

Trabalho preparado para apresentação no  
III Seminário Discente da Pós-Graduação em Ciência Política da USP

Mesa 13: Estudos Legislativos

O Sentido da Migração na Câmara dos Deputados (1995-2011)

Patrick Cunha Silva (DCP/USP e CEM)

Andréa Freitas (DCP/USP, NECI e CEBRAP)

São Paulo

2013

## Migração Partidária no Brasil (1995-2011)

### Versão Preliminar

Patrick Silva

Andréa Freitas

#### Resumo

Quais são os fatores que afetam a migração partidária? O grau de desenvolvimento do estado do parlamentar? Isto é, parlamentares de estados menos desenvolvidos seriam mais propensos a migrar visando o aumento do acesso a recursos para sua base? Ou seria a força do partido de origem que explica a migração: parlamentares de partidos mais fracos eleitoralmente e/ou na arena parlamentar migrariam mais? Por fim, parlamentares da oposição migram mais para a coalizão governamental? Essas são algumas das perguntas que este artigo se propôs a responder. Para tanto, fizemos uso dos dados de migração partidária na Câmara dos Deputados brasileira no período de 1995 a 2011. Dois foram os modelos empregados, primeiramente utilizamos um modelo de regressão probit para responder as duas primeiras perguntas. Os resultados apontam para a rejeição da hipótese desenvolvimentista, o comportamento dos parlamentares não é afetado pelo grau de desenvolvimento do estado. Mostramos, ainda, que os resultados encontrados por outros autores não são robustos quando incluímos medidas do desenvolvimento econômico no modelo. No que compete a segunda pergunta, os achados foram que se, por um lado, pertencer a partidos eleitoralmente mais fortes aumenta as chances da migração; por outro, ser de partidos mais fortes na arena parlamentar diminui a probabilidade de migração. Nossa explicação para este achado é que ocorre um trade-off: deputados querem partidos forte na arena parlamentar, pois é a partir do partido que ocorre o acesso a recursos políticos, mas preferem partidos eleitoralmente mais fracos, uma vez que neles existem mais espaços para que ocorra a continuidade da carreira. Por fim, o modelo de dois estágio Heckman probit para responder a última pergunta. Os resultados apontam que pertencer a oposição não aumenta a chances de migração para a coalizão, ou seja, a migração ocorre independente do bloco que o deputado pertence.

**Palavras-chaves:** Migração partidária; Câmara dos Deputados; Partidos Políticos.

## A - Introdução

Com a promulgação da atual Constituição brasileira em 1988 finalizava-se o processo de transição dando início um longo período de consolidação democrática e de avaliação das instituições políticas brasileiras enrijecidas pelos constituintes. Durante os primeiros anos da nova República, viu-se diversos especialistas (Ames, 1995; Lamounier, 1992; Mainwaring, 1991) elencarem problemas que as escolhas institucionais provocariam. Entre essas críticas, é factível afirmar que a principal dispunha sobre o caráter permissivo do arranjo institucional brasileiro: os constituintes teriam optado por sistema que privilegiaria os indivíduos aos partidos. A consequência seria a baixa institucionalização partidária, o que tornaria os partidos máquinas de patronagem (Samuels, 2002) e o comportamento parlamentar individualista e indisciplinado (Ames, 2003).

Um dos fenômenos que evidenciaria o comportamento individualista do parlamentar seria a migração partidária. Parlamentares trocariam de legenda após a eleição buscando acesso a recursos a fim de garantir sua reeleição. Seria possível, portanto, esperar que parlamentares, ao trocar de legenda, buscassem partidos em que o acesso a recursos fosse maximizado (Melo 2000; 2004; Desposato 2006). Este artigo tem o objetivo de verificar este argumento.

Serão testadas três hipóteses acerca da migração parlamentar. Na primeira, verifica-se-á o impacto da a força dos partidos nas chances de migração. Primeiro, testar-se-á se o parlamentar busca um partido com maior força dentro da Câmara dos Deputados visando maximizar seu acesso a recursos na arena parlamentar; por sua vez, em segundo lugar, se o parlamentar opta por um partido com maior força eleitoral do que a do seu partido de origem.

A segunda hipótese é derivada do argumento de Desposato (2006). Seguindo o argumento do autor, será testada a influencia do tipo de eleitorado no comportamento parlamentar. Como será mostrado, o autor argumenta que eleitores de estados com menor nível de desenvolvimento seriam mais ávidos a políticas do tipo *pork barrel*, enquanto eleitores de estados mais desenvolvidos se importariam mais com políticas com conteúdo programático (*policy*). Assim, parlamentares de estados menos desenvolvidos migrariam mais, por esse ser o meio que eles disporiam para acessar mais recursos e realizar *pork* para suas clientelas.

Complementarmente a essa primeira análise, será testado se ao mudar de partido os deputados optam por partidos pertencentes à base aliada. Ou seja, se parlamentares da oposição migram para partidos da situação e se deputados da situação migram, preferencialmente, dentro do mesmo bloco.

Para testar as hipóteses serão utilizados dois modelos de regressão probabilísticos. A fim de examinar quais variáveis influenciam na mudança de partido será utilizado o modelo binomial probit; enquanto que para o teste da direção da migração, será empregado o modelo probit de dois estágios de Heckman. Na quarta seção deste artigo são apresentados os argumentos que amparam as escolhas por estes modelos.

Este artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução e das considerações finais. Na próxima seção será apresentada uma breve revisão da literatura sobre migração partidária no Brasil e a derivação das hipóteses; na terceira seção serão expostas a descrição e as fontes dos dados; na seção seguinte far-se-á uma apresentação das especificações do modelo; por fim, são apresentados os resultados.

## **B – Teoria e Hipóteses**

É possível afirmar que a literatura que trata da migração partidária no Brasil pode ser organizada em dois argumentos opostos. No primeiro polo, estão os autores que afirmam que a migração partidária seria reflexo da baixa institucionalização do sistema partidário no eleitorado (Desposato, 2006; Melo, 2000, 2004); de outro lado, estão os que afirmam que a migração partidária, antes de ser reflexo da disfuncionalidade do sistema político brasileiro, seria parte da estratégia dos partidos políticos (Freitas, 2008).

O argumento do primeiro grupo é que os deputados utilizariam a possibilidade de migrar de partido a fim de maximizar suas chances eleitorais. Melo (2000; 2004) argumenta que a migração é facilitada por diversos motivos, entre os quais está a baixa ligação entre os partidos e o eleitorado. Essa baixa institucionalização tornaria a troca de partido uma estratégia com baixo custo e cujo o benefício poder-se-ia ser o maior acesso a recursos, que são concentrados nas mãos dos líderes partidários e no Executivo.

Segundo Melo (2000; 2004), três seriam as principais evidências deste argumento: (i) o menor número de migrações dos líderes partidários e de parlamentares que ocupam cargos no interior da Câmara, por já terem acesso aos recursos; (ii) a concentração do número de migrações em períodos específicos da legislatura, a saber: o início da legislatura quando são distribuídos os cargos e no período pré-eleitoral, antes da definição do tempo que cada partido tem direito durante o horário eleitoral; (iii) e que ao migrar, parlamentares buscam partidos com mais acesso a recursos, em especial, partidos da base governista.

Por sua vez, Desposato (2006) assertiva que, o parlamentar, ao migrar de partido tenta maximizar uma função de utilidade que é produto de cinco componentes: recursos que o partido pode prover, passado eleitoral do partido, ideologia do partido de destino, custo da

migração e características do distrito eleitoral em que concorre. No que tange às características do partido atual, o argumento é que com exceção ao PT e ao PV, a punição aos migrantes seria baixa, portanto, os parlamentares enfrentariam baixos custos para migrar; no que competem as características dos distritos eleitorais, Desposato afirma que parlamentares de distritos mais pobres teriam mais incentivos para migrar de partido, pois os eleitores destes distritos seriam mais tolerantes a políticas do tipo *pork barrel*.

Desposato (2006), assim como Melo (2000; 2004), aponta que ao migrar, os deputados buscam maior acesso a recursos. Assim, migram preferencialmente para partidos da base aliada. Contudo, Desposato (2006) afirma que nível educacional afeta o tipo de migração do parlamentar: enquanto parlamentares de estados com eleitorado menos educado migrariam visando apenas recursos, os deputados de eleitorado com maior nível educacional se preocupariam com a posição ideológica do partido de destino. O suposto do autor é que há uma conexão entre a escolaridade do eleitorado, utilizada como *proxy* para o desenvolvimento do estado, e o tipo de preocupação que o eleitor tem: quanto mais alta a escolaridade maior a preocupação com políticas, portanto, pressupõe-se que o parlamentar se comportaria ideologicamente.

No outro polo da análise encontra-se o argumento de Freitas (2008). Segundo a autora, os principais beneficiários das migrações são os partidos políticos, pois eles utilizariam a migração de forma estratégica a fim de aumentar seu acesso a recursos de duas formas: na arena eleitoral, ao atrair parlamentares objetivando aumentar o eleitorado em regiões em que são pouco votados e o tempo do partido no horário eleitoral gratuito; e na arena parlamentar aumentando seu acesso a cargos no Legislativo. Duas evidências de que a migração é um instrumento partidário são a concentração das trocas de legenda em momentos em que são distribuídos os recursos aos partidos políticos e o fato dos parlamentares trocarem de legenda para partidos que não haviam eleito nenhum parlamentar no distrito eleitoral do parlamentar. Ou seja, diferente do que argumenta Desposato (2006) e Melo (2000; 2004), seriam os partidos os indutores da migração partidária.

Como apresentado, parte da literatura espera que os parlamentares comportem-se de modo individualista buscando mais recursos para agradar seus eleitores e, portanto, garantir sua sobrevivência parlamentar. Assim, a primeira hipótese a ser testada é:

H1: A probabilidade de um parlamentar mudar de partido diminui quanto maior for a força eleitoral e/ou parlamentar do partido de origem do deputado.

A segunda hipótese tem origem no argumento de Desposato (2006). Como pontuado, o autor afirma que parlamentares de estados menos desenvolvidos seriam mais propensos a mudar de partido, pois nestes estados, a prática de *pork barrel* seria mais tolerada. Deste modo, parlamentares destes estados estariam mais dispostos a migrar de partido a fim de obter recursos para agradar suas clientelas. Portanto, a hipótese a ser testada é que:

H2: A probabilidade de um parlamentar mudar de partido aumenta quando o grau de desenvolvimento do estado diminui.

Por fim, será testada uma hipótese sobre a direção da migração. Com base na literatura que argumenta que os parlamentares se comportam de modo individualista e que estar na base aliada é uma forma de garantir maior acesso aos recursos que são importantes para a reeleição (Melo 2000; Desposato 2006). É racional supor que parlamentares ao migrar optem por partidos pertencentes a base governista. A despeito deste comportamento poder ser observado em qualquer parlamentar migrante, espera-se que em parlamentares da oposição este comportamento seja exacerbado. Assim, a terceira hipótese pode ser definida como:

H3: A probabilidade de um parlamentar migrar para a situação aumenta quando ele pertence a um partido da oposição.

