

# 予算制度と財政規律：連立政権と単独政権の間の異なる効果に着目して

佐賀大学 中西 一

kotmurka@cc.saga-u.ac.jp

佐賀大学経済論集 (2014 年 9 月号) 提出論文\*

## 概要

予算制度改革の財政規律確保に与える影響を重視する研究はすでに多くの蓄積を持つが、近年では連立政権下で財政規律が弛緩する傾向に注目し、予算制度がその歯止めとなる役割を持つことを強調する研究が増えている。その際、予算制度は単独政権下では効果を持たないとするものもある。本論文では従来欧州研究に限られがちであった予算制度の実証研究を、日本を含む 4 か国を加えた 29 か国の標本を構成することで拡張し、予算制度の効果が連立政権下に限定されるのかどうかを検証した。誤差修正モデルによるその結果は単独政権下でも優れた予算制度が財政状況を改善させることを示すが、同時に予算制度を分類して連立政権下で特に有効なものと、単独政権下でも十分に有効なものに分離し、後者は主に時間的整合性の確保に関連するものであることを示した。

**JEL 分類：** C23; D72; H61

**キーワード：** 連立政権； 予算制度； 政治経済学； 誤差修正モデル； 交差効果

---

\*本論文は日本財政学会第 70 回大会報告論文 (2013 年 10 月 5 日発表) をリライトしたものである。討論者の中村和之先生他コメントを頂いた先生方に感謝申し上げます。

## はじめに

参議院選挙後安定多数政権が衆参両院において確立し、これまで弱い政治基盤の下で取り組みが遅れていた改革アジェンダが再発進し、強力に推し進められていくことが期待されている。

そのような改革アジェンダの筆頭に挙げられるのが財政再建である。国際的にも突出した財政悪化を抱えるわが国においてその必要性は論ずるまでもないところだが、強力な政権基盤の下で本当にそれが推し進められていくのかどうかについては、若干の不安もないわけではない。懸念材料の一つが予算制度である。日本の予算制度の弱さは田中秀明氏によって常々指摘されているところであり(田中(2011))、かつても von Hagen(2005)による指摘があり、以後も改善が図られたわけではない。

日本も民主党政権から自民政権へ移行したところだが、政治的基盤は自民党の大勝によりずいぶん強化された。現時点で公明党との連立政権であるが、過半数確保のために連立を必要としたわけではなく、今後文字通りの単独政権となることも十分可能性がある政治情勢となっている。

国際的に見ると、政治的基盤の弱さを連立政権との関連に見て、予算制度の問題と関連させて議論する研究が多くなっている。すなわち近年では、連立政権が財政を悪化させることを強調した上で、交差効果分析を駆使して予算制度がその悪化を食い止めるという構造を浮き彫りにする研究が多くなってきている。その際、予算制度それ自体は連立政権と関連しなければ効果がないことを示すものすらある。しかし近年のこのような研究動向は多党制への過剰な関心によるものかもしれない。北欧諸国やイタリアなど、欧州には典型的に多党制の国々があり、公共支出増大とこのことが結びつくイメージが流布しているが、現在の欧州財政危機の中で筆頭に上がる国々(GIIPS 諸国)はイタリアを除き、決して多党制の伝統を持ってはいない。これらの国々に日本を加えると、現在特に財政状況の悪い国々(GIIPS+J)は多党制の影響よりも他の影響を疑った方がよいのではないかと考えられる。そのような他の要因の一つに予算制度の弱さが考えられる。

以上のような背景から本論文では、まず第1に予算制度が多党制と関連しなければ財政規律に有効ではないのかどうか、つまり単独政権下でも予算制度が有効なのかどうかを検証した。第2に本論文では予算制度を再分

類し特に連立政権下でのみ有効性を発揮する予算制度のグループと、単独政権下でも十分に有効性を発揮する予算制度のグループに分離することを企てた。

分析手法としては、比較政治学研究の領域で多く使われてきた単一方程式誤差修正モデルを採用し、制度分析に必要な長期効果を析出し、上記の2つの仮説検証・データ分析を行った。連立政権と予算制度の交差効果を「長期効果」を中心に誤差修正モデル (Error Correction Model: ECM) によって分析する試みは本論文がおそらく初めての企てとなると思われる。本論文ではまず既存研究を整理した後、本論文が採用している分析手法について概説する。次に本論文が用いるデータの特徴について述べた後、誤差修正モデルによる分析を行う。その結果をこれまでの予算制度研究の動向も踏まえて解釈し、政策論的含意を確認する。

## 1 既存研究

欧州議院内閣制諸国の特徴の一つが連立政権である。背景には左右対立のみならず、宗教、民族などによる複雑な分裂がある。当然ながら連立政権と財政規律との関係への関心は欧州の研究者の間で強いものがあり (Volkerink & de Haan (2001), Mierau, Jong-A-Pin & de Haan(2007), Elgie & McMenamin (2008), de Haan, Jong-A-Pin & Mierau(2013), Wehner(2009, 2010))、同時に興味深い比較政治研究の対象としてアメリカの研究者にも関心を持たれてきた (Bawn & Rosenberg(2006), Martin & Vanberg(2010))。

他方で財政規律を守るために重要な役割を果たすのが予算制度である。予算制度の財政規律への影響は、当初はアメリカ州財政を参考として数値的ルール役割を重視するものであった (Poterba(1994) など) が、欧州諸国の財政に関心が移るようになると数値的ルールより手続き上のルールが重要 (Alesina & Perotti(1999)) との議論が台頭した。そのような中欧州諸国の予算制度に関する基本的なデータベースを確立したのが von Hagen(1992) である。以後同様の研究は発展し 90 年代のクロスセクション研究中心の研究動向に対し、2000 年代にはパネルデータを中心とする分析に移行してきた (Hallerberg et al.(2009) など)。

連立政権の問題と予算制度の優劣の両方に関連があると考えられている

のが「共有資源問題」である。財政領域における共有資源問題の典型的な議論は最初に Weingast, Shepsle & Johnsen(1981) によって導入され、議員それぞれの選挙区において展開される利益誘導型政治のモデル化に関わるものであった。N プレイヤーが補助金獲得競争における便益は丸ごと受け取ることができるのに対し、そのコストは  $1/N$  しか内部化されず、国民の税源を「共有資源」として資金調達される現実がある。このようなリスクは財政が本質的に負担と便益を分離する強制経済であるため、財政一般に内在的な傾向であるといえる。この問題を動学的に展開したのが Velasco(1997) である。

von Hagen & Haden(1996) は共有資源問題を予算制度の政治経済学に導入した。選挙区の代わりに支出官庁の大臣が自らの管轄する領域における支出から、自らの選挙民の支持や政策目標の達成の観点から個人的利得を得るのに対して、そのコストを賄うための税負担については自らの選挙民に対する負担のみを考慮に入れ、国民全体の負担は考慮に入れない。このような論理構造を基盤に、便益と負担の分離する支出官庁ではなく、両者が合致し全体の視点が求められる首相や財務大臣への権力の集中が財政規律のための処方箋であるとし、予算制度はこのような観点から改善が図られるべきとしたのが 90 年代以来の von Hagen らの主張である。

共有資源問題はある種の「政府の分裂」(fragmented government) 状態があることを示唆するものだが、政府の分裂は支出官庁の大臣 (の数) によってのみ測られるものではない。政府の分裂は与党の政党数や、あるいは与党の複数の政党の間のイデオロギーギャップによっても測られうるものである。欧州諸国に関わる実証研究がとりわけ連立政権に関心を持ってきたのは、前述の社会的背景の他にこのような理論的背景がある。連立政権の問題を von Hagen らが議論するような共有資源問題と同一視するためには、「政治的プレーヤー」を内閣の中の N 個の異なる政党としてモデル化する必要があるが、既存研究では幅広く支持されている見解である。

他方、予算制度は行政機関を考慮に入れてデザインすることも重要である (特に予算執行過程においては)。連立政権を複数のプリンシパルと考え、行政府を共通するエージェントと考えた場合、マルチプリンシパル、あるいは共通エージェンシーの問題となる (Bernheim & Winston(1986), Dixit(1996), Martimort(1996))。モラルハザード下の行政経営をセカンドベストと考え



ると、マルチプリンシパル状態ではプリンシパルの数だけ効率上のスラックをさらに増加させ、サードベストの状況に陥る。業績を高めるための高い報酬率をエージェントに提供できない状況下で、解決策はしばしば行政活動を制限したり、責任を分割 (Tirole(1994)) したりすることである。近年行政裁量の増大が効率性を高めるとみなしてきた NPM(New Public Management) の諸手法はむしろモラルハザードを増大させる恐れがあり、そのことがマルチプリンシパル状況下でより深刻となるなら、予算制度はとりわけ連立政権下で NPM 改革とは反対の方向に運用されるべきということになるだろう。

この他、連立政権と直接関連して議論されては来なかったが、むしろ予算制度の存在理由の一つとして重視されてきたのが Kidland & Prescott(1977) によって提唱された「時間的不整合性」(time inconsistency) の概念である。von Hagen は早くから彼の「長期計画インデックス」の背景としてこの理論を引用していた (von Hagen(1992))。本論文は中東欧諸国に関しても入手可能なデータベースに分析を限定しているため、「長期計画インデックス」については分析対象とすることはできないが、他の予算制度インデックスに関しても部分的にこの「時間的不整合性」の議論に関係するものがある。

政府の弱さが財政に与える影響に関する研究の端緒は Rubini et al.(1989) であるが、当初は政府を類型化した総合的指標によって分析がなされていた。その後、与党の政党数や政党間のイデオロギーギャップなどが直接測定されるようになったが (Perotti & Kontopoulos(2002), Franzese(2000), Volkerink & de Haan(2000), Balassone & Giordano(2001))、連立政権と予算制度との交互作用はより最近になって分析されるようになった。これらの研究では特に予算制度が連立政権下で有効であることが強調されているが、他方で単独政権下での予算制度の役割については議論が明確になっていない。

de Haan, Jong-A-Pin & Mierau(2013) は連立政権の場合、特に与党内に深刻なイデオロギーギャップがある場合に、予算制度は財政赤字抑制効果を持つことを示した。Martin & Vanberg(2012) は von Hagen らの予算制度指標から 4 つの指標をピックアップして予算制約インデックスを構成し、予算制度が連立政権と財政支出に対して交差効果を持つことを示した。Wehner(2008) は政党数と予算制度のうち議会の予算修正権を取り上げて交

