n. 3, p. 285–304, jun. 2011. ISSN 1573-7101. Citado 4 vezes nas páginas 45, 48, 56 e 62.
- LAVÉR, M. J.; SHEPSLE, K. A. *Making and Breaking Governments: Cabinets and Legislatures in Parliamentary Democracies*. [S.l.]: Cambridge University Press, 1996. ISBN 978-0-521-43836-0. Citado na página 78.
- LIN, N. C. N. et al. Gamson’s Law and voters’ perceptions of portfolio allocation. *European Journal of Political Research*, v. 56, n. 4, p. 912–940, 2017. ISSN 1475-6765. Citado 2 vezes nas páginas 79 e 80.
- LITTLECHILD, S. C.; THOMPSON, G. F. Aircraft landing fees: A game theory approach. *The Bell Journal of Economics*, [RAND Corporation, Wiley], v. 8, n. 1, p. 186–204, 1977. ISSN 0361915X. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3003493>>. Citado na página 59.
- LUCE, R. D.; ROGOW, A. A. A game theoretic analysis of congressional power distributions for a stable two-party system. *Behavioral Science*, v. 1, n. 2, p. 83–95, 1956. ISSN 1099-1743. Citado na página 42.
- LUPIA, A. Busy Voters, Agenda Control, and the Power of Information. *American Political Science Review*, Cambridge University Press, v. 86, n. 2, p. 390–403, jun. 1992. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado na página 58.
- LUPIA, A.; MCCUBBINS, M. D. *The Democratic Dilemma: Can Citizens Learn What They Need to Know?* [S.l.]: Cambridge University Press, 1998. ISBN 978-0-521-58593-4. Citado na página 58.

- LUPIA, A.; STRØM, K. Coalition Termination and the Strategic Timing of Parliamentary Elections. *American Political Science Review*, Cambridge University Press, v. 89, n. 3, p. 648–665, set. 1995. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado na página 78.
- MAASER, N.; PAETZEL, F.; TRAUB, S. Power illusion in coalitional bargaining: An experimental analysis. *Games and Economic Behavior*, v. 117, p. 433–450, set. 2019. ISSN 0899-8256. Citado na página 46.
- MARCH, J. G. Influence measurement in experimental and semi-experimental groups. *Sociometry*, v. 19, p. 260–271, 1956. ISSN 2325-7938(Electronic),0038-0431(Print). Citado na página 42.
- MARTIN, L. W.; STEVENSON, R. T. Government Formation in Parliamentary Democracies. *American Journal of Political Science*, v. 45, n. 1, p. 33–50, 2001. ISSN 0092-5853. Citado na página 38.
- MARTIN, L. W.; VANBERG, G. What You See Is Not Always What You Get: Bargaining before an Audience under Multiparty Government. *American Political Science Review*, Cambridge University Press, p. 1–17, 2020. ISSN 0003-0554, 1537-5943. Citado 2 vezes nas páginas 54 e 62.
- MARTIN, S. Bargaining in legislatures, portfolio allocation, and the electoral costs of governing. *West European Politics*, v. 41, n. 5, p. 1166–1190, set. 2018. ISSN 0140-2382. Citado na página 79.
- MASCHLER, M.; PELEG, B.; SHAPLEY, L. S. Geometric Properties of the Kernel, Nucleolus, and Related Solution Concepts. *Mathematics of Operations Research*, INFORMS, nov. 1979. Citado na página 64.
- MATTILA, M.; RAUNIO, T. Does winning pay? Electoral success and government formation in 15 West European countries. *European Journal of Political Research*, v. 43, n. 2, p. 263–285, 2004. ISSN 1475-6765. Citado na página 21.
- MILLER, L.; MONTERO, M.; VANBERG, C. Legislative bargaining with heterogeneous disagreement values: Theory and experiments. *Games and Economic Behavior*, v. 107, n. C, p. 60–92, 2018. ISSN 0899-8256. Citado na página 46.
- MILLS, T. M. The Coalition Pattern in Three Person Groups. *American Sociological Review*, v. 19, n. 6, p. 657–667, 1954. ISSN 0003-1224. Citado na página 42.
- MONTERO, M. Non-cooperative bargaining in apex games and the kernel. *Games and Economic Behavior*, v. 41, n. 2, p. 309–321, nov. 2002. ISSN 0899-8256. Citado na página 43.
- MONTERO, M. Noncooperative foundations of the nucleolus in majority games. *Games and Economic Behavior*, v. 54, n. 2, p. 380–397, fev. 2006. ISSN 0899-8256. Citado 2 vezes nas páginas 44 e 70.
- MONTERO, M. A Model of Protoalition Bargaining with Breakdown Probability. *Games*, v. 6, n. 2, p. 39–56, jun. 2015. Citado na página 55.
- MONTERO, M. Proportional Payoffs in Legislative Bargaining with Weighted Voting: A Characterization. *Quarterly Journal of Political Science*, v. 12, n. 3, p. 325–346, out. 2017. ISSN 1554-0626, 1554-0634. Citado 3 vezes nas páginas 43, 44 e 70.

- MONTERO, M.; VIDAL-PUGA, J. J. Demand commitment in legislative bargaining. *The American Political Science Review*, [American Political Science Association, Cambridge University Press], v. 101, n. 4, p. 847–850, 2007. ISSN 00030554, 15375943. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/27644488>>. Citado na página 43.
- MONTERO, M.; Vidal-Puga, J. J. Demand bargaining and proportional payoffs in majority games. *Games and Economic Behavior*, v. 71, n. 2, p. 395–408, mar. 2011. ISSN 0899-8256. Citado na página 43.
- MORELLI, M. Demand Competition and Policy Compromise in Legislative Bargaining. *American Political Science Review*, v. 93, n. 4, p. 809–820, dez. 1999. ISSN 0003-0554, 1537-5943. Citado 9 vezes nas páginas 6, 17, 40, 41, 43, 46, 54, 55 e 62.
- MOULIN, H. *Fair Division and Collective Welfare*. [S.l.]: MIT Press, 2004. ISBN 978-0-262-63311-6. Citado na página 63.
- MÜLLER, W. C.; STRØM, K. (Ed.). *Policy, Office, or Votes?: How Political Parties in Western Europe Make Hard Decisions*. Cambridge: Cambridge University Press, 1999. (Cambridge Studies in Comparative Politics). ISBN 978-0-521-63135-8. Citado na página 58.
- NASH, J. Two-Person Cooperative Games. *Econometrica*, v. 21, n. 1, p. 128–140, 1953. ISSN 0012-9682. Citado 2 vezes nas páginas 42 e 43.
- NASH, J. F. The Bargaining Problem. *Econometrica*, [Wiley, Econometric Society], v. 18, n. 2, p. 155–162, 1950. ISSN 0012-9682. Citado na página 65.
- NEUMANN, J. V.; MORGENSTERN, O. *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton, NJ, US: Princeton University Press, 1944. (Theory of Games and Economic Behavior). Citado na página 42.
- NUNNARI, S.; ZAPAL, J. Gambler’s fallacy and imperfect best response in legislative bargaining. *Games and Economic Behavior*, v. 99, p. 275–294, set. 2016. ISSN 0899-8256. Citado na página 46.
- O’NEILL, B. A problem of rights arbitration from the Talmud. *Mathematical Social Sciences*, v. 2, n. 4, p. 345–371, jun. 1982. ISSN 0165-4896. Citado 2 vezes nas páginas 63 e 65.
- PARSONS, T. The Distribution of Power in American Society. *World Politics*, v. 10, n. 1, p. 123–143, 1957. ISSN 0043-8871. Citado na página 42.
- PEARL, J. Causal diagrams for empirical research. *Biometrika*, v. 82, n. 4, p. 669–688, dez. 1995. ISSN 0006-3444. Citado na página 23.
- PEARL, J. *Causality: Models, Reasoning, and Inference*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2000. ISBN 978-0-521-77362-1. Citado 3 vezes nas páginas 19, 23 e 25.
- PEARL, J. Causal inference in statistics: An overview. set. 2009. Citado na página 23.
- PEARL, J. The Foundations of Causal Inference. *Sociological Methodology*, out. 2010. ISSN 10.1111_j.1467-9531.2010.01228.x. Citado na página 23.

- PENN, E. M. A Model of Farsighted Voting. *American Journal of Political Science*, v. 53, n. 1, p. 36–54, 2009. ISSN 1540-5907. Citado 2 vezes nas páginas 43 e 78.
- PETERS, H. *Game Theory: A Multi-Leveled Approach*. [S.l.]: Springer, 2015. ISBN 978-3-662-46950-7. Citado na página 64.
- RASCH, B. E.; MARTIN, S.; CHEIBUB, J. A. *Investiture Rules and Government Formation*. [S.l.]: Oxford University Press, 2015. ISBN 978-0-19-180928-6. Citado na página 21.
- RAWLS, J. *A Theory of Justice*. [S.l.]: Belknap Press of Harvard University Press, 1971. Citado 8 vezes nas páginas 6, 17, 57, 59, 64, 65, 70 e 80.
- ROHRER, J. M. Thinking Clearly About Correlations and Causation: Graphical Causal Models for Observational Data. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, v. 1, n. 1, p. 27–42, mar. 2018. ISSN 2515-2459. Citado na página 25.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, v. 70, n. 1, p. 41–55, abr. 1983. ISSN 0006-3444. Citado na página 24.
- RUBINSTEIN, A. Perfect Equilibrium in a Bargaining Model. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 97–109, 1982. ISSN 0012-9682. Citado na página 43.
- SAALFELD, T. *Intra-Party Conflict and Cabinet Survival in 17 West European Democracies, 1945–1999*. [S.l.]: Routledge, 2008. 185–202 p. <https://www.taylorfrancis.com/>. Citado na página 71.
- SCHMEIDLER, D. The Nucleolus of a Characteristic Function Game. *SIAM Journal on Applied Mathematics*, Society for Industrial and Applied Mathematics, v. 17, n. 6, p. 1163–1170, 1969. ISSN 0036-1399. Citado 2 vezes nas páginas 59 e 64.
- SCHOFIELD, N.; LAVER, M. Bargaining Theory and Portfolio Payoffs in European Coalition Governments 1945–83. *British Journal of Political Science*, v. 15, n. 2, p. 143–164, abr. 1985. ISSN 1469-2112, 0007-1234. Citado 3 vezes nas páginas 43, 60 e 61.
- SEKI, K.; WILLIAMS, L. K. Updating the party government data set. *Electoral Studies*, v. 34, p. 270–279, 2014. ISSN 0261-3794. Citado na página 50.
- SELTEN, R. A demand commitment model of coalition bargaining. In: _____. *Rational Interaction: Essays in Honor of John C. Harsanyi*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 1992. p. 245–282. ISBN 978-3-662-09664-2. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/978-3-662-09664-2_15>. Citado na página 43.
- SERRANO, R. Strategic bargaining, surplus sharing problems and the nucleolus. *Journal of Mathematical Economics*, v. 24, n. 4, p. 319–329, jan. 1995. ISSN 0304-4068. Citado na página 69.
- SERRANO, R. *Fifty Years of the Nash Program, 1953–2003*. Rochester, NY, 2004. Citado na página 43.
- SHAPLEY, L. S. Product Page, *A Value for N-Person Games*:. 1952. <https://www.rand.org/pubs/papers/P0295.html>. Citado 2 vezes nas páginas 42 e 64.

