

Eleições Legislativas, Comportamento Parlamentar e Modelos de Efeitos Fixos

**Ernesto F. L. Amaral
Magna M. Inácio**

**14 de outubro de 2010
Tópicos Especiais em Teoria e Análise Política:
Problema de Desenho e Análise Empírica (DCP 859B4)**

MODELO DE POISSON (revisão)

PARÂMETROS DA DISTRIBUIÇÃO DE POISSON

– Probabilidade de ocorrência do evento x :

$$P(x) = \frac{\mu^x * e^{-\mu}}{x!}, \text{ onde } e \approx 2,71828$$

– Média na distribuição de Poisson:

$$\mu$$

– Desvio padrão na distribuição de Poisson:

$$\sigma = \sqrt{\mu}$$

DEBILIDADE DO MODELO DE POISSON

- A regressão de Poisson leva em consideração a heterogeneidade observada (isto é, diferenças observadas entre os membros da amostra), ao especificar a taxa média (μ_i) como uma função de x_k 's observados.
- Na prática, o modelo de Poisson raramente possui bom ajuste, devido à grande dispersão (*overdispersion*) dos dados.
- O modelo subestima a quantidade de dispersão na variável dependente.
- Com três variáveis independentes, o modelo de Poisson é:

$$\mu_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3})$$

EXEMPLO DE MODELO DE POISSON

```
poisson nr distcart fidcom opoprec espec nesup tampartc
        fidpart anospart_lg
```

Poisson regression

Number of obs = 787
 LR chi2(8) = 22.71
 Prob > chi2 = 0.0038
 Pseudo R2 = 0.0508

Log likelihood = -212.2869

nr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interva]	
distcart	-.0682158	.0598894	-1.14	0.255	-.1855968	.0491652
fidcom	-1.381617	.5224748	-2.64	0.008	-2.405649	-.3575851
opoprec	-.5577167	.4077015	-1.37	0.171	-1.356797	.2413636
espec	.0622296	.5398295	0.12	0.908	-.9958168	1.120276
nesup	.2009064	.5369032	0.37	0.708	-.8514046	1.253217
tampartc	.0518085	.0213354	2.43	0.015	.0099918	.0936252
fidpart	1.24556	.7592156	1.64	0.101	-.2424749	2.733596
anospart_lg	.2440518	.3625315	0.67	0.501	-.4664969	.9546004
_cons	-3.673452	.9435975	-3.89	0.000	-5.522869	-1.824034

MODELO BINOMIAL NEGATIVO (revisão)

MODELO BINOMIAL NEGATIVO

- O modelo de regressão binomial negativo trata desta debilidade do modelo de Poisson, ao adicionar um parâmetro α que reflete a heterogeneidade não-observada entre as observações.
- O modelo binomial negativo adiciona um erro (ε) que é assumido como não correlacionado com os x 's:

$$\tilde{\mu}_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \varepsilon_i)$$

$$\tilde{\mu}_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3}) \exp(\varepsilon_i)$$

$$\tilde{\mu}_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3}) \delta_i$$

- O modelo assume que $E(\delta)=1$, o que é similar a $E(\varepsilon)=0$, no modelo de mínimos quadrados ordinários. Temos então:

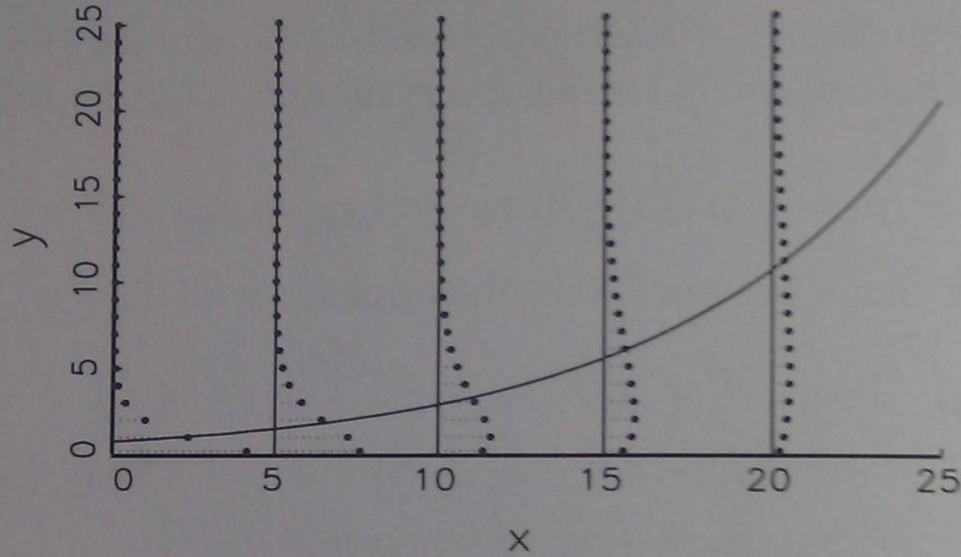
$$E(\tilde{\mu}) = \mu E(\delta) = \mu$$

VALORES DE ALFA NO MODELO BINOMIAL NEGATIVO

- Na distribuição binomial negativa, o parâmetro α determina o grau de dispersão das predições.
- A dispersão das contagens preditas para um determinado valor de x é maior do que no modelo de Poisson.
- Há uma maior probabilidade de contagem de zero.
- Maiores valores de α resultam em maior dispersão dos dados.
- Se $\alpha=0$, o modelo binomial negativo se torna similar ao modelo de Poisson, o que acaba sendo o teste central para verificar sobre-dispersão (*overdispersion*).

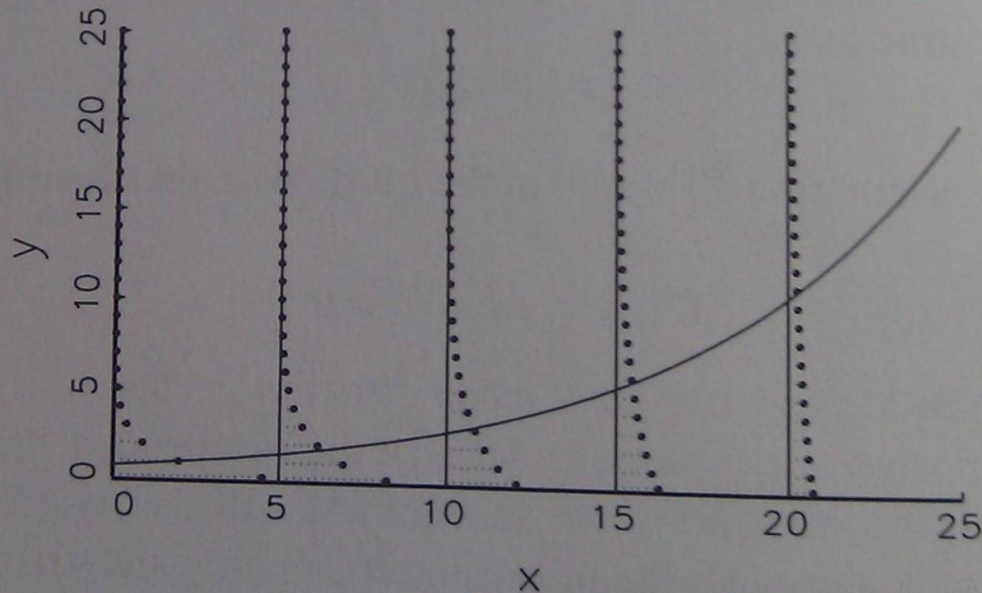
EXEMPLOS DE VALORES DE ALFA

Panel A: NBRM with $\alpha=0.5$



– Painel B possui maior valor de α , por isso há maior dispersão dos dados.

