2020年度若手研究助成　研究報告書

刑務所出所者の居住地の地理空間情報を用いた再犯予測モデルの構築

研究代表者
法務省保護局　谷真如

１．　はじめに

１．１．　背景と目的

犯罪をした者に対する各種の指導・支援施策が高い効果を上げるためには、その者の再犯のリスクの高さに応じた密度で指導・支援を実施する必要があり（Bonta & Andrews, 2007)、近年我が国も独自の再犯リスクアセスメントツールを開発し、その定着を図ろうとしている（法務省, 2022)。しかし、これら既往研究を基にした既存のツールは、犯罪歴等、主に個人内の要因を評価し予測を行うものとなっており、その者が出所後どのような「場所」で生活するかという居住地域の与える影響は十分に注目されてこなかった（Stahler et al., 2013)。だが、ハリケーンにより元の荒廃した地域から移住した刑務所出所者の再犯率が以前の居住地域に戻った者と比べて低かったという自然実験の結果が公表され（Kirk, 2009)、近年では、米国を中心に刑務所出所者の居住地域と再犯の関係に着目した研究が行われ始めている。Chamberlain & Wallace (2016)やStahlerら(2013)は、犯罪者同士の交流という文脈から居住地域の要因をとらえ、刑務所出所者の特定地域への居住の集中度合いや居住地１マイル圏内の再犯の状況が、当該地域に居住する個人の再犯に影響することを報告した。McNeeley(2018)は、犯行の動機を形成する居住地域の要因として、貧困住人率、失業率等の社会的不利益の集中により刑務所出所者の再犯可能性が高まることを示した。こうした研究では居住地域の特徴をGIS（Geographical Information System：地理情報システム）を用いた空間解析の手法等により分析しているが、我が国において、同様の手法で刑務所出所者の居住地域の再犯に対する影響を分析した研究は存在せず、いかなる要因が再犯に影響するのか明らかになっていない。

本研究の目的は、我が国で初めて、刑務所出所者の再犯リスクの予測モデルに居住地域の地理空間情報の特徴を加え、その再犯リスクに与える影響を解明することである。どのような居住地域が再犯の可能性を高めるか明らかにすることは、高精度な再犯予測を可能とし、適切な密度による指導・支援の実現可能性を高めるとともに、個々人のリスクのばらつきを統制した精緻な効果検証を容易なもとのすることで、EBPM（証拠に基づく政策立案）の実現に大きく寄与する。さらに、2017 年に成立・施行された再犯防止推進法は、施策の実施主体を

国のみならず地方公共団体にも求めており、国の指導・支援のみならず、各地域の実情に応じた再犯防止の取組が必要とされている状況にある。本研究の成果として得られた知見を、法務省等を通じ広く情報提供することで、各地方公共団体の主体的な意識を喚起し、より各地域の実情に応じた就労支援や社会福祉の強化等の取組を促す契機となると考えられる。

１．２．　研究の構成

上記の背景と目的のため、本研究では、我が国における地理空間情報を用いた再犯リスク予測モデル構築とその利用に関する３つの研究を行った。

研究１では、GIS ソフトウェアを用いて刑務所出所者の居住地域と再犯の情報から、再犯率の地理的分布の分析を行い、再犯率が顕著に高い地域や低い地域に見られる特徴を整理して、その背景について考察した。

研究２では、罪種という個人内の要因と、社会経済状況や周辺地域の刑務所出所者の住居の集中といった居住地域の要因との相互作用に着目した解析を行い、新たな再犯予測モデルの構築を試みた。

研究３では、保護観察所が実施する各種施策（就労支援、薬物依存回復支援、福祉的支援）の対象者集団において、個人内の要因と居住地域の要因に基づく再犯予測モデルを利用した再犯リスクの統制を行い、その上で各施策効果の検証を行った。

なお、倫理的配慮として、本研究は法務省保護局から研究目的や倫理面を含む研究計画につき確認・承認を受けており、その協力を得て実施した。

２．　研究１

２．１．　目的

再犯防止推進法は、国のみならず、地方公共団体も「地域の状況に応じた施策を策定し、及び実施する責務を有する」ことを規定しており（同法第４条の２）、各地方公共団体で地方再犯防止推進計画（以下、「地方計画」という。）の策定が進められている（法務省，2022）。しかし、地方計画が施策の目的とする再犯防止の効果に直結するデータである刑務所出所者等の再犯率は、全国の状況しか公表等がなされておらず、地方公共団体別でのデータは示されてない。犯罪発生の状況は大都市統計地域などマクロなレベルの地域によって大きく異なり、我が国でも都道府県単位で見ると、刑法犯検挙人員の人口比には地域差が存在する（法務省，2019）。このような差異は、市区町村などより小さな空間的スケールでも存在し、過去にはこれら行政区単位での犯罪発生率に関連する研究も数多く行われている（雨宮，2009）。約３割の再犯者により約６割の犯罪が行われている実情（法務総合研究所，2009）に鑑みれば、犯罪発生の状況に上記のような明確な市区町村間での差異が存在する以上、再犯の状況にも相応の地域差が生じている可能性が高い。