## **C – Os Dados**

A principal fonte dos dados utilizados nesse artigo é o Banco de Dados Legislativo do Cebrap. Como será mostrado a seguir<sup>1</sup>, foram retiradas deste banco as duas variáveis dependentes e a maior parte dos das variáveis independentes empregadas nos modelos. Os dados correspondem a quatro legislaturas que compreendem ao período de 1995 a 2011.

A variável dependente que se empregará no primeiro modelo é uma variável dicotômica que assume o valor 1 para parlamentares migrantes e 0 para parlamentares não migrantes. Cabe ressaltar que cada mudança de partido foi contada, assim se um parlamentar mudou três vezes de partido, os três registros foram contados de modo independente.

A variável dependente (situacionismo) do segundo modelo corresponde apenas aos casos que o parlamentar mudou de partido. Todos os parlamentares que mudaram para um

---

<sup>1</sup> Agradeço a Andréa Freitas pela ajuda com os dados.

partido da base aliada, independente do seu bloco de origem, foram classificados como 1 e todos que migraram para a oposição, também independente do bloco de origem, receberam o valor 0.

O quadro 1 sumariza a distribuição das observações nas duas variáveis.

Quadro 1			
Mudou de Partido			
	Freq.	Percent	Cum.
Não	2,622	75,76	75,76
Sim	839	24,24	100
Total	3,461	100	
Situacionismo			
	Freq.	Percent	Cum.
Migrou para oposição	338	40,29	40,29
Migrou para a situação	501	59,71	100,00
Total	839	100	

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap

Quatro variáveis independentes serão empregadas para medir a força dos partidos, duas no primeiro modelo e duas no segundo. No primeiro modelo serão utilizadas como medidas de força dos partidos o número de cadeiras do partido de origem ( $N_{cad\_part}$ ) e o número de prefeituras do partido de origem ( $N_{pref\_part}$ ). A expectativa é que a chance dos parlamentares migrarem diminuam com o aumento do tamanho da bancada e com o aumento do número de prefeituras.

Para o segundo estágio do modelo 2, optou-se por medidas diferentes para mensurar a força dos partidos. Serão utilizadas as diferenças do número de cadeiras do partido de destino para o partido de origem ( $Dif_{cad}$ ) e a diferença entre o número de prefeituras conquistadas pelo do partido de origem e o partido de destino na eleição anterior ao ano da troca de legenda<sup>2</sup> ( $Dif_{pref}$ ). A opção pela mudança da forma de mensuração justifica-se por esta medida ser mais válida em relação ao conceito que se quer medir, uma vez que as medidas incorporam a força tanto do partido de origem, como do de destino<sup>3</sup>. Espera-se que a chance de parlamentares mudarem de partido aumente quando a diferença de cadeiras e de prefeituras entre os partidos aumentar.

<sup>2</sup> Fonte: Brambor & Ceneviva (2011) para as eleições de 1996, 2000 e 2004; Fleischer (2002) para a eleição de 1992.

<sup>3</sup> A despeito desta vantagem, essas medidas não serão incorporadas no primeiro estágio, porque a inclusão desta forma de medida não mede de maneira correta os casos em que não houve mudança de partido. Uma vez que o resultado da subtração quando o partido de origem e de destino é o mesmo será zero.

Ademais, empregar-se-á o PIB per capita do estado do parlamentar no ano da mudança<sup>4</sup> como indicador do grau de desenvolvimento do estado<sup>5</sup> (PIB estadual per capita). Se a hipótese de Desposato (2006) estiver correta, é esperado que parlamentares de estados menos desenvolvidos, isto é, com menor PIB per capita, apresentem tanto uma probabilidade de migrar maior do que deputados de estados mais desenvolvidos, como de mudar de para a coalizão. Complementarmente, será utilizado o Gini do estado, também no ano da mudança do parlamentar<sup>6</sup> (Gini Estadual). Dado que o argumento de Desposato é que estados menos desenvolvidos possuem populações que, em razão de necessidades, aceitam que os parlamentares pratiquem *pork*, é esperado que em estados mais desiguais parlamentares troquem mais de legenda em direção a coalizão. Por fim, empregar-se-á a variável que originalmente utilizada por Desposato (2006) para medir o desenvolvimento do estado: o percentual de pessoas com mais de quatro anos de estudo no estado<sup>7</sup> (Educação). A expectativa é que quanto maior a proporção de pessoas com mais de quatro anos, diminua as chances de migração.

Para o teste da hipótese III utilizar-se-á uma variável dicotômica (oposição), no segundo modelo, que recebeu o valor 1 quando o parlamentar migrante era da oposição e 0 quando era da situação.

Serão empregados diversos grupos de variáveis como controle. O primeiro desses conjuntos corresponde ao período em que ocorreu a troca de partido. Dois períodos são de especial interesse: o de distribuição de cargos nas Comissões dentro da Câmara, que ocorre em fevereiro (*mig\_fev*) e o período pré-eleitoral. eleitoral (*mig\_pre*). A expectativa é que a probabilidade de um deputado mudar para um partido da coalizão e aumente nesses dois períodos<sup>8</sup>.

O segundo grupo de variáveis corresponde ao grau de disciplina em votações nominais dos parlamentares. Serão incluídas duas variáveis que medem a disciplina dos deputados. A primeira, utilizada apenas no modelo probit e no primeiro estágio do modelo 2, é a disciplina no partido de origem (*Disc\_part*) medida como a porcentagem das votações nominais em que o parlamentar votou conforme a indicação do líder partidário até o momento da troca. A segunda variável, que será utilizada apenas no segundo modelo, mede a disciplina do parlamentar em relação ao governo (*Disc\_gov*). A variável foi medida como a porcentagem de

---

<sup>4</sup> Quando o parlamentar não mudou de partido foi considerado o PIB per capita do último ano do mandato.

<sup>5</sup> Fonte: IPEA data [www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

<sup>6</sup> Ver nota 5.

<sup>7</sup> Variável calculada com base nos dados do Censo Demográfico de 2000. Fonte: IBGE.

<sup>8</sup> Estas variáveis não foram utilizadas no modelo para a dependente "Migrou", pois elas preveem o sucesso em 100% dos casos.

votações em que o parlamentar votou conforme o governo independente do partido de pertencimento. Espera-se que parlamentares menos disciplinados tenham uma probabilidade maior de migrar e que parlamentares mais disciplinados com o governo migrem para partidos da coalizão ao mudar de legenda.

Outro conjunto de variáveis destina-se a controlar a força do parlamentar dentro do partido de origem. As variáveis são: o número de vezes que o parlamentar ocupou cargos dentro do partido (Cargo Partido) e número de vezes que o parlamentar ocupou cargo comissionado (Cargo Comissionado). Espera-se que as duas variáveis reduzam a chances do parlamentar migrar de partido. Para o segundo modelo, estas variáveis serão utilizadas apenas no primeiro estágio, uma vez que elas medem a força do parlamentar no partido de origem e não devem afetar a escolha em migrar para a situação.

Também serão utilizadas variáveis que correspondem a características do parlamentar. A primeira destas variáveis é a porcentagem do coeficiente partidário que o parlamentar conseguiu sozinho (% do coef\_eleitoral). É esperado que parlamentares com um percentual maior do coeficiente migrem menos.

Complementarmente a esta variável empregar-se-á a posição que o parlamentar ocupou na lista partidária do partido de origem (Posição Lista) como um segundo indicador da dependência do parlamentar em relação ao partido. Justifica-se utilizar esta segunda variável, pois poucos parlamentares conseguem ultrapassar o coeficiente partidário. Assim, a expectativa do comportamento desta variável é a mesma do que o da anterior.

Ainda, sobre o candidato usar-se-ão três outras variáveis. A primeira corresponde a senhoria do parlamentar (Senhoria), medida pelo número de legislaturas que o parlamentar foi deputado. Espera-se que quanto maior o número de legislaturas, menor será a probabilidade de o deputado mudar de partido; a segunda trata do número de vezes que ele ocupou um cargo em sindicato durante sua carreira (Cargo em Sindicato). Tradicionalmente, parlamentares sindicalistas estão ligados a partidos de esquerda, assim, seguindo o argumento da literatura de que partidos de esquerda são mais coesos (Mainwaring, 1999), espera-se que ter trajetória como sindicalista reduza a chance de migração partidária; e, finalmente, se o deputado era titular ou suplente (Titular), é esperado que estes últimos migrem mais, uma vez que eles são os que possuem pior colocação na lista partidária. Destas variáveis, apenas a terceira será utilizada no nos dois estágios do segundo modelo, pois, aparentemente, não existe nenhuma ligação entre ter sido sindicalista ou senhoria e optar por migrar para um partido da situação. No entanto, é possível argumentar que parlamentares suplentes tenham maior necessidade de buscar apoio eleitoral e, para tanto, migrar para a situação pode ser parte da estratégia para conseguir mais recursos.

O último bloco de variáveis também só será empregado no primeiro modelo e no primeiro estágio do segundo. Trantam-se de características do partido pelo qual o deputado foi originalmente eleito. A primeira variável mede se o parlamentar pertence a partido do governador eleito (Governador Eleito), enquanto a segunda a porcentagem de cadeiras do partido na bancada estadual (Porc\_cad\_estado). Seguindo os argumentos de autores que defendem a primazia dos interesses estaduais na Câmara e a dependência do parlamentar em relação ao governador de seu estado (Abrucio, 1994; Samuels, 2006), espera-se que parlamentares do partido do governador migrem menos do que os demais. Do mesmo modo, seguindo o argumento eleitoral, é esperado que quanto maior a força estadual do partido, menor seja a probabilidade de ocorrer à mudança de partido.

Por fim, será empregada uma variável *dummy* para avaliar se há diferença durante os governos Fernando Henrique Cardoso e Luis Inácio Lula da Silva. A variável (lula) assume o valor 1 para as legislaturas correspondentes ao governo Lula e 0 para as demais.

#### **D – O Modelo**

Há uma diversidade de modelos estatísticos que tem sido desenvolvidos e aprimorados para trabalhar com variáveis dependentes limitadas. São, de especial interesse para este artigo, quatro destes modelos: binomial logit, binomial probit, scobit e o modelo probit de dois estágios de Heckman. Sendo que os dois primeiros produzem resultados muito próximos (Long, 1997).

