



「失業率と犯罪発生率の関係：
時系列および都道府県別パネル分析」[†]
(The relationship between unemployment and crime:
evidence from time-series data and prefectural panel data)

September 10, 2010

大竹文雄 (Fumio Ohtake)^{*} 小原美紀 (Miki Kohara)^{**}

^{*} 大阪大学社会経済研究所 教授

Professor, Institute of Social and Economic Research, Osaka University

^{**} 大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 准教授

Associate Professor, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 犯罪、失業、実証分析

【JEL classification codes】 C2, J6, K42

【要約】 本稿では、失業率が犯罪の発生率に与える影響を、1976年から2008年の時系列データおよび、1975年から2005年までの5年毎の都道府県別パネルデータを用いて実証的に分析する。時系列データを用いた分析により、犯罪の発生率は失業率が上昇すると上昇し、人口あたり警察官数が増えると減ることが分かる。ただしこの関係は犯罪種別で異なる。つづいて県別パネルデータを用いた分析により類似の傾向を確認する。しかしながら、失業率の上昇よりも貧困率の上昇が犯罪発生率を高める影響が大きいことが分かる。両データを用いた分析により、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状況や所得状況、警察などの犯罪抑止力と整合的な関係にあることが示された。

[†] 連絡先：〒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

本稿作成にあたり、津島昌寛氏（龍谷大学）からの数々の貴重なコメントを頂いた。大阪大学大学院国際公共政策研究科博士前期課程川島広也氏、同博士後期課程許秀芬氏にはデータ収集等の補助をして頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本研究は、グローバルCOE（大阪大学）、科学研究費補助金（若手（B）20730156）、および科学技術振興調整費女性研究者支援モデル育成プログラム（大阪大学）の支援を受けている。

1. はじめに

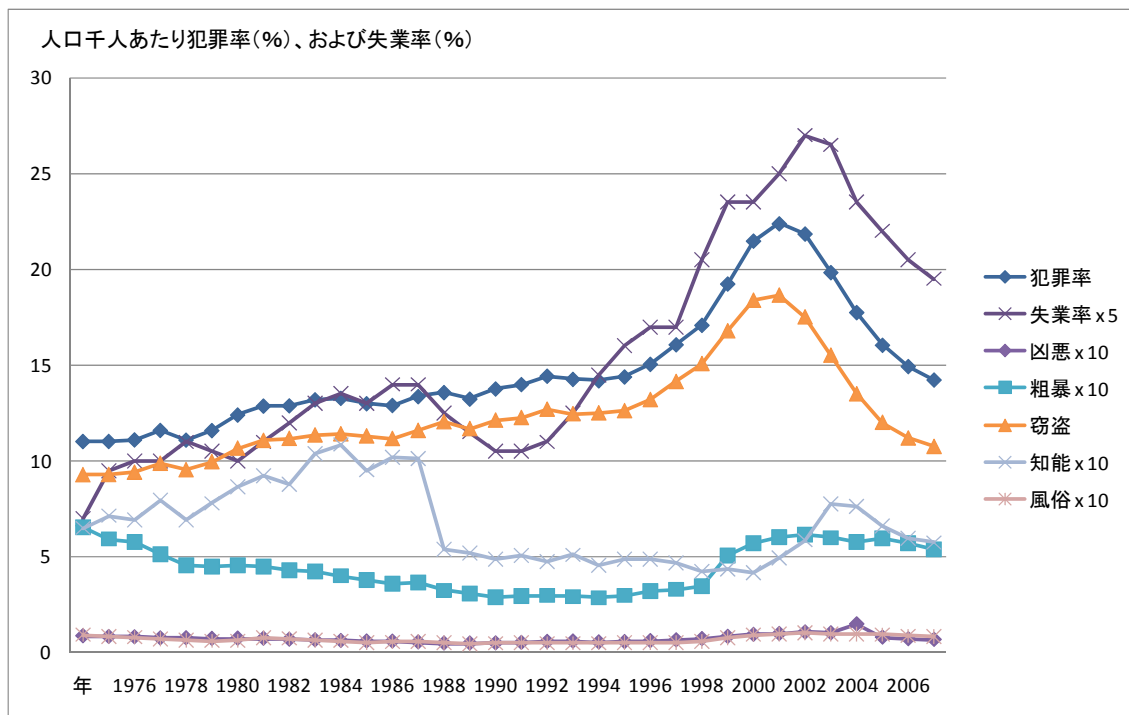
失業のコストには様々なものが存在する。直接的なコストとして、生産量の低下がある。また、失業による稼得所得が低下することは、人々の生活を脅かし不安感を高めることになる。さらに、失業期間が長期化すると、人々の技能が低下し、ますます職を見つけることができなくなるという悪循環にも陥ってしまう。このような経済的なコストに加えて、失業率の上昇は犯罪の増加や自殺の増加といった社会的なコストの増加をもたらす可能性がある。

失業率の上昇は犯罪率の上昇に影響を与えるのだろうか。犯罪の発生は失業の増加に起因するのだろうか。図1に、日本の犯罪発生率と失業率の推移を示した。犯罪発生率（全犯罪認知件数を人口千人で割ったものと定義する）は、1980年より増加傾向にあったが、1997年以降急上昇を続け2002年にピークを迎えた後、低下傾向にある。2008年時点では人口千人あたり14.24件であり1996年時点（14.40件）の水準に戻っている。一方、日本の失業率は、1993年から上昇を始め1998年に入って急上昇し2003年にピークを迎えた後、減少傾向にある。このように、犯罪発生率と失業率の間には正の相関がみてとれる。犯罪発生率の最近の上昇は、1990年代後半における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できそうである。

しかしながら、マクロの時系列データだけで因果関係を推測することは危険である。時系列データ特有の問題や脱落変数バイアスなどの問題があるため、それらを考慮した統計的分析が必要である。また、犯罪の種類によって推移の様子が異なるため、全犯罪率として集計されたデータを用いた分析は不十分である。実は、日本の犯罪発生率について、これらの点を十分に考慮した実証研究は少ない。本稿では、時系列データの非定常性の問題を考慮した計量手法による分析と、都道府県別データによる地域間の異質性をもたらす脱落変数バイアスを考慮した計量分析により、失業率と罪種別の犯罪発生率の関係を明らかにする。

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、諸外国での研究と日本での研究に分けながら、近年の研究成果を紹介する。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、結論をまとめる。

図1 失業率と犯罪発生率の推移



注) 犯罪は『犯罪統計便覧』（警察庁）、完全失業率は『国勢調査』（総務省）による。定義は本文3節を参照。

2. 先行研究

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分けることができる。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¹。

