

犯罪の「危害」指標とマップの作成に関する研究

研究代表者

東北大学 大山智也

共同研究者

日本大学 羽生和紀
法務省 谷真如
警察庁 中江百花

1. はじめに

都市の住みやすさを評価するにあたり、犯罪からの解放の程度、すなわち治安の問題は依然として重要な指標である。たとえば、Economist の調査部門 Economist Intelligence Unit (2021) が公表する最新の Safe Cities Index 2021 では、世界 60 都市を Digital Security, Health Security, Infrastructure Security, さらに各種犯罪の prevalence などから評価される Personal Security という 4 つの観点からランクづけしている。また、今日では多くの先進諸国では GIS を活用した電子的な犯罪発生数（あるいは率）地図である digital crime map が整備され、地域の犯罪発生状況が以前よりも直観的、具体的に把握できる状況になっている。こうした digital crime map は政策における意思決定に役立つのみならず、住民がこれをもとに自宅周辺や移住先の治安などを確かめるといったことが可能である。

このように犯罪の問題は、都市での居住において重要なイシューである一方、治安の程度をどのように評価するかについては難しい問題が積みまわっている。というのも、犯罪は多様な現象の集合体であり、万引きのような軽微なものから殺人のような重大なものまでの重大性 (seriousness) の異なる多くのカテゴリーから構成されている。したがって、居住地域の各種の犯罪について発生頻度の分析を試みる際には、単独の指標での比較はできないために本来は犯罪種ごとの多数の数字を見比べなければならない。しかし、そうした煩雑さを避けるため、地域の犯罪発生状況は、all crime（日本で言うところの全刑法犯）として、主要な犯罪発生数を単純に足し上げた指標でしばしば表現される。そして、この all crime に基づいた都市のランク付けなども頻繁に見受けられる。

全刑法犯のような単純集計の利用には、一つの指標を見るだけで済むという利点があるものの、重大性の低く頻度の高い犯罪に全体の結果が左右されやすいという性質があり、これは時として致命的な問題を引き起こすことがある。極端なケースを考えると、軽犯罪がきわめて高水準な都市の方が、重大犯罪が多い都市よりも全刑法犯罪数は大きくなるために、軽犯罪の多い都市のほうが、重大犯罪の多い都市よりも治安が悪いと評価される事態になってしまう。こうした問題を解決・軽減するために、犯罪学者や警察実務家は、犯罪の重大性と発生頻度を考慮したうえで、一つの指標として表現するために犯罪危害 (crime harm) という考えを導入した。この指標の中で代表

的な Sherman et al. (2016) による Cambridge Crime Harm Index (CCHI) では、量刑ガイドライン (sentencing guideline) 各種の犯罪発生件数を tariff (量刑の設定) の starting point (最小), すなわち 刑罰として課される収監日数の長さの下限で重みづけした後, すべての犯罪種における重みづけしたスコアを足し上げ, 犯罪危害を算出する. これにより, より重い刑罰が定められている, したがって社会的に重大な事象と考えられている犯罪の影響を大きくしたまま, 一つの指標によってその都市が犯罪によってどの程度の「危害 (harm)」を被っているか判断できるようになる.

実は, このような犯罪の「量」だけではなく「質」にも着目した評価指標を作成する試みは, 少なくとも半世紀以上前から存在している. 知能の多因子説などで著名な Louis Thurstone は, 種別の異なる犯罪種を一對ずつ比較させる方法を用いて, 犯罪の相対的な重大性を評価している (Thurstone, 1927). ペンシルバニア大学の犯罪・刑事司法研究センター (Center for Studies in Criminology and Criminal Law) の Thorsten Sellin と Marvin Wolfgang は, 少年非行について裁判官や警察官, 大学生などを対象に様々な犯行内容で構成されるリストを提示して個々の非行の重大性を評定させている (Sellin & Wolfgang, 1964). この Wolfgang (1985) では, たとえば「16 歳以下の少年が学校をさぼった」の 0.2 点から「公共の建物に爆発物を仕掛けそれが爆発して 20 人が殺害された」の 72.1 点までのレンジをもつ "severity" のスコア表を作成している¹. 同様の犯罪の重大性評価の試みは, Akman et al. (1967), Normandeau (1966), Rossi et al. (1974), Velez-Diaz and Megargee (1970) などでも行われている. 最近では Ignatans and Pease (2016) が犯罪被害者への調査をもとに重大性を評価し, 時系列的変化を見ている. また, 犯罪のもたらす損害を経済的な価値に換算し, 司法手続きにかかるコスト, 被害回復のためのコスト等を評価する試みも存在する (たとえば, Cohen et al., 1994; Heeks et al., 2018; McCollister et al., 2010; Miller and Mark, 1996). また, 日本でも鶴見絢子 (科学警察研究所) が, 1970 年代に市民や警察官を対象として, 犯罪の悪質性を 11 段階のカテゴリー尺度で評価させる場合と, マグニチュード尺度 (参照基準となる犯罪に対して特定の犯罪が何倍程度悪質か) で評定させる場合とで比較を行っている (鶴見, 1974).

これらの過去に試みられた指標は, 犯罪の危害をそれまでになかった新しい側面から評価することを可能にする反面, 多くの場合, 社会調査や資料調査の実施を必要とするため, 新たな都市に適用する場合には多くのコストやリソースを必要とする. それに対して CCHI は, 量刑ガイドラインを参照するだけでスコアを算出できる. その意味で CCHI は, Sherman et al. (2016) 自身が述べているように, cost test (新たな追加的コストなしで導入可能であるか) をクリアしており, また, 同様に, Sherman et al. (2016) が主張している, 犯罪指標に要求される基準である democracy test (人々の意思を反映した民主的な政府が採用したプロセスを反映しているか), reliability test (時間, 場所, 人などの各分析単位に一貫して適用でき, 同じレベルの危害に対して同じ結果が得られるか) もクリアしている. こうした利点と普及の努力から, Crime Harm Index (CHI) の考えは世界の各都市に広がり, アメリカ合衆国 (Fenimore, 2019; Mitchell, 2019), オーストラリア (House and Neyroud, 2018; Ransley et al., 2018), ニュージーランド (Curtis-Ham and Walton, 2018), デンマーク (Andersen et al., 2018), スウェーデン (Kärrholm et al., 2020) といった複数国での独自

¹ 犯罪の質的側面からの評価をめぐるには, このように seriousness, severity, harm といった研究ごとに異なる用語が用いられるが, これらはいずれも犯罪のもたらす重大な帰結—社会の各主体にもたらすさまざまな負の影響—を評価している点で類似の概念である. 本研究では, 最近において最も普及している harm の語をもって統一して表現する.

版（バリエーション）開発の試みもなされている。CCHI と同様に刑罰および刑期を参照する点では共通しているが、実際の収監日数の平均値（Curtis-Ham and Walton, 2018; Kärrholm et al., 2020）や中央値（House and Neyroud, 2018）を用いるものや、検察官ガイドラインを用いるもの（Andersen et al., 2018）などバリエーションがみられる。また、警察官などによるパトロール（Ariel et al., 2016; Mitchell, 2019）や裁判所による 24 か月間の差し止め命令（Carr et al., 2017）が危害を減じるかといった実務での応用を見据えた実験研究、さらには累犯者の犯罪経歴に対して危害指数を適用してより危害スコアの高い人物を特定し、凶悪犯罪への関与の程度をみるといった用途での試みも見られる（Ratcliffe and Kikuchi, 2018）。

都市・地域研究の観点からは、このような危害の分布がどのような性質をもつのか、とくに件数による単純な犯罪地図とどのような相違が見られるのかや、相違に影響を与えている地域の特性は何であるのか、に関する検討が重要であろう。こうした危害の地理的分布について検討した事例は、単に危害の集中地区を可視化した Kärrholm et al. (2020) から始まり、より詳しい検討を行っている Curtis-Ham and Walton (2017), Fenimore (2019), Macbeth and Ariel (2017), Weinborn et al. (2017) などが存在する。

Curtis-Ham and Walton (2017)は、ニュージーランドの国勢調査集計地区単位で、地区の所得や教育水準、雇用状況等の社会・経済的変数を考慮しながら、特定の犯罪の多寡を考慮した Priority Locations Index による地図と、CHI による危害地図とを比較しているが、前者の指数が特定の住宅地コミュニティの危険度を高く評価するのに対し、CHI がより広範な種類のコミュニティのリスクを評価することを見出している。Fenimore (2019)ではアメリカ合衆国のワシントン D.C.を対象に、イギリスの量刑ガイドラインに則った CHI（つまりオリジナルの CCHI）、アメリカの連邦量刑ガイドラインに則ったアメリカ版 CHI、および Wolfgang (1985) の犯罪深刻度スコアのそれぞれを用いて犯罪を重みづけし、これらと素の件数による密度分布図を比較している。結果として、単純な件数と深刻度スコアによる密度分布図は似て、都心部が高水準となるが、2 種の CHI で示した危害の分布図は、都心以外にも都心から離れたエリアにもリスクがあることを示すことになった。Macbeth and Ariel (2017)は、北アイルランドの北西区を対象に道路セグメント単位で分析を行い、件数ベースの「ホットな」ストリートと危害ベースの「危害の大きい」ストリートと比較しつつ、警察による巡回が両者をどの程度カバーしているかを見ている。イングランドの 15 の州を対象に、道路セグメント単位で件数と危害の分布の異同を比較した Weinborn et al. (2017)では、全ての道路セグメントのうち、1.65%の道路セグメントが3割の犯罪件数と5割の犯罪危害を生み出していること、危害は低い是件数は高水準な従来型の犯罪ホットスポットに対し、件数は低水準だが危害が高水準な「危害スポット」が存在することを確かめた。このように、危害の地理的分布をみた研究は限られている上に、Curtis-Ham and Walton (2017)を除けば可視化による比較に留まっており、たとえば危害の集積地区の検出や、その社会経済的特性の詳細な分析は不足している。

このように犯罪危害指数は、犯罪リスクに関する新たな理解をもたらす一方、指標作成をめぐっては課題が残されている。それは、量刑を基準に設定した数値が、犯罪被害の対象として、また、指標の活用対象として想定されている一般市民の犯罪危害に対する感覚や価値観といったものを必ずしも反映しない点である。このことは、量刑の大きさは民主的手続きを経て定められているものの、市民が直接参加して定められたものではなく、また制定から数十年単位で経過している

ものが多いことにも起因する。したがって、特定の犯罪種に対して、現行の法制度における量刑と市民感覚における適切な量刑の程度には乖離がある場合が少なくない。

2. 目的

上記の議論を踏まえ本研究では、既存の危害指標を参考にしつつ、法制度上の量刑の基準に加え、社会調査の結果を反映した日本版犯罪危害指数の作成を試みる。具体的には、一般市民への質問紙調査を通じて得た各種犯罪に対する主観的な危害評価を用いてウェイト値を算出し、それによって重みづけした危害スコアを、素の犯罪件数や、既存指標である CCHI に則った方法で算出した危害スコアと地図上に可視化しつつ比較・検討する。さらに別の社会調査を用いて、算出方法の異なる危害スコアで作成された地図を提示し、それらの間で地域に対するイメージや居留意向が異なるかを比較・検討する。これらを通じて市民の犯罪危害評価を反映したスコアの有用性について検討し、今後の犯罪発生マップの作成方法や治安評価の基準のあり方について議論する。

既に述べたようにわが国では、鶴見（1974）以降、犯罪種別ごとに市民が感じる重大性を測定した試みは、50年近く行われていないため、その後の変化についての知見は存在せず、またこれを通じた治安評価は初の試みである。くわえて、これまでの研究では取り上げられてこなかった、子や親に対する加害についても評定を求めることで、犯罪が個人にもたらす心理的な損害について、多面的に捉えることを試みた。このような社会調査を通じた指標作成は金銭的コスト・労力を要するものの、近年隆盛する被害者学（victimology）の観点からも重要といえる。

この犯罪危害（crime harm）をめぐって、明らかにされていない重要な問題の一つは、一般的に犯罪が低頻度な状況下での危害のアウトプットがどのようになるか、ということである。CHIのような重大犯罪に重きをおくアプローチでも、軽微な犯罪を含め、犯罪が一般的に低頻度な状況では、単純な発生件数による表現と危害による表現とに差が出ないことや、逆に偶発的なごく低頻度の重大犯罪が全体の傾向に支配的な影響を与えてしまうことなど、さまざまな問題が考えられる。そして、そうした低犯罪頻度状況下における CHI の挙動の性質についての理解なしには、CHI のアウトプット、特に地図表現におけるの正確な理解と、実務への適切かつ効果的な活用を実現することはできない。Mitchell（2019）は、アメリカ合衆国、カリフォルニア州のサクラメントでの「可視性の高い警察活動（high visibility policing）」実験において、第1級犯罪（Part I crime）の CHI のアウトカムを対象に効果検証を行っているが、そのような犯罪のうち、低頻度だが危害の大きい凶悪犯罪のみに絞って統計的検定にかけた場合では、警察活動の介入の効果が見られなかった。これは統計的な検出力の問題、すなわち暴力犯罪が低頻度である（つまり n が小さすぎる）ことに起因する。その際、Mitchell（2019）は、低頻度—高危害な重大犯罪があまりに少ない場合には、CHI が示す犯罪分布と素の件数が示す分布とが類似すると推測している。これは CHI の算出方法からも自明で、頻度と危害のウェイトのバランスの関係で、重大犯罪の頻度がゼロに近づくとき、いくら大きなウェイトを重大犯罪にかけても軽度の犯罪の頻度による影響力が大きく、結果的には単純な件数による表現と差が見られない事態が起こりえる。どの程度の頻度でこのようなことが起こるのかはシミュレーションによっても確かめられるが、実際に存在する国・地域の犯罪発生水準や社会的状況のもとで危害のアウトプットを検討することで、対象とする国や地域により適切な政策上の示唆が得られる。日本は国際的にみて顕著に犯罪発生率が低い状況にあるために、上述の低

頻度状況下での CHI の問題は直接的に関係している。そのため独自の検討が要請されるといえる。

また犯罪が低頻度な状況では、犯罪危害に基づいた政策的優先度の判断も慎重になるべき場合があることが指摘されている。Weinborn et al. (2017) は、ある年に同様に危害スコアの高い「ホットスポット」となった場所でも、軽犯罪が数百件発生していることでスコアが高くなっているストリートと、ある家で 2 人が殺される事件（2 件の殺人として件数）が発生したことでスコアが高くなったストリートとでは、犯罪予防政策上の含意は大きく異なると主張した。前者は、窃盗などを誘発しやすい構造的要因をもつことが推測され、翌年以降も同様の危害を生み続ける可能性がある。一方、ある年に偶発的に殺人が起きたことで危害スコアが高まった場所は、翌年にはスコアが極端に低くなるかもしれない。彼らは「危害が悲劇的な、しかし孤立した出来事の結果であった地域に資源を集中させることになりかねない—言い換えれば、私たちは実際の傾向ではなく、異常値を扱うことになる」として、犯罪危害指標 (crime harm index) のみで考えることの危険性を指摘している。

つまり、単純な数理的メカニズムにより、犯罪が全般に低頻度な社会では、高危害な凶悪犯罪 1 件の偶発的な発生が、ある年における犯罪分布全体の様相を左右しうる。加えて、Sherman (2007) が指摘するように、危害スコアの高い場所は決して「手の届きやすい果実 (low-hanging fruit)」ではなく、むしろ往々にして、介入の難しい対象である。ゆえに、このスコアが示す政策上の意味は、スコアが実際にどのような犯罪によって高くなったのか、を吟味しつつ、さらに当該地域がおかれている地域の機能や役割・構造、社会・経済的特性や住民の人口統計的変数、行政の介入の経緯や現状など、さまざまな文脈に沿って解釈する必要がある。

本研究は、市民の各種犯罪に対する感覚を反映した危害指標の作成と、その評価を目指して各種の調査・分析を行った。それらは大きく 3 つの小研究に分けられる。

まず、研究 1 では、危害指数のもつ性質を確かめるために、既存の危害指標をもとに日本での量刑基準の危害指数 (CHI) を算出し、これに基づいた危害地図を作成、素の全刑法犯認知件数に基づく地図表現と分布状況を比較し、評価を行った。次に研究 2 では質問紙調査を実施し、これによって得た市民による犯罪評価を反映した危害指標を作成、CHI や素の件数による分布と比較し、その規定要因を探索している。最後に研究 3 では、市民の犯罪危害評価に基づく指標により作成された地図、CHI に基づく地図、素の件数に基づく地図を、東京都区部（以下、23 区）に在住する者に Web 調査を通じて提示し、地域に対するイメージや居住意向が指標・地図間で異なるかを分析した。

3-1-1. 研究 1 の方法

ここでは、先進国の中でも犯罪発生が低頻度である²日本の東京都を対象として、犯罪危害

² UNODC の統計 (<https://data.unodc.org/>) によると、日本でデータが確認されている最新の 2016 年の米国と日本の人口 10 万人当たりの警察記録犯罪件数は、強盗が 59.9 件（平均 322.7 件、日本は 78 か国中 57 位）、自動車盗が 28.1 件（平均 98.8 件、日本は 79 か国中 47 位）、窃盗が 293.1 件（平均 871 件、日本は 85 か国中 58 位）、加重暴行：19.1（平均 115.2、日本は 99 か国中 64 位）、強盗：1.8（平均 109.2、日本は 99 か国中 93 位）、性暴力：5.6（平均 46.4、日本は 99 か国中 5 位）、窃盗：1.8（平均 109.1、日本は 99 か国中 5 位 6（平均 46.4、93 か国中 77 位）、殺人 0.3（平均 7.9、130 か国中 125 位）、詐欺 32.1（平均 254.0、53 か国中 42 位）であった。

