
論 説

日本の死刑の抑止効果

— 3つの先行研究の計量分析の再検討

森 大 輔

【要約】

本稿では、松村・竹内（1990）、秋葉（1993）、Merriman（1988）という、日本の死刑の抑止効果に関する3つの先行研究の計量分析について、公的統計のデータを再収集して、各研究の計量分析を再現するという方法で再検討を行った。その結果、松村・竹内（1990）の研究では死刑に関する変数は殺人発生率に統計的に有意な効果を持たないという結果となり、秋葉（1993）やMerriman（1988）の研究では統計的に有意な効果を持つという結果となったのは、前者が死刑言渡し率、後者が死刑執行率と、両者が用いていた死刑に関する変数が異なるからである可能性が高いことがわかった。また、これらの研究には、系列相関、多重共線性、説明変数の内生性、単位根の存在といった共通する分析手法上の問題点が存在する。さらに、時系列データの接続性の問題や変数の選択の問題も存在する。再現という作業は、時に重要な点や既存の研究の問題点の発見などにつながるものにもなりうる。

はじめに

日本の死刑制度を存続すべきか廃止すべきかについて、議論が続いている⁽¹⁾。その際に論点の1つとして挙げられることとして、死刑が犯罪に対して抑止効果を持つか否か、すなわち犯罪を行うと死刑が科せられるということを考えて人々が犯罪を思いとどまるという効果があるか否か、と

論 説

ということがある。この議論を意味あるものにするためには、データに基づいた計量分析が有効な方法として挙げられよう⁽²⁾。

死刑の抑止効果について計量分析は、特に米国で盛んに行われている。その初期の著名な研究として、経済学者である Gary Becker が刑罰の抑止効果についての経済学的なモデルを構築し (Becker 1968), そしてそれを基礎にして Isaac Ehrlich が米国の時系列データ⁽³⁾を用いて、死刑の抑止効果についての回帰分析を行った研究がある (Ehrlich 1975)。それ以来、米国など諸外国で死刑の抑止効果について計量分析を行った研究は最近までで数十にのぼり、これまでの研究自体を計量分析するというメタ分析まで行われるようになってきている⁽⁴⁾。

それに対して、これまで日本で行われた計量分析は、非常に少ない。日本語で書かれたものでは松村・竹内 (1990) と秋葉 (1993) の 2 つ⁽⁵⁾, また英語で書かれたものでは Merriman (1988) という合計 3 つが主なものである。これらの研究もいずれも、上記の Becker による経済学的なモデルや Ehrlich による計量経済学的なモデルを基にした回帰分析を行っている。さらに、いずれの研究も、1950年代頃から1980年代頃までの日本の時系列データを用いており、その少なくとも一部分は似たような変数さえ用いている。例えば、日本の殺人事件の認知件数などの犯罪統計のデータをいずれの研究でも用いており、さらに失業率などの国民の経済状況に関する指標などもいずれの研究も変数として加えている。

それにもかかわらず、死刑の抑止効果に関する分析の結果は異なるものとなっている。すなわち、松村・竹内 (1990) の研究では死刑に関する変数は殺人発生率に統計的に有意な効果を持たない⁽⁶⁾という結果となり、秋葉 (1993) や Merriman (1988) の研究では統計的に有意な効果を持つという結果となっている。しかし、なぜ、どこでこのように結果が分かれたのかということは、詳しく検討されないままとなっている。

本稿では、これら 3 つの研究で用いていると思われる公的統計のデータを再収集して、各研究の計量分析を再現したうえで、結果が分かれたのは

なぜかということを検討する⁽⁷⁾。また、各研究の計量分析の持つ問題点を、主に分析手法やデータの観点から指摘する。

1. 松村・竹内（1990）の研究

1.1 研究の概要

松村・竹内（1990）は、日本の死刑の抑止効果について、日本語で発表されたほぼ初めての計量分析である⁽⁸⁾。Ehrlich（1975）の研究を基にしつつ、日本の状況や日本で入手可能なデータに合わせたうえで、計量分析を行っている。ここではまず、その計量分析の概要を確認する。

1.1.1 犯罪と刑罰の経済理論

松村・竹内（1990）、秋葉（1993）、Merriman（1988）という本稿で検討する3つの計量分析に共通する、犯罪と刑罰の経済理論について、ここでごく簡単に説明しておく⁽⁹⁾。これは、Becker（1968）が考案し、それをEhrlich（1975）が死刑の抑止効果の計量分析の文脈に合うように定式化し直したものを基本としている。

人が犯罪を起こすのは、犯罪の効用の方が、合法的行動の効用よりも大きいときである。そして、犯罪の効用は、犯罪の期待利益から犯罪の期待費用を引いたものとして考えられる。ここで、犯罪の期待利益とは、犯罪が成功したとき得られる利益と犯罪が成功する確率を掛け算したものであり、犯罪の期待費用とは、犯罪が失敗したとき科される刑罰の重さと犯罪が失敗する確率を掛け算したものである。

以上は、犯罪の1つである殺人についても当てはまる。これを関数の形で簡単に定式化すると、下のようになるだろう。

殺人発生率 = f （殺人の期待費用, 殺人の期待利益, 合法的行動の効用）

論 説

この式において、殺人の期待費用が上昇すると殺人発生率は下がり、殺人の期待利益が上昇すると殺人発生率は上がり、合法的行動の効用が上昇すると殺人発生率は下がるということになる。

実際にデータを用いて計量分析を行う場合には、この式の被説明変数である殺人発生率、説明変数である殺人の期待費用や殺人の期待利益や合法的行動の効用を具体的にどんなデータでもって測るか（あるいは直接に測れないとすれば何で代理するか）ということ、分析者は考える必要がある。

1. 1. 2 松村・竹内（1990）の用いている変数と分析結果

松村・竹内（1990）は、1953年（昭和28年）から1987年（昭和62年）の日本の各種のデータを用いて回帰分析を行っている。具体的には、表1-1の説明変数の欄に示されているような変数を用いている。松村・竹内（1990:106-107）でその出典や、元のデータから変換した場合にはその変換の式などが詳しく記述されている。

被説明変数の殺人発生率 M は、殺人事件の認知件数 MN を刑事责任年齢である14歳⁽¹⁰⁾以上の総人口 $N14$ で割ったものである。殺人事件の認知件数 MN は、殺人事件の総数の代理変数として用いられている。すなわち、殺人事件が何件起こったかは直接確認できないので、代わりに警察が確認できた件数である認知件数が用いられている。殺人事件のような重大な事件の場合は、警察が確認できなかったということは少ないと考えられるので、代理変数と真の変数との間のズレは少ないと考えられる。また、ここでの「殺人事件」とは、殺人罪（ただし嬰兒殺を除く⁽¹¹⁾）、尊属殺人罪、強盗殺人罪という死刑が適用される可能性のある事件を指しており、未遂も含んでいる。

さらに、説明変数として以下のものを用いている（松村・竹内1990:104）。まず、死刑の抑止効果を測るものとして、死刑言渡し数 P を有罪者数 PA で割ったものである死刑言渡し率 PR が用いられている。そして、検挙率⁽¹²⁾ C が、犯罪が失敗する確率の代理変数となっている。犯罪と刑罰の経済理

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

論から、犯罪が失敗する確率が大きいほど、犯行は少ない。

また、実質実収入 R が、殺人の期待利益⁽¹³⁾の代理変数となっている。犯罪と刑罰の経済理論から、殺人の期待利益が大きいほど、犯行は多い。さらに、失業率 U が、合法的行動の効用の代理変数として用いられている。犯罪と刑罰の経済理論から、合法的行動の効用が小さいほど、犯行は多い。保護率 CAR は、所得の不平等を表す代理変数である（松村・竹内1990:104）。これは、合法的行動の効用を表すと解釈することもできるし、殺人の期待利益の代理変数ともとらえることができる、とされている（松村・竹内1990:107）。

その他に、20代男性人口率 Y や高等教育在学者⁽¹⁴⁾率 E も説明変数とされている。これは、若い男性や高等教育在学中の者は犯行が少ない傾向があるからだとされている（松村・竹内1990:104）。

松村・竹内（1990）では、以上のような変数を基に、回帰分析を行っている。その結果は、表1-1のように、死刑言渡し率 PR は、統計的に有意な説明変数とならず、死刑の抑止効果は確認できないというものであった。また、他の説明変数を見てみると、統計的に有意なのは失業率 U と保護率 CAR と20代男性人口率 Y で、いずれも係数の符号は正である。

表1-1 松村・竹内（1990:105）の回帰分析の結果

説明変数	変数の内容	推定値
C	検挙率	0.163 (0.525)
PR	死刑言渡し率	0.081 (1.136)
I	実質実収入	0.001 (0.051)
U	失業率	0.502*** (5.988)
CAR	保護率	0.161*** (4.028)
Y	20代男性人口率	0.381*** (5.267)
E	高等教育在学者率	-0.298 (-1.080)
(定数項)		-5.221 [†] (-1.850)
調整済 R^2		0.976
DW比		1.55
観測数		35

※1 括弧内は t 値、期間は1953-87年、被説明変数は M （殺人発生率）。

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。 t 値を基に筆者が付加したもの。

論 説

1.2 分析の再現

1.2.1 基本的な分析の再現

1.1 で見た松村・竹内(1990)の研究は、犯罪統計、司法統計をはじめ政府統計という公開されたデータを基にしているの、再収集して分析を再現(replication)することが可能なはずである。そこで、データを可能な限り収集して、統計分析の再現を行った⁽¹⁵⁾。

松村・竹内(1990)に示された出典などを基にデータを収集して、再現のためのデータを構築した⁽¹⁶⁾。表1-2がそれらの変数の一覧である⁽¹⁷⁾。表1-3は、それらの変数の記述統計を表したものである⁽¹⁸⁾。

表1-2 松村・竹内(1990)の再現データの変数名と内容

変数名	変数の内容	変数の内容の詳細
<i>KI_N14</i>	殺人発生率	14歳以上人口十万人当たりの殺人の認知件数 $KI_{N14} = KI / (N14/100)$ <i>KI</i> : 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪の未遂を含む認知件数 <i>N14</i> : 14歳以上推計人口(単位: 千人)
<i>AI_KI</i>	検挙率	検挙件数を認知件数で割った百分率 $AI_{KI} = AI / KI \times 100$ <i>AI</i> : 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪の未遂を含む検挙件数 <i>KI</i> : 上の <i>KI_N14</i> の場合と同様
<i>SI_CI</i>	死刑言渡し率	死刑言渡し者数を有罪者数で割った百分率 $SI_{CI} = SI / CI \times 100$ <i>SI</i> : 殺人罪と尊属殺人罪、強盗致死罪による通常第1審事件での死刑言渡し者数 <i>CI</i> : 殺人罪と尊属殺人罪、強盗致死罪による通常第1審事件での有罪者数
<i>I_CP</i>	実質実収入	全国勤労者世帯実質実収入(2015年を100) $I_{CP} = (各年のI / 2015年のI) / (各年のCP / 2015年のCP) \times 100$ <i>I</i> : 実収入 <i>CP</i> : 消費者物価指数(2015年を100)
<i>U_L</i>	失業率	完全失業者数を労働力人口で割った百分率 $U_L = U / L \times 100$ <i>U</i> : 完全失業者数(単位: 万人) <i>L</i> : 労働力人口(単位: 万人)
<i>P_N</i>	保護率	人口千人当たりの生活保護人員 $P_N = P / N \times 100$ <i>P</i> : 生活保護人員(単位: 人)(1か月平均) <i>N</i> : 推計総人口(単位: 千人)
<i>M2029_N</i>	20代男性人口率	20代男性人口を総人口で割った百分率 $M2029_N = M2029 / N \times 100$ <i>M2029</i> : 20代男性推計人口(単位: 千人) <i>N</i> : 推計総人口(単位: 千人)
<i>EI_N</i>	高等教育在学者率	高等教育在学者を総人口で割った百分率 $EI_N = EI / (N \times 1000) \times 100$ <i>EI</i> : 高等教育在学者数(単位: 人) <i>N</i> : 推計総人口(単位: 千人)

表 1-3 松村・竹内 (1990) の再現データの記述統計

変数	変数の内容	平均	標準偏差	最小値	最大値
<i>KI_N14</i>	殺人発生率	2.593	0.893	1.512	4.634
<i>AI_K1</i>	検挙率	97.451	0.671	95.906	98.710
<i>SI_CI</i>	死刑言渡し率	0.970	0.598	0.221	2.545
<i>I_CP</i>	実質実収入	65.700	23.217	30.734	101.128
<i>U_L</i>	失業率	1.852	0.556	1.118	2.844
<i>P_N</i>	保護率	14.830	3.313	10.356	22.084
<i>M2029_N</i>	20代男性人口率	8.411	0.941	6.607	9.477
<i>EI_N</i>	高等教育在学者率	1.410	0.516	0.587	1.963

※期間は1953-87年, 観測数は35。

表 1-4 が再現データを使い, 表 1-1 の回帰分析 (OLS) を再現した結果である。この表 1-4 を見ると, ほぼ表 1-1 と同じ結果になったといえる。まず, 死刑言渡し率 *SI_CI* は統計的に有意とならない点が表 1-1 と同じとなった。また, 失業率 *U* と保護率 *P_N* と 20代男性人口率 *M2029_N* が有意となり, 係数の符号が正となる点も, 表 1-1 と同じである。

表 1-4 松村・竹内 (1990) の再現データでの回帰分析

説明変数	変数の内容	推定値
<i>AI_K1</i>	検挙率	0.037 (0.895)
<i>SI_CI</i>	死刑言渡し率	0.086 (1.169)
<i>I_CP</i>	実質実収入	-0.000 (-0.023)
<i>U_L</i>	失業率	0.488*** (5.944)
<i>P_N</i>	保護率	0.158*** (4.285)
<i>M2029_N</i>	20代男性人口率	0.371*** (4.863)
<i>EI_N</i>	高等教育在学者率	-0.290 (-1.005)
(定数項)		-7.068* (-1.775)
調整済 R^2		0.974
DW比		1.428***
観測数		35

※1 括弧内は *t* 値, 期間は1953-87年, 被説明変数は *KI_N14* (殺人発生率)。

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

1. 2. 2. 対数変換とラグ

松村・竹内（1990）は線形の回帰分析だけでなく、被説明変数と説明変数を自然対数とする対数変換したうえでの回帰分析も行っている。むしろ、米国でのEhrlich（1975）などの先行研究などでもともと使用されていたのは、実は対数変換した変数を使用した回帰分析であった。そして、それに対して、対数変換した変数を用いると抑止効果が強く出るという批判がなされていた⁽¹⁹⁾ことを踏まえ、松村・竹内（1990）では線形の回帰分析も行っている（松村・竹内1990:104）。

また、松村・竹内（1990）は説明変数のうち死刑言渡し率の影響にラグがある可能性も考慮して、当年の死刑言渡し率の代わりに前年の死刑言渡し率を説明変数とした分析も行っている。さらに、前年の死刑言渡し率を用いたうえで被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析も行っている。

表1-5に、それらの松村・竹内（1990）の分析結果と、再現データでの分析結果を掲載している。「(1)対数」の列が被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析、「(2)線形ラグ」が当年の代わりに前年死刑言渡し率⁽²⁰⁾ SI_CI_{-1} を説明変数とした分析、「(3)対数ラグ」が(2)にさらに被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析である。

表1-5を見ると、これらの場合も松村・竹内（1990）と再現データとではほぼ同じ分析結果となったと言える。まず、死刑言渡し率 SI_CI や前年死刑言渡し率 SI_CI_{-1} はどのモデルでも統計的に有意とならない点が、松村・竹内（1990）と再現データとで同じとなった。また、統計的に有意な説明変数も、松村・竹内（1990）と再現データとですべて一致している。どのモデルでも失業率 U_L 、保護率 P_N 、20代男性人口率 $M2029_N$ が統計的に有意になっており、また「(1)対数」や「(3)対数ラグ」で高等教育在学率 EI_N が10%水準で有意となっている。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

表 1-5 松村・竹内 (1990) の再現データでの回帰分析 (対数変換・ラグ)

説明変数	変数の内容	松村・竹内(1990)			再現データ		
		(1)対数	(2)線形ラグ	(3)対数ラグ	(1)対数	(2)線形ラグ	(3)対数ラグ
<i>AT_K1</i>	検挙率	0.259 (0.303)	0.169 (0.510)	0.093 (0.111)	0.065 (0.053)	0.043 (1.041)	-0.003 (-0.003)
<i>SI_C1</i>	死刑言渡し率	0.002 (0.123)			0.000 (0.007)		
<i>SI_C1-1</i>	前年死刑言渡し率		0.001 (0.016)	-0.023 (-1.220)		-0.101 (-1.271)	-0.028 (-1.436)
<i>I_GP</i>	実質実収入	-0.095 (-0.494)	-0.003 (-0.262)	-0.174 (-0.911)	-0.107 (-0.541)	-0.011 (-0.999)	-0.201 (-1.008)
<i>U_L</i>	失業率	0.214*** (5.545)	0.534*** (6.441)	0.214*** (5.700)	0.209*** (5.275)	0.592*** (6.585)	0.211*** (5.433)
<i>P_N</i>	保護率	0.610*** (2.867)	0.157*** (3.777)	0.573** (2.746)	0.589*** (2.854)	0.116** (2.666)	0.525** (2.544)
<i>M2029_N</i>	20代男性人口率	1.039*** (6.319)	0.367*** (5.015)	0.976*** (6.064)	1.025*** (5.941)	0.336*** (4.406)	0.962*** (5.644)
<i>EL_N</i>	高等教育在学者率	-0.207* (-1.954)	-0.280 (-0.991)	-0.196* (-1.901)	-0.216* (-1.943)	-0.296 (-1.032)	-0.205* (-1.881)
(定数項)		-3.798 (-0.993)	-4.890 (1.623)	-2.485 (-0.652)	-2.771 (-0.505)	-6.046 (-1.540)	-1.777 (-0.332)
調整済R ²		0.983	0.975	0.984	0.982	0.972	0.982
DW比		1.66	1.57	1.70	1.565**	1.534**	1.634**
観測数		35	34	34	35	34	34

※1 括弧内は値, 期間は1953-87年, 被説明変数は再現データの(2)は*KI_N14* (殺人発生率), (1)(3)はその自然対数。
 ※2 変数名は再現データのものに記載している。(1)(3)では説明変数を自然対数に変換している。
 ※3 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

1.3 分析の問題点

再現データによる分析をしてみると, 松村・竹内 (1990) の統計分析には様々な問題点があることが見えてくる。ここではそのうちのいくつかを指摘する。

1.3.1 系列相関への対処

回帰分析 (OLS) では, 誤差項に系列相関 (自己相関) がないことが前提とされている⁽²¹⁾。系列相関とは, ある時点の誤差項と他のある時点の誤差項の間に相関があることである。誤差項に系列相関がある場合, OLS を行くと回帰係数の標準誤差の大きさを正しく推計できず, 統計的有意性

論 説

などの判断を誤ってしまう⁽²²⁾。

そのため、誤差項に系列相関があるか否かを検定によって確認することが行われる。その中でもよく使われるものの一つに、ダービン・ワトソン比 (Durbin-Watson比, DW比) がある。これは、1階の系列相関、すなわち現在の誤差項と1つ前の時点の誤差項に相関が見られるか否かを判断するものである。ここでは、帰無仮説が「誤差項に1階の系列相関がない」で対立仮説が「誤差項に1階の正の系列相関がある」の片側検定を行う⁽²³⁾。

表1-4や表1-5ではDW比とそれが有意か否かも掲載している⁽²⁴⁾。それを見ると、DW比は再現データでは、どの分析も5%水準で有意となっていることがわかる。そのため帰無仮説が棄却され、誤差項に1階の正の系列相関があると判断される。表1-1の松村・竹内(1990)の結果ではDW比は表1-4よりも若干大きいものの、DW比は同様にあまり大きくない。

したがって、回帰係数の正確な検定を行うために、系列相関に対し何らかの対処をする必要が本来はあったと思われる。

1.3.2 多重共線性への対処

回帰分析において、説明変数間の相関が非常に高い場合、多重共線性と呼ばれる問題が発生する可能性がある。多重共線性が発生すると、回帰係数の標準誤差が大きくなって推定値が不安定になる⁽²⁵⁾。その結果、回帰係数の値や符号、統計的検定の結果が信頼できるものでなくなる。そのため、回帰分析を行う際、多重共線性が発生している可能性があるか否か、検討しておく必要がある。

