

Conteúdo

| | | |
|-----|---|----|
| I | Passe Livre e Voto | 1 |
| II | Passe Livre e Voto | 15 |
| III | Predição de performance de modelos de crédito a partir de indicadores de estabilidade | 20 |



Passe Livre e Voto

Pesquisadores: Gustavo Theil, Fábio Cantom

Orientado por: Adriano Borges Costa e Bianca Tavorari

Resumo

Lorem ipsum dolor sit amet, consectetur adipiscing elit. Ut purus elit, vestibulum ut, placerat ac, adipiscing vitae, felis. Curabitur dictum gravida mauris. Nam arcu libero, nonummy eget, consectetur id, vulputate a, magna. Donec vehicula augue eu neque. Pellentesque habitant morbi tristique senectus et netus et malesuada fames ac turpis egestas. Mauris ut leo. Cras viverra metus rhoncus sem. Nulla et lectus vestibulum urna fringilla ultrices. Phasellus eu tellus sit amet tortor gravida placerat. Integer sapien est, iaculis in, pretium quis, viverra ac, nunc. Praesent eget sem vel leo ultrices bibendum. Aenean faucibus. Morbi dolor nulla, malesuada eu, pulvinar at, mollis ac, nulla. Curabitur auctor semper nulla. Donec varius orci eget risus. Duis nibh mi, congue eu, accumsan eleifend, sagittis quis, diam. Duis eget orci sit amet orci dignissim rutrum.

Palavras-chave: Microeconomia, Mobilidade

1 Introdução

Nas eleições brasileiras de 2022, houve um grande movimento conhecido como Passe Livre pela Democracia, que lutou pela adoção do transporte público gratuito no dia da votação, para que mais pessoas votassem. O movimento enfrentou bastante resistência política e foi grande alvo de discussão.

Essa medida tem seu mérito dividido em dois aspectos, o primeiro deles sendo normativo, considerando a mobilidade como um direito e a dificuldade de uma pessoa se locomover à urna como uma possível barreira monetária ao exercício democrático de votar. O segundo aspecto se refere aos incentivos econômicos do voto, sendo que um estímulo monetário influencia a decisão das pessoas e pode ser decisivo para “convencer” um cidadão a votar.

Entretanto, esta medida pode ser um tanto quanto custosa e não há garantias de que as pessoas que usufruem do passe livre efetivamente estão aproveitando a medida para votar ou para realizar outras atividades. Pereira et al. (2023) conduzem um estudo na tentativa de identificar essa hipótese, e seus resultados serão discutidos no tópico 3.1. Ademais, o conturbado cenário político complicou a execução da medida, visto que a comunicação dos governos municipais pode não ter sido eficiente e possivelmente a população não estava plenamente ciente da adoção do passe livre.

O objetivo deste estudo é identificar se a adoção do passe livre causa uma redução na abstenção. Na seção 2 é discutido o que é estabelecido na teoria de ciência política com um olhar microeconômico, bem como é feita uma adaptação dos modelos da literatura para o caso do passe livre. Na seção 3 é feita uma tentativa empírica de medir o efeito do passe livre a partir de um *diff-in-diff* pareado com efeitos fixos e um *event study* para testes de robustez.

2 Modelagem Teórica

2.1 Revisão Literária

A discussão sobre abstenção é extensiva no campo da economia política e diversos autores contribuíram com o debate de seus determinantes. Downs (1957) é um dos precursores do modelo microeconômico que é continuado por uma série de autores. Sua premissa é simples: os eleitores buscam maximizar suas utilidades, que são definidas pela Equação 1. A partir disso, é considerado racional o eleitor que vota quando sua utilidade esperada é maior que zero e, caso contrário, se abstém.

$$\mathbb{E}(U_i) = B \cdot P - C \quad (1)$$

Na equação, $\mathbb{E}(U_i)$ representa a utilidade esperada do cidadão i apto, ao votar. Esta utilidade é impactada negativamente por C , o custo de votar, que se refere aos dispêndios de tempo, recursos e custos de oportunidade. Exemplos de fatores que podem afetar o custo são longas distâncias até as urnas, filas e demora para votar, o custo financeiro do transporte, fortes chuvas, etc. Os custos de não votar, como a necessidade de justificar o voto e pagar uma multa no caso brasileiro, são considerados nesse custo também afetando positivamente a utilidade de votar. A variável B representa o benefício líquido de seu candidato favorito, caso seja eleito. Na análise de Downs, o benefício é dado por quanto o eleitor julga que sua primeira opção de candidato (A) seja melhor que a segunda opção (B), caso seja eleita: $B_{it} = \mathbb{E}(U_{t+1}^A) - \mathbb{E}(U_{t+1}^B)$. P representa a probabilidade de seu voto ser decisivo. O voto decisivo é considerado aquele que desempata o resultado da eleição, caso o número de votantes seja ímpar, ou defina o resultado da votação, caso seja par. Em termos práticos, o benefício do candidato preferido apenas será importante para o eleitor, caso o seu voto seja a causa dele ser eleito.

O modelo apresenta uma série de complicações, que são inclusive discutidas de forma descritiva por Downs. Um eleitor indiferente entre os candidatos neste modelo apresenta benefício zero e não votaria para qualquer valor de C positivo, então não seria racional votar branco. Além disso, em eleições de grande escala, como é o caso das eleições federais que apresentam mais de 150 milhões de votantes, a probabilidade do voto ser decisivo é muito próxima a zero. Nesses casos, caso o custo seja positivo, a utilidade do voto seria sempre negativa e ninguém votaria.

Para endereçar estes problemas, Riker e Ordeshook (1968) introduzem, entre outras contribuições, mais um componente autônomo da utilidade ¹ D . Este se refere ao dever cívico de votar, que não está relacionado à probabilidade do voto ser decisivo. O autor argumenta que há um ganho de utilidade ao contribuir com o sistema democrático, bem como pode haver o sentimento de arrependimento caso o sujeito se abstenha. Além disso, considera votar um ato político, relacionado à tradição. Por outro lado, reconhece que para a maior parte das pessoas $D < C$ e, portanto, ainda não seria racional votar em grandes eleições.

$$\mathbb{E}(U_i) = B \cdot P - C + D \quad (2)$$

Os pesquisadores da escolha racional geralmente são muito focados no interesse individual das escolhas, mas no final do século XX uma série de estudos e experimentos passaram a questionar e contribuir

¹É considerado um componente autônomo aquele que não está relacionado à abstenção. Considerando que a probabilidade do voto ser decisivo é dada por $P = 1/v$, no qual v é o número de votantes, quanto maior for a abstenção, maior é a probabilidade do voto ser decisivo

com evidências de comportamentos racionalmente altruístas. Alguns modelos de escolha racional foram revisitados e Fowler (2006) e Edlin, Gelman e Kaplan (2007) são autores que incorporam este componente no modelo de forma a dividir o benefício líquido em duas partes (Equação 3). A variável B_p se refere ao benefício líquido que o candidato proporciona ao indivíduo, enquanto B_s se refere ao benefício social. A questão é que enquanto B_p beneficia apenas o sujeito, B_s beneficia a todos no país na visão do eleitor, então este benefício é multiplicado pela população N . Entretanto, o benefício social não necessariamente apresenta a mesma relevância ao eleitor, se comparado ao individual e α controla por este fator, de forma que para a maioria das pessoas $0 < \alpha < 1$.

$$B_i = B_p + \alpha \cdot NB_s \quad (3)$$

Outra contribuição de Edlin, Gelman e Kaplan (2007) foi de consolidar o que se considera a probabilidade do voto ser decisivo (Equação 4). O coeficiente K representa o grau de competitividade da eleição e quanto mais próximas forem os votos do candidato A em relação ao B, maior é a probabilidade do voto ser decisivo. Em uma votação em que a diferença de votos entre os candidatos está em torno de $10p.p.$, $K = 5$, enquanto uma diferença de $\pm 2p.p.$ resulta em um $K = 25$. Portanto, a probabilidade do voto ser decisivo P é dada pela competitividade dividida pelo número de votantes, que equivale ao total de eleitores elegíveis E vezes taxa de comparecimento t .

$$\begin{aligned} K &= \frac{1}{\log(V_A) - \log(V_B)} \\ P &= K/(tE) \end{aligned} \quad (4)$$

