

少年犯罪と労働市場： 時系列および都道府県別パネル分析⁺

(『日本経済研究』No.40、2000年3月、40-65頁掲載)

大竹文雄

大阪大学社会経済研究所*

岡村和明

大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程

本稿では、労働市場の需給状況、教員1人あたり生徒数、所得不平等度、検挙率、人口あたり警察官数等が、少年犯罪の発生率に与える影響を、1966年から1996年の時系列データおよび、1980、85、90、95年の都道府県別パネルデータを用いて実証的に分析した。時系列データ、都道府県別パネルデータの結果は整合的であり、少年犯罪の発生率は、労働市場が逼迫すると低下し、中学あるいは高校の教員1人あたり生徒数が増加すると増加し、検挙率や人口あたり警察官数の減少関数となっている。この傾向は犯罪種別に分析すると窃盗に最も当てはまる。少年犯罪の発生率が、犯罪の機会費用と密接な関係をもつ労働市場の需給状況や教育の質あるいは警察などの抑止力と整合的な関係にあることが示された。また、恐喝、強制猥褻、横領については、不平等度の拡大が犯罪発生率を上昇させている。

1. はじめに

失業のコストには様々なものが存在する。直接的なコストとして、生産量の低下がある。また、失業による稼得所得が低下することは、人々の生活を脅かし不安感を高めることになる。さらに、失業期間が長期化すると、人々の技能が低下し、ますます職を見つけることができなくなるという悪循環にも陥ってしまう。このよう

⁺ 本稿を完成するにあたって、本誌レフェリーおよび関西労働研究会の参加者から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。

* 連作先：〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘 6-1 大阪大学社会経済研究所、TEL:06-6879-8572、E-mail: ohtake@iser.osaka-u.ac.jp

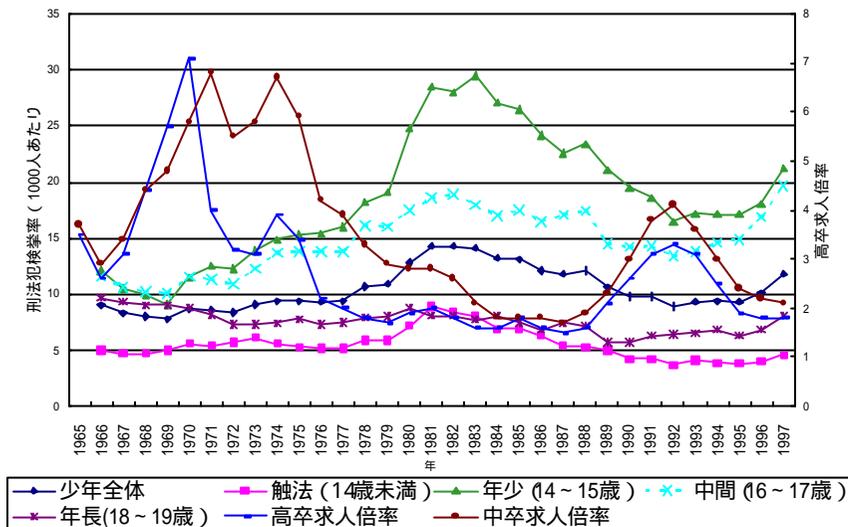
な経済的なコストに加えて、失業率の上昇は犯罪の増加や自殺の増加といった社会的なコストの増加をもたらす可能性がある。

日本の若年失業率は、1998年に入って急上昇し、1998年3月に10%を越えた。一方、少年犯罪発生率は、1980年にピークを迎えた後低下傾向にあったが、1990年代後半に入って増加傾向に転じている（『平成10年版犯罪白書』）。1990年代後半の少年犯罪発生率の上昇は、社会的にも大きな関心を呼んでいる。例えば、1997年の『犯罪白書』は、少年犯罪を特集している¹。

しかし、日本の少年犯罪の実証研究は十分とはいえない。『平成10年版犯罪白書』においても、少年の家庭環境や心理的な要因の分析はなされているが、失業率や学校教育に関するマクロ的な環境変化との関係については分析されていない。図1に、少年刑法犯の人口あたり検挙数と新規中卒・高卒求人倍率を示した。細かい変動はともかく、年少少年および中間少年の検挙率と中卒・高卒求人倍率の間に負の相関がみてとれる。少年犯罪の上昇は、様々な要因で決定されると考えられるが、1990年代後半における若年失業率の上昇がなんらかの関係をもったと考えることは自然であろう。少年法が同一のまま、少年犯罪が増加した背景を分析する必要がある。本研究では、日本の時系列データと都道府県別パネルデータを用いて、失業率と少年犯罪の発生率の関係について実証分析を行う。

¹ Newsweek 誌も日本の少年犯罪の急上昇を特集している（Kattoulas(1998)）。

図1 人口1000人あたり少年刑法犯検挙数と中卒・高卒求人倍率



結論をあらかじめ要約すると、時系列データ、都道府県別パネルデータの結果は整合的であり、少年犯罪の発生率は、労働市場が逼迫すると低下し、中学あるいは高校の教員1人あたり生徒数が増加すると増加し、検挙率や人口あたり警察官数の減少関数となっている。この傾向は犯罪種別に分析すると窃盗にもっとも当てはまる。恐喝、強制猥褻、横領については、不平等度の拡大が犯罪発生率を上昇させている。

本稿の構成はつぎの通りである。第2節で、今までの実証研究について、外国と日本の研究および、最近の時系列分析に基づく研究を紹介する。第3節で、日本の時系列データを用いて実証研究を行う。第4節では、都道府県別データを用いたパネル分析によって、時系列分析の結果の頑健性を確認する。第5節で少年犯罪発生率の定義上の問題を考慮した分析を行い第3節と第4節の結果の頑健性を確かめる。第6節で、結論をまとめる。

2. 今までの研究

犯罪発生率の実証研究は、犯罪学者、社会学者、経済学者の研究がある。ここでは、そのすべての研究を展望することではなく、主に労働市場と犯罪発生率に関する実証研究を展望したい。経済学者の分析は、Becker(1968)の理論モデルが有名であり、その後の理論的および実証研究は、ほとんどが彼のモデルをもとに分析して

いる。

実証研究の方法は、主にマクロ的時系列データを使ったもの、地域別データを使ったもの、個人データを用いたものにわけることができる。本稿では、マクロ時系列データと都道府県別地域データを用いるため、それに関連した研究を紹介する。

アメリカを対象にした Fleisher(1963)および Phillips 他(1972)、日本における Evans(1977)、Tsushima(1996)はマクロの時系列データを用いた研究例である。ただし、これらの研究においては、現代的な時系列分析の手法が使われていないため、データの非定常性に基づく見せかけの相関が発生している可能性は否定できない。後述するように、最近のこの分野の特徴としては、時系列分析の際の現代的な手法である単位根検定、共和分分析による長期安定的な関係の検定と誤差修正モデルによる短期的調整過程の分析を行うことが多くなっている (Hale and Sabbagh(1991)、Masih and Masih(1996)、Scorcu and Cellini(1998)等はその例である)。