A principal diferença entre os modelos binomiais logit e probit é a função de densidade acumulada adotada em cada um dos modelos para a estimação dos coeficientes. Enquanto o probit utiliza a função normal, no logit é utilizada a função logarítmica. No entanto, os pressupostos e as características dos modelos são semelhantes, assim como os resultados obtidos a partir deles. Ambos os modelos impõe que o ponto de inflexão das probabilidades de ocorrência do fenômeno se dê quando a probabilidade de  $Y=1$  é igual a 50%. Tais semelhanças fez com que alguns autores argumentassem que a opção pelo logit ou pelo probit é uma questão de gosto do pesquisador e da área de estudo<sup>9</sup> (Gill, 2001; Greene, 2011; Long, 1997)

Todavia, como argumentado por Achen (2002) o pressuposto da inflexão é muitas vezes irreal para o fenômeno político que se deseja estudar, pois em muitas questões de

---

<sup>9</sup> Dubin e River (1990) argumentam que a o logit e o probit são praticamente idênticos diferindo apenas nas caldas. Por sua vez, Chambers e Cox (1967) apud Hahn e Soyer (sem data) argumentam que são é possível diferenciar os dois modelos com amostras grandes. Todavia, recentemente Hahn e Soyer (sem data) argumentam que mesmo para amostras pequenas a escolha entre logit e probit pode gerar resultados diferentes para modelos como o multivariate probit.

pesquisa a chance de ocorrência do sucesso e do fracasso do fenômeno não é a mesma. Assim, é necessário questionar a validade deste pressuposto antes a adoção pelo binomial logit ou probit.

Uma alternativa para flexibilizar o pressuposto da inflexão é a adoção do modelo scobit. Desenvolvido por Nagler (1994) como alternativa para os modelos binomiais logit e probit, o scobit relaxa o pressuposto da inflexão ao estimar um parâmetro para testar se a probabilidade de  $Y=1$  é diferente de 50%. No caso, o modelo estima o parâmetro  $\alpha$  e testa se seu valor é igual a 1, caso a resposta seja positiva o modelo colapsa e torna-se um binomial logit. No caso deste artigo, dado os argumentos da literatura é questionável o pressuposto teórico de que todos os parlamentares teriam a mesma probabilidade de migrar de partido. Uma vez que, segundo Desposato (2006) e Melo (2000 e 2004) parlamentares da oposição seriam mais ávidos a mudança, em razão da busca por recursos. Todavia, ao utilizar o scobit para as duas variáveis dependentes deste artigo, verifica-se que nos dois casos o parâmetro  $\alpha$  é diferente de 1, mas não estatisticamente significativa. Portanto, a opção pelo scobit não seria recomendada, dado que a probabilidade de  $Y=1$  ser diferente de 0.5 não é estatisticamente diferente de 0<sup>10</sup>.

A despeito destes resultados, também existe uma justificativa técnica para não utilizar o modelo scobit. Este argumento amparam-se em Achen (2002). O autor argumenta que apesar do scobit permitir a flexibilização do pressuposto da inflexão, o modelo cobra o preço por tal operação: para conseguir estimar os parâmetros com erros-padrão de tamanhos semelhantes aos do binomial logit é necessária uma amostra de, aproximadamente, cem mil observações. Mesmo cumprindo este requisito, Achen aponta que a estimação do parâmetro  $\alpha$  é sensível a retiradas de observações da análise e a formas funcionais das variáveis. Portanto, dado os resultados da estimação do scobit, as características da distribuição das variáveis dependentes e ao tamanho da amostra utilizada neste artigo o modelo *scobit* não será utilizado. Deste modo, optou-se por empregar o modelo probit para na análise das hipóteses 1 e 2.

Outro problema que precisa ser enfrentado é o possível viés de seleção que pode ocorrer no teste da hipótese III. Para corrigir esse problema pode-se utilizar uma adaptação do modelo de regressão em dois estágios proposto por Heckman (1979)<sup>11</sup>.

Neste artigo, o viés da amostra pode ocorrer, uma vez que apenas os parlamentares que mudaram de partido são considerados na análise da segunda dependente. Assim, todos os casos em que não houve mudança de legenda estão, a priori, excluídos. Uma possível solução

---

<sup>10</sup> Resultados disponíveis no Anexo H.1 e H.2.

<sup>11</sup> O modelo proposto originalmente por Heckman (1979) consistia na estimação de um modelo probit no primeiro estágio e de uma OLS no segundo. No caso deste artigo, o modelo de Heckman necessita de uma adaptação, pois em ambos os estágios o modelo estimado é um probit.

para este problema seria assumir que a amostra de migrantes é aleatória. Contudo, novamente, como aponta a literatura, os migrantes possuem, teoricamente, um conjunto de características específicas. Por exemplo, ocupar cargos na estrutura partidária pode afetar negativamente as chances do parlamentar migrar, o que aponta que a migração antes de aleatória é parte da estratégia do parlamentar de acesso a recursos. Assim, optar por estimar a direção da migração sem considerar os não migrantes pode enviesar as estimativas obtidas.

A fim de corrigir o viés, optou-se utilizar um modelo probit de dois estágios adaptado do modelo de seleção de Heckman (1979). No primeiro estágio é estimada a probabilidade do parlamentar mudar de partido, a partir deste parâmetro, estima-se a probabilidade do migrante optar por um partido da coalizão. O modelo ainda possibilita testar o parâmetro de seleção, isto é, possibilita testar se o uso de um modelo de apenas um estágio gera viés para a análise. Como é possível verificar próxima seção, o parâmetro de seleção é significativo a 1%, ou seja, a estimação dos coeficientes utilizando modelos de apenas um estágio é enviesada. Portanto, optou-se por utilizar o modelo Heckman probit<sup>12</sup> na análise.

Em suma, a opção pelo modelo de Heckman justifica-se por dar conta de estimar as chances do parlamentar optar por um partido da situação controlando o viés de seleção da amostra. Assim, serão utilizados dois tipos de modelos para os testes das hipóteses: o modelo probit para o teste das hipóteses 1 e 2 e o modelo de Heckman para o teste da hipótese 3.

## **E – A análise dos dados**

Nesta seção serão apresentados os resultados do modelo probit visando examinar as hipóteses 1 e 2 e o do modelo de Heckman probit para o teste da hipótese 3. Obstina-se, portanto, responder se: (i) parlamentares mudam de partido visando obter mais recursos na arena eleitoral e/ou parlamentar?; (ii) parlamentares de distritos eleitorais menos desenvolvidos economicamente e socialmente possuem uma maior probabilidade de mudar de partido; e (iii) se ao migrarem os parlamentares optam por um partido da base aliada. A Tabela 1 apresenta os resultados do modelo probit para o teste das duas primeiras hipóteses.

---

<sup>12</sup> A crítica de Sartori (2003) para a utilização do modelo de Heckman probit não se aplica a este artigo, pois, como explicitado na terceira seção, variáveis diferentes foram utilizadas em cada um dos estágios da análise. Isto é, nem todas as variáveis estão incluídas em ambos os estágios. Ou seja, o modelo utilizado neste artigo cumpre o requisito a equação de seleção seja diferente da equação de interesse (Dubin e River 1990).

Tabela 1 - Modelo Probit para Variável Migrou

	Probit	
N_cad_part	-0.00483**	(0.00153)
N_pref_part	0.000262**	(0.0000983)
PIB per capita	-0.208***	(0.0214)
Gini Estadual	11.60***	(1.104)
Educação	0.0581***	(0.00624)
Disc_part	-0.00913***	(0.00179)
Cargo Partido	-0.180***	(0.0440)
Cargo Comissionado	0.00622	(0.0349)
% do coef_eleitoral	-0.583***	(0.0941)
Posição Lista	-0.0219*	(0.0101)
Senhoridade	-0.0285	(0.0324)
Cargo em Sindicato	-0.119*	(0.0600)
Titular	0.262*	(0.103)
Eleito Governador	-0.0479	(0.0805)
Porc_cad_estado	0.00294	(0.00286)
Lula	1.092***	(0.0924)
Constante	-8.644***	(0.851)
Observações	2420	
Pseudo $R^2$	0.117	

Erros-padrão entre parênteses

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap; IPEA Data; Brambor e Ceneviva (2011); Fleischer (2002)

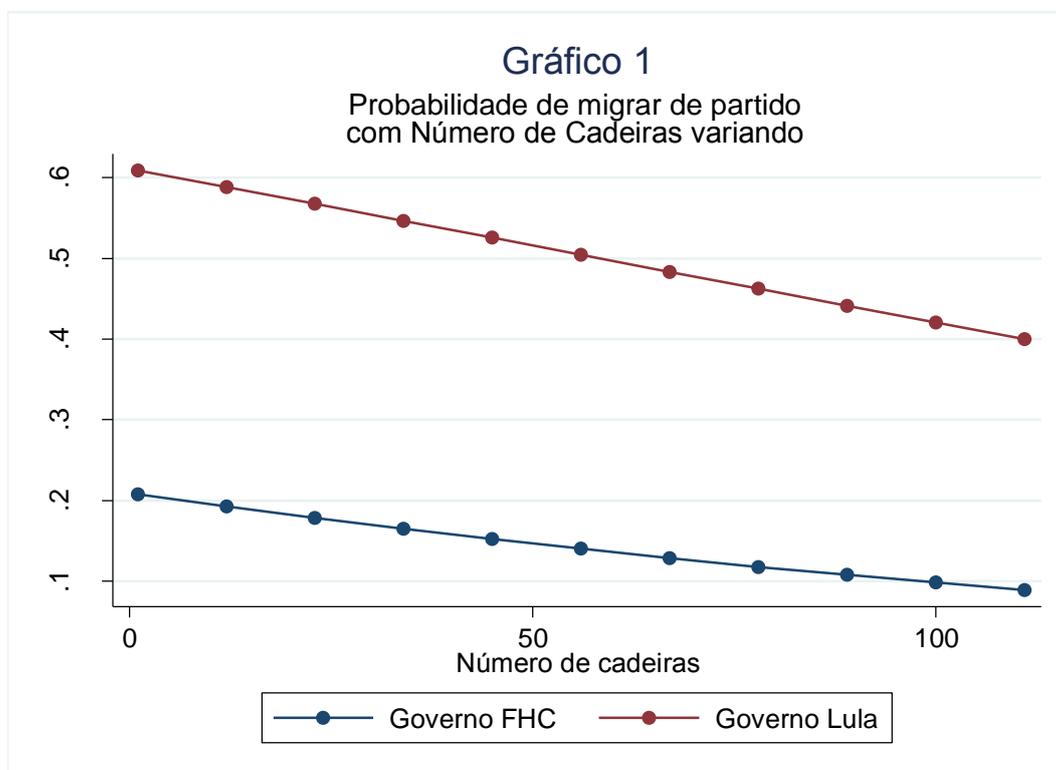
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

O primeiro apontamento que é possível fazer a partir da análise do modelo é que foram incluídas apenas 2420 observações em vez das 3461 disponíveis no banco. Isso ocorreu, pois os dados para todas as variáveis independentes utilizadas estavam disponíveis para apenas 2421 observações. A última observação excluída do modelo trata-se de uma observação que o modelo previa de modo quase perfeito o insucesso. No caso, o modelo previa com quase certeza que Enéas Carneiro nunca migraria de partido na legislatura de 2003. O caso de Enéas Carneiro é interessante por ser tratar de um parlamentar que era o membro mais conhecido de seu partido, o PRONA, do qual foi fundador e o deputado eleito com mais votos em todo o país na eleição de 2002. Carneiro concorreu diversas vezes ao cargo de Presidente da República e de Prefeito de São Paulo pelo PRONA. Todavia, é cabe salientar que na legislatura de 2007, Carneiro foi obrigado a migrar de partido em razão da fusão do PRONA com o PL após as eleições de 2006 que resultou na criação do PR.