アメリカを対象にした Fleisher (1963) および Phillips et. al. (1972)、日本における

¹ 個票データを使った分析には Gould et. al. (2002) がある。Carvalho (2009) は、個票データを用いた手法や分析結果を紹介している。犯罪に関する経済学的な研究全般については、Levitt (2004)や Levitt and Miles (2007)、Freeman (1999) が展望している。

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を否定できない。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 1990年代半ばまでの研究とその問題点

失業率の増加は犯罪の機会費用の低下を意味するので、理論的には失業率と犯罪発生率の間には正の相関が観察されるはずである。ところが、1990年代半ばまでの実証研究は、必ずしも両者の間に明確な正の相関の存在を確認することはできなかった。たとえば、Becker (1968) の理論モデルを発展させ、実証分析を行った Ehrlich (1973) は、失業率と犯罪率の間に安定的な関係が見られなかったと報告している。犯罪の経済学に関する展望論文である Freeman (1996) も失業と犯罪の間には明確な数量的な関係が認められないと述べている。Chiricos (1987) や Piehl (1998) も労働市場と犯罪率の間の関係についてのそれまでの研究では、一貫した結果は得られておらず、統計的には有意ではなく弱い関係しか見られないと報告している。

ところが、Mustard (2010) による最近の展望論文によれば、1990年代後半以降の実証研究では、労働市場と犯罪発生率（特に財産犯）の間には正の相関が観察されている。なぜ、研究結果にこのような違いがでてきたのだろうか。Mustard (2010) は4つの計量経済学的な問題を提示し、それらが最近の研究で解決されてきたことが、90年代半ば以前の研究とそれ以降の研究の結果の違いをもたらしているとしている。Mustard (2010) の具体的な指摘は、「労働市場の状況を測る指標」、「平均か限界か」、「脱落変数バイアス」、「逆の因果関係」の4点である。

第一の「労働市場の状況を測る指標」という論点で、Mustard (2010) は犯罪と密接な関係があるのは未熟練労働や低学歴の人々の労働機会の状況であるが、米国では未熟練労働の賃金と失業率の時系列的な動きは大きく異なっているという。実際、いくつかの研究は、失業率よりも賃金の方が犯罪率の変動の説明力が高いことを示している。

第二の「平均か限界か」というのは、失業率や平均賃金といった全労働者の平均的な状況を示す変数は、必ずしも犯罪発生率が高い人々の労働市場の状況を反映していないという問題である。未熟練の若年男性や低賃金労働の雇用者といった犯罪活動と

合法的活動との代替の可能性が高いような人々にターゲットをあてた研究では、労働市場の良好な景況と犯罪発生率の間の負の関係について統計的に有意な実証結果を見いだしているものが多いと指摘されている。

第三の「脱落変数バイアス」は、犯罪発生率を説明する推定式に含まれていないけれども犯罪発生率に影響を与える変数（脱落変数）の存在がもたらす推定値へのバイアスである。脱落変数が犯罪発生率だけではなく、推定式に取り入れられている説明変数と相関があると、推定される係数にはバイアスが生じるのである。たとえば、賭博施設が集中している地域があってその地域では犯罪が多いとする。また、賭博施設がある地域はその分雇用が生まれて失業率が低いとしよう。このとき、地域別データを使って、犯罪発生率を失業率だけで説明する推定式を推定すると、失業率の係数は、賭博施設の効果まで入ってしまうので、失業率の真の影響よりも負の方向にバイアスが生じて推定されてしまう。

この脱落変数バイアスを取り除くためには、できるだけ多くの説明変数を加える必要があるが、それにも限界がある。そこで、近年用いられている手法は、地域別のパネルデータを用いるというものである。パネルデータを用いることで、地域特有の個体効果や地域別のトレンドなどをコントロールする。これにより、地域間の異質性として捉えられる脱落変数の問題を取り除きながら、失業率が犯罪に与える真の影響を推定できる。実際、パネルデータを用いた研究は、賃金の低下や失業率の上昇が犯罪発生率にプラスの影響を与えていることを報告している。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。

第四の「逆の因果関係」とは、犯罪発生率が上昇すると、その地域の雇用や労働力が増えたり減ったりして失業率に影響するという、本来見たい関係とは逆の因果関係がもたらす問題である。この場合、失業率の上昇が犯罪発生率を上昇させる影響を見せかけてしまう。このような内生変数バイアスは、失業率とは相関するけれど犯罪発生率とは無相関であるという操作変数を探し出して、操作変数法を用いて推定することで失業率から犯罪発生率の真の因果関係を推定するというのが標準的な方法である。

この方法を用いた研究では、労働市場の状況が犯罪発生率に影響を与えることを確認している。Raphael and Winter-Ember (2001) は、1970年から93年までのアメリカの州別データを用いて、失業率の増加がとくに財産犯罪を増加させることを示してい

る。この分析では、犯罪率の増加が失業率を増加させる逆の因果関係を考え、失業率に対する操作変数として州の防衛費の情報をを用いた分析を行っている。Cornwell and Trumbull (1994) はアメリカのノースカロライナ州の市郡データを用いて、労働市場の差を含む地域差が犯罪率を説明する重要な要因となることを指摘している。この分析は、地域の異質性を取り除くだけでなく、司法上の変数について操作変数を用いることで犯罪率の差が地域間の司法上の変数に差をもたらすという逆の因果関係を取り除いている。Gould et. al. (2002) は、1979年から1997年のアメリカの州別データを用いて、州における産業別就業率を操作変数として、若年の高失業率や若年労働の低賃金率が犯罪率を高めることを示している。

Buonanno and Montolio (2008) は、犯罪発生率の要因にはデータとして捉えることが難しい社会経済的な要素が多く存在し、それにより犯罪発生率が前年度からの持続性や周期性を持つ可能性を考え、過去の犯罪率の変化の影響を捉えた地域別パネル分析を行っている。スペインの州データを用いた彼らの分析では、若年失業の増加がとくに財産犯罪を増加させることが示されている。Rege et. al. (2009) は操作変数を用いるのではなく、工場閉鎖という個人にとって外生的なショックを捉え、これが犯罪率を高めるのかについて検証している。ノルウェーの個票データを用いた彼らの分析によると、工場閉鎖に直面した者は、閉鎖前と比べて所得は減少しないのに犯罪率は上昇する。この論文は、失業に起因する精神的なストレスが犯罪率を規定するのではないかと指摘している²。

2.2 データの非定常性を考慮した研究

時系列データを用いた失業率と犯罪発生率の関係进行分析した研究では、データの非定常性を無視した分析が行われることがかつてあった。非定常な系列通しを回帰分析すると、両者の間にみせかけの相関が発生することが知られており、現在では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行われている。Hale and Sabbagh (1991) は、イギリスのデータを用いて、失業率と犯罪発生率との間に共積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。

