

**Марко Пејковић**

*Институт за политичке студије, Београд*

## **ФРАКЦИОНАЛИЗАЦИЈА ПАРТИЈСКОГ СИСТЕМА И СТАБИЛНОСТ ВЛАДЕ\***

### **Сажетак**

Сврха овог рада ће бити да се утврди да ли и у којој мери постоји статистичка повезаност између два битна политичка феномена: фракционализације (фрагментације) партијског система и стабилности владе, односно дужине трајања "кабинета" унутар политичког система Србије. Уколико је евентуална корелација јака, држимо да би то у великој мери не само помогло квалитетнијем политиколошком закључивању у вези (не)стабилности политичких институција, него нам и омогућило да српску политичку науку подигнемо на виши ступањ који поред дескрипције или објашњења подразумева и релативно поуздану *прогностику* кроз употребу регресионе анализе. Пре тога, даје се преглед познатих формула за индекс фракционализације и оптира се за једну од њих, јер иако избор формуле не утиче на коефицијент корелације нити на регресију, на ово нас наводи чињеница да око формула не постоји сагласност у науци и да свака од њих посебно одговара на *интуитивну* представу о броју релевантних партија, уз различите девијације на релацији снага партија – вредност индекса.

Кључне речи: партијски систем, стабилност владе, број партија, трајање владе, индекс фракционализације, корелација, Поасонова регресија.

У нашој анализи користићемо приступ рационалног избора у погледу партијских ставова и партијске дисциплине. Односно, претпоставићемо да су партије унитарни актери којима је циљ да максимизују своју моћ у систему без обзира на идеолошку црту

---

\* Овај текст је настао као део рада у оквиру пројеката бр. 179009, који финансира Министарство просвете и науке Републике Србије.

својих партнера или супарника. Узимамо у обзир само њихову моћ која зависи од удела (процента) у укупном броју посланичких места. Реч је о приступима *policy blindness* и *unitary actor*.<sup>1)</sup> Овиме не желимо да умањимо идеолошке корене сукоба између партија који могу да утичу на стабилност владе, већ само желимо да утврдимо у којој мери квантитативни показатељи утичу на категорију стабилности. Тим пре што су у раду који је полазни темељ и за наш чланак, Херман и Тејлор утврдили да не постоје разлике идеолошког типа које би боље могле да објасне варијабилитет стабилности владе од степена фрагментације партија у парламенту. Они су у крос-националној анализи 196 послератних влада израчунали коефицијент корелације са негативним предзнаком између фракционализације и стабилности ( $r = -0.448$ ). Ова вредност нам говори да се ради о јакој негативној корелацији, а квадрат коефицијента ( $r^2 = 0.201$ ) показује да парламентарна фрагментираност објашњава чак једну петину варијације владине стабилности,<sup>2)</sup> приликом чега је корелација значајна на (0.01) нивоу. Ми ћемо израчунати степен корелације узимајући у обзир трајање сваке српске владе од 1990. до 2011, али пре тога бирамо интуитивно ваљану фрагментациону формулу са минималном девијацијом.

## ФОРМУЛЕ ЗА ИНДЕКС ФРАКЦИОНАЛИЗАЦИЈЕ (БРОЈ РЕЛЕВАНТНИХ ПАРТИЈА)

Најчешће употребљаван индекс је Лаксо-Тагепера индекс, односно ефективни број партија (ENP).<sup>3)</sup> Како Лајпхарт примећује, овај индекс је ништа више него адаптација индекса фракционализације који је понудио Даглас Ре.<sup>4)</sup> Реов индекс има формулу:

$$F = 1 - \sum_{i=1}^n Si^2$$

где је  $n$  укупан број партија,  $i$  поједина странка, а  $Si$  удео сваке партије у парламенту. Тако, ако пет партија имају подједнаку засту-

1) Patrick Dumont and Jean Francois Caulier, *The "Effective Number of Relevant Parties": How Voting Power Improves Laakso-Taagepera's Index*, pp. 9, 19; <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/17846/> (15.02.2011)

2) Michael Taylor and V. M. Herman, "Party Systems and Government Stability", *The American Political Science Review*, Vol. 65, No. 1 (Mar., 1971), p. 31.

3) Markku Laakso, Rein Taagepera, "Effective Number of Parties: A Measure with Application to Western Europe", *Comparative Political Studies* (1979), vol. 12, no. 1, pp. 3-27.

4) Arend Lijphart, "The Political Consequences of Electoral Laws 1945-85", *The American Political Science Review*, Vol. 84, No. 2. (Jun., 1990), p. 483.

