

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN
MESTRADO EM ECONOMIA

**ELEIÇÕES PARA SENADOR NO BRASIL E GASTOS EM
CAMPANHA**

ALINE MARIA SOUZA MENEZES

Fortaleza

Agosto de 2010

ALINE MARIA SOUZA MENEZES

ELEIÇÕES PARA SENADOR NO BRASIL E GASTOS EM CAMPANHA

Dissertação de Mestrado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior

Fortaleza

Agosto de 2010

M 51e Menezes, Aline Maria Souza
Eleições para senador no Brasil e gastos em campanha/ Aline
Maria Souza Menezes. 2010.
43f.

Orientador: Prof. Dr. José Raimundo de Araújo Carvalho
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Ceará,
Curso de Pós- Graduação em Economia, CAEN, Fortaleza,
2010.

1. Economia Política 2. Gastos em campanha
3. Eleições I. Título

CDD 320.33

AGRADECIMENTOS

A Deus, por sempre surpreender mostrando que a vida vale à pena, apesar das muitas tempestades e poucas "bonanças".

À minha família, pelo carinho. À minha querida *little ant* (Lívia, minha irmã), companheira de todos os momentos, um agradecimento especial.

Ao Professor José Raimundo, pelas discussões, colaboração, empréstimos, extensão de prazos, psicologia reversa, conselhos e, acima de tudo, por ser um grande incentivador. Sem dúvida sua contribuição tem sido decisiva para minha formação acadêmica e profissional.

Aos professores João Mário e Fabrício Linhares, membros da banca examinadora, por seus comentários e sugestões.

A todo o corpo acadêmico do Caen, em especial aos professores Ivan Castelar e João Mário, pela permanente disposição em ajudar-me.

À Jacqueline, pelo apoio, quando a finalização deste trabalho parecia ser impossível.

Aos colegas de mestrado, em especial, Kiki, Leydeblau e Jonas.

A todos os funcionários do Caen, principalmente Cleber, Carmem e Cristina, por todos os "galhos quebrados".

Aos colegas de Banco do Nordeste, Aírton Saboya em especial, pelo suporte na fase de conclusão deste trabalho.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, CNPq, pela bolsa concedida durante o curso de mestrado.

RESUMO

Na maioria dos países, o financiamento das campanhas políticas se dá via grandes grupos empresariais, o que sugere que haja algum jogo de interesses embutido na doação desses recursos. Neste sentido, os efeitos dos gastos em campanha sobre os resultados das eleições tem sido largamente investigados para vários sistemas políticos pelo mundo com o objetivo de encontrar evidências empíricas que justifiquem decisões de política com respeito à regulação desses gastos. As dificuldades apresentadas pela literatura existente sobre o tema consistem em encontrar soluções adequadas para os problemas de causalidade reversa (maior probabilidade de vitória atrai mais recursos e incrementos nos gastos aumentam a probabilidade de vitória) e omissão de variáveis (características do eleitor e do candidato). Neste trabalho, o impacto dos gastos em campanha nas eleições de 2006 para Senador é estimado a partir de uma abordagem de maximização da utilidade do eleitor via modelos de escolha discreta. A endogeneidade da variável gastos é tratada com a inclusão de variáveis que possam identificar a “qualidade” não observada do candidato. Os resultados demonstram que os gastos são de fato importantes na determinação dos eleitos, mas existe uma diferenciação dos seus retornos quando o candidato tenta reeleição.

ABSTRACT

In most countries, financing of political campaigns is performed through the large business groups, which suggests that there is some set of interests embedded in their donations. In this sense, the effects of campaign spending on election outcomes have been widely investigated for various political systems all over the world with the aim to find empirical evidence to justify policy decisions regarding the regulation of campaign spending. The difficulties presented by the existing literature on the subject are to find appropriate solutions to the problems of reverse causality (higher probability of victory attracts more resources and higher spending increases the probability of victory) and omission of variables (voter's characteristics, for example). In this work, the impact of campaign spending in the 2006 Senator's election is estimated from a voter utility-maximizing framework by means of discrete choice models. The endogeneity of the variable expenses is treated with the inclusion of variables that can identify the not observed candidate's "quality". The results demonstrate that expenditures are indeed important in determining election outcomes, but there is a difference on their returns whether the candidate is incumbent or not.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	9
2	REVISÃO DE LITERATURA	12
3	SISTEMA ELEITORAL BRASILEIRO	16
4	METODOLOGIA	20
4.1	Modelo	20
4.2	Dados e Variáveis Explicativas	26
5	RESULTADOS	30
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
7	ANEXOS	41

Lista de Tabelas

1	Distribuição Conjunta das Variáveis qualidade e ibope	29
2	Estatísticas Descritivas	29
3	Modelos logit	43
4	Efeitos Marginais	44
5	Variação na probabilidade de vitória do incumbente segundo aumento do gasto per capita no intervalo [1,3]	45
6	Variação na probabilidade de vitória do incumbente segundo aumento do gasto per capita no intervalo [1,3]	46

1 INTRODUÇÃO

Acemoglu (2008) sugere que as instituições são provavelmente a causa fundamental da diferença no desempenho econômico entre países. Mais especificamente, a grande variabilidade política e econômica que o mundo apresenta atualmente é o resultado de um processo histórico de evolução das instituições.

A literatura classifica as instituições em dois tipos: as instituições econômicas e as instituições políticas. A primeira, dentre outros fatores, está relacionada à delimitação de direitos de propriedade, leis que regem contratos e barreiras à entrada de novas firmas. A segunda diz respeito aos elementos que afetam a decisão política, o que inclui o regime político e os métodos de agregação das opiniões individuais na sociedade, como por exemplo, as leis eleitorais. Mas a separação entre as duas na maioria das vezes não é clara, de forma que o que realmente importa é a combinação entre elas, não apenas uma ou outra.

Num modelo simples proposto por Acemoglu e Robson (2006), demonstra-se a importância das instituições políticas e como suas modificações acabam por influenciar as instituições econômicas. De acordo com esse modelo, as instituições econômicas devem fornecer os incentivos necessários aos agentes econômicos, tais como a realização de investimentos que promovam o crescimento econômico. Embora, segundo eles, o crescimento econômico esteja também correlacionado com fatores étnicos e geográficos, as diferenças institucionais é que de fato determinam as diferenças entre países. Para eles, as instituições não só determinam a magnitude do crescimento econômico, mas também a sua distribuição.

As instituições econômicas são definidas pela sociedade através das escolhas coletivas. Normalmente há divergências nas preferências dos vários grupos, e essa escolha acaba por ser determinada por aquele que detém poder político. Embora parte dessa decisão também seja influenciada pela eficiência relativa do conjunto de instituições preferidas, a decisão final fica por conta do grupo mais influente. O problema está no fato de que existem compromissos assumidos que são anteriores (e que levam) a aquisição do poder político e isso gera ineficiências econômicas e pobreza, na medida em que condicionam as decisões a interesses particulares, em detrimento da eficiência.

Dada a relevância do tema, o ramo da ciência econômica que se ocupa do estudo dessa combinação das instituições políticas e econômicas é a Economia Política. Para Acemoglu (2008) a Economia Política é a análise formal do processo da tomada de decisão coletiva. Segundo Weingast e Wittman (2006) a Economia Política é a aplicação da metodologia da Ciência Econômica à análise do comportamento político e institucional e, por isso, a política torna-se objeto de estudo da Ciência Econômica.

O livro *An Economic Theory of Democracy* de Anthony Downs de 1957, segundo Ansolabehere (2006), estabeleceu as fundações da Economia Política a partir da introdução do

raciocínio econômico e da teoria dos jogos no estudo das eleições, investigando os mecanismos da estratégia política e da lógica da competição eleitoral, para a partir daí avaliar quão fiéis são os governos democráticos à representação popular a que se propõem.

Da hipótese de que são os recursos econômicos que conferem o poder político (MUELLER et al., 2008; ACEMOGLU; ROBSON, 2006; SOKOLOFF; ENGERMAN, 2000) que, por sua vez, modela as instituições econômicas, emergem várias questões interessantes a serem investigadas. Dentre elas se destacam duas: (i) maiores gastos em campanha geram mais votos? (ii) há diferenças entre candidatos incumbentes (aqueles que tentam reeleição) e desafiantes?

Sabe-se que as campanhas políticas são financiadas por grupos empresariais e por pessoas comuns (em menor escala), na maioria dos países. Neste sentido, os efeitos dos gastos em campanha sobre os resultados das eleições tem sido largamente investigados para vários sistemas políticos pelo mundo. O principal objetivo é encontrar evidências empíricas que justifiquem decisões de política com respeito à regulação desses gastos.

De um lado afirma-se que o financiamento de campanha provido por grupos de interesse cria oportunidades para a corrupção, de outro afirma-se que a imposição de restrições a esse financiamento privado limitaria a quantidade de informação a qual os eleitores estariam submetidos. Se os gastos tem retornos diferenciados de acordo com os tipos de candidato, aqueles cujos gastos são mais ineficientes na aquisição de votos, obviamente controlando-se pela qualidade dos candidatos, a limitação de gastos institucionalizaria uma barreira à entrada de competidores frente aos reelegíveis.

A campanha, seja ela via TV, rádio, panfletos, cartazes, etc, tem a função precípua de sinalizar ao eleitor a qualificação do candidato. Em linha com a afirmação de Milgrom e Roberts (1986), a realização da propaganda, por si só, já manifestaria a qualidade de um produto. Como no Brasil, por exemplo, a propaganda eleitoral é gratuita e o tempo de que os candidatos dispõem é desigual, a diferenciação se daria de fato na qualidade da propaganda, ou seja, nos custos de produção.

Logo, se houver de fato um jogo de interesses embutido no financiamento de campanhas, para que essas contribuições sejam efetivas, a campanha deve atrair o voto daqueles eleitores indecisos, manter o voto dos já conquistados e até mesmo modificar opiniões. Quanto maior for seu efeito, maior será a efetividade das doações e mais importantes serão para os resultados.

Posto isso, é importante investigar qual o efeito que os gastos em campanha tem sobre a formação de opinião do eleitor, bem como se o uso desses recursos financeiros oferece os mesmos retornos para candidatos incumbentes e desafiantes. Dentre aqueles que tentaram analisar esta questão, o que também será o nosso objetivo aqui, estão Jacobson e Kernell (1983), Levitt (1994) e Erikson e Palfrey (2000) que investigaram as eleições norte-americanas, Gerber (1998) e Palda e Palda (1998) as eleições francesas e Eagles (2004) e Rekkas (2007) as eleições canadenses.

As dificuldades apresentadas pela literatura existente sobre o tema consistem em encontrar soluções adequadas para os problemas de causalidade reversa e omissão de variáveis. O primeiro problema ocorre porque os financiadores doam dinheiro para aqueles candidatos que já possuem boas chances de vitória, já que esperam que suas contribuições sejam retribuídas sob a forma de influência política. Ou seja, tanto um maior gasto influencia a probabilidade de eleição, quanto aqueles candidatos com maior chance de eleição arrecadam mais recursos e, portanto, incrementam suas chances de vitória. Se o candidato é postulante à reeleição, estas contribuições podem ser maiores de acordo com seu desempenho no atendimento desses interesses quando no cargo. O segundo problema diz respeito à heterogeneidade não observada na qualidade do candidato que causa vieses por omissão de variáveis.

A maioria dos trabalhos exploram as eleições norte-americanas, onde esses problemas são particularmente mais exacerbados, porque toda a campanha se delineia com base nas características do candidato. Ou seja, são elas que determinam as doações que, por sua vez, determinam os gastos com propaganda.

