

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

藤 木 裕

1. はじめに
2. 中央銀行独立性指数
3. 中央銀行独立性指数を用いた分析の再検討
4. おわりに

キーワード：中央銀行独立性指数、パネルデータ、国際比較

ジャンル別分類：J

1. はじめに

本論文の目的は、藤木[1996]に引続き中央銀行独立性指数を用いた分析について紹介し、再検討を加えることである。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、2.では、現在用いられている各種の中央銀行独立性指数のうち、代表的な Cukierman, Webb and Neyapti [1992] による指数を簡単に紹介する。¹⁾ 3.では、中央銀行独立性指数につき、①こうした中央銀行独立性指数作成の背景となる経済理論を説明し、②中央銀行独立性指数作成上の恣意性を排除するため、主成分分析をおこなった結果を紹介したうえで、③中央銀行独立性指数とインフレ率・経済成長率の関係を分析した文献を紹介し、パネルデータ分析を用いて再検討を加える。4.は本論文の分析結果を要約する。

以下では、本論文の概要をあらかじめ要約しておく。

Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース中央銀行独立性指数は、代表的な中央銀行独立性指数であるが、総裁の任期、政策目標のあり方等、個別項目における得点を加重平均したものであり、加重平均時のウェイトは恣意的に決定されている。そこで、個別項目毎の得点の第1主成分が Cukierman, Webb and Neyapti [1992] が考えた中央銀行の「独立性」を表すと考え、これを抽出してみた。その主成分スコアは Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の中央銀行独立性指数に極似したものとなり、両者を使い分ける必要性は乏しいことが分かった。

本論文で示されている意見は全て著者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて著者に帰すものである。

1) 主要な中央銀行独立性指数の詳細については、藤木[1996]参照。

中央銀行独立性指数とインフレ率・経済成長率の関係については、Alesina and Summers [1993] が、①先進国では、中央銀行独立性指数とインフレ率には負の相関関係がある、②先進国では、中央銀行独立性指数と実質経済成長率は無相関である、との結果を示している。この2つの結果を合わせると、中央銀行の独立性を高めれば、实体经济への影響を伴わずインフレ率が低下することになる。

しかし、Alesina and Summers [1993] は中央銀行独立性指数とインフレ率ないし経済成長率の単相関を調べたものであり、こうした手法には欠陥があることが知られている。すなわち、Barro [1991]、Romer [1993] 等近年高い関心を呼んでいる新しい経済成長理論の文献によれば、これらの点について実証を行なう場合、インフレ率や経済成長率に大きな影響を与える変数を分析に明示的に取り入れ、その影響を取り除くべきことが主張されている。

そこで本論文では、インフレ率についてはRomer [1993] に従い、説明変数として対外開放度（輸出プラス輸入/GDP）と一人当たりGDPを中央銀行独立性指数に追加した回帰式をクロスカントリーデータを用いて計測してみた。また、実質成長率については、Barro [1991] 以来の分析に従い、一人当たりGDP、教育水準、投資・GDP比率、人口成長率、および中央銀行独立性指数を説明変数とするクロスセクションの回帰分析を行った。その際、これらの説明変数のうち、被説明変数であるインフレ率、実質成長率から影響を受ける恐れがある変数については、分析開始時点の観測値を用いたものと計測期間中の平均値を併用して因果関係について疑問が生じないようにした。

分析結果によれば中央銀行独立性指数とインフレ率の負の相関は1960～89年のデータ、および1975～89年のデータを用いた場合有意、1980～89年のデータのみを用いた場合には負の相関は観察されるものの有意ではないという結果となった。また、中央銀行独立性指数と実質成長率については、1960～89年については有意な正の相関が観察されるが、1975～89年では正の相関、1980～89年では負の相関となり、後の2つの計測期間についてはいずれも有意ではない。

これらを要約すると、Alesina and Summers [1993] の主張のうち 中央銀行独立性指数とインフレ率の負の相関については、ほぼこれを支持する結果が得られるもののサンプル期間を直近10年に限定した場合には統計的な有意性が失われる、逆に中央銀行独立性指数と実質成長率については、1975年以降のデータのみを用いる場合には無相関となるが、1960年以降の長期データでは中央銀行独立性指数が高いほどむしろ実質成長率も高い、という結果となる。これらの結果は概ねAlesina and Summers [1993] の主張を支持しているが、サンプル期間や追加する変数によって分析結果が影響を受け、Alesina and Summers [1993] の主張が必ずしも頑健ではない可能性を示唆している。

もっとも、Romer [1993]、Barro [1991] の分析手法は、クロスカントリー・データの比較に際し、数年間にわたり国別データの平均値を取った後、クロスセクション分析に

よって国際比較を行うものであるため、この手法にもなお問題があることが指摘されている。これは、この手法を用いた場合も、長期に亘り存在する国別の異質性は取り除いていないため、推計されたパラメータにバイアスがかかりかねないという点である。各国の中央銀行独立性指数も、時間を通じてほとんど変動していないため、Romer [1993]、Barro [1991] の手法では、中央銀行独立性指数の効果の中に、なんらかの変数を導入することによって明示的に取り除くことの出来なかった、各国固有の要因が含まれている可能性がある。

そこで、本論文では、次のステップの第1段階としてインフレ率（経済成長率）を国別ダミー、時間ダミー、および対外開放度（投資・GDP 比率、人口成長率）に回帰し、各国の個別事情を国別ダミーに集約した。そのうえで、第1段階で推計された国別ダミーを中央銀行独立性指数と計測開始時点の各国の一人当たり GDP・教育水準に回帰する2段階法を取った。その結果は、インフレ率と中央銀行独立性指数の間に有意な負の相関が観察されるのは、1975～89年のサンプルを用い、各国に同時に発生したショックを取り除くための時間ダミーを用いていないケースについてのみとなった。他方、経済成長率との関係については Alesina and Summers [1993] が主張するように、中央銀行独立性指数との無相関を示唆する結果となった。したがって、この方法を採用した場合には Alesina and Summers [1993] の中央銀行独立性指数に関する2つの命題のうち、実質成長率との無相関命題は支持されるものの、インフレ率との負の相関という命題の頑健性には留保がつくことになる。

このように、よりソフィスティケートされた手法を用い、厳格な条件でテストすると Alesina and Summers [1993] の主張する中央銀行独立性指数とインフレ率ないし経済成長率の関係は、若干不安定化し、単相関の図を一見した場合ほどには明確に結論を出すことはできず、若干の留保が必要となる。ただし、中央銀行独立性指数は経済分析上有用なツールであり、今後とも分析に活用されていくと考えられる。

2. 中央銀行独立性指数

現存する中央銀行独立性指数の多くは、中央銀行に関する法律から作成されたものである。2. では、現存する中央銀行独立性指数の中で、最も代表的な Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の提唱する法律ベース中央銀行独立性指数を簡単に紹介する。

Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース中央銀行独立性指数は、72カ国について計算されており、以下のような4つの項目を含んでいる。すなわち、

- ① 中央銀行総裁の任免・任期に関わる変数（中央銀行総裁任期が長く、中央銀行理事会が任命でき、政府により解雇されない場合最も中央銀行の独立性が高い）、

- ② 金融政策決定プロセスにおける中央銀行の主体性に関わる変数(中央銀行の主体性が高いほど中央銀行の独立性は高い)、
- ③ 中央銀行の政策目標に関わる変数(物価安定を唯一の目標とし、この達成にあたり政府の指揮をうけない場合、最も中央銀行の独立性が高い)、
- ④ 政府部門への中央銀行貸出条件に関わる変数(貸出条件が厳しいほど中央銀行の独立性が高い)、である。

これら4つの項目につき、それぞれ細分類があり、その各々について1点満点で、状況に応じ0.5点や0.75点といった点を与えることにより、中央銀行の独立性を評価し、これをカテゴリーごとにくくった変数値を計算する。最後に、これらの変数を加重平均することによって、集計された法律ベース中央銀行独立性指数が作成されている。²⁾

3. 中央銀行独立性指数を用いた分析の再検討

3. は、中央銀行独立性指数を用いたこれまでの分析に対する再検討を行う。まず、中央銀行独立性指数による実証が関心を集めてきた理論的背景を説明する。次に、中央銀行独立性指数構築上各項目に与えるウェイトの問題を検討する。最後に、中央銀行独立性指数を用いた経済分析に対する批判をふまえ、実証的に再検討する。