- SHAPLEY, L. S.; SHUBIK, M. A Method for Evaluating the Distribution of Power in a Committee System. *American Political Science Review*, v. 48, n. 3, p. 787–792, set. 1954. ISSN 1537-5943, 0003-0554. Citado na página 42.
- SIMMEL, G. The Number of Members as determining the Sociological Form of the Group. *American Journal of Sociology*, VIII, p. 1–46, 1902. Citado na página 42.
- SIMON, H. A. Notes on the Observation and Measurement of Political Power. *The Journal of Politics*, v. 15, n. 4, p. 500–516, 1953. ISSN 0022-3816. Citado na página 42.
- SONNTAG, L. Política. *Disponível em web: www.kolumbus.fi/taglarsson*, 2020. Citado na página 50.
- STEINER, P. M. et al. Graphical Models for Quasi-experimental Designs. *Sociological methods & research*, v. 46, n. 2, p. 155–188, mar. 2017. ISSN 0049-1241. Citado na página 29.
- STRAUSS, A. B. *Applying integer programming techniques to find minimum integer weights of voting games*. Tese (Doutorado) — Massachusetts Institute of Technology, 2003. Citado na página 50.
- STROM, K.; BUDGE, I.; LAVER, M. J. Constraints on Cabinet Formation in Parliamentary Democracies. *American Journal of Political Science*, v. 38, n. 2, p. 303–335, 1994. ISSN 0092-5853. Citado na página 21.
- STRØM, K.; MÜLLER, W. C.; BERGMAN, T. *Delegation and Accountability in Parliamentary Democracies*. [S.l.]: OUP Oxford, 2006. ISBN 978-0-19-929160-1. Citado na página 58.
- STUART, E. A. Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical science : a review journal of the Institute of Mathematical Statistics*, v. 25, n. 1, p. 1–21, fev. 2010. ISSN 0883-4237. Citado na página 28.
- TEXTOR, J.; ZANDER, B. van der. *Dagitty: Graphical Analysis of Structural Causal Models*. 2016. Citado na página 25.
- THOMSON, W. Axiomatic and game-theoretic analysis of bankruptcy and taxation problems: A survey. *Mathematical Social Sciences*, v. 45, n. 3, p. 249–297, jul. 2003. ISSN 0165-4896. Citado 2 vezes nas páginas 65 e 70.
- THOMSON, W. *How to Divide When There Isn't Enough*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2018. ISBN 978-1-107-19462-5. Citado na página 66.
- VERZICHELLI, L. Portfolio allocation. *Cabinets and coalition bargaining: The democratic life cycle in Western Europe*, Oxford University Press Oxford, p. 237–267, 2008. Citado na página 79.
- VINACKE, W. E.; ARKOFF, A. An experimental study of coalitions in the triad. *American Sociological Review*, v. 22, p. 406–414, 1957. ISSN 1939-8271(Electronic),0003-1224(Print). Citado na página 42.
- WARWICK, P. V. Coalition Government Membership in West European Parliamentary Democracies. *British Journal of Political Science*, v. 26, n. 4, p. 471–499, out. 1996. ISSN 1469-2112, 0007-1234. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 21.

WARWICK, P. V.; DRUCKMAN, J. N. The portfolio allocation paradox: An investigation into the nature of a very strong but puzzling relationship. *European Journal of Political Research*, v. 45, n. 4, p. 635–665, 2006. ISSN 1475-6765. Citado 13 vezes nas páginas 41, 43, 45, 55, 56, 58, 60, 61, 62, 68, 71, 72 e 80.

WINTER, E. The demand commitment bargaining and snowballing cooperation. *Economic Theory*, Springer, v. 4, n. 2, p. 255–273, 1994. Citado na página 43.

WOLFF, R.; KARAGÖK, Y. Consistent allocation of cabinet seats: the swiss magic formula. *Public Choice*, Springer, v. 150, n. 3/4, p. 547–559, 2012. ISSN 00485829, 15737101. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/41406896>>. Citado na página 70.

YILDIRIM, H. Proposal power and majority rule in multilateral bargaining with costly recognition. *Journal of Economic Theory*, v. 136, n. 1, p. 167–196, set. 2007. ISSN 0022-0531. Citado na página 43.

YOUNG, H. P. *Equity: In Theory and Practice*. [S.l.]: Princeton University Press, 1995. ISBN 978-0-691-04464-4. Citado na página 63.

Anexos

ANEXO A – Capítulo 1

A.1 Validação e Falsificação do Desenho de Regressão Descontínua

A.1.1 Covariáveis Pre-Determinadas e Placebo

A.1.1.1 Modelo Básico

A.1.1.1.1 Backdoor 1

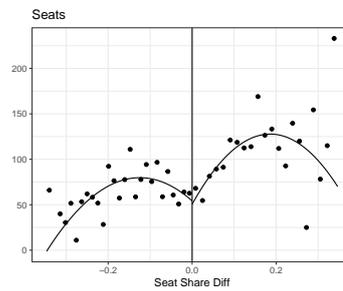


Tabela 21 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 1

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------|--------|---------|--------------|-----------|--------|
| seats | 1.9717 | 0.9125 | 410 | 0.0771 | cerrd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.1.2 Backdoor 2

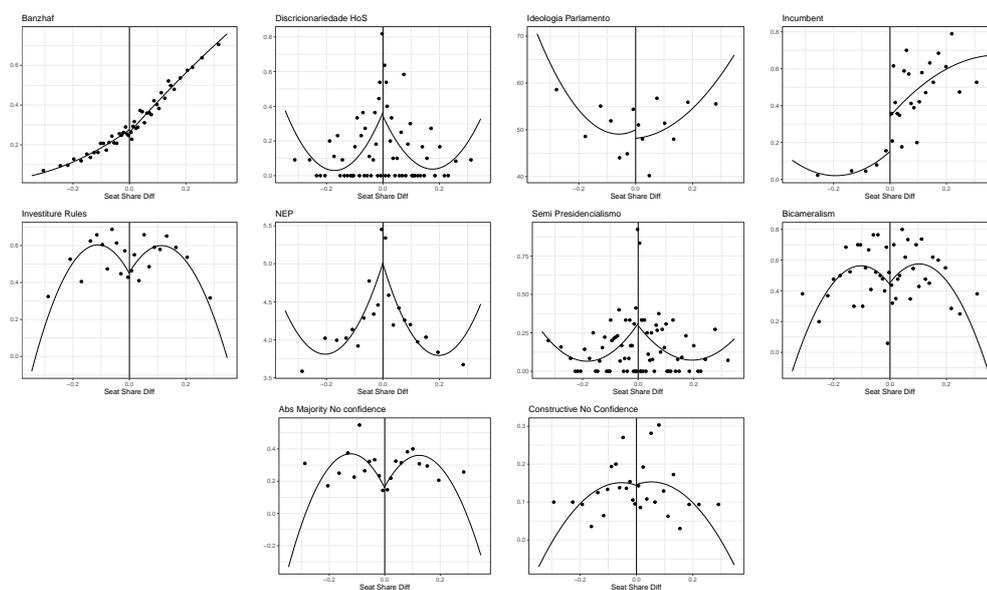


Tabela 22 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 2

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|------------------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| Banzhaf | 0.0061 | 0.7885 | 329 | 0.0567 | cerdd |
| Discrecionalidade HoS | -0.051 | 0.6549 | 336 | 0.0846 | cerdd |
| Preferencia Parlamento | -6.422 | 0.4463 | 315 | 0.062 | cerdd |
| Incumbent | 0.2143 | 0.1422 | 385 | 0.0726 | cerdd |
| Investiture Rules | 0.0465 | 0.7529 | 424 | 0.0802 | cerdd |
| NEP | 0.115 | 0.8248 | 488 | 0.0962 | cerdd |
| Semi-Presidencialismo | -0.0463 | 0.658 | 408 | 0.0753 | cerdd |
| Bicameralism | 0.0249 | 0.8358 | 410 | 0.0777 | cerdd |
| Abs No Confid | 0.0181 | 0.8754 | 342 | 0.0899 | cerdd |
| Constructive No Confid | 0.0077 | 0.9319 | 444 | 0.0859 | cerdd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.1.3 Backdoor 3

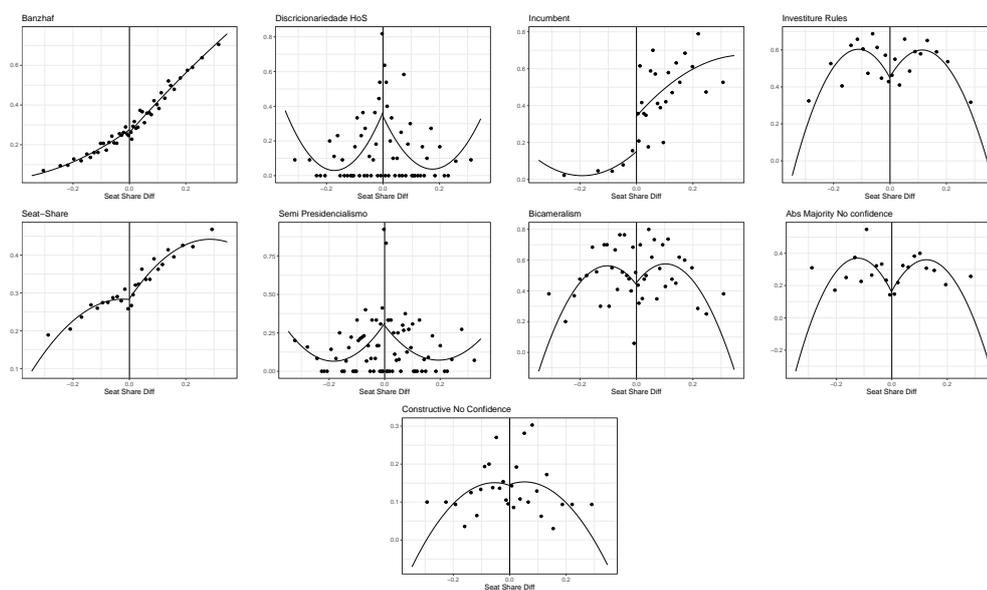


Tabela 23 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 3

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|------------------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| Banzhaf | 0.0061 | 0.7885 | 329 | 0.0567 | cerdd |
| Discrecionalidade HoS | -0.051 | 0.6549 | 336 | 0.0846 | cerdd |
| Incumbent | 0.2143 | 0.1422 | 385 | 0.0726 | cerdd |
| Investiture Rules | 0.0465 | 0.7529 | 424 | 0.0802 | cerdd |
| Seat-Share | -0.0024 | 0.8944 | 470 | 0.0921 | cerdd |
| Semi-Presidencialismo | -0.0463 | 0.658 | 408 | 0.0753 | cerdd |
| Bicameralism | 0.0249 | 0.8358 | 410 | 0.0777 | cerdd |
| Abs No Confid | 0.0181 | 0.8754 | 342 | 0.0899 | cerdd |
| Constructive No Confid | 0.0077 | 0.9319 | 444 | 0.0859 | cerdd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.1.4 Backdoor 4

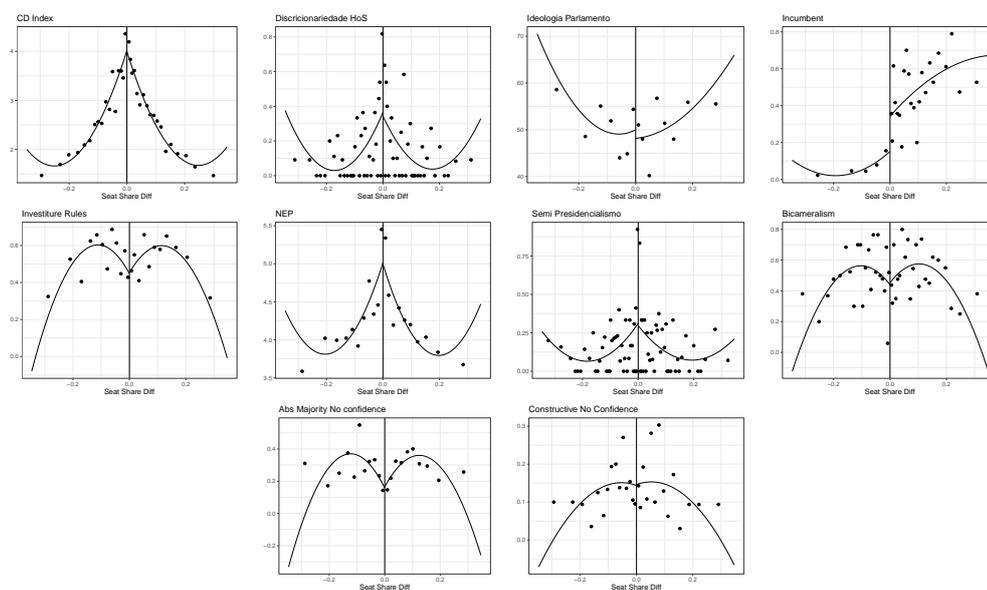


Tabela 24 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 4

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|------------------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| CDI Banzhaf | 0.0688 | 0.8304 | 470 | 0.0923 | cerdd |
| Discrecionalidade HoS | -0.051 | 0.6549 | 336 | 0.0846 | cerdd |
| Preferencia Parlamento | -6.422 | 0.4463 | 315 | 0.062 | cerdd |
| Incumbent | 0.2143 | 0.1422 | 385 | 0.0726 | cerdd |
| Investiture Rules | 0.0465 | 0.7529 | 424 | 0.0802 | cerdd |
| NEP | 0.115 | 0.8248 | 488 | 0.0962 | cerdd |
| Semi-Presidencialismo | -0.0463 | 0.658 | 408 | 0.0753 | cerdd |
| Bicameralism | 0.0249 | 0.8358 | 410 | 0.0777 | cerdd |
| Abs No Confid | 0.0181 | 0.8754 | 342 | 0.0899 | cerdd |
| Constructive No Confid | 0.0077 | 0.9319 | 444 | 0.0859 | cerdd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.1.5 Backdoor 5

