

# O Efeito da Migração Partidária no Sucesso Eleitoral de Parlamentares no Brasil (2010-2022)

Diogo Leite  
Francisco Zipman  
Michel Finger  
Leonardo Miranda

2025

## 1 Introdução

O Brasil possui um sistema político partidário considerado altamente fragmentado (ZUCCO; POWER, 2021; KINZO, 2005). Além de partidos com autonomia limitada e baixa penetração na sociedade civil (MAINWARING, 1992), o sistema brasileiro também é marcado por relações voláteis entre políticos e partidos, sendo a migração partidária um fenômeno muito comum. Segundo Freitas e Limongi (2009), quase um terço dos deputados brasileiros trocam de legenda ao longo do mandato, sobretudo em épocas próximas aos períodos eleitorais.

Neste artigo, procuramos investigar mais a fundo a relação entre a migração partidária e os resultados eleitorais individuais de cada político. Se, por um lado, a mudança pode piorar a percepção que o eleitor tem sobre a fidelidade do candidato a uma agenda ideológica específica, ela pode também envolver um cálculo de viabilidade eleitoral. Ao mudar de partido, o candidato pode obter mais verba de campanha, mais visibilidade, ou mesmo mais sucesso eleitoral, já que, no sistema proporcional brasileiro, em uma legenda com grande votação, cada candidato precisa individualmente de menos votos para conseguir uma cadeira.

Nossa ideia é investigar se a mudança de partidos afeta especificamente a decisão do eleitor. Assim, focamos a análise na votação nominal obtida pelos candidatos, isto é, a quantidade de votos que o eleitor destina diretamente a ele. Para tanto, utilizamos dados em painel com os resultados eleitorais das eleições para a Câmara dos Deputados de 2010 a 2022, obtidos do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

O estudo está dividido em cinco seções. A Seção 2 traz uma revisão bibliográfica, com os principais achados e discussões da literatura sobre o tema. A Seção 3 apresenta os dados utilizados, discorrendo sobre sua fonte e suas estatísticas descritivas. A Seção 4 descreve a metodologia utilizada, discorrendo sobre os modelos econométricos utilizados e as qualidades e limitações de cada um. A Seção 5 contém a discussão e a interpretação dos resultados, e a Seção 6 conclui.

## 2 Revisão da Literatura

Pode-se dizer que o fenômeno das migrações partidárias está ligado a uma gama de fatores. Contudo, como apontam [Freitas e Limongi \(2009\)](#), [Faganello e Fernandes \(2018\)](#), [Schmitt \(1999\)](#), [Diniz \(2000\)](#), de forma geral as mudanças de partido podem ser entendidas como estratégias dos parlamentares para maximizar suas chances de sucesso na carreira política. [Faganello e Fernandes \(2018\)](#) ressaltam que, além disso, esta é uma estratégia de mão dupla. O político busca aumentar seu sucesso eleitoral, ao passo em que os partidos buscam recompensas como a expansão do eleitorado e da sua presença na máquina pública.

Estudos também mostram que fatores controlados, ao menos em parte, pelo partido, como a distribuição de recursos de campanha e a visibilidade na mídia, acabam por aumentar as chances de se obter mais votos. [Hopmann et al. \(2010\)](#) analisaram dados das eleições de 2007 na Dinamarca e observaram que os partidos que possuíam maior visibilidade na mídia conseguiram obter mais votos, sobretudo dos eleitores mais indecisos. [Balaguer-Coll et al. \(2015\)](#), analisando as eleições locais da Espanha de 2000 a 2007 com um modelo *logit*, notam que os partidos que já possuíam maioria local em eleições passadas carregaram parte significativa desses votos nas eleições subsequentes. Ou seja, a depender do partido de destino, a migração pode ser uma estratégia bem sucedida de maximização do sucesso eleitoral.

Além dos fatores já mencionados, [Freitas e Limongi \(2009\)](#) argumenta que a distribuição de recursos e de cargos legislativos, bem como o fato de determinados partidos terem maior força em determinados estados, também impactam na troca de legenda de deputados. [Pereira e Renno \(2003\)](#) argumentam que os votos de legenda (aqueles dados ao partido, e não a um candidato em específico) não são muito frequentes entre os eleitores brasileiros, considerados pragmáticos, de modo que propostas eleitorais que atendam as demandas locais são mais importantes do que posicionamentos ideológicos. Assim, faz sentido que a migração partidária brasileira esteja ligada ao apelo regional, e não ideológico, das legendas, o que se coaduna com a baixa fidelidade partidária observada a nível federal no país.

Comportamentos semelhantes também são observados em outros lugares. Ao analisarem a dinâmica das eleições legislativas dos deputados em exercício no Congresso dos EUA, [Carson et al. \(2010\)](#) nota que os parlamentares que votam com o partido na maioria das vezes são punidos nas eleições futuras com uma menor votação. Isso ocorre porque os interesses locais de cada distrito muitas vezes entram em conflito com os posicionamentos e as atividades gerais do partido. Esse fenômeno evidencia uma queda na fidelidade partidária por parte do eleitorado, revelando uma forte ênfase no pragmatismo eleitoral local em detrimento da ideologia partidária.

No caso brasileiro, essa ênfase tende a ser ainda mais clara. O subdesenvolvimento partidário faz com que os partidos sejam ofuscados pelas elites políticas e econômicas, que não querem que as legendas se tornem atores importantes no cenário político ([MAINWARING, 1991](#)). Não é à toa que [Melo \(2000\)](#) observa que, nos partidos de direita, mais ligados a essas elites, os deputados tendem a realizar mais migrações entre legendas, ao contrário do observado em partidos de esquerda, mais ideológicos. Além disso, do lado dos eleitores, eles possuem dificuldade de identificar os partidos como atores políticos distintos ([KINZO, 2005](#)), o que favorece o sucesso da estratégia de migração.

