UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA POLÍTICA

Adalberto de Lima

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2008

Para Júlia

Agradeço ao professor, mentor e orientador Carlos Eduardo Soares Gonçalves (Dudu), pelo inestimável apoio, companheirismo e incomensurável auxílio na elaboração deste trabalho.

Aos professores Mauro Rodrigues e Ricardo Madeira, pelas valiosas sugestões e considerações dadas no exame de qualificação.

À Selma, pelo auxílio prestado na estruturação do texto.

Aos demais professores e colegas de FEA-USP, pelo excelente ambiente acadêmico.

“O homem é o que ele acredita.”
Tchekov

INTRODUÇÃO

A presente tese é composta por três ensaios versando sobre a nova Economia Política, sendo dois deles de cunho empírico e uma revisão de bibliografia. Todos estes três ensaios tratam dos efeitos da racionalidade individual sobre os resultados políticos e de política econômica, especialmente de finanças públicas.

O primeiro utiliza reforma constitucional brasileira, consolidada com promulgação da Constituição da República de 1988, estratégia de identificação econométrica para investigar como a extensão do direito de voto afetou o gasto público em seu nível e trajetória, uma vez que esta Constituição estende o direito a voto a analfabetos, produzindo uma mudança exógena na identidade do eleitor mediano. Fazendo o uso de regressão diferencial, encontram-se evidências de que as transferências correntes elevaram-se mais nos municípios com maiores taxas de analfabetismo, resultado este que se mantém mesmo quando controlado por índices de pobreza e idade.

O segundo artigo propõe uma abordagem diferenciada para investigar a relação causal entre desenvolvimento econômico e democracia. Aplicando modelos não lineares de duração, os chamados “modelos de sobrevivência,” aos períodos nos quais os países passaram por regimes ditatoriais, buscam-se identificar variáveis que estejam correlacionadas à duração do período. Assim, no universo de países que apresentaram regimes ditatoriais no intervalo de tempo estudado, variáveis correlacionadas com uma maior duração destes episódios, estariam correlacionadas com uma propensão do país à democracia. Se, pela hipótese da modernização, maior renda per capita causa democracia, então os regimes ditatoriais serão menos duradouros nos países que apresentarem maior crescimento do PIB per capita no período e/ou naqueles que possuírem maior PIB per capita.

O terceiro artigo propõe uma revisão bibliográfica sobre a teoria espacial da votação, concentrando-se na literatura recente que compara empiricamente as duas principais vertentes: Direcional e de Proximidade. Surgida na década de 20 e disseminada a partir da década de 50, a teoria espacial da votação procura estudar os resultados de sistemas eleitorais considerando os eleitores como agentes racionais que revelam preferências

sobre políticas ou candidatos, são considerados como pontos em um espaço euclidiano. Em sua versão original, esta teoria considera o espaço de política como um segmento de reta na qual estão distribuídos as políticas ou candidatos. Os eleitores escolherão, conforme sua preferência, as políticas que lhe estejam mais próximas.

Um desdobramento recente da análise espacial de votação considera não apenas a proximidade entre a política ótima do eleitor e as políticas candidatas, mas também a direção de tais políticas. Assim um eleitor preferirá sempre políticas que estejam na direção de sua política preferida, ainda que estejam mais distantes dela. Isto explicaria divergências entre os resultados efetivos da votação e àqueles preconizados pela teoria de proximidade.

Fazendo-se uma revisão da bibliografia pertinente ao tema nos últimos anos, na qual são avaliados os trabalhos de pesquisa elaborados sobre diferentes países e eleições, utilizando diferentes técnicas estatísticas, pode-se observar que esta controversa existe também na frente empírica. Mesmo a utilização de técnicas estatísticas mais avançadas com dados mais confiáveis, não parece possibilitar a constatação da superioridade definitiva de uma das abordagens.

ABSTRACT

This doctoral thesis is comprised of three papers on political economy.

In the first paper, we explore Brazil's 1988 Constitutional reform to investigate how a major change in the franchise affected the pattern and level of public spending. After redemocratization, the new Constitution extended the franchise to illiterate citizens previously not allowed to cast their votes. This exogenous change in the composition of the electorate is the base of our identification strategy. Since illiteracy rates varied substantially across municipalities, we are able to test whether pro-poor public expenditures increased more in municipalities with higher initial illiteracy rates. We do find that transfers rose more sharply in municipalities harboring more illiterate voters.

The second paper studies the relationship between democracy and growth in a cross-country analysis using data for years 1950-2005. Using econometric duration models to evaluate the impact of modernization hypothesis we find evidence supporting the exogenous modernization theory, in the sense that democracy has more duration in a richest and more educated country. But the duration of dictatorship isn't reduced by economic growth or rise of educational attainment.

The last paper surveys the literature about the empirical comparison between directional and proximity models. We discuss the data collected process, estimation strategy and results, focusing in the post 1999 works. There's no indication of superiority for neither of the theories, suggesting that the field is still active.

Prof. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Diretor do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ADALBERTO DE LIMA

TRÊS ENSAIOS EM ECONOMIA POLÍTICA

Tese apresentada ao Departamento de
Economia da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da
Universidade de São Paulo como requisito
parcial para a obtenção do título de Doutor em
Economia

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2008

Tese apresentada e aprovada no Departamento de Economia da faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Lima, Adalberto de
Três ensaios em economia política / Adalberto de Lima.
-- São Paulo, 2008.
90 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008
Bibliografia

1. Economia política - Ensaios 2. Eleitorado
3. Democracia 4. Votação I. Universidade de São Paulo.
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade.
II. Título.

CDD – 330

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	3
1 DIREITO DE VOTO E GASTO PÚBLICO: EVIDÊNCIAS DA NOVA CONSTITUIÇÃO BRASILEIRA DE 1988.....	5
1.1 Introdução.....	5
1.2 Literatura	6
1.3 Direito de voto no Brasil.	8
1.4 Dados.....	9
1.4.1 Variáveis fiscais	10
1.4.1.1 Descrição	10
1.4.1.2 Cálculos efetuados na construção das variáveis.	11
1.4.1.3 Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas	12
1.4.2 Dados sociais.....	13
1.4.2.1 Descrição	13
1.4.2.2 Estatísticas descritivas das variáveis.....	14
1.5 Metodologia.....	15
1.6 Resultados.....	16
1.6.1 Resultados principais.....	16
1.6.2 Outro teste de robustez	19
1.7 Considerações finais.....	23
REFERÊNCIAS.....	24
ANEXO I.....	25
ANEXO II.....	26
2 RENDA E DEMOCRACIA: NOVOS OLHARES SOBRE UM VELHO DEBATE.....	27
2.1 Introdução.....	27
2.2 Bibliografia.....	28
2.3 Metodologia.....	31
2.3.1 A função sobrevivência e o estimador Kaplan-Méier	31
2.3.2 Modelos paramétricos de regressão.....	32
2.3.3 Modelo de riscos proporcionais de Cox	34
2.3.4 Heterogeneidade não observada (fragilidade).....	36
2.3.5 Dados grupados e covariáveis variáveis no tempo.....	36
2.4 Dados.....	38
2.5 Resultados.....	40
2.5.1 Estimador Kaplan-Méier.....	40
2.5.2 Dados invariáveis no tempo.....	46
2.5.2.1 Teoria da modernização	46
2.5.2.2 A abordagem de Acemoglu e Robinson.....	50
2.5.2.3 Modelo completo	53
2.5.3 Dados grupados e covariáveis variáveis no tempo.....	55
2.5.3.1 Teoria da modernização	55
2.5.3.2 A abordagem de Acemoglu e Robinson.....	58
2.5.3.3 Modelo completo	60
2.6 Considerações finais.....	62
REFERÊNCIAS.....	63
3 MODELOS DE VOTAÇÃO ESPACIAL: UMA REVISÃO DA BIBLIOGRAFIA EMPÍRICA QUE COMPARA A ABORDAGEM DIRECIONAL COM A DE PROXIMIDADE.....	65

3.1	Introdução.....	65
3.2	Teoria	66
3.2.1	A abordagem direcional.....	66
3.2.2	Abordagem direcional	68
3.2.3	O modelo unificado de Merrill e Grofman	71
3.2.4	Relações entre os modelos	72
3.3	Dados.....	73
3.4	Metodologia.....	76
3.5	Resultados.....	78
3.6	Discussão e considerações finais	84
	REFERÊNCIAS.....	86

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas: Variáveis fiscais.....	12
Tabela 2 - Estatísticas descritivas: Variáveis sociais	14
Tabela 3 - Estatísticas descritivas: Eleitorado	15
Tabela 4 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total.	17
Tabela 5 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total.	18
Tabela 6 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total.	18
Tabela 7 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total	19
Tabela 8 - Variação nas transferências após a mudança constitucional.....	20
Tabela 9 - Regressões "Placebo": variações nas transferências antes da mudança Constitucional	21
Tabela 10 - Variável dependente: variação no eleitorado 1982-1994.....	22
Tabela 11 - Estatísticas descritivas: Democracias	39
Tabela 12 - Estatísticas descritivas: Ditaduras	40
Tabela 13 - Teste log-rank para igualdade das funções sobrevivência das Democracias	43
Tabela 14 - Teste log-rank para igualdade das funções sobrevivência das Ditaduras	46
Tabela 15 - Variável dependente: Duração das Democracias	47
Tabela 16 - Variável dependente: Duração das Democracias	49
Tabela 17 - Variável dependente: Duração das Ditaduras.	50
Tabela 18 - Variável dependente: Duração das Ditaduras.	51
Tabela 19 - Variável dependente: Duração das Democracias	52
Tabela 20 - Variável dependente: Duração das Ditaduras	52
Tabela 21 - Variável dependente: Duração das Democracias	53
Tabela 22 - Variável dependente: Duração das Ditaduras	55
Tabela 23 - Variável dependente: Duração das Democracias	56
Tabela 24 - Variável dependente: Duração das Democracias	57
Tabela 25 - Variável dependente: Duração das Ditaduras	58
Tabela 26 - Variável dependente: Duração das Democracias.....	58
Tabela 27 - Variável dependente: Duração das Democracias.....	59
Tabela 28 - Variável dependente: Duração das Ditaduras.....	60
Tabela 29 - Variável dependente: Duração das Ditaduras	61

1 DIREITO DE VOTO E GASTO PÚBLICO: EVIDÊNCIAS DA NOVA CONSTITUIÇÃO BRASILEIRA DE 1988

Resumo

Neste artigo utiliza-se a reforma constitucional brasileira de 1988 para investigar o impacto da extensão do direito de voto sobre a composição dos gastos públicos. Posterior ao processo de democratização a nova constituição estendeu o direito de voto aos analfabetos, o que representa uma mudança exógena na composição do eleitorado proporcionando uma clara estratégia de identificação. Uma vez que as taxas de analfabetismo variam consideravelmente entre os municípios, pode-se testar se políticas de gastos públicos favoráveis aos mais pobres sofreram elevações mais acentuadas nos municípios com maiores taxas iniciais de analfabetismo. Os resultados obtidos sugerem que o gasto com transferências se elevou mais acentuadamente naqueles municípios que exibiram maior percentual de eleitores analfabetos. Tudo o mais constante, uma mudança de um desvio padrão na taxa de analfabetismo está associada a uma elevação de 1,5 pontos percentuais na razão transferências/gasto total.

1.1 Introdução

Alterações na composição do eleitorado modificam a composição dos gastos públicos, no sentido de que a inclusão, por exemplo, de pessoas mais pobres entre os eleitores alteraria as decisões sobre políticas públicas? Há evidências que comprove uma possível associação entre a extensão do direito de voto e elevação nos gastos do governo, como já preconizava Tocqueville em 1835? Como testar empiricamente esta proposição?

Motivado por questões dessa natureza, este artigo visa contribuir com a crescente literatura que se formou concernente a estes problemas. Para tal utiliza a promulgação da nova constituição brasileira em 1988 que, ao incluir cidadãos analfabetos e com idade entre 16 e 18 anos entre os eleitores, provoca um deslocamento exógeno da composição do eleitorado brasileiro. Este deslocamento fornece uma estratégia de identificação que permite eliminar

(ou ao menos atenuar) a endogeneidade que existe na verificação da relação existente entre gastos públicos e composição do eleitorado.

Utilizando um modelo de regressão diferencial com a taxa de analfabetismo e o gasto com transferências correntes entre os municípios brasileiros no período entre 1986 e 1992, obtêm-se evidências de que a composição dos gastos públicos se altera com a inclusão de novos eleitores uma vez que, tudo o mais constante, municípios que exibem maiores taxas de analfabetismo exibiram maiores elevações nos gastos com transferências em proporção do gasto total.

Este capítulo está organizado em sete partes. Seguindo esta introdução é feita uma discussão da bibliografia pertinente e uma breve discussão dos direitos de voto no Brasil. A seção 4 descreve os dados utilizados e a composição das variáveis empregadas, a seção 5 traz a metodologia econométrica utilizada e a seção 6 apresenta os resultados obtidos. O trabalho é encerrado por algumas breves considerações finais.

1.2 Literatura

Conforme dito esta discussão não é recente nem estanque, o que propicia um grande volume de literatura fornecendo importantes contribuições tanto no campo teórico quanto empírico. Neste campo¹, visto a natureza eminentemente empírica do presente trabalho, a literatura surge centrada na avaliação da validade do Teorema do Eleitor Mediano em trabalhos como de Holcombe (1980) que mostra, utilizando dados do referendo distrital em 257 distritos de Michigan, que sob certas condições, o volume de recursos gasto nas escolas daquele distrito é muito próximo do volume ótimo do eleitor mediano. Numa abordagem semelhante, porém analisando dados de Nova York, Munley (1984) igualmente encontra evidências favoráveis o eleitor mediano. Também Gramlich e Rubinfeld (1982), utilizando dados de Michigan em 1978, mostram que mais de 2/3 dos eleitores nas áreas urbanas não desejavam mudanças nos níveis de gastos públicos locais. Como 2/3 obrigatoriamente inclui o eleitor mediano, este resultado pode ser interpretado como um apoio empírico ao teorema.

¹ Para abordagens teóricas pode-se consultar Downs (1957) e Grossmann e Helpmann (2001).

A literatura mais recente, porém, visa investigar a relação existente entre a extensão do direito de voto e as políticas públicas. Nessa linha surgem trabalhos como de Lindert (2004), cujos resultados sugerem que a elevação dos gastos do governo na Europa ocidental estaria fortemente associada à extensão do direito de voto durante o processo de democratização nos séculos XVIII e XIX. Países sob regimes ditatoriais ou sob democracias de elite (nas quais apenas os ricos votam) tendem a exibir uma pequena parcela de gastos públicos com redistribuição, menos 1%. Também mostra que o gasto com seguridade social se eleva no período entre 1880 e 1930, não apenas em proporção do PIB, mas em razão da população idosa. Onde ocorrem maiores eleições, maior é o gasto por idoso.

O trabalho de Lott e Kenny (1999) analisa os efeitos do sufrágio feminino nos estados norte-americanos entre 1870 e 1940, época durante a qual houve grande movimento a favor do sufrágio feminino. Este movimento, ao propiciar uma estratégia de identificação, permitiu que estes autores mostrassem que a inclusão das mulheres no eleitorado desloca para cima os gastos públicos e favorece a adoção de políticas públicas mais liberais. Esta preferência feminina por mais governo estaria associada tanto a uma maior aversão ao risco quanto a maior dificuldade de recuperar, após o divórcio, os investimentos feitos no casamento. Também Miller (2007) encontra evidências que sugerem uma forte correlação entre o sufrágio feminino e os gastos públicos com saúde e mortalidade infantil nos estados americanos.

Porém a existência desta relação entre votação e gastos públicos não é consenso na literatura. Muligan et al (2002), controlando suas regressões pela estrutura etária e pela renda, não encontra evidências de que a democratização leve a um aumento nos gastos públicos. Também Inman (1978) aponta no sentido da inexistência de correlação entre votação sobre gastos em educação e o volume destes gastos ao analisar dados de Long Island, e Bosio e Marchese (1988) não encontram relação entre tamanho do governo e direito de voto na Itália entre 1866 e 1914.

A possibilidade desta ausência de correlação entre o volume total de gasto público e democratização já havia sido abordada em trabalhos como de Kenny (1978), segundo o qual uma redução da renda do eleitor mediano estaria associada a maiores gastos do governo, apenas se o efeito renda deste deslocamento, representado por uma menor demanda de bens públicos pelos pobres, não superar o efeito preço (relativo) pelo qual os mais pobres têm sua provisão de bens públicos subsidiados pelo governo. Este não será o

caso, contudo, de gastos públicos puramente redistributivos, de maneira que a extensão do direito de voto fatalmente levará a uma elevação dos gastos redistributivos do governo. Empiricamente, Husted e Kenny (1997) encontram evidências de que com a eliminação dos testes de alfabetização e da apresentação de declaração de rendimentos para os eleitores entre 1958 e 1988, os gastos com redistribuição se elevam drasticamente, sobretudo nos estados do sul dos Estados Unidos.

Tem-se assim um caso teórico e evidências empíricas favoráveis ao fato de que os políticos considerem a composição do eleitorado no momento de decidirem sobre seus gastos, discussão na qual este trabalho pretende se inserir.

1.3 Direito de voto no Brasil.

Ainda que, conforme aponta Carvalho (2001), o direito de voto tivesse sido bastante amplo no Brasil do século XIX, como se percebe pela constituição de 1824 que não proibia os analfabetos de votarem nem impunha rigidamente exigências de renda para a participação nos sufrágios, este direito recuou a partir de 1891 principalmente pela proibição do sufrágio aos analfabetos. Esta proibição representou um movimento contrário ao processo de liberalização política que se observava na Europa. Embora o sufrágio feminino tenha sido institucionalizado em 1946, a proibição aos analfabetos persistiu até o final do século XX.

Mesmo com a implantação de um regime ditatorial a partir do final de década de 1960, foram mantidas eleições diretas para determinados cargos públicos, como prefeito e vereadores². Tais eleições, contudo, eram regidas pelo texto da constituição brasileira de 1967, que não permitia a participação de analfabetos nem menores de 18 anos. A linha de tempo na figura 1 ilustra os acontecimentos mais relevantes sobre direitos políticos no Brasil.

O Brasil se redemocratizou no início dos anos 80, após cerca de 20 anos de regime ditatorial. Este processo democrático foi consolidado com a promulgação da nova constituição em 05 de outubro de 1988, a sétima constituição brasileira desde sua independência, e com a eleição direta para presidente em 1989. Dentre outras reformas, esta constituição trazia duas

² Ver anexo 2

inovações importantes no âmbito eleitoral: o direito de voto aos cidadãos analfabetos e àqueles entre 16 e 18 anos de idade. Embora o texto da constituição conceda direito de voto a estes cidadãos, não impõe sua obrigatoriedade³.

Deve-se frisar que embora a constituição de 1988 tenha elevado a designação de fundos federais e estaduais para os municípios, ela também atribui grande discricionariedade aos governos municipais no tocante aos seus gastos. Assim, a baixa delegação dos gastos dos municípios os torna livres para alocar suas receitas onde desejarem. Tal informação é crucial à estratégia de identificação utilizada neste trabalho, uma vez que possa surgir a dúvida de que as receitas de transferência dos municípios sejam referentes a gastos altamente mandatórios, reduzindo a autonomia fiscal dos municípios.

Figura 1 - Linha de Tempo 1

1.4 Dados

Foram empregados dados fiscais e sociais referentes a 3574 municípios brasileiros. Esta seleção deveu-se inteiramente à disponibilidade de dados comuns, de maneira a possibilitar a construção de um painel balanceado. Esta amostra representa 89,35% dos eleitores de 1989 e 88,35% da população brasileira de 1991, tratando-se de uma amostra bastante significativa para o período analisado.

³ Ver anexo I

1.4.1 Variáveis fiscais

1.4.1.1 Descrição

As variáveis fiscais empregadas no presente estudo foram obtidas diretamente do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada, IPEA, em meio eletrônico, no sítio www.ipeadata.gov.br.

Embora o ideal para esta abordagem fosse utilizar dados mais desagregados, que permitissem focalizar o modelo diretamente naqueles componentes do orçamento que beneficiam diretamente os mais pobres, estes dados não são disponíveis para antes de 1991. Assim é preferível a utilização da variável transferência como medida da inclinação dos políticos locais a favor dos mais necessitados, tanto pela sua composição, como pela observação de que gastos com investimentos públicos tendem a beneficiar àqueles que se posicionem num ponto mais elevado da distribuição de renda, uma vez que o capital físico é complementar ao capital humano. Adicionalmente, costuma haver mais brechas à corrupção nos gastos com investimentos.

