



Revista de Administração Pública

ISSN: 0034-7612

ISSN: 1982-3134

Fundação Getúlio Vargas

Ribeiro, Pedro Feliú; Poiatti, Natália Dus  
A instabilidade ministerial importa? Compreendendo a produção legislativa dos ministérios no Brasil  
Revista de Administração Pública, vol. 56, núm. 1, 2022, Janeiro-Fevereiro, pp. 1-22  
Fundação Getúlio Vargas

DOI: <https://doi.org/10.1590/0034-761220210101>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=241070355001>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais informações do artigo
- ▶ Site da revista em [redalyc.org](http://redalyc.org)

UABEM [redalyc.org](http://redalyc.org)

Sistema de Informação Científica Redalyc  
Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal  
Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa  
acesso aberto

# A instabilidade ministerial importa? Compreendendo a produção legislativa dos ministérios no Brasil

Pedro Feliú Ribeiro <sup>1</sup>

Natalia Dus Poiatti <sup>1</sup>

<sup>1</sup> Universidade de São Paulo / Instituto de Relações Internacionais, São Paulo / SP – Brasil

O que explica a produção legislativa dos ministérios federais no Brasil? O artigo explora a relação entre a instabilidade ministerial e o desempenho dos ministérios mensurado pela quantidade de propostas legislativas produzidas entre 1999 e 2014. Por meio de um modelo de média exponencial com regressores endógenos, argumentamos que a troca de ministros e ministras afeta negativamente a capacidade de produção legislativa das pastas. Ainda assim, o distanciamento ideológico entre os partidos do ministro e o presidente, bem como a *expertise* legislativa prévia dos ministros, tem impacto mais pronunciado no nível de produção de propostas legislativas dentro da agenda política do governo. Os resultados corroboram a percepção do efeito negativo da instabilidade ministerial na eficiência da concepção e da formulação de políticas públicas, contribuindo para o entendimento da produção legislativa e do desempenho burocrático do presidencialismo brasileiro.

**Palavras-chave:** ministérios; produção legislativa; instabilidade; ideologia partidária; presidencialismo.

## ¿Importa la inestabilidad ministerial? Comprendiendo la producción legislativa de los ministerios en Brasil

¿Qué explica la producción legislativa de los ministerios federales en Brasil? El artículo explora la relación entre la inestabilidad ministerial y el desempeño de los ministerios medido por el número de propuestas legislativas producidas entre 1999 y 2014. Utilizando un modelo de promedio exponencial con regresores endógenos, argumentamos que el cambio de ministros afecta negativamente la capacidad de producción legislativa de los ministerios. Aun así, la distancia ideológica entre los partidos del ministro y del presidente, así como la experiencia legislativa previa de los ministros, tienen un impacto más pronunciado en el nivel de producción de propuestas legislativas en la agenda política del gobierno. Los resultados corroboran la percepción del efecto negativo de la inestabilidad ministerial sobre la eficiencia de la concepción y formulación de políticas públicas, además de contribuir a la comprensión de la producción legislativa y desempeño burocrático del presidencialismo brasileño.

**Palabras clave:** ministerios; producción legislativa; inestabilidad; ideología partidista; presidencialismo.

## Does cabinet instability matter? Understanding the legislative production of Brazilian ministries

What explains the legislative production of Brazilian ministries? The article explores the relationship between ministerial instability and the performance of ministries measured by the number of legislative proposals they produced between 1999 and 2014. Using an exponential average model with endogenous regressors, we argue that the change of ministers negatively affects the entities' legislative production. The ideological distance between the minister's and president's parties and the prior legislative expertise of the ministers, have a pronounced impact on the level of legislative production on the government's political agenda. The results corroborate the perception of the negative effect of ministerial instability on the efficiency of the conception and formulation of public policies and contribute to the understanding of legislative production and bureaucratic performance of Brazilian presidentialism.

**Keywords:** ministries; legislative production; instability; party ideology; presidentialism.

## AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem o apoio da FAPESP (processo 2018/18278-9) e do CNPq (processo 301415/2019-6).

## 1. INTRODUÇÃO

O que explica o nível de produção legislativa dos ministérios federais? Qual é o impacto das trocas de ministros ou ministras na capacidade das pastas em formular projetos de lei? A estabilidade nos comandos das pastas ministeriais é assumida como um valor intrínseco, um pressuposto pouco testado na literatura sobre o Brasil. Sabemos muito mais acerca dos fatores que influenciam a escolha e a sobrevivência de ministros e ministras do que acerca do impacto das trocas ministeriais na *performance* ministerial (Amorim, 2007b; Codato & Franz, 2018; Inácio, 2013; Lopez, M. Bugarin, & K. Bugarin 2014; Loureiro, Abrucio, & Rosa, 1998; Perissinotto, Codato, & Gené, 2020).

O presente artigo oferece uma contribuição empírica ao analisar os fatores que influenciam o nível de produção legislativa dos ministérios federais ao longo do tempo, em especial o efeito das trocas de ministros realizadas pelos presidentes brasileiros de 1999 a 2014. Os ministérios são atores fundamentais na estrutura do aparato federal no que diz respeito à formulação da agenda legislativa do governo (Rennó & Wojcik, 2015). Assim, utilizamos o total de propostas legislativas produzidas por ministério federal, em um ano, como indicador de seu desempenho.

Com base num modelo de média exponencial com regressores endógenos, buscamos testar a hipótese do efeito da rotatividade no cargo de ministro no Brasil na capacidade das pastas de apresentar projetos de lei ao parlamento. Além da hipótese principal do estudo, adotamos outra hipótese destacada na literatura: o efeito da distância ideológica entre os partidos do presidente e dos ministros. Os resultados indicam uma associação negativa entre as trocas de ministros e a capacidade de produção legislativa do ministério, apresentando evidências empíricas a favor da estabilidade administrativa nos altos cargos do Poder Executivo.

Fatores pessoais dos ministros e a proximidade ideológica com a presidência da república, porém, têm uma magnitude de associação mais elevada em relação ao desempenho dos ministérios federais. Quanto maior for a distância ideológica entre partidos e presidente e ministros, menor será a capacidade de produção legislativa dos ministérios. A experiência legislativa de ministros, usada para abordar a dimensão pessoal, tem efeito positivo na produção legislativa ministerial. Embora as trocas afetem os cargos mais elevados das pastas, podendo comprometer projetos em andamento, servidores federais concursados têm menos chances de serem substituídos. O estável e qualificado funcionalismo federal ameniza os efeitos negativos advindos das trocas ministeriais, o que confere às variáveis políticas e pessoais um peso mais significativo na capacidade dos ministérios de formular propostas legislativas e afetar a agenda de políticas públicas no Brasil.

O artigo se estrutura da seguinte maneira. Na próxima seção, revisamos a literatura sobre os fatores associados à produção legislativa ministerial e expomos as hipóteses a serem testadas. Na terceira, os dados e o modelo de estimação são apresentados e descritos. Na quarta, discutimos os resultados principais do modelo empírico, concluindo o artigo em seguida.

## 2. MINISTÉRIOS, INSTABILIDADE POLÍTICA E PRODUÇÃO LEGISLATIVA

O Poder Executivo no Brasil tem um papel central na produção legislativa, cujo presidente detém um arsenal de poderes formais (Amorim, 2007a; Chaisty, Cheeseman, & Power, 2014; Figueiredo & Limongi, 1999; Mello & Pereira, 2013). Apesar da centralidade da figura presidencial no sistema político brasileiro, as propostas legislativas do Poder Executivo são formuladas nos ministérios, e a presidência atua mais frequentemente como *gatekeeper* do processo de produção legislativa (Palotti & Cavalcanti, 2019).

Embora alguns estudos recentes tenham focado na produção legislativa dos ministérios (Batista, 2013; Rennó & Wojcik, 2015), predominam na literatura análises sobre o recrutamento nos ministérios federais e a interação entre os Poderes Legislativo e Executivo, com especial ênfase na composição partidária e na formação de governos de coalizão (Amorim, 2006; Amorim & Samuels, 2011; Bertholini & Pereira, 2017; Chaisty et al., 2014; Praça, Freitas, & Hoepers, 2011; Raile, Pereira, & Power, 2011).

O estudo dos ministérios federais como unidade de análise e os fatores políticos e organizacionais que afetam a capacidade deles de produzir leis oferecem uma contribuição importante para a compreensão do processo de formulação da agenda legislativa do governo. A interação entre as burocracias governamentais e os políticos eleitos é uma recorrente fonte de tensão nas democracias representativas (Bersch, Praça, & Taylor, 2017). O efeito positivo, negativo ou nulo da instabilidade ministerial na qualidade da formulação e execução das políticas públicas divide a literatura especializada, cuja produção aponta mecanismos explicativos divergentes em distintos casos empíricos.