差させた分析の中で、与党の政党数も考慮に入れている。

このように連立政権と予算制度を関連させる研究が出てきている中で、一定気になる傾向がある。それは、連立政権下で予算制度の効果があることを強調するのはよいが、単独政権下で予算制度の効果があるのかどうか不明瞭であることである。特に de Haan, Jong-A-Pin & Mierau(2013) の分析を吟味すると、彼らの固定効果分析と、その感度分析であるシステム GMM の結果からは、おおむねイデオロギーギャップが大きい場合、あるいは与党政党数が多い場合（しかも単独政権のイデオロギーギャップはゼロであるため両者は重なりあう）には予算制度は有効であるが、両者が小さい、ないし少ない場合には有効ではない（有意ではない）ということが限界効果プロットから読み取ることができる。

もし連立政権と予算制度が関連することが、さらに単独政権下で予算制度が有効でないことをも意味するならば、von Hagen 以来、財政状況に対する予算制度の有効性が主張されてきたが、この議論が決定的なところで崩れてしまう。特に von Hagen らは財務省等への権限の集中を中心とする「委託国家」と、数値的ルールを中心とする「契約国家」に分類して予算制度はそれぞれのありようで財政規律に貢献するとしてきたから、特に前者の委託国家が小選挙区、二大政党制下の単独政権であることが多いことから、彼らの主張とも矛盾することとなってしまう。

ここから検証すべき仮説が以下のように導かれる。まず第1に予算制度は de Haan, Jong-A-Pin & Mierau(2013) らが示すように、単独政権下では財政規律を高める効果を持たないのかどうか検証されねばならない。第2に単独政権下で財政規律を高める効果を持つか否かに関わらず、予算制度と政党数が交差効果をもつとしても、すべての予算制度が交差効果を持つのではないかもしれない。したがって第2の仮説、正確にはデータ分析的仮説としては、予算制度を政権与党の政党数と交差効果を持つものと、持たないものに適切に分離することができるというものである。そして第2の仮説に従って、連立政権が常態であったり、それが今後中長期的に期待できる国には交差効果を持つ予算制度を中心に改革の柱とすることができ、また逆に単独政権が常態であったり、それが今後中長期的に続くこと期待される国には、交差効果を持たない予算制度を中心に予算制度改革の議論の中心に据えることができる。このようにすることによって予算制度改革の議

論の「絞り込み」を可能にし、効率的な改革アジェンダを組み立てることが可能となるだろう。

本論文はこの方針を実行するために、誤差修正モデルを中心とする分析手法と、通常より範囲の広いデータを組み合わせることで含意を得ようとしている。以下分析結果を見る前に分析手法とデータを概観する。

## 2 分析手法

本論文では予算制度と連立政権の財政状況に与える影響を単一方程式誤差修正モデルによる分析で明らかにしようとしている。誤差修正モデルを採用する理由は、第1に標本の構成の問題があり、第2に予算制度の長期効果が主要な関心事であることがある。

まず第1に、本論文は長期にわたる予算制度の影響を見るものだが、その標本の構成から時系列・横断面 (Time Series Cross Section) 分析の系譜に属するものである。時系列・横断面データはパネルデータと区別され、厳密な線引きはないものの、前者は典型的には20年以上のデータ、後者は10年未満のデータを指すと考えられている (Beck(2001), Beck & Katz(1995, 2011))。このような時系列・横断面データに適した分析手法は、縦に長いデータであるため、必然的に時系列分析と共通した特徴を持つ。

時系列や時系列・横断面データにおいては一般に系列相関を避けることが難しいため、ラグを伴うモデルが構築される。このような時系列的手法の相対的に一般性のある定式化がADL(Autoregressive Distributed Lag)モデルである。ADLを一般形とするとラグ付従属変数(のみ)を伴うモデルや、自己回帰モデルはその特殊形として位置付けられる。一つだけの説明変数の上に、説明変数、被説明変数のラグをそれぞれ1に限定したもっとも単純化したADLの定式化を示すと以下の通りとなる。

$$Y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_1 Y_{it-1} + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

今上式の両側から  $Y_{it-1}$  を差し引き、右辺に  $\beta_0 X_{it-1}$  を加減すると以下のようになる。

$$\Delta Y_{it} = \alpha_{0i} + (\alpha_1 - 1)Y_{it-1} + \beta_0 \Delta X_{it} + (\beta_0 + \beta_1)X_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

他方で例として、1つの説明変数と1つの被説明変数の場合のもっとも単純な誤差修正モデル(それぞれラグ1)は以下のように定式化される。

$$\Delta Y_{it} = \alpha_{0i}^* + \alpha_1^* Y_{it-1} + \beta_0^* \Delta X_{it} + \beta_1^* X_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

ここで  $\alpha_1^* = \alpha_1 - 1$ ,  $\beta_0^* = \beta_0$ ,  $\beta_1^* = \beta_0 + \beta_1$  の関係がある。これがいわゆる Bardsen 型の誤差修正モデル (Bardsen(1989), Banerjee et al.(1993)) であり、本論文で採用されている定式化である。ゆえに誤差修正モデルは時系列・横断面データを取り扱う一般的モデルである ADL と同形である。

第2に、誤差修正モデル利用の理由はそれが制度の長期的効果を明らかにする分析手法だからである。誤差修正モデルにこのような解釈を与える場合、オリジナルのモデルにおいては政策論的には階差の独立変数のみが、政策の短期効果、すなわち即時的効果とみなしうるものである。すなわち X の限界的变化が Y の限界的变化をどれだけもたらすかを示している。他方で、ラグ項はある種の水準効果を示すものだが、こちらはそのままでは長期効果として用いることはできない。

長期効果は経済社会にある種の均衡状態を想定しなければならない。いま説明変数、被説明変数を問わず、すべての階差項がゼロとなる時、すなわちすべての変数が変化しない定常状態である時、ラグ項の間の関係は、長期均衡状態における相互の関係とみなすことができる。今上記の方程式(3)に  $\Delta Y_{it} = \Delta X_{it} = 0$  を代入すると、すべての t に対する均衡状態変数である  $y_i^* = E(Y_{it})$  と  $x_i^* = E(X_{it})$  からなる以下の方程式を得る。

$$y_i^* = -\frac{\alpha_{0i}^*}{\alpha_1^*} - \frac{\beta_1^*}{\alpha_1^*} x_i^* \quad (4)$$



したがってもとの誤差修正モデルから、操作によって長期効果の係数を得ることができる。

しかし標準誤差はこの方法では自動的に計算できない。この問題を迂回するために通常用いられるのが”Bewley Transformation”(Bewley(1979), Banerjee et al.(1993)) であり、以下のように定式化される。

$$Y_{it} = \phi_{0i} + \phi_1 \Delta Y_{it} + \psi_0 X_{it} + \psi_1 \Delta X_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

ここで  $\Delta Y_{it}$  はもともとの誤差修正モデルから推定された被説明変数である。この方程式では、 $\psi_0$  だけが政策の長期効果として用いることができ、他の変数に対する係数は政策論的には無視される。他方で、元の誤差修正モデルの係数は短期効果に関してのみ有効に利用できる。

方程式の右側に従属変数が含まれているため、誤差項との相関を避けるため、一致性ある推定を得るには操作変数を用いる必要がある (Banerjee et al.(1993), de Boef & Keele(2008))。

連立政権の問題を取り扱った誤差修正モデルの利用例には Franzese(2002) があるが、予算制度との交差効果を検証したものではなく、何よりも制度研究の最大の関心である長期効果を明らかにするような使い方がなされていない。本論文は De Boef & Keele(2008) の影響下に予算と連立政権の問題を ADL を用いて接近した Martin & Vanberg(2012) の視点を一步進めて、長期効果を強く意識した誤差修正モデルの利用を行っているが、このような視点からの誤差修正モデルの活用は本論文が初めての試みといってもよいと思われる。

なお本論文での推定においては、誤差修正モデルに加えて、パネル修正標準誤差 (Panel Corrected Standard Errors: PCSE)、および交差項の適切な処理が必要となる。前者は Beck & Katz(1995) により導入されたもので、時系列・横断面データによる比較政治経済分析における利用が定番となっているものである。後者に関しては Brambor, T, W.R. Clark & M. Golder (2006) の指摘により、政治学領域を中心に、最近の研究では特に留意されているもので、交差項のもとなる”Constitutive”な変数を飛ばして推定しないことや、表形式のみによる判断は交差項分析の際には問題となるため、

限界効果プロットによる交差効果の判断が Brambor et al.(2006) あるいは Kam & Franzese(2007) 以来近年の傾向となっており、本論文でもこれらの留意点に従っている。

加えて以上の手法に基づく分析には以下の4つの留意点がある。第1に本論文では単一方程式誤差修正モデルを前提としていることから、弱外生性検定 (Engle & Granger(1987), Enders(2009), Collier & Godris(2008)) を行っている。第2に本論文が用いる誤差修正モデルは、定常データを前提としているが、政治学領域においては、単位根検定や共和分検定に依拠した手続きに懐疑的な議論が多い (De Boef & Granato (1997), De Boef & Granato (1999), Beck(1992), Alvarez & Katz(2000), Beck & Katz(2011))。これに対し本論文では単位根検定が信頼できると仮定した場合と、そうでないと仮定した場合の両方に対応する安全策をとっている。まずとりあえず単位根検定を信頼できるとして、説明・被説明変数に対しパネル ADF 検定をかけている。さらに誤って共和分関係なく非定常データを用いてしまった場合には残差の単位根にそのことが表れると考えられ (Beck(1992), Beck & Katz(2011))、その検定も行っている<sup>1</sup>。その結果単位根検定で問題となった変数や残差はなかったが、そもそも単位根検定が信頼できないとも考えられるので、判断材料としては論理的なチェック (その変数が”bounded”な変数であるのかどうか<sup>2</sup>) も重視した。第3にパネル修正標準誤差は系列相関が適切に処理されていることが前提となるため、Lagrange Multiplier 型の検定を行っている。ラグ付従属変数は大半この問題を消去するという事は知られており、実際検定において系列相関は検出されていない。第4に交差効果分析においてすべての変数を投入すると多重共線性の問題が発生するという懸念がある。しかし Brambor, Clark & Golder (2006) の議論に見られるとおり、真のモデルが交差モデルである際、多重共線性を理由にそれを行わないことの方が問題である。本論文でもすべての変数を交差項とともに投入した場合には VIF などでは多重共線性の疑いが生じており、この点を回避してはいない (交差項を構成しない変数の係数には大きな変化は