² 時系列データを用いた因果性の検証も行われている。Yamada, Yamada and Kang (1993) によれば、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うと、失業率から犯罪発生率への因果性がある一方、犯罪発生率から失業率への因果性は認められない。

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と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て、より多くの変数間の共和分関係が検定されていない。また、構造変化の原因について説明されていない。

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。ただし、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。少年犯罪に焦点を絞った研究として大竹・岡村(2000)がある。彼らの研究では、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)が観察している。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している。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、窃盗であることを犯罪の種類別分析で明らかにした。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ことを示した³。

Roberts and Lafree(2004)は、殺人と強盗犯罪について日本の県別データを用いた分析を行っている。この分析では1955年から2000年までの県別データによるパネル分析が行われ、高失業率が高犯罪率につながることを示されている。彼女らはこの結果を、経済状況の悪化によるストレスの増加が犯罪率を高めていると説明している。

³ 秋葉(1993)でも犯罪の経済学的な分析結果と日本での分析結果がまとめられている。

3. 時系列データによる分析

3.1 推定モデルと使用データ

Becker (1968) 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、便益が費用を上回る場合に犯罪を行うことを決定することを示している。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、罰則の強さが直接的な費用となる。間接的な費用として、職を失うことのコストがある。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のコスト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。

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。したがって、

$$\text{犯罪発生率} = F(\text{犯罪の抑止力 (警察官の数、検挙率、罰則の強さ等)}, \\ \text{犯罪のコスト (失業、貧困、賃金等)})$$

という関係を書くことが出来る ($F(\cdot)$ は関数を表す)。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、犯罪の発生率、失業率、人口あたり警察官数が単位根をもつか否かを検定する。単位根を持たない場合には多変数のベクトル自己回帰分析を行う。逆に、それぞれの変数が単位根を持つ場合には、それらの間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を検定する。

対象とする経済変数は、犯罪抑止力として人口千人あたり警官数を、犯罪のコストを表す変数として失業率を用いる。被説明変数となる犯罪発生率は人口千人あたり犯罪認知件数として求める。用いたデータのサンプル期間は、1976年から2008年である。犯罪発生率には、警察庁『犯罪統計書』が報告している警察による犯罪認知件数を用いる。推定ではこれを人口(千人)で割った人口千人あたりの犯罪認知率とし

て求める⁴。失業率には、『国勢調査』（総務庁統計局）から労働力人口に対する失業者の割合を用いる。人口あたり警察官は、『日本統計年鑑』が報告する警察官数を人口（千人）で割った人口千人あたり警官比率として求める。これらの変数の記述統計は表 1 の通りである。

<表 1 >

3.2 分析結果

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、Augmented Dickey Fuller (ADF) Test と Phillips Peron (PP) Test 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⁵。小標本のためもある、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。また、しばしば指摘されるとおり、ラグが短い場合には仮説検定を誤る可能性がある。一般性を失わないように結果をまとめれば、階差をとらない場合には、ほとんどのケースで単位根があるという帰無仮説を棄却できない。逆に 1 次の階差をとる場合には、ほとんどの変数において単位根があるという帰無仮説を棄却する。そこで次節ではまず、各変数は単位根を持つと考えて共和分関係进行分析する。共和分関係が認められた場合については、誤差修正モデルの推定を行う。共和分関係が認められないものについては、続く節において、階差をとった変数についてベクトル自己回帰モデルの分析を行う。

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。共和分の検定は、Johansen (1995) の方法で行った。1 次の共和分関係が存在すると認められた全体の犯罪率、粗暴犯、窃盗犯、風俗犯の分析結果を表 2 のパネル A に示す。

ここで示されている共和分ベクトルは長期的な関係を示す。たとえば、粗暴犯と窃盗犯については犯罪発生率と失業率の間に正の共和分関係が観察される。全犯罪発生率の場合には失業率とは有意な関係がない。風俗犯の場合は、失業率との間に負の相関関係が観察されている。

⁴ 知能犯の認知件数については、1988 年から 89 年にかけてデータの連続性に疑念がある（図 1）。知能犯の分析結果の解釈には注意が必要である。

⁵ 詳しい結果は付録表 A 1 を参照。

<表 2 >

変数間の短期的な影響を検定するために、各共和分ベクトルに対応した誤差修正モデルを推定した。推定結果は、表 2 のパネル B に示されている。失業率は、短期的にも犯罪発生率、粗暴犯発生率、窃盗犯発生率にプラスの影響を与えている。誤差修正項の係数（調整係数）を見ると、窃盗犯罪率では正で有意であり、均衡からの乖離に対して増加するように調整されるといえる。これに対して、全体の犯罪率と粗暴犯率には負で有意である。粗暴犯率と窃盗犯率は、長期均衡から乖離すると減少してゆくといえる。全犯罪率の調整係数は-0.126 と高く、長期均衡に比較的速いスピードで調整される。

風俗犯発生率については、失業率における正の係数が確認されるものの有意な影響を与えていない。また調整項自体が有意ではない。因果関係は確認できず、共和分分析自体が適切な関係を捉えていない可能性がある。単位根検定や長期的な関係でも見たように、風俗犯発生率の起因は他の犯罪発生率とは異なる可能性がある。

凶悪犯と知能犯については共和分関係を見いだせなかった。しかしながら、先の単位根検定において、階差をとった系列については定常になることが示されていた。そこで、階差をとった凶悪犯と知能犯のデータ系列に対して多変数のベクトル自己回帰分析を行った。結果を表 3 に示す。

<表 3 >

表 3 には、表 2 の共和分分析と同様に AIC や SBIC の基準、および尤度比検定より支持されるタイムラグを含むモデルで推定した結果を示している（凶悪犯については 3 次の階差を知能犯については 1 次の階差が選択される）。これによると、凶悪犯の発生率には過去の失業率が影響プラスの影響を与えている。知能犯の発生率には失業率のみならず他の説明変数も影響を与えていない。今回分析したサンプルデータにおいては知能犯発生率を十分に説明できる因果関係は見いだされない。

以上の結果をまとめると、刑法犯のうちとくに粗暴犯と窃盗犯について、失業率の増加が犯罪発生率を増加させているといえる。知能犯については今回の分析では失業率との因果関係は見いだせなかった。また、風俗犯については他の罪種とは発生要因が異なる可能性が考えられた。

