

内閣の存続と時間依存

増山 幹高

内閣の存続といった時間的事象を理解するには、その終了が観察されるまでの経過時間に依存することを考慮する必要がある。生存分析とは、こうした時間的事象を数量的に把握する統計手法であり、本稿では生存分析の離散時間モデルを内閣の存続期間推定に応用し、時間依存の捉え方として提案されている3つのモデルを比較する。

キーワード：生存分析，時間依存，内閣，存続

1. 生存時間としての内閣の存続

内閣の存続を分析するには、その終了確率がそれまで終了しなかった経過期間に依存するという条件を考慮する必要がある。こうした時間的事象を数量的に把握する統計手法として、生存分析の開発が進められてきており¹、本稿では内閣存続期間の生存分析を試みる²。こうした方法論的な問題意識に加えて、本稿では時間依存のモデル化を内閣の存続期間推定において比較し、いかなる相違が生じるのかについても検討する。

ある事象が継続する期間とそれが終了する確率を統計的に推定することは、例えば、治療の効果（患者の生存期間と死亡確率）や失業手当の効果（失業期間と再就職確率）を理解することを可能にする。政治学においても、いかなる内閣が短命で終わるのか、いかに国際的な平和が維持されるのかといった研究に応用されており、また立法に関しても法案支持の態度表明や法案の提出時期が分析されている³。

こうした時間的事象の分析において問題となるのが、観察可能な期間が無限ではないということであり、例えば、ある治療の効果は治療後数年の限られた期間内で患者が生存する日数と死亡する確率として分析される。内閣の存続期間についても首相の身体的な条件、党首としての任期といった制度的な制約があり、そうした制限がなければ首相であり続けたであろう期間が観察し得ないという問題がある。例えば、大平首相や小淵首相の場合、辞任によって在任期間が終了したのではなく、死亡した時点で在任期間が打ち切られたに過ぎず、彼らの在任期間を他の首相の在任期間と単純に比較するならば、両首相が生きていれば首相であり

続けたであろう期間の分、彼らの在任期間を過小評価することになる。同様の問題は、池田首相や安倍首相、あるいは中曽根首相や小泉首相のように、病気あるいは総裁任期を理由として首相の座を降りた場合にも生じる。

ある事象の発生とその発生までに要した時間を同時に分析する統計手法が生存分析である。治療効果の分析など、医学、生物学の分野で開発が進んだため、通常、ある事象の終了までを「生存時間」と呼び、ある事象が終了する「危険」に晒されるという意味の「危険率 (hazard rate)」を推定する。生存分析のモデル化を大別すると、連続時間モデル (continuous-time model) と離散時間モデル (discrete-time model) がある。前者では分析単位を各個体とし、その個体のある状態で存続する期間と他の状態に移行する確率が推定される。これに対して、後者では分析単位を時間的な間隔として、その時間間隔において各個体が状態の移行を果たすか否かを推定する。

離散時間モデルにおいて、ある事象の終了確率は、その事象がある時間区分において終了する場合を1とし、それに先立つ時間区分において0となるダミー変数を従属変数とする確率推定の問題となる⁴。従属変数が0であるということは、当該時間区分においてその事象の終了が観察されず、その時間区分において生存期間が打ち切られたものと解釈される。したがって、離散時間モデルでは、ある個体の状態移行が最終的に観察できない場合も単に観察可能な最終時間区分において生存期間が打ち切られたものとして処理される。

また危険率と経過期間の関係をどのように想定する

ますやま みきたか
政策研究大学院大学
〒106-8677 港区六本木7-22-1

¹ 英語では survival (duration/event history) analysis であり、生存時間分析とも呼ばれる。

² 増山[10][12], Masuyama[13].

³ Box-Steffensmeier and Jones[4].

のかというパラメーター設定が連続時間モデルにおいては問題となるが、離散時間モデルにおいては、通常、危険率の時間依存が時間区分を示すダミー変数を説明変数として推定に加えることによって考慮され、それらの推定係数から危険率の時間依存が検証可能となる⁵。さらに、離散時間モデルでは、各時間区分を分析単位とし、時間区分ごとに生存期間の終了/打ち切りをデータ化するため、生存時間を規定すると予測される要因を単に時間区分ごとに変数化することによって、時間固定であろうが、時間変量であろうが、それらの生存時間に対する効果を検証することができる。