пљеност од по 20%, индекс ће имати вредност 0.80, имплицирајући већу фрагментацију него да смо имали две партије од по 50% када би индекс био 0.50. Зато је према Лајпхарту предност Лаксо-Тагепера индекса што он може да се схвати и као број релевантних партија, а не само као нека апстрактна вредност.<sup>5)</sup> Формула:

$$ENP = \frac{1}{\sum_{i=1}^n Si^2}$$

нам омогућава да ситуацију када пет партија равноправно дели места у парламенту оценимо вредношћу 5.00, јер је тада управо пет партија *подједнако* у опцијају за формирање владе. Ако је њих четири квантитивно на истом нивоу, онда је број ефективних партија 4.00 итд. Али, ако пак имамо пет партија у парламенту, а ENP је 4.00 онда то значи да су неке партије (или само једна) "политички теже" од других и да доминирају у односу на "слабије" на основу већег броја места. У овој формули не би требало заборавити да је сума квадрата удела у ствари Хиршман-Херфиндалов индекс концентрације (НН), који представља вероватноћу да ће два насумично изабрана посланика припадати истој партији.<sup>6)</sup> Без обзира што представља унапређење ранијих формула и што је и данас најзаступљенији ENP није остао без критика.

Један део критика је замерао што ENP не даје довољно високе вредности, а други да пренаглашава фрагментацију. Ради се о Кеселман-Вилдген индексу *хиперфракционализације* (I) и о Молинаровом индексу (NP).<sup>7)</sup> Кеселман-Вилдген индекс (I) се добија по формули:

$$I = \text{anti log} \left( - \sum_{i=1}^n (Pi \log Pi) \right)$$

где је *antilog* у ствари Ојлеров број или експоненцијална константа ( $e \approx 2,71$ ), будући да је експоненцијална функција инверзна логаритамској. *Pi* је удео сваке партије, а *log* је заправо природни логаритам са основом *e*, а не 10 како би следило на основу овакве ознаке. Због тога смо мишљења да би у овој формули требало да буде написано *ln* као чешћа ознака за природни логаритам уместо *log*. Да подсетимо, природни логаритам неког броја *x* је број на који диже-

5) наведено према: Patrick Dumont and Jean Francois Caulier, *ibid*, p. 6.

6) Stephan Kuster, Felipe Botero, "How Many is Too Many? Assessment of Party System Fragmentation Measurements with Data from Latin America", Ponencia para presentar en el 1 Congreso de la Asociación Colombiana de Ciencia Política, Bogotá, septiembre 30 octubre 4 de 2008, p. 5.

7) Juan Molinar, Counting the Number of Parties: An Alternative Index, *The American Political Science Review*, Vol. 85, No. 4 (Dec., 1991), pp. 1383-1385.

мо базу  $e$ , да бисмо добили тај број  $x$ . Знак минус испред суме је стављен да би се се анулирала негативна вредност у унутрашњој загради пошто је природни логаритам сваког броја који је мањи од јединице (удели партија у децималама) искључиво негативан број (!). Зато је и јасно зашто је овај индекс везан за хиперфракционализацију. Што је мањи проценат места партије у парламенту, то ће бити већи негативан природни логаритам који ће за толико више увећати степен базе  $e$  и тако аутоматски повећати број релевантних партија. Да бисмо најбоље видели колико је овај индекс пристрасан узећемо хипотетички парламент у коме једна партија држи 49% места, десет осталих по 5% и једна по 1%. Број релевантних партија је тада чак 6,55 (!). ENP за исту хипотезу даје вредност од 3.77.

Али, ове формуле не третирају засебно снагу *највеће* партије, како то ради Молинарув индекс. Молинар правилно закључује да ће број релевантних партија бити обрнуто пропорционалан снази странке са највише гласова. Још тврди да ENP и I превише сензитивно реагују (*overreact*) чак и на врло мале промене у снази водеће партије. Његов индекс даје најмању вредност у односу за нашу хипотезу од 1,86. Он се добија тако што се ENP формула помножи са изразом у којем се разлика између суме квадрата удела сваке партије и квадрата најјаче, подели са сумом квадрата и то све на крају сабере са је:

$$NP = 1 + N \frac{\left( \sum_{i=1}^n Pi^2 \right) - Pi^2}{\sum_{i=1}^n 2 Pi^2}$$

где је N Лаксо-Тагепера индекс.

Међутим, да бисмо рационално одабрали индекс, није довољно само утврдити који продукује више, а који ниже резултате ради уподобљавања са нашим интуитивним схватањем о карактеру партијског система. Неопходно је проверити и који од NP и ENP индекса прецизније и равномерније, тј. са мање пристрасних одступања и аномалија приказује кроз своје вредности промену у снази најјаче странке. Индекс I одмах одбацујемо из разматрања пошто је он експоненцијално пристрасан. Усвајамо Данливи-Баучек модел *максималне фракционализације* који предвиђа највећу могућу дистанцу између прве партије и осталих.<sup>8)</sup> Тако, ако прва има 45% или 30% гласова, све остале имају по 1% (дакле њих 55, тј. 70). Разлог је што при овако великим дискрепанцама могу најлакше да се уоче

8) Patrick Dunleavy and Françoise Boucek, "Constructing the Number of Parties", *Party Politics*, SAGE Publications, Vol 9, No. 3, 2003, p. 296.

превелика одступања код формула, па самим тим и предност/мана појединих, премда сам модел очигледно и фактички нема емпијску вредност. Хипотеза је да при редукцији снаге највеће партије (са 45% на 40% и 30% на 25%) остале не добијају на појединачној снази него само на укупном броју (њих 60 са по 1% места, тј. 75 по 1%), како би боље детектовали девијације.