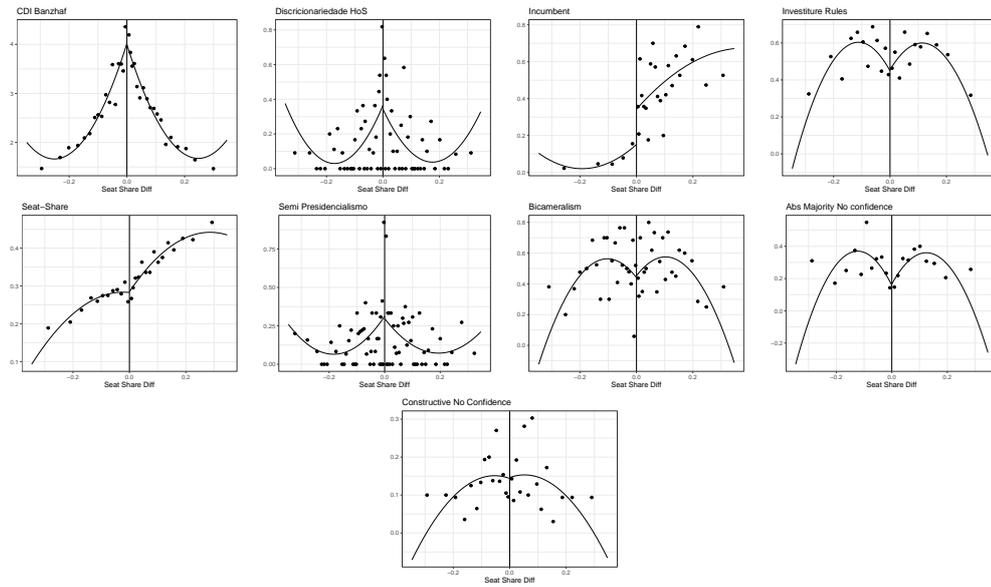


Tabela 25 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 5

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|------------------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| CDI Banzhaf | 0.0688 | 0.8304 | 470 | 0.0923 | cerdd |
| Discrecionalidade HoS | -0.051 | 0.6549 | 336 | 0.0846 | cerdd |
| Incumbent | 0.2143 | 0.1422 | 385 | 0.0726 | cerdd |
| Investiture Rules | 0.0465 | 0.7529 | 424 | 0.0802 | cerdd |
| Seat-Share | -0.0024 | 0.8944 | 470 | 0.0921 | cerdd |
| Semi-Presidencialismo | -0.0463 | 0.658 | 408 | 0.0753 | cerdd |
| Bicameralism | 0.0249 | 0.8358 | 410 | 0.0777 | cerdd |
| Abs No Confid | 0.0181 | 0.8754 | 342 | 0.0899 | cerdd |
| Constructive No Confid | 0.0077 | 0.9319 | 444 | 0.0859 | cerdd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.2 Parlamentarismo Positivo

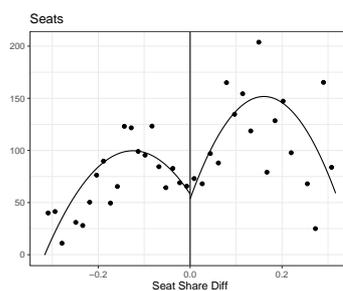


Tabela 26 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Parlamentarismo Positivo

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------|--------|---------|--------------|-----------|--------|
| seats | 1.6712 | 0.9645 | 203 | 0.068 | cerrd |

Backdoor 1.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.1.3 Parlamentarismo Negativo

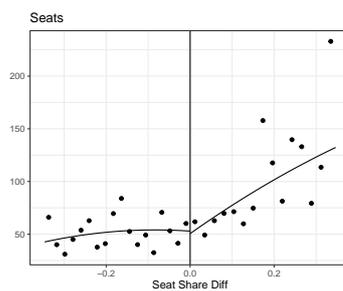


Tabela 27 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas - Backdoor 1

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------|--------|---------|--------------|-----------|--------|
| seats | 2.0269 | 0.9166 | 223 | 0.0965 | cerrd |

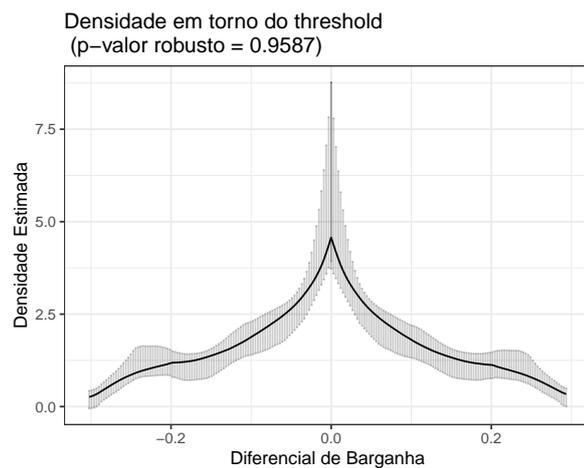
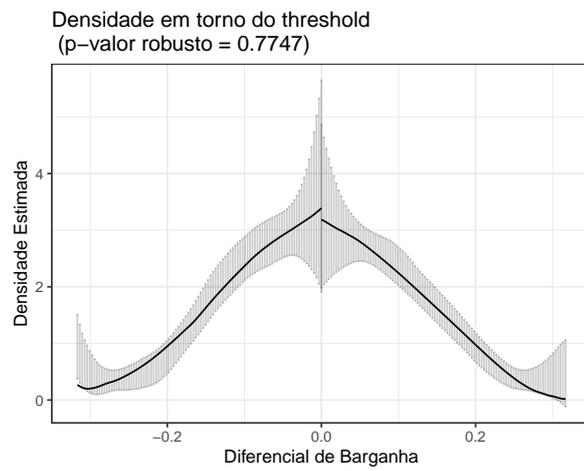
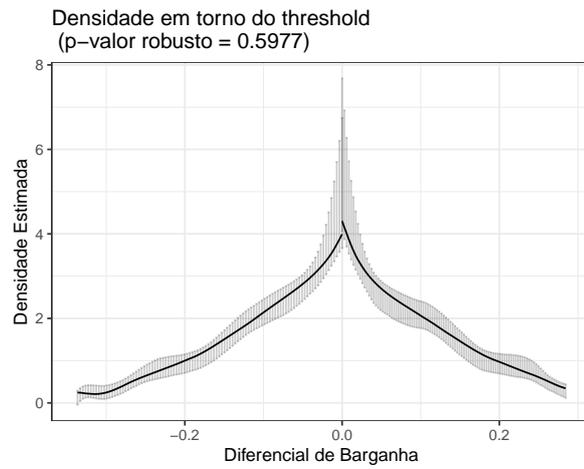
Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

A.1.2 Densidade da *Running Variable*

A.1.3 Placebo Cutoffs

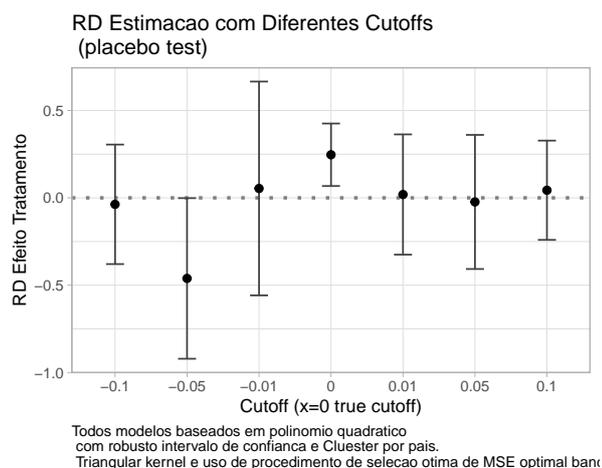


Tabela 28 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.04 | 0.83 | 72 | 62 | 0.03 | -0.38 | 0.30 |
| -0.05 | -0.46 | 0.05 | 30 | 30 | 0.01 | -0.92 | -0.00 |
| -0.01 | 0.05 | 0.86 | 28 | 123 | 0.04 | -0.56 | 0.67 |
| 0 | 0.25 | 0.01 | 292 | 280 | 0.12 | 0.07 | 0.43 |
| 0.01 | 0.02 | 0.91 | 85 | 42 | 0.03 | -0.33 | 0.36 |
| 0.05 | -0.02 | 0.90 | 52 | 73 | 0.03 | -0.41 | 0.36 |
| 0.1 | 0.04 | 0.76 | 82 | 104 | 0.05 | -0.24 | 0.33 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

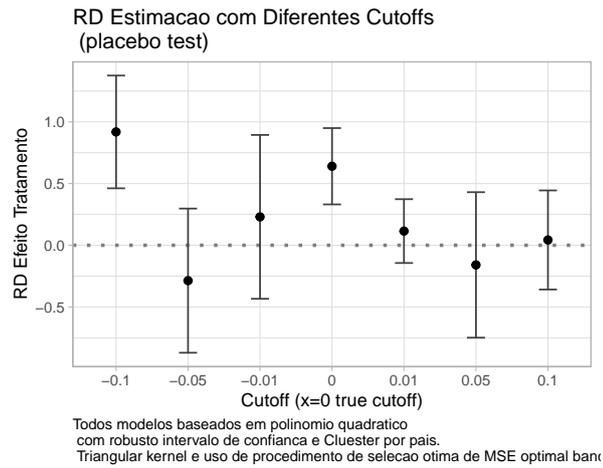


Tabela 29 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | 0.92 | 0.00 | 15 | 20 | 0.01 | 0.46 | 1.38 |
| -0.05 | -0.29 | 0.34 | 30 | 31 | 0.03 | -0.87 | 0.30 |
| -0.01 | 0.23 | 0.50 | 13 | 56 | 0.04 | -0.43 | 0.89 |
| 0 | 0.64 | 0.00 | 89 | 84 | 0.06 | 0.33 | 0.95 |
| 0.01 | 0.11 | 0.38 | 30 | 18 | 0.02 | -0.14 | 0.37 |
| 0.05 | -0.16 | 0.60 | 27 | 36 | 0.02 | -0.75 | 0.43 |
| 0.1 | 0.04 | 0.83 | 42 | 49 | 0.04 | -0.36 | 0.44 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

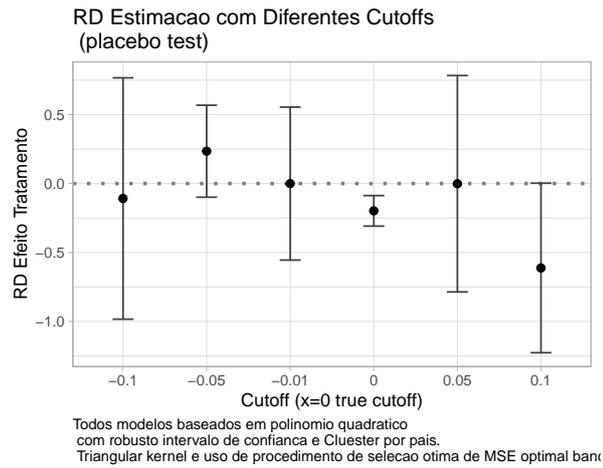


Tabela 30 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.11 | 0.81 | 15 | 26 | 0.03 | -0.98 | 0.77 |
| -0.05 | 0.23 | 0.17 | 30 | 39 | 0.03 | -0.10 | 0.57 |
| -0.01 | -0.00 | 1.00 | 41 | 24 | 0.03 | -0.56 | 0.55 |
| 0 | -0.20 | 0.00 | 65 | 63 | 0.04 | -0.31 | -0.09 |
| 0.05 | -0.00 | 1.00 | 19 | 15 | 0.02 | -0.79 | 0.78 |
| 0.1 | -0.61 | 0.05 | 18 | 16 | 0.02 | -1.23 | 0.00 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