(1) 理論的背景

中央銀行独立性指数を用いた分析を理解するうえでは、近年、経済学において、中央銀行の独立性がどういった文脈で取り上げられているかを知ることが有益である。この問いに答えるには、Kydland and Prescott[1977]、Barro and Gordon[1983] による動学的非整合性の議論からはじめて、Rogoff[1985]の提唱する保守的中央銀行の必要性についての議論を説明することが多い。以下では、そうした議論の概要を紹介し、中央銀行独立性指数の理論的背景を解説する。

Kydland and Prescott[1977]、Barro and Gordon[1983]は、政府がインフレと失業に対する選好を持つこと、失業率が期待インフレ率で拡張されたフィリップス曲線上をシフトすること、を想定する。したがって、このモデルでは、もし民間部門による賃金・価格設定が総需要を観測する前になされるなら、中央銀行が予期せぬインフレを起こすことにより、雇用を一時的に拡大することができる。

2) 詳細は後出の表1参照。

不確実性が存在しない場合、中央銀行にとって最適な政策は、事前的にはインフレ率を自然失業率のレベルと整合的な水準（ゼロないし設定された目標水準）に設定することである。しかし、この水準のインフレ期待が民間部門の賃金・価格設定に織り込まれた後には、中央銀行にとっての最適政策はインフレのコストと雇用増大の利益を比較考量して、この水準と異なるインフレを発生させることとなる。したがって、中央銀行がゼロ・インフレをめざす、と宣言しても民間部門はこれを信用しないであろう。この結果は、裁量的政策下のインフレ・バイアスと言われている。

Rogoff [1985] は、中央銀行が物価安定のみを指向する場合、金融政策により供給ショックが緩和される可能性が失われるため、社会的に望ましくない結果をもたらすと主張する。しかし、中央銀行がインフレと失業に対する社会的な選好に比較してややインフレを嫌う場合、この中央銀行は予期せぬインフレを引き起こすことによる雇用増大の利益を社会一般よりも低く見積もることとなる。したがって、その中央銀行がインフレ期待の沈静化した後にも予期せぬインフレを起こす誘因が低いことは社会一般にも予想できる。このため、こうした中央銀行は低インフレを達成できると社会からも信認されるであろう、と論じた。

Rogoff [1985] は、社会一般よりもインフレを嫌う中央銀行に金融政策を委任し、その判断を尊重する根拠を示した。社会全体の選好と異なる中央銀行の政策判断が実行に移されるためには、中央銀行の独立性を確保することが有効であろう。また、中央銀行がインフレ抑制にコミットする姿勢を担保するため、中央銀行の主たる政策目標を物価安定と法的に規定することにも意味があることになる。

それでは、中央銀行の独立性が高い国ではインフレ率は本当に低い傾向にあるのだろうか。この問いに実証的に答えるためには、各国のインフレ率格差のうち、どの程度が中央銀行の独立性の相違によるものであるかが判定できれば好都合である。そのためには中央銀行の独立性を要約した国際間で比較可能な指数が必要となる。したがって、中央銀行独立性指数を作成することは極めて重要な作業であることが分かる。

その際、Cukierman [1992] が主張するように、「独立性」指数を、「中央銀行員が保持していればよいと思う独立性ではなく、中央銀行が物価安定以外の短期的な実体経済における目標達成を犠牲にしてでも、物価安定という目標を貫く能力を計測するもの」とすることも考えられる。³⁾ 表1で示された物価安定至上主義ともいべき個別項目における得点の与え方は、こうした観点からは一貫性のあるものと言えよう。ただし、中央銀行独立性指数はその作成方法からして、明らかに「中央銀行の独立性」という言

3) "The concept of independence that this chapter attempts to measure is not the independence to do anything that the CB <Central Bank> please. It is rather the ability of the bank to stick to the price stability objective even at the cost of other short-term real objectives." Cukierman [1992], p. 370.

金 融 研 究

表1 Cukierman, Webb and Neyapti[1992]の
法律ベース中央銀行独立性指数の内訳項目

(1) CEO (Chief Executive Officer) = (①+②+③+④) / 4	
内訳項目	得点
① T00 (総裁の任期)	
8 年以上	1
8 ～ 6 年	0.75
5 年	0.5
4 年	0.25
4 年未満	0
② APP (総裁の任命者)	
中銀理事会	1
中銀理事会・立法府・行政府からなる諮問委員会	0.75
立法府	0.5
行政府	0.25
1 ～ 2 人の行政府官吏 (大蔵大臣、首相)	0
③ DISS (総裁の解雇)	
解任なし	1
健康等非政策的理由によってのみ解任	0.83
中銀理事会が解任可能	0.67
政策的理由で立法府により解任	0.5
無条件に立法府により解任	0.33
政策的理由で行政府により解任	0.17
無条件に行政府により解任	0
④ OFF (総裁の兼務、政府に他の事務所を持てるか)	
他の公職兼任禁止 (法律による)	1
行政府の承認なく公職禁止	0.5
兼職禁止法律規定なし	0
(2) PF (Policy Formulation) = (0.25・⑤+0.5・⑥+0.25・⑦)	
内訳項目	得点
⑤ MONPOL (政策立案)	
中央銀行のみが金融政策を立案	1
中央銀行と政府が金融政策を立案	0.67
中央銀行は金融政策立案に助言	0.33
政府が金融政策を立案	0
⑥ CONF (意見対立調整)	
中央銀行が法定目標につき最終決定権を持つ	1
法定されない目標には政府が決定権を持つ	0.8
立法・行政・中央銀行の諮問委員会が決定	0.6
立法府が政策に最終決定権を持つ	0.4
行政府が政策最終権限を持ち、中央銀行と協議	0.2
行政府が政策につき無条件で優越	0

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

⑦ ADV (政府予算への発言権)	
あり	1
なし	0
(3) OBJ (Final Objectives)	
内訳項目	得点
⑧ OBJ (政策目標)	
唯一物価安定、政府判断に優先する独立性	1
唯一物価安定	0.8
物価安定とこれに矛盾しない他目標 (信用秩序維持)	0.6
物価安定とこれに矛盾する目標 (完全雇用など)	0.4
法定目標なし	0.2
法定目標有り、物価安定含まず	0
(4) LLA (政府への貸出<無担保>)	
内訳項目	得点
⑨ LLA (政府への貸出<無担保>)	
禁止	1
可能、金額に厳しい制限有り	0.67
可能、ゆるい制限あり	0.33
法的制限なし、中央銀行との交渉	0
(5) LLS (政府への有担保貸出)	
内訳項目	得点
⑩ LLS (政府への有担保貸出)	
禁止	1
可能、金額に厳しい制限有り	0.67
可能、ゆるい制限あり	0.33
法的制限なし、中央銀行との交渉	0
(6) LDEC (貸出条件の決定者)	
内訳項目	得点
⑪ LDEC (貸出条件の決定者)	
中央銀行	1
法で決まっているか、法により中央銀行が定める	0.67
中央銀行と行政府の交渉と法定されている	0.33
行政府に決定権限、強制力あり	0
(7) LWIDTH (中央銀行の政府内信用供与先)	
内訳項目	得点
⑫ LWIDTH (中央銀行の政府内信用供与先)	
中央政府のみ	1
中央政府・地方自治体	0.67
中央政府・地方自治体・公営企業	0.33
中央政府・地方自治体・公営企業・民間企業	0

(8) LM(limitation of lending)= (⑬+⑭+⑮+⑯) / 4	
内訳項目	得点
⑬ LTYPE (信用供与の制限)	
絶対額の上限あり	1
中央銀行の資産・負債の何割かまで	0.67
政府収入の何割かまで	0.33
政府支出の何割かまで	0
⑭ LMAT (信用期限)	
最長6カ月以下	1
最長1年以下	0.67
最長期間が1年超	0.33
法定的上限なし	0
⑮ LINT (金利規制)	
ある金利以下では貸さない	1
市場金利による中央銀行信用	0.75
ある金利以上では貸さない	0.5
明確な法的規定なし	0.25
政府向け信用は無利子と法定	0
⑯ LPRM (国債購入に際しての中央銀行による Primary Market への参加)	
禁止	1
禁止されていない	0

(注) 法律ベース中央銀行独立性指数=0.2×CEO+0.15×PF+0.15×OBJ
+0.15×LLA+0.1×LLS+0.1×LDEC+0.05×LWIDTH+0.1×LM

(出所) Cukierman, Webb and Neyapti[1992], Table 1.