4. 都道府県別パネルデータによる分析

4.1 推定モデルとデータ

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犯罪、労働市場の逼迫度、犯罪抑止力の関係を、1975年から2005年までの5年おきの都道府県別パネルデータでも確認できるか否かを検証する。県別データを用いる場合には、県間の異質性が犯罪率の推定に影響を与える可能性がある。ここでは、説明変数に都市環境として人口集中度を、若年の犯罪環境（教育環境）を捉える変数として高校進学率を、家計状況を捉える変数として貧困率を加えること、および1時点前（5年前）のデータ系列との階差をとることにより、犯罪発生率の水準にタイムトレンドが存在することの影響、および誤差項に存在する時系列要素がもたらす見せかけの影響を取り除いたモデルを推定する⁶。その上で、誤差項に県ごとに異なる個体効果が存在する可能性を考え、固定効果モデル（誤差項に含まれる県の属性を非確率変数として捉えるモデル）と変量効果モデル（確率変数として捉えるモデル）で分析する。推定モデルは、

$$\Delta \text{犯罪発生率}_{it} = b_0 + b_1 \Delta \text{失業率}_{it} + b_2 \Delta \text{警官比率}_{it} + b_3 \Delta \text{高校進学率}_{it} + b_4 \text{人口集中度}_{it} + c_1 \text{トレンド} + c_2 \text{2005年ダミー} + u_{it}$$

あるいは、

$$\Delta \text{犯罪発生率}_{it} = b_0 + b_1 \Delta \text{失業率}_{it} + b_2 \Delta \text{警官比率}_{it} + b_3 \Delta \text{高校進学率}_{it} + b_4 \text{人口集中度}_{it} + b_5 \text{貧困率}_{it} + c_1 \text{トレンド} + c_2 \text{2005年ダミー} + u_{it}$$

と書ける。ここで、 $i = 1, \dots, 47; t = 1980, 85, 90, 95, 2000, 05$ であり、誤差項は $u_{it} = \alpha_i + e_{it}$; $e_{it} \sim iid(0, \sigma_e^2)$ と書かれる。変量効果モデルで推定する場合には、さらに $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ を仮定する。推定には、階差をとってもなお残る県に共通の時系列変化を捉えるため、トレンド項（exponential trend）と2000年から2005年の変化について1となるダミー変数（2005年ダミー）を入れている⁷。

⁶ 5年置き of データを用いることで、犯罪発生率を規定する式における誤差項間の系列相関の問題が小さくなる。また、階差をとることで定常系列になる可能性があるという利点もある。

⁷ 先行研究では、他にも若年失業率や外国人比率、面積などが取り入れられている。しかしながら、以下の問題により本稿ではこれらの変数を含まないモデルの推定結果を示す。若年失業率は全体の失業率と高い相関があること、外国人比率はここで分析に取り入れているほとんどの説明変数と高い相関を持つことにより、これらを同時に説明変数にいれると推定値

使用するデータは、つぎの通りである。犯罪の人口あたり発生件数、（犯罪率）、失業率、警官比率は時系列データと同じ調査で都道府県別に報告されたもの（説明変数の調査時点に合わせるため、1975年から2005年の5年おきの調査）を用いる。高校進学率は『学校基本調査報告書』（文部科学省）を用いる。人口集中度は『国勢調査』（総務省統計局）の人口集中地区人口の指標を用いる。貧困率は次のように計算する。『就業構造基本調査』（総務省統計局）は世帯主が有業者（一般世帯）の所得について、所得階層ごとの世帯数を報告している。初めに、全国における所得階層のデータからメディアンを求め、その半分の所得水準を求める⁸。つづいて、各県における所得階層ごとの世帯数のデータから、全国メディアンを半分以上の所得にあたる所得階層を定め、その階層以下の所得階層に属する世帯数を求める。そして、この世帯数が県全体の世帯数に占める割合を求める。なお、他のデータの調査年に近い年として、1977、1982、1987、1992、1997、2002、2007年の『就業構造基本調査』を用いる。これらの変数の記述統計を表4に示す。

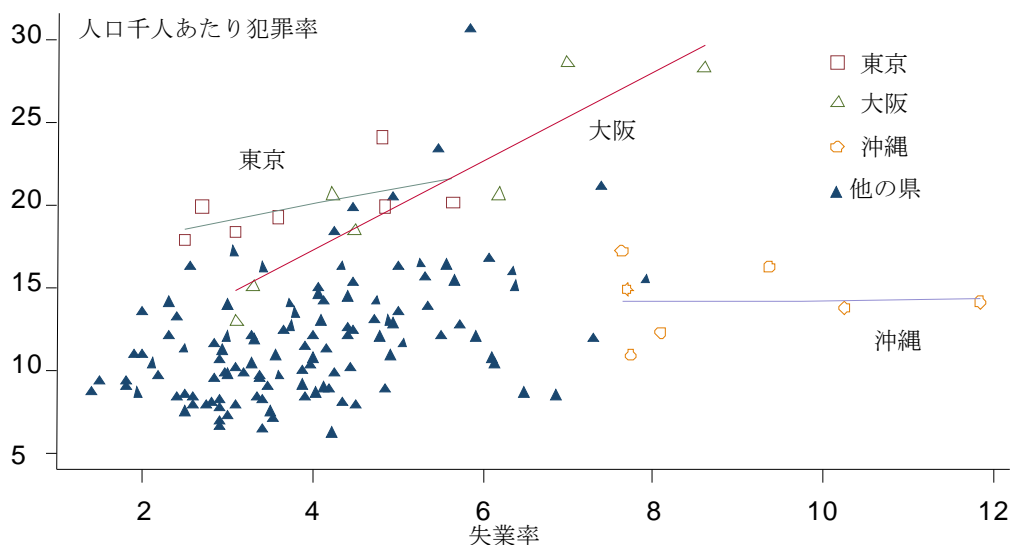
<表4>

図2は、推定期間全体の全都道府県のデータが示す失業率と犯罪率の関係を示している。図から失業率と犯罪率が正の相関を持つことが予想される（相関係数は0.51）。しかしながら、その傾向は都道府県間で大きく異なる。図2には東京、大阪、沖縄を取り上げ、失業率と犯罪率の各年のプロットと、両者の線形関係を示した。大都市である東京（□）や大阪（△）ではともに犯罪率が高いが、失業率と犯罪率の正の関係は大阪でより顕著となっている。沖縄（○）では両者の関係は極めて小さいようである。犯罪率の要因を分析するためには、県間の属性（異質性）をコントロールすることが重要であることが分かる。

が不安定になる（多重共線性の問題）。面積は各都道府県においてほとんど変化しない。

⁸ メディアンは、50%にあたる世帯がj番目の階級に位置し、その階級の世帯数を F_j 、階級値を x_j 、一つ下の階級の世帯数を階級 F_{j-1} 、階級値を x_{j-1} とすると、 $\tilde{x} = x_{j-1}^{\max} + (x_j^{\max} - x_{j-1}^{\max}) \times \frac{0.5 - F_{j-1}/n}{F_j/n - F_{j-1}/n}$ として求められる。