Ao substituir as equações 3 e 4 em 2, têm-se a equação em sua forma final (Equação 5). É interessante observar que na medida em que o número de votantes V aumenta, o benefício pessoal se aproxima a zero, enquanto o benefício social não, pois quando o número de votantes aumenta, o número de pessoas beneficiadas N também aumenta. Considerando os fatores agregados, as ideias primordiais de Downs (1957) tornam-se mais robustas, mas o esqueleto se mantém igual: αNB_s representam o benefício líquido do voto, $\frac{K}{tE}$ é a probabilidade do voto ser decisivo e $C + D$ é o componente autônomo do voto.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(U_i) &= (B_p + \alpha \cdot NB_s) \cdot \frac{K}{tE} - C + D \\ &= \left(\frac{B_p}{N} + \frac{\alpha \cdot NB_s}{tE} \right) \cdot K - C + D \\ &= \underbrace{\frac{\alpha NB_s}{1}}_B \cdot \underbrace{\frac{K}{tE}}_P - \underbrace{C + D}_A \end{aligned} \quad (5)$$

Um desdobramento peculiar desse modelo é uma espécie de paradoxo, que inclusive foi discutido por Downs (1957). Nessa relação paradoxal, quanto maior é a utilidade de votar $\uparrow \mathbb{E}(U_i)$, mais pessoas votam $\uparrow t$, o que diminui a utilidade de votar $\downarrow \mathbb{E}(U_i)$, reduzindo o número de pessoas que votam $\downarrow t$. Em outras palavras, a relação entre a utilidade de voto e comparecimento é um ciclo de balanceamento. Quando uma variável exógena, como o custo, altera a utilidade do voto, há um efeito multiplicador que atenua a mudança no comparecimento.

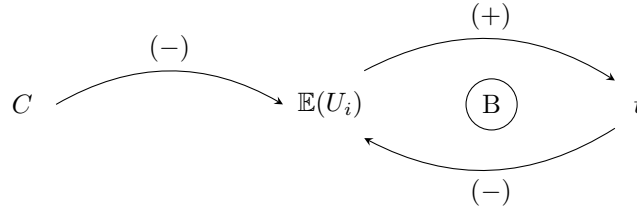


Figura 1: Paradoxo de Downs: ciclo de balanceamento.

2.2 Extensão do modelo e resultados teóricos

A partir do modelo apresentado é possível intuir o que aconteceria a nível agregado dada uma mudança em alguma das variáveis. Para tanto, é necessário estabelecer um sistema que determine a abstenção de equilíbrio – a partir dele será possível analisar como o equilíbrio é deslocado. O equilíbrio de comparecimento t_{eq} é dado quando todos os cidadãos elegíveis escolhem de forma a maximizarem suas utilidades, ou seja, aqueles que apresentam utilidade esperada maior que zero votam, caso contrário, se absterem. Esse ponto se encontra na intersecção entre a função de benefício marginal do voto e custo marginal do voto (Equação 6).

Na figura 2a é possível observar para qualquer nível de comparecimento t menor do que o comparecimento de equilíbrio t_{eq} , haveria eleitores que apresentariam utilidade esperada positiva de votar, o que torna a ação de votar uma escolha racional e, portanto, mais pessoas votariam deslocando o comparecimento ao equilíbrio. De maneira semelhante, caso fosse observado um comparecimento acima do equilíbrio, eleitores apresentam utilidade esperada de votar negativa, sendo racional que se abstenham. Com este modelo, é possível identificar de que forma o equilíbrio se desloca, dada uma variação em alguma das variáveis.

$$C_{mg} = B_{mg}$$

$$C = \left(\frac{\alpha \cdot B_s \cdot N \cdot K}{E \cdot t_{eq}^e} \right) + D \quad (6)$$

$$t_{eq}^e = \left(\frac{\alpha \cdot B_s \cdot N \cdot K}{E \cdot (C - D)} \right)$$

$$\frac{\partial(t_{eq}^e)}{\partial C} = - \left(\frac{\alpha \cdot B_s \cdot N \cdot K}{E \cdot (C - D)^2} \right) \quad (7)$$

A equação 7 apresenta a derivada parcial do equilíbrio de comparecimento em relação ao custo do voto. Na medida em que o custo aumenta, *ceteris paribus*, o comparecimento reduz. Na figura 2b é possível observar qual é o impacto de um ΔC no comparecimento, visto que a área pintada abaixo do gráfico representa a quantidade de pessoas que foram "convencidas" a votar por conta da redução do custo e, caso houvesse um aumento, representaria a quantidade de pessoas que desistiram de votar. Um ponto importante é que um ΔC impacta de maneira heterogênea localidades com níveis de comparecimento diferentes: em municípios cujo comparecimento é baixo, um ΔC surte efeito diminuto, enquanto em um município com comparecimento alto, um ΔC pequeno pode causar diferenças significativas. Isso ocorre, pois a função de benefício marginal é recíproca ² e assintótica em D , ou seja, na medida em que o

²A função do benefício marginal ($B_{mg} = \frac{Z}{t_{eq}} + D$), na qual Z representa todas as variáveis que multiplicam t_{eq} é recíproca, já que depende inversamente do comparecimento de equilíbrio

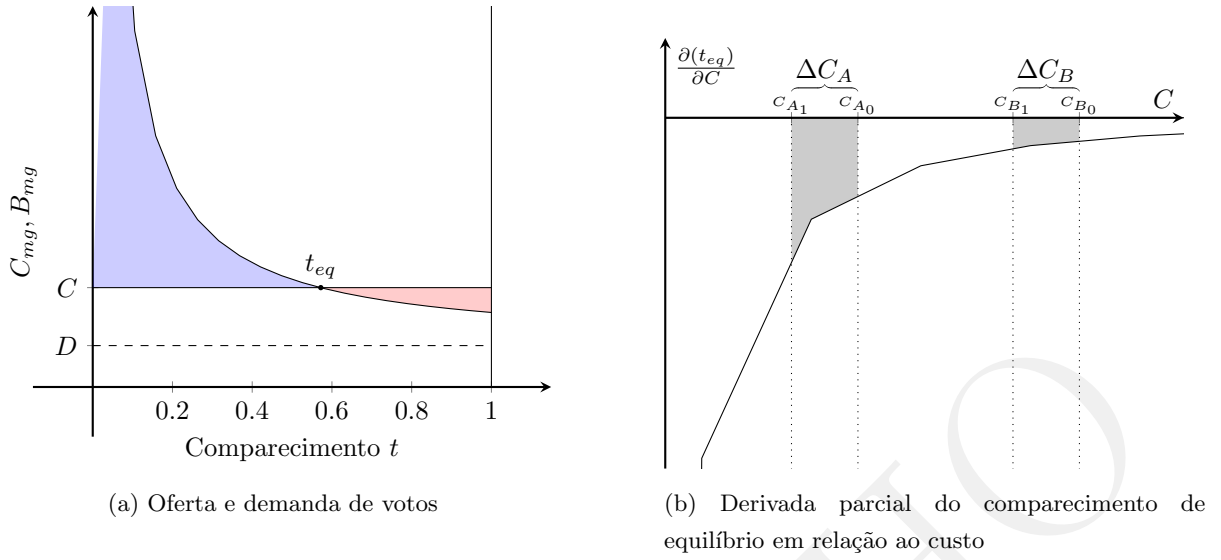


Figura 2: Visualização do modelo microeconômico

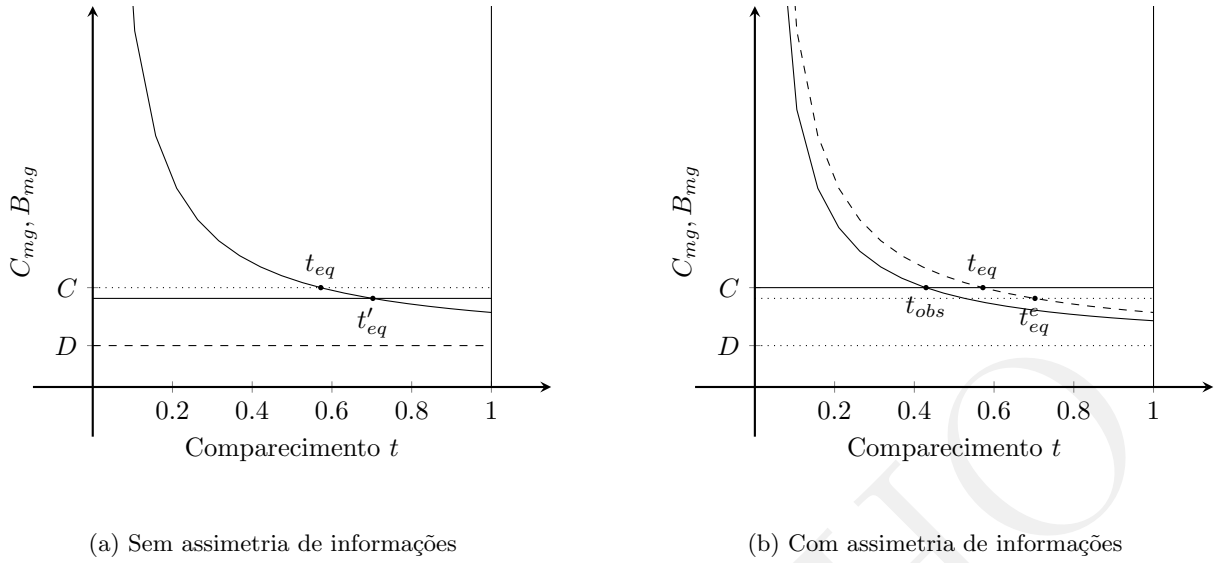
comparecimento aumenta, o benefício marginal se aproxima de D , o dever cívico do voto. Nesse sentido, quando o comparecimento é muito alto, o principal fator que define o equilíbrio é a diferença entre C e D .