Todos eles tentam encontrar instrumentos para gastos em campanha *e/ou proxies* para a qualidade do candidato que sejam convincentes. Obviamente é uma tarefa difícil encontrar *proxies* que capturem todas as dimensões envolvidas na dita qualidade do candidato.

Tendo em vista a quase inexistência de uma literatura brasileira que trate dessas questões, bem como a permanente discussão sobre reforma política, este trabalho se propõe a analisar as eleições brasileiras de 2006 para Senador, no que tange aos aspectos do impacto de gastos e reeleição. Para tanto, deveremos estimar a probabilidade de vitória dos candidatos utilizando um modelo logit de efeitos aleatórios, além de um OLS com uma proxy para a qualidade do candidato, ponderando pelos efeitos de variáveis relevantes como gastos em campanha, e analisarmos a robustez dos resultados em relação à estrutura econométrica e às variáveis que julgamos serem importantes na sua determinação.

Além desta introdução, apresentamos os artigos mais relevantes que abordam esse tema, bem como uma breve descrição do sistema eleitoral brasileiro. Em seguida, descrevemos os modelos e os dados a serem utilizados. Por fim, os resultados, algumas conclusões e encaminhamentos para pesquisas futuras.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Os efeitos dos gastos em campanha tem sido largamente investigados por economistas e cientistas políticos em todo o mundo. Um dos principais objetivos é encontrar evidências empíricas que justifiquem decisões de política com respeito à regulação dos gastos em campanha. De um lado afirma-se que o financiamento de campanha provido por grupos de interesse cria oportunidades para a corrupção, de outro afirma-se que a imposição de restrições a esse financiamento privado limitaria a quantidade de informação a qual os eleitores estariam submetidos e privilegiaria determinados tipos de candidato.

Neste sentido, é importante investigar qual o efeito que os gastos em campanha tem sobre a formação de opinião por parte do eleitor, bem como se o uso desses recursos financeiros oferece os mesmos retornos para candidatos incumbentes e desafiantes. Dentre aqueles que tentaram analisar o segundo efeito, o que também será o nosso objetivo aqui, estão (JACOBSON; KERNELL, 1983), Levitt (1994), Gerber (1998) e Erikson e Palfrey (2000) que investigaram as eleições norte-americanas, Palda e Palda (1998) as eleições francesas e Eagles (2004) e Rekkas (2007) as eleições canadenses.

Green e Krasno (1988) utilizam uma *proxy* para a qualidade dos desafiantes nas eleições para o congresso norte-americano e encontram que o efeito dos gastos é estatisticamente equivalente para os dois, mas sob determinadas circunstâncias esse efeito pode ser diferenciado. Definem a qualidade do candidato desafiante como sendo composta pelas características que contribuem para fortalecer sua candidatura. Subdivide essas características em dois grupos:

- qualificações do candidato em termos de experiência política e profissional, fama ou notoriedade, aparência física e personalidade;
- capacidade de organizar uma campanha e se autopromover efetivamente.

Na construção da variável, foi-se atribuindo pontos de acordo com essas características numa escala de 0 a 8. Como essas características são dificilmente observadas diretamente, a pontuação é dada subjetivamente com base em informações que sugiram a posse das características citadas acima. Mas, citando (JACOBSON; KERNELL, 1983), a mais importante dessas características seria a experiência em cargos políticos, pois reflete a aquisição de habilidade política, o que inclui prática na elaboração de campanhas e estabelecimento de vínculos com financiadores.

A variável qualidade, definida desta forma, foi bastante significativa na determinação do voto para desafiantes, particularmente quando fizeram-se grandes gastos na campanha. Esses efeitos foram encontrados com base em regressões OLS para vários níveis de gastos dos desafiantes. Na estimação realizada apenas com aqueles que gastaram mais do que US\$100,000 os gastos realizados pelos incumbentes pareceram ser mais efetivos, revelando o fato de que

a qualidade do desafiante se torna mais importante para explicar o número de votos obtido à medida que os gastos realizados por ele são maiores.

Levitt (1994) faz uma crítica a esse artigo argumentando que a inclusão dessa medida de qualidade não amplia significativamente o ajustamento do modelo, o que segundo ele demonstra a inabilidade dessa medida em granjear o caráter multidimensional do que está sendo proposto, pois a qualidade do candidato não coadjuvava dessa maneira na determinação dos resultados da eleição.

De acordo com esse artigo, os gastos não apenas tem um pequeno impacto nos resultados das eleições como também não se diferencia entre os tipos de candidatos. Para chegar a essa conclusão, a “qualidade” não observada dos candidatos foi controlada a partir de uma estrutura de painel que acompanha candidatos que competiram entre si durante várias eleições e um modelo de primeira diferença que elimina a influência de quaisquer efeitos fixos com relação a características dos candidatos e distritos. Talvez este tenha sido o trabalho de mais sucesso no que tange à correção de vieses, no entanto, há algumas críticas em relação à hipótese de que a qualidade do candidato é constante ao longo do tempo.

Gerber (1998) propôs um conjunto de variáveis instrumentais (bens, faixa etária dos eleitores, gastos realizados pelo partido nas eleições passadas) para estimar o efeito dos gastos nas eleições para Senador dos Estados Unidos, via mínimos quadrados em dois estágios, com base na idéia de que os gastos na campanha são uma resposta ao seu nível de competitividade. A estimação via OLS confirmou o resultado convencional de que os gastos dos incumbentes tem um efeito marginal menor quando comparados com desafiantes, enquanto no 2SLS os dois efeitos são estatisticamente equivalentes. Para controlar a qualidade do candidato incluíram-se informações bibliográficas, tais como *dummies* para identificar que candidato já havia ocupado algum cargo público. O nível de renda do candidato é utilizado como instrumento para os gastos na campanha, mas revela-se uma medida inconsistente quando pensamos que empresários e políticos possuem várias características em comum e, portanto, essa variável também seria endógena.

Erikson e Palfrey (2000) tratam esse problema por meio de uma abordagem de equilíbrio, via teoria dos jogos, que permite a obtenção dos efeitos livres de vieses. Estimaram um OLS apenas para eleições cuja expectativa era de que a disputa seria acirrada e encontraram efeitos similares para os dois tipos de candidatos, ou seja, os gastos produzem os mesmos retornos.

Esses trabalhos tentaram modelar as eleições dos Estados Unidos, cujo sistema eleitoral é praticamente bipartidário. No entanto, vários países possuem um sistema multipartidário, como é o caso brasileiro. Obviamente, a análise nesses casos torna-se mais complexa, principalmente porque no Brasil nós temos também a formação de coligações, o que dificulta ainda mais as tentativas de modelagem com a utilização de instrumentos.

Rekkas (2007) investigou o impacto dos gastos nos votos e abstenções das eleições canadenses.

ses, cujo sistema é multipartidário. Fez isso através da especificação de um modelo estrutural do comportamento do eleitor, instituindo tratamentos para endogeneidade - utilizando instrumentos como gastos do partido na eleição anterior e uma medida de quão acirrada foi a disputa pelo cargo nessa eleição - e heterogeneidade não observada do eleitorado. O artigo mostrou que os candidatos incumbentes tendem a se beneficiar mais dos gastos. A análise do impacto dos gastos também sobre as abstenções é uma de suas inovações. As abstenções são definidas como *outside goods*, ou seja, o eleitor opta por abster-se quando nenhum candidato o interessa. Os resultados mostram que os gastos em campanha diminuem o número de abstenções.

Eagles (2004) estima três equações para os três principais partidos canadenses em três eleições distintas, visto que no sistema eleitoral canadense os partidos são fortes e as eleições são centralizadas neles ao invés de nos candidatos. A variável dependente também era o percentual de votos recebido pelo partido e as variáveis explicativas incluíam os gastos próprios, as contribuições obtidas para a campanha e o total de gastos dos partidos concorrentes. Mínimos quadrados em dois estágios são utilizados adotando as variáveis que tratam de gastos como endógenas. Como instrumentos foram utilizados a educação dos candidatos, bens e duas variáveis que capturam a competitividade da eleição. As duas medidas de competitividade consistem na diferença do percentual de votos entre primeiro e segundo lugares da mesma eleição e o valor absoluto da diferença entre o percentual obtido pelo vencedor da eleição e os demais candidatos.

Rekkas (2007) argumenta que a utilização dessas medidas obtidas na eleição corrente não seria apropriada, pois estas variáveis estariam facilmente correlacionadas com gastos e financiamento. Além do mais estariam muito provavelmente correlacionadas com as características não observadas dos candidatos. O coeficiente da variável gasto próprio é positivo, evidenciando o resultado esperado de que o percentual de votos obtidos é maior com o incremento dos gastos próprios, e o coeficiente dos gastos dos adversários é negativo, indicando que o aumento do gasto dos adversários diminui o percentual de votos do partido.

Palda e Palda (1998) também investigaram esses efeitos nas eleições para a Assembléia Legislativa francesa e estimaram que os gastos de desafiantes seriam duas vezes mais efetivos do que o de incumbentes. Embora o sistema eleitoral francês seja multipartidário, a estimação foi realizada considerando apenas os dois partidos mais importantes com o objetivo de não superestimar o efeito dos gastos dos incumbentes quando comparados com desafiantes que não teriam muita importância para a disputa. Um OLS é estimado considerando os gastos do partido, as suas fontes de financiamento e *dummies* para controlar a sua posição ideológica. A endogeneidade dos gastos em campanha não foi levada em consideração.

No Brasil poucos trabalhos tentaram verificar qual o impacto dos gastos realizados em campanha sobre a aquisição de votos. Silveira e Mello (2009) analisaram especificamente os efeitos da campanha eleitoral na TV nos resultados das eleições estaduais para governadores. Fizeram isso comparando os mesmos candidatos entre primeiro e segundo turnos, já que para o primeiro turno o tempo de TV é diferente entre os candidatos e, quando há segundo turno, o tempo é

dividido igualmente entre os dois. Ou seja, a argumentação deles é a de que o tempo entre uma eleição e outra, nesse caso, não é suficiente para que haja uma variação relevante na qualidade do candidato e, portanto, as estimações estariam livres de vieses. Essa particularidade da estimação é um avanço em relação à hipótese adotada por Levitt (1994). Os autores encontraram um efeito significativo da propaganda nos resultados, uma conclusão semelhante à encontrada pela maior parte da literatura se, de fato, os custos de produção representarem um percentual importante dos gastos em campanha.

Samuels (2001b), por sua vez, analisou as eleições brasileiras para a câmara dos deputados. Segundo ele, os gastos são eficientes para ambos os tipos de candidato. Esse resultado foi encontrado a partir da estimação de sete diferentes modelos utilizando OLS, que incluíam uma *proxy* para a “qualidade”. Essa variável qualificava os candidatos com base numa pesquisa realizada seis meses antes da eleição pelo Instituto de Estudos Socioeconomicos (INESC). Tal pesquisa avaliava os candidatos segundo sua experiência e expectativa de vitória. Não fica claro, porém, que variável dependente foi utilizada, aparentemente a proporção de votos. No entanto, sabe-se que o uso de uma variável dependente que esteja no intervalo $[0,1]$ num modelo OLS para eleições apresenta dois problemas:

- Utiliza-se uma variável dependente limitada, o que vai de encontro a uma hipótese assumida na construção teórica do modelo OLS, ou seja, a hipótese de que a variável dependente pode assumir qualquer valor na reta real;
- Desconsidera a estrutura de dependência que há entre os percentuais de votos para uma mesma eleição.