NP индекс одиста потцењује фрагментацију када мери пад најјаче партије са 45% на 40%, пошто тада имамо раст фракционализације са 1,18 на тек 1,21. Пад од 5% у снази продуковао је пораст индекса за тек 2,54%. Оно што нам дозвољава да избацимо Молинарув индекс из даље анализе је чињеница да на нижем нивоу анализе (пад са 30% на 25%) он сада прецењује фракционализацију. Наиме, вредност индекса се помера са 1,74 на 2,53 и тако расте за читавих 45,4% (!). На још нижим нивоима овај индекс је још пристраснији. Закључујемо да је Молинар добро уочио значај највеће партије за индекс, али је дао скроз погрешну формулу.

ENP индекс исто показује аномалије, ако је судити по дијаграму у раду горепоменутог пара Данливи-Баучек. Иако се не креће од строгог потцењивања до јаког прецењивања фракционализације као Молинарув, већ пре нагиње константном прецењивању, овај индекс то не ради у подједнаком интензитету. На појединим сегментима скале снаге најјаче странке (<50%) која производи варирање ENP вредности, примећују се наизменично: јака и све јача пристрасност ка фрагментацији што се иде ка нижим нивоима (<<50%) на једној страни, и готово стагнација према истој на другој. Ову аномалију су Данливи и Баучек назвали чворишни увоји (*kinks around anchor points*).<sup>9)</sup> Да би исправили ове дисторзије они су развили (Nb) индекс који издваја снагу највеће партије као и NP, али у нешто другачијој формули:

$$Nb = \left( \frac{1}{\sum_{i=1}^n Si^2} + \frac{1}{S1} \right) / 2$$

где је  $Si^2$  квадрат удела  $i$ -те партије, а  $S1$  удео највеће.

Сада ћемо упоредити ENP и Nb. Услед пада од 5% главне странке, ENP повећава фракционализацију са 4,86 на 6,02, што је повећање индекса за 23,86%. Nb ће повећати индекс са 3,54 на 4,26, што је повећање од 20,33%. Видимо да је на овом нивоу ENP ипак пристраснији. Исто се дешава и на нижем нивоу (пад са 30% на 25%), јер ENP повећава индекс са 10,3 на 14,28 или за 38,64%, док

9) Ibid, p. 302.

Nb то ради са 6,81 на 9,14 или за 34,21%, само што се сада повећала пристрасност ENP према фракционализацији у односу на Nb за додатних 1%. На крају, како објаснити чињеницу да Молинарлов индекс (удео гласова) за послератни Јапан и Шведску даје просечан индекс испод 2, иако је Либерално демократска партија Јапана била у знатном периоду испод 50% + 1 гласова, а шведска Социјал-демократска само 1968. изнад 50%? Лаксо-Тагепера са друге стране, поменути партијским системима даје просек величине изнад 3, што се тешко мири са историјом непрекидне владавине јапанских либерала, тј. 50 година владавине шведске СДП од послератних 60. Ми у другом делу рада користимо најпогоднију формулу за релевантни број партија Nb или Данливи-Баучек индекс.

Међутим, неопходно је указати на један изузетак када нећемо користити Nb формулу. Када једна партија има апсолутну већину, онда је интуитивно јасно да би индекс морао да буде једнак 1, јер не постоји друга математичка комбинација која би омогућила осталим партијама да без прве формирају владу. Претходно поменуте формуле у том случају никад не дају резултат 1. ENP толико далеко, да при расподели партија (53-15-10-10-10-2 %) даје индекс 3.00 (!). Ову нелогичност је признао и сам Тагепера, предлажући да се уз ENP дода *допунски индикатор* индекса *највећег удела* (*largest component approach* -  $N_{\infty}$ ).<sup>10)</sup> И то по веома једноставној формули:

$$N_{\infty} = \frac{1}{p1}$$

где је  $p1$  удео највеће странке.

Али,  $N_{\infty}$  је само спустио резултат испод 2. NP је најближи 1, али као што Тагепера исправно увиђа у свом раду, једном када странка пређе 50%, да ли је уопште битно има ли она 53% или 57%? Преко 57% и ENP пада испод двојке. Једино Думант-Колијер *ефективни број релевантних партија* (ENRP) решава проблем као количник 1 и *Банцхаф* индекса:<sup>11)</sup>

$$ENRP = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \beta_i^2}$$

10) Rein Taagepera, "Supplementing the effective number of parties", *Electoral Studies*, 18, (1999), p. 497.

11) Patrick Dumont and Jean Francois Caulier, *ibid*, p. 19; Иначе, Банцхаф индекс показује колико је нека партија значајна у смислу да је одлучујућа за формирање владе у односу на све могуће комбинације. Ако партија А има 50 посто, партија В – 49%, а С – 1%, онда је  $\beta_A=0,6/ \beta_B=0,2/ \beta_C=0,2$ . Ако странка А има 51% од ње зависе све N комбинације за формирање владе, а од осталих ниједна, па је  $\beta_A=N/N=1$ , што даје ENRP=1.