Entretanto, um fator que não pode ser ignorado é de que estas variáveis todas se referem às expectativas das pessoas. A competitividade da eleição, por exemplo, é dada pela percepção dos eleitores com base nas pesquisas eleitorais, conteúdo da mídia e interações com seus conhecidos. Nesse sentido, o comparecimento de equilíbrio é dado por expectativas prévias à eleição, que não necessariamente se confirmam no dia da votação. Na equação 8, tem-se que o comparecimento esperado de equilíbrio é dado pelo verdadeiro equilíbrio t_{eq} , mais um erro de expectativas oriundo de assimetria de informações ε . Substituindo a equação 8 em 6, incorpora-se um componente de expectativas na estática comparativa.

$$t_{eq}^e = t_{eq} + \varepsilon \quad (8)$$

Este componente permite analisar o efeito que a assimetria de informações pode causar. Na figura 3a é possível observar como o comparecimento de equilíbrio se desloca quando há uma redução no custo sem que haja assimetria de informações. Entretanto, na figura 3b, é anunciada uma redução no custo para todos os eleitores, mas no dia da eleição esta redução não ocorre, sem que as pessoas fossem avisadas. Neste caso, há uma assimetria de informações e os eleitores antecipam um número maior de eleitores por causa da redução do custo e, que reduz a utilidade de seus votos via menor probabilidade dele ser decisivo, criando desincentivos para o voto. Dessa forma, há um aumento em ε , que desloca a curva de benefício marginal para baixo e se observa o comparecimento na intersecção da curva de custo marginal, que efetivamente não se desloca, com a nova curva de benefício marginal. Este equilíbrio, inclusive, é de um comparecimento menor do que tinha se não fosse anunciada a redução no custo.

Portanto, do ponto de vista teórico, uma medida de redução do custo de votar com a intenção de aumentar o comparecimento, por conta da assimetria de informações pode acabar por diminuí-lo. Esse fenômeno se configura como um *moral hazard*. No caso do passe livre, um município pode cair nessa armadilha caso adote o passe livre, mas as pessoas não efetivamente utilizem o transporte público

Figura 3: Estática comparativa e *moral hazard*

para votar ou a redução no custo não convença o número esperado de pessoas a votar. Apesar desse risco existir, ainda é possível que mesmo com assimetria de informações o comparecimento aumente, dependendo do grau da assimetria.

3 Modelagem Empírica

3.1 Revisão da literatura empírica

Há apenas um estudo que analisa o impacto do passe livre adotado em 2022 na abstenção, conduzido por Pereira et al. 2023. O estudo traz uma contribuição inovadora utilizando dados de celular para identificar padrões de mobilidade no dia da eleição, com base na localização do usuário. Segundo os autores:

“Não encontramos qualquer efeito da gratuidade no transporte público sobre o comparecimento às urnas ou sobre os resultados eleitorais, mas encontramos um efeito positivo, entre 7,2% e 17,5% de aumento, nos níveis de mobilidade no dia das eleições. Embora a redução dos custos monetários de transporte possa melhorar o acesso das pessoas aos locais de votação, nossos resultados sugerem que apenas políticas de redução desses custos não são suficientes para aumentar o comparecimento dos eleitores.”

“Assim, os governos podem justificar a adoção de políticas de isenção de tarifas por motivos normativos [...], mas sabendo que tais políticas podem não efetivamente trazer mais eleitores às urnas.”

Entretanto, associada à forte afirmação sobre as políticas de redução de custos que vai na contramão da literatura teórica, há algumas pontos a serem levantados em relação à interpretação dos resultados. O primeiro comentário que deve ser feito se refere à afirmação sobre o aumento nos níveis de mobilidade. Os autores identificam que houve aumento de mobilidade nos municípios que adotaram o passe livre

em relação aos que não adotaram – efeito não encontrado para aumento do comparecimento –, mas a hipótese de identificação é bastante frágil nesta inferência.

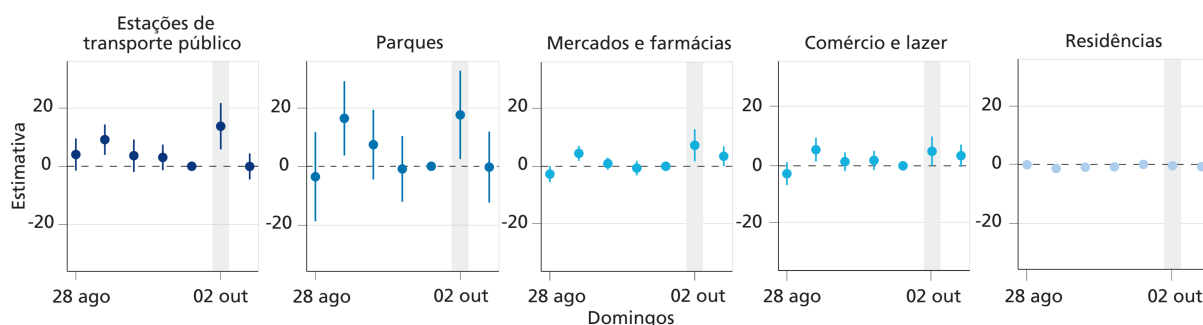


Figura 4: Mudança nos níveis de mobilidade nos municípios tratados nos domingos anterior e posterior e no dia do primeiro turno da eleição de 2022 em comparação aos níveis de mobilidade dos municípios do grupo de controle

Fonte: Pereira et al. 2023

Primeiramente porque no *event study* apresentado (Figura 4), entre os quatro domingos anteriores, observou-se efeito significativo em um deles, mas não houve passe livre nesse domingo e os pesquisadores não comentaram nada sobre essa quebra de paralelismo no estudo. Em segundo, diferentemente do *event study* para identificar efeito na abstenção, este *event study* não compara o domingo de eleição com outros domingos de eleição, mas sim, com outros domingos do mês anterior. Isso é uma limitação, visto que o domingo de eleição funciona de maneira muito diferente de outros domingos e possivelmente os municípios dos grupos diferentes apresentam distintas tradições de mobilidade no dia da eleição. Nesse sentido, inclusive, que fica complicado comparar os resultados de mudança na mobilidade com mudança na abstenção, já que foram utilizados *designs* diferentes no *event study*.

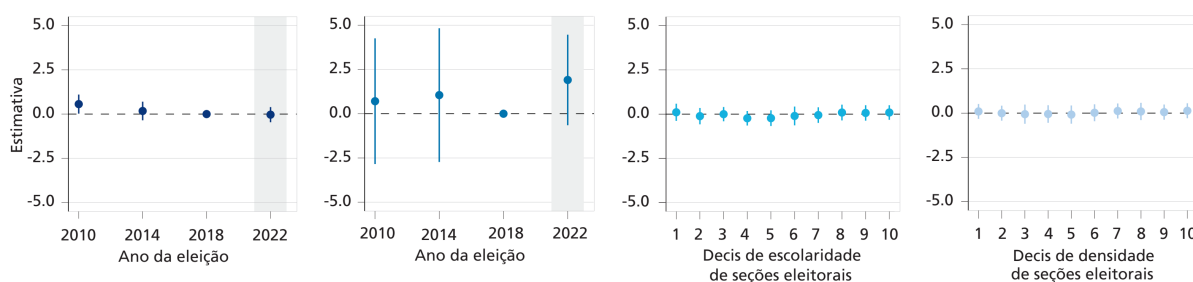


Figura 5: Efeitos da política de passe livre no transporte público sobre: comparecimento eleitoral (A), parcela de votos para o PT (B), comparecimento em seções eleitorais com diferentes níveis socioeconômicos (C) e comparecimento em seções eleitorais em áreas com menor e maior densidade populacional (D)

Fonte: Pereira et al. 2023

Em relação a conclusão do artigo de que não houve efeito do passe livre na abstenção, novamente faltou uma discussão dos autores sobre a hipótese de identificação. No gráfico 5A, os pesquisadores

| | | Primeiro Turno | | | Segundo Turno | | |
|-----------|-------------|----------------|------|------|---------------|------|------|
| | Passe Livre | Mean | SD | N | Mean | SD | N |
| Abstenção | Não Houve | 0.21 | 0.05 | 5437 | 0.21 | 0.05 | 5148 |
| | Houve | 0.20 | 0.03 | 81 | 0.20 | 0.03 | 370 |

Tabela 1: Abstenção e tamanho amostral para cada grupo em 2022

medem se nos grupos de tratamento há um aumento na diferença de comparecimento do segundo e primeiro turnos em relação ao grupo de controle. Todavia, há apenas as eleições de 2010 e 2014 para fazer testes de robustez e é identificado um efeito placebo em 2010. Dessa forma, a interpretação dos resultados deveria ser que não foi possível medir o efeito do passe livre, ao invés da interpretação feita de que não houve efeito. Em outras palavras, um efeito inconclusivo é diferente de não haver efeito.