O diagnóstico central da perspectiva do efeito negativo da instabilidade diz respeito à continuidade das políticas públicas, argumentando um efeito desorganizador sobre rotinas administrativas e projetos do ministério ou da agência governamental (Codato, Perissinoto, Dantas, Franz, & Nunes, 2018; Mílio, 2008; Palotti, Cavalcante, & Gomes, 2019). A promoção de uma política pública de longo prazo demandaria certo nível de estabilidade da equipe de governo, tendo na frequente troca de ministros um elemento que deteriora a eficiência da delegação de responsabilidades à burocracia, além do acúmulo de experiência da ministra ou do ministro ser um ativo importante na concretização das políticas formuladas (Cornell, 2014; Stein & Tommasi, 2006).

O papel da informação é crucial na conexão entre a volatilidade ministerial, a dificuldade de trabalhar com a burocracia e o efeito negativo na produção de políticas dos ministérios. A informação é costumeiramente monopólio dos altos escalões burocráticos, fato que pode ser minimizado caso o ministro fique tempo suficiente no cargo, desinibindo um possível veto burocrático informacional à formulação de uma política (Huber, 1998). Para o autor, os problemas informacionais enfrentados por ministros com elevada rotatividade na relação com os burocratas podem ser estendidos a grupos de interesse, aumentando os custos de monitoramento também nessa estratégica relação.

Estudos comparados de países latino-americanos demonstram que a instabilidade ministerial tem efeito negativo no equilíbrio fiscal (Amorim & Borsani, 2004), assim como pode prejudicar a coordenação interministerial e a possibilidade de transações de longo prazo (Matrínéz-Gallardo, 2010). No caso brasileiro, mais especificamente, Akhtari, Moreira, e Trucco (2017) defendem um pior desempenho no ensino municipal em administrações com maior rotatividade na burocracia local. Ainda que tenhamos alguns estudos sobre os efeitos da instabilidade ministerial nas políticas públicas do Brasil, principalmente na área econômica, é pequena a produção em comparação com pesquisas sobre as escolhas e a duração dos ministros no cargo.

A estabilidade ministerial, muitas vezes, é assumida como intrinsecamente valiosa, descartando a necessidade de averiguação empírica (Goldsmith, 1987). Essa percepção é contestada por parte da literatura, argumentando que as trocas nem sempre são negativas, servindo muitas vezes como mecanismo presidencial para superar crises políticas, limitações institucionais e corrigir rumos indesejados (Franz & Codato, 2018; Martínez-Gallardo, 2014).

Mesquita (2000) constrói um argumento ainda mais enfático: a rotatividade dos cargos ministeriais previne a criação de feudos na administração do governo e a consolidação do clientelismo. A longevidade de ministros no cargo geralmente aumenta as chances de o titular da pasta adotar ações de favorecimento pessoal, refletindo arranjos institucionais que incentivam a corrupção e o anacronismo (Praça et al., 2012). Loureiro e Abrucio (1999), ao analisarem o ministério da fazenda brasileiro, demonstram um significativo insulamento burocrático em relação às trocas ministeriais políticas, apontando a inexistência de um efeito negativo das trocas na condução da política econômica.

Se bem que a permanência dos ministros nas pastas aumente a probabilidade de permanência dos funcionários de alto escalão (DAS 5 e 6), a chance de concursados permanecerem nos cargos de alto escalão é 30% maior, quando comparados com funcionários não concursados (Lopes & Silva, 2020). Assim, pastas com maior proporção de concursados ocupando o alto escalão dos cargos ministeriais, como a Fazenda, podem mitigar possíveis efeitos negativos advindos da instabilidade ministerial.

O efeito negativo da instabilidade ministerial ainda é inconclusivo nos estudos sobre o Poder Executivo no Brasil, suscitando a formulação da hipótese principal deste estudo, a ser testada no caso da produção legislativa nos ministérios federais: a troca de ministro afeta negativamente o nível de produção legislativa do ministério.

No sistema multipartidário, com elevado incentivo para a formação de coalizões por meio da distribuição de ministérios, a produção legislativa pode ser afetada pelo grau de heterogeneidade ideológica dos partidos políticos da coalizão, desacelerando o processo de produção das peças legislativas (Bräuninger, Debus, & Wüst, 2015; Martin & Vanberg, 2014). No caso brasileiro, Batista (2013) argumenta que os ministros não podem ser vistos como funcionários do presidente, mas com preferências políticas e projetos eleitorais próprios. Nesse cenário, a autora demonstra que, quanto maior a distância ideológica entre o partido do ministro e o partido do presidente, maior a probabilidade de centralização da produção legislativa na presidência – participação da presidência na autoria do projeto de lei –, diminuindo, por conseguinte, a quantidade de leis que o ministério de um partido ideologicamente distante do presidente produz (Batista, 2013).

Ministros do mesmo partido do presidente, ou ideologicamente convergente com o mandatário, tendem a apresentar comportamento mais ativo na formulação dos projetos de lei, muitas vezes recebendo tratamento preferencial e maior proteção do cargo (Araújo, Costa, & Fitipaldi, 2016; Dewan & Myatt, 2007). Um exemplo dessa proteção pode ser encontrado no estudo de Palotti et al. (2019), no qual demonstram que, diante de escândalos midiáticos, ministros e ministras brasileiros cujos partidos têm ideologia distante do partido da presidência apresentam menor probabilidade de sobrevivência no governo.

Ministros próximos ao presidente são vistos com maior confiança e se beneficiam da maior delegação presidencial, permitindo um papel ativo na conformação da agenda de governo e, conseqüentemente, a produção legislativa (Rennó & Wojcik, 2015). Ministros distantes do círculo próximo ao presidente tendem a investir na legitimidade da sua agenda, necessitando da construção de apoio coletivo às suas propostas legislativas, dificultando sua produção (Rennó & Wojcik, 2015).

Em função dessa percepção na literatura sobre o Brasil, formulamos a segunda hipótese do estudo: quanto maior for a distância ideológica entre o partido do ministro e do presidente, menor será a produção legislativa do ministério.

Além das duas principais hipóteses expostas acima, também consideramos algumas importantes variáveis de controle destacadas na literatura que podem afetar a produção legislativa dos ministérios. A experiência política e administrativa prévia dos ministros é característica pessoal comumente mobilizada na literatura para compreender a sobrevivência ministerial, postulando uma relação positiva entre a experiência e a durabilidade do cargo (Camerlo, 2013; Chasquetti, Buquet, & Cardarello, 2013; González-Bustamante & Olivares, 2016; Huber & Martinez-Gallardo, 2004; Muller, 2000).

No caso específico da produção legislativa dos ministérios, podemos gerar uma expectativa de efeito positivo da experiência dos ministros no grau de atividade legislativa do ministério, em especial a legislativa. Ministros politicamente experientes podem ter vantagem na capacidade de organizar o apoio legislativo e antecipar, de maneira mais eficiente, a preferência mediana das casas legislativas, tornando a submissão de projetos de leis mais provável.

O segundo controle diz respeito ao tamanho e à importância do ministério na estrutura federal, cuja variação é significativa entre as pastas (Batista & Lopez, 2021; Rennó & Wojcik, 2015). Pode-se esperar que, quanto mais importante for o ministério, maior a quantidade de reuniões com o presidente e a capacidade de produzir projetos de lei no governo. O volume do orçamento anual do ministério e a quantidade de cargos DAS à disposição da pasta são bons controles para o tamanho do ministério (Batista, 2017), esperando-se uma relação positiva entre o aumento do orçamento e cargos e a produção legislativa do órgão.

O terceiro controle que usamos é a percepção da opinião pública sobre a relevância dos temas de responsabilidade da pasta ministerial, fator que pode pressionar a agência a incrementar seu desempenho (Vigoda, 2002). Fortunato, Lin, Stevenson, e Tromborg (2020) argumentam que muitos eleitores são capazes de inferir a influência das partes na formulação de políticas em governos multipartidários por meio de pistas informativas, sustentando a conexão eleitoral entre setores do governo como os ministérios e a opinião pública. Assim, espera-se que a percepção da opinião pública sobre os principais problemas do país sob responsabilidade de pastas ministeriais possa incentivá-las a produzir mais projetos de lei como forma de responder à demanda eleitoral.

O quarto e último controle é a inserção do tamanho do partido do ministro na Câmara dos Deputados. Segundo Amorim (2006), o presidente elabora sua estratégia de negociação com o Congresso Nacional com base no tipo de agenda legislativa que pretende implementar. Uma agenda legislativa que precisa de aprovação do Congresso por meio de projetos de lei e emendas constitucionais exige alto partidatismo e coalescência na composição do governo. Assim, espera-se que uma maior proporção de cadeiras legislativas do partido do ministro na coalizão de governo possa levar a uma maior produção legislativa daquele ministério.