Panel B: NBRM with $\alpha=1.0$



EXEMPLO DE MODELO BINOMIAL NEGATIVO

```
nbreg nr distcart fidcom opoprec espec nesup tampartc
      fidpart anospart_lg, nolog
```

Negative binomial regression

Dispersion = mean
Log likelihood = -208.35127

Number of obs = 787
LR chi2(8) = 18.64
Prob > chi2 = 0.0169
Pseudo R2 = 0.0428

nr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
distcart	-.0528429	.0651789	-0.81	0.418	-.1805913	.0749054
fidcom	-1.320277	.6378993	-2.07	0.038	-2.570536	-.070017
opoprec	-.5389544	.4361219	-1.24	0.217	-1.393738	.3158287
espec	.0756484	.5826823	0.13	0.897	-1.066388	1.217685
nesup	.2059458	.5815947	0.35	0.723	-.9339589	1.34585
tampartc	.0574349	.0242506	2.37	0.018	.0099045	.1049653
fidpart	1.164546	.799429	1.46	0.145	-.4023061	2.731398
anospart_lg	.2674125	.4004282	0.67	0.504	-.5174123	1.052237
_cons	-3.79704	1.02207	-3.72	0.000	-5.800259	-1.79382
/lnalpha	.6962311	.5625984			-.4064415	1.798904
alpha	2.006177	1.128672			.6660161	6.043019

Likelihood-ratio test of alpha=0: $\chi^2(01) = 7.87$ Prob>= $\chi^2 = 0.003$

MODELO DE CONTAGEM DE ZERO INFLACIONADO (revisão)

MODELO DE CONTAGEM DE ZERO INFLACIONADO

- O modelo binomial negativo melhora a subestimação de zeros do modelo de Poisson, com o aumento da variância condicional (ε), sem mudar a média condicional (μ).
- Os modelos de contagem de zero inflacionado (*zero-inflated count models*) corrigem a falha do modelo de Poisson, ao levar em consideração a dispersão e excesso de zeros.
- Isto é realizado ao mudar a estrutura da média, permitindo que zeros sejam gerados em dois processos distintos.

DOIS GRUPOS NO MODELO DE ZERO INFLACIONADO

- O modelo zero inflacionado permite que um grupo de indivíduos tenha sempre probabilidade igual a um, ao aumentar a variância condicional e a probabilidade de contagem de zeros [$P(0)=1$].
- O modelo zero inflacionado assume que há dois grupos latentes (não-observados):
 - Um indivíduo no “grupo sempre-zero” tem um resultado zero com probabilidade igual a 1 [$P(0)=1$].
 - Um indivíduo no “grupo não-sempre-zero” pode ter um resultado zero, mas há uma probabilidade não-zero que haja uma contagem positiva:

$$0 < P(0) < 1 \quad \text{ou} \quad 0 < P(>0) < 1$$

EXEMPLO DE MODELO DE ZERO INFLACIONADO

```

zinb nr distcart fidcom opoprec espec nesup tampartc
fidpart anospart_lg prselc nrelcom_lg, inflate (prselc
nrelcom_lg) nolog

```

```

Zero-inflated negative binomial regression      Number of obs   =      787
                                                Nonzero obs     =      53
                                                Zero obs       =     734

```

```

Inflation model = logit                      LR chi2(10)     =     32.62
Log likelihood = -180.1547                   Prob > chi2     =     0.0003

```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
nr						
distcart	-.1323871	.0598645	-2.21	0.027	-.2497194	-.0150548
fidcom	-.4545654	.5182219	-0.88	0.380	-1.470262	.5611308
opoprec	-.4497804	.4224804	-1.06	0.287	-1.277827	.378266
espec	.5572901	.5801488	0.96	0.337	-.5797807	1.694361
nesup	.3589925	.5699514	0.63	0.529	-.7580918	1.476077
tampartc	.036299	.0228734	1.59	0.113	-.008532	.08113
fidpart	.8946669	.6565003	1.36	0.173	-.39205	2.181384
anospart_lg	.3623275	.3904626	0.93	0.353	-.4029651	1.12762
prselc	24.83782	50.11413	0.50	0.620	-73.38406	123.0597
nrelcom_lg	2.363634	.3884544	6.08	0.000	1.602278	3.124991
_cons	-5.648085	2.202065	-2.56	0.010	-9.964053	-1.332118
inflate						
prselc	-275.9018	269.6386	-1.02	0.306	-804.3836	252.5801
nrelcom_lg	1.108066	4.006422	0.28	0.782	-6.744377	8.960508
_cons	5.293159	4.479106	1.18	0.237	-3.485727	14.07204
/lnalpha	-18.56568	584.7449	-0.03	0.975	-1164.645	1127.513
alpha	8.65e-09	5.06e-06			0	.