離散時間モデルは分析対象である生存時間が年・月といった大まかな単位における生存期間の終了を問題とし、そうした時間区分を分析単位として採用することによる生存時間としての時間的情報の喪失が少ない場合には有用なモデルである。本稿における内閣の存続期間も日数による操作化は可能であるが、連続時間モデルでは時間変量的な要因の変数化に限界があり、離散時間モデルのほうが首相の辞任確率と時間変量的な内閣支持率の関係を分析するには適している。

2. 内閣存続期間の生存分析

表1は新憲法下、鳩山首相までの在任日数を日数の少ない首相から挙げている⁶。最短は羽田首相の64日(約2カ月)であり、最長は佐藤首相の2,798日(約7

⁴ 具体的には、生存分析はある事象の終了する時点が確率分布に基づくと考える。ある事象の終了時点 T 、任意の時点 t までにその事象が終了する確率は $F(t)=\Pr(T < t)$ とすると(failureの F)、任意の時点 t までにその事象が終了していない確率は $S(t)=\Pr(T \geq t)=1-F(t)$ となる(survivalの S)。時点 t から Δt だけ増加した時間区分において、その事象が終了する確率密度関数は

$$f(t)=\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t+\Delta t > T \geq t)}{\Delta t}$$

となり、ある事象の時点 t における瞬間的な発生確率と考えることができる。ただし、1度終了した事象が再び終了することはなく、生存分析は t 時点まで生存していないという条件における t 時点での終了確率として、

$$h(t)=\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t+\Delta t > T \geq t | T \geq t)}{\Delta t}$$

を「危険率」とする。離散時間モデルでは、ある事象が終了する時間区分を τ とすると、その事象の τ 区分まで発生していないという条件における τ 区分での終了確率を $\lambda(\tau)=\Pr(T=\tau | T \geq \tau)$ とする。

⁵ Beckらによれば、2項選択の時系列パネル・データは生存分析の離散時間モデルと等しく、危険率は各時間区分のダミー変数を含む補2重対数モデルとなるが、実践的にはロジスティック回帰モデルによっても大差ないとされる[3]。Cox[7]、Allison[1]。

表1 首相在任日数

羽田孜	64	宮澤喜一	644
石橋湛山	65	福田赳夫	714
宇野宗佑	69	鳩山一郎	745
芦田均	220	三木武夫	747
細川護熙	263	海部俊樹	818
鳩山由紀夫	266	鈴木善幸	864
片山哲	292	田中角榮	886
麻生太郎	358	橋本龍太郎	932
福田康夫	365	岸信介	1,241
安倍晋三	366	池田勇人	1,575
森喜朗	387	中曽根康弘	1,806
大平正芳	554	小泉純一郎	1,980
村山富市	561	吉田茂	2,248
竹下登	576	佐藤栄作	2,798
小淵恵三	616		

※ 吉田茂は第1次内閣を含めると2,616日となる。菅直人首相は2010年末時点で在任207日となる。

年8カ月)である。また平均在任日数は約800日(約2年2カ月)である。ただし、先にも触れたように、大平・小淵の両首相は在任中に死亡している。また、池田や安倍の両首相は健康上の理由から辞任し、中曽根や小泉の両首相は自民党総裁任期を全うして辞任している。したがって、これら身体的、制度的な制約から首相としての在任期間が打ち切られた6首相を他の「通常」の辞任によって在任期間を終了させた首相と等しく扱うならば、それら6首相の在任期間を過小評価するという問題が生じる。前節で概説した離散時間モデルの2項選択という観点からすると、「通常」の辞任をした首相については最終月に在任期間の終了が観察され、そうでない6首相は「辞任」が観察されず、最終月においても在任期間が打ち切られたものとみなすべきである。

本稿の推定における第1の焦点は首相の辞任という事象が在任期間によって体系的に規定されているのかということにあり、まず通常の方法として、在任月を示すダミー変数を含む推定モデルを検討する。ただし、こうした従来の方法に対して、Beckらは時間区分群ごとに連続的に増加するスプライン(spline)曲線を組み合わせることで時間依存を捉えるモデルも提案しており[3]、本稿では、在任月数の4分位に応じて時間区分群に分割し、それぞれの時間区分群で単調に増加するスプライン曲線から時間依存のモデル化を試みる。さらに、Carterらは時間依存の3次多項近似を提唱し、ダミー変数やスプライン曲線よりも効率的なモデルであると主張している[5]⁷。本稿においても、首相の在任期間推定に時間依存の3次多項式モデルを応用