Uma maneira de corrigir o primeiro problema é aplicar uma transformação logística multivariada à variável dependente convertendo-a para uma escala ilimitada. Depois da estimação aplica-se a função inversa para obter-se os coeficientes originais. O segundo problema poderia ser solucionado utilizando-se uma estimação com erros robustos a *cluster* pois, nesse caso, os erros estariam correlacionados dentro de cada distrito. Rekkas (2007) realiza uma estimação desse tipo.

Vê-se que a maioria dos trabalhos exploram as eleições norte-americanas, onde os problemas com endogeneidade são particularmente mais exacerbados, porque toda a campanha se delinea com base nas características do candidato. Ou seja, são elas que determinam as doações que, por sua vez, determinam os gastos com propaganda. As eleições para o Senado brasileiro parecem ter a mesma conotação, como será exposto na seção seguinte, todo o processo eleitoral é centralizado no candidato. Cumpre ressaltar que os efeitos estimados dos gastos em campanha variam de acordo com o sistema eleitoral e a metodologia utilizada para sua mensuração.

3 SISTEMA ELEITORAL BRASILEIRO

No mundo, a maioria dos países adota um sistema unicameral (140 países segundo o *The Electoral Knowledge Network*), tais como: Dinamarca, China, Noruega, Portugal, Suécia, etc. Países como Argentina, Canadá, Espanha, Reino Unido, Alemanha e Estados Unidos adotam um sistema bicameral (89 no total). Como se pode verificar no mapa abaixo é o sistema mais adotado pelos países desenvolvidos.

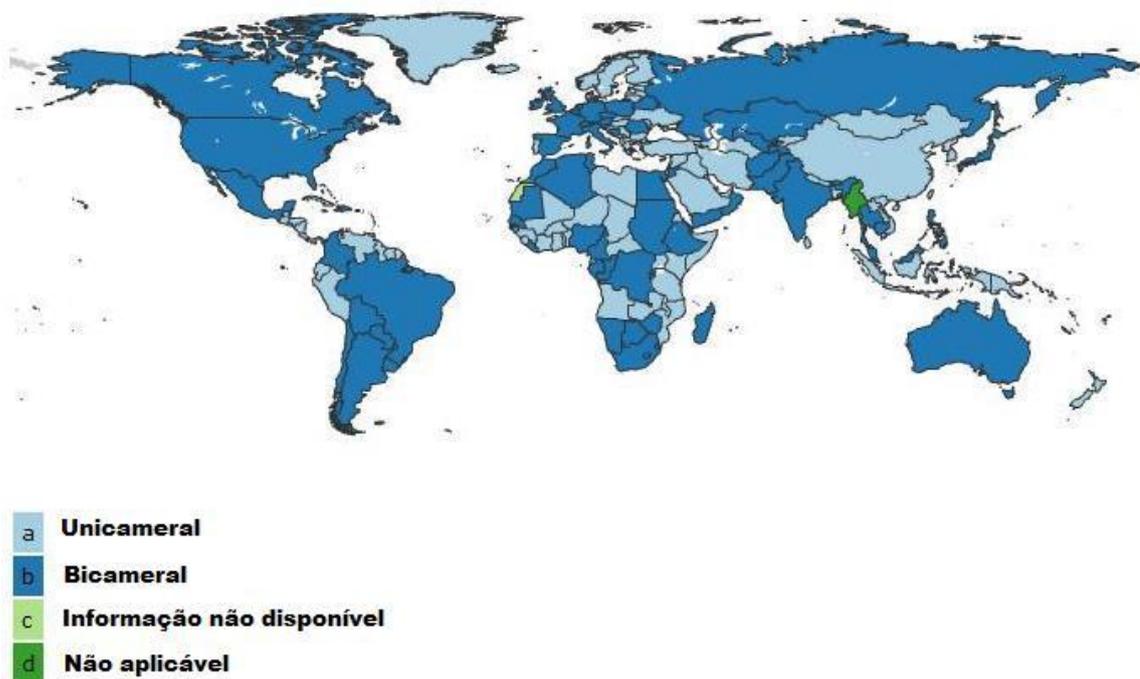


Figura 1: Sistemas Legislativos pelo Mundo

Há vários argumentos que tentam explicar a emergência de poderes legislativos bicamerais pelo mundo. O primeiro deles é que esse sistema deve levar a uma maior estabilidade das políticas. Ou seja, acordos entre as maiorias das duas casas são necessários quando há divergência entre os votantes medianos. E, por esse motivo, associa-se também à manutenção e viabilidade do sistema federalista. A estrutura federativa e a constituição de uma segunda câmara legislativa, o Senado, foi um modelo inicialmente adotado pelos Estados Unidos, exatamente com o objetivo de corrigir a subrepresentação dos estados federados na já existente.

Adotando um modelo espacial de formulação de políticas, Cutrone e McCarty (2006) mostram que não há razões lógicas pelas quais se justifiquem os benefícios trazidos pela existência de duas câmaras, tais como proteção dos direitos das minorias e a preservação do federalismo, que não pudessem ser também mantidos com uma legislatura unicameral bem desenhada. E ainda ressalta que os custos de manutenção de câmaras superiores nas democracias em desen-

volvimento podem ser bastante significativos se o bicameralismo nem mesmo cumprir o objetivo de igualdade de representação. No Brasil, por exemplo, um Senador custa R\$ 33,4 milhões por ano, segundo a ONG Transparência Brasil (2010).

Seguindo o modelo bicameral, o Brasil é uma república presidencialista democrático-representativa com um poder legislativo dividido entre Câmara e Senado. Os Senadores são eleitos através de eleições diretas, em apenas um turno, seguindo a regra da maioria. Os deputados, por sua vez, através do sistema proporcional. O Senado é composto por 81 membros e a Câmara dos Deputados por 513, para mandatos de 8 e 4 anos, respectivamente.

Cada estado possui três representantes no Senado, que são substituídos a cada quatro anos por um e dois terços, alternadamente. Na eleição de 2006 um terço foi renovado, ou seja, cada estado elegeu apenas um representante. Cada Senador é eleito com dois suplentes. Nas eleições em que dois Senadores tem de ser eleitos, vencem os dois candidatos com o maior percentual de votos.

No sistema proporcional existem três possibilidades de distribuição das cadeiras entre os candidatos, quais sejam: lista fechada, lista aberta e lista flexível.

Na lista fechada os partidos apresentam os candidatos de forma ordenada antes da eleição. Os eleitores votam apenas nas legendas dos partidos e os candidatos são eleitos de acordo com a ordenação apresentada previamente. É utilizada em países como Argentina, Uruguai, Espanha e Portugal. Embora esse sistema reduza a liberdade de escolha do eleitor, ele favorece a partidarização. Ademais, como os dirigentes tem controle sobre quem será eleito, esse sistema pode perpetuar alguns grupos no poder.

Já no sistema de lista aberta, o partido apresenta a lista de candidatos e o eleitor escolhe um deles. Os vencedores são os candidatos mais votados das listas. Nesse caso, os partidos perdem o controle sobre quais candidatos serão eleitos, transferindo ao eleitor maior poder de escolha. Um outro efeito desse sistema seria a intensificação da competição intrapartidária.

A lista flexível é uma combinação das duas anteriores, com o objetivo de atenuar as desvantagens delas quando isoladas. O partido apresenta uma lista ordenada de candidatos mas é permitida ao eleitor a sua alteração, o que torna o processo de votação mais complicado. Holanda, Suécia e Áustria adotam esse sistema.

O Brasil adota o sistema proporcional de lista aberta. Ou seja, os partidos apresentam uma lista de candidatos e as cadeiras são distribuídas de acordo com a proporção de votos obtidos pelo partido. As cadeiras são distribuídas da seguinte forma:

- calcula-se a Quota Hare, que é dada pelo quociente eleitoral (divisão do número de votos válidos pelo número de vagas) ; e
- cada vez que o partido atinge a quota elege um representante;

- as cadeiras não ocupadas vão para os partidos com as maiores sobras.

O quociente eleitoral funciona como cláusula de exclusão, ou seja, o partido que não consegue atingí-lo fica sem representação na câmara. Esse fato, portanto, justificaria a existência de uma segunda câmara, o Senado.

De acordo com o Código Eleitoral Brasileiro (2006), o papel do senador é propor, discutir e deliberar sobre a estrutura legislativa nacional. O foco principal dessas atividades é voltado para as leis orçamentárias. Também é responsável pela fiscalização contábil, financeira, orçamentária, operacional e patrimonial da União em parceria com o Tribunal de Contas da União. A idade mínima para candidatar-se a uma posição no Senado é de 35 anos, a mesma idade exigida para os cargos de Presidente e Vice-Presidente.

A legislação brasileira não estabelece limites para os gastos em campanha. No entanto, o candidato deve declarar sua previsão de gastos ao TSE no início do período eleitoral e, a partir daí, seus gastos ficam restritos a esse teto.

O sistema eleitoral brasileiro é multipartidário, atualmente composto por 27 partidos segundo o TSE. Mas em 2006, 29 partidos estavam registrados. Ressalte-se, porém, que esses partidos poderiam formar coligações e lançar candidatos conjuntamente. Nessa eleição, 43% dos candidatos integravam alguma coligação.

Em países como Bélgica, Bulgária, Chile, Dinamarca, Israel, Polônia e Suécia a formação de coligações também é permitida. A coalisão permite a agregação dos votos dos partidos membros, quando da distribuição de cadeiras, possibilitando que partidos menores também tenham representatividade. Esse detalhe pode gerar distorções entre os eleitos, já que pode conceder cadeiras a partidos que obtiveram menor votação em relação a outros. Para corrigir essas distorções os partidos tentam lançar poucos nomes de forma a concentrar o maior número de votos neles e tentar atingir o quociente eleitoral.

Ou seja, os partidos têm vários incentivos para formar coalisões, mas um deles é bastante peculiar: o aumento do seu tempo disponível nos meios de comunicação para propaganda eleitoral gratuita. Esse tempo é alocado entre os partidos de acordo com a seguinte regra:

- um terço do tempo total de TV destinado à propaganda política é dividido igualmente entre os candidatos; e,
- dois terços é proporcional ao número de representantes do partido na Câmara.

Se a exposição nos meios de comunicação é arrecadadora de votos, a formação de coalisões é uma estratégia importante, já que a compra de tempo adicional de propaganda não é permitida. Silveira e Mello (2009), por exemplo, encontraram um significativo efeito causal da realização

de propaganda na TV nas eleições governamentais brasileiras. Adicionalmente, segundo Samuels (2001b) a maior parte dos recursos disponíveis para campanha deve ser provavelmente investida nos custos de produção da propaganda veiculada na TV.

Segundo os cientistas políticos, Nicolau (1997) por exemplo, os partidos políticos no Brasil são enfraquecidos organizacionalmente. Desse modo, os candidatos tipicamente se valem da capacidade pessoal para levantar fundos. E esse arcabouço institucional produz eleições com custos mais elevados, já que os candidatos não dispõem do poder institucional dos partidos para a atração de votos.

A lei permite que os candidatos recebam doações de pessoas físicas e jurídicas. A maior parte das contribuições parte de empresas e, portanto, se o dinheiro investido determina o resultado das eleições, os interesses corporativos as influenciam e, logo em seguida, as políticas públicas. Vemos, portanto, que o sistema eleitoral brasileiro exacerba as fontes de endogeneidade com respeito à qualidade não observada do candidato.