- a) Transferências correntes: Abrange como assinala a Lei no 4.320/64, "as dotações para despesas às quais não corresponda contraprestação direta em bens ou serviços, inclusive para contribuições e subvenções destinadas a atender à manutenção de outras entidades de direito público ou privado". Enquadram-se, portanto, nessa conta, as despesas com o salário-família, os benefícios da previdência social, a assistência médico-hospitalar, as contribuições para a Formação do Patrimônio do Servidor Público-PASEP, o apoio financeiro a estudantes, as subvenções para atender a manutenção de entidades públicas ou privadas, e os encargos das dívidas interna e externa, dentre outras.
- b) Despesa orçamentária: Destina-se ao registro do valor total da soma das Despesas Correntes com as Despesas de Capital. As despesas correntes destinam-se ao registro do valor de todas as operações destinadas à manutenção e funcionamento de serviços públicos, bem como as relacionadas com obras de conservação, adaptação e manutenção de bens móveis e imóveis, tais como pagamento de pessoal, aquisição de material de consumo, pagamento de serviços prestados por terceiros, operação de escolas e de centros de saúde, dentre outras. Este item está desdobrado em despesas de custeio, transferências correntes e outras despesas correntes. As despesas de capital correspondem às despesas destinadas à aquisição ou constituição de bens de capital, considerados e classificados como bens de uso comum do povo, e que integram o

patrimônio público municipal. Abrange os Investimentos, as Inversões Financeiras e as Transferências de Capital.

- c) **Receita Orçamentária:** Engloba as receitas correntes e de capital. As receitas correntes englobam as receitas tributárias, de contribuição, patrimonial, industrial, agropecuária, de serviços, as transferências correntes e as demais receitas correntes. Vale assinalar que essas receitas, para guardarem consonância com a conceituação dada às receitas correntes, por intermédio da Lei no 4.320/64, deverão ser destinadas a atender despesas classificáveis em despesas correntes. Assim, receita orçamentária = receita corrente (-) deduções receita corrente (+) receita de capital. As receitas de capital englobam como assinala a Lei no 4.320/64, "as provenientes da realização de recursos financeiros oriundos de constituição de dívidas; da conversão em espécie, de bens e direitos; os recursos recebidos de outras pessoas de direito público ou privados destinados a atender despesas classificáveis em Despesas de Capital e, ainda, o superávit do Orçamento Corrente."
- d) **Receita de transferência:** Destina-se ao registro das transferências correntes recebidas.

1.4.1.2 Cálculos efetuados na construção das variáveis.

- a) **Transferências:** A variável utilizada como medida de transferência foi construída como a média de três anos das razões entre os valores de transferência corrente (Tc) e despesa orçamentária (Do). Foi considerado o período de 1986 (início da série) a 1991:

$$\tau_{86-88} = \frac{1}{3} \sum_{i=1986}^{1988} \left(\frac{Tc_i}{Do_i} \times 100 \right)_i$$

$$\tau_{89-91} = \frac{1}{3} \sum_{i=1989}^{1991} \left(\frac{Tc_i}{Do_i} \times 100 \right)_i$$

- b) **Receita municipal de transferências.** A variável utilizada como medida de receita municipal de transferência, para captar o montante de recursos que os municípios receberam de instâncias governamentais superiores (Estados e Federação), foi

construída como a média de três anos das razões entre os valores de receita de transferência corrente (Rtc) e Receita Orçamentária (Ro). Foi considerado o período de 1986 (início da série) a 1991:

$$Rtr_{86-88} = \frac{1}{3} \sum_{i=1986}^{1988} \left(\frac{Rtc_i}{Ro_i} \times 100 \right)_i$$

$$Rtr_{89-91} = \frac{1}{3} \sum_{i=1989}^{1991} \left(\frac{Rtc_i}{Ro_i} \times 100 \right)_i$$

A variação na receita de transferências (GOVTR) foi definida como a diferença entre estas duas medidas:

$$GOVTR = Rtr_{89-91} - Rtr_{86-88}$$

1.4.1.3 Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis fiscais construídas. Pode-se perceber por esta tabela que o gasto com transferência como percentual do gasto total sofreu uma alta de em média 2,6 pontos percentuais, ao passo que o gasto com investimento sofreu uma queda de 5,85 pontos. Já a receita de transferência dos municípios apresenta pequena variação, mostrando uma elevação média de apenas 4,08 pontos percentuais ao se comparar as médias antes e depois da Constituição.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas: Variáveis fiscais (%)

	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Observações</i>
<i>τ89-91</i>	7.51	5.72	53.64	0.19	6.20	3578
<i>τ86-88</i>	4.90	3.92	56.00	0.00	4.14	3578
<i>τ89-91- τ86-88</i>	2.61	1.09	36.44	-31.47	5.29	3578
<i>Rtr89-91</i>	73.23	73.76	99.89	18.52	13.44	3578
<i>Rtr86-88</i>	69.15	68.95	99.82	13.16	15.03	3578
<i>GOVTR</i>	4.08	2.76	53.30	-52.46	12.08	3578

Um ponto interessante a ser observado é a grande variabilidade das medidas dentro da amostra. A medida de variação nas transferências, por exemplo, exibe um erro padrão de 5,29 pontos percentuais, indo de uma queda de 31,47 pontos a uma alta de 36,45 pontos. As demais variáveis têm comportamento semelhante.

1.4.2 Dados sociais

1.4.2.1 Descrição

- a) Analfabetismo: mais relevante dos dados sociais empregados neste trabalho, o analfabetismo utilizado foi aquele medido pelo censo populacional do IBGE que fornece o percentual de pessoas que responderam negativamente à pergunta: *Sabe ler e escrever?* - realizada nos censos de 1991 e 2000. Esta medida pode ser fracionada em faixas etárias, das quais foram utilizadas: entre 16 e 18 anos, de 19 a 65 anos e acima de 65 anos. Estes dados foram obtidos pelo Sistema IBGE de recuperação de dados agregados, SIDRA, no sítio <http://www.sidra.ibge.gov.br>.
- b) População por faixa etária: Duas faixas etárias extremas são importantes neste estudo: Os jovens entre 16 e 18 anos e os idosos, acima de 65 anos. Dados referentes ao percentual da população em cada uma destas faixas etárias também obtidos no SIDRA.
- c) Pobreza: Como medida de pobreza, foi utilizada o percentual de pessoas indigentes fornecido pelo IPEA, que consiste no “percentual de pessoas com renda domiciliar per capita inferior a R\$ 37,75, equivalentes a 1/4 do salário mínimo vigente em agosto de 2000. O universo de indivíduos é limitado àqueles que são membros que vivem em domicílios particulares permanentes.” (IPEADATA)
- d) População rural: O percentual de população rural dos municípios da amostra foi calculado a partir dos dados do IPEA, de população total residente nos municípios e população total residente nas áreas rurais dos respectivos municípios. Foram utilizados os dados dos anos de 1991 e 2000.
- e) Eleitores: A medida de eleitorado (eleitores como percentual da população) foi obtida utilizando os dados de número total de eleitores fornecido pelo Supremo Tribunal Eleitoral e os dados de população fornecidos pelo IBGE.

1.4.2.2 Estatísticas descritivas das variáveis

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis sociais empregadas nas estimações. Observa-se que 34,40% da população dos municípios da amostra declaram não saber ler nem escrever. Os extremos do analfabetismo são os municípios de Pombos, Pernambuco com 3,54% e Paudalho, Pernambuco, com 86,87% de analfabetos. Cumpre observar a grande variabilidade desta medida com desvio padrão de 17,55 pontos percentuais.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas: Variáveis sociais (%)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão	Observações
Analfabetismo	34.40	27,98	86.87	3.54	17.55	3479
Analfabetismo adulto	15.78	13.96	42.22	0.86	7.83	3479
Pobreza	30.87	27.68	79.64	0.10	20.54	3479
População rural	43.11	43.68	97.24	0.00	22.79	3479
Jovens 16-18	7.28	7.33	9.58	4.58	0.83	3479
Jovens analfabetos	1.27	0.69	7.18	0.04	1.20	3479
Idosos	10.92	10.50	32.16	0.023	4.24	3479
Idosos analfabetos	3.85	3.62	11.14	0.39	1.61	3479

Ao fracionar o analfabetismo em faixas etárias, observa-se que entre jovens de 16 a 18 anos o analfabetismo médio é de apenas 1,27% entre adultos de 18 a 65 anos é de 15,77% e entre idosos de 3,85%.

O percentual de pessoas pobres, com média de 30,87% oscila de 0,1% em Barra Bonita, Santa Catarina a 79,64% em Pien, Paraná. O percentual de jovens entre 16 e 18 anos vai de 3,84% em Cotia, São Paulo a 9,58% em Massapé do Piauí, Piauí. Sendo a média de 7,28%. O percentual de idosos varia de 0,57% em Japorã, Minas Gerais a 12,81% em Águas de Santa Bárbara, São Paulo.

Uma última variável relevante para este trabalho é o eleitorado. Este valor teve uma elevação média de 9,46 pontos percentuais, passando de uma média de 60,63% em 1988 para uma média de 68,26% em 1989. Nem todos os municípios apresentaram aumento em seu percentual de eleitores. Alguns tiveram declínio como Hidrolândia, Goiás, que teve um declínio de 65,93 pontos percentuais.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas: Eleitorado (%)

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão	Observações
Variação no eleitorado	7.63	9.46	95.66	-98.14	13,43	4122
Eleitores 88	60.63	56.65	903.44	0.74	33,73	4122
Eleitores 92	68.26	65.38	828.34	0.24	36,67	4122

1.5 Metodologia

A metodologia utilizada neste trabalho é extremamente simples consistindo apenas de regressões diferenciais OLS. Como variável dependente foi utilizada a variação nos gastos com transferências em relação aos gastos totais e como variáveis independentes o percentual de analfabetismo e um vetor de controles, conforme a equação 1.

O vetor de controles inclui percentual da população acima de 65 anos, percentual da população entre 16 e 18 anos, taxa de pobreza, uma *dummy* para os municípios que são capitais de Estado e a variação das receitas de transferências. Destes o mais importante é o percentual de pessoas pobres, pois permite controlar a possibilidade de que as transferências se elevem mais nas regiões mais carentes por razões diversas daquelas referentes ao processo de votação. Isto porque a própria democratização pode elevar a percepção da existência de pobreza crônica, o que elevaria os gastos a favor dos mais pobres mesmo sendo estes gastos resultantes de pressões políticas de cidadãos não pobres.

A parcela de pessoas entre 16 e 18 anos é incluída uma vez que estes, passando a ter direito de voto, poderiam influenciar as decisões dos governantes municipais, embora seja difícil saber a priori se estes eleitores são a favor de mais ou menos transferência. Também a parcela de cidadãos idosos é incluída uma vez que as transferências incluem as pensões e aposentadorias e é possível que os políticos sejam cooptados a atender os interesses dos idosos, mais organizados politicamente que os analfabetos. Por fim, é plausível acreditar que um município que receba mais recursos de instâncias superiores tenderá a gastar mais em transferência, pois estes recursos não estariam atrelados aos custos associados ao recolhimento de impostos.

Em suma, a especificação econométrica para a análise proposta por este trabalho é colocada como:

$$(\tau_{89-91} - \tau_{86-88})_i = c + \beta IL_i + \gamma X_i + \varepsilon \quad (1)$$

Onde τ é o gasto com transferências; c uma constante; IL o percentual de analfabetos e X o vetor de controles. Os resultados obtidos são apresentados na próxima seção.

1.6 Resultados

1.6.1 Resultados principais

Nas tabelas a seguir, são apresentados os resultados obtidos nesta pesquisa. Como se pode observar há uma forte evidência de que a variação nas transferências com percentual dos gastos totais é positivamente correlacionada com a taxa de analfabetismo dos municípios, pois os coeficientes da variável ‘taxa de analfabetismo’ são altamente significantes em todas as especificações apresentadas. Mesmo a inclusão da taxa de pobreza, o que coloca grande colinearidade nas regressões, não elimina a significância estatística destes coeficientes, embora reduza suas magnitudes. Também a parcela de população jovem entre 16 e 18 anos e a parcela de idosos mostra-se significativa e com sinal positivo.

Deve-se atentar para o fato de que, uma vez que a constituição de 1988 não introduz nenhuma conexão mandatária dos gastos públicos municipais com os níveis locais de pobreza, o efeito positivo da taxa de pobreza sobre a variação do gasto com transferência pode ser atribuído inteiramente aos possíveis incentivos políticos.

Avaliando os coeficientes dos modelos 1 e 2 da Tabela 4, modelos que não incluem a medida de pobreza, pode-se observar que, *coeteris paribus*, um município que possuísse 10% a mais de analfabetos experimentou uma elevação no gasto com transferências de 1,5 pontos percentuais, ou seja, se seus gastos com transferências representavam 5% do gasto total antes da constituição, passam a 6,5 % após ela. Trata-se de um resultado economicamente significativo, sobretudo ao se observar que a média incondicional dos gastos com transferências sofreu aumento de 2,6 pontos percentuais.

Na tabela 5 são apresentados os resultados que foram obtidos ao se substituir o percentual de analfabetos adultos (acima de 16 anos) pelo percentual de analfabetos jovens (entre 16 e 18 anos). O coeficiente agora exibe um valor de 1,4. Este valor, contudo, não altera o resultado básico uma vez que o percentual de analfabetos jovens é menor nos municípios. Tomando uma variação de um desvio padrão no percentual de jovens analfabetos, ou seja, 1,2 pontos

percentuais, o efeito marginal sobre o gasto com transferências será de 1,7 pontos percentuais, o que é bastante semelhante ao dos analfabetos adultos.

Nas tabelas 6 e 7, são apresentados os resultados obtidos utilizando-se, como teste de robustez, ainda outras medidas de analfabetismo. Com o percentual de analfabetos entre 18 e 65 anos e acima de 65 anos, percebe-se que o resultado se mantém, sobretudo ao se considerar as magnitudes destes percentuais em relação aos outros utilizados.

Adicionalmente nota-se que, em todas as tabelas, a inclusão das variáveis de controle não elimina a significância dos coeficientes de analfabetismo, atestando a robustez do resultado original. Um ponto notável é a significância da medida de pobreza que, conforme já dito, ‘rouba’ o efeito do analfabetismo. Ainda que tal efeito da pobreza sobre as transferências possa ser atribuído inteiramente aos incentivos políticos envolvidos.

Tabela 4 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total

Variável explicativa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<i>Constante</i>	-0.54*** (0.19)	-1.57** (0.86)	-0.35 (0.91)	-3.81*** (1.26)	-3.74*** (1.27)	-0.25 (0.95)
<i>IL(>16)</i>	0.15*** (0.009)	0.14*** (0.01)	0.08*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.08*** (0.02)
<i>POP16-18</i>		0.17 (0.14)	0.004 (0.14)	0.34*** (0.16)	0.33** (0.17)	-0.009 (0.14)
<i>POV</i>			0.04*** (0.008)	0.04*** (0.008)	0.04*** (0.008)	0.04*** (0.008)
<i>POP65</i>				0.26*** (0.06)	0.26*** (0.06)	-0.003 (0.02)
<i>GOVTR</i>					0.005 (0.007)	0.007 (0.007)
<i>CD</i>						-0.40 (1.27)
Observações	3574	3574	3574	3574	3574	3574
R²	0.09	0.09	0.09	0.10	0.10	0.10

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

Tabela 5 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total

Variável explicativa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<i>Constante</i>	0.84*** (0.11)	1.35 (0.91)	2.00*** (0.91)	-1.73 (1.23)	-1.53 (1.25)	-1.56 (1.25)
<i>IL(16-18 years)</i>	1.41*** (0.08)	1.44*** (0.10)	1.09*** (0.14)	1.05*** (0.13)	1.07*** (0.13)	1.07*** (0.13)
<i>POP16-18</i>		-0.08 (0.14)	-0.24** (0.14)	0.09 (0.16)	0.06 (0.16)	0.06 (0.16)
<i>POV</i>			0.03*** (0.01)	0.02*** (0.008)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)
<i>POP65</i>				0.29*** (0.06)	0.29*** (0.06)	0.29*** (0.06)
<i>GOVTR</i>					0.01** (0.01)	0.01** (0.01)
<i>CD</i>						-1.20 (1.02)
Observações	3479	3479	3479	3479	3479	3479
R²	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

Tabela 6 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total

Variável explicativa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<i>Constante</i>	-0.25 (0.18)	-1.44 (0.85)	-0.08 (0.87)	-3.89*** 1.21	-3.82*** (1.22)	-3.85*** (1.22)
<i>IL(18-65 years)</i>	0.18*** (0.01)	0.17*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.06*** 0.02	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)
<i>POP16-18</i>		0.19 (0.13)	-0.002 (0.14)	0.34*** (0.16)	0.33*** (0.16)	0.33*** (0.16)
<i>POV</i>			0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.008)	0.043*** (0.008)
<i>POP65</i>				0.30*** (0.06)	0.29*** (0.06)	0.29*** (0.06)
<i>GOVTR</i>					0.005 (0.007)	0.005 (0.007)
<i>CD</i>						-1.27 (0.95)
Observações	3574	3574	3574	3574	3574	3574
R²	0.08	0.08	0.09	0.10	0.10	0.10

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

Tabela 7 - Variável dependente: variação nas transferências como percentual do gasto total

Variável explicativa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
<i>Constante</i>	-0.38** (0.22)	-5.67*** (0.77)	-1.40 (0.91)	-5.40*** (1.32)	-5.35*** (1.33)	-5.37*** (1.32)
<i>IL(>65 years)</i>	0.78*** (0.06)	0.60*** (0.06)	0.26*** (0.07)	-0.15 (0.11)	-0.15 (0.11)	-0.15 (0.11)
<i>POP16-18</i>		0.82*** (0.11)	0.17 (0.13)	0.58*** (0.16)	0.57*** (0.17)	0.57*** (0.17)
<i>POV</i>			0.06*** (0.01)	0.06*** (0.006)	0.06 (0.01)	0.06** (0.006)
<i>POP65</i>				0.41*** (0.09)	0.41*** (0.09)	0.41*** (0.09)
<i>GOVTR</i>					0.004 (0.007)	0.004 (0.007)
<i>CD</i>						-1.23 (0.93)
Observações	3574	3574	3574	3574	3574	3574
R²	0.06	0.07	0.09	0.09	0.09	0.10

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

1.6.2 Outro teste de robustez

A hipótese de que os gastos municipais com transferência são afetados por incentivos políticos e que estes incentivos se alteraram com a extensão do direito de voto, causada pela promulgação da nova constituição, possibilita um teste adicional de robustez dos resultados apresentados anteriormente. Se tais proposições são verdadeiras, os dados devem exibir tanto uma correlação positiva entre a variação no percentual de analfabetos e a variação do percentual de transferências dos municípios, no período posterior à mudança constitucional quanto uma ausência de correlação entre estas variações no período anterior a tal reforma. E este é o caso, conforme mostram os resultados das tabelas 8 e 9.

Pelos resultados apresentados na Tabela 8 há uma forte correlação positiva entre a variação na taxa de analfabetismo dos municípios e o percentual do gasto com transferências, em ambos os períodos pós-constituição considerados: 1989-2000 e 1991-2000. São utilizados dois períodos, pois, embora os dados de transferências sejam anuais, os dados de analfabetismo são disponíveis apenas para 1991. De qualquer forma, os resultados exibem um forte efeito do analfabetismo sobre os gastos com transferências em ambos os períodos, sendo este efeito

mais forte para o período iniciado em 1989, imediatamente após a promulgação da nova constituição. Isto reforça a validade de se utilizar a mudança constitucional como estratégia de identificação.

Tabela 8 - Variação nas transferências após a mudança constitucional

Variável explicativa	1989-2000	1991-2000
<i>Constante</i>	1.12 (0.81)	4.37*** (0.51)
<i>IL(+16) Variation 1991-2000</i>	0.87*** (0.11)	0.48*** (0.07)
<i>POP16-18 Variation 1991-2000</i>	-0.13 (0.34)	-0.21 (0.22)
<i>POV Variation 1991-2000</i>	0.0002 (0.031)	-0.02 (0.02)
<i>POP65: Variation 1991-2000</i>	2.88*** (0.29)	1.80*** (0.19)
<i>GOVTR Variation 1989 - 2000</i>	-0.01 (0.02)	0.02*** (0.01)
<i>CD</i>	-7.49 (7.51)	-8.12 (7.08)
<i>RUR Variation 1991-2000</i>	-0.08*** (0.04)	-0.05*** (0.03)
<i>CD x IL</i>	-0.64 (3.21)	-0.30 (2.92)
Observações	3763	3763
R²	0.08	0.07

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

Com relação às outras variáveis observa-se que tanto a variação na parcela de idosos como a variação no percentual de população rural mostram-se significantes, o que seria esperado: mais idosos demandam mais transferências e menos habitantes em zonas rurais também eleva a demanda por transferências municipais, provavelmente por uma maior voz política dos habitantes urbanos.