No entanto, estudos empíricos trazem resultados distintos do que essa literatura sugere. [Braga e Amaral \(2013\)](#) argumentam que os partidos não são tão fracos e que, por

meio de estratégias conjunturais e estruturais, eles podem agir de forma coordenada para obterem mais sucesso nas eleições. Além disso, nos estudos de [Schmitt \(1999\)](#), analisando as taxas proporcionais de deputados migrantes e as taxas de reeleição durante as eleições da Câmara dos Deputados de 1990, observou-se que as chances de reeleição são menores para os deputados migrantes. O autor identifica isso como uma possível reação punitiva do eleitorado a constantes trocas partidárias, comportamento que aponta para uma infidelidade do parlamentar com relação a uma agenda ideológica.

Analogamente, ao analisarem as eleições locais de prefeitos e vereadores em todo o Brasil durante o período de 2000 a 2016, [Faganello e Fernandes \(2018\)](#) também notaram que as migrações não necessariamente trazem maiores chances de sucesso nas eleições. Muitos dos efeitos encontrados foram nulos ou negativos. Isso porque, segundo os autores, a efetividade eleitoral das migrações a cargos municipais tende a estar mais atreladas a outros fatores como capital político inicial, circunstâncias de campanha, qualidade da organização partidária, entre outros.

Nosso artigo se insere nessa literatura como mais um dos poucos estudos a se debruçar especificamente sobre o efeito da migração partidária na escolha do eleitor. Seguiremos na esteira de [Schmitt \(1999\)](#), enfocando as eleições da Câmara Federal, mas com uma abordagem econométrica mais robusta e incluindo um intervalo temporal de análise mais longo e mais atual (Schmitt trabalha com uma única legislatura no final dos anos 1990). Por meio de uma análise econométrica de painel, procuramos isolar o efeito da migração do efeito de outros benefícios eleitorais que ela traz, como o alinhamento à situação e o aumento da verba de campanha. Assim, testamos a tese de [Faganello e Fernandes \(2018\)](#) e de [Schmitt \(1999\)](#), avaliando se há uma punição do eleitor pela migração, ou se, como outra parte da literatura aponta, a mudança de partido pode ser bem vista pelo eleitor.

### 3 Dados

O trabalho utiliza os dados do TSE ([Tribunal Superior Eleitoral, 2025](#)), sobre as últimas quatro eleições presidenciais brasileiras (2010, 2014, 2018 e 2022). Limitamos nossa população de interesse aos candidatos a Deputado Federal, que podem pleitear um número indeterminado de reeleições, o que reduz o atrito das observações. Esses candidatos também se pautam por questões mais ideológicas e menos regionais do que os Deputados Estaduais - de modo que a escolha partidária importa mais entre eles ([CARAMANI, 2002](#)) - e se elegem em um sistema proporcional disputando diversas cadeiras. Assim, fenômenos como o voto útil e as coligações, distorções importantes na decisão do eleitor em eleições majoritárias, não se aplicam aqui.

Usando o número de CPF dos candidatos como chave de ligação, limitamos nossa análise àqueles que participaram de mais de uma eleição ao longo desse período. Como variáveis dependentes, computamos o percentual de votos recebido pelo candidato em relação aos votos nominais distribuídos naquela eleição em seu estado (*pc\_votos\_nominais*) - ou seja, os votos dados a um candidato específico, digitando os quatro dígitos de seu número na urna - e em relação aos votos totais (*pc\_votos\_totais*), o que inclui votos brancos e nulos e votos em legenda, que são dados ao partido, digitando apenas os dois primeiros dígitos do número na urna.

Construímos, como controles, *dummies* que indicam se o candidato é incumbente (*incumbente*), se já participou de outra eleição anterior (*reincidente*) e se compõe a

base do governo federal eleito naquele ano (*governo*). Com base no GPS Partidário da Folha de S. Paulo (MARIANI; BRANDINO; PRETTO, 2024), que analisa a atividade das legendas na câmara para posicioná-la no espectro político, criamos uma variável (*espectro*) que posiciona o partido entre a extrema esquerda ( $-4$ ) e a extrema direita ( $4$ ). Também construímos variáveis que indicam quantas eleições o candidato já disputou antes (*ordem\_eleicao*) e o ano do pleito (*aa\_eleicao*).

Além dos resultados eleitorais, utilizamos também a base de prestação de contas do TSE para computar o valor total declarado em despesas de campanha por cada candidato (*VR\_DESPESA\_CONTRATADA*), que corrigimos para reais de 2022 usando o IPCA. Alguns candidatos não prestaram contas, o que corresponde a cerca de 7% da amostra. Nenhum desses candidatos foi eleito e a porcentagem de votos que obtiveram foi significativamente menor do que a dos demais. Como a ausência dessa prestação implica na anulação da candidatura, e menos de 10% desses indivíduos voltaram a se candidatar, é razoável supor que eles estão entre os que menos investiram, e que desistiram da competição eleitoral.

Nossa variável de interesse, por fim, é a *dummy trocou\_partido*, que indica se o candidato mudou de legenda entre o pleito anterior e o do período em análise. A Tabela 1 sintetiza as principais estatísticas descritivas da nossa base.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

| Variável              | N      | Média      | Desv. Pad. | Mín  | Máx           |
|-----------------------|--------|------------|------------|------|---------------|
| qt_votos_nom_validos  | 28,367 | 13,224.930 | 40,305.400 | 0    | 1,843,735     |
| aa_eleicao            | 28.367 | 2017,11    | 4,38       | 2010 | 2022          |
| ordem_eleicao         | 28.367 | 0,265      | 0,642      | 0    | 3             |
| reincidente           | 28.367 | 0,187      | 0,39       | 0    | 1             |
| trocou_partido        | 28.367 | 0,08       | 0,27       | 0    | 1             |
| incumbente            | 28.367 | 0,945      | 0,228      | 0    | 1             |
| VR_DESPESA_CONTRATADA | 26.324 | 322.274,00 | 796.198,60 | 0    | 13.627.997,00 |
| governo               | 28.367 | 0,278      | 0,448      | 0    | 1             |
| espectro              | 28.367 | 0,375      | 2,4        | $-4$ | 4             |
| pc_votos_nominais     | 28.367 | 0,004      | 0,011      | 0    | 0,207         |
| pc_votos_totais       | 28.367 | 0,003      | 0,010      | 0    | 0,190         |