No gráfico 5C os autores fizeram uma análise de efeito heterogêneo com base em diferentes “níveis socioeconômicos”. Entretanto, utilizaram a medida de anos de educação disponibilizada pelo TSE para separar os grupos, que é completamente defasada, visto que é apenas atualizada quando o eleitor atualiza seu título, um evento raro. Ainda sobre níveis socioeconômicos, os autores utilizam como variável de controle o PIB per capita ao longo dos anos, mas essa medida não foi divulgada para 2022 e os autores não comentaram como lidaram com essa defasagem.

De maneira geral, afirmar que o passe livre aumentou a mobilidade, mas as pessoas ao invés de votar foram aos parques implicaria ignorar todas as limitações do modelo empírico adotado na pesquisa.

3.2 Dados

O passe livre foi uma medida adotada em nível municipal, então os dados foram coletados também nessa escala. Para aumentar a robustez da análise, os dados foram organizados em painel, com todas as eleições nos últimos 20 anos, desde 2002. Para fins de comparação de comparáveis, foram apenas analisadas os anos de eleições presidenciais. Algumas variáveis são diferentes para o primeiro e segundo turno, como a abstenção e passe livre, mas outras como o PIB *per capita* não. Os dados foram coletados para todos os municípios brasileiros.

Smets e Van Ham (2013) conduziram uma meta análise de 90 estudos empíricos que foram publicados nos jornais de maior renome durante a década de 2000 que estudaram a abstenção de votos. Como variáveis a nível individual que foram consideradas relevantes, estão a idade, escolaridade e renda. Os dados do TSE são segmentados por faixa etária, gênero e escolaridade, mas o dado da escolaridade não é de qualidade, visto que não é atualizado regularmente - apenas quando há uma atualização do título de eleitor. Para contornar este problema, seria ideal analisar pela PNAD a média de anos de estudo na população, mas dessa forma não haveria cobertura de todos os municípios do Brasil. A *proxy* adotada foi a nota do IDEB do município, um índice de educação básica calculado com base no Censo Escolar e desempenho no Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb). Quanto aos dados de renda, os dados de PIB *per capita* a nível municipal foram coletados do IBGE.

Para fazer o balanceamento dos grupos, foram utilizadas algumas variáveis do censo de 2010. Apesar do censo estar bastante desatualizado, as variáveis se referem a fatores estruturais dos municípios, que não mudam muito ao longo do tempo, então o viés não é muito significativo.

Em relação às variáveis do modelo microeconômico, nem todos os componentes são observáveis. O α e B_s , por exemplo, são extremamente subjetivos, o que os torna praticamente imensuráveis. A literatura identificou alguns fatores que podem contribuir com o dever cívico do voto, D , como a participação da população em organizações políticas, filiação partidária, número de funcionários públicos, etc. A maioria desses fatores são invariantes no tempo e são relacionados à cultura do município. Uma variável de controle adotada foi a participação do governo no PIB municipal ³, também obtida através do IBGE.

Em relação ao custo de votar, muitos componentes estão envolvidos. Entre eles, o custo do transporte, a distância às urnas, demora e filas, chuvas fortes, etc. Pela dificuldade de mensurar esses fatores, foi adotada apenas uma variável mensurável, que é o número de eleitores por urna - pode indicar se há grandes filas. Foram coletados os dados históricos pluviométricos disponibilizados pelo INMET para identificar se choveu no dia da eleição, mas há muitos dados faltantes, o que pode prejudicar a análise, inviabilizando a utilização desses dados. Já os componentes K, E, N, t são obtidos ou calculados através dos dados do TSE e IBGE.

A descrição mais detalhada das variáveis adotadas se encontra no 5.

3.3 Metodologia

A estratégia adotada foi de realizar um *diff-in-diff* com efeitos fixos de tempo e município no qual o grupo de tratamento é composto pelos municípios que adotaram o passe livre e o de controle, pelos que não adotaram. A hipótese de identificação é de que os grupos apresentam trajetórias de abstenção paralelas ao longo das eleições e, portanto, caso a diferença entre os grupos mude apenas no ano de tratamento, isso é consequência do tratamento.

$$\log(y_{it}) = \beta \text{Passe Livre}_{it} + X_{it}\gamma + \alpha_t + \delta_i + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Na equação 9, y_{it} representa a abstenção no ano t para o município i e X_{it} representa um vetor de covariantes. O coeficiente β captura o efeito médio do passe livre no log da abstenção e α_t e δ_i representam os efeitos fixos de tempo e município, respectivamente. A variável Passe Livre assume o valor 1 em 2022 para os municípios que adotaram o passe livre, caso contrário, assume zero. As estimações foram feitas separadamente para o primeiro e segundo turnos.

A variável passe livre é endógena, já que não foi decidido de forma aleatória qual município adotaria o passe livre. Portanto, a hipótese de identificação não se sustenta, pois os grupos de controle e tratamento são muito diferentes e não podem ser comparados diretamente. Para lidar com essa questão, foi utilizado o método do *Propensity Score Matching*, no qual calcula-se a probabilidade do passe livre ser adotado e compara-se municípios com propensões a ser tratados parecidas. O PSM foi calculado a partir do *Nearest Neighbor* ou “vizinho mais próximo” com reposição.

Como discutido e observado na Figura 2, mudanças no custo afetam de forma diferente municípios que apresentam diferentes faixas de abstenção. Nesse sentido, a modelagem da abstenção em termos logarítmicos lineariza essa relação, diminuindo o viés oriundo da heterogeneidade.

³ Definido como valor adicionado bruto a preços correntes da administração, defesa, educação e saúde públicas e seguridade social dividido pelo PIB municipal.

3.4 Resultados empíricos

Considerando a endogeneidade discutida, o primeiro passo adotado foi fazer o *Propensity Score Matching* (PSM). Na figura 6 é possível observar o suporte comum antes e depois de aplicar o método do PSM. O eixo x dos gráficos se refere à probabilidade do município receber o tratamento, enquanto o y se trata da densidade de probabilidade. Na figura 6b identifica-se uma grande sobreposição nas probabilidades dos grupos de receber o tratamento, uma evidência de que os municípios que estão sendo comparados são muito semelhantes, menos em relação a receber o tratamento. O suporte comum é menos significativo no primeiro turno porque menos municípios foram tratados, então é mais difícil de encontrar vizinhos próximos.

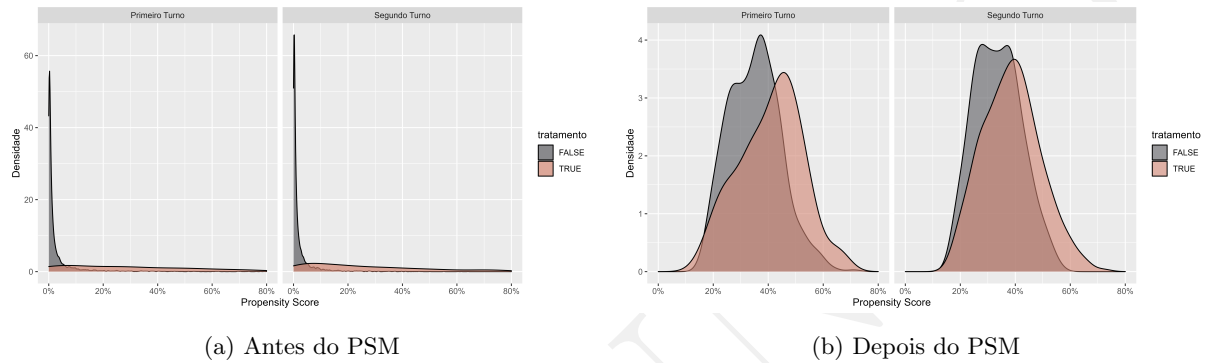


Figura 6: Balanceamento dos grupos antes e depois do *Propensity Score Matching* (PSM)

Depois do balanceamento dos grupos, foi conduzido um *event study* (Tabela 2), para que se verifique a paralelidade das tendências dos diferentes grupos a partir de testes placebos. Foi escolhido como referência o ano de $t - 1$, que neste caso é 2018. Caso se identifique efeito no tratamento em um ano que não teve tratamento, há uma forte evidência de que as trajetórias não são paralelas. O *event study* foi conduzido com variáveis controle e sem. A descrição detalhada das variáveis se encontra no 5.