4 METODOLOGIA

Com base no exposto até aqui, existem basicamente três problemas com as metodologias daqueles que se propuseram a desvendar o chamado *the incumbent spending puzzle*:

- A estimação de modelos OLS cuja variável dependente é a proporção de votos;
- Uma *proxy* para qualidade não tem como captar todas as dimensões das habilidades do candidato empregadas na aquisição de fundos e votos. Ademais, essas *proxies*, quando incluídas, normalmente tratam apenas da qualidade de incumbentes, superestimando o efeito dos gastos dos desafiantes;
- A utilização de controles inadequados para a competitividade da eleição faz com que os efeitos dos gastos dos desafiantes sejam superestimados.

Tendo em vista tais problemas, além de propormos uma *proxy* para qualidade que representa um grande avanço em termos de mensuração do caráter multidimensional que envolve esta variável, propomos também a utilização de modelos logit para estimar a probabilidade de vitória dos candidatos a partir de uma perspectiva de maximização de utilidade do eleitor.

4.1 Modelo

Nos modelos de escolha discreta a variável a ser explicada y é selecionada dentre um número finito de ocorrências possíveis. O principal caso é aquele em que $y = 1$ é tomado como sucesso e $y = 0$ como fracasso, o que em termos gerais é um processo aleatório do tipo Bernoulli, muito embora aqui a ocorrência da variável y seja condicionada a um vetor de variáveis \mathbf{x} . Supõe-se que essas variáveis sejam capazes de explicar a ocorrência do evento k_{1i} sucessos e k_{2i} fracassos, e podem ser de três tipos, quais sejam: as características do decisor, as características da escolha ou uma combinação dos dois tipos.

Dentre os mais básicos modelos de escolha discreta temos os de probabilidade linear, logit e probit. No primeiro, estima-se um modelo OLS tradicional, mas muito frequentemente existem valores de \mathbf{x} para os quais os valores estimados de y não estão entre 0 e 1. Além disso, o acréscimo de uma unidade em x_j com tudo o mais constante provoca a mesma variação em $P(y = 1|x)$ independente do seu valor inicial. Embora o modelo de probabilidade linear apresente essas fragilidades, ainda fornece boas estimativas para probabilidades em torno do centro da distribuição.

Para corrigir esses problemas com as estimativas nas caldas utiliza-se as distribuições logística ou normal, o que resulta nos chamados modelos logit e probit, respectivamente. Ou seja,

em vez de $P(y = 1|x) = x\beta$ temos $P(y = 1|x) = G(x\beta)$. Esses modelos podem ser derivados, de uma forma mais geral, a partir de um modelo de variável latente:

$$y^* = x\beta + e, \quad (1)$$

onde $y = 1$ se $y^* > 0$ e $y = 0$ caso contrário.

Onde e é uma variável contínua independente de \mathbf{x} e com distribuição simétrica em torno de zero. Sendo $G(\cdot)$ a distribuição acumulada de e , temos que:

$$P(y = 1|x) = P(y^* > 0|x) = P(e > -x\beta|x) = 1 - G(-x\beta) = G(x\beta) \quad (2)$$

Os modelos são estimados via máxima verossimilhança a partir de,

$$f(y|x_i; \beta) = [G(x_i\beta)]^y [1 - G(x_i\beta)]^{1-y}, y = 0, 1 \quad (3)$$

Podemos ainda aplicar a abordagem de maximização da utilidade e chegarmos às mesmas conclusões. Suponha que Y_i represente uma escolha discreta entre J alternativas e U_{ij} a utilidade do indivíduo i se escolher a alternativa j . Dizemos então que U_{ij} possui dois componentes, um sistemático η_{ij} e um aleatório ε_{ij} . Esses componentes são, portanto, separáveis e aditivos.

$$U_{ij} = \eta_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Supomos que os indivíduos agem de forma racional escolhendo a alternativa que lhes fornece maior nível de satisfação. Portanto, o indivíduo i irá escolher a alternativa j com a seguinte probabilidade:

$$p_{ij} = P(Y_i = j) = P[\text{Max}(U_{i1}, \dots, U_{iJ}) = U_{ij}] \quad (5)$$

Podemos dizer que η_{ij} é a utilidade conhecida e corresponde aos parâmetros associados às características de cada escolha. O termo ε_{ij} é o componente estocástico e inclui todos os elementos que possam influenciar a escolha do tomador de decisão omitidos pelo modelo.

Os modelos são estimados via máxima verossimilhança a partir de,

$$f(y|x_i; \beta) = [G(x_i\beta)]^y [1 - G(x_i\beta)]^{1-y}, y = 0, 1 \quad (6)$$

Com base em McFadden (1974) e Rekkas (2007), a especificação do nosso modelo se dá via função utilidade do eleitor. Como dispomos apenas de dados agregados, adotaremos a figura de um “eleitor central” ou ainda um “eleitor médio” como sendo o nosso consumidor. Definiremos cada estado como sendo um mercado, ou seja, diferentes eleições implicam diferentes mercados. Portanto, temos 27 consumidores e 201 produtos distribuídos em 27 mercados. As-

sim, a utilidade obtida pelo eleitor l que reside no estado i por votar no candidato j é dada por $U(x_{lj}, \varepsilon_{lji}; \theta)$, onde θ é um vetor de parâmetros desconhecidos, x_{lj} é o vetor de características observáveis do candidato j no estado i e ε_{lji} captura todas as características que influenciam na decisão do eleitor mas que não foram incluídas no modelo.

Posto isso, quando o eleitor l do estado i vota no candidato j assume-se que esta escolha maximiza sua utilidade u_{lji} dentre todas as J_j alternativas. Assumindo que a probabilidade de empate seja zero, a probabilidade de o candidato i vencer a eleição é dada por:

$$Prob(u_{lji} > u_{kji}) = G(x_{lj}, \varepsilon_{lji}; \theta), \forall l \neq k \quad (7)$$

Se supusermos que ε_{lji} é independente e identicamente distribuído e segue uma distribuição de Gumbel, obteremos o modelo logit.

McFadden (1974) propôs modelar as utilidades esperadas a partir das características das possibilidades de escolha em vez de características dos decisores - como acontece no modelo logit multinomial. Esse modelo é denominado logit condicional.

Segundo Rogers (1993) uma regressão logística condicional difere da regressão logística padrão pelo fato de os dados amostrais estarem divididos em grupos e dentro de cada um o número de sucessos - como definido anteriormente - é predeterminado. Portanto, temos de condicionar as probabilidades ao número de sucessos definidos em cada grupo. Ou seja, como estaremos modelando as eleições para 27 estados, nossos dados estão distribuídos em 27 grupos, cada um com a ocorrência de apenas um sucesso, ou seja, um candidato é eleito em cada estado.

Ademais, por conta disso, a vitória de um candidato determina a derrota dos demais, logo existe também correlação intragrupo, que não viesas os coeficientes mas subestima as variâncias. Para corrigir o problema estimaremos um modelo logit condicional com erros robustos a *cluster*, tal procedimento será esclarecido ao final desta seção. O modelo logit condicional é também conhecido como logit de efeitos fixos já que quaisquer variáveis que permaneçam constantes dentro de cada grupo são canceladas quando da formação dessas probabilidades condicionais.

Por simplicidade, suponha um grupo composto por duas observações, a probabilidade de sucesso será dada pela equação logística padrão, mas adotaremos a seguinte probabilidade condicional:

$$P(\text{Obs. 1} = \text{Sucesso e Obs. 2} = \text{Fracasso} \mid \text{Obs. 1} = \text{Sucesso}) = \frac{P(1 \text{ Sucesso})P(2 \text{ Fracasso})}{P(1 \text{ Sucesso})P(2 \text{ Fracasso}) + P(2 \text{ Sucesso})P(1 \text{ Fracasso})} \quad (8)$$

Por conveniência notacional, consideremos que k_{1i} é o número de sucessos ($y = 1$) e k_{2i} o número de fracassos ($y = 0$) em cada grupo i , onde $i = 1, 2, \dots, n$, e n é o número total de

grupos. Assim, existem $T_i = k_{1i} + k_{2i}$ observações no i -ésimo grupo e $t = 1, \dots, T_i$ denota as observações do i -ésimo grupo.

Formalmente, nesse caso teríamos $T_i = 2$ e $n_i = \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$ toma valores em $\{0, 1, 2\}$. Intuitivamente, a distribuição condicional de (y_{i1}, y_{i2}) dado n_i não pode ser informativa em relação a β para $n_i = 0$ e $n_i = 2$. No entanto, para $n_i = 1$, teremos:

$$\begin{aligned}
 P(y_{i2} = 1 | x_i, n_i = 1) &= \frac{P(y_{i2} = 1, n_i = 1 | x_i)}{P(n_i = 1 | x_i)} \\
 &= \frac{P(y_{i2} = 1 | x_i)P(y_{i1} = 0 | x_i)}{P(y_{i1} = 0)P(y_{i2} = 1 | x_i) + P(y_{i1} = 1)P(y_{i2} = 0 | x_i)} \\
 &= \frac{\Lambda(x_{i2}\beta)[1 - \Lambda(x_{i1}\beta)]}{[1 - \Lambda(x_{i1}\beta)]\Lambda(x_{i2}\beta) + \Lambda(x_{i1}\beta)[1 - \Lambda(x_{i2}\beta)]} \\
 &= \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] \tag{9}
 \end{aligned}$$

Similarmente,

$$P(y_{i1} = 1 | x_i, n_i = 1) = \Lambda[-(x_{i2} - x_{i1})\beta] = 1 - \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] \tag{10}$$

A log-verossimilhança para a observação i seria:

$$l_i(\beta) = 1[n_i = 1] \{w_i \log \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta] + (1 - w_i) \log(1 - \Lambda[(x_{i2} - x_{i1})\beta])\} \tag{11}$$

Onde $w_i = 1$ se $(y_{i1} = 0, y_{i2} = 1)$, e $w_i = 0$ se $(y_{i1} = 1, y_{i2} = 0)$. A função indicadora $1[n_i = 1]$ seleciona as observações para as quais $n_i = 1$.

O caso geral do exemplo ilustrado acima é dado por:

$$P(y_i | \sum_{t=1}^{T_i} y_{it} = k_{1i}) = \frac{\exp(\sum_{t=1}^{T_i} y_{it} x_{it} \beta)}{\sum_{d_i \in S_i} \exp(\sum_{t=1}^{T_i} d_{it} x_{it} \beta)} \tag{12}$$

Onde d_{it} é uma função indicadora para sucessos e S_i é o conjunto de todas as combinações possíveis dos k_{1i} sucessos e k_{2i} fracassos.

A estimação desse modelo é feita via máxima verossimilhança (citar máxima verossimilhança parcial), por isso condicionamos a probabilidade de $y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT_i})$ a $\sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$, ou seja, o número observado de sucessos.

O denominador da equação (12) pode ser computado recursivamente através da seguinte

função:

$$f_i(T_i, k_{1i}) = \sum_{d_i \in S_i} \exp\left(\sum_{t=1}^{T_i} d_{it} x_{it} \beta\right) \quad (13)$$

$$f_i(T, k) = f_i(T-1, k) + f_i(T-1, k-1) \exp(x_{iT} \beta) \quad (14)$$

Para obtê-la compara-se as alterações de f_i de acordo com a variação do número de observações dentro de cada grupo. Por definição, $f_i(T, k) = 0$ se $T < k$ e $f_i(T, 0) = 1$.

Assim, a função de máxima verossimilhança condicional logaritmizada é dada por:

$$\ln \mathfrak{S} = \sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^{T_i} y_{it} x_{it} \beta - \log f_i(T_i, k_{1i}) \right] \quad (15)$$

As estimativas tradicionais de erros padrões nos modelos de regressão logística não são adequados quando temos de lidar com dados que apresentam uma estrutura de *cluster*, ou seja, as observações que pertencem a um *cluster* tendem a ter características similares e uma maior probabilidade de estarem correlacionadas entre si. Desse modo, precisamos de uma matriz de covariância robusta que leve em conta qualquer correlação dada dentro de cada grupo.