2.1 アメリカにおける研究

アメリカにおける少年犯罪と労働市場の関係に関する実証研究として、Fleisher(1963)および Phillips 他(1972)が、時系列データを用いて分析しており、若年失業率と少年犯罪の間に正の相関があることを示している。Phillips 他(1972)は、労働力参加率の低下(つまり無業率の上昇)が若年犯罪の増加と統計的に有意な関係にあることを示している。Levitt(1998)は、アメリカの州別パネルデータを用いた分析で、失業率が少年の財産犯の発生率にプラスの影響を与えることを示している。また、Levitt(1998)は、少年犯罪と罰則や失業率との関係について興味深い実証研究を行っている。罰則の厳しさを人口あたり(あるいは凶悪犯罪発生あたり)受刑者数で測り、アメリカの州別パネルデータで罰則の厳しさが、犯罪発生率に与える影響を計測している。少年においても、成人と同様に、罰則の厳しい州で犯罪発生率が少ないことが示されている。さらに、成人に比べて少年犯罪の罰則の程度が緩い州においては、同一世代が少年から成人に変化する年齢において犯罪の減少の程度が大きいことが示されている。また、この実証分析において失業率が犯罪発生率に与える影響も分析されている。失業率は、凶悪犯罪には影響を与えないが、財産犯に対して正に有意な影響を与えることが示されている。

Yang and Lester(1994)は、アメリカの殺人発生率と自殺率を所得、失業率、離婚率等で説明できるか否かを時系列データを用いて分析している。その結果、系列相関を修正考慮すると、失業と殺人発生率の間には統計的に有意な関係は存在しないが、

失業と自殺率の間には有意な正の関係が存在すること、離婚率は殺人にも自殺にも有意に正の影響を与えることを示している。ただし、彼らの研究は、変数の非定常性に注意が払われていないという問題点がある。

Doyle, Ahmed and Horn (1999) は、アメリカの州別パネルデータを用いて、労働市場が逼迫すると財産犯の発生率が低下しすることを示した。また、犯罪発生率は未熟練労働者を雇用する産業における賃金水準に弾力的に反応すること、不平等度は、犯罪発生率に有意な影響を与えないことを示している。Yamada, Yamada and Kang(1993)は、アメリカの種類別の犯罪発生率と失業率の間の VAR モデルによる因果性テストを行い、失業率から犯罪発生率への因果性を示している。一方、犯罪発生率から失業率への因果性は認められていない。

2.2 データの非定常性を考慮した研究

データの非定常性に注意を払った時系列分析の手法を用いた分析が最近行われている。Hale and Sabbagh(1991)は、England と Wales のデータを用いて、失業率と犯罪発生率との間に共和分関係がないことを示した上で、失業率から犯罪発生率への短期的な因果関係があることを示している。

Masih and Masih(1996)は、オーストラリアのデータを用いて、犯罪と社会経済変数の間の共和分関係の検定と誤差修正モデルによる短期および長期の因果性検定を行っている。その結果、多くの犯罪の種類において犯罪発生率、都市化、離婚率、警察力、若年失業率、居住開始率との間に共和分関係が認められることを示している。しかし、分散分解によれば、若年失業は殺人発生率にはある程度長期的な影響を持つが、それ以外の犯罪発生率には、大きな影響を与えないことが示されている。

Scorcu and Cellini(1998)は、イタリアの時系列データを用いて、犯罪の種類別に 1 人あたり消費、失業率、金融資産との関係を調べている。彼らは構造変化を導入することによって、それぞれの 2 変数間に共和分関係を見いだしている。誤差修正モデルを 2 変数間で推定することにより、殺人と強盗については、1 人あたり消費が、窃盗については失業率が、長期的な発生率をより説明することを示している。しかし、彼らの共和分検定は、2 変数間のものに限られているため、多変数の間での共和分関係の検定がなされていない。また、構造変化の原因について、説明がされていない。

Witt and Witte(1998)は、アメリカの犯罪発生率、人口あたり服役者数、女性労働力率の間に共和分関係が存在し、誤差修正モデルから短期的な因果関係も存在する

ことを明らかにしている。

2.3 日本における研究

アメリカにおける犯罪に関する経済学的分析の蓄積に比べると、日本における研究は非常に少ない。日本における犯罪研究は、犯罪社会学での分析が多い。犯罪社会学では急激な産業化や都市化が犯罪を増加させるとされていたが、日本では1990年代初頭まで、犯罪発生率は低下し続けた。犯罪社会学ではこの点が問題となっていた。この説明として、学校・職場・コミュニティなどでメンバー間の相互依存に高い価値をおく社会組織がみられる日本の共同体的社会が低い犯罪発生率をもたらしているという定性的なものがあった (Westerman and Burfeind(1991))。

これに対し、Evans(1977)は、日本の犯罪発生率について、時系列データを用いて鉱工業・通信・水道光熱・建設業従事者比率と犯罪発生率が負の関係にあること、所得不平等度のジニ係数と少年検挙率が正の相関をもつことを時系列データから示した。Evans(1977)は、経済が拡大している時期には、犯罪が少なく安定しているのではないかと示唆している。

Tsushima(1996)は、1986年から1988年の間の3年間の都道府県別データを平均して、犯罪の種類別に、失業率、所得不平等度、貧困率等が犯罪発生率に与える影響を推定している。そして、殺人、強盗と失業率との間、窃盗と所得不平等度との間にそれぞれ正の相関があることが確認されている。さらに、90年代の不況による合理化が、失業率を上昇させ、それが犯罪発生率を高める可能性を指摘している。

朴(1993a,b, 1994, 1998)は、1954年から1988年にかけての時系列データを用いて、犯罪種類別の犯罪発生率を、様々な要因で回帰分析している。その結果、窃盗と強盗については、第1に、生活水準、賃金格差といった社会経済変数、第2に、検挙率、有罪率という抑止力変数、第3に、年齢構成が影響を与えるということを明らかにしている。傷害、強姦、殺人については、より弱い形でしか、犯罪発生率を説明できないとしている。

市川・中村(1998)は、1966年から1987年の年齢別少年犯罪発生率を、年齢効果、世代効果、年効果に分解している。年齢効果は、14歳で急上昇しその後高原状態になるというパターンから、16歳以降急低下するパターンに変化してきたことを示している。また、世代効果については、世代サイズと正の相関を持つことを明らかにしている。「出生人口の大きい世代は、その成長過程で、進学、就職などに際して過当競争を強いられ、密度の濃い教育を受けられない境遇におかれるため、非行者

率が高くなるというコーホートサイズ仮説」を整合的であるとしている。

Evans(1977)と Tsushima(1996)は、日本の失業率と犯罪発生率に関する数少ない研究である。しかし、1990年代後半に入って、日本で問題となってきた少年犯罪と労働市場の関係について焦点をあてた研究は存在しない。また、Evans(1977)の研究については、時系列データを使っているが、その統計的性質を十分に吟味した研究とは言えないし、両者の因果関係についての分析がなされている訳ではない。