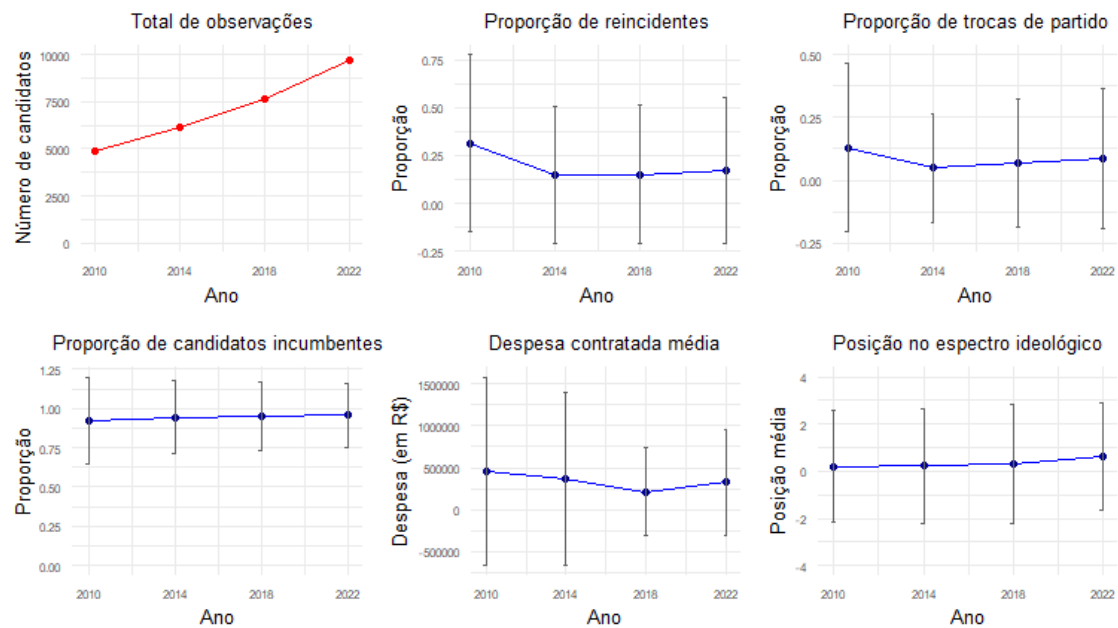
Fonte: Tribunal Superior Eleitoral (2025), elaboração própria.

Analisando as variáveis ao longo do tempo, notamos que o número de candidaturas aumenta a cada nova eleição, mas que as variáveis de interesse permanecem relativamente constantes ao longo do tempo, sem mudanças estatisticamente significantes (Figura 1).

Comparando a distribuição das variáveis entre quem praticou ou não a migração (Figura 2), fica claro que ela ocorre por volta do segundo pleito, e entre candidatos mais à direita (como apontado pela literatura), que gastam mais e que tem mais votos. Parece, porém, igualmente distribuída dentro e fora da base do governo, e entre incumbentes e candidatos à reeleição.

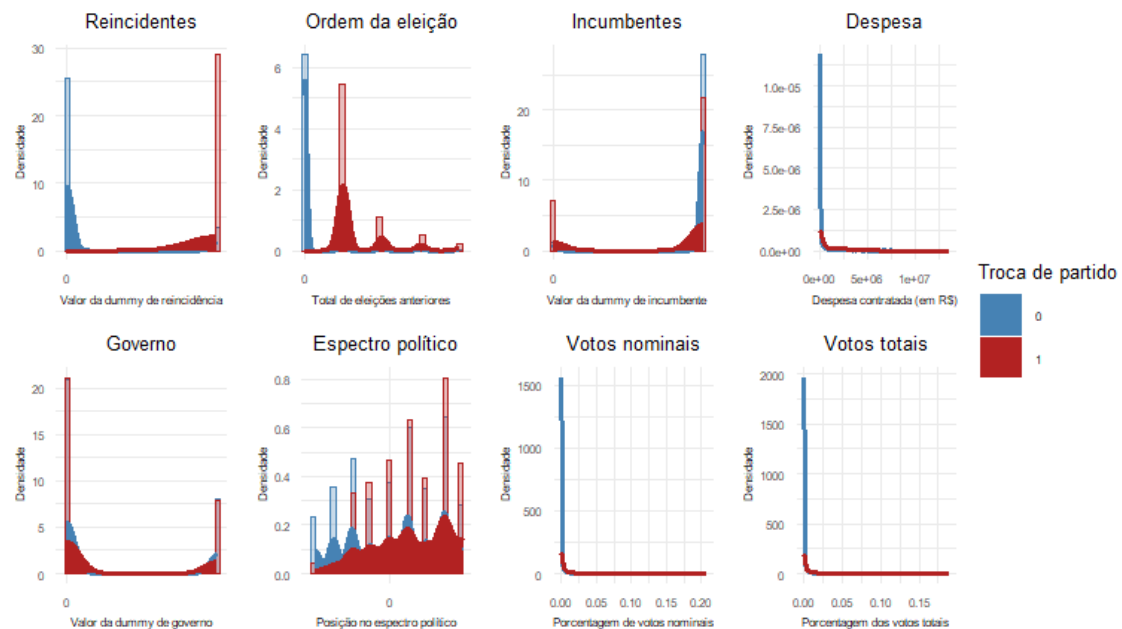
A matriz de correlações (Figura 3) ajuda a confirmar isso, pois mostra que a correlação entre migração e espectro, despesa e votação é significativa e positiva. As principais correlações, porém, mostram que incumbentes gastam menos e são menos

Figura 1 – Evolução das variáveis



Fonte: [Tribunal Superior Eleitoral \(2025\)](#), elaboração própria.