⁶ 大平首相の死去に伴う伊東臨時代理首相は除く。

⁷ Beckによる応答[2]、Carterらによる再応答[6]。

表2 説明変数

変数	定義	平均	標準偏差	最小	最大
AGE	年齢	65.0	5.1	52.1	73.8
TERM	党首在任月数	10.5	8.3	-11.8	26.5
HR	衆議院与党議席割合 (百分率)	58.1	5.8	37.6	71.2
HC	参議院与党議席割合 (百分率)	52.4	5.8	23.0	64.7
N_LDP	非自民首相ダミー	0.1	0.3	0.0	1.0
APPROVAL	内閣支持率 (百分率)	35.9	10.8	4.4	78.4

※ 延べ対象月数は606。与党議席割合の選挙時平均は衆議院で56.1(16回)、参議院で51.4(17回)、首相就任時年齢平均は63.6(24名)、非自民の首相は5名である。

することとする。

経過時間の他、党首としての任期といった制度的な時間制約や政権基盤の脆弱性、首相の身体的条件を制御するため、表2にまとめる要因を説明変数として考慮する。具体的には、首相の年齢、党首の在任月数は月ごとに増加する変数として、首相の身体的条件、党首任期という制度的条件を制御する⁸。また衆参それぞれの与党議席割合は国会ごとに変化する時間変量的変数として操作化する⁹。非自民ダミーは細川、羽田、村山、鳩山、菅の5首相を示し、自民党の首相でないことが首相在任期間の長短にいかんにか作用しているのかを検証する。推定における第2の焦点は在任期間の終了確率と内閣支持率がいかなる関係にあるのかということにあり、本稿では1960年6月から毎月定期的実施されている時事通信社の世論調査を活用し¹⁰、月ごとの内閣支持率を時間変量的変数として推定に加える。

表3は首相の在任期間終了確率に関する最尤法の推

⁸ 具体的には、首相の年齢は {各月10日} - {首相の生年月日} + 1 を 365.25 で除し、党首任期は {各月10日} - {首相の党首任期開始日} + 1 に 12/365.25 をかけている。後者については、中曽根首相の3期目は1年と限られているため12カ月分を各月の数値に上乘せし、逆に田中、三木、小泉、安倍の4首相について総裁任期が3年の場合、12カ月分を差し引いて制度的な相違を考慮している。また1978年1月以降、任期中に自民党総裁が交代する場合、後任は前任の残任期間を任期とするとされており、こうした党首任期は前任者から継続した数値によって変数化している。これに該当する首相は、鈴木(1期目)、宇野、海部(1期目)、小渕(1期目)、森、小泉(1期目)、福田康夫(1期目)、麻生であり、民主党についても鳩山、菅(1期目)に同様の処理をしている。

⁹ 具体的には、各会期初日の与党議席割合から各月10日時点の数値を求めており、2001年までは増山[11]、それ以降は衆議院事務局[14]および衆参それぞれの www.shugiin.go.jp, www.sangiin.go.jp による。

¹⁰ 内閣支持率は、時事通信社[8]、時事通信社・中央調査社[9]、1991年7月以降は内閣総理大臣官房広報室のまとめる『世論調査年鑑』の該当年版、2000年4月以降は『中央調査報』(No.518)、時事通信社の http://www.jiji.com/ における報道による。調査は毎月ほぼ10日からの数日間に行われている。

表3 首相在任期間の終了確率推定

	ダミー		スプライン		3次関数	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
MONTH(02)	4.119	1.672	-	-	-	-
MONTH(08)	2.022	1.970	-	-	-	-
MONTH(09)	2.738	2.161	-	-	-	-
MONTH(13)	3.995	1.809	-	-	-	-
MONTH(18)	4.035	1.970	-	-	-	-
MONTH(19)	2.312	1.870	-	-	-	-
MONTH(21)	2.689	1.968	-	-	-	-
MONTH(23)	2.634	3.441	-	-	-	-
MONTH(25)	6.703	2.298	-	-	-	-
MONTH(27)	6.240	2.136	-	-	-	-
MONTH(28)	5.189	2.199	-	-	-	-
MONTH(29)	4.142	2.491	-	-	-	-
MONTH(31)	7.582	4.375	-	-	-	-
MONTH(40)	12.483	4.941	-	-	-	-
MONTH_S1	-	-	0.009	0.287	-	-
MONTH_S2	-	-	-0.022	0.210	-	-
MONTH_S3	-	-	0.272	0.115	-	-
MONTH_S4	-	-	-0.034	0.029	-	-
MONTH1	-	-	-	-	0.193	0.143
MONTH2	-	-	-	-	-0.003	0.004
MONTH3	-	-	-	-	0.000	0.000
AGE	0.061	0.081	-0.017	0.072	-0.071	0.057
TERM	0.390	0.127	0.307	0.095	0.274	0.089
HR	-0.034	0.074	-0.068	0.070	-0.061	0.061
HC	-0.189	0.076	-0.139	0.056	-0.138	0.052
N_LDP	3.991	1.531	3.349	1.147	3.028	1.147
APPROVAL	-0.267	0.071	-0.245	0.051	-0.224	0.048
定数項	0.297	6.384	8.314	5.203	10.357	4.999
対数化尤度	-24.697		-39.501		-37.256	
尤度比 χ^2 検定	112.660		83.050		87.540	
自由度	21		9		10	
擬似 R ²	0.695		0.513		0.540	