3 . 時系列データによる分析

3.1 推定モデル

推定の背景となる理論的モデルは、Becker(1968)であり、本稿では理論モデルは省略する。基本的には、潜在的な犯罪者が、犯罪を行うことによる便益と費用を比較検討して、犯罪を行うことを決定するとされている。犯罪を行うことによる費用は、犯罪が発覚することによって受ける損失である。具体的には、犯罪の検挙率、罰則の大きさが直接的な費用となる。間接的な費用として、職を失うことへの機会費用がある。雇用者にとっては、失業率の上昇は、犯罪によって職を失うことへの費用を高めるため非合法活動による所得を低下させることになる。逆に、失業者の場合には、職を探すことが困難になるため、合法的な活動による所得が低下することを意味し、罪を犯す可能性が高くなる。同じことは、まだ職についていない学生である少年についても当てはまる。

合法的な活動による所得が上昇すれば、非合法活動を行うインセンティブが低くなる。その意味で教育レベルが高いと犯罪を行うインセンティブは低下する (Becker(1968))。高学歴化が進んだ日本における若年犯罪の分析においては、進学率そのものより、教育の質を示す変数が、犯罪の発生率との関係が強いと考えられる。本稿では、教育の質を表す変数として「教員1人あたり生徒数」を採用した。当然、教員1人あたり生徒数が多くなるにしたがって、教育の質が低下すると考えられる。

したがって、

$$\text{犯罪発生率} = F(\text{犯罪の抑止力(検挙率、警察官の数、罰則の強さ)}, \\ \text{犯罪の機会費用(賃金、失業等)})$$

という関係がある。本稿では、基本的にこのモデルをもとに実証分析を行う。

本節では、Hale and Sabbagh(1991)、Masih and Masih(1996)、Scorcu and Cellini(1998)、Witt and Witte(1998)らの研究と同様に時系列データを用いて、若年犯罪の発生率、中卒（高卒）求人倍率、失業率、教員1人あたり生徒数、が単位根をもつか否か、仮に、それぞれの変数が単位根を持つなら、それらに共和分関係がなりたつかどうかを検定する。共和分関係が成り立てば、変数間に長期的に安定的な関係があることになる。さらに、共和分関係が見い出せた場合には、誤差修正モデルを推定することにより、長期的および短期的な因果性テストを行う。

なお、推定は14歳以上20歳未満の少年全体、14歳未満の触法少年、14歳以上16歳未満の年少少年、16歳以上18歳未満の中間少年、18歳以上20歳未満の年長少年に分けて行う。

（データ）

対象とする経済変数は、失業率、有効求人倍率、新規高卒あるいは新規中卒求人求職倍率、所得に関するジニ係数、1人あたりGDP、1人あたり消費額を考慮した。

用いたデータのサンプル期間は、1966年から1996年である。犯罪発生率の統計としては、警察庁『犯罪白書』から、人口千人あたりの少年（19歳未満）交通業務上過失を除く刑法犯検挙人員を用いた。労働市場の需給状態を示す変数として、『労働力調査』（総務庁統計局）から完全失業率、『職業安定業務統計』（労働省）から、労働者全体の有効求人倍率、20歳未満労働者の有効求人倍率、新規高卒有効求人倍率、新規中卒有効求人倍率を用いた。所得、消費水準の変数として、『国民経済計算年報』（経済企画庁）と『労働力調査』から人口1人あたり実質GDPと実質家計消費を算出し用いた。不平等度については、『家計調査年報』（総務庁統計局）から、勤労者世帯および全世帯の5分位階級データからジニ係数を算出し用いた。中学および高校の教員1人あたり生徒数については、『文部省統計要覧』から算出した。人口あたり警察官数は、『日本統計年鑑』から求めた。

データ上の問題点として、少年犯罪については、犯罪発生率ではなく人口あたり検挙率のデータを用いていることをあらかじめ指摘しておく。少年犯罪か否かは、犯人を検挙するまで確定しない。この人口あたり検挙率の問題点は、犯罪に対する犯人の検挙率が変動することにより、少年犯罪の発生率が変動しない場合でも変動する点である。この点を考慮した分析は第5節で試みる。

3.2 単位根検定

まず、対象とする時系列データの非定常性を検定した。検定は、ADFテストとフィリップス=ペロンテストを用いて、定数項やトレンドの有無を考慮したケースで行った²。小標本のためもあるが、必ずしもすべてのテストで同じ結果が出ているとは言えない。しかし、ここで用いた変数のほとんどのケースで、単位根があるという帰無仮説が棄却できない。したがって、本稿では各変数は単位根を持つと考えて分析を進めることにする。

3.3 共和分検定

非定常な変数が複数ある場合、次に検定すべき事は、それぞれの変数間に長期的に安定的な共和分関係が存在するか否かである。非定常な変数の間の線形回帰モデルの残差項が定常な場合（単位根をもたない場合）、それらの変数は共和分関係にあるという。直感的には、共和分関係にある変数は、長期的に安定的な関係があるといえる。

まず、少年の年齢属性を少年全体、触法少年（14歳未満）、年少少年（14歳～15歳）、中間少年（16歳～17歳）、年長少年（18歳～19歳）とし、それぞれについて人口あたり検挙人員数と労働市場や教育に関する変数との間の2変数間における共和分関係のテストを行った。

共和分の検定は、Engle-Grangerの方法とJohansenの方法で行った。Engle-Grangerの方法で2変数間での共和分検定を行ったところ、全てのケースにおいても統計的に有意な共和分関係（10%水準）が見いだせなかった。

そこで説明変数を景気関連変数と不平等度関連・教育変数の³2種類に分け、少年犯罪発生率と景気関連変数、不平等度関連・教育変数という3変数間での共和分関係のテストを試みた。

先と同様、Engle-Grangerの方法でテストしたところ、いくつかの共和分関係が見られた。しかし、Engle-Grangerの手法は、小標本ではバイアスを生じる可能性が知

² 詳しい結果は付録参照。

³ Johansenの結果にも小標本バイアスがあり、共和分を採択する方向へのバイアスがある（Toda(1994)）。さらに、推定する場合に用いたベクトル誤差修正モデルの次数にも依存する。本稿の結論は、年次データという少ないサンプルの上で行われておりこれらのバイアスの可能性は否定できない。そのため、本論文では都道府県別パネルデータによる実証分析で結果の頑健性を確認している。

られている(Hargreaves(1994))。そこで、Engle-Granger のテストにより共和分関係が得られたものについて更に Johansen の方法でテストを試みた。Johansen のテストで、共和分ベクトルの個数が 1 個であって、理論的な符号条件を満たしているものについて、誤差修正モデルを推定した。そのうち対数尤度が最も大きいものを検討する。

少年全体における犯罪発生率は、中学校の教師 1 人あたり生徒数、高卒あるいは中卒の新規求人倍率との間で、共和分関係がある。どちらの係数もほぼ同じである。対数尤度の高い中卒求人倍率のケースは(1)式である。

$$\begin{aligned} \ln(\text{少年犯罪発生率}) = & -0.368 \ln(\text{中卒求人倍率}_{t-1}) \\ & + 0.97 \ln(\text{中学生徒先生比}) \end{aligned} \quad (1)$$