A partir dos resultados da tabela 2, a hipótese de identificação não se sustenta para o primeiro turno, visto que foi observado um efeito do passe livre na abstenção em 2014, para o nível de significância de 5%, o que é impossível, visto que não houve passe livre em 2014. Para o segundo turno não há evidências que rejeitem a hipótese de paralelismo das tendências, mas também não há evidências que apontem para um efeito do passe livre na abstenção.

É relevante destacar que as variáveis de controle selecionadas se mostraram bastante relevantes e apresentam o sinal esperado, o que aponta na mesma direção da literatura teórica e outros estudos empíricos. Os coeficientes do primeiro turno são semelhantes aos do segundo turno, com exceção da competitividade e eleitores por seção, que se mostram menos relevantes no segundo turno. Entretanto, a variável de interesse a partir dessa estratégia não se demonstra relevante.

Com isso, foi feita uma análise de efeito heterogêneo de renda. Como descrito com melhor detalhe na seção 2.1 e na figura 2b, uma redução no custo de votar afeta de formas diferentes cada município e uma variável importante que define essa diferença é o nível de renda do município. Portanto, foram separados os municípios em 4 quantis de renda e foi conduzido novamente o *event study* separadamente para cada um desses grupos (Figura 7).

A partir da análise da Figura 7, fica evidente a dificuldade de validar a hipótese de identificação,

| | Sem Controles | | Com Controles | |
|--------------------------|------------------|----------------|-------------------|-------------------|
| | Primeiro Turno | Segundo Turno | Primeiro Turno | Segundo Turno |
| tratamento:2002 | -0.069 (0.290) | 0.044 (0.216) | | |
| tratamento:2006 | -0.044 (0.379) | 0.024 (0.451) | -0.049 (0.273) | 0.027 (0.238) |
| tratamento:2010 | -0.068 (0.196) | 0.003 (0.904) | -0.069 (0.109) | 0.008 (0.681) |
| tratamento:2014 | -0.146 (0.005) * | -0.010 (0.627) | -0.090 (0.023) * | -0.001 (0.956) |
| tratamento:2022 | -0.010 (0.692) | 0.016 (0.182) | -0.026 (0.282) | 0.003 (0.803) |
| log(Competitividade) | | | -0.024 (<0.001) * | -0.010 (0.018) * |
| log(PIB per capita) | | | -0.022 (0.043) * | -0.016 (<0.001) * |
| log(Beneficiados) | | | -0.865 (<0.001) * | -0.857 (<0.001) * |
| IDEB | | | -0.063 (0.002) * | -0.062 (<0.001) * |
| log(População) | | | 0.176 (0.287) | 0.164 (0.089) |
| log(PIB governo) | | | -0.018 (0.005) * | -0.011 (<0.001) * |
| log(Eleitores por seção) | | | 0.711 (<0.001) * | 0.298 (<0.001) * |
| Num.Obs. | 972 | 4440 | 802 | 3656 |
| R2 | 0.567 | 0.590 | 0.706 | 0.709 |
| R2 Adj. | 0.483 | 0.526 | 0.631 | 0.651 |
| R2 Within | 0.021 | 0.004 | 0.276 | 0.184 |
| R2 Within Adj. | 0.015 | 0.002 | 0.263 | 0.181 |

Tabela 2: Resultado do *event study* com efeito fixo de tempo e município, estimações por MQO

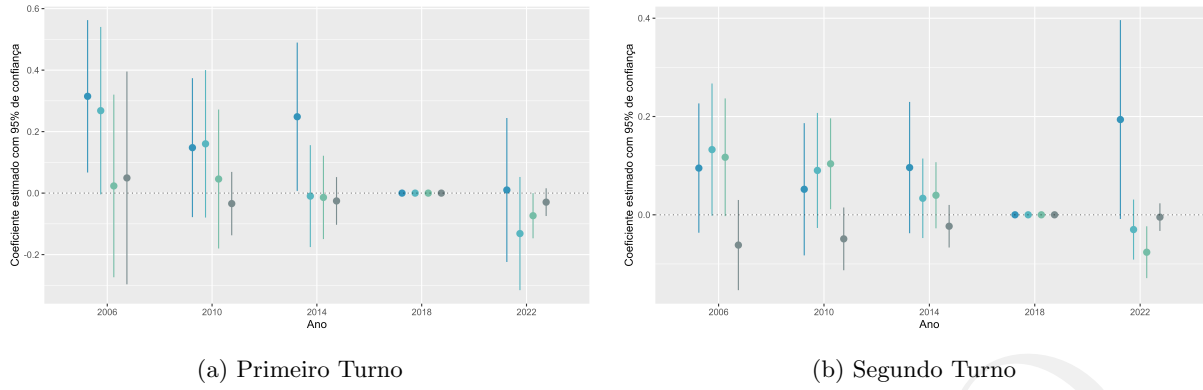


Figura 7: Análise de efeito heterogêneo através de um *event study*

O quartil à esquerda se refere ao quartil mais pobre e o da direita, o mais rico

visto que com 95% de confiança observa-se mais de uma vez efeito placebo em anos de eleição nas quais não houve tratamento, principalmente quando a amostra é dividida em quatro e perdem-se muitos graus de liberdade. Entretanto, para o terceiro quartil de renda foi identificada uma redução na abstenção do segundo turno com 5% de significância. Com base nos resultados do *event study* como um todo, o efeito do passe livre na abstenção é inconclusivo utilizando a estratégia empírica escolhida, dada a fragilidade da hipótese de identificação.

3.5 Limitações

A principal limitação do estudo empírico conduzido, como mencionado anteriormente, foi a dificuldade de validar a hipótese de identificação da metodologia escolhida. Como o intervalo de tempo de quatro anos entre as eleições é muito grande, muitos fatores em um município mudam de uma votação para outra e depois de apenas 5 eleições, já se passaram 20 anos, tornando eleições distantes praticamente incomparáveis do ponto de vista empírico. Nesse sentido, seria importante conduzir um estudo com um método que não precise comparar os resultados de 2022 com a eleição anterior.

Outra dificuldade é oriunda da endogeneidade na decisão de adotar ou não o tratamento. Mesmo depois do balanceamento dos grupos, eles se mostraram não tão comparáveis, o que indica que o perfil de município que adotou o passe livre é bastante diferente do perfil dos que não adotaram. Informações como se o município escolheu adotar o passe livre ou foi obrigado a fazê-lo podem ajudar a entender o perfil do município tratado e balancear melhor os grupos.

Além disso, há uma grande defasagem nas variáveis. O PIB *per capita*, por exemplo não foi divulgado ainda para o ano de 2022, e foi necessário utilizar o dado desatualizado de 2020, o que pode gerar viés. Ademais, as variáveis utilizadas para o balanceamento, estão defasadas em 12 anos. Como já foi discutido, essa defasagem não é tão importante quanto a dos dados para a regressão principal, mas ainda merece ser destacada.

A cobertura do sistema de transporte público do município determina quantas pessoas efetivamente conseguem usufruir do benefício do passe livre e para resultados mais robustos isso teria que ser considerado. Por fim, como discutido na seção teórica, a assimetria de informação é uma variável extremamente relevante para determinar o sucesso ou fracasso do passe livre e isso não foi contabilizado ou considerado

na análise empírica.

4 Conclusão

Pelas limitações e dificuldades apresentadas, os resultados empíricos em relação ao efeito do passe livre na abstenção são inconclusivos. Nesse sentido, o único resultado que pode ser validado é o teórico. O que a teoria microeconômica indica é que, assumindo as premissas do modelo, uma redução no custo do voto leva a um maior comparecimento quando não há assimetria de informação, mesmo que muito pequeno. Entretanto, não há evidências de que o passe livre foi adotado de maneira eficiente ⁴, então pode ser que a medida realmente não tenha apresentado efeito de reduzir a abstenção em 2022.

Por outro lado, o que a teoria indica é que se um município adotar o passe livre de maneira eficiente, a abstenção será reduzida. Na medida em que a adoção é mais ineficiente, têm-se um *moral hazard* e, como discutido na figura 3b, o efeito do passe livre pode ser atenuado ou pode até acabar sendo o efeito contrário em um caso extremo.