※ 最尤法によるロジスティック回帰推定。延べ対象月数は606。MONTH(*)は首相の辞任が観察される在任月を示すダミー変数。MONTH_S1~MONTH_S4は在任月数の4分位に応じたスプライン曲線。MONTH1~MONTH3は在任月数1~3次関数。尤度比 χ^2 検定は定数項のみの推定に対するもの。

定結果である。まず在任月ダミー変数の推定係数はいずれも正であるが、2カ月、1年頃、2年以降の推定計数が統計的に有意であり、在任期間の終了確率が経過時間に依存するとともに、それが単調なものでないことを示唆している¹¹。また、スプライン曲線を用いた推定では、MONTH_S1~MONTH_S4が在任月数の4分位に応じた月数群それぞれにおいて単調に増加する変数である¹²。表3に示されるように、統計的に有意なものは首相就任17カ月以降に増加するMONTH_S3のみであり、その係数が正であることから、首相辞任確率は少なくとも在任1年半頃から高まることが示唆される¹³。さらに、時間依存の3次多項式モデルでは、MONTH1~MONTH3がそれぞれ在任月数の1~3次関数であるが、いずれも推定係数は統計的に有意な水準のものではなかった¹⁴。

¹¹ ダミー変数を除く推定との尤度比 χ^2 検定値(自由度15)は35.5である。

¹² 具体的には、在任月数は(1)1~7月、(2)9~16月、(3)17~30月、(4)31月以降に4分割される。したがって、MONTH_S1は就任月から7カ月間増加し、その後は7のままとなる。MONTH_S2は7カ月間0であり、8~16カ月間増加し、その後9となる。MONTH_S3は16カ月間0であり、17~30カ月間増加し、その後14となる。最後に、MONTH_S4は30カ月間0であり、その後増加する。

¹³ スプライン曲線を除く推定との尤度比 χ^2 検定値(自由度4)は10.3である。

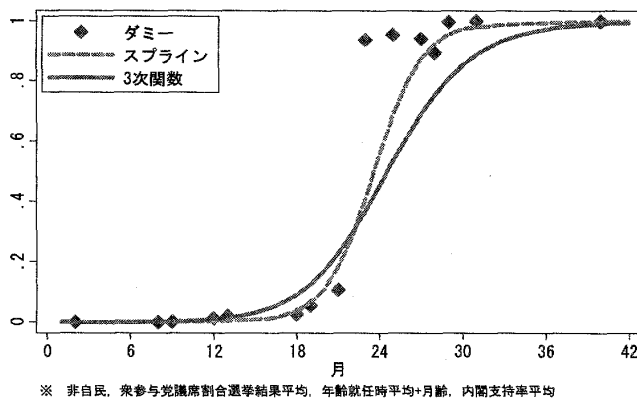


図1 首相辞任確率の時間依存

図1は在任期間終了確率の時間依存を視覚的に確認するため、それぞれの推定結果に基づいて在任月数に応じた予測終了確率を図示している。具体的には、非自民の首相を想定し、与党議席割合は選挙時平均値として衆議院 56.1、参議院 51.4 とし、内閣支持率は平均値の 35.9 をあてている。党首就任とともに首相に就いたものとし、年齢も首相就任時平均年齢 63.6 から在任月数に応じて変化する。図1では、◆がダミー変数、破線がスプライン曲線、実線が3次多項近似による時間依存モデルに対応している。いずれも在任2年頃に急激に終了確率が高まることを示しており、在任期間の終了確率と経過時間の関係が直線的でないこと、首相の在任期間推定に関する限り、時間依存モデル間で大きな相違のないことが確認される。