<sup>1</sup>表中では ADF 検定の結果を示しているが、共和分の場合の棄却域も反映した Engle Granger 型共和分検定 (Kao 検定) も行っており、残差に単位根を示したものはなかった。

<sup>2</sup>例えば単位根検定で社会保障経費の GDP 比が非定常データとみなされるとしても、このような本質的に”bounded”なデータを非定常とはみなしえない (Alvarez & Katz(2000), Beck & Katz(2011)) といった議論である。

ない)。他方で、交差項を伴う方程式に対して伴わない方程式を推定しそこで多重共線性が発生しないかどうかのチェックは行っており、一連の推定が交差項以外の変数を要因とする多重共線性の影響を受けないよう努力はしている。

### 3 データ

制度の社会経済変数に対する影響は、他の社会経済的要因ほど直接的ではなく、相対的に大きな標本でようやく効果が表れてくる微妙なものであると考えられる。このことが、国際比較データの場合、企業や家計をめぐる研究と比べて圧倒的に標本数が少なくなるため、制度研究を難しくしている。Hallerberg, Strauch & von Hagen (2009) は委託国家、契約国家の分類に強くこだわる余り、標本を2つに分割して分析を行っているが、国際比較データの特性を考えると標本を分割したり、限定することは明瞭な効果を得る上で有利な戦略ではないと考えられる。

さらに時系列・横断面データはNの漸近理論ではなく、Tの漸近理論に服するものであり、ランダムサンプルやショートパネルのように、標本から得た性質を他のNに敷衍するのではなく、採用したNの性質をTを広げて(おそらくは将来予測という形で)敷衍する形の推論を前提としている。ゆえに欧州研究で得た含意を他国に一般化することは時系列・横断面データからは適切ではなく、問題とする国は極力標本に含めることが望ましいということになる。

本論文ではそのため、標本を極力拡大する戦略をとっている。まず、von Hagen らによって取り扱われてきた欧州15か国データをさらに拡張して中東欧諸国まで含めた Fabrizio, S. & A. Mody (2010) のデータベースに依拠することで範囲を広げている。von Hagen らのデータベースと比べるとフランスとアイルランドが欠落しているが、この部分に関しては von Hagen らの研究を参照して補充している<sup>3</sup>。

さらに本論文では日本、オーストラリア、カナダ、ニュージーランドの4か国をこのデータベースに追加し、29か国データを構成している。従来地理的

<sup>3</sup>フランスについてはLOLF 予算改革の実態を反映させるため、I2についてのみ修正している(1.28(1.92が2005年まで))。



近接性から欧州諸国に標本が限られ、「欧州研究」の傾向が強かった比較予算制度研究であるが、この4か国を加えればほぼ代表的な議院内閣制の国々を網羅したこととなり、「議院内閣制諸国データベース」としての位置づけが可能となる。予算制度の分析は複雑な質的情報から限定的な項目に分類していく判断を要する行為である<sup>4</sup>。上記4か国の予算制度インデックスの構成は、日本に関しては von Hagen, J. (2005) を参考にすることができる<sup>5</sup>が、他の3か国に関しては各種文献を参照し、かつ現地調査により確認を行っている<sup>6</sup>。以下は、Fabrizio, S. & A. Mody (2010) のデータベースに付け加えた4か国の予算制度と、その前提である予算循環の3つの段階にある制度的特徴を示す指標、“編成過程”(Negotiation Stage: N1-N3)、“審議過程”(Voting Stage: V1-V3)、“実施過程”(Implementation Stage: I1-I4)の諸指標の内訳である(これら諸指標の詳細については、Fabrizio & Mody(2010) および Hallerberg, Strauch & von Hagen (2009) を参照)<sup>7</sup>。

---

<sup>4</sup>本論文は質的・制度的研究と数量的研究のクロスオーバーを志向する分析となっている。予算制度に関わるインデックスは、ほとんどが複雑な制度を研究者の判断で一定の分類を行ったものであり、それに関しては昔から使われている von Hagen らのインデックスについても例外ではない。本論文では von Hagen らのインデックスに似ているが判断がところどころ異なる Fabrizio & Mody(2010) のインデックスをベースに、報告者独自の文献調査 (Fabrizio らのデータベースも同様に文献調査に基礎をおいている) と現地調査を踏まえて4か国を付け加えたものである。ゆえに制度的、質的手法の主観性、さらに複数のデータベースを統合したことに基づく不整合性(無論整合性を意識した上で追加4か国の指標判断がなされている)などの批判も十分にありうると考えられるが、少なくとももとより予算制度の研究においてこの種の判断の難しさの問題を完全に排除することはできず、“Expert Knowledge”によってギャップを埋めていく努力を続けていくべき性質の問題である。本論文は、あくまでこのような制度研究固有の特性を踏まえた上で、その上に組み立てられた構築物であることを確認しておきたい。

<sup>5</sup>ただし補正予算に関してのみ、他国との比較からゼロに直している。

<sup>6</sup>参考文献については紙幅の関係から割愛する。現地調査はオーストラリア(2012年7月～8月)、カナダ(2012年9月)、ニュージーランド(2013年3月)において行われたものである。

<sup>7</sup>von Hagen らは0から4までのスコアを用いており、他の研究者もしばしばこれを踏襲しているが、本論文ではよりわかりやすくするため、すべて0から1の指標となるよう標準化して分析に用いている。



表 1: 追加 4 か国の予算制度

	N1	N2	N3	V1	V2	V3	I1	I2	I3	I4
オーストラリア	2 0 <sup>~97</sup>	1	2	0	0	4	4	1.28	1.33	0
カナダ	2 0 <sup>~94</sup>	4 1 <sup>~94</sup>	4 0 <sup>~94</sup>	4	0	4	4	1.28 3.2 <sup>~92</sup>	1.33 4 <sup>~86</sup>	4
ニュージーランド	3 0 <sup>~93</sup>	2 1 <sup>~92</sup>	2 0 <sup>~88</sup>	0 4 <sup>~95</sup>	0	4	4	1.28 3.2 <sup>~88</sup>	4	0
日本	0	2	0	0	0	4	0	3.2	2.66	0

表 2: 予算制度指標

N1	一般制約 (支出、債務、収支等による)
N2	アジェンダ設定 (蔵相予算基準決定 or 閣議決定等)
N3	交渉構造 (二元的、多元的、内閣全体)
V1	議会修正権
V2	予算総額投票 (最初/最後)
V3	信任投票
I1	補正予算
I2	流用制限
I3	繰越制限
I4	蔵相予算執行停止権

本論文は他方で、時間的にも極力過去にさかのぼることによって、制度の効果をはっきりさせようとしている。本研究では Martin & Vanberg(2012) に倣い、1970 年以降 2010 年までの極力長期にわたるデータを活用して分析を企てている (実際には説明変数・被説明変数のラグなどから活用し得ているのは 1972 年から 2010 年までの 39 年間データである)。かなり長期にわたるが、制度の特徴からごくまれにしか変化せず、このような長期の敷衍は妥当と考えられる。ここから、予算制度の特徴や地理的的近接性を反映し

た形で 29 か国をコーディングしたのが以下のリストとなる。

表 3: 国番号

1 デンマーク	2 フィンランド	3 スウェーデン
4 ベルギー	5 オランダ	6 ルクセンブルク (90-)
7 ブルガリア (98-)	8 チェコ (96-)	9 エストニア (93-)
10 ハンガリー (95-)	11 ラトビア (94-)	12 リトアニア (98-)
13 ポーランド (95-)	14 ルーマニア (95-)	15 スロバキア (94-)
16 スロベニア (95-)	17 オーストリア	18 フランス (78-)
19 ドイツ	20 ギリシャ (95-)	21 アイルランド (90-09)
22 イタリア	23 ポルトガル (77-)	24 スペイン (78-)
25 日本	26 オーストラリア (89-)	27 カナダ
28 ニュージーランド (86-)	29 イギリス	

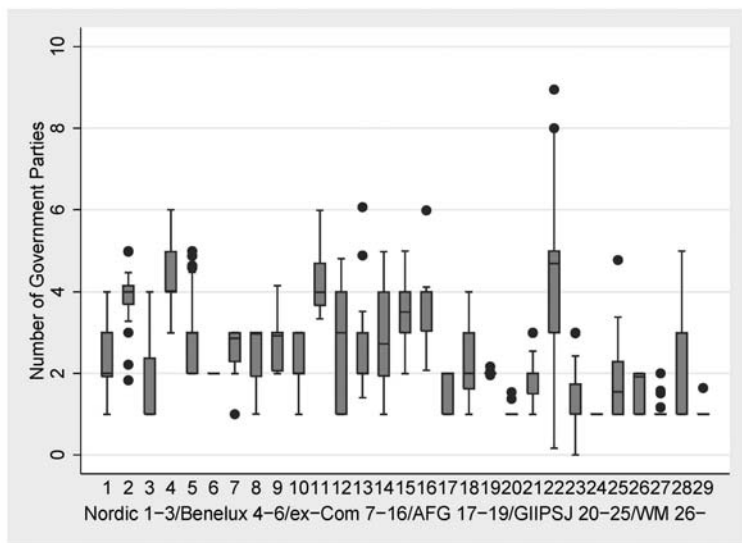
注: データの範囲は政府支出、与党数等のデータにより制約

当然のことながら、中東欧諸国は 90 年代から、またギリシャ、スペイン、ポルトガルなど軍事独裁政権を抱えていた国々は民主主義に移行した後のデータ、その他主に被説明変数を中心にアイルランド、フランス、ルクセンブルク、オーストラリア、ニュージーランドなど途中からしかデータのない国々が存在する。したがって本論文の分析対象は不完備パネルである (推定に用いた全標本数は 769)。