Прва влада после вишестраначких избора 1990. је била сачињена само од једне странке – СПС, па рачунамо да је у периоду њеног функционисања фракционализација била управо 1.

### Партијска фрагментација и стабилност владе у Србији (1990-2011)

Стабилност владе се може измерити просечним трајањем "кабинета" истиче Лајпхарт.<sup>12)</sup> Ми ћемо мандат владе рачунати у месецима (види табелу 1). Крај једне и почетак нове владе се може измерити на два начина. Први подразумева да влада траје све док се њен страначки састав не промени, а други сматра следеће догађаје пресудним у обележавању краја/почетка кабинета: избори, промена премијера и статуса коалиције – минимална победа, мањинска и превелика.<sup>13)</sup> Други начин је ужи и прецизнији, али напоменућемо два изузетка. Промена премијера без конструктивног изгласавања неповерења неће бити тумачена као крај владе. Прву владу у којој је Радоман Божовић заменио Радослава Зеленовића из исте странке и постоктобарску у којој је Зоран Живковић (ДС) заменио убијеног Зорана Ђинђића (ДС) рачунамо као једну. Промене у саставу широке коалиције ће бити занемарене, уколико су неке странке одлучиле да напусте владу, а да нису имале капацитета да је оборе у парламенту. Раскид ДСС и коалиције ДОС није довео да стварања нове владе, а на крају крајева, статус коалиције је остао непромењен. Такође, претпоставићемо да је актуелна влада Мирка Цветковића имала рок до момента ажурирања овог рада, а то је 15. април 2011. Након корелације ћемо закључити да ли би продужавање рока озбиљније утицало на истраживање. Привремену владу Миломира Минића из 2000. не анализирамо због нередовних околности.

Табела 1.

Избори	1990.	1992.	1993.	1997.	2000.	2003.	2007.	2008.
Мандат	24	13,25	48	31	37,22	38,38	13,7	33,26

У израчунавању индекса ћемо сваку партију бројати засебно без обзира на величину и коалиционе споразуме у складу са уводним ставом о проучавању унитарних актера и приступу политичке "индиферентности". Иако су идеолошки моменти у Србији игра-

12) Arend Lijphart, *Thinking about Democracy – Power sharing and majority rule in theory and practice*, Routledge, London and New York, 2008, p. 176.

13) Аренд Лајпхарт, *Модели Демократије*, Службени лист СЦГ – ЦИД, Београд - Подгорица, 2003, стр. 162.

ли улогу у формирању влада, било је и неочекиваних преокрета као када су странке крајње деснице подржавале социјалистичку владу, а посланици ДЕПОС-а одбијали да је сруше, преко уласка у владу са СПС-ом Нове демократије и њеног раскида са ДЕПОС-ом, распада Коалиције Војводине, до актуелне коалиције некада јако антагонизираних ДС-а и СПС-а. Не постоје аргументи који би нас *a priori* подстакли да било коју коалицију држимо за унификованог актера и искључимо могућност раскида коалиција након избора. На стабилност владе не утиче само број коалиција, већ пре свега број странака *унутар* тих коалиција.<sup>14)</sup>

За прву скупштину *prima facie* \*Nb1990 = 1, а за остале рачунамо прави Nb индекс.

**Табела 2.**

*Nb1990	Nb1992	Nb1993	Nb1997	Nb2000	Nb2003	Nb2007	Nb2008
1	3.12	2.67	3.39	7.22	4	4.06	4.33

Остаје нам да укрстимо податке из табела и израчунамо коефицијент Пирсонове корелације ( $r$ ). Затим ћемо урадити усмеравајући тест нулте хипотезе (*one tailed*), јер смо пошли од претпоставке да повећавање фрагментације производи скраћење трајање владе, а потом и одредити ниво значајности корелације. Просечно трајање владе је 29.85 месеци, док је просечна фракционализација 3.72. На основу података добили смо следећи коефицијент:

$$r = + 0.2$$

Оно што одмах привлачи пажњу је низак ниво корелације који је чини слабом. Да би корелација била барем умерено јака тражи се вредност 0.3. Оно што ипак највише изненађује јесте позитиван предзнак корелације. На први поглед би се рекло да је влада у Србији стабилнија и да дуже траје што је партијска фракционализација већа (!). Међутим, осим мале вредности коефицијента, који нам не дозвољава да било шта егзактније кажемо, у извођењу релевантног статистичког закључка нас спречава и одсуство статистичке значајности. У усмеравајућем тесту нисмо у стању да одбацимо нулту хипотезу, односно да потврдимо алтернативну, пошто нам се предзнаци претпостављене и добијене корелације не поклапају. Међутим, чак и да је смо добили негативну корелацију овако ниске

14) приступ да при израчунавању треба рачунати мандате сваке партије понаособ користи и Дијана Вукомановић, иако оперише са ENP индексом, види шире: Дијана Вукомановић, "Динамика партијског система Србије (1990-2005)", *Српска политичка мисао*, Институт за политичке студије, Београд, број 1-2/2005, стр. 36.