なお、衆参それぞれにおける与党議席割合は負の係数が推定され、特に参議院の作用は統計的に有意な水準のものである。また、内閣支持率は在任期間の終了確率に関して統計的に有意な負の関係にある。つまり、首相の国会内外の基盤が磐石でなくなると、首相であり続けるのは相対的に難しくなるということである¹⁵。図2は3次多項式モデルの推定結果に基づいてモンテカルロ法によるシミュレーションを実施し(1,000回)、内閣支持率の変化に応じた在任期間終了確率を95%信頼区間の上下限(帯)とその中間点(実線)として示している¹⁶。内閣支持率以外については、在任月数

¹⁴ 3次多項式を除く推定との尤度比 χ^2 検定値(自由度3)は5.8である。

¹⁵ これらの推定係数に関するハウスマン χ^2 検定値は、ダミー対スプラインで4.86、ダミー対3次関数で7.36、スプライン対3次関数で2.37であり(いずれも自由度6)、時間依存のモデル化によって推定係数に生じる相違が統計的に有意な水準のものでないことを示している。

¹⁶ TomzらのCLARIFYによる[15]。

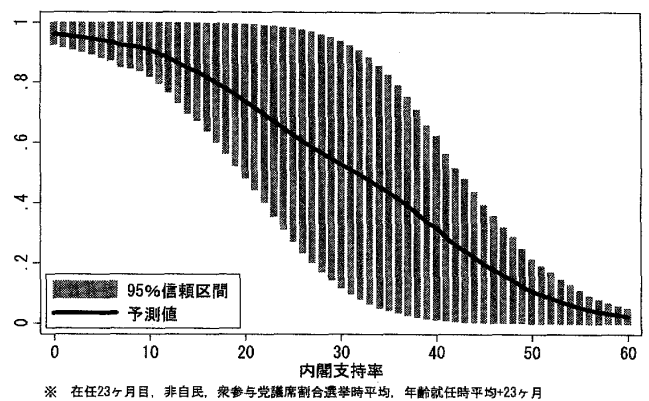


図2 首相の辞任確率と内閣支持率

をメディアン在任月数である23カ月とし、党首就任とともに首相に就いたものとしている。また、与党議席割合は選挙時平均値とし、非自民の首相を想定するとともに、年齢は首相就任時平均年齢に23カ月分を加えている。図2から明らかなように、こうした平均的な首相の場合、信頼区間の下限でみると、内閣支持率が25%を下回らないと在任期間終了確率は20%を超えないが、上限でみると、内閣支持率が40%でも在任期間終了確率は60%近くに達する。これら上下限の中間点を予測値とすると、実線で示すように、内閣支持率の平均的水準である35%ほどで首相が辞任する確率はおおよそ40%となり、内閣支持率が25%を下回ると、辞任確率はおおよそ60%となる。

3. 菅政権と内閣支持率

首相の在任期間終了確率は、国会における権力基盤などを考慮しても、内閣支持率に強く規定されている。しかし、そうした作用は在任期間に依存するものである。図3は、菅政権の存続と内閣支持率の関係が在任期間によってどのように影響されるのかということを確認するために、図2と同様、シミュレーションによる菅首相の予測辞任確率を図示している。それぞれの在任期間は、菅政権発足1年となる2011年5月と、民主党代表として再任されて1年となる2011年9月に対応し、衆参の与党議席割合は現状のままと仮定している。いずれの想定においても信頼区間の下限でみると、内閣支持率が20%を下回らない限り、首相が辞任する可能性はないといえるが、信頼区間の上限でみると、内閣支持率が25%を下回る場合、2011年5月では予測辞任確率が50%を超え、9月では80%を上回る。上下限の中間点でみると、内閣支持率30%あたりで、実線と破線の乖離が最も大きく、内閣支持