表1-6は、松村・竹内(1990)の再現データにおいて、変数間の相関係数を求めたものである。これを見ると、保護率 P_N と実質実収入 I_CP と高等教育在学者率 EI_N の3つの変数の間の相関係数はどれも絶対値が約0.95あり、非常に相関が高い。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

また、多重共線性が生じているか否か判断する際には、VIF（分散拡大係数）が指標として用いられることが多い²⁶⁾。VIFが5または10を超える説明変数は、多重共線性を生じさせている可能性が高い（Pituch and Stevens 2016:76; Sheater 2009:203）。

表1-7は、松村・竹内（1990）の再現データにおいて、各変数のVIFを求めたものである。これを見ても、保護率*P_N*と実質実収入*I_CP*と高等教育在学者率*EI_N*の3つの変数で、VIFが10を超えている。

このように、松村・竹内（1990）の回帰分析では、多重共線性が発生している可能性が高い。そのため、本来はこれに対する何らかの対処をしておく必要があったと思われる。対処の方法としては様々なものがありうるが、例えば相関が高い説明変数のうちいくつかを、説明変数から外すことを検討するなどの方法が考えられる。

表1-6 松村・竹内（1990）の再現データでの説明変数同士の相関

変数名	変数の内容	<i>AI_KI</i>	<i>SI_CI</i>	<i>I_CP</i>	<i>U_L</i>	<i>P_N</i>	<i>M2029_N</i>	<i>EI_N</i>
<i>AI_KI</i>	検挙率	1.000						
<i>SI_CI</i>	死刑言渡し率	0.274	1.000					
<i>I_CP</i>	実質実収入	-0.372	-0.735	1.000				
<i>U_L</i>	失業率	-0.031	0.055	0.387	1.000			
<i>P_N</i>	保護率	0.430	0.778	-0.943	-0.145	1.000		
<i>M2029_N</i>	20代男性人口率	0.204	0.299	-0.717	-0.749	0.503	1.000	
<i>EI_N</i>	高等教育在学者率	-0.401	-0.780	0.960	0.200	-0.962	-0.535	1.000

※期間は1953-87年、観測数は35。

表1-7 松村・竹内（1990）の再現データでのVIF

説明変数	変数の内容	VIF
<i>AI_KI</i>	検挙率	1.296
<i>SI_CI</i>	死刑言渡し率	3.196
<i>I_CP</i>	実質実収入	94.296
<i>U_L</i>	失業率	3.476
<i>P_N</i>	保護率	24.942
<i>M20_N</i>	20代男性人口率	8.608
<i>EI_N</i>	高等教育在学者率	36.826

※期間は1953-87年、観測数は35、被説明変数は*KI_N/4*（殺人発生率）。

1. 3. 3 説明変数の内生性

通常の回帰分析（OLS）では、説明変数が被説明変数に影響を与えるが、逆に被説明変数が説明変数に影響を与える（これを「逆の因果」と呼ぶ）ことはない、ということが前提とされている。しかし、この前提が成り立たない場合がある。

例えば、警察官の人数を説明変数、殺人事件の発生数を被説明変数とする場合などがよく例に挙げられる（Wooldridge 2013: 557）。この場合、説明変数である警察官の人数は被説明変数である殺人事件の発生数に影響を与えるが、逆に殺人事件の発生数が増えるとそれを減らそうとして警察官の人数を増やすという関係（逆の因果）もありそうである。

この場合、説明変数がモデルの内部で決定されるということからモデルに内生性があると言い（中島2011: 54）、このような説明変数を内生変数と呼ぶ（モデルの内部で決定されない説明変数は外生変数と呼ぶ）。また、意図した因果と逆の因果の両方があることから、同時性とも呼ぶ。同時性が存在するとき、OLSによる推定値には問題が生じる⁽²⁷⁾。これを「同時性バイアス」と呼ぶ。同時性バイアスが存在する場合、計量経済学では同時方程式や操作変数法などの手法で対処することになる。

松村・竹内（1990）の回帰分析でも、殺人事件の発生数が逮捕率や死刑言渡し率に影響を与えるといった逆の因果もあるとすれば、同時性バイアスの問題が生じる。これについて、松村・竹内（1990: 104）は「アメリカにおいては地方財政の逼迫による警察費の不足等の刑事司法の資源制約ゆえ、殺人事件の発生数が逮捕率や収監率、さらに死刑執行にまで影響を与えているからこれらの変数の内生性は適当と考えられるが、日本では殺人事件の検挙率は常にほとんど一に近く、内生性は無意味であり、また死刑判決の比率が少なくとも短期的には殺人事件の発生数の影響を受けて変動するとは考えられない」ので、問題ないとしている。ただこれに対しては「これらはあらかじめ仮定されるものではなく、実証分析を通じて検証されるべき仮説」（中島2011: 69）であるという批判もある。

1.3.4 単位根の存在

時系列データにおいては、近年、それが単位根系列でないか否か、確かめるべきであるとされるようになってきているが、それを行っていないという問題もある。単位根系列とは次のようなものである⁽²⁸⁾。時系列データには、一定のレベルの回りを変動しているにとどまるような定常過程⁽²⁹⁾と、時間とともにレベルが上昇や下降をしたり、変動幅が大きくなったりするなどの動きをする非定常過程がある。しかし、非定常過程でも、階差を取ると定常的な動きをするようになる場合があり、それを単位根系列という(田中2004:73)。

ある変数が単位根を持つ場合、その変数をそのまま使って回帰分析を行っても、正しい結果が得られないという「見せかけの回帰」という問題が起こりうることが指摘されている。すなわち、シミュレーションを行うと、相関がないはずの人工的な単位根系列であっても、決定係数が非常に大きくなり、かつ t 値が大きくなって係数が有意になることが起こりうる⁽³⁰⁾。この見せかけの回帰の問題の指摘が計量経済学に与えた影響は大きく、これをきっかけとした計量経済学の変化を「時系列革命」と呼んでいる者もいる(藁谷2007:561)。今日では、各変数が単位根を持つか否か確かめることは、時系列データの分析において重要な事項となっている(田中2004:76, 松浦・マッケンジー 2012:268)。

米国における死刑の抑止効果についての分析でも、時系列データを使用した場合に各変数が単位根を持つか否か確かめて、いくつかの変数で単位根を持つと結論したものがある。例えばCover and Thistle (1988)では、DF検定(Dickey-Fuller検定)を行い、殺人発生率が単位根を有するとしている。またNarayan and Smyth (2006:1976)ではADF検定(拡張Dickey-Fuller検定)を行い分析に使用する多くの変数が単位根を有するとしており、Brandt and Kovandzic (2015)ではADF検定やKPSS検定(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin検定)を行っている。

ある変数が単位根を持つ否かに関する検定はいくつかの種類がある。1

論 説

つはADF検定である。この検定には、トレンド項と定数項（ドリフト項）の両方の付いたモデル，定数項のみ付いたモデル，どちらの項も付いていないモデルの3つがある⁽³¹⁾。この検定の帰無仮説は「データには単位根がある」である⁽³²⁾。つまり，この検定で有意でない場合には，単位根の存在が否定できない⁽³³⁾。

松村・竹内（1990）の再現データの各変数についてADF検定を行う⁽³⁴⁾。表1－8がその結果である⁽³⁵⁾。これを見ると，どの変数も少なくとも1つのモデルでは帰無仮説が棄却されない。また，被説明変数の殺人発生率など，どのモデルでも帰無仮説が棄却されないものも多い。よって，松村・竹内（1990）の再現データでは，単位根の存在が疑われるということになる。

また，他の単位根検定として，例えばKPSS検定がある。この検定には，トレンド項と定数項の両方の付いたモデル，定数項のみ付いたモデルの2つがある。この検定の帰無仮説はADF検定と異なり，「データには単位根がない」である。つまり，この検定で有意である場合には，単位根があるということになる。

松村・竹内（1990）の再現データの各変数についてKPSS検定を行う。表1－9がその結果である⁽³⁶⁾。これを見ると，どの変数も少なくとも1つのモデルでは帰無仮説が棄却されており，両方のモデルでも帰無仮説が棄却されているものも多い。よって，松村・竹内（1990）の再現データでは，単位根の存在が確認される。

表1－8 松村・竹内（1990）の再現データのADF検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項		どちらもなし	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
<i>KI_N14</i>	殺人発生率	-1.488	2	-1.360	0	-3.330***	0
<i>AI_K1</i>	検挙率	-4.992***	0	-4.692***	0	-0.398	3
<i>SI_C1</i>	死刑言渡し率	-1.890	3	-3.118**	2	-2.498**	1
<i>I_CP</i>	実質実収入	-1.143	0	-0.884	0	1.202	3
<i>U_L</i>	失業率	-1.668	2	-0.735	3	0.492	3
<i>P_N</i>	保護率	-1.186	2	-0.373	3	-1.725*	3
<i>M2029_N</i>	20代人口率	-1.547	2	-0.548	2	-0.976	1
<i>E1_N</i>	高等教育在学者率	-1.947	2	-1.633	2	0.650	1

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表1-9 松村・竹内(1990)の再現データのKPSS検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
<i>KI_N14</i>	殺人発生率	0.234***	3	0.914***	3
<i>A1_K1</i>	検挙率	0.077	3	0.437*	3
<i>SI_C1</i>	死刑言渡し率	0.206**	3	0.746***	3
<i>I_CP</i>	実質実収入	0.118	3	0.972***	3
<i>U_L</i>	失業率	0.233***	3	0.370*	3
<i>P_N</i>	生活保護率	0.196**	3	0.912***	3
<i>M2029_N</i>	20代人口率	0.216***	3	0.644**	3
<i>E1_N</i>	高等教育在学者率	0.193**	3	0.900***	3

※ * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

よって、松村・竹内(1990)の再現データでは、単位根が存在する可能性がある。そのため、回帰分析により正しい結果が得られるとは限らない、という問題があるのである⁽³⁷⁾。

1.3.5 データの問題

1.3.5.1 時系列データの接続の問題

松村・竹内(1990)では、論文の付録で各変数の内容や出典が詳しく説明されており、再現データの構築がしやすくなっている⁽³⁸⁾。それでも、1つ大きな問題が存在する。それは、変数の中に途中で測定方法が変わっており、それ以前とそれ以後のデータをつなげて用いることに厳密には問題がある変数があるという、データの接続の問題である。もっとも、これは松村・竹内(1990)に限らず、長期にわたる時系列データを扱う分析には付いて回る問題である⁽³⁹⁾。

そうした測定方法が途中で変わっている変数としては、まず殺人発生率と検挙率がある。殺人発生率の計算で使用されている認知件数や、検挙率の計算で使用されている検挙件数には、1955年(昭和30年)以前には14歳未満の少年の触法行為が含まれているものの、1956年(昭和31年)以降はこれが含まれていない⁽⁴⁰⁾。そのため、1955年以前の認知件数や検挙件数を1956年以降の認知件数や検挙件数と連続したものとして、接続して1つのデータとすることには慎重にならなければならない、少なくとも注記は

論 説

あった方がよい。松村・竹内（1990）のデータは、1953年（昭和28年）から1987年（昭和62年）のものであるので、この認知件数と検挙件数のデータの接続の問題があることになる。

また、実質実収入についても同様の問題がある。実質実収入については表1-2にあるように、実収入（名目実収入）の指数（ある年を基準にした値）を消費者物価指数で割ったものになっている⁽⁴¹⁾。この実収入について、松村・竹内（1990:107）では全国の勤労者世帯のデータを使用したとしている。しかし、データの出所である家計調査についての説明⁽⁴²⁾を見るとわかるように、「全国」の実収入のデータは1963年からしかなく、それ以前は「全都市」の実収入のデータしかない（1946～1962年）。そして、「全都市」のデータと接続できるデータは、「全国」ではなく「全国・人口5万以上の市」であると説明されている。ただ他方で、「全国・人口5万以上の市」のデータは1985年までしかないので、1987年までのデータを用いている松村・竹内（1990）ではこれを用いていないと考えられる。したがって、松村・竹内（1990）では記述はないが、おそらく1962年以前は「全都市」、1963年以降は「全国」のデータという本来は接続できないものを用いている可能性が高い。よって、実質実収入にもデータの接続の問題があることになる。

1.3.6.2. 変数の選択

松村・竹内（1990）で回帰分析の際に用いている変数の選択について、何点か問題がある。

第一に、被説明変数である殺人発生率、説明変数である検挙率や死刑言渡し率の計算の際に、殺人罪、尊属殺人罪⁽⁴³⁾、強盗殺人罪（強盗致死罪）⁽⁴⁴⁾の3つを含めている点である。これらを用いているのは、これらが死刑を科される可能性のある犯罪だからである。ただしこのうち、殺人発生率や検挙率には、未遂の場合も含まれている⁽⁴⁵⁾（松村・竹内1990:106）。したがって、死刑による抑止の影響を直接には受けないと考えられるものも変数に

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

含まれている可能性があることに注意する必要がある⁽⁴⁶⁾。また、殺人罪と強盗殺人罪では条文が異なり、死刑の抑止効果や他の説明変数の効果も異なっている可能性があるという問題もある⁽⁴⁷⁾。

第二に、死刑の犯罪への抑止効果を調べるための説明変数として、死刑言渡し率を用いている点である。これは、第一審の殺人による死刑言渡し人員数を、第一審の殺人による有罪者総数で除した値である。Ehrlich(1975)をはじめとする米国での先行研究では、この死刑言渡し率ではなく死刑執行率が採用されることが多い。松村・竹内(1990:104)ではそれを採用しなかった理由として、「日本では死刑の執行は秘密裡に行われ可視性が低く、変数としてあまり意味がないと考えられる」ということを挙げている⁽⁴⁸⁾。ただし、本当に意味がないか否かは、分析によって確かめるべき問題であったかもしれない。なぜなら、後に見る秋葉(1993)やMerriman(1988)では死刑言渡し率ではなく死刑執行率を説明変数として採用し⁽⁴⁹⁾、統計的に有意な影響が見られるという結論を出しているからである。

第三に、検挙率は説明変数としているものの、有罪率や実刑率、無期懲役の率などは説明変数としていない点である。松村・竹内(1990:108)は、日本の場合、殺人事件の検挙率は1に近くて変動がほとんどなく(表1-3を参照)、変数としてはあまり意味がない、としつつも、検挙率をサンクションの確実性を表す変数として含めている。それに対して、実刑率は刑罰の厳格性を表す変数として含めることが考えられるかもしれないとしつつも、ここではそれは行わない、としている。ただ、そのように実刑率や有罪率を含めることを行わない理由は述べられていない。もし死刑の抑止効果ということが単なる有罪や実刑、また無期懲役と区別される効果を表しているのだとすれば、これらに関する変数を説明変数に含めて分析する方がよいと思われる⁽⁵⁰⁾。そして実際、後に見る秋葉(1993)やMerriman(1988)では有罪率を含めて分析している。

2. 秋葉（1993）の研究

2.1 研究の概要

秋葉（1993）は、犯罪と刑罰の抑止効果の経済分析に関して米国をはじめとする諸外国の理論研究や実証研究をまとめている。そのうえで日本の犯罪について計量経済学的なモデルを構築し、殺人だけでなく、強盗、強姦、窃盗、詐欺、横領といった犯罪に対する刑罰の抑止効果に関する実証研究を行っている。そのうちの1つとして、殺人に対する死刑の抑止効果についても分析を行っている。

秋葉（1993）は、1960年（昭和35年）から1986年（昭和61年）の日本の各種のデータを用いて回帰分析を行っている。具体的には、表2-1に示されたような変数を用いている。秋葉（1993:281, 353）でその出典等が記載されている。

松村・竹内（1990）と使用している変数は似ているが、様々な違いも見られる。被説明変数は、松村・竹内（1990）が14歳以上人口で割っていたのとは違い、総人口 POP で割ったものを用いている。そして、検挙率 p_{al} （秋葉1993では逮捕確率と呼んでいる）以外に、松村・竹内（1990）にはなかった有罪確率 p_{cal} も説明変数として用いている。

失業率 UP が、合法的行動の効用の代理変数として用いられているのは松村・竹内（1990）と共通している。また、松村・竹内（1990）では実質実収入や保護率が用いられていたが、秋葉（1993）では1人当たりGDPである $GDPPOP$ が合法的行動の効用の代理変数および殺人の期待利益の代理変数、また賃金率 WG が合法的行動の効用の代理変数として用いられている。

その他に、松村・竹内（1990）では若い男性や高等教育在学中の者は犯行が少ない傾向があることから20代男性比率や高等教育在学者比率を用いていたが、秋葉（1993）でも15-24歳男性人口割合 $M1524MPOP$ 、大学短大就学者割合 $STUDENT$ というそれらに対応しているが若干異なる変数を

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

用いている⁽⁵¹⁾。

さらに、犯罪は都市の方が農村より起こりやすいと考えて、農村地域人口割合 *SUBPOP* を説明変数の1つとしている。また、沖縄返還の影響を見るためのダミー変数 *DM47* や、時系列的なトレンドを見るためのトレンド変数 *TREND* も、松村・竹内 (1990) には入っていなかったが、秋葉 (1993) では入れられている。

秋葉 (1993:324) では、以上のような変数を基に、回帰分析を行っている。その結果は、表2-1のように、死刑確率は、統計的に有意な説明変数であり、死刑に抑止効果が見られるというものだった。また、他の説明変数を見てみると、統計的に有意なのは有罪確率 $p_{c/a1}$ と失業率 *UP* であった。係数の符号は有罪確率 $p_{c/a1}$ は負、失業率 *UP* は正となっている。

表2-1 秋葉 (1993:324) の回帰分析の結果

説明変数	変数の内容	推定値
p_{a1}	逮捕確率	-0.02 (-0.84)
$p_{c/a1}$	有罪確率	-0.01*** (-3.43)
$p_{o/a1}$	死刑確率	-0.05** (-2.16)
<i>UP</i>	失業率	0.36*** (3.35)
<i>WG</i>	賃金率	0.01 (1.27)
<i>GDPPOP</i>	1人当たりGDP	0.004 (0.83)
<i>SUBPOP</i>	農村地域人口割合	-0.31 (-0.60)
<i>M1524MPOP</i>	15-24歳男性人口割合	0.07 (1.43)
<i>STUDENT</i>	大学・短大就学者割合	0.13 (0.42)
<i>DM47</i>	沖縄ダミー	0.08 (0.74)
<i>TREND</i>	タイム・トレンド	-0.12 (-1.70)
(定数項)		4.96 (1.38)
調整済 R^2		0.98
DW比		1.92
観測値		27

※1 括弧内はt値。期間は1960-86年。被説明変数は O_i/POP (殺人発生率)。

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。t値を基に筆者が²付加したもの。

2.2 分析の再現

2.2.1 基本的な分析の再現

2.1 で見た秋葉（1993）の研究についても、公開データを収集して統計分析の再現を行う。ただし、秋葉（1993）については第1章の松村・竹内（1990）と異なり、再現にあたって問題となったことがいくつかある。

まず、秋葉（1993）の場合、日経NEEDSを用いて多くのデータを収集している（秋葉1993:353参照）。日経NEEDSは有料のデータベース・サービスであり、公開データではない。確かに、日経NEEDSに収録されているデータも、秋葉（1993）の回帰分析の変数についていえば、政府統計からの再収録のデータであろうと思われる。しかし問題は、出典が日経NEEDSとなっていることで、そのもとの政府統計の出典が不明になっていることである。そのため、特に秋葉（1993）の再現にあたって収集したデータは、もとの分析で使ったデータに近いと思われるものを推測して集めたにすぎないものがある。したがって、もとの秋葉（1993）の分析で使ったデータと異なるデータを使うことになったものもあると思われる。

次に、秋葉（1993）において、変数の内容が不明確なものがいくつかある。第一に、被説明変数の殺人発生率 O_i/POP や、説明変数の逮捕確率 p_{ai} 、有罪確率 p_{cai} において算出に用いられている「殺人事件」の内容が不明確である。松村・竹内（1990）では、「殺人事件」とは、殺人罪、尊属殺人罪、強盗殺人罪という死刑が適用される可能性のある事件であることが明確に記述されていた。しかし、秋葉（1993）ではどの範囲を「殺人事件」とカウントしたかについて説明がない。そのため、被説明変数の殺人発生率 O_i/POP や、説明変数の逮捕確率 p_{ai} 、有罪確率 p_{cai} の数字に複数の可能性がある。本稿では、(1)松村・竹内（1990）と同じ範囲と考えた場合、(2)広く「殺人の罪」（刑法第2編第26章）を指すと考えて未遂・予備と自殺関与・同意殺人まで含むが強盗殺人罪は含めない場合⁽⁵²⁾、(3)狭く殺人罪と尊属殺人罪と考えて強盗殺人罪は含めない場合の3通りで分析を行うことにした。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