の地理的な分布・集積の状況、および危害の分布に関連する地域特性を確かめつつ、これを単純な件数によって集計した犯罪の分布と比較し、異同についての考察を行う。CCHI が適用できるかどうかを確かめるというより、これを犯罪が相対的に低頻度な大都市に適用した場合に、犯罪現象をどのように描き出せるのかを注意深く観察するものである。既に述べたように、日本における犯罪発生件数は、諸外国と比較して少なく (Roberts, 2008; Roberts and LaFree, 2004)、特に銃犯罪をはじめとした凶悪犯罪は欧米よりも相当に低い水準にあるため、欧米を中心とした既存の CHI 研究の知見をそのまま導入することには問題が生じる可能性が大きい。このような状況下で、犯罪を CHI と素の件数それぞれで表現した場合、両者に差が見られるのかを、市民に対する質問紙調査を行う前に確かめておく必要がある。

研究 1 では、CHI と素の件数による表現の異同を調べるためにまず、地区の順位付け、ならびに地理的な関係を考慮しない相関係数を調べることにした。次に、両者の指標値に基づき、地理的な位置関係を考慮しない偏在の度合いと、地理的な位置関係を考慮した集積の度合いを調べた。これには、やはり犯罪分析研究で頻繁に利用されている、資源 (今回の場合、犯罪の頻度もしくはは危害指数) の配分の公平性の指標であるジニ係数と、指標値の地理的集積の程度を示す Global Moran's I を用いた。さらに、地理的な集積が都市のどこに見られるのか、またそれが時間によってどのように移り変わるのかを観察するため、時空間クラスタを検出し、異同を見た。最後に、CHI と素の件数それぞれの多寡に関連する都市の特徴を検討するため、回帰分析を行った。想定される都市の特徴は多岐にわたるため、主成分分析で変数の合成による次元縮約を行った上で分析した。

分析は、東京の特別区、23 区に絞って分析を行った。分析単位は、23 区に存在する 77 の警察署管轄地区であった。対象となった 23 区と 77 管轄地区の対応、および 77 地区の人口と面積は表 1 に示した。なお、地区 14 の東京湾岸地区に存在する離島は人工島であり、約 8 割を江東区、約 2 割を大田区が保有しているが、管轄はすべて東京湾岸署となる。

分析には、2010 年から 2019 年までの 10 年間の犯罪データを用いた³。分析に用いられた犯罪種別の数は 32 で、総数は 10 年で 1106824 件となった。なお、統計表には「その他」というカテゴリーが存在するが、これには多様な罪種が含まれているために危害指数のウェイトが計算できないこと、年間 10 件に満たない発生頻度であることから、分析から除外した。回帰分析に用いたデモグラフィック情報などのデータは、表 2 に示す通りである。

次に、既存研究で用いられた CHI の日本版の構成方法について述べる。本研究では、日本の刑法典をもとに、Cambridge Crime Harm Index (CCHI) を再現することを試みた。CCHI では、条文に規定された刑期 (収監日数) の下限を harm のウェイトとして設定する。Financial penalty の場合は、規定された金額の罰金などを稼ぐのに、最低賃金で何日間働く必要があるかを計算し、harm のウェイトとしている。日本の刑法では、一部の刑、特に重い刑罰が想定される犯罪の場合、刑期の下限が示されておらず、代わりに上限が示されている。また、fine や minor fine については、基本的に上限のみが示されている。そのため、以下のようなルールでウェイト設定を行った。

- ① 最短の懲役刑が指定されている場合は、日数に換算して点数として設定した。

³ データは警視庁の Web サイト (https://www.keishicho.metro.tokyo.jp/about_mpd/jokyo_tokei/tokei/index.html, in Japanese) からダウンロードした。

- ② 最低刑期が定められていないものについては、罰金・科料に言及がある場合は、それを適用した。ここでは、労働時間を 1 日 7 時間と仮定している。
- 科料は最低 1,000 円、最低賃金は日本の平均で 902 円⁴。1000 円を稼ぐには 2 時間の労働が必要とみなし、ウェイト値は $(365/365) \times (2/7)$ とした
 - 罰金は最低でも 1 万円であり、最低賃金では 12 時間の労働を必要とするため、ウェイト値は $(365/365) * (1+5/7)$ とした
- ③ 上記のいずれにも該当しない場合は、懲役刑の下限である 1 ヶ月を用い、 $365 \times (1/12)$ をウェイト値とした
- ④ 住宅侵入盗と侵入強盗については直接の記載がない（つまり、侵入を伴う窃盗・強盗であるかの別がない）ため、単純に住居侵入罪の刑（最低刑は罰金）のウェイト値を窃盗、強盗それぞれのウェイト値に加算した。

そのほか、「汚職」はいくつも種類があるが、刑罰として最も軽いもの（第九十三条：第九十三条 公務員がその職権を濫用して、人に義務のないことを行わせ、又は権利の行使を妨害したときは、二年以下の懲役又は禁錮に処する）として、有期禁錮（1 ヶ月以上 20 年以下）の下限である 1 か月を採用した。

表 3 に算出された日本版 CHI のウェイト値、および犯罪種別ごとの 10 年間における発生頻度の合計を示した。おおむね、頻度が低い罪種のウェイト値が高くなっているが、盗品や汚職、背任のように頻度もウェイト値も低い罪種も複数存在している。

最後に、分析手法に関して述べる。まずは管轄地区ごとに 10 年間の犯罪件数の単純な総数と、計算された危害指数の値を並べ、両者における管轄地区の順位の違いをみる。これにより、単純な件数で見た場合と危害で見た場合とで、順位が変わる管轄地区が存在するのか、またそれはどのような管轄地区なのかを確認することができる。

次に、77 の管轄地区について、犯罪件数と危害スコアの Pearson の積率相関係数を計算し、10 年間のあいだに両者の相関がどの程度変化したのを見ることで、両者の差が、時を追うにつれて大きくなったか、または小さくなったのかを確認する。犯罪リスク分布の偏在・集積状況については、まず、犯罪件数と危害スコアのそれぞれについて、Gini 係数を各年で算出して比較する。これによって、特定の管轄地区への犯罪の偏在状況が、件数で見た場合と危害で見た場合とで異なるかを確認できる。ジニ係数は以下の数式により算出された。

$$Gini = n^{-1} \left(2 \sum_{i=1}^n rank \cdot y_i - n - 1 \right) \quad (1)$$

ここで、 $Gini$ はジニ係数を表し、 n は管轄地区の総数、 y_i は管轄地区 i における犯罪発生件数、もしくは危害スコアの全体に占める割合、 $rank$ は犯罪発生件数、もしくは危害スコアで並べ替えたときの管轄地区の順位を示す。Gini 係数は 0 から 1 の間の値をとり、大きい値であるほど限られた少数

⁴ 厚労省の発表する令和元年度地域別最低賃金

(https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/roudoukijun/minimumchiran/) の全国加重平均額

の管轄地区に犯罪，または犯罪危害が偏在していることを示す．さらに，犯罪リスクの地理的集積を確認するために Moran's I 統計量 (Moran, 1950; Cliff and Ord, 1971) を算出した (式 2)．

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

表 1 警察署管轄地区と 23 区の対応

ID	管轄地区名	区名	人口	面積 (km ²)	ID	管轄地区名	区名	人口	面積 (km ²)
1	麴町	千代田区	31439	4.5	15	品川	品川区	68719	3.8
2	丸の内		145	3.8	16	大井		109475	5.5
3	神田		12884	1.7	17	大崎		66563	3.3
4	万世橋		13938	1.4	18	荏原		142049	5.6
5	中央	中央区	19434	2.3	28	目黒	目黒区	138792	7.2
6	久松		35562	1.7	29	碑文谷		137496	7.4
7	築地		23298	2.5	19	大森	大田区	139791	10.0
8	月島		62884	2.4	20	田園調布		152859	9.5
9	愛宕	港区	16405	3.0	21	蒲田		216555	12.8
10	三田		58188	3.8	22	池上		209201	10.8
11	高輪		70593	4.8	23	東京空港		1	14.4
12	麻布		56294	3.8	24	世田谷	世田谷区	219419	10.7
13	赤坂		35797	4.3	25	北沢		167631	9.3
33	牛込	新宿区	103906	5.2	26	玉川		222158	15.8
34	新宿		90512	5.0	27	成城		294138	22.3
35	戸塚		103135	4.9	30	渋谷	渋谷区	77814	5.7
36	四谷		36007	3.1	31	原宿		25326	2.4
42	富坂	文京区	67838	3.4	32	代々木		121393	7.0
43	大塚		52937	3.0	37	中野	中野区	149409	6.2
44	本富士		44789	2.6	38	野方		178806	9.4
45	駒込		54160	2.4	39	杉並	杉並区	183880	9.6
58	上野	台東区	24590	2.6	40	高井戸		198235	13.3
59	下谷		57858	2.4	41	荻窪		186057	11.3
60	浅草		64129	2.9	46	巢鴨	豊島区	103257	4.0
61	蔵前		51496	2.2	47	池袋		60593	2.7
71	本所	墨田区	139000	6.5	48	目白		127317	6.3
72	向島		117274	7.2	49	滝野川	北区	96139	5.0
14	東京湾岸	江東区	51009	22.7	50	王子		112841	6.3
69	深川		214270	11.8	51	赤羽		132096	9.4
70	城東		238889	13.7	65	千住	足立区	75187	4.2
62	尾久	荒川区	64256	3.3	66	西新井		234735	21.1
63	南千住		49824	2.7	67	竹の塚		150596	13.8
64	荒川		98184	4.3	68	綾瀬		208512	14.0
52	板橋	板橋区	213476	10.0	73	亀有	葛飾区	245937	20.0
53	志村		176128	9.7	74	葛飾		194462	14.6
54	高島平		172312	12.5	75	小松川	江戸川区	278314	20.5
55	練馬	練馬区	243456	13.6	76	葛西		250714	17.3
56	光が丘		195170	13.2	77	小岩		155876	11.7
57	石神井		278921	21.0					

表 2 回帰分析に用いた独立変数

Code	変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
X1	管轄地区面積 (km ²)	8.0	5.7	1.4	22.7
X2	夜間人口	120425.1	78022.9	1	294138
X3	昼間人口 (推定値)	156279.5	64082.6	41649	352307
X4	高齢 (65 歳以上) 男性人口	11174.81	7729.01	0	27775
X5	高齢 (65 歳以上) 女性人口	14769.75	10047.58	0	37096
X6	若年 (15~24) 男性人口	5630.01	4010.62	0	15349
X7	若年 (15~24 歳) 女性人口	5536.09	3944.92	0	14474
X8	年少 (<15 歳) 人口	13014.0	9494.1	0	38106
X9	ホワイトカラー人口	11560.4	7086.2	0	28915
X10	ブルーカラー人口	8999.1	7973.3	0	33860
X11	外国人人口	2139.0	1458.6	0	7360
X12	居住流動性 (居住期間 5 年未満の人口)	25982.3	16823.8	0	78563
X13	単身世帯数	31491.8	18409.4	0	66749
X14	持ち家世帯数	27683.2	17635.1	0	69067
X15	戸建て世帯数	15372.1	12960.4	0	52745
X16	低層住宅世帯数	8239.8	8451.5	0	31905
X17	中高層住宅世帯数	36263.4	19787.7	0	90297
X18	卸売業・小売業事業所数	1646.7	787.6	127	4167
X19	宿泊業・飲食業事業所数	966.2	538.8	111	3290
X20	駅の数	9.6	4.7	2	28
X21	バス停の数	62.2	41.1	14	200
X22	公園の数	45.91	41.56	0	162
X23	公園面積 (km ²)	0.3	0.4	0	1.4
X24	大学・短大・高専の数	2.3	2.9	0	15
X25	映画館の数	0.9	2.2	0	15
X26	博物館の数	2.4	2.5	0	10
X27	図書館の数	3.0	1.8	0	8
X28	自転車駐輪場の数	13.3	10.0	0	41
X29	都営住宅の数	13.0	17.6	0	103

Note: 各変数のデータソースと測定年は以下の通り。国数値情報 (<https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>) のデータは X1 (2012), X1 (2019), X19 (2010), X20 (2010), X21 (2013), X22 (2014), X23 (2013), 2015 年の国勢調査 (<https://www.e-stat.go.jp/>) のデータは X2, X4, X5, ..., X15, 2014 年の経済センサスのデータ (<https://www.e-stat.go.jp/>) のデータは X16, X17, 東京オープンデータカタログ (<https://portal.data.metro.tokyo.lg.jp/>) のデータは X3 (2015), X24 (2020), X25 (2017), 東京住宅政策本部ホームページ (https://www.juutakuseisaku.metro.tokyo.lg.jp/juutaku_keiei/264-00toeidanchi.htm) のデータは X26 (2020)。

表 3 危害ウェイト値, および犯罪種別ごとの認知件数 (2010~2019 年の合計)

犯罪種別	ウェイト値	件数	犯罪種別	ウェイト値	件数
侵入強盗_殺人	10951.7	14	恐喝	30.4	3184
非侵入強盗_殺人	10950.0	8	横領	30.4	1391
侵入強盗_強制性交等	2556.7	30	盗品等	30.4	912
非侵入強盗_強制性交等	2555.0	29	汚職	30.4	17
侵入強盗_傷人	2191.7	140	侵入窃盗	3.4	46545
非侵入強盗_傷人	2190.0	1025	非侵入窃盗_計	1.7	753139
侵入強盗_普通	1826.7	693	傷害	1.7	24957
非侵入強盗_普通	1825.0	1458	住居侵入	1.7	7855
強制性交等	1825.0	1397	公務執行妨害	1.7	4532
殺人	1825.0	752	背任	1.7	52
放火	1825.0	558	凶器準備集合	1.7	8
傷害致死	1095.0	65	器物損壊等	0.3	105238

強制わいせつ	182.5	6277	占有離脱物横領	0.3	44817
詐欺	30.4	53316	暴行	0.3	36499
偽造	30.4	5394	公然猥褻・猥褻物陳列	0.3	2755
脅迫	30.4	3569	賭博	0.3	198

I は Moran's I 統計量, n は管轄地区の総数, x_i と x_j は管轄地区 i, j における犯罪発生件数, もしくは危害スコア (ただし, $i \neq j$), \bar{x} は x の平均, w_{ij} は空間重み行列で, 管轄地区 i と j が隣接しているかを $1/0$ の行列で表現している. Moran's I 統計量は -1 から 1 の間の値をとり, 1 に近いほど正の自己相関, すなわち, 注目している変量の値が空間的に近接したユニット同士で高い傾向があることを意味する. 負の自己相関が見られる場合, 空間的に近接したユニット同士で相反する値をもつ. 本分析では, 隣接しているかどうかは管轄地区同士のエッジが接しているかどうか (いわゆるクイーン型の接続行列) で定義した. 空間的自己相関が統計的に有意であるかの診断については, 変量 x について漸近正規性を仮定した上で, Z 検定を行った.

時空間スキャン統計量に関しては, Kulldorff et al. (2005) による時空間順列スキャン統計量 (space-time permutation scan statistic) を用いて犯罪件数, 犯罪危害それぞれの地理的集積が見られる管轄地区のクラスタを検出した. 時空間スキャン統計量は, 空間的スキャン統計量を時間軸上に拡張したものであり, 時間的・空間的な広がりをもつ円筒状の領域を, 大きさをさまざまに変えながら, すべての領域 (ここでは警察管轄地区) を通るように移動させ, 円筒領域の内外でイベントの発生数を調べて尤度比を求め, 統計量を算出する. Kulldorff et al. (2005) の順列スキャン統計量では, 式 3 のポアソン近似のもと一般化尤度比 (GLR : Generalized Likelihood Ratio) を用いている.

$$GLR = \left(\frac{c_A}{\mu_A} \right)^{c_A} \left(\frac{C - c_A}{C - \mu_A} \right)^{(C - c_A)} \quad (3)$$

ただし, c_A は円筒領域 A に含まれるイベントの観測数, μ_A は円筒領域 A に含まれるイベントの期待数, C は分析期間中の全地区におけるイベントの観測数である. 実際には, 式 3 の対数をとった値について, 帰無仮説に基づき乱数生成したモンテカルロ・シミュレーションを用いて p 値を導出する. なお, 観測数はゼロまたは正の整数のみとなるため, 便宜的に危害スコアの小数点以下を切り捨てて計算を行った.