Um aspecto que não será controlado neste estudo é o grau de relevância da matéria legislativa. A depender da magnitude da peça legislativa, uma aprovação num mandato pode ser suficiente para satisfazer o eleitorado e apoiadores. Não apenas a quantidade de matérias legislativas é relevante, como também a qualidade delas, fator que poderia ser explorado em desenhos de pesquisa de cunho mais qualitativo. Exibimos, na próxima seção, a descrição dos dados e o modelo empregado para testar as hipóteses.



### 3. DADOS E MÉTODOS

Os dados estão organizados no formato de um painel não balanceado, com unidades de corte transversal equivalente aos ministérios e unidades temporais equivalentes aos anos de 1999 a 2014. O painel é não balanceado porque alguns ministérios, como o da Pesca e do Turismo, foram criados após o início do período amostral. A variável dependente deste estudo é o número anual de iniciativas legislativas de autoria dos ministérios federais, cobrindo quatro mandatos presidenciais. A frequência de iniciativas nos revela o nível de produção legislativa dos ministérios.

Os dados foram obtidos de Batista (2017) e incluem projetos de lei (pl), emendas constitucionais (pec), medidas provisórias (mpv) e leis complementares (plp), todos submetidos ao Congresso Nacional, independentemente do resultado final: aprovado, rejeitado ou em tramitação. Quando mais de um ministério assina a mesma lei, o dado é computado para todos os firmantes naquele ano. Assim, o desempenho dos ministérios federais é empiricamente instrumentalizado pela quantidade de peças legislativas enviadas ao legislativo, constituindo medida de produtividade central da formulação da agenda de políticas de um governo. A variável foi denominada “produção legislativa”.

A série temporal da nossa amostra cobre quatro mandatos presidenciais cujos presidentes obtiveram apoio majoritário no Congresso Nacional na grande maioria dos anos. Como argumentam Figueiredo e Limongi (2009), a fusão de poderes característica do presidencialismo brasileiro também implica fusão de agendas, sugerindo que a agenda de políticas do governo é estruturada na coalizão. Assim, ao selecionar mandatos em que os presidentes eram majoritários no Legislativo (Figueiredo, Canello, & Vieira, 2012), comparamos o desempenho dos ministérios em contextos semelhantes, isolando possíveis efeitos de uma inibição da produção legislativa em função das relações com o Congresso Nacional.

A variável independente principal é a existência ou não de troca de ministros em determinado ano para cada ministério federal do período. Ela é estruturada de maneira dicotômica, medindo a ocorrência ou não de troca de ministros, sendo a troca codificada como “1” e a manutenção, como “0”. Os dados foram obtidos de Franz e Codato (2016), que englobam todos os ministérios federais entre os anos 1999 e 2010. A atualização para o primeiro mandato de Dilma Rousseff (2011-2014) foi realizada pelos autores seguindo o mesmo padrão dos dados originais, complementando-os. A dicotomização dessa variável traz pouco prejuízo em termos de redução de informação, já que apenas 4,2% dos casos analisados tiveram mais de uma troca ministerial no mesmo ano, totalizando três ministros ou ministras. Assim, com a série temporal anual, a variável dicotômica contabiliza, de maneira satisfatória, o grau de mudança no cargo. Essa variável foi denominada “troca de ministro”.

A segunda variável independente do estudo é a distância ideológica entre o partido do presidente e o partido dos ministros, estruturada de maneira escalar. Mais uma vez, recorremos ao banco de dados construído por Batista (2017), que utiliza a estimação de pontos ideais provenientes de *survey*, aplicado junto aos legisladores, para determinar a distância ideológica entre o partido do presidente e os partidos dos ministros, subtraindo a posição ideológica do primeiro em relação aos segundos.<sup>1</sup> Nomeamos a variável de “distância ideológica”.

Em relação às variáveis de controle, a experiência política do ministro foi codificada de modo dicotômico. Atribuímos o valor “1” para aqueles ministros que ocuparam previamente cargos eletivos,

---

<sup>1</sup> Para mais detalhes, ver Batista (2013, pp. 462-463).

tanto no Executivo quanto no Legislativo, denotando experiência política do ocupante máximo da pasta. Aqueles que não tiveram funções eletivas antes de assumir o cargo foram codificados como “0”, nomeando a variável como “experiência legislativa”.

O orçamento dos ministérios e os cargos tipo DAS foram obtidos do mesmo banco de dados de Batista (2017), sendo que o orçamento anual foi padronizado, enquanto a frequência absoluta anual de cargos que cada ministério dispõe foi desagregada por categoria funcional de 1 a 6. As variáveis foram respectivamente nomeadas “orçamento” e “DAS”. A percepção da opinião pública sobre a importância dos ministérios foi anualmente obtida por meio dos dados disponíveis do Latinobarômetro, no qual recolhemos as respostas referentes ao principal problema do país. Cada um deles foi direcionado ao ministério responsável – por exemplo, desemprego, ao Ministério do Trabalho; renda, ao Ministério da Economia; saúde e educação, aos ministérios análogos, e assim por diante.

Construímos uma variável que mensura a porcentagem de brasileiros que consideram os problemas de cada ministério o mais importante para o país em cada ano da amostra do estudo, denominando-a “opinião pública”. Por fim, a quantidade de cadeiras legislativas do Poder Executivo foi extraída da base de dados de Batista (2017) e estabelecida como a porcentagem de cadeiras que o partido do ministro detinha naquele ano na Câmara dos Deputados. Quando há mais de um ministro de partido diferente no mesmo ano, a média é utilizada. Denominamos essa variável “cadeiras legislativas”. Apresentadas as variáveis mobilizadas no presente estudo, exibimos abaixo a Tabela 1, com as estatísticas descritivas para o total de 324 observações amostrais.

**TABELA 1** ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Variáveis	Média	Desv. pad.	Min	Max
Produção legislativa	6,9	9,81	0	58
Troca de ministro(a)	0,41	0,49	0	1
Distância ideológica	0,18	0,30	0	1,18
Experiência legislativa	0,57	0,50	0	1
DAS	813,05	573,98	123	2684
Orçamento	0,48	0,20	0	1
Opinião pública	4,14	8,98	0	48
Cadeiras legislativas	25,25	9,00	3,98	41,74

**Fonte:** Elaborada pelos autores com base em dados de Batista (2017) e Franz e Codato (2016).

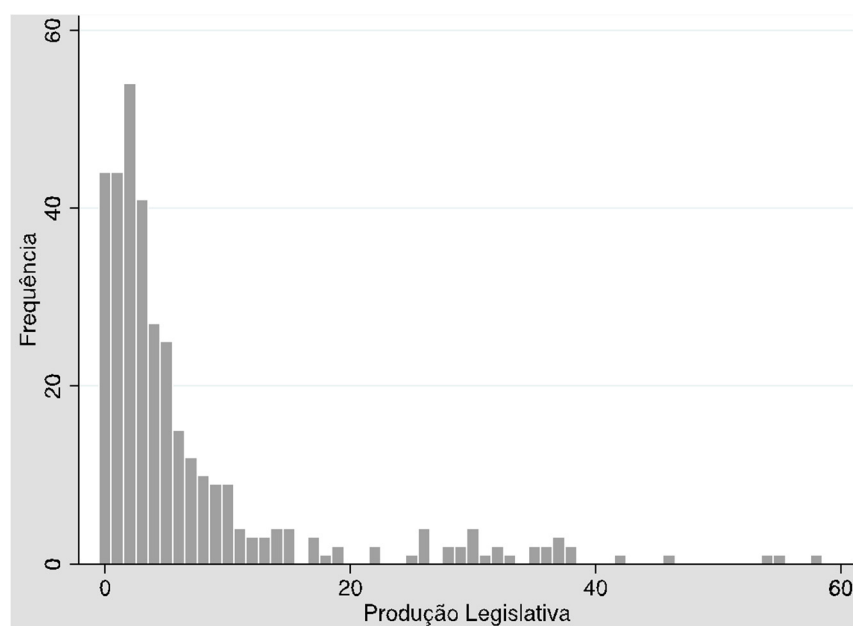
A produção legislativa dos ministérios federais varia de maneira significativa, tendo alguns com nenhuma produção legislativa enviada ao Congresso Nacional no ano e outros com mais de dez, sendo a média de quase sete propostas por ano. Pouco menos da metade (41%) dos ministros foi trocada em um ano nos ministérios, assim como a distância ideológica para o presidente é baixa na média, variando de zero (mesmo partido do presidente) a 1,18. Pouco mais da metade (57%)



tem experiência legislativa prévia. A média de funcionários nos seis níveis do DAS é 813, com uma boa variabilidade entre os ministérios de distintos tamanhos. O mesmo vale para o orçamento, com média de 0,48 na medida padronizada. A média da porcentagem da opinião pública que aponta a área de responsabilidade do ministério como o principal problema do país é 4,14%, com elevada variabilidade em ministérios – com zero e outros com 48%. A porcentagem de cadeiras que o partido do ministro detinha em determinado ano também varia bastante, de 3,9% a 41,7%, com uma média de 25%.