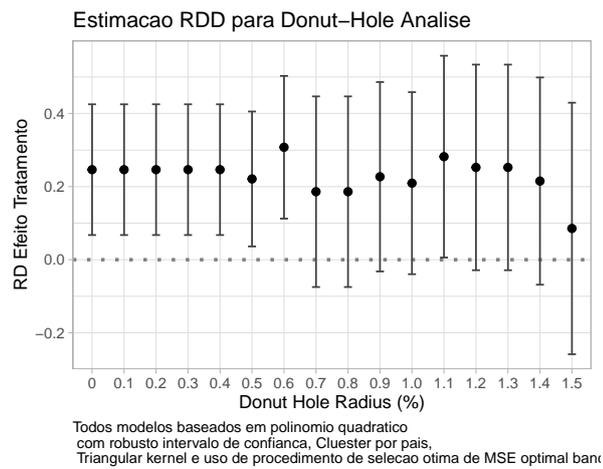
A.1.4 Sensibilidade para Observações Próximas do *Cutoff* (*Donut-Hole*)

Tabela 31 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|-------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.246 | 0.007 | 0.116 | 0.068 | 0.425 | 572 |
| 0.1 | 0.246 | 0.007 | 0.116 | 0.068 | 0.425 | 572 |
| 0.2 | 0.246 | 0.007 | 0.116 | 0.068 | 0.425 | 572 |
| 0.3 | 0.246 | 0.007 | 0.116 | 0.068 | 0.425 | 572 |
| 0.4 | 0.246 | 0.007 | 0.116 | 0.068 | 0.425 | 572 |
| 0.5 | 0.221 | 0.019 | 0.112 | 0.036 | 0.406 | 560 |
| 0.6 | 0.308 | 0.002 | 0.117 | 0.112 | 0.503 | 546 |
| 0.7 | 0.186 | 0.162 | 0.089 | -0.075 | 0.447 | 412 |
| 0.8 | 0.186 | 0.162 | 0.089 | -0.075 | 0.447 | 412 |
| 0.9 | 0.227 | 0.086 | 0.091 | -0.032 | 0.486 | 420 |
| 1.0 | 0.209 | 0.099 | 0.102 | -0.040 | 0.459 | 454 |
| 1.1 | 0.282 | 0.045 | 0.104 | 0.006 | 0.558 | 440 |
| 1.2 | 0.253 | 0.078 | 0.103 | -0.029 | 0.534 | 438 |
| 1.3 | 0.253 | 0.078 | 0.103 | -0.029 | 0.534 | 438 |
| 1.4 | 0.215 | 0.137 | 0.101 | -0.068 | 0.499 | 416 |
| 1.5 | 0.085 | 0.626 | 0.083 | -0.259 | 0.430 | 330 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

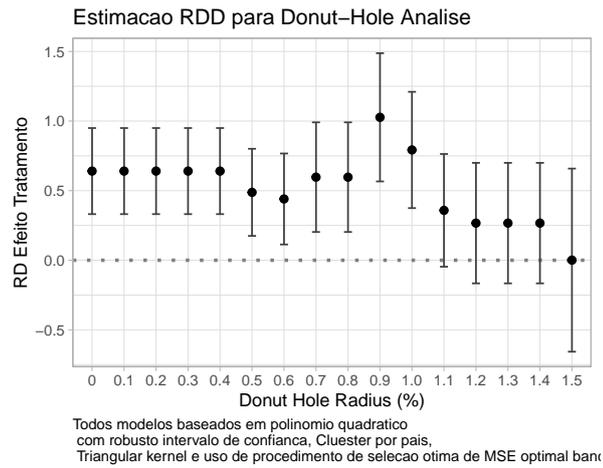


Tabela 32 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|-------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.640 | 0.000 | 0.062 | 0.331 | 0.950 | 173 |
| 0.1 | 0.640 | 0.000 | 0.062 | 0.331 | 0.950 | 173 |
| 0.2 | 0.640 | 0.000 | 0.062 | 0.331 | 0.950 | 173 |
| 0.3 | 0.640 | 0.000 | 0.062 | 0.331 | 0.950 | 173 |
| 0.4 | 0.640 | 0.000 | 0.062 | 0.331 | 0.950 | 173 |
| 0.5 | 0.488 | 0.002 | 0.072 | 0.175 | 0.801 | 197 |
| 0.6 | 0.440 | 0.008 | 0.073 | 0.113 | 0.767 | 195 |
| 0.7 | 0.597 | 0.003 | 0.059 | 0.203 | 0.991 | 151 |
| 0.8 | 0.597 | 0.003 | 0.059 | 0.203 | 0.991 | 151 |
| 0.9 | 1.027 | 0.000 | 0.043 | 0.566 | 1.488 | 108 |
| 1.0 | 0.792 | 0.000 | 0.055 | 0.375 | 1.210 | 137 |
| 1.1 | 0.358 | 0.083 | 0.075 | -0.047 | 0.763 | 167 |
| 1.2 | 0.267 | 0.227 | 0.076 | -0.166 | 0.700 | 165 |
| 1.3 | 0.267 | 0.227 | 0.076 | -0.166 | 0.700 | 165 |
| 1.4 | 0.267 | 0.227 | 0.076 | -0.166 | 0.700 | 165 |
| 1.5 | 0.001 | 0.998 | 0.062 | -0.657 | 0.659 | 123 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

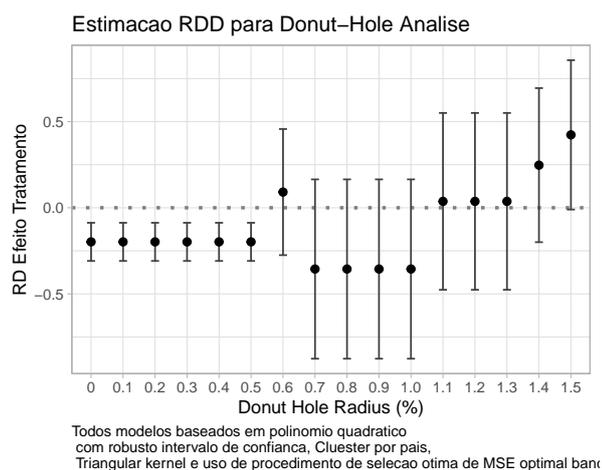


Tabela 33 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.1 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.2 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.3 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.4 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.5 | -0.198 | 0.000 | 0.042 | -0.309 | -0.087 | 128 |
| 0.6 | 0.091 | 0.626 | 0.069 | -0.275 | 0.457 | 152 |
| 0.7 | -0.356 | 0.180 | 0.058 | -0.876 | 0.165 | 122 |
| 0.8 | -0.356 | 0.180 | 0.058 | -0.876 | 0.165 | 122 |
| 0.9 | -0.356 | 0.180 | 0.058 | -0.876 | 0.165 | 122 |
| 1.0 | -0.356 | 0.180 | 0.058 | -0.876 | 0.165 | 122 |
| 1.1 | 0.037 | 0.887 | 0.076 | -0.476 | 0.550 | 145 |
| 1.2 | 0.037 | 0.887 | 0.076 | -0.476 | 0.550 | 145 |
| 1.3 | 0.037 | 0.887 | 0.076 | -0.476 | 0.550 | 145 |
| 1.4 | 0.247 | 0.279 | 0.096 | -0.200 | 0.695 | 163 |
| 1.5 | 0.423 | 0.056 | 0.105 | -0.010 | 0.857 | 183 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Seat Share Diff.

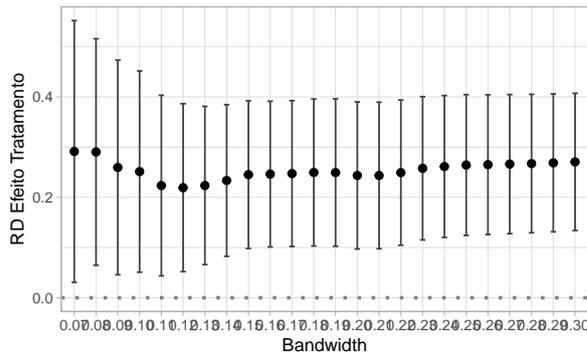
Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

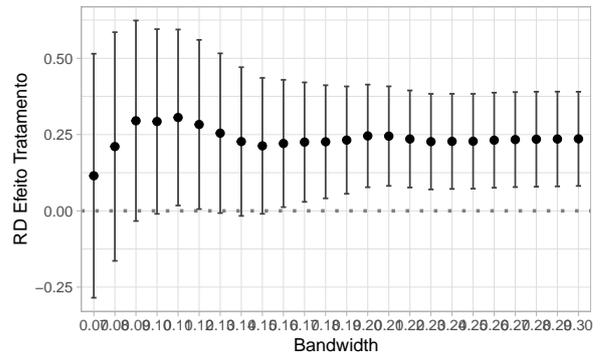
A.1.5 Sensibilidade à Escolha do Bandwidth

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio linear)



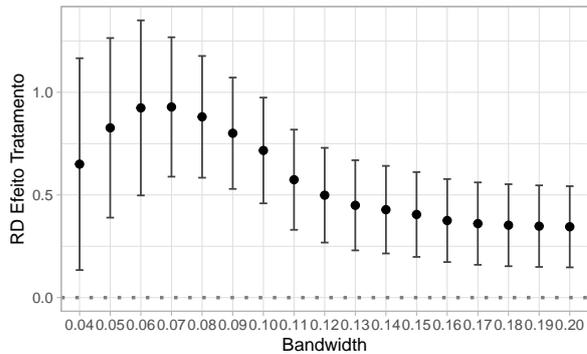
Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio quadratico)



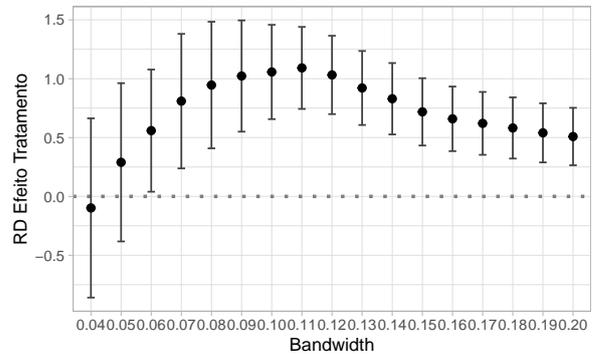
Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio linear)



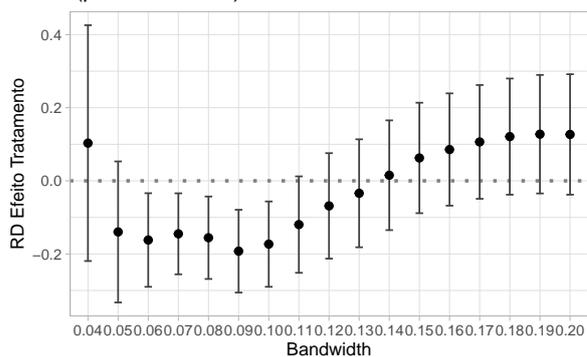
Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio quadratico)



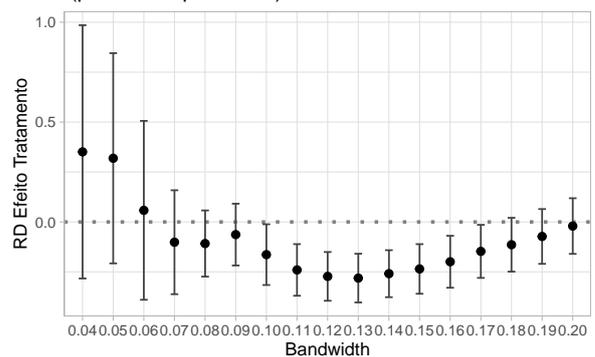
Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio linear)



Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

Sensibilidade ao Bandwidth
(polinomio quadratico)



Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

ANEXO B – Capítulo 2

B.1 Validação e Falsificação do Desenho de Regressão Descontínua

B.1.1 Covariáveis Pre-Determinadas e Placebo

B.1.1.1 Hipótese Gamson

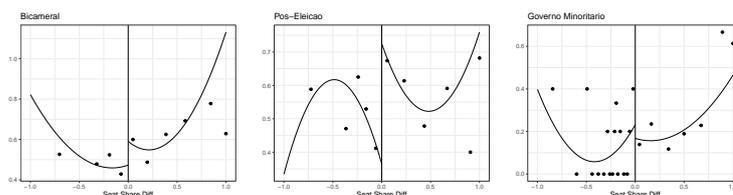


Tabela 34 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| Bicameral | 0.3664 | 0.3305 | 118 | 0.2558 | cerrd |
| Minoritario | -0.3429 | 0.2495 | 98 | 0.2103 | cerrd |
| Pos-Eleicao | 0.4046 | 0.0638 | 94 | 0.1959 | cerrd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

B.1.1.2 Hipótese Baron-Ferejohn

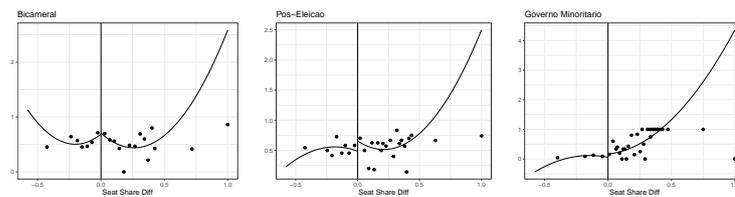


Tabela 35 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| Bicameral | -0.2169 | 0.4383 | 222 | 0.2404 | cerrd |
| Minoritario | 0.2531 | 0.068 | 134 | 0.125 | cerrd |
| Pos-Eleicao | 0.0173 | 0.9404 | 163 | 0.1675 | cerrd |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

B.1.1.3 Hipótese Morelli

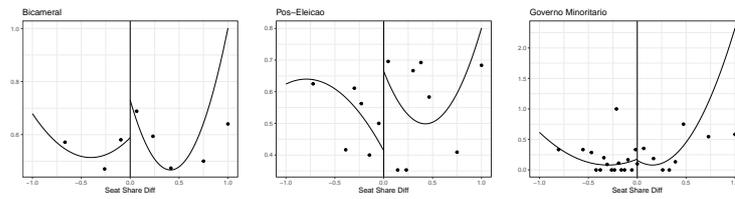


Tabela 36 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|-------------|--------|---------|--------------|-----------|--------|
| Bicameral | 0.1532 | 0.7708 | 144 | 0.2513 | cerrd |
| Minoritario | -0.325 | 0.4942 | 142 | 0.2403 | cerrd |
| Pos-Eleicao | 0.3214 | 0.0765 | 113 | 0.1837 | cerrd |

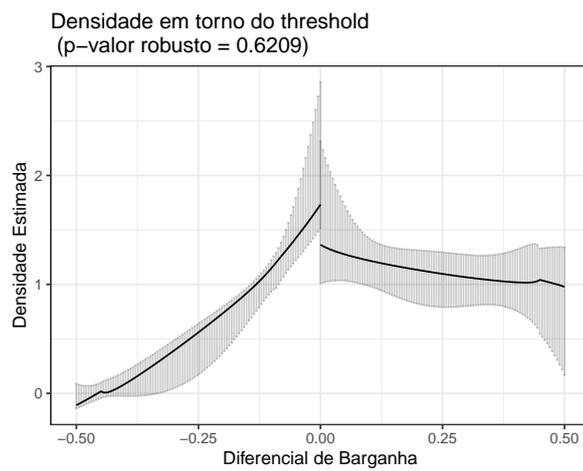
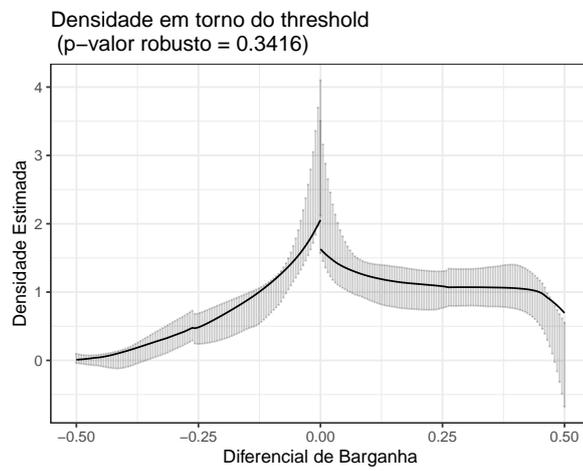
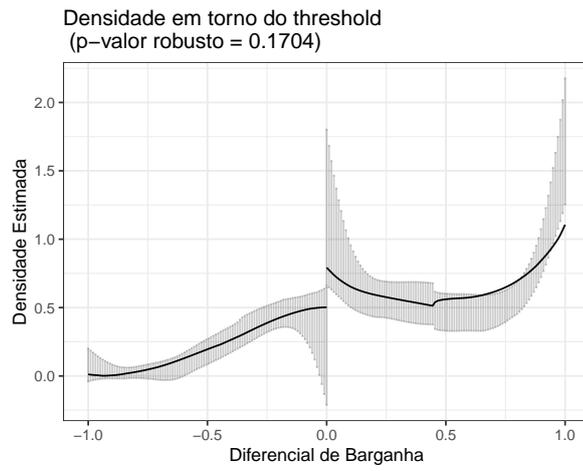
Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

B.1.2 Densidade da *Running Variable*

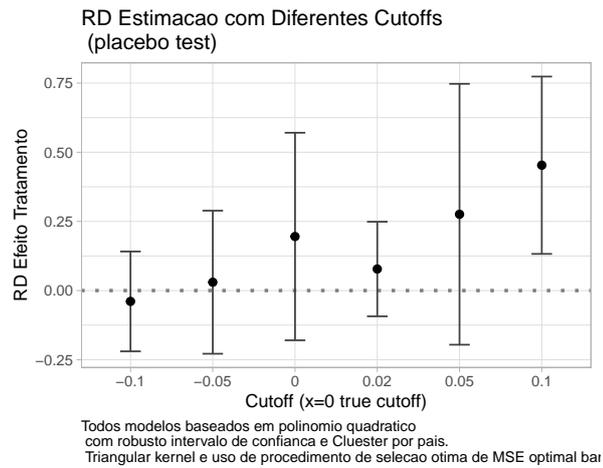
B.1.3 Placebo *Cutoffs*

Tabela 37 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal | Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.04 | 0.67 | 41 | 26 | 0.14 | | -0.22 | 0.14 |
| -0.05 | 0.03 | 0.82 | 21 | 45 | 0.18 | | -0.23 | 0.29 |
| 0 | 0.20 | 0.31 | 8 | 56 | 0.20 | | -0.18 | 0.57 |
| 0.02 | 0.08 | 0.37 | 49 | 77 | 0.27 | | -0.09 | 0.25 |
| 0.05 | 0.28 | 0.25 | 14 | 6 | 0.09 | | -0.20 | 0.75 |
| 0.1 | 0.45 | 0.01 | 9 | 13 | 0.08 | | 0.13 | 0.77 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

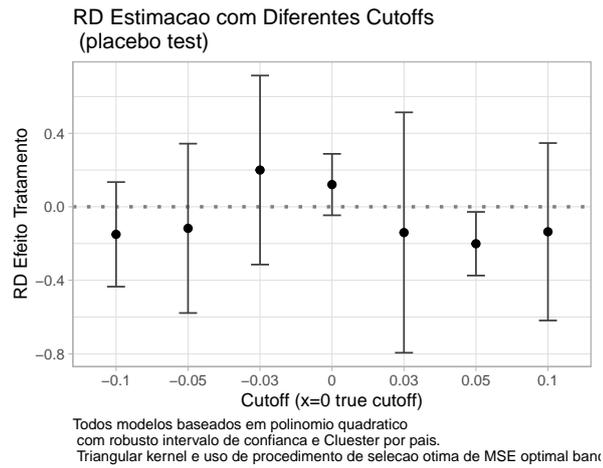


Tabela 38 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.15 | 0.30 | 24 | 31 | 0.10 | -0.43 | 0.13 |
| -0.05 | -0.12 | 0.62 | 68 | 38 | 0.10 | -0.58 | 0.34 |
| -0.03 | 0.20 | 0.45 | 67 | 19 | 0.07 | -0.31 | 0.71 |
| 0 | -0.14 | 0.67 | 6 | 9 | 0.02 | -0.79 | 0.51 |
| 0.03 | -0.20 | 0.02 | 10 | 10 | 0.04 | -0.37 | -0.03 |
| 0.05 | -0.14 | 0.58 | 12 | 14 | 0.04 | -0.62 | 0.35 |
| 0.1 | | | | | | | |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

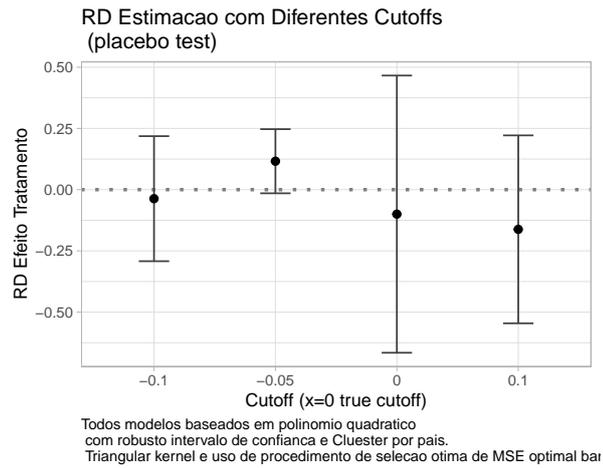


Tabela 39 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.04 | 0.78 | 70 | 37 | 0.19 | -0.29 | 0.22 |
| -0.05 | 0.12 | 0.08 | 27 | 85 | 0.18 | -0.01 | 0.25 |
| 0 | -0.10 | 0.73 | 7 | 9 | 0.06 | -0.67 | 0.47 |
| 0.1 | -0.16 | 0.41 | 11 | 9 | 0.06 | -0.55 | 0.22 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

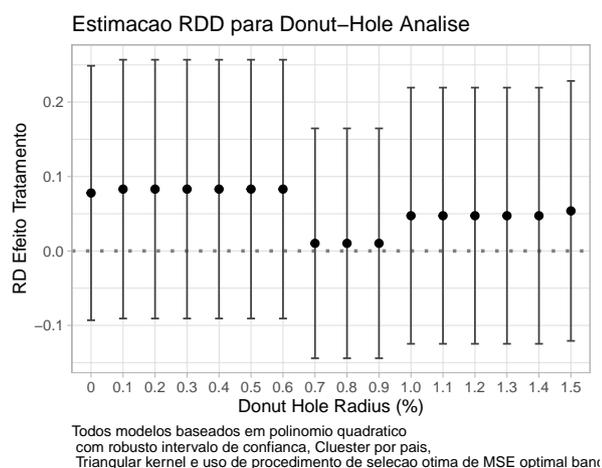
B.1.4 Sensibilidade para Observações Próximas do *Cutoff* (*Donut-Hole*)

Tabela 40 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|-------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.078 | 0.372 | 0.272 | -0.093 | 0.249 | 126 |
| 0.1 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.2 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.3 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.4 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.5 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.6 | 0.083 | 0.349 | 0.266 | -0.091 | 0.257 | 121 |
| 0.7 | 0.010 | 0.896 | 0.350 | -0.144 | 0.165 | 148 |
| 0.8 | 0.010 | 0.896 | 0.350 | -0.144 | 0.165 | 148 |
| 0.9 | 0.010 | 0.896 | 0.350 | -0.144 | 0.165 | 148 |
| 1.0 | 0.047 | 0.590 | 0.257 | -0.125 | 0.219 | 114 |
| 1.1 | 0.047 | 0.590 | 0.257 | -0.125 | 0.219 | 114 |
| 1.2 | 0.047 | 0.590 | 0.257 | -0.125 | 0.219 | 114 |
| 1.3 | 0.047 | 0.590 | 0.257 | -0.125 | 0.219 | 114 |
| 1.4 | 0.047 | 0.590 | 0.257 | -0.125 | 0.219 | 114 |
| 1.5 | 0.054 | 0.546 | 0.259 | -0.121 | 0.228 | 113 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