研究１では、我が国の市区町村という地方公共団体の単位での仮釈放者の再犯率の地域差の有無を明らかにするとともに、地域差に関連する要因の探索的な検討を行った。

２．２．　方法１（市区による再犯率の地域差の分析）

２．２．１．　調査対象者・調査内容

平成24年から28年までの５年間に東京保護観察所の管内において保護観察を開始した仮釈放者につき、法務省において刑務所出所者等の情報を管理するデータベースを用いて抽出した。この9,415名のうち、所在不明等の事情で仮釈放後の住所が明らかでない者及び仮釈放期間内の転居があったと認められた者1,410名を除外した。転居があった者を除外したのは、仮釈放期間中に複数の居住地が関連する場合、再犯との関連を見るべき地域が特定できないためである。また、対象者が集住する更生保護施設の影響を除いた再犯率の地域差を見るため、親族・知人等のもとに居住する保護区帰住者3,329名に限定して分析を行うこととし、さらに仮釈放者数が僅少である市区町村では、わずかな再犯者数の違いで再犯率が大きく左右されてしまうため、対象期間中の帰住が僅少（５年間で 30 名未満）であった市区町村に帰住した者を除いた。これにより東京都内の郡部及び島嶼部のほか、区部では３区、市部では 11 市の各市区の仮釈放者が除外され、最終的に計 35 の市区に居住する保護区帰住者 3,117 名（平均年齢41.4歳、SD = 12.6）（男性2,746名、女性371名）が研究１における調査対象者となった。

調査対象者については、出所後の居住地の市区とともに、仮釈放により刑務所等を出所し、保護観察を開始した日から２年以内の再犯（本研究においては再度の受刑をいう。）の有無を調査した。２年以内に再犯があった者は308名、調査対象者全体の再犯率は9.9%であった。

２．２．２．　分析方法

調査対象者の居住地域と再犯等の状況を分析するため、GIS ソフトウェア ArcGIS10.8 を用いて、まず市区別の再犯率の地域差を視覚的に把握し、その上で空間的な偏りなどについて統計的な解析を行った。また、既往研究において再犯率と関連する特に重要な要因として仮釈放者の居住地域の集中が指摘されていることから、地域要因として、あわせて仮釈放者率（市区内の夜間人口 10 万人当たりの仮釈放者数）についても分析を行った。

空間統計解析の分野では、空間的に近い地域ほど性質も類似する傾向をあらわす概念として空間的自己相関が用いられる（堤, 2018）。本研究では、東京都全体での再犯率と仮釈放者率の集中傾向を明らかにするため、代表的な空間的自己相関の指標であるグローバルな Moran’s I 統計量（Moran, 1950）を算出した。グローバルな Moran’s I 統計量とは、以下の式で与えられる指標であり、対象地域全体で 1 つの値が算出される。

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

ここで nは観測地点（本研究では市区）数、iとjは個々の観測地点（市区），xは観測値（当該市区の再犯率）、$\bar{x}$ は観測値の平均値（全市区の再犯率の平均）、w_{ij}は観測地点iとjとの空間的近接性を示す重み行列であり、$w_{ii} = 0$とした上、観測地点iにより近いjにはより大きな重みが与えられる。空間重み行列の定義は、仮釈放者の居住地域の集中等の影響は必ずしも隣接市区のみに限られないと考えられたため、市区iの重心点から、全市区に 1 つ以上の隣接市区があることが保証される距離の閾値内（本研究では 14.1 ㎞）に重心点を持つ市区jに

地点ij間の距離の逆数を与え、各観測地点iに対する重みの和が 1 になるよう基準化を行った。

次に、具体的な再犯率と仮釈放者率の集中箇所を知るため、ローカルなMoran's I 統計量を市区ごとに算出し、その空間的な分布を見た。ローカルなMoran's I 統計量（Anselin, 1995）とは、以下の式で与えられる指標であり、グローバルなMoran's I 統計量と異なり観測地点ごとに異なる値が算出される。さらに観測地点の値の類似がランダムな分布よりも顕著であるかどうかについて、正規分布近似による統計的有意検定を行うことができる。

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x})\sum_j w_{ij}(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

ローカルなMoran's I 統計量の値が正であれば、観測地点iの観測値は周辺地域と類似していること、負であれば周辺地域と異なることを示す。また、図１のように、観測値を標準化した値を横軸に、周辺地域の平均を標準化した値を縦軸に表示したモラン散布図で検討することで、観測地点と周辺地域との関係性を考慮した分類が可能となる（貞広ら，2018)。本分析では、検定の結果５ %水準で有意であると認められた市区をHH、LH、HL、LL の４つのパターンに該当する地域として判定した。