A seguir, descrevemos o método usado para testar nossas hipóteses. Para tanto, apresentamos algumas características essenciais da produção legislativa dos ministérios e sua relação com a distância ideológica e a troca de ministros, a fim de justificar a escolha do nosso modelo estatístico. Iniciamos com a distribuição da nossa variável dependente exposta no Gráfico 1, abaixo.

### GRÁFICO 1 DISTRIBUIÇÃO DE FREQUÊNCIA DA PRODUÇÃO LEGISLATIVA



Fonte: Elaborado pelos autores com base em dados de Batista (2017).

Nota-se no Gráfico 1 uma distribuição bastante assimétrica: 43 observações assumem o valor nulo, de um total de 324. Apesar de o valor médio ser equivalente a 6,9, o valor mediano é 3,0, indicando elevada concentração de dados próximos de zero. Essa é a primeira característica relevante do comportamento da produção legislativa.

O elevado número de zeros sugere que o processo gerador desse resultado pode ser diferente dos demais valores da variável dependente. Podemos modelar dois processos geradores de zero. Em primeiro lugar, a ausência de iniciativas legislativas de alguns ministérios por motivos como a área de atuação. Esses seriam os zeros em excesso do modelo, que provavelmente não podem ser explicados pelo mesmo modelo utilizado para explicar valores não nulos de iniciativas legislativas. Em segundo

lugar, a escolha dos ministérios por não produzir peças legislativas pode ocorrer por motivos como as condições políticas adversas para a aprovação delas, o que pode explicar variações estritamente positivas no número de iniciativas legislativas. Esses seriam os zeros que poderiam ser explicados pelo mesmo modelo que explica os demais valores assumidos pela variável dependente.

A média condicional de “produção legislativa” varia de acordo com a distância ideológica entre o partido da presidência e o partido do ministro. Quando eles são equivalentes ou quando a distância ideológica é nula, a média de iniciativas legislativas é 9. Já quando a distância é maior do que 0,5, a média decresce para 2,4. Dessa forma, a distância ideológica é um potencial fator preditivo para a produção legislativa. Da mesma forma, a média condicional de iniciativas legislativas é inferior quando há mudança de ministro, porém a queda é mais tênue em relação àquela que caracteriza o aumento da distância ideológica – o número de iniciativas anual quando não há mudança de ministros é de 7,4, caindo para 6,1 quando há mudança. Os resultados indicam a adequabilidade dos dados para testar as duas hipóteses centrais do estudo.

Além disso, a variância condicional de “produção legislativa” é substancialmente superior à média condicional da variável, ora quando condicionamos a variável à distância ideológica, ora quando condicionamos à mudança ministerial. Por exemplo, quando condicionamos a variável à distância ideológica, temos que a variância condicional média é aproximadamente onze vezes o valor da média condicional. O modelo estatístico para o entendimento da produção legislativa ministerial deve levar em consideração as propriedades estatísticas da variável dependente, resumidas por valores no conjunto dos números naturais, distribuição de frequência assimétrica e possível superdispersão evidenciada pelas elevadas variâncias condicionais.

O modelo de regressão negativo binomial, assim como o de Poisson, é ideal para modelar variáveis dependentes que assumem valores no conjunto dos números naturais. Além disso, o modelo de Poisson assume que a variável dependente tem média equivalente à sua variância condicional. Já o de regressão negativo binomial assume um processo gerador semelhante ao primeiro, porém é mais flexível, por permitir que os valores de média e variância condicionais sejam distintos, mediante estimação de um parâmetro adicional para mensurar a superdispersão.

O modelo negativo binomial inflacionado de zeros possibilita a combinação de um modelo *logit* ao negativo binomial para explicar os zeros em excesso do modelo. Podemos usar um modelo *logit* para estimar as probabilidades de cada zero pertencer a um dos dois processos geradores: escolha pela ausência de iniciativa legislativa, a qual seguiria um modelo negativo binomial, bem como os demais valores da variável dependente, ou zeros em excesso. O modelo negativo binomial inflacionado de zeros pode ser ilustrado pela seguinte equação:

$$E(\text{Iniciativas}) = P(\text{Zero Excessivo}) * 0 + P(\text{Zero Não Excessivo}) * E_c(\text{Iniciativas})$$

Na equação acima,  $E(\text{Iniciativas})$  representa o número esperado de iniciativas legislativas, ao passo que os termos do lado direito são definidos da seguinte forma:  $P(\text{Zero Excessivo})$  equivale à probabilidade de presença de zeros em excesso;  $P(\text{Zero Não Excessivo})$  equivale à probabilidade de ausência de zeros em excesso, sendo equivalente a  $1 - P(\text{Zero Excessivo})$ ;  $E_c(\text{Iniciativas})$  equivale ao número esperado de iniciativas legislativas condicionado à ausência de zero em excesso, seguindo um modelo binomial negativo:

$$E_c(\text{Iniciativas}) = E(e^{Bx+e})$$

$B = (b_0 \ b_1 \ \dots \ b_n)$ ,  $X = (1 \ x_1 \ \dots \ x_n)'$  são, respectivamente, os vetores dos parâmetros e das variáveis explicativas do modelo: troca de ministro, distância ideológica, experiência legislativa, orçamento, opinião pública, cadeiras legislativas e cargos por categoria funcional. O termo de erro é representado por  $e$ .

Nota-se que a representação de  $E_c(\text{Iniciativas})$  no modelo negativo binomial é equivalente à representação fornecida pelo modelo de Poisson. Porém, o primeiro permite que a variância condicional de iniciativas legislativas seja superior à média condicional da variável.

No modelo negativo binomial inflacionado de zeros, a presença de zeros em excesso segue um modelo binário do tipo *logit*, em que a probabilidade de presença de zeros em excesso é modelada como função de possíveis fatores determinantes. Nele, a distribuição binomial negativa é usada para modelar o número de iniciativas condicionado à ausência de zeros em excesso.

A Tabela 2 mostra que alguns ministérios, possivelmente em razão da área de atuação, têm maior probabilidade de não produzir leis, como o da Pesca, que não apresentou nenhuma iniciativa legislativa nos cinco períodos de atuação, de 2010 a 2014, e o do Turismo, que só apresentou iniciativas nos anos de 2003 e 2008. Ademais, a média condicional do orçamento padronizado para observações amostrais com pelo menos uma iniciativa legislativa é de 0,50 e de 0,35 para observações amostrais sem iniciativas. Dessa forma, a presença de zeros em excesso pode estar associada ao tamanho reduzido de alguns ministérios, aqui captado pela variável orçamento ou número total de cargos.

**TABELA 2 AUSÊNCIA DE PRODUÇÃO LEGISLATIVA POR MINISTÉRIO\***

Ministério	Número Ausências	Número Períodos	Ministério	Número Ausências	Número Períodos
Agricultura	1	16	Integração	3	16
Cidades	1	11	Justiça	0	16
Ciência	3	16	Meio Ambiente	2	16
Comunicações	3	16	Minas e Energia	0	16
Cultura	3	8	Planejamento	0	16
Defesa	1	16	Previdência	0	16
Desenv. Agrário	2	14	Rel. Exteriores	2	16
Desenv. Social	0	10	Saúde	1	16
Educação	1	16	Trabalho	0	16
Esporte	4	16	Transportes	2	16
Fazenda	0	16	Turismo	10	12
Indústria	0	16	Pesca	5	5
Integração	3	16			

**Nota:** \* A coluna “ministério” representa o nome dos ministérios; “número ausências”, o número de períodos de ausência de iniciativas legislativas; “número períodos”, o total de períodos em que temos dados disponíveis para cada ministério na amostra.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Tendo em vista a dependência potencial dos zeros em excesso advir de condições intrínsecas a cada ministério, nos modelos do tipo negativo binomial inflacionado de zeros, assumimos que, a probabilidade de presença de zero em excesso seja uma função, além da variável orçamento, de variáveis binárias de efeito fixo por ministério. Essas variáveis identificam características de cada ministério constantes ao longo do tempo, como a área de atuação, e que podem ocasionar ausência de iniciativas legislativas.