第二に、死刑確率 p_{exec} の内容が不明確である。松村・竹内（1990）では、死刑言渡し者数を有罪者数で割ったものであることが明確に記述されていた。しかし、秋葉（1993）ではどのような計算によるものか記述がなく、表2-1にあるように出典も明確でない。よって、死刑の数については、死刑言渡し者数ではなく、死刑執行数を有罪者数で割ったものを考えている可能性も排除できない⁽⁵³⁾。そのため、松村・竹内（1990）と同じ死刑言渡し者数を有罪者数で割った死刑言渡し率を説明変数とした場合と、死刑執行数を有罪者数で割った死刑執行率を説明変数とした場合の2通りで、2.2.1.1で分析を行うことにした。

第三に、1人当たりGDPである $GDPPOP$ の内容が不明確である。GDPには名目GDPと実質GDPがあるが、いずれを使用したのかについて秋葉（1993）では述べられていない。そこでこれについても2通りで、2.2.1.2で分析を行うことにした。

第四に、農村地域人口割合 $SUBPOP$ において算出に使用されている「農業就業人口」の内容が不明確である。「農業調査」や「農業構造動態調査」に農業就業人口の数字がある。しかし、「農業調査」や「農業構造動態調査」の農業就業人口は、「農業センサス」の年⁽⁵⁴⁾には調査を行わずデータが欠けている。そこで、調査を行わない年は、「農業センサス」の数字で代替したデータと、線形補間⁽⁵⁵⁾したデータとで分析を行うことにした。また、「労働力調査」では農林業就業者数の数字があり、これを使用した分析も行う。したがって、3通りの分析を2.2.1.3で行うことにした。

以上の点に注意しつつデータを収集して、再現のためのデータを構築した。表2-2がその内容である。

表2-3では、秋葉（1993）の再現データの変数名とその記述統計を表している。上述のように変数の中には内容が不明確なものがあり、そうした変数は複数の可能性を記述している。例えば、殺人発生率、検挙率、死刑言渡し率、死刑執行率は、殺人事件の内容が「殺人罪、尊属殺人罪、強盗殺人罪」「殺人の罪」「殺人罪、尊属罪」である場合の3通りの変数を記

論 説

表2-2 秋葉(1993)の再現データの変数名と内容

変数名	変数の内容	変数の内容の詳細
$K1_N$ $K2_N$ $K3_N$	殺人発生率	人口十万人当たりの殺人の認知件数 $K1_N = K1 / (N/100)$ $K2_N, K3_N$ では $K1$ を $K2, K3$ に置換 $K1$: 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪の未遂を含む認知件数 $K2$: 「殺人の罪」の未遂を含む認知件数 $K3$: 殺人罪と尊属殺人罪の未遂を含む認知件数 N : 推計総人口(単位:千人)
$A1_K1$ $A2_K2$ $A3_K3$	検挙率	検挙件数を認知件数で割った百分率 $A1_K1 = A1 / K1 \times 100$ $A2_K2, A3_K3$ では $A1$ と $K1$ を $A2$ と $K2, A3$ と $K3$ に置換 $A1$: 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪の未遂を含む検挙件数 $A2$: 「殺人の罪」の未遂を含む検挙件数 $A3$: 殺人罪と尊属殺人罪の未遂を含む検挙件数 $K1, K2, K3$: 上の $K1_N, K2_N, K3_N$ と同様
$C1_A1$ $C2_A2$ $C3_A3$	有罪率	有罪者数を検挙件数で割った百分率 $C1_A1 = C1 / A1 \times 100$ $C2_A2, C3_A3$ では $C1$ と $A1$ を $C2$ と $A2, C3$ と $A3$ に置換 $C1$: 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪による通常第一審事件での有罪者数 $C2$: 「殺人の罪」による通常第一審事件での有罪者数 $C3$: 殺人罪と尊属殺人罪による通常第一審事件での有罪者数 $A1, A2, A3$: 上の $A1_K1, A2_K2, A3_K3$ と同様
$S1_C1$ $S2_C2$ $S3_C3$	死刑言渡し率	死刑言渡し者数を有罪者数で割った百分率 $S1_C1 = S1 / C1 \times 100$ $S2_C2, S3_C3$ では $S1$ と $C1$ を $S2$ と $C2, S3$ と $C3$ に置換 $S1$: 殺人罪と尊属殺人罪、強盗殺人罪による通常第一審事件での死刑言渡し者数 $S2$: 「殺人の罪」による通常第一審事件での死刑言渡し者数 $S3$: 殺人罪と尊属殺人罪による通常第一審事件での死刑言渡し者数(※ $S2$ と等しい) $C1, C2, C3$: 上の $C1_A1, C2_A2, C3_A3$ と同様
X_C1 X_C2 X_C3	死刑執行率	死刑執行数を有罪者数で割った百分率 $X_C1 = X / C1 \times 100$ X_C2, X_C3 では $C1$ を $C2, C3$ に置換 X : 死刑執行数 $C1, C2, C3$: 上の $C1_A1, C2_A2, C3_A3$ と同様
$M1524_N$	15~24歳男性人口率	15~24歳男性人口を総人口で割った百分率 $M1524_N = M1524 / N \times 100$ $M1524$: 15~24歳男性推計人口(単位:千人) N : 推計総人口(単位:千人)
U_L	失業率	完全失業者数を労働力人口で割った百分率 $U_L = U / L \times 100$ U : 完全失業者数(単位:万人) L : 労働力人口(単位:万人)
$G1_N$ $G2_N$	1人当たりGDP	国内総生産(GDP)を総人口で割った値(単位:万円) $G1_N = G1 / N \times 100$ $G2_N$ では $G1$ を $G2$ に置換 $G1$: 実質GDP(暦年、68SNA)(単位:10億円) $G2$: 名目GDP(暦年、68SNA)(単位:10億円) N : 推計総人口(単位:千人)
$F1_N$ $F2_N$ $F3_N$	農村地域人口率	農業就業人口を総人口で割った百分率 $F1_N = F1 / (N \times 1000) \times 100$ $F2_N$ では $F1$ を $F2$ に置換、 $F3_N = F3 / (N/10) \times 100$ $F1$: 農業就業人口(単位:人)(農業構造動態調査の空白年は農林業センサスで) $F2$: 農業就業人口(単位:人)(農業構造動態調査の空白年は線形補間) $F3$: 農林業就業者数(単位:万人)(労働力調査) N : 推計総人口(単位:千人)
N	実質賃金	規模30人以上の製造業の実質賃金指数(2015年の値を100)
$E2_N$	大学短大就学者率	短大と大学の就学者数を総人口で割った百分率 $E2_N = E2 / (N \times 1000) \times 100$ $E2$: 短期大学と大学就学者数(単位:人) N : 推計総人口(単位:千人)
$Y1972$	沖縄ダミー	1971年まで0、1972年から1
$TREND$	トレンド変数	データの開始年を1としてそこから年ごとに1ずつ増加

表2-3 秋葉(1993)の再現データの記述統計

変数名	変数の内容	平均	標準偏差	最小値	最大値
<i>K1_N</i>	殺人発生率	1.734	0.355	1.286	2.510
<i>K2_N</i>		1.925	0.416	1.377	2.835
<i>K3_N</i>		1.666	0.328	1.247	2.365
<i>A1_K1</i>	検挙率	97.324	0.640	95.906	98.596
<i>A2_K2</i>		96.846	0.615	95.405	97.938
<i>A3_K3</i>		97.702	0.604	96.458	98.930
<i>C1_A1</i>	有罪率	62.721	3.926	54.425	73.104
<i>C2_A2</i>		55.543	3.684	47.233	64.401
<i>C3_A3</i>		61.340	4.209	51.829	72.660
<i>S1_C1</i>	死刑言渡し率	0.751	0.389	0.221	1.988
<i>S2_C2</i>		0.284	0.157	0	0.561
<i>S3_C3</i>		0.293	0.162	0	0.579
<i>X_C1</i>	死刑執行率	0.738	0.817	0	2.648
<i>X_C2</i>		0.761	0.849	0	2.778
<i>X_C3</i>		0.785	0.876	0	2.893
<i>U_L</i>	失業率	1.736	0.562	1.118	2.774
<i>W</i>	実質賃金	57.911	18.979	29.000	80.400
<i>G1_N</i>	1人当たりGDP	190.131	66.572	76.733	290.026
<i>G2_N</i>		122.023	86.703	17.138	275.706
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	8.819	3.284	5.156	15.566
<i>F2_N</i>		8.717	3.151	5.156	14.261
<i>F3_N</i>		7.374	3.210	3.698	13.627
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	8.492	1.284	6.888	10.265
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	1.568	0.395	0.760	1.947

※期間は1960-86年、観測数は27。

載している。1人当たりGDPは名目と実質の2通りの変数を記載している。農村地域人口率については、データの出所や補間の仕方で3通りの変数を記載している。

表2-3を見ると有罪率や死刑言渡し率は、「殺人罪、尊属殺人罪、強盗殺人罪」の場合が最も大きくなっている。これは、他の2つ「殺人の罪」「殺人罪、尊属罪」には入っていない強盗殺人罪の部分の、有罪率や死刑言渡し率が大きいことを意味している。

以下では、再現データを使い、表2-1の回帰分析(OLS)を再現するが、上述したように変数の内容が不明確なものがいくつかあるので、それらの候補をいくつか試しながら結果を比較する。

論 説

2. 2. 1. 1 死刑言渡し率と死刑執行率

表2-4 秋葉(1993)の再現データでの回帰分析(死刑言渡し率使用)

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
<i>A1_K1</i>	検挙率	-0.007 (-0.296)	-0.002 (-0.073)	-0.004 (-0.156)
<i>C1_A1</i>	有罪率	-0.007* (-1.981)	-0.011** (-2.561)	-0.009** (-2.420)
<i>SI_C1</i>	死刑言渡し率	0.068 (1.540)	0.139 (1.394)	0.109 (1.190)
<i>U_L</i>	失業率	0.370** (2.684)	0.359** (2.534)	0.327** (2.415)
<i>W</i>	実質賃金	0.013 (1.053)	0.015 (0.983)	0.013 (1.005)
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	-0.003 (-0.561)	-0.002 (-0.386)	-0.002 (-0.361)
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	0.025 (0.284)	0.063 (0.691)	0.028 (0.306)
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.133** (2.379)	0.091 (1.486)	0.100* (1.919)
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	-0.079 (-0.216)	-0.027 (-0.068)	-0.111 (-0.285)
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	0.123 (0.999)	0.065 (0.461)	0.065 (0.488)
<i>TREND</i>	トレンド変数	-0.046 (-0.908)	-0.052 (-0.959)	-0.049 (-0.951)
(定数項)		1.313 (0.431)	1.060 (0.257)	1.356 (0.356)
調整済R ²		0.970	0.977	0.965
DW比		2.052	2.145	1.953*
観測数		27	27	27

※1 括弧内はt値, 期間は1960-86年, 被説明変数は(1)は*K1_N*, (2)は*K2_N*, (3)は*K3_N*(殺人発生率)。

※2 説明変数のうち*A1_K1*, *C1_A1*, *SI_C1*は(1)のみで, (2)では*A2_K2*, *C2_A2*, *S2_C2*, (3)では*A3_K3*, *C3_A3*, *S3_C3*である。

※3 **p*<0.1, ***p*<0.05, ****p*<0.01。

表2-4が再現データを使い, 表2-1の回帰分析(OLS)を再現したものである⁽⁵⁶⁾。表のモデル(1)(2)(3)はそれぞれ, 被説明変数である殺人発生率が*K1_N*, *K2_N*, *K3_N*となっている点が異なる。*K1_N*, *K2_N*, *K3_N*は, 算出に使われている殺人事件の内容が, それぞれ「殺人罪, 尊属殺人罪, 強盗殺人罪」「殺人の罪」「殺人罪, 尊属罪」となっている。また, 1人当たりGDPは名目GDPの数字を使用し, 農村地域人口率は欠けたデータを農業センサスの数字で補ったものを使用している。表2-4を見ると, 表2-1と違い, モデル(1)(2)(3)のいずれでも, 死刑言渡し率は統計的に有意とはなっていない。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

次に、この死刑言渡し率の部分のみ死刑執行率に置き換えて、他の説明変数は変更しないでOLSを行ってみる。その結果が表2-5である。

表2-5を見ると、モデル(1)(2)において、死刑執行率は10%水準で統計的に有意となっている。これは表2-1とほぼ同様と言える。また、有罪率と失業率が統計的に有意であり、符号は前者が負で後者が正である。この点も表2-1と同様である。

これらの点を鑑みると、表2-1など秋葉(1993)で分析に使用されている「死刑確率」 $p_{e/c1}$ とは、死刑言渡し率ではなく死刑執行率である可能性が高そうである。

表2-5 秋葉(1993)の再現データでの回帰分析(死刑執行率使用)

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
<i>AI_K1</i>	検挙率	-0.023 (-0.909)	-0.011 (-0.363)	-0.024 (-0.802)
<i>CI_A1</i>	有罪率	-0.009** (-2.563)	-0.010** (-2.571)	-0.009** (-2.564)
<i>X_C1</i>	死刑執行率	-0.044* (-1.852)	-0.042* (-1.867)	-0.037 (-1.688)
<i>U_L</i>	失業率	0.331** (2.603)	0.344** (2.632)	0.321** (2.545)
<i>W</i>	実質賃金	0.012 (0.975)	0.011 (0.772)	0.010 (0.817)
<i>GI_N</i>	1人当たり実質GDP	-0.003 (-0.518)	-0.002 (-0.302)	-0.001 (-0.159)
<i>FI_N</i>	農村地域人口率	0.094 (1.119)	0.114 (1.292)	0.055 (0.628)
<i>MI524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.091* (1.794)	0.068 (1.145)	0.080 (1.617)
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	0.165 (0.460)	0.231 (0.614)	0.027 (0.074)
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	0.089 (0.726)	0.090 (0.692)	0.080 (0.659)
<i>TREND</i>	トレンド変数	-0.034 (-0.720)	-0.045 (-0.891)	-0.052 (-1.048)
(定数項)		2.356 (0.779)	1.341 (0.339)	3.063 (0.805)
調整済 R^2		0.972	0.979	0.968
DW比		1.776**	1.687***	1.609***
観測数		27	27	27

※1 括弧内は*t*値、期間は1960-86年、被説明変数は(1)は*K1_N*、(2)は*K2_N*、(3)は*K3_N*(殺人発生率)。

※2 説明変数のうち*AI_K1*、*CI_A1*、*X_C1*は(1)のみで、(2)では*A2_K2*、*C2_A2*、*X_C2*、(3)では*A3_K3*、*C3_A3*、*X_C3*である。

※3 * $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。

論 説

2. 2. 1. 2. 1人当たりGDP

秋葉（1993）では説明変数について「1人当たりGDP」とのみ記述されており，それが名目GDPなのか実質GDPなのか記載がない。この変数は，違法経済活動からの利益の代理変数であり，かつ合法的経済活動からの利益の代理変数として設定されている（秋葉1993:270）。松村・竹内（1990）の変数の1つである実質実収入と同様に実質値の方が適切でありそうなので，表2-4や表2-5では実質GDPでOLSを行っている⁽⁵⁷⁾が，名目GDPの可能性もないわけではない。そこで，ここでは1人当たり名目GDPとした場合の分析も行っておく。

表2-6は，表2-5の説明変数のうち1人当たり実質GDPのみを1人

表2-6 秋葉（1993）の再現データでの回帰分析（1人当たり名目GDP使用）

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
<i>AI_KI</i>	検挙率	-0.032 (-1.122)	-0.024 (-0.779)	-0.037 (-1.160)
<i>CI_AI</i>	有罪率	-0.009** (-2.549)	-0.010** (-2.642)	-0.009** (-2.696)
<i>X_CI</i>	死刑執行率	-0.049* (-1.904)	-0.047* (-2.007)	-0.045* (-1.887)
<i>U_L</i>	失業率	0.347** (2.872)	0.346** (2.884)	0.311** (2.778)
<i>W</i>	実質賃金	0.006 (0.609)	0.005 (0.449)	0.005 (0.573)
<i>G2_N</i>	1人当たり名目GDP	-0.002 (-0.358)	-0.003 (-0.483)	-0.004 (-0.676)
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	0.097 (0.970)	0.132 (1.318)	0.085 (0.931)
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.037 (0.282)	-0.002 (-0.011)	-0.002 (-0.017)
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	0.046 (0.128)	0.126 (0.345)	-0.106 (-0.290)
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	0.100 (0.823)	0.110 (0.877)	0.086 (0.734)
<i>TREND</i>	トレンド変数	-0.021 (-0.216)	-0.012 (-0.118)	0.002 (0.024)
(定数項)		3.769 (1.145)	3.079 (0.852)	4.936 (1.246)
調整済R ²		0.972	0.979	0.969
DW比		1.749**	1.581***	1.592***
観測数		27	27	27

※1 括弧内はt値，期間は1960-86年，被説明変数は(1)は*K1_N*，(2)は*K2_N*，(3)は*K3_N*（殺人発生率）。

※2 説明変数のうち*AI_KI*，*CI_AI*，*X_CI*は(1)のみで，(2)では*A2_K2*，*C2_A2*，*X_C2*，(3)では*A3_K3*，*C3_A3*，*X_C3*である。

※3 **p*<0.1，***p*<0.05，****p*<0.01。

当たり名目GDPに置換してOLSを行った結果である。これを見ると、死刑執行率はモデル(1)(2)だけでなく(3)でも10%水準で統計的に有意となる。また、表2-5ではモデル(1)で15-24歳男性人口率が10%水準で有意となっているが表2-6では有意でないという違いもある。その他の点については表2-5とほぼ変わらない。

2.2.1.3. 農村地域人口率

秋葉(1993)の説明変数の1つである農村地域人口率は、農業就業人口を総人口で割ったものとされている。しかし、農業就業人口のデータの出所について、秋葉(1993)では日経NEEDSとなっており、公開データではない。

「農業調査」や「農業構造動態調査」に農業就業人口の数字がある。しかし、「農業調査」や「農業構造動態調査」の農業就業人口は、「農業センサス」の年には調査を行わずデータが欠けている。調査を行わない年は、「農業センサス」の数字で代替したデータを使った農村地域人口率 $F1_N$ でこれまでの表2-4～表2-6では分析を行っている。

しかし、他にも調査を行わない年を、線形補間する方法も考えられるのでそのデータを使った農村地域人口率 $F2_N$ でも分析を行う。また、「労働力調査」では農林業就業者数の数字がある。このデータは林業が入っておりその点で秋葉(1993)と異なる可能性があるものの、データに欠けた部分がないという利点があるので、これを使用した農村地域人口率 $F3_N$ でも分析も行う。

表2-7は、表2-5の説明変数のうち農村地域人口率の変数について、上述のような変更を行った結果である。紙幅の関係から、被説明変数は $K2_N$ 、すなわち殺人事件を「殺人の罪」に当たる事件と考えた場合のみを表2-7では記載している。 $K2_N$ を選んだのは、秋葉(1993: 4)などで「殺人」としてこの「殺人の罪」に当たる事件の認知件数のデータを記載していることから、秋葉(1993)が分析に用いている可能性が高いと

論 説

思われるからである。

表2-7のモデル(1)では、農村地域人口率で線形補間したデータを使用した変数*F2_N*、モデル(2)は「労働力調査」の農林業就業者数を使用した変数*F3_N*を説明変数としている。また、モデル(3)は同様に*F3_N*を説明変数としているが、「労働力調査」の農林業就業者数の場合は1955年からデータを得ることができるため1955～1986年のデータでモデル(2)と同様の分析をした場合の結果である。

これを見ると、死刑執行率はモデル(1)では10%水準で統計的に有意であるが、モデル(2)(3)では有意ではない。また、表2-5との違いとしてモデル(1)で農村地域人口率が10%水準で有意となっている点がある。また、モ

表2-7 秋葉(1995)の再現データでの回帰分析(農村地域人口率の変数を置換)