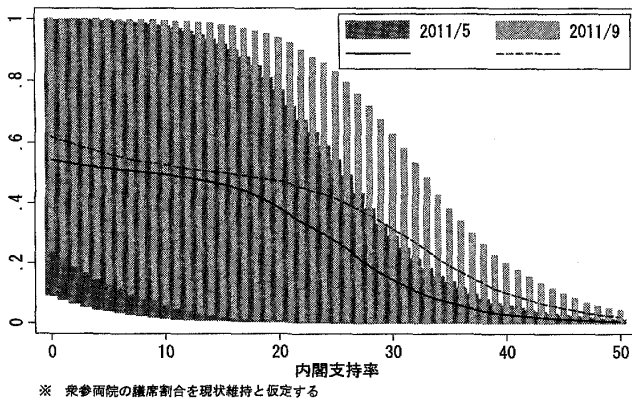


図3 菅首相の辞任確率：2011/5 vs 2011/9

率の変動が首相の辞任確率に及ぼす影響が在任期間によって異なり、その作用が内閣支持率30%あたりで最も大きいことを示唆している。

本稿では、生存分析の離散時間モデルを概説し、それが生存期間という「打ち切り」問題を内在させる時間的事象を把握するにあたって、時間変量的な説明変数を推定に取り込む有効な手法であることを明らかにした。また、首相の在任期間について月ごとを分析単位とする離散時間モデルを推定し、第1に首相辞任確率の時間依存モデルを比較し、従来のダミー変数によらずとも、3次多項近似によってほぼ同様の推定が可能であることを確認した。第2に、首相の辞任確率は構造的な要因にも規定され、国会内外の政権基盤が脆弱である場合、すなわち、自民党の首相でなかったり、国会における与党勢力が後退すると、その政権は不安定であることを運命づけられ、特に世論に示される国民の支持の有無に内閣の存続期間が強く規定されていることを明らかにした。

日本の首相にはリーダーシップがないとされることが多いが、往々にしてリーダーシップがあるとされる首相は、中曽根首相や小泉首相のように、与党内の権力基盤が弱い場合であり、彼らの与党と対峙する姿勢が国民の期待を醸成するともいえる。むしろ、首相が与党内の融和を重視する姿勢はあまり国民受けするものでなく、内閣支持率を長期的に低迷させるようである。菅首相は2011年の年頭会見から小沢一郎氏に政倫審出席を求め、内閣改造では脱小沢路線を鮮明にするとともに、麻生政権で経済政策の司令塔であった与謝野馨氏を閣僚に迎え入れ、財政再建に取り組む姿勢も示しているが、そうした戦略が功を奏するかは不明である。

参考文献

- [1] Allison, P., "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories," in *Sociological Methodology*, ed. Samuel Leinhardt, 61-98, San Francisco: Jossey-Bass (1982).
- [2] Beck, N., "Time is Not A Theoretical Variable," *Political Analysis* 18 (2010) 293-294.
- [3] Beck, N., Katz, J. and Tucker, R., "Taking Time Seriously: Time-Series-Cross-Section Analysis with a Binary Dependent Variable," *American Journal of Political Science* 42 (1998) 1260-1288.
- [4] Box-Steffensmeier, J. and Jones, B., *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, New York: Cambridge University Press (2004).
- [5] Carter, D. and Signorino, C., "Back to the Future: Modeling Time Dependence in Binary Data," *Political Analysis* 18 (2010) 271-292.
- [6] Carter, D. and Signorino, C., "Reply to 'Time is Not A Theoretical Variable,'" *Political Analysis* 18 (2010) 295-296.
- [7] Cox, D.R., "Regression Models and Life Table," *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 34 (1972) 187-220.
- [8] 時事通信社, 『戦後日本の政党と内閣: 時事世論調査による分析』時事通信社 (1981).
- [9] 時事通信社・中央調査社, 『日本の政党と内閣 1981-91: 時事世論調査による分析』時事通信社 (1992).
- [10] 増山幹高, 「首相の辞任と支持率: 在任期間の生存分析」『公共選択の研究』37号 (2001) 14-24.
- [11] 増山幹高, 『議会制度と日本政治: 議事運営の計量政治学』木鐸社 (2003).
- [12] 増山幹高, 「福田政権の存続と衆議院総選挙」黄自進編『東アジア世界的日本政治社会特徴』(中央研究院 人文社会科学研究中心 亞太區域研究專題中心) (2008) 441-457.
- [13] Masuyama, M., "The Survival of Prime Ministers and the House of Councillors," *Social Science Japan Journal* 10 (2007) 81-93.
- [14] 衆議院事務局, 『平成17年衆議院の動き 第13号』衆議院事務局 (2006).
- [15] Tomz, M., Wittenberg, J. and King, G., CLARIFY: Software for Interpreting and Presenting Statistical Results (version 2.1, January 5, 2003) (2003).