#### 4. RESULTADOS

A Tabela 3 apresenta os efeitos marginais médios resultados da estimação do modelo negativo binomial, nas colunas A e B, e do modelo negativo binomial inflacionado de zeros, nas colunas C, D e E. Os impactos marginais foram calculados como a primeira derivada com relação a cada uma das variáveis contínuas da coluna esquerda: distância ideológica, orçamento, opinião pública e proporção de cadeiras legislativas. Para as variáveis discretas, troca de ministro e experiência legislativa, os impactos marginais foram calculados como a primeira diferença discreta do valor da variável dependente em relação à categoria base.

Os impactos marginais reportados são médios, pois são avaliados para os valores das variáveis de cada observação, sendo reportada a média aritmética dos impactos marginais. Os modelos foram computados com controle de efeito fixo por ministério e com controle de número de cargos para cada categoria funcional DAS de 1 a 6, que, em conjunto, se mostram estatisticamente significantes em todos os modelos.

**TABELA 3** MODELO NEGATIVO BINOMIAL

	Impactos marginais médios				
	Negativo binomial		Negativo binomial inflacionado		
	A	B	C	D	E
Troca de ministro(a)	-1,01 (0,49)**	-0,97 (0,47)***	-0,97 (0,47)***	-0,98 (0,46)***	-1,04 (0,47)***
Distância ideológica	-4,10 (1,35)***	-4,10 (1,18)***	-4,91 (1,30)***	-4,88 (1,20)***	-4,08 (1,30)***
Experiência legislativa	1,51 (0,59)***	1,56 (0,58)***	1,51 (0,58)***	1,54 (0,57)***	1,97 (0,56)***
Orçamento	5,37 (5,19)	Não	0,99 (0,40)***	0,96 (0,40)***	1,40 (0,47)**
Opinião pública	0,03 (0,06)	Não	0,02 (0,06)	Não	Não
Cadeiras legislativas	0,00 (0,04)	Não	-0,02 (0,04)	Não	Não
Controle efeito fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle DAS 1 a 6	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Cragg & Uhler's R <sup>2</sup> :	0,75	0,75	0,77	0,77	0,77
Teste LR	96,59 0,00***	98,41 0,00***	72,76 0,00***	72,58 0,00***	50,94 0,00***
Teste Vuong			2,67 0,00***	2,66 0,00***	2,59 0,00***
Obs.:	347	352	347	348	324

**Notas:** A tabela apresenta o impacto marginal de cada variável e respectivo erro-padrão robusto entre parênteses, calculado pelo método delta.

\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%.

\*\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Na coluna A da Tabela 3, temos o modelo negativo binomial com a inclusão de todas as variáveis explicativas consideradas neste estudo. Na coluna B, temos o modelo binomial após excluir as variáveis que se mostraram estatisticamente insignificantes na coluna A. Na coluna C, temos o modelo negativo binomial inflacionado de zeros com a inclusão de todas as variáveis explicativas e contendo as binárias por ministério e orçamento, a fim de explicar a probabilidade de o zero pertencer a um de seus dois processos geradores. Na coluna D, tem-se a exclusão das variáveis explicativas insignificantes na coluna C.<sup>2</sup> Na coluna E, temos o mesmo modelo negativo binomial inflacionado de zeros da coluna D, porém com a substituição da variável “orçamento” e “número de cargos” nas categorias funcionais 1 a 6, pelas suas primeiras defasagens.

Como um maior potencial de produção legislativa pode aumentar a contratação de pessoal ou a disponibilidade orçamentária corrente, utilizamos a defasagem do orçamento do número de cargos de 1 a 6, de modo a mitigar o possível viés dos impactos marginais em razão da provável endogeneidade das variáveis explicativas.

As últimas linhas da tabela reportam o teste da razão de verossimilhança, ou *likelihood-ratio test* (teste LR), para o parâmetro alfa, que permite a modelagem de superdispersão no modelo negativo binomial, além do teste Vuong, para o componente inflacionado de zeros do modelo negativo binomial inflacionado. A tabela mostra a estatística do teste para cada modelo e seu correspondente p-valor reportado abaixo da estatística do teste.

O teste LR é sobre a relevância estatística do parâmetro de superdispersão estimado no modelo negativo binomial. Quando ele aponta uma relevância estatística do parâmetro, há evidência para a escolha do modelo negativo binomial em relação ao Poisson, que não permite a modelagem da superdispersão. Já o teste Vuong verifica se a presença de dois processos geradores de zeros tem relevância estatística para explicar o modelo, ou se o modelo negativo binomial de uma única equação representaria melhor os dados.

Em todos os modelos estimados, as estatísticas dos testes LR e os correspondentes p-valores equivalentes a zero, quando aproximados até a segunda casa decimal, mostram evidência robusta de superdispersão, levando-nos a escolher o modelo negativo binomial, em detrimento do Poisson. O teste Vuong evidencia que o modelo negativo binomial, quando permite a presença de zeros inflacionados, representa melhor os dados em todos os modelos inflacionados estimados (colunas C, D e E).

A experiência legislativa aumenta ao passo que a troca de ministro e a distância ideológica reduzem significativamente o número de iniciativas legislativas em todos os modelos estimados. A troca de ministro, que corresponde à variação da variável “troca de Mmnistro(a)”, de 0 a 1 ou aproximadamente 2 desvios-padrão da variável, está associada à queda aproximada de 1 iniciativa legislativa, ou 15% do valor médio amostral das iniciativas, de 6,9 por ano, em todos os modelos estimados.

Já o aumento de 0,58 na distância ideológica entre o partido do ministro e o partido do presidente, que corresponde a um aumento de dois desvios-padrão da variável, está associada a uma queda aproximada de 2,37 (0,58 multiplicado por 4,08) iniciativas legislativas, ou 34% do valor médio amostral das iniciativas no modelo da coluna E, levando em conta a possível endogeneidade dos

<sup>2</sup> Para verificar se os resultados são robustos, estimamos também os impactos marginais médios do modelo negativo binomial não inflacionado de zeros, mas excluindo os dois ministérios com maior proporção de zeros (da Pesca e do Turismo) e, dessa forma, grande parte dos zeros em excesso do banco de dados. Os resultados são semelhantes aos apresentados nas colunas C e D da Tabela 3 e estão disponíveis por requisição aos autores.

regressores. Nesse mesmo modelo, a presença de experiência legislativa do ministro, que corresponde à variação da variável “experiência legislativa”, de 0 a 1 ou aproximadamente 2 desvios-padrão da variável, está associada a um aumento aproximado de 1,97 iniciativa legislativa, ou 29% do valor médio amostral das iniciativas. Todos os modelos estimados têm impactos marginais e poder de explicação semelhantes, como mostra o R-quadrado de Cragg e Uhler.

A redução da distância ideológica entre o partido do ministro e o partido do presidente apresenta maior impacto positivo na produção legislativa dos ministérios, de magnitude ligeiramente superior ao dobro da magnitude do impacto positivo causado pela ausência de troca de ministros, ao passo que a experiência legislativa tem um impacto positivo de magnitude ligeiramente inferior ao da distinção ideológica.

Para verificar se os resultados das estimações são robustos, na Tabela A1, no Apêndice, reportamos os impactos marginais médios do modelo de regressão Poisson pelo método de máxima verossimilhança (colunas A, B e C) e da regressão linear pelo método dos mínimos quadrados ordinários (colunas E e F). Nos modelos B e C, foram retiradas as variáveis estatisticamente insignificantes do modelo A. Além disso, o modelo C dessa tabela apresenta os resultados do modelo Poisson, excluindo os extremos das caudas da distribuição de iniciativas legislativas que correspondem a valores nulos ou maiores do que vinte iniciativas legislativas ao ano (10% das caudas superior e inferior).

As colunas A, B e C da Tabela A1 mostram que os impactos são semelhantes aos encontrados na Tabela 3. Porém, o modelo Poisson não leva em consideração a elevada variância condicional e o excesso de zeros da variável dependente.

Os impactos do estimador linear de mínimos quadrados ordinários (MQO) são apresentados nas colunas E e F da Tabela A1. No modelo da coluna F, foram retiradas as variáveis estatisticamente insignificantes da coluna E. O estimador MQO não leva em consideração o limite inferior nulo da variável dependente nem respeita o pressuposto de distribuição discreta da variável aleatória dependente. Apesar disso, os modelos de Poisson e linear de mínimos quadrados ordinários geram impactos de magnitudes semelhantes, com algumas dentro do intervalo de confiança de 95% do estimador negativo binomial inflacionado de zeros, com menor significância estatística somente para a variável experiência legislativa, significativa ao nível de 5% e 10%, pelos modelos Poisson e mínimos quadrados ordinários, respectivamente.