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
<i>A2_K2</i>	検挙率	-0.012 (-0.413)	-0.007 (-0.231)	-0.001 (-0.013)
<i>C2_A2</i>	有罪率	-0.015*** (-3.482)	-0.010** (-2.562)	-0.009 (-1.350)
<i>X_C2</i>	死刑執行率	-0.038* (-1.801)	-0.035 (-1.567)	-0.003 (-0.109)
<i>U_L</i>	失業率	0.390*** (3.840)	0.355** (2.836)	0.265** (2.233)
<i>W</i>	実質賃金	0.015 (1.042)	0.023 (1.273)	-0.016 (-0.566)
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	0.000 (-0.102)	-0.003 (-0.444)	0.004 (0.450)
<i>F2_N</i>	農村地域人口率	0.309* (1.923)	0.116 (1.309)	-0.098 (-0.821)
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.018 (0.284)	0.127* (1.771)	-0.023 (-0.206)
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	0.806 (1.466)	0.056 (0.222)	-0.412 (-1.101)
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	0.125 (1.001)	0.064 (0.512)	0.114 (0.596)
<i>TREND</i>	トレンド変数	-0.026 (-0.565)	-0.048 (-0.978)	-0.093 (-1.392)
(定数項)		-1.296 (-0.308)	0.389 (0.090)	5.423 (0.756)
調整済 <i>R</i> ²		0.981	0.979	0.964
DW比		2.027*	1.780***	1.431***
観測数		27	27	32

※1 括弧内は*t*値、期間は(1)(2)は1960-86年で(3)は1955-1986年、被説明変数はいずれも*K2_N*(殺人発生率)。

※2 表の説明変数のうち*F2_N*は(1)のみで、(2)(3)では*F3_N*である。

※3 **p*<0.1, ***p*<0.05, ****p*<0.01。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

デル(3)では有罪率が有意でなくなっている。さらに、このモデル(3)では期間が若干長いいためかDW比が他よりも小さくなっている。

以上、1人当たりGDPや農村地域人口率について様々に置き換えてOLSで分析した。その多くで、死刑執行率が10%水準ではあるが有意となっている。そのため、秋葉(1993)が使用していた「死刑確率」 p_{eci} とは、おそらく死刑執行率であろうと言える。このことは、先行研究を鑑みても当たっている可能性が高い。なぜなら、松村・竹内(1990)や秋葉(1993)の分析の基になっている米国のEhrlich(1975)の分析では、死刑言渡し率ではなく死刑執行(execution)率を用いているからである⁽⁵⁸⁾。

したがって、松村・竹内(1990)では死刑に関する変数が統計的に有意にならず、秋葉(1993)では有意になったという結果の相違は、実は死刑に関する変数として用いていたものがそれぞれ異なっていたからだと考えられる。松村・竹内(1990)では死刑に関する変数として死刑言渡し率を用い、秋葉(1993)では死刑執行率を用いていた。このことは、松村・竹内(1990)の再現である表1-4や秋葉(1993)の再現で死刑言渡し率を用いた表2-4と、死刑執行率を用いた表2-5～表2-7を比較して見れば、かなり可能性の高いことであると思われる。

ただ、この死刑執行率についても、変数の選択によっては、有意になっていない場合もあることにも注意が必要である。例えば、表2-5でも(3)の場合には有意ではなく、表2-7でも(2)(3)では有意ではない。

2.2.2 対数変換とラグ

秋葉(1993)も線形の回帰分析だけでなく、被説明変数と説明変数を対数変換したうえで回帰分析を行っている。また、殺人の認知から、殺人犯の逮捕までの時間的な遅れを考慮して(秋葉1993:288)、逮捕確率を「殺人の逮捕件数/前年の殺人認知件数」とした場合の分析も行っている。さらに、この逮捕確率を用いたうえで被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析も行っている。

論 説

対数変換するにあたって、データの一部に0が含まれていることが問題になる。0は対数変換することができないからである。具体的には、死刑執行率 X_{C2} において、1964年と1968年は死刑執行数が0人であるので死刑執行率も0となる。秋葉(1993)では、この場合にどのような処理を行ったのか、説明がない。

ここでは、秋葉(1993)の基になっている米国のEhrlich(1975)の処理方法を採用する。すなわち、Ehrlich(1975)の米国の分析でも死刑執行数が0の年があった⁽⁵⁹⁾が、彼はこの場合に0を1に置き換えたうえで対数変換をした。そこで、同じように1964年と1968年は死刑執行数を1としたうえで死刑執行率を計算し直し、それを対数変換する。

表2-8に、秋葉(1993)の分析結果と、再現データでの分析結果を掲載している。「(1)対数」の列が被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析、「(2)線形ラグ」が「殺人の検挙件数/前年の殺人認知件数×100」で計算した検挙率 $A2_{(K2_t)}$ を使った分析⁽⁶⁰⁾、「(3)対数ラグ」が(2)にさらに被説明変数と説明変数すべてを対数変換した分析である。また、紙幅の関係から、被説明変数は $K2_N$ 、すなわち殺人事件を「殺人の罪」に当たる事件と考えた場合のみを表2-8では記載している。

表2-8を見ると、秋葉(1993)と再現データとで同じ分析結果となった部分もあるが、異なる結果となった部分もある。同じ結果となった部分としてはまず、死刑執行率 X_{C2} は「(2)線形ラグ」「(3)対数ラグ」で統計的に有意とならなかったということがある。また、失業率 U_L は「(2)線形ラグ」で有意となっている。

異なる結果となった部分としてはまず、死刑執行率 X_{C2} が秋葉(1993)では「(1)対数」で10%水準で有意なのに対し、再現データでは有意にならなかったということがある。また、有罪率 $C2_{A2}$ が、秋葉(1993)では「(1)対数」「(2)線形ラグ」で有意なのに対し、再現データでは有意ではない。さらに、トレンド変数 $TREND$ が、秋葉(1993)では「(2)線形ラグ」で10%水準で有意なのに対し、再現データでは有意ではない。農村地域人

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

比率 FI_N は秋葉（1993）では「(2)線形ラグ」で有意ではないのに対し、再現データでは10%水準で有意になった。

表2-8 秋葉（1993）の再現データでの回帰分析（対数変換・ラグ）

説明変数	変数の内容	秋葉(1993)			再現データ		
		(1) 対数	(2) 線形ラグ	(3) 対数ラグ	(1) 対数	(2) 線形ラグ	(3) 対数ラグ
$A2_K2$	検挙率	-0.84 (-0.62)			0.924 (0.454)		
$A2_ (K2_{-1})$	検挙率(前年認知件数使用)		0.001 (0.33)	0.18 (0.80)		0.311 (0.844)	0.281 (1.269)
$C2_A2$	有罪率	-0.27** (-2.63)	-0.01* (-1.95)	-0.16 (-1.16)	-0.214 (-1.649)	-0.008 (-1.549)	-0.130 (-0.798)
X_C2	死刑執行率	-0.02* (-1.76)	-0.04 (-1.70)	-0.01 (-1.18)	-0.004 (-0.401)	-0.031 (-1.445)	-0.002 (-0.165)
U_L	失業率	0.13 (0.92)	0.38*** (3.54)	0.10 (0.62)	0.224 (1.579)	0.310** (2.246)	0.190 (1.231)
W	実質賃金	0.21 (0.95)	0.01 (1.37)	0.24 (1.12)	0.462 (1.039)	0.016 (1.335)	0.536 (1.491)
GI_N	1人当たり実質GDP	-0.42 (-1.03)	0.01 (1.09)	-0.55 (-1.36)	-0.617 (-0.826)	-0.004 (-0.906)	-0.773 (-1.357)
FI_N	農村地域人口率	-2.09 (-1.52)	-0.12 (-0.25)	-1.87 (-1.44)	-0.115 (-0.198)	0.190* (1.948)	0.130 (0.230)
$MI524_N$	15-24歳男性人口率	0.19 (0.46)	0.08 (1.16)	-0.02 (-0.04)	0.704 (1.733)	0.064 (1.164)	0.474 (1.310)
$E2_N$	大学・短大就学者率	0.47 (1.28)	0.21 (0.66)	0.56 (1.51)	0.078 (0.230)	0.512 (1.297)	0.165 (0.563)
$Y1972$	沖縄ダミー	0.05 (0.87)	0.08 (0.68)	0.02 (0.37)	0.020 (0.264)	0.088 (0.704)	0.002 (0.030)
$TREND$	トレンド変数	0.01 (0.32)	-0.14* (-2.09)	0.02 (0.53)	-0.021 (-0.717)	-0.015 (-0.321)	-0.010 (-0.402)
(定数項)		8.38 (1.19)	1.94 (1.11)	3.94 (1.42)	-2.506 (-0.285)	-1.403 (-0.856)	1.729 (0.959)
調整済 R^2		0.98	0.98	0.98	0.969	0.976	0.970
DW比		2.01	1.81	1.83	1.809**	2.068*	1.730**
観測数		27	26	26	27	26	26

※1 括弧内はt値、期間は1960-86年、被説明変数は再現データの(2)は $K2_N$ （殺人発生率）、(1)(3)はその自然対数。

※2 変数名は再現データのものを記載している。(1)(3)では $Y1972$ と $TREND$ 以外の説明変数を自然対数に変換している。

※3 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表2-8ではデータに0が含まれている場合の対数変換について、1964年と1968年は死刑執行数を1としたうえで死刑執行率を計算し直し、それを対数変換するというEhrlich（1975）と同様の方法を用いた。しかし、この方法は、特に日本のデータを扱う際には問題がある。

論 説

この方法では、死刑執行数が0の場合と1の場合を同じに扱うことになり、死刑執行数が0の場合の持つ効果を見落としてしまう可能性がある。この点、米国では通常の場合は平均して年に数十人の死刑執行がなされる⁽⁶¹⁾ため、0と1の差は相対的にそれほど大きくない。しかし、日本では米国よりも執行数がかなり少ない⁽⁶²⁾ので、0と1の差に米国の分析よりも気を配る必要があると思われる。

そのため、ここでは別の方法⁽⁶³⁾として、すべての年の死刑執行数に1を加えたうえで対数変換するという方法も用いてみる⁽⁶⁴⁾。この方法であれば、元データの0と1の違いが消えることはない。

表2-9が、この方法で死刑執行率 X_C2 を対数変換した場合の、表2-8のモデル(1)と(3)に当たる場合の結果である。これを見ると、いずれの説明変数も有意にならず、総じて結果は表2-8とほとんど変わっていないと言える。これは、死刑執行数が0人の年が1964年と1968年の2つだけであるためだと思われる。そのため、秋葉(1993)のデータの範囲では以上の2つの0の扱いで、それほど結果に違いは出なかった。しかし、より最近のデータまで含めて分析する場合には、死刑執行数が0人の年が増え、その場合には結果が変わる可能性もあるため、どのような方法を用いているのか明確にしておく必要があるであろう。

2.3 分析の問題点

1.3では松村・竹内(1990)の統計分析の問題点を検討したが、ここでは秋葉(1993)の統計分析について、同様の問題点を検討する。

2.3.1 系列相関への対処

回帰分析(OLS)では誤差項に系列相関がないことが前提とされている。そのため、誤差項に系列相関があるか否かをDW比で検討する。1.3.1と同様に、帰無仮説が「誤差項に1階の系列相関がない」で対立仮説が「誤差項に1階の正の系列相関がある」の片側検定である。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

表2-9 秋葉（1993）の再現データでの回帰分析（対数変換時のゼロの処理）

説明変数	変数の内容	(1) 対数	(3) 対数ラグ
<i>A2_K2</i>	検挙率	0.763 (0.381)	
<i>A2_(K2₋₁)</i>	検挙率（前年認知件数使用）		0.251 (1.125)
<i>C2_A2</i>	有罪率	-0.212 (-1.661)	-0.142 (-0.874)
<i>X_C2</i>	死刑執行率	-0.008 (-0.804)	-0.005 (-0.497)
<i>U_L</i>	失業率	0.239 (1.716)	0.211 (1.372)
<i>W</i>	実質賃金	0.475 (1.091)	0.568 (1.632)
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	-0.593 (-0.805)	-0.774 (-1.376)
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	-0.060 (-0.106)	0.171 (0.309)
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.675 (1.681)	0.486 (1.362)
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	0.083 (0.251)	0.172 (0.599)
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	0.016 (0.219)	0.000 (-0.003)
<i>TREND</i>	トレンド変数	-0.021 (-0.743)	-0.011 (-0.415)
(定数項)		-2.014 (-0.233)	1.526 (0.852)
調整済 R^2		0.970	0.970
DW比		1.749**	1.741**
観測数		27	26

※1 括弧内は*t*値、期間は1960-86年、被説明変数は*K2_N*（殺人発生率）の自然対数。

※2 *Y1972*と*TREND*以外の説明変数は自然対数に変換している。

※3 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表2-1の秋葉（1993）の結果ではDW比は2に近く、系列相関の可能性はそれほどない。また、再現データでの分析のうち、死刑言渡し率を説明変数として使用している表2-4ではDW比は比較的高く、特に(2)ではDW比は統計的に有意ではない。

論 説

しかし、死刑執行率を説明変数として使用している表2-5ではDW比はそれよりも小さく、5%水準や1%水準で有意になっている。表2-6～表2-9でも、DW比が5%水準や1%水準で有意であるものが多い。これらにおいては、帰無仮説が棄却され、誤差項に1階の正の系列相関があると判断される。このような場合、回帰係数の正確な検定を行うために、系列相関に対し何らかの対処をする必要がある⁽⁶⁵⁾。

2.3.2 多重共線性への対処

回帰分析において、説明変数間の相関が非常に高い場合、多重共線性の問題が発生する可能性がある。秋葉（1993）においてもこれが発生している可能性が高い。

表2-10は、秋葉（1993）の再現データにおいて、変数間の相関係数を求めたものである⁽⁶⁶⁾。これを見ると、相関係数の絶対値が0.95を超えるような高い相関を示しているのは、 W と GI_N 、 W と FI_N 、 W と $TREND$ 、 GI_N と FI_N 、 GI_N と $TREND$ 、 FI_N と $E2_N$ 、 FI_N と $TREND$ の間である。よって、実質賃金 W 、1人当たり実質GDPである GI_N 、農村地域人口割合 FI_N 、トレンド変数 $TREND$ は複数の変数との間で0.95を超えるような高い相関を有している。また、例えば実質賃金 W はこれ以外の多くの説明変数との間でも0.9を超える相関関係を有している。

表2-11は、秋葉（1993）の再現データにおいて、各変数のVIF（分散拡大係数）を求めたものである。これを見ると、抑止に関係する検挙率 $A2_K2$ ・有罪率 $C2_A2$ ・死刑執行率 X_C2 以外のすべての説明変数で、VIFが10を超えている。

このように、秋葉（1993）の回帰分析では、多重共線性が発生している可能性が高い。秋葉（1993）はこれに対処しようとして、ステップワイズ法⁽⁶⁷⁾による変数選択を行っている。

表2-12では、秋葉（1993）のステップワイズ法によって変数選択を行ったうえでのOLSの結果と、再現データでそれと同じだと思われる変数を使

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

用して行ったOLSの結果を記載している。これについては、秋葉（1993）と再現データで結果がかなり異なることとなった。まず死刑執行率は秋葉（1993）では10%水準で有意だが、再現データでは有意ではない。検挙率についても同様である。さらに、農村地域人口率や15～24歳男性人口率が有意であることは秋葉（1993）と再現データで同様だが、符号の正負が逆になっている。

表2-13では表2-12の再現データでのOLSについてVIFを求めたものである。これを見るとVIFが10を超えるものはないが、農村地域人口率と15～24歳男性人口率のVIFは5を超えている。そのため、再現データについて多重共線性が完全にはなくなっていない可能性も残っている⁽⁶⁸⁾。

このように、秋葉（1993）と再現データで分析結果が異なることとなったのは、再現データの一部のデータが、秋葉（1993）と異なるものである可能性があるからかもしれない。例えば、農村地域人口率の算出に用いられている農業就業人口は空白年があるという問題があり、その対処に他の調査のデータを用いたり線形補間を用いたりという問題があった。こうしたものが秋葉（1993）の用いたデータと異なる可能性がある。

表2-10 秋葉（1993）の再現データでの説明変数同士の相関

変数名	A2_K2	C2_A2	X_C2	U_L	W	G1_N	F1_N	M1524_N	E2_N	Y1972	TREND
A2_K2	1.000										
C2_A2	0.054	1.000									
X_C2	-0.323	-0.178	1.000								
U_L	0.190	0.107	-0.414	1.000							
W	-0.058	-0.148	-0.431	0.783	1.000						
G1_N	-0.057	-0.117	-0.445	0.801	0.984	1.000					
F1_N	0.088	0.155	0.466	-0.750	-0.983	-0.983	1.000				
M1524_N	-0.162	0.089	0.426	-0.879	-0.913	-0.871	0.868	1.000			
E2_N	-0.207	-0.266	-0.348	0.600	0.943	0.930	-0.968	-0.780	1.000		
Y1972	0.071	-0.088	-0.492	0.756	0.930	0.870	-0.888	-0.917	0.829	1.000	
TREND	-0.014	-0.063	-0.482	0.861	0.967	0.991	-0.971	-0.887	0.892	0.861	1.000

※期間は1960-86年、観測数は27。

論 説

表 2-11 秋葉（1993）の再現データでのVIF

説明変数	変数の内容	VIF
<i>A2_K2</i>	検挙率	2.614
<i>C2_A2</i>	有罪率	1.474
<i>X_C2</i>	死刑執行率	2.622
<i>U_L</i>	失業率	38.200
<i>W</i>	実質賃金	540.472
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	1045.29
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	591.224
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	40.888
<i>E2_N</i>	大学短大就学者率	156.874
<i>Y1972</i>	沖縄ダミー	30.646
<i>TREND</i>	トレンド変数	1152.965

※期間は1960-86年、観測数は27、被説明変数は*K2_N*（殺人発生率）。

表 2-12 変数選択を行った場合の秋葉（1993）と再現データでの回帰分析

説明変数	変数の内容	秋葉(1993)	再現データ
<i>A2_K2</i>	検挙率	-0.05* (-1.97)	-0.045 (-1.261)
<i>C2_A2</i>	有罪率	-0.01*** (-3.45)	-0.012** (-2.444)
<i>X_C2</i>	死刑執行率	-0.04* (-1.98)	-0.038 (-1.435)
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	-1.27*** (-15.5)	0.156*** (11.825)
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.02* (1.81)	-0.076** (-2.450)
(定数項)		12.30*** (4.48)	6.197* (1.743)
調整済 <i>R</i> ²		0.97	0.958
DW比		1.60	1.057***
観測数		27	27

※1 括弧内は*t*値、期間は1960-86年で、被説明変数は再現データは*K2_N*（殺人発生率）。

※2 **p*<0.1, ***p*<0.05, ****p*<0.01。

表 2-13 変数選択を行った場合の再現データでのVIF

変数名	変数の内容	VIF
<i>A2_K2</i>	検挙率	1.678
<i>C2_A2</i>	有罪率	1.151
<i>X_C2</i>	死刑執行率	1.779
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	6.696
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口	5.593

※期間は1960-86年、観測数は27、被説明変数は*K2_N*（殺人発生率）。

2.3.3 説明変数の内生性

秋葉 (1993) では、同時性の問題について解説されている (秋葉1993:144-149)。そして、犯罪供給関数、法執行活動の生産関数、警察需要関数、検察需要関数の4つを用いた同時方程式モデルの推定を行っている (秋葉1993:333-337)。その結果は、概ねOLSによる分析結果を支持するものであったとしている。しかし、この同時方程式による分析の際には、殺人の抑止変数として実刑確率を用いており、死刑執行率は用いていない (秋葉1993:333)。そのため、死刑執行率に関係する分析では同時性の検討は直接はなされていないという問題は残っている。

2.3.4 単位根の存在

秋葉 (1993) においても、単位根の有無は検討されていない。そこで、再現データにおいて単位根検定を行う。

表2-14は、秋葉 (1993) の再現データの各変数について、ADF検定 (帰無仮説は「データには単位根がある」) を行った結果である⁽⁶⁹⁾。これを見ると、どの変数も少なくとも1つのモデルで帰無仮説が棄却されず、単位根の存在が疑われる。

また、表2-15は、KPSS検定 (帰無仮説は「データには単位根がない」) を行った結果である⁽⁷⁰⁾。これを見ると、どの変数も少なくとも1つのモデルで帰無仮説が棄却され、単位根が存在しそうである。

以上から、秋葉 (1993) の各変数には単位根が存在する可能性があり、回帰分析により正しい結果が得られるとは限らない、という問題がある。

2.3.5 データの問題

2.2で見たように、秋葉 (1993) の分析には、使用している変数の多くの詳細が明確でないという問題がある。そして、実際にこれらの変数の詳細が変わることで、結果にも影響が出てくる場合があることも2.2で見た。例えば、「死刑確率」というのが死刑言渡し率を指しているのか、