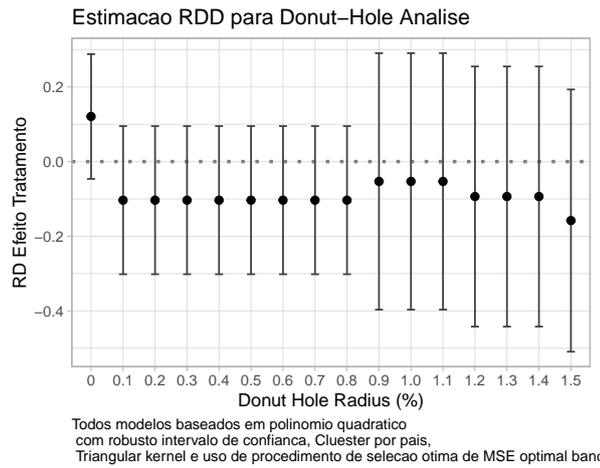


Tabela 41 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.121 | 0.157 | 0.097 | -0.046 | 0.288 | 115 |
| 0.1 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.2 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.3 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.4 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.5 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.6 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.7 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.8 | -0.103 | 0.307 | 0.096 | -0.302 | 0.095 | 53 |
| 0.9 | -0.053 | 0.762 | 0.085 | -0.397 | 0.290 | 43 |
| 1.0 | -0.053 | 0.762 | 0.085 | -0.397 | 0.290 | 43 |
| 1.1 | -0.053 | 0.762 | 0.085 | -0.397 | 0.290 | 43 |
| 1.2 | -0.094 | 0.599 | 0.087 | -0.442 | 0.255 | 42 |
| 1.3 | -0.094 | 0.599 | 0.087 | -0.442 | 0.255 | 42 |
| 1.4 | -0.094 | 0.599 | 0.087 | -0.442 | 0.255 | 42 |
| 1.5 | -0.158 | 0.378 | 0.090 | -0.509 | 0.193 | 41 |

Resultado Potencial.
 Running Variable, Diferencial de poder.
 Standard errors utiliza cluster por gabinete
 Kernel triangular em todos modelos.
 Robust biased-corrected confidence intervals.

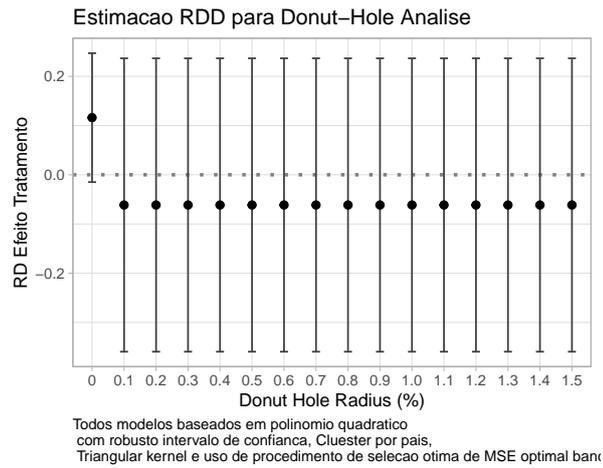


Tabela 42 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.116 | 0.082 | 0.178 | -0.015 | 0.247 | 112 |
| 0.1 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.2 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.3 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.4 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.5 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.6 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.7 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.8 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 0.9 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.0 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.1 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.2 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.3 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.4 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |
| 1.5 | -0.061 | 0.686 | 0.184 | -0.359 | 0.237 | 49 |

Resultado Potencial.

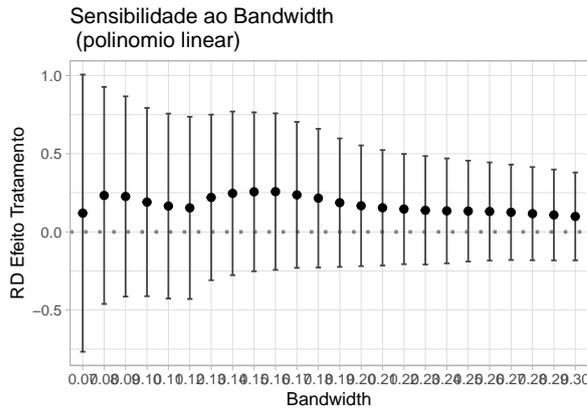
Running Variable, Diferencial de poder.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

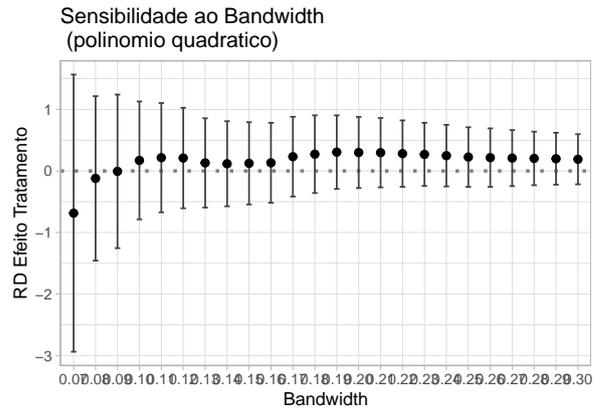
Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

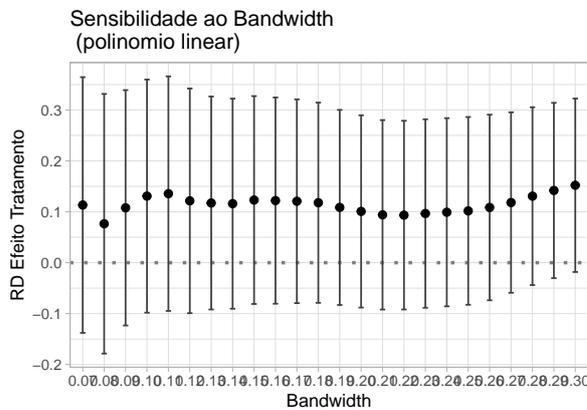
B.1.5 Sensibilidade à Escolha do Bandwidth



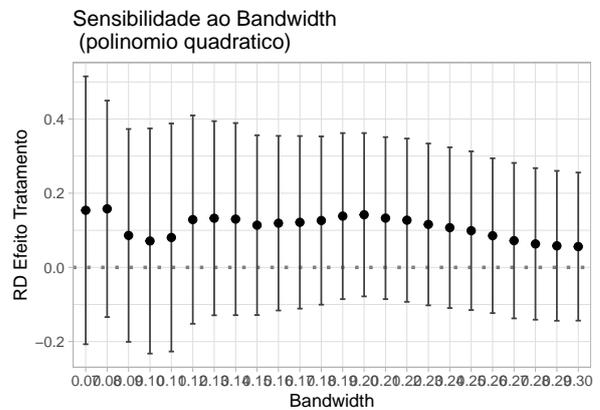
Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



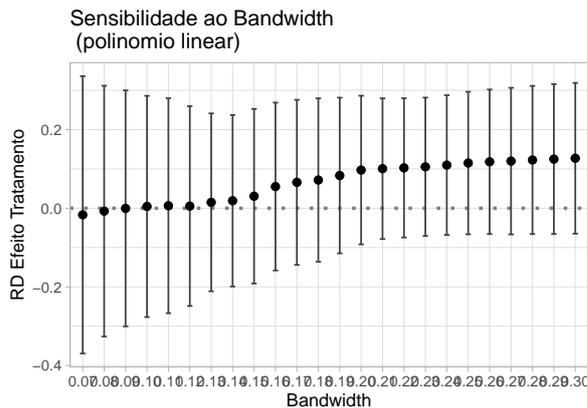
Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



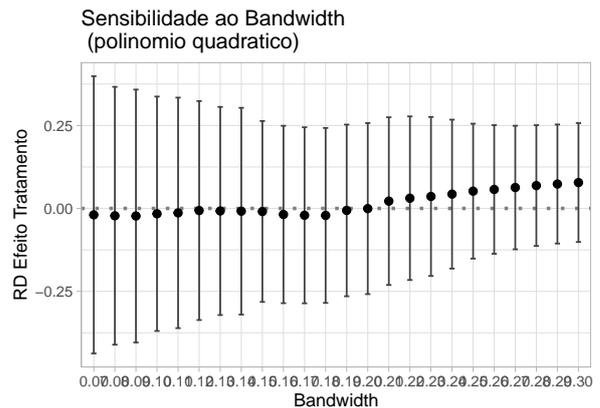
Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianza. Cluester por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

ANEXO C – Capítulo 3

C.1 Validação e Falsificação do Desenho de Regressão Descontínua

C.1.1 Covariáveis Pre-Determinadas e Placebo

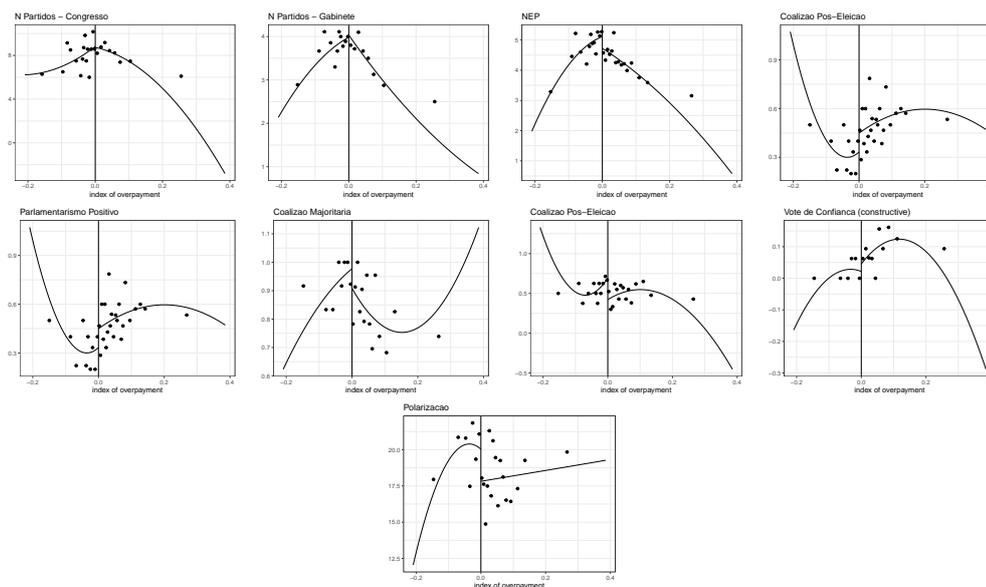
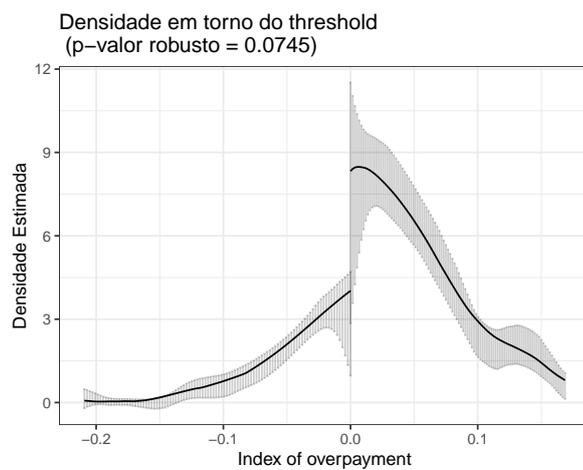


Tabela 43 – Análise com Covariáveis Pré-Determinadas

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas | Bandwidth | Metodo |
|--------------------------|---------|---------|--------------|-----------|--------|
| N Partidos - Parlamento | -1.7242 | 0.2377 | 165 | 0.0344 | cerrd |
| N Partidos - Gabinete | -0.1972 | 0.718 | 163 | 0.0339 | cerrd |
| NEP | -0.7672 | 0.2534 | 170 | 0.0355 | cerrd |
| Parlamentarismo Positivo | -0.1439 | 0.5648 | 170 | 0.0354 | cerrd |
| Majoritaria | -0.1379 | 0.3775 | 210 | 0.0433 | cerrd |
| Coalizao Pos-Eleicao | -0.1141 | 0.5576 | 134 | 0.0288 | cerrd |
| Voto de Confianca | 0.1034 | 0.3268 | 196 | 0.04 | cerrd |
| Polarizacao | -0.0623 | 0.9882 | 172 | 0.0359 | cerrd |
| Complexidade Barganha | -0.9263 | 0.2401 | 203 | 0.0413 | cerrd |