Tabela 9 - Regressões "Placebo": variações nas transferências antes da mudança Constitucional

Variável explicativa	1986 - 1988
<i>Constante</i>	0.11 (0.12)
<i>IL Variation 1980 - 1991</i>	-0.01 (0.01)
<i>POV Variation 1980 - 1991</i>	-0.02*** (0.01)
<i>GOVTR Variation 1986 - 1988</i>	0.02*** (0.01)
<i>GOVTR Variation 1986 - 1991</i>	–
<i>CD</i>	0.45 (2.59)
<i>CD x IL</i>	0.24 (0.45)
Observações	3160
R²	0.01

*** Significante ao nível de 1% . **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

Para o período anterior à mudança constitucional, não há evidência de que os analfabetos fossem considerados na tomada de decisões sobre políticas públicas acerca de transferências, conforme os resultados apresentados na Tabela 9. A ausência de significância estatística do coeficiente da variação do analfabetismo indica que o efeito do analfabetismo sobre os gastos com transferências pelos municípios não é decorrente de alguma variável omitida correlacionada com o analfabetismo, mas sim efeito dos analfabetos tornados eleitores sobre as decisões dos políticos⁴. De forma figurada, é como se o analfabetismo fosse um ‘placebo’ – um medicamento de efeito nulo - sobre as transferências, pois como os analfabetos não possuem direito de voto, os políticos dos municípios com mais analfabetos não os consideram em suas decisões sobre políticas públicas.

Outro aspecto relevante para a presente análise é se, de fato, a concessão do direito de voto aos analfabetos trouxe-os ao exercício do voto. Isto porque o político considerará estes novos eleitores em suas decisões sobre políticas públicas apenas se ele vir a possibilidade de ser

⁴ Nas regressões placebo, a variação no percentual de transferências dos gastos municipais é calculada para o período de 1986 a 1991, pois não há disponibilidade de dados para antes de 1986. O percentual de analfabetos é calculado entre 1980 e 1991, anos para os quais esta variável está disponível.

punido por não os considerar. Deve haver assim evidência de que a votação esteja positivamente correlacionada com o analfabetismo⁵.

Porém a simples ameaça de punir os políticos por sua omissão já pode ser suficiente para afetar os incentivos, ainda que o comparecimento efetivo às eleições seja baixo. Assim se alguém paga o custo de se alistar num Cartório Eleitoral mesmo quando isso lhe é facultativo, ele está enviando um sinal sobre sua propensão a comparecer ao pleito se julgar necessário. Logo o registro eleitoral afigura-se como uma excelente medida dos riscos que o político enfrenta ao negligenciar novas classes de eleitores como, neste caso, os analfabetos. Esta medida é ainda melhor que o comparecimento nas eleições, que varia de eleição para eleição por diversas razões.

Dessa forma, a tabela 10 apresenta os resultados de uma regressão simples na qual a variável dependente é a parcela de eleitores registrados como percentual da população dos municípios e as variáveis independentes são uma constante, percentual de jovens entre 16 e 18 anos e percentual de analfabetos acima de 16 anos. Nesta tabela observam-se dois resultados importantes: o valor significativo da constante, indicando um aumento geral nos registros eleitorais após a democratização e o coeficiente positivo e significativo para a medida de analfabetismo, indicando uma grande parcela de analfabetos que se dispôs a votar após lhes ser concedido tal direito.

Tabela 10 - Variável dependente: variação no eleitorado 1982-1994

Variável explicativa	
<i>Constante</i>	2.70** (2.27)
<i>IL(+16)</i>	0.36*** (0.03)
<i>POP16-18</i>	0.70** (0.37)
Observações	3864
R²	0.09

*** Significante ao nível de 1% . **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões consistentes com Heterocedasticidade de White entre parêntesis

⁵ Sobre isso, ver Blank (1974).

1.7 Considerações finais

Este trabalho procura contribuir com a literatura empírica existente acerca do efeito de alterações na composição do eleitorado, via extensão do direito de voto aos mais pobres, sobre a condução de políticas públicas. Muito embora seja este um tema bastante controverso, a literatura disponível parece favorecer a idéia de que, de fato, a composição do eleitorado afeta significativamente as decisões dos políticos sobre as políticas públicas.

Utilizando a mudança constitucional de 1988 como estratégia de identificação, e analisando os dados dos municípios brasileiros, este trabalho fornece evidências de que a inclusão dos analfabetos no eleitorado alterou os incentivos dos políticos quanto à condução das políticas. Os municípios com maiores percentuais de analfabetos exibiram maiores aumentos nos gastos com transferências como proporção dos gastos totais. Tal resultado sugere que uma maior democratização tende a beneficiar os mais pobres.

REFERÊNCIAS

BOWEN, Howard. *The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resources*. **Quarterly Journal of Economics**. [S.l.], v. 58, p. 27-48, 1943.

BLANK, Robert. *Socio-economic Determinism of Voting Turnout: A Challenge*. **The Journal of Politics**. [S.l.], v. 36, p. 731-752, 1974.

BROSIO, Giorgio; MARCHESE, Carla. *The Growth of Government Under Different Distributive Rules: A Long Term Study of the Italian Case*. **Public Finance Quarterly**. [S.l.], v. 16, p. 439-463, 1988.

CARVALHO, Jose. **Cidadania no Brasil: O Longo Caminho**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2001.

DOWNS, Anthony. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Addison-Wesley, 1957.

GROSSMAN, Gene; HELPMAN, Elhanan. *Special Interest Politics*. Cambridge: The MIT Press. 2001.

HOLCOMBE, Randall. *An Empirical Test of The Median Voter Model*. **Economic Inquiry**. [S.l.], v. 18, p. 261-274, 1980.

HUSTED, Thomas; KENNY, Lawrence. *The Effect of the Expansion of the Voting Franchise on the Size of Government*. **Journal of Political Economy**. [S.l.], v. 105, p. 54-82, 1997.

INMAN, Robert. *Testing Political Economy's "as if" Proposition: Is the Median Income Voter Really Decisive?* **Public Choice**. [S.l.], v. 33, p. 45-65, 1978.

ANEXO I

Constituição de República Federativa do Brasil.

Texto promulgado em 05 de outubro de 1988

Título II

Dos Direitos e Garantias Fundamentais

Capítulo IV

Dos Direitos Políticos

Art. 14. A soberania popular será exercida pelo sufrágio universal e pelo voto direto e secreto, com valor igual para todos, e, nos termos da lei, mediante:

- I - plebiscito;
- II - referendo;
- III - iniciativa popular.

§ 1º O alistamento eleitoral e o voto são:

- I - obrigatórios para os maiores de dezoito anos;
- II - facultativos para:
 - a)* os analfabetos;
 - b)* os maiores de setenta anos;
 - c)* os maiores de dezesseis e menores de dezoito anos

ANEXO II

Eleições Brasileiras

CARGOS ELETIVOS					
ANO DO PLEITO	EXECUTIVO FEDERAL	SENADO E CÂMARA FEDERAL	EXECUTIVO ESTADUAL	ASSEMBLÉIAS LEGISLATIVAS	EXECUTIVO E CÂMARA MUNICIPAL
	PRESIDENTE E VICE - PRESIDENTE DA REPÚBLICA	DEPUTADO FEDERAL / SENADOR	GOVERNADOR	DEPUTADO ESTADUAL / DISTRITAL/ DE TERRITÓRIO	PREFEITO, VICE - PREFEITO E VEREADORES
1964	Eleição Indireta 11 de Abril	–	–	–	–
1965	–	–	Eleição Direta 3 de Outubro	–	Eleição Direta 3 de Outubro
1966	Eleição Indireta 3 de Outubro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Indireta 3 de Setembro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro
1968	–	–	–	–	Eleição Direta 15 de Novembro
1969	Eleição Indireta 25 de Outubro	–	–	–	Eleição Direta 30 de Novembro
1970	–	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Indireta 3 de Outubro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro
1972	–	–	–	–	Eleição Direta 15 de Novembro
1974	Eleição Indireta 15 de Janeiro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Indireta 3 de Outubro	Eleição Direta 15 de Novembro	–
1976	–	–	–	–	Eleição Direta 15 de Novembro 20 de Dezembro
1978	Eleição Indireta 15 de Outubro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Indireta 1º de Setembro	Eleição Direta 15 de Novembro	–
1982	–	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro
1985	Eleição Indireta 15 de Janeiro	–	–	–	Eleição Direta 15 de Novembro
1986	–	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro	Eleição Direta 15 de Novembro
1988	–	–	–	–	Eleição Direta 15 de Novembro
1989	Eleição Direta 15 de Novembro (1º Turno) 17 de Dezembro (2º Turno)	–	–	–	Eleição Direta 16 de Abril e 15 de Novembro (1º Turno) 17 de Dezembro (2º Turno)
1990	–	Eleição Direta 3 de Outubro	Eleição Direta 3 de Outubro (1º Turno) 25 de Novembro (2º Turno)	Eleição Direta 3 de Outubro	–
1992	–	–	–	–	Eleição Direta 3 de Outubro (1º Turno) 15 de Novembro (2º Turno)

2 RENDA E DEMOCRACIA: NOVOS OLHARES SOBRE UM VELHO DEBATE

Resumo

Neste capítulo procura-se identificar, através da utilização de modelos não lineares para dados censurados – modelos de sobrevivência - o impacto de variáveis econômicas como PIB per capita e composição da renda sobre a duração dos regimes democráticos e ditatoriais numa amostra de 189 países, no período de 1950 a 2005, visando determinar se países mais modernos no sentido de Lipset ofereceriam um terreno mais fértil para regimes democráticos ao passo que em países mais pobres e ‘atrasados’ os regimes ditatoriais apresentariam maior resistência ao colapso. Os resultados obtidos sugerem apoio à teoria da modernização, dentro do princípio da democratização exógena, pois o regime democrático tem maior sobrevivência em países ricos e com população mais educada, embora o regime ditatorial não apresenta menor sobrevivência num país menos moderno. Adicionalmente a democracia apresenta menor sobrevivência em países onde a agricultura possui maior participação no produto, na direção do preconizado por Acemoglu e Robinson (2006).

2.1 Introdução

Um regime democrático tem maior chance de sobrevivência quando instalado num país mais rico, mais industrializado e com população mais educada? E um regime ditatorial seria mais propenso ao colapso num país com estas características? São questões que emergem de uma das mais interessantes regularidades observadas dentro da economia política: todos os países ricos são democracias, ao passo que um grande número de países pobres é ou foram ditaduras. Adicionalmente, a grande maioria dos países ricos como os países da OCDE exibem longos períodos de democracia, ao passo que a maioria dos países pobres alterna períodos de democracia com longos períodos de ditadura, o que suscita uma pergunta: existiria uma associação explicativa entre o desempenho econômico e a duração dos regimes políticos?

Embora ainda se mantenha controversa, esta discussão não é recente. Inicia-se a partir do trabalho de Lipset (1959), que considera a democracia como uma etapa de um processo de

‘modernização’ social e política dos países, e se desenvolve num ativo campo de pesquisa que tem recebido sucessivas contribuições. A própria hipótese de Lipset acaba por ganhar *status* referencial tornando-se conhecida como Teoria da Modernização, modernização esta compreendida como um processo sócio econômico que inclui elevação da renda per capita, urbanização, industrialização e maiores níveis educacionais, e que culminaria num governo democrático, possibilitando explicar a associação estatística prevalecente entre renda e democracia.

Inserindo-se neste debate, o presente artigo propõe a utilização de novas estratégias econométricas para a avaliação deste fenômeno. Fazendo uso de modelos não lineares para dados censurados, os chamados ‘modelos de sobrevivência’, procura-se avaliar o impacto de variáveis econômicas sobre a duração dos regimes democráticos e ditatoriais numa amostra de 189 países, no período de 1950 a 2005. O objetivo aqui é determinar se países mais modernos no sentido de Lipset ofereceriam um terreno mais fértil para regimes democráticos ao passo que em países mais pobres e ‘atrasados’ os regimes ditatoriais apresentariam maior resistência ao colapso.

Os resultados deste trabalho sugerem apoio à teoria da modernização apenas se dentro do princípio da democratização exógena. Uma vez instaurado o regime democrático em um país este terá maior sobrevivência em um país mais rico e com população mais educada. Por outro lado, um regime ditatorial não apresenta menor sobrevivência num país menos “moderno” no sentido de Lipset, contradizendo assim a hipótese de democratização endógena. Adicionalmente a democracia apresenta menor sobrevivência em países onde a agricultura possui maior participação no produto, na direção do preconizado por Acemoglu e Robinson (2006).

2.2 Bibliografia

Claramente, a referência fundamental deste trabalho é o artigo de Lipset (op cit), a partir do qual o campo de pesquisa se desdobra, e que foi colocado por Diamond (1992) como “*an essential reference point, typically the starting point, for all future work on the relationship between political systems and the level of economic development*”. Porém, nesta esteira de pesquisa, outros trabalhos tornaram-se fundamentais por estender e aprofundar a questão.

Przeworski e Limongi (1997), utilizando técnicas estatísticas mais aperfeiçoadas e focando exclusivamente no impacto do desenvolvimento econômico sobre a dinâmica dos regimes políticos traz importantes contribuições. Uma delas é a distinção de duas possíveis razões para a relação entre desempenho econômico e democracia: a chamada relação *endógena*, segundo a qual regimes democráticos tendem a surgir mais facilmente em países que apresentam maior desenvolvimento econômico, refletindo assim a teoria da modernização, e a *exógena* segundo a qual a democracia, uma vez instaurada, sobrevive com mais facilidade em países economicamente mais desenvolvidos.

Ema suas análises empíricas, tanto nesse artigo, como em seu livro⁶ estes autores refutam a hipótese da democratização endógena, confirmando, porém que a democracia é mais propensa a sobreviver em um país com baixo PIB per capita e grande crescimento econômico, que num país com PIB per capita médio, mas com baixo crescimento. Também chama atenção para o fato de que a democratização não se afigura como um processo dinâmico, sendo obtida descontínua e aleatoriamente através de vários eventos como golpes, revoluções, conflitos ou morte de líderes.

Tais resultados, porém, não foi capaz de anular a hipótese da modernidade como referência teórica em economia política. Boix e Stokes (2002), utilizando diferentes métodos de estimação, obtêm resultados que lhes permite colocar o desenvolvimento econômico tanto como causa quanto como sustentador da democracia. Também Kennedy (2003) ao reconceitualizar a teoria da modernização contesta os resultados de Przeworski e Limongi (1997) e afirma que, embora a transição de um país para um regime democrático possa ser determinada por uma miríade de fatores, o desenvolvimento econômico surge como elemento causador da democratização, uma vez que eleva a probabilidade condicional de um país se tornar democrático.

Numa outra frente empírica de pesquisa a busca de explicações para a relação entre desenvolvimento econômico e democracia é conduzida avaliando a relação estatística entre variáveis econômicas e indicadores de democracia. O trabalho pioneiro neste campo é Barro (1999) que encontra relações entre um conjunto de variáveis econômicas - renda per capita, desigualdade de renda, classe média, fração etnolinguística, nível e desigualdade educacional, fração religiosa e um índice de medida de liberdade política para uma amostra de 100 países.

⁶ Przeworski e Limongi (2000)

Seus resultados indicam uma correlação positiva entre o padrão de vida dos países e o índice de liberdade política. Também encontra evidências de que a propensão à democracia se reduz com a urbanização e com maior disponibilidade de recursos naturais.

A este trabalho seguiram-se outros textos como os de Leblang (1997), Persson (2005) e Persson e Tabellini (2006), que atacaram os problemas tanto da possível relação entre desenvolvimento econômico e democracia como da relação entre as variações nas variáveis macroeconômicas e democracia. Em todos estes textos a democracia é medida sempre através de índices de liberdade política, e seus resultados apontam sempre para uma relação positiva entre desenvolvimento econômico e democracia, sendo esta relação mais forte para países com sistemas eleitorais majoritários e governos parlamentares. Adicionalmente, encontram evidência de que a democracia está correlacionada com o crescimento econômico, apenas nos países onde a democracia é persistente. Democratização não levaria, necessariamente, a uma trajetória de crescimento econômico.

Mais recentemente, Acemoglu et al (2007a), numa reavaliação específica da hipótese da modernidade, demonstram que as evidências que apóiam tal hipótese são muito fracas, ao passo que há evidências mais consistentes com a hipótese das '*critical juncture*'. Trabalhando com dois períodos de tempo, inicialmente o período padrão 1960-2000 e posteriormente um período mais longo 1875-2000, eles não encontram evidências significativas que apóiem uma relação causal entre renda per capita e democracia em modelos controlados por efeitos fixos.

Em Acemoglu et al (2007b) um texto bastante semelhante ao anterior, estes autores analisam a relação entre renda e democracia utilizando suas estratégias distintas de estimação. Numa primeira eles utilizam estimadores de efeitos fixos para captar os fatores específicos a cada país, buscando assim isolar o possível efeito causal da renda sobre a democracia. Com a inclusão destes efeitos fixos, a correlação positiva entre democracia e renda per capita desaparece, para ambas as medidas de democracia utilizadas: Freedom House e Polity IV. Estes efeitos fixos estariam, portanto, 'roubando' o efeito da renda sobre a democracia.

Interessantemente, a ausência da relação entre renda e democracia não é sugerida por coeficientes estatisticamente diferentes de zero, mas sim pelos valores dos coeficientes, que sendo muito pequenos, indicam uma correlação insignificante. Este resultado se mantém mesmo ao se utilizar diferentes subamostras e controles. A segunda estratégia de estimação

destes autores consiste na utilização do estimador de Variáveis Instrumentais. Nessa abordagem, duas variáveis são empregadas como instrumentos para avaliar o impacto da renda sobre a democracia: as taxas de poupança passadas dos países e as variações na renda de seus parceiros comerciais. A adoção de variáveis instrumentais não modifica o resultado anterior de ausência de relação causal entre renda e democracia. Como principal resultado tem-se a evidência de que elevações nos níveis de renda per capita dos países no pós-guerra não são estatisticamente relacionado com maior democracia.

Por fim, uma importante fundamentação teórica para o presente trabalho é proposta por Acemoglu e Robinson (2006). Ao analisar os regimes políticos democráticos e ditatoriais sob a ótica econômica, elaborando modelos teóricos para explicar a relação entre variáveis econômicas - como desigualdade de renda e fonte de riqueza da economia - e a propensão a movimentos em direção à democracia ou em direção à ditadura, eles concluem, principalmente, que a relação entre desigualdade de renda e democratização é não linear e a composição da riqueza da elite do país tem efeito fundamental sobre o processo de democratização. Adicionalmente, o conjunto de instituições do país tende a preservar ou fragilizar a democracia, para um dado conjunto de variáveis econômicas.

2.3 Metodologia

2.3.1 A função sobrevivência e o estimador Kaplan-Méier

De maneira geral, a análise estatística de sobrevivência procura modelar uma variável dependente que representa o tempo até a ocorrência de um evento de interesse. Este tempo costuma ser chamado de tempo de falha e, no caso do presente artigo, representa o tempo decorrido até um país sair de um regime ditatorial ou democrático. Uma característica central em dados deste tipo, que justifica inclusive estratégias especiais de estimação, é a presença de censura, que é a observação parcial da resposta. Aqui, isto se refere àquelas situações nas quais os países permanecem sob o mesmo regime político após 2005. Exceto a presença de tal censura nos dados, os determinantes das durações dos períodos ditatoriais seriam facilmente estimados via estratégias econométricas clássicas.

Para formalização desta abordagem considera-se uma variável aleatória T , representando o tempo de falha, que pode ser especificada pela função de sobrevivência:

$$S(t) = P(T \geq t) \quad (1)$$

Que representará a probabilidade de um país deixar o regime político no qual se encontra até um tempo t . Se, por exemplo, o país encontra-se sob democracia, será a probabilidade de a democracia sobreviver até o tempo t . Esta função sobrevivência pode ser estimada de diversas maneiras, sendo a mais conhecida àquela que usa o estimador não paramétrico de Kaplan-Meier (Colosimo et al 2006). Dispondo-se de k tempos distintos de falha $t_1 < t_2 < \dots < t_k$, com d_j falhas em cada t_j , $j = 1, 2, \dots, k$ e n_j o número de indivíduos sob risco em t_j , o estimador de Kaplan – Meier será:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j < t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j} \right) \quad (2)$$

Este estimador, conforme Colosimo e Giolo (2006) será não viesado, fracamente consistente e assintoticamente normal.

A maneira mais prática de interpretação dos resultados de (2) é pela análise gráfica na qual se comparam as curvas de sobrevivência para um valor constante de $\hat{S}(t)$ entre os tempos de falha, ou seja, os tempos durante os quais os países permanecem sob regime democrático ou ditatorial. Estas diferentes curvas de sobrevivência são obtidas a partir de uma estratificação da amostra.