Huber (1967) propõe a seguinte metodologia para o cálculo de erros padrões robustos quando da existência de estrutura de *cluster* e heterocedasticidade nos dados.

Definindo a função *score* para a i -ésima observação como sendo

$$S_i = \frac{\partial(\log f(\cdot))}{\partial(x_i \beta)} = y_i - p_i \quad (16)$$

e matriz Hessiana como

$$H_j = \frac{\partial^2(\log f(\cdot))}{\partial(x_i \beta)^2} = p_i(1 - p_i) \quad (17)$$

A estimativa para a variância de Huber é dada por:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\beta) &= \left[\sum_i (p_i(1 - p_i)(x_i^T x_i)) \right]^{-1} \times \\ &\times \left[\sum_i (y_i - p_i)^T x_i^T x_i (y_i - p_i) \right] \times \left[\sum_i (p_i(1 - p_i)(x_i^T x_i)) \right]^{-1} \end{aligned} \quad (18)$$

Se existirem n *clusters* independentes entre si, cada um com T_i observações, $i = 1, \dots, n$, tere-

mos:

$$\text{Var}(\beta) = \tilde{D}^{-1} \left(\sum_i U_i^T U_i \right) \tilde{D}^{-1} \quad (19)$$

onde $\tilde{D} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^{T_i} (H_{ik} x_{ik}^T x_{ik})$ e a contribuição de cada cluster para a função *score* $U_i = \sum_{k=1}^{T_i} x_{ik} S_{ik}$, onde $i = 1, \dots, n$. Utilizando a correção para amostras finitas dada por,

$$q_n = \frac{n}{n-1} \quad (20)$$

onde n é o número de *clusters* da amostra. Portanto, a variância robusta estimada *a la* Huber é dada por:

$$\text{Var}(\beta) = q_c \tilde{D}^{-1} \left(\sum_j U_j^T U_j \right) \tilde{D}^{-1} \quad (21)$$

Portanto, estimaremos dois tipos de modelos logit: um que atenta para a não-aleatoriedade da distribuição de sucessos entre os grupos (condicional) com erros robustos a *cluster* e um outro em que corrigimos apenas pelo efeito de *cluster*. A subseção seguinte descreve a base de dados e as variáveis utilizadas.

4.2 Dados e Variáveis Explicativas

A base de dados utilizada foi construída a partir das estatísticas das eleições disponibilizadas pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE) no seu sítio, para as eleições de Senador em 2006. Nela dispomos de informações socioeconômicas dos candidatos, gastos com campanha declarados, percentual de votos obtidos, coligação e partido aos quais o candidato pertenceu e se tentava reeleição.

Isso é o resultado de uma lei de 1993 segundo a qual todos os candidatos devem submeter sua prestação de contas ao TSE ao final do período eleitoral, que nada mais é do que o registro de todas as contribuições recebidas para a campanha, não necessariamente gastos. Admitiremos aqui que as duas rubricas sejam iguais. Obviamente persiste alguma dúvida sobre a validade desses dados, mas citando a literatura internacional a respeito, os dados serão questionáveis apenas se não emergir deles nenhum padrão.

Para informações específicas a respeito da experiência dos candidatos com relação a eleições para o Senado, utilizamos os dados da publicação Os “Cabeças” do Congresso Nacional do Departamento Intersindical de Assessoria Parlamentar (DIAP) que lista os 100 parlamentares mais influentes do Poder Legislativo, anualmente, desde 1994. A pesquisa classifica os parlamentares de acordo com cinco categorias:

- debatedores;
- articuladores/organizadores;
- formuladores;
- negociadores; e,
- formadores de opinião.

Esta classificação tenta identificar nos parlamentares as habilidades que definem a sua influência sobre as decisões do Poder Legislativo. Para a classificação e definição dos nomes a serem considerados, foram utilizados três critérios: o posto hierárquico ocupado na estrutura da organização, a percepção que outras pessoas têm ou fazem sobre ele e a capacidade de liderar e influenciar escolhas. Além disso, o DIAP também tenta captar as ações de bastidores dos parlamentares, tais como a articulação para o adiamento da votação de matérias.

Com base nos critérios acima, a equipe do DIAP fez entrevistas com deputados e senadores, assessores das duas Casas do Congresso, jornalistas, cientistas e analistas políticos, e promoveu, em relação a cada parlamentar, exame cuidadoso das atividades profissionais, dos vínculos com empresas ou organizações econômicas ou de classe, da formação e vida acadêmica, além de levantamentos minuciosos de pronunciamentos, apresentação de proposições, resultados de votações, intervenções nos debates do Legislativo, frequência com que é citado na imprensa, temas preferenciais, cargos

públicos exercidos dentro e fora do Congresso, relatorias de matérias relevantes, forças ou grupos políticos de que faça parte, além do exame minucioso dos perfis políticos e ideológicos de cada parlamentar. (DIAP, 2006, p.11)

Neste sentido, os dados dos quais dispomos parecem capturar as nuances mais relevantes que uma proxy da qualidade do candidato deveria levar em conta. Assim, na variável qualidade contabilizamos quantas vezes, no período de 1994 a 2006, os candidatos a senador na eleição de 2006 apareceram na lista. Ressalte-se que nela estão incluídos não só aqueles que já tinham ocupado o cargo de senador anteriormente, mas também aqueles que foram deputados e também apareceram na lista no período analisado. Obviamente, uma falha dessa nossa medida seria o fato de que a qualidade dos candidatos que teriam ocupado outros cargos, tais como governadores e prefeitos, não é levada em consideração.

Com base nos dados disponíveis e na análise da literatura sobre o assunto, definimos como variáveis de interesse:

Quantidade de partidos que compõem a coligação do candidato (*qtpart*) Essa variável tenta captar os ganhos do candidato quando há formação de coalisões, tais como: aumento do tempo disponível nos meios de comunicação.

Partido (*part*) Incluímos nessa *dummy* os considerados seis maiores partidos do país, - PT, PDT, PFL, PMDB, PSDB e PTB - de modo que essa variável assume o valor 1 para os candidatos desses partidos e 0 caso contrário. Destaque-se que há casos em que esses partidos participaram apenas de coligações, ou seja, não lançaram candidato próprio, mas não é um número relevante. O critério adotado para essa classificação foi a quantidade de representantes que estes tinham na Câmara dos Deputados em 2006. Para se ter uma idéia, os seis partidos juntos detinham 73% das cadeiras desta Casa.

Riqueza (*bens*) Segundo Gerber (1998) o nível de riqueza do candidato pode ser usado como instrumento para gastos já que não tem influência direta sobre os resultados auferidos, mas correlaciona-se com gastos na medida em que facilita o levantamento de fundos para campanha. A inclusão dessa variável no modelo nos permitirá conferir a validade dessa afirmativa para o caso brasileiro, tendo em vista que, no Brasil, embora a lei restrinja as doações de pessoas físicas e jurídicas em 10% e 2% de sua receita bruta anual, respectivamente, o candidato é livre com relação ao uso de seus bens na campanha e esses recursos próprios utilizados não são declarados na prestação de contas.

Idade do candidato (*idade*) Um cargo no Senado é usualmente ocupado por pessoas com mais experiência na política e a inclusão da idade seria uma via de transmissão dessa experiência para o modelo, junto com as variáveis *qualidade* e *reeleição*. Como afirmado anteriormente, a idade mínima exigida para a candidatura ao cargo é de 35 anos.

Podemos observar na tabela 2 que a idade média dos candidatos é de 52 anos, com um desvio-padrão de 11 anos. O candidato mais jovem tinha 35 anos e o mais velho 89 anos.

Reeleição (*reel*) Essa variável indica o status do candidato: incumbente ou desafiante. Também é um indicador de “qualidade”.

Gasto per capita (*gastopc*) A variável é definida como sendo o total de gastos declarados pelo candidato dividido pelo número de eleitores aptos do estado. Existe um consenso mais ou menos geral na literatura de que os gastos em campanha, na margem, tem um efeito maior na eleição de desafiante do que de incumbentes. A hipótese considerada aqui é a de que é através dos gastos que o candidato se faz conhecer. Diferente dos demais trabalhos, o que estamos analisando na verdade são os gastos diretos com propaganda, porque o tempo de TV e rádio é gratuito. Desse modo, nossa avaliação seria muito mais qualitativa das atividades de marketing realizado via TV e rádio, diferente do que acontece nos Estados Unidos. Vale ressaltar que a diferença no tempo de propaganda por esses meios será em parte captada pelas variáveis *qtpart* e *partido* pelas razões apresentadas anteriormente. Esta variável é similar à utilizada por Gerber (1998) e Rekkas (2007).

Qualidade (*qual*, *ibope*) Tomando Green e Krasno (1988) como referência, criou-se uma *proxy* para designar o que a literatura chama de “qualidade” do candidato, que consiste na sua experiência com a política, a habilidade na aquisição de votos e recursos para campanha, etc. (LEVITT, 1994). Para isso utilizamos os dados da publicação Os “Cabeças” do Congresso Nacional do Departamento Intersindical de Assessoria Parlamentar (DIAP) citada anteriormente. Na variável qualidade, contabilizamos quantas vezes cada candidato aparece na lista no período de 1994 a 2006. Na variável *ibope* registramos os candidatos que pontuaram significativamente (como a margem de erro das pesquisas é sempre de 3 pontos percentuais, convencionamos atribuir 1 para os candidatos com maior percentual de votos na pesquisa do Ibope realizada no final de agosto de 2006 para todos os estados). Esperamos com essas variáveis atenuar o problema de endogeneidade da variável *gasto*. A distribuição conjunta das duas é apresentada abaixo. 145 candidatos não aparecem em nenhuma das duas, 4 aparecem na pesquisa DIAP e não aparecem na pesquisa Ibope, 32 aparecem na pesquisa Ibope e não aparecem na pesquisa DIAP e 10 aparecem em ambas.

Escolaridade (*esc*) Essa variável assume o valor 1 para os candidatos com nível superior e 0 caso contrário. Supõe-se que a escolaridade do candidato possa também ser um controle para a “qualidade” que nos referimos anteriormente.

Na tabela abaixo apresentamos as estatísticas descritivas dessas variáveis.

Tabela 1: Distribuição Conjunta das Variáveis qualidade e ibope

qualidade	ibope		Total
	0	1	
0	145	32	177
1	1	3	4
2	2	2	4
4	0	1	1
5	0	4	4
6	0	1	1
7	0	1	1
8	1	1	2
9	0	2	2
11	0	1	1
12	0	1	1
13	0	3	3
Total	149	52	201

Fonte: DIAP, Ibope. Elaboração Própria.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variável	Obs	Média	Desvio-padrão	Min	Max
qualidade	201	0.736	2.505	0	13
ibope	201	0.259	0.439	0	1
situação	201	0.134	0.342	0	1
qtpart	201	2.801	2.850	1	15
bens	162	4416037	39100000	0	497000000
gênero	201	0.846	0.362	0	1
idade	201	52.348	11.244	35	89
reeleição	201	0.085	0.279	0	1
gastopc	201	0.186	0.520	0	4.706
partido	201	0.338	0.474	0	1
escolaridade	201	0.687	0.465	0	1

Fonte: TSE, DIAP, Ibope. Elaboração Própria.