\* у: Милан Јовановић, *Политичке институције у политичком систему Србије*, ИПС, Београд, 2008, стр. 230.

вредности она не би прошла тест значајности. Пошто нам је број односа  $N = 8$ , а степен слободe  $df = N - 2 = 6$ , критична  $t$  вредност да би корелација била значајна на нивоу 0.05, јесте 0.621, што значи да би коефицијент морао бити већи од тог броја. Чак и да смо радили неусмеравајући тест (*two tailed test*) коефицијент не би достигао још већу критичну вредност  $t$  од 0.7. Мислимо да бисмо могли да дамо оквирне закључке парирајући девијације варијабли од укупног просека.

Табела 3.

избори	1990.	1992.	1993.	1997.	2000.	2003.	2007.	2008.
девијација мандата	-5.85	-16.6	+18.15	+1.15	+7.37	+8.53	-16.15	+3.41
девијација фракционализације	-2.72	-0.6	-1.05	-0.33	+3.5	+0.28	+0.34	+0.61

Без обзира што је  $N$  тек осам, из табеле 3. се најбоље види да у већини парова (5/8) обе варијабле имају исти предзнак. Чак су израженије негативне корелацијске тенденције у периоду пре 2000, пошто ту имамо два пара са различитим предзнацима. Пад фрагментације 1993. од 14.4% у односу на 1992. постојао је са 34,7 месеци дужом владом, док је раст индекса 1997. од 27% у односу на претходни, повезан са владом која је трајала 15 месеци краће. Са друге стране, раст фракционализације 2000. од 112% иде упоредо са продужењем мандата за 6,2 месеци, затим је скоро дупли пад фрагментације у корелацији са месец дана дужом владом из 2003. Тек је 2007. врло мало повишење индекса егзистира са редукцијом мандата од чак преко две године (!). 2008, 6% већа фрагментација је дала 19,5 месеци дужи мандат. Као што видимо, када бисмо имали пун податак о трајању Цветковићеве владе добили бисмо нешто већу вредност коефицијента  $r$  (+), статистички занемарљиву за јачину корелације. Али, све и да смо добили јаку позитивну корелацију и прошли све тестове, опет се не би усудили да то прихватимо икако другачије, осим као *потпуну аномалију политичког живота*, јер немогуће је да Србија излази из свих оквира уређених и стабилних европских политичких система и пракси и притом држати њен политички живот за довољно институционализован. Тешко да бисмо евентуалну позитивну корелацију могли да објаснимо неискуством нових политичких елита у неизвесном периоду транзиције. Како то показује упоређивање фрагментације и стабилности владе у Пољској, Чешкој и Мађарској, мањи број релевантних партија је продуковао стабилније владе, ако се пољска

коалиција *AWS - Изборна акција солидарност* не рачуна као један актер, баш као што смо и ми урадили.<sup>15)</sup>

### Стабилност владе у Поасоновом (*log-linear*) моделу регресије

Без обзира што још увек нисмо у прилици да се користимо регресијом за *предвиђање* трајања мандата српске владе, у овом делу рада ћемо приказати којом математичко - статистичком формулом бисмо могли да се користимо онда када и у Србији однос између стабилности владе и фракционализације буде био за почетак ваљано корелисан.

Један део политичких научника је испрва настојао да стабилност владе мери искључиво *стохастички (randomness)*. Односно, стабилност владе је феномен који не зависи од неких експланаторних (независних) варијабли које су већ познате *ex ante*, већ искључиво од самог момента случајности, који може бити изазван ратом, атентатом, великом економском кризом и сл.<sup>16)</sup> Најпре се утврди крива расподеле вероватноће  $f(t)$  у оквиру које се на једном месту у тренутку  $t$  дешава неки догађај. Она се може приказати у облику интеграла функције:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = 1$$

и њене вредности се крећу од 0 до 1 за одсечке времена  $\delta t$ .

Са тим је повезана кумулативна функција расподеле  $F(t)$ , која је у ствари вероватноћа да ће пад владе бити у неком временском тренутку  $T \leq t$ , а може се представити у истом интегралној форми као и расподела  $f(t)$ , само што је њен распон од  $-\infty$  до  $t$ , односно од 0 до  $t$ . Онда је функција "опстанка" (*survival function*) владе  $S(t) = 1 - F(t)$ , дакле што је вероватноћа да ће влада пасти пре времена  $t$  мања, то је вероватноћа опстанка након  $t$  већа. Количник између  $f(t) / S(t) | f(t) / 1 - F(t)$  је стопа хазарда  $\lambda(t)$ , коју после објашњавамо. Стохастичари мере вероватноћу "времена", која је заснована на експоненцијалној дистрибуцији. Она је слична са Поасоновом расподелом "догађаја" у неком интервалу  $t$ . Ако желимо да знамо вероватноћу да влада 3 пута падне у распону од 6 година, ако је

15) Csaba Nikolenyi, *Cabinet Stability in Post-Communist Central Europe, Party Politics*, SAGE Publications, Vol. 10, No. 2, 2004, p. 132.