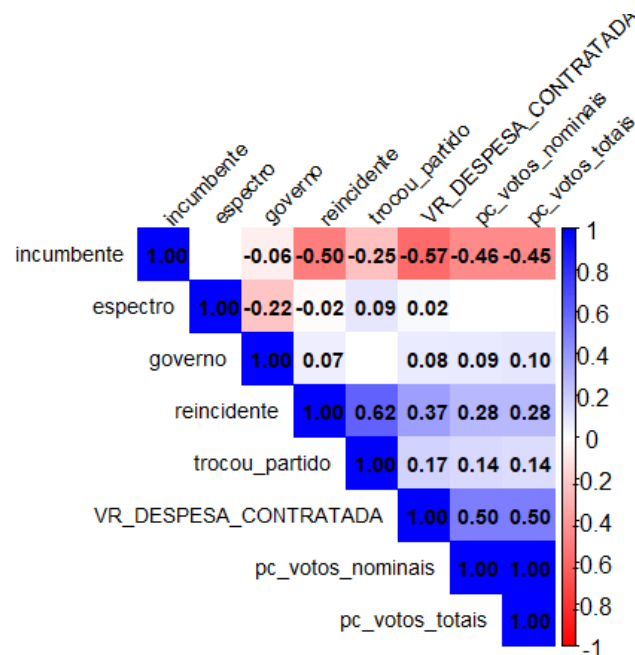
Figura 2 – Histogramas comparativos



Fonte: [Tribunal Superior Eleitoral \(2025\)](#), elaboração própria.

votados, e que a despesa está muito correlacionada com a performance eleitoral.

Figura 3 – Matriz de correlações significativas ( $\alpha = 5\%$ )



Fonte: [Tribunal Superior Eleitoral \(2025\)](#), elaboração própria.

Comparando indicadores médios para os mesmos candidatos antes e depois da troca de partido (Figura 4), temos que todos sofrem uma variação estatisticamente significativa a 5% de confiança. A mudança parece de fato aumentar a despesa de campanha do candidato e levá-lo mais para a direita no espectro político. Sua votação, porém, diminui, e a tendência é de que ele saia da base do governo, ao contrário do que poderíamos esperar, considerando que estar na situação confere muitas vantagens de visibilidade e de acesso a recursos que a literatura sugere que são importantes no fenômeno de migração.

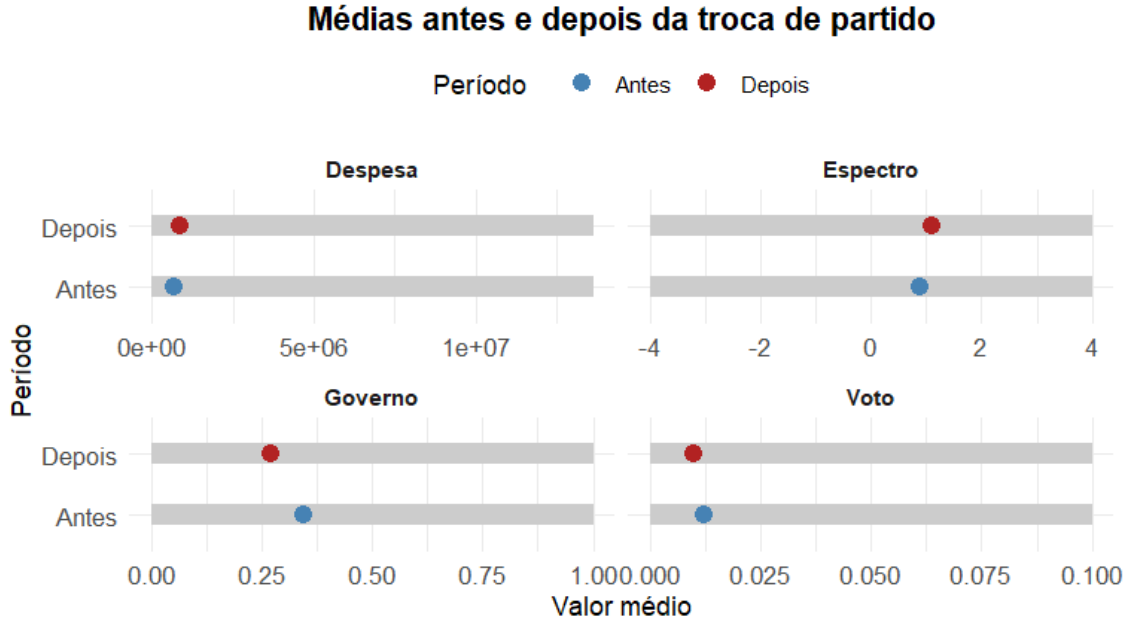
## 4 Metodologia

Para a avaliação econométrica, comparamos os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados (POLS, da sigla em inglês), Efeitos Fixos (FE, do inglês), Primeira Diferença (FD, do inglês), e Efeitos Aleatórios (RE, do inglês). Após uma comparação entre os modelos, optamos por conduzir nossas análises com o FE.

Cada estimador foi testado com duas possíveis variáveis dependentes: a porcentagem de votos do candidato em relação ao total de votos nominais (*pc\_votos\_nominais*) e em relação ao total de votos (*pc\_votos\_totais*).

Todos os modelos utilizaram um mesmo vetor de controles  $x_{it}$ , que incluía as *dummies* *governo*, *incumbente* e *reincidente*, um controle de efeito fixo por ano, tendo como base o ano de 2010, o gasto de campanha (*VR\_DESPESA\_CONTRATADA*) e uma interação entre a *dummy* de ano e o espectro político (*espectro*), pensada para captar tendências ideológicas sazonais.

Figura 4 – Mudanças nas variáveis antes e após a troca de partido



Fonte: [Tribunal Superior Eleitoral \(2025\)](#), elaboração própria.

A variável dependente  $Y_{it}$  se refere à porcentagem de votos nominais (na primeira rodada de regressões) ou à porcentagem de votos totais (na segunda rodada).  $u_{it}$  é o termo de erro idiossincrático;  $c_i$  uma componente não-observável e constante no tempo; e  $v_{it}$  o erro composto:  $v_{it} \equiv u_{it} + c_i$ .