回帰分析については, 管轄地区の 10 年分の犯罪件数, もしくは危害スコアの累積を従属変数として表 2 に示した社会経済的・物理環境的特性を表す変数に回帰する分析を行い, 件数と危害に関連する都市の特徴が異なるかどうかを検証した. 犯罪学理論を参照し, 考えうる変数を設定した. X1, X4, X5, X6, X16 から X26 は主に犯罪生成/誘引要因 (crime generators/attractors) と関連する変数である. 犯罪生成/誘引要因は, Brantingham and Brantingham (1995) の提唱した犯罪発生が高水準となる場所や状況に関する概念であり, 前者は犯罪の潜在的ターゲットの多く集まるところ, 後者は犯罪性向の高い者が集まりやすいところを指す. また, X3 は犯罪生成要因と関連する一方で, 守り手の存在 (guardianship) とも関連する. 守り手の存在は, Cohen and Felson (1979) が提唱した日常活動理論 (routine activity theory) において, 犯罪の魅力的な対象 (suitable target) を見守る守り手の存在を指すものであり, 犯罪を抑止する方向に働くものである. 昼間の時間帯に人通りが

多いことが人目の多さにつながることから、昼間人口は守り手の存在の代理変数とみなせる。7 から X15 までは、Sampson and Groves (1989)などが犯罪との関連性を指摘する地区の社会経済的地位 (socioeconomic status)、民族異質性 (ethnic heterogeneity)、居住流動性 (residential stability)、家族解体 (family disruption)、都市化 (urbanization) の代理変数である。これらは、Shaw and McKay (1942) の社会解体論 (social-disorganization theory) や Kasarda and Janowitz's (1974) のコミュニティ愛着のシステミックモデル (systemic model of community attachment) に由来しており、地域のインフォーマル社会統制 (informal social control) の水準と関連する。これらの変数は、地域の社会経済的要因と犯罪 (多くは住宅侵入盗) との関連を調べた既往研究で、東京を対象としたもの (e.g. Amemiya, 2013; Hino and Kojima, 2007; Uesugi and Hino, 2015) あるいは東京とその近郊の中～大規模都市を対象とした研究 (e.g. Uesugi et al., 2018) でも用いられている。

ところで、本分析では 77×29 と、分析単位の数に比して説明変数が多く、互いに関連する変数も含まれていることから多重共線性の問題も懸念される。このような場合、通常の回帰分析ではパラメータ推定が不安定や不適切になる可能性がある。一方で、すべての変数は既存研究や理論に基づき重要性が明らかに変数のため、VIF 等による変数選択を行うことで、いたずらに変数を取り除くことも好ましくない。そこで、変数をいくつかの主成分として合成する主成分分析を行い、その主成分を独立変数として回帰分析を行った。主成分回帰では、成分が直交しているため VIF の問題が発生せず、また (偏) 回帰係数の解釈も容易である⁵。主成分分析の解 (固有ベクトル) は、相関行列から求めた。回帰分析のパラメータは最小二乗法を用いて求めた。

時空間順列スキャン統計量の計算については、Kulldorff の開発した SaTScan ver. 9.7 を用いた。それ以外の計算には、統計解析環境 R ver. 4.0.2 を用いた。Moran's *I* 統計量の計算には spdep パッケージの moran.test を用いた。主成分分析には、prcomp 関数を用いた。

3-1-2. 研究1の結果

2010 年から 2019 年における 10 年間の集計されたデータを用いた犯罪の単純な件数、および危害スコアをもとに 77 の管轄地区を順位付けしたものを上位 20 位まで示す (表 4)。あわせて、図 1 に 10 年分の件数/危害スコアの累積による主題図を示す。また、Appendix の図 A1.1 と図 A1.2 に 2010~2019 年の各年における件数/危害スコアの主主題図を並べて示した。上位 20 位のランキングを見ると、件数と危害で細かい順位は入れ替わっているものの、おおむね件数で上位にある地区は危害でも上位にある傾向が見てとれる。ただし、件数では 3 位にあった蒲田署管轄地区 (id: 21) は、危害スコアでは 8 位に落ちている。一方、本所署管轄地区 (id: 71) などは件数では 16 位に位置していたが、危害スコアでは 7 位にまで上昇している。蒲田、本所ともに、東京の中では古い街並みの残る街といえるが、前者では窃盗犯が多く、後者では凶悪犯罪が多い。そのため、後者の危

⁵ 犯罪のような件数ゼロのユニットが多いカウントデータ (非負の整数のみをとるデータ) にポアソン分布や負の二項分布を仮定するケースは多いが、本研究で算出した危害スコアは小数点を含む数値となり、整数値ではなかった。また、負の二項回帰を含む通常の (変数を縮約しない) 回帰分析には、多数の独立変数を含む場合には偏回帰係数の解釈が困難になるという問題がある。なぜなら、偏回帰係数とは他の独立変数により当該独立変数を回帰した場合の残差から従属変数を予測する場合の回帰係数を意味するため、本研究のように独立変数が多い場合、回帰係数の意味を具体的に解釈することはほぼ不可能となるからである。主成分回帰は、独立変数同士を直交化させることでこの問題を回避し、新たな独立変数としての主成分の解釈を他の主成分とは独立に行うことを可能とする。

害スコアが相対的に高い値となっている。なお、件数、危害ともに最大の値を示しているのは、わが国有数の歓楽街である歌舞伎町を擁する新宿警察署地区である。件数における 1 位と 2 位の差は 45812 と 34805 と 1.3 倍程度の差であるが、危害スコアでみると倍以上の差となっている。地図については、件数ではビジネス街にあたる中心部の管轄地区を囲むように犯罪発生水準の高い地区が分布する傾向にあるが、危害では地図西部の水準が全体的に低くなっている。とはいえ、全体的な分布傾向はよく似ている。各年の地図における差は顕著であり、件数は 10 年間のうちに全体的な分布傾向がほとんど変わらないが、危害は明らかに高い水準を示す地区が年を追うごとに減っている。

図 2 には、77 地区すべてにおける件数と危害スコアの 10 年の時系列を示す。ここでも 2 つの指標には差が見られ、前者は絶対的な値として単調減少といえるのに対し、後者に関しては 2014 年にスパイクが見られ、少し複雑な変化の傾向が見られる。各年における 77 地区の件数および危害スコアの基礎的な統計量、および両者の値の相関を示したものが表 5 である。件数、危害ともに絶対的な値は減少傾向にあるが、件数は 10 年で 45% 程度減少しているのに対し、危害は 25% 程度しか減少していない。標準偏差に注目すると、前者では単調減少しているのに対し、後者ではそのような単純な傾向が見られず、値が上下動しているのがわかる。相関は 10 年間、常に統計的に有意な値を示すものの、2010 年時点ではきわめて高い相関を示していた 2 つの指標は、2019 年には中程度の相関にまで低下している。

表 4 刑法犯認知件数／危害スコアの順位上位 20 の地区まで（カッコ内の数値は地区 ID）

順位	件数降順	危害スコア降順	件数・計	危害スコア・計
1	新宿 (34)	新宿 (34)	45812	1130523.8
2	渋谷 (30)	池袋 (47)	34805	504220.0
3	蒲田 (21)	渋谷 (30)	30090	483756.6
4	葛西 (76)	葛西 (76)	29953	419037.6
5	池袋 (47)	小松川 (75)	29379	414458.6
6	小松川 (75)	西新井 (66)	27643	388806.5
7	西新井 (66)	本所 (71)	26405	366061.1
8	亀有 (73)	蒲田 (21)	25407	358532.8
9	城東 (70)	亀有 (73)	24780	347149.1
10	石神井 (57)	板橋 (52)	24514	343687.8
11	板橋 (52)	綾瀬 (68)	24272	337826.7
12	成城 (27)	城東 (70)	24037	336248.0
13	練馬 (55)	成城 (27)	22507	317614.8
14	綾瀬 (68)	葛飾 (74)	22495	314653.7
15	葛飾 (74)	石神井 (57)	22354	303218.8
16	本所 (71)	世田谷 (24)	21761	301169.3
17	高島平 (54)	小岩 (77)	19580	299487.6
18	世田谷 (24)	麻布 (12)	18772	288864.0
19	竹の塚 (67)	赤羽 (51)	18383	283983.6
20	光が丘 (56)	杉並 (39)	17868	271880.7

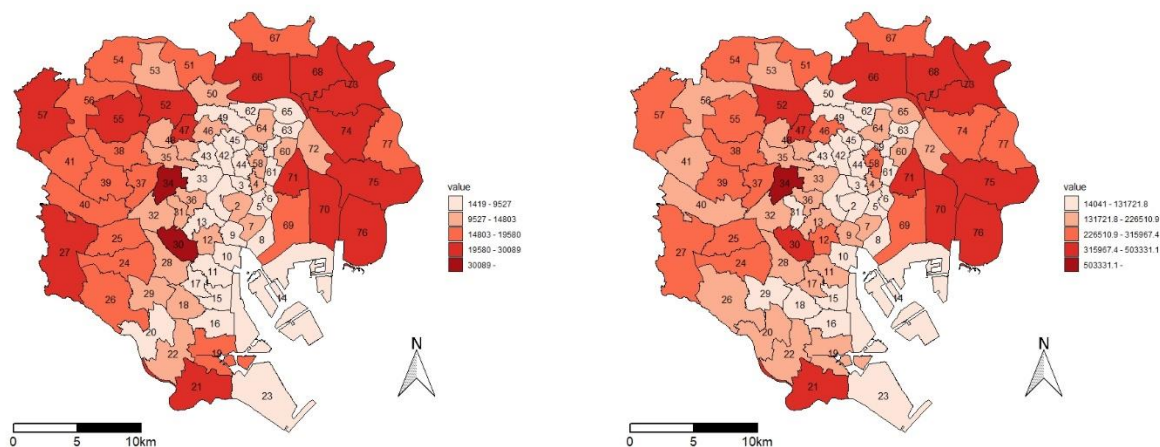


図1 東京 23 区の 2010~2019 年における刑法犯認知件数 (左) / 危害スコア (右) 累計による主題図

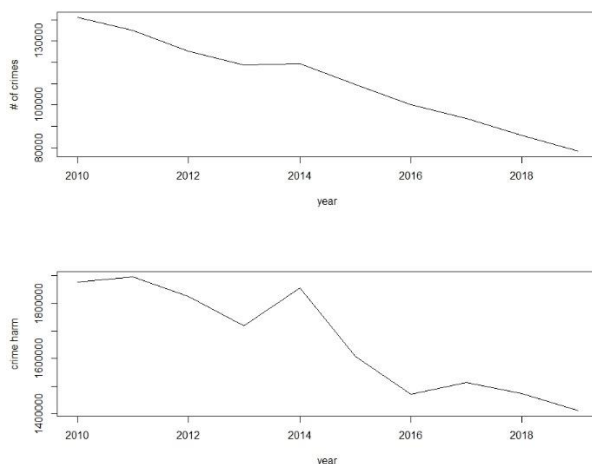


図2 77 地区における 10 年間の刑法犯認知件数 / 危害スコア時系列

表 5 刑法犯認知件数 / 危害スコアの基礎統計量, および Pearson の相関係数

n	Sum		Mean		S.D.		Min		Max		相関係数	
	件数	危害	件数	危害	件数	危害	件数	危害	件数	危害		
2010	77	141034	1876393.8	1831.6	24368.8	1092.0	15886.7	129	2290.4	6063	91891.1	0.904***
2011	77	135020	1894575.6	1753.5	24604.9	1047.6	16900.4	152	1147.9	5456	98090.1	0.884***
2012	77	125185	1823986.3	1625.8	23688.1	955.3	17576.4	153	647.8	5374	102084.6	0.855***
2013	77	118834	1719351.1	1543.3	22329.2	910.0	16873.9	151	992.1	4790	105691.2	0.897***
2014	77	119475	1855326.5	1551.6	24095.2	900.5	18834.5	163	922.9	4616	141300.1	0.806***
2015	77	109627	1607466.7	1423.7	20876.2	832.6	16601.5	163	1037.2	4620	115659.0	0.836***
2016	77	100123	1471794.7	1300.3	19114.2	730.0	14830.2	141	666.9	3912	117916.7	0.789***
2017	77	93623	1512497.5	1215.9	19642.8	694.7	13292.4	133	657.3	3610	76690.4	0.864***
2018	77	85628	1473937.4	1112.1	19142.0	668.6	18874.0	110	2463.2	3922	154569.4	0.793***
2019	77	78275	1411365.2	1016.6	18329.4	595.3	16640.8	124	3218.9	3449	126631.2	0.753***
Total	77	1106824	16646694.8	14374.3	216190.8	8343.4	150460.1	1419	14044.6	45812	1130524	0.912***

Note: *** $p < 0.001$.

表 6 ジニ係数, および Moran's I 統計量

	Gini		Moran's I	
	件数	危害	件数	危害
2010	0.349	0.372	0.259***	0.214***
2011	0.354	0.391	0.302***	0.254***
2012	0.343	0.389	0.259***	0.210***
2013	0.346	0.402	0.240***	0.124*
2014	0.343	0.390	0.242***	0.136**
2015	0.342	0.403	0.228***	0.106*
2016	0.331	0.367	0.218***	0.103*
2017	0.336	0.372	0.214***	0.050
2018	0.339	0.403	0.144*	0.048
2019	0.331	0.410	0.138*	0.053
Total	0.340	0.352	0.233***	0.134**

Note: *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$.

表 6 には、危害スコアと素の件数のジニ係数、およびグローバルな Moran's I 統計量を示した。地理的な近接関係を問わず件数や危害の偏在の度合いを見るジニ係数では、その大きさは素の件数、危害スコアともにそれほど大きくなく、中程度となっている。ただし、危害スコアの方が概ね偏在の度合いが大きい。一方で、Moran's I を見ると、地理的な集積の度合いは、素の件数、危害スコアともに 2010 年時点から（統計的に有意ではあるものの）小さい空間的自己相関を示すものとなっており、最近に近づくほど小さくなる。さらに、危害スコアでは直近の 3 年は空間的自己相関の値は有意ではなくなっており、ジニ係数とは異なる傾向を示す。これらのことから、危害の地理的分布は、特定の地区に偏在は見られるものの、スコアの高い地区が地理的に集積しているわけではなく、むしろ分散しており、その傾向は最近であるほど顕著であるといえる。

図 4 には、件数と危害のそれぞれについて、時空間順列スキャン統計量を用いて検出した統計的に有意なクラスタの集積範囲と期間を示している。検出されたクラスタの数は、素の件数では 4 つ、危害スコアでは 7 つとなり、後者では前者より空間的に小規模なクラスタが複数検出された。地図の北西部に着目すると、件数では一つの時空間クラスタを形成している領域が、危害では複数のクラスタが検出されていることがわかる。これより、危害の地理的集積は、より移ろいやすい (transient) であることが見てとれる。

ここまでをいったんまとめると、基礎統計量や件数—危害間での順位変動、時間変動、空間分布などを見ると、件数と危害の 10 年における地理的分布や時系列変化は全体的な傾向は似ているようで、年ごとの比較では差異が見られる。相関係数の変化から、両者の類似の度合いは年を追うごとに減少し、かつ危害は件数よりも絶対的な値そのものの減少率も小さく、同じ年における分散は値の上下動を繰り返している。件数が約 10 年において絶対数がほぼ半減し、分散も小さくなっていったことを考えると、都市の中での危害は犯罪総数が減少する中でも地区間での変動を複雑に繰り返していることが推測される。

件数と危害の違いは、ジニ係数や Moran's I を用いた分析からも読み取れる。この 2 つの指標の 10 年間の変化からは、件数と危害の偏在の度合いは 10 年を通して中程度のままほぼ変わらないながらも（危害の方がわずかに高いまま）、危害の地理的な集積傾向は年々弱くなり、ついには消失している。また、危害のジニ係数は件数が 10 年間ほぼ減少傾向にあったのに対し、わずかながら上昇している様子も見られる。危害は低頻度かつ重大な犯罪が発生するか否かによって左右されるが、危害の分散が上下動を繰り返すこととあわせて考えると、凶悪犯罪は減少しつつ少数のユニ

ット間で地区を変えながらも根強く残っている様子が垣間見える。また、Moran's I の挙動から、凶悪犯罪が多い地区同士は、地理的領域としては隣り合って存在しているわけではない、ということがわかる。この点が件数と異なっているのは、地図を見てもわかりやすい。10年間で総数が45%もの減少を見せた件数は、地図としては10年を通してその様相がほとんど変わっておらず、地理的な集積傾向は弱まりつつも統計的に有意なままである。

時空間集積が見られる具体的なエリアは、東部、北西部、中心部のクラスタが件数、危害両者に共通しているように見えるが、細かい部分では違いが見られる。たとえば、危害による時空間クラスタは、新宿 (id: 34, 以下同様)、池袋 (47) 署管轄地区などを含んでいて、犯罪発生水準の高い都心の繁華街エリアを捉えている。北部のクラスタに着目してみると、件数では西新井 (66)、竹の塚 (67)、綾瀬 (68) 地区から構成される、ほぼ足立区に相当するクラスタが見られたが、危害ではその一部が東部のクラスタに併合されている。一方で危害の場合は、巢鴨 (46)、滝野川 (49)、王子 (50)、赤羽 (51) といったほぼ北区に相当するクラスタが見られている。この北区は、足立区と隣接しているものの、メインの鉄道路線が多く通っていることから都心へのアクセシビリティがよく、時間距離としては都心部に近いエリアといえる。

最後に主成分回帰の結果を示す。表 7 には主成分分析の結果を示す。累積寄与率 90%となる主成分 8 (pc8)までを採用した。太字で示した主成分負荷量の高い独立変数の構成から読み取ると、pc1: 比較的古くからある住宅街、pc2: 倉庫街の多い地区、pc3: 閑静な住宅街、pc4: 資本流入地区、pc5: 外国人が多く居住する地区、pc6: 鉄道輸送のハブがある地区、pc7: 文化の中心地、pc8: ビジネス街といったように解釈できる。この主成分をもとに件数、危害を従属変数として回帰分析を行った結果が表 8 である。統計的に有意なパラメータが検出された主成分は、件数、危害ともにほとんど同じであった。共通しているのは、pc1 (正)、pc2 (負)、pc3 (負)、pc4 (負)、pc7 (負)であり、違いは pc5 が件数に対しては有意な効果を持たない一方で、危害に正の効果を持つということであった。pc5 は特に外国人人口や中高層の賃貸住宅という変数に特徴づけられる主成分であった。

ここから後半の分析についてまとめる。時空間集積に関しては、危害のクラスタは、件数に対して小規模かつ短期間で出現・消失しており、移ろいやすい結果となった。これはやはり、危害算出の際に大きいウェイトを与えられている低頻度かつ重篤な犯罪が、都市の中の同じ場所というよりは様々な場所で発生し、窃盗などの犯罪と比べれば断続的な現象となるためであると推測できる。また、4章で述べたように、新宿署地区は件数、危害スコアともに最も高い値を示す地区だが、これがクラスタとして検出されているのは危害の場合だけであることは、注目に値する。新宿署地区は 10 年間、件数でも危害でも、77 地区中最高水準であり続けた。その意味で、危害のクラスタの方が幾分、実情を正確に反映していると見ることもできる。ただし、その危害クラスタも新宿署地区をクラスタとして判定しているのは 2018 から 2019 のみであり、しかも当該クラスタには危害が低い地区が多く含まれている。これは、円筒型スキヤンの限界ともいえる。いずれにせよ、同じスキヤン手法で調べたとしても、件数と危害の時空間集積の様相は、ある程度の差異が見られる結果となった。