2.3.2 Modelos paramétricos de regressão

Numa análise envolvendo muitas covariáveis, como a do presente estudo, a utilização de estimadores paramétricos é preferível, pois evita a estratificação exagerada dos dados que seria necessária com a utilização exclusiva de estimadores não paramétricos. Também permite estimar os valores dos efeitos marginais das covariáveis sobre o tempo de falha, variável dependente do modelo. Entretanto a maior dificuldade na aplicação de tais modelos reside na seleção da distribuição de probabilidade dos tempos de falhas, pois a seleção de uma distribuição errada pode induzir erros grosseiros nos valores dos parâmetros estimados. Várias distribuições de probabilidade podem ser empregadas para esta análise, sendo as mais comuns a Exponencial e a Weibull, conforme Wooldridge (2002).

Assumindo que o componente estocástico do modelo siga uma distribuição Weibull, a função sobrevivência a ser estimada será:

$$\hat{S}(t | \vec{x}) = \exp \left\{ - \left(\frac{t}{\exp \{ \vec{x} \vec{\beta} \}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \right\}$$

Onde α é um parâmetro de escala. Se a distribuição assumida for a Exponencial, que traz a vantagem da simplicidade, então a função sobrevivência será:

$$\hat{S}(t | \vec{x}) = \exp \left\{ - \left(\frac{t}{\exp \{ \vec{x} \vec{\beta} \}} \right) \right\}$$

Ou seja, uma Weibull com $\alpha=1$. Em ambas as especificações o vetor de parâmetros $\vec{\beta}$ será estimado por máxima verossimilhança. Um teste de hipótese conduzido para $H_0: \alpha=1$ permite selecionar o modelo que melhor se ajusta aos dados.

A função de verossimilhança utilizada para a estimação dos parâmetros em $\vec{\beta}$ será constituída de duas partes, sendo uma correspondente às observações que falharam e outra às censuradas. Sendo t_i os tempos de falha, $\mathbf{x}_i$ o vetor de covariáveis e δ_i um indicador que será igual a 1 no caso de falha e zero no caso de censura, a função de máxima verossimilhança para uma amostra de tamanho n será:

$$L(\vec{\beta}) = \prod_{i=1}^n [f(t_i | \vec{x}_i)]^{\delta_i} [S(t_i | \vec{x}_i)]^{(1-\delta_i)}$$

No caso da observação apresentar a falha, ou seja, $\delta_i=1$ no tempo t_i , esta observação contribui para função de máxima verossimilhança com sua função densidade. No caso de censura, sabe-se apenas que o tempo de falha da observação censurada é maior que t_i , de forma que a contribuição desta observação será a probabilidade do regime sobreviver ao tempo t_i , dada por sua função de sobrevivência em t_i .

Associada à função de sobrevivência estimada, está a função de taxa de risco, que expressa a probabilidade de falha, ou seja, de fim do regime político no qual o país se encontra, para

cada unidade de tempo condicionada ao vetor de covariáveis $\mathbf{x}$. De forma genérica, esta função será:

$$\lambda(t, \vec{x}) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+h | T \geq t, \vec{x})}{h}$$

E assumirá formas funcionais específicas, dependendo da distribuição de probabilidade empregada. Para uma distribuição Weibull, a função de taxa de risco assume a forma:

$$\lambda(t, \vec{x}) = \exp(\vec{x} \vec{\beta}) \alpha t^{\alpha-1}$$

na qual valor de α indica a dependência de duração do processo. Se $\alpha > 1$, a função risco exibe dependência positiva de duração, no sentido de que o risco de falha é monotonicamente crescente, ou seja, o risco de falha do regime político vigente cresce à medida que sua duração aumenta, conforme Wooldridge (2002). Se $\alpha < 1$, a dependência de duração é negativa e o risco de falha decrescente.

Uma vez que a distribuição exponencial é uma variação da Weibull com $\alpha = 1$, então sua função de taxa de risco será:

$$\lambda(t, \vec{x}) = \exp(\vec{x} \vec{\beta})$$

razão pela qual este modelo é chamado de *modelo de risco constante*. O risco de falha do regime político será constante ao longo do tempo, ou seja, o processo estocástico de t é desmemoriado.

A distribuição Weibull torna-se, assim, preferida em análises de eventos sociais, pois é suficientemente flexível para permitir avaliar a dependência temporal do risco de falha do evento.

2.3.3 Modelo de riscos proporcionais de Cox

Situando-se numa posição intermediária entre os modelos não paramétricos como o de Kaplan-Meier, e os modelos de regressão Weibull e Exponencial, o modelo de risco proporcional de Cox tem se difundido na análise de duração, principalmente por sua grande

flexibilidade⁷. Este modelo, composto pelo produto de um componente não paramétrico e um paramétrico, não impõe restrições sobre a distribuição da função de taxa de risco e considera que o risco de falha é proporcional entre os indivíduos da amostra, de forma que sua função taxa de risco pode ser expressa como:

$$\lambda(t, \vec{x}) = \kappa(\vec{x}\vec{\beta})\lambda_0(t)$$

Ou seja, a função de taxa de risco $\lambda(t)$ é produto de uma função não negativa dos parâmetros $\kappa(\cdot)$ que deverá ser especificada tal que $\kappa(0)=1$ e $\lambda_0(t)$ a chamada função de base de risco (*baseline hazard*). Esta função não negativa do tempo será comum a todos os elementos da amostra de forma que os riscos inerentes a cada indivíduo variam como proporções desta base pela da função $\kappa(\cdot)$ das covariáveis observadas. A razão entre as funções de taxa de risco para quaisquer dois indivíduos será então independente do tempo.

Em aplicações econométricas é comum modelar-se essa função de maneira exponencial pondo:

$$\lambda(t) = \exp(\vec{x}\vec{\beta})\lambda_0(t)$$

A suposição básica para utilização deste modelo é a hipótese de que as taxas de falha sejam proporcionais. A violação desta hipótese anula o ajuste do modelo de Cox, inviabilizando sua utilização. Adicionalmente, devido à presença do componente não paramétrico e da ausência de especificação da forma funcional da distribuição dos riscos, o método usual de máxima verossimilhança torna-se inapropriado para a estimação dos parâmetros do modelo de Cox. Deve-se, então, utilizar o método de máxima verossimilhança parcial, segundo o qual os estimadores dos parâmetros são obtidos a partir da maximização da função de verossimilhança parcial:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^k \left[\frac{\exp(\vec{s}_i'\beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(\vec{x}_j'\beta)} \right]^{d_i}$$

⁷ Wooldridge (2002); Colosimo (2006)

Onde s_i é o vetor formado pela soma das covariáveis para os indivíduos que falharam no mesmo tempo t_i e d_i o número de falhas neste mesmo tempo.

2.3.4 Heterogeneidade não observada (fragilidade)

A fim de se obter modelos mais gerais de duração pode-se introduzir a heterogeneidade não observada na função risco. Esta heterogeneidade, um efeito aleatório comumente denominado de fragilidade, pois capta a propensão particular do indivíduo à falha, entra multiplicativamente na função de risco. De forma geral sua inclusão torna a função risco do i -ésimo indivíduo:

$$\lambda_i(t, \bar{x}, z_i) = \kappa(\bar{x}\vec{\beta})z_i$$

Onde os z_i , $i=1,...,n$ são os valores das fragilidades, assumidas independentes e identicamente distribuídas com uma distribuição Gama com média 1 e variância desconhecida θ . Esta variância será compreendida como uma medida da presença da heterogeneidade não observada no modelo. Um valor significativo para este parâmetro indica um alto grau de heterogeneidade entre os indivíduos.

Na análise de duração, mesmo estando a estimação dos parâmetros condicionada a um vetor de variáveis explicativas $\mathbf{x}$, a presença de heterogeneidade não observada entre os indivíduos da amostra pode levar a estimativas viesadas para estes parâmetros. Adicionalmente, a inclusão da fragilidade atenua o efeito de uma possível omissão de variáveis. A estimação do modelo com fragilidade será feita via máxima verossimilhança, conforme Colosimo e Giolo (2006) e Jenkins (2003).

2.3.5 Dados agrupados e covariáveis variáveis no tempo

Um aprofundando do presente estudo sugere a utilização de dados em painel. Uma vez que tal abordagem considera os valores das covariáveis como variáveis no tempo, a metodologia que mais se ajusta é aquela referente a dados agrupados⁸. A linha de tempo é, então, dividida em intervalos (neste caso, 12 intervalos de cinco anos, para o período de 1950 a 2005) de forma

⁸ Conforme proposto em Wooldridge (2002).

que a duração de cada episódio de ditadura ou democracia tenha seu início e seu final dentro de um destes intervalos. Um conjunto de *dummies* c_i indicará para cada país a censura da observação, e outro conjunto y_i indicará se naquele intervalo o país está sob o mesmo regime político ou não, assumindo-se que os valores das covariáveis sejam constantes em cada intervalo. O vetor de covariáveis é, então, dividido em 12 intervalos $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_{12}$, de forma que cada retirada da população consistirá de um conjunto de informação $\{(y_1, c_1), \dots, (y_{12}, c_{12}); (x_1, \dots, x_{12})\}$. O conhecimento do intervalo no qual a transição de regime cai, ou no qual a observação é censurada, já é suficiente para obter a probabilidade de y_m tomar valor um, dados os valores anteriores de $\mathbf{y}$, $\mathbf{c}_m$ e $\mathbf{x}$.

A função risco agora será dependente do tempo. Segundo Wolldridge (2002) duas formulações para esta função têm se popularizado: uma que assume uma distribuição Weibull para os dados, fornecendo a função risco:

$$\lambda(t; x_m, \theta) = \kappa(x_m \beta) \alpha t^{\alpha-1}$$

e outra a função de risco proporcional, constante “aos pedaços” (*piecewise-constant proportional hazard*), que tem se popularizado devido, principalmente, à sua flexibilidade.

$$\lambda(t; x_m, \theta) = \kappa(x_m \beta) \lambda_m \quad a_{m-1} \leq t < a_m$$

Nesta formulação, λ_m é a linha de base de risco comum a todos os elementos da população, porém diferente para cada intervalo de tempo m e $\kappa(X(t))$ é uma função não negativa de $X(t)$, tipicamente $\kappa(X(t)) = \exp(x(t)\beta)$. Os parâmetros a serem estimados serão (β, λ_m) . A heterogeneidade não observada pode ser introduzida nos modelos para dados agrupados desde que sejam mantidas as hipóteses de exogeneidade estrita, de ausência de correlação entre a heterogeneidade não observada (z) e as covariáveis e de que z é independente de $(\mathbf{x}, \mathbf{c})$. A função risco torna-se então:

$$\lambda(t; v, x_m, \theta) = z \kappa(x_m \beta) \lambda_0(t) \quad a_{m-1} \leq t < a_m$$

onde os z_i , $i=1, \dots, n$ são os valores das fragilidades, assumidas independentes e identicamente distribuídas com uma distribuição Gamma com média 1 e variância desconhecida θ . A

estimação dos parâmetros $(\theta, \beta, \lambda_0(t))$ ⁹ será feita utilizando-se a rotina para STATA *pgmhaz* de Jenkins (2001).

2.4 Dados

Para selecionar os episódios de ditadura e democracia, foi utilizada a medida de liberdade política fornecida pelo índice *Polit IV*¹⁰. Este índice é composto por duas partes, uma medida de democracia e outra de autocracia que conjuntamente formam o índice composto *Polity2*. O índice de democracia é calculado a partir das medidas de competitividade na participação política, abertura e competitividade na admissão ao cargo de chefe do poder executivo e restrição aos poderes deste cargo. É calculado aditivamente compondo uma escala de 0 a 10, sendo 0 para o país menos democrático e 10 para o mais democrático. A democracia é concebida aqui a partir de três características essenciais: a existência de um processo para que os cidadãos revelem suas preferências a respeito de políticas e políticos, existência de restrições à ação do poder executivo e garantia de liberdades civis a todos os cidadãos tanto no cotidiano como em ações políticas.

O índice de autocracia, reciprocamente, mede a ausência de competitividade na participação política, ainda que os chefes de governo sejam eleitos. Também é construído aditivamente em um índice de 0 a 10, no qual zero indica o regime mais autocrático e 10 o menos autocrático.

O índice composto *Polity 2* é, então, calculado subtraindo-se o índice de autocracia do de democracia, resultando num índice que varia de -10 para um país fortemente autocrático a 10 para um país fortemente democrático. Para a presente análise, será considerado como episódio de ditadura o período durante o qual o país exibir um escore negativo do índice *Polity 2*. Reciprocamente, será considerado democrático o período durante o qual o país apresentar escore positivo. Tal estratégia de seleção seguiu a abordagem de Persson e Tabellini (2008).

Aplicando esta abordagem, pode-se identificar um total de 140 episódios de ditadura e 157 episódios de democracia. O caso de um país que experimentou vários episódios de ditadura

⁹ Wooldridge(2002) trás uma abordagem detalhada do processo de estimação

¹⁰ <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm>

ou de democracia foi considerado como observações independentes, seguindo a abordagem de Anderson e Gill (1982), apresentada em Colosimo et al (2006).

Como covariáveis foram utilizadas o PIB per capita (*Chain Method* a preços de 1996), abertura econômica e crescimento econômico, obtidos a partir da base de dados da *Penn Wolrd Tables 6.1* (2006). A taxa de urbanização e participação da agricultura no PIB foram obtidos no banco de dados do Banco Mundial, *World Bank* (2005) e os dados de educação (como anos de estudo) foram obtidos a partir da base de dados de Barro e Lee (2000).

As estatísticas descritivas das variáveis são apresentadas nas tabelas 11 e 12. O período de 1950 a 2005 foi escolhido por ser aquele com maior disponibilidade de dados e também porque Acemoglu et al (2008) ao estender sua base de dados para antes de 1950 não encontra efeitos significativamente diferentes daqueles encontrados para o período após 1950. Os dados utilizados no modelo são médias aritméticas dos períodos durante os quais os países atravessaram os regimes especificados. Tem-se assim uma amostra para países sob democracia e sob ditadura.

Tabela 11 - Estatísticas descritivas: Democracias

<i>Variáveis</i>	<i>Observações</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<i>Crescimento (%)</i>	145	2.18	2.95	-6.76	19.33
<i>PIB per capita (US\$1000)</i>	146	5.95	5.69	0.48	28.79
<i>Escolaridade (anos)</i>	130	3.79	2.26	0.12	9.90
<i>Democracia (anos)</i>	157	19.87	17.90	1.00	54.00
<i>PIB agrícola (%)</i>	147	22.60	17.05	0.13	68.90
<i>Desigualdade (T de Theil)</i>	144	43.73	7.18	22.22	61.83
<i>Instituições coloniais (%)</i>	157	51.05	30.43	6.49	100.00
<i>Urbanização (%)</i>	156	45.96	22.23	3.10	100.00
<i>Abertura (%)</i>	146	65.48	38.79	7.00	215.45
<i>Crise (%)</i>	155	35.58	21.01	0.00	159.99

Tabela 12 - Estatísticas descritivas: Ditaduras

<i>Variáveis</i>	<i>Observações</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
<i>Crescimento (%)</i>	133	1.67	2.78	-7.49	12.02
<i>PIB per capita (US\$1000)</i>	134	4.01	5.81	0.45	42.42
<i>Escolaridade (anos)</i>	100	4.06	4.59	0.39	9.79
<i>Ditadura (anos)</i>	140	25.31	16.25	1.00	54.00
<i>PIB agrícola (%)</i>	119	27.82	15.51	0.13	63.62
<i>Desigualdade (T de Theil)</i>	122	44.74	6.89	21.07	58.16
<i>Instituições coloniais (%)</i>	140	36.22	20.82	6.49	100.00
<i>Urbanização (%)</i>	135	37.35	20.00	4.35	100.00
<i>Abertura (%)</i>	134	69.34	60.57	5.27	491.81
<i>Crise (%)</i>	140	39.31	18.63	0.00	112.74

A variável *instituições coloniais* é uma medida *proxy* das instituições durante o período colonial. Esta medida foi construída conforme sugerido por Acemoglu *et al* (2007), como a média dos dez anos seguintes à independência, da medida de restrições ao poder executivo do *Polity IV Project*. Convertida em percentual, um valor 100 indica o máximo de restrição ao poder executivo, sugerindo uma herança colonial pró-democracia. Para aos países cuja independência é anterior a 1800, calculou-se a média para 1800-1810.

A variável *crise* foi calculada como um indicador da sujeição a crises políticas e econômicas dos países. Como crise econômica, foi considerada uma taxa negativa de crescimento econômico. Com crise política foi considerado o ano no qual o país apresentou um interregno ou regime de transição, segundo a classificação do Polity IV¹¹. A variável crise foi composta pela razão entre soma dos números de anos de crise política e econômica e o número de anos que o país aparece na amostra. Um valor baixo para esta variável indica um país que esteve pouco sujeito à crise no período estudado.

2.5 Resultados

2.5.1 Estimador Kaplan-Méier

A estimação da função sobrevivência através do estimador de Kaplan-Méier é feita separando as observações em grupos conforme alguma característica de interesse. Como o objetivo deste trabalho é determinar o efeito de variáveis sócio econômicas sobre a duração dos regimes políticos, os países foram divididos em dois grupos: um composto por aqueles que apresentaram, durante todo o período estudado, os valores médios das variáveis acima da

¹¹ Entende-se por **interregno** o período no qual há uma ruptura abrupta do regime político, geralmente associado ao colapso ou falha da autoridade estatal central. Um período de **transição** refere-se àquele durante o qual novas instituições são planejadas, legalmente instituídas e empossadas. (Polity IV data user's manual v.2004)

média mundial, e outro composto pelos países cujos valores ficaram abaixo da média mundial. Considerou-se o PIB per capita, abertura econômica, crescimento econômico, percentual de população urbana, e anos de estudo.

Analisando primeiramente as funções de sobrevivência estimadas para os episódios de democracia, percebe-se, pelo apresentado no gráfico 1 que a sobrevivência dos episódios de democracia é significativamente superior nos países que apresentaram PIB per capita acima da média mundial¹² para o período estudado. A curva de sobrevivência dos países que apresentaram desvios positivos em relação a média mundial indicados por $PIB=1$ situa-se acima da curva de sobrevivência dos países que apresentaram PIB per capita abaixo da média mundial. Isto indica que a duração dos regimes democráticos é superior nos países com PIB per capita acima da média. Uma análise da figura mostra que a probabilidade de uma democracia instaurada num país com PIB per capita acima da média durar 40 anos é de aproximadamente 75%, ao passo que uma democracia instaurada num país abaixo da média, a probabilidade dela viver 40 anos é de aproximadamente 40%.

Gráfico 1 – Democracia x PIB per capita.

Para o percentual da população urbana e anos de estudo, o resultado é análogo, conforme mostram os gráficos 3 e 4. Apenas a variável crescimento econômico, gráfico 4, apresenta um efeito diverso sobre a duração da democracia, sendo menor a duração naqueles países que exibiram crescimento econômico acima da média mundial durante o período estudado.

¹² US\$ 7091,88 a valores de 1996.

Porém, o teste qui-quadrado de significância, apresentado na tabela 13, não permite a rejeição da hipótese nula de ausência de diferença entre as funções de sobrevivência para estes grupos.

Gráfico 2 – Democracia x percentual população urbana.

Gráfico 3 - Democracia x anos de estudo.

Gráfico 4 – Democracia x crescimento PIB per capita.

A tabela 13 traz os valores dos testes *qui-quadrado* de significância para todas as variáveis, conduzido conforme Jenkins (2006). Pode-se observar que apenas o crescimento econômico não diferencia significativamente as funções sobrevivência. Estes resultados apontam na direção democratização exógena: países mais modernos permanecem mais tempo sob regimes democráticos, uma vez que estes sejam instaurados, apesar da parcimônia da análise.

Tabela 13 - Teste *log-rank* para igualdade das funções sobrevivência das Democracias

Variável	χ^2	p-value
<i>PIB per capita</i>	6.93	0.01
<i>Abertura econômica</i>	5.40	0.02
<i>Crescimento PIB per capita</i>	3.14	0.08
<i>Urbanização</i>	4.50	0.03
<i>Escolaridade</i>	8.90	0.00

A fim de avaliar a hipótese de democratização endógena, a mesma análise é aplicada aos países sob regimes ditatoriais. Se tal hipótese for verdadeira, uma ‘modernização’ acima da média dos países reduzirá a sobrevivência dos regimes ditatoriais, de forma que países mais modernos permaneçam menos tempo sob ditadura. Porém, ao se observar os gráficos 5,6,7, 8 e 9, constata-se a ausência de diferenciação significativa entre os grupos, para todas as variáveis. Apenas a variável ‘anos de estudo’ indicaria, conforme o gráfico 9, uma provável separação, com a ditadura sobrevivendo menos nos países com população mais educada. Porém, o valor de 1,64 para a estatística do teste *qui-quadrado* apresentado na tabela 14 não

permite a rejeição da hipótese nula de ausência de diferenças entre as funções de sobrevivência.

Gráfico 5 – Ditaduras x PIB per capita.

Gráfico 6 – Ditadura x Abertura.