Acreditamos que, utilizando todos esses controles, podemos isolar o efeito dos principais componentes do erro que estão correlacionados simultaneamente à decisão de trocar de partido e à performance eleitoral. Ainda assim, a migração não é um fenômeno aleatório, e aspectos conjunturais mais específicos, como a distribuição de cargos no governo, podem afetar tanto a decisão de migrar quanto a votação obtida por um candidato, de modo que não podemos garantir a exogeneidade em nossa especificação. Ainda assim, acreditamos que nossa análise pode contribuir para a literatura ao sugerir a direção da relação entre migração e performance eleitoral, deixando a cargo de futuros estudos, que tenham à disposição mais dados sobre as circunstâncias ao redor da migração, a determinação precisa de um efeito causal.

#### Mínimos Quadrados Ordinários Empilhados (POLS)

O primeiro estimador utilizado foi o POLS, com as variáveis supracitadas e um intercepto linear. Podemos escrever esse modelo como:

$$Y_{it} = \alpha + \delta \cdot trocou\_partido_{it} + x_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

Para que esse estimador seja consistente, supomos uma exogeneidade contemporânea, que implica na não-correlação entre  $u_{it}$  e  $trocou\_partido_{it}$  num mesmo período  $t$ . Como dito anteriormente, é possível que essa hipótese não valha em nosso modelo. Além

disso, optar por essa especificação só seria ideal assumindo também erros homoscedásticos e ausência de correlação serial (WOOLDRIDGE, 2010), o que parece improvável no contexto eleitoral, em que os resultados são altamente impactados por conjunturas específicas de cada período, mas onde a literatura aponta que resultados passados importam para as performances futuras (BALAGUER-COLL et al., 2015).

### Efeitos Fixos (FE)

O segundo estimador utilizado foi o FE, que se vale da transformação definida por  $\ddot{Z}_{it} = Z_{it} - \bar{Z}_i$ . Assim, temos o seguinte modelo:

$$\ddot{Y}_{it} = \delta \cdot trocou\_partido_{it} + \ddot{x}_{it}\beta + \ddot{u}_{it} \quad (2)$$

Esse estimador permite reescrever a hipótese de exogeneidade como  $\mathbb{E}[u_t | trocou\_partido_i, c_i] = 0$ , o que no nosso modelo é importante, pois características fixas de um candidato, como seu carisma ou a posição de poder prévia que ocupa na sociedade, podem ser importantes tanto na determinação da migração eleitoral quanto para a performance nas eleições. Esses termos podem ser incluídos no efeito  $c_i$ , que, se presente, geraria um viés no modelo POLS.

### Primeira Diferença (FD)

O terceiro estimador utilizado foi o FD, baseado na transformação  $\Delta Z_i = Z_{it+1} - Z_{it}$ , que elimina um período das observações. Assim, temos:

$$\Delta Y_{it} = \delta \cdot \Delta trocou\_partido_{it} + \Delta x_{it}\beta + \Delta u_{it} \quad (3)$$

Esse estimador traz a mesma vantagem do estimador FE, ao permitir a presença do componente  $c_i$  no modelo. Porém, para que ele seja a melhor escolha em termos de eficiência, é preciso que  $u_{it}$  seja um passeio aleatório, sem autocorrelação serial (WOOLDRIDGE, 2010), o que, como discutimos anteriormente, a literatura sugere não ser verdade no nosso caso.

### Efeitos Aleatórios (RE)

Por fim, estimamos um modelo com o estimador RE. O modelo de efeitos aleatórios é parecido com um POLS. Porém, ele assume um termo constante dentro do termo de erro, e o estimador utilizado incorpora a matriz de variância-covariância dos erros. Assim, temos um modelo dado por:

$$Y_{it} = \delta \cdot trocou\_partido_{it} + x_{it}\beta + v_{it} \quad (4)$$

Novamente, o modelo permite a existência de efeitos fixos  $c_i$ . Dessa vez, porém, o que o diferencia do modelo FE e de FD é assumir que  $\mathbb{E}[c_i | trocou\_partido_i] = \mathbb{E}[c_i] = 0$  (WOOLDRIDGE, 2010), o que implica em supor que nenhuma das características intrínsecas do candidato é correlacionada à sua mudança de partido. Novamente, isso parece implausível, dada a complexidade do fenômeno de migração partidária e sua relação com um problema de maximização do sucesso eleitoral que está intimamente ligado ao perfil do candidato.

Para escolher entre os modelos, realizamos um teste de autocorrelação serial nos modelos FD, como sugerido por Wooldridge (2010). O teste identificou a presença de



autocorrelação nas regressões com votos nominais e totais, o que nos leva a preterir esse modelo. Também realizamos um teste de Hausman comparando FE e RE, que rejeitou a hipótese de ortogonalidade entre  $c_i$  e a variável de interesse, apontando para a existência de viés no estimador RE. Os resultados estão na Tabela 2.

Assim, considerando a inadequação de RE e FD e a vantagem de FE sobre o modelo POLS, ao permitir a inclusão dos efeitos fixos, optamos por conduzir nossa análise com o modelo FE. Os resultados gerais dos modelos, comparando todos para as 2 rodadas diferentes de regressões, podem ser encontrados no Apêndice A.

Tabela 2 – P-valores dos testes de Wooldridge e Hausman

| Variável Dependente | Autocorrelação Serial  | Hausman                 |
|---------------------|------------------------|-------------------------|
| Votos Nominais      | $2.305 \times 10^{-8}$ | $< 2.2 \times 10^{-16}$ |
| Votos Totais        | $1.933 \times 10^{-7}$ | $< 2.2 \times 10^{-16}$ |

*Nota: Os resultados exibidos são p-valores. Todos são significantes a 1% de significância.*

Fonte: Elaboração própria.

## 5 Resultados e Discussão

A tabela 3 apresenta os resultados da estimação do modelo FE para as duas variáveis dependentes, com erros robustos a heteroscedasticidade. Salvo uma pequena variação na magnitude dos coeficientes, os resultados são os mesmos para ambas. A migração partidária tem um efeito negativo significativo sobre as porcentagens de votos obtidas, de magnitude comparável ao das outras *dummies*, o que depõe em favor dos achados de Faganello e Fernandes (2018) e Schmitt (1999), sugerindo que o eleitor percebe a migração partidária como um fenômeno negativo, preterindo candidatos migrantes.