業から中央銀行員を含む人々が連想する狭義の「独立性」以外の要素を含んでいる。Cukierman, Webb and Neyapti[1992]の重視した観点以外から中央銀行の独立性を比較することを分析者が意図する場合、新たな中央銀行独立性指数を分析目的に応じて作成する必要がある。

(2) 中央銀行独立性指数集計上の問題

以下では、(1)で示した留保条件を受け入れ、現在使われている中央銀行独立性指数における判断基準と個別項目の得点の与え方を前提に分析を行う。ところが、Cukierman, Webb and Neyapti[1992]が法律ベース中央銀行独立性指数を集計するに当たって用いたウエイトは、必ずしも客観的に選択されたものではなくアприオリに決められており、改善の余地があるように思われる。法律ベース中央銀行独立性指数を計算するため考案された内訳変数はすべて、中央銀行の独立性が高いほど大きな値を取るように作られている。したがって、主成分分析を用いれば、これら内訳変数に最適なウエイトを与えて、中央銀行の独立性を表す簡単な指数が計算できることが期待できる。

主成分分析の結果は表2～3に示されている。表2から、1960～71、1972～79、1980

～89年のいずれの場合も、第1主成分が全変動の約4割を説明していることが分かる。成分分析は多変数間の共通変動を表現する線形結合を探す有効な手法であるから、もし中央銀行独立性指数の内訳変数のそれぞれが中央銀行の独立性をうまく捉えたものであれば、第1主成分がほとんどの内訳変数の変動を要約することが期待されるが、ここで得られた結果はこの予想とは一致しない。次に、表3～5で因子負荷量をみると、第1主成分が多くの内訳変数と正の相関関係を持っているため、第1主成分スコアが中央銀行の独立性指数の代理変数として有効であると考えられる。しかしながら、実際に第1主成分スコアと集計された法律ベース中央銀行独立性指数の相関関係をみると、図1から明らかなように、両者は極めてよく似た動きをしている。したがって、法律ベース中央銀行独立性指数に代えて、第1主成分スコアを用いることのメリットはそれほど大きいものではないかもしれない。このことは、内訳変数のウェイトの問題よりも、上述の指数作成者のよって立つ理論的背景・主観的評価の方が、より重要なポイントであることを意味している。

表2 Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース
中央銀行独立性指数の主成分分析：固有値の推移

固有値	1960～71		1972～79		1980～89	
1	3.1347	(0.3918)	3.2652	(0.4081)	3.2128	(0.4016)
2	1.3713	(0.5633)	1.3642	(0.5787)	1.4025	(0.5769)
3	1.2337	(0.7175)	1.1784	(0.7260)	1.2930	(0.7385)
4	0.7813	(0.8151)	0.9026	(0.8388)	0.7203	(0.8286)
5	0.6295	(0.8938)	0.5619	(0.9090)	0.6590	(0.9109)
6	0.4015	(0.9440)	0.3974	(0.9587)	0.4506	(0.9673)
7	0.2974	(0.9812)	0.1702	(0.9800)	0.1441	(0.9853)
8	0.1505	(1.0000)	0.1601	(1.0000)	0.1178	(1.0000)

(注) () 内は累計寄与率

表3 Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース
中央銀行独立性指数の主成分分析：因子負荷量の推移 (1960～71 年)

	主成分1	主成分2	主成分3	主成分4	主成分5	主成分6	主成分7	主成分8
CEO	0.276	0.628	0.523	-0.434	0.163	-0.149	0.011	0.139
PF	0.767	-0.354	-0.052	-0.008	0.368	0.215	-0.298	0.116
OBJ	0.598	-0.093	-0.326	-0.639	-0.274	0.177	0.048	-0.099
LLA	0.770	-0.152	-0.461	0.125	-0.023	-0.230	0.257	0.193
LLS	0.823	0.242	-0.043	0.171	-0.178	-0.334	-0.259	-0.150
LDEC	0.639	-0.389	0.518	0.043	0.279	-0.028	0.244	-0.179
LDWIDTH	0.211	0.736	-0.461	0.157	0.348	0.186	0.101	-0.106
LL	0.624	0.264	0.395	0.337	-0.401	0.320	0.056	0.070

表4 Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース
中央銀行独立性指数の主成分分析：因子負荷量の推移 (1972～79 年)

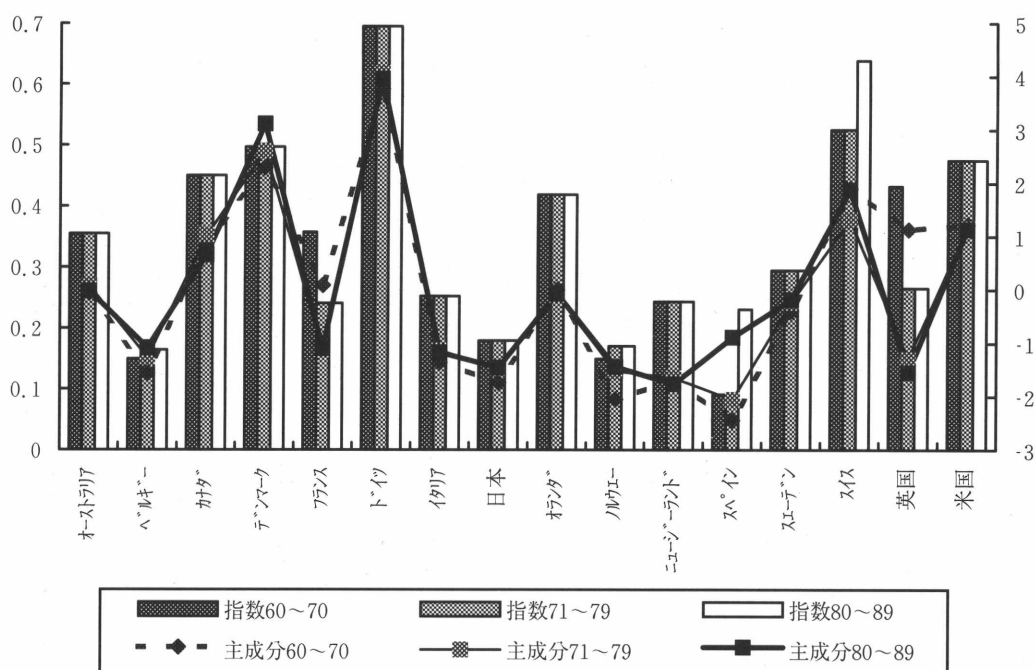
	主成分 1	主成分 2	主成分 3	主成分 4	主成分 5	主成分 6	主成分 7	主成分 8
CEO	0.202	-0.881	-0.020	-0.122	0.380	0.032	0.015	0.150
PF	0.763	0.235	0.132	-0.382	-0.074	-0.406	-0.077	0.153
OBJ	0.633	-0.026	0.262	0.639	0.247	-0.177	-0.130	-0.114
LLA	0.775	0.352	0.218	0.202	-0.029	0.377	0.005	0.212
LLS	0.926	-0.062	0.093	-0.099	-0.002	-0.021	0.317	-0.142
LDEC	0.766	0.009	-0.379	-0.387	0.084	0.216	-0.197	-0.167
LDWIDTH	-0.043	-0.388	0.841	-0.202	-0.276	0.100	-0.086	-0.080
LL	0.443	-0.505	-0.431	0.304	-0.517	-0.042	-0.027	0.039

表5 Cukierman, Webb and Neyapti [1992] の法律ベース
中央銀行独立性指数の主成分分析：因子負荷量の推移 (1980～89 年)

	主成分 1	主成分 2	主成分 3	主成分 4	主成分 5	主成分 6	主成分 7	主成分 8
CEO	-0.078	-0.582	-0.670	-0.269	0.343	0.033	-0.045	-0.116
PF	0.782	0.173	0.137	-0.315	-0.275	0.375	-0.020	-0.156
OBJ	0.671	0.416	-0.336	0.212	0.371	0.201	0.195	0.055
LLA	0.805	0.324	-0.012	0.235	0.129	-0.365	-0.128	-0.158
LLS	0.903	-0.116	-0.255	-0.128	-0.080	0.005	-0.181	0.224
LDEC	0.720	-0.438	0.258	-0.287	-0.063	-0.300	0.217	0.016
LDWIDTH	-0.214	0.350	-0.753	-0.063	-0.475	-0.170	0.083	-0.012
LL	0.344	-0.655	-0.117	0.588	-0.275	0.126	0.026	-0.038