Gráfico 7 – Ditadura x crescimento PIB per capita

Gráfico 8 – Ditadura x percentual população urbana

Gráfico 9 – Ditadura x anos de estudo

Estes resultados, embora frutos de uma análise extremamente simplificada, sugerem a rejeição da democratização endógena. Ainda que a democracia tenha maior ‘durabilidade’ em países mais modernos, a ditadura não apresenta maior ‘mortalidade’ nestes países. Assim, um país que esteja sob regime ditatorial, ao tornar-se mais moderno, ou seja, mais rico, mais industrializado e com população mais educada não necessariamente encurtará a duração desta ditadura. Um país democrático, ao contrário, prolongaria o tempo de democracia ao se tornar mais moderno no sentido de Lipset.

Tabela 14 - Teste *log-rank* para igualdade das funções sobrevivência das ditaduras

	χ^2	p-value
<i>PIB per capita</i>	0.03	0.87
<i>Abertura econômica</i>	1.79	0.18
<i>Crescimento PIB per capita</i>	0.78	0.38
<i>Urbanização</i>	0.07	0.80
<i>Escolaridade</i>	1.64	0.20

2.5.2 Dados invariáveis no tempo

A análise seguinte é feita estimando-se os efeitos marginais das covariáveis sobre a duração da democracia e das ditaduras. Para isto são utilizados modelos paramétricos de regressão, também chamados de modelos de tempo de vida acelerados, conforme Colosimo op. cit.

2.5.2.1 Teoria da modernização

O primeiro conjunto de resultados é referente ao teste da hipótese da modernização sobre os períodos de democracias. Como se pode observar pela tabela 15, há uma forte evidência de uma correlação positiva entre o PIB per capita e a sobrevivência do regime democrático. Também o nível de escolaridade aparece significantemente diferente de zero, indicando sua influência sobre a duração deste regime, e estes coeficientes são significantes tanto no modelo de Weibull como no de Cox. Tais resultados sugerem uma confirmação parcial da teoria da modernização, uma vez que o percentual de população urbana, não aparece significativo em nenhum dos modelos.

Tabela 15 - Variável dependente: Duração das Democracias

<i>Variável explicativa</i>	Weibull	Cox
<i>PIB per capita</i>	-0.31*** (0.09)	-0.29** (0.09)
<i>Urbanização</i>	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
<i>Anos de estudo</i>	-0.23** (0.09)	-0.22** (0.10)
<i>Constante</i>	-0.67 (0.71)	
<i>Alpha</i>	0.82 (0.15)	
<i>Theta</i>	0.00 (0.00)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

No modelo de Weibull, um coeficiente de -0,31 para o PIB per capita indica que uma elevação de US\$ 1000,00 no PIB per capita do país estaria associada a uma taxa de risco de $e^{(-0,31)} = 0,73$, ou seja, a probabilidade de colapso do regime democrático por ano, *coetris paribus*, neste país é 73% da probabilidade de um país que não experimentou elevação no PIB per capita. Isto implica que tal aumento no PIB per capita reduz a probabilidade de colapso do regime democrático em 27 %, para cada ano. Cumpre observar que sendo a taxa de risco uma função não linear das covariáveis, uma elevação de US\$ 100,00 no PIB per capita do país estaria associada a uma taxa de risco de $e^{(-0,031)} = 0,97$, ou seja, 97%, implicando uma redução da probabilidade de colapso de 3% em comparação a um país que não experimentou variação em seu PIB per capita.

A variável ‘anos de estudo’ apresentou coeficiente de -0,23 indicando que um país ao elevar sua média de anos de estudo em um ano terá uma taxa de risco de $e^{(-0,23)} = 0,79$, ou seja uma redução de 21% na probabilidade de colapso do regime democrático, em cada ano. Para um país democrático que eleve seu nível educacional em 2,26 anos (um desvio padrão) a taxa de risco será de $e^{(-0,23*2,26)} = 0,59$. O regime democrático terá uma probabilidade de colapso 40,50% menor neste país, que num país que não tenha sofrido mudanças em seu nível de escolaridade.

A variável ‘percentual de população urbana’ não mostrou se estatisticamente significativamente diferente de zero, sugerindo a ausência de efeito da urbanização sobre a duração do regime democrático.

O modelo de Weibull foi selecionado via teste z da para $\alpha=1$. O valor de $-1,20$ para a estatística teste aponta para a rejeição da $H_0 \alpha=1$, ou seja, de que a distribuição exponencial se ajusta melhor aos dados. Ajustado o modelo de Weibull, observa-se que um valor de $\alpha=0,82$ indica uma função taxa de risco decrescente com o tempo. Assim, a sobrevivência do regime democrático em um país será tanto maior no país que é democrático por mais tempo. Noutros termos, a democracia tende a se consolidar num país que atravesse períodos mais longos sob este regime, resultado que concorda com Barro (1999) e Acemoglu et al (2007). O teste de verossimilhança para $\theta=0$ fornecendo a estatística $\chi^2(01)^{13} = 0.00$, indica que a fragilidade, ou seja, a heterogeneidade não observada não desempenha papel relevante sobre os valores dos coeficientes do modelo.

Analisando o modelo de Cox, cujos resultados são apresentados também na tabela 15, percebe-se os valores estimados não são significativamente diferentes. Isto proporciona mais uma indicação do correto ajuste do modelo de Weibull para estes dados.

Substituindo o valor do PIB per capita por sua taxa de crescimento – tabela 16 - esta não aparece significativa e a população urbana surge significativa. O percentual de população urbana estaria substituindo o efeito do PIB per capita, uma vez que a correlação entre eles é de 0,6. O efeito marginal da urbanização é, todavia, pequeno. Um país que experimente elevação de *um* ponto percentual em sua população urbana experimentaria uma taxa de risco $e^{(-0,07)} = 0,93$, ou seja, uma redução de aproximadamente 7% na probabilidade de colapso do regime democrático. A ausência de significância estatística do crescimento econômico é, portanto, condizente com àquela indicada pelo estimador Kaplan-Meier, conforme visto na tabela 13.

¹³ Gutierrez, et al (2001)

Tabela 16 - Variável dependente: Duração das Democracias

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>Crescimento</i>	0.12 (0.09)	0.04 (0.09)
<i>Urbanização</i>	-0.07*** (0.02)	-0.05*** (0.01)
<i>Escolaridade</i>	-0.32** (0.14)	-0.23** (0.10)
<i>Constante</i>	-0.44 (0.91)	
<i>Alpha</i>	1,12 (0.27)	
<i>Theta</i>	0.41 (0.30)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

Estes resultados vão ao encontro dos trabalhos de Lipset (1959) e Przeworski (1997) ao sugerirem que o regime democrático tem maior sobrevivência em países com maior PIB per capita e com população mais educada corroborando, portanto com a hipótese de democratização exógena. Contaria, porém, a hipótese de que regimes democráticos são mais duradouros em países mais urbanos, mas não permite afirmar como Barro (1999) que uma maior urbanização esteja negativamente correlacionada a um regime menos democrático. Discorda também do trabalho de Przeworski (2000) ao não encontrar evidência do efeito do crescimento econômico sobre a sobrevivência da democracia.

Quanto aos efeitos da modernização sobre os períodos de ditaduras, os resultados apresentados na tabela 17, sugerem a ausência de correlação significativa entre a duração dos períodos ditatoriais e o processo de modernização.

Tabela 17 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>PIB per capita</i>	0.08 (0.05)	0.01 (0.00)
<i>Urbanização</i>	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
<i>Escolaridade</i>	-0.03 (0.05)	-0.03 (0.05)
<i>Constante</i>	-8.16*** (2.05)	
<i>Alpha</i>	2.14 (0.58)	
<i>Theta</i>	0.03 (0.58)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

Esta ausência de correlação vai também ao encontro do trabalho de Przewoski (1997) ao rejeitar a hipótese de democratização endógena, via modernização. A duração dos regimes ditatoriais não seria afetada pela modernização do país, ou seja, crescimento econômico, urbanização e maior educação. Também o crescimento econômico não apresenta efeito estatístico significativo sobre a duração dos regimes ditatoriais, conforme os resultados apresentados na tabela 18.

2.5.2.2 A abordagem de Acemoglu e Robinson

O segundo conjunto de resultados é referente à análise baseada em Acemoglu e Robinson (2006), segundo a qual a duração dos períodos democráticos e ditatoriais seria influenciada pela abertura econômica, composição da renda (agrícola ou industrial), crises econômicas e políticas e desigualdade de renda. Como se observa na tabela 19, apenas a medida de abertura econômica não é significativamente diferente de zero, ao passo que as medidas de desigualdade de renda e de percentual agrícola do PIB são altamente significantes, o que corrobora com proposição teórica de sua influência sobre o regime político.

Tabela 18 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>Crescimento</i>	0.14 (0.14)	0.04 (0.05)
<i>Urbanização</i>	0.01 (0.02)	0.00 (0.01)
<i>Escolaridade</i>	-0.10 (0.15)	-0.04 (0.06)
<i>Constante</i>	-10,64*** -3,34	
<i>Alpha</i>	1,12 (0.93)	
<i>Theta</i>	0.92 (0.90)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

O valor de 0,08 para o PIB agrícola indica que cada ponto percentual de participação agrícola no PIB do país está associado a uma taxa risco de $e^{(0,08)} = 1,08$, ou seja, a probabilidade da democracia entrar em colapso neste país é 8% maior num país que apresente um ponto percentual a mais de participação da agricultura em seu produto.

A medida de desigualdade empregada apresenta coeficiente altamente significativo e positivo, indicando que países com maior desigualdade de renda, apresentam maior probabilidade de colapso da democracia. Por fim, um coeficiente significativo e positivo para a medida de crise político-econômica, indica que a democracia, tem maior probabilidade de falha em países que experimentem maiores períodos de crise econômica e/ou política.

O modelo de Weibull com fragilidade Gamma foi selecionado, pois o teste z sobre o valor de $\alpha = 1$ indicou um parâmetro significativamente diferente de 1. Adicionalmente, uma estatística $\chi^2(01) > 2$ indica que o coeficiente θ é significativamente diferente de zero, de forma que para este modelo a heterogeneidade não observada (fragilidade) desempenha um papel importante.¹⁴ As estimativas do modelo de Cox, também apresentadas na tabela 19 não são significativamente discrepantes, fornecendo uma indicação adicional do ajuste do modelo de Weibull.

¹⁴ Gutierrez (2001)

Tabela 19 - Variável dependente: Duração das Democracias

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>Abertura</i>	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
<i>PIB agrícola</i>	0.08*** (0.02)	0.06*** (0.01)
<i>Crise</i>	0.03** (0.01)	0.03** (0.01)
<i>Desigualdade</i>	0.08** (0.04)	0.08** (0.03)
<i>Constante</i>	-9.60*** (2.14)	
<i>Alpha</i>	0.81 (0.19)	
<i>Theta</i>	0.09 (0.10)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

Re-estimando o mesmo modelo para a duração dos períodos ditatoriais, nenhum dos coeficientes mostrou-se significativamente diferente de zero, conforme tabela 20. Estes resultados semelhantemente aos anteriores, que avaliavam a teoria da modernização sobre os regimes ditatoriais, parecem apontar na direção de Przewoski (1997), segundo a qual o processo de transição de regimes é aleatório não sendo influenciado pelas variáveis econômicas.

Tabela 20 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>Abertura</i>	-0.01 (0.00)	-0.01 (0.00)
<i>PIB agrícola</i>	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
<i>Crise</i>	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
<i>Desigualdade</i>	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
<i>Constante</i>	-6.72 (1.31)	
<i>Alpha</i>	1.93 (0.27)	
<i>Theta</i>	0.00 (0.00)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

2.5.2.3 Modelo completo

O último conjunto de resultados é referente a um modelo mais completo que une as variáveis propostas pelas duas abordagens anteriores a outras variáveis de interesse sugeridas por Acemoglu et all (2008), Persson e Tabellini (2008) e Barro (1999). Estas variáveis são: *dummies* para os continentes África, Ásia e América Latina; *dummy* para países ex-socialistas; valor do índice *Polity IV* no primeiro ano em que o país aparece na amostra; ano de independência e uma medida *proxy* das instituições durante o período colonial.

Tabela 21 - Variável dependente: Duração das Democracias

Variável explicativa	Exponencial	Cox
<i>PIB per capita</i>	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
<i>Escolaridade</i>	-0.29*** (0.11)	-0.21 (0.12)
<i>Urbanização</i>	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
<i>África</i>	0.95 (12.51)	0.99 (12.99)
<i>América Latina</i>	0.99 (11.62)	0.76 (11.95)
<i>Ásia</i>	0.47 (11.31)	0.31 (11.88)
<i>Socialismo</i>	-2.67** (1.20)	-1.55 (1.26)
<i>P4 - inicial</i>	-0.17** (0.07)	-0.12 (0.07)
<i>Abertura</i>	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)
<i>PIB agrícola</i>	0.05** (0.02)	0.04 (0.02)
<i>Crise</i>	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)
<i>Desigualdade</i>	0.05 (0.04)	0.06 (0.04)
<i>Independência</i>	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
<i>Instituições</i>	-0.03** (0.01)	-0.02** (0.01)
<i>Constante</i>	-17.82 (10.53)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%

Desvios padrões entre parêntesis

Os valores estimados são apresentados na tabela 21. Observa-se que apenas o nível de escolaridade e o percentual de participação da agricultura no PIB mantiveram sua significância. Das variáveis novas a *dummy* de socialismo mostrou-se significante, indicando uma taxa de risco de 7% aproximadamente. As variáveis de restrições ao poder executivo na independência e *Polity IV* no primeiro ano também se mostraram significativas, com sinal negativo, indicando uma redução na taxa de risco de colapso do regime democrático.

Com relação aos períodos de ditadura, os resultados apresentados na tabela 22, indicam o pequeno poder explicativo destas variáveis. Apenas as *dummies* de continentes para a África e Ásia mostraram-se significantes. Uma ditadura em um país africano tem taxa de risco $e^{(-3,13)} = 0,04$ ou seja, a cada ano o risco de que ela entre em colapso e acabe é aproximadamente 4% do risco de uma ditadura em outro continente. Também para um país asiático, o risco de uma ditadura falhar é aproximadamente 8% do risco dos outros continentes. Isto significa que um regime ditatorial instaurado num país africano ou asiático tem sobrevivência 95% maior que um regime instaurado em outro continente.

O teste de hipóteses para o ajuste do modelo indicou ser o modelo exponencial o que melhor se ajusta aos dados. Adicionalmente, a estatística *chibar2(01)* rejeitou a hipótese de que a heterogeneidade não observada causaria diferenças significativas nos valores dos parâmetros. O modelo de Cox apresentou alguma diferença nos resultados em comparação ao exponencial, principalmente com relação à medida de escolaridade que surge significante neste modelo e não significante no modelo exponencial. Para as outras variáveis, a discrepância não foi significativa.

Tabela 22 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Variável explicativa	Weibull	Cox
<i>PIB per capita</i>	-0.17 (0.10)	-0.20 (0.10)
<i>Escolaridade</i>	-0.25 (0.14)	-0.30** (0.14)
<i>Urbanização</i>	0.00 (0.02)	0.02 (0.02)
<i>África</i>	-3.13*** (0.69)	-3.42*** (0.75)
<i>América Latina</i>	-0.58 (0.53)	-0.57 (0.55)
<i>Ásia</i>	-2.51*** (0.63)	-2.79*** (0.68)
<i>Socialismo</i>	0.17 (0.49)	0.16 (0.50)
<i>P4 -inicial</i>	0.07 (0.06)	0.08 (0.06)
<i>Abertura</i>	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
<i>PIB agrícola</i>	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)
<i>Crise</i>	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
<i>Desigualdade</i>	0.02 (0.03)	0.02 (0.04)
<i>Independência</i>	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
<i>Instituições</i>	-8.78*** (2.34)	
<i>Constante</i>	3,19 (0.46)	

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5%
Desvios padrões entre parêntesis

2.5.3 Dados agrupados e covariáveis variáveis no tempo

A análise seguinte faz uso de covariáveis variáveis no tempo. Conforme dito na metodologia, a utilização de variáveis deste tipo nas análises de sobrevivência é comumente feita com modelos de dados agrupados.

2.5.3.1 Teoria da modernização

A tabela 23 traz os resultados do modelo em painel para as democracias, assumindo uma função linha de base de risco Weibull. Como se pode observar, o resultado de uma maior sobrevivência dos regimes democráticos em países mais ricos permanece. Um coeficiente de -

0,30 para o PIB per capita indica que uma elevação de US\$ 1000,00 no PIB per capita do país estaria associada a uma probabilidade de colapso do regime democrático, neste país, 25 % menor para cada ano, *coetris paribus*.

Porém, diferentemente da abordagem anterior com médias, a variável ‘anos de estudo’ não surge significativamente diferente de zero. Também não há diferenças significativas entre os coeficientes estimados com a inclusão da heterogeneidade não observada. Como indica o valor nulo para *theta*, a variância desta heterogeneidade.

Tabela 23 - Variável dependente: Duração das Democracias

Linha de base de risco Weibull		
Variável explicativa	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>1-alpha</i>	-0.56 (0.42)	-0.45** (0.19)
<i>PIB per capita</i>	-0.30*** (0.11)	-0.29** (0.13)
<i>Urbanização</i>	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
<i>Escolaridade</i>	-0.13 (0.13)	-0.13 (0.13)
<i>Constante</i>	-0.24 (0.81)	-0.46
<i>Theta</i>		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

Na tabela 24 são apresentados os resultados estimados com linha de base de risco ‘*picewise-constant*’. Como se observa, o resultado fundamental não muda, sendo diferente apenas a magnitude do coeficiente. Novamente, o coeficiente *theta* mostra-se não significativo.

Tabela 24 - Variável dependente: Duração das Democracias

Linha de base de risco *Picewise-constant*

Variável explicativa	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
d4	-0.74 (0.55)	-14.68 (360.36)
d5	-0.57 (0.56)	-0.50 (0.65)
d6	-0.76 (0.62)	-0.64 (0.80)
d7	-2.08** (1.08)	-1.94 (1.04)
d8	-1.08 (0.73)	-0.93 (0.80)
d10	-1.86*** (0.74)	-2.20*** (0.78)
d11	-1.81** (0.75)	-1.75** (0.79)
PIB per capita	-0.38*** (0.14)	-0.47** (0.14)
Escolaridade	-0.08 (0.14)	-0.06 (0.07)
Pop. Urb.	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)
Theta		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

Os resultados referentes aos períodos de ditaduras são apresentados na tabela 25¹⁵. Uma observação importante a ser feita neste caso é o coeficiente significativamente diferente de zero para variável ‘anos de estudo’, no modelo sem a inclusão da heterogeneidade não observada. Única variável significativa neste modelo sugere que um aumento da média de estudos em um ano eleva em 23% a chance de colapso da ditadura. Este resultado, embora condizente com o princípio da democratização endógena, não se sustenta com a inclusão da heterogeneidade não observada, que neste modelo é relevante¹⁶.

¹⁵ Foi apresentado apenas o modelo de Weibull, pois o modelo *picewise-constant hazard* mostrou-se sem solução

¹⁶ O teste de razão de máxima verossimilhança entre o modelo com heterogeneidade não observada e o modelo sem esta heterogeneidade, a estatística qui-quadrado de 22,00; associada a um p-valor de 0,00, fornece indicação favorável ao modelo no qual a heterogeneidade não observada está presente

Tabela 25 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Linha de base de risco Weibull		
Variável explicativa	Sem Heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>I-alpha</i>	2.07*** (0.61)	5.87** (2.60)
<i>PIB per capita</i>	-0.06 (0.05)	-0.11 (0.12)
<i>Urbanização</i>	0.00 (0.01)	0.02 (0.02)
<i>Escolaridade</i>	0.21** (0.09)	0.30 (0.18)
<i>Constante</i>	-6.75*** (1.28)	-14.86*** (5.55)
<i>Theta</i>		2.30 (1.81)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

2.5.3.2 A abordagem de Acemoglu e Robinson

Os resultados referentes à abordagem de Acemoglu e Robinson, obtidos ao se estimar para dados em painel e linha de base de risco Weibull, para as democracias são apresentados na tabela 26. Apenas a variável ‘crise’ mostra-se significativa e com sinal positivo, indicando que crises econômicas e políticas elevam o risco de colapso dos regimes democráticos.

Tabela 26 - Variável dependente: Duração das Democracias

Linha de base de risco Weibull		
Variável explicativa	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>I-alpha</i>	-2.50*** (0.82)	-1.53 (1.04)
<i>Abertura</i>	0.01 (0.01)	0.00 (0.02)
<i>PIB agrícola</i>	0.04 (0.02)	0.04 (0.03)
<i>Crise</i>	0.06** (0.02)	0.03 (0.03)
<i>Desigualdade</i>	-0.03 (0.04)	-0.06 (0.04)
<i>Constante</i>	0.66 (2.43)	1.18 .
<i>Theta</i>		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

Na tabela 27 são apresentados os resultados referentes ao modelo *picewise-constant hazard*, para a mesma abordagem, que concordam com a análise prévia, com dados invariáveis no tempo. A participação da agricultura no PIB, crise e abertura econômica mostram-se significativamente diferentes de zero, e com sinal positivo, indicando que estas variáveis estão relacionadas com um maior risco de colapso do regime democrático. Cada ponto percentual a mais de participação da agricultura no PIB do país estaria relacionado com um risco 6% maior de falha do regime democrático.