高卒求人倍率のケースは、

$$\begin{aligned} \ln(\text{少年犯罪発生率}) = & -0.315 \ln(\text{高卒求人倍率}_{t-1}) \\ & + 0.92 \ln(\text{中学生徒先生比}) \end{aligned} \quad (1')$$

である。

10%の中卒求人倍率の上昇は、長期的には少年犯罪の発生率を 3.7%増加させ、教員 1 人あたり生徒数の 10%の上昇は、少年犯罪の発生率を 9.7%増加させる。

つぎに、年齢階級別に共和分テストを行った。その結果、14 歳以上 16 歳未満の年少少年および 16 歳以上 18 歳未満の中間少年については、共和分関係を検出することができた。しかし、14 歳未満の触法少年および 18 歳以上 20 歳未満の年長少年については、共和分関係は検出されなかった。

それぞれ、検出された共和分関係はつぎの通りである。

$$\begin{aligned} \ln(\text{年少少年犯罪発生率}) = & -0.652 \ln(\text{中卒求人倍率}_{t-1}) \\ & + 1.33 \ln(\text{中学生徒先生比}) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{中間少年犯罪発生率}) = & -0.191 \ln(\text{高卒求人倍率}_{t-1}) \\ & - 0.468 \ln(\text{人口あたり警察官}) \end{aligned} \quad (3)$$

すなわち、少年全体での犯罪発生率に関する共和分関係は、年少少年に見られる関係を強く反映している。中卒求人倍率の効果と中学生徒先生比の年少少年犯罪発生率に対する長期弾力性は、少年全体で観察されたものより大きくなっている。また、

高校生の年齢層にあたる中間少年については、犯罪発生率は、高卒求人倍率と人口あたり警察官の間に共和分関係が検出された。

中学生の年齢層においては、教師1人あたり生徒数の増加は、教育の質の低下をもたらし、合法的な仕事をする場合の収益の低下をもたらしていると考えられることができる。あるいは、高校生の年齢層の結果と比較すると、教師が非行活動を監視する役割を果たして、犯罪の抑止力として機能していると考えられることもできるかもしれない。高校生においても中学生においても、求人倍率は合法的活動の生涯所得の収益率の代理変数と考えることができる。別の可能性としては、前年の卒業者のうち、失業状態に陥っているものの比率を示す代理変数となっている可能性がある。その場合には、この指標は失業者となった身近な先輩が犯罪行為を行うことに影響を受けている結果であると解釈することも可能である。

高校生の犯罪について、人口あたり警察官が抑止力として機能している点は興味深い。特に、少年犯罪の発生率を少年人口あたり検挙数で、近似していることを考慮すれば、警察官に関する係数には、プラスのバイアスがあると考えられるので、抑止力仮説はサポートされると考えられる。

3.4 誤差修正モデル

共和分ベクトルは、長期的な関係を示す。つぎに、変数の短期的な影響を検定するために、各共和分ベクトル（(1)、(2)、(3)式）に対応した誤差修正モデルを推定した。推定結果は、表1に示されている。中卒求人倍率および高卒求人倍率は、短期的にも犯罪発生率に影響を与えている。そしてその弾力性は、長期のものより小さいことが分かる。誤差修正項の係数は、年少少年で0.16であり、中間少年で0.32である。中間少年の方が長期均衡により速いスピードで調整される。すなわち、なんらかの理由で、少年犯罪の発生率が長期均衡の水準よりも高くなった場合に、年少少年の方が中間少年に比べて高い犯罪発生率が長期間続く傾向があると言える。

表1 誤差修正モデルの推定結果

	少年犯罪（全体）	少年犯罪（年少）	少年犯罪（中間）
誤差修正項	-0.231*	-0.159*	-0.321*
少年犯罪(-1)	0.291	0.336*	0.316
中卒求人倍率(-1)	-0.188*	-0.251*	

高卒求人倍率(-1)			-0.131 *
中学生徒先生比(-1)	0.814	0.773	
人口あたり警官(-1)			-1.108
決定係数	0.268	0.300	0.187
D.W.比	2.098	2.166	2.193

注) *は10%で有意であることを示す。

3.5 犯罪種類別の共和分検定

3.3節では、少年犯罪の発生率を、犯罪の種類を問わず分析した。しかしながら、犯罪の種類によって、景気との相関が強いものとそうでないものがあることが、過去の研究で指摘されている。そこで、本節では、少年犯罪の犯罪別発生率について、3.3節と同様の共和分検定を行う。

犯罪種類別の分析では、3変数間において共和分関係が見いだせないものが多い。特に殺人、暴行、脅迫、詐欺、強姦、放火については、Engle-Grangerの検定方法で、共和分関係を見いだすことができなかった。強盗、傷害、恐喝、強制猥褻については、経済的豊かさを示す1人あたり実質GDPあるいは実質消費支出、不平等度を示すジニ係数と犯罪発生率の間に、共和分関係がある可能性が、Engle-Granger検定で認められた。しかし、Johansen検定では、強盗、傷害については共和分関係がないと認められるか、非常に不安定な係数しか得られなかった。したがって、安定的な共和分関係が見出せた犯罪種類は、つぎにあげる恐喝、強制猥褻、窃盗、横領である。

まず、恐喝および強制猥褻については、次の共和分ベクトルが推定された。

$$\begin{aligned} \ln(\text{恐喝}) = & -5.693 \ln(1 \text{人あたり実質 GDP}_{t-1}) \\ & + 21.29 \ln(\text{勤労者世帯ジニ係数}) \end{aligned} \quad (4a)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{恐喝}) = & -8.768 \ln(1 \text{人あたり実質消費}_{t-1}) \\ & + 35.117 \ln(\text{勤労者世帯ジニ係数}) \end{aligned} \quad (4b)$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{強制猥褻}) = & -0.03 \ln(1 \text{人あたり実質 GDP}_{t-1}) \\ & + 2.691 \ln(\text{勤労者世帯ジニ係数}) \end{aligned} \quad (5)$$

いずれのモデルにおいても、不平等度の拡大は、長期的に少年の恐喝および強制猥褻犯罪を増加させる。また、1人あたりGDPや消費の低下も恐喝や強制猥褻といった犯罪を増加させると言える。

最も興味深い結果は窃盗である。というのは、次に示すように、少年犯罪全体の結果と最も近い性格を持っているからである。

$$\ln(\text{窃盗}) = -0.379 \ln(\text{高卒求人倍率}_{t-1}) + 0.832 \ln(\text{中学生徒先生比率}) \quad (6)$$

これは、少年犯罪の中でもっともシェアが大きな犯罪の種類が窃盗であるという理由によると考えられる。近年の少年犯罪のうち目立って上昇している犯罪の種類はこの窃盗である。

横領については、完全失業率と全世帯ジニ係数との間に共和分関係が観察された。

$$\ln(\text{横領}) = 7.364 \ln(\text{完全失業率}) + 6.763 \ln(\text{全世帯ジニ係数}) \quad (7)$$