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

図1 Cukierman, Webb and Neyapti[1992]の法律ベース
中央銀行独立性指数と第1主成分スコア



(注) 左軸は中央銀行独立性指数、右軸は主成分スコアを示す。

(3) 中央銀行独立性指数とインフレ率・経済成長率の関係

Cukierman[1994]は、中央銀行独立性指数とインフレ率・経済成長率の相関関係に関する経験則を以下のように要約した。

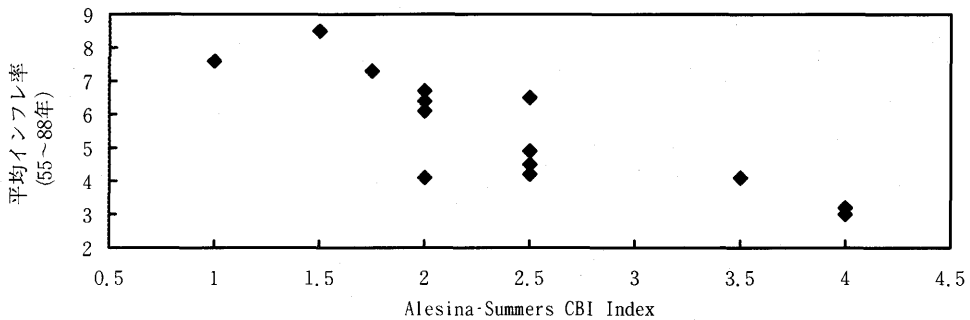
- ① 先進国においては、法律ベース中央銀行独立性指数はインフレ率と負の相関関係がある。また、中央銀行総裁交代率はインフレ率とは無相関である。
- ② 先進国においては、法律ベース中央銀行独立性指数と実質経済成長率は無相関である。
- ③ 開発途上国においては、法律ベース中央銀行独立性指数はインフレ率と無相関である。一方、中央銀行総裁交代率はインフレ率と有意な負の相関関係がある。
- ④ 開発途上国においては、中央銀行独立性指数と経済成長率は経済成長率格差を説明する要因を調整すると、正の相関関係がある。

ここでは、この①・②についてとくに詳しく検討する。

イ. Alesina and Summers[1993]の分析

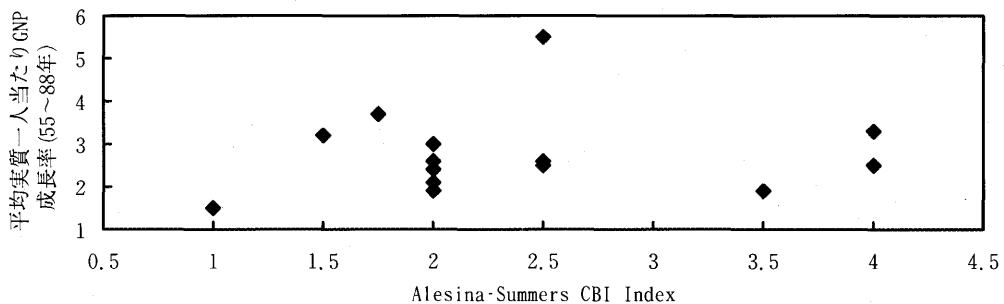
Alesina and Summers[1993]は、上記の命題①、②を最も端的に示した研究である。彼らの主張は、先進16カ国のデータを用いて計測された以下の図2・3に要約されている。

図2 Alesina-Summers Indexとインフレ率



(出所) Alesina and Summers[1993], P.155, Fig. 1a.

図3 Alesina-Summers Index と実質一人当たりGNP成長率



(出所) Alesina and Summers[1993], P.156, Fig. 3a.

図2は中央銀行独立性指数が高いとインフレ率が低い、という経験則を端的に表現している。図3によれば、中央銀行独立性指数と一人当たり実質GNP成長率は無相関との印象を受ける。この2枚の図から、Alesina and Summers[1993]は、「中央銀行独立性を向上させることによる産出量減少のロスは、インフレ抑制の利益により凌駕されるで

あろう」⁴⁾と述べている。Roll et al. [1993]も、低いインフレ率はいかなる長期的なコストをとまわず達成できるとし、とくに図3をさして中央銀行の独立性と平均経済成長率には、「素人が見ても、注意深い統計学者が見ても、明らかに何の関係もない」⁵⁾と主張している。Alesina and Summers[1993]や Roll et al. [1993]のこうした議論はどの程度信憑性のあるものであろうか。

□. Romer [1993]=Barro[1991]アプローチ

以下では、新しい経済成長理論の実証研究の動向をふまえて Alesina and Summers[1993]らの経験則を統計的に検証してみよう。彼らの分析はインフレ率・経済成長率と中央銀行独立性指数の国際比較でありながら、従来の分析でインフレ率・経済成長率の国際比較に当たり、考慮に入れるべきであるとされている変数の動きに何の考慮も払っていない難点がある。□.では、Romer [1993]、Barro[1991]に従って、この点をチェックする。

まず、図2に示されたインフレ率と中央銀行独立性指数、図3に示された経済成長率と中央銀行独立性指数の相関関係を統計的にチェックするには、次の(1)、(2)式を推計すればよい。

$$\pi(s, \tau)_i = c_0 + c_1 \cdot Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\gamma(s, \tau)_i = d_0 + d_1 \cdot Z_i + v_i \quad (2)$$

ただし、 $\pi(s, \tau)_i$ は、国*i*の時点*s*と時点 τ の間のインフレ率、 $\gamma(s, \tau)_i$ は、国*i*の時点*s*と時点 τ の間の一人当たり実質GDPの成長率、 Z_i は国*i*の中央銀行独立性指数(独立性の高いほど大きい値をとる)、 ε_i と v_i は誤差項である。(1)、(2)式に即して言えば、Alesina and Summers [1993]は(1)式のパラメータ c_1 が負で、有意にゼロと異なり、(2)式のパラメータ d_1 が統計的に見て有意にゼロと異ならない、と主張していることに他ならない。⁶⁾ Cukierman, Webb and Neyapti[1992]は(1)式タイプの回帰式を発展途上国を含む72カ国のデータから計測し、インフレ率と法律ベース中央銀行独立性指数の逆相関を確認した。ただし、Cukierman, Webb and Neyapti[1992]は経験則を満たさない例として以下のような国を挙げている。まず、中央銀行の独立性が平均以上だが、インフ

4) "Our results here do, however, create some presumption that the inflation benefits of central bank independence are likely to outweigh any output costs." Alesina and Summers[1993], p. 159.

5) "There simply is no link apparent to the naked eye or the careful statistician." Roll et al. [1993], p. 17.

6) なお、Cukierman, Webb and Neyapti[1992]は開発途上国のインフレ率を説明するうえで、中央銀行総裁交代率が有効であるため、中央銀行総裁交代率が法律ベース中央銀行独立性指数より中央銀行独立性の実態をよく表す、と主張している。ただし、この議論は、インフレ率の決定要因が中央銀行独立性指数であると先験的に仮定していることになる。

レ率が平均以上の国としてアルゼンチン、ペルー、ニカラグアがある。次に、中央銀行の独立性が平均以下であるがインフレ率も平均以下の国として日本、ベルギー、モロッコ、カタールがある。

他方、Romer[1993]によれば、クロスカントリーのインフレ率格差を説明する重要な要因として対外開放度 (Openness, 輸出プラス輸入を GDP で割ったもの) が知られている。すなわち、Romer[1993]の分析をふまえて中央銀行独立性指数とインフレ率の関係を調べるためには、(1)式ではなく(3)式を推計することが適当と考えられる。

$$\pi(s, \tau)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_i + \alpha_2 \cdot Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

ただし、 X_i は国 i の対外開放度である。この場合、 α_2 が、対外開放度を一定としたうえで中央銀行の独立性がインフレ率に与える効果を定量化したものとなる。⁷⁾