⁴Eficiente se refere à uma maneira que todos os habitantes estão cientes da medida e que ela não gere assimetria de informação. Neste caso, os eleitores antecipariam de maneira correta a quantidade de pessoas que seriam “convencidas” a votar, mesmo que seja apenas 1 pessoa

Referências

- Downs, Anthony (1957). «An economic theory of democracy». Em: *Harper and Row* 28.
- Edlin, Aaron, Andrew Gelman e Noah Kaplan (2007). «Voting as a rational choice: Why and how people vote to improve the well-being of others». Em: *Rationality and society* 19.3, pp. 293–314.
- Fowler, James H (2006). «Altruism and turnout». Em: *The Journal of Politics* 68.3, pp. 674–683.
- Pereira, Rafael HM et al. (2023). «Transporte público gratuito e participação eleitoral». Em.
- Riker, William H e Peter C Ordeshook (1968). «A Theory of the Calculus of Voting». Em: *American political science review* 62.1, pp. 25–42.
- Smets, Kaat e Carolien Van Ham (2013). «The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout». Em: *Electoral studies* 32.2, pp. 344–359.

5 Variáveis utilizadas

5.1 Regressão principal

Abstenção

Competitividade

5.2 Balanceamento

a



Passe Livre e Voto

Pesquisadores: Gustavo Theil, Fábio Cantom

Orientado por: Adriano Borges Costa e Bianca Tavorari

Resumo

Lorem ipsum dolor sit amet, consectetur adipiscing elit. Ut purus elit, vestibulum ut, placerat ac, adipiscing vitae, felis. Curabitur dictum gravida mauris. Nam arcu libero, nonummy eget, consectetur id, vulputate a, magna. Donec vehicula augue eu neque. Pellentesque habitant morbi tristique senectus et netus et malesuada fames ac turpis egestas. Mauris ut leo. Cras viverra metus rhoncus sem. Nulla et lectus vestibulum urna fringilla ultrices. Phasellus eu tellus sit amet tortor gravida placerat. Integer sapien est, iaculis in, pretium quis, viverra ac, nunc. Praesent eget sem vel leo ultrices bibendum. Aenean faucibus. Morbi dolor nulla, malesuada eu, pulvinar at, mollis ac, nulla. Curabitur auctor semper nulla. Donec varius orci eget risus. Duis nibh mi, congue eu, accumsan eleifend, sagittis quis, diam. Duis eget orci sit amet orci dignissim rutrum.

Palavras-chave: Microeconomia, Mobilidade

1 Introdução e motivação

No presente trabalho, foi desenvolvido um método para determinar a taxa de juros neutra de um país através da Regra de Taylor (*Taylor Rule*). A determinação da taxa de juros neutra ainda é um tema teórico com aplicações diferentes no mundo atual por seus diferentes métodos de determinação. Tal taxa consiste naquela capaz de fazer com que o PIB de um país convirja ao seu potencial simultaneamente ancorando a política monetária. Visto isso, sua aplicação apresentada nesse trabalho, consistirá na comparação da taxa de juros real efetiva de um país com a taxa neutra a fim de determinar distorções presentes nas economias apresentadas.

A maior motivação para o desenvolvimento de dada pesquisa foi a disparidade entre a taxa de juros efetiva brasileira comparada internacionalmente.

Como pode ser observado no Gráfico 1, nesta comparação, o Brasil é o país com a maior taxa de juros real no período de 2012 a 2016. Dessa forma, o objetivo deste trabalho será, através de uma análise histórica de dados, observar distorções nas taxas de juros brasileiras e determinar hipóteses para tais ao compararmos com um país com uma economia estável, como os Estados Unidos. Analogamente, será utilizado este país como um “grupo de controle” a fim de estipularmos distorções.

2 Dados e *Taylor Rule*

Primeiramente, necessita-se determinar uma fórmula padrão a fim de encontrarmos duas taxas de

juros neutras, tanto para o Brasil como para os Estados Unidos. Para isso, foi utilizada a Regra de Taylor que consiste em um cálculo para política macroeconômica capaz de determinar a taxa de juros ideal para um país em função da inflação e do volume da atividade econômica, com isso, um de seus *inputs* é a taxa de juros real de equilíbrio, somada à um prêmio de risco que reflete as expectativas futuras de inflação e outros riscos. Para este trabalho em questão, tal taxa real de equilíbrio, definida por Taylor como tal por representar o nível da taxa de juros necessário para manter a economia em seu pleno emprego e estabilidade de preços, será a nossa taxa neutra.

Analogamente com uma simples manipulação da fórmula obtemos:

Taylor Rule:

$$i = r + \pi + 0,5 * (\pi - \pi^T) + 0,5 * (y - y^{PE})$$

Isolar r:

$$r = i - \pi - 0,5 * (\pi - \pi^T) - 0,5 * (y - y^{PE})$$

1. i = Juros real
2. r = Juros nominal de equilíbrio
3. π = Inflação
4. π^T = meta de inflação
5. y = PIB
6. y^{PE} = PIB potencial

A taxa de juros real definida acima por i , consiste na taxa efetiva de juros de determinado país descontada a inflação, já a taxa de juros nominal consiste na taxa de juros sem o desconto da inflação.

3 Modelagem

Para realização do cálculo temporal da taxa neutra pela fórmula, foi importando cada variável dos sites dos bancos centrais respectivos de cada país, bastou apenas colá-los respectivamente na fórmula estipulada e, através de uma planilha do Excel, construiu-se uma nova variável temporal que pode ser incorporada nos gráficos a seguir. É importante ressaltar que para a meta inflação dos EUA foi utilizada a série *10-Year Breakeven Inflation Rate* que consiste na expectativa de inflação futura baseada no rendimento até o vencimento de títulos do Tesouro de 10 anos.

Como inputs para as fórmulas supracitadas temos que para o Brasil, os dados utilizados como taxa de juros, inflação e hiato do produto (diferença entre produto observado e potencial) foram a Selic [432], IPCA [433] e IBC-br[24364].

Já para os Estados Unidos, o que foi adquirido foram as séries temporais de: “*Gross Domestic Product, Billions of Dollars, Quarterly, Seasonally Adjusted Annual Rate*” (GDP), “*Real Potential Gross Domestic Product, Billions of Chained 2012 Dollars, Quarterly, Not Seasonally Adjusted*” (GDPOT), “*Federal Funds Effective Rate, Percent, Quarterly, Not Seasonally Adjusted*” (DFF), “*Sticky Price Consumer Price Index less Food and Energy, Percent Change from Year Ago, Quarterly, Seasonally Adjusted*” (CORESTICKM159SFRBATL), “*10-Year Breakeven Inflation Rate, Percent, Quarterly, Not Seasonally Adjusted*” (T10YIE).

4 *R Studio*

Diferentemente do que foi feito no Excel, no RStudio, o método de estimação da variável de interesse será de Vetor Autorregressivo (VAR).

Para isso, as séries temporais de interesse, similarmente ao Excel, serão taxa de juros, inflação e hiato do produto também tendo como códigos, da base de dados de séries temporais do Banco Central brasileiro, os valores 432, 433 e 24364.

Após a coleta do Brasil, foi feita a dos Estados Unidos, desta vez tendo como fonte dos dados o banco de dados do FRED de St. Louis. Referente à inflação, taxa de juros e PIB, os códigos da base foram CPIAUCSL, DFF e GDP.

Em termos de instrumentalização prática, para ambos os países foram feitos os mesmos procedimentos, sejam de passo a passo seja de determinação de frequência desejada, trimestral.

Com isso, primeiro para se extrair o hiato do produto, foi utilizado o filtro Hodrick-Prescott (HP), para poder extrair a tendência da série, simbolizando o produto potencial, e os desvios da tendência, os ciclos, que representam os hiatos do produto.

5 Primeiros passos estimação

Após a consolidação das variáveis de interesse, e realizando os devidos testes, entendeu-se que tomar a diferença do logaritmo da série, para os índices de preço, transformando-os em inflação, seria o mais apropriado.

Após a estimação do VAR, entende-se que, após a verificação da matriz de correlação dos resíduos, como os resíduos de cada equação são correlacionados no mesmo espaço de tempo, que os valores das matrizes de coeficientes não são interpretáveis. Porém, como o intuito do trabalho não é verificar a intensidade das relações das variáveis entre si e sim apenas o nível dos juros isso não é um problema.

6 Conclusões e resultados

6.1 *R Studio*

A respeito dos resultados do método VAR, tem-se que o nível de juros dos últimos períodos está dentro do intervalo de confiança observado, porém, como os intervalos de confiança possuem bandas muito largas, estes resultados são pouco conclusivos, tanto de maneira positiva quanto negativamente.