Visto que um menor número de iniciativas legislativas também pode levar à troca de ministro, na Coluna C da Tabela A1, apresentamos os impactos do modelo de Poisson estimado pelo método generalizado dos momentos, com variáveis instrumentais para a variável troca de ministro (modelo IV Poisson). Apesar da possível causalidade reversa entre as duas variáveis quando consideradas no mesmo período, possivelmente, o número de iniciativas legislativas em determinado período não ocasiona a troca de ministros em períodos anteriores. Dessa forma, o conjunto de variáveis instrumentais considerado é dado pela primeira defasagem da variável “troca de ministro”, além da primeira defasagem das demais variáveis explicativas – distância ideológica, experiência legislativa, número de cargos funcionais e orçamento.

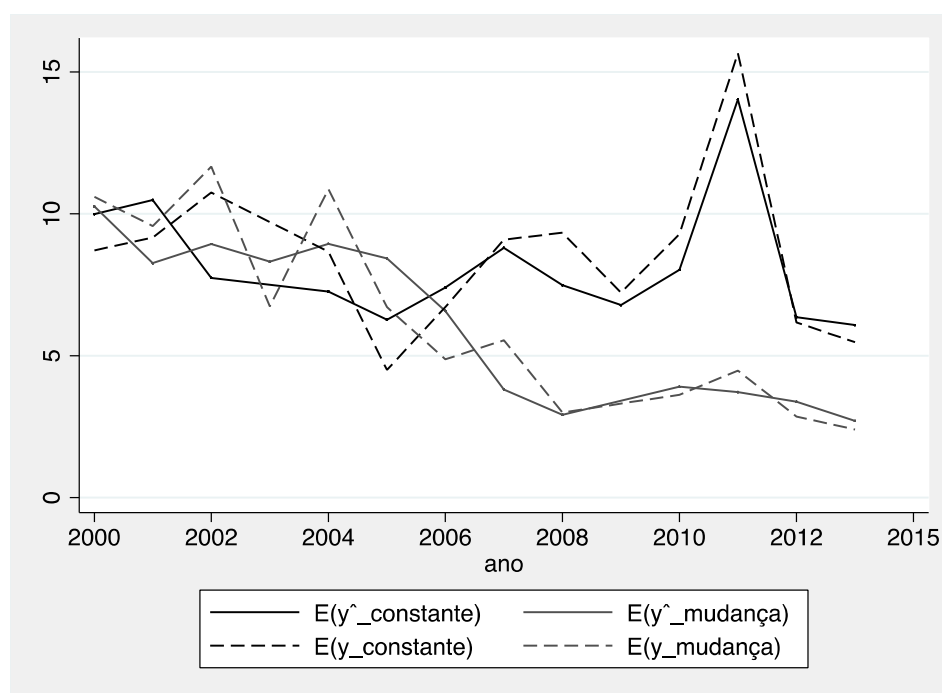
O emprego de defasagens de variáveis explicativas como variáveis instrumentais é de longa data e levou ao desenvolvimento de estimadores capazes de mitigar o problema de endogeneidade das variáveis explicativas (Arellano & Bond, 1991). Os resultados da Coluna C da Tabela A1 mostram que a possível endogeneidade da variável “troca de ministros” pode ocasionar um viés de redução da magnitude absoluta do seu impacto no número de iniciativas legislativas, sendo que a troca de



ministros pode ocasionar cerca do dobro do impacto negativo originalmente apontado por qualquer um dos modelos negativos binomiais apresentados na Tabela 3.<sup>3</sup>

O Gráfico 2 mostra a evolução temporal do valor médio anual do número de iniciativas e do número previsto de iniciativas para o grupo de ministérios que foi sujeito às trocas de ministro – séries em cor cinza ‘ $E(y\_mudança)$ ’ e ‘ $E(\_mudança)$ ’, respectivamente –, bem como para o grupo que não foi sujeito às trocas de ministro – séries em cor preta ‘ $E(y\_constante)$ ’ e ‘ $E(\_constante)$ ’, respectivamente. As médias foram computadas ano a ano, para o grupo de ministérios que passou por mudança ministerial em cada ano e para aquele que não passou, de maneira separada. O número previsto de iniciativas foi gerado pelo modelo negativo binomial inflacionado de zeros, que se vale da primeira defasagem do orçamento e dos cargos funcionais para controlar a possível endogeneidade dessas variáveis (coluna E da Tabela 3).

**GRÁFICO 2** NÚMERO MÉDIO DE INICIATIVAS OBSERVADO E PREVISTO, CONDICIONADO À MUDANÇA DE MINISTRO



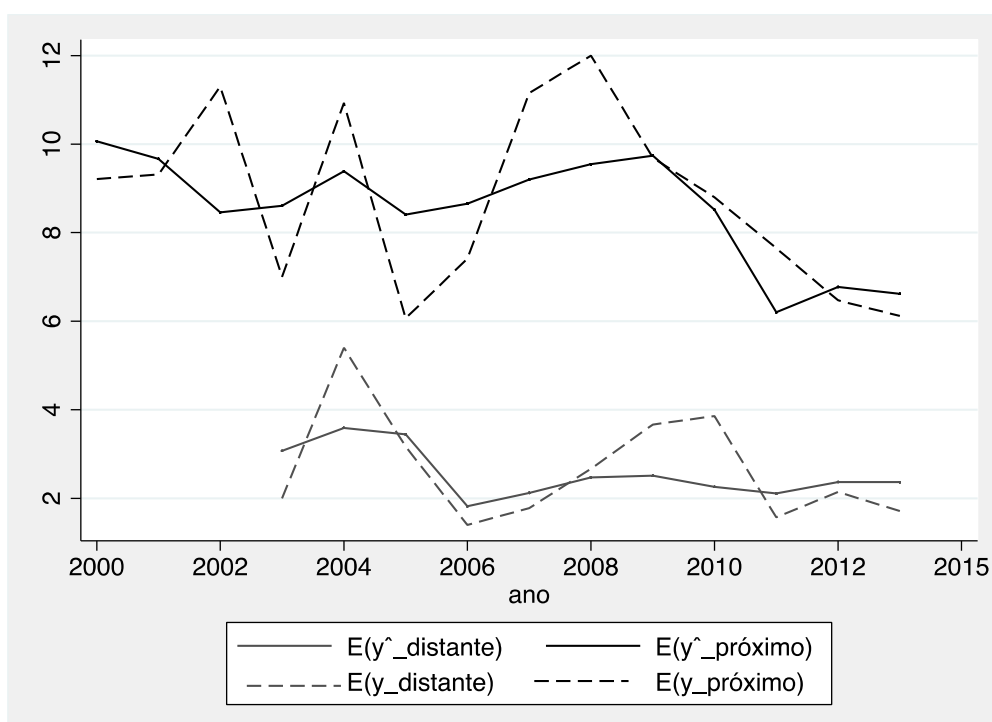
**Fonte:** Elaborado pelos autores com base em dados de Franz e Codato (2016) e Batista (2017).

<sup>3</sup> Apresentamos também os resultados do modelo para as iniciativas legislativas desagregadas (pl, plp, mpv e pec) na Tabela A2, no Apêndice. Em geral, os impactos têm o mesmo sinal daqueles encontrados nas iniciativas agregadas. A distinção ideológica tem um impacto negativo e estatisticamente significativo para pl e mpv. Já a troca de ministro tem um impacto negativo e estatisticamente significativo para pl e plp. Por sua vez, a experiência legislativa tem um impacto positivo e estatisticamente significativo para pl. Há um menor número de dados diferentes de zero por tipo de iniciativa, sendo que, para plp e pec, há somente 47, sendo 24 valores não nulos, respectivamente, o que dificulta estimar os impactos de forma consistente para as iniciativas desagregadas.

Há evidência empírica de um distanciamento na produção legislativa entre ministérios sujeitos ou não à mudança de ministro após 2004. O Gráfico 3 mostra também o valor médio anual do número de iniciativas e do número previsto de iniciativas para o grupo de ministérios sujeitos a alto distanciamento ideológico, representados pelas séries em cor cinza ‘ $E(y\_distante)$ ’ e ‘ $E(\_distante)$ ’, respectivamente, e a baixo distanciamento ideológico, representados pelas séries em cor preta ‘ $E(y\_próximo)$ ’ e ‘ $E(\_próximo)$ ’, respectivamente.

As médias foram computadas ano a ano, para o grupo de ministérios sujeito a distanciamento ideológico acima do 3º quartil da variável, de 0,26, e para aquele abaixo do 3º quartil, separadamente. Da mesma forma que no Gráfico 2, o número previsto de iniciativas foi gerado pelo modelo negativo binomial inflacionado de zeros, que utiliza a primeira defasagem do orçamento e dos cargos funcionais para controlar a possível endogeneidade das variáveis.