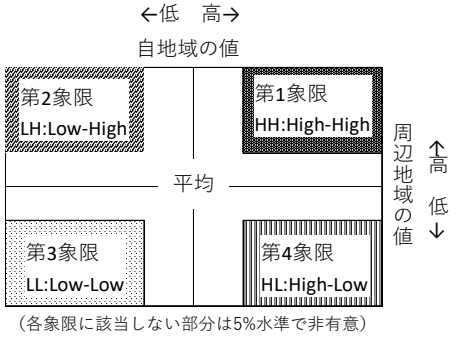

図１　モラン散布図

２．３．　結果１（市区による再犯率の地域差の分析）

まず、市区別の再犯率と仮釈放者率の空間的な分布について見ると、図２及び図３のとおりとなった。各市区の再犯率の中央値は 9.5%（最大値 19.4%、最小値 3.0%)、仮釈放者率（人口 10 万人当たり）の中央値は 4.91 人（最大値 12.8、最小値 1.44）であった。

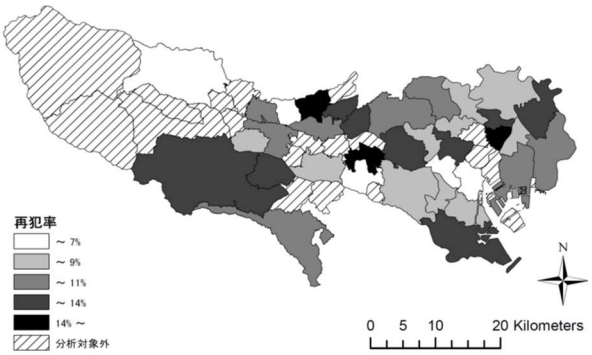

図２ 地域による再犯率の分布

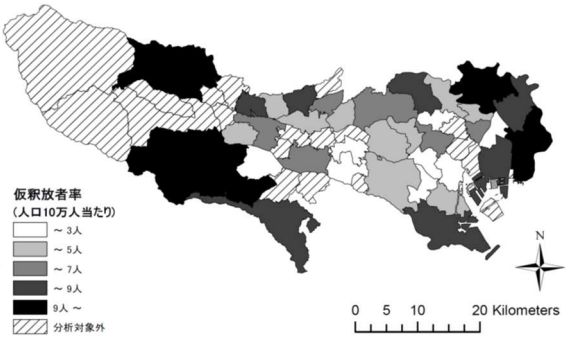

図３ 地域による仮釈放者率の分布

図２及び図３について空間の統計解析を行い、グローバルなMoran's I 統計量を見ると、東京都全体ではそれぞれ再犯率はI = -0.07と負の値、仮釈放者率はI = 0.09と正の値となり、いずれも統計的に有意ではなかった。空間的自己相関が認められなかったことから、再犯率及び仮釈放者率は、対象地域全体で見ると市区間の距離による相互作用がなく不規則に分布していることが示唆された。

分布を視覚的に確認すると、区部では東側の台東区・葛飾区・荒川区や大田区、新宿区、杉並区、市部では八王子市・日野市や武蔵野市、東村山市など再犯率が高い地域が見られる一方、都心エリアの中でも港区や渋谷区、市部では調布市や青梅市など再犯率の低い地域が点在していることが分かる。また、先行研究で再犯率との関連が指摘される仮釈放者の居住集中を示す仮釈放者率を見ると、区部では北側から東側に環状に広がるいわゆる下町エリア、市部では西側のエリアに仮釈放者率の高い地域が見られ、再犯率の高い地域と仮釈放者率の高い地域は必ずしも一致しなかった。図４は、再犯率と仮釈放者率の関係を散布図で示したものであり、両者の相関係数はr = 0.02と極めて小さかった。

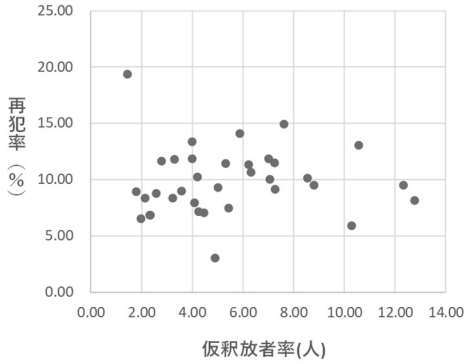

図４　再犯率と仮釈放率の散布図

次に、再犯率と仮釈放者率について、市区ごとにローカルなMoran's I 統計量を求め、空間的な分布を見たものが図５及び図６である。図中凡例の「HL」等は、図１のモラン散布図における各象限の略であり、当該地域及び周辺地域に全体平均よりも大きい／小さい値での統計的に有意な空間的な偏りがあることを示す。