以上の分析対象国をその特徴が明確になるようにグルーピングし、政党数の分布を見たのが以下のグラフである。基本的に多党制の傾向のある国々からそうでない国々に並ぶよう配列してある。最初の北欧 (Nordic) 諸国 (ただしスウェーデンは単独政権の傾向が強い)、ベネルクス (Benelux) 諸国、そして旧共産圏 (ex-Com) である中東欧諸国も政党政治が定着し始めてから日が浅く、多くの分裂した政党があるとともに新たな政党が生まれては消える状態がいまだ続いている (民族、宗教による政治的分裂もある)。フランスとドイツは von Hagen らが多党制ではあるが事実上 2 大グループ政党制であるとして位置付けており、単独政権の多い国々と多党制の国々の中間

的な位置づけが可能である(オーストリアも単独政権か2政党による政権であり、ドイツに近い政治的体質もあるためここに含めた(AFG))。そこから後は、現在欧州で財政危機が特に深刻とされている GIIPS 諸国(ギリシャ、アイルランド、イタリア、ポルトガル、スペイン)と日本(GIIPSJ)、そしてイギリスを含むウエストミンスター(WM)諸国を並べた。GIIPS 諸国はイタリアだけが多党制の傾向が強いが、他は日本を含みむしろ単独政権であることが多く、ウエストミンスター諸国は2大政党の伝統が強く当然単独政権の傾向が強い。数でも、中東欧諸国までは2政党が第3四分位であることが多いが、GIIPS 諸国とウエストミンスター諸国では2政党が第1四分位であることが多いのがわかる。

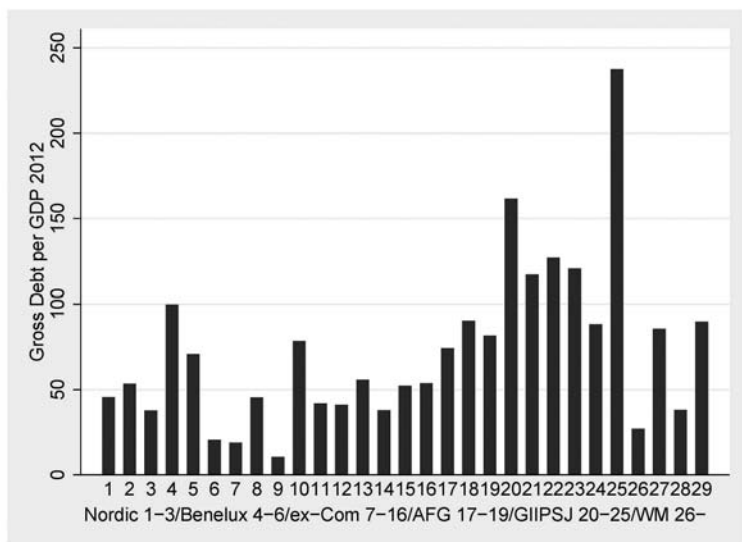
図 1: 国番号別与党数



このように標本を相対的に多党制の傾向のある国々のグループと、そうでない国々のグループに分けて並べた時、これと債務残高の GDP 比を対比させると、中東欧諸国までのグループでは決して極端な財政悪化の状況はほぼ見られないのに対し、後の方のグループでは債務残高の GDP 比が大幅

に高くなっているのがわかる。もちろん、オーストラリアやニュージーランドなど極端に債務残高の少ない国々もあるが、人々の印象では単独政権の国々の方が財政規律が高い、逆に連立政権や特に非常に多くの政党が関与する多党制の国々では財政状況が悪いという印象がある。北欧や、イタリアなどの典型的な多党制の国々が人々の念頭に上り、研究者も同様にこのような視点からしばしば分析を行ってきた。しかしながらこのような視点は実際には必ずしも裏づけられておらず、連立政権と財政悪化を結びつける視点の再検討が必要と考えられる。

図 2: 一般政府粗債務残高 GDP 比 (2012 年)



出所: EU AMECO データベース。ただしオーストラリア、カナダ、ニュージーランドは世界銀行データ (Economic Outlook)。両者の統計上のベースは異なり (AMECO データは過剰財政赤字手続きのためのもの)、あくまで例示のためのグラフとなっている。

以上が本論文の中心課題である、予算制度の基本構造である。この他の



変数に関しては、まず被説明変数については Martin & Vanberg(2012) らに倣い、政府支出の対 GDP 比<sup>8</sup>を用いている。当然債務残高や財政収支への関心が政策的には高いと思われるが、債務残高は定常性の問題に引っかかり、本論文で用いることができない。また財政収支も、経済諸変数との間で相関を持ってしまうことから、弱外生性検定をパスしない。財政収支を用いるためには経済諸変数をすべて落とさなければならないが、財政状況に経済状況が全く影響を与えないことは考えられず、財政収支を用いることは断念している。

しかし政府支出を用いることは一定の意味がある。Perotti & Kontopoulos(2002) が述べるように、様々な理論的背景は公共支出増大を説明しても、財政赤字増大を直接的には示さないことが多い。左翼政党が公共支出増大を望むことは理由があるが、財政赤字増大それ自体を望むと考えること自体は無理がある。財政収支は公共支出と公共収入の両方に加わる影響が複合的に交錯する複雑な指標であるため、より単純な財政支出を用いることに一定の意義があると考えられる。予算制度の影響を見る場合には、当然財政支出抑制(マイナスの符号)に働くことが期待されている。

本論文が重視する連立政権を示す指標については、与党の政党数をカウントしている。他にも政党間のイデオロギー的なギャップを示す指標も構成しようが、本論文の枠組みでは明確な結果を得ることができなかった。大臣の数をもって政府の弱さの指標とする場合もあるが、この指標の問題は技術的な理由から大臣の数は増減しようということであり、たとえば国の規模を GDP などで測って相関させると一定規模までは規模が大きくなるほど大臣の数は増える(特に本論文の標本には小国が多いことに留意されたい)。von Hagen らの理論モデルが支出官庁の大臣の数をモデルのベースとしているが、これはあくまで利害の分裂の象徴と見るべきであり、それを実際に測定する際には大きな問題を含むと考えられる。今後の利用に際しては一定の考察が必要と考えられ、本論文では利用を留保している。

政党の数は選挙管理内閣である場合はゼロとなる。これはあまり意味をなさないため、使う変数としては与党政党数から 1 を引いた数を用いている。それゆえ、予算制度と交差効果を形成する際、予算制度変数それ自体

---

<sup>8</sup>2010 年のアイルランドの異常値、中東欧諸国の再独立直後の混乱の時期における大幅な変動を除外している。

は与党の政党数が1となる場合の効果と読むことができる（このとき交差効果がゼロとなる）。政党数の増大は財政支出を増大させると期待される。

その他の政治的変数にはまざりイデオロギー指標がある。本論文ではマニフェスト指標をもとに首相の所属する政党のイデオロギーをカウントしているが、左翼政党がマイナスで表現されているため、左寄りの政党が公共支出を増大させるなら負の係数が期待される。さらに与党の議席シェアを用い、少数与党である場合や、逆に圧倒的な多数を構成する場合の政策効果をこの変数で表現しようとしている。強力な政府である方が財政支出を抑制するならマイナスの係数が、あるいはあまりにも強力な政府は政党間競争を免れ歯止めがかからなくなると見るならプラスの係数を持つと考えられる。また政治的景気循環の影響を見るため選挙のある年を1とするダミー変数を用いている（議会選挙のみならず大統領選挙の年も含んでいる）。プラスの係数が期待される。

経済的変数には実質経済成長率、失業率、貿易依存度を用いている。これらは既存研究を参考に利用可能な経済変数を採用したもののだが、弱外生性検定を通らねばならず、特に経済変数は相互に関連する傾向があるため、本研究の枠組みで採用することは難しく、採用を断念したものもある（インフレ率など）。また失業率と貿易依存度も本論文では階差変数を用いているが、これは定常性の問題ではなく、弱外生性の問題を回避するための措置である。階差とラグを用いる誤差修正モデルに元々階差の変数を用いるのは直感的には違和感のあるところかもしれないが、変化率の変化は急激な変化を示すと考えられることから、失業率悪化のペースの変化、対外開放のペースの変化などが強い政策ニーズや明確な改革の姿勢を示すと考えれば、意味を持ちうると考えられる（慢性的な失業率増大では政府は特段反応しない等の考慮に基づく）。経済成長率は負、失業率は正、貿易依存度は開かれた経済が政府介入への依存を減らし、また市場圧力が健全財政を導くなら負の係数を持つと考えられる。小国で外部の影響を受けやすいためリスク管理のため通常以上に健全財政が求められる傾向があるが、この場合も貿易依存度によって外部の影響を測ることができる（日本などはこの影響が小さく、健全財政に向かいにくいと考えられる）。

データの源泉は政党数と議会シェアに関しては Wikipedia 情報から直接

カウントしたものである<sup>9</sup>。イデオロギー指標は Manifesto Project から構成している。選挙ダミーは世銀の Political Institutions Database を用いている。財政支出は OECD Economic Outlook Database No.92 を利用、実質 GDP 成長率と貿易依存度は世銀の World Development Indicators を利用、失業率は OECD の労働力統計を利用している。

以上の変数から、本論文では以下のような分析モデルを構築して推計を行っている。

$$\begin{aligned} \Delta Y_{it} = & \alpha_0^* + \alpha_1^* Y_{it-1} + \beta_0^* \Delta B_{it} + \beta_1^* B_{it-1} \\ & + \gamma_0^* \Delta N_{it} + \gamma_1^* N_{it-1} + \zeta_0^* \Delta B * N_{it} + \zeta_1^* B * N_{it-1} \\ & + \eta_0^* \Delta P_{it} + \eta_1^* P_{it-1} + \theta_0^* \Delta E_{it} + \theta_1^* E_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

ここで Y は財政支出、B は予算制度、N は与党政党数、P は政治的コントロール（イデオロギー、議席シェア、選挙）、E は経済的コントロール（成長率、貿易依存度、失業率）である。固定効果モデルであり、国ごとの非観測異質性を  $\mu_i$  で拾い上げることになっている。またこのモデルは 2 元配置固定効果<sup>10</sup> モデルであり、時間効果 ( $\lambda_t$ )、個別効果 ( $\mu_i$ )、個別効果および時間効果 ( $\mu_i$  &  $\lambda_t$ ) がそれぞれゼロとする帰無仮説は F 検定により棄却されている。