図 2. 失業率と犯罪率（県別データ：1975-2000 年）



4.2 推定結果

県別データを用いた分析結果を表 5 に示す。初めに推定モデルの特定化を見ると、ほとんどのモデルで変量効果モデルの仮定が受容される。また、凶悪犯を除いた全ての罪種別犯罪率および全体の犯罪率において、誤差項のうち県の異質性を捉える確率項の分散が 0 にならないこと ($\sigma_{\alpha}^2 \neq 0$) が示されている⁹。そこで、ここでは変量効果モデルの結果に注目する。

<表 5>

失業率は犯罪発生率にはプラスの影響を与えるが、貧困率を説明変数に加えると貧困率が犯罪発生率にプラスの影響を与え、失業率の影響は統計的に有意ではなくなる。凶悪犯については、ここで分析した範囲では説明力をもつ変数が存在しない。失業率は粗暴犯の発生率にもプラスの影響を与えるが、貧困率を加えると失業率の影響は小さくなる。逆に貧困率は大きなプラスの影響を与える。窃盗犯については、失業率よりも貧困率が重要な説明変数である。ところが知能犯については、失業率も貧困率ともに犯罪に対してプラスの影響も与えている。風俗犯の発生率には失業率も貧困率

⁹ 最初に 1 階の階差をとることで時系列要素の影響だけでなく県間の固定効果も取られていると考えられる。

もあまり大きな影響を与えていない。

このように、県間の異質性（個体効果）を取り除くならば、失業率は多くの罪種の犯罪発生率にプラスの影響を与えることが分かる。ただし、罪種によって影響の大きさや有意性は異なる。また、風俗犯については他の犯罪発生率とは要因が異なると考えられる。これらの結果は時系列データを用いた分析と同様である。

県別データではさらに、失業率よりも貧困率の方が犯罪の発生率に大きな影響を与えるという興味深い結果が多くの罪種で確認された。これは、貧困率が失業率よりも合法的行動と犯罪行動の間の代替に直面している人の経済的状況を反映しているか、犯罪が相対的な所得格差によって引き起こされている可能性を示唆している。

5. むすび

本稿では、犯罪発生率に労働市場の変数が与える影響について考察してきた。論文ではまず、近年の計量分析の結果を含めこれまでに行われてきた研究を展望し、失業率に代表される労働市場の変数が犯罪発生率を高める可能性があることを指摘した。つづいて、日本の時系列データと都道府県別パネルデータを用いた分析を行った。時系列分析においては、粗暴犯や窃盗犯の発生率と失業率の間に、長期的に安定的な関係（共和分関係）が観察された。因果性テストにおいては、失業率の上昇が犯罪全体、粗暴犯、窃盗犯の発生率を引き上げることが明らかにされた。都道府県別パネルデータによる分析でも、失業率が犯罪発生率を高めるという同様の結果が示された。ただし、多くの場合、貧困率の方が強い相関をもっていることが確かめられた。

本研究では、基本的な時系列分析と県別パネル分析により失業率と犯罪発生率の因果関係を分析したが、残された課題も多い。たとえば、本研究で扱った「凶悪犯罪」というカテゴリーには殺人・強盗・放火・強姦など犯行動機の異なる罪種が含まれている。複数の罪種のデータを合計したものをを用いた分析は、誤った推計値を計測する（アグリゲーションバイアスが存在する）可能性がある（Cherry and List (2002)）。また、「強盗」の統計には1990年代後半以降、少年による窃盗傷害事件が多く計上されるようになったため、それ以前の統計と同じように用いてよいかについては疑問視されることもある¹⁰。時系列比較が可能な統計についてより詳細に分けられた罪種を対象に分析する必要がある。

さらに、変数の内生性について十分な考慮を払うことができなかった。人口あたり

¹⁰ この点については津島昌寛氏にご指摘頂いた。

警察官数については、犯罪発生率が高いから警察官数が多いという可能性がある。失業率についても犯罪発生率が高い地域だから雇用が少なく失業率が高いという内生変数バイアスの可能性がある。したがって、適切な操作変数によってこれらのバイアスを除去した推定を行うことが今後の課題である。

参考文献

秋葉弘哉, 1993, 『犯罪の経済学』 多賀出版.

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 I 原因』、170-173、東京大学出版会.

大竹文雄・岡村和明, 2000, 「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』 40: 40-65.

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』 99 (7・8): 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』 99 (9・10): 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』 99 (11・12): 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 I 原因』、164-169、東京大学出版会.

Becker, Gary S., 1968, “Crime and Punishment: An Economic Approach,” *Journal of Political Economy* 76: 169-217.

Buonanno, Paolo and Daniel Montolio, 2008, “Identifying the Socio-Economic and Demographic Determinants of Crime across Spanish Provinces,” *International Review of Law and Economics* 28: 89-97.

Carvalho, Jose R., 2009, *Microeconometrics of Labor Markets and Criminal Behavior*, VDM Verlag Dr. Muller Aktiengesellschaft & Co. KG, Germany.

Cherry Todd L., John A. List, 2002, “Aggregation bias in the economic model of crime,” *Economic Letters* 75: 81-86.

- Chiricos, Theodore, 1987, "Rates of Crime and Unemployment: An Analysis of Aggregate Research Evidence," *Social Problems* 34: 187-212.
- Cornwell, Christopher and William N. Trumbull, 1994, "Estimating the Economic Model of Crime with Panel Data," *Review of Economics and Statistics* 76 (2): 360-366.
- 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): 717-738.
- Ehrlich, Isaac, 1973, "Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation," *Journal of Political Economy* 81 (3): 521-565.
- Evans, Robert, Jr., 1977, "Changing Labor Markets and Criminal Behavior in Japan," *Journal of Asian Studies* 36: 477-486.
- Fleisher, Belton M., 1963, "The Effect of Unemployment on Juvenile Delinquency." *Journal of Political Economy* 71: 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: 25-42.
- Freeman, Richard B., 1999, "The Economics of Crime," in O.C. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3529-71, North-Holland, Cambridge.
- Gould, Eric D., Bruce A. Weinberg, and David B. Mustard, 2002, "Crime Rates and Local Labor Market Opportunities in the United States: 1977-1997," *The Review of Economics and Statistics* 84 (1): 45-61.
- Hale, Chris and Dima Sabbagh, 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* 28 (4): 400-417.
- Johansen, Soren, 1995 *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Levitt, Steven D., 2004 "Understanding Why Crime Fell in the 1990s: Four Factors that Explain Decline and Six that Do Not," *Journal of Economic Perspectives* 18(1), 163-90.
- Levitt, Steven D. and Thomas J. Miles, 2007, "Empirical Study of Criminal Punishment," in Polinsky, Mitchell and Steven Shavel (eds.), *Handbook of Law and Economics* 1, 455-495, Elsevier, Amsterdam.