16) Paul Warwick and Stephen T. Easton, "The Cabinet Stability Controversy: New Perspectives on a Classic Problem", *American Journal of Political Science*, Vol. 36, No. 1 (Feb., 1992), p. 123.

просечан број влада који пада у том распону 4, користимо Поасонову формулу:

$$f(x; \lambda) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

где је  $\lambda$  број владиних колапса у просеку, дакле 4, а  $x$  се креће у распону (0-3) и представља сваки колапс понаособ закључно са крајњим, чија нас вероватноћа занима. Када се саберу све вероватноће за сваки поједини пад, добијамо вероватноћу нашег случаја  $P \approx 43,3\%$ .

За разлику од Поасонове, експоненцијална дистрибуција не мери вероватноћу броја догађаја (*events count*), него вероватноћу протока времена до или од неког догађаја (једног) у времену  $t$ , па она има нешто другачији облик:

$$f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$$

што је иначе познати израз за експоненцијалну расподелу вероватноће. Овде је  $\lambda$  *хазардна стопа (hazard rate)*, просечна стопа догађаја (у овом случају) по јединици времена, и има вредност  $\lambda = 1/\mu t$ , где је  $\mu t$  просечно време догађаја, а пошто је  $t$  у нашем истраживању фактички увек веће од 1, онда има вредност мању од јединице (!). Доказ за ову једначину јесте статистички метод MLE (*Maximum likelihood estimation*) који проналази хазардну стопу у виду коефицијента. Ако имамо просек узорка мандата владе, онда је тај коефицијент онај који максимизује вероватноћу нашег узорка који се може написати као:

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n) = \lambda e^{-\lambda t_1} \lambda e^{-\lambda t_2} \dots \lambda e^{-\lambda t_n} = \lambda^n e^{-\lambda} \sum_{i=1}^n T_i$$

одакле записујемо ову функцију у  $\ln$  облику, а затим узимамо дериват по  $\lambda$  и изједначавамо израз са 0, јер само када нагиба криве по  $\partial \lambda$  нема, знамо да је реч о максимуму:

$$\ln L(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n T_i \quad \left| \quad \frac{n}{\lambda} - \sum_{i=1}^n T_i = 0 \right.$$

под условом да је други дериват негативан, што и јесте случај:

$$\frac{\partial^2 \ln L(\lambda)}{\partial \lambda^2} = n - \lambda \sum_{i=1}^n T_i = -\lambda$$

одакле из претпоследњег израза заменом јасно следи да је  $\lambda = 1 / \mu t$ , јер је сума  $T_i = n \cdot \mu t$ . Ако је  $\mu t$  српске владе 29,85 месеци, онда је  $\lambda = 0,033$ . Ова величина је константна без обзира на  $t$  у експонен-

цијалној расподели што проистиче из  $\lambda(t) = f(t) / 1 - F(t)$ , и ако је формула за кумулативну *exp* расподелу:

$$F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

онда је

$$\lambda(t) = \lambda e^{-\lambda t} / 1 - (1 - e^{-\lambda t}) = \lambda e^{-\lambda t} / e^{-\lambda t} = \lambda$$

На крају, кад израчунамо вероватноћу да ће српска влада колапсирати у 20-ом месецу (имајући у виду  $\lambda = 0,033$ ), онда користећи експоненцијалну  $F(t)$ , добијамо  $P \approx 48\%$ , а кад меримо вероватноћу  $S(t)$  да ће влада у Србији издржати пун мандат онда је  $P \approx 20\%$ . Ове методе, осим што нам омогућавају само вероватноћу у процентима, а не и предвиђање варијабле мандата владе у јединици времена, нису показале значајнију комплементарност са праксом, пошто је од 12 система у којима су коришћене, биле потврђене у само њих 4.<sup>17)</sup> Да бисмо предвиђали дужину мандата владе, користимо регресиону анализу. Али, линеарна регресија није добро рошење пошто би она могла да продукује негативне резултате, ако имамо негативне регресионе коефицијенте (као у случају негативне корелације), док отклањање овог проблема логаритмовањем варијабле регресије производи много веће стандардне грешке у односу на Поасонову регресију.<sup>18)</sup>

Поасонова регресија је негде на половини пута линеарне регресије и стохастичких модела које смо описивали. Аутори који су овај поступак применили по први пут у политичкој науци – Кинг, Алт, Бернс и Лавер су хтели да урачунају насумичност пада влада преко пунктуалних догађаја, али и да уврсте у регресиони модел утицај унапред познатих варијабле које утичу на рушење кабинета, као што су поларизација, дужина постизборних преговара за формирање владе или фракционализација партијског система.<sup>19)</sup> Уместо да у формули регресије утицај сваке наредне независне варијабле  $X_i$  (фракционализација) на зависну  $Y_i$  (трајање владе) буде линеаран и једнак производу  $X_i\beta$  ( $\beta$  је регресиони коефицијент), ови аутори предлажу да се тај утицај исказе у формули за Поасон регресију:

$$E(Y_i) \approx e^{(x_i\beta)}$$

17) Paul Warwick and Stephen T. Easton, *ibid*, p. 125.