MODELO HIERÁRQUICO (revisão)

MODELO HIERÁRQUICO

– Esse modelo exige a especificação de quais variáveis afetam cada nível de análise.

– Primeiro nível:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + r$$

– Segundo nível:

$$\beta_0 = \gamma_{00} + \gamma_{01} z_1 + u_0$$

$$\beta_1 = \gamma_{10} + \gamma_{11} z_1 + \gamma_{12} z_2 + u_1$$

MODELO HIERÁRQUICO

- Estimar a proporção de explicação das variáveis estaduais sobre o posicionamento do deputado na escala governista/independente/oposicionista.
- É preciso estimar um modelo hierárquico nulo que informa os componentes de variância do primeiro nível (deputado) e segundo nível (Estado) da regressão.

- Nível individual do modelo nulo:

$$Y = \beta_0 + r$$
$$r = \text{sd}(\text{Residual})$$

- Nível estadual do modelo nulo:

$$\beta_0 = \gamma_{00} + u_0$$
$$u_0 = \text{sd}(\text{_cons})$$

EXEMPLO DE MODELO HIERÁRQUICO NULO

```
xtmixed p69cat3 || uf:, mle
```

Mixed-effects ML regression
Group variable: **uf**

Number of obs = 442
Number of groups = 11

Obs per group: min = 15
avg = 40.2
max = 73

Log likelihood = -529.58484

wald chi2(0) = .
Prob > chi2 = .

p69cat3	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
_cons	1.674932	.053187	31.49	0.000	1.570688	1.779177

Random-effects Parameters		Estimate	Std. Err.	[95% Conf. Interval]	
uf: Identity	sd(_cons)	.1193476	.0536382	.0494606	.2879834
	sd(Residual)	.7956493	.0270742	.7443157	.8505233

LR test vs. linear regression: chibar2(01) = 2.93 Prob >= chibar2 = 0.0434

- Variância do segundo nível = $(0,1193476)^2 = 0,014$
- Variância do primeiro nível = $(0,7956493)^2 = 0,633$
- Coeficiente intraclasse = $0,014/(0,014+0,633) = 0,022$

MAIS SOBRE MODELO HIERÁRQUICO

- Contexto estadual explica 2,2% da variação na escala governista/oposicionista do deputado.
- Este percentual é muito reduzido e evidencia que não há necessidade de incluir medidas de erro específicas para variáveis de nível estadual nos modelos de regressão.
- No caso de estimar modelo hierárquico irrestrito...
 - Efeito de segundo nível no β_0 :

```
xi: xtmixed p69cat3 i.exppol emenreg redepolitica
    distdepgov FPP lnfmpp COLIGELEITGOV1 priturnodif
        volatil volatgov cadleg || uf:, mle
```

- Efeito de segundo nível em "exppol":

```
xi: xtmixed p69cat3 i.exppol emenreg redepolitica
    distdepgov FPP lnfmpp COLIGELEITGOV1 priturnodif
        volatil volatgov cadleg || uf: exppol, mle
```

PROBLEMATIZAÇÃO

ELEIÇÕES LEGISLATIVAS E COMPORTAMENTO PARLAMENTAR (MODELOS DE EFEITOS FIXOS)

- Comportamento parlamentar no legislativo federal: efeitos da estrutura federativa.
- O problema do agenciamento dos parlamentares em contextos federativos.
- Mensurando efeitos das “pressões antagônicas”: presidentes x governadores como mandantes.