上記モデルはオリジナルの誤差修正モデルであるが、実際には本論文は政策論的にそこから導出した長期効果（操作変数モデル）を中心に分析を進めるものであり、表や限界効果プロットも長期効果を中心に議論を進める。短期効果（オリジナルの誤差修正モデル）については簡略化した取り扱いをし、コントロール変数の確認の際に一瞥するのみとなろう。

<sup>9</sup> これらの情報（イデオロギー指標も含めて）は内閣単位のデータであるため年次単位とずれるため、日単位での調整を図っている (Martin & Vanberg(2012) などと同様の手続きによる)。

<sup>10</sup> Adolph, Butler & Wilson(2005) は、本論文と同様の被説明変数・説明変数両方にラグを伴うモデルにおいて、Arellano-Bond モデルは固定効果モデルよりも Bias が同等であるか、あるいはより大きい（特に単位効果と説明変数の相関が相対的に大きい場合）ことを示すモンテカルロ研究を示している。他方でプーリングモデルは固定効果モデルよりも、単位効果の分散が小さいときには Bias がより小さくなるが、それが大きいときには Bias がかえって大きくなることも示している。Nickell(Hurwicz) Bias を理由に他の推定方法が模索されるのは典型的には T が 1 ケタであるような状況 (Beck & Katz(2011)) であり、時系列・横断面分析を対象とする本論文のセッティングには当てはまらない。

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \alpha_{0i}^* + \alpha_1^* \Delta Y_{it} + \beta_0^* \Delta B_{it} + \beta_1^* B_{it-1} \\
 & + \gamma_0^* \Delta N_{it} + \gamma_1^* N_{it-1} + \zeta_0^* \Delta B * N_{it} + \zeta_1^* B * N_{it-1} \\
 & + \eta_0^* \Delta P_{it} + \eta_1^* P_{it-1} + \theta_0^* \Delta E_{it} + \theta_1^* E_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{7}$$

これが長期効果のための操作変数モデルであり、 $\Delta Y_{it}$  が内生変数、これに対する操作変数が  $Y_{it-1}$  となる。以下では長期効果モデルでは短期効果(階差変数)は省略し、短期効果モデルでは長期効果(ラグ変数)は省略して表示する。これら省略表示される変数は政策的に影響を与える変数としては考慮に入れられないものである。

## 4 分析結果

交差効果の解釈は表によっては行いえず、限界効果プロットによらねばならない。しかし図による解釈は質的に複雑なものを含むので、表による判断も有効に生かしながらこの問題に接近していくこととする。具体的には、与党政党数マイナス1の時の効果と、第3四分位である3政党を引いた政党数マイナス3の時(この時予算制度指標は与党数3の時の効果を示す)の効果を表を用いて比べることも併用していく(表中(3a)と(3b)、(4a)と(4b))。

### 4.1 基本モデル

まず最初に全予算制度の単純平均をとった指標と与党数(-1)の両方を投入するが交差効果を持たないモデル(表中の(1))で交差効果を考慮しない場合の連立政権の効果(与党数が1増えるときの効果)と予算制度の効果を確認する。連立政権の効果は財政支出を引き上げ、正の効果を確認でき、1%有意と効果も明確である。同様に全予算制度の平均は財政支出を抑制するうえで明確な効果を持つ(1%有意)。

この他、長期効果におけるコントロール変数については、まずイデオロ



ギー指標（保守傾向であるほど正に大きな数値をとる）が財政支出抑制に明確な効果を持っており、5%有意となっている。また選挙の符号は正であり、政治的景気循環の傾向が読み取れる。5%有意であり、明確な効果が見える。議席シェアの負からは強力与党の確立が財政緊縮に有利（少数与党などは不利）であることが読み取れるが、符号は予測通りでも統計的に有意なものはない。経済的変数の方は実質成長率が高い方が支出抑制に有利であることは予測通りであり、統計的にも1%有意で明瞭な効果となっている。他の経済変数はそれほど明確ではなく、貿易依存度の高まりがより少ない財政支出を必要とすること、また失業率の高まりがより多くの財政支出を必要とすることは予測通りであるが、統計的に5%有意ではない。失業率に関してはどうか10%有意の範囲にとどまっている。以下他のモデルでもコントロール変数の傾向はほぼ同じである。

同様の効果は短期効果モデルでも見られる。与党の数は財政支出拡張効果を持ち統計的に有意である（1%）。予算制度も短期においても財政支出抑制効果を持つが、10%有意にとどまっている。イデオロギー指標の符号は反転しているが、統計的な関係が非常に弱く、短期においてはほとんど無関係と見ていいだろう。他方で選挙の符号は予想通りであり、しかもすべてのモデルで5%有意である。選挙のタイミング（短期効果）も頻度（長期効果）も財政支出に大いに関係あることがうかがえる。他方長期効果では有意でなかった議席シェアが1%有意となっており、選挙における圧勝、あるいは逆に少数与党の成立などが直後には大きな影響を与えるが、その効果は持続しないことが読み取れる。経済成長率は長期だけでなく短期においても有意に影響を与えているし、貿易依存度の符号が予想通りではあるが有意ではないのは長期モデルと同様である。他方、失業率は符号は予想通りでかつ長期モデルと異なり統計的に5%有意となっている。失業率は階差をとっており、そのまた階差であるから失業率の急激な悪化を表すと解する他はない。コンスタントな悪化を超えた変動に政府や世論が反応すると考えれば長期効果がなく短期効果のみあることは一応常識と合致する。最後に「誤差修正項」の係数に相当する「政府支出（ラグ）」の係数は負で0.15となっており1%有意である（これもすべてのモデルにほぼ共通している）。これも理論上の想定と合致しており問題は見いだせない。係数から想定される均衡から乖離した際の調整期間は6.67年である。

以下他のモデルでもコントロール変数の傾向は同じであり、また本論文の政策的含意から言って短期効果は重要でないのでコントロール変数の短期効果についての言及は省略する。またここで述べたコントロール変数以外の予算制度の短期効果についても本論文では注目はなされない。制度変化に伴う混乱や事務負担などから予想とは違う正、ないし負の効果は持ちうると思われ、そこにあまりに過度の読み込みを行うことも意味が感じられないからである。制度の効果はあくまで長期効果をもって判断がなされるべきであろう。

## 4.2 基本モデルの交差効果

次にここからより発展的なモデルについて見ていく。まず最初に検討すべき仮説は、予算制度と与党政党数が関係し交差効果を持つのだとしても、そのことが同時に単独政権下では予算制度が有効性を失うことを意味するのかどうかということであった。すなわち棄却されるべき仮説として、以下の仮説を設定することができる。

単独政権有効性仮説：予算制度と与党政党数が関係し交差効果を持つのみならず、単独政権下では予算制度が有効性を失う(その効果が明確でなくなるかあるいは逆効果となる)ことが観測される。

この仮説に基づき全予算制度と与党政党数(マイナス1)を交差させる(表中の(2))。与党数と予算制度は依然として有意であり符号も変わらない(係数上の限界効果が変わる)が、交差項自体は有意となっていない。ここでBrambor, Clark & Golder (2006)らが提唱する限界効果プロットを利用して分析を行うと、交差効果の形状をより詳しく見ることができる。ここで実線は回帰直線、点線は95%有意の範囲を表す。表中で交差効果は有意でなかったが、実際には限界効果プロットの方を見ると、かなり明瞭に右下がりの線が描かれていることがわかる。この点は交差効果の存在を強く示唆するものだが、しかし95%有意の範囲を見ると上に大きく湾曲している。したがってこの範囲内に直線を当てはめようとしたとき、必ず右下がりの線になるとは言えず、交差効果が存在することは確実ではない。それ

表 4: 政府支出に対する長期効果 (操作変数モデル)

説明変数 (ラグ)	(1)	(2)	(3a)	(3b)	(4a)	(4b)
与党数 (-1/-3)	1.27*** (0.46)	2.71** (1.29)	3.11** (1.35)	3.11** (1.35)	2.86** (1.36)	2.86** (1.36)
全予算制度	-18.99*** (5.49)	14.06** (6.71)				
全予算制度*与党数 (-1)		-3.01 (2.47)				
N1,N2&I1			-7.77** (3.35)	-8.42** (3.82)		
N3,V&I2-4			-3.40 (6.77)	-10.39** (4.61)		
N1,N2&I1*与党数 (-1/-3)			-0.33 (1.76)	-0.33 (1.76)		
N3,V&I2-4*与党数 (-1/-3)			-3.49* (1.99)	-3.49* (1.99)		
N&I1					-7.96** (3.11)	-8.68** (4.16)
V&I2-4					-3.36 (5.00)	-9.71** (4.07)
N&I1*与党数 (-1/-3)					-0.36 (1.98)	-0.36 (1.98)
V&I2-4*与党数 (-1/-3)					-3.17* (1.88)	-3.17* (1.88)
保守傾向	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)
選挙	2.75** (1.38)	2.74** (1.37)	2.69** (1.34)	2.69** (1.34)	2.82** (1.33)	2.82** (1.33)
議席シェア	-5.52 (5.32)	-5.46 (5.39)	-6.14 (5.43)	-6.14 (5.43)	-5.97 (5.37)	-5.97 (5.37)
実質成長率	-1.27*** (0.32)	-1.26*** (0.31)	-1.21*** (0.31)	-1.21*** (0.31)	-1.26*** (0.31)	-1.26*** (0.31)
貿易依存度 (階差)	-0.06 (0.12)	-0.06 (0.12)	-0.06 (0.11)	-0.06 (0.11)	-0.06 (0.11)	-0.06 (0.11)
失業率 (階差)	0.99* (0.55)	0.97* (0.55)	0.99* (0.54)	0.99* (0.54)	0.93* (0.54)	0.93* (0.54)
AIC	5802	5799	5765	5765	5766	5766

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ , 括弧内はパネル修正標準誤差

表 5: 政府支出に対する短期効果 (誤差修正モデル)