一方、Barro[1991]以降の研究により、経済成長率の国際比較に当たっては、国 i の時点 s における一人当たり実質 GDP、教育水準、投資の対 GDP 比率、人口成長率を説明変数に含めることが重要であることが知られている。したがって、Barro[1991]以降の研究成果をふまえて、中央銀行独立性指数と経済成長率の関係を調べるためには、(2)式ではなく、(4)式を推計することが適当と考えられる。

$$\gamma(s, \tau)_i = b_0 + b_1 \cdot Y_i + b_2 \cdot Z_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

ただし、 Y_i は説明変数のベクトルであり、国 i の時点 s における一人当たり実質 GDP、教育水準、投資の対 GDP 比率、人口成長率から成る。ここで、 b_2 が、経済成長率の比較のためにコントロールすべきであるとされた変数を一定としたうえで中央銀行独立性指数と経済成長率の関係を定量化していることはいうまでもない。

そこで、以下では、(3)式、(4)式を Alesina and Summers[1993]が用いた16カ国のデータを用いて分析してみよう。なお、ここで用いるインフレ率は CPI 上昇率 (IFS)、中央銀行独立性指数は Cukierman, Webb and Neyapti[1992]の法律ベース中央銀行独立性指数と、その第1主成分スコアである。⁸⁾ これ以外のマクロ変数は、Ramey and Ramey[1994]と同様の選択基準で、The Penn World Table 5.6a と Barro and Lee[1994]から

7) インフレ率の国際比較について、伝統的なマクロ経済学の議論をふまえ、インフレ率と失業率のトレード・オフの観点から理論的に検討した例として Debelle and Fischer [1994] 参照。

8) 前述のように、中央銀行独立性指数とその第1主成分スコアは密接に関連している。ここで第1主成分スコアでも分析を行う理由は、第1主成分スコアを用いても、中央銀行独立性指数を用いても分析結果に大差がないことを確認するためである。また、物価指数として本論文では CPI (出所: IFS) を利用したが、この点は Barro[1995]に従っている。

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

取られている。⁹⁾

6表 クロスセクション分析 (ピトウィーン推定法)
対外開放度に計測期間中の平均値を用いた場合

従属変数	計測期間		1960～89	観測値数	16	
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CONSTANT	22.706	2.032	5.000	0.432	6.050	0.505
YINI	-1.799	-1.398	0.584	0.412	0.150	0.108
AOPEN	-0.016	-0.980	-0.025	-1.767	-0.023	-1.572
CBI			-7.513	-2.581		
CBI2					-0.621	-2.342
ADJ. R2	0.070		0.350		0.314	
S.E.	1.680		1.405		1.452	

従属変数	計測期間		1975～89	観測値数	16	
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CONSTANT	74.452	1.872	22.319	0.506	33.523	0.800
YINI	-7.077	-1.645	-1.038	-0.212	-2.636	-0.581
AOPEN	-0.028	-1.101	-0.032	-1.386	-0.031	-1.339
CBI			-10.281	-2.020		
CBI2					-0.867	-1.932
ADJ. R2	0.114		0.283		0.267	
S.E.	2.839		2.552		2.580	

従属変数	計測期間		1980～89	観測値数	16	
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CONSTANT	63.423	1.698	30.745	0.747	37.892	0.946
YINI	-5.960	-1.492	-2.170	-0.482	-3.222	-0.752
AOPEN	-0.020	-0.920	-0.024	-1.121	-0.021	-1.011
CBI			-7.352	-1.560		
CBI2					-0.613	-1.440
ADJ. R2	0.069		0.162		0.140	
S.E.	2.658		2.523		2.555	

9) The Penn World Table については Summers and Heston[1991] 参照。

表7 クロスセクション分析 (ビットウィーン推定法)
対外開放度に分析開始時点の値を用いた場合

従属変数	GRCPI	計測期間	1960～89	観測値数	16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値 t-値
CONSTANT	22.197	1.956	5.298	0.437	5.955 0.480
YINI	-1.763	-1.345	0.492	0.332	0.128 0.089
INIOOPEN	-0.014	-0.802	-0.022	-1.372	-0.020 -1.268
CBI			-7.064	-2.351	
CBI2					-2.196
ADJ. R2	0.056		0.300		0.270
S. E.	1.703		1.466		1.497

従属変数	GRCPI	計測期間	1975～89	観測値数	16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値 t-値
CONSTANT	75.490	1.878	23.153	0.520	34.188 0.810
YINI	-7.201	-1.658	-1.129	-0.229	-2.710 -0.593
INIOOPEN	-0.029	-0.979	-0.034	-1.288	-0.034 -1.258
CBI			-10.376	-2.016	
CBI2					-0.881 -1.943
ADJ. R2	0.097		0.269		0.256
S. E.	2.864		2.577		2.600

従属変数	GRCPI	計測期間	1980～89	観測値数	16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値 t-値
CONSTANT	61.821	1.644	28.372	0.683	35.467 0.881
YINI	-5.791	-1.437	-1.906	-0.419	-2.955 -0.685
INIOOPEN	-0.020	-0.822	-0.025	-1.057	-0.023 -0.969
CBI			-7.453	-1.568	
CBI2					-0.629 -1.469
ADJ. R2	0.058		0.153		0.135
S. E.	2.675		2.536		2.563

まず、Romer[1993]に従って、CPI 上昇率平均値を分析開始時点の一人当たり GDP (YINI)、分析開始時点の対外開放度 (INIOOPEN) ないし計測期間中の平均対外開放度 (AOPEN) および法律ベース中央銀行独立性指数 (CBI) ないしその第1主成分スコア (CBI2) に回帰した結果が表6～7である。¹⁰⁾ 分析には、1960～89、1975～89、1980～89年のサンプルを用いている。

10) Alesina and Summers[1993]の中央銀行独立性指数と Cukierman et al. [1992]の中央銀行独立性指数は密接な相関関係があるため、どの中央銀行独立性指数を用いても結果は大きく変化しないとみられる。

表6は対外開放度に平均値を、表7は期初値を用いたケースを示しているが結果はほとんど同一である。表6の左から1列目は、説明変数を分析開始時点の一人当たりGDPと対外開放度とし、サンプル期間を変更しながら計測を行った結果が示されている。計測結果をみると、対外開放度はいずれのケースもインフレ率を有意に説明していない。これは、Romer[1993]による先進国にサンプルを限った場合の計測結果と整合的である。また、分析開始時点の一人当たりGDPは負の符号をとるが、統計的に見て有意ではない。左から表6～7の2・3列目には、説明変数として分析開始時点の一人当たりGDPと対外開放度に中央銀行独立性指数を加えた場合の分析結果が示されている。計測期間を1975～89年、1960～89年にした場合、中央銀行独立性指数はインフレ率と有意な負の相関を持つが、分析期間を1980～89年に限定すると、インフレ率と中央銀行独立性指数の負の相関関係は統計的に有意ではなかった。すなわち、長期のサンプルでは妥当するものの、直近期間にサンプルを限定するとAlesina and Summers[1993]の命題は当てはまらない。¹¹⁾

次に、Barro[1991]以来の分析に従い、平均一人当たりGDP成長率を、分析開始時点の一人当たりGDP (YINI)、教育水準 (INIEDU)、投資・GDP比率、人口成長率、といったクロスカントリーの経済成長率格差を説明するうえで重要であるとされる諸変数に回帰した結果が表8の左から1列目である。¹²⁾ この場合にも、投資・GDP比率と人口成長率は分析開始時点 (INIINV、INIPOP、表8)と分析期間の平均値 (AINV、AGRPOP、表9)の双方を用いてみた。推計結果の符号条件は経済理論の予想どおりである。人口成長率のパラメータはすべての期間について有意でないが、これは先進国にサンプルを限っているためと思われる。次に、これらの説明変数に中央銀行独立性指数を加えた結果が表8～9の左から2・3列目に要約されている。分析結果をみると、1960～89年の平均値を取った場合、中央銀行独立性指数は経済成長率とプラスの相関関係を持っており、Alesina and Summers[1993]の主張と逆の結果となっている。もっとも、サンプル期間を1975～89年に短縮すると、分析開始時点の一人当たりGDP・教育水準のパラメータが不安定化し、中央銀行独立性指数と経済成長率の相関関係は統計的に有意でなくなる。