Resultado Potencial.
 Running Variable, Index of overpayment.
 Standard errors utiliza cluster por gabinete
 Kernel triangular em todos modelos.
 Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.2 Densidade da *Running Variable*



C.1.3 Placebo Cutoffs

C.1.3.1 Conflict between coalition parties

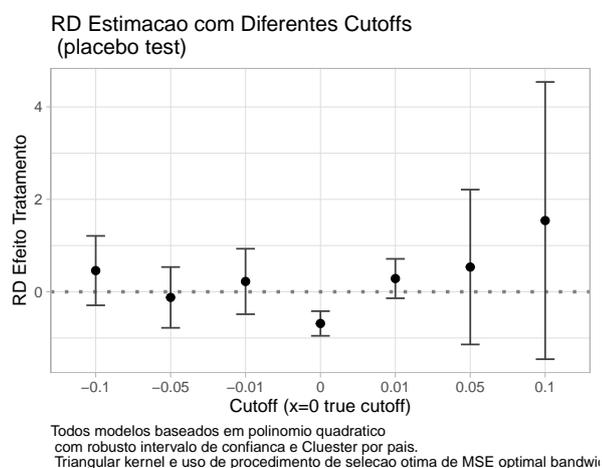


Tabela 44 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal_Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------|-----------|
| -0.1 | 0.46 | 0.23 | 30 | 23 | 0.03 | -0.29 | 1.21 |
| -0.05 | -0.12 | 0.72 | 47 | 51 | 0.02 | -0.78 | 0.54 |
| -0.01 | 0.22 | 0.54 | 33 | 56 | 0.02 | -0.48 | 0.93 |
| 0 | -0.69 | 0.00 | 58 | 132 | 0.04 | -0.95 | -0.42 |
| 0.01 | 0.29 | 0.19 | 17 | 14 | 0.01 | -0.14 | 0.71 |
| 0.05 | 0.54 | 0.53 | 5 | 17 | 0.02 | -1.14 | 2.21 |
| 0.1 | 1.54 | 0.31 | 3 | 14 | 0.02 | -1.46 | 4.54 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.3.2 Discretionary termination

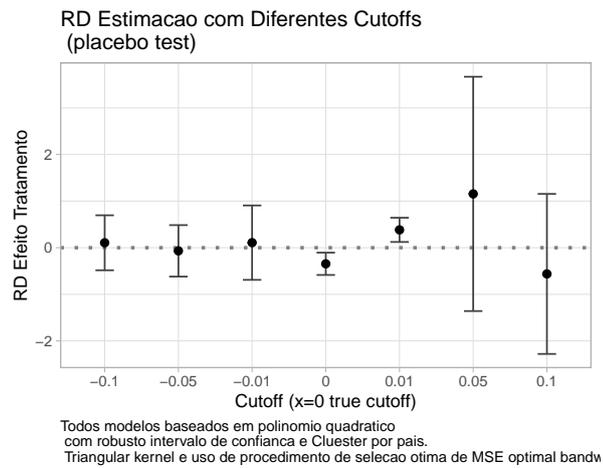


Tabela 45 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal | Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| -0.1 | 0.11 | 0.73 | 57 | 34 | 0.04 | | -0.48 | 0.70 |
| -0.05 | -0.07 | 0.81 | 42 | 42 | 0.02 | | -0.62 | 0.48 |
| -0.01 | 0.11 | 0.79 | 33 | 58 | 0.02 | | -0.69 | 0.91 |
| 0 | -0.35 | 0.00 | 48 | 120 | 0.04 | | -0.58 | -0.11 |
| 0.01 | 0.38 | 0.00 | 50 | 14 | 0.04 | | 0.12 | 0.64 |
| 0.05 | 1.15 | 0.37 | 4 | 8 | 0.01 | | -1.36 | 3.67 |
| 0.1 | -0.56 | 0.52 | 3 | 14 | 0.02 | | -2.28 | 1.15 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.3.3 Duration in days divided by maximum possible duration

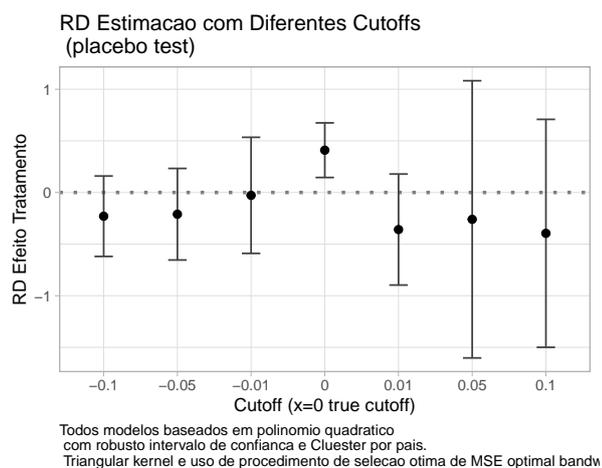


Tabela 46 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal | Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.23 | 0.25 | 54 | 34 | | 0.04 | -0.62 | 0.16 |
| -0.05 | -0.21 | 0.35 | 54 | 55 | | 0.02 | -0.65 | 0.23 |
| -0.01 | -0.03 | 0.92 | 33 | 56 | | 0.02 | -0.59 | 0.53 |
| 0 | 0.41 | 0.00 | 33 | 85 | | 0.03 | 0.15 | 0.67 |
| 0.01 | -0.36 | 0.19 | 24 | 14 | | 0.02 | -0.90 | 0.18 |
| 0.05 | -0.26 | 0.70 | 5 | 16 | | 0.01 | -1.60 | 1.08 |
| 0.1 | -0.40 | 0.48 | 3 | 16 | | 0.02 | -1.50 | 0.71 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.3.4 Relative duration 100% 0=No, 1=Yes

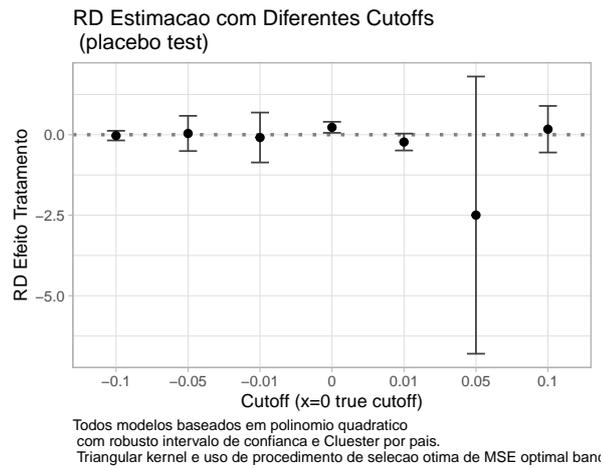


Tabela 47 – Análise com Placebo Cutoffs

| | LATE | p.valor | Obs.Efetivas..left. | Obs.Efetivas..right. | MSE.Optimal | Bandwidth | conf.low | conf.high |
|-------|-------|---------|---------------------|----------------------|-------------|-----------|----------|-----------|
| -0.1 | -0.03 | 0.72 | 38 | 30 | | 0.03 | -0.18 | 0.12 |
| -0.05 | 0.04 | 0.89 | 40 | 41 | | 0.02 | -0.51 | 0.59 |
| -0.01 | -0.09 | 0.83 | 33 | 56 | | 0.02 | -0.86 | 0.69 |
| 0 | 0.23 | 0.01 | 51 | 121 | | 0.04 | 0.06 | 0.40 |
| 0.01 | -0.23 | 0.09 | 48 | 14 | | 0.04 | -0.49 | 0.03 |
| 0.05 | -2.50 | 0.26 | 3 | 6 | | 0.01 | -6.80 | 1.81 |
| 0.1 | 0.17 | 0.64 | 3 | 16 | | 0.02 | -0.55 | 0.89 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.4 Sensibilidade para Observações Próximas do *Cutoff* (*Donut-Hole*)

C.1.4.1 Conflict between coalition parties, policy

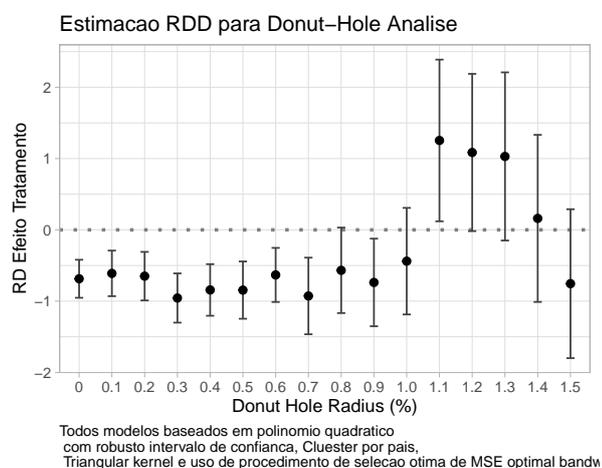


Tabela 48 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | -0.686 | 0.000 | 0.039 | -0.952 | -0.419 | 190 |
| 0.1 | -0.611 | 0.000 | 0.045 | -0.930 | -0.291 | 202 |
| 0.2 | -0.649 | 0.000 | 0.044 | -0.990 | -0.309 | 197 |
| 0.3 | -0.956 | 0.000 | 0.025 | -1.301 | -0.611 | 100 |
| 0.4 | -0.843 | 0.000 | 0.029 | -1.205 | -0.481 | 111 |
| 0.5 | -0.845 | 0.000 | 0.027 | -1.247 | -0.443 | 101 |
| 0.6 | -0.632 | 0.001 | 0.035 | -1.012 | -0.253 | 137 |
| 0.7 | -0.927 | 0.001 | 0.028 | -1.464 | -0.390 | 92 |
| 0.8 | -0.568 | 0.063 | 0.031 | -1.167 | 0.031 | 104 |
| 0.9 | -0.738 | 0.019 | 0.029 | -1.352 | -0.123 | 94 |
| 1.0 | -0.439 | 0.249 | 0.033 | -1.186 | 0.308 | 107 |
| 1.1 | 1.254 | 0.030 | 0.027 | 0.120 | 2.387 | 74 |
| 1.2 | 1.085 | 0.054 | 0.028 | -0.018 | 2.187 | 71 |
| 1.3 | 1.029 | 0.087 | 0.030 | -0.150 | 2.209 | 78 |
| 1.4 | 0.161 | 0.788 | 0.035 | -1.011 | 1.332 | 101 |
| 1.5 | -0.755 | 0.156 | 0.045 | -1.799 | 0.289 | 141 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.4.2 Discretionary termination

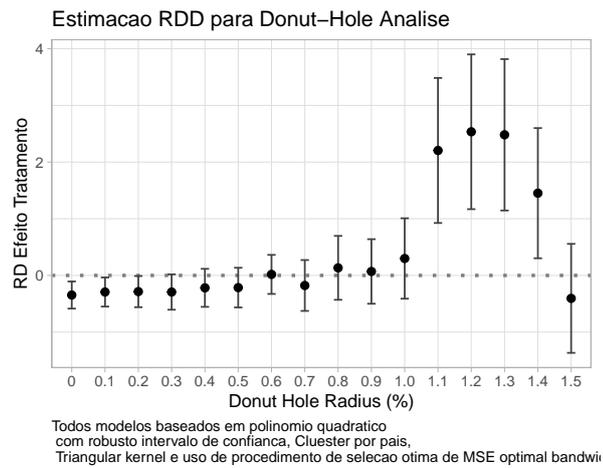


Tabela 49 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | -0.346 | 0.005 | 0.035 | -0.585 | -0.106 | 168 |
| 0.1 | -0.293 | 0.026 | 0.033 | -0.550 | -0.036 | 147 |
| 0.2 | -0.285 | 0.042 | 0.032 | -0.560 | -0.010 | 142 |
| 0.3 | -0.293 | 0.066 | 0.031 | -0.605 | 0.019 | 133 |
| 0.4 | -0.219 | 0.201 | 0.030 | -0.554 | 0.117 | 125 |
| 0.5 | -0.215 | 0.230 | 0.031 | -0.565 | 0.136 | 124 |
| 0.6 | 0.018 | 0.917 | 0.035 | -0.326 | 0.363 | 137 |
| 0.7 | -0.177 | 0.439 | 0.041 | -0.626 | 0.272 | 160 |
| 0.8 | 0.134 | 0.641 | 0.035 | -0.430 | 0.698 | 124 |
| 0.9 | 0.070 | 0.809 | 0.036 | -0.499 | 0.640 | 128 |
| 1.0 | 0.299 | 0.409 | 0.035 | -0.410 | 1.009 | 120 |
| 1.1 | 2.204 | 0.001 | 0.024 | 0.925 | 3.484 | 57 |
| 1.2 | 2.534 | 0.000 | 0.024 | 1.169 | 3.900 | 51 |
| 1.3 | 2.481 | 0.000 | 0.026 | 1.146 | 3.817 | 57 |
| 1.4 | 1.451 | 0.013 | 0.031 | 0.303 | 2.599 | 83 |
| 1.5 | -0.405 | 0.409 | 0.041 | -1.366 | 0.557 | 128 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.4.3 Duration in days divided by maximum possible duration