説明変数 (階差)	(1)	(2)	(3a)	(3b)	(4a)	(4b)
与党数 (-1/-3)	0.34*** (0.11)	0.92*** (0.29)	0.95*** (0.29)	0.95*** (0.29)	0.93*** (0.29)	0.93*** (0.29)
全予算制度	-3.35* (1.90)	-2.14 (1.96)				
全予算制度*与党数 (-1)		-1.26** (0.56)				
N1,N2&I1			-0.89 (1.32)	-1.62 (1.33)		
N3,V&I2-4			-1.09 (2.13)	-2.97 (1.81)		
N1,N2&I1*与党数 (-1/-3)			-0.37 (0.43)	-0.37 (0.43)		
N3,V&I2-4*与党数 (-1/-3)			-0.94* (0.53)	-0.94* (0.53)		
N&I1					-1.87 (1.23)	-1.21 (1.35)
V&I2-4					0.61 (1.94)	-3.05* (1.82)
N&I1*与党数 (-1/-3)					-1.83*** (0.51)	1.83*** (0.51)
V&I2-4*与党数 (-1/-3)					0.33 (0.45)	0.33 (0.45)
保守傾向	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
選挙	0.25** (0.12)	0.24** (0.12)	0.25** (0.12)	0.25** (0.12)	0.25** (0.12)	0.25** (0.12)
議席シェア	-2.31** (1.03)	-2.51** (1.05)	-2.61** (1.09)	-2.61** (1.09)	-2.98*** (1.08)	2.98*** (1.08)
実質成長率	-0.23*** (0.03)	-0.23*** (0.03)	-0.23*** (0.03)	-0.23*** (0.03)	-0.23*** (0.03)	-0.23*** (0.03)
貿易依存度 (階差)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)
失業率 (階差)	0.18** (0.07)	0.18** (0.07)	0.19** (0.07)	0.19** (0.07)	0.18** (0.07)	0.18** (0.07)
政府支出 (ラグ)	-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)
修正 R <sup>2</sup>	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22	0.22
残差 ADF	-19.52	-19.53	-19.47	-19.47	-19.42	-19.42
Breusch-Godfrey $\chi_2(1)$	0.82	0.85	0.69	0.69	0.83	0.83

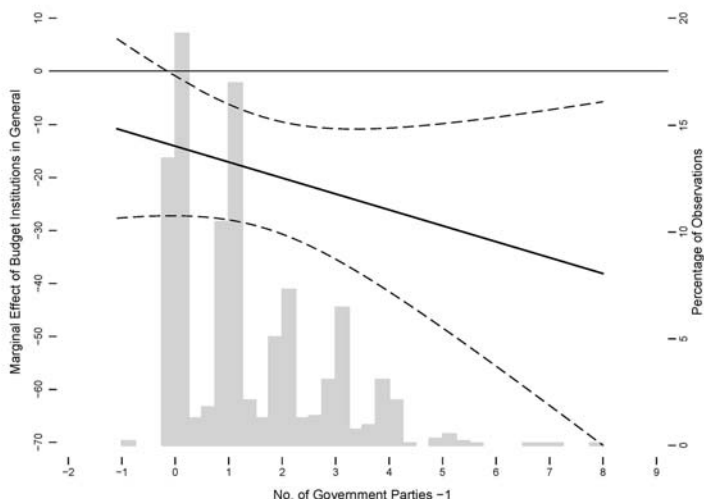
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ , 括弧内はパネル修正標準誤差



ゆえこのケースの場合、交差効果が存在するとまでは言えず、そのことが変数のほぼ全域にわたって成り立っている。仮に検証すべき仮説が交差効果の存在であったとすれば棄却されるといいうることになる。

実際に政策論的には、交差効果があるのかないのか(95%有意の範囲内で傾斜する直線を描きうるのかどうか)よりも、本論文のケースのように、変数のある範囲では負または正に有意な効果を持つものが、変数の別の範囲では有意でなくなったり、あるいは符号が反転する(逆効果になる)といったことの方が重要である。本論文の場合は、連立多党制の下で有意である予算制度が、単独政権の下では有意でなくなるということがあるのかどうか問題となる。これに対し限界効果プロットが示唆するところでは、単独政権の下では予算制度の財政支出抑制効果はかなり小さくなるが、95%有意の境界線は負の範囲内にあり、なお有意な領域の範囲にとどまっているということがわかる。

図 3: 交差効果の限界効果プロット：予算制度全体×与党政党数(-1)



したがって本論文の冒頭で掲げた仮説1「予算制度は単独政権下では財政規律を高める効果を持たない」に関しては棄却される。しかしながら、交差効果の存在について統計的に有意とは言えないにしても、予算制度と与党政党数の間に一定の関係があることは限界効果プロットから強く示唆されるところである。ここから、第2の仮説、ないしデータ分析的課題が出てくる。すなわちここまでは全予算制度の平均を政党数と関連させたが、そもそも予算制度の中には政党数と関係を持つカテゴリーのものと、そうでないものに分かれるかもしれない。関係を持つものに関しては単独政権下では効果を持たず、連立政権下でのみ効果を持つことが期待される。関係を持たないもの、あるいは逆の関係を持つものもありうるが、単独政権下では効果を持つが、連立政権下では効果をもたない、あるいは単独政権下でも連立政権下でも効果を持つといったカテゴリーの予算制度も存在することが期待される。

このような観点から以下では予算制度を2つのカテゴリーに分けることを企てた。そのための効率的な作業を行うために、政党数(-1)を変数として使うだけではなく、政党数(-3)も並行して用い比較することとした。与党政党数1は与党政党数変数の第1四分位に位置し、与党政党数3は与党政党数変数の第3四分位に位置する。したがって前者は単独政権、後者は典型的な、希少事例ではない連立政権を意味すると考えられる。ここで予算制度を2つにグループ分けするとき、連立政権(与党数3)において有効なグループは、与党政党数(-3)の変数を用いた時、関連する予算制度の変数は係数が負になり、統計的に有意とならねばならない。しかし同じ変数を与党政党数(-1)の変数を用いた分析を見たとき、統計的に有意とならないか、あるいは有意となっても正の係数を持つ(つまり逆効果になっている)ことが予想される。他方で単独政権において有効なグループは、与党政党数(-1)の変数が負の係数を持ち統計的に有意とならねばならないが、同じ予算制度を与党政党数(-3)の変数を用いて分析したとき、統計的に有意となってもならなくても、あるいはさらに正の符号を持ったとしてもかまわない。

### 4.3 予算制度の理論的分類

予算制度のグループ分けに関しては、まず von Hagen らによる予算制度分類の基礎となっている予算循環の考え方が参考となろうが、本論文では独自の理論的分類による再解釈を行っている。当面予算編成過程の諸指標 (N1-N3) を横に置き、まず予算審議過程の諸指標 (V1-V3) から検討する。これらの指標は明らかに、予算をめぐる政治的プレーヤーが増加し制御不可能な動きをするのを防止する役割を果たすから、共有資源問題との関連が深い。

次に予算執行関連の諸指標をみると、I2、I3、I4などは典型的に、通常NPM改革でよく叫ばれているような行政の規制緩和とは逆の提案となっているのがわかる。von Hagen らの考え方がこの点では財政保守主義ともいふべき反NPM改革論になっており、近年の国際機関によって推奨される予算慣行とは真っ向から反する内容である。一見与党数の問題とは無関係とみなせるこれら予算執行過程諸指標は、しかしながら既存研究のところで述べた「マルチプリンシパル」の理論を背景にして考察すると連立政権との関連が否定できないことがわかる。

NPMは企業経営を範に取ったものであり、経営者の戦略的指示はシンプルで、単一の源泉を持つことが前提とされている。したがってこれを政府に移し替えると、単独政権下では一定機能するかもしれないが、「マルチプリンシパル」的状況となる連立政権下では政権与党内部での争いが行政機関から見ると上からの混乱した相矛盾する指示ということになる。このときエージェントに対するプリンシパルの監視の目は混乱していると同時に弱っており、行政機関は政権内部の争いを利用して自らの縄張りを広げたり、監視の目が行き届きにくいところに自らの利権を拡張したりしがちであると考えられる。

ゆえにNPM改革は単独政権下では機能しても、連立政権下では機能しにくい可能性がある。このことがNPM改革がウエストミンスター諸国中心に展開され、しばしば他の欧州諸国等ではより抑制された機能を果たしていることと符合している。これがもし、NPM改革自体が行政機関の裁量の余地を高めて財政支出増大効果をもつが、単独政権下ではシンプルなガバナンスの下手続きの簡素化につながり両効果を相殺するか、あるいは単独政権下で明確な戦略経営の下NPMに内在的な機会主義的行動を抑制す

る働きを持つとするならば、そのような NPM の弊害を抑制したり相殺したりする機能が連立政権下では弱いと考えられ、逆に言えば von Hagen らのように反 NPM 改革を指標に取ればそれが連立政権下では有効に機能し、単独政権下では NPM のポジティブな面も存在するのでメリットデメリットが相殺し中立的に働く（あるいは統計的にみると有意でない）といったシナリオが考えられる。

したがって予算循環論だけでなく、マルチプリンシパル論の前提を考慮に入れると、予算執行過程ももし反 NPM 的指標が大半であるとすれば、単独政権下よりも連立政権下で中心的に機能すると考えられ、このような反 NPM 的指標は単独で有効であった予算流用の制限 (I2) だけでなく、予算年度繰越の制限 (I3)、あるいは蔵相や財務大臣の送り込んだ財務官による予算執行途上の執行停止権限 (I4) まで、その中に数えることができよう。

このように予算執行過程の諸指標をマルチプリンシパル理論の視点から見直した時、唯一異なる性質を持っているのが I1 である。実は I1 はそもそも予算の執行過程に属するかどうかすら疑わしい面がある。I1 は年度間予算変更に関する指標であるが、通常は補正予算を頻繁に行うのかどうかの問題であり、これは政権内部における決定をまず必要とするのが通例である<sup>11</sup>。したがって I1 は本質的には予算の執行過程よりも予算の編成過程に属すると考えた方が妥当性の高い面があるといえる。I1 を予算の執行過程に数えるのは、何よりも予算循環を予算の年次サイクルと考え、補正予算の問題が本予算が審議議決され会計年度が始まった後の問題としてとらえているからである。しかし本論文にとって重要なのは予算の年次サイクルではなく、議会の前の政権内部の決定に服する問題なのか、議会の中で審議の対象となる問題なのか、議決の後行政機関にゆだねられるような性質の問題なのかが重要である。予算を年度途中で変更、特に増額することができるかに関しては、行政機関のイニシアチブにゆだねられることはまず稀と考えられる。I1 を執行過程ではなく、編成過程、少なくとも予