論 説

表 2-14 秋葉（1993）の再現データのADF検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項		どちらもなし	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
<i>K2_N</i>	殺人発生率	-3.024	0	-1.669	0	-3.056***	0
<i>A2_K2</i>	検挙率	-2.176***	3	-1.845***	3	-0.296	1
<i>C2_A2</i>	有罪率	-1.702	3	-2.914*	1	-0.035	1
<i>X_C2</i>	死刑執行率	-3.781**	0	-1.103	4	-0.979	3
<i>U_L</i>	失業率	-1.942	0	0.072	0	2.123	0
<i>W</i>	実質賃金	-1.167	1	-1.841	1	0.273	3
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	-1.524	0	-1.372	1	0.864	3
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	-0.466	0	-4.304***	0	-2.053**	3
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	-0.735	2	-2.461	1	-2.156**	1
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	-1.890	4	-4.219***	1	0.248	1

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 2-15 秋葉（1993）の再現データのKPSS検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
<i>K2_N</i>	殺人発生率	0.182**	2	0.966***	2
<i>A2_K2</i>	検挙率	0.144*	2	0.143	2
<i>C2_A2</i>	有罪率	0.142*	2	0.153	2
<i>X_C2</i>	死刑執行率	0.070	2	0.485**	2
<i>U_L</i>	失業率	0.217***	2	0.824***	2
<i>W</i>	実質賃金	0.189**	2	0.950***	2
<i>G1_N</i>	1人当たり実質GDP	0.197**	2	0.984***	2
<i>F1_N</i>	農村地域人口率	0.253***	2	0.966***	2
<i>M1524_N</i>	15-24歳男性人口率	0.131*	2	0.843***	2
<i>E2_N</i>	大学・短大就学者率	0.250***	2	0.847***	2

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

死刑執行率を指しているのので、その回帰係数が有意になるか否かが変わっていた。したがって、この点が明確でなかったのは大きな問題であるといえる。

また、秋葉（1993）は松村・竹内（1990）よりも後の研究であり、実際に松村・竹内（1990）への言及も見られるものの、松村・竹内（1990）と異なる変数を用いた場合に、なぜ異なる変数を用いたのかということについてあまり説明がない点も問題である。

例えば、松村・竹内（1990）では被説明変数の殺人発生率は14歳以上人口で割って算出していたのに対し、秋葉（1993）では総人口で割って算出

している。このように変更した理由は説明されていない。また、松村・竹内(1990)では説明変数として実質実収入や保護率を用いていたのに対し、秋葉(1993)ではそれに相当するものは実質賃金や1人当たりGDPとなっているが、これについてもこちらを選択した理由は特に説明はない。さらに、松村・竹内(1990)では説明変数として20代男性人口率を用いているのに対し、秋葉(1993)では15～24歳男性人口率となっているが、この変更の理由も説明されていない。

本稿では、紙幅の関係もあり、これら1つ1つの変更で結果が変わるかどうかは確かめない。ただ、少なくともこれらから言えることがある。それは、Ehrlich(1975)の死刑の抑止効果についての計量経済学的なモデルに基づいているといっても、そこでいかなる変数を用いるかについては研究者による選択の余地がかなりあり、そしてその選択により結果が左右される可能性があるので、結果の解釈には注意が必要であろう、ということである⁽⁷¹⁾。

3. Merriman (1988) の研究

3.1 研究の概要

実は、松村・竹内(1990)や秋葉(1993)よりも前に、日本の殺人事件に対する死刑の抑止効果について計量分析した研究としてMerriman(1988)が存在する。この研究は日本ではほとんど知られておらず、松村・竹内(1990)や秋葉(1993)はおろか、最近の村松ほか(2017)やMuramatsu et al.(2018)でも言及されていない⁽⁷²⁾。他方、英語で書かれていることもあり、海外で日本の死刑の抑止効果の研究といった場合は、この研究のみが引用されることもよくあるようである。例えば、死刑の抑止効果研究のメタ分析であるYang and Lester(2008)やGerritzen and Kirchgässner(2016)では、日本の研究として、このMerriman(1988)のみを用いている。ここでは、この研究についても、再現を試みる。

論 説

Merriman (1988) の主な問題関心は、第二次世界大戦後、日本の殺人発生率は減少傾向をたどっているが、それがいかなる理由によるものか、ということであった。死刑の抑止効果の有無についての結論は、実はそれほどはっきりとは述べられていない。しかし、統計分析の結果を見ると死刑の執行に関する説明変数が統計的に有意になっており、その係数は負になっている。そして、自らの分析結果が刑罰の抑止効果の理論を支持するものになっていると述べている (Merriman 1988:10) ことから、基本的には死刑の抑止効果を肯定していると考えられる。そして、この結果が上述のメタ分析でも利用されている。

表 3 - 1 にこの研究で用いている変数が記されている。Merriman (1988) では、1957年から1982年のデータを主な分析対象としている⁽⁷³⁾。Merriman (1988) も、松村・竹内 (1990) や秋葉 (1993) と同様に Ehrlich (1975) のモデルを基本としているため、用いている変数も似たものとなっている。しかし、細かな点では違いもある。

例えば、第一に、有罪率 PC や死刑執行率 PE の計算で用いている有罪者数は、この研究では14歳未満の少年を意識的に含めている。それは、Merriman (1988:11) で有罪率 PC を、「(地方裁判所で殺人で有罪になった数+家庭裁判所で殺人で処罰された少年の数) / 殺人認知件数」(Number of convictions for homicide in Chiho court plus number of juveniles punished for homicide in Family court divided by number of homicides known to police) と計算していることからわかる。

また、第二に、20代人口率 $A2029$ を用いているが、これは松村・竹内 (1990) が20代男性人口率として用いていたものに対応している。第三に、1人当たり実質GNE (国民総支出) を変数に用いているが、これは殺人の期待利益や合法的活動の効用の代理変数であると考えられる。これについては、各研究で代理変数として利用しているデータがかなり異なっており、松村・竹内 (1990) では実質実収入や保護率、秋葉 (1993) では実質賃金や1人当たりGDPを利用していた⁽⁷⁴⁾。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

第四に、彼は松村・竹内（1990）や秋葉（1993）と異なり、検挙率を変数として用いていない⁽⁷⁵⁾。その理由は、検挙率は、2%程度の非常に小さなばらつきしか持たず、分析にとって有効な変数ではないからだとしている（Merriman 1988:7）。この点については、松村・竹内（1990）も、検挙率を説明変数として用いているものの、「検挙率はほとんど一に近く変数としてはあまり意味がない」と述べている（松村・竹内1990:108）。

表3-1にはMerriman（1988:8）での回帰分析の結果が記載されている⁽⁷⁶⁾。この表では3種類の分析をしており、モデル(2)はモデル(1)からタイム・トレンド（トレンド変数）を除いたもの、モデル(3)はモデル(1)の1人当たり実質GNEの自然対数の代わりに、1人当たり実質GNEの自然対数の変化率⁽⁷⁷⁾を説明変数に入れている。

この分析の特徴として、第一に、説明変数のうちトレンド変数以外のものと被説明変数は、すべて自然対数をとったものを使用していることが挙げられる。これは、Ehrlich（1975）をはじめとする先行研究に倣ったものである。第二に、回帰分析の誤差項における1階の系列相関に対処する手法を使用している。それが表3-1の系列相関 $\hat{\rho}$ の欄である。第三に、多重共線性に関する配慮が見られることである。説明変数同士の相関を確認したところ、トレンド変数と1人当たり実質GNEの自然対数との間の相関係数が0.978と特に高かったので、トレンド変数を除いたモデル(2)も検討しているのである。

表3-1を見るとモデル(1)において、死刑執行率が10%で有意になっており、さらに係数の符号が負となっている。この点では、死刑の抑止効果が示されている可能性があると言える。

ただ、Merriman（1988）がより注目しているのは、1人当たり実質GNEやトレンド変数の影響である。モデル(2)では1人当たり実質GNEが1%有意で、係数は負である。それに対して、モデル(3)では1人当たり実質GNE変化率が5%有意で、係数はモデル(2)と違い正である。モデル(2)にはトレンド変数が入っておらず、モデル(3)ではトレンド変数は1%有意で、係数

論 説

は負である。すなわち、モデル(2)によれば日本が経済的に成長し1人当たり実質GNEが増加するにつれて殺人が減少しているように見えるが、モデル(3)によれば経済的な成長はむしろ殺人を増加させており、時間の経過に伴う減少傾向がそれを打ち消して余りあるということになる (Merriman 1988:9)。

表3-1 Merriman (1988:8) の回帰分析の結果

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
$\ln PC$	有罪率	-0.094 (-0.73)	-0.082 (-0.61)	-0.081 (-0.74)
$\ln PE$	死刑執行率	-0.016 [*] (-1.91)	-0.014 (1.64)	-0.010 (-1.45)
$\ln U$	失業率	0.142 (1.34)	0.043 (0.56)	0.104 (1.67)
$\ln Y$	1人当たり実質GNE	0.134 (0.34)	-0.385 ^{***} (-14.87)	
$DGNE$	1人当たり実質GNE変化率			0.749 ^{**} (2.79)
$\ln LFP$	労働力人口比率	-0.578 (-0.47)	0.245 (0.24)	-1.336 (-1.45)
TT	トレンド変数	-0.038 (-1.33)		-0.026 ^{***} (-14.67)
$\ln A2029$	20代人口率	0.234 (0.62)	0.650 ^{***} (3.26)	0.320 [*] (1.84)
(定数項)		1.036 (0.90)	1.870 [*] (2.00)	0.474 (0.57)
$\hat{\rho}$	系列相関	-0.237 (-1.00)	-0.137 (-0.59)	-0.175 (-0.73)
調整済 R^2		0.965	0.968	0.978
観測数		26	26	25

※1 括弧内はt値、期間は1957-82年、被説明変数は $\ln q$ (殺人発生率)

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。t値を基に筆者が付加したもの。

3.2 分析の再現

3.2.1 変数を対数変換した場合

Merriman (1988) の研究の再現を試みる。Merriman (1988:4) は自身が使用したデータの一部を表として掲載しているため、再現データと数字を比べることによって、Merriman (1988) で使われていたデータの内容が

不明確なところを推測することができる。

表3-2がMerriman (1988) のデータと再現データの比較を比較したものである。これを見ると、いくつかの数字で若干のずれがあるものの、大部分の数字が一致しており、データの再現が基本的にできているものと思われる。

特にずれが大きいのは、1965年の有罪率（検挙件数分母⁽⁷⁸⁾） PCC と Cm_A2 との間である。これはMerriman (1988) のデータにミスがあるのではないかと思われる。すなわち、 Cm_A2 において再現データで計算に使用した、『司法統計年報』（昭和40年 刑事編）290頁の表において、殺人の罪の有罪人員1272人ではなく、その左横に書かれている終局総人員1301人と誤ったのではないかと思われる。実際、このように誤ったと仮定して、1272人を1301人に置き換えて計算してみると、ちょうどMerriman (1988) の0.641と同じ数になる⁽⁷⁹⁾。よって、Merriman (1988) のデータではこのようなミスをしていた可能性がある。

また、死刑執行率において、1964年と1968年は死刑執行数が0人の年であるので再現データでは死刑執行率 X_Cm も0になっているが、Merriman (1988) の死刑執行率 PE では0になっていない。これは、Merriman (1988) では本来は死刑執行数0人のところを、後に自然対数をとることを考えて1人として計算しているからである（Merriman 1998:11）。これは、2.2.2で説明したEhrlich (1975) による対数変換の際の0への対処方法である。このことから、再現データでも、後に対数変換して回帰分析等を行う際には、同じように死刑執行数を1人に置き換えて計算をすることにする⁽⁸⁰⁾。

さらに、Merriman (1988) のデータにはいくつか不明確な点があるが、それらも表3-2を確認することで明確にすることができる。一点目は、Merriman (1988) でhomicide（殺人）と表現されているものの内容である。これは、検挙率 PCL や有罪率（検挙件数分母） PCC の計算に関係する。第2章の秋葉（1993）の再現の場合と同様、(1)殺人罪、尊属殺人罪、強盗殺人罪に当たる事件、(2)「殺人の罪」（刑法第2編第26章）に当たる事件、

論 説

(3)殺人罪と尊属殺人罪に当たる事件の3通りが考えられる。表3-3の再現データでは(2)の「殺人の罪」を採用しており、その結果、検挙率 $A2_K2$ や有罪率 Cm_A2 についてはほぼMerriman (1988)と同じ数字となっている。

二点目は、Merriman (1988: 11)のnumber of juveniles punished for homicide in Family court (家裁で殺人で処罰された少年の人数)の内容である。これは、有罪率(検挙件数分母) PCC や死刑執行率 PE の計算に関係する。表3-2の再現データでは、家裁で「殺人」により保護処分⁽⁸¹⁾となった少年の人数だと考えてデータを構築している。実際に表3-2を見ると、Merriman (1988)のデータと再現データで大部分の数字が一致しており、「家裁で殺人で処罰された少年の人数」の内容はこの保護処分の人数と考えて問題ないように思われる。

表3-2 Merriman (1988) のデータと再現データの比較

YEAR 西暦	Merriman (1988) のデータ			再現データ		
	PCL 検挙率	PCC 有罪率(検挙率分母)	PE 死刑執行率	$A2_K2$ 検挙率	Cm_A2 有罪率(検挙率分母)	χ_Cm 死刑執行率
1957	0.970	0.542	0.029	0.970	0.542	0.029
1958	0.980	0.589	0.004	0.980	0.589	0.005
1959	0.966	0.644	0.018	0.966	0.644	0.018
1960	0.968	0.593	0.026	0.968	0.593	0.026
1961	0.979	0.598	0.004	0.979	0.598	0.004
1962	0.972	0.653	0.017	0.972	0.653	0.017
1963	0.973	0.693	0.008	0.973	0.693	0.008
1964	0.972	0.605	0.001	0.972	0.605	0.000
1965	0.974	0.641	0.003	0.974	<u>0.628</u>	0.003
1966	0.966	0.619	0.003	0.966	0.619	0.003
1967	0.954	0.607	0.019	0.954	0.607	0.019
1968	0.964	0.572	0.001	0.964	0.572	0.000
1969	0.968	0.541	0.016	0.969	0.541	0.016
1970	0.970	0.555	0.024	0.970	0.555	0.024
1971	0.954	0.582	0.016	0.954	0.582	0.016
1972	0.975	0.577	0.006	0.975	0.577	0.006
1973	0.960	0.581	0.003	0.960	0.581	0.003
1974	0.961	0.563	0.004	0.961	0.563	0.004
1975	0.965	0.494	0.017	0.965	0.496	0.017
1976	0.964	0.588	0.010	0.964	0.589	0.010
1977	0.969	0.561	0.004	0.969	0.564	0.004
1978	0.969	0.597	0.003	0.969	0.600	0.003
1979	0.975	0.514	0.001	0.975	0.514	0.001
1980	0.972	0.586	0.001	0.972	0.589	0.001
1981	0.974	0.535	0.001	0.974	0.535	0.001
1982	0.971	0.538	0.001	0.971	0.541	0.001

※ 太字になっている数字は再現データのうちMerriman (1988) と数字がずれているもので、下線が引かれているものはそのうちずれが特に大きいものである。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

表3-3 Merriman (1988) の再現データの変数名と内容

変数名	変数の内容	変数の説明
$K2_N$	殺人発生率	人口十万人当たりの殺人の認知件数 $K2_N = K2 / (N/100)$ $K2$: 「殺人の罪」の未遂を含む認知件数 N : 推計総人口(単位:千人)
Gm_K2	有罪率	有罪者数を認知件数で割った値 $Gm_K2 = Gm / K2$ Gm : 「殺人の罪」による通常第一審事件での有罪者数と家裁で「殺人」により保護処分となった人数 $K2$: 「殺人の罪」の未遂を含む認知件数
X_Gm	死刑執行率	死刑執行数を有罪者数で割った値 $X_Gm = X / Gm$ X : 死刑執行数 Gm : 「殺人の罪」による通常第一審事件での有罪者数と家裁で「殺人」により保護処分となった人数
U_L	失業率	完全失業者数を労働力人口で割った百分率 $U_L = U / L \times 100$ U : 完全失業者数(単位:万人) L : 労働力人口(単位:万人)
L_N	労働力人口率	労働力人口を総人口で割った百分率 $L / (N \times 10) \times 100$ L : 労働力人口(単位:万人) N : 推計総人口(単位:千人)
Gm_N	1人当たり実質GNE	実質国民総支出(GNE)を人口で割った値(単位:万円) $Gm_N = Gm / N \times 100$ Gm : 実質GNE(暦年、68SNA)(単位:10億円) N : 推計総人口(単位:千人)
$N2029_N$	20代男性人口率	20代人口を総人口で割った百分率 $N2029_N = N2029 / N \times 100$ $N2029$: 20代推計人口(単位:千人) N : 推計総人口(単位:千人)
<i>TREND</i>	トレンド変数	データの開始年を1としてそこから年ごとに1ずつ増加
$N1524_N$	15~24歳人口率	15~24歳人口を総人口で割った百分率 $N1524_N = N1524 / N \times 100$ $N1524$: 15~24歳推計人口(単位:千人) N : 推計総人口(単位:千人)
V_N	千人当たり登録車両台数	人口千人当たりの登録車両台数 $V_N = V / N \times 1000$ V : 登録車両台数(単位:千両) N : 推計総人口(単位:千人)

表3-4 Merriman (1988) の再現データの記述統計

変数名	変数の内容	平均	標準偏差	最小値	最大値
$K2_N$	殺人発生率	2.107	0.461	1.439	2.916
Gm_K2	有罪率	0.565	0.043	0.478	0.675
X_Gm	死刑執行率	0.009	0.009	0.000	0.029
U_L	失業率	1.626	0.428	1.118	2.355
Gm_N	1人当たり実質GNE	161.891	66.829	59.985	260.334
L_N	労働力人口率	0.485	0.007	0.476	0.499
$N2029_N$	20代人口率	0.174	0.015	0.136	0.190

※期間は1957-82年、観測数は26。

こうしたことを考慮して構築した再現データの変数名が、表3-3に記載されている。そして表3-4は、再現データのうち、回帰分析で使用する変数名とその記述統計を表したものである。

表3-5が、表3-1の回帰分析を再現しようとしたものである。表3-1と同様に、説明変数と被説明変数を対数変換している。また、表3-1では誤差項の1階の系列相関への対処を行っていた。表3-5では、そのような系列相関への対処を行っていない通常のOLSの結果と、Prais-Winsten法という系列相関への対処を行った結果を記している。

系列相関への対処方法については、Merriman (1988) では具体的にどのような方法を使用したか述べられていない。Cochrane-Orcutt法は、このような場合の最も初歩的な対処法の1つで、例えばEhrlich (1975:410) でもこの方法が利用されている。しかし、この方法はデータのうち最初の1期分を使用せずデータ数が減るため、特にデータ数が少ない場合には結果がその影響を受けやすいという欠点がある (Wooldrige 2013:425)。その点を改善したPrais-Winsten法の方がCochrane-Orcutt法よりも、特にサンプルサイズが小さい場合には望ましいとされることが多いので、ここでもPrais-Winsten法を採用している⁽⁸²⁾。

表3-5における $\hat{\rho}$ は次のようなものである。仮に、回帰式を $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$ とする。 X_t が説明変数、 Y_t が被説明変数、 u_t が誤差項である。この誤差項 u_t が1階の自己相関AR(1)を持つとする。すなわち、 $u_t = \rho u_{t-1} + e_t$ と表されるとする。ここで ρ が系列相関であり、 e_t は平均0かつ均一分散で系列相関がない誤差項だとする。この ρ の推定値が表3-5の $\hat{\rho}$ である。

表3-5を見ると、 $\hat{\rho}$ の値はすべて正となっている。それに対して、表3-1では $\hat{\rho}$ の値はすべて負である。表3-5のOLSを見るとわかるように、DW比の値はすべて2より小さい。これまでに見た松村・竹内 (1990) や秋葉 (1993) の分析結果やその再現データでの分析結果でも、DW比の値はほとんどが2より小さかった。DW比は2よりかなり値が小さいときに正の系列相関があり、2よりかなり値が大きいときに負の系列相関があ