Os dados também sugerem que o gasto de campanha, a reincidência nas eleições, o alinhamento com o governo e o caráter de incumbente favorecem significativamente a performance eleitoral, o que condiz com o previsto pela literatura. O espectro político, por outro lado, não tem significância estatística em nenhum dos modelos, o que condiz com a percepção sobre o caráter pragmático e pouco ideológico do eleitor brasileiro (PEREIRA; RENNO, 2003).

Para testar a robustez do modelo ao atrito gerado pela variável de despesa de campanha, rodamos duas especificações alternativas do modelo FE: uma sem controlar pela despesa contratada, e outra imputando zero a todos os valores não declarados, o que nos parece ser o valor mais provável, considerando a discussão da seção 3.

Os resultados para a variável dependente *pc\_votos\_totais* e para a despesa de campanha, com erros robustos, são apresentados na Tabela 4. Eles mostram que os coeficientes praticamente não variam entre as especificações, e que não perdem significância, o que afasta a preocupação quanto ao viés causado por esse atrito.

Em todos esses modelos, aumentar os gastos de campanha contribui positiva e significativamente com a performance eleitoral (a baixa magnitude do coeficiente é explicada pela diferença na ordem de grandeza das variáveis). Isso condiz com achados da literatura prévia, e sugere que a migração partidária no Brasil, onde a distribuição de fundos de campanha é controlada em boa parte pelas legendas, pode envolver um *trade-off* entre os ganhos de verba e uma possível piora da percepção do eleitor sobre o candidato.

Tabela 3 – Resultados (modelos FE)

|                           | <i>Variável dependente:</i>           |                                       |
|---------------------------|---------------------------------------|---------------------------------------|
|                           | pc_votos_nominais                     | pc_votos_totais                       |
| trocou_partido            | −0.001345***<br>(0.000407)            | −0.001406***<br>(0.000373)            |
| reincidente               | 0.002865***<br>(0.000422)             | 0.002815***<br>(0.000391)             |
| governo                   | 0.002550***<br>(0.000417)             | 0.002624***<br>(0.000373)             |
| incumbente                | 0.001683**<br>(0.000620)              | 0.001677**<br>(0.000556)              |
| as.factor(aa_eleicao)2014 | −0.002084***<br>(0.000399)            | −0.001804***<br>(0.000366)            |
| as.factor(aa_eleicao)2018 | −0.004556***<br>(0.000549)            | −0.005336***<br>(0.000501)            |
| as.factor(aa_eleicao)2022 | −0.009010***<br>(0.000728)            | −0.008647***<br>(0.000668)            |
| VR_DESPESA_CONTRATADA     | 0.000000001238***<br>(0.000000000280) | 0.000000001186***<br>(0.000000000261) |
| espectro                  | 0.000111<br>(0.000165)                | 0.000113<br>(0.000153)                |
| 2014 × espectro           | 0.000184<br>(0.000149)                | 0.000142<br>(0.000138)                |
| 2018 × espectro           | −0.000157<br>(0.000178)               | −0.000209<br>(0.000165)               |
| 2022 × espectro           | 0.000166<br>(0.000213)                | 0.000215<br>(0.000195)                |

*Nota:* \*\*\* $p$ -valor < 0.01; \*\* $p$ -valor < 0.05; \* $p$ -valor < 0.1

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4 – Resultados (variando especificações)

|                | <i>Modelo:</i>  |                          |   |
|----------------|---|--------------------------|---|
|                | Original  | Sem controle por despesa | Imputando zeros   |
| trocou_partido | −0.001406***<br>(0.000373)                                | −0.001437***<br>(0.0003) | −0.001429***<br>(0.0003)                                  |
| VR_DESPESA     |   |                          |   |
| _CONTRATADA    | $1.186 \times 10^{-9} *$ **<br>( $2.61 \times 10^{-10}$ ) | -<br>-                   | $1.204 \times 10^{-9} *$ **<br>( $2.60 \times 10^{-10}$ ) |

*Nota:* \*\*\* $p$ -valor < 0.01; \*\* $p$ -valor < 0.05; \* $p$ -valor < 0.1

Fonte: Elaboração própria.

## 6 Conclusão

Os resultados obtidos permitem concluir que a migração partidária reduz o percentual de votos alcançado pelo candidato, como observado anteriormente por [Faganello e Fernandes \(2018\)](#) e [Schmitt \(1999\)](#).

Considerando a complexidade do fenômeno de troca de partido, porém, não podemos garantir a exogeneidade de nosso modelo, que não é capaz de isolar o efeito de todos os fatores que podem contribuir simultaneamente para a migração partidária e para o resultado eleitoral. Assim, estudos futuros capazes de incorporar mais dados sobre a conjuntura política, especialmente no que diz respeito às legislaturas em si, como a assunção de cargos públicos pelo político ou a projeção midiática do candidato, poderão oferecer resultados com uma interpretação causal mais robusta.

Apesar dessa limitação, nosso modelo isola o efeito dos principais determinantes de sucesso eleitoral conhecidos na literatura, de modo que, apesar de ser viesado, nosso estimador possivelmente indica adequadamente o sinal da relação entre a migração e a performance dos candidatos.

Nosso estudo também vai ao encontro da literatura prévia que aponta para o pragmatismo do eleitorado brasileiro. Em nosso modelo, contudo, ao contrário do encontrado por [Carson et al. \(2010\)](#), a irrelevância do espectro político do candidato na escolha do eleitor se coaduna com uma penalização pela migração partidária. Assim, parece que o eleitor desaprova a infidelidade, ainda que não se importe tanto com a cartilha ideológica que os candidatos seguem, algo que novos trabalhos de ciência política poderão investigar mais a fundo.

Também identificamos, em consonância com a literatura ([MELO, 2000](#)), a prevalência das migrações entre a direita (e rumo à direita, o que pode explicar o afastamento da base do governo, que era de esquerda em três das quatro eleições analisadas).