<sup>11</sup> 例外的に補正予算という形で議会を通さない場合でも、例えばポルトガルでは“contingency fund”の場合は補正予算を通さなくても支出できるが、財務大臣の査定の対象となる。執行面での運用によって支出増額を可能とする場合でも、政府の意思から離れて行政府の裁量で行われるケースはまれと考えられる。ただし各省庁が支出をオーバーランして、政府が補正予算を組まざるを得ないように追い込むといった状況は過去にはあったようである (Hallerberg(2004))。



算の「政府内過程」として、N1 から N3 までの予算制度のグループに含めて考えても、大きな問題はないであろう。

これらのグループは予算の支出可能総額を中期財政計画などから導出して年次財政目標とし (N1)、これを財務省や執行部の強いリーダーシップによって年次の総額管理の枠組みに落とし込み (N2)、会計年度内でも (補正予算を減らし) これを貫徹しようとする (I1) という点で共通した性格を持っていると考えられる。すなわち、時間的整合性の確保のための予算諸制度として位置づけが可能である。

このように予算制度を時間的整合性、共有資源問題、マルチプリンシパルモデルの3理論によって整理し直した時、唯一あいまいな位置づけとなっているのが N3 指標である。N3 指標は時間的整合性の確保のためには、N1、N2 で絞り込まれた年次支出制限を順守する上で重要なパーツであるが、そのこと自体は支出官庁大臣によって無責任化しがちな予算過程を、首相ないし財務大臣、あるいは少数のシニアミニスターたちの集権的意思決定の場とすることで制御する役割を果たす。それゆえ主に想定されているのは共有資源問題の理論であり、そこでは主に便益は目の前にしていても負担は  $1/N$  しか考慮に入れないプレーヤーとしては支出官庁大臣が想定されている。しかしながら、政党内部の一体性というものが仮に存在したとして、同じ政党に属する大臣たちをひとまとめにすることが可能だとすれば、この指標も他の共有資源問題に関わる議会関連指標と一体で、共有資源問題への対策として連立政権と深い関係がある諸指標として位置づけが可能だと言える。

以上から、理論的考察を導入し予算制度を連立政権とは関係が薄いグループと関係が深いグループに分けるなら、単独政権でも連立政権でも有効な時間的整合性確保のための諸指標 (N1, N2, I1)、連立政権でこそ効果を発揮する共有資源問題関連の諸指標 (N3, V1, V2, V3)、及び同じく連立政権と関連するマルチプリンシパル理論関連の諸指標 (I2, I3, I4) に分けることができよう。

表 6: 予算制度指標の理論的再分類

旧分類	予算制度指標	理論的背景	組織
N1	一般制約	時間的不整合性	政府
N2	アジェンダ設定	時間的不整合性	政府
I1	補正予算	時間的不整合性	政府
N3	交渉構造	共有資源問題	政府
V1	議会修正権	共有資源問題	議会
V2	予算総額投票	共有資源問題	議会
V3	信任投票	共有資源問題	議会
I2	流用制限	マルチプリンシパル	行政
I3	繰越制限	マルチプリンシパル	行政
I4	蔵相予算執行停止権	マルチプリンシパル	行政

以上のような考察から、予算制度の理論的分類は以下のような仮説となる。

理論的予算分類仮説：単独政権下で少なくとも機能し、おそらく与党政党数を問わず機能すると思われる予算制度には、時間的整合性の概念に関わる N1、N2、I1 の 3 指標をあげることができる。連立政権下で少なくとも機能し、単独政権下では機能するかどうかわからないという予算制度には、共有資源問題との関連が深い N3、V1、V2、V3 の 4 指標をあげることができ、これに加えてマルチプリンシパルモデルで解釈可能である予算の行政内過程の 3 指標 (I2、I3、I4) をあげることができる。このような観点から予算制度を 2 つにグループ分けすることができ、それぞれ単独政権と連立政権で異なった機能を果たすことを示すことができる。

このような観点から予算制度を 2 つにグループ分けしたのが表中のモデル 3a(政党数-1)、3b(政党数-3) であり、また以下に続く限界効果プロットにより、与党政党数の多寡にわたる効果が示されている。

#### 4.4 予算制度分類の実証結果

表を見ると、与党数が1の時も3の時も、時間的整合性の確保のための予算制度グループは負で有意(5%)であることがわかる。他方、予算の審議・執行過程を中心とする、共有資源問題、マルチプリンシパルモデルを背景とする予算制度グループは、与党数が3の時のみ係数が負で有意(5%)となっている。ここから前者のグループは単独政権下でも連立政権下でも有効、後者のグループは連立政権下でのみ有効と判断できる。

予算制度を与党数の全範囲において評価するため今度は限界効果プロットを参照すると、前者のグループは与党数が1、2、3の範囲にある間には財政支出抑制効果があると判断できる。後者のグループは与党数が3以上の状況において財政支出抑制効果があると判断できる。以上から、予算制度は上記の理論的観点から、単独政権を中心に連立政権となっても与党数3までの範囲で有効な予算制度のグループとして、予算の時間的整合性の確保のための予算制度グループ(N1,N2,I1)を数えることができる。また3党以上の連立政権下で有効な予算制度のグループとして共有資源問題対策の予算制度グループ(N3,V1,V2,V3)およびマルチプリンシパル状況における逸脱を回避するための諸措置(I2,I3,I4)を数えることができる。

図 4: 交差効果の限界効果プロット：予算制度 N1,N2&I1 × 与党政党数 (-1)

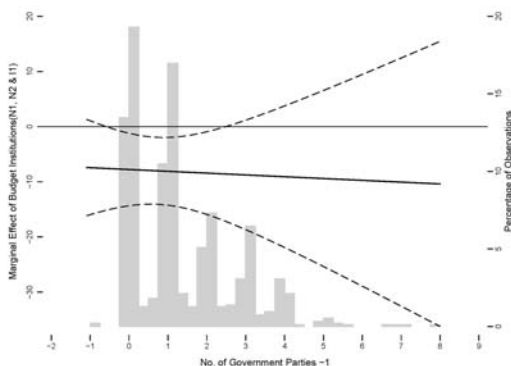
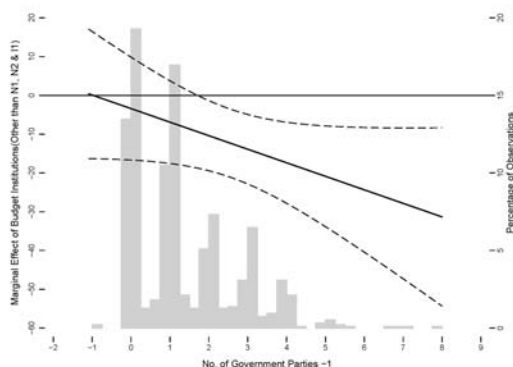


図 5: 交差効果の限界効果プロット : 予算制度 N3,V&I2-4 × 与党政党数 (-1)



以上は予算理論から導出した仮説を分析して得た結論である。予算制度の分類方法としては妥当であることを回帰係数と限界効果プロットから示したが、このような傾向を持つ予算制度のグループ分けは唯一可能だとは言えない。そこで最後に予見なく統計的な適合度の観点から望ましい予算制度の分類を導き出し、予算理論モデルと比較することを企てた。

予算制度を、単独政権下で少なくとも有効なグループと連立政権下で少なくとも有効なグループに分けることは、2つのグループのうち1つが少なくとも政党数1の時係数が負で有意であり、かつ同時にもう一つのグループが少なくとも政党数3の時係数が負で有意になるものの組み合わせとして模索することとして定式化できる。全部で511のケースがありうるが、これらのうちAICが最小なものを探した。実はその結果、AIC最小となったモデルは、この理論的モデルと一致した。

さらにN3の位置づけを共有資源問題のグループから引き離し、他の時間的整合性のグループに一括した場合、これらは全体で政府内部の意思決定と位置付けられるので、予算の政府内過程(N1,N2,N3,I1)、議会内過程(V1,V2,V3)、行政内過程(I2,I3,I4)という予算制度の組織的分類を作ることでもできる。この場合の推計結果(4aと4b)も先ほどの理論的再分類のケースとほとんど同様の傾向を示す。AICのスコアは理論モデルよりもわずかに



大きく、2番目にAICの小さい組み合わせ(前述の条件に合致した)となっている(ただし、AICによる順位付けの際、場合によって95%有意の線が、それぞれのケースにおいてゼロをぎりぎりかすめたようなtrivialなケースも含まれるので、このようなケースは限界効果プロットに対する目視によって除外した)。限界効果プロットも同様の傾向を示すが、紙幅の関係から割愛する。予算の時間軸を実行するために、政府内の意思決定の集権性(N3)が大きなカギを握ることが考えられ、事実上理論的分類は組織的分類とほぼ重なりあうことがわかる。

以上から、政策論的結論としては、今後単独政権が続くと期待される国々においては、予算制度のすべてを改革するのではなく、特に時間的整合性の確保に関連する諸制度(N1、N2、I1)の改革が求められる。もちろんこのような制度改革はあくまで長期効果として表れるもので即効性ある改革として約束しうるものではない。他方で財政健全化につながる他の要因もあり、たとえば経済成長率が高まること(こちらは短期、長期両方において)や、さらに議会での議席シェアが高まること(こちらは短期効果)などもプラスに働く。日本の現状では、安定多数政権成立による、財政再建を含む改革アジェンダの本格化が期待されるどころだが、分析で見たとおり議席シェアの効果は短期的にしか続かず、そしてまた選挙が近づけば再び財政的に弛緩することが予想され、やはり中長期的には抜本的な予算制度改革が期待されるところである。明確な数値目標を掲げること(N1)、シーリングの機能を高める<sup>12</sup>こと(N2)、そして何よりも補正予算を簡単に行いえないようにすること(I1)などが、構造的な財政再建に関しては不可欠のステップとなろう<sup>13</sup>。それに加えて組織的分類が示唆するように、予算編成を少数の執行部によって独占的に運営し、多数の支出官庁大臣に関与させないようにすること(N3)も有効であると考えられる。

逆に予算制度改革のアジェンダを絞り込むという視点から見ると、共有資源問題に関わる諸指標やマルチプリンシパル問題に関わる諸指標に関して

<sup>12</sup>支出官庁や政権与党との綿密なやり取りの後閣議決定の対象となるのが日本のやり方であるが、首相や財務大臣が予算の支出可能総額をトップダウンで言い渡す国々も少なくない。例えばカナダでは財政上の意思決定において閣議決定は必要とされない。首相と財務大臣が決定する旨財務規定に明記されている。