**GRÁFICO 3** NÚMERO MÉDIO DE INICIATIVAS OBSERVADO E PREVISTO, CONDICIONADO AO NÍVEL DE DISTANCIAMENTO IDEOLÓGICO



**Fonte:** Elaborado pelos autores com base em dados de Franz e Codato (2016) e Batista (2017).

Diferentemente da mudança de ministros, ao que parece, o maior distanciamento ideológico sempre esteve associado a uma menor produção legislativa ministerial, e essa redução tem uma magnitude superior àquela causada pelas demais variáveis, resultado relatado pelos impactos marginais reportados na Tabela 3, em todos os modelos estimados.

Os resultados não refutam as duas hipóteses do estudo, demonstrando a relevância da estabilidade ministerial, a coesão ideológica entre os partidos do ministro e do presidente, assim como o controle da experiência legislativa prévia dos ministros. As expectativas teóricas advindas da literatura especializada não foram empiricamente refutadas para o caso recente brasileiro. O efeito negativo das trocas de ministros no desempenho legislativo dos ministérios foi empiricamente observado, fortalecendo a tese da instabilidade ministerial como obstáculo à concepção e à formulação das políticas públicas.

O desenvolvimento de novos projetos de lei e políticas leva tempo e requer algum grau de previsibilidade prejudicado pela troca do ministro, gerando quebra das rotinas decisórias e interrompendo o fluxo de informações dentro e fora do ministério. A instabilidade ministerial reduz a eficiência da formulação de políticas – no nosso estudo, daquelas que demandam a produção legislativa. Contudo, a experiência legislativa de ministros e a heterogeneidade ideológica da equipe ministerial no governo demonstram ter um impacto mais significativo na produção legislativa dos ministérios.

O capital político de ministros que ocuparam cargos eletivos, as conexões e a *expertise* legislativa em si são elementos individuais que corroboram a expectativa de desempenho mais produtivo da pasta. Características pessoais dos ministros também são relevantes para a compreensão do desempenho das pastas do governo federal, e a experiência legislativa prévia é um importante ativo em busca da maior eficiência na produção de políticas públicas. No presidencialismo de coalizão brasileiro, com uma das mais elevadas fragmentações partidárias no mundo, a preferência ideológica dos partidos escolhidos para integrar a base de governo é um elemento-chave para o funcionamento do governo.

A distância ideológica entre os partidos que compõem a coalizão governamental e o presidente é crucial para entender o desempenho dos governos. O custo advindo de governos conformados por coalizões ideologicamente heterogêneas ficou bastante evidente nos resultados exibidos. Embora a instabilidade ministerial seja prejudicial, a divergência ideológica entre o gabinete presidencial e a equipe ministerial representa obstáculo ainda maior para o bom desempenho dos ministérios federais no Brasil.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os ministérios são importantes atores no processo de produção de leis no governo federal brasileiro. O presente artigo contribuiu para o debate sobre a relação entre a estabilidade no cargo máximo dos ministérios brasileiros e o desempenho legislativo deles, realizando uma análise empírica sistemática de governos recentes. Os testes empíricos produziram dois achados significativos. O primeiro é a confirmação da expectativa de um efeito negativo advindo das trocas de ministro na produção legislativa do ministério, variável mobilizada como parâmetro do desempenho ministerial. Uma vantagem do desenho de pesquisa proposto é a capacidade de observar um mesmo comportamento, a produção legislativa, por vinte anos, e entre todos os ministérios federais. Isso garante aos nossos achados uma generalização razoável para o caso brasileiro, solidificando a percepção da importância da estabilidade ministerial na administração pública federal.

O segundo achado significativo diz respeito à magnitude do efeito da instabilidade ministerial. Quando contrastada com a distância ideológica entre os partidos do ministro e do presidente, a troca de ministros demonstra uma magnitude menor de seu efeito negativo na *performance* do ministério. As nomeações ministeriais de partidos aliados ao governo, mas distantes do partido

do presidente do ponto de vista programático e ideológico, representam um desafio na capacidade dos ministérios de produzir propostas legislativas. A dificuldade em gerir uma coalizão partidária com baixa coesão (Bertholini & Pereira, 2017) pode contribuir para o efeito negativo na produção legislativa do ministério.

Os resultados estimulam vários caminhos interessantes para pesquisas futuras. Como nossa pesquisa se caracteriza por encontrar um padrão de comportamento entre todos os ministérios por vinte anos, estudos de caso qualitativos podem se orientar pelos achados aqui apresentados para refinar os mecanismos explicativos que conectam a troca de ministros, a experiência legislativa e a distância ideológica à produção legislativa dos ministérios.

A inferência sobre impacto e magnitude das propostas legislativas é um componente dessa agenda de pesquisa ainda a ser explorado. A diversificação da variável observada também é um caminho que contribui para aprimorar o entendimento sobre o desempenho dos ministérios federais. Para além da produção legislativa, focada no processo de concepção e formulação da política pública, a observação da implementação e a avaliação do impacto da política podem ser afetadas pela instabilidade ministerial, bem como pela heterogeneidade ideológica da coalizão de governo no presidencialismo brasileiro.

## REFERÊNCIAS

- Akhtari, M., Moreira, D., & Trucco, L. (2017). Political turnover, bureaucratic turnover, and the quality of public services. *Annual Conference on Taxation and Minutes of the National Tax Association*, 110, 1-84.
- Amorim, O., Neto. (2006). The presidential calculus: Executive policy making and cabinet formation in the Americas. *Comparative Political Studies*, 39(4), 415-440.
- Amorim, O., Neto. (2007a) O Poder Executivo, centro de gravidade do sistema político brasileiro. In L. Avelar, & Cintra, A. O. (Eds.), *Sistema político brasileiro: uma introdução*. Rio de Janeiro, RJ: Fundação Konrad Adenauer.
- Amorim, O., Neto. (2007b). Algumas consequências políticas de Lula: novos padrões de formação e recrutamento ministerial, controle de agenda e produção legislativa. In J. Nicolau, & T. J. Power (Orgs.), *Instituições representativas no Brasil: balanço e reforma*. Belo Horizonte, MG: UFMG.
- Amorim, O., Neto, & Borsani, H. (2004). Presidents and cabinets: the political determinants of fiscal behavior in Latin America. *Studies in Comparative International Development*, 39(1), 3-27.
- Amorim, O., Neto, & Samuels, D. (2011). Democratic regimes and cabinet politics: a global perspective. *Ibero-American Journal for Legislative Studies*, 1(1), 10-23.
- Araújo, C., Costa, S., & Fittipaldi, I. (2016). Boa noite e boa sorte: determinantes da demissão de ministros envolvidos em escândalos de corrupção no primeiro governo Dilma Rousseff. *Opinião Pública*, 22(1), 93-117.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Batista, M. (2013). O poder no Executivo: uma análise do papel da presidência e dos ministérios no presidencialismo de coalizão brasileiro (1995-2010). *Opinião Pública*, 19(2), 449-473.
- Batista, M. (2017). Taking portfolios difference seriously: a composite measure based on policy, office, and budget in Brazil. *Brazilian Political Science Review*, 11(1), 1-28.
- Batista, M., & Lopez, F. (2021). Ministerial typology and political appointments: where and how do presidents politicize the bureaucracy? *Brazilian Political Science Review*, 15(1), 1-34.
- Bersch, K., Praça, S., & Taylor, M. (2017). State capacity, bureaucratic politicization, and corruption in the Brazilian state. *Governance*, 30(1), 105-124.
- Bertholini, F., & Pereira, C. (2017). Pagando o preço de governar: custos de gerência de coalizão no presidencialismo brasileiro. *Revista de Administração Pública*, 51(4), 528-550.
- Camelo, M. (2013). Gabinetes de partido único y democracias presidenciales. Indagaciones a partir del caso argentino. *América Latina Hoy*, 64, 119-142.
- Chaisty, P., Cheeseman, N., & Power, T. (2014). Rethinking the 'presidentialism debate': conceptualizing coalitional politics in cross-regional perspective. *Democratization*, 21(1), 72-94.
- Chasqueti, D., Buquet, D., & Cardarello, A. (2013). La designación de gabinetes en Uruguay: estrategia legislativa, jerarquía de los ministerios y afiliación partidaria de los ministros. *América Latina Hoy*, 64, 15-40.
- Codato, A., & Franz, P. (2018). Technical-ministers and politician-ministers during the PSDB and PT presidencies. *Revista de Administração Pública*, 52(5), 776-796.
- Codato, A., Perissinoto, R., Dantas, E. G., Franz, P., Jr., & Nunes, W. (2018). A Instabilidade da "equipe econômica" do governo brasileiro. In R. Pires, G. Lotta, & V. Oliveira (Eds.), *Burocracia e políticas públicas no Brasil: interseções analíticas*. Brasília, DF: Ipea/Enap.
- Cornell, A. (2014). Why bureaucratic stability matters for the implementation of democratic governance programs. *Governance*, 27(2), 191-214.
- Dewan, T., & Myatt, D. P. (2007). Scandal, protection, and recovery in the cabinet. *American Political Science Review*, 101(1), 63-67.
- Figueiredo, A., Canello, J., & Vieira, M. (2012). Governos minoritários no presidencialismo latino-americano: determinantes institucionais e políticos. *Dados*, 55(4), 839-875.