以上の結果から、中央銀行独立性指数とインフレ率ないし経済成長率との関係は、

11) Martin[1993]はOECD諸国について、経済規模とインフレ率が逆相関を持つことを示している。表6・7のいくつかのケースでYINIの符号条件が逆転したり、YINIとCBI、CBI2が同時に有意とならない理由は、経済規模とYINIは密接に関係しているためではないかと思われる。

12) ここで挙げられた説明変数の選択はLevine and Renelt[1992]による。類似の分析として、Cukierman, Kalaitzidakis, Summers and Webb[1994]がある。そこでは、投資の対GDP比率の代わりに交易条件を、また人口成長率の代わりに初等教育への就学率を用いて、1960、70、80年代の平均値をプールして同様の分析を行っている。その結果、先進国のサンプルでは、法律ベース中央銀行独立性指数は経済成長率を有意に説明する変数ではなく、Alesina and Summers[1993]に整合的な結果を得ている。

金融研究

表8 クロスセクション分析(ピトウィーン推定法)
投資・GDP比率、人口成長率に計測期間中の平均値を用いた場合

従属変数	GRY		計測期間		1960～89		観測値数		16			
説明変数	推計値		t-値		推計値		t-値		推計値		t-値	
CONSTANT	23.339		7.761		28.350		8.360		27.751		8.010	
YINI	-2.491		-8.039		-3.099		-8.212		-2.986		-8.065	
INIEDU	0.266		1.808		0.398		2.876		0.361		2.600	
AINV	0.051		2.113		0.043		2.068		0.045		2.067	
AGRPOP	-0.136		-0.588		-0.128		-0.647		-0.060		-0.286	
CBI					1.389		2.260					
CBI2									0.113		1.995	
ADJ. R2	0.881				0.913				0.906			
S. E.	0.317				0.270				0.281			

従属変数	GRY		計測期間		1975～89		観測値数		16			
説明変数	推計値		t-値		推計値		t-値		推計値		t-値	
CONSTANT	17.003		1.562		32.813		1.937		34.156		2.260	
YINI	-1.866		-1.599		-3.683		-1.942		-3.745		-2.284	
INIEDU	0.500		1.196		0.880		1.700		0.936		1.931	
AINV	0.077		1.706		0.078		1.761		0.073		1.709	
AGRPOP	-0.278		-0.522		-0.271		-0.518		-0.207		-0.411	
CBI					2.057		1.202					
CBI2									0.220		1.545	
ADJ. R2	0.143				0.176				0.239			
S. E.	0.656				0.643				0.618			

従属変数	GRY		計測期間		1980～89		観測値数		16			
説明変数	推計値		t-値		推計値		t-値		推計値		t-値	
CONSTANT	13.946		1.753		6.525		0.544		8.922		0.702	
YINI	-1.492		-1.725		-0.639		-0.474		-0.938		-0.673	
INIEDU	0.272		0.817		0.037		0.084		0.101		0.213	
AINV	0.074		2.341		0.073		2.284		0.074		2.263	
AGRPOP	-0.227		-0.585		-0.186		-0.470		-0.236		-0.586	
CBI					-0.995		-0.835					
CBI2									-0.062		-0.519	
ADJ. R2	0.225				0.203				0.169			
S. E.	0.477				0.484				0.494			

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

表9 クロスセクション分析 (ピトウィーン推定法)

投資・GDP 比率、人口成長率に計測開始時点の値を用いた場合

従属変数	GRY	計測期間		1960～89	観測値数		16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	
CONSTANT	26.668	9.623	31.449	9.479	31.143	9.250	
YINI	-2.805	-8.718	-3.390	-8.581	-3.312	-8.567	
INIEDU	0.281	1.833	0.420	2.814	0.396	2.660	
INIINV	0.023	1.165	0.017	0.951	0.020	1.124	
INIPOP	0.028	0.167	-0.011	-0.077	0.044	0.297	
CBI			1.492	2.106			
CBI2					0.123	1.957	
ADJ. R2	0.851		0.886		0.881		
S.E.	0.354		0.309		0.316		

従属変数	GRY	計測期間		1975～89	観測値数		16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	
CONSTANT	19.192	1.435	36.390	2.063	35.930	2.155	
YINI	-2.042	-1.440	-4.035	-2.064	-3.876	-2.162	
INIEDU	0.622	1.281	1.048	1.893	1.063	1.966	
INIINV	0.053	1.458	0.058	1.678	0.049	1.448	
INIPOP	-0.347	-1.117	-0.351	-1.181	-0.327	-1.117	
CBI			2.345	1.417			
CBI2					0.215	1.536	
ADJ. R2	0.169		0.239		0.261		
S.E.	0.646		0.618		0.609		

従属変数	GRY	計測期間		1980～89	観測値数		16
説明変数	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	
CONSTANT	16.285	2.047	13.016	1.027	14.799	1.136	
YINI	-1.736	-1.987	-1.355	-0.940	-1.571	-1.087	
INIEDU	0.324	1.045	0.227	0.528	0.272	0.572	
INIINV	0.062	2.263	0.059	2.042	0.061	2.112	
INIPOP	0.087	0.336	0.080	0.294	0.085	0.313	
CBI			-0.429	-0.341			
CBI2					-0.018	-0.148	
ADJ. R2	0.218		0.150		0.142		
S.E.	0.479		0.500		0.502		

サンプル期間の変更や、インフレ率・経済成長率の国際比較に当たって考慮すべき変数を分析に含むことによって、結論が変化しうることが分かる。ハ.ではさらに、(2)、(4)式をパネルデータ分析により検討してみよう。

ハ. パネルデータ分析による再検討

Romer [1993]、Barro [1991] の分析手法は、クロスカントリー・データの比較に際し、数年間にわたり国別データの平均値を取った後、クロスセクション分析によって国際比較を行うものである（ピトウィーン推計法）。この手法は、Fujiki and Kitamura [1995] が指摘したように、長期に亘り存在する国別の異質性を考慮に入れていないため、推計されたパラメータにバイアスがかかりかねないことが知られている。ただし、各国の中央銀行独立性指数は、法律に依拠して計算されているため、分析期間を通じて各国ではほとんど定数となる。したがって、Romer [1993]、Barro [1991] の手法では、中央銀行独立性指数の効果の中に、なんらかの変数によって明示的に考慮することの出来なかった各国固有の要因が誤って含まれている可能性がある。各国の異質性を取り除く一般的な手法は、国別ダミー変数を加えることである。さらに世界に共通なショックを取り除くため時間ダミーを説明変数に加えることも多い。ところが、本論文の場合、中央銀行独立性指数、分析開始時点の一人当たり GDP、教育水準の3変数が分析期間中一定の値を取るため、国別ダミーと時間ダミーを同時に説明変数に入れたうえで、これら3変数の効果を区別して識別することは出来ない。そこで、本論文では、まず第1段階としてインフレ率（経済成長率）を国別ダミー、時間ダミー、および対外開放度（投資・GDP 比率、人口成長率）に回帰し、各国の個別事情を国別ダミーに集約した。次に、第1段階で推計された国別ダミーを中央銀行独立性指数と分析開始時点の一人当たり GDP・教育水準に回帰する2段階法を取ることにした。

まず、インフレ率についての分析結果は表10にまとめられている。分析はサンプル期間を変えながら、第1段階に時間ダミーを含む場合・含まない場合に分けて行われている。分析結果によれば、1975～89年のサンプルを用いて、時間ダミーを含まない場合のみ、対外開放度はインフレ率に負の影響を与えている。第2段階では、中央銀行独立性指数と国別ダミーが統計的に有意な相関関係を持つ場合は、1975～89年のサンプルを用い、時間ダミーを含まない場合のみであった。したがって、ロ. ではほぼ支持されたインフレ率と中央銀行独立性指数の負の相関という結果は、パネルデータによる分析では支持が弱まる結果となった。¹³⁾

つぎに、経済成長率についての分析結果は表11にまとめられている。いずれの計測期間においても、投資の GDP 比率、人口成長率は統計的に有意で、理論的に予測されたとおりの符号をとる。しかしながら、第2段階の分析結果では中央銀行独立性指数と国別ダミー効果の有意な相関関係は見いだせず、この命題については Alesina and Summers [1993] の主張を支持するものとなっている。

13) 対外開放度、投資・GDP 比率、人口成長率についてそれぞれ分析開始時点の値を用いて同様の推計も試みたが、1975～89年のサンプルを用いた場合に中央銀行独立性指数とインフレ率の逆相関が統計的に有意となった点以外は、表10・11と同様の結果を得た。