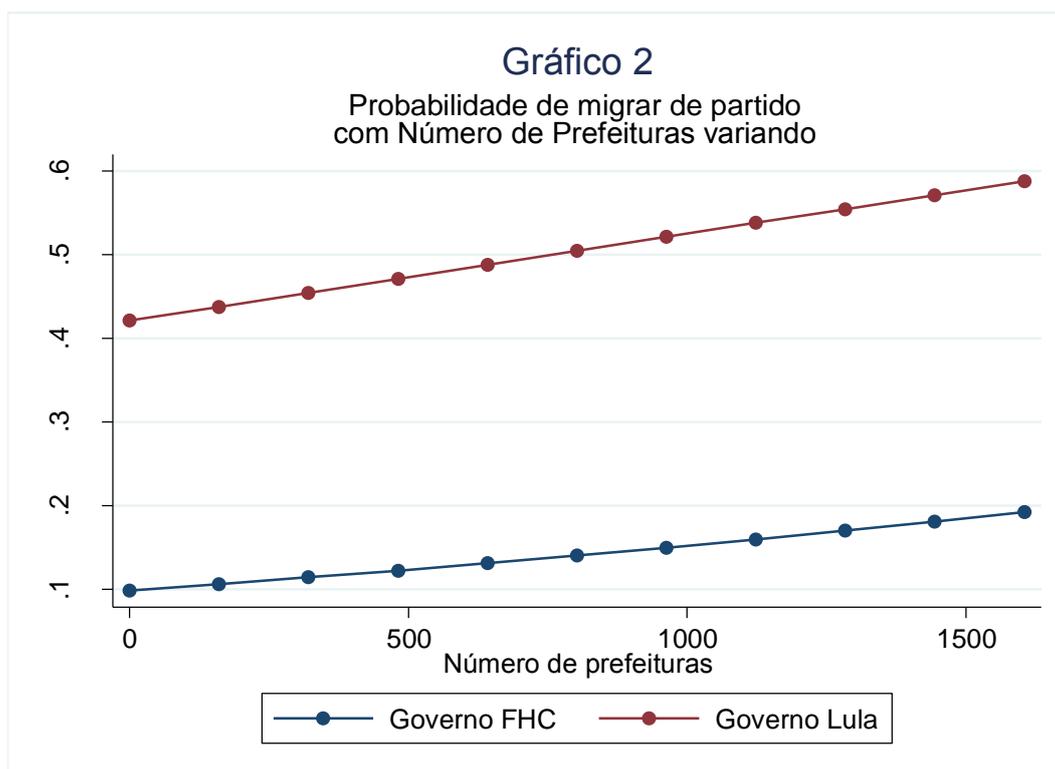
Um segundo ponto que merece destaque são as medidas da qualidade de ajuste do modelo. O modelo classifica corretamente 76,32% das observações, o que corresponde a 1804 casos. Contudo, é preciso considerar que esse valor superestima a qualidade do modelo, uma vez que ao tomarmos uma segunda medida de qualidade de ajuste, o *adjust R<sup>2</sup> count*, temos que o modelo reduz em apenas 8,5% o erro das previsões. O que mostra que o modelo não é

tão poderoso quando poderíamos considerar se utilizássemos apenas o número de observações classificadas corretamente.

Tendo sido feitas estas considerações, passaremos ao exame das hipóteses 1 e 2. O primeiro modo de examinar as hipóteses é verificando se os coeficientes das variáveis de interesse são significativas e operam no sentido esperado. Observamos que, no que concerne a primeira hipótese, cada uma das variáveis de força opera em um sentido: enquanto o tamanho da bancada gera um efeito negativo nas chances do parlamentar migrar, o número de prefeituras age no sentido contrário, quanto mais prefeituras maior a chance de migrar de partido. Nos Gráficos<sup>13</sup> abaixo podemos verificar o efeito destas variáveis na probabilidade de migrar.



<sup>13</sup> Optou-se por variar apenas uma das variáveis dicotômicas, no caso a variável “Lula”. As demais variáveis foram utilizadas com o valor igual a 1.



A partir dos gráficos observamos que o impacto de ambas variáveis na chance de migrar é maior para o governo Lula. Ou seja, o número de cadeiras no parlamento reduz menos a chance de migrar durante o governo de Lula e o número de prefeituras aumenta mais as chances de troca durante o governo do petista. Outro ponto notável é que as variáveis se comportam quase linearmente, isto é, a forma da curva das variáveis aproxima-se de uma curva de uma regressão linear multivariada. Além da análise gráfica podemos verificar o potencial efeito das variáveis observando os valores das probabilidades preditas.

Tabela 2- Probabilidades preditas para a variável Número de cadeiras

Número de cadeiras do partido de origem	Probabilidade Predita	
	Gov.FHC	Gov.Lula
1	0.1849	0.5772
55	0.1236	0.4737
111	0.0767	0.3684

Tabela 3- Probabilidades previstas para a variável Número de prefeituras

Número de prefeituras do partido de origem	Probabilidade Predita	
	Gov.FHC	Gov.Lula
1	0.0849	0.3891
54	0.0870	0.3944
187	0.0927	0.4079
925	0.1290	0.4841
1605	0.1702	0.5550

O exame das Tabelas 2 e 3 conta a mesma história. Os parlamentares das maiores bancadas migram menos, enquanto os que estão em partidos com maior número de prefeituras migram mais.

Por fim, antes de passarmos ao exame da hipótese 2 é preciso avaliar a magnitude do efeito das variáveis nas chances de migração. Na Tabela 4 são apresentados os efeitos marginais das variáveis.

Tabela 4 – Efeito Marginal das Variáveis Número de cadeiras e Número de prefeituras para os governos FHC e Lula

Variável	Governo	min->max <sup>a</sup>	MargEfct <sup>b</sup>
Número de cadeiras do partido de origem	FHC	-0.1184	-0.0010***
	Lula	-0.2093	-0.0019***
Número de prefeituras do partido de origem	FHC	0.0936	0.0001**
	Lula	0.1664	0.0001**

<sup>1</sup> Todas as variáveis dicotômicas foram consideradas com valor 1 e para as demais o valor utilizado foi a média.

<sup>a</sup> mudança na probabilidade predita com x mudando do seu valor mínimo para o máximo.

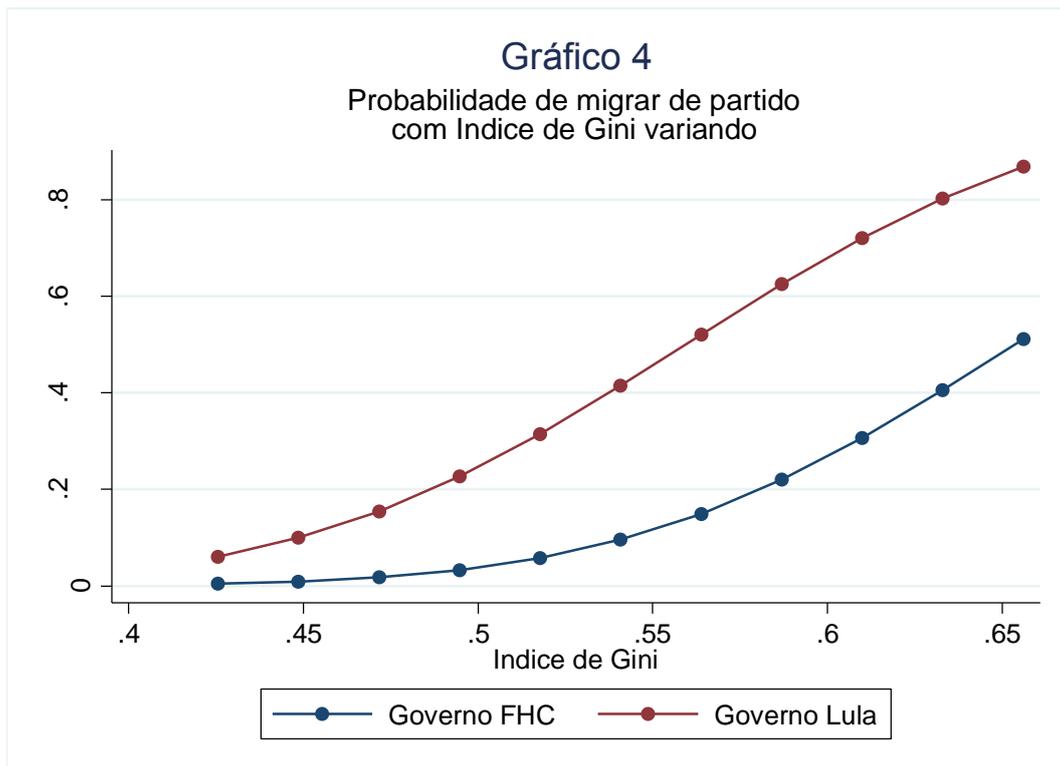
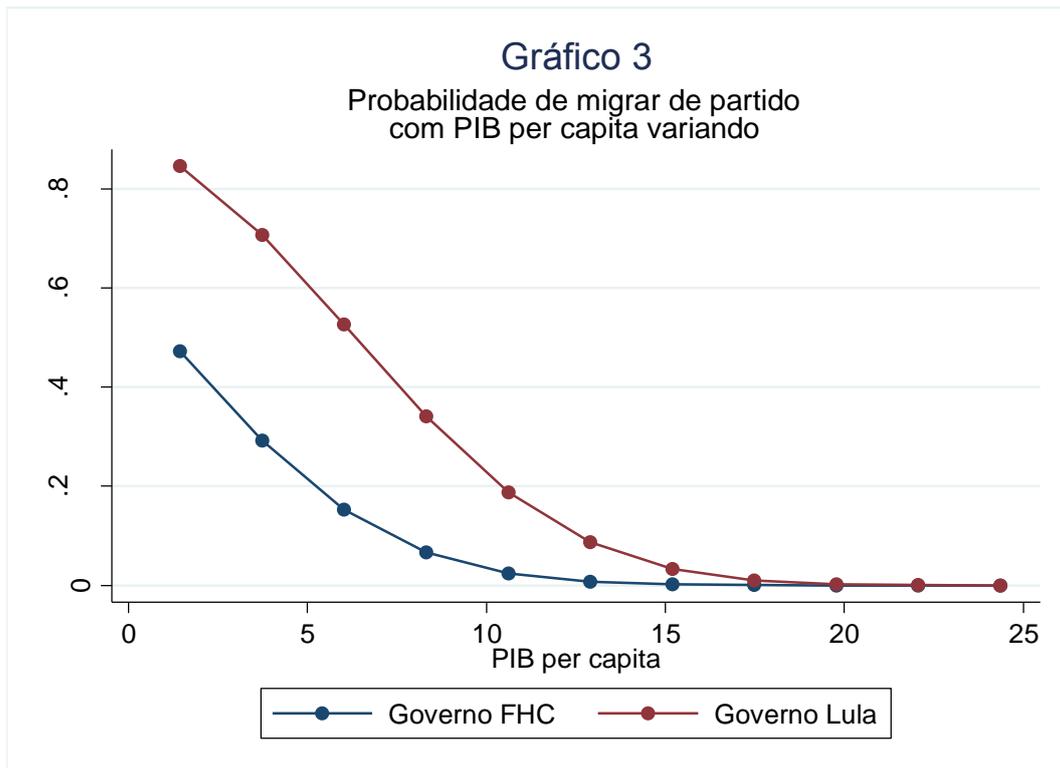
<sup>b</sup> derivada parcial da probabilidade predita/razão em relação o valor dado para as variáveis independente.