教育の質と高卒あるいは中卒の求人倍率で長期的な変動が説明できた少年犯罪全体の動きの特徴は、窃盗の動きで決定されていたことが分かる。特に、窃盗と横領といった財産犯は、労働市場の需給が緩和すると増加する傾向がある。一方、恐喝、強制猥褻、横領は、不平等度の増加関数となっている。そのうち、恐喝と強制猥褻については平均的な経済的豊かさの減少関数となっている。

4 . 都道府県別パネルデータによる分析

本節においては、前節で時系列データによって観察された少年犯罪、労働市場の逼迫度、教育の質の間の長期的に安定的な関係（共和分関係）を、1980,85,90,95の4時点の都道府県別パネルデータでも確認できるか否かを実証分析する。

使用するデータは、つぎの通りである。少年犯罪の人口あたり検挙数は、警察庁『犯罪統計書』の府県別少年検挙人員を少年人口で割って求めている。ただし、交通事故による業務上過失致死傷による検挙は、検挙件数から除いている。都道府県有効求人倍率は、「職業安定所業務統計」より取った。中学および高校の教師1人あたり生徒数は、『文部統計要覧』のものである。都道府県別年齢別失業率は、『国勢調査』の数値である。4時点の選択は、この都道府県別年齢別失業率のデー

タが得られる時点で行った。

推定するモデルは、

$$\ln(\text{犯罪発生率}_{i,t}) = a + b (\ln(\text{失業率}_{i,t})) + c (\ln(\text{生徒数} / \text{教員数}_{i,t}))$$

である。

推定結果は、表 2 に示されている。様々な変数で説明するモデルを推定した結果、少年犯罪の検挙率は、都道府県有効求人倍率と中学校の教師 1 人あたり生徒数で説明するモデルに最もよく当てはまることが明らかになった。

表 2 少年犯罪発生率に関する都道府県別パネルデータを用いた推定結果

2 - 1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
原数値				
少年犯罪発生率	14.283	3.729	6.857	23.688
15-19歳失業率	10.106	4.464	3.56	35.44
完全失業率	3.19	1.24	1.23	10.26
有効求人倍率	1.057	0.746	0.15	4
中学生徒先生比	18.373	2.34	11.14	23.66
高校生徒先生比	17.785	1.848	12.63	23.31
人口あたり警察官	0.0017	0.00038	0.0012	0.0038
対数				
少年犯罪発生率	2.623	0.274	1.925	3.165
15-19歳失業率	2.235	0.389	1.27	3.568
完全失業率	1.096	0.351	0.207	2.328
有効求人倍率	-0.158	0.655	-1.897	1.386
中学生徒先生比	2.903	0.13	2.411	3.164
高校生徒先生比	2.873	0.103	2.536	3.149
人口あたり警察官	-6.409	0.188	-6.731	-5.583

2 - 2 推定結果

被説明変数：少年1000人あたり刑法犯検挙数

	推定式1	推定式2	推定式3	推定式4	推定式5	推定式6
15-19歳失業率	0.022 (0.4)			-0.263*** (3.9)		
完全失業率		0.110 (1.6)			0.184* (1.8)	
有効求人倍率			-0.090*** (4.5)			-0.223*** (8.7)
中学生徒先生比	2.026*** (12.1)	2.152*** (13.0)	1.902*** (15.3)			
高校生徒先生比				1.052*** (3.9)	1.160*** (3.5)	2.191*** (10.3)
R ²	0.795	0.799	0.821	0.621	0.59	0.728

	推定式7	推定式8	推定式9	推定式10	推定式11	推定式12
15-19歳失業率	0.340*** (2.8)			-0.508*** (3.6)		
完全失業率		0.368*** (3.7)			0.094 (0.5)	
有効求人倍率			-0.089*** (4.4)			-0.221*** (8.1)
中学生徒先生比	2.368*** (11.7)	2.344*** (13.9)	1.899*** (14.6)			
高校生徒先生比				0.777** (2.6)	1.609*** (3.8)	2.175*** (9.7)
人口あたり警察官	0.999*** (2.9)	0.785*** (3.4)	0.013 (0.1)	-0.851* (1.9)	0.693* (1.7)	0.045 (0.2)
R ²	0.807	0.814	0.821	0.632	0.598	0.728

注) ***は1%で有意、**は5%で有意、*は10%で有意であることを示す。

このモデルに、人口あたり警察官を加えたモデルも推定したが、推定された係数は、予想される負ではなく、正の値であった⁴。しかも、有効求人倍率と1人あたり生徒数に、人口あたり警察官数を加えた場合には、人口あたり警察官数の係数は統計的に有意ではない。

⁴被説明変数は少年犯罪の人口あたり検挙者数である。年齢別犯罪統計は、このデータしか定義上得られない。しかし、人口あたり検挙率は、人口あたり犯罪の発生率だけを表しているのではなく、当然、犯罪者の検挙率にも依存する。犯罪者の検挙率は人口あたり警察官の増

時系列分析の結果でも、少年犯罪発生率、高卒求人倍率、中学校における教師 1 人あたり生徒数の間に長期的に安定的な関係が認められたが、同じことが都道府県別パネルデータの分析でも確かめられたといえる。

5 . 犯罪検挙率補正済み変数を用いた分析

これまで少年人口あたり犯罪検挙数を少年犯罪発生率とみなして、求人倍率、教師 1 人あたり生徒数といった諸変数との定量的な関係を探ってきた。ただ 3.1 節でも述べたように、上記の定義に基づく少年犯罪発生率は、犯罪の発生率だけでなく犯罪の検挙率にも依存するという問題を孕んでいる。そこでその点を考慮した追加的な分析として、本節では人口あたり検挙率とは異なる少年犯罪発生率の定義を用いてこれまでと同様の分析を試み、前節までの分析で得られた結論の頑健性を検証する。

本節では、少年犯罪発生率の定義上の問題に対処する為に、少年人口あたり犯罪検挙率を大人を含む全体の犯罪検挙率で除したものを少年犯罪発生率とみなした分析を行う。というのも、少年人口あたり犯罪検挙数は少年人口あたり犯罪発生数（真の犯罪発生率）に少年犯罪検挙率を掛けたものであることから、大人を含む全体の検挙率が少年犯罪検挙率のよりよい近似となっているならば、上記の補正によって真の犯罪発生率を被説明変数とみなすことが可能となる⁵。また、検挙率の犯罪抑止効果をみる為に、説明変数として検挙率を加えている。

まず時系列データを用いた分析については、前節までの分析と同様、Engle-Granger の方法および Johansen の方法に従って共和分関係の検出を試みた。得られた共和分関係は、次のものである。

$$\begin{aligned} \ln(\text{検挙率補正済み少年犯罪発生率}) = & -0.516 \ln(\text{高卒求人倍率}_{t-1}) \\ & + 3.101 \ln(\text{中学生徒先生比}) - 2.585 \ln(\text{検挙率}) \end{aligned} \quad (8)$$