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

表 10 パネル分析 (第1段階) 従属変数 CPI 上昇率

説明変数	計測期間 1960～89				計測期間 1975～89				計測期間 1980～89			
	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CANADA	3.533	2.919	-0.676	-0.650	1.875	1.123	9.189	4.391	-0.527	-0.208	-2.612	-0.777
U. S. A.	3.181	3.831	2.924	4.199	2.392	2.529	6.935	6.165	1.663	1.446	2.070	1.329
JAPAN	3.747	4.157	2.570	3.407	0.061	0.058	5.052	4.028	-1.633	-1.238	-1.571	-0.883
BELGIUM	2.789	1.223	-9.748	-4.668	-3.001	-0.777	11.247	2.256	-10.604	-1.590	-19.533	-2.213
DENMARK	5.100	3.498	-1.175	-0.918	1.827	0.895	10.367	4.010	-1.653	-0.512	-4.923	-1.147
FRANCE	4.728	4.421	1.797	1.982	3.089	2.105	9.706	5.324	0.928	0.424	-0.578	-0.198
GERMANY	1.583	1.315	-2.568	-2.483	-1.977	-1.143	5.538	2.550	-4.330	-1.602	-6.713	-1.867
ITALY	6.797	6.261	3.712	4.027	7.151	4.810	13.837	7.482	4.685	2.197	3.274	1.151
NETHERLANDS	2.645	1.350	-7.502	-4.233	-3.196	-1.070	8.348	2.176	-9.033	-1.826	-15.137	-2.310
NORWAY	4.598	2.537	-4.444	-2.729	1.514	0.597	11.645	3.591	-1.644	-0.424	-5.990	-1.164
SPAIN	7.816	7.810	5.558	6.595	7.756	5.913	13.815	8.551	4.122	2.101	3.008	1.148
SWITZERLAND	4.723	3.563	-0.470	-0.408	2.578	1.326	10.805	4.397	-0.341	-0.111	-3.344	-0.820
SWEDEN	1.887	1.243	-4.874	-3.636	-2.913	-1.327	6.128	2.196	-5.629	-1.611	-9.339	-2.013
U. K.	5.685	4.552	1.142	1.059	4.308	2.482	11.845	5.431	0.282	0.111	-1.815	-0.538
AUSTRALIA	4.892	4.834	2.520	2.954	4.663	3.782	10.426	6.905	3.020	1.756	2.337	1.015
NEWZEALAND	6.583	5.018	1.505	1.321	6.411	3.436	14.381	6.109	3.627	1.270	0.984	0.259
T60	-2.823	-3.203										
T61	-2.177	-2.458										
T62	-0.883	-0.992										
T63	-0.981	-1.107										
T64	-0.886	-1.002										
T65	-0.088	-0.099										
T66	-0.226	-0.255										
T67	-0.859	-0.966										
T68	-0.895	-1.016										
T69	-0.616	-0.707										
T70	0.863	0.998										
T71	1.656	1.906										
T72	1.310	1.504										
T73	3.591	4.190										
T74	7.684	9.139										
T75	7.023	8.271			7.293	9.373						
T76	5.245	6.212			5.429	7.096						
T77	5.277	6.249			5.466	7.138						
T78	3.147	3.707			3.416	4.391						
T79	3.737	4.439			3.852	5.081						
T80	6.359	7.569			6.372	8.454			6.389	9.685		
T81	5.835	6.943			5.783	7.663			5.714	8.625		
T82	4.534	5.397			4.499	5.967			4.453	6.738		
T83	2.043	2.431			2.011	2.668			1.970	2.983		
T84	0.894	1.059			0.716	0.936			0.481	0.695		
T85	0.960	1.138			0.784	1.026			0.552	0.799		
T86	-0.572	-0.680			-0.477	-0.630			-0.352	-0.526		
T87	-0.393	-0.466			-0.249	-0.328			-0.061	-0.090		
T88	-0.779	-0.925			-0.669	-0.884			-0.526	-0.783		
OPEN	0.003	0.176	0.129	7.296	0.043	1.508	-0.043	-1.153	0.094	2.032	0.170	2.770
ADJ. R2	0.655		0.236		0.768		0.399		0.794		0.393	
S. E.	2.376		3.536		2.132		3.433		1.865		3.202	

パネル分析 (第2段階) 従属変数 国別ダミー

説明変数	計測期間 1960～89				計測期間 1975～89				計測期間 1980～89			
	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CONSTANT	7.296	0.577	26.178	0.728	22.034	0.379	21.921	0.512	36.890	0.491	43.871	0.392
CBI	-6.103	-1.951	0.149	0.017	-8.924	-1.335	-10.483	-2.130	-4.705	-0.550	-3.013	-0.236
INIY	-0.089	-0.059	-3.076	-0.710	-1.844	-0.286	-0.918	-0.194	-3.884	-0.474	-4.980	-0.408
ADJ. R2	0.230		-0.086		0.110		0.280		-0.061		-0.115	
S. E.	1.550		4.426		3.360		2.470		4.605		6.861	

(注) 説明変数中の国名は国別ダミーを、T60-88は1960-88年の時間ダミーを、INVは投資・GDP比率を、GRPOPは人口成長率を示す。

金融研究

表 1 1 パネル分析 (第1段階) 従属変数 実質成長率

説明変数	計測期間 1960～89				計測期間 1975～89				計測期間 1980～89			
	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CANADA	-2.080	-1.750	-4.089	-3.944	-6.861	-4.213	-5.893	-3.663	-10.817	-4.223	-9.620	-4.382
U. S. A.	-2.633	-2.384	-4.254	-4.436	-6.129	-4.250	-5.230	-3.716	-9.142	-4.129	-7.949	-4.239
JAPAN	-2.307	-1.472	-4.100	-2.808	-10.302	-4.778	-9.606	-4.410	-14.959	-4.610	-14.086	-4.948
BELGIUM	-2.931	-2.447	-3.558	-3.238	-7.375	-4.869	-7.286	-4.877	-9.982	-4.724	-9.517	-5.243
DENMARK	-3.793	-2.978	-4.629	-3.938	-7.933	-4.972	-7.840	-4.956	-10.919	-4.905	-10.514	-5.456
FRANCE	-3.331	-2.542	-4.651	-3.879	-8.708	-5.086	-8.266	-4.860	-12.190	-4.840	-11.387	-5.249
GERMANY	-4.114	-3.045	-5.031	-3.999	-8.716	-5.060	-8.732	-5.067	-12.671	-5.120	-12.210	-5.666
ITALY	-3.227	-2.388	-4.240	-3.378	-7.916	-4.746	-7.660	-4.625	-11.718	-4.763	-11.163	-5.234
NETHERLANDS	-2.913	-2.396	-4.363	-4.003	-7.256	-4.896	-6.708	-4.628	-10.204	-4.709	-9.359	-5.091
NORWAY	-4.182	-2.839	-5.436	-3.941	-9.533	-4.846	-9.167	-4.633	-13.615	-4.874	-12.933	-5.311
SPAIN	-1.880	-1.525	-3.291	-2.965	-7.976	-4.937	-7.365	-4.621	-10.643	-4.470	-9.877	-4.835
SWITZERLAND	-3.429	-2.902	-4.242	-3.948	-7.348	-4.925	-7.116	-4.857	-10.058	-4.662	-9.477	-5.132
SWEDEN	-4.745	-3.430	-6.164	-4.834	-10.875	-5.792	-10.685	-5.667	-14.971	-5.043	-14.220	-5.480
U. K.	-2.245	-2.247	-2.693	-3.058	-4.979	-3.886	-4.897	-3.952	-7.426	-4.047	-6.899	-4.451
AUSTRALIA	-3.688	-2.682	-6.313	-5.196	-8.289	-4.677	-7.047	-3.987	-11.294	-4.056	-9.704	-4.037
NEWZEALAND	-3.620	-2.988	-5.440	-5.082	-8.829	-5.623	-8.249	-5.340	-11.495	-4.737	-10.548	-5.080
T60	3.732	5.016										
T61	2.282	3.077										
T62	2.214	2.924										
T63	1.818	2.434										
T64	3.164	4.255										
T65	0.919	1.242										
T66	0.840	1.137										
T67	0.248	0.339										
T68	1.528	2.101										
T69	2.484	3.374										
T70	0.899	1.220										
T71	-0.161	-0.218										
T72	1.178	1.618										
T73	1.885	2.576										
T74	-1.424	-1.943										
T75	-3.749	-5.177			-3.617	-5.831						
T76	0.977	1.347			0.879	1.409						
T77	-1.178	-1.624			-1.089	-1.751						
T78	0.117	0.161			0.386	0.616						
T79	0.431	0.593			0.575	0.920						
T80	-1.003	-1.381			-0.796	-1.275			-0.714	-1.186		
T81	-1.756	-2.398			-1.257	-1.970			-0.917	-1.449		
T82	-2.167	-2.940			-1.553	-2.396			-1.156	-1.752		
T83	0.129	0.175			0.766	1.175			1.156	1.724		
T84	1.231	1.679			1.659	2.597			1.866	2.910		
T85	0.550	0.750			1.018	1.593			1.276	1.994		
T86	0.359	0.491			0.702	1.112			0.867	1.394		
T87	0.162	0.223			0.470	0.749			0.646	1.063		
T88	0.690	0.952			0.849	1.366			0.923	1.556		
INV	0.237	5.502	0.270	6.192	0.430	7.086	0.428	6.593	0.572	6.320	0.573	6.719
GRPOP	-0.880	-2.783	0.427	1.447	-1.188	-2.640	-2.110	-3.945	-1.869	-2.887	-2.699	-3.772
ADJ. R ²	0.438		0.180		0.460		0.180		0.412		0.224	
S. E.	2.046		2.472		1.740		2.150		1.653		1.899	