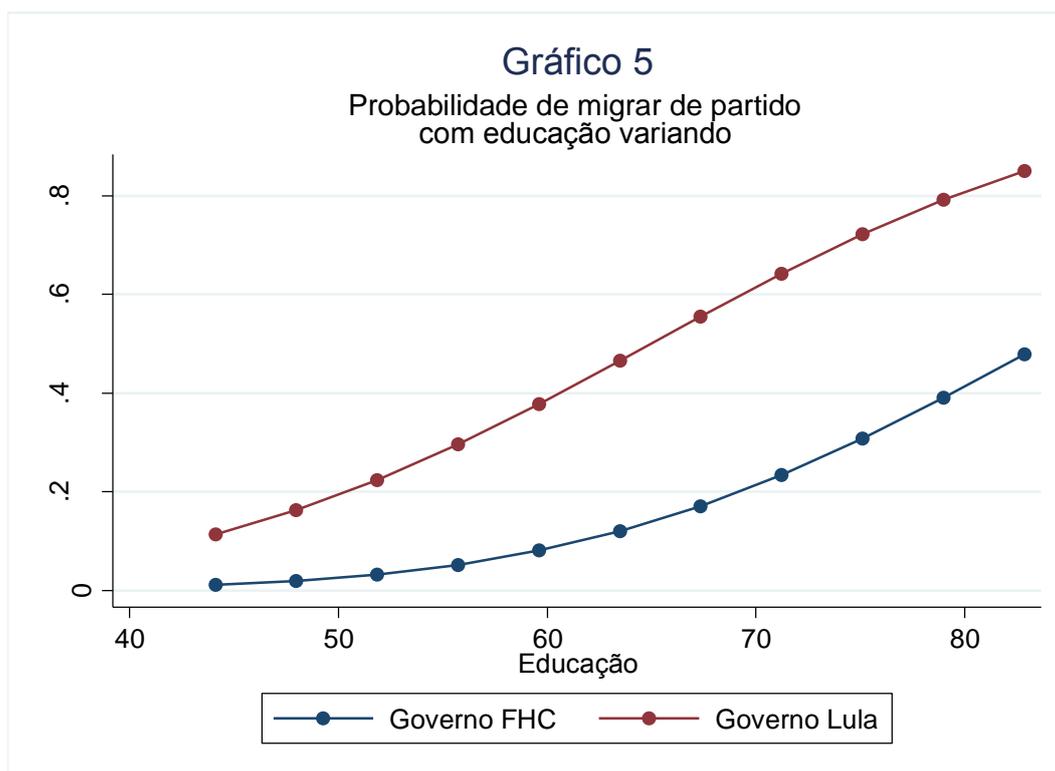
\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Verifica-se, a partir da Tabela 4, que o efeito máximo da variável número de cadeiras se dá no governo Lula quando o número de cadeiras representa um decréscimo de 20% (no seu ponto máximo) nas chances do parlamentar migrar de partido. Para o governo FHC, o decréscimo na probabilidade é de 11%. Por sua vez, o aumento máximo das chances de migrar gerado pela variável número de prefeituras também se dá no governo Lula. No seu ponto máximo, o parlamentar que pertence ao partido com maior número de prefeituras possíveis (1605) tem 16% a mais de chances de migrar do que o parlamentar de um partido com nenhuma prefeitura. Para o governo FHC, o aumento das chances é de 9%.

Antes de passarmos para a análise da hipótese 2, cabe questionar o porque as variáveis agem em sentidos dispares. Uma possível explicação para este achado pode se dar pelas dinâmicas diferentes que envolvem as duas arenas. Na arena parlamentar, o deputado se beneficia estando em um partido maior seja pelas chances de ocupar cargos em Comissões Permanentes ou em Comissões Parlamentares de Inquerito até mesmo de um tempo maior de propaganda eleitoral na eleição subsequente. Por outro lado, o partido ter um número grande de prefeituras pode operar no sentido contrário do esperado. Parlamentares de partidos com um grande número de prefeituras podem interpretar que possuem uma chance menor de serem candidatos a prefeitos nestes partidos, seja pela possibilidade do incumbente poder tentar a reeleição, seja pela do vice-prefeito ser um possível candidato nato. Uma evidência preliminar deste argumento é o número de migrantes para partidos com nenhuma prefeitura. No período estudado, quarenta e seis parlamentares migraram para partidos com nenhuma prefeitura. Cabe, por fim, salientar que este resultado também pode ser interpretado como uma evidência do argumento de Freitas (2008) de que partidos buscam atrair parlamentares visando o retorno eleitoral que eles podem gerar para a legenda.

No que tange a segunda hipótese, duas das variáveis utilizadas para o teste se comportam da maneira esperada: o PIB per capita aumenta, diminuem as chances de migração, ao passo que o aumento do índice de Gini representa um decréscimo na probabilidade de migração. Contudo, o comportamento da variável educação é o oposto do esperado: o aumento do percentual de habitantes com mais de quatro anos de estudo aumenta as chances de migração do parlamentar.





Observamos que, diferentemente dos Gráficos 1 e 2, as curvas das três variáveis não possuem um comportamento próximo do linear. No que concerne a primeira das variáveis, PIB per capita, nota-se uma acentuada queda na chance de migração quando a variável passa do valor de R\$12,50. Contudo, é necessário apontar que apenas 129 observações estão localizadas nesse intervalo da variável. Ou seja, apesar do impacto na probabilidade de migração ser grande, poucas observações estão na área em que as chances de migração são próximas a zero.

Por sua vez, a análise do impacto do coeficiente de Gini revela que o aumento da desigualdade produz um aumento nas chances da mudança de legenda. Verifica-se que para observações com valores mais baixos do Gini as chances de migração ficam abaixo de 20% (para ambos os governos), ao passo que com o aumento do Gini a probabilidade supera a casa dos 80% no governo Lula e de 40% no governo FHC. Destaca-se, também, que ao contrário do que ocorre com a variável PIB per capita, o aumento do Gini gera um distanciamento entre as curvas do governo Lula e do governo FHC, o que significa que a desigualdade de renda afetou de maneira mais acentuada a migração durante o governo petista.

Por fim, cabe examinar o comportamento da única variável que possui o sinal do coeficiente oposto ao esperado: a educação. Verifica-se que para observações que possuem valores abaixo de 50%, a chances de migração são menores de 20% em ambos os governos. Contudo, com o aumento da porcentagem de pessoas com 4 anos de estudos ou mais, as

chances de trocar de partido aumentam. É notável o comportamento díspare da variável nos dois governos. Enquanto no governo FHC a curva tem um formato próximo de uma exponencial, no governo Lula a curva possui um comportamento quase linear.

Como complemento a análise são apresentados na Tabela 5 os efeitos marginais das variáveis.

Tabela 5 – Efeito Marginal das Variáveis PIB per capita, Índice de Gini e Educação para os governos FHC e Lula<sup>1</sup>

Variável	Governo	min->max <sup>a</sup>	MargEfct <sup>b</sup>
PIB per capita	FHC	-0.4727	-0.0443***
	Lula	-0.8467	-0.0830***
Índice de Gini	FHC	0.5077	2.4676***
	Lula	0.8085	4.6240***
Educação	FHC	0.4685	0.0124***
	Lula	0.7376	0.0232***

<sup>1</sup> Todas as variáveis dicotômicas foram consideradas com valor 1 e para as demais o valor utilizado foi a média.

<sup>a</sup> mudança na probabilidade predita com x mudando do seu valor mínimo para o máximo.

<sup>b</sup> derivada parcial da probabilidade predita/razão em relação o valor dado para as variáveis independente.

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Observa-se na Tabela 5 que uma variação do valor mínimo para o valor máximo, assumido pela variável PIB per capita significa um decréscimo em 47% das chances de migração no governo FHC e de 84% no governo Lula. Também, verifica-se que quando o Gini assume seu valor máximo a chance de migração aumenta em 50% no governo FHC e 80% no governo Lula. Ao cabo que no ponto máximo a variável educação representa um aumento nas chances de migração de 46% no governo FHC e de 73% no governo Lula.

Cabe apontar que entre as variáveis de controle, todas as que são significativas afetam a chance de migração no sentido esperado. Ser mais disciplinado, ter mais experiência legislativa, ter obtido um melhor desempenho eleitoral e exercer cargo na estrutura partidária ou ter sido sindicalista diminuem as chances de migração. Todavia, diferentemente, as variáveis que medem a influência do governador ou da força do partido no distrito de origem não são significativa.

Por fim, antes de iniciarmos o teste da hipótese 3, cabe realizar duas indagações: por que o comportamento das variáveis utilizadas para medir a hipótese de Desposato (2006) possuem sinais opostos? E, por que a migração partidária é sempre mais provável no governo Lula.

Para a primeira questão apresenta-se apenas uma especulação: as variáveis se comportam de modo díspare, pois o comportamento parlamentar não é afetado por uma variável econômica ou social. Ou seja, deputados não migram mais ou menos por pertencerem

a estados mais desenvolvidos. Esta hipótese ampara-se no fato de que a média de migrantes dentro dos estados não é estatisticamente diferente da média de migrantes do total da amostra ao nível de 5% para 20 estados<sup>14</sup>. Uma variável omitida que possivelmente pode afetar a lógica das migrações é a estrutura da competição eleitoral intra-estadual. A lógica por detrás desta hipótese é que em estados com polarização na arena eleitoral estadual os parlamentares serão constrangidos a não mudar, uma vez que as posições partidárias e ideológicas são demarcadas e, portanto, parlamentares temem serem punidos em caso de migração. Nos demais estados este tipo de temor inexistiria.

No que compete a segunda indagação, a resposta é simples: o impacto na migração partidária é mais incisiva no governo Lula, pois há uma maior proporção de parlamentares migrantes durante o governo Lula do que o governo FHC. Isto é, o efeito observado é produto da amostra como é observável na tabela 6<sup>15</sup>.