この結果は(1')の結果と整合的であり、検挙率と共に高卒求人倍率および中学生

加関数と考えられる。

⁵ この場合の問題点は、犯罪発生件数が、警察に報告されたものである点である。犯罪に対する関心が高まったり、犯罪発生を警察に報告する態度が変化した場合に、真の犯罪発生件数は変わらないにも関わらず、報告された犯罪発生件数が変化する可能性がある。

徒先生比が少年犯罪に対して重要な影響を及ぼしていることが分かる。

では、パネル・データについても同様の傾向が見出せるであろうか。パネル・データ分析についても同様に、各県の少年人口あたり検挙率を各県の犯罪検挙率で除したものを被説明変数とし、説明変数として検挙率を加えて分析を試みた。表3は決定係数で最も当てはまりが良かったケースを示している。有効求人倍率と中学生徒先生比を説明変数とするモデルの当てはまりが最もよい。結果をみると、有効求人倍率、中学生徒先生比および検挙率が少年犯罪発生率に有意な影響を及ぼしていることが分かる。前節の分析では、有効求人倍率と中学生徒先生比を説明変数とするモデルが最も当てはまりが良かったが、ここでも同様の結果が得られた。

表3 検挙率で補正した少年犯罪発生率による分析結果
(都道府県パネルデータ)

被説明変数	少年1000人あたり刑法犯検挙数を大人を含む全体の犯罪検挙率で除したもの
有効求人倍率	-0.075*** (3.5)
中学生徒先生比	1.722*** (10.8)
検挙率	-0.884*** (13.7)
R ²	0.863

注) 推定式ごとにハウスマン検定を行ったところ、全てのケースでrandom-effect modelは棄却されたことから、ここではfixed-effectの結果のみを示した。表中の***は1%水準で有意であることを表している。括弧内はt値である。

以上の結果から判断する限り、少年犯罪発生率の別の定義として、検挙率で補正した人口あたり検挙率を用いても、前節までの主要な結論に変化は生じないことが分かる。つまり、求人倍率および中学生徒先生比が少年犯罪に影響を及ぼす重要な要因となっているという前節までの結論の頑健性が本節の結果によって確かめられたといえよう。

6. むすび

本稿では、日本の少年犯罪の時系列データと都道府県別パネルデータを用いて、

労働市場の状態と教育や警察に関する変数が少年犯罪の犯罪発生率に与える影響を分析した。時系列分析においては、特に新規学卒求人倍率、中学における教師1人あたり生徒数と少年犯罪の間に長期的に安定的な関係(共和分関係)が観察された。

また、因果性テストにおいても、長期的な因果関係が犯罪とそれらの変数の間に存在することが示された。さらに、卒業時の労働市場の逼迫度と学校教育の質で説明することができる犯罪の種類は、窃盗であることが犯罪の種類別分析で明らかになった。それ以外の犯罪の多くは、平均的生活水準の減少関数であり、不平等度の増加関数になっている。

都道府県別パネルデータによる分析によっても、少年犯罪率は、中学校の教師1人あたり生徒数の増加関数であり、有効求人倍率の減少関数であることが確かめられた。

時系列分析およびパネル・データ分析双方に共通に見出された点は、求人倍率および中学における教師1人あたり生徒数が少年の犯罪発生を引き起こす重要な要因であるという点である。同様の結果は検挙率補正による少年犯罪発生率を用いても確かめられたことから、この結果は頑健性を有しているといえよう。

1990年代後半における若年失業率の高まりは、少年犯罪の増加に影響を持っていること、不平等度の高まりが、恐喝や横領といった種類の犯罪を増加させていることは、失業や不平等の悪化をもたらす社会的費用を示している。失業政策や所得再分配政策と犯罪の関係についてより多くの研究が必要とされている。

付表1-1 レベル変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966年～1996年

少年分類

1. 定数項、トレンドを共に含むケース					
	少年全体	触法少年	年少少年	中間少年	年長少年
Dickey-F	-1.809	-1.926	-1.318	-1.535	-1.859
Phillips	-3.635	-3.241	-2.381	-3.861	-10.39
2. 定数項のみを含むケース					
	少年全体	触法少年	年少少年	中間少年	年長少年
Dickey-F	-1.779	-1.592	-1.601	-1.860	-1.668
Phillips	-3.821	-2.746	-2.841	-2.581	-4.933
3. 定数項、トレンド共に含まないケース					
	少年全体	触法少年	年少少年	中間少年	年長少年
Dickey-F	0.419	-0.343	0.107	1.110	-1.145
Phillips	0.030	-0.176	0.100	0.129	-0.195

変数はすべて自然対数値である。

数値は検定統計量を表し、Dickey-F、Phillips はそれぞれ ADF テストとフィリップス = ペロントテストの検定統計量を表す。また添え字の* は、帰無仮説（単位根あり）が 10%水準で有意に棄却されることを表す。

付表 1-2 レベル変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

経済変数、教育変数、罰則変数

1. 定数項、トレンドを共に含むケース						
	失業率	有効求人	若年求人	高卒求人	中卒求人	GDP
Dickey-F	-1.907	-1.679	-1.511	-1.513	-2.044	-2.491
Phillips	-7.389	-9.170	-10.10	-7.808	-8.115	-8.385
	消費	全体ジニ係数	勤労者ジニ係数	中卒生徒先生比	高卒生徒先生比	警察官
Dickey-F	-2.921	-3.457*	-3.255*	-2.410	-1.822	-1.779
Phillips	-7.236	-11.14	-12.55	-4.916	-8.195	-4.200
2. 定数項のみを含むケース						
	失業率	有効求人	若年求人	高卒求人	中卒求人	GDP
Dickey-F	-1.430	-1.796	-1.648	-1.895	-1.737	-1.331
Phillips	-1.118	-8.434	-8.877	-5.026	-4.396	-1.943
	消費	全体ジニ係数	勤労者ジニ係数	中卒生徒先生比	高卒生徒先生比	警察官
Dickey-F	-1.868	-1.678	-3.299*	-0.247	0.005	-1.828
Phillips	-1.719	-8.677	-13.40*	-1.156	-4.368	-4.685
3. 定数項、トレンド共に含まないケース						
	失業率	有効求人	若年求人	高卒求人	中卒求人	GDP
Dickey-F	0.973	-1.266	-0.595	-2.300*	-1.253	-2.128*
Phillips	0.920	-7.260*	-0.774	-1.032	-0.653	-0.192
	消費	全体ジニ係数	勤労者ジニ係数	中卒生徒先生比	高卒生徒先生比	警察官
Dickey-F	-2.144*	-0.474	-0.084	-0.831	-1.074	-0.623
Phillips	-0.168	-0.003	0.046	-0.118	-0.150	-0.027