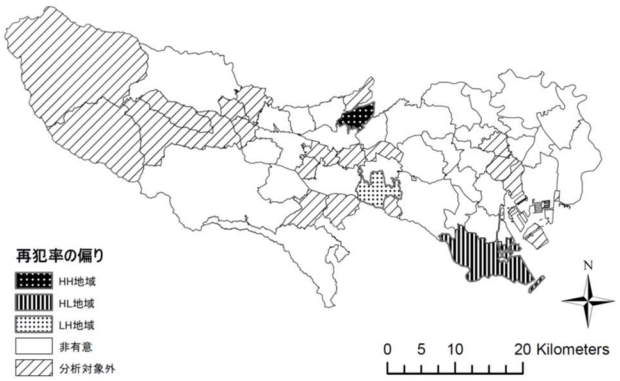

図５ 局所的な再犯率の分布の偏り

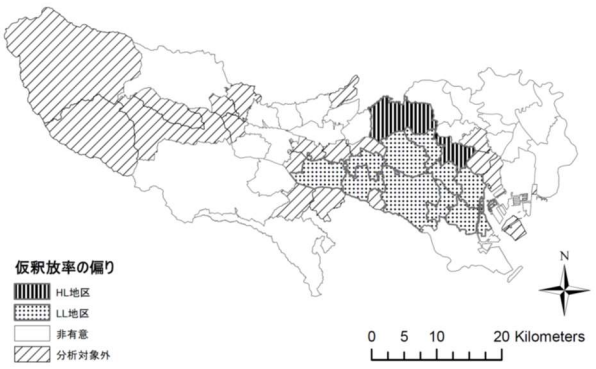

図６ 局所的な仮釈放率の分布の偏り

再犯率では、周辺地域が低いにもかかわらず自らは高い HL の区や、逆に周辺地域が高いにも関わらず自らは低い LH の市、周辺地域も自らも高い HH の市が存在し、局所的な空間的分布の偏りが認められた。なお、これに対し仮釈放率では、いわゆる城西・城南エリアの各区や市部の東南側にかけ自らも周辺地域も低い LL の市区が広がっており、再犯率とは異なる局所的な空間的分布の偏りが確認できた。

以上の各分析から、再犯率等は東京都全体で見ると空間的に不規則に分布しており、局所的には地域間での格差や集中が存在することが明らかになった。また、背景に挙げた諸外国の既往研究と異なり、再犯率は仮釈放者全体での居住者の多さとは関連していなかった。

２．４．　方法２（地域差に関連する要因の分析）

結果１に見られた再犯率の地域による分布の差異が、いかなる要因によってもたらされたのかは明らかでない。そこで、まず調査対象者の再犯率に影響する個人要因を特定し、当該地域に居住する調査対象者の個人要因の集計から各市区での予測再犯率を算出し、実際の再犯率との残差（個人要因モデルによって説明されなかった部分）を求めた。同残差には、個人要因のみでは説明できない地域要因の影響等、モデルに含まれない重要な変数の成分が含まれていると考えられる。そのため同残差の分析により再犯率の地域差と直接関連し、居住地周辺の環境が再犯リスクを高めている可能性を示唆するような地域要因の有無を検討した。

２．４．１．　調査対象者・調査内容

調査対象者は、方法１で用いた 35 市区の仮釈放者 3,117 名である。

調査内容として、個人要因については、勝田（2018）を参考に、仮釈放者の再犯と関連する可能性が高いと考えられる基本的属性等を法務省のデータベースを用いて調査した。また、地域要因について、前記の各既往研究をもとに、犯罪の動機・原因に関係する可能性のある変数や、犯罪の発生と関係する変数につき、平成 27 年の国勢調査等から市区別のデータを抽出した。本研究で調査した項目及びデータソースは表１のとおりである。

表１　再犯との関連を調査した個人要因及び地域要因

分類	種別	項目	データソース
個人要因	保護観察開始時の状況	保護観察開始時住居（市区），年齢，性別，保護観察期間（開始日・終了予定日含む），罪名，刑期，刑事施設入所回数，刑事処分歴，保護処分歴，不良集団関係，薬物使用関係，生計状況，職業，教育程度，精神状況，知能指数，保護観察類型（問題飲酒，ギャンブル，無職，性犯罪等），同居人の有無及び関係（親族，知人等）	法務省データベース
	保護観察終了時の状況	保護観察終了事由，終了までの期間（終了日含む），保護区間移動（転居）状況	
	再犯状況	再犯の罪名，刑期，刑期起算日，仮釈放取消の有無	
居住地の地域要因	犯罪の動機・原因に関連するもの	社会経済的要因：公営UR居住世帯比率，低所得世帯比率，完全失業率	平成27年国勢調査、JPS年収階級別世帯数推計町丁・字等別2010、総務省統計局統計でみる市区町村のすがた2017
	犯罪の機会に関連するもの	犯罪発生状況：全罪種又は侵入盗，非侵入盗，粗暴犯等の各罪種の刑法犯認知件数	警視庁平成27年統計（東京都オープンデータカタログサイト）
		魅力的な対象：居住の形態（戸建て住宅世帯比率，低層集合住宅世帯世帯比率，高所得世帯比率） 有能な守り手：居住流動性（民営借家居住世帯比率，５年以上定住比率，持ち家比率），人口動態（人口密度，昼夜間人口比率，世帯当たり人員，高齢者比率）	平成27年国勢調査、JPS年収階級別世帯数推計町丁・字等別2010、総務省統計局統計でみる市区町村のすがた2017