Tabela 6 – Proporção de Migrantes por Governo

Migrou	Governo		Total
	FHC	Lula	
Não	0,78	0,68	0,74
Sim	0,22	0,32	0,26

Como exposto na seção anterior, para o teste da hipótese 3 será empregado o modelo de dois estágios de Heckman. O modelo consisti na estimação de uma primeira equação na qual foi determinada a probabilidade de ocorrer a migração e de uma segunda equação que mede a chance da migração ser em direção da coalizão. Os resultados do modelo são apresentados na Tabela 7 abaixo.

Ao se examinar a Tabela 7, verifica-se que os coeficientes do primeiro estágio (painel inferior) são semelhantes aos apresentados no modelo probit utilizado para testar as hipóteses 1 e 2<sup>16</sup>. No que compete a análise deste segundo modelo, destaca-se o alto valor da estatística qui-quadrado para o teste LR de independência das equações (36.58), o que aponta que as estimativas para um modelo com apenas um estágio seriam enviesadas.

<sup>14</sup> Resultados omitidos.

<sup>15</sup> Cabe pontuar que um motivo para este maior volume de migração no governo Lula é a exclusão dos anos 2010 e 2011 da análise em razão da inexistência dos dados para as variáveis PIB per capita e Gini para esses anos.

<sup>16</sup> A exceção é o coeficiente da variável Cargo Comissionado. Todavia, nota-se que o coeficiente não é significativo em nenhum dos modelos.

Tabela 7 - Modelo Heckman probit

Modelo Heckman		
Probit		
VD: Situacionismo		
Dif_cad	0.0132 <sup>***</sup>	(0.00161)
Dif_pref	-0.000438 <sup>***</sup>	(0.0000946)
PIB estadual per capita	-0.143 <sup>***</sup>	(0.0254)
Gini Estadual	8.906 <sup>***</sup>	(1.283)
Educação	0.0360 <sup>***</sup>	(0.00761)
Oposição	0.0622	(0.0632)
Disc_gov	0.00378 <sup>**</sup>	(0.00121)
Migra_fev	0.198 <sup>*</sup>	(0.0769)
Migra_pre	-0.0676	(0.0756)
% do coef_eleitoral	-0.295 <sup>**</sup>	(0.108)
Posição Lista	0.00412	(0.0120)
Titular	0.0129	(0.107)
Lula	0.759 <sup>***</sup>	(0.112)
Constante	-7.779 <sup>***</sup>	(0.999)
VD: Migrou		
N_cad_part	-0.0103 <sup>***</sup>	(0.00136)
N_pref_part	0.000350 <sup>***</sup>	(0.0000906)
PIB estadual per capita	-0.205 <sup>***</sup>	(0.0214)
Gini Estadual	11.00 <sup>***</sup>	(1.090)
Educação	0.0555 <sup>***</sup>	(0.00617)
Disc_part	-0.00673 <sup>***</sup>	(0.00158)
Cargo Partido	-0.104 <sup>**</sup>	(0.0346)
Cargo Comissionado	-0.0130	(0.0283)
% do coef_eleitoral	-0.525 <sup>***</sup>	(0.0926)
Posição Lista	-0.0134	(0.00978)
Senhoridade	-0.0255	(0.0267)
Cargo em Sindicato	-0.0765	(0.0473)
Titular	0.253 <sup>**</sup>	(0.0972)
Governador Eleito	-0.0421	(0.0642)
Porc_cad_estado	0.00484 <sup>*</sup>	(0.00231)
Lula	0.988 <sup>***</sup>	(0.0907)
Constante	-8.200 <sup>***</sup>	(0.832)
athrho		
Constante	2.021 <sup>***</sup>	(0.288)
rho	(0.9654)	(0.0195)
Observações	2420	

LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 36.58 Prob > chi2 = 0.0000

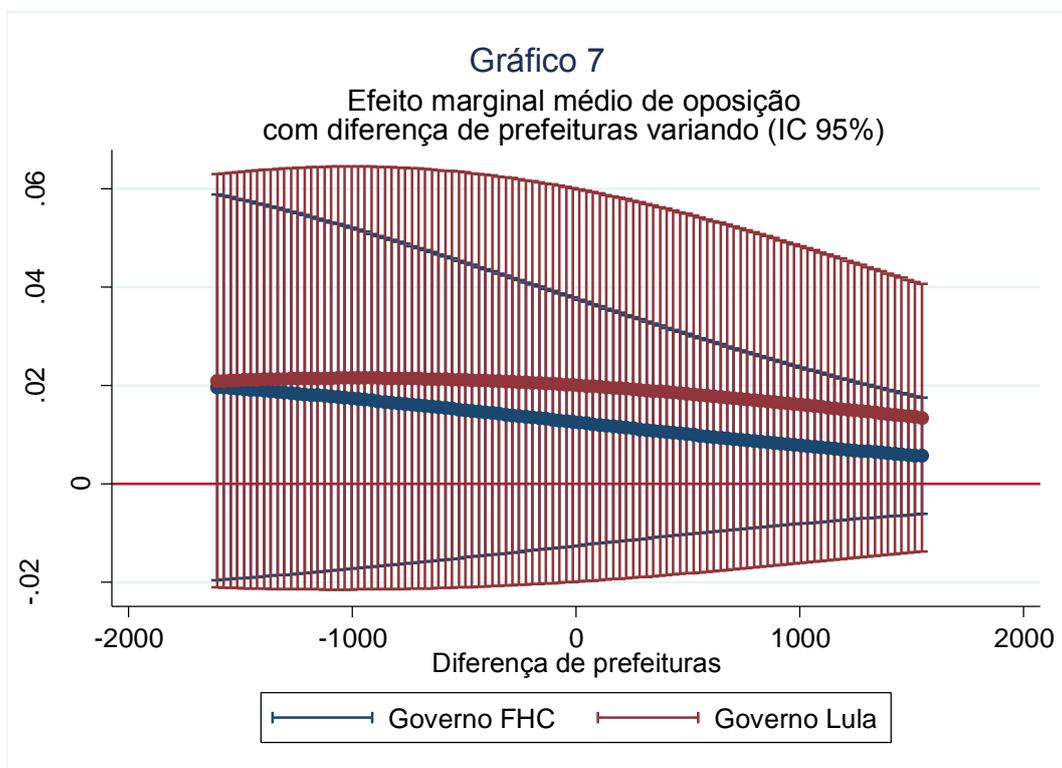
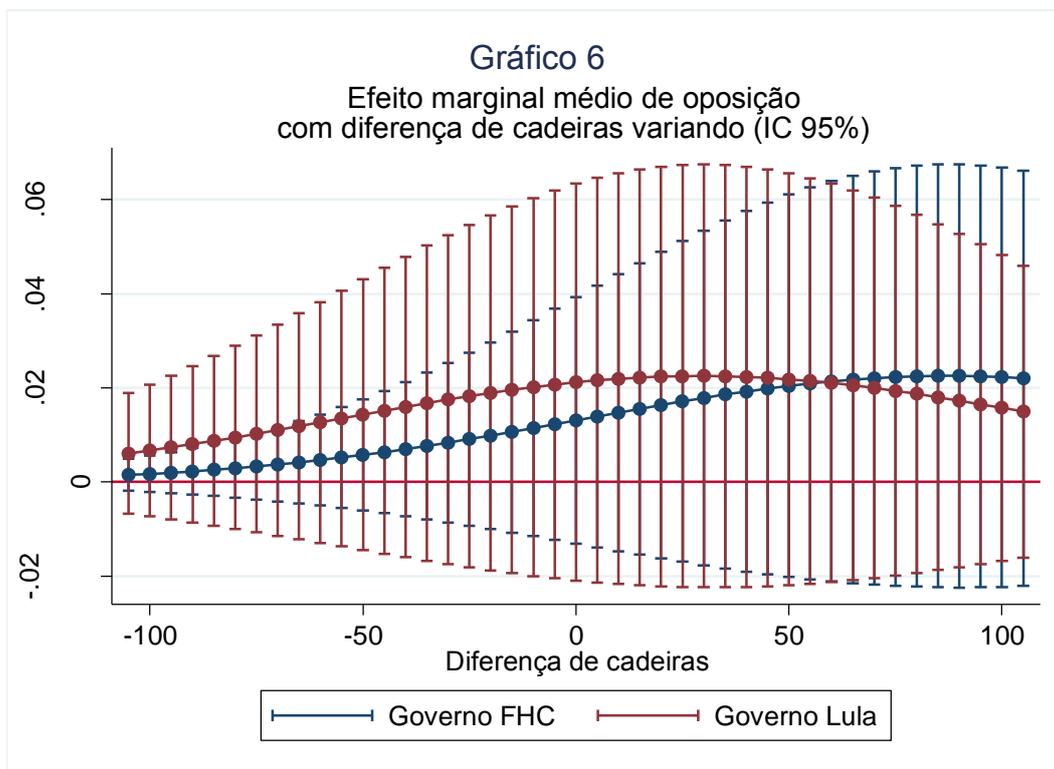
Erros-padrão entre parenteses

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap; IPEA Data; Brambor e Ceneviva (2011); Fleischer (2002)

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

No que compete a hipótese 3, os resultados do modelo apontam para a rejeição da hipótese: ser da oposição não produz um efeito no sentido da migração e é estatisticamente indiferente de zero. A fim de ilustrar este resultado, nos Gráficos 6 e 7 são apresentados os

efeitos marginais da variável oposição com as variáveis diferença de cadeiras e diferença de prefeituras variando.



Verifica-se em ambos os gráficos que o efeito marginal da variável oposição não é significativo para nenhum dos valores do continuum das variáveis diferença de cadeiras e diferença de prefeituras. Ou seja, ser da oposição não é um fator que afeta positivamente a decisão do parlamentar em migrar para a coalizão governista. Assim, podemos concluir pela rejeição da hipótese 3: não há evidências que o comportamento dos parlamentares da oposição seja díspare que o dos deputados já pertencentes a situação.

No que compete as variáveis de controle, é notável que as variáveis utilizadas para medir a força dos partidos atuam na mesma direção que as do modelo probit. Nota-se, ainda, que as variáveis que medem o período da migração agem no mesmo sentido que as que medem a força dos partidos. Todavia, enquanto as variáveis “diferença de cadeiras” e “migrar em fevereiro” (período de distribuição de recursos no parlamento) aumentam as chances da migração ocorrer para a situação; as variáveis correspondentes à arena eleitoral afetam as chances de migração para a coalizão no sentido inverso ao esperado, a despeito da variável migrou em período pré-eleitoral não ser significativa. Substantivamente o resultado parece apontar que a estratégia dos parlamentares é conseguir recursos durante a legislatura, ao mesmo tempo que opta por um partido mais fraco eleitoralmente ao migrar. Todavia, o argumento também pode ser formulado de maneira inversa: parlamentares são atraídos por partidos mais fracos eleitoralmente, uma vez que nestes partidos os parlamentares possuem maiores chances de concorrer outros cargos eleitorais (Freitas 2008).