- Figueiredo, A., & Limongi, F. (1999). *Executivo e Legislativo na nova ordem constitucional*. Rio de Janeiro, RJ: FGV.
- Figueiredo, A., & Limongi, F. (2009). Poder de agenda e políticas substantivas. In M. Inácio, & L. Rennó (Eds.), *Legislativo brasileiro em perspectiva comparada*. Belo Horizonte, MG: Editora UFMG.
- Fortunato, D., Lin, N. C., Stevenson, R. T., & Tromborg, M. W. (2021). Attributing policy influence under coalition governance. *American Political Science Review*, 115(1), 252-268.
- Franz, P. & Codato, A. (2016). *Ministros de Estado: governos FHC e Lula (1995-2010)*. Curitiba, PR: Observatório de Elites Políticas e Sociais do Brasil.
- Franz, P., & Codato, A. (2018). Estabilidad e inestabilidad ministerial en el presidencialismo brasileño. In A. Codato, & F. Espinoza (Eds.), *Élites en las américas: diferentes perspectivas*. Curitiba, PR: Editora UFPR.
- Goldsmith, A. (1987). Does political stability hinder economic development? Mancur Olson's theory and the third world *Comparative Politics*, 19(4), 471-80.
- Huber, J. D. (1998). How does cabinet instability affect political performance? Portfolio volatility and health care cost containment in parliamentary democracies. *American Political Science Review*, 92(3), 577-591.
- Huber, J. D., & Martinez-Gallardo, C. (2004). Cabinet instability and the accumulation of experience: the French fourth and fifth republics in comparative perspective. *British Journal of Political Science*, 34(1), 27-48.
- Inácio, M. (2013). Escogiendo ministros y formando políticos: los partidos en gabinetes multipartidistas. *América Latina Hoy*, 64, 41-66.
- Lopez, F., Bugarin, M., & Bugarin, K. (2014). Turnover of political appointments in Brazil, 1999 to 2012 – key indicators. *International Journal of Cooperation Studies*, 22(1), 109-120.
- Lopez, F., & Silva, T. (2020, setembro). *O carrossel burocrático nos cargos de confiança: análise de sobrevivência dos cargos de direção e assessoramento superior do executivo federal brasileiro (1999-2017)* (Textos para discussão, 2597). Brasília, DF: Ipea.
- Loureiro, M. R., Abrucio, F., & Rosa, C. A. (1998). Radiografia da alta burocracia federal brasileira: o caso do Ministério da Fazenda. *Revista do Serviço Público*, 49(4), 46-82.
- Martin, L. W., & Vanberg, G. (2014). Parties and policymaking in multiparty governments: the legislative median, ministerial autonomy, and the coalition compromise. *American Journal of Political Science*, 58(4), 979-996.
- Martínez-Gallardo, C. (2014). Designing cabinets: presidential politics and ministerial instability. *Journal of Politics in Latin America*, 6(2), 3-38.
- Mello, M. A., & Pereira, C. (2013). *Making Brazil work: checking the president in a multiparty system*. London, UK: Palgrave MacMillan.
- Mesquita, B. B. (2000). *Political instability as a source of growth*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Milio, S. (2008). How political stability shapes administrative performance: the Italian case. *West European Politics*, 31(5), 915-936.
- Müller, W. C. (2000). Political parties in parliamentary democracies: making delegation and accountability work. *European Journal of Political Research*, 37(3), 309-333.
- Palotti, P. L. M., & Cavalcante, P. L. C. (2019). Estratégias de nomeações ministeriais: entre a política e as políticas públicas. *Revista de Sociologia e Política*, 27(70), e001.
- Palotti, P. L. M., Cavalcante, P. L. C., & Gomes, J. (2019). Here today, gone tomorrow: political ambition, coalitions, and accountability as determinants of ministerial turnover in the Brazilian multiparty presidential system. *Brazilian Political Science Review*, 13(2), 1-37.
- Perissinotto, R., Codato, A., & Gené, M. (2020). Quando o contexto importa: análise do turnover ministerial na Argentina e no Brasil após a redemocratização. *Revista Brasileira de Ciências Sociais*, 35(104), e3510412.
- Praça, S., Freitas, A., & Hoepers, B. (2012). A rotatividade dos servidores de confiança no governo federal brasileiro (2010-2011). *Novos Estudos – Cebrap*, 94, 91-107.
- Raile, E., Pereira, C., & Power, T. (2011). The executive toolbox: building legislative support in



a multiparty presidential regime. *Political Research Quarterly*, 64(2), 323-334.

Stein, E., & Tommasi, M. (2006). La política de las políticas públicas. *Política y gobierno*, 13(2), 393-416.

Vigoda, E. (2002). Are you being served? The responsiveness of public administration to citizens' demands: an empirical examination in Israel. *Public Administration*, 78(1), 165-191.

### Pedro Feliú Ribeiro



<https://orcid.org/0000-0001-6857-8683>

Professor associado do Instituto de Relações Internacionais da Universidade de São Paulo (USP); Doutor em Ciência Política pela Universidade de São Paulo (USP); Visiting Researcher na Universidade de Birmingham. E-mail: pedrofeliu@usp.br

### Natália Dus Poiatti



<https://orcid.org/0000-0001-9660-8544>

Professora no Instituto de Relações Internacionais da Universidade de São Paulo (USP); Doutora em Financial Economics pela London Business School (LBS); Graduação em Economia pela Universidade de São Paulo (USP). E-mail: npoiatti@usp.br

## APÊNDICE

**TABELA A1** MODELO POISSON, MODELO IV POISSON E MODELO LINEAR PELO MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS (MQO)

	Impactos marginais médios					
	Poisson		IV Poisson		MQO	
	A	B	C	D	E	F
Troca de ministro(a)	-0,86 (0,35)**	-0,80 (0,31)***	-0,74 (0,25)**	-1,98 (0,93)**	-0,66 (0,29)**	-0,68 (0,25)**
Distância ideológica	-3,90 (1,82)**	-3,80 (1,75)**	-3,22 (1,09)***	-3,18 (0,98)***	-2,29 (0,86)**	-2,01 (0,81)**
Experiência legislativa	1,31 (0,40)***	1,34 (0,38)***	1,27 (0,49)***	1,70 (0,48)***	1,04 (0,58)	1,02 (0,55)
Orçamento	7,02 (6,72)	Não	Não	Não	4,69 (5,05)	Não
Opinião pública	0,00 (0,08)	Não	Não	Não	0,01 (0,07)	Não
Cadeiras legislativas	0,01 (0,04)	Não	Não	Não	0,00 (0,03)	Não
Controle efeito fixo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle DAS 1 a 6	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs.:	347	352	275	248	347	352

**Notas:** A tabela apresenta o impacto marginal de cada variável e respectivo erro-padrão robusto entre parênteses, calculado pelo método delta. As colunas A, B e C mostram os impactos do modelo Poisson; a coluna D, os impactos do modelo IV Poisson com instrumentos para a troca de ministro; e as colunas E e F, os impactos do modelo linear por mínimos quadrados ordinários. Nas colunas C e D foram excluídos da estimação os *outliers* da distribuição de iniciativas legislativas, que correspondem a valores nulos ou maiores do que 20 iniciativas legislativas – aproximadamente 10% da cauda inferior e 10% da cauda superior da distribuição.

\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%.

\*\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

**TABELA A2 MODELO NEGATIVO BINOMIAL: IMPACTOS DESAGREGADOS**

	Impacto marginal médio			
	PLP	PL	MPV	PEC
Troca de ministro(a)	-0,16 (0,08)**	-0,74 (0,33)**	-0,02 (0,31)	0,01 (0,06)
Distância ideológica	-0,11 (0,15)	-1,82 (0,82)**	-2,25 (0,72)***	-0,13 (0,15)
Experiência legislativa	0,01 (0,07)	0,92 (0,39)**	0,47 (0,35)	0,03 (0,05)
Controle efeito fixo	Sim	Sim	Sim	Sim
Controle DAS 1 a 6	Sim	Sim	Sim	Sim
Obs.:	352	352	352	352

**Notas:** A tabela apresenta o impacto marginal de cada variável e respectivo erro-padrão robusto entre parênteses, calculado pelo método delta.

\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%.

\*\*\* Impacto estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.