注）　表中、「魅力的な対象」や「有能な守り手」は、犯罪の発生する場所に係る「日常活動理論」（Cohen and Felson, 1979）の要素である（詳細は小俣・島田(2011)参照）。

２．４．２．　分析方法

統計ソフトウェアとしてIBM SPSS Statistics26を用い、２年以内の再犯の有無を従属変数、表１の個人要因を独立変数として、ステップワイズ法による二項ロジスティック回帰分析を行い、全市区の調査対象者各個人の再犯リスクを算出した。次に、ロジットで算出した個人ごとの確率を足し上げ市区別に集計して再犯率を求め、実際の各市区の再犯率との差分を算出し、各市区の再犯リスクの回帰モデルの残差から個人要因で説明できない再犯率のばらつきの存在を確認した。さらに、各市区の残差を従属変数、表１の地域要因を独立変数として、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。

２．５．　結果２（地域差に関連する要因の分析）

二項ロジスティック回帰分析の結果、表２のとおり８項目の個人要因が有意な変数として選択された。なお、VIFはいずれも10を下回り各変数間の多重共線性は認められなかった。オッズ比は１を超える場合にリスクが増加すること、１未満の場合は逆にリスクが低下することを表し、特に本件罪名が窃盗又は覚醒剤取締法違反であることが顕著に再犯リスクを高めていることが分かる。偽陽性率（False Positive Rate）と真陽性率（True Positive Rate）をプロットし作成するROC曲線によって算出された予測精度はAUC = 0.72と中程度の予測力を示し、構築された再犯予測モデルには一定の予測妥当性が認められた（p<.001）。

表２　仮釈放者の再犯を予測する個人要因

変数	オッズ比（95%CI）
本件罪名：窃盗（該当 = 1）	3.09 *** （ 2.16 - 4.42 ）
本件罪名：覚せい剤取締法違反（該当 = 1）	3.23 *** （ 2.29 - 4.55 ）
保護観察期間（日）	1.00 ** （ 1.00 - 1.00 ）
入所回数	1.09 ** （ 1.02 - 1.16 ）
刑事処分歴の有無（該当 = 1）	2.02 ** （ 1.28 - 3.19 ）
少年院歴の有無（該当 = 1）	1.59 ** （ 1.17 - 2.16 ）
類型：性犯罪（該当 = 1）	2.01 * （ 1.18 - 3.43 ）
類型：無職等（該当 = 1）	1.41 * （ 1.08 - 1.85 ）

* $p<.05$. ** $p<.01$. *** $p<.001$.

この個人要因による再犯予測モデルに基づき、市区別に再犯率の実測値と個人要因から集計した予測値（個々人の 0～1 の再犯予測確率を市区で合計し、当該市区の仮釈放者数で除した値）の標準化残差を見ると、残差が正（予測より実際の再犯率が高い）の市区と負（予測より実際の再犯率が低い）の市区とが分散して存在し、地域によって個人要因のみで説明できない再犯率の変動が存在することが分かった。そこで、同残差を従属変数とし、地域要因を独立変数とする重回帰分析を行ったが、影響する有意な地域要因は見いだされなかった。

２．６．　考察

研究１を通じて、再犯率は市区を単位とする地域により異なるとする当初の仮説は支持された。再犯率の空間的分布は東京都全体としてのばらつきがあり、局所的に地域間の格差や集中といった偏りが認められた。地域間の再犯率の空間的異質性や局所的な集中に鑑み、各地方公共団体は隣接する市区との間でも状況が大きく異なる可能性があることを念頭に置い

て、独自の地方再犯防止推進計画を策定していく重要性が示唆された。

一方、東京都全体で空間的自己相関が見られなかった点は、研究１と比較的近い空間スケールを単位として再犯を分析したMennisら（2011）やStahlerら（2013）の研究と異なる結果であった。また、既往研究で特に重要な要因として指摘されていた仮釈放者の集住をはじめ、研究１で調査したいずれの地域要因も再犯率の地域差に影響していなかった。これらの点は、諸外国の既往研究おける地域要因の作用が、主に犯罪促進的な者との交流の促進によるとされることと関係していよう。すなわち、米国等と比べて著しく人口当たり仮釈放者数の低い我が国においては、同一市区内で多少の集住があっても依然低密であることに変わりなく、周辺市区への影響も含め刑務所出所者間のネットワークを形成するなどの相互作用を起こすには至らなかったものと考えられる。