5 RESULTADOS

A tabela 3 em anexo mostra os resultados da estimação de três modelos do tipo logit. No Modelo I a amostra utilizada para estimação é composta de todos os candidatos que concorreram nas eleições de 2006. Ou seja, não adotamos nenhuma correção para os problemas discutidos anteriormente, exceto para a estrutura de *cluster*. O seguinte modelo foi estimado:

$$P(y_{lji}|x) = \Lambda(\alpha_{ji} + \text{sexo} + \text{qual}_{ji}\beta_1 + \text{esc}_{ji}\beta_2 + \text{idade}_{ji}\beta_3 + \text{qtpart}_{ji}\beta_4 + \text{part}_{ji}\beta_5 + \text{reel}_{ji}\beta_6 + \text{gastopc}_{ji}\beta_7 + \text{reelXgastopc}_{ji}\beta_8) \quad (22)$$

Onde $\Lambda(\cdot)$ é a função logística. O modelo foi estimado com os 201 candidatos a senador para os 26 estados e o distrito federal. Também controlamos a correlação existente entre os candidatos de um mesmo estado via erros robustos a *cluster*.

A variável qualidade é significativa a 5% e tem coeficiente positivo, embora de pequena magnitude. Desse modo, se o candidato aparecer mais vezes na lista do DIAP - o que na verdade indica ter possuído cargos anteriores no Congresso Nacional e, por isso, experiência no cargo - a probabilidade de vencer a eleição é aumentada. Na tabela 4, onde são apresentados os efeitos marginais para os coeficientes desse modelo, podemos verificar que a probabilidade de o candidato vencer a eleição cresce em 0.134 quando há uma aparição adicional na lista. Ou seja, as dimensões da qualidade do candidato captadas por esta variável de fato revelam-se importantes na determinação dos resultados.

A escolaridade do candidato, no entanto, é estatisticamente insignificante, quando controlados os demais fatores. Analisar a distribuição da amostra com relação a gênero lança luzes sobre esses resultados. Ou seja, 69% dos candidatos possui ensino superior e, dos eleitos, 35% possui ensino médio. Isso nos leva à conclusão de que pleitear um cargo ao senado pressupõe pelo menos nível médio de escolaridade, mas uma vez que controlemos pela experiência do candidato na política, os efeitos da escolaridade são suprimidos.

A idade é significativa e, à medida que aumenta em um ano, incrementa a probabilidade de vencer em 0.062. Os candidatos ao senado são tipicamente pessoas que já possuíram cargos políticos, portanto, mais idosas, inclusive porque a idade mínima para candidatura ao cargo é de 35 anos. A média de idade dos candidatos nesta eleição era de 52 anos, os mais jovens tinham 35 anos e o mais velho 89 anos.

A variável quantidade de partidos é significativa a 1% e deve estar captando vários efeitos resultantes da formação de coligações, tais como o fato de que maior tempo de propaganda deve implicar em maiores gastos e, portanto, o candidato de um partido grande (como definido anteriormente) e/ou que pertença a uma coligação com vários partidos terá relativamente maiores gastos. A inclusão de um partido na coligação significa um acréscimo de 0.436 na probabilidade de vitória. Já a *dummy* que indica se o candidato é de partido grande não é significativa.

Avaliando esses dois efeitos podemos afirmar que o importante é o agrupamento de partidos e não um único partido dentro da classificação “grande-tradicional”.

Isso corrobora a afirmação de Samuels (2001b) de que os partidos políticos no Brasil são enfraquecidos e é o candidato que centraliza todo o processo eleitoral, inclusive o levantamento de fundos. Cumpre ressaltar que ainda que excluamos a variável $qtpart$, o controle para tamanho do partido continua não significativo, eliminando a hipótese de que ela já estaria captando o efeito do partido grande por conta do suposto poder agregador desses partidos maiores.

A variável reeleição é significativa a 10% apenas, o que indica que o candidato que concorre a reeleição tem uma probabilidade 1.549¹ maior de obter resultado positivo quando comparado ao que concorre pela primeira vez ou que já ocupou uma cadeira no senado em mandato anterior ao de 1998-2006 e deseja retornar. Dentre os 17 candidatos que tentavam reeleição, 7 obtiveram êxito.

O teste de Wald indica que a inclusão da variável $bens$ não traz ganhos para o modelo, nem alterações significantes nos coeficientes das outras variáveis. Adicionalmente, a inclusão da segunda reduz nossas observações em 51 casos. Os custos de inclusão desta variável seriam, portanto, muito altos.

A variável $sexo$ não é estatisticamente significativa, mas o sinal negativo indica que ser mulher reduz a probabilidade de eleição. A literatura também fornece poucas evidências de que haja diferenciação de gênero nos processos eleitorais. Apenas Rekkas (2008) mostra que para o mesmo padrão de gastos, homens que tentam reeleição tem vantagem sobre mulheres na mesma situação, mas a desvantagem diminui com o aumento dos gastos. Por outro lado, mulheres não incumbentes tem vantagem sobre homens do mesmo tipo se adotado um alto padrão de gastos para os dois e essa vantagem é também uma função crescente dos gastos. A autora encontrou esses resultados estimando um modelo OLS instrumentalizado para gastos e acrescentou dois termos de interação: $gastos \times gênero$ e $incumbente \times gênero$.

Nesta eleição, com relação a gênero, 31% dos candidatos eram mulheres, distribuídas por 18 estados. Em 9 estados, apenas homens concorreram ao cargo, marcadamente na região Nordeste.

Embora esse efeito não esteja claro, já foram realizadas mudanças na legislação eleitoral brasileira neste sentido. Em 2009, a Lei dos Partidos Políticos (9096/95) foi modificada para estabelecer uma quota a ser cumprida pelos partidos no que diz respeito a gênero. A Lei No 12.034 de setembro de 2009 estabelece que cada partido ou coligação deve possuir um mínimo de 30% e um máximo de 70% de candidaturas para cada sexo. A lei é válida para os cargos das eleições proporcionais.

De acordo com Cox G.; Thies (1998), os sistemas eleitorais centralizados em candidatos

¹ Como os efeitos marginais fornecem a inclinação da curva de probabilidade, esse número pode perfeitamente ser maior do que 1

tendem a ter gastos com campanha relativamente mais altos. No Brasil, em nível estadual, as eleições para senador ocupam o segundo lugar em termos de gastos, perdem apenas para governadores. Na eleição de 2006 há candidatos que declararam gasto zero, assim como há candidatos que declararam cerca de três milhões de reais em doações.

A tabela 5 e a figura 3 (em anexo) apresentam a variação nas probabilidades de vitória previstas para os candidatos incumbentes considerando a variação do gasto per capita de R\$1 a R\$3 reais com incrementos de R\$0,10. Podemos observar que a média da variação na probabilidade de vitória é de 0.282 quando o candidato gasta R\$1,00 por eleitor e diminui à medida que o candidato gasta mais. Cabe ressaltar que nesse exercício apenas os incumbentes estariam aumentando os gastos, enquanto o padrão de gastos dos desafiantes permaneceria o mesmo.

Por outro lado, na tabela 6 e na figura 2, vemos que esses efeitos são crescentes para os desafiantes em praticamente todo o intervalo, apresentando rendimentos estacionários a partir de R\$3,00. Note que quando o candidato aumenta o gasto per capita de 1 para 2 reais, eleva a probabilidade média de vitória em 0.430.

Note, porém, que uma variação inicial de R\$0,10 no gasto per capita do incumbente eleva em 0.307 a probabilidade de vitória enquanto para os desafiantes essa variação é de apenas 0.137. A variação para os desafiantes só atinge o patamar de variação inicial dos incumbentes com um incremento de R\$0.90. Observe, no entanto, que o intervalo de confiança para os reelegíveis é bem mais amplo tendo em vista que temos apenas um deles em cada grupo. Ou seja, esse resultado tem de ser ponderado por este aspecto.

Nos efeitos marginais apresentados aqui, os incrementos na variável de interesse são computados para cada observação e depois toma-se a média das variações nas probabilidades estimadas. Ou seja, estes são os efeitos marginais médios.

Ressalte-se também que esses números refletem a variação média na probabilidade de vitória de candidatos cujos gastos per capita variam significativamente entre si, e que esses desvios em relação à média são muito maiores para desafiantes do que para reelegíveis.

Ponderados todos esses fatores de ordem técnica, em termos teóricos poderíamos dizer que esses resultados corroboram a literatura existente de que incumbentes transformam dinheiro em votos mais eficientemente. Segundo Samuels (2001a), o uso do cargo para a aquisição de benefícios e reconhecimento o fazem atingir um estágio de retornos decrescentes quando da eleição, nesse caso os gastos produziram pouco efeito em termos de aquisição de votos, enquanto que os desafiantes tem de adquirir reconhecimento via “investimentos”.

Vários trabalhos mostram que a despesa pública no Brasil cresce com a proximidade das eleições e a distribuição de recursos depende de alinhamento político (BITTENCOURT J. L.; HILLBRECHT, 2003; NAKAGUMA M. Y.; BENDER, 2010; DUCHATEAU; AGUIRRE, 2007). Essa diferenciação nas transferências em termos políticos é feita através das transferências voluntárias e do investimento federal nos estados. Duchateau e Aguirre (2007) mostram

que o alinhamento partidário entre os representantes e o comportamento eleitoral nas eleições anteriores de fato influenciam a distribuição desses recursos entre os estados. Desse modo, devemos levantar a hipótese de que aqueles candidatos que tentam reeleição devam construir bases de apoio nos estados e municípios via essa troca de favores e, por isso, existe essa retardação do efeito de gastos em campanha para incumbentes quando consideramos apenas os gastos declarados.

O intercepto apresenta um componente de erro específico que combina características omitidas com heterogeneidade não observada. A interpretação para o intercepto normalmente é dada como sendo o valor assumido pela variável dependente, quando todas as outras variáveis assumem valor 0. Aqui, não haveria muito sentido para essa afirmação. O coeficiente é significativo e, embora não fosse, sua inclusão se justificaria pela operacionalização de testes e medidas de ajustamento.

Em linha com a afirmação de que existe um viés de simultaneidade quando não controlamos a qualidade do candidato adequadamente, incluímos um outro controle, escolhendo candidatos que pontuaram na pesquisa do Ibope realizada no final de agosto de 2009, com base em Palda e Palda (1998) e Samuels (2001b), e reestimamos o Modelo I com esses candidatos selecionados, supostamente com mais “qualidade”.

A amostra nesse modelo é de 114 candidatos. Podemos observar que os Modelos I e II são estatisticamente diferentes mas qualitativamente muito similares. Não há divergência entre sinais e as diferenças na magnitude dos coeficientes pouco representativas. Dada essa pequena variação apenas na magnitude dos coeficientes, não podemos afirmar que isso foi consequência da seleção de candidatos realizada, temos de ponderar pela perda de observações.

Uma boa medida de ajustamento do modelo é o percentual de observações corretamente especificadas, ou seja, uma comparação entre os valores reais e os previstos pelo modelo. O Modelo I consegue prever corretamente os resultados em 93% das vezes. O percentual de vitórias corretamente especificadas é de 63% e o de derrotas 98%, sendo mais frágil na previsão de vitórias (37%). No Modelo II, o percentual de resultados corretamente especificados é de 88%, sendo que o percentual de vitórias corretamente especificadas passa a ser de 65% e o de derrotas 95%. Desse modo, o modelo falha na previsão de vitórias em 35% das vezes.