- 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): 1093-1104.
- Mustard, David B., 2010, "How Do Labor Markets Affect Crime? New Evidence on an Old Puzzle," IZA DP No.4856.
- Phillips, Llad , Harold L. Votey, Jr and Darold Maxwell, 1972, "Crime, Youth, and the Labor Market," *Journal of Political Economy* 80 (3): 491-504.
- Piehl, Anne M., 1998, "Economic Conditions, Work and Crime," in Michel Thorny (ed.), *Handbook of Crime and Punishment*. New York: Oxford University Press.
- Raphael, Steven and Rudolf Winter-Ebmer, 2001, "Identifying the Effect of Unemployment on Crime," *Journal of Law and Economics* 44 (1): 259-283.
- Rege, Mari, Torbjorn Skardhamar, Kjetil Telle and Mark Votruba, 2009, "The effect of plant closure on crime," *Research Department of Statistics Norway*, Discussion Papers No.593.
- 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: 279-292.
- Tsushima, Masahiro, 1996, "Economic Structure and Crime: The Case of Japan," *Journal of Socio-Economics* 25 (4): 497-515.
- Westerman, Ted D. and James W. Burfeind, 1991, *Crime and Justice in two Societies: Japan and the United States*, Wadsworth Publishing Company, Belmont.
- Witt, Robert and Ann D. Witte, 1998, "Crime, Imprisonment, and Female Labor Force Participation: A Time-Series Approach," *Journal of Quantitative Criminology* 16, 69-85.
- 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): 250-62.

表1. 時系列分析データの記述統計

	1次のラグを用いる場合				3次のラグを用いる場合			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
犯罪率	14.91596	3.089386	11.10073	22.39368	15.15313	3.044215	11.10073	22.39368
凶悪犯	0.0714868	0.021183	0.04788	0.149764	0.071043	0.021815	0.04788	0.149764
粗暴犯	0.4316732	0.115237	0.285577	0.617142	0.424175	0.114876	0.285577	0.617142
窃盗犯	12.61339	2.458654	9.40212	18.65648	12.81196	2.409462	9.534475	18.65648
知能犯	0.6681715	0.210566	0.416424	1.085594	0.663163	0.216324	0.416424	1.085594
風俗犯	0.0675241	0.017624	0.047116	0.102132	0.066982	0.018058	0.047116	0.102132
失業率	3.165625	1.101204	2	5.4	3.243333	1.09377	2	5.4
警官比率	1.819636	0.058653	1.750685	1.98068	1.823882	0.058113	1.776781	1.98068
階差								
△犯罪率	0.10018	0.964182	-2.08382	2.239847	0.087711	0.994077	-2.08382	2.239847
△凶悪犯	-0.0004797	0.016039	-0.07053	0.047451	-0.00028	0.016555	-0.07053	0.047451
△粗暴犯	-0.0016439	0.039031	-0.06295	0.161614	0.000909	0.038523	-0.0595	0.161614
△窃盗犯	0.0459093	0.847865	-2.0174	1.710875	0.029453	0.872876	-2.0174	1.710875
△知能犯	-0.0043786	0.112865	-0.4735	0.191595	-0.00738	0.114873	-0.4735	0.191595
△風俗犯	-0.000043	0.006581	-0.00874	0.018427	0.000365	0.006584	-0.00874	0.018427
△失業率	0.0625	0.27679	-0.6	0.7	0.063333	0.285854	-0.6	0.7
△警官比率	0.0073012	0.012247	-0.01126	0.031678	0.007316	0.01263	-0.01126	0.031678

注

- 1.各変数の定義は本文を参照.
2. サンプル数は1次のラグを用いる場合32, 3次のラグを用いる場合30である.
3. 犯罪率および警官比率は人口千人に対する比率である.

表2. 共和分関係の検定と誤差修正モデルの推定
 パネルA. 共和分関係(長期均衡)の分析

	(1) 犯罪率	(2) 粗暴犯	(3) 窃盗犯	(4) 風俗犯
失業率	-0.4027 (0.7703)	3.2330 *** (0.7063)	29.3990 *** (5.2973)	-0.2373 *** (0.0645)
警官比率	59.1972 *** (19.8261)	-40.0107 ** (16.2669)	-570.2468 *** (138.0688)	4.1229 ** (1.6614)
定数項	-91.0710	62.7153	954.5851	-6.6472
Johansenテストによる共和分ランク	1	1	1	1

パネルB. 誤差修正モデルの推定

	被説明変数 (Δy_t)			
	(1) Δ 犯罪率 _t	(2) Δ 粗暴犯 _t	(3) Δ 窃盗犯 _t	(4) Δ 風俗犯 _t
Δ 失業率 _{t-1}	0.9277 ** (0.4079)	0.0707 ** (0.0286)	0.8651 ** (0.4220)	0.0073 (0.0056)
Δ 失業率 _{t-2}		-0.0575 * (0.0343)		-0.0047 (0.0064)
Δ 失業率 _{t-3}		0.0090 (0.0297)		0.0024 (0.0059)
Δ 警官比率 _{t-1}	-13.4418 (9.2975)	-0.8703 (0.7163)	-9.6908 (9.4913)	-0.0819 (0.1259)
Δ 警官比率 _{t-2}		-0.3042 (0.8488)		-0.0900 (0.1537)
Δ 警官比率 _{t-3}		1.5022 ** (0.6846)		0.2668 * (0.1305)
Δy_t -1	0.8016 *** (0.1495)	0.1359 (0.2120)	0.6864 *** (0.1508)	0.3282 (0.2337)
Δy_t -2		-0.1207 (0.2075)		-0.2370 (0.2253)
Δy_t -3		-0.2790 (0.2585)		-0.1453 (0.2235)
誤差修正項(y_{t-1})	-0.1259 *** (0.0402)	-0.0116 ** (0.0059)	0.0135 ** (0.0053)	0.0147 (0.0135)
定数	-0.0007 (0.1262)	-0.0001 (0.0093)	-0.0036 (0.1202)	0.0000 (0.0019)
サンプル数	32	30	32	30
対数尤度	96.36502	195.1194	101.071	240.3351
AIC	-4.960314	-10.67462	-5.254439	-13.689