地域要因から再犯率の地域差が説明できなかった点についても、いくつかの原因が想定される。第一に、居住地周辺の環境が再犯リスクに与える影響を、すべての仮釈放者で均一であると仮定するモデルに限界があった可能性である。例えば、薬物仲間からの譲渡・購入が再犯の契機となる覚醒剤取締法違反の者と、万引きなど単独犯が主である窃盗の者とでは、反社会的ネットワークの影響は異なるであろう。こうした個人要因と地域要因との交互作用を考慮した分析を行えば異なる結果となることが考えられる。第二に、地域要因の分析に用いた空間的スケールがマッチしていなかった可能性である。空間分析においては、都道府県や市区町村から町字・建物単位までその分析単位には幅があり、スケールによって分析結果が異なってくる可変空間単位問題があることが指摘されている（Openshaw, 1983）。研究１の各分析では、市区を単位として地域要因を均質化している。しかし、仮釈放者の自宅から比較的近距離にある犯罪のホットスポットの存在が個人の再犯リスクを高めることを示した研究も存在することから（Miller et al, 2016）、犯罪の動機を形成する刺激を与え、再犯により深く影響するような要因は、市区全体ではなく徒歩などで活動できる生活圏内にあるとも考えられる。具体的には、対象地域である東京都の都市化の度合いなどに鑑み、町丁目単位等のよりミクロなスケールでの地域要因の分析が必要と考えられた。

３．　研究２

３．１．　目的

研究２では、先の研究１の結果を踏まえ、仮釈放者個人の特性に地域要因を紐づけた再犯予測モデルの構築を試みた。特に再犯リスクを高める個人要因である二罪種（覚醒剤取締法違反と窃盗）に焦点を当て、市区よりもミクロな町丁目等の範囲での地域要因の影響に着目した分析を行うこととした。なお、再犯リスクアセスメントツールとしては罪種を問わず同一のものを用いることが多いが、本研究では特に再犯に支配的な効果のある罪種であらかじめ分けた集団に対し分析を行うため、個人特性についても罪種別のモデルを構築した。

３．２．　方法

３．２．１．　調査対象者・調査内容

研究１の調査対象者3,117名のうち、覚醒剤事犯者1,044名（平均年齢42.2歳、SD=9.5）（男性869名、女性175名）及び窃盗事犯者633名（平均年齢44.7歳、SD=15.0）（男性497名、女性136名）を分析の対象とした。

分析には、研究１で調査した、出所後の居住地の情報を含む犯罪歴等の基本的属性等の個人特性、及び仮釈放となって保護観察を開始した日から２年以内の再犯（再犯による受刑）の有無のデータを用いた。また、地域要因として、研究１と同様に国勢調査から抽出した居住地近隣の地域の都市的・社会経済的要因（人口状況、居住流動性、社会経済的状況）に関するデータを用いたが、研究２ではその空間的スケールを、①仮釈放者の居住地の町丁目、及び②居住地の町丁目とこれに隣接する町丁目を足し合わせた範囲内の町丁目とし、GIS ソフトウェアを用いて個人の居住地情報との結合を行った。この処理により、同一町丁目居住者に等しい地域要因の値を与え、予測モデルの独立変数として投入した。

３．２．２．　分析方法

罪種別に，２年以内の再犯有無を従属変数とし，独立変数の異なる以下の３つのモデルでステップワイズ法でのロジスティック回帰分析を行った。

モデル１：予測因子として個人特性のみ投入

モデル２：予測因子として都市的・社会経済的要因（居住地町丁目のみ）を追加

モデル３：予測因子として都市的・社会経済的要因（居住地町丁目と隣接町丁目）を追加

各モデルの適合度を Hosmer-Lemeshow 検定で確認した上で，予測精度については，ROC 曲線下の面積（AUC）により比較を行った。

３．３．　結果

３．３．１　覚醒剤事犯者

覚醒剤事犯者について、最も予測精度の高かったのは居住地町丁目と隣接町丁目を足し合わせた変数を加えたモデル３であった（表２）。予測因子を見ると、隣接町丁目までの範囲の居住地近隣の仮釈放者の数が多いと再犯の可能性が高いのに対して、昼夜間人口比が高く、公営・UR住宅世帯率が高いと再犯の可能性が低下していた。

表３　覚醒剤取締法違反者の再犯予測モデル

モデル１（個人特性のみ）		モデル２（居住地町丁目の要因を追加）		モデル３（居住地・隣接町丁目の要因を追加）	
変数	オッズ比	変数	オッズ比	変数	オッズ比
年齢	0.96 **	年齢	0.96 **	年齢	0.96 **
保護観察期間	1.00 *	保護観察期間	1.00 †	保護観察期間	1.00 †
入所回数	1.27 **	入所回数	1.26 **	入所回数	1.25 **
		持ち家率	0.16 *		
		戸建て住宅世帯率	4.48 *		
				近隣仮釈放者数（全罪種）	1.04 **
				昼夜間人口比率	0.74 †
				公営UR居住世帯率	0.12 *
Hosmer-Lemeshow 検定	p=.419	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.837	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.330
ROC分析	AUC=.648 **	ROC分析	AUC=.660 **	ROC分析	AUC=.677 **

† p<.1　* p<.05　**p<.01

３．３．２　窃盗事犯者

窃盗事犯者について、最も予測精度の高かったのは居住地の町丁目のみの変数を加えたモデル２であった（表４）。予測因子を見ると、同じ町丁目内に住んでいる窃盗事犯者の数が多く、公営住宅や UR 住宅に住んでいる世帯の割合が高いと再犯の可能性が高いのに対し、居住地町丁目の５年以上定住率が高いと再犯の可能性が低くなることが示された。