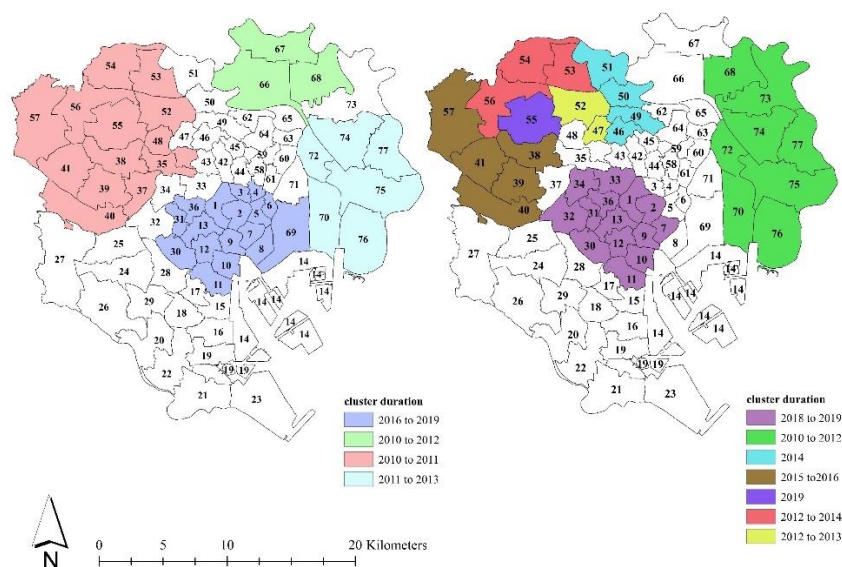


図4 刑法犯認知件数（左）と危害スコア（右）による時空間クラスター

表7 主成分分析の結果

変数	pc1	pc2	pc3	pc4	pc5	pc6	pc7	pc8
X1 管轄地区面積 (km ²)	0.203	0.011	-0.198	0.258	-0.136	0.149	-0.102	0.045
X2 夜間人口	0.240	0.010	0.041	-0.011	0.031	0.002	0.056	-0.031
X3 昼間人口 (推定値)	0.097	-0.439	-0.035	0.124	0.088	0.010	-0.027	0.160
X4 高齢 (65 歳以上) 男性人口	0.238	0.038	-0.036	-0.035	-0.013	-0.011	-0.008	0.003
X5 高齢 (65 歳以上) 女性人口	0.238	0.035	-0.003	-0.017	-0.025	-0.007	-0.005	-0.010
X6 若年 (15~24) 男性人口	0.237	0.019	0.029	-0.003	0.033	0.009	0.015	0.001
X7 若年 (15~24 歳) 女性人口	0.237	0.009	0.055	-0.017	0.018	-0.001	0.006	-0.003
X8 年少 (<15 歳) 人口	0.233	0.033	-0.080	0.096	0.047	0.004	0.092	-0.043
X9 ホワイトカラー人口	0.219	-0.010	0.271	-0.003	-0.017	0.004	0.163	-0.118
X10 ブルーカラー人口	0.214	0.064	-0.242	-0.075	0.081	0.019	-0.003	0.034
X11 外国人人口	0.140	-0.082	-0.173	-0.297	0.589	0.075	-0.105	0.152
X12 居住流動性	0.231	0.007	0.133	0.021	0.031	0.006	0.156	-0.090
X13 単身世帯数	0.209	-0.057	0.308	-0.193	0.072	-0.017	0.021	-0.055
X14 持ち家世帯数	0.235	0.004	0.056	0.025	-0.004	-0.016	0.085	-0.035
X15 戸建て世帯数	0.223	0.057	0.057	0.015	-0.235	-0.027	-0.041	0.042
X16 低層住宅世帯数	0.189	0.023	0.342	-0.054	-0.284	-0.009	-0.106	0.001
X17 中高層住宅世帯数	0.207	-0.069	0.065	-0.120	0.361	0.020	0.161	-0.105
X18 卸売業・小売業事業所数	0.005	-0.409	-0.187	-0.209	-0.285	-0.276	0.389	0.246
X19 宿泊業・飲食業事業所数	0.000	-0.460	-0.094	-0.290	-0.065	-0.294	0.011	0.036
X20 駅の数	-0.058	-0.326	0.122	-0.021	-0.056	0.768	-0.102	0.330
X21 バス停の数	0.186	-0.102	-0.240	0.305	-0.160	-0.052	-0.134	0.038
X22 公園の数	0.212	-0.019	0.035	0.013	-0.142	-0.001	0.056	-0.078
X23 公園面積 (km ²)	0.172	0.001	-0.339	0.275	-0.027	0.030	0.110	-0.023
X24 大学・短大・高専の数	-0.032	-0.203	0.407	0.448	0.162	-0.384	-0.322	0.312
X25 映画館の数	-0.039	-0.380	-0.088	-0.081	-0.094	0.046	-0.442	-0.720
X26 博物館の数	-0.053	-0.303	0.113	0.453	0.215	0.153	0.455	-0.298
X27 図書館の数	0.197	-0.050	0.056	-0.040	0.196	-0.092	-0.336	0.037
X28 自転車駐輪場の数	0.170	-0.064	0.145	-0.184	-0.297	0.179	-0.052	0.070
X29 都営住宅の数	0.178	0.014	-0.318	0.110	-0.005	-0.005	-0.225	0.132
cumulative proportion	0.591	0.708	0.762	0.805	0.838	0.865	0.887	0.907
proportion of variance	0.591	0.117	0.054	0.043	0.033	0.027	0.023	0.020
standard deviation	4.139	1.842	1.256	1.120	0.977	0.878	0.809	0.759

Note: 主成分負荷量が 0.2 を超えるものを太字にしている

表 8 主成分回帰分析の結果（カッコ内は標準誤差）

従属変数:	件数	危害
	β	β
(Intercept)	14374.34*** (396.1)	216190.84*** (9633.18)
pc1	1327.85*** (96.33)	16023.12*** (2342.73)
pc2	-2327.51*** (216.47)	-43783.51*** (5264.58)
pc3	-1382.05*** (317.44)	-21946.32** (7720.3)
pc4	-1758.81*** (356.03)	-41727.24*** (8658.8)
pc5	747.91 (407.89)	37975.49*** (9919.96)
pc6	-545.68 (453.96)	-15803.94 (11040.43)
pc7	-1752.40*** (492.62)	-35038.31** (11980.62)
pc8	-981.15 (525.45)	-6724.35 (12779.11)
<i>R</i> ²	0.84	0.72
<i>Adj. R</i> ²	0.83	0.68
<i>Num. obs.</i>	77	77

Note: *** $p < 0.001$ ** $p < 0.01$ * $p < 0.05$.

対して主成分回帰分析では、両者の結果に大きな差異は見られなかった。ただし、分析の制約上、件数/危害の10年間の累積に対し、2010～2019年のそれぞれ異なる時点で観測された独立変数——センサスの情報など、5年などの長期スパンでしか取得できない情報が多いため、各年で回帰分析を行うことはもとより難しい——から予測を行っているため、時空間クラスタ分析の結果と照合するには慎重を期す必要がある。この分析で注目すべきは、やはりpc5が危害でのみ統計的に有意な変数として検出されたという結果であろう。外国人人口や中高層の賃貸住宅に特徴づけられるこの主成分は、犯罪研究でたびたび指摘されていた民族異質性や居住流動性（Sampson and Groves, 1989; Shaw and McKay, 1942）といった要因の影響を受けている可能性がある。すなわち、社会解体を促進し住民同士の連合を弱める要因の存在が、より重篤な犯罪が発生する結果を招いていることが推測される。このように既存の犯罪学理論と整合する結果も見られたが、工業地帯を表象すると思われるpc2が件数、危害の両者に対して負の効果を持つことなどは、予想に反するものであった。

3-2-1. 研究2の方法

研究2では、2つの社会調査を通じて犯罪が個人にもたらす心理的損害を測っている。一つは、調査員による訪問留め置き調査で住宅地図から抽出された一般世帯の個人に質問紙への回答を求めたものであり、鶴見（1974）に倣い、カテゴリー尺度（リッカートスケール）とマグニチュード尺度の両方で、各種犯罪が回答者自身にもたらす心理的損害を評定させている。もう一つの調査は、調査会社の有するアンケートモニターに対するWebを用いた調査であり、各種犯罪被害が

2021 年度一般研究助成 研究報告書

自身／子／親に生じた場合に対する評価をそれぞれカテゴリー尺度で聴取している。本研究の分析を行うためには、罪種間で心理的損害に何倍の差があるかを知る必要があるため、マグニチュード尺度による評定が望ましいものの、この形式は調査対象者への回答負荷が大きく、自身のほかに子や親に対する加害についても評定させた場合、回答精度の低下が懸念される。こうした判断から、2つの調査を組み合わせることにした。

一定の代表性が担保された訪問留め置き調査で得られたカテゴリー尺度とマグニチュード尺度の関係をみて、カテゴリー尺度での得点をマグニチュード尺度に変換する関数を推定し、これに Web 調査の自身／子／親のカテゴリー尺度による評定結果を当てはめ、心理的損害のスコアとした。分析では、これらと地域の特徴を表す諸変数から主成分分析を通じて得た主成分を説明変数とし、潜在成長曲線モデルを適用して、15 年間の各都道府県における心理的損害スコアの多寡・変化と関連しうる要因を検討した。

社会調査について、調査員による訪問留め置き調査は、2022 年 6 月 1 日時点で日本に在住する 15～79 歳の 1200 名へ調査が依頼され、質問紙が回収された。調査対象者の抽出は、全国 200 地点を大字・町丁目を抽出単位として、9 地域ブロック×4 都市規模で層化抽出し、住宅地図データベースをもとに各調査地点で訪問世帯を間隔抽出し、その世帯の中で各層の母集団の性別・年代構成比にあわせて個人を選んで依頼する形で行われた（1 地点につき 6 名）。この調査は株式会社日本リサーチセンターの実施するオムニバス形式の調査であり、質問紙には他の企業等のクライアントが作成した設問が同時に掲載されていた。本研究に関する設問は、自分に一切の過失がなく一方的に被害に遭う状況を想定させたうえで、カテゴリー尺度では、自身が各種の犯罪被害に遭った場合に受ける心理的な損害（「被害にあうことを想像したときの恐怖の感情、被害にあった後に心に残る嫌な感情のこと」と提示）を 1（非常に小さい）～10（非常に大きい）から選択させた。なお、2～9 にはラベルは付与していない。マグニチュード尺度では、各種の犯罪を「外出中、置いておいた物を目を離したすきに盗まれる」被害の心理的損害を「1」としたとき、それぞれが何倍くらいに感じるかと、置き引きを参照基準として倍率を実数で回答させた（ただし、上限は 10000 倍とした）。なお、参照基準となった置き引きは、時期的に先行して実施された Web 調査（後述）の結果をもとに、カテゴリー尺度による評定平均値が低く、回答者ごとのばらつきが最小のものとして決定した。これは鶴見（1974）に倣ったものである。回答を求めた罪種はあわせて 31 種（置き引き含む）であった。

社会調査のうち Web を用いた調査は、2022 年 5 月 9 日時点で日本に在住する男女 4000 名から回収された。これら個人は、男女×15～29 歳、30～39 歳、40～49 歳、50～59 歳、60～69 歳、70 歳以上の 6 層×地域ブロック 9 層（北海道、東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州）で 2020 年の国勢調査人口構成比にあわせるように回収された（前述の訪問調査と構成比が概ね一致）。設問に関して、質問の形式は訪問留め置き調査と同様だが、罪種は自身の被害については 40 種、子の被害は 27 種（同居していない子がいる場合は 36 種）、親の被害は 21 種（両親ともに同居していない場合は 30 種）について尋ねた。この調査は株式会社マクロミルに委託し、その

保有するアンケートモニターに対して配信された。

本分析では、犯罪に関するデータとして警察庁が公表している統計表「平成〇〇年の犯罪」、「令和〇〇年の犯罪」から、平成 17 年のものから令和元年までを参照し、住宅侵入盗（空き巣、居空き、忍び込みを合計）、住居侵入、自転車盗、オートバイ盗、自動車盗、置引き、ひったくり、住宅強盗、路上強盗、殺人、傷害致死、放火、器物損壊等、占有離脱物横領、暴行、傷害、恐喝、脅迫、凶器準備集合、強制性交等（致死傷を含む）、強制わいせつ罪（致死傷を含む）、公然わいせつ罪、略取誘拐罪・人身売買、詐欺その他の 24 カテゴリーを利用した。研究 1 と異なるデータを用いているが、回答負荷を考慮して研究 1 で CHI を構成した犯罪カテゴリー数よりも少ないもので聴取をしたことから、これに適するデータとして選んでいる。説明変数となる都道府県の特徴を示す指標は、総務省統計局の公表する「統計でみる都道府県のすがた」から得た 54 の指標を用いた。これらは、後述する潜在成長曲線モデルによる分析において、2005 年時点の指標と、2019 年時点の指標が用いられている。

心理的損害スコアの作成のために、訪問留め置き調査のカテゴリー尺度とマグニチュード尺度とで、それぞれ罪種ごとの平均値（算術平均）を比較した。カテゴリー尺度の平均のレンジは 6.00（占有離脱物横領）～9.24（殺人）、マグニチュード尺度の平均のレンジは 463.53（占有離脱物横領）～3148.35（殺人）となった。これらをプロットし、指数関数近似を行うと、図 5 に示すような曲線が求められた（推定には R の nls 関数を利用）。この関数をもとに、Web 調査で得られた心理的損害のカテゴリー尺度による評定値平均を、自身／子／親に対する被害のそれぞれについてマグニチュード尺度の値に変換（置き引きの x 倍）し、その幾何平均を求めた。ただし、オレオレ詐欺、還付金等詐欺、架空請求詐欺、キャッシュカード詐欺盗の 4 つ（いわゆる特殊詐欺系犯罪）は、警察の統計書における「詐欺その他」と対応づけるため、あらかじめカテゴリー尺度による評定平均値の算術平均を求めた上で変換を行った。比較のための CHI に倣った危害指数は、研究 1 と同じウェイト値を用いて算出した。

上記の操作により得られた罪種ごとの心理的損害のスコア作成のためのウェイト値、および犯罪危害ウェイト値を 15 年分の罪種ごとの認知件数とともに表 10 に示す。これらのウェイト値と罪種ごとの認知件数の積を都道府県・年ごとに求め、分析対象とした。

分析ではまず、R の pca 関数を用いて 54 の説明変数について 2005 年のデータをもとに主成分分析（相関行列から求めた）を行い、累積寄与率が 80%を超えた pc8 までを分析に用いた。

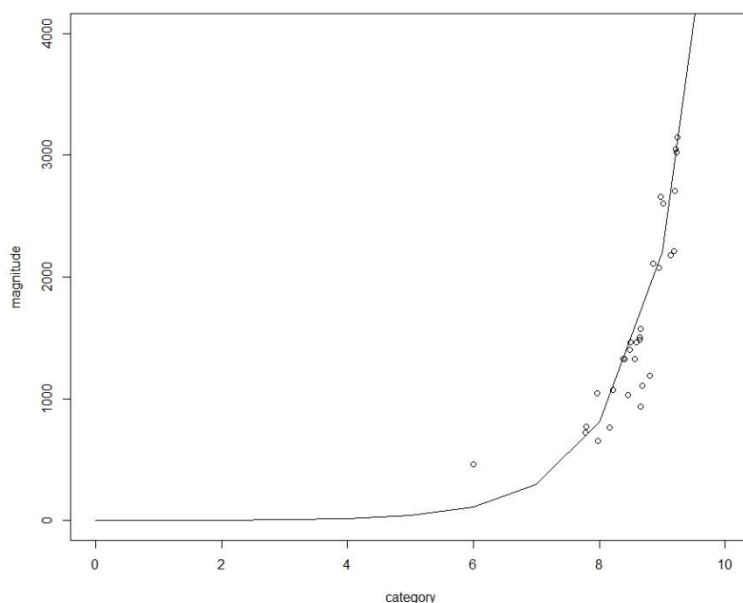


図5 訪問調査におけるカテゴリー／マグニチュード尺度の評定平均値の対比（近似曲線は $y = 0.27156 * \exp(x) + 2.47452$ ）

表 10 2005～2019 年までの認知件数計，および心理的損害，危害指数のウェイト値

犯罪種別	件数 (2005-2019)	心理的損害ウェイト値	CHI ウェイト値
殺人	15118	2572.2	1825.0
傷害致死	1596	2486.1	1095.0
放火	18260	2319.8	1825.0
住宅強盗	4490	2186.5	1826.7
路上強盗	16227	2151.2	1825.0
強制性交等（致死傷を含む）	21183	2032.7	1825.0
略取誘拐・人身売買	3162	2028.6	1.0
脅迫	46176	1835.5	30.4
強制わいせつ（致死傷を含む）	103965	1719.7	182.5
傷害	404463	1715.3	1.7
恐喝	69446	1522.9	30.4
住宅侵入盗	1030677	1413.1	3.4
凶器準備集合	147	1329.5	1.7
暴行	461865	1326.8	0.3
自動車盗	327824	1303.9	1.7
ひったくり	186039	1287.7	1.7
器物損壊等	2112585	1283.9	0.3
詐欺その他	206724	1136.3	30.4
公然わいせつ	40295	843.7	0.3
住居侵入罪	316572	840.8	1.7
オートバイ盗	849363	812.0	1.7
自転車盗	4669050	728.9	1.7
占有離脱物横領	715109	254.1	0.3
置引き	663342	1.0	1.7

潜在成長曲線モデルは、マルチレベルモデルの一種であり、階層性のあるデータに適用される。本分析では、47 の都道府県に対して 15 年分のデータがそれぞれ紐づいて（ネストして）おり、一つの都道府県における 15 年分のデータは非独立と考えられる。階層性を仮定しない通常の回帰分析では定数である切片と傾きは、潜在成長曲線モデルでは確率変数とみなし、グループごと（本分析では都道府県ごと）に推定される。基本的なモデル式は下記のように表すことが出来る。

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}Time_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}X_j + e_{0j} \quad (5)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}X_j + e_{1j} \quad (6)$$