注

- Johansen (1995)のトレーステストに基づき、最大共和分ランク数の存在を検定。共和分ランクが1となるケースについて共和分関係を推定した。凶悪犯については、帰無仮説(最大2以下の共和分ランクが存在する)が棄却され、知能犯については、共和分関係がないことが受容されるため、これらについては掲載していない。
- 表には共和分係数(標準誤差)を掲載している。たとえば「犯罪率」については、共和分残差: $e_t = \text{犯罪率} + 4.073 \text{失業率} - 59.197 \text{警官比率} + 91.071$ が定常となる。
- (1)(2)(3)(4)の各推定において、それぞれ2期、4期、2期、4期のラグをとっている。ラグの決定には、AIC、HQIC、SBICの基準および尤度比検定から最も多く支持されるものを採用した。

表3. VAR推定

	被説明変数 (Δy_t)	
	Δ 凶悪犯 t	Δ 知能犯 t
Δ 失業率 $t-1$	0.0157 (0.0114)	0.1109 (0.0746)
Δ 失業率 $t-2$	0.0280 ** (0.0126)	
Δ 失業率 $t-3$	0.0015 (0.0117)	
Δ 警官比率 $t-1$	0.0869 (0.2642)	1.2520 (1.7015)
Δ 警官比率 $t-2$	-0.1377 (0.3312)	
Δ 警官比率 $t-3$	0.1155 (0.2875)	
Δy_t-1	-0.5987 *** (0.1765)	-0.0930 (0.1873)
Δy_t-2	-0.2479 (0.2494)	
Δy_t-3	-0.1668 (0.3961)	
定数	-0.0041 (0.0033)	-0.0227 (0.0243)
サンプル数	30	32
対数尤度	206.0758	137.3105
AIC	-11.73838	-7.831904

注1. 表2の注を参照。

2. 知能犯のデータの利用には注意が必要
(脚注5を参照)

表4. パネル分析データの記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
△犯罪率	0.8256	2.6328	-9.4803	10.3485
△凶悪犯	0.0302	0.1999	-0.1454	1.8232
△粗暴犯	-0.0173	0.1488	-0.4240	0.4771
△窃盗犯	0.4906	2.6324	-10.7755	9.6672
△知能犯	0.0143	0.3010	-1.9286	0.8172
△風俗犯	0.0011	0.0331	-0.1438	0.0932
△失業率	0.6087	0.6962	-1.1802	2.9605
△警官比率	0.0373	0.0591	-0.0952	0.5266
△貧困率	0.0174	0.0754	-0.1500	0.1900
△高校進学率	0.7500	1.3902	-1.9000	10.3000
(参照)				
犯罪率	12.1301	4.3323	5.4199	30.6298
凶悪犯	0.0897	0.1839	0.0043	1.8765
粗暴犯	0.3829	0.1845	0.1213	1.2295
窃盗犯	10.2912	3.7506	4.6141	27.2369
知能犯	0.6335	0.3069	0.1821	2.2680
風俗犯	0.0607	0.0300	0.0068	0.1686
失業率	3.6444	1.6428	1.2000	11.8538
警官比率	1.6283	0.3573	1.1211	3.5199
貧困率	0.1654	0.0791	0.0400	0.4500
高校進学率	95.0942	2.2515	81.1000	98.8000

注

1. 各変数の定義は本文を参照.
2. サンプル数は282(=47都道府県×6期間)である.

表5. 県別パネルデータによる分析

	パネルA. 犯罪率				パネルB. 凶悪犯				パネルC. 粗暴犯			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
失業率	0.4363 *	0.4869 **	0.0122	0.0935	0.0173	0.0110	0.0150	0.0104	0.0261 **	0.0295 ***	0.0145	0.0186 *
	(0.2367)	(0.2190)	(0.2254)	(0.2128)	(0.0200)	(0.0193)	(0.0209)	(0.0202)	(0.0116)	(0.0108)	(0.0117)	(0.0110)
警官人口比	-2.2935	-1.0921	-4.9055 *	-2.9258	-0.1267	-0.0877	-0.1407	-0.0901	-0.3227 **	-0.2150 *	-0.3941 ***	-0.2659 **
	(2.9669)	(2.5583)	(2.7411)	(2.4008)	(0.2506)	(0.2259)	(0.2536)	(0.2279)	(0.1449)	(0.1256)	(0.1427)	(0.1240)
高校進学率	-0.0417	-0.1302	0.2067 *	0.0662	0.0024	-0.0020	0.0038	-0.0018	-0.0137 **	-0.0141 ***	-0.0069	-0.0087 *
	(0.1085)	(0.0945)	(0.1058)	(0.0931)	(0.0092)	(0.0083)	(0.0098)	(0.0088)	(0.0053)	(0.0046)	(0.0055)	(0.0048)
人口集中度	-0.0000	0.0000 *	-0.0000	0.0000 **	0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0000	-0.0000	0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
トレンド	0.0086 ***	0.0089 ***	0.0064 ***	0.0068 ***	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0006 ***	0.0007 ***	0.0006 ***	0.0006 ***
	(0.0011)	(0.0010)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0001)
2005年ダミー	-11.1597 ***	-11.4529 ***	-8.4983 ***	-8.9285 ***	0.0891	0.1348	0.1034	0.1381	-0.5312 ***	-0.5590 ***	-0.4585 ***	-0.4890 ***
	(1.1096)	(1.0270)	(1.0885)	(1.0324)	(0.0937)	(0.0907)	(0.1007)	(0.0980)	(0.0542)	(0.0504)	(0.0567)	(0.0533)
貧困率			13.4144 ***	12.4295 ***			0.0722	0.0162			0.3666 ***	0.3447 ***
			(1.9837)	(1.9046)			(0.1836)	(0.1808)			(0.1033)	(0.0984)
定数項	0.1608	-0.1427	0.2786	-0.0096	-0.0385	-0.0054	-0.0378	-0.0052	-0.1009 ***	-0.1213 ***	-0.0977 ***	-0.1176 ***
	(0.3462)	(0.2638)	(0.3171)	(0.2467)	(0.0292)	(0.0233)	(0.0293)	(0.0234)	(0.0169)	(0.0130)	(0.0165)	(0.0127)
誤差項の仮定	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
R-squared	0.3889		0.4910		0.1796		0.1802		0.5539		0.5772	
F-test: $\alpha_i=0$	0.5000		0.7100		1.00		1.00		0.5600		0.61	
LM-test: $(\sigma_{\alpha})^2=0$		7.87 ***		3.60 *		0.07		0.06		5.90 **		4.78 **
$\sigma_{\alpha i}$	0.7713		0.8327		0.0824		0.0826		0.0388		0.0396	
σ_{eit}	2.2004		2.0126		0.1859		0.1862		0.1074		0.1048	
Hausman Test	6.88		13.45**		6.11		6.28		5.79		7.92	