COMPORTAMENTO PARLAMENTAR EM SISTEMA MULTINÍVEIS DE COMPETIÇÃO

Cadeias de agente-mandante e a estrutura de escolhas disponíveis aos representantes: contextos de competição entre mandantes

Figure 1.3: Presidents as competing principals with party leaders

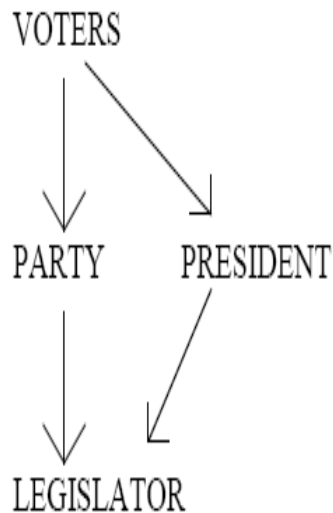
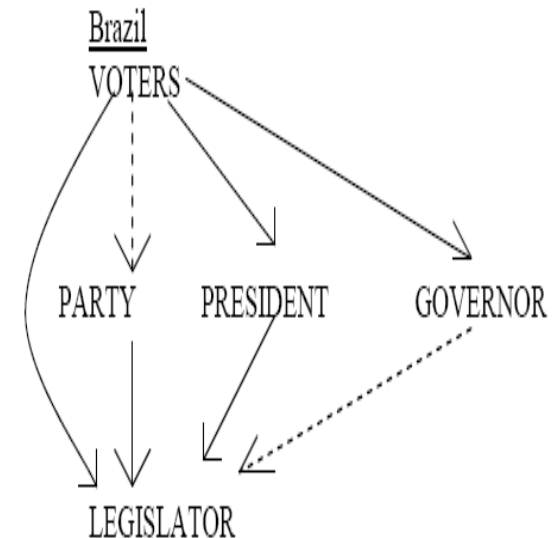


Figure 1.4: Increasingly complex sets of principals.



IMPACTO DAS INSTITUIÇÕES ESTADUAIS NA UNIDADE DAS COALIZÕES PARLAMENTARES NO BRASIL

Tabela 2
Efeito do Tamanho da Coorte e da Aliança com o Governador na Unidade de Voto^a

	Modelos Básicos				Modelos de Efeitos Fixos			
	Afiliação partidária na época da eleição		Afiliação partidária na época da votação		Afiliação partidária na época da eleição		Afiliação partidária na época da votação	
	UNIDADE	RICE	UNIDADE	RICE	UNIDADE	RICE	UNIDADE	RICE
Constante	682 (,024) ,000	,779 (,024) ,000	,677 (,023) ,000	,712 (,031) ,000	,790 (,165) ,000	,781 (,148) ,000	1,001 (,141) ,000	1,000 (,210) ,000
<i>Coalizão do governador</i>	-,031* (,017) ,067	-,023 (,017) ,181	-,032* (,017) ,067	-,031 (,024) ,196	-,006 (,019) ,742	-,002 (,017) ,891	-,001 (,020) ,966	,012 (,029) ,692
<i>Número de deputados da coorte</i>	-,011*** (,003) ,000	-,004 (,003) ,115	-,010*** (,003) ,003	-,006 (,004) ,167	-,016*** (,004) ,000	-,009*** (,003) ,005	-,011** (,004) ,011	-,005 (,006) ,414
					<i>As variáveis binárias que identificam o efeito fixo para uma só coalizão não estão apresentadas</i>			
N	177	177	189	190	177	177	189	190
R ² ajustado	,106	,019	,078	,014	,486	,562	,499	,353

^a As variáveis dependentes estão expressas em índices ponderados de UNIDADE e de RICE para coortes de coalizões estaduais na Câmara dos Deputados.

*sig. > 0,10; **sig. > 0,05; ***sig. > 0,01.