Tabela 27 - Variável dependente: Duração das Democracias

Linha de base de risco <i>Picewise-constant</i>		
Variável dependente	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>d4</i>	-3.66 (2.31)	-9.63 (92.26)
<i>d5</i>	-3.00 (2.19)	-0.75 (3.28)
<i>d6</i>	-3.37 (2.12)	0.22 (3.42)
<i>d7</i>	-3.51 (2.08)	0.54 (3.26)
<i>d8</i>	-4.08 (2.22)	-0.54 (3.35)
<i>d10</i>	-5.72** (2.37)	-2.76 (3.83)
<i>d11</i>	-5.60** (2.44)	-0.98 (3.52)
<i>Abertura</i>	0.01** (0.01)	0.01 (0.01)
<i>PIB agrícola</i>	0.06** (0.03)	0.11** (0.05)
<i>Crise</i>	0.06*** (0.02)	0.04 (0.03)
<i>Desigualdade</i>	-0.05 (0.05)	-0.14 (0.08)
<i>Theta</i>		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

Os dados referentes à duração das ditaduras não são apresentados uma vez que apenas a constante mostrou-se significativamente diferente de zero, ainda que a heterogeneidade não observada desempenhe um papel importante neste modelo, conforme indicado pelo teste de razão de máxima verossimilhança¹⁷.

¹⁷ Valor da estatística de 44,28, associado a um *valor-p* de 0,00.

2.5.3.3 Modelo completo

Os resultados referentes aos períodos de ditaduras são apresentados nas tabelas 28 e 29 para os modelos Weibull e *piecewise-constant hazard* respectivamente¹⁸.

Tabela 28 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Linha de base de risco Weibull		
Variável explicativa	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>1-alpha</i>	5.11*** (1.28)	5.13*** (1.53)
<i>PIB per capita</i>	-0.05 (0.13)	-0.12 (0.18)
<i>Escolaridade</i>	0.17 (0.19)	0.24 (0.25)
<i>Urbanização</i>	-0.03 (0.02)	-0.02 (0.03)
<i>África</i>	-3.68*** (1.32)	-3.94*** (1.38)
<i>Ásia</i>	-3.93*** (1.10)	-3.35*** (1.33)
<i>América Latina</i>	-2.24*** (0.72)	-1.52 (0.96)
<i>Socialismo</i>	0.12 (0.72)	0.16 (0.87)
<i>P4 -inicial</i>	0.03 (0.10)	0.06 (0.11)
<i>Abertura</i>	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
<i>Crise</i>	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
<i>PIB agrícola</i>	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)
<i>Desigualdade</i>	0.08** (0.04)	0.11** (0.05)
<i>Independência</i>	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
<i>Instituições</i>	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
<i>Constante</i>	-2.59 (11.28)	-12.60 .
<i>Theta</i>		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

Observa-se que apenas a medida de desigualdade e as *dummies* dos continentes surgem significantes, apontando para o interessante fato de ser a duração dos regimes ditatoriais influenciados (fortemente) pelo continente no qual o país se encontra resultado este que

¹⁸ Não foram exibidos os resultados referentes aos períodos de democracia pois estes não se mostraram estatisticamente significantes

corroborar com a idéia de capital democrático de Persson e Tabellini (2008). A heterogeneidade não observada não aparece significativa em nenhum dos modelos

Tabela 29 - Variável dependente: Duração das Ditaduras

Linha de base de risco <i>Picewise-constant</i>		
Variável explicativa	Sem heterogeneidade não observada	Com heterogeneidade não observada
<i>d6</i>	5.45 (12.97)	-31.49 (46.62)
<i>d7</i>	6.14 (13.07)	-21.44*** (4.96)
<i>d8</i>	6.63 (13.10)	-21.08*** (5.01)
<i>d9</i>	7.22 (13.09)	-20.57*** (5.10)
<i>d10</i>	8.26 (13.11)	-19.10*** (5.06)
<i>PIB per capita</i>	-0.10 (0.16)	-0.07 (0.21)
<i>Escolaridade</i>	0.28 (0.22)	0.56 (0.30)
<i>Pop Urb.</i>	-0.04 (0.02)	-0.06 (0.04)
<i>África</i>	-4.55*** (1.78)	-6.29** (2.89)
<i>Ásia</i>	-4.39*** (1.44)	-4.68 (2.64)
<i>América Latina</i>	-2.62*** (0.94)	-1.57 (1.88)
<i>Socialismo</i>	0.31 (0.80)	0.63 (0.93)
<i>p4 inicial</i>	-0.04 (0.12)	0.00 (0.15)
<i>Abertura</i>	-0.01 (0.01)	-0.03** (0.01)
<i>Crise</i>	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.03)
<i>PIB agrícola</i>	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.04)
<i>Desigualdade</i>	0.11** (0.05)	0.19*** (0.07)
<i>Independência</i>	0.00 (0.01)	0.01*** (0.00)
<i>Instituições</i>	0.01 (0.01)	0.00 (0.02)
<i>Theta</i>		0.00 (0.00)

*** Significante ao nível de 1%. **Significante ao nível de 5% Desvios padrões entre parêntesis

2.6 Considerações finais

Utilizando modelos econométricos de sobrevivência este artigo encontrou evidências que confirmam a teoria da modernização, dentro do princípio de democratização exógena. Assim, o regime democrático ao ser instaurado num país com maior PIB per capita e maior nível educacional tem maior sobrevivência que se instaurado num país sem estas características. Rejeita, entretanto, o princípio de democratização endógena, pois não encontra evidência significativa de que a modernização do país tenha efeito sobre a duração dos períodos sob regime ditatorial.

Adicionalmente, o regime democrático exhibe maior duração em países com menor participação da agricultura no PIB, menor desigualdade e que esteja menos sujeito às crises políticas e econômicas. A duração dos regimes ditatoriais mostra-se influenciada apenas pelo continente no qual o país se encontra, sendo mais duradouras as ditaduras africanas e asiáticas que as demais.

Deve-se reconhecer, contudo, que este tipo de análise sofre limitações, especialmente pela possibilidade de omissão de variáveis nos modelos especificados. Mesmo a inclusão da heterogeneidade não observada, conforme explicitado na metodologia não permite captar toda a complexidade da dinâmica dos regimes políticos em diferentes contextos históricos e geográficos. Adicionalmente, a relativa escassez de dados bem quanto heterogeneidade na qualidade destes entre países podem afetar a precisão dos resultados, não invalidando, porém a análise elaborada.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, Daron; JAMES Robinson. *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. Cambridge: University Press, 2006.
- BARRO, Robert J. *The Determinants of Democracy*. **Journal of Political Economy**. [S.l.], v. 107, p. S158-S183, 1999.
- ACEMOGLU, Daron, *et al.* *Revisiting the determinants of democracy*. [S.l.], 2004 Unpublished Paper.
- ACEMOGLU, Daron, *et al.* *Income and Democracy*, **Forthcoming in the American Economic Review**. [S.l.], 2007a.
- ACEMOGLU, Daron, *et al.* *Reevaluating the modernization hypothesis*. [S.l.], aug. 2007. NBER Working Paper. n.13334.
- BARRO, Robert J. *The Determinants of Democracy*. **Journal of Political Economy**. [S.l.], v. 107, p. S158-S183, 1999.
- BARRO, Robert J.; JONG-WHA Lee. *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*. [S.l.], 2000.
- BOIX, C; STOKES, S. *Endogenous Democratization*. **World Politics**. [S.l.], v. 55, p. 517-49, jul.
- Central Intelligence Agency CIA World Factbook, Website and Book. Washington, DC, 2004. Disponível em : <<https://www.cia.gov>>.
- COLOSIMO, E. *et al.* **Análise de Sobrevivência Aplicada**. São Paulo: Blucher, 2006.
- DIAMOND, Larry. *Economic Development and Democracy Reconsidered*. **Reexamining Democracy: Essays in Honor of Seymour Martin Lipset**. Newbury Park, CA: Sage Publications, 1992.
- GUTIERREZ, R. G. *et al.* *On boundary-value likelihood-ratio tests*. **Stata Technical Bulletin**. [S.l.], v. 60, p.15-18, 2001.
- HESTON, A. *et al.* Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, Sep. 2006.
- KENNEDY, R. *Re-Conceptualizing the Social Requisites of Democracy: A Conditional Probability Analysis of Modernization Theor.*, St.Louis, MO, jul. 2003. Paper for The annual meeting of the ISA-Midwest.
- LANCASTER, T. *Econometric methods for the duration of unemployment*. **Econometrica**. [S.l.], v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.

LIPSET, Seymour M. *Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy*, **American Political Science Review**. [S.l.], v. 53, p. 69-105, 1959.

NICKELL, S. *Estimating the probability of leaving unemployment*. **Econometrica**. [S.l.], v. 47, n. 5, p.1249–1266, 1979.

PERSSON, T.; TABELINNI, G. *Democracy and development: The devil in the details*. **American Economic Review**. [S.l.], v. 96, 319-324, 2006. Papers and Proceedings.

PERSSON, T.; TABELINNI, G. *Democractic capital: The nexus of political and economic change*. [S.l.], 2008. Working paper.

PRZEWORSKI, Adam *et al.* **Democracy and Development: Political Institutions and material well-being in the world, 1950-1990**. New York, NY: Cambridge University Press, 2000.

PRZEWORSKI, Adam; FERNANDO Limongi. *Modernization: Theory and Facts*. **World Politics**. [S.l.], v. 49, p. 155-183, 1997.

United Nations Population Division *World Population Prospects: The 2002 Revision*, Disk. New York, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 1. ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.

World Bank, 2005 World Development Indicators. Disponível em:

<<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/DATASTATISTICS/0,,menuPK:232599~pagePK:64133170~piPK:64133498~theSitePK:239419,00.html>>.

3 MODELOS DE VOTAÇÃO ESPACIAL: UMA REVISÃO DA BIBLIOGRAFIA EMPÍRICA QUE COMPARA A ABORDAGEM DIRECIONAL COM A DE PROXIMIDADE

3.1 Introdução

Este trabalho propõe uma revisão de bibliografia sobre a avaliação empírica dos modelos direcional e de proximidade de votação. Elegendo Merrill III e Grofman (1999) como ponto de partida e referência bibliográfica fundamental discute, após um breve resumo teórico, o processo de levantamento de dados, metodologia e resultados dos trabalhos relevantes dentro da referida literatura.

A teoria espacial de votação (*spatial voting theory*) dissemina-se a partir do trabalho de Downs (1957) e estabelece um referencial para a análise de preferência de eleitores em processos eleitorais. Conhecida posteriormente como abordagem de proximidade esta abordagem, assume que os eleitores possuem preferências claras e bem comportadas em relação aos candidatos ou partidos e que decidem seu voto pelo critério da distância: cada eleitor votará no candidato cuja plataforma política esteja mais próxima daquela plataforma considerada ótima pelo eleitor. A denominação espacial advém da formalização matemática da teoria, que considera as plataformas políticas (tanto plataforma preferida pelo eleitor como aquelas propostas pelos candidatos) como pontos num espaço euclidiano, o que permite estabelecer uma medida exata de proximidade entre elas.

Surge assim um extenso campo de pesquisa composto por trabalhos que buscam tanto um maior refinamento teórico desta modelagem, como também sua comprovação empírica. Esta linha de pesquisa, a partir do trabalho de Rabinowitz e MacDonald (1989), divide-se em duas: daqueles que seguem a abordagem original de Downs, a partir de então chamada de abordagem de proximidade, e daqueles que seguem a nova abordagem de Rabinowitz a MacDonald, chamada de direcional.

A versão direcional da teoria espacial diverge parcialmente da de proximidade ao afirmar que o eleitor prefere o candidato que esteja do “mesmo lado” que ele. Assim ela preconiza uma divisão do espaço político em duas partes em torno de um ponto central que pode ser uma

posição politicamente neutra na tradicional dicotomia esquerda – direita, ou a política incumbente (*status quo*) em determinado período. Os eleitores votarão nos candidatos ou nas políticas que estejam no mesmo lado que eles, ou seja, nas políticas que sigam na mesma direção de suas políticas ótimas, sugerindo o caráter direcional da teoria. A direção na qual se encontra a plataforma do candidato é mais importante que a distância para a escolha do eleitor.

Porém uma grande parcela dos textos que tratam desta abordagem direcional, não abstém de compará-la como a abordagem tradicional de proximidade, dando origem a uma profunda discussão entre as duas escolas, cada uma buscando a superioridade tanto teórica como empírica. Em meio a esta discussão avoluma-se uma literatura de natureza claramente empírica na qual diversos autores, utilizando vários métodos estatísticos e diversas formas de levantamento de dados, procuram determinar se em dada eleição, ou em determinados países ou regiões, as preferências dos eleitores são guiadas pela proximidade ou direção, ou por alguma combinação destas abordagens. Tal literatura é fortemente calcada no trabalho de Merrill III e Grofman (*op. cit.*) que, procurando unificar a teoria espacial da votação, trouxe contribuições teóricas e, sobretudo, metodológicas que possibilitam uma comparação empírica mais acurada dos modelos.

3.2 Teoria

3.2.1 A abordagem direcional

A abordagem direcional da teoria espacial de votação disseminou-se a partir de Downs (1957) que tinha, primariamente, o objetivo de construir um modelo que possibilitasse a análise positiva das ideologias partidárias e de sua influência sobre o comportamento dos eleitores. Nesta abordagem ele emprega uma versão do modelo básico de Hotelling (1929), na qual se supõe que as preferências dos eleitores possam ser dispostas ordenadamente numa escala numerada de zero a 100. Nessa escala cada número representará o posicionamento de um candidato ou eleitor com relação a uma questão política específica. Assume-se adicionalmente que cada eleitor possui uma única posição política preferida, ou seja, há um único ponto nesta escala que lhe proporciona o máximo de utilidade e que sua utilidade decresce à medida que ele se distancia deste ponto.

Uma maneira usual de tornar esta idéia mais concreta é supor um referendo sobre a participação do governo em alguma atividade, como serviços de saúde. Neste caso, o ponto zero da escala poderia representar a situação na qual o serviço de saúde de uma região seja inteiramente estatal, ao passo que o ponto 100 representa a situação na qual a totalidade do serviço de saúde é privada. Assim se para um dado eleitor a posição 70, ou seja, 70% do serviço de saúde sejam de controle privado, represente a posição ótima, então este ponto será preferido a todos os outros e, adicionalmente, os pontos mais próximos deste serão preferidos aos mais distantes. Ele, então, preferirá a posição 65 a 50 e a 75 a 80.

Em sua forma mais simples, este modelo supõe uma disputa bipartidária na qual os partidos se posicionarão na escala conforme o percentual de ação estatal proposto, reflexo de sua ideologia. Um partido mais de “esquerda”, ou seja, mais pró Estado se posicionaria próximo do ‘zero’ e um partido mais de direita, ou seja, mais liberal se posicionaria mais próximo da posição 100. Os eleitores, distribuídos ao longo da escala, votarão naquele partido que lhe seja preferido, vencendo o partido que obtiver mais votos.

Esta construção leva a um equilíbrio conhecido como Teorema do Eleitor Mediano. Assumindo que os eleitores estejam uniformemente distribuídos ao longo da escala cada candidato (assumidamente oportunista no sentido de estar mais interessado em vencer a eleição que em se manter fiel à sua posição ideológica), poderá angariar votos ao se mover na direção de seu adversário. Isto implica que os candidatos convergirão a uma posição central mais moderada que suas posições iniciais. Na ausência de eleitores extremistas que se abstenham de votar caso os partidos tornem-se muito parecidos, em equilíbrio, ambos os partidos assumirão a posição preferida pelo eleitor mediano, de onde vem o nome do teorema.

Formalmente, este modelo consiste num conjunto X de posições políticas, ou seja, "posturas ideológicas" sobre questões políticas (*issues*), um conjunto I de cidadãos eleitores e um conjunto N de candidatos ou partidos. Cada candidato ou partido tomará uma posição, ou seja, um elemento de X , e cada eleitor decidirá em qual candidato votar. Mais especificamente, $X \subset \mathfrak{R}^n$ é contínuo com cada uma de suas dimensões representando uma questão política e N contável. Admite-se uma relação de preferência completa, transitiva, reflexiva e contínua $\succ_i$ sobre X para cada i -ésimo eleitor, de maneira que se pode identificar uma posição $\hat{x}_i \in X$ que será a posição ideal para o eleitor i , seu *bliss point* tal que:

$$x \succ_i y \Leftrightarrow |x - \hat{x}_i| \leq |y - \hat{x}_i| \quad (1)$$

ou seja, para o eleitor com *bliss point* em x será preferível o candidato ou partido cuja plataforma esteja mais próxima de seu *bliss point* ao candidato cuja plataforma esteja mais distante. Sob esta hipótese, a relação $\succ_i$ pode ser representada por uma função de utilidade crescente em $(-\infty, \hat{x}_i)$, decrescente em $(\hat{x}_i, +\infty)$ e simétrica em x , como a sugerida por Enelow e Hinich (1984):

$$U_i(x) = -\sum_j \mu_{ij} (x_{ij} - x_j)^2 \quad (2)$$

Diz-se, por isto, que esta preferência satisfaz a propriedade de "*single peakedness*" e de simetria. A característica de *single peakedness* é central ao modelo, por conferir seu caráter espacial. Sob esta hipótese, os eleitores devem expressar suas preferências sobre o candidato com relação à sua posição em X , conhecendo o significado destas posições relativas. A discórdia entre eles será, portanto, com relação à localização em X do candidato com política que lhes seja preferida.

Outras hipóteses são exigidas na formulação do modelo. Deve-se assumir que todos os eleitores votam sinceramente, descartando-se a possibilidade de "votação estratégica" e de abstenções. Os candidatos devem estar preocupados apenas com o resultado da eleição, ou seja, o número de votos que recebem, e não com quem será eleito. Assume-se também que cada candidato prefere vencer a empatar, e empatar a perder. Dadas estas hipóteses, Osborne (1995), seguindo a notação de Osborne e Rubinstein (1994) sugere formular o modelo de Hotelling como um jogo em forma estratégica $\langle N, (A_j), (\succ_j) \rangle$, com $A_j = X \forall j \in N$ e $\succ_i$ que satisfaça (2) para cada candidato N . Este jogo terá um único equilíbrio de Nash, com os dois candidatos escolhendo a mesma posição, que coincide com o "*bliss point*" do eleitor mediano da distribuição de eleitores.

3.2.2 Abordagem direcional

A abordagem direcional de Rabinowitz-MacDonald (*op. cit.*), por outro lado, considera crucial a direção na qual se dá o movimento político do candidato. Para avaliar esta característica, eles assumem que as preferências dos eleitores sejam ordenadas numa escala de números inteiros, simétrica em torno de um ponto politicamente neutro. Os candidatos se

disporão nesta escala conforme sua orientação ideológica, posicionando-se à esquerda ou à direita deste ponto neutro. O processo de escolha do candidato pelo eleitor será feito em dois passos: Primeiramente o eleitor identificará os partidos que tenham se posicionado do mesmo lado que ele na escala e, em seguida, avaliará a intensidade da importância dada pelo candidato à questão política avaliada.

Ilustrando sua teoria Rabinowitz-MacDonald considera o caso no qual dois candidatos apresentam suas propostas a respeito dos serviços de saúde. Aqui a escala considerada é de -5 a +5, sendo a posição -5 aquela na qual se posicionaria o agente (candidato ou eleitor) que seja plenamente favorável ao fornecimento de serviços de saúde via ação do Estado, e +5 a posição do agente mais favorável à privatização dos serviços de saúde. A posição zero é assumida como neutra de forma que o agente que aí se posicionar não se interessa pela questão. Tomando então dois candidatos **A** e **B**, com **A** localizado em -4 e **B** em 1 e dois eleitores **X** e **Y**, com **X** posicionado em -4 e **Y** em -1, o efeito direcional da questão de saúde pode ser calculado multiplicando posição do candidato pela posição do eleitor. Embora ambos os eleitores estejam à esquerda do ponto neutro, o eleitor **X** está ‘mais a esquerda’ que o eleitor **Y** e, pela abordagem direcional, apoiará o candidato **A** uma vez que multiplicando a posição de ambos tem-se $-4 \times -4 = 16$, valor maior que o produto entre a sua posição e a posição do candidato **B**.

O eleitor **Y**, porém estará mais propenso a votar em **A** que em **B**, pois multiplicando a posição dele pela posição do candidato **A**, tem-se $1 \times -1 = -1$, e com relação ao candidato **A**, $-1 \times -4 = 4$. Cumpre observar que neste caso, tem-se um conflito de resultados com a teoria de proximidade, uma vez que o candidato **B** está mais próximo do eleitor **Y** que o candidato **A**. Porém, está do lado oposto, o que, conforme a teoria direcional afeta profundamente o decisão de votar.