ただし、 i は任意の都道府県・年を、 j は任意の都道府県を表す。 $Time$ は時点を表す変数であり、 X は説明変数である。 ε と e はそれぞれ誤差であり、正規分布に従うと仮定する。 β と γ はパラメータであり、 β_{0j} がランダム切片、 β_{1j} はランダム傾きを表す。これらは Y の初期値と変化量に対応する。潜在成長曲線モデルでは、これらの相関関係（共分散）も確かめることができる。分析は、R の `lavaan` パッケージから `growth` 関数を用いて行った。分析に際しては、被説明変数は人口で除した値を各年度で標準化した値を用いた。また、誤差項には等値制約を課した。

3-2-2. 研究 2 の結果

各変数の主成分に対する説明変数の負荷量と、主成分へのラベルは、表 11.1, 11.2 の通りである。

まず、犯罪発生の頻度と心理的損害や危害のウェイト値との関係を見る。一般に心理的損害や刑罰の重い犯罪は相対的に低頻度であると考えられる。表 1 を見ると、心理的損害のウェイト値や危害指数のウェイト値が高い罪種は概して低頻度といえるものの、ウェイト値が高いものが必ず低頻度というわけではないことがわかる。また、心理的損害と危害のウェイト値を比較すると、前者では（置き引きを除く）最大値：2572.2 と最小値：254.1 の比は 10 倍程度であるが、後者における最大値：1826.7 と最小値：0.3 の比は 6000 倍に及んでおり、危害スコアでは地域の罪種構成によってかなり強い補正がかかることがわかる。

図 6 には、心理的損害スコア（人口あたり）の時系列変化を示した。トレンドとして減少傾向であることが見てとれるが、都道府県によっては年経過の途中でスパイクのようにスコアが上昇しているタイミングがある。

図 7 は 15 年の期初と期末、およびその中間の年での各指標値（人口比）によるコロプレス・マップ（色調を利用した色分け地図）である。素の件数と心理的損害スコアの分布には、それほど大きな違いが見られない。その一方で、危害スコアの分布はその 2 つとは異なっており、必ずしも人口密度の高い都道府県でスコアも高いというわけではない。

表 11.1 主成分分析の結果

	pc1 地方部	pc2 社会的利益	pc3 福祉充実	pc4 過酷な自然環境	pc5 自己充足	pc6 ベッドタウン	pc7 経済都市	pc8 教育資源
1k m ² 当たり人口密度	-0.20	0.04	0.09	0.06	0.06	0.14	-0.03	-0.09
昼夜間人口比率	-0.03	0.11	0.26	-0.11	0.29	-0.11	0.21	-0.09
人口集中地区人口比率	-0.21	0.06	-0.03	0.04	-0.05	0.08	-0.07	0.07
外国人人口	-0.15	-0.17	0.06	-0.08	-0.03	-0.23	-0.06	-0.14
15歳未満人口割合	0.03	-0.01	-0.22	-0.41	0.03	0.00	-0.04	-0.10
65歳以上人口割合	0.19	0.07	0.15	0.13	-0.01	-0.06	0.09	0.11
自然増減率	-0.16	-0.06	-0.17	-0.27	0.02	0.06	-0.07	-0.03
年齢別死亡率	0.06	0.09	0.03	0.18	-0.22	0.15	-0.06	-0.27
転入超過率	-0.20	-0.06	0.03	-0.15	0.05	-0.01	0.10	-0.01
核家族世帯の割合	-0.08	0.05	-0.20	-0.05	-0.38	-0.15	-0.01	0.01
単独世帯の割合	-0.15	0.19	0.13	0.00	0.02	-0.01	0.13	0.14
高齢単身世帯の割合	0.06	0.25	0.11	0.05	-0.23	-0.14	0.15	0.11
婚姻率	-0.21	-0.02	-0.05	-0.16	0.10	0.06	0.03	-0.04
離婚率	-0.09	0.23	-0.14	-0.05	0.04	-0.07	0.08	-0.15
可住地面積割合	-0.16	-0.02	-0.10	0.02	0.14	0.20	0.13	-0.15
年平均気温	-0.06	0.11	-0.04	-0.32	-0.27	-0.06	0.15	-0.01
降水量	0.07	0.00	0.10	-0.19	0.02	0.47	0.10	-0.06
1人当たり県民所得	-0.17	-0.14	0.15	0.04	0.05	0.01	0.10	-0.02
第3次産業事業所数構成比	-0.01	0.29	-0.06	0.02	0.10	0.06	0.03	0.11
従業者1~4人の事業所割合	0.15	0.04	0.04	-0.14	-0.18	-0.11	-0.10	-0.29
財政力指数	-0.22	-0.09	0.03	0.05	0.08	0.01	0.10	-0.01
自主財源の割合	-0.20	-0.10	0.05	0.10	0.10	-0.08	0.09	-0.06
住民税	-0.20	-0.08	0.15	0.04	0.01	-0.01	0.00	-0.01
老人福祉費	0.05	0.19	0.22	-0.14	-0.10	-0.04	-0.05	0.01
児童福祉費	0.02	0.12	0.29	-0.08	0.07	0.09	-0.08	-0.17
生活保護費	-0.04	-0.13	0.18	-0.24	-0.08	0.01	-0.01	-0.09
警察費	-0.07	0.14	0.29	-0.02	0.02	0.00	-0.13	-0.10
教育費	0.18	0.06	0.09	-0.15	0.03	0.07	-0.11	-0.17
大学数	-0.08	0.03	0.14	-0.14	-0.04	-0.13	-0.21	0.14
完全失業率	-0.02	0.25	-0.15	-0.09	0.00	0.05	-0.03	-0.32
共働き世帯割合	0.16	-0.21	0.07	-0.06	0.13	0.06	0.02	-0.03
県内就業者比率	0.11	0.09	0.14	-0.15	0.28	-0.16	0.32	-0.02
有効求人倍率	-0.10	-0.21	0.11	-0.08	0.08	-0.24	0.19	0.06
図書館数	0.12	-0.06	0.22	-0.16	-0.05	0.08	-0.18	-0.05
博物館数	0.10	-0.11	0.18	-0.17	-0.10	-0.03	-0.19	0.02
持ち家比率	0.18	-0.17	0.02	0.08	-0.06	0.00	-0.09	-0.09
民営借家比率	-0.17	0.16	-0.04	-0.13	0.08	0.02	0.13	0.09
民営賃貸住宅の家賃	-0.19	0.00	0.11	0.04	0.05	0.22	-0.12	-0.01

2021 年度一般研究助成 研究報告書

表 11.2 主成分分析の結果 (つづき)

	pc1 地方部	pc2 社会的利益	pc3 福祉充 実	pc4 過酷な自 然環境	pc5 自己充 足	pc6 ベッド タウン	pc7 経 済 都 市	pc8 教育資源
都市公園数	-0.20	0.03	0.07	0.08	-0.06	0.14	-0.10	0.02
標準化死亡率	0.06	0.17	-0.06	0.24	0.12	0.03	0.07	-0.40
生活習慣病による 死亡者数	0.19	0.06	0.15	0.21	0.03	-0.05	0.09	0.02
精神病床数	0.13	0.21	0.02	-0.07	-0.02	0.09	0.24	0.14
年間救急出動件数	-0.18	0.12	0.05	0.07	-0.14	-0.17	-0.04	-0.04
生活保護被保護実 人員	-0.07	0.28	0.00	0.12	-0.09	-0.05	-0.01	-0.06
民生委員	0.11	0.16	-0.03	-0.08	0.09	0.01	-0.11	0.34
交通事故死者数	0.16	-0.14	0.02	-0.03	0.03	-0.15	0.20	-0.09
道路交通法違反検 挙件数	-0.10	0.12	0.21	-0.06	-0.17	-0.18	-0.01	0.08
警察官数	-0.12	0.15	0.24	-0.02	0.00	-0.02	-0.13	-0.09
刑法犯検挙率	0.13	0.04	0.12	-0.07	0.05	0.24	-0.14	0.26
実収入	0.01	-0.16	0.13	0.06	-0.29	0.27	0.31	0.08
教育費割合	-0.15	0.02	-0.08	-0.07	-0.19	0.13	0.05	0.17
平均消費性向	-0.02	0.07	-0.10	0.03	0.33	-0.23	-0.40	0.12
消費者物価地域差 指数	-0.15	-0.02	0.13	0.17	0.03	0.13	-0.15	0.07
金融資産残高	-0.08	-0.19	0.14	0.14	-0.17	-0.17	0.00	-0.08
Standard Deviation	4.26	3.01	2.62	1.76	1.55	1.36	1.24	1.18
Proportion of Variance	0.34	0.17	0.13	0.06	0.04	0.03	0.03	0.03
Cumulative Proportion	0.34	0.50	0.63	0.69	0.73	0.77	0.80	0.82

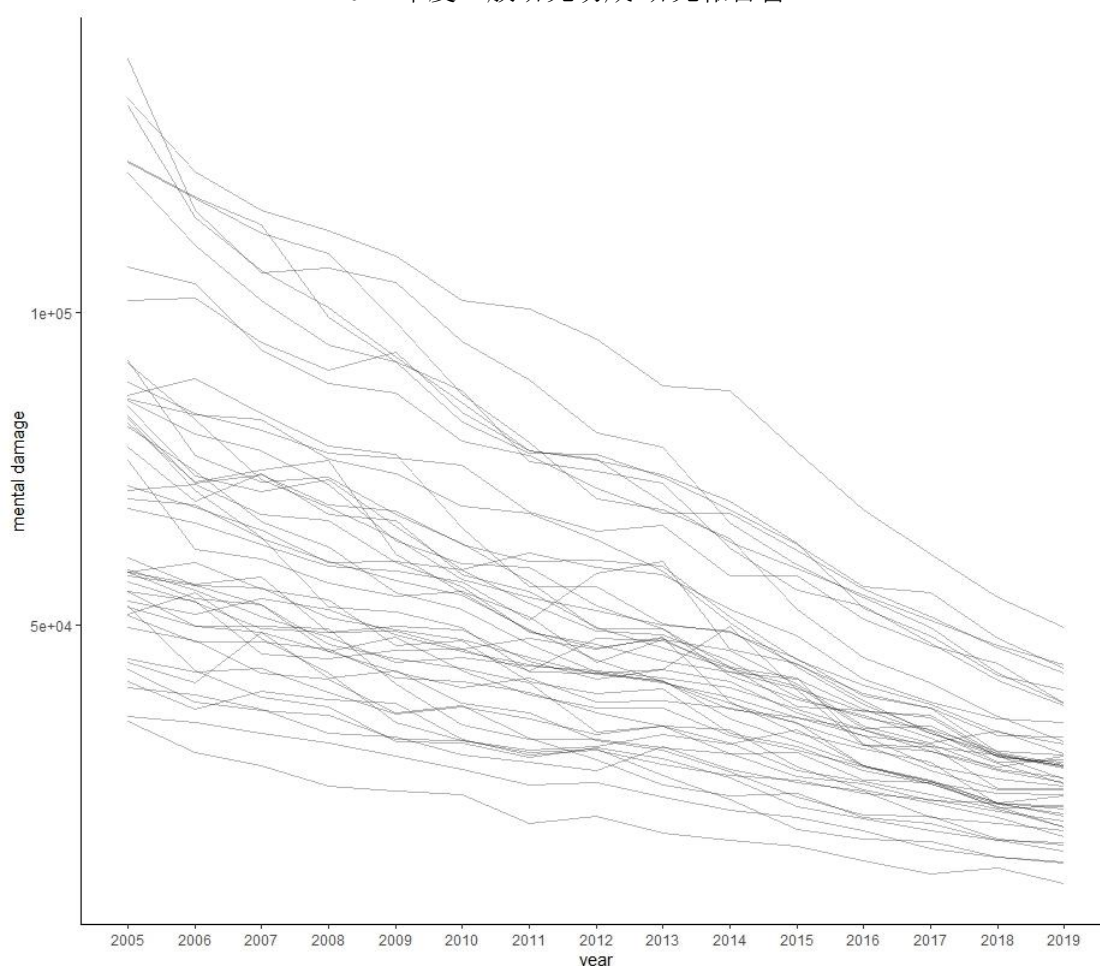


図 6 47 都道府県の 15 年を通じた心理的損害スコア（人口比）の時系列変化

表 12 が潜在成長曲線モデルの結果である．ここでは切片と傾きに対して説明変数として投入した主成分（pc）1～8 の効果を中心に取り上げる．なお，`pcx_diff.19_05` は，2005 年の負荷量をもとに 2019 年の説明変数の値から算出した主成分得点と 2005 年の主成分得点との差を求めたもので，この 15 年における変化量を意味する．従属変数を素の件数とした場合と，心理的損害スコアとした場合ともに，切片に対する `pc3` と `pc4` の正の効果が見られた．したがって，これらは心理的損害が大きい犯罪の初期の発生水準を引き上げる可能性をもつ．一方で，傾きに対しては `pc4` の正の効果が心理的損害スコアのみに見られた．ここから，`pc4` が期初から期末に高い犯罪が増加していったことが示唆される．`pc4` は 15 歳未満人口割合の低さや，自然増減率の低さ，年平均気温の低さ，標準化死亡率の高さなどに特徴づけられる主成分であり，上位には秋田県，青森県，北海道など東北以北の地域が並ぶ．このような地域的特徴が，どのようなメカニズムで重大性の高い犯罪と関連するかは定かではないが，市民の犯罪認知を反映した補正を行うことで，一定の変化が見られたことは確かである．なお，切片と傾きの共分散は有意であり，心理的損害スコアの初期値が低いほど，その後の変化量が大きくなる傾向が見られた．共分散が有意となったのは心理的損害スコアのみで，素の件数，危害スコアでは見られなかった．

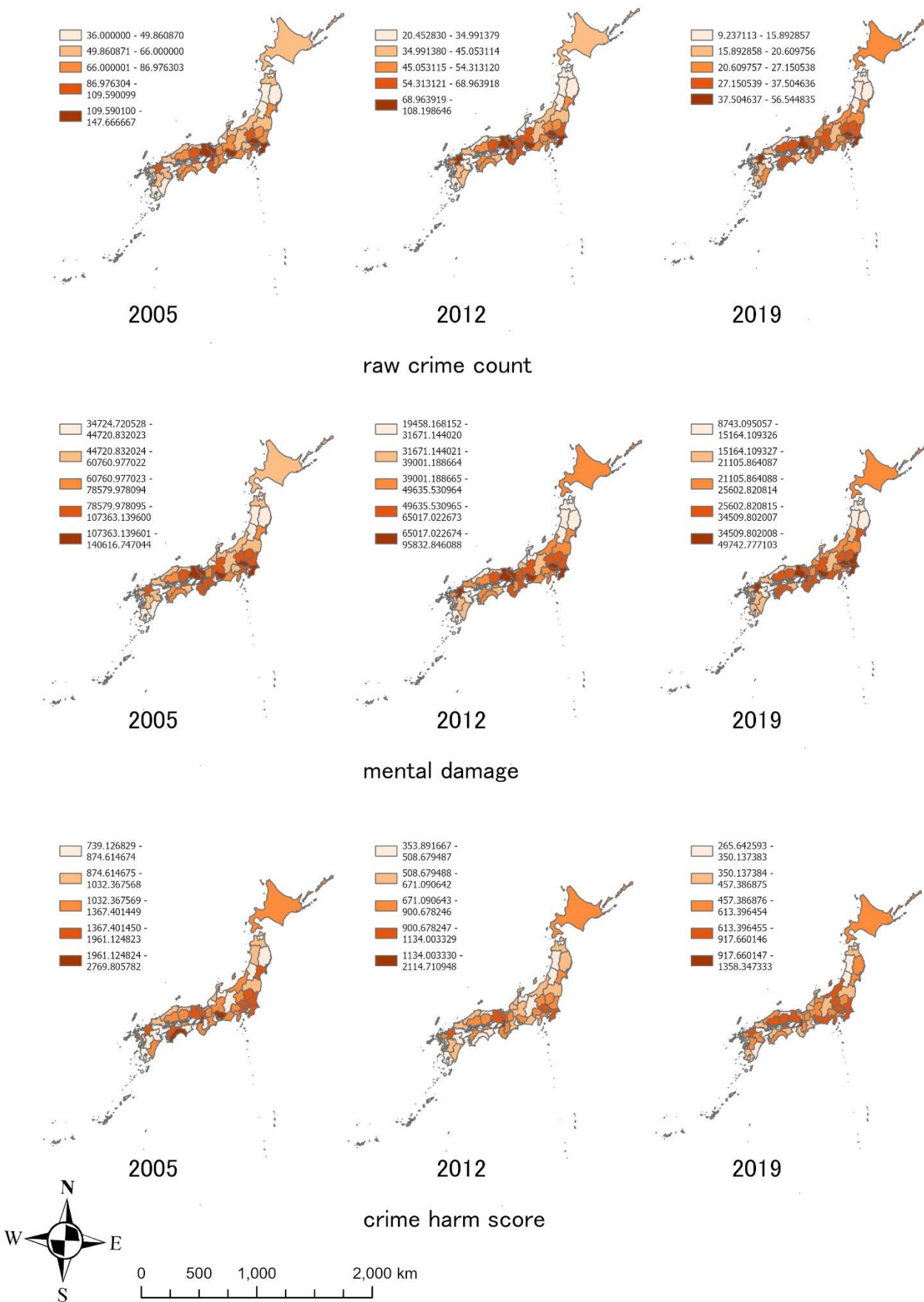


図7 2005/2012/2019年の件数（上段），心理的損害スコア（中段），危害スコア（下段）の主題図

表 12 潜在成長曲線モデルの推定結果

従属変数:	件数		心理的損害		CHI	
	推定値	S.E.	推定値	S.E.	推定値	S.E.
PC1_2005	0.008	0.036	0.006	0.036	0.033	0.034
PC2_2005	-0.003	0.058	0.002	0.058	-0.022	0.055
PC3_2005	-0.041	0.059	-0.029	0.06	0.007	0.056
PC4_2005	0.078	0.079	0.067	0.079	0.085	0.075
PC5_2005	0.045	0.116	0.035	0.116	-0.055	0.11
PC6_2005	-0.038	0.127	-0.033	0.128	0.077	0.121
PC7_2005	-0.008	0.134	-0.014	0.135	-0.01	0.128
PC8_2005	0.073	0.156	0.098	0.157	0.063	0.149
SLOPE						
PC1_2005	0.001	0.002	0	0.002	-0.002	0.002
PC2_2005	0.002	0.002	0.003	0.002	-0.002	0.003
PC3_2005	0.007*	0.003	0.008*	0.003	-0.001	0.004
PC4_2005	0.008*	0.003	0.011**	0.003	0.001	0.004
PC5_2005	-0.006	0.006	-0.006	0.006	0.003	0.008
PC6_2005	0.005	0.005	0.003	0.005	-0.01	0.007
PC7_2005	0.001	0.005	-0.003	0.005	0.011	0.007
PC8_2005	-0.006	0.006	-0.005	0.006	-0.003	0.007
PC1_diff.19_05	0.001	0.001	0	0.001	0.001	0.002
PC2_diff.19_05	0	0.001	0.001	0.001	-0.003	0.002
PC3_diff.19_05	0.003	0.003	0.004	0.003	0	0.004
PC4_diff.19_05	0.005	0.003	0.006*	0.003	0.001	0.003
PC5_diff.19_05	-0.002	0.004	-0.002	0.004	-0.003	0.006
PC6_diff.19_05	0.001	0.004	0.001	0.004	0.001	0.005
PC7_diff.19_05	0	0.004	-0.002	0.004	0.006	0.005
PC8_diff.19_05	-0.001	0.003	-0.001	0.003	0	0.004
CFI	0.834		0.841		0.868	
AIC	-237.622		-187.433		936.062	
パラメータ数	44		44		44	
等値制約数	14		14		14	
観測ユニット数	47		47		47	

** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

3-3-1. 研究3の方法

ここでは、研究2の社会調査を通じて得られた新たな危害スコアである心理的損害スコアを用いて描いた犯罪リスク地図を、一般市民がどのように認知するかを把握するために行った調査・分析について説明する。まず、研究2では全国を対象としたが、住環境や地域の印象評価などを行う上で不適であると考え、東京都区部を対象とした。この調査は実験の形態をとり、単純な認知件数（群1）、CHIスコア（群2）、心理的損害スコア（群3）のそれぞれに基づいて作成された地図3枚を23区の各区20名ずつに提示し、群間の比較を行う計画をした（つまり、23区×20名×3群で計1,380名を回収する計画）。また、地域評価を行うために、いま住んでいる区に1年以上居住していることを条件として加えた。ただし、調査実施の過程で千代田区のみ回答者数が不足し、群1で15名（うち1名は条件を緩和し、居住1年未満であった）、群2で14名（すべて居住期間1年以上）、群3で14名（うち1名は条件を緩和し、居住1年未満であった）のみの回収となった。

表 13 CHI スコア, 心理的損害スコア作成のためのウェイト値

	犯罪の種類	刑罰の軽重に応じた重み	心理的ダメージの大きさに応じた重み
1	侵入窃盗	3.4	1413.1
2	住居侵入	1.7	840.8
3	乗り物盗	1.7	917.2
4	乗り物盗を除く非侵入窃盗（置き引きなど）	1.7	1.0
5	侵入強盗	1826.7	2186.5
6	侵入強盗＋殺人	10951.7	4758.7
7	侵入強盗＋傷害	2191.7	3901.8
8	侵入強盗＋強制性交等	2556.7	4219.2
9	非侵入強盗（路上強盗など）	1825.0	2151.2
10	非侵入強盗＋殺人	10950.0	4723.4
11	非侵入強盗＋傷人	2190.0	3866.5
12	非侵入強盗＋強制性交等	2555.0	4183.9
13	殺人	1825.0	2572.2
14	傷害致死	1095.0	2486.1
15	放火	1825.0	2319.8
16	器物損壊等	0.3	1283.9
17	占有離脱物横領	0.3	254.1
18	暴行	0.3	1326.8
19	傷害	1.7	1715.3
20	恐喝	30.4	1522.9
21	脅迫	30.4	1835.5
22	凶器準備集合	1.7	1329.5
23	強制性交等	1825.0	2032.7
24	強制わいせつ	182.5	1719.7
25	公然わいせつ, わいせつ物陳列	0.3	843.7
26	詐欺	30.4	1136.3

提示用素材としての地図作成にあたって用いたウェイト値, および犯罪の種類は表 13 に記した通りである. なお, 同じ表を群 2, 群 3 に提示した上で地図を見せている. ただし, 群 2 には表 13 の 3 列目まで, 群 3 には 1, 2, 4 列目しか提示していない. 実際に調査対象者に見せた地図は, Appendix の A2.1, A2.2 に示した通りである. これらを 3 群にランダムに割り付けた.

測定項目は, 77 の警察署管轄地区に対する居住意向と地域の治安印象評価であった. 前者については, 対象者に「地図の中で, 生活の利便性やエリアの魅力などを総合的に考えて, 住みたいと思う地域を 3 つまで選んでください. ただし, ご自身の経済状況や住居への予算, 現在のお勤め先や学校への近さ, 現在のお住まい, 離れて住むご家族の居住地, などは考慮せずにお選びください. いまの地域に住み続けたい場合は, お住いの地域を選んでもかまいません。」などとして尋ねた. 後者については, 「地図の中で, 治安が悪いイメージをもっている地域を 3 つまでお選びください。」として尋ねた. 対象者には, 犯罪リスクで塗分ける前の白地図のみを見せた時点（事前）と, 塗分けた後の主題図を見せた後（事後）の 2 時点で同じ質問を尋ねている.

分析はまず, 77 地区が居住先として選ばれた件数, および治安が悪そうとして選ばれた件数を事前・事後の 2 時点で単純に比較した. ただし, 例えば犯罪リスク地図を提示後にある地区が居住先として選ばれた件数が 20 件→10 件と半減したとしても, 単純に 10 名が居住先としての選択

肢から外した（流出した）とは限らず，実際には 15 名が流出しつつ，別の選択肢から 5 名が新たに選択肢として選んだ（流入した）可能性があるため，地図表現による効果を正確に評価することは難しい。

そこで，ネガティブな変化（事後に居住先の選択肢から外された，あるいは事前には治安が悪い場所として選ばれなかったにもかかわらず事後に選ばれた）が起こった際に，それが犯罪リスク地図を提示した結果であるかどうかを推定する目的で，ベイズの定理に基づき，事後確率を用いた評価を行った。この確率は，式 7 のように算出される。

$$P(H_i|D_i) = \frac{P(D_i|H_i)P(H_i)}{P(D_i)} \quad (7)$$

ここで， $P(D_i)$ は地区 i が居住先として選択されない確率（もしくは治安が悪いとされる確率），すなわち事前の設定での選択確率， $P(H_i)$ は事前確率で，それぞれの地図でリスク水準 5 階級のうち上位 2 つまでに地区 i が含まれている確率， $P(D_i|H_i)$ は尤度であり，地区 i がリスク上位に含まれているという情報を得た上で地区 i が居住先として選択されない確率（もしくは治安が悪いとされる確率），すなわち事後の設定での選択確率（地区 i がリスク上位に含まれたという状況のもとで，地区 i が居住先として選択されない／治安が悪いとされるデータが得られる確率）である。これらをもとに算出される事後確率 $P(H_i|D_i)$ は，地区 i が居住先として選択されない／治安が悪いとされた状況のもとで，地区 i がリスク上位に含まれている確率であり，いわば結果（得られたデータ）から原因を推定するものとして解釈できる。分析では，尤度と事後確率を同時に示す。

3-3-2. 研究 3 の結果

表 14 と表 15 は，単純比較のために居留意向と治安評価について，事前・事後の選択割合の比をとったものである。たとえば表 14 では，当該地区が白地図の提示後には居住先として選ばれていた件数が 20 件で，犯罪リスク地図提示後に 10 件になった場合，表中の値は 0.5 となる。表 15 では，逆に事前から事後で選ばれた割合が増えたかどうかを評価している。それぞれ，居住先として選択された割合が 3 割以上減った場合，治安が悪い地区として新たに選択された割合が 3 割以上増えた場合に太字としている。ただし，元々の選択数が過少であると少しの増加・減少で値が大きく動くことから，元の選択数が群 1~3 全てで 10 件以上の地区をイタリックで示し，それ以外は参考値として見ることにする。なお，事前に選択された数が 0 の場合は比を算出できないため，「-」として示した。

表 16 と表 17 は，3 種類の地図のいずれもリスク上位：上から 2 つまでの階級に含まれる地区（他の地区は事前確率が算出できないため，比較不可能）かつ，表 14, 15 で地区番号がイタリック表記されているものみに絞って尤度と事後確率を示したものである。これらの数値は，大きいほどネガティブな反応（事前から事後で居住先として除外された／新たに治安が悪いとされた）であることを表す。

表 14 居住先として選ばれた割合の事前・事後の比

地区	群 1	群 2	群 3	地区	群 1	群 2	群 3
1	1.00	1.48	1.30	40	1.29	1.57	1.00
2	1.36	1.00	1.26	41	0.95	0.81	0.67
3	1.29	0.80	0.96	42	2.17	1.46	2.30
4	0.83	0.91	2.17	43	1.63	0.80	1.58
5	0.83	0.90	1.05	44	1.50	1.33	1.38
6	1.20	1.50	0.91	45	1.06	1.00	1.72
7	0.57	0.60	0.63	46	0.89	0.56	0.88
8	0.88	1.53	1.07	47	0.77	0.81	0.80
9	1.00	1.50	0.60	48	0.80	0.75	0.80
10	1.06	0.80	1.07	49	1.00	0.88	0.50
11	0.96	0.83	1.06	50	0.71	1.13	0.83
12	1.31	0.78	1.14	51	0.82	1.30	0.64
13	1.08	1.00	0.79	52	0.92	0.83	0.70
14	1.24	1.27	0.80	53	3.00	1.00	-
15	1.35	1.38	1.04	54	2.00	2.00	1.20
16	0.87	1.55	1.33	55	0.75	0.80	0.62
17	1.43	1.30	0.83	56	0.63	0.83	0.67
18	0.86	0.89	1.60	57	0.40	1.33	0.75
19	0.56	0.85	1.13	58	0.87	1.17	0.75
20	1.54	1.19	0.74	59	1.00	1.14	0.67
21	0.78	0.50	0.78	60	0.88	1.05	0.83
22	1.38	1.57	1.00	61	1.00	1.00	0.86
23	1.00	2.00	1.67	62	1.00	1.00	1.60
24	0.97	0.93	0.88	63	0.80	1.33	4.00
25	0.92	0.94	1.00	64	1.00	0.78	1.50
26	0.70	1.27	0.79	65	0.78	0.82	0.83
27	0.65	0.96	0.92	66	1.40	1.00	1.00
28	0.80	0.89	0.81	67	0.83	1.00	1.00
29	0.74	1.10	1.18	68	2.00	1.43	0.50
30	0.68	0.62	0.84	69	0.63	0.40	0.71
31	0.50	0.44	1.00	70	0.50	0.83	0.64
32	1.00	1.00	0.58	71	1.00	1.00	1.20
33	0.75	1.17	1.40	72	0.80	1.29	1.17
34	0.89	0.61	0.45	73	0.50	0.73	0.40
35	1.33	4.00	1.50	74	1.08	1.27	1.13
36	0.86	0.60	1.00	75	0.71	1.60	1.00
37	0.86	0.72	0.69	76	0.67	1.14	0.75
38	0.80	1.29	0.80	77	1.22	0.50	0.88
39	0.79	1.00	0.70				

表 14, 15 を見ると, 調査対象者のネガティブな反応は, 概ね地図に塗られた色の濃淡に基づくものの, それだけでは説明できない結果を含んでいる. 例えば地区 73~76 は, 群 3 に提示された地図のいずれでもリスク最上位の階級に含まれているものの, 表 14 では群 3 の変化の割合は群 1 や群 2 と比べ顕著とは言いがたい. 一方で表 15 では, 群 3 で治安が悪いとされる割合が増加しており, 一貫しない結果である. この結果だけを見ると, 心理的損害スコアに基づく地図は治安に対してネガティブな印象を与えるものの, 居注意図には大きな影響を与えないとも受け取れる.

表 15 治安が悪い地区として選ばれた割合の事前・事後の比

地区	群 1	群 2	群 3	地区	群 1	群 2	群 3
1	0.33	0.00	-	40	-	-	0.00
2	0.67	1.00	0.33	41	0.25	1.00	0.00
3	0.33	0.75	0.33	42	-	-	-
4	0.14	0.56	0.64	43	1.00	0.50	3.00
5	0.00	0.00	1.00	44	0.50	-	-
6	0.00	2.00	2.00	45	0.50	2.00	-
7	1.00	0.33	1.17	46	0.80	0.67	1.00
8	0.67	5.00	0.25	47	1.00	1.71	0.91
9	0.00	0.00	0.00	48	-	-	-
10	0.67	-	-	49	-	-	-
11	0.67	1.00	-	50	1.00	1.00	0.43
12	0.83	0.64	0.43	51	0.58	0.50	0.62
13	0.25	1.00	0.67	52	0.50	0.00	1.33
14	0.60	0.50	0.33	53	-	0.00	0.00
15	2.50	0.00	1.33	54	1.00	1.00	0.50
16	1.00	0.25	0.67	55	6.00	3.43	2.60
17	1.50	0.67	0.00	56	-	1.00	0.50
18	-	0.00	0.50	57	-	-	1.50
19	1.75	0.67	0.56	58	0.39	0.61	0.50
20	0.00	-	0.00	59	0.50	0.53	0.47
21	0.75	0.55	0.83	60	0.60	0.56	1.30
22	2.00	1.00	1.50	61	0.00	1.00	-
23	2.00	0.25	0.75	62	0.00	1.00	0.67
24	1.00	1.50	1.50	63	0.57	0.58	0.85
25	-	0.00	-	64	0.50	0.44	0.53
26	1.00	-	-	65	0.56	0.36	0.77
27	1.00	2.00	7.00	66	0.71	0.68	1.39
28	-	0.50	0.00	67	0.63	0.55	0.75
29	-	-	0.00	68	0.71	0.44	0.93
30	1.72	1.39	1.10	69	0.00	2.83	2.00
31	1.27	0.91	0.60	70	0.14	0.67	0.78
32	1.00	2.00	1.33	71	1.29	10.0	1.00
33	-	0.50	1.00	72	0.88	1.00	1.33
34	1.56	1.98	1.15	73	0.80	0.73	1.92
35	2.00	1.00	1.00	74	1.20	0.52	1.84
36	0.00	1.00	-	75	0.91	0.61	2.00
37	0.00	0.00	1.00	76	1.55	0.74	1.32
38	0.50	0.00	0.00	77	0.86	0.67	0.96
39	2.00	0.00	0.00				

同様に 3 種の地図の全てでリスク最上位の階級に含まれる地区 34 は、表 14 では居注意図の減少が最も大きいですが、表 15 では治安のネガティブな評価の増加は群 1 や群 2 と比べて小さく、地区 73～76 とは逆の結果といえる。また、地区 30 は群 1、群 3 ではリスク最上位、群 2 ではリスク上位 2 位の階級にそれぞれ含まれるが、表 14、15 とともに群 1、2 でネガティブな変化を見せており、群 3 では相対的に小さい変化となっている。周辺地区の色の濃淡も影響している可能性はあるが、リスク上位に含まれることが、一貫してネガティブな反応をもたらすとも言いがたい結果といえる。

表 16 居住先設問における尤度・事後確率

地区	$P(D H)$: 尤度			$P(H D)$: 事後確率		
	群 1	群 2	群 3	群 1	群 2	群 3
30	0.37	0.54	0.36	0.03	0.07	0.01
34	0.33	0.43	0.65	0.02	0.06	0.03
47	0.38	0.31	0.20	0.03	0.04	0.01

表 17 治安印象評価設問における尤度・事後確率

地区	$P(D H)$: 尤度			$P(H D)$: 事後確率		
	群 1	群 2	群 3	群 1	群 2	群 3
30	0.23	0.17	0.09	0.08	0.12	0.02
34	0.32	0.45	0.18	0.07	0.20	0.02
47	0.10	0.22	0.08	0.04	0.16	0.02

表 16, 17 では、ネガティブな変化にさらに焦点をあて、異なる結果が得られた原因として異なる地図を提示したこと（当該地区がリスク上位として示されていること）に帰することができるかを見ている。尤度を見ると、表 14, 15 で見た傾向と概ね一致しているが、事後確率は群 3 がいずれも小さくなっており、ここからは心理的損害スコアから作成された地図であることを示した効果は、刑罰で重みづけした CHI に基づく地図であることを示した効果よりも小さいことが読み取れる。これは大きくは、群 1 や群 2 で示した地図よりもリスク上位地区が多いことで群 3 の事前確率が小さくなったことによるものだが、この事前確率を考慮すると、群 3 における効果は小さいということがいえる。

4. 総合考察

ここでは研究 1 から研究 3 を通じて得られた知見について議論する。まず、研究 1 と研究 2 では既存の危害指標（CHI）をわが国の大都市に適用してその特徴を把握するため、本研究の主たる目的の一つである市民の犯罪評価（情動的反応）を反映した新たな危害指標、すなわち心理的損害スコアを作成し、日本全体のパネルデータに適用して危害地図を作成し、その危害分布を規定する構造的要因をみた。結果的に、心理的損害スコアで描かれる地図は、素の認知件数で描かれる地図と大きく異なるものにはならなかった。これは、心理的損害スコアを構成する犯罪種別ごとのウェイト値のレンジが 1~4758.7 と CHI の 0.3~10951.7 と比べて小さかったことに起因すると考察された。対照的に CHI は素の認知件数とも心理的損害スコアとも異なる地図を描き出した。一方で、都道府県パネルデータに潜在成長曲線モデルをあてはめた分析では、心理的損害スコアの時系列変化を説明する変数には、素の認知件数とは異なるものが見られたのに対し、CHI では（偏）回帰係数として統計的に有意なものは見られなかった。ここから、都市・地域の特徴をもってその性質を説明可能な心理的損害スコアは、犯罪現象の理解において、既存指標よりも有用であるということもできる。