Pelas razões apresentadas na seção anterior, estimamos um logit condicional considerando a seguinte equação:

$$\begin{aligned}
 P(y_{lji} = 1 | x, n_i = 1) = & \Lambda(\text{cand1}_{ji}\beta_1 + \text{cand2}_{ji}\beta_2 + \text{cand3}_{ji}\beta_3 + \text{cand4}_{ji}\beta_4 + \\
 & + \text{qual}_{ji}\beta_5 + \text{esc}\beta_6 + \text{idade}_{ji}\beta_7 + \text{qtpart}_{ji}\beta_8 + \text{part}_{ji}\beta_9 + \\
 & + \text{reel}_{ji}\beta_{10} + \text{gastopc}_{ji}\beta_{11} + \text{reelXgastopc}\beta_{12}) \quad (23)
 \end{aligned}$$

Por conta das restrições impostas pelo processo de estimação do modelo, selecionamos quatro candidatos com maior percentual de votos em cada estado (esse corte foi feito com base no

estado que apresentou o menor número de candidatos) e os classificamos em 4 tipos de acordo com o gasto per capita realizado. Ou seja, o candidato do tipo 1 teve os maiores dispêndios e o do tipo 4 os menores, para cada estado. Os resultados também são apresentados na tabela 3.

Nesse modelo, a variável qualidade mostrou-se não significativa apesar de indicar um efeito positivo na probabilidade de vitória. O mesmo acontece para sexo, escolaridade e partido, como ocorreu nos modelos anteriores. Mostra coeficientes bem maiores para as variáveis reeleição, gasto per capita e a interação entre as duas, mas indica a mesma direção nos efeitos.

Note que as probabilidades de vitória para os três tipos de candidato, quando a base de comparação é o candidato que gastou menos (tipo 4), os coeficientes são positivos, mas apenas o do tipo 3 é significativo. Esses coeficientes estão capturando o efeito de características inerentes ao tipo de candidato - características relacionadas indiretamente ao nível de gastos do candidato, capacidade de levantar fundos por exemplo - já que estamos controlando por todas as outras variáveis relevantes. Isso deve ser uma consequência do fato de que em praticamente todos os estados a concorrência mais acirrada se dá entre basicamente dois candidatos. Quando controlados pelos efeitos das variáveis incluídas no modelo, a probabilidade de vitória do candidato do tipo 3 em relação ao do tipo 4 é maior. Existe alguma diferenciação dos candidatos do tipo 3 não capturadas pelas variáveis incluídas no modelo.

Entre os candidatos do tipo 1, 52% venceram as eleições e desses, 37% eram incumbentes. 33% dos que venceram eram do tipo 2, dos quais 7% tentava reeleição. Enquanto apenas dois candidatos do tipo 3 (Bahia, Rio Grande do Norte e Alagoas), ambos incumbentes, e apenas 1 do tipo 4 (Rio de Janeiro), também incumbente, foram eleitos.

Esse modelo também mostra que os retornos dos gastos são maiores para desafiantes do que para incumbentes, mas com um coeficiente duas vezes maior.

Podemos apontar como principal falha desses modelos do tipo logit é a hipótese da independência das alternativas irrelevantes (IIA). Ou seja, a razão de probabilidade de dois indivíduos que escolhem entre duas alternativas permanece a mesma independente da entrada de novas alternativas factíveis no seu conjunto de escolha ou mesmo da mudança de características das já existentes. Essa hipótese parece bastante irrealista para ser adotada quando a escolha se refere a candidatos em uma eleição. As consequências da violação dessa hipótese é a estimação viesada das probabilidades previstas de escolha de cada alternativa. Com base nessa fragilidade, outros modelos foram desenvolvidos para tentar corrigi-la tais como nested e mixed logit, e os “*heteroscedastic extreme value models*”.

A prática usual é aplicar esses modelos aos dados de trabalho e verificar as oscilações nos resultados. No entanto, Train (2003) sugere que os resultados do logit condicional sempre podem ser usados como uma aproximação dos modelos que relaxam a hipótese IIA. Ademais, se o objetivo é conhecer a preferência média do indivíduo, um modelo logit condicional deve ser suficiente.

Uma outra crítica a que estaríamos sujeitos seria com relação à existência de heterogeneidade não controlada, ou seja, variáveis que afetam as pessoas diferentemente com relação à sua tendência a votar em determinado candidato - a educação por exemplo - e o que a literatura chama de “*true state dependence*”, ou seja, as escolhas do passado influenciam nas escolhas do presente. Isto é, uma vez que você tenha começado a fazer alguma coisa, isso se torna habitual, fidelidade partidária, por exemplo. Nesse caso, precisaríamos utilizar uma estrutura de dados em painel e modelos adequados para controlar o processo decisório pelas características do eleitor, do candidato e da eleição. O que, como já afirmamos anteriormente, envolve grandes dificuldades operacionais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou analisar os impactos dos gastos em campanha sobre os resultados das eleições de 2006 para o Senado. Utilizamos para isso um modelo logit com erros robustos a *cluster* e um modelo logit condicional, com algumas variações nos dados e nas variáveis utilizadas. Encontramos um resultado que corrobora a maior parte da literatura na área: os gastos dos incumbentes são menos eficientes.

Para tratar os vieses oriundos da endogeneidade da variável gastos, correlacionada com a qualidade não observada do candidato, propusemos uma variável indicadora de qualidade, a partir dos dados da publicação (DIAP) (2006). Essa variável identifica os políticos mais experientes dentro do legislativo nacional e que, portanto, teriam vantagens comparativas em relação aos demais, mesmo que estes já tivessem, em sua grande maioria, experiência com a política, mas não necessariamente no poder legislativo.

O tratamento via inclusão de um indicador de qualidade é bastante criticado porque temos que partir de alguma definição de qualidade, e ainda que pudéssemos ter um indicador perfeito da definição escolhida, esta definição ainda poderia não ser a ideal. Mas considerando a definição estabelecida por Green e Krasno (1988), consideravelmente completa, e comparando-a com a metodologia utilizada pelo DIAP, vislumbramos a possibilidade de construção de uma variável bastante valiosa na detecção desse conceito aplicada ao caso brasileiro.

Se controlando pela qualidade, e esta for de fato uma medida correta e os gastos forem significantes, uma reforma política que institucionalize um limite para os gastos pode significar uma mudança no perfil dos elegíveis.

Se os gastos tem retornos diferenciados de acordo com os tipos de candidato, aqueles que estão sujeitos a gastos com menores retornos estariam em uma situação pior e tenderiam a utilizar outras estratégias arrecadoras de votos. Se a tese de que os candidatos constroem bases de apoio eleitoral nos municípios através de “troca de favores” é correta, isso não seria um problema para os incumbentes e sim uma barreira à entrada de desafiantes.

Esse efeito poderia ser verificado por meio do mesmo exercício, mas desagregando os resultados das eleições por municípios e associando a eles variáveis de teor orçamentário, ou mesmo alinhamento partidário. Nesse formato, se tornaria mais fácil inserir características também do eleitor e ver como os resultados se diferenciam em relação a isso.

Um outra extensão importante seria endogenizar contribuições de campanha, já que aqui elas são tomadas como exógenas. Pode-se identificar os doadores a partir dos dados disponibilizados pelo TSE e verificar em que medida se diferenciam de um candidato para outro e qual o impacto nos resultados (pode inclusive atuar também como um indicador de qualidade). Alguns modelos de voto probabilístico (Austen-Smith, 1987) indicam que o financiamento exclusivamente público de campanhas possibilita que os candidatos se comprometam com a adoção

de plataformas socialmente ótimas, enquanto no caso de contribuições exclusivamente privadas um viés provocado por grupos economicamente influentes leva à ineficiência das políticas.

Enfim, vimos confirmadas neste trabalho como as conclusões sobre os efeitos analisados são bastante susceptíveis à metodologia adotada. Sendo necessário, portanto, o uso de modelos que flexibilizem as hipóteses adotadas aqui, bem como incorporem dados de natureza dinâmica de várias eleições.

Referências

- ACEMOGLU, D. *Introduction to Modern Economic Growth*. [S.l.]: Princeton University Press, 2008.
- ACEMOGLU, D.; ROBSON, J. A. The handbook of political economy. In: _____. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. cap. Paths of Economic and Political Development, p. 673–692.
- ANSOLABEHERE, S. The handbook of political economy. In: _____. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. cap. Voters, Candidates and Parties, p. 29–49.
- BITTENCOURT J. L.; HILLBRECHT, R. Ciclo político na economia brasileira: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais 1983/2000. In *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia, Porto Seguro. ANPEC.*, 2003.
- COX G.; THIES, M. The cost of intraparty competition: Sntv and money politics in japan. *Comparative Political Studies*, v. 31, n. 3, p. 267–291, 1998.
- CUTRONE, M.; MCCARTY, M. C. N. N. The handbook of political economy. In: _____. [S.l.]: Oxford University Press, 2006. cap. Does Bicameralism matter?, p. 180–195.
- (DIAP), D. I. de A. P. *Os “Cabeças” do Congresso Nacional*. Brasília, 2006.
- DUCHATEAU, P. V.; AGUIRRE, B. Estrutura política com o determinante dos gastos federais. *ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]*, 2007.
- EAGLES, M. The effectiveness of local campaign spending in the 1993 and 1997 federal elections in Canada. *Canadian Journal of Political Science/Revue canadienne de science politique*, Cambridge Univ Press, v. 37, n. 01, p. 117–136, 2004.
- ERIKSON, R.; PALFREY, T. Equilibria in campaign spending games: theory and data. *American Political Science Association*, v. 94, n. 3, p. 595–609, 2000.
- GERBER, A. Estimating the effect of campaign spending on senate election outcomes using instrumental variables. *American Political Science Review*, v. 92, p. 401–411, 1998.
- GREEN, D.; KRASNO, J. Salvation for the spendthrift incumbent: Reestimating the effects of campaign spending in House elections. *American Journal of Political Science*, JSTOR, v. 32, n. 4, p. 884–907, 1988.
- HUBER, P. J. The behavior of maximum likelihood estimates under non-standard conditions. In: *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. [S.l.: s.n.], 1967. p. 221–233.

- JACOBSON, G.; KERNEL, S. *Strategy and choice in congressional elections*. [S.l.]: Yale University Press, 1983.
- LEVITT, S. D. Using repeat challengers to estimate the effect of campaign spending on election outcomes in us house. *Journal of Political Economy*, v. 102, p. 777–798, 1994.
- MCFADDEN, D. L. Frontiers in econometrics. In: _____. New York: Academic Press, 1974. cap. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, p. 105–142.
- MILGROM, P.; ROBERTS, J. Price and advertising signals of product quality. *The Journal of Political Economy*, JSTOR, v. 94, n. 4, p. 796–821, 1986.
- MUELLER, B. et al. The choices governors make: the roles of checks and balances and political competition. *Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 36th Brazilian Economics Meeting]*, n. 200807181549410, 2008.
- NAKAGUMA M. Y.; BENDER, S. Ciclos políticos e resultados eleitorais: um estudo sobre o comportamento do eleitor brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 1, 2010.
- NICOLAU, J. O sistema partidário brasileiro. In: _____. [S.l.]: Fundação Getúlio Vargas, 1997. cap. Nota sobre os quatro índices mais utilizados nos estudos eleitorais, p. 313–320.
- PALDA, F.; PALDA, K. The impact of regulated campaign expenditures on political competition in the french legislative elections of 1993. *Public Choice*, v. 94, n. 1, p. 157–174, 1998.
- REKKAS, M. The impact of campaign spending on votes in multiparty elections. *Review of Economics and Statistics*, v. 89, n. 3, p. 573–585, 2007.
- REKKAS, M. Gender and elections: An examination of the 2006 canadian federal election. *Canadian Journal of Political Science/Revue canadienne de science politique*, v. 41, n. 04, p. 987–1001, 2008.
- ROGERS, W. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, v. 13, p. 19–23, 1993.
- SAMUELS, D. Incumbents and challengers on a level playing field: Assessing the impact of campaign finance in brazil. *The Journal of Politics*, v. 63, n. 2, p. 569–584, 2001.
- SAMUELS, D. Money, elections, and democracy in brazil. *Latin American Politics and Society*, v. 43, n. 2, p. 27–48, 2001.
- SILVEIRA, B. S. da; MELLO, J. M. P. de. Campaign advertising and election outcomes: quasi-natural experiment evidence from gubernatorial elections in brazil. Textos para Discussão / Department of Economics PUC-Rio (Brazil). 2009. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/rio/texdis/550.html>>.