O principal resultado que emerge desta abordagem é o fato da preferência do eleitor ser monotonicamente crescente na direção de sua política preferida. Assim, em equilíbrio, cada partido assumirá a posição mais extrema possível na direção correspondente à sua ideologia política. Tem-se uma situação inversa à do Teorema do Eleitor Mediano, com os candidatos exibindo uma divergência máxima. Como este resultado é bastante contra factual, uma forma atenuá-lo consiste em incluir no modelo uma região de aceitabilidade, de maneira que o

candidato que se posicionar fora desta região, ou seja, assumir uma posição extrema será penalizado¹⁹.

Com a inclusão da região de aceitabilidade, dois resultados principais emergem. O primeiro assume que os eleitores sejam simetricamente distribuídos em relação ao ponto neutro, de forma que, dentro da região de aceitabilidade, qualquer posição escolhida pelos candidatos será ótima. O candidato que estiver do lado direito do ponto neutro, angariará todos os votos dos eleitores que estiverem posicionados deste lado, desde que esteja dentro da região de aceitabilidade. Como resultado, havendo dois candidatos, em lados diferentes e ambos dentro da região de aceitabilidade, um eleitorado simétrico deixará a eleição empatada, independentemente dos movimentos que os candidatos façam ao longo da escala política.

Por outro lado, se os eleitores exibem uma preferência direcional clara a posição dominante para os candidatos será àquela mais extrema na direção da preferência do eleitorado, desde que dentro da região de aceitabilidade. Assim se um eleitorado é composto por mais eleitores de esquerda que de direita o candidato vencedor será aquele que se posicionar na fronteira esquerda da região de aceitabilidade.

Estes dois resultados são conflitantes com o Teorema do Eleitor Mediano, pois ambos implicam posições divergentes dos candidatos na escala política. Além disso, o primeiro resultado sugere a existência de várias posições ótimas para os candidatos, desde que dentro da região de aceitabilidade. Por fim, para o caso do eleitorado com preferência direcional explícita, será compensado o candidato que corresponder a esta preferência e não àquele que convergir à posição preferida do eleitor mediano.

Para sua formalização a abordagem direcional exige que o conjunto $X \subset \mathfrak{R}^n$ de posições políticas seja um subespaço vetorial. O vetor nulo representará o ponto neutro das políticas, definindo para cada questão política duas direções, uma positiva e outra negativa. Assim a preferência do i -ésimo eleitor com relação a um dado candidato ou partido, será dada pelo produto interno entre o *bliss point* ($\hat{x}$) do eleitor e a localização do candidato (x):

¹⁹ Ao adicionar a região de aceitabilidade, os autores estão implicitamente assumindo que os eleitores têm preferências bem comportadas, no sentido de repudiarem posições extremas. Esta região de aceitabilidade é compreendida como intervalo simétrico da escala, centrado no ponto neutro.

$$x \succ_i y \Leftrightarrow \sum_j x_j \hat{x}_{ij} \geq \sum_j y_j \hat{x}_{ij} \quad j=1, \dots, n$$

Tais preferências seriam então representadas por uma função utilidade:

$$u(x; \hat{x}) = \sum_j x_j \hat{x}_{ij} \quad (3)$$

que será monotonicamente crescente na direção do *bliss point* do eleitor a partir do ponto neutro. A fim de atenuar esta dificuldade, Rabinowitz e MacDonald (*op. cit.*) incorporaram a “região de aceitabilidade” como uma bola fechada de raio r e centro em 0, estabelecendo uma penalidade para o candidato que toma posições extremas. Uma função utilidade que incorpore esta restrição de proximidade, foi sugerida por Iversen (1994) como:

$$u(x; \hat{x}) = 2(1 - \beta) \sum_j x_j \hat{x}_{ij} - \beta |\hat{x}_{ij} - x_j|^2 \quad (4)$$

Portanto o modelo direcional com restrição de proximidade será um modelo misto, com um componente direcional e um componente de proximidade. Para $\beta \in (0,1)$ esta função utilidade satisfaz a propriedade de “*single peakedness*”, eliminando a possibilidade de utilidade infinita. Neste modelo, se o eleitorado possui uma preferência direcional clara, ou seja, $\beta \neq 1$, existirá uma posição dominante que coincidirá com a posição mais extrema na direção da qual a preferência ainda esteja na região de aceitabilidade, conforme apontado em Rabinowitz e MacDonald (*op. cit.*). Portanto, o equilíbrio neste jogo seria uma posição mais extrema que àquela do eleitor mediano, embora na direção da política preferida por este.

3.2.3 O modelo unificado de Merrill e Grofman

O modelo unificado de votação surge a partir da compreensão de que a preferência do eleitor por um candidato pode ser guiada tanto pelo aspecto direcional como de proximidade. A abordagem direcional seria mais coerente com a situação na qual um partido incumbente é desafiado por um partido com pouco histórico que possua posições políticas difusas ou que não sejam claramente identificáveis pelo eleitor, ao passo que a proximidade, à situação na qual o eleitor se defronta com um partido que já esteja no governo, de maneira que sua política é claramente identificável. Assim, Merrill e Grofman (*op. cit.*) propõem a unificação das características destes modelos em um único, chamado modelo unificado de votação. Este

modelo considera que a utilidade do eleitor é determinada tanto pela distância entre a posição do eleitor e do candidato como pela direção destes em relação ao ponto neutro.

Este modelo, então, incorpora as características relevantes das duas abordagens espaciais em uma única função utilidade com dois parâmetros: um que define a proximidade contra a direção na determinação da escolha do candidato pelo eleitor e outro que capta a intensidade:

$$u(x; \hat{x}) = 2(1 - \beta) \sum_j x_j \hat{x}_{ij} - \beta | \hat{x}_{ij} - x_j |^2 \quad (5)$$

Na equação 5, o parâmetro β é uma mistura entre os componentes direcional e de proximidade. Este modelo torna-se um modelo de proximidade para $\beta=1$ e direcional para $\beta=0$.

3.2.4 Relações entre os modelos

Uma comparação e avaliação destes modelos de votação pode ser encontrada em Merrill e Grofmann (*op. cit.*) e em Hinich et al (2007). Porém uma diferença crucial entre os modelos está, conforme aponta Rabinowits (1998), na conceitualização das questões políticas: no modelo de proximidade assume-se que os eleitores têm preferências específicas e contínuas sobre as questões de política de forma que o eleitor sabe exatamente o que ele deseja (ou espera) de seu governante. Se nenhum dos candidatos apresenta uma proposta que casa com seu desejo, ele votará naquele candidato que estiver mais próximo de seu ideal. Interessante observar que em termos espaciais, o ideal *bliss point* é representado por um ponto, ou seja, extremamente definido.

Por outro lado, na abordagem direcional, os eleitores possuem preferências difusas e polarizadas, sobre as questões políticas. Exige-se assim, uma separação do espaço político em duas partes (dois lados, se for um espaço unidimensional), e cada eleitor se posicionará claramente em um dos lados. Portanto nesta abordagem a definição necessária não é sobre a política preferida pelo eleitor, mas sim sobre o ponto central. Exige-se do eleitor a capacidade (racionalidade) de separar o espaço político em duas partes.

Granberg e Gilljan (1997) apontam para duas questões implausíveis sobre o modelo. A primeira delas é o fato de que, segundo esta abordagem, um eleitor posicionado no ponto neutro seria indiferente à posição dos candidatos, o que seria implausível, pois os eleitores que estão no ponto médio na escala seriam repelidos pelos partidos extremistas, de ambas as direções, de forma que os eleitores centristas não poderiam ser indiferentes entre os candidatos extremistas e os candidatos mais moderados, próximos do centro. Outro problema com o modelo direcional é que se houverem eleitores posicionados levemente deslocados do ponto neutro, estes preferirão um partido extremista deste lado que um partido moderado do lado oposto. Tal comportamento seria contra-intuitivo segundo estes autores.

Tóka (1998) afirma que o modelo de proximidade é pouco realista ao assumir que os eleitores seriam capazes de localizar suas preferências e conceber as posições dos partidos num espaço contínuo. Seria, segundo ele, mais plausível que o agente possua preferências difusas que possam, no máximo, serem divididas em dois lados. Iversen (1994), por outro lado, critica a ‘região de aceitabilidade’ do modelo direcional. Além do fato dela ser imposta *ad-hoc*, ele considera implausível o fato de que um candidato torne-se pior ao se posicionar fora da região de aceitabilidade, mesmo que para um eleitor extremista. Tal situação teria sentido apenas se os eleitores estivessem todos dentro da referida região de aceitabilidade.

Entretanto, a principal diferença entre estes modelos é àquela referente às predições sobre o posicionamento dos candidatos em equilíbrio. Ao orientarem-se pelo modelo de proximidade, os partidos maximizadores de voto deveriam aproximar suas plataformas à plataforma ótima do eleitor mediano, satisfazendo assim o conhecido Teorema do Eleitor Mediano. Se, porém, os mesmos partidos seguirem o modelo de proximidade, eles deverão assumir posições diferentes e extremas, dentro da região de aceitabilidade, em relação ao ponto neutro. O resultado será uma localização das plataformas dos partidos numa posição mais extrema em relação ao eleitor mediano. Quanto ao modelo unificado, prevê uma localização intermediária dos partidos.

3.3 Dados

A avaliação empírica dos modelos espaciais de votação exige dados sobre a localização dos eleitores e dos candidatos ou partidos no espaço político, bem como as avaliações dos

eleitores sobre os candidatos ou partidos, com relação a cada questão política (*political issue*) de relevância. De maneira geral o levantamento destes dados é feito através de pesquisa de campo, na qual os eleitores são solicitados a se posicionarem e posicionar os candidatos ou partidos numa escala numerada. Este levantamento pode ser conduzido em pesquisas específicas sobre as preferências do eleitorado em uma determinada eleição, ou integrar uma pesquisa maior, organizada e conduzida por grandes órgãos de pesquisa que levantam sistematicamente informações sobre os eleitores e sobre suas preferências. As escalas podem ser do tipo “termômetro”, na qual os eleitores revelam seu grau de preferência sobre os partidos e candidatos, ou como uma escala graduada, na qual os eleitores se posicionam e posicionam os candidatos. Os eleitores são perguntados sobre várias questões, conforme a pertinência do momento e/ou do país no qual a pesquisa é feita. Adicionalmente podem ser levantados dados sócio-demográficos dos eleitores que são utilizados como variáveis de controle nas estimações.

Alguns trabalhos fazem uso de dados oriundos de pesquisas realizadas por órgãos de pesquisa, ou seja, dados secundários. Weber (2007) utiliza dados da CMP, *Comparative Manifesto Project* (Budge et al 2001; Klingermann et al 2006) que analisa os manifestos dos diferentes partidos posicionando-os num “espaço político” ‘esquerda - direita’ e do CSES, *Comparative Study of Electoral Systems*, que levanta dados sobre as preferências dos eleitores. Na Itália De Sio (2007) utiliza dados obtidos da ITNES (Schadee e Segatti; 2007), que levanta dados sobre as preferências dos eleitores. Adams et al (2004) obtém seus dados a partir da ANES, *American National Election Study*, que levanta informação sobre preferências dos eleitores e suas características socioeconômicas. Na Holanda, Van der brug (2004) obtém dados a partir da DPES (1998). Para a Alemanha, Hinnich et al (2007) utiliza dados do projeto “*Politische Einstellungen, Politische Partizipation und Wählerverhalten im Vereinigten Deutschland*”, que levanta regularmente informações sobre partidos e eleitores. Outros trabalhos como Karp e Banducci (2002) na Nova Zelândia, Lewis e King (2000) para a Noruega, Adams e Merrill III (2000) na França e Stimson (2001) nos Estados Unidos, também utilizam dados secundários, levantados por grandes estudos eleitorais.

Outros, porém, fazem seu próprio levantamento de dados como MacDonald et al (2004), Claassen (2007), Todosijevic (2005) e Paark (2002). Estes trabalhos, minoria no campo, são

marcados por aplicações de questionários postais e via telefone e pelo reduzido número de entrevistados, se comparados àqueles que utilizam dados já disponíveis.

A escala utilizada para posicionar os candidatos e os eleitores, pouco varia entre os estudos. Para o posicionamento dos partidos e dos eleitores sobre as questões políticas, escala mais comum é aquela de 11 pontos, como em Weber (2007), MacDonald *et al* (2004) e Karp e Banducci (2002). Nestes casos, a escala vai de -5 a 5, sendo a posição -5 geralmente associada a uma visão política mais liberal, e 5 a uma visão mais conservadora, com o ponto neutro, em zero como em Claassen (2007). Outras escalas também são empregadas, como em Adams *et al* (2004), Hinnich *et al* (2007), Paark (2002), Lewis and King (2000) que utilizam uma escala '*liberal-conservadora*' de 7 pontos, sendo 1 o mais liberal e 7 o mais conservador e, menos freqüente, como nos trabalhos de Stimson (2001), Blais *et al* (2001) utilizam-se uma escala de 0 a 100 para o posicionamento dos candidatos e dos eleitores. Nestes casos, o ponto neutro é considerado a posição do partido incumbente ou a posição do partido localizado na média das respostas, conforme a metodologia empregada.

Já para a revelação da preferência dos eleitores, a escala mais utilizada é a escala termômetro de 100 pontos, na qual o zero corresponde ao partido ou candidato menos preferido pelo eleitor, e 100 o mais preferido. Esta escala é utilizada em trabalhos como Lewis & King (2000), Blais *et al* (2001).

Em todos os artigos analisados os eleitores são indagados sobre o posicionamento seus e dos partidos no tocante a diferentes questões políticas (*political issues*). Estas questões costumam ser diferentes em diferentes países, sobretudo para captar os assuntos peculiares a cada país. Porém algumas questões são fundamentais. A posição esquerda-direita, a participação do governo na oferta de serviços de saúde, (Karp & Banducci (2002)), direito das mulheres (Schantz, 2000), impostos e gastos públicos (MacDonald *et al* (2004)) são questões que aparecem na grande maioria dos trabalhos e parecem ser relevantes independentemente de país ou região. Outras são particulares a certos países ou continentes como nos Estados unidos onde uma questão relevante é o gasto em defesa nacional (*Ibid.*), Adams *et al* (2004) e nas pesquisas européias nas quais é relevante e recorrente a questão sobre a preservação do meio ambiente, mesmo em detrimento do crescimento econômico como aparece em Van der Berg (2004) e em Hinnich *et al* (2007). Em alguns países são submetidas à avaliação questões ainda mais peculiares como a relação com Quebec em Blais *et al* (2001), ou a democratização e adesão da Hungria à OTAN em Todosijevic (2005). Também a disputa entre flamengos e

valões na Bélgica, considerada em Madden e Hajnal (2001) é bastante particular ao caso da Bélgica. Países com minorias tradicionalmente discriminadas como Estados Unidos e Nova Zelândia também incluem a questão de apoio a estas minorias, como se observa em Karp e Banducci *op cit* e MacDonald *et al op. cit.* Outras questões avaliadas são segurança, privatizações de empresas estatais, programas de redistribuição de renda, auxílio desemprego e imigração.

Além do posicionamento sobre as questões, alguns trabalhos utilizam dados adicionais como variáveis de controle. Estes dados incluem medidas sócio-econômicas e demográficas como idade, renda, escolaridade, gênero e raça, como em Adams *et al op. cit.* Uma variável adicional de interesse é a medida de sofisticação política. Como *proxy* dessa medida utilizou-se o nível educacional em Todosijevic (2005) e em Ensley (2007). Em Maddens e Hajnal (2001) foi utilizada uma variável composta a partir do nível educacional, acesso a jornais e interesse por assuntos políticos.

3.4 Metodologia

A metodologia econométrica empregada nos trabalhos de avaliação dos modelos de votação é bastante semelhante entre os textos, consistindo, em grande parte dos casos, na estimação de uma função utilidade. Como os níveis de utilidade são na maioria das vezes, levantados através de uma escala graduada com valores discretos, tal estimação é feita utilizando modelos de regressão não lineares como *logit* ou *probit*. A forma funcional destas funções de utilidade varia mais entre os trabalhos, embora uma das mais recorrentes seja aquela proposta por Merrill e Grofman (1999), apresentada na equação 5. Esta abordagem permite, numa única estimação testar se os dados se ajustam ao modelo direcional, de proximidade ou unificado. Nessa linha são os trabalhos de Adams e Merrill (2000), Karp & Banducci (2002), Hinich et al (2004) e Warwick (2004).

Outras abordagens também podem ser encontradas, como Lewis & King (2000), que utiliza modelo simples de regressão linear, assumindo contínua a utilidade do eleitor, tomada numa escala de 0 a 100. Adams et al (2004) também propõe uma estratégia alternativa ao utilizar um modelo diferencial, que considera como variável dependente a diferença de utilidade entre

o partido mais à ‘direita’ e o partido mais à ‘esquerda’. Dois modelos são estimados, um pela abordagem direcional e outro pela de proximidade, utilizando-se o modelo *logit* padrão. Por outro lado, Van der Burg (2004) e Weber (2007) rejeitam a metodologia *logit* e estimam as utilidades dos eleitores utilizando o modelo de regressão linear, a partir de uma matriz empilhada de dados na qual cada unidade de análise não é o respondente individual, mas a combinação entre o respondente e o partido.

A utilização de variáveis de controle, embora freqüente, não é unanimidade entre os trabalhos. Exemplos são os trabalhos de Tóka (1998) que inclui apenas uma variável de penalidade para o candidato que, no modelo direcional, assumir posição extrema. Também Maddens e Hajnal (2001), Karp e Banducci (2002) e Warwick (2004) são exemplos de trabalhos em que não são utilizados controles no modelo, estimando as funções utilidade apenas com os dados de posicionamento dos candidatos e eleitores.

A determinação do ponto neutro, critério fundamental para análise direcional, também é feita de maneiras diferentes pelos diferentes autores, mas encaixando-se em três abordagens apenas. A mais comum proposta inicialmente por Rabinowitz e MacDonald (1998), define o ponto neutro no momento do levantamento de dados ao estabelecer uma escala simétrica para avaliação dos candidatos pelos eleitores. Tal abordagem é utilizada em textos como os de Maddens e Hajnal (2001), Adams e Merrill (2000), Karp e Banducci (2002), Kramer e Rattinger (1997), Todosijevic (2005), entre outros. Uma segunda abordagem considera a média dos posicionamentos revelados pelos eleitores como o ponto neutro, conforme Tóka (1998) e Blais *et al* (2001).

Uma terceira abordagem considera como ponto neutro o posicionamento do partido incumbente (*status quo*). A definição direcional será avaliada, então, a partir da concordância ou discórdia dos eleitores com a política correntemente implementada. Esta abordagem é seguida por textos como o de Adams *et al* (2004), Cho e Enersby (2003) e Weber (2007).

Quanto à comparação do poder explicativo dos modelos direcional e de proximidade, basicamente duas abordagens são utilizadas. Àquela na qual se estima uma função utilidade do modelo unificado de votação e são conduzidos testes de significância sobre os coeficientes dos componentes direcionais e de proximidade desta função utilidade, e aquela na qual são estimados separadamente o modelo direcional e o de proximidade, para serem avaliados através de testes de qualidade de ajuste como o R^2 , R^2 ajustado e o pseudo R^2 (para modelos

não lineares). Esta abordagem é encontrada nos textos como os de Maddens e Hajnal (2001), Tóka (1998), Cho e Endersby (2003), Todosije vic (2005), Karp e Banducci (2002), Macdonald *et al* (2004) Outros trabalhos como de Hinnich *et al* (2004) e Schantz (2000), Ensley (2007), Claassen (2007) fazem uso do teste de razão de verossimilhança para comparar o poder explicativo dos modelos. Alguns trabalhos como de Schantz (2000) utilizam ambas as abordagens como teste de robustez.

Por fim, algumas peculiaridades metodológicas que podem ser encontradas, especialmente utilizadas para atenuar os efeitos de endogeneidade, multicolinearidade e de identificação. Dentre estas peculiaridades, podemos citar Tóka (1998) que emprega como variável de penalidade no modelo direcional a soma dos quadrados dos desvios de cada partido em relação ao ponto neutro, Blais et al (2001) que adiciona variáveis *dummy* para o candidato extremista e refaz suas estimações, substituindo a percepção de cada candidato pelos eleitores pela alocação média para cada partido, na amostra, que segundo os autores visa à redução da endogeneidade da percepção da posição dos candidatos pelos eleitores. Adams Et al (2004), também estima a diferenças entre as utilidades dos eleitores com relação aos dois partidos, Democrata e Republicano. Schantz (2000) utiliza adicionalmente uma *dummy* para captar os efeitos idiossincráticos de identificação dos candidatos com os partidos e Weber (2007) utiliza análise de clusters.