2021 年度一般研究助成 研究報告書

研究 3 では、研究 2 を通じて得た心理的損害スコア地図を市民に提示した場合に得られる反応について検討した。この調査実験の特徴は、実際のリスク分布図だけでなく、スコアの算出に用いられた犯罪種別とそのウェイト値を開示し、どのようなプロセスで描かれた地図かもあわせて提示している点にある。ただし、得られた結果は一定の傾向をもっているとは言い難く、心理的損害スコアが居住地選択にのみネガティブな反応をもたらす場合もあれば、逆に治安印象評価にのみネガティブ反応をもたらす場合もあった。なお、スコアを構成する犯罪種別・ウェイト値の内訳を教示することの効果のみを抽出するには、リスク分布、つまり色調による色分けが同一の（仮定の）地図を用いて、教示内容のみを群間で変えて反応を見る方法が最適である。しかし、今回の調査実験では、現実をありのまま反映することを重視したため、実際のリスク分布を提示し、生態学的妥当性を担保することを優先した。

本研究全体の限界としては、まず、過去に遡って社会調査を行うことが不可能であることから、調査時点における考えに基づく評定結果を用いて、過去の犯罪に重みづけせざるを得なかった。分析に含まれる期間が長くなるほどこの問題は結果に大きく影響すると考えられる。たとえば 5 年に 1 度の頻度で同様の社会調査を実施することができれば、社会の犯罪への態度・意識変化を危害指標に反映させてゆくことができ、より有用であろう。

また、今回の社会調査では刑法犯だけでなく、条例違反にあたる加害行為についても評定を求めたが、これらについては刑法犯と同様の形式のデータが存在せず、直接的な分析に反映することができなかった。しかし、こうした条例違反の事案は、件数としては重大な刑法犯よりも多く発生していると思われ、かつ子供や女性に対する加害行為を多く含むことから、市民生活を脅かす可能性はより高い。今後、これらの事案も都道府県・年レベルでのデータが整備されることが望まれる。

さらに、危害指標そのものの問題として、暗数の発生頻度が罪種により異なることが想定されるため、暗数割合の違いが結果に深刻な影響をもたらす可能性がある。たとえば強制性交等や強制わいせつなどの性犯罪は、市民にとって重大性が高いが、同時に暗数が生じる可能性が高い。異なる犯罪同士を重みづけして足し合わせるという計算を行う場合に、重大性が高いにもかかわらず潜在化しやすい犯罪が多く含まれると、危害指数は実態よりも過小評価されてしまいかねない。

最後に、犯罪危害が社会政策、とくに警察行政にどのように活用できるかを議論する。そもそも、Sherman らが CCHI を生み出したのはエビデンスに基づく政策形成（Evidence-Based Policy Making: EBPM）に当該指標を活用するためであった（Sherman, 2013）。すなわち、警察が注目すべき治安評価指標（アウトカム）は単純な認知件数の集合・集計ではなく、市民生活にもたらす危害の程度であるという主張である。

まず、日本における犯罪統制の第一の主体である警察にとっては、本研究の結果は、人員や予算等のリソースの再配分の参考とすることができよう。特に、研究対象地区の警察署を統括する警視庁が利用できる情報となるだろう。また、全国の都道府県警を統括する警察庁は、犯罪情勢に関する最新の総括で、「総数に占める割合の大きい罪種・手口を中心に刑法犯認知件数の総数が

継続的に減少しているところであるが、一部罪種については増加傾向にあるほか、認知件数の推移からは必ずしも捉えられない情勢がある」（警察庁，2022）などとして、従来型の指標から把握できない治安情勢上の課題があることを認めている。危害という考え方を導入することによって、主に刑法犯の認知件数に着目することで見落とされていた、公共の利益を損なう犯罪が多発する地区を顕在化させることができる。ただし、本研究の結果をふまえて考えると、件数と危害の両者に着目して浮かび上がる地区は、これまでと全く異なる地区というわけではない。しかし、件数が高い地区でさらに危害までも高い地区に、これまで以上の「投資」をすることで、リソースの最適化とリターンを最大化を図ることができるかもしれない。研究1において危害のジニ係数が安定していたことも、この主張の説得力を強める。このような議論は、犯罪低頻度な状況での危害の様相を検討したことで、初めて可能となるものである。

ただし、警察実務を考えると、各種の犯罪対策では犯罪の種別ごとに施策を考えるケースが多いものと推測される。その場合は、個別の犯罪ごとの認知件数（もしくは、その人口比件数など）が有用となるであろう。しかしながら「どの犯罪を減らせば、社会損失をより減じることができるか」を考えるのに危害の考え方は有用であり、年次の統計などを作成する際に即時に治安評価を行う指標として活用することは可能であろう。

本研究の結果はまた、自治体の政策担当者にとっては、東京都でいえば23区のそれぞれを治める基礎自治体としての区役所と、それらを統括する広域自治体としての東京都庁に、それぞれ異なるスケールの情報を与えるだろう。基礎自治体に関しては、自分の区における地区と地区の間で、広域自治体については区と区との間での政策優先度について、立ち止まって考える余地を与えることになる。より危害の高い地区に対して福祉政策や住宅政策を手厚くするという必要性を示し、生活安全部署がどの地域の防犯ボランティア団体を特に支援すべきか、ということに対する示唆を与える。ただし、外国人人口や中高層賃貸住宅といった特定の要因に直接的に注目することは、実証的な研究なくしては因果関係が不明であるため、控えるべきであろう。あくまでそうした特徴を強くもつ地区に目を向け、サポートする政策を考えることが肝要であると思われる。

こうした政策決定に危害を用いる際の問題の一つは、この指標の示す値が安定しない点であろう。危害はその性質上、低頻度でありながらも重大な犯罪に大きなウェイトを与え、そのような犯罪は同じ地区で必ずしも連続して起こらないことから、地区間で値の上下動を繰り返す、時空間的にばらつきの大いなものとなるのは、標準偏差や時空間クラスタで見た通りである。そのため、数か月、あるいは1年などの単位で危害を見ても、その地区が真に危害を生む構造を持っているとは直ちに結論できないのは、序論でも触れた通りである。こうした理由から、本研究のように数年単位で累積した危害を見ることや、あわせて件数についても考えることは、依然として必要である。

一方で、危害に関する情報を住民に公開することは、公共の利益に資するものであり、また、彼らの住居選択などに有用な情報となるだろう。ただし、危害情報の発信は、同時に地域に対する新たなスティグマ（あるいは風評被害）を与える可能性もある。もちろん、日本でも刑法犯認知件数については公開されているところであるが、危害の発信は、単純な件数よりも治安に対する

懸念につながりやすいことが推測される。この点で、アカウントビリティは重要であり、危害自体がどのような概念で、どのように作成される指標なのかについて、説明が尽くされる必要がある。

こうした説明可能性や透明性の観点からは、既存指標である CHI、本研究で開発した心理的損害スコアともに、市民への説明は比較的容易であり、研究3で行ったように、どのような犯罪により大きな重みを与えたかを簡潔に示すことで理解も可能であろう。もちろん、危害指標の構築には様々な考え方があり、どれを採用するか判断が難しいものの、社会調査を通じて作成した心理的損害スコアは市民感情を反映したものであり、一定の理解が得られる可能性は高いといえよう。

※本報告書に用いられた図表等、ならびに一部の記述は、Ohyama, Hanyu, Tani, and Nakae (2022), 大山・羽生・谷・中江 (2022), 大山・谷・中江・羽生 (2021) に基づくものである。

参考文献

- Akman, D., Normandeau, A., & Turner, S. (1967). The measurement of delinquency in Canada. *The Journal of Criminal Law, Criminology, and Police Science*, 58(3), 330–337. <https://doi.org/1141627>.
- Andersen, H., & Mueller-Johnson, K. (2018). The Danish Crime Harm Index: How it works and why it matters. *Cambridge Journal of Evidence-based Policing*, 2(1–2), 52–69. <https://doi.org/10.1007/s41887-018-0021-7>.
- Andresen, M., Curman, A., & Linning, S. (2017). The trajectories of crime at places: Understanding the patterns of disaggregated crime types. *Journal of Quantitative Criminology*, 33(3), 427–449. <https://doi.org/10.1007/s10940-016-9301-1>.
- Ariel, B., Weinborn, C., & Sherman, L. (2016). “Soft” policing at hot spots—do police community support officers work? A randomized controlled trial. *Journal of Experimental Criminology*, 12(3), 277–317. <https://doi.org/10.1007/s11292-016-9260-4>.
- [Brand, S. & Price, R. \(2000\). *The Economic and Social Costs of Crime*. Home Office Research Study Number 217. London: Home Office.](#)
- Brantingham, P., & Brantingham, P. (1995). Criminality of place: Crime generators and crime attractors. *European Journal on Criminal Policy and Research*, 3(3), 1–26. <https://doi.org/10.1007/BF02242925>.
- Breetzke, G., & Edelstein, I. (2018). The spatial concentration and stability of crime in a South African township. *Security Journal*, 32(1), 63–78. <https://doi.org/10.1057/s41284-018-0145-2>.
- Carr, R., Slothower, M., & Parkinson, J. (2017). Do gang injunctions reduce violent crime? Four tests in Merseyside, UK. *Cambridge Journal of Evidence-based Policing*, 1(4), 195–210. <https://doi.org/10.1007/s41887-017-0015-x>.
- Cliff, A., & Ord, K. (1971). Evaluating the percentage points of a spatial autocorrelation coefficient. *Geographical Analysis*, 3(1), 51–62. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1971.tb00347.x>.
- Cohen, L., & Felson, M. (1979). Social change and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, 44(4), 588–608. <https://doi.org/2094589>.
- [Cohen, M., Miller, T., & Rossman, S. \(1994\). The costs and consequences of violent behavior in the United States. In A. J.](#)

[Reiss & J. A. Roth \(Eds.\), *Understanding and preventing violence, Vol. 4. Consequences and control*. Washington, DC: National Academy Press, pp. 67–166.](#)

- Curtis-Ham, S., & Walton, D. (2018). The New Zealand crime harm index: Quantifying harm using sentencing data. *Policing: A Journal of Policy and Practice*, 12(4), 455–467. <https://doi.org/10.1093/police/pax050>.
- Curtis-Ham, S., & Walton, D. (2017). Mapping crime harm and priority locations in New Zealand: A comparison of spatial analysis methods. *Applied Geography*, 86, 245–254. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2017.06.008>.
- de Melo, S., Matias, L., & Andresen, M. (2015). Crime concentrations and similarities in spatial crime patterns in a Brazilian context. *Applied Geography*, 62, 314–324. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2015.05.012>.
- Economist Intelligence Unit (2021). *Safety Cities Index 2021*. Retrieved June 20, 2022, from https://safecities.economist.com/wp-content/uploads/2021/08/Safe-Cities-Index-2021_jp.pdf.
- Favarin, S. (2018). This must be the place (to commit a crime). Testing the law of crime concentration in Milan, Italy. *European Journal of Criminology*, 15(6), 702–729. <https://doi.org/10.1177/1477370818757700>.
- Fenimore, D. (2019). Mapping harmspots: An exploration of the spatial distribution of crime harm. *Applied Geography*, 109, 102034. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2019.06.002>.
- Greenfield, V., & Paoli, L. (2013). A framework to assess the harms of crimes. *British Journal of Criminology*, 53(5), 864–885. <https://doi.org/10.1093/bjc/azt018>.
- Heeks, M., Reed, S., Tafsiri, M., & Prince, S. (2018). *The economic and social costs of crime* (2nd ed.). London: Home Office. Retrieved February 28, 2022, from https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/732110/the-economic-and-social-costs-of-crime-horr99.pdf.
- House, P., & Neyroud, P. (2018). Developing a crime harm index for Western Australia: The WACHI. *Cambridge Journal of Evidence-based Policing*, 2(1–2), 70–94. <https://doi.org/10.1007/s41887-018-0022-6>.
- Ignatans, D., & Pease, K. (2016). Taking crime seriously: Playing the weighting game. *Policing: A Journal of Policy and Practice*, 10(3), 184–193. <https://doi.org/10.1093/police/pav029>.
- Kährholm, F., Neyroud, P., & Smaaland, J. (2020). Designing the Swedish Crime Harm Index: An evidence-based strategy. *Cambridge Journal of Evidence-based Policing*, 4, 15–33. <https://doi.org/10.1007/s41887-020-00041-4>.
- Kasarda, J. D., & Janowitz, M. (1974). Community attachment in mass society. *American Sociological Review*, 39(3), 328–339. <https://doi.org/2094293>.
- Kulldorff, M., Heffernan, R., Hartman, J., Assunção, R., & Mostashari, F. (2005). A space–time permutation scan statistic for disease outbreak detection. *PLoS Medicine*, 2(3), 216–224. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.0020059>.
- Macbeth, E., & Ariel, B. (2019). Place-based statistical versus clinical predictions of crime hot spots and harm locations in Northern Ireland. *Justice Quarterly*, 36(1), 93–126. <https://doi.org/10.1080/07418825.2017.1360379>.
- McCollister, K., French, M., & Fang, H. (2010). The cost of crime to society: New crime-specific estimates for policy and program evaluation. *Drug and Alcohol Dependence*, 108(1–2), 98–109. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2009.12.002>.

- Metropolitan Police Department. (2020). *Pioneering a new normal era prospects for the Metropolitan Police Department* (In Japanese). Retrieved June 20, 2022, from https://www.keishicho.metro.tokyo.lg.jp/about_mpd/shokai/other/keisicho_tenbo.files/tenbo.pdf.
- [Miller, T. \(1996\). *Victim costs and consequences: A new look*. US Department of Justice, Office of Justice Programs, National Institute of Justice.](#)
- Mitchell, R. (2019). The usefulness of a crime harm index: Analyzing the Sacramento Hot Spot Experiment using the California Crime Harm Index (CA-CHI). *Journal of Experimental Criminology*, 15(1), 103–113. <https://doi.org/10.1007/s11292-017-9318-y>.
- Moran, P. (1950). A test for the serial independence of residuals. *Biometrika*, 37(1), 178–181. <https://doi.org/2332162>.
- National Police Agency. (2022). *Crime sSituation in 2021* (In Japanese). Retrieved June 20, 2022, from https://www.npa.go.jp/publications/statistics/crime/situation/r3_hanzaijyousei.pdf.
- Normandeau, A. (1966). The measurement of delinquency in montreal. *The Journal of Criminal Law, Criminology, and Police Science*, 57(2), 172–177. <https://doi.org/1141291>.
- Ohyama, T., Hanyu, K., Tani, M., and Nakae, M. (2022). Investigating crime harm index in the low and downward crime contexts: A spatio-temporal analysis of the Japanese Crime Harm Index. *Cities*, 130, 103922. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2022.103922>.
- Ransley, J., Murphy, K., Karstedt, S., Bartlett, D., Forrester, L., & Carless, M. (2018). Developing and applying a Queensland Crime Harm Index—Implications for policing serious and organised crime. *Research Report*, 10, 105–116. Retrieved February 28, 2022, from <https://go.gale.com/ps/i.do?p=AONE&u=griffith&id=GALE|A554908774&v=2.1&it=r&sid=AONE&asid=4890dd8f>.
- Ratcliffe, J., & Kikuchi, G. (2019). Harm-focused offender triage and prioritization: A Philadelphia case study. *Policing: An International Journal*, 42(1), 59–73. <https://doi.org/10.1108/PIJPSM-08-2018-0118>.
- Roberts, A. (2008). The influences of incident and contextual characteristics on crime clearance of nonlethal violence: A multilevel event history analysis. *Journal of Criminal Justice*, 36(1), 61–71. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2007.12.007>.
- Roberts, A., & LaFree, G. (2004). Explaining Japan’s postwar violent crime trends. *Criminology*, 42(1), 179–210. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2004.tb00517.x>.
- Rossi, P., Waite, E., Bose, C., & Berk, R. (1974). The seriousness of Crime: Normative structure and individual differences. *American Sociological Review*, 39(2), 224–237. <https://doi.org/2094234>.
- Sampson, R., & Groves, W. (1989). Community structure and crime: Testing social-disorganization theory. *American Journal of Sociology*, 94(4), 774–802. <https://doi.org/10.1086/229068>.
- [Sellin, T., & Wolfgang, M. \(1964\). *The measurement of delinquency*. Wiley. New York: John Wiley & Sons.](#)
- [Shaw, C., & McKay, H. \(1942\). *Juvenile delinquency and urban areas*. Chicago: University of Chicago Press.](#)
- Sherman, L. (2007). The power few: experimental criminology and the reduction of harm. *Journal of Experimental*

Criminology, 3, 299–321. <https://doi.org/10.1007/s11292-007-9044-y>.

Sherman, L., Neyroud, P., & Neyroud, E. (2016). The Cambridge crime harm index: Measuring total harm from crime based on sentencing guidelines. *Policing: A Journal of Policy and Practice*, 10(3), 171–183. <https://doi.org/10.1093/police/paw003>.

Steenbeek, W., & Weisburd, D. (2016). Where the action is in crime? An examination of variability of crime across different spatial units in The Hague, 2001–2009. *Journal of Quantitative Criminology*, 32(3), 449–469. <https://doi.org/10.1007/s10940-015-9276-3>.

Thurstone, L. (1927). The method of paired comparisons for social values. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 21(4), 384–400. <https://doi.org/10.1037/h0065439>.

Velez-Diaz, A., & Megargee, E. (1970). An investigation of differences in value judgments between youthful offenders and non-offenders in Puerto Rico. *The Journal of Criminal Law, Criminology, and Police Science*, 61(4), 549–553. <https://doi.org/1142043>.

Weinborn, C., Ariel, B., Sherman, L.W., & O'Dwyer, E. (2017). Hotspots vs. harmspots: Shifting the focus from counts to harm in the criminology of place. *Applied Geography*, 86, 226–244. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2017.06.009>.