SOKOLOFF, K.; ENGERMAN, S. History lessons: Institutions, factors endowments, and paths of development in the new world. *The Journal of Economic Perspectives*, JSTOR, v. 14, n. 3, p. 217–232, 2000.

TRAIN, K. *Discrete Choice Methods with Simulation*. [S.l.]: Cambridge University Press, 2003.

WEINGAST, B. R.; WITTMAN, D. A. *The Oxford Handbook of Political Economy*. [S.l.]: Oxford University Press, 2006.

7 ANEXOS

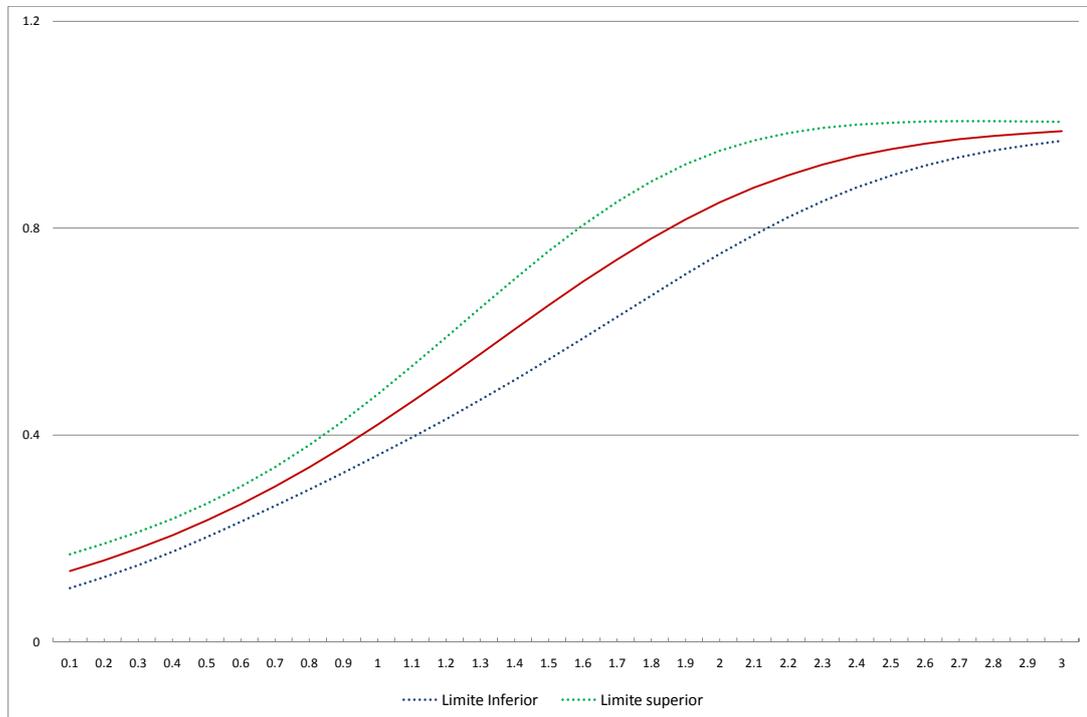


Figura 2: Prob. do desafiante ganhar a eleição com o aumento do gasto per capita

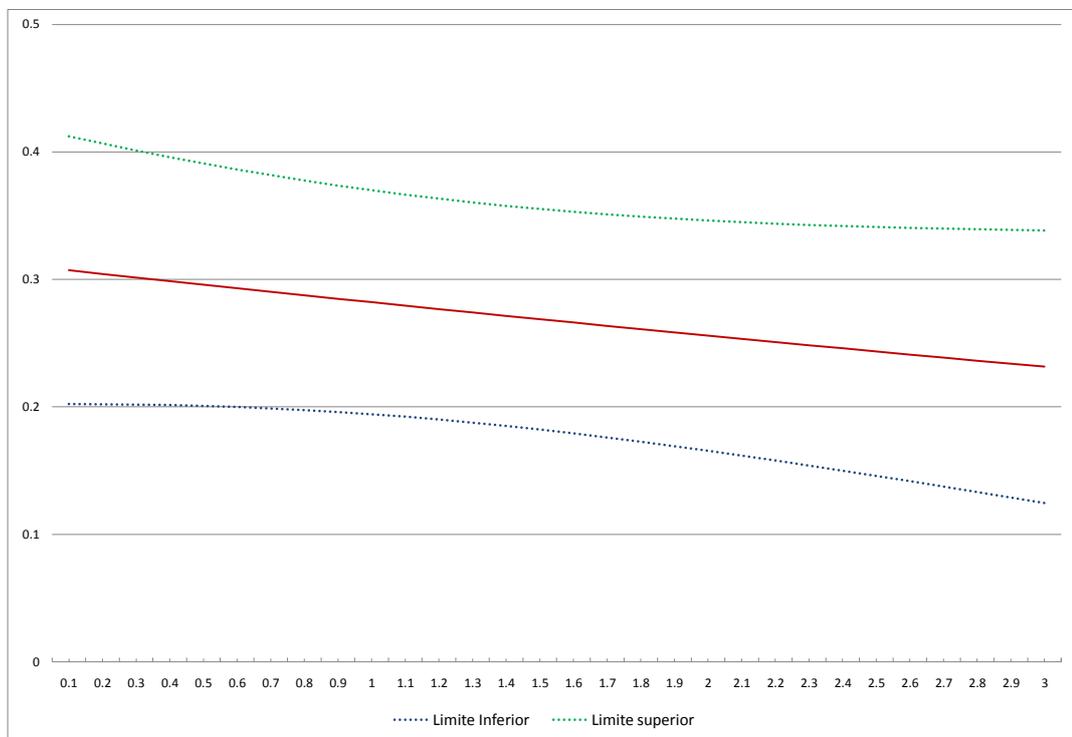


Figura 3: Prob. do incumbente ganhar a eleição com o aumento do gasto per capita

Tabela 3: Modelos logit

Variáveis	Modelo I	Modelo II	Modelo III
cand1	–	–	0.353 (1.531)
cand2	–	–	1.378 (1.244)
cand3	–	–	2.193 (0.858)
cand4	–	–	–
sexo	-0.973 (0.833)	-1.331 (1.007)	-2.047 (1.477)
qualidade	0.134 (0.062)	0.127 (0.062)	0.102 (0.121)
escolaridade	-0.574 (0.634)	-0.716 (0.712)	-0.434 (1.090)
idade	0.062 (0.024)	0.065 (0.032)	0.157 (0.060)
qtpart	0.436 (0.093)	0.483 (0.109)	0.449 (0.146)
partido	-0.185 (0.726)	-0.324 (0.744)	-1.698 (1.087)
reeleição	2.206 (1.090)	2.256 (1.253)	3.087 (1.452)
gastopc	3.347 (0.669)	3.085 (0.846)	7.989 (3.013)
reeleiçãoXgastopc	-3.536 (0.830)	-3.326 (1.010)	-8.620 (3.250)
intercepto	-7.240 (1.595)	-6.945 (1.809)	–
	N=201	N=114	N=108
	Wald $\chi^2_{(9)} = 69.90$	Wald $\chi^2_{(9)} = 45.23$	Wald $\chi^2_{(9)} = 43.61$
	Prob > $\chi^2 = 0.0000$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$	Prob > $\chi^2 = 0.0000$

Tabela 4: Efeitos Marginais

Variáveis	Modelo I	Modelo II	Modelo III
cand1	–	–	0.353 (1.531)
cand2	–	–	1.378 (1.244)
cand3	–	–	2.193 (0.858)
cand4	–	–	–
sexo	-0.973 (0.833)	-1.331 (1.007)	-2.047 (1.477)
qualidade	0.134 (0.062)	0.127 (0.062)	0.102 (0.121)
escolaridade	-0.574 (0.634)	-0.716 (0.712)	-0.434 (1.090)
idade	0.062 (0.024)	0.065 (0.032)	0.157 (0.060)
qtpart	0.436 (0.093)	0.483 (0.109)	0.449 (0.146)
partido	-0.185 (0.726)	-0.324 (0.744)	-1.698 (1.087)
reeleição	1.549 (0.989)	1.182 (1.041)	0.122 (0.838)
gastopc	3.048 (0.607)	2.647 (0.724)	6.792 (2.569)

Tabela 5: Variação na probabilidade de vitória do incumbente segundo aumento do gasto per capita no intervalo [1,3]

Valor gastopc	Prob. Prevista	Desvio-padrão	p-valor
0.1	0.307	0.105	0.003
0.2	0.304	0.102	0.003
0.3	0.302	0.100	0.002
0.4	0.299	0.097	0.002
0.5	0.296	0.095	0.002
0.6	0.293	0.093	0.002
0.7	0.290	0.091	0.002
0.8	0.288	0.090	0.001
0.9	0.285	0.089	0.001
1	0.282	0.088	0.001
1.1	0.279	0.087	0.001
1.2	0.277	0.087	0.001
1.3	0.274	0.086	0.002
1.4	0.271	0.086	0.002
1.5	0.269	0.087	0.002
1.6	0.266	0.087	0.002
1.7	0.264	0.088	0.003
1.8	0.261	0.088	0.003
1.9	0.258	0.089	0.004
2	0.256	0.090	0.005
2.1	0.253	0.092	0.006
2.2	0.251	0.093	0.007
2.3	0.248	0.094	0.008
2.4	0.246	0.096	0.01
2.5	0.243	0.098	0.013
2.6	0.241	0.099	0.015
2.7	0.239	0.101	0.018
2.8	0.236	0.103	0.022
2.9	0.234	0.105	0.026
3	0.232	0.107	0.03

Tabela 6: Variação na probabilidade de vitória do incumbente segundo aumento do gasto per capita no intervalo [1,3]

Valor gastopc	Prob. Prevista	Desvio-padrão	p-valor
0.1	0.137	0.033	0.000
0.2	0.157	0.032	0.000
0.3	0.180	0.032	0.000
0.4	0.206	0.032	0.000
0.5	0.235	0.032	0.000
0.6	0.266	0.034	0.000
0.7	0.301	0.037	0.000
0.8	0.338	0.043	0.000
0.9	0.378	0.050	0.000
1	0.420	0.059	0.000
1.1	0.464	0.069	0.000
1.2	0.510	0.079	0.000
1.3	0.557	0.089	0.000
1.4	0.604	0.098	0.000
1.5	0.651	0.105	0.000
1.6	0.696	0.109	0.000
1.7	0.740	0.111	0.000
1.8	0.780	0.110	0.000
1.9	0.817	0.106	0.000
2	0.850	0.100	0.000
2.1	0.878	0.091	0.000
2.2	0.902	0.081	0.000
2.3	0.923	0.071	0.000
2.4	0.939	0.061	0.000
2.5	0.953	0.051	0.000
2.6	0.963	0.043	0.000
2.7	0.972	0.035	0.000
2.8	0.978	0.029	0.000
2.9	0.983	0.023	0.000
3	0.987	0.018	0.000