Um tópico importante, que não foi analisado aqui por fugir ao escopo da decisão do eleitor, é a relação da migração e do sucesso eleitoral com o sistema proporcional de lista das eleições brasileiras. Embora tenha menos votos ao mudar de partido, é possível que o sucesso eleitoral de um candidato se torne mais provável, já que, em partidos com os chamados "puxadores de voto- candidatos populares muito bem votados - o número de cadeiras conquistadas no parlamento é maior, e mais postulantes, ainda que menos votados

do que colegas de outras legendas, conseguem um lugar no parlamento.

Além disso, nosso modelo indica que o aumento da verba de campanha pode ser outro canal pelo qual a migração potencializa o sucesso eleitoral, o que sugere um *trade-off* entre percepção do eleitorado e gastos de campanha, a ser estudado mais profundamente em trabalhos subsequentes.

Por fim, em estudos futuros cabe ampliar essa análise para as eleições municipais, onde pesquisas sobre migração partidária são ainda mais escassas, e onde dinâmicas diferentes influenciam as decisões de candidatos e eleitores.

## Referências

- BALAGUER-COLL, M. T. et al. Local governments' re-election and its determinants: New evidence based on a Bayesian approach. *European Journal of Political Economy*, v. 39, p. 94–108, set. 2015. ISSN 01762680. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0176268015000348>>. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 8.
- BRAGA, M. D. S. S.; AMARAL, O. E. D. Implicações do processo de seleção de candidatos na competição partidária: o caso brasileiro. *Revista de Sociologia e Política*, v. 21, n. 46, p. 33–43, jun. 2013. ISSN 0104-4478. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-44782013000200003&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-44782013000200003&lng=pt&tlng=pt)>. Citado na página 2.
- CARAMANI, D. *The End of "Silent Elections": The Birth of Electoral Competition, 1832–1915*. San Domenico di Fiesole, Italy, 2002. Acesso em: 18 abr. 2025. Disponível em: <<https://hdl.handle.net/1814/1790>>. Citado na página 3.
- CARSON, J. L. et al. The Electoral Costs of Party Loyalty in Congress. *American Journal of Political Science*, v. 54, n. 3, p. 598–616, jul. 2010. ISSN 0092-5853, 1540-5907. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-5907.2010.00449.x>>. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 11.
- DINIZ, S. As migrações partidárias e o calendário eleitoral. *Revista de Sociologia e Política*, n. 15, p. 31–48, nov. 2000. ISSN 0104-4478. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-44782000000200003&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-44782000000200003&lng=pt&tlng=pt)>. Citado na página 2.
- FAGANELLO, M. A.; FERNANDES, J. L. M. Migração partidária nos municípios brasileiros (2000-2016). *Revista de Sociologia e Política*, v. 26, n. 66, p. 101–124, jun. 2018. ISSN 1678-9873, 0104-4478. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0104-44782018000200101&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0104-44782018000200101&lng=pt&tlng=pt)>. Citado 4 vezes nas páginas 2, 3, 9 e 11.
- FREITAS, A. M. d.; LIMONGI, F. d. M. P. *Migração partidária na Câmara dos Deputados*. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 2.
- HOPMANN, D. N. et al. Effects of Election News Coverage: How Visibility and Tone Influence Party Choice. *Political Communication*, v. 27, n. 4, p. 389–405, out. 2010. ISSN 1058-4609, 1091-7675. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/10584609.2010.516798>>. Citado na página 2.
- KINZO, M. D. Os partidos no eleitorado: percepções públicas e laços partidários no Brasil. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, v. 20, n. 57, fev. 2005. ISSN 0102-6909. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0102-69092005000100005&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-69092005000100005&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt)>. Citado 2 vezes nas páginas 1 e 2.

MAINWARING, S. Politicians, Parties, and Electoral Systems: Brazil in Comparative Perspective. *Comparative Politics*, v. 24, n. 1, p. 21, out. 1991. ISSN 00104159. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/422200?origin=crossref>>. Citado na página 2.

MAINWARING, S. Brazilian Party Underdevelopment in Comparative Perspective. *Political Science Quarterly*, v. 107, n. 4, p. 677–707, dez. 1992. ISSN 0032-3195, 1538-165X. Disponível em: <<https://academic.oup.com/psq/article/107/4/677/7166645>>. Citado na página 1.

MARIANI, D.; BRANDINO, G.; PRETTO, N. Novo é sigla mais à direita e pstu a mais à esquerda no brasil, mostra gps partidário. *Folha de S.Paulo*, setembro 2024. Acesso em: 18 abr. 2025. Disponível em: <<https://www1.folha.uol.com.br/poder/2024/09/novo-e-sigla-mais-a-direita-e-pstu-a-mais-a-esquerda-no-brasil-mostra-gps-partidario.shtml>>. Citado na página 4.

MELO, C. R. F. D. Partidos e migração partidária na câmara dos deputados. *Dados*, v. 43, n. 2, 2000. ISSN 0011-5258. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0011-52582000000200001&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0011-52582000000200001&lng=pt&tlng=pt)>. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 11.

PEREIRA, C.; RENNO, L. Successful re-election strategies in Brazil: the electoral impact of distinct institutional incentives. *Electoral Studies*, v. 22, n. 3, p. 425–448, set. 2003. ISSN 02613794. Disponível em: <<https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0261379401000579>>. Citado 2 vezes nas páginas 2 e 9.

SCHMITT, R. A. Migração partidária e reeleição na Câmara dos Deputados. *Novos Estudos Cebrap*, jul. 1999. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.tse.jus.br/xmlui/handle/bdtse/5160>>. Citado 4 vezes nas páginas 2, 3, 9 e 11.

Tribunal Superior Eleitoral. *Portal de Dados Abertos do TSE*. 2025. Acesso em: 18 abr. 2025. Disponível em: <<https://dadosabertos.tse.jus.br/>>. Citado 5 vezes nas páginas 3, 4, 5, 6 e 7.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Second edition. Cambridge, Massachusetts London, England: MIT Press, 2010. ISBN 9780262296793. Citado na página 8.