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

ると判断される⁽⁸³⁾。このことを鑑みると、再現データでのように $\hat{\rho}$ の値が正になることが適切のように思われる⁽⁸⁴⁾。

表3-5の回帰係数について確認する。OLSでは、死刑執行率 $\ln X_Cm$ はモデル(1)~(3)のいずれでも統計的に有意ではない⁽⁸⁵⁾。しかしこれらはDW比が低く、系列相関の問題があると考えられる。

表3-5のPrais-Winsten法の方では、死刑執行率 $\ln X_Cm$ はモデル(1)(2)では5%水準で、モデル(3)では10%水準で有意となっている。そして係数は負となっており、抑止効果が確認されている。表3-1ではモデル(1)のみが10%水準で有意だったが、この表3-5ではモデル(2)(3)でも有意であるという結果となった。

表3-5のPrais-Winsten法と表3-1では、いくつかの変数について片方で10%水準で有意だがもう片方では有意でないものがあるが、概ね有意な変数は同じであり、各変数の係数の符号も同じとなった。特に、モデル(2)で1人当たり実質GNEの $\ln Gm_N$ が有意で係数は負であるが、モデル(3)では1人当たり実質GNE変化率 $LDGm_N$ が有意で係数は(2)と違い正である点や、モデル(3)でトレンド変数は有意で係数は負である点は、表3-1と同様である。

3.2.2 変数を対数変換しない場合

Merriman (1988) では松村・竹内 (1990) や秋葉 (1993) と違い説明変数・被説明変数をそのまま使った線形の回帰分析は行わず、両者を対数変換した回帰分析しか行っていない。そのため、線形の回帰分析ではどのような結果になるかを確認しておく。

表3-6が線形の場合の結果である。OLSを行ったところ、DW比が表3-6にあるようにかなり小さくなったので、表3-5と同様にPrais-Winsten法を行った結果も記載している。

死刑執行率 X_Cm は、この場合はOLSでもモデル(1)~(3)で10%水準で有意となった。Prais-Winsten法ではモデル(1)~(3)のいずれでも5%水準で有

論 説

表3-5 Merriman (1988) 再現データでの回帰分析

説明変数	変数の内容	OLS			Prais-Winsten		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$\ln Cm_K2$	有罪率	-0.048 (-0.346)	-0.032 (-0.236)	-0.208* (-1.943)	-0.148 (-1.316)	-0.126 (-1.046)	-0.197* (-2.100)
$\ln X_Cm$	死刑執行率	-0.014 (-1.486)	-0.015 (-1.560)	-0.009 (-1.403)	-0.017** (-2.35)	-0.017** (-2.222)	-0.011* (-1.871)
$\ln U_L$	失業率	0.109 (1.095)	0.049 (0.594)	0.058 (1.015)	0.161 (1.637)	0.076 (0.861)	0.077 (1.245)
$\ln Gm_N$	1人当たり実質 GNE	0.102 (0.215)	-0.397*** (-16.742)		0.239 (0.565)	-0.395*** (-13.289)	
DGm_N	1人当たり実質 GNE変化率			0.781*** (2.941)			0.737*** (3.015)
$\ln L_N$	労働力人口率	-0.974 (-0.708)	0.010 (0.010)	-2.207** (-2.722)	-0.817 (-0.573)	0.280 (0.242)	-1.847* (-2.092)
$TREND$	トレンド変数	-0.035 (-1.054)		-0.028*** (-16.565)	-0.044 (-1.496)		-0.027*** (-15.146)
$\ln N2029_N$	20代人口率	0.199 (0.386)	0.700*** (3.537)	0.196 (1.348)	0.149 (0.306)	0.764*** (3.527)	0.220 (1.373)
(定数項)		0.184 (0.051)	3.822*** (4.160)	-0.395 (-0.542)	-0.445 (-0.138)	4.039*** (3.950)	-0.102 (-0.131)
$\hat{\rho}$	系列相関				0.461	0.360	0.323
調整済 R^2		0.966	0.966	0.983	0.946	0.950	0.977
DW比		1.215***	1.352***	1.363***			
観測数		26	26	25	26	26	25

※1 括弧内はt値, 期間は1957-82年, 被説明変数は $\ln K2_N$ (殺人発生率)。

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表3-6 Merriman (1988) の再現データでの線形回帰分析

説明変数	変数の内容	OLS			Prais-Winsten		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Cm_K2	有罪率	-0.735 (-1.447)	-0.878* (-1.779)	-1.088*** (-3.077)	-0.922** (-2.147)	-1.057** (-2.585)	-0.987*** (-2.988)
X_Cm	死刑執行率	-4.272* (-1.854)	-4.130* (-1.786)	-2.860* (-1.768)	-5.031** (-2.766)	-4.950** (-2.756)	-3.230** (-2.137)
U_L	失業率	0.193** (2.123)	0.215** (2.416)	0.125* (2.092)	0.206** (2.163)	0.227** (2.411)	0.137** (2.155)
Gm_N	1人当たり実質 GNE	-0.004 (-1.221)	-0.007*** (-19.050)		-0.003 (-0.973)	-0.007*** (-15.058)	
DGm_N	1人当たり実質 GNE変化率			1.466*** (3.108)			1.414*** (3.103)
L_N	労働力人口率	-2.435 (-0.637)	-1.440 (-0.386)	-9.520*** (-3.323)	-1.074 (-0.244)	0.273 (0.064)	-8.526** (-2.780)
$TREND$	トレンド変数	-0.031 (-1.094)		-0.064*** (-20.363)	-0.033 (-1.033)		-0.063*** (-19.135)
$N2029_N$	20代人口率	3.192 (1.142)	5.203** (2.459)	-0.024 (-0.016)	3.430 (1.090)	5.563** (2.272)	0.174 (0.106)
(定数項)		3.899 (1.714)	3.234 (1.468)	7.949*** (4.880)	3.270 (1.314)	2.421 (1.010)	7.358*** (4.309)
$\hat{\rho}$	系列相関				0.393	0.417	0.209
調整済 R^2		0.972	0.972	0.987	0.964	0.963	0.985
DW比		1.211***	1.230***	1.618**			
観測数		26	26	25	26	26	25

※1 括弧内はt値, 期間は1957-82年, 被説明変数は $\ln K2_N$ (殺人発生率)。

※2 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

意となった。そして係数は負となっており、抑止効果が確認されている。

表3-5の対数の場合に見られなかった点としては、有罪率 Cm_K2 や失業率 U_L がモデル(1)~(3)で有意になっているということがある。有罪率 Cm_K2 の係数の符号は負なので有罪率が増えるほど殺人発生率が下がり、失業率 U_L の符号は正なので失業率が増えるほど殺人発生率は上がるということになる。

3.3 分析の問題点

3.3.1 系列相関への対処

Merriman (1988)の分析では、回帰分析における誤差項の系列相関(自己相関)の問題については、一定の対処がなされている。もっとも、論文中において「1階の自己相関の補正を行っている」(Merriman 1988:6)と書かれているものの、その補正の方法がいかなるものであったのかが具体的に記述されていない。その点は、分析の再現にとっては、大きな問題である。

また、そもそも誤差項に系列相関がなければ対処を行う必要はないが、その点についての記述も見られないという問題がある。この点について表3-5でOLSのDW比を算出しているが、すべて1%水準で有意であったので、系列相関への対処が必要となる。

さらに、誤差項の2階以上の系列相関が存在する場合には、1階の系列相関への対処では足りないので、この点も念のために確認しておく。Breusch-Godfrey検定を行ったところ5%水準で有意になるモデルは存在せず、この点は問題ないと思われる⁽⁸⁶⁾。

3.3.2 多重共線性への対処

多重共線性についても、Merriman (1988)の分析では対処がなされている。Merriman (1988:8)において説明変数同士の相関係数を求めており、タイム・トレンド(トレンド変数)と1人当たり実質GNEの自然対数の

論 説

相関係数が1に近く非常に相関が高かった。表3-1でモデル(2)として、モデル(1)からトレンド変数を外した分析もしている理由の1つは、この多重共線性である。

再現データで説明変数同士の相関を確認したのが表3-7である。これを見ても、トレンド変数TRENDと1人当たり実質GNEのln Gm_Nの相関係数が0.974と非常に高くなっている。

さらにVIFについて確認したのが表3-8である。これを見ると、モデル(1)ではVIFが10を超えるものが複数あり多重共線性が発生している可能性が高い。それに対して、モデル(2)(3)ではVIFが10を超える変数はなくなっている。ただし、VIFが5を超える変数は残っており、多重共線性の可能性がまったくなくなったわけではないという問題はある。

表3-7 Merriman (1988) の再現データでの説明変数同士の相関

変数名	変数の内容	ln Cm_K2	ln X_Cm	ln U_L	ln Gm_N	LDGm_N	ln L_N	TREND	ln N2029_N
ln Cm_K2	有罪率	1.000							
ln X_Cm	死刑執行率	0.083	1.000						
ln U_L	失業率	-0.288	-0.168	1.000					
ln Gm_N	1人当たり実質GNE	-0.526	-0.420	0.177	1.000				
LDGm_N	1人当たり実質GNE変化率	0.374	0.244	-0.479	-0.597	1.000			
ln L_N	労働力人口率	0.016	-0.021	-0.727	0.127	0.472	1.000		
TREND	トレンド変数	-0.531	-0.481	0.372	0.974	-0.663	-0.023	1.000	
ln N2029_N	20代人口率	0.259	0.601	-0.677	-0.491	0.434	0.225	-0.659	1.000

※期間は1957-82年、観測数は26。

表3-8 Merriman (1988) の再現データでのVIF

説明変数	変数の内容	(1)	(2)	(3)
ln Cm_K2	有罪確率	1.667	1.649	2.024
ln X_Cm	死刑執行確率	2.028	2.018	1.899
ln U_L	失業率	10.697	7.131	7.205
ln Gm_N	1人当たり実質GNE	800.671	1.996	
LDGm_N	1人当たり実質GNE変化率			2.797
ln L_N	労働力人口率	6.303	3.402	4.418
TREND	トレンド変数	1021.123		4.699
ln N2029_N	20代人口率	35.762	5.255	5.878

※期間は1957-82年、観測数は26、被説明変数はln K2_N (殺人発生率)。

3.3.3. 説明変数の内生性

説明変数の内生性の問題については、Merriman (1988) では一定の対処がなされている。そこで取られている方法は、Hausman検定 (Durbin-Wu-Hausman検定) と呼ばれるものである。

これは、内生性の問題が本当にあるか否かに関する検定である。内生性の問題への対処として二段階最小2乗法 (2SLS) や操作変数 (説明変数とは相関を持つが元の式の誤差項とは相関を持たない変数) を利用する方法があるが、内生性の問題がない場合にはこれらの方法での推定量はOLSよりも標準誤差が大きくなりやすく、効率性が悪い⁽⁸⁷⁾ (Wooldridge 2013:534)。そのため、内生性の問題があるか否かを検定によって確かめておくことが有用であり、その方法がHausman検定である⁽⁸⁸⁾。

Merriman (1988:12-13) ではこのHausman検定の方法が解説されている。内生変数であるか否か検定している変数は有罪率である。Merriman (1988:13) は、検定の結果、有罪率が外生変数だとしている。

再現データで表3-5のモデル(1)について、このHausman検定を行ってみる。まず、内生変数であるか否か確かめる変数は、有罪率 $\ln Cm_K2$ であるとする。そして、モデル(1)の残りの説明変数である死刑執行率 $\ln X_Cm$ 、失業率 $\ln U_L$ 、1人当たり実質GNEの $\ln Gm_N$ 、労働力人口率 $\ln L_N$ 、トレンド変数 $TREND$ 、20代人口率 $\ln N2029_N$ はすべて外生変数であるとする。また、被説明変数である殺人発生率のラグ付き変数 $\ln K2_N_{i-1}$ 、トレンド以外のすべての説明変数のラグ付き変数⁽⁸⁹⁾ $\ln Cm_K2_{i-1}$ 、 $\ln X_Cm_{i-1}$ 、 $\ln U_L_{i-1}$ 、 $\ln Gm_N_{i-1}$ 、 $\ln L_N_{i-1}$ 、 $\ln N2029_N_{i-1}$ を操作変数とする⁽⁹⁰⁾。また、千人当たり登録車両台数 $\ln V_N$ 、総人口 $\ln N$ 、15~24歳人口率 $\ln N1524_N$ も操作変数とする。これらの操作変数は、死刑の抑止効果に関する他国の先行研究 (Avio 1979; Layson 1983) で使用されたものを基にしている。15~24歳人口という変数は若い人々に殺人罪を科すことへの裁判所や検察のためらいを反映して、有罪率に負の影響を持ちうるとされている (Layson 1983:69)。総人口という変数は、人口が増加することにより犯罪者を特

論 説

定し逮捕し有罪とすることが難しくなる（秋葉1993:283）ことなどから、有罪率に負の影響を持ちうるとされている。また、千人当たり登録車両台数という変数は、交通関係の事件が増えてそちらに刑事司法の資源を投入しなければならなくなることにより、有罪率に負の影響を持ちうるとされている（Avio 1979:659; Layson 1983:69）。

まず、内生変数か否か確かめる変数である $\ln Cm_K2$ について、すべての外生変数と操作変数を説明変数として回帰式を作る。回帰式は下のようになる（最後の u は誤差項である）。

$$\begin{aligned} \ln Cm_K2 = & b_0 + b_1 \ln X_Cm + b_2 \ln U_L + b_3 \ln Gm_N + b_4 \ln L_N + b_5 \\ & TREND + b_6 \ln N2029_N + b_7 \ln K2_N_{.1} + b_8 \ln Cm_K2_{.1} + b_9 \ln X_Cm_{.1} + b_{10} \\ & \ln U_L_{.1} + b_{11} \ln Gm_N_{.1} + b_{12} \ln L_N_{.1} + b_{13} \ln N2029_N_{.1} + b_{14} \ln V_N + b_{15} \\ & \ln N + b_{16} \ln NI524_N + u \dots\dots\dots (3 - 1) \end{aligned}$$

この回帰式をOLSで推計し、残差 \hat{u} を導出する。そして、元のモデル(1)の回帰式に残差 \hat{u} を説明変数として加えた下のような回帰式を作る。

$$\begin{aligned} \ln K2_N = & a_0 + a_1 \ln Cm_K2 + a_2 \ln X_Cm + a_3 \ln U_L + a_4 \ln Gm_N + a_5 \ln L_N \\ & + a_6 TREND + a_7 \ln N2029_N + a_8 \hat{u} + v \dots\dots\dots (3 - 2) \end{aligned}$$

この回帰式をOLSで推計し、残差 \hat{u} の回帰係数 a_8 の値が0であるという帰無仮説を検定する⁽⁹¹⁾。そして帰無仮説が棄却されなければ、 $\ln Cm_K2$ を外生変数としてモデル(1)をOLSで推計してよいと判断する。

モデル(1)についてこの検定を行う⁽⁹²⁾と、有意水準5%で帰無仮説は棄却されず⁽⁹³⁾、OLSで推計して問題ないということが出来る⁽⁹⁴⁾。

またMerriman (1988:13) は死刑執行率が内生変数の可能性があるため、(3 - 1) と (3 - 2) の回帰式から死刑執行率の変数を除いたうえでHausman検定を行うということもしている⁽⁹⁵⁾。そしてその場合も、検定

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

の結果、有罪率が外生変数だとしている。この場合でも再現データでモデル(1)について同様のことを行うと、有意水準5%で帰無仮説は棄却されない⁽⁹⁶⁾。

3.3.4 単位根の存在

Merriman (1988) においても、単位根の有無は検討されていない。そこで、再現データにおいて単位根検定を行う⁽⁹⁷⁾。

表3-9は、Merriman (1988) の再現データの各変数について、ADF検定(帰無仮説は「データには単位根がある」)を行った結果である⁽⁹⁸⁾。これを見ると、どの変数も少なくとも1つのモデルで帰無仮説が棄却されず、単位根の存在が疑われる。

また、表3-10は、KPSS検定(帰無仮説は「データには単位根がない」)を行った結果である⁽⁹⁹⁾。これを見ると、どの変数も少なくとも1つのモデルで帰無仮説が棄却され、単位根が存在しそうである。

以上から、Merriman(1988)の各変数には単位根が存在する可能性があり、回帰分析により正しい結果が得られるとは限らない、という問題がある。

3.3.5 データの問題

Merriman (1988) においても、説明変数や被説明変数の選択などについて、若干の問題がある。

表3-9 Merriman (1988) の再現データのADF検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項		どちらもなし	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
$\ln K2_N$	殺人発生率	-3.682**	0	-1.243	2	-3.063***	0
$\ln Cm_K2$	有罪率	-2.801	1	-0.697	3	0.317	1
$\ln X_Cm$	死刑執行率	-2.424	1	-2.073	1	0.123	1
$\ln U_L$	失業率	-2.427	0	-0.020	0	0.870	0
$\ln Cm_N$	1人当たり実質GNE	-0.557	0	-1.678	3	0.435	3
$LDGm_N$	1人当たり実質GNE変化率	-1.853	2	-1.063	2	-1.329	2
$\ln L_N$	労働力人口率	-1.546	0	-1.308	0	-0.167	0
$\ln N2029_M$	20代人口率	-0.174	2	0.316	2	1.009	1

※ * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

表3-10 Merriman (1988) の再現データのKPSS検定

変数名	変数の内容	トレンドと定数項		定数項	
		検定統計量	ラグ	検定統計量	ラグ
$\ln K2_N$	殺人発生率	0.088	2	0.929***	2
$\ln Cm_K2$	有罪率	0.088	2	0.528**	2
$\ln \chi_Cm$	死刑執行率	0.102	2	0.409*	2
$\ln U_L$	失業率	0.222***	2	0.348*	2
$\ln Gm_N$	1人当たり実質GNE	0.241***	2	0.931***	2
$LDGm_N$	1人当たり実質GNE変化率	0.093	2	0.624**	2
$\ln L_N$	労働力人口率	0.170**	2	0.173	2
$\ln N2029_N$	20代人口率	0.211**	2	0.523**	2

※ * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

第一に、有罪率や死刑執行率の計算で用いている有罪者数の計算方法である。表3-3を見るとわかるように、この研究では14歳未満の少年を意識的に有罪者数の中に入れていない (Merriman 1988: 11)。これは殺人発生率の計算に用いられている総人口に14歳以下が含まれていることと平仄を合わせたのだと思われる。

この点、松村・竹内 (1990) では逆に総人口から14歳未満を除くことで対応していた。殺人認知件数には基本的に14歳未満が含まれていない⁽¹⁰⁰⁾ことを鑑みれば、松村・竹内 (1990) の処理の方が、適切であるように思われる。

第二に、労働力人口率を用いているが、これはMerriman (1988: 12) によれば、総人口のうち労働力人口の占める割合となっている。しかし、労働力調査 (そしてMerriman 1988の参照している『日本統計年鑑』⁽¹⁰¹⁾でも) では「労働力人口比率」は15歳以上人口に占める労働力人口の割合である⁽¹⁰²⁾。また、Merriman (1988) の基になっている米国のEhrlich (1975) の分析でも労働力人口率 (labor force participation rate) を用いているが、それは16歳以上人口に占める割合となっている (Ehrlich 1975: 408)。なぜ総人口に占める割合を採用したのかについて、Merriman (1988) では説明がない⁽¹⁰³⁾。

そして、総人口に占める割合にするか、15歳以上人口に占める割合にす

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

るかで結果に影響が出る。ここでは、説明変数同士の相関係数に注目してみる。表3-7では総人口に占める労働人口の率である $\ln L_N$ の相関係数が示されており、これは他の説明変数との相関は多重共線性が心配されるほどは高くない。これに対して、15歳以上人口に占める労働人口の率を $\ln L_{NI5}$ とすると、この変数は1人当たり実質GNEである $\ln Gm_N$ との相関係数が0.960、トレンド変数 $TREND$ との相関係数が0.947と非常に高くなる。

第三に、Merriman (1988) では20代人口率を用いているが、松村・竹内 (1990) では20代男性人口率 $M2029_N$ を用いていた。Merriman (1988) も本来はLayson (1983:60) に合わせて20代男性人口率を用いたかったようであるが、彼が手に入れられたデータの限界からこのようになっている。彼は、20代の男性と女性の比率は日本では時間の経過でそれほど変わっていないため、20代男性人口率が使えないことで大きな影響はないとしている (Merriman 1980:14)。これについては、20代人口率 $N2029_N$ と20代男性人口率 $M2029_N$ の間の相関係数は0.999とほぼ1であり、また説明変数同士の相関係数を見てみると、20代人口率 $N2029_N$ でも20代男性人口率 $M2029_N$ でも他の説明変数との相関係数はほぼ変わらない⁽¹⁰⁴⁾ことから、Merriman (1988) の論は少なくとも一定の妥当性があると思われる。