PARTIDOS POLÍTICOS E GOVERNADORES COMO DETERMINANTES DO COMPORTAMENTO LEGISLATIVO NA CÂMARA DOS DEPUTADOS, 1988-2006

Tabela 4
Determinantes da Coesão das Bancadas Estaduais

	(1)	(2)	(3)
Participação da bancada estadual no governo federal	0,2264 (0,000)	0,4256 (0,000)	0,1715 (0,000)
Participação da bancada no partido do governador	-0,1182 (0,000)	-0,1130 (0,000)	
Número efetivo de partidos	-0,0239 (0,000)	-0,0223 (0,000)	-0,0195 (0,000)
População do estado	-8,07E-09 (0,000)	-9,33E-09 (0,000)	-9,56E-09 (0,000)
Renda <i>per capita</i> do estado	-0,0001 (0,000)	-0,0001 (0,000)	-0,0001 (0,436)
Tamanho da bancada	-0,0044 (0,000)	-0,0035 (0,000)	-0,0040 (0,564)
Tamanho da bancada (quadrático)	0,0001 (0,000)	0,0001 (0,000)	-0,0001 (0,438)
Constante	0,5342 (0,000)	0,3783 (0,000)	0,4634 (0,000)
N	29,336	29,336	29,336
R ² ajustado/R ² total	0,1585	0,1482	0,1197
R ² (intra)		0,2342	0,0399
R ² (inter)		0,0100	0,5147

Fonte: Banco de Dados Legislativos, Cebrap.

Obs.: Variável dependente: índice de Rice da bancada do estado x votação nominal i .

Modelo 1: *pooled* OLS; modelo 2: efeito fixo por voto; modelo 3: efeito fixo por estados. Valores de p entre parênteses.

MODELO DE EFEITOS FIXOS

MODELO DE EFEITOS FIXOS

- Modelos de efeitos fixos permitem a estimação de coeficientes que refletem relações dentro da variável escolhida como efeito fixo sobre a variável dependente.
- Ou seja, os modelos de efeitos fixos controlam as estimativas das variáveis independentes para cada uma das unidades de efeito fixo (áreas, anos...).
- Com esse controle, os coeficientes das variáveis independentes sobre a variável dependente apresentam as relações **ENTRE** as categorias das variáveis independentes **DENTRO** das unidades de efeito fixo (áreas, anos...).

EXEMPLO DE MODELO DE EFEITOS FIXOS

```
xi: xtreg p69cat3 i.exppol emenreg redepolitica
      distdepgov FPP lnfmp COLIGELEITGOV1, fe i(uf)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      177
Group variable: uf                    Number of groups   =       11

R-sq:  within = 0.4057                Obs per group: min =        3
      between = 0.0940                avg =      16.1
      overall  = 0.3928                max =      29

corr(u_i, Xb) = -0.0178                F(8,158)           =      13.48
                                          Prob > F            =      0.0000
```

p69cat3	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interva]	
_Iexppol_1	-.2485347	.1318425	-1.89	0.061	-.5089358	.0118664
_Iexppol_2	-.0076472	.111376	-0.07	0.945	-.2276251	.2123308
emenreg	-.1177704	.1322576	-0.89	0.375	-.3789914	.1434505
redepolitica	.1025759	.1108948	0.92	0.356	-.1164514	.3216033
distdepgov	-.1542452	.0331099	-4.66	0.000	-.2196403	-.08885
FPP	.0122065	.0096722	1.26	0.209	-.0068969	.03131
lnfmp	.0140006	.0643216	0.22	0.828	-.1130405	.1410418
COLIGELEIT~1	-.7681627	.1024082	-7.50	0.000	-.9704282	-.5658972
_cons	1.664668	.152034	10.95	0.000	1.364387	1.964949
sigma_u	.39197393					
sigma_e	.61395547					
rho	.28957395	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(10, 158) =      2.16                Prob > F = 0.0231
```

INTERPRETANDO RESULTADOS

– Variância devido ao efeito fixo:

$$(0,39197393)^2 = 0,15364356$$

– Variância devido às variáveis independentes:

$$(0,61395547)^2 = 0,37694132$$

– Fração da variância devido ao efeito fixo (rho):

$$0,15364356 / (0,15364356 + 0,37694132) = 0,28957395$$

– Todos coeficientes = 0

gl=8 (número de variáveis independentes)

$$F(8;158) = 13,48 \quad \text{Prob} > F = 0,0000$$

– Efeitos fixos = 0

gl=10 (11 Estados menos 1)

$$F(10;158) = 2,16 \quad \text{Prob} > F = 0,0231$$