ZUCCO, C.; POWER, T. J. Fragmentation Without Cleavages? Endogenous Fractionalization in the Brazilian Party System. *Comparative Politics*, v. 53, n. 3, p. 477–500, 2021. ISSN 0010-4159. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/27090037>>. Citado na página 1.

## APÊNDICE A – Tabelas Adicionais

Tabela 5 – Comparação de Resultados das Regressões com Votos Nominais

|                                    | <i>Modelo:</i>        |                       |                        |                       |
|------------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                                    | POLS                  | FE                    | FD                     | RE                    |
| reincidente                        | 0.0005*<br>(0.0003)   | 0.003***<br>(0.0004)  | 0.003***<br>(0.0003)   | 0.001**<br>(0.0002)   |
| governo                            | 0.002***<br>(0.0002)  | 0.003***<br>(0.0004)  | 0.002***<br>(0.001)    | 0.002***<br>(0.0002)  |
| trocou_partido                     | 0.0004<br>(0.0005)    | −0.001***<br>(0.0004) | −0.0004<br>(0.0003)    | −0.0002<br>(0.0004)   |
| incumbente                         | −0.012***<br>(0.001)  | 0.002***<br>(0.001)   | 0.002***<br>(0.0002)   | −0.009***<br>(0.001)  |
| as.factor(aa_eleicao)2014          | −0.0002<br>(0.0002)   | −0.002***<br>(0.0004) | −0.0003<br>(0.0004)    | −0.0004**<br>(0.0002) |
| as.factor(aa_eleicao)2018          | −0.0004*<br>(0.0002)  | −0.005***<br>(0.001)  | −0.002***<br>(0.001)   | −0.001***<br>(0.0002) |
| as.factor(aa_eleicao)2022          | −0.002***<br>(0.0002) | −0.009***<br>(0.001)  | −0.005***<br>(0.001)   | −0.003***<br>(0.0002) |
| VR_DESPESA_CONTRATADA              | 0.000***<br>(0.000)   | 0.000***<br>(0.000)   | 0.000***<br>(0.000)    | 0.000***<br>(0.000)   |
| espectro                           | 0.0001<br>(0.0001)    | 0.0001<br>(0.0002)    | 0.0001***<br>(0.00004) | 0.0001<br>(0.0001)    |
| as.factor(aa_eleicao)2014:espectro | −0.00003<br>(0.0001)  | 0.0002<br>(0.0001)    | 0.0002***<br>(0.00003) | −0.00003<br>(0.0001)  |
| as.factor(aa_eleicao)2018:espectro | −0.0001<br>(0.0001)   | −0.0002<br>(0.0002)   | −0.0001<br>(0.00004)   | −0.0001<br>(0.0001)   |
| as.factor(aa_eleicao)2022:espectro | 0.0001<br>(0.0001)    | 0.0002<br>(0.0002)    | 0.0001<br>(0.0001)     | 0.0001<br>(0.0001)    |
| Constant                           | 0.014***<br>(0.001)   |                       | −0.002***<br>(0.0004)  | 0.011***<br>(0.001)   |

*Nota:*

\*p-valor&lt;0.1; \*\*p-valor&lt;0.05; \*\*\*p-valor&lt;0.01

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 – Comparação de Resultados das Regressões com Votos Totais

|                                    | <i>Modelo:</i>        |                       |                        |                       |
|------------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                                    | POLS                  | FE                    | FD                     | RE                    |
| reincidente                        | 0.0005*<br>(0.0002)   | 0.003***<br>(0.0004)  | 0.003***<br>(0.0004)   | 0.001**<br>(0.0002)   |
| governo                            | 0.001***<br>(0.0002)  | 0.003***<br>(0.0004)  | 0.002***<br>(0.001)    | 0.001***<br>(0.0002)  |
| trocou_partido                     | 0.0002<br>(0.0004)    | −0.001***<br>(0.0004) | −0.001**<br>(0.0002)   | −0.0002<br>(0.0004)   |
| incumbente                         | −0.010***<br>(0.001)  | 0.002***<br>(0.001)   | 0.002***<br>(0.001)    | −0.008***<br>(0.001)  |
| as.factor(aa_eleicao)2014          | −0.0002<br>(0.0002)   | −0.002***<br>(0.0004) | 0.0001<br>(0.0003)     | −0.0003*<br>(0.0002)  |
| as.factor(aa_eleicao)2018          | −0.001***<br>(0.0002) | −0.005***<br>(0.001)  | −0.002***<br>(0.0004)  | −0.001***<br>(0.0002) |
| as.factor(aa_eleicao)2022          | −0.002***<br>(0.0002) | −0.009***<br>(0.001)  | −0.004***<br>(0.001)   | −0.002***<br>(0.0002) |
| VR_DESPESA_CONTRATADA              | 0.000***<br>(0.000)   | 0.000***<br>(0.000)   | 0.000***<br>(0.000)    | 0.000***<br>(0.000)   |
| espectro                           | 0.0001<br>(0.0001)    | 0.0001<br>(0.0002)    | 0.0001**<br>(0.0001)   | 0.0001<br>(0.0001)    |
| as.factor(aa_eleicao)2014:espectro | −0.00004<br>(0.0001)  | 0.0001<br>(0.0001)    | 0.0002***<br>(0.00004) | −0.00003<br>(0.0001)  |
| as.factor(aa_eleicao)2018:espectro | −0.0001*<br>(0.0001)  | −0.0002<br>(0.0002)   | −0.0001**<br>(0.0001)  | −0.0002*<br>(0.0001)  |
| as.factor(aa_eleicao)2022:espectro | 0.0001<br>(0.0001)    | 0.0002<br>(0.0002)    | 0.0002*<br>(0.0001)    | 0.0001<br>(0.0001)    |
| Constant                           | 0.012***<br>(0.001)   |                       | −0.002***<br>(0.0003)  | 0.010***<br>(0.001)   |

*Nota:*

\*p-valor&lt;0.1; \*\*p-valor&lt;0.05; \*\*\*p-valor&lt;0.01

Fonte: Elaboração própria.