おわりに

本稿では、松村・竹内 (1990)、秋葉 (1993)、Merriman (1988) という、日本の死刑の抑止効果についての3つの先行研究の計量分析の再検討を行った。これらの計量分析は、いずれもBeckerによる経済学的なモデルやEhrlichによる計量経済学的なモデルを基にした回帰分析を行っているが、死刑の抑止効果に関する分析の結果は異なるものとなっている。すなわち、松村・竹内 (1990) の研究では死刑に関する変数は殺人発生率に統計的に有意な効果を与えないという結果となり、秋葉 (1993) やMerriman (1988)

論 説

の研究では統計的に有意な効果を与えるという結果となっている。

本稿では、これら3つの研究で用いていると思われる公的統計のデータを再収集して、各研究の計量分析を再現するという方法で再検討を行った。その結果、秋葉（1993）で死刑に関する変数とされていた「死刑確率」とは死刑執行率である可能性が高いことがわかった。よって、死刑言渡し率を用いる松村・竹内（1990）では死刑に関する変数は殺人発生率に有意な効果を与えず、死刑執行率を用いる秋葉（1993）やMerriman（1988）では有意な影響を与えるということになる。すなわち、これら3つの先行研究において、死刑に関する変数が有意な影響を持つか否かは、用いているのが死刑言渡し率か死刑執行率かによる。

このことは、これらの先行研究自体では意識されていなかった事実である。ただしこの事実は、一つの疑問をもたらす。松村・竹内（1990:104）が指摘していたように、日本では死刑の執行は秘密裡に行われ可視性が低い。1998年までは、死刑執行の事実およびその人数さえ公表されていなかった。このことが松村・竹内（1990）が死刑執行率ではなく死刑言渡し率を説明変数に選んだ理由だった。しかし実際には、死刑言渡し率ではなく死刑執行率が有意になるというのが、3つの研究の結果だった。もしもこの結果に意味があるとすれば、秘密裡に行われている死刑の執行の傾向をいかにして人々が知覚して、犯罪を行うことを思いとどまっているのであろうか。死刑の抑止効果に関するこれまでの様々な統計的研究をまとめたNagin and Pepper（2012:5-6）が指摘しているように、既存の死刑の抑止効果に関する計量分析には、死刑の執行などに関する傾向を人々がいかに知覚しているのか、それがどのようにして人々の行動に影響を与えることになっているのかといったことについての知見が不足している。この点についての研究が必要であると思われる。

また、3つの先行研究には、ほぼ共通する分析手法上の問題があった。系列相関、多重共線性、説明変数の内生性、単位根の存在である。これらの問題に部分的に対処しているものもあるが、いずれの研究も完全に対処

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

できているわけではない。今後の研究ではこうした分析手法上の問題に対処していくことも求められるであろう。

データ上の問題もあった。長期にわたる時系列データの場合、途中で測定の方法が変わることなどによってデータの接続性に問題が出ることもある。実際そうしたデータを使って分析している先行研究も存在した。そうしたデータを使う場合には、注意が必要であろう。また、Ehrlichの計量経済学的なモデルに基づいているといっても、例えば、殺人発生率は14歳以上人口で割って算出するのか総人口で割って算出するのか、労働人口率は15歳以上人口で割って算出するのか総人口で割って算出するのかなど、どのような変数を用いるかについては研究者による選択の余地がかなりある。こうした選択によって結果が左右されないことを可能な限り確かめておくことが必要であろう。

また、ここで意味しているところは、死刑制度が存続していることを前提に、死刑言渡し率や死刑執行率が1単位増えた場合に、殺人発生率がどれだけ増減するか、ということであるということも注意が必要である。すなわち、死刑制度自体が廃止された場合に殺人発生率にどのような影響が生じるかということは、死刑制度が存続していることを前提にした、死刑言渡し率や死刑執行率の変化の影響とは異なる可能性がある。そうだとすれば、本稿で見てきたような種類の死刑の抑止効果に関する計量分析の結果を、死刑制度の廃止の是非の議論にそのまま利用することには慎重にならなければならないだろう。

データの計量分析は、それが他の者による再現による検証が可能である、ということが利点の一つとしてよく挙げられる。現実には、再現という作業はどちらかと言えば軽く見られ、それほど頻繁には行われたい傾向もある。しかし最近でも、例えば国家債務についての著名な研究であるReinhart and Rogoff (2010) についてデータ分析の再現を行い、問題点を発見して指摘した研究が話題になった (Herndon, Ash, and Pollin 2014)。このように、再現という作業は、時に重要な点や既存の研究の問題点の発見

論 説

などにつながるものにもなりうる。より広く、計量分析の再現が行われていくことが望まれる。

【付記】本稿は科学研究費補助金・若手研究（課題番号19K13484）、基盤研究C（課題番号18K01221）、基盤研究B（課題番号18H00802）による研究成果の一部である。本稿の内容の一部は、2019年度日本応用経済学会秋季大会、第14回法と経済学会全国大会（2016年）で報告した。討論者を務め有益なコメントをくださった野村友和（大阪経済大学）、村松幹二（駒澤大学）両先生に御礼申し上げます。

参考文献

- 秋葉弘哉（1993）『犯罪の経済学』多賀出版。
- 秋山裕（2018）『Rによる計量経済学 [第2版]』オーム社。
- 沖本竜義（2010）『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店。
- 鹿野繁樹（2015）『新しい計量経済学—データで因果関係に迫る』日本評論社。
- 高橋康介（2018）『再現可能性のすゝめ—RStudioによるデータ解析とレポート作成』共立出版。
- 田中勝人（2004）「計量経済学のテキストを書き換えた『共和分』と『単位根』概念：グレンジャー教授の業績」経済セミナー 588, 73-76.
- 中島隆信（2011）『刑務所の経済学』PHP研究所。
- 浜井浩一（2011）『実証的刑事政策論—真に有効な犯罪対策へ』岩波書店。
- 浜井浩一編（2013）『犯罪統計入門 第2版：犯罪を科学する方法』日本評論社。
- 福地純一郎・伊藤有希（2011）『Rによる計量経済分析』朝倉書店。
- 松浦克己／コリン・マッケンジー（2012）『Eviewsによる計量経済分析 [第2版]』東洋経済新報社。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

- 松村良之 (1987) 「『法と経済学』と刑事法—刑罰の犯罪抑止力」法学セミナー 396, 54-56.
- 松村良之・竹内一雅 (1990) 「死刑は犯罪を抑止するのか—アーリックの分析の日本への適用の試み」ジュリスト959, 103-108.
- 蓑谷千風彦 (2007) 『計量経済学大全』東洋経済新報社.
- 村松幹二／デイビッド・T・ジョンソン／矢野浩一 (2017) 「日本における死刑と厳罰化の犯罪抑止効果の実証分析」浜井浩一・指宿信・木谷明・後藤昭・佐藤博史・浜田寿美男編『犯罪をどう防ぐか』岩波書店, 157-182.
- 森 大輔 (2016) 「日本の死刑に関する2つの計量分析の再検討」第14回法と経済学会全国大会発表論文 <http://www.jlea.jp/2016zy_zr/ZR16-04.pdf> (最終アクセス2019年11月30日) .
- 山澤成康 (2004) 『実践計量経済学入門』日本評論社.
- Avio, Kenneth L. (1979) “Capital Punishment in Canada: A Time-Series Analysis of the Deterrent Hypothesis.” *Canadian Journal of Economics* 12 (4), 647-676.
- Becker, Gary S. (1968) “Crime and Punishment: An Economic Approach.” *Journal of Political Economy* 76 (2), 169-217 (増田辰良訳2008「犯罪と刑罰：経済学的アプローチ」名古屋大学法政論集228, 367-393).
- Bowers, William J. and Glenn L. Pierce (1975) “The Illusion of Deterrence in Isaac Ehrlich's Research on Capital Punishment.” *Yale Law Journal* 85 (2), 187-208.
- Brandt, Patrick T. and Tomislav V. Kovandzic (2015) “Messing Up Texas? A Re-Analysis of the Effects of Executions on Homicides.” *PLoS ONE* 10 (9) doi: 10.1371/journal.pone.0138143.
- Cover, James P. and Paul D. Thistle (1988) “Time Series, Homicide, and the Deterrent Effect of Capital Punishment.” *Southern Economic Journal* 54 (3), 615-622.
- Dezhbakhsh, Hashem, Paul H. Rubin and Joanna M. Shepherd (2003)

- “Does Capital Punishment Have a Deterrent Effect? New Evidence from Postmoratorium Panel Data.” *American Law and Economics Review* 5 (2), 344–376.
- Dölling, Dieter, Horst Entorf, Dieter Hermann, and Thomas Rupp (2009) “Is Deterrence Effective? Results of a Meta-Analysis of Punishment.” *European Journal on Criminal Policy and Research* 15, 201–224.
- Donohue, John J. and Justin Wolfers (2009) “Estimating the Impact of the Death Penalty on Murder.” *American Law and Economics Review* 11 (2), 249–309.
- Ehrlich, Isaac (1973) “Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation.” *Journal of Political Economy* 81 (3), 521–565.
- Ehrlich, Isaac (1975) “The Deterrent Effect of Capital Punishment: A Question of Life and Death.” *American Economic Review* 65 (3), 397–417.
- Ehrlich, Isaac (1977) “Capital Punishment and Deterrence: Some Further Thoughts and Additional Evidence.” *Journal of Political Economy* 85 (4), 741–788.
- Finkelstein, Michael O. (2009) *Basic Concepts of Probability and Statistics in the Law*. Springer (太田勝造監訳『法統計学入門—法律家のための確率統計の初歩』木鐸社, 2014年).
- Gerritzen, Berit and Gebhard Kirchgässner (2016) “Facts or Ideology: What Determines the Results of Econometric Estimates of the Deterrent Effect of the Death Penalty? A Meta-Analysis.” *Open Journal of Social Sciences* 4, 178–202.
- Granger, Clive W. J. and Paul Newbold (1974) “Spurious Regressions in Econometrics.” *Journal of Econometrics* 2, 111–120.
- Hamilton, James D. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press (沖本竜義・井上智夫訳『時系列解析(上)(下)』シーエーピー出版, 2006年).
- Heiss, Florian (2016) *Using R for Introductory Econometrics*. CreateSpace Independent Publishing Platform.
- Herndon, Thomas, Michael Ash, and Robert Pollin (2014) “Does High Public

- Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff.” *Cambridge Journal of Economics* 38(2), 257–279.
- Hothorn, Torsten, Achim Zeileis, Richard W. Farebrother, Clint Cummins, Giovanni Millo, and David Mitchell (2019) “Package ‘lmtest’” <<https://cran.r-project.org/web/packages/lmtest/lmtest.pdf>> (最終アクセス2019年11月30日) .
- Howell, David C. (2010) *Statistical Methods for Psychology*, 7th ed. Wadsworth Cengage Learning.
- Kleibers, Christian and Achim Zeileis (2008) *Applied Econometrics with R*. Springer-Verlag.
- Layson, Stephen K. (1983) “Homicide and Deterrence: Another View of the Canadian Time-Series Evidence.” *Canadian Journal of Economics* 16(1), 52–73.
- Layson, Stephen K. (1985) “Homicide and Deterrence: A Reexamination of the United States Time-Series Evidence.” *Southern Economic Journal* 52(1), 68–89.
- Layson, Stephen K. (1986) “United States Time-Series Homicide Regressions with Adaptive Expectations.” *Bulletin of the New York Academy of Medicine* 62(5), 589–600.
- Lupi, Claudio (2009) “Unit Root CADF Testing with R.” *Journal of Statistical Software* 32(2), 1–19.
- Merriman, David (1988) “Homicide and Deterrence: The Japanese Case.” *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology* 32(1), 1–16.
- Muramatsu, Kanji, David T. Johnson, and Koiti Yano (2018) “The Death Penalty and Homicide Deterrence in Japan.” *Punishment & Society* 20(4), 432–457.
- Nagin, Daniel S. and John V. Pepper (2012) *Deterrence and the Death Penalty*. National Academies Press.

- Narayan, Paresh K. and Russell Smyth (2006) “Dead Man Walking: An Empirical Reassessment of the Deterrent Effect of Capital Punishment Using the Bounds Testing Approach to Cointegration.” *Applied Economics* 38(17), 1975–1989.
- Pfaff, Bernhard (2008) *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*, 2nd ed. Springer.
- Pituch, Keenan A. and James P. Stevens (2016) *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*, 6th ed. Routledge.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2010) “Growth in a Time of Debt.” *American Economic Review* 100(2), 573–578.
- Sheather, Simon J. (2009) *A Modern Approach to Regression with R*. Springer.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2013) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed. Thomson South-Western.
- Yang, Bijou and David Lester (2008) “The Deterrent Effect of Executions: A Meta-Analysis Thirty Years after Ehrlich.” *Journal of Criminal Justice* 36 (5), 453–460.

- (1) なお、本稿では、こうした死刑についての規範的な議論は行わず、あくまで過去に行われた3つの計量分析の再検討を行うにとどまるものである。
- (2) ただし、例えば浜井(2011:317)は、20～30年の歴史しかない多変量解析など最先端の統計手法を用いた結果のみでは、人々の信仰ともいえる考え方にはあまり影響を与えられないかもしれないということを指摘している。
- (3) さらにその後、Ehrlichは米国の横断的データ(クロスセクションデータ)を用いた研究も行っている。Ehrlich(1977)参照。
- (4) そのようなメタ分析としてYang and Lester(2008)、Dölling et al.(2009)、Gerritzen and Kirchgässner(2016)がある。
- (5) これらの分析については、中島(2011)でも触れられている。
- (6) 「統計的に有意な効果を持たない」ということの意味に注意する。これは、帰無仮説「死刑に関する変数の回帰係数が0である」が棄却できないことを意味するにすぎない。つまり、「死刑に関する変数の回帰係数が0である」

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

ことが示されているわけではなく、「死刑に関する変数の回帰係数が0である」可能性が否定できないというだけである。これは、統計的検定の持つ限界であるとともに、誤解しやすい点でもあるので注意が必要である。死刑の抑止効果に関するこれまでの様々な統計的研究をまとめたNagin and Pepper (2012: 3) も、「統計的検定のロジックの基本的なポイントは、帰無仮説が棄却できないということは帰無仮説が正しいということの意味するものではないということである」と強調している。

- (7) したがって、より良いデータや統計分析の手法が存在するか否かということは検討の対象とはしない。これらの点については、最近、以下の注目すべき研究が出ているので、そちらを参照。すなわち、村松ほか (2017) および Muramatsu et al. (2018) では、1990年から2010年までの日本における死刑判決等が殺人や強盗殺人に与える影響を月次データを用いて構造化ベクトル自己回帰分析 (SVAR) で分析した、新しい計量分析が行われている。
- (8) 後に見るように、英語で発表されたものとしては、これより前にMerriman (1988) がある。
- (9) 松村 (1987) を基にしている。より詳しくは秋葉 (1993) などを参照。
- (10) 刑法第41条において「14歳に満たない者の行為は、罰しない」と規定されている。ただし、14歳以上でも、罪を犯すとき18歳に満たない者に対しては、死刑をもって処断すべき時は、無期刑を科する (少年法第51条) こととなっていることにも注意する。
- (11) 嬰兒殺は刑法上、第199条の殺人罪から独立した罪名として存在しているわけではないが、『犯罪統計書』や『司法統計年報』では独立した項目として記載されている。松村・竹内 (1990: 108) 参照。
- (12) 検挙率は、検挙件数を認知件数で割った百分率である。ただし、検挙件数には、前年以前に認知された事件を検挙したものも含むため、検挙率は100%を超えることがあることに注意する必要がある (浜井編2013: 110)。実際、例えば2017年 (平成29年) の殺人の罪は、『平成30年版犯罪白書』によれば認知件数は920件、検挙件数は930件で、検挙率は $930/920 \times 100 \approx 101.19\%$ となり100%を超えている。
- (13) これは、Ehrlich (1973) のモデルに従っており、貧困者が富裕者を殺し、被害者の財産が加害者に移転するという考え方になっている。この想定はそれ自体として本当に妥当か問題であるが、ここではその妥当性は問わないと松村・竹内 (1990: 107) は述べている。
- (14) ここでいう高等教育在学者は『文部統計要覧』に記載されている、大学 (大

- 学院を含む)、短期大学、国立養護教諭養成所、国立工業教員養成所及び高等専門学校(4,5年生)の在学者の合計数のことである。
- (15) 森(2016)からデータを見直したりデータ自体が新しくなったりしているため、再現の数値が変化している。例えば、実質実収入について本稿では2015年の値が100になるような指数化をしているが、森(2016:18)では2010年が規準年だった(松村・竹内1990では1985年が基準年である)。こうした変更はあるが、基本的な分析結果自体には変化はない。
- (16) 現在では多くのデータがインターネット上で公開されるようになっていて、それも利用してデータの収集を行った。各変数の詳しい出典については、森(2016)のAppendixおよび<http://park18.wakwak.com/~mdai/data.html>(公表予定)を参照。
- (17) 再現データの変数名は、元の分析(表1-1)の変数名と変えてある。
- (18) 本稿の計量分析は、検証が容易なように、フリーソフトのRを用いて行った。用いたRのバージョンはR 3.6.1である。Rでの分析については、Kleiber and Zeileis(2008)、福地・伊藤(2011)、Heiss(2016)、秋山(2018)などを参照。また、Rによって計量分析の再現可能性を高める方法について解説した高橋(2018)も参照。本稿の計量分析に関するRのスク립トは<http://park18.wakwak.com/~mdai/data.html>(公表予定)を参照。
- (19) このような批判として例えばBowers and Pierce(1975:199-200)、Donohue and Wolfers(2009:253)も参照。
- (20) つまり前年の死刑言渡し率で、 $SI_CI_t = \text{前年の}SI / \text{前年の}CI \times 100$ である。
- (21) 他にも、OLSには、誤差項の分散が均一であることなどの前提がある。しかし、誤差項の分散の均一性については、再現データでBreusch-Pagan検定を行ったところ、5%水準で帰無仮説「誤差項の分散が均一である」が棄却されず、問題は少ないと思われる。
- (22) この点については、Finkelstein(2009:158-159)、Wooldridge(2013:413-414)、秋山(2018:108-112)などを参照。
- (23) 秋山(2018:116)によれば、実際の経済現象では、系列相関(自己相関)のある場合のほとんどは正の系列相関であるため、このように片側検定で行うことが多い。RでDW比を計算するlmtestパッケージのdwtestコマンドでも、デフォルトは片側検定である。
- (24) DW比については、説明変数の数とサンプルサイズに応じて臨界値の上限 d_U と下限 d_L が与えられ、正の系列相関についての片側検定を行う場合(DW比の値は d とする)、 $d < d_L$ なら帰無仮説を棄却し、 $d_U < d$ なら帰無仮説を棄却せ

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

ず、 $d_L < d < d_U$ の場合は非決定というのがよく用いられる判断方法である。例えば松浦・マッケンジー（2012：115）参照。しかしこの方法では「非決定」という場合が残ることなどから、DW比の検定方法が様々に考案されている。統計ソフトの中にはこれらを利用してDW比のp値を算出するものもある。Wooldridge（2013：419）参照。実際、Rのlmtestパッケージのdwtestコマンドでも、panアルゴリズムと呼ばれる方法でDW比のp値を算出しており（Hothorn et al. 2019：15）、本稿ではそれを利用している。