3.5 Resultados

Afinal, as preferências dos eleitores seguem a abordagem direcional ou de proximidade? Qual destas visões mostra maior poder explicativo, quando avaliadas empiricamente? A análise dos resultados que a bibliografia pesquisada fornece não permite a rejeição tácita de nenhuma das abordagens teóricas, mas considerando o número de artigos nos qual a abordagem direcional aparece melhor ajustada aos dados, esta seria a abordagem mais adequada para a explicação das preferências dos eleitores.

Todosejevic (2005) encontra evidência de que o modelo direcional possui maior poder explicativo, considerando-se a magnitude do coeficiente e sua significância. Porém a diferença entre este modelo e o de proximidade é pequena. Em sua análise das eleições parlamentares na Hungria, ele utiliza como variável dependente a avaliação, numa escala termômetro de 11 pontos, de oito questões de interesse. Tanto eleitores como parlamentares

foram entrevistados e além de avaliarem a importância das questões, foram solicitados a posicionarem-se numa escala também de 11 pontos, na qual 0 indica um posicionamento mais “de esquerda” e 10 mais “de direita”.

Sua análise central é feita regredindo a medida de termômetro contra as avaliações de posicionamento tanto em uma função de proximidade (distância euclidiana) como direcional (produto vetorial). Como ponto neutro, necessária a esta última abordagem, foi utilizado o ponto intermediário da escala (posição 5 na escala). Adicionalmente, a fim de examinar se as medidas de questões políticas são preditores robustos da utilidade dos partidos, a medida de utilidade dos partidos é rodada contra dois blocos de variáveis explicativas: um que consistia apenas da escala esquerda-direita e outro incluindo também os posicionamentos sobre as questões políticas. Foi estimado o modelo direcional e o de proximidade, porém os coeficientes de proximidade perderam quase que completamente seu efeito, além de um baixo valor para o R^2 . A análise dos valores dos coeficientes indica que a posição esquerdo-direita é mais significativa na explicação da utilidade dos partidos.

Um teste final de robustez é conduzido incluindo o nível educacional do respondente como medida de sofisticação política. Os respondentes são divididos em dois grupos com alta e baixa escolaridade, e o resultado deste teste confirma a proposição teórica de que os eleitores mais esclarecidos tendem a seguir a regra de proximidade ao passo que os menos ilustrados guiam-se direcionalmente, pois são mais suscetíveis às visões políticas simbólicas. Em suma, com o controle pela sofisticação política a proximidade perde importância para os eleitores menos educados, embora o caráter direcional prevaleça para ambos os grupos.

Em Adans *et al* (2004) são feitas duas abordagens: a análise individual na qual a variável dependente é uma *dummy* indicando se o eleitor votou, nas eleições senatoriais, no partido Democrata ou Republicano, e as variáveis independentes os componentes direcional e de proximidade calculados a partir do posicionamento dos eleitores numa escala de 7 pontos, do mais liberal ao mais conservador. Adicionalmente foram incluídas como controles raça, renda, educação e filiação partidária.

Seus resultados indicam que o modelo direcional é o que se ajusta melhor aos dados, pois embora os coeficientes tanto do componente direcional como do de proximidade sejam estatisticamente diferentes de zero, o parâmetro do componente direcional é superior em magnitude. Substituindo as posições específicas dos respondentes pelas posições médias, o

parâmetro do componente de proximidade, além de se mostrar não significativo, surge com sinal invertido. Conclui-se que, embora a medida direcional prevaleça os eleitores não ignoram a proximidade entre suas posições e a dos candidatos.

Em sua análise agregada, a variável dependente considerada foi a parcela de votos recebidos pelo partido democrata nas eleições, e como variável independente as médias das variáveis independentes da análise individual, para cada estado dos Estados Unidos. Os resultados apontam, novamente, a superioridade do modelo direcional. Um coeficiente de 7,08 para o componente direcional da função utilidade sugere que num estado moderadamente conservador, ou seja, cuja média dos posicionamentos seja 4,5, um candidato terá uma elevação de 4% em sua parcela de votos ao se deslocar um ponto à direita na escala. Sua conclusão final é que os senadores norte-americanos procuram representar seus eleitores adotando posições não centristas deslocando os resultados políticos do eleitorado do estado na direção da maioria.

Utilizando um modelo logístico no qual a variável dependente é composta de *dummies* que indicam os diferentes partidos, Maddens e Hajnal (2001) modelam a probabilidade de o eleitor votar em cada partido, utilizando como variável independente os componentes direcionais e de proximidade usuais. Estes componentes foram calculados a partir do posicionamento dos eleitores e dos partidos belgas numa escala simétrica de 11 pontos (-10 a +10), no tocante a quatro questões relevantes para a política belga. Adicionalmente foram incorporados ao modelo educação, renda, gênero, idade, religião e classe social como controles. A avaliação da validade de cada uma das abordagens foi feita pela comparação do R^2 de cada um dos modelos, confirmando um melhor ajuste do modelo direcional aos dados com um valor de 6,39 contra 4,53 para o modelo de proximidade.

Separando os eleitores em classes de sofisticação política, seus resultados contradizem Todosejevic (2005), ao apontar que a medida de proximidade supera a direcional para os eleitores menos sofisticados. Uma última análise compara o efeito de diferentes medidas de posição dos partidos, posições médias ou individuais, e conclui que o posicionamento individual potencializa o efeito de proximidade, eliminando a diferença entre as duas abordagens.

A adequação das abordagens espaciais a diferentes sistemas eleitorais é objeto de análise em Karp e Banducci (2002). Uma vez que em 1993 o sistema eleitoral da Nova Zelândia foi

alterado, passando de um sistema de pluralidade para um sistema proporcional, estes autores procuram determinar qual abordagem espacial melhor se ajusta a cada um destes sistemas. Sua análise foi elaborada considerando como variável dependente a utilidade do eleitor, revelada numa escala de 0 a 10 e como variável independente o posicionamento dos eleitores e dos candidatos, na mesma escala, sobre questões políticas. As estimações foram feitas separadamente para a abordagem direcional e para a abordagem de proximidade, sob cada processo eleitoral.

Seus resultados indicam que o modelo de proximidade se ajusta melhor às eleições realizadas sob o sistema proporcional que sob o de pluralidade e que o efeito da medida de ideologia é maior em eleições proporcionais que em eleições sob o regime de pluralidade. Porém o modelo direcional também se ajusta melhor sob o processo proporcional que sob o de pluralidade. Comparando a importância relativa dos modelos, o ajuste do modelo direcional é superior ao de proximidade para todos os partidos. Um último resultado mostra que em eleições proporcionais os eleitores tomam posições mais divergentes que a prevista pelo modelo de proximidade (eleitor mediano). Este resultado, conforme apontam os autores seria condizente com a abordagem direcional.

Utilizando uma metodologia diferente de estimação (*stacked data*), Van der Brug (2004) analisa as eleições parlamentares na Holanda. Sua escala de utilidade também é de 0 a 10 e os componentes de proximidade e direcional são calculados de forma usual. Nas estimações conduzidas sem variáveis de controle, os coeficientes do modelo de proximidade foram significantes para quatro das cinco questões avaliadas. Apenas uma das questões (desemprego) não se mostrou significativa. Este resultado indica que a utilidade do partido para o eleitor será tanto maior quanto menor a diferença entre a importância atribuída pelo eleitor e pelo candidato à questão. Já o modelo direcional não apresentou resultados tão bons. Seu R^2 é baixo se comparado com o modelo de proximidade e uma questão, criminalidade, surge com coeficiente significativo, mas com sinal trocado.

Com a inclusão dos controles, o R^2 se eleva muito. Para o modelo de proximidade, sobe de 8% para 37% e para o de proximidade, de 5% para 35%. A questão ‘crime’ permanece com sinal contrário no modelo direcional, mesmo com a inclusão dos controles. Adicionalmente, a inclusão de interações entre as questões políticas não leva ganhos significativos de poder explicativo dos modelos, pela análise do R^2 .

O trabalho conclui que os eleitores holandeses preferem aqueles partidos que lhes sejam mais próximos no posicionamento sobre as questões políticas, embora não possa eliminar a abordagem direcional. As variáveis utilizadas como controles (renda educação, religião e tamanho dos partidos) explicam mais a preferência pelos partidos que o posicionamento destes sobre as questões políticas.

Em meio a profundas discussões teóricas e simulações Merrill III e Banducci (2000), compara os modelos direcional e de proximidade estimando uma função utilidade unificada conforme a equação 5 para as eleições presidenciais francesas. Considerando-se apenas os cinco principais candidatos, seus resultados apontam para um pequeno efeito dos controles na explicação das variações das probabilidades de voto nos candidatos e, pela significância do parâmetro, o caráter misto das preferências dos eleitores. A probabilidade de voto é influenciada pela interação dos componentes direcional e de proximidade.

Hinnich et al (2007) utiliza a probabilidade de vitória de cada candidato conforme pesquisa elaborada pelo *Politbarometer* em 2002, como *proxy* para a utilidade dos eleitores em relação aos candidatos, sua variável dependente. Este dado representava o percentual de ocupação das cadeiras no novo parlamento alemão. Como variáveis independentes foram utilizadas o posicionamento dos eleitores e dos partidos sobre quatro questões políticas relevantes: energia nuclear, imigração, integração européia e a dicotomia ideológica esquerda-direita. A escala de avaliação era de 7 pontos de 1 a 7.

Utilizando um modelo *logit* condicional para estimar uma função utilidade condizente com a abordagem unificada de Merrill e Grofmann (*op.cit.*), os autores obtêm resultados que apontam para um melhor ajuste deste modelo sobre o de proximidade e o direcional, via teste de LR. Para os dados da Alemanha Ocidental, tanto o modelo direcional quanto o de proximidade mostram-se significantes, mas o modelo unificado exibe melhor ajuste dos dados. Para a (ex) Alemanha Oriental, o modelo de proximidade mostra um peso maior, ou seja, maior valor do coeficiente, embora o teste de razão de verossimilhança indique que o poder explicativo do modelo unificado é superior ao direcional e ao de proximidade para descrever as preferências destes eleitores.

A fim de testar o impacto da organização social dos eleitores sobre a avaliação que estes fazem dos candidatos, os autores utilizam um indicador da sindicalização dos eleitores como *proxy* de sua organização social. Estes resultados sugerem que para eleitores sindicalizados as

questões políticas têm mais importância na determinação de seu voto, pois a magnitude dos coeficientes é maior para estes eleitores. Adicionalmente o teste de razão de verossimilhança também aponta a superioridade do modelo unificado.

Os autores concluem que os eleitores alemães guiam-se tanto pela direção como pela proximidade, de forma que um modelo unificado, composto pela combinação linear destes modelos ajusta-se melhor aos dados, explicando preferências dos eleitores.

Em King e Lewis (2000) a variável dependente é a utilidade dos eleitores em relação ao candidato, medida numa escala de 100 pontos com o ponto neutro em 50 e a variável independente utilizada é a posição do eleitor e dos candidatos numa escala de 7 ou 10 pontos sobre 6 questões políticas de interesse. A função utilidade estimada é uma função da qual tanto o modelo direcional como de proximidade podem ser considerados como casos especiais. O teste de validade das abordagens é conduzido avaliando a significância estatística dos coeficientes.

Este modelo é estimado de três formas diferentes. Os resultados obtidos na primeira delas, que não faz hipóteses adicionais sobre os parâmetros ou sobre os dados, não permitem o suporte de nenhuma das abordagens, pois os coeficientes não se mostram estatisticamente significantes. Uma segunda estimação é feita substituindo o posicionamento individual dos eleitores e candidatos na escala pela média destes posicionamentos, a fim de reduzir os erros gerados pela endogeneidade na tomada de dados. Neste caso os resultados são favoráveis à teoria direcional, pois os coeficientes, agora mais precisos, são significativos para este modelo.

O terceiro modelo é estimado introduzindo efeitos fixos para os eleitores. Para tal, estimam-se os desvios das médias das utilidades dos eleitores. Esta estratégia é utilizada para eliminar a influências das especificidades dos eleitores sobre a avaliação dos candidatos por eles. Com esta modificação o modelo de proximidade apresenta melhor ajuste.

Uma análise diferenciada é conduzida em Tóka (1998) ao considerar como variável dependente o nível intermediário da preferência dos ativistas partidários entre os diversos parceiros possíveis. Para tal o eleitor respondente é solicitado a revelar sua preferência em relação aos outros partidos diferentes do seu próprio. Como variável independente, a avaliação que os respondentes fazem de si e dos partidos com relação à posição acerca de

quatro questões políticas. A posição assumida para o eleitor é a posição atribuída ao seu partido.

A partir destas variáveis, são estimados os três modelos: direcional, de proximidade e unificado de maneira usual. A região de aceitabilidade, no modelo direcional, é feita pela inclusão de uma penalidade para o candidato que assume posição extrema. Esta penalidade é calculada como a soma dos quadrados dos desvios das posições dos partidos em relação ao ponto neutro. Seus resultados apontam para um melhor ajuste do modelo direcional, ao se comparar o valor do R^2 . A variável de penalidade mostra-se estatisticamente significativa e com sinal correto e o modelo unificado é rejeitado.

Pesquisando eleições canadenses, Blais *et al* (2001), encontram resultados que apontam para um melhor ajuste do modelo de proximidade sobre o direcional e rejeitam o modelo unificado, pois o coeficiente da interação entre os componentes direcional e de proximidade embora significativo, mostra-se com sinal invertido.

3.6 Discussão e considerações finais

Embora tenha tornado referência na análise positiva do comportamento dos eleitores, a abordagem espacial ainda traz desafios para sua avaliação empírica. A primeira dificuldade, metodológica, surge da endogeneidade presente na análise estatística uma vez que, na maioria dos trabalhos, esta análise é feita através de um modelo de regressão no qual tanto a variável dependente como a variável independente consiste em avaliações que os eleitores entrevistados fazem dos candidatos ou partidos. Portanto os resultados das estimações tendem a ser viesados já que os eleitores costumam situar seus candidatos preferidos do mesmo lado que eles e mais próximos da posição que eles assumem.

Adicionalmente, os testes conduzidos estimando-se o modelo misto, ou seja, incluindo componentes direcionais e de proximidade em uma única função utilidade, para avaliar, pela análise do tamanho e da significância do coeficiente, qual dos modelos se ajusta melhor aos dados, incorporam grande parcela de colinearidade, pois as duas variáveis explicativas são transformações das mesmas variáveis, ou seja, do posicionamento dos eleitores sobre as posições políticas.

Outro ponto a ser considerado é a impossibilidade de comparação direta entre as utilidades dos eleitores conforme aponta Lewis e King (2000). Isto porque geralmente observam-se diferentes indivíduos em diferentes circunstâncias, posicionando-se sobre as mesmas alternativas, o que levaria, conforme aponta Maddens e Hajnal (2001) a uma estimação viesada para baixo da importância das questões políticas, uma vez que a informação assim obtida (avaliação do partido pelo eleitor) corresponderia apenas à avaliação individual, o que é muito pouco representativo. O eleitor individualmente seria capaz de captar apenas uma faceta da relação do partido com a questão política avaliada. Uma forma de atenuar este problema seria a utilização do conceito do eleitor representativo tratando o conjunto de observações como se estas tivessem sido feitas por um único indivíduo representativo, que estaria numa circunstância intermediária em relação a todas as circunstâncias possíveis para os respondentes.

Por fim pode-se concluir que a controversa sobre se as preferências dos eleitores são guiadas pela abordagem direcional ou de proximidade da teoria espacial de votação permanece, embora pareça haver certa supremacia da abordagem de proximidade. Este artigo, fazendo uma revisão da bibliografia pertinente ao tema nos últimos anos, mostra que esta controversa existe também na frente empírica. Mesmo a utilização de técnicas estatísticas mais avançadas com dados mais confiáveis, não parece possibilitar a constatação da superioridade definitiva de uma das abordagens.

A continuidade deste tipo de pesquisa em diferentes países, eleições e com diferentes métodos de análise é algo a ser perseguida a fim de consolidar a validação deste corpo de teorias.

REFERÊNCIAS

ADAMS, James; MERIL III, Samuel. *Spatial models of Candidate Competition and the 1988 French Presidential Elections: Are Presidential Candidates Vote-Maximizers?* **The Journal of Politics**. [S.l.], v. 62.3, p. 729-756, 2000.

ADAMS, James *et al.* *Representation in Congressional Campaigns: Evidence for Discounting/Directional Voting in U.S. Senate Elections.* **The Journal of Politics**. [S.l.], v. 66, n. 2, p. 348-373, may. 2004.

BART, Maddens; ISTVAN, Hjnal. *Alternative models of issue voting: The case of the 1991 and 1995 election in Belgium.* **European journal of Political**. [S.l.], v. 39, p. 319-346, 2001.

BLAIS, André *et al.* *The formation of Party Preferences: Testing the proximity and directional models.* **European journal of political**. [S.l.], v. 40 p. 81-91, 2001.

CHO, Sungdai; ENDERSBY, James W. *Issues, the spatial theory of voting, and British general elections: A comparasion of proximity and directional models.* **Public Choice**. [S.l.], v. 114; p. 275-293, 2003.

CLAASSEN, Ryan L. *Ideology and Evaluation in na Experimental Setting: Comparing the proximity and the Directional models.* **Political Research Quartely**. [S.l.], v. 60, p. 263, 2007.

DE SIO, Lorenzo. *Are Less-Involved Voters the Key to Win electons?* **Comparative Political Studies**. [S.l.], v. 41, p. 217, 2008.

DOWNS, Antony. **Uma Teoria Economia da Democracia**. São Paulo: Edusp, 1957.

ENSLEY, Michael J. *Candidate Divergence, Ideology and vote Choive in U.S. Senate Elections.* **American politics**. [S.l.], v. 35, p.103, 2007.

HINNICH, Melvin *et al.* *Proximity vs. Directional Models of Voting: Diferents Comcepts but one theory.* **Topics in Analytical Political Economy**. Amsterdan, p. 117-138, 2007.

HOTELLING, Harold. *Stability in Competition.* **Economic Journal**. [S.l.], v. 39, p. 41-57, 1929.

KARP, Jeffrey; BANDUCCI, Susan A. *Issues and Party Competition Under Alternative electoral Systems*. **Party Politics**. [S.l.], v. 8, p. 123, 2002.

KRÄMER, Jürgen; RATTINGER, Hans. *The proximity and the directional theories of issue voting: Comparative results for the USA and Germany*. **European Journal of Political Research**. [S.l.], v. 32, p. 1-29, 1997.

LEWIS, Jeffrey B.; KING, Gary. *No evidence on Directional vs. Proximity voting*. **Political Analysis**. [S.l.], v. 8, p.1, 2000.

MACDONALD, Elaine S. *et al. Bush Vs. Gore: Political Issues in the 2000 U.S. Presidential Elections*, Oslo: Tidsskrift for Samfunnsforskning, 2004.

MACDONALD, Stuart E. *et al. On Attempting to Rehabilitate the Proximity Model: Sometimes the patient Just Can't Be Helped*. **The Journal of Politics**. [S.l.], v. 60, p. 653-690, 1998.

MACDONALD, Stuart E. *et al. Sophistry Versus Science: On Further Efforts to Rehabilitate the Proximity Model*. **The Journal of Politics**. [S.l.], v. 63, p. 482-500, 2001.

MERRILL II, Samuel; GROFMAN, Bernard. *A Unified Theory of Voting*. Cambridge: University Press, 1999.

OSBORNE, Martin. *Spatial Models of Political Competition Under Plurality Rule: A survey of Some Explanations of the Number of Candidates and The Positions They Take*. **The Canadian Journal of Economics**. [S.l.], v. 28, p. 261-301, 1995.

OSBORNE, Martin J.; ARIEL Rubinstein. *A Course in Game Theory*. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.

RABINOWITZ, George. STUART Elaine Macdonald. *A directional Theory of Issue of Voting*. **American Political Science Review**. [S.l.], v. 83, p. 93-121, 1989.

MERRILL III, Samuel. *Discriminating Between the Directional and Proximity Spatial Models of Electoral Competition*. **Electoral Studies**. [S.l.], v.14, n. 3, p. 273-287, 1995.

SCHANTZ, Kristoffer. *Taking Policy Leadership, Seeking out Constituencies while still Appearing Representative*. London, 2000. Dissertation from London School of Economics with Patric Dunleay.

STIMSON, James A. *Party Proximity to the median Voter in U.S. Presidential Elections*. [S.l.], 2001. Unpublish paper.

VAN DER BRUG, Wouter. *Issue ownership and Party choice*. **Electoral Studies**. [S.l.], v. 23, p. 209-233, 2004.

WARWICK, Paul V. *Proximity, Direcionality and the riddle of Relative Party Extremeness*. **Journal of Theoretical Politics**. [S.l.], v. 16, n. 3, p. 263-287, 2004.

WEBER, Till. *Schizofrenic Spaces: Selective Mobilization, Directional Voting, and The Politics of Representation*. [S.l.], 2007. Unpublished paper.