<sup>13</sup>実際には日本の場合、特別会計の問題、そして中期計画に依拠するとしても財政推計にバイアスがかかっていることがこれまで指摘されてきている。これらの問題は本論文が対象とする予算制度インデックスではカバーされておらず、分析の限界となっている。

は、単独政権（あるいは現在の日本のように「ほぼ」単独政権）が当面続くと考えるのであればしばらくの間は考慮に入れなくてもいいということになる。予算制度は時間軸（時間的整合性の視点）から考えられればよく、議会内部の予算制度は考慮に入れなくてよい。NPM 的規制緩和は連立政権下で行うことは望ましくないが、単独政権下では効果が明確ではなく、逆に別の理由（手続きの簡素化等）から行うことが望まなければ行ってもかまわない。

## 5 結語

以上、本論文は欧州研究を超え、中東欧諸国のみならず日本とウエストミンスター諸国を含めた 29 か国の予算制度データベースを構築し、極力長期のスパンを取ったうえで連立政権と予算制度の関連を、長期効果に焦点を当てた誤差修正モデルによって明らかにしたものである。分析結果として、連立政権と予算制度との交差効果を統計的に認めることはできないが、一定の関連性は示しており与党政党数が多くなるほど予算制度の効果が強まる傾向がみられる。逆に単独政権下では予算制度の効果は小さくなる傾向があるが、効果それ自体は有意に認められ、単独政権下で予算制度の効果が無いとする仮説は棄却される。これは予算制度全体で見た傾向だが、その次に予算制度を 2 つに分類して分析してみた。理論的視点からは、時間的不整合性に対処するための予算制度と、共有資源問題、マルチプリンシパル状況の理論で説明できる予算制度に区分することができるが、前者は単独政権でも連立政権でも有効、後者は連立政権においてのみ有効となる分析結果が出ている。そこから単独政権が予想される国では、主に時間的整合性の確保に関わる予算制度諸指標に予算制度の改革アジェンダを集中させた方がよいとする、政策提言が可能となる。

日本の場合、自民政権の大勝により政治基盤が固まった現在、急進的な改革を妨げるものは何もないかのような意識が広がっているように思われる。予算制度の不備は積み残しの課題として残っており、財政再建を実行していく上で避けては通れない改革アジェンダと言える。本研究は予算制度の一部は単独政権下でも財政健全化に有効な機能を持っていることを示した。

以上の結論は本論文に特有のデータ構成から導き出されたものだが、交差効果を伴う単一方程式誤差修正モデルの当該問題における利用価値をも例示していると思われる。弱外生性検定など、分析の枠組みには一定の制約があるものの、制度の長期効果を明らかにするうえでこの方法以外の方法は考えにくいと言える。今後当該問題についても分析のセッティングを変え、また他の問題に広げても同様の分析手法が試されるべきであろう。本論文の不足点の充実も含め、著者の課題でもある。

※本論文は日本学術振興会科学研究費補助金基盤 (B)23310104 の支援を受けており、ここに感謝を申し上げる。

## 参考文献

- [1] Adolph, C., Butler, D.M. & S.E. Wilson(2005), Like shoes and shirt, one size does not fit all: Evidence on time series cross-section estimators and specifications from Monte Carlo experiments, Unpublished working paper
- [2] Alesina, A. & R. Perotti (1994), "The political economy of budget deficits," NBER Working Paper 4637
- [3] Alesina, A. & R. Perotti (1999), "Budget Deficits and Budget Institutions" in J.M. Poterba & J. von Hagen, Fiscal Institutions and Fiscal Performance, NBER
- [4] Alvarez, R.M. & J.K. Katz(2000), "Aggregation and Dynamics of Survey Responses: The Case of Presidential Approval," Working Papers 1103, California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences
- [5] Balassone, F. & R. Giordano (2001), "Budget deficits and coalition governments," Public Choice 106: 327-349

- [6] Banerjee, A., J.J. Dorado, J.W. Galbraith & D.F. Hendry(1993), Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press.
- [7] Bardsen, G. (1989), "The Estimation of Long-Run Coefficients from Error Correction Models," Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54:225-55
- [8] Bawn, K. & F. Rosenbluth (2006), "Short versus Long Coalitions: Electoral Accountability and the Size of the Public Sector," American Journal of Political Science 50: 251?265
- [9] Beck, N. (1992), "The Methodology of Cointegration," Political Analysis 4: 237-247
- [10] Beck, N. (2001), "Time-Series Cross-Section Data: What Have We Learned in the Past Few Years?," Annual Review of Political Science, 4, 271-93
- [11] Beck, N. & J.N. Katz(1995) "What To Do (and Not To Do) With Time Series Cross-Section Data," American Political Science Review 89(3) : 634-647.
- [12] Beck, N. & J.N. Katz(2011), "Modeling Dynamics in Time-Series-Cross-Section Political Economy Data," Annual Review of Political Science, 14: 331-352
- [13] Beck, T., G. Clarke, A. Groff, P. Keefer, & P. Walsh(2001), "New tools in comparative political economy: The Database of Political Institutions," World Bank Economic Review, 15:1, 165-176
- [14] Bernheim, D. and M. Whinston (1986), "Common Agency", Econometrica, 54, 923-942
- [15] Bewley, R. A. (1979), "The Direct Estimation of the Equilibrium Response in a Linear Model," Economic Letters 3:357-61



- [16] Brambor, T, W.R. Clark & M. Golder (2006), "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses," *Political Analysis*, 14: 63-82
- [17] Collier, P. & B. Goderis (2008), "Commodity Prices, Growth, and the Natural Resource Curse: Reconciling a Conundrum," MPRA Paper 17315
- [18] De Boef, S. & J. Granato (1997), "Near-integrated data and the analysis of political relationships," *American Journal of Political Science*, 41(2), 619-39
- [19] De Boef, S. & J. Granato (1999), "Testing for cointegrating relationships with near-integrated data," *Political Analysis*, 8 : 99-117
- [20] De Boef, S. & L. Keele (2008), "Taking Time Seriously," *American Journal of Political Science*, 52: 184-200
- [21] De Haan, J., R. Jong-A-Pin & J.O. Mierau(2013), "Do budgetary institutions mitigate the common pool problem? New empirical evidence for the EU," *Public Choice*, 156: 423-441
- [22] Dixit, A. K. (1996), *The Making of Economic Policy: A Transaction-Cost Politics Perspective*, MIT Press
- [23] Elgie, R. & I. McMenamin (2008), "Political fragmentation, fiscal deficits and political institutionalisation," *Public Choice*, 136: 255-267
- [24] Enders, W. (2009), *Applied Econometric Time Series*, 3rd Edition, Wiley
- [25] Engle, R.F., & C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55:251-276
- [26] Fabrizio, S. & A. Mody (2010), "Breaking the impediments to budgetary reforms: Evidence from Europe," *Economics and Politics*, 22: 362-391

- [27] Franzese Jr., R.J. (2000), "Electoral and partisan manipulation of public debt in developed democracies, 1956-90," in R. Strauch, J. Von Hagen, eds., *Institutions, Politics and Fiscal Policy*, 61-83
- [28] Franzese Jr., R.J. (2002), *Macroeconomic Policies of Developed Democracies*, Cambridge University Press
- [29] Hallerberg, M. (2003), "Budgeting in Europe: Did the domestic budget process change after Maastricht?," Paper prepared for the 2003 EUSA conference
- [30] Hallerberg, M. (2004), *Domestic Budgets in a United Europe: Fiscal Governance from the End of Bretton Woods to EMU*, Cornell University Press
- [31] Hallerberg, M., R. R. Strauch & J. von Hagen (2009), *Fiscal Governance in Europe*, Cambridge University Press
- [32] Kam, C. & R.J. Franzese Jr.(2007), *Modeling and Interpreting Interactive Hypotheses in Regression Analysis*, University of Michigan Press
- [33] Kidland, F.E. & E.C. Prescott(1977), "Rules rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-492
- [34] Martimort, D. (1996), "The Multiprincipal Nature of Government", *European Economic Review*, 40, 673-685
- [35] Martin, L.W. & G. Vanberg(2012), "Multiparty government, fiscal institutions, and public spending," Annual Meeting Paper for the American Political Science Association
- [36] Mierau, J.O., R. Jong-A-Pin & J. De Haan(2007), "Do political variables affect fiscal policy adjustment decisions? New empirical evidence," *Public Choice*, 133: 297-319

- [37] Perotti, R. & Y. Kontopoulos (2002), "Fragmented Fiscal Policy," *Journal of Public Economics*, 86, 191-222
- [38] Poterba, J. (1994). "State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics", *Journal of Political Economy*, 102:799-821
- [39] Tirole, J.(1994), "The Internal Organization of Government," *Oxford Economic Papers*, 46(1), 1-29
- [40] Velasco, A. (1997), "A Model of Endogenous Fiscal Deficits and Delayed Fiscal Reforms," NBER Working Paper 6336
- [41] Volkens, A. et al (2012), *The Manifesto Data Collection, Manifesto Project(MRG/CMP/MARPOR)*, Berlin, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung(WZB)
- [42] Volkerink, B. & J. De Haan (2001), "Fragmented government effects on fiscal policy: New evidence," *Public Choice*, 109(3-4), 221-242.
- [43] von Hagen, J. (1992), "Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities," *Economic Papers* 96, Commission of the EC directorate general for economic and financial affairs
- [44] von Hagen, J. (2005), "Fiscal rules and fiscal performance in the EU and Japan," IMES discussion paper no.2005-e-5
- [45] von Hagen, J. & I. Haden (1996), "Budget processes and commitment to fiscal discipline," IMF working paper WP/96/78
- [46] Wehner, J. (2009), "Cabinet structure and fiscal policy outcomes," LSE PSPE Working Paper No. 5
- [47] Wehner, J. (2010), "Institutional constraints on profligate politicians: The conditional effect of partisan fragmentation on budget deficits," *Comparative Political Studies*, 43: 208-229

- [48] Weingast, B.R., K.A. Shepsle & C. Johnsen (1981), "The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics," *Journal of Political Economy*, 89(4), 642-664
- [49] 田中秀明 (2011), 『財政規律と予算制度改革：なぜ日本は財政再建に失敗しているか』 日本評論社