18) Gary King, "Statistical Models for Political Science Event Counts: Bias in Conventional Procedures and Evidence for the Exponential Poisson Regression Model", *American Journal of Political Science*, Vol. 32, No. 3 (Aug., 1988), p. 845, 852.

19) Gary King, James E. Alt, Nancy Elizabeth Burns, Michael Laver, "A Unified Model of Cabinet Dissolution in Parliamentary Democracies", *American Journal of Political Science*, Vol. 34, No. 3 (Aug., 1990), p. 848.

где је  $X_i$ ,  $i$ -та вредност фракционализације, док се  $\beta$  налази на исти начин као и хазардна стопа и количник је броја 1 и просечне фракционализације из узорка и негативан је само ако је између варијабли негативна корелација. Траг стохастике је у сличности са  $S(t)$  *survival* формулом коју смо раније показали, само што  $X_i$  не мора да буде само време као варијабла, а  $\beta$  не мора да буде негативан као  $S(t)\lambda$ . Пун облик Поасонове регресије:

$$Y_i \approx e^{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots)} \approx e^{\beta_0} e^{\beta_1 x_1} e^{\beta_2 x_2 \dots}$$

је у ствари линеарна регресија као степен  $e$  константе и пошто се Поасон регресија пише и у  $\ln$  облику  $\ln(Y_i) = (\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots)$  назива се још и *log-linear*. Наш рад се базира на изучавању односа партијске парламентарне фракционализације и стабилности владе као зависне варијабле, те горње формуле могу да се упросте и представе као:

$$Y_i \approx e^{(\beta_0 + \beta x_i)}$$

где је  $\beta_0$  константа регресије и проналази се из горњег израза као једна непозната, ако имамо просечно трајање владе  $\mu Y$ , просечну фракционализацију  $\mu X$ , а знамо да је  $\beta = 1/\mu X$ . Ако бисмо имали податке о негативној корелацији  $\beta$  би био негативан. На крају ћемо направити симулацију. Ако претпоставимо да су подаци  $\mu Y = 29,85$  и  $\mu X = 3,72$  које смо добили у другом делу рада јако негативно корелисани, можемо да се упитамо колико ће трајати нова влада, ако је актуелна фракционализација скупштинских партија 3. Користећи горњу формулу добијамо да је  $Y \approx 36$  месеци. Друга формула коју нуде аутори (*King et al.*) показује колико ће дуже/краће трајати наредна влада у односу на претходну:

$$\Delta Y \approx \beta \cdot \Delta X \cdot \mu Y$$

где је  $\Delta X$  разлика новог и претходног индекса фрагментације. Ако је нови индекс 4, а претходни 2,5 онда је  $\Delta Y \approx -12$ . Дакле, нова влада ће бити краћа за око годину дана.

## ЗАКЉУЧНА РАЗМАТРАЊА

На основу увида у резултате овог истраживања, закључујемо да су странке високу стабилност политичке институције као што је влада, једино могле да обезбеде тако што су унапред стриктно поделиле ресоре између себе, поставши тако апсолутни господари у свом домену рада. Изгледа да је теза о *феудализацији* владе заиста истинита. Јер, у таквим околностима нагло се смањује степен

вероватноће да избије *реалан* сукоб унутар владе око хармонизације владине политике. Ова констелација нема непосредан ефекат на стабилност владе, али сигурно има шире структуралне ефекте на окружење политичког система (да подсетимо да су политички односи средњевековног феудализма били веома стабилни, али су тадашња друштва била у многим сферама заостала, нарочито економски). Решење није изборним законима направити владу две највеће партије, не само због тога што за бипартизам не постоје структурални услови (као у САД), него и због чињенице да бисмо добили владу састављену од два феуда (што је још опасније због смањене могућности контроле). Докле год број партија заиста не буде разлог за сталне кризе и обарања владе, треба кориговати институцију владе и начин њеног рада. Премијер би морао да има већа овлашћења за координацију ресора како би се водила кохерентна и систематска политика.

**Marko PejkoVIC**

## **FRACTIONALIZATION OF PARTY SYSTEM AND GOVERNMENT STABILITY**

### **Summary**

The purpose of this paper is to establish whether there exists and to what degree, statistical correlation between two important political phenomena: fractionalization (fragmentation) of party system and government stability (cabinet duration), in political system of Serbia. If the eventual correlation is strong, author holds that it would certainly help us not just in sense of more sophisticated inference in political science regarding (in)stability of political institutions, but it does so also in manner of providing us with means to raise political science in Serbia to upper level, which includes not just description and explanation, but relatively reliable *prognostic* methods through utilization of regression analysis as well. But firstly, the author deals with common formula indexes concerning fractionalization and choose one of them and no matter the fact that choice itself doesn't affect neither the correlation coefficient nor regression, he is induced to this step because there is still no consensus about due index among scientists and because any formula differently responds to our intuitive comprehension of what the relevant number of parties should be, bearing in mind that between party power and index value, different deviations emerge using different formulas.