注

1. 全ての変数について1期前(5年前)との階差をとっている。トレンドはexponential trend, 2005年ダミーは2000年から2005年の変化の場合に1となるダミー変数である。
2. サンプル数は282(47県×6期間)である。
3. *, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%の水準で有意であることを示している。
4. カッコ内は不均一分散が存在する時にも頑健な標準誤差を表している。
5. FEは個体効果を非確率変数として扱ったもの(固定効果モデル)を, REは確率変数として扱ったもの(変量効果モデル)を指す。

表5. つづき

	パネルD. 窃盗犯				パネルE. 知能犯				パネルF. 風俗犯			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
失業率	0.3009 (0.2147)	0.3356 * (0.1965)	-0.0594 (0.2069)	0.0011 (0.1925)	0.1931 *** (0.0290)	0.1851 *** (0.0262)	0.1530 *** (0.0287)	0.1450 *** (0.0259)	0.0049 (0.0034)	0.0056 * (0.0031)	0.0034 (0.0035)	0.0041 (0.0032)
警官人口比	-2.4684 (2.6911)	-1.3892 (2.2961)	-4.6877 * (2.5166)	-2.9485 (2.1719)	0.5776 (0.3630)	0.4004 (0.3055)	0.3303 (0.3486)	0.2134 (0.2927)	-0.0378 (0.0426)	-0.0199 (0.0361)	-0.0474 (0.0429)	-0.0269 (0.0362)
高校進学率	-0.0305 (0.0984)	-0.0938 (0.0848)	0.1805 (0.0972)	0.0733 (0.0842)	-0.0172 (0.0133)	-0.0148 (0.0113)	0.0063 (0.0135)	0.0053 (0.0113)	-0.0016 (0.0016)	-0.0015 (0.0013)	-0.0007 (0.0017)	-0.0008 (0.0014)
人口集中度	-0.0000 (0.0000)	0.0000 * (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 * (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
トレンド	0.0070 *** (0.0010)	0.0072 *** (0.0009)	0.0052 *** (0.0010)	0.0054 *** (0.0009)	-0.0004 *** (0.0001)	-0.0004 *** (0.0001)	-0.0006 *** (0.0001)	-0.0006 *** (0.0001)	0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)
2005年ダミー	-11.0531 *** (1.0064)	-11.2363 *** (0.9217)	-8.7919 *** (0.9994)	-9.0898 *** (0.9339)	0.4571 *** (0.1357)	0.4720 *** (0.1226)	0.7090 *** (0.1384)	0.7294 *** (0.1259)	-0.0461 *** (0.0159)	-0.0520 *** (0.0145)	-0.0363 ** (0.0170)	-0.0423 *** (0.0156)
貧困率			11.3974 *** (1.8213)	10.5689 *** (1.7230)			1.2700 *** (0.2523)	1.2674 *** (0.2322)			0.0492 (0.0311)	0.0479 * (0.0288)
定数項	0.2822 (0.3140)	0.0912 (0.2368)	0.3822 (0.2912)	0.2044 (0.2232)	-0.1005 ** (0.0424)	-0.0893 *** (0.0315)	-0.0894 ** (0.0403)	-0.0758 ** (0.0301)	-0.0078 (0.0050)	-0.0121 *** (0.0037)	-0.0074 (0.0050)	-0.0116 *** (0.0037)
誤差項の仮定	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
R-squared	0.5106		0.5823		0.3303		0.3973		0.2292		0.2376	
F-test: $\alpha_i=0$	0.38		0.54		0.24		0.25		0.3000		0.30	
LM-test: $\sigma^2=0$		10.52 ***		6.27 **		15.21 ***		14.59 ***		13.47 ***		13.32 ***
$\sigma_{\alpha i}$	0.5772		0.6342		0.0550		0.0531		0.0083		0.0083	
$\sigma_{\epsilon i t}$	1.9959		1.8478		0.2692		0.2559		0.0316		0.0315	
Hausman Test	4.20		9.63*		2.77		2.51		2.84		2.98	

付表 A1. 単位根検定

パネルA. 犯罪

	刑法犯罪全体		犯罪種類別									
	犯罪率	△犯罪率	凶悪犯	△凶悪犯	粗暴犯	△粗暴犯	窃盗犯	△窃盗犯	知能犯	△知能犯	風俗犯	△風俗犯
ADF(1): ドリフト	-2.699 *	-2.664 *	-1.69	-4.236 ***	-1.617	-2.496	-2.914 **	-2.591 *	-1.568	-3.840 ***	-1.851	-3.029 **
ADF(1): ドリフト+トレンド	-4.167 ***		-1.898		-1.833		-4.001 ***		-1.952		-2.175	
ADF(2): ドリフト	-1.972	-2.803 *	-1.716	-1.900	-1.913	-2.247	-2.207	-3.053 **	-1.515	-2.689 *	-1.658	-2.663 *
ADF(2): ドリフト+トレンド	-3.225 *		-1.963		-2.144		-3.321 *		-2.017		-2.091	
ADF(3): ドリフト	-1.538	-2.860 **	-2.207	-1.505	-1.733	-2.322	-1.652	-2.723 *	-1.768	-2.224	-1.542	-2.751 *
ADF(3): ドリフト+トレンド	-3.242 *		-2.171		-1.827		-2.994		-2.268		-1.825	
PP: ドリフト	-1.600	-1.893	-2.300	-7.628 ***	-1.826	-3.350 **	-1.690	-2.264	-1.675	-5.404 ***	-1.679	-3.152 **
PP: ドリフト+トレンド	-1.582		-2.443		-1.958		-1.169		-2.131		-2.068	

パネルB. 失業率および警官比率

	失業率		警官比率	
	失業率	△失業率	警官比率	△警官比率
ADF(1): ドリフト	-0.594	-3.292 **	0.155	-2.464
ADF(1): ドリフト+トレンド	-3.029		-1.021	
ADF(2): ドリフト	-0.429	-2.573 *	0.535	-2.032
ADF(2): ドリフト+トレンド	-2.657		-0.619	
ADF(3): ドリフト	-0.496	-2.882 **	0.753	-1.941
ADF(3): ドリフト+トレンド	-3.143 *		-0.55	
PP: ドリフト	-0.537	-3.091 **	1.755	-2.561
PP: ドリフト+トレンド	-2.329	-3.039	0.234	-2.821

注

帰無仮説「単位根あり」について、ADF検定におけるt統計量と、PP検定におけるZ統計量を掲載。