表４　窃盗事犯者の再犯予測モデル

モデル１（個人特性のみ）		モデル２（居住地町丁目の要因を追加）		モデル３（居住地・隣接町丁目の要因を追加）	
変数	オッズ比	変数	オッズ比	変数	オッズ比
年齢	1.02 *	年齢	1.02 *	年齢	1.02 *
刑事処分歴	2.53 †	刑事処分歴	2.86 *	刑事処分歴	2.60 *
保護処分歴	1.63 †	保護処分歴	1.61 †	保護処分歴	1.60 †
中学卒業以下	0.60 †	中学卒業以下	0.64	中学卒業以下	0.66
類型無職等	1.59 †	類型無職等	1.61 †	類型無職等	1.59 †
		近隣仮釈放者数（窃盗）	1.47 *		
		公営UR居住世帯率	2.48 †		
		5年以上定住率	0.12 †		
				20年以上定住率	0.00 **
Hosmer-Lemeshow 検定	p=.342	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.322	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.588
ROC分析	AUC=.623 **	ROC分析	AUC=.658 **	ROC分析	AUC=.657 **

† p<.1　* p<.05　**p<.01

３．４．　考察

いずれの罪種でも、予測因子として個人特性に地域要因（居住地近隣の都市的・社会経済的要因）を加えることで、再犯予測モデルの精度が向上した。また、予測精度の向上に寄与する地域要因は罪種によって異なっており、交互作用が存在することが確認された。

研究２の知見のうち、居住地近隣の仮釈放者数が再犯に影響を与えるという点は、研究１とは異なる空間的スケールを採用したことにより、諸外国における既往研究（Chamberlain & Wallace, 2016）と合致する結果が得られた。町丁目という狭い範囲で仮釈放者の集住が見られたことで、反社会的交友のネットワークの影響があったとも考えられるが、研究１で述べたとおり、我が国の仮釈放者の居住が低密度であることに変わりはなく、集住に係る何らかの背景要因が再犯にも影響した可能性を想定すべきであろう。また、公営・UR 住宅世帯率が覚醒剤事犯者と窃盗事犯者とで再犯に逆の影響を与えていた点は、これらの地域に住む仮釈放者の家族・知人等の引受人の経済的地位を反映した可能性がある。つまり、覚醒剤事犯者では違法薬物を購入できる経済的な余裕が再犯の動機を形成するのに対し、窃盗事犯者では世帯の経済的な困窮が再犯の動機となったとも考えられる。その他、昼夜間人口比率による再犯率の低下は、オフィス街等の立地面での違法薬物の入手可能性の減少、５年以上定住率による再犯率の低下は、地域での効果的な住民監視による犯罪機会の減少が影響したことを示唆しているとも考えられるが、これら都市的・社会経済的要因が再犯に影響を与えるメカニズムを明らかにするためには、更なる分析が必要である。

確かなのは、これら居住地域の要因を「指標」として分析に用いることで、従来型の個人特性のみで構築したモデルよりも高精度の再犯予測が可能となったという点であり、研究２の結果は、刑務所出所者の地理空間情報（居住地近隣の町丁目）に基づく都市的・社会経済

的要因と個人要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルの有用性を示唆するものだと言える。同時に、国と地方公共団体とが連携して行う再犯防止施策の実務においても、刑務所出所者の居住地（地域の環境）に応じて変化する再犯の「動機」や「機会」に対して効果的な処遇の力点調整や社会資源の開拓等を実施していく必要性がうかがえる。

４．　研究３

４．１．　目的

個人特性と居住地近隣の都市的・社会経済的要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルは、その予測精度の向上から、様々な再犯防止施策の介入効果を明らかにする上でも有益であると考えられた。施策の効果検証においては、往々にして、対象者の選定過程において指導・支援の必要性の高い者や動機づけの高い者が選ばれやすくなるなど、施策を受けた群と受けなかった群との間に質的な差異（バイアス）が生じやすく、特に再犯リスクに影響する要因に違いがあると、施策の効果を見誤るおそれがある。新たな再犯予測モデルにより見出された要因を統計的に統制することは、精緻な効果検証につながる。また、居住地域の要因と相互に作用する個人特性は罪種だけではないと考えられた。そこで、研究３では、刑務所出所者の再犯防止施策として、無職者に対する就労支援、薬物依存者に対する更生保護施設での回復支援、高齢者に対する更生保護施設での福祉的支援を取り上げ、各施策の対象者層について、居住地近隣の都市的・社会経済的要因と個人要因との相互作用を踏まえた再犯予測モデルを構築・検証しつつ、再犯リスクを統計的に統制した上での施策の効果検証を行った。

なお、研究１及び研究２は東京都に限定した分析であったため、都市的・社会経済的要因の影響を検証するに際し、都市化の度合いが異なる地域では結果が異なることも考えられた。そこで、研究３では東京、神奈川、千葉、埼玉の一都三県に仮釈放者の調査範囲を拡大して分析を行った。