Por fim, antes das considerações finais, cabe fazer uma consideração acerca do comportamento das variáveis utilizadas para medir o impacto do desenvolvimento econômico e social na migração para a coalizão. Novamente, as variáveis se comportam de modo opostos: enquanto o PIB e o Gini possuem o sinal esperado, a variável educação tem o sinal oposto ao esperado. O uso do mesmo teste de proporção utilizado no teste da hipótese 2 aponta que apenas três estados possuem proporções de migrantes em direção a coalizão diferentes da proporção da amostra (resultados omitidos), ou seja, não há evidências de que o estado de origem do parlamentar influencie na decisão de migrar para coalizão.

## **F – Conclusões**

Neste artigo se buscou examinar o fenômeno da migração partidária na Câmara dos Deputados. Como explicitado, há na literatura argumentos de que a migração partidária seria um efeito colateral das escolhas institucionais feitas pelos constituintes que privilegiariam o indivíduo as organizações partidárias. Os partidos, neste argumento, seriam aleijados pelos parlamentares que em busca de mais recursos, a fim de garantir a continuidade de suas

carreiras, se comportariam de modo individualista utilizando a migração partidária como meio de acessar mais recursos.

Em vistas a estes argumentos foram testadas três hipóteses sobre a migração partidária. A primeira, correspondeu ao argumento de que os deputados buscam partidos mais fortes ao migrar. O exame desta hipótese revelou que parlamentares de partidos parlamentares fortes migram menos do que de partidos fracos. Este resultado está de acordo com o argumento da literatura, uma vez que parlamentares com mais acesso a recursos seriam os com menor probabilidade de trocar de legenda. Todavia, o teste com uma variável para medir a força eleitoral do partido apresentou resultado contrário ao esperado: parlamentares de partidos eleitoralmente mais fortes migram mais do que os de partidos mais fracos. A explicação levantada para este resultado contra-intuitivo foi de que é possível que deputados de partidos eleitoralmente mais fortes não vislumbrem a possibilidade de concorrer a cargos, como o de prefeito, em razão da maior capilaridade destes partidos e da existência de candidatos naturais a esses cargos na estrutura partidária.

Quanto a segunda hipótese, de que a migração seria mais provável entre parlamentares de estados com menor grau de desenvolvimento, os resultados apontaram para sinais opostos: enquanto as variáveis PIB per capita e Gini possuem o sinal no sentido esperado, a variável educação possui o sinal no sentido contrário ao previsto pela hipótese e por Desposato (2006). O aumento do número de habitantes com quatro ou mais anos de ensino aumenta as chances de migrar do parlamentar. É importante apontar a variável educação possui o sinal esperado quando o modelo é estimado sem as variáveis Gini e PIB per capita, porém o uso da estatística BIC fornece evidências fortes para o uso do modelo com as variáveis Gini e PIB per capita.

Por fim, também foi testada uma hipótese sobre a direção da migração partidária. Segundo a literatura apresentada (Desposato 2006; Melo 2000 e 2004), seria esperado que pertencer à oposição tornasse a migração para a coalizão mais provável. O teste desta hipótese revelou que ser da oposição não aumenta as chances de migração em direção a coalizão governamental. Como é possível observar na Tabela 8, a migração partidária entre blocos no período é relativamente equilibrada. Ou seja, o grupo de origem do parlamentar não apresenta um impacto direto no momento da escolha para qual grupo mudar. Contudo, este argumento não implica que o partido de origem do deputado não influencie na escolha do parlamentar. Significa apenas que do modo como é posto na literatura<sup>17</sup>, a direção da migração parece ser independente da origem do parlamentar.

---

<sup>17</sup> Oposição entre estados desenvolvidos e em desenvolvimento.

Tabela 8 – Direção da migração

Bloco de destino			
Bloco de origem	Oposição	Situação	Total
Oposição	110	185	331
Situação	152	179	295
Total	262	364	626

Fonte: Banco de Dados Legislativos do Cebrap

## G – Referências Bibliográficas

ABRUCIO, F. L. Os barões da federação. **Lua Nova: Revista de Cultura e Política**, n. 33, p. 165-183, ago. 1994.

ACHEN, C. H. Toward a New Political Methodology: Microfoundations and ART. **Annual Review of Political Science**, v. 5, n. 1, p. 423-450, jun. 2002.

AMES, B. Electoral Strategy under Open-List Proportional Representation. **American Journal of Political Science**, v. 39, n. 2, p. 406-433, 1995.

AMES, B. **Os Entraves da Democracia no Brasil**. [S.l.] Editora FGV, 2003.

BRAMBOR, T.; CENEVIVA, R. **Incumbency Advantage in Brazilian Mayoral Elections** APSA 2011 Annual Meeting Paper, , 2011. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1903410>>

CHAMBERS, E. A.; COX, D. R. Discrimination between alternative binary response models. **Biometrika**, n. 54, p. 573-578, 1967.

DESPOSATO, S. W. Parties for Rent? Ambition, Ideology, and Party Switching in Brazil's Chamber of Deputies. **American Journal of Political Science**, v. 50, n. 1, p. 62-80, jan. 2006.

DUBIN, J. A.; RIVER, D. Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models. *In*: **Modern Methods of Data Analysis**. [S.l.] Sage Publications Ltd, 1990. p. 410-443.

FLEISCHER, D. As eleições municipais no Brasil : uma análise comparativa (1982-2000). **Opinião Pública**, v. VIII, n. 1, p. 80-105, 2002.

FREITAS, A. **Migração partidária na Câmara dos Deputados**. [S.l.] Universidade de São Paulo, 2008.

GILL, J. **Generalized Linear Models: A Unified Approach**. [S.l.] Sage Publications Ltd, 2001.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. [S.l.] Prentice Hall, 2011. p. 1232

HAHN, E.; SOYER, R. **Probit and Logit Models: Difference in the Multivariate Realm**, [S.d.].

HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153, jan. 1979.

LAMOUNIER, B. Estrutura institucional e governabilidade na década de 90. *In*: REIS VELOSO, J. P. DOS (Ed.). **O Brasil e as reformas políticas**. [S.l: s.n.]. .

LONG, J. S. **Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables**. [S.l.] Sage Publications Ltd, 1997. p. 328

MAINWARING, S. Políticos, Partidos e Sistemas Eleitorais. **Novos Estudos Cebrap**, n. 29, p. 34-58, 1991.

MAINWARING, S. **Rethinking Party Systems in the Third Wave of Democratization: The Case of Brazil**. [S.l.] Stanford University Press, 1999. p. 412

MELO, C. R. F. DE. Partidos e migração partidária na câmara dos deputados. **Dados**, v. 43, n. 2, 2000.

MELO, C. R. F. DE. **Retirando as cadeiras de lugar: Migração Partidária na Câmara dos Deputados (1985-2002)**. [S.l.] Editora UFMG, 2004.

NAGLER, J. Scobit: An Alternative Estimator to Logit and Probit. **American Journal of Political Science**, v. 38, n. 1, p. 230, fev. 1994.

SAMUELS, D. **Ambition, Federalism, and Legislative Politics in Brazil**. [S.l.] Cambridge University Press, 2006. p. 268

SAMUELS, D. J. Pork Barreling Is Not Credit Claiming or Advertising: Campaign Finance and the Sources of the Personal Vote in Brazil. **The Journal of Politics**, v. 64, n. 03, 29 jul. 2002.

SARTORI, A. E. An Estimator for Some Binary-Outcome Selection Models Without Exclusion Restrictions. **Political Analysis**, v. 11, n. 2, p. 111-138, 1 maio. 2003.

## H – Anexos

## Anexo H.1 – Comparação entre os modelos para a variável Migrou

	Probit		Logit		Scobit		LPM	
VD: Migrou								
N_cad_part	-0.00483**	(0.00153)	-0.00857**	(0.00265)	-0.00791**	(0.00246)	-0.00127**	(0.000430)
N_pref_part	0.000262**	(0.0000983)	0.000460**	(0.000169)	0.000413**	(0.000155)	0.0000612*	(0.0000271)
PIB per capita	-0.208***	(0.0214)	-0.370***	(0.0414)	-0.341***	(0.0462)	-0.0545***	(0.00532)
Gini Estadual	11.60***	(1.104)	20.86***	(2.073)	18.59***	(2.728)	3.612***	(0.326)
Educação	0.0581***	(0.00624)	0.103***	(0.0113)	0.0937***	(0.0129)	0.0161***	(0.00170)
Disc_part	-0.00913***	(0.00179)	-0.0150***	(0.00300)	-0.0122***	(0.00341)	-0.00282***	(0.000556)
Cargo Partido	-0.180***	(0.0440)	-0.296***	(0.0778)	-0.256***	(0.0776)	-0.0443***	(0.0118)
Cargo Comissionado	0.00622	(0.0349)	0.000215	(0.0603)	-0.00451	(0.0540)	-0.00112	(0.00999)
% do coef_eleitoral	-0.583***	(0.0941)	-1.019***	(0.173)	-0.906***	(0.183)	-0.138***	(0.0226)
Posição Lista	-0.0219*	(0.0101)	-0.0355*	(0.0180)	-0.0295	(0.0172)	-0.00594*	(0.00273)
Senhoridade	-0.0285	(0.0324)	-0.0342	(0.0556)	-0.0251	(0.0494)	-0.00893	(0.00936)
Cargo em Sindicato	-0.119*	(0.0600)	-0.211	(0.109)	-0.184	(0.102)	-0.0356*	(0.0162)
Titular	0.262*	(0.103)	0.425*	(0.177)	0.373*	(0.162)	0.0648*	(0.0295)
Eleito Governador	-0.0479	(0.0805)	-0.0997	(0.140)	-0.0815	(0.126)	-0.0200	(0.0228)
Porc_cad_estado	0.00294	(0.00286)	0.00481	(0.00495)	0.00394	(0.00445)	0.00110	(0.000831)
Lula	1.092***	(0.0924)	1.915***	(0.162)	1.723***	(0.218)	0.320***	(0.0257)
Constante	-8.644***	(0.851)	-15.51***	(1.551)	-15.20***	(1.391)	-2.163***	(0.251)
Inalpha								
Constante					0.971	(1.338)		
Observações	2420		2420		2420		2420	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.117		0.118					

Likelihood-ratio test of alpha=1: chi2(1) = 1.02 Prob &gt; chi2 = 0.3117

Erros-padrão entre parênteses

\* p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap; IPEA Data; Brambor e Ceneviva (2011); Fleischer (2002)