- (25) 松浦・マッケンジー（2012：81）によれば、1. 多重共線性を発生させている2変数が統計的有意とならないときに一方を落として再推定すると有意になる場合がある、2. サンプルを増減すると推定値が大きく変化する、3. 説明変数を入れ替えると推定値が大きく異なる（ときには正負の符号が逆転することがある）といった現象が起こる。
- (26) ただし、「多重共線関係の尺度としていくつかの指標が提案されているが、一致した見解は得られていないのが実情」（松浦・マッケンジー 2012：82）としているものもある。Wooldridge（2013：98）も参照。
- (27) より正確には、推定値が一致性（consistency）を持たなくなる（Wooldridge 2013：557）。
- (28) あくまで大雑把な説明であることに注意する必要がある。詳しい説明はHamilton（1994:435-444）、沖本（2010:104-111）、松浦・マッケンジー（2012：263-267）などを参照。
- (29) より正確に言えば弱定常過程で、この過程は平均、分散、自己相関が一定という性質を持つ。
- (30) この現象はGranger and Newbold（1974）で指摘されたものである。田中（2004：75）、山澤（2004：182）、沖本（2010：127）なども参照。
- (31) DF検定（Dickey-Fuller検定）は、 Δy_t が階差（ $y_t - y_{t-1}$ ）を表すとしたとき、トレンド項と定数項の両方の付いたモデル $\Delta y_t = a + b t + c y_{t-1} + u_t$ 、定数項のみ付いたモデル $\Delta y_t = a + c y_{t-1} + u_t$ 、どちらの項も付いていないモデル $\Delta y_t = c y_{t-1} + u_t$ の3つがある。これらの式において、 $c = 0$ のとき単位根があると判断される。そして、ADF検定はこのDF検定の各モデルの説明変数に、被説明変数 Δy_t のラグを付け加えたものであり、例えばトレンド項も定数項も付いていないモデルでは、 $\Delta y_t = c y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + d_2 \Delta y_{t-2} + \dots + d_p \Delta y_{t-p} + u_t$ となる。山澤（2004：174-180）、松浦・マッケンジー（2012：269-272）などを参照。
- (32) 前注の各モデルの式において、 $c = 0$ である（単位根がある）という帰無仮説を検定し、これが棄却されるととき単位根はないと判断され、棄却されないと

論 説

きは単位根の存在は否定できないと考える。

- (33) したがって、この検定では単位根の存在をはっきりと結論付けるまではいかないことに注意が必要である。
- (34) Rでの単位根検定については、福地・伊藤（2011）やPfaff（2008）を参照。また、Lupi（2009）も参照。
- (35) 表1－8中の「ラグ」は、注31のADF検定の各モデルにおける被説明変数 Δy_t のラグの次数である。ラグが0の場合は、被説明変数 Δy_t のラグが存在しないことを表し、DF検定を行っていることに相当する。ここではラグ次数の最大値を4とし、MAIC（修正赤池情報量規準）に基づいてラグ次数を選択している。
- (36) ラグ次数は $4 \times \sqrt[4]{T \times 100}$ としている（ T はサンプルサイズの値）。
- (37) ここからさらに共和分の存在を検定したりしていくことになる。それについては、紙幅の関係もあり、別稿で取り扱うことにする。
- (38) この点、次に見る秋葉（1993）と比べ、再現データの構築が非常にしやすく、再現の観点からは大きな長所である。
- (39) 関連して、松村・竹内（1990）のデータの期間内では問題にならないが、より近年の死刑に関するデータを分析する際に問題になることがある。それは、1999年（平成11年）から司法統計年報の記載が大幅に簡略化され（浜井編2013：218）、一部のデータはそれ以後取れなくなってしまったということである。例えば、「殺人の罪」の中の内訳、つまり殺人、殺人予備、尊属殺、自殺関与および同意殺人で有罪になった者が何人かが1998年まではわかったが、それ以降は「殺人の罪」全体しかわからなくなった。また、強盗致死罪も「強盗致死傷の罪」の中にまとめられてしまい、強盗致死罪のみでの有罪人数がこれ以降わからなくなった。なぜこうした簡略化を行ったのかという理由については、特に説明はされておらず不明である。
- (40) この点については、『犯罪統計書』『犯罪白書』などにも注記がある。例えば、『犯罪統計書 昭和38年』の3頁の注記、『平成30年版 犯罪白書』の「資料1－2 刑法犯 認知件数・検挙件数・検挙人員（罪名別）」<<http://hakusyo1.moj.go.jp/jp/65/nfm/excel/shiryo1-02.xlsx>>（最終アクセス2019年11月30日）の注記を参照。
- (41) 例えば、『家計調査年報』（平成元年）106頁の注記を参照。
- (42) 「調査結果過去に作成していた結果表（二人以上の世帯）」<<http://www.stat.go.jp/data/kakei/longtime/index2.html>>（最終アクセス2019年11月30日）の「2. 農林漁家世帯を除く結果」を参照。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

- (43) 1973年（昭和48年）に尊属殺人の重罰規定が違憲となったが、その後も1995年（平成7年）の刑法改正での正式な撤廃までは、尊属殺人罪は殺人罪とは別にカウントされていた。
- (44) 故意の場合を強盗殺人、そうでない場合を強盗致死と呼ぶが、条文は同じ刑法240条で、刑も死刑または無期懲役で同じである。
- (45) これは元のデータ（『犯罪統計書』『犯罪』）において未遂を含む数しか示されていないためである。『平成30年版 犯罪白書』の「凡例」<http://hakusyo1.moj.go.jp/jp/65/nfm/n65_1_2_0_0_0.html>（最終アクセス2019年11月30日）や浜井編（2013：109）も参照。
- (46) もっとも、抑止されない犯罪が被説明変数に含まれることは、分析に影響しないという指摘もある。Dezbakhsh et al. (2003：355-356)は、「激情でなされる殺人などは意図的なものでないのだから抑止できないので、被説明変数の殺人発生率からこうした抑止できない犯罪は除く必要がある」という、犯罪の経済分析への批判に対し、抑止できない犯罪が被説明変数に含まれることは少なくとも計量経済学の理論的には分析に影響を与えないことを示している。
- (47) 実際、村松ほか（2017）では、殺人罪と強盗殺人罪を分けて分析している。分析の結果は、死刑判決や死刑執行の抑止効果はどちらの犯罪にも見られないが、失業率や法改正に関するダミー変数など他の変数の効果は異なる場合がある、というものだった。
- (48) ただし、1998年11月からは、死刑執行の当日に死刑執行の事実およびその人数が公表されるようになり、2007年12月からは、死刑執行の当日に執行を受けた者の氏名・生年月日・犯罪事実および執行場所が公表されるようになった。「死刑に関する情報公開について」<<http://www.moj.go.jp/content/000096614.pdf>>（最終アクセス2019年11月30日）参照。
- (49) ただし後に説明するように、秋葉（1993）では死刑言渡し率を用いているのか死刑執行率を用いているのか明確でなく、再現データによる分析結果から推測すると死刑執行率を用いていた、と言えるのみである。
- (50) Nagin and Pepper（2012：4）も、死刑の抑止効果に関する問題は、他に用意されている刑罰の抑止効果と比較して、死刑に追加的な抑止効果があるかという、死刑と他の刑罰の差の（differential）効果の問題であるので、他の刑罰に関する変数も考慮すべきであるとしている。村松ほか（2017：168）も参照。
- (51) なぜ異なる変数を用いたのかについて詳しい説明は、秋葉（1993）ではなさ

論 説

れていない。

- (52) この範囲の定め方だと、本来死刑にならない犯罪まで含まれてしまう。しかし、秋葉（1993：5）に載っている表などでは「殺人」はこの定義に従っているように見受けられるので、この範囲で分析された可能性もあると考えられる。また、犯罪白書などでもこの用語の用い方に近い。
- (53) 実際、秋葉（1993：275）では死刑執行数のデータが掲載されている。
- (54) 1960年から5年ごとに「農業センサス」（2005年以降は農林業センサス）が行われている。
- (55) 例えば、1965年の数字が欠けている場合に、1964年の数字と1966年の数字を足して2で割った数字が1965年の数字だとする方法である。
- (56) 森（2016）からデータを見直したりデータ自体が新しくなったりしているため、再現の数値が変化している。特に、説明変数のうち1人当たりGDPを森（2016）では1人当たり名目GDP（本稿の $G2_N$ ）としていたのを、本稿では1人当たり実質GDP（本稿の GI_N ）を中心とし、また、農村地域人口率を森（2016）では本稿でいうところの $F3_N$ を中心としていたのに対し、本稿では FI_N を中心としているという違いがある。
- (57) 森（2016）では1人当たり名目GDPとして分析を行っていた。
- (58) 加えて、秋葉（1993：275）で日本の死刑執行数のデータを掲載しているのに対し、死刑言渡し者数のデータには言及がないことも、秋葉（1993）が死刑執行率の方を用いている可能性が高い根拠として挙げることができる。
- (59) 米国では1968年から1976年までは死刑執行が一時的に停止されている。その間の1972年にFurman v. Georgiaで連邦最高裁が死刑を違憲としたが、1976年のGregg v. Georgiaでは死刑を合憲とし、その翌年から死刑執行が再開された。
- (60) 1. 2. 2で見た松村・竹内（1990）における「線形ラグ」は「 $SI_CI_t = \text{前年の} SI / \text{前年の} CI \times 100$ 」と分子も分母も前年の値を使っていたのに対し、ここでものは「 $A2_K2_t = A2 / \text{前年の} K2 \times 100$ 」と分母のみ前年の値を使っている。
- (61) 例えば、1977年から2016年までで、全米で平均して年に35.7人の死刑執行がなされている。Bureau of Justice Statistics（2019）“Prisoners executed under civil authority in the United States, by year, region, and jurisdiction, 1977-2017”<<https://www.bjs.gov/content/data/exest.csv>>（最終アクセス2019年11月30日）。
- (62) 前注と同じ1977年から2016年まででは、平均して年に3.3人である。また、秋葉（1993）のデータの範囲（1960年から1986年）の場合は、平均して年に10.8人である。
- (63) 本文以外の方法として、Layson（1986：594）が行っているように他の年の

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

- 死刑執行率を対数変換した値を調べ、それらよりも小さな値を設定するという方法もありうる。またLayson (1983, 1985) はベイジアン的なアプローチを用いている。
- (64) 対数変換におけるゼロへの対処法として通常教科書などに記載されているのはこちらである。例えばHowell (2010:340), Wooldridge (2013:193) を参照。
- (65) 他方で、不均一分散については、例えば表2-5についてBreusch-Pagan検定を行ったところ、モデル(1)~(3)のいずれにおいても5%水準で帰無仮説「誤差項の分散が均一である」が棄却されず、問題は少ないと思われる。
- (66) 紙幅の関係で、検挙率、有罪率、死刑執行率の算出における殺人事件は「殺人の罪」に当たる事件であると仮定し、1人当たりGDPは実質の数字であるとし、農村地域人口率は欠けたデータを農業センサスで補った変数を使用したもののみを記載している。
- (67) ステップワイズ法やその手法の問題点については、例えばFinkelstein (2009:145-146), Wooldridge (2013:686)などを参照。
- (68) さらに加えて言えば、秋葉 (1993) と再現データのいずれの結果でもDW比がかなり小さくなっており、系列相関が存在している可能性があるという問題がある。
- (69) 1.3.4と同様に、ラグ次数の最大値を4とし、MAICに基づいてラグ次数を選択している。
- (70) 1.3.4と同様に、ラグ次数は $4 \times \sqrt[4]{T \times 100}$ である。
- (71) 米国の死刑の抑止効果の分析でも似たような問題が指摘されている。例えば、Donohue and Wolfers (2009:249) を参照。
- (72) 筆者も森 (2016) を執筆した段階ではこの研究の存在に気づかず、その後死刑の抑止効果研究についてのメタ分析の論文に当たって初めて気づいた。
- (73) 一部の分析では1934年から1982年のデータを用いているが、その分析では死刑執行率は用いていない。
- (74) このうちどれがより適切かは非常に難しい問題である。代理する変数と意味的に一番近いと考えられるのはどれかといった要素だけでなく、いずれがより長期間にわたって利用できるデータか、測定方法が度々変わるといったことがなく安定して利用できるデータか、といったことも重要な選択要素と考えられる。その点、1人当たり実質GNEは現在では既に継続的に測定された公開データが見当たらず、少なくとも現在では最良の代理変数とは言えないように思われる。
- (75) そのことと関連して有罪率も、有罪者数を検挙件数で割るという通常の計算

論 説

によるものではなく、有罪者数を認知件数で割ったものを用いている。

- (76) Merriman (1988 : 8) ではt値は絶対値で記載されているが、表3-1では他に合わせて符号をつけている。
- (77) X_1 から X への変化率は通常は $(X-X_1) / X_1$ で表されるが、対数の場合には変化率は $\ln(X/X_1) = \ln X - \ln X_1$ 、すなわち対数の階差で表される。
- (78) Merriman (1988) の分析では基本的に、有罪率は有罪者数を殺人認知件数で割ったものを用いている(表3-3参照)が、このMerriman (1988 : 4) の表の部分のみは有罪者数を検挙件数で割ったものを用いているので、このように記述している。
- (79) すなわち、1965年の C_m は本来は $C_m = (\text{「殺人の罪」の有罪人数} + \text{家裁で「殺人」により保護処分となった少年の人数}) / \text{「殺人の罪」の検挙件数} = (1272+127) / 2228 \div 0.628$ であるところ、 $(1301+127) / 2228 \div 0.641$ と計算されてしまっているのではないと思われる。
- (80) ただし、対数変換時における0への対処法としては、すべての年の死刑執行数に1を加えたうえで対数変換するという方法もあり、日本の場合、この方法の方が適切ではないかということは、2.2.2で述べたとおりである。
- (81) 司法統計年報では、保護処分は、保護観察、児童自立支援施設または児童養護施設へ送致、少年院へ送致の三つから成っている。他の決定としては、検察官へ送致などがあるが、この場合は地裁で有罪か否か決定されるので、「『殺人の罪』による通常第一審事件での有罪者数」の方に最終的に含まれることになる。そのため、検察官へ送致は、「『殺人の罪』による通常第一審事件での有罪者数」に足し算する「家裁で殺人で罰されたとなった少年の人数」からは除かれていると思われる。
- (82) より正確に言えば、繰り返しPrais-Winsten法を用いている。
- (83) DW比の値は $2(1-\hat{\rho})$ で近似される。例えば山澤(2004 : 36)、松浦・マツケンジー(2012 : 114)、Wooldridge(2013 : 419) 参照。
- (84) もっとも、前述したようにMerriman(1988)がいかなる方法で $\hat{\rho}$ を求めているのかは説明されていないので、確かなことは言えないことに注意する必要がある。
- (85) 2.2.2の秋葉(1993)でも説明変数と被説明変数を対数変換した場合のOLSでは、死刑執行率は有意とはならなかった。
- (86) 2階までの系列相関が存在するかを検定したところ、モデル(1)は $LM = 5.573$ ($p = 0.062$)、(2)は $LM = 4.058$ ($p = 0.132$)、(3)は $LM = 5.359$ ($p = 0.069$) となった(LMは検定統計量)。

日本の死刑の抑止効果 — 3つの先行研究の計量分析の再検討

- (87) その他、2SLSでは多重共線性がOLSより深刻になりやすいなどの問題もある。Wooldridge (2013: 530) 参照。
- (88) Hausman検定一般については、例えばWooldridge (2013: 534-535)、松浦・マツケンジ (2012: 188-190) などを参照。
- (89) ただし、説明変数のうち内生変数である $\ln Cm_K2$ のラグ付き変数は、操作変数に含めるべきでないという見解もある。この点については後に検討する。
- (90) 時系列データの場合、説明変数のラグ付き変数がしばしば操作変数として用いられる。例えば山澤 (2004: 86) 参照。説明変数のラグ付き変数は元の説明変数と相関を持つ一方、元の説明変数が外生変数で誤差項と相関を持たないと考えられているのでラグ付き変数も誤差項と相関を持ちにくいと考えられる。そのため、操作変数として適切だと考えられるのでしばしば用いられるのである。
- (91) 通常の場合の t 検定で判断すればよい。ただし、複数の変数が内生変数であるか否かを同時に確かめる際にはWald検定を用いる。その関係で、1つの変数が内生変数であるか否かを確かめる際にもWald検定を用いることもある。
- (92) Rでは、本文の説明の順序で、(3-1)の回帰式をlmコマンドでOLS推計して残差 \hat{u} を求め、モデル(1)にその残差 \hat{u} を説明変数として加えた(3-2)の回帰式をlmコマンドでOLS推計して、回帰係数の t 検定の欄を確かめればよい。あるいは、AERパッケージ (Kleiber and Zeileis 2008) のiv_regコマンドを用いて操作変数法で推計した場合には、Hausman検定が自動で行われる。その際にはWald検定が行われ F 値が表示される。
- (93) 残差 \hat{u} の回帰係数の t 値-1.597、Wald検定の F 値2.551で p 値0.130となる。なお、Merriman (1988: 13) では誤差項の1階の系列相関の処理も行ったとされているが、具体的にどのような方法で行ったかは記述されていない。仮に回帰式(3-2)をOLS推計する際にPrais-Winsten法を使用したものとすると、残差 \hat{u} の回帰係数の t 値-1.438で p 値0.170となる。なお、例えばWooldridge (2013: 540) において、2SLSでOLSと同様にPrais-Winsten法を使用できることが記されている。
- (94) 内生変数のラグ付き変数は一般に操作変数に含めるのは適切でないと言われることもある。例えば鹿野 (2015: 217) 参照。外生変数のラグ付き変数の場合は誤差項と相関しにくいのに対し、内生変数のラグ付き変数は、元の内生変数が誤差項と相関しているため、ラグ付き変数も誤差項と相関するおそれがあるからである。Merriman (1988: 12-13) では、内生変数のラグ付き

論 説

変数を操作変数に含めているか否かはっきりしない。ただし、仮に内生変数のラグ付き変数 $\ln Cm_K2_{i1}$ を操作変数から除いたとしても、モデル(1)は t 値 -1.709 、 F 値 2.920 で p 値 0.107 （Prais-Winsten法では t 値 -1.570 で p 値 0.136 ）となり帰無仮説は同様に棄却されない。

- (95) Merriman (1988:12-13) は、死刑執行率の変数が内生変数か否か自体は、米国などの先行研究で用いられている変数に関するデータが日本では見つからないので検討できないとしている。
- (96) t 値 -0.906 、 F 値 0.820 で p 値 0.378 となる（内生変数のラグ付き変数 $\ln Cm_K2_{i1}$ は操作変数から除いている）。
- (97) Merriman (1988) は各変数の自然対数を取って回帰式を行っているのですが、ここでも各変数の自然対数を取ったものについて単位根検定を行っている。自然対数を取らない線形の回帰分析を行う際には、単位根検定も自然対数を取らない元の各変数について行う必要がある。ここでは紙幅の関係上省略している。
- (98) 1. 3. 4と同様に、ラグ次数の最大値を4とし、MAICに基づいてラグ次数を選択している。
- (99) 1. 3. 4と同様に、ラグ次数は $4 \times \sqrt[4]{T \times 100}$ である。
- (100) 1. 3. 5. 1で述べたように、1955年以前には14歳未満の少年の触法行為が含まれているものの、1956年以降はこれが含まれていない。そしてMerriman (1988) のデータは1957～1982年である。
- (101) 『日本統計年鑑』の「年齢階級、就業状態別労働力人口」の「総数」を参照。近年のものはweb上で参照できる。例えば平成23年版は<<https://www.stat.go.jp/data/nenkan/back60/zuhyou/y1602000.xls>>（最終アクセス2019年11月30日）。
- (102) 総務省統計局「労働力調査 用語の解説」<<https://www.stat.go.jp/data/roudou/definit.html>>（最終アクセス2019年11月30日）。
- (103) Merriman (1988) も参照している研究の一つであるLayson (1985:70) では総人口に占める割合になっており、これに基づいているのかもしれない。
- (104) 20代人口率 $\ln N2029_N$ と他の説明変数との相関係数は表3-7に記載されている。また、20代男性人口率 $\ln M2029_N$ との相関係数は例えば、有罪率 $\ln Cm_K2$ とは 0.238 、死刑確率 $\ln X_Cm$ とは 0.608 である。

Deterrent effect of the death penalty in Japan: Reevaluation of the three quantitative studies

MORI Daisuke

[Abstract]

In this study, we reevaluate three quantitative studies on the deterrent effect of the death penalty in Japan: Matsumura and Takeuchi (1990), Akiba (1993), and Merriman (1988). We recollect governmental data and replicate analyses of these studies. Matsumura and Takeuchi (1990) argue that the death penalty does not have a statistically significant effect on homicide rate, whereas Akiba (1993) and Merriman (1988) argue the opposite. We demonstrate that their conflicting results are the result of their use of different variables for death penalty. Matsumura and Takeuchi (1990) use the death sentence rate, while Akiba (1993) and Merriman (1988) use the execution rate. We also demonstrate that these studies have some common econometric problems. These problems include serial correlation, multicollinearity, endogeneity of regressors, and presence of unit roots. Moreover, there are other issues such as time-series data compatibility and selection of variables. Replication is a useful method that assists in identifying important discoveries and finding limitations of prior studies.