表の見方は付表 1-1 と同じ。

付表 1 - 3 レベル変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

罪種

1 . 定数項、トレンドを共に含むケース						
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝
Dickey-F	-2.001	-0.363	-2.343	-2.639	-2.911	-3.535*
Phillips	-3.341	-1.556	-4.806	-6.347	-22.94*	-10.35
	窃盗	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火
Dickey-F	-1.397	-2.304	-1.291	-2.695	-1.556	-1.740
Phillips	-2.330	-7.912	-0.663	-10.38	-3.271	-8.310
2 . 定数項のみを含むケース						
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝
Dickey-F	-3.084*	-1.586	0.220	-3.437*	-1.592	-3.740*
Phillips	-4.429	-6.084	-3.300	-7.981	-2.356	-11.37
	窃盗	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火
Dickey-F	-1.718	-2.713*	-3.378*	-1.472	-2.218	-1.225
Phillips	-3.770	-8.985	-1.221	-0.643	-2.280	-4.128
3 . 定数項、トレンド共に含まないケース						
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝
Dickey-F	0.143	-0.228	1.941	0.199	2.081	-0.093
Phillips	0.081	0.024	0.208	0.049	0.228	0.030
	窃盗	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火
Dickey-F	-0.043	0.409	-2.177*	3.244	1.241	0.122
Phillips	-0.035	0.099	-0.493	0.265	0.100	0.006

表の見方は付表 1-1 と同じ。

付表 1 - 4 レベル変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

検挙率

1 . 定数項、トレンドを共に含むケース							
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝	窃盗
Dickey-F	-2.343	-2.599	-0.742	-0.643	-2.366	0.375	-1.937
Phillips	-26.12*	-20.56*	-0.885	-1.454	-14.87	2.032	-4.299
	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火	全体	
Dickey-F	-0.658	-6.223*	-6.024*	-1.973	-2.733	-2.085	
Phillips	-2.088	-6.468	-11.84	-5.411	-25.63*	-4.728	

2. 定数項のみを含むケース							
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝	窃盗
Dickey-F	-2.391	-2.215	0.513	0.341	-2.219	3.082	-1.216
Phillips	-25.77*	-15.75*	1.877	0.672	-14.80*	4.186	-2.891
	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火	全体	
Dickey-F	-2.695*	-7.057*	-1.369	-2.094	-1.758	-1.044	
Phillips	-2.245	-1.867	-8.879	-6.928	-16.27*	-2.256	
3. 定数項、トレンド共に含まないケース							
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝	窃盗
Dickey-F	0.179	-0.217	-1.260	-1.133	-0.099	-1.066	-0.430
Phillips	0.004	-0.008	-0.046	-0.024	-0.004	-0.096	-0.085
	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火	全体	
Dickey-F	1.378	-0.138	-1.299	-0.844	1.037	-0.558	
Phillips	0.008	0.007	-0.016	-0.016	0.021	-0.095	

表の見方は付表 1-1 と同じ。

付表 2-1 階差変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

少年分類

1. 定数項のみを含むケース					
	少年全体	触法少年	年少少年	中間少年	年長少年
Dickey-F	-1.672	-2.065	-1.505	-2.321	-2.256
Phillips	-23.82*	-23.38*	-21.50*	-24.42*	-26.77*
2. 定数項、トレンド共に含まないケース					
	少年全体	触法少年	年少少年	中間少年	年長少年
Dickey-F	-1.694*	-2.088*	-1.564	-2.070*	-2.939*
Phillips	-24.52*	-23.78*	-21.99*	-24.75*	-27.40*

変数はすべて自然対数値である。

数値は検定統計量を表し、Dickey-F、Phillips はそれぞれ ADF テストとフィリップス = ペロントテストの検定統計量を表す。また添え字の*は、帰無仮説（単位根あり）が 10%水準で有意に棄却されることを表す。

付表 2 - 2 階差変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

経済変数、教育変数、罰則変数

1. 定数項のみを含むケース						
	失業率	有効求人	若年求人	高卒求人	中卒求人	GDP
Dickey-F	-2.276	-2.205	-2.460	-3.350*	-1.940	-3.180*
Phillips	-17.22*	-16.56*	-17.15*	-13.37*	-11.24	-8.752
	消費	全体ジニ 係数	勤労者ジ ニ係数	中卒生徒 先生比	高卒生徒 先生比	警察官
Dickey-F	-2.936*	-4.292*	-3.719*	-2.093	-2.247	-2.679*
Phillips	-12.02*	-22.97*	-16.44*	-8.148	-5.951	-7.778
2. 定数項、トレンド共に含まないケース						
	失業率	有効求人	若年求人	高卒求人	中卒求人	GDP
Dickey-F	-1.702*	-2.242*	-2.524*	-3.144*	-1.928*	-1.284
Phillips	-17.24*	-17.19*	-17.66*	-14.05*	-11.70*	-3.953
	消費	全体ジニ 係数	勤労者ジ ニ係数	中卒生徒 先生比	高卒生徒 先生比	警察官
Dickey-F	-1.543	-4.302*	-3.815*	-1.809*	-1.982*	-2.827*
Phillips	-4.469	-23.57*	-16.78*	-6.459*	-4.510	-6.411*

表の見方は付表 2-1 と同じ。

付表 2 - 3 階差変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966 年～1996 年

罪種

1. 定数項のみを含むケース						
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝
Dickey-F	-1.496	-1.797	-1.994	-2.401	-3.830*	-3.727*
Phillips	-32.01*	-24.22*	-23.70*	-24.38*	-39.62*	-16.62*
	窃盗	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火
Dickey-F	-1.776	-2.571*	-1.875	-2.902*	-1.401	-3.029*
Phillips	-33.42*	-21.75*	-12.57*	-26.83*	-21.26*	-36.01*
2. 定数項、トレンド共に含まないケース						
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝
Dickey-F	-1.814*	-1.925*	-1.247	-2.534*	-2.928*	-3.823*
Phillips	-33.07*	-24.69*	-23.17*	-24.04*	-39.29*	-17.09*
	窃盗	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火
Dickey-F	-1.819*	-2.588*	-1.387	-1.131	-1.438	-3.012*
Phillips	-33.89*	-21.68*	-6.467*	-15.09*	-16.79*	-36.59*

表の見方は付表 2-1 と同じ。

付表 2 - 4 階差変数に関する単位根検定の結果 推計期間：1966～1996年

検挙率

2. 定数項のみを含むケース							
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝	窃盗
Dickey-F	-2.998	-3.847 [*]	-1.916	-2.314	-3.310 [*]	-1.489	-2.541
Phillips	-36.89 [*]	-37.55 [*]	-30.68 [*]	-18.76 [*]	-32.50 [*]	-11.71 [*]	-15.51 [*]
	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火	全体	
Dickey-F	-2.337	-1.960	-6.626 [*]	-2.717 [*]	-3.047 [*]	-2.486 [*]	
Phillips	-29.18 [*]	-19.48 [*]	-36.97 [*]	-12.45 [*]	-48.30 [*]	-16.13 [*]	
3. 定数項、トレンド共に含まないケース							
	殺人	強盗	暴行	傷害	脅迫	恐喝	窃盗
Dickey-F	-3.065 [*]	-3.920 [*]	-1.533	-2.112 [*]	-3.381 [*]	-1.101	-2.558 [*]
Phillips	-37.31 [*]	-38.03 [*]	-29.87 [*]	-17.52 [*]	-33.03 [*]	-8.140 [*]	-15.66 [*]
	詐欺	横領	強姦	強制猥褻	放火	全体	
Dickey-F	-1.363	-2.984 [*]	-4.998 [*]	-2.639 [*]	-2.864 [*]	-2.470 [*]	
Phillips	-31.82 [*]	-21.05 [*]	-37.52 [*]	-12.83 [*]	-48.83 [*]	-15.97 [*]	