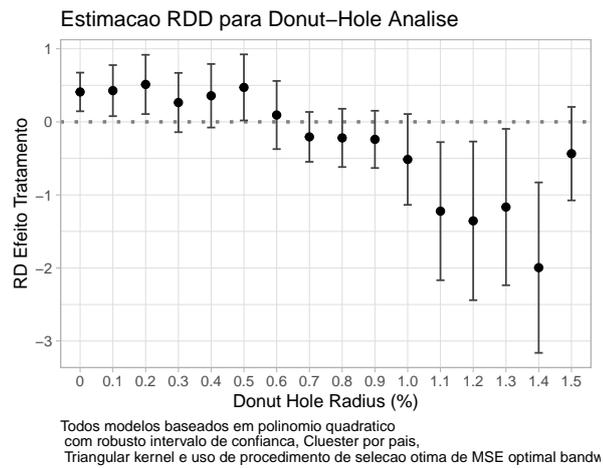


Tabela 50 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.409 | 0.002 | 0.026 | 0.145 | 0.674 | 118 |
| 0.1 | 0.428 | 0.016 | 0.026 | 0.078 | 0.777 | 112 |
| 0.2 | 0.512 | 0.013 | 0.024 | 0.107 | 0.918 | 101 |
| 0.3 | 0.265 | 0.202 | 0.031 | -0.141 | 0.671 | 133 |
| 0.4 | 0.357 | 0.107 | 0.028 | -0.078 | 0.792 | 106 |
| 0.5 | 0.471 | 0.041 | 0.027 | 0.019 | 0.924 | 98 |
| 0.6 | 0.093 | 0.695 | 0.032 | -0.373 | 0.560 | 119 |
| 0.7 | -0.206 | 0.237 | 0.047 | -0.547 | 0.136 | 176 |
| 0.8 | -0.220 | 0.280 | 0.043 | -0.619 | 0.179 | 163 |
| 0.9 | -0.240 | 0.230 | 0.046 | -0.632 | 0.152 | 168 |
| 1.0 | -0.515 | 0.105 | 0.031 | -1.136 | 0.107 | 102 |
| 1.1 | -1.223 | 0.011 | 0.023 | -2.168 | -0.277 | 57 |
| 1.2 | -1.355 | 0.014 | 0.024 | -2.441 | -0.269 | 51 |
| 1.3 | -1.166 | 0.033 | 0.024 | -2.236 | -0.096 | 48 |
| 1.4 | -1.996 | 0.001 | 0.025 | -3.162 | -0.829 | 47 |
| 1.5 | -0.435 | 0.182 | 0.039 | -1.075 | 0.204 | 119 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.4.4 Relative duration 100% 0=No, 1=Yes

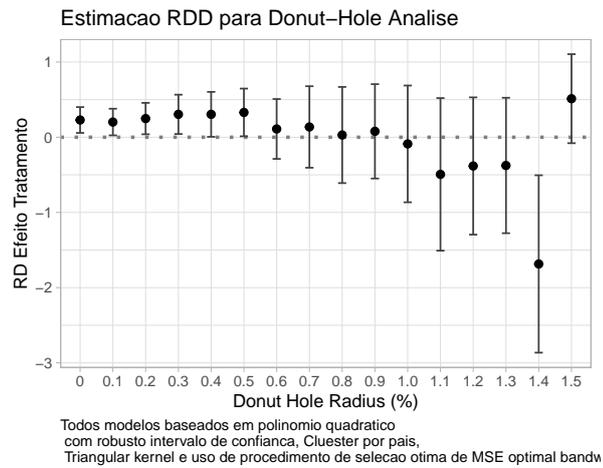


Tabela 51 – Donut-Hole para Continuity-Based Analysis

| | LATE | p.valor | Bandwidth | Conf.low | Conf.high | Obs |
|-----|--------|---------|-----------|----------|-----------|-----|
| 0 | 0.229 | 0.009 | 0.036 | 0.058 | 0.401 | 172 |
| 0.1 | 0.202 | 0.026 | 0.033 | 0.025 | 0.379 | 148 |
| 0.2 | 0.248 | 0.020 | 0.032 | 0.039 | 0.457 | 143 |
| 0.3 | 0.304 | 0.023 | 0.033 | 0.043 | 0.566 | 140 |
| 0.4 | 0.304 | 0.046 | 0.045 | 0.005 | 0.603 | 187 |
| 0.5 | 0.330 | 0.042 | 0.045 | 0.012 | 0.647 | 183 |
| 0.6 | 0.110 | 0.588 | 0.039 | -0.288 | 0.508 | 155 |
| 0.7 | 0.137 | 0.622 | 0.035 | -0.405 | 0.679 | 129 |
| 0.8 | 0.029 | 0.928 | 0.034 | -0.610 | 0.669 | 118 |
| 0.9 | 0.079 | 0.806 | 0.035 | -0.549 | 0.706 | 124 |
| 1.0 | -0.089 | 0.823 | 0.032 | -0.865 | 0.688 | 103 |
| 1.1 | -0.494 | 0.340 | 0.036 | -1.508 | 0.521 | 120 |
| 1.2 | -0.382 | 0.411 | 0.039 | -1.295 | 0.530 | 128 |
| 1.3 | -0.376 | 0.414 | 0.039 | -1.276 | 0.525 | 127 |
| 1.4 | -1.685 | 0.005 | 0.028 | -2.865 | -0.506 | 65 |
| 1.5 | 0.513 | 0.090 | 0.040 | -0.079 | 1.104 | 123 |

Resultado Potencial.

Running Variable, Index of overpayment.

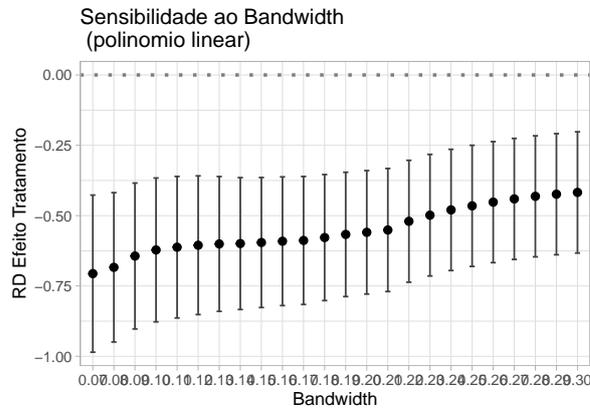
Standard errors utiliza cluster por gabinete

Kernel triangular em todos modelos.

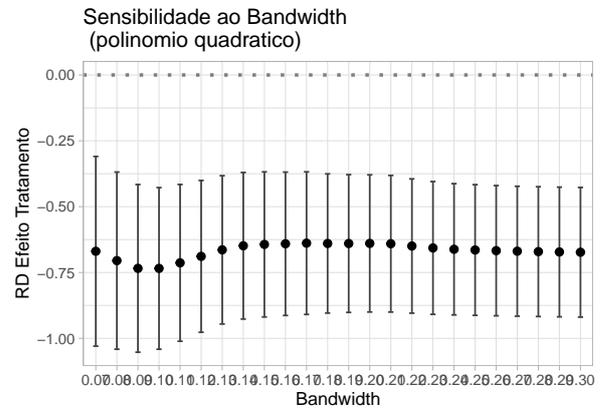
Robust biased-corrected confidence intervals.

C.1.5 Sensibilidade à Escolha do *Bandwidth*

C.1.5.1 Conflict between coalition parties, policy

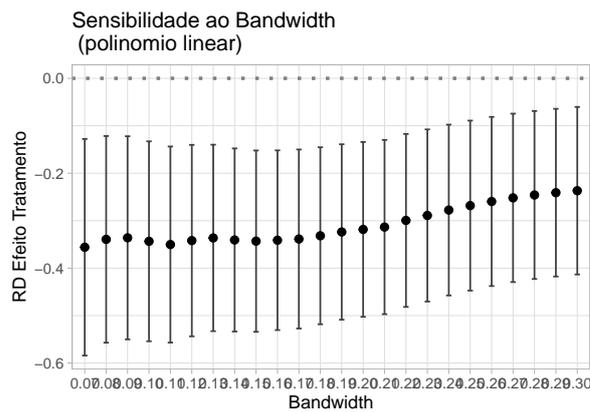


Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

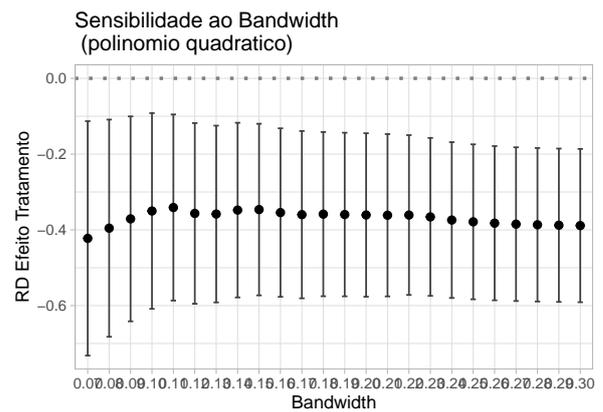


Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

C.1.5.2 Discretionary termination

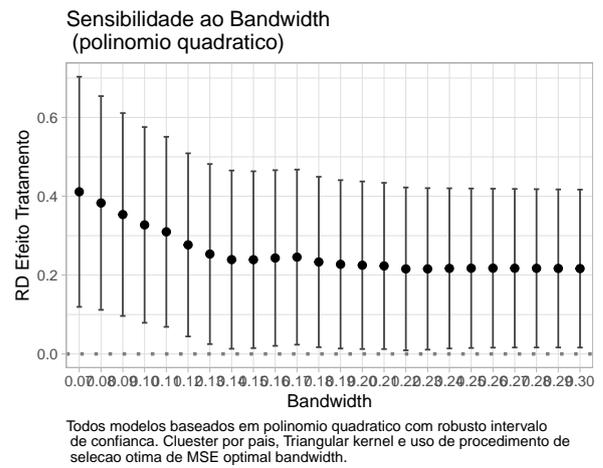
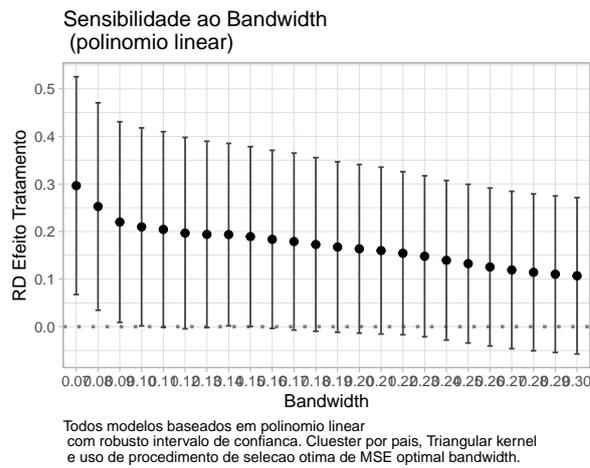


Todos modelos baseados em polinomio linear com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.



Todos modelos baseados em polinomio quadratico com robusto intervalo de confianca. Clueter por pais, Triangular kernel e uso de procedimento de selecao otima de MSE optimal bandwidth.

C.1.5.3 Duration in days divided by maximum possible duration



C.1.5.4 Relative duration 100% 0=No, 1=Yes