Tendo como visualização gráfica dos resultados Brasil do R Studio:

Gráfico 2

Fonte: Elaboração própria

Já os resultados dos USA do R Studio:

Gráfico 3

Fonte: Elaboração própria

Como é possível ver, graficamente, os intervalos de confiança são muito grandes, tanto para os USA quanto para o Brasil, neste sentido, algumas das explicações é o impacto da recente crise da pandemia, algo que modelos não são capazes de representar a real discricionariedade necessária para resolver as questões correntes. Sendo assim, os parâmetros e as estimativas aproximam-se mais de ruídos do que de

sinal para a nossa análise. Sendo assim, deixamos em segundo plano as análises e resultados gerados a partir do uso do RStudio e do Vetor Autorregressivo.

Excel

Dada as interpretações e resultados gerados pelo RStudio, optou-se por dar mais destaque e maior peso para os resultados do Excel para o cálculo da taxa de juros e suas consequentes interpretações.

Portanto, obtivemos os seguintes resultados gráficos:

Taxas de juros brasileiras – Gráfico 4

Taxas de juros estado-unidenses – Gráfico 5

Tem-se como resultado uma clara disparidade entre a distância da taxa de juros neutra com as taxas de juros reais respectivas dos países. É importante destacar que, nos EUA, por se tratar de um país com uma economia desenvolvida e consequentemente mais estável, estes abordam o determinado Zero Lower Bound, um método de determinação da taxa de juros efetiva o qual consiste em manter suas taxas nominais acima de zero, uma vez que em muitos períodos de baixíssima inflação, cálculos para a taxa de juros ideal indiquem que uma adequada seria abaixo de zero, porém a Zero Lower Bound, também abordada por diversos países europeus, impede que as taxas fiquem negativas, pois tal contradiz os princípios econômicos da taxa de juros. Com isso, para melhor observação dos dados, não foi incluído no gráfico a taxa de juros nominal dos EUA, uma vez que esta se distanciaria da taxa neutra por imposições de valores alterados externamente.

Tendo em vista os resultados observados nos gráficos 4 e 5, e sabendo que é a partir da diferença entre a taxa de juros real e a taxa real neutra de juros que conseguimos avaliar a quão apertada (ou relaxada) está a política monetária, entendemos que o Brasil possui a tendência de ter sua política muito mais apertada do que os Estados Unidos, ou seja, o Banco Central do Brasil impõe políticas para restringir a quantidade de moeda em circulação muito mais do que qualquer outro país.

Para identificarmos as razões das políticas monetárias brasileiras se diferenciarem das do restante do globo, seria necessário entender quais os fatores exógenos que influenciam a necessidade de impor uma taxa de juros tão elevada para que uma política contracionista entre efetivamente em vigor na sociedade brasileira. As hipóteses mais frequentes seriam a confiabilidade no banco central, a quantidade e divulgação de intrigas políticas e a influência de variáveis externas ao país, tendo em vista o grupo de controle, podemos considerar que uma das disparidades da sociedade americana da brasileira seria o apoio ou confiança por parte da população nas autoridades públicas, o que pode afetar as decisões financeiras dos indivíduos impactando a economia como um todo.

Em contrapartida, analisando as oscilações presentes na taxa de juros neutra ao longo dos anos, sabemos que esta possui uma tendência favorável à queda quando se trata de um período com maior grau de compromisso com metas fiscais, aprovação de reformas estruturais, publicação de matérias relacionadas à maior seguridade de trabalho, entre outros, como o período de 2009 à 2016. Já as medidas que podem ser relacionadas ao movimento de aumento da taxa neutra são a elevação da dívida pública e o fator exógeno do mercado internacional que sensibiliza o modelo nacional no mesmo sentido, como ao longo de 2016 e 2017.

Limitações

No trabalho descrito realizado pelo grupo, reconhece-se que o método de determinação da taxa neutra de juros pode estar equivocado no sentido que, dado por se tratar de uma variável utilizada de diferentes formas pelas economias ao redor do globo, é ineficiente determinar uma fórmula capaz de sumarizar todos os fatores influentes para essas economias, como a natureza discricionária dos *policy makers*, a fim

de encontrar uma taxa neutra comparável entre todos. Porém, métodos aproximados que generalizam esses fatores como a Regra de Taylor, ainda podem ser aceitos dados que o objeto deste trabalho é uma comparação simples das variações históricas de duas taxas.

Visto isso, é importante destacar também as variáveis exógenas que foram desconsideradas na estipulação da fórmula, como a confiabilidade no BC, já que se trata de uma variável qualitativa sendo impraticável sua introdução em uma fórmula. São estas e outras limitações que podem ser reconhecidas no modelo descrito no presente trabalho já que se trata de dois países com sociedades diferentes com fatores psicológicos e ambientais distintos, porém elas não são vistas como impeditivas para a análise apresentada.

Referências bibliográficas

TAXA NEUTRA de juros no Brasil. **Itaú Asset Management**. Maio de 2017.

BERUMENT, Hakan. KILINIC, Zubeyir. OZLALE, Umit. **The missing link between inflation uncertainty and interest rates**. Scottish Journal of Political Economy, maio 2005.

LAUBACH, Thomas. WILLIAMS, John C.. **Measuring the natural rate of interest**. Board of Governors of the Federal Reserve System, novembro 2001.

ISTREFI, Klodiana. PILOIU, Anamaria. **Economic policy uncertainty and inflation expectations**. Banque de France, outubro 2014.



Predição de performance de modelos de crédito a partir de indicadores de estabilidade

Pesquisadores: André Corrêa Santos, Rafael Coca Leventhal

Orientado por: Serasa

Resumo

Lorem ipsum dolor sit amet, consectetur adipiscing elit. Ut purus elit, vestibulum ut, placerat ac, adipiscing vitae, felis. Curabitur dictum gravida mauris. Nam arcu libero, nonummy eget, consectetur id, vulputate a, magna. Donec vehicula augue eu neque. Pellentesque habitant morbi tristique senectus et netus et malesuada fames ac turpis egestas. Mauris ut leo. Cras viverra metus rhoncus sem. Nulla et lectus vestibulum urna fringilla ultrices. Phasellus eu tellus sit amet tortor gravida placerat. Integer sapien est, iaculis in, pretium quis, viverra ac, nunc. Praesent eget sem vel leo ultrices bibendum. Aenean faucibus. Morbi dolor nulla, malesuada eu, pulvinar at, mollis ac, nulla. Curabitur auctor semper nulla. Donec varius orci eget risus. Duis nibh mi, congue eu, accumsan eleifend, sagittis quis, diam. Duis eget orci sit amet orci dignissim rutrum.

Palavras-chave: pc

1 Introdução

Um modelo de crédito consiste em uma ferramenta estatística que relaciona variáveis cadastrais com um resultado, chamado de score, capaz de informar a chance de determinado indivíduo pagar o crédito. Modelos de crédito são treinados com dados de segmentos específicos da população e para que um modelo produza resultados coerentes é necessário que seja utilizado com dados cadastrais de indivíduos que pertençam ao mesmo segmento da população com o qual o modelo foi treinado. Dessa forma, para garantir que o modelo continue performando como esperado, é necessário calcular métricas de instabilidade. Essas métricas avaliam se a distribuição das variáveis cadastrais da população sob a qual o modelo atua está próxima da distribuição das variáveis cadastrais da população de treino.

Caso um modelo opere em uma população muito diferente daquela com a qual ele foi treinado, é esperado que haja uma queda de performance. Contudo, esse não é sempre o caso. Existem instâncias em que as métricas de instabilidade acusam uma diferença muito grande entre a população recebida e a população esperada, mas, ainda assim, o modelo continua capaz de distinguir bons e maus pagadores. A métrica de performance que avalia a capacidade de distinção do modelo é chamada de KS2.

O objetivo do projeto consiste em tentar estimar a variável de performance (KS2) em função das variáveis de instabilidade disponíveis. Isso é interessante uma vez que só se tem acesso à variável de performance após os credores pagarem ou ficarem inadimplentes. Contudo, as variáveis de instabilidade estão disponíveis mensalmente. Dessa forma, seria possível estimar uma possível queda de performance antes dela ocorrer e assim mitigá-la.

Para estimar o KS2, primeiramente os dados referentes à instabilidade e performance de modelos de crédito foram tratados e, em seguida, três tipos de modelos diferentes foram treinados com as variáveis de instabilidade como entrada e a variável de performance como "target".