表の見方は付表 2-1 と同じ。

参考文献

- 市川守・中村隆(1998)「犯罪・非行者率に及ぼす年齢・時代・コウホート効果の分析」、所一彦・星野周弘・田村雅幸・山上皓編『日本の犯罪学 7：1978-95 原因』pp.170-173、東京大学出版会
- 法務省法務総合研究所編(1998)『平成 10 年版 犯罪白書 - 少年非行の動向と非行少年の処遇 - 』大蔵省印刷局
- 朴元奎(1993a)「戦後日本における犯罪率の推移：時系列回帰分析によるアプローチ (一)」『法学新法』第99巻第7・8号, pp.165-230
- (1993b)「戦後日本における犯罪率の推移：時系列回帰分析によるアプローチ (二)」『法学新法』第99巻第9・10号, pp.221-266
- (1994)「戦後日本における犯罪率の推移：時系列回帰分析によるアプローチ (三)」『法学新法』第99巻第11・12号, pp.169-195

- (1998)「戦後日本における犯罪率の推移：時系列回帰分析によるアプローチ」、
所一彦・星野周弘・田村雅幸・山上皓編『日本の犯罪学 7：1978-95 原因』、
pp.164-169、東京大学出版会
- Becker, Gary S. (1968) "Crime and Punishment: An Economic Approach," *Journal of Political Economy* 76, pp.169-217
- Doyle, Joanne M., Ehsan Ahmed and Robert N. Horn (1999) "The Effects of Labor Markets and Income Inequality on Crime: Evidence from Panel Data," *Southern Economic Journal*, 65 (4), pp.717-738.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 5: pp.251-76.
- Evans, Robert, Jr. (1977) "Changing Labor Markets and Criminal Behavior in Japan," *Journal of Asian Studies*, 36, pp.477-486.
- Fleisher, Belton M. (1963) "The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency." *Journal of Political Economy* 71, pp.543-53.
- Freeman, Richard B. (1996) "Why So Many Young Americans Commit Crimes and What might We Do about It," *Journal of Economic Perspectives* 10: pp.25-42.
- Hale Chris and Sabbagh, Dima (1991) "Testing the Relationship between Unemployment and Crime: A Methodological Analysis using Time Series Data from England and Wales," *Journal of Research in Crime and Delinquency*, Vol. 28, No.4, November, pp.400-417
- Hargreaves, C. P. (1994) "A Review of Methods of Estimating Cointegrating Relationships," in Hargreaves, C. P. (ed.), *Non-stationary Time Series Analysis and Cointegration*, pp.87-131, Oxford University Press, Oxford.
- (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-54.
- (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, pp.1551-80.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and

- Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money,”
Oxford Bulletin of Economics and Statistics; 52(2), May 1990,pp.169-210.
- Kattoulas, Velisarios(1998) “Where are the Children?,” *Newsweek*, November 16,
pp.16-20.
- Lester, Bijou Yang (1995) “ Property Crime and Unemployment: A New Perspective,”
Applied Economics Letters; 2(5), May 1995, pp.159-62.
- Levitt, Steven D. (1998) “Juvenile Crime and Punishment,” *Journal of Political Economy*
106, no.6, pp.1156-1185.
- Masih, Abul M. M.and Rumi, Masih,(1996) “Temporal Causality and the Dynamics of
Different Categories of Crime and Their Socioeconomic Determinants:
Evidence from Australia,” *Applied Economics*; 28(9), September 1996,
pp.1093-1104.
- Phillips, Llad , Harold L. Votey, Jr and Darold Maxwell(1972) “Crime, Youth, and the
Labor Market,” *Journal of Political Economy*; 80(3), May-June 1972,
pp.491-504.
- Pyle, David and Derek Deadman (1994) “Crime and Unemployment in Scotland: Some
Further Results,” *Scottish Journal of Political Economy*; 41(3), August 1994,
pp.314-24.
- Reilly, Barry and Robert Witt (1992) “Crime and Unemployment in Scotland: An
Econometric Analysis Using Regional Data,” *Scottish Journal of Political
Economy*; 39(2), May 1992, pp.213-28.
- Scorcu Antonello E. and Roberto Cellini (1998) “Economic Activity and Crime in the Long
Run: An Empirical Investigation on Aggregate Data from Italy, 1951-1994,”
International Review of Law and Economics, 18: pp.279-292.
- Thaler, Richard (1977) “An Econometric Analysis of Property Crime: Interaction between
Police and Criminals,” *Journal of Public Economics*; 8(1), Aug. 1977, pp.37-51.
- Tsushima, Masahiro (1996) “Economic Structure and Crime: The Case of Japan,” *Journal
of Socio-Economics*; 25(4), 1996, pp.497-515.

- Toda, Hiro Y. (1994) "Finite Sample Properties of Likelihood Ratio Tests for Cointegrating Ranks When Linear Trends are Present," *Review of Economics and Statistics*, Vol.7, pp.66-79.
- Westerman, T. D. and J. W. Burfeind (1991) *Crime and Justice in two Societies*. Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.
- Witt, Robert and Ann Dryden Witte (1998) "Crime, Imprisonment, and Female Labor Force Participation: A Time-Series Approach," NBER Working Paper No.6786
- Witte, Ann Dryden (1983) "Estimating the Economic Model of Crime: Reply," *Quarterly Journal of Economics*; 98(1), February 1983, pp.167-75.
- Witte, Ann D. and Helen Tauchen,(1994) " Work and Crime: An Exploration Using Panel Data," *Public Finance*; 49(0), Suppl. 1994, pp.155-67.
- Wolpin, Kenneth I. (1980) "A Time Series-Cross Section Analysis of International Variation in Crime and Punishment," *Review of Economics and Statistics*; 62(3), Aug.1980, pp.417-23.
- Wolpin, Kenneth I.(1980) "An Economic Analysis of Crime and Punishment in England and Wales, 1894-1967," *Journal of Political Economy*; 86(5), Oct. 1978, pp.815-40.
- Wong, Yue Chim Richard (1995) "An Economic Analysis of the Crime Rate in England and Wales, 1857-92," *Economica*; 62(246), May 1995, pp.235-46.
- Yamada, Tadashi, Tetsuji Yamada, and Johan M. Kang. (1993) "Crime Rate and Labor Market Conditions: Theory and Time-Series Evidence," *Economic Studies Quarterly*; 44(3), September 1993, pp.250-62.
- Yang, Bijou and David Lester (1994) "Crime and Unemployment," *Journal of Socio-Economics*; 23(1-2), Spring-Summer 1994, pp.215-22.