パネル分析 (第2段階) 従属変数 国別ダミー

説明変数	計測期間 1960～89				計測期間 1975～89				計測期間 1980～89			
	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値	推計値	t-値
CONSTANT	11.389	1.391	6.941	0.674	13.731	0.332	13.878	0.335	0.424	0.008	1.874	0.034
CBI	0.464	0.266	0.220	0.100	2.316	0.548	2.257	0.534	-0.542	-0.100	-0.228	-0.042
INIEDU	0.388	1.060	-0.010	-0.022	1.160	0.979	1.507	1.269	0.313	0.170	0.689	0.370
INIIY	-1.695	-1.712	-1.323	-1.063	-2.527	-0.541	-2.516	-0.538	-1.272	-0.207	-1.391	-0.224
ADJ. R ²	0.110		0.196		-0.149		-0.069		-0.229		-0.220	
S. E.			0.978		1.588		1.591		2.216		2.232	

(注) 説明変数中の国名は国別ダミーを、T60-88 は 1960-88 年の時間ダミーを、INV は投資・GDP 比率を、GRPOP は人口成長率を示す。

表10～11の分析結果は、暫定的なものではあるが、Alesina and Summers[1993]らの主張は計測期間・分析手法の変更に対して必ずしも頑健ではないことが確認された。

二. 中央銀行独立性指数の用途

本論文のこれまでの分析は、Alesina and Summers[1993]が図2で示したような長期に亘るインフレ率の平均値と中央銀行独立性指数の単純な相関関係のみにもとづいて、インフレ率、経済成長率と中央銀行独立性指数の関係について明快な結論を出すのは時期尚早であることを示唆している。

もっとも、Alesina and Summers[1993]の発見はそれ自体有用であり、これを分析に活用することも可能である。例えば、Barro[1995]のように、(4)式によって経済成長率の国際比較分析を試みる際、インフレ率を(4)式右辺の説明変数に加えることにより、インフレ率の上昇が経済成長率に対してどの程度押し下げ効果を持つかを定量化する場合を考えよう。インフレ率と経済成長率は同時決定の関係にあるため、(4)式の説明変数にインフレ率を加えることによって推計されたインフレ率の回帰係数はバイアスを持つ危険性がある。ここでもし、インフレ率とは相関があるが、(4)式の誤差項 ε とは無相関な変数が存在すれば、その変数をインフレ率の操作変数として(4)式を計測することにより、上述のインフレ率と経済成長率の同時決定に伴う回帰係数のバイアスを回避することができる。同様の試みは、Fischer[1993]等にもみられている。したがって、現在用いられているタイプの中央銀行独立性指数をインフレ率の操作変数として利用することについては、学界でも一定の支持を集めているように思われる。

4. おわりに

本論文では、Alesina and Summers[1993]による①先進国においては、中央銀行独立性指数はインフレ率と負の相関関係がある、②先進国では、中央銀行独立性指数と実質経済成長率には相関関係がない、との経験則に対し、経済成長論の研究成果をふまえた再検討、およびパネルデータ・アプローチによる検証を行った。分析によれば、中央銀行独立性指数とインフレ率・経済成長率の関係について、Alesina and Summers[1993]が主張する経験則はいずれも計測条件を厳格にするに従って若干関係が不安定化したため、その頑健性を確認することはできなかった。したがって、中央銀行独立性指数を用いたこれまでの分析結果はいまのところ政策提言の基礎として万全の信頼を寄せるにはいたってないと言えよう。

今後は、分析自体の精緻化と共に、分析目的に応じた中央銀行独立性指数作成手法の改善が望まれる。また、Barro[1995]、Fischer[1993]等にもみられるように、中央銀行独立性指数をインフレ率の操作変数として利用することについては、学界でも一定の支持を集めているように思われる。こうした観点からも今後とも、中央銀行独立性指数を

経済分析において活用する方法について検討することが望まれる。

以 上

[日本銀行金融研究所研究第1課]

【参考文献】

- 藤木 裕、「中央銀行独立性指数について」、『金融研究』、第15巻第1号、日本銀行金融研究所、1996年
- Alesina, Alberto, and Lawrence H. Summers, "Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, 1993, pp.151-162.
- Barro, Robert J, "Inflation and Economic Growth," *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 35, No. 2, 1995, pp.166-176.
- , "Economic Growth in a Cross-Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp.407-444.
- , and Jong-Wha Lee. "Sources of Economic Growth," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 40, 1994, pp.1-46.
- , and ———, "International Comparisons of Educational Attainment," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp.363-394.
- , and David Gordon, "Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 1983, pp.101-22.
- Cukierman, Alex, "Central Bank Independence and Monetary Control," *Economic Journal*, Vol. 104, 1994, pp.1437-1448.
- , *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence*, The MIT Press, 1992.
- , Pantelis Kalaitzidakis, Lawrence H. Summers, and Steven B. Webb, "Central Bank independence, Growth, Investment and Real Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, 1994, pp.95-140.
- , Steven B. Webb, and Bilin Neyapti, "Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes," *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, 1992, pp.353-398.
- Debelle, Guy, and Stanley Fischer, "How Independent Should A Central Bank Be?," Paper Presented in the 1994 Conference of Federal Reserve Bank of Boston, 1994.
- Fischer, Stanley, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp.485-512.
- Fischer, Andreas M., and Adrian B. Orr, "Monetary Policy Credibility and Price Uncertainty: The New Zealand Experience of Inflation Targeting," *OECD Economic Studies*, Vol.22, 1992.

中央銀行独立性指数を用いた経済分析の再検討

- Fujiki Hiroshi and Yukinobu Kitamura, "Feldstein-Horioka Paradox Revisited," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 13, 1995, pp.1-16.
- Kydland, Finn, and Edward Prescott, "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, Vol. 85, 1977, pp.473-90.
- Levine, Ross, and David Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, pp.942-63.
- Martin, Philippe, "Monetary Policy and Country Size," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, 1994, pp.573-586.
- Pollard, Patricia S., "Central Bank Independence and Economic Performance," *The Federal Bank of St. Louis Review*, Vol. 75, 1993, pp.21-36.
- Ramey, Garey, and Valerie A. Ramey, "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth," NBER Working Paper Series 4959, NBER, 1994.
- Rogoff, Kenneth, "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, 1985, pp.1169-90.
- Roll, Eric et al., "Independent and Accountable—A New Mandate for the Bank of England," *The Report of an Independent Panel Chaired By Eric Roll*, CEPR, 1993.
- Romer, David, "Openness and Inflation: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, 1993, pp.869-903.
- Summers, Robert, and Alan Heston, "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-88," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp.327-368.
- Walsh, Carl E., "Central Bank Strategies, Credibility, and Independence: A Review Essay," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp.287-302.