2 determinação das variáveis de instabilidade

Essa etapa consiste na extração das métricas de instabilidade que serão utilizadas nas etapas de treinamento e validação do modelo. Existem duas métricas de instabilidade principais, o KS1 e o PSI. O KS1 (também conhecido como KS one) é calculado a partir dos "scores" produzidos pelo modelo de crédito para cada segmento separadamente e para o modelo de crédito inteiro. O PSI é calculado para as mesmas instâncias do KS1 e também para cada variável do modelo de crédito. Também calcula-se um PSI geral que considera todas variáveis e segmentos. Por fim, o KS2 (o "target") é calculado a partir de 90 dias do início da execução do modelo e ele é obtido em função de todos os segmentos. Vale ressaltar que esses indicadores foram calculados por safra. Primeiramente, removemos da base de dados as linhas com valores faltantes, bem como padronizamos os tipos dos dados. Foram utilizadas as bibliotecas do python pandas e numpy para tratar os dados. Também foi utilizada a tabela referente aos dados de treinamento do modelo de crédito avaliado, que contém os percentis esperados para cada variável do modelo em cada segmento e para cada faixa de valores. Esses foram então convertidos em intervalos para facilitar os cálculos.

$$KS1 = \max |Esperada(i) - Obtida(i)| \quad (10)$$

$$PSI = \sum_{i=1}^n \left((Obtida(i) - Esperada(i)) \cdot \ln \left(\frac{Esperada(i)}{Obtida(i)} \right) \right) \quad (11)$$

$$KS2 = \max |Bons Pagadores(i) - Maus Pagadores(i)| \quad (12)$$

Nas equações acima o termo "Obtida" diz respeito à distribuição do "score" do modelo em um determinado segmento e safra do modelo de crédito. Já o termo "Esperada" é a distribuição para esse mesmo segmento nos dados de treinamento do modelo de crédito.

3 treinamento e avaliação dos modelos preditivos

Em posse das métricas de instabilidade supracitadas, uma série de modelos foram treinados e avaliados visando estimar KS2 geral de cada safra em função dos dados de cada segmento de modelo. Porque cada modelo de crédito recebido possui um número variável de segmentos e variáveis cadastrais, não foi possível a construção de um modelo agnóstico, isto é, um modelo capaz de receber métricas de instabilidades oriundas de qualquer modelo de crédito. Dessa forma, os dados para treinamento e avaliação dos modelos de modelos foram produzidos a partir da primeira base de dados recebida pelo grupo. Essa base contém dados de um modelo de crédito baseado em regressão logística.

As variáveis utilizadas para prever a resposta incluíram: 'PSI médio das variáveis', 'KS1 do segmento', 'KS1 GERAL', 'PSI GERAL' e 'KS1 segmentos geral'. Essas métricas são calculadas em função dos indicadores de instabilidade já mencionados. A variável 'PSI médio das variáveis' é calculada como a

3 TREINAMENTO E AVALIAÇÃO DOS MODELOS PREDITIVOS

média dos PSI das variáveis de um segmento em determinado mês. 'KS1 Geral' e 'PSI Geral' representam os KS1 e PSI gerais para determinado mês. Enquanto 'KS1 segmentos geral' indica o KS1 calculado para todos os segmentos em uma dada safra. Essas características foram selecionadas por serem indicadores de instabilidades de fácil acesso para a empresa e pois sintetizam todos os outros indicadores de instabilidade que pudemos calcular.

Para filtrar as variáveis explicativas uma matriz de correlação foi produzida:

| | Media_PS_vars | KS_segmento | KS_GERAL | PS_GERAL | KS_SEGMENTOS_GERAL |
|--------------------|---------------|-------------|-----------|-----------|--------------------|
| Media_PS_vars | 1.000000 | 0.614133 | -0.063322 | -0.027665 | 0.165005 |
| KS_segmento | 0.614133 | 1.000000 | 0.157603 | 0.188356 | 0.043072 |
| KS_GERAL | -0.063322 | 0.157603 | 1.000000 | 0.984639 | 0.067978 |
| PS_GERAL | -0.027665 | 0.188356 | 0.984639 | 1.000000 | 0.121905 |
| KS_SEGMENTOS_GERAL | 0.165005 | 0.043072 | 0.067978 | 0.121905 | 1.000000 |

À partir dessa matriz foi possível concluir que o KS Geral e o PS geral são muito fortemente correlacionados e portanto foi decidido que o somente o PS geral seria usado no treinamento dos modelos.

Três modelos diferentes foram treinados: uma regressão logística, uma regressão linear e uma rede neural simples com três camadas internas. A rede neural foi construída com 10 neurônios por camada e reLU por função de ativação. Os dados processados anteriormente foram estratificados por segmento e separados aleatoriamente em treino e teste na proporção 70% para treino e 30% para teste. As métricas escolhidas para avaliação dos modelos foram o erro absoluto médio (MAE) e o erro quadrático médio (MSE) Seguem os resultados:

| | Rede Neural | Regressão Logística | Regressão Linear |
|---------|-------------|---------------------|------------------|
| MAE | 0.033 | 0.036 | 0.037 |
| MAE/avg | 13.56% | 16.12% | 16.53% |
| MSE | 0.0023 | 0.0019 | 0.0020 |

Seguem os p-valores obtidos para a regressão linear:

| | Media_PS_vars | KS_segmento | PS_GERAL | KS_SEGMENTOS_GERAL |
|-------|---------------|-------------|----------|--------------------|
| p>[t] | 0.206 | 0.591 | 0.255 | 0.000 |

O R^2 ajustado obtido equivale a 0.279.

Para simular um possível caso de uso para a empresa, os modelos foram treinados com os primeiros 8 meses avaliados nos últimos 3. Os resultados e as previsões obtidas são observados a seguir:

| | Rede Neural | Regressão Logística | Regressão Linear |
|---------|-------------|---------------------|------------------|
| MAE | 0.035 | 0.054 | 0.052 |
| MAE/avg | 13.81% | 20.07% | 19.51% |
| MSE | 0.0014 | 0.0031 | 0.0029 |

3 TREINAMENTO E AVALIAÇÃO DOS MODELOS PREDITIVOS

seguem os p-valores calculados para a regressão linear com esse novo treinamento:

| | Media_PS_vars | KS_segmento | PS_GERAL | KS_SEGMENTOS_GERAL |
|-------|---------------|-------------|----------|--------------------|
| p>[t] | 0.506 | 0.951 | 0.009 | 0.000 |

o R^2 ajustado obtido equivale a 0.337 e isso indicaria uma melhor "fit" do modelo, contudo, o erro mais significativo observado poderia indicar alguma outra variável importante para a determinação da variável resposta não foi considerada ou ainda que há endogeneidade.

Nota-se que os resultados obtidos para o segundo treinamento e teste foram significativamente piores. Por conta do tamanho reduzido do grupo de teste não é possível ter grande certeza do erro apresentado pelos modelos, visto que esse grupo não pode ser considerado representativo.

Ainda que a rede neural tenha performado bem em ambas as rodadas de teste e as regressões tenham sido satisfatórias nos testes iniciais, não é possível concluir que a estratégia de estimar o KS2 safra a safra seja a ideal. Entendemos que esse seja o caso, pois, para treinar e avaliar os modelos utilizados de forma robusta é necessário centenas de linhas de dados e, mesmo com a estratégia de expandir o conjunto de dados ao estimar o KS2 em função das métricas de instabilidade para cada segmento, ainda assim não é possível atingir uma ordem de magnitude desejável. No caso, ao estimar o KS2 geral em função de cada segmento, foi possível produzir 88 instâncias de dados a partir das 11 instâncias originais. Entretanto, é impossível atingir uma ordem de magnitude desejável para esse tipo de modelagem - na ordem de centenas ou milhares de instâncias de dados, visto que cada instância de dado depende de uma safra (um mês) registrada por um modelo de crédito. Além disso, é importante observar que dentre as variáveis explicativas selecionadas, as variáveis oriundas de segmentos específicos, "Média_PS_Vars" e "KS_Segmento" possuem os maiores p-valores e, portanto, as variáveis mais importantes para determinação do KS2 geral estão contidas nas variáveis de instabilidade gerais, variáveis essas que possuem um número muito reduzido de instâncias de dados em relação às variáveis específicas aos segmentos.

O trabalho indica que há evidências sugerindo que o KS2 pode ser estimado a partir de métricas de instabilidade. Mas seria interessante considerar também diferentes variáveis macroeconômicas para tentar explicar as variações do "target" ao longo do tempo, uma vez que a performance dos modelos apresentou uma queda significativa quando treinados e avaliados temporalmente. Finalmente, o maior desafio enfrentado nesse tipo de modelagem é a obtenção de uma quantidade suficiente de dados para o treinamento desses modelos.