**Anexo H.2 – Comparação entre os modelos para a variável Situacionismo**

	Probit		Logit		Scobit		LPM	
VD: Situacionismo								
Dif_cad	0.0225***	(0.00233)	0.0390***	(0.00429)	0.0496***	(0.0147)	0.00696***	(0.000641)
Dif_pref	-0.000820***	(0.000148)	-0.00143***	(0.000260)	-0.00180**	(0.000567)	-0.000246***	(0.0000436)
PIB estadual per capita	0.0117	(0.0379)	0.0220	(0.0622)	0.0322	(0.0769)	0.00323	(0.0121)
Gini Estadual	0.601	(1.825)	0.317	(3.222)	-1.107	(4.529)	0.0823	(0.597)
Educação	-0.00934	(0.0113)	-0.0167	(0.0187)	-0.0247	(0.0258)	-0.00299	(0.00357)
Oposição	-0.00215	(0.119)	-0.0161	(0.199)	-0.0551	(0.261)	-0.00831	(0.0379)
Disc_gov	0.00982***	(0.00209)	0.0170***	(0.00353)	0.0213**	(0.00717)	0.00316***	(0.000654)
Migra_fev	0.248	(0.149)	0.383	(0.249)	0.449	(0.330)	0.0711	(0.0454)
Migra_pre	-0.0121	(0.141)	-0.0175	(0.242)	0.0580	(0.320)	0.00159	(0.0457)
% do coef_eleitoral	0.251	(0.157)	0.464	(0.263)	0.590	(0.356)	0.0868	(0.0516)
Posição Lista	0.0358	(0.0185)	0.0610*	(0.0307)	0.0718	(0.0406)	0.0115*	(0.00571)
Titular	-0.259	(0.163)	-0.447	(0.271)	-0.516	(0.346)	-0.0628	(0.0494)
Lula	-0.188	(0.153)	-0.360	(0.258)	-0.500	(0.371)	-0.0510	(0.0491)
Constante	-0.265	(1.433)	-0.0191	(2.484)	1.894	(3.974)	0.456	(0.466)
Inalpha								
Constante					-0.517	(0.533)		
Observações	626		626		626		626	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.197		0.200					

Likelihood-ratio test of alpha=1:  $\chi^2(1) = 0.81$  Prob >  $\chi^2 = 0.3684$

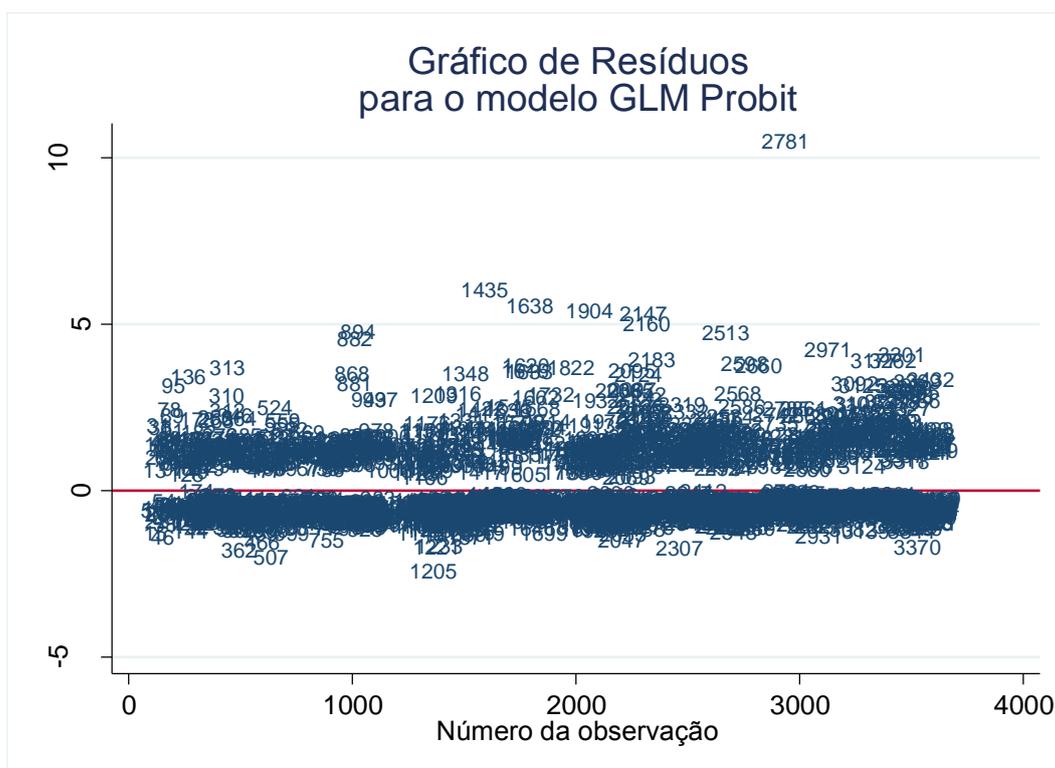
Erros-padrão entre parênteses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap; IPEA Data; Brambor e Ceneviva (2011); Fleischer (2002)

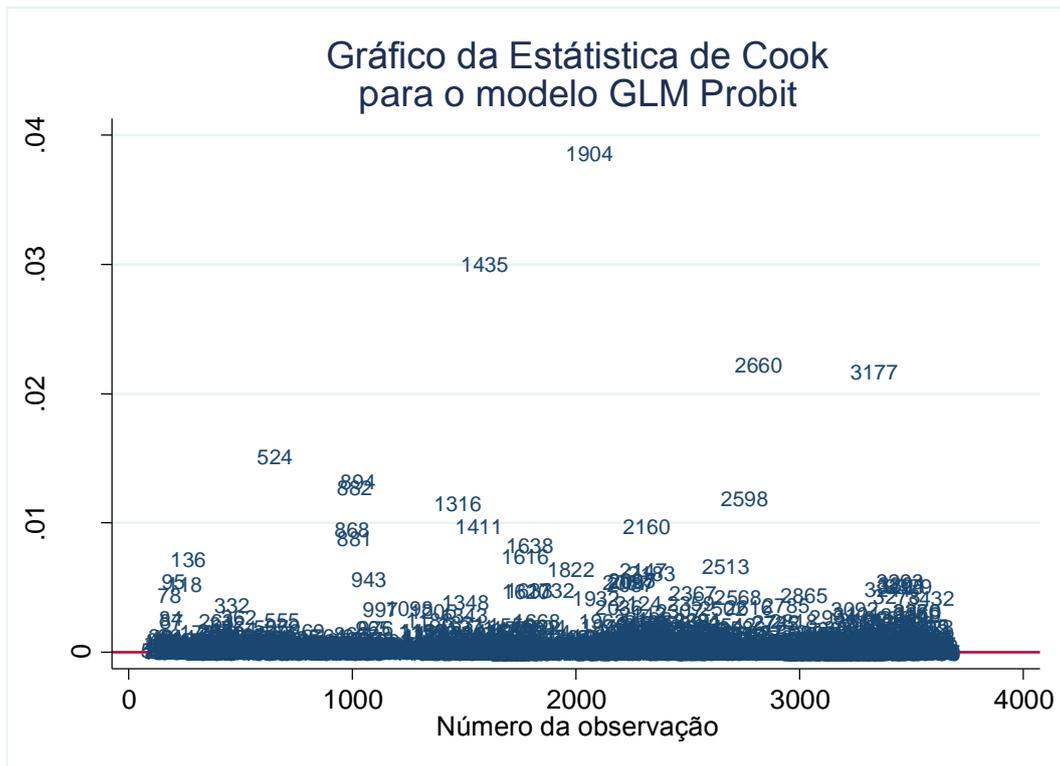
### Anexo H.3 – Ajuste do modelo Probit

Neste anexo serão apresentados os gráficos de resíduos e da estatística de Cook para o modelo probit empregado neste artigo. Em razão da limitação dos comandos disponíveis para o comando probit do software Stata SE 12 utilizado na análise, os gráficos foram gerados utilizando o comando glm (*Generalized Linear Model*). Contudo, os resultados dos modelos são idênticos, portanto esta mudança não afeta os resultados apresentados nesse artigo. Deste modo, a seguir serão apresentados os resultados da análise de resíduos e dos casos influentes sempre apresentando as possíveis mudanças que poderiam ocorrer em caso de exclusão de observações do modelo apresentado.



Verifica-se que apenas uma observação possui um resíduo maior que 10 desvios-padrão (observação número 2778) e cinco possuem um resíduo próximo de 5.0 caso com 10 desvios, trata-se da deputada Maninha do PT que é predita com probabilidade próxima de zero, mas que migrou. O caso de Maninha é interessante, pois a deputada migrou para o PSOL partido que tem origem de um conflito ideológico do PT. Ou seja, podemos afirmar que caso este conflito não houvesse ocorrido a parlamentar provavelmente não migraria de partido.

No que tange ao Cook's distance, observa-se no gráfico abaixo que a deputada Maninha não está entre os casos mais influentes. Contudo, quatro casos aparecem com uma distância maior do que 0,02.



O caso os dois casos mais influêntes são os das deputadas Júiza Denise Frossard e Izalci . É notável que estas observação também estão entre os casos com maior resíduo. Nos dois casos as parlamentares possuem uma probabilidade baixa de migrar, mas trocam seus partidos por legendas aliadas as suas. Nominalmente, a Juíza Denise Frossard troca o PSDB pelo PPS e Izalci troca o PFL/DEM pelo PSDB.

Para avaliar o efeito dos casos influentes nos coeficientes, na tabela abaixo é apresentada uma comparação entre o modelo GLM probit após a exclusão destas observações.

## Modelo GLM Probit para Variável Migrou

	glmProbit		glmProbit_restrito	
VD: Migrou				
N_cad_part	-0.00483**	(0.00153)	-0.00492**	(0.00153)
N_pref_part	0.000262**	(0.0000983)	0.000257**	(0.0000989)
PIB per capita	-0.208***	(0.0214)	-0.235***	(0.0234)
Gini Estadual	11.60***	(1.104)	11.44***	(1.111)
Educação	0.0581***	(0.00624)	0.0627***	(0.00651)
Disc_part	-0.00913***	(0.00179)	-0.00920***	(0.00180)
Cargo Partido	-0.180***	(0.0440)	-0.175***	(0.0442)
Cargo Comissionado	0.00622	(0.0349)	0.00936	(0.0351)
% do coef_eleitoral	-0.583***	(0.0941)	-0.659***	(0.101)
Posição Lista	-0.0219*	(0.0101)	-0.0198	(0.0102)
Senhoridade	-0.0285	(0.0324)	-0.0172	(0.0327)
Cargo em Sindicato	-0.119*	(0.0600)	-0.146*	(0.0631)
Titular	0.262*	(0.103)	0.273**	(0.104)
Eleito Governador	-0.0479	(0.0805)	-0.0417	(0.0810)
Porc_cad_estado	0.00294	(0.00286)	0.00257	(0.00288)
Lula	1.092***	(0.0924)	1.136***	(0.0940)
Constante	-8.644***	(0.851)	-8.683***	(0.857)
Observações	2420		2416	

Erros-padrão entre parênteses

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

Fonte: Banco de dados Legislativos do Cebrap; IPEA Data; Brambor e Ceneviva (2011); Fleischer (2002)

A despeito da impossibilidade de realizar comparações confiáveis entre modelos probabilísticos com amostras diferentes, nota-se que os coeficientes em ambos os modelos possuem magnitudes, sinais e níveis de significância semelhantes. Ou seja, os quatro casos com mais influência não enviesam os resultados apresentados neste artigo.

Por fim, cabe pontuar que não será feita uma análise semelhante para o modelo Heckman probit em razão da inexistência de estatísticas para a análise do ajuste do modelo.