Weisburd, D. (2015). The Law of Crime Concentration and the criminology of place. *Criminology*, 53(2), 133–157. <https://doi.org/10.1111/1745-9125.12070>.

[Wolfgang, M., Figlio, R., Tracy, P., & Singer, S. \(1985\). *The national survey of crime severity*. Washington, DC: US Department of Justice, Bureau of Justice Statistics.](https://doi.org/10.1111/1745-9125.12070)

雨宮護 (2013) 潜在成長曲線モデルを用いた地区レベルでの犯罪の時系列変化と地区環境との関連の分析 東京 23 区における住宅対象侵入窃盗犯を事例に. *都市計画論文集*, 48(3), 351-356. <https://doi.org/10.11361/journalcpj.48.351>.

上杉昌也・樋野公宏 (2015) 東京都区部における住宅侵入盗と近隣社会経済的特性の関係 空間的異質性および物理的環境との相互作用効果に着目して. *都市計画論文集*, 50(3), 608-615. <https://doi.org/10.11361/journalcpj.50.608>.

上杉昌也・樋野公宏・矢野桂司 (2018) ジオデモグラフィクスによる社会地区類型を活用した窃盗犯の発生要因に関する小地域分析. *E-journal GEO*, 13(1), 11-23. <https://doi.org/10.4157/ejgeo.13.11>.

大山智也・羽生和紀・谷真如・中江百花 (2022) 市民の認知する犯罪危害の地理的分析：47 都道府県パネルデータを用いた検討, 第 31 回地理情報システム学会研究発表大会, 沖縄産業支援センター, 2022 年 10 月 (梗概: *地理情報システム学会講演論文集*, 31, CD-ROM).

大山智也・谷真如・中江百花・羽生和紀 (2021) 東京 23 区における犯罪「危害」の地理的集積の分析, 第 30 回地理情報システム学会研究発表大会, オンライン, 2021 年 10 月 (梗概: *地理情報システム学会講演論文集*, 30, CD-ROM).

[鶴見絢子 \(1974\) 犯罪の悪質性の測定-1-悪質性の尺度化. *科学警察研究所報告 防犯少年編*, 15\(2\), p134-140.](https://doi.org/10.11361/journalcpj.48.351)

樋野公宏・小島隆矢 (2007) 住宅侵入盗発生率と地域特性との関係: 東京都下 29 区市の町丁を対象に. *日本建築学会計画系論文集*, 72(616), 107-112. https://doi.org/10.3130/aija.72.107_2.

Appendix.



図 A1.1 東京 23 区における 2010～2014 年の刑法犯認知件数（左）と危害スコア（右）の分布

2021 年度一般研究助成 研究報告書



図 A1.2 東京 23 区における 2015~2019 年の刑法犯認知件数 (左) と危害スコア (右) の分布
39

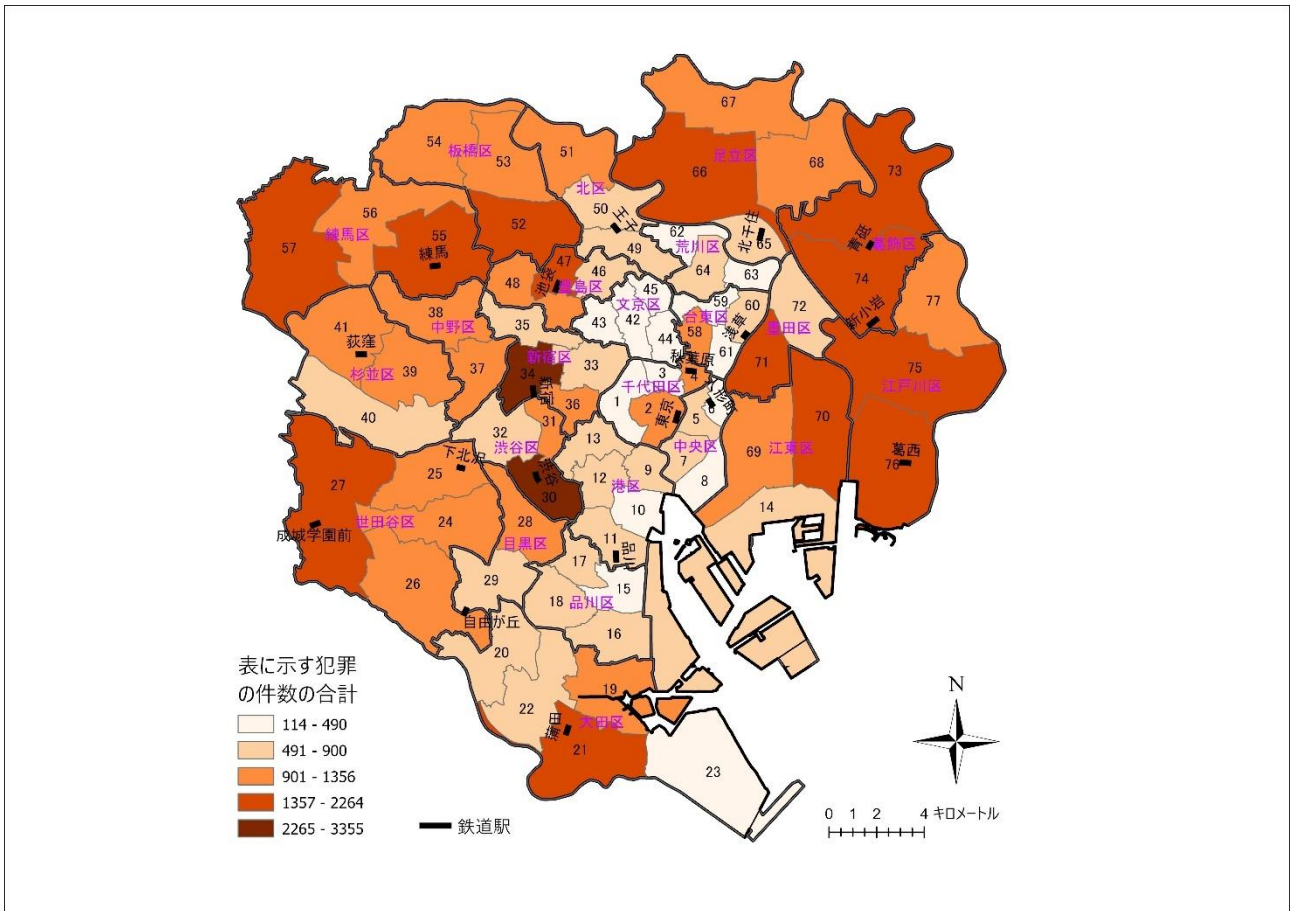
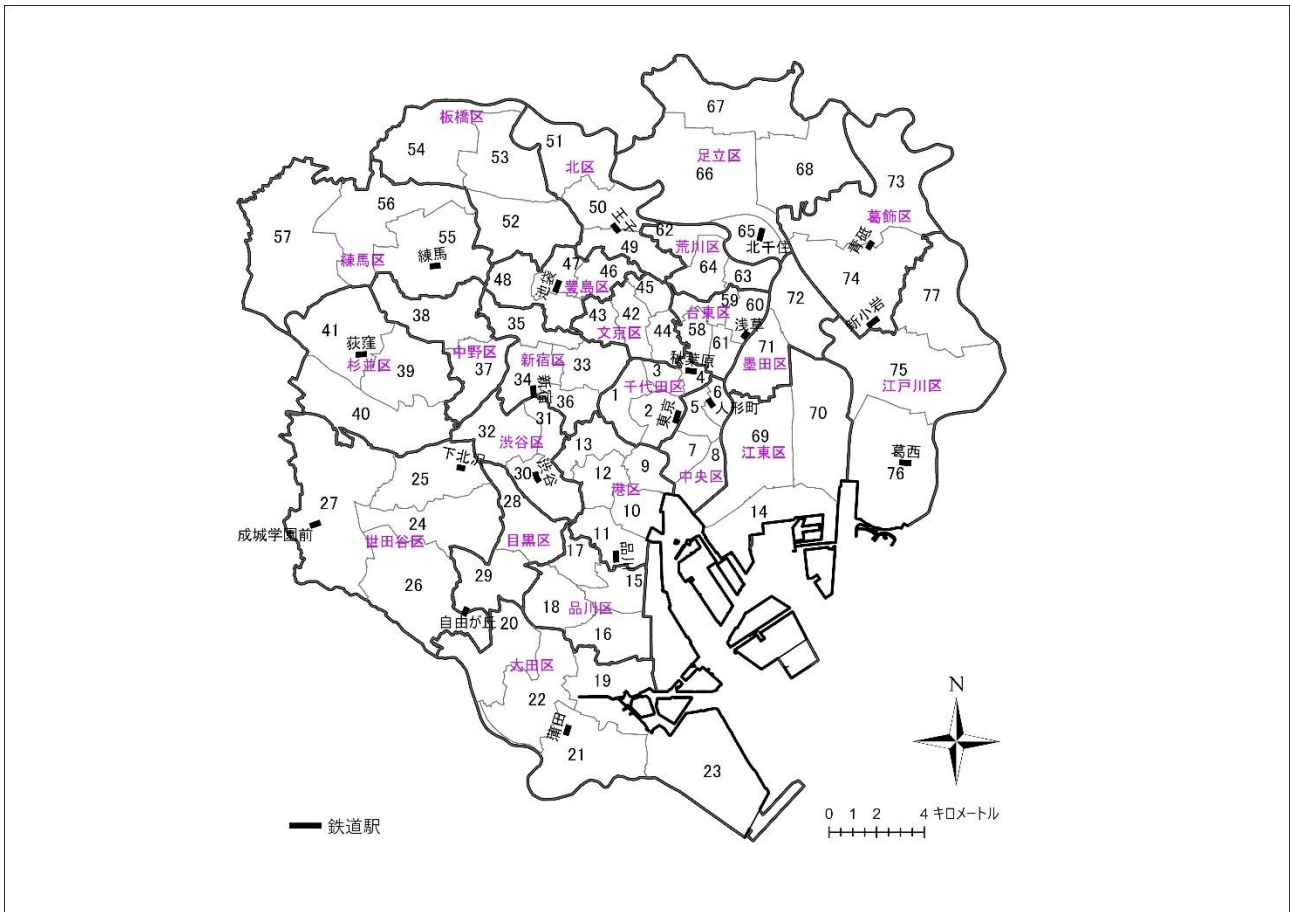


図 A2.1 全対象者むけの白地図（上），群 1 むけの認知件数による地図（下）

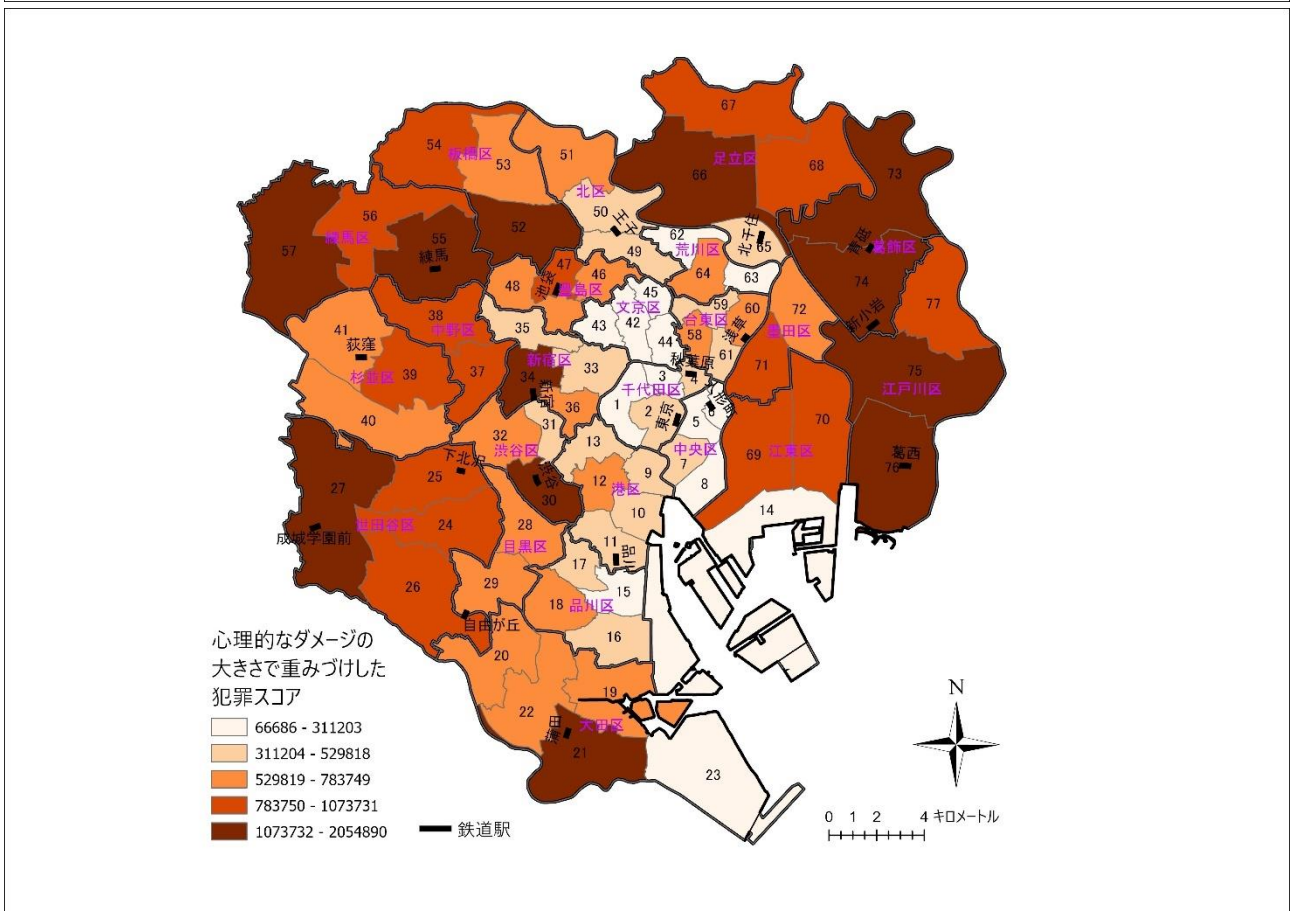
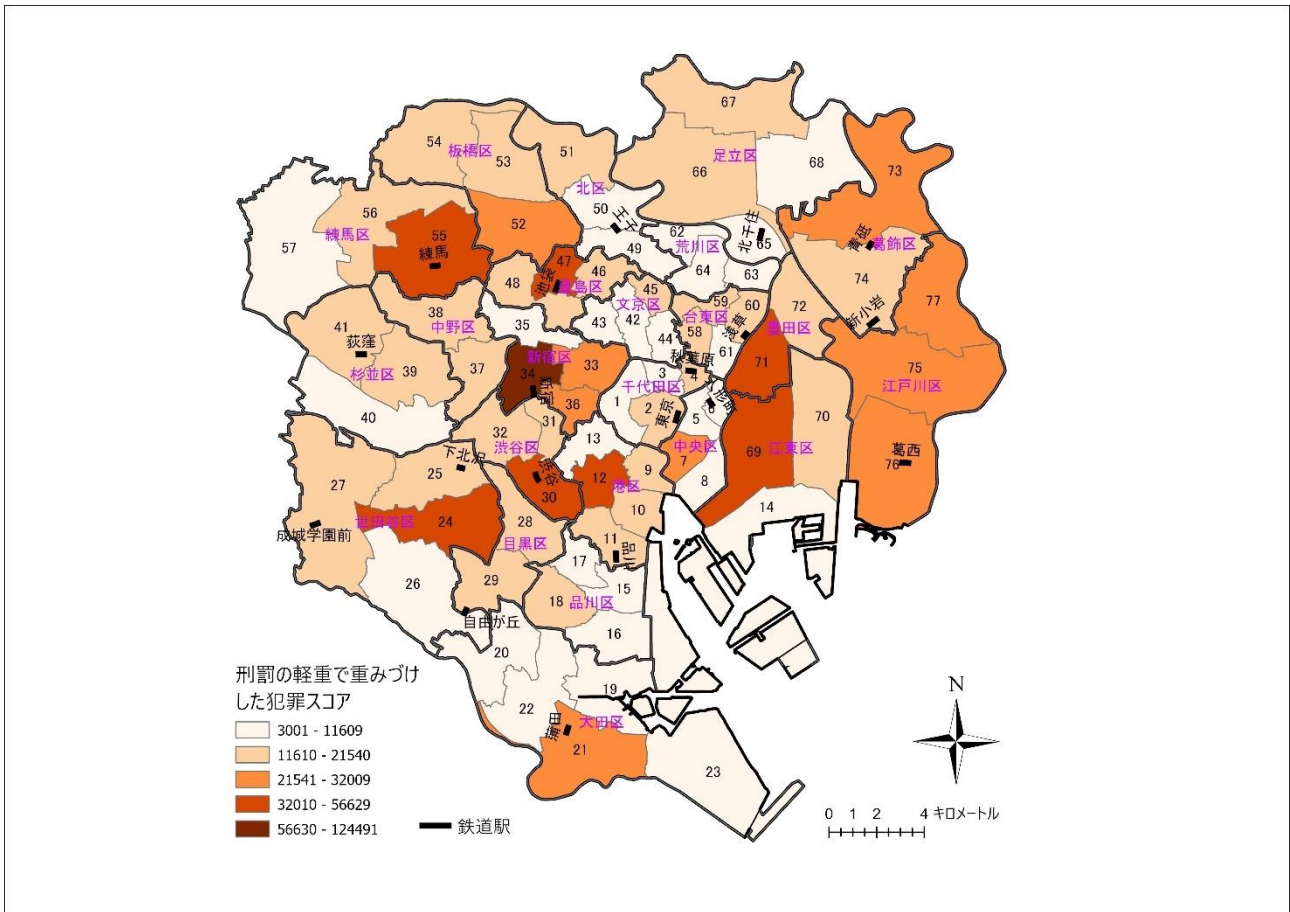


図 A2.1 群 2 向けの CHI スコアに基づく地図 (上), 群 3 向けの心理的損害スコアによる地図 (下)