Key words: party system, government stability, number of parties, government duration, fractionalization index, correlation, Poisson regression.

## ЛИТЕРАТУРА

- Вукомановић, Дијана, "Динамика партијског система Србије (1990-2005)", *Српска политичка мисао*, Институт за политичке студије, Београд, број 1-2/2005.
- Dumont, Patrick and Caulier, Jean Francois, *The "Effective Number of Relevant Parties": How Voting Power Improves Laakso-Taagepera's Index*; <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/17846/> (15.02.2011)
- Dunleavy Patrick, and Boucek, Françoise, "Constructing the Number of Parties", *Party Politics*, SAGE Publications, Vol 9, No. 3, 2003.
- Јовановић, Милан, *Политичке институције у политичком систему Србије*, Институт за политичке студије, Београд, 2008.
- King, Gary, "Statistical Models for Political Science Event Counts: Bias in Conventional Procedures and Evidence for the Exponential Poisson Regression Model", *American Journal of Political Science*, Vol. 32, No. 3 (Aug., 1988).
- King, Gary, Alt, E. James, Burns, Nancy Elizabeth, Laver, Michael, "A Unified Model of Cabinet Dissolution in Parliamentary Democracies", *American Journal of Political Science*, Vol. 34, No. 3 (Aug., 1990).
- Kuster, Stephan, Botero, Felipe, "How Many is Too Many? Assessment of Party System Fragmentation Measurements with Data from Latin America", Ponencia para presentar en el 1 Congreso de la Asociación Colombiana de Ciencia Política, Bogotá, septiembre 30 octubre 4 de 2008.
- Laakso, Markku, Taagepera, Rein, "Effective Number of Parties: A Measure with Application to Western Europe", *Comparative Political Studies* (1979), vol. 12, no. 1.
- Лајпхарг, Аренд, *Модели Демократије*, Службени лист СЦГ – ЦИД, Београд - Подгорица, 2003.
- Lijphart, Arend, "The Political Consequences of Electoral Laws 1945-85", *The American Political Science Review*, Vol. 84, No. 2. (Jun., 1990).
- Lijphart, Arend, *Thinking about Democracy – Power sharing and majority rule in theory and practice*, Routledge, London and New York, 2008.
- Molinar, Juan, "Counting the Number of Parties: An Alternative Index", *The American Political Science Review*, Vol. 85, No. 4 (Dec., 1991).
- Nikolenyi, Csaba, "Cabinet Stability in Post-Communist Central Europe", *Party Politics*, SAGE Publications, Vol. 10, No.2, 2004.
- Taagepera, Rein, "Supplementing the effective number of parties", *Electoral Studies*, 18, (1999).
- Taylor, Michael and Herman, V. M., "Party Systems and Government Stability", *The American Political Science Review*, Vol. 65, No. 1 (Mar., 1971).
- Warwick, Paul and T. Easton, Stephen, "The Cabinet Stability Controversy: New Perspectives on a Classic Problem", *American Journal of Political Science*, Vol. 36, No. 1 (Feb., 1992).

## Resume

Stability of political institutions, alongside with their efficiency, has been one of the major concern not only for political scientists, but for ruling elites and political leaders as well. They have sought the best

possible procedures and conventions which will contribute to a stable, and at the same time, democratic and legitimate political order/system. Political parties as still one of the main agents transponing political will of the citizens, civil society and interest groups into the political arena of the state are crucial in maintaining the government/cabinet in life. Comparative empirical research has confirmed negative correlation between the index of parliamentary fractionalization and government duration. Being aware of that and having in mind a lack of statistical research in Serbia concerning the issue, the aim of this paper was to provide fresh insight in the matter by calculating adequate correlation coefficient between these two phenomena, and at the same time to discuss so far neglected matter of different formulas regarding fractionalization and potential utilisation of statistical prediction *via* Poisson regression, if the sought correlation was considerably high.

The results of this research have showed that Serbia faces some paradoxical conclusions. The correlation isn't statistically significant, but correlation coefficient (+0.2) nevertheless shows positive tendencies, i.e. it seems that the higher the index of fractionalization, the cabinet is more stable or durable (!). This doesn't confront only comparative european experience but some common sense and intuition also. Therefore, paper concludes that serbian government works less unified than others in "embedded" democracies. Strictly differentiation of minister areas, probably, induces lower chance for conflict to arise about government general policy, leaving executive extremely sectionalized and stable but out of long-term coherence, and other research in this direction is furtherly needed. The paper could be additionally interesting, because it operates with Dunleavy-Boucek fractionalization index (Nb), and not with ENP, I or Molinar. The author presents various overviews which prove that ENP and I overrate the power of small parties, while Molinar (NP) underrates it. Also, some mathematical and statistical observations of earlier political scientists are observed and combined with thorough accessorial explanations of the author to attract serbian scientific opinion closer to potentials of quantitative analysis for resolving similar questions about functioning of political institutions.

---

\* Овај рад је примљен 16. маја 2011. године а прихваћен за штампу на састанку Редакције 20. јуна 2011. године.