４．２．　方法１（無職者に対する就労支援）

就労支援は刑務所出所者等に対する再犯防止施策の大きな柱の一つであり、「更生保護就労支援事業」はその一環として行われており、就労支援に関するノウハウや企業ネットワーク等を有する民間の事業者が、国の機関である保護観察所から委託を受けて、刑務所出所者等のうち就労の確保が困難な人に対し、ハローワーク等と協力しながら継続的かつきめ細かな支援を行っている。諸外国では、失業率や低賃金が市、都市圏、州等の単位で犯罪件数と関係することを示す文献は数多く存在し、個人を単位とする研究でも、刑務所出所者等が社会内で直面する課題のうち仕事の問題が特に個人の再犯に強く影響することが知られている。しかし、出所者への就労支援が実際に再犯を防止できるかどうかについて一貫した結果とはなっておらず、我が国の文脈で改めて効果検証を行うこととした。

４．２．１．　調査対象者・調査内容

法務省の刑務所出所者等の情報を管理するデータベースから、平成 26 年度及び 27 年度に一都三県で保護観察を開始した仮釈放者等（N=8,722）について、研究１及び研究２と同様に、

個人特性（犯罪歴や罪名等）、地域要因（居住地近隣の町丁目の都市的・社会経済的要因）、再犯の有無のデータを抽出した。

４．２．２．　分析方法

まず、個人特性と居住地の地域要因を独立変数、２年以内の再犯の有無を従属変数としてステップワイズ法でのロジスティック回帰分析を行い、再犯予測モデルを構築した。

次に、就労支援を必要とする者とそうでない者とでは元々の再犯リスクが異なり、支援群と対照群の比較結果（施策の効果）が両群の個人差により歪められてしまうおそれがあったことから、こうしたバイアス（就労支援の有無での元々の再犯リスクの差）を、観察データを事後的に準実験的に解析する手法の一つである傾向スコア（Propensity Score）分析によって統計的に統制することとした。具体的には、支援の有無を従属変数とするロジスティック回帰分析により各人の傾向スコアを算出し、C 統計量等を確認の上、最近傍マッチングによって支援群（N=499）と同数の対照群を抽出して、再犯予測モデルによって見出された要因に支援群と対照群で差異がないことを確認した。その上で、再犯に対する効果の検証として、再犯期間を従属変数としたKaplan-Meier法による生存時間分析を行い、支援群と対照群の差異を見た。最後に、再犯予測モデルの各要因を共変量として投入したCOX回帰分析を行い、個人差を統制した上での再犯に対する同事業の効果を確認した。

４．３．　結果１（無職者に対する就労支援）

調査対象者の再犯リスク要因として、罪種や保護観察開始時の年齢、刑事処分歴・保護処分歴の有無、入所回数、問題飲酒の有無、居住環境（親族・知人との同居か更生保護施設か）などの個人特性が有意に関係していたものの（AUC=.71）、完全失業率等の居住地の地域要因の再犯に対する影響は認められなかった。

なお、傾向スコアマッチング後の支援群と対照群では、再犯に関連する要因の有意差がなくなっており、背景要因による元々の再犯リスクの群間差が統制された。バイアス除去後の支援群と対照群を比較すると、生存時間分析の結果、支援群は対照群より再犯率が有意に低く（$\chi 2(1) = 6.19$, $p < .05$）、個人差の影響を取り除いた上でも同事業には有意な効果が認められ、支援群の再犯率は対照群に比べると0.74倍に抑止されていた。

４．４．　方法２（薬物依存者に対する更生保護施設での回復支援）

就労支援の分析では、同じ無職者であっても調査対象者の罪種や居住環境などが多種多様であり、研究１及び研究２の結果も勘案すると、個人特性と居住地域の環境要因の相互作用による再犯予測モデルを構築するためには、調査対象者をより限定する必要があると考えられた。そこで、方法２では、覚醒剤事犯者かつ更生保護施設に帰住した者に焦点を当てて、薬物依存症からの回復支援施策の効果検証を行うこととした。

更生保護施設の中でも法務大臣が指定した「薬物処遇重点実施更生保護施設」（以下「重点施設」という。）では、特に覚醒剤事犯者等に対して、専門職員を配置し、認知行動療法に基づくプログラムの実施や保健医療福祉サービス等を円滑に受けられるようにするなどの処遇を実施している。しかし、出所後に重点施設で処遇を受けることの効果については、明確な

エビデンスが存在しない。Wongら（2019）は我が国の更生保護施設に類似するハーフウェイハウスに出所後入所するいわゆる「ハーフウェイ・アウト」の有効性をメタ分析により明らかにしているが、その一次研究はいずれも準実験的な手法による相当程度厳密な研究デザインが用いられている。他方、我が国では、再犯リスク等のバイアスの統制以前に、そもそも更生保護施設に帰住した覚醒剤事犯仮釈放者のリスク要因がどのようなものかも明らかになっていない。そこで、本研究では、居住地近隣の都市的・社会経済的要因と個人要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルを構築して再犯リスク要因を明らかにし、準実験的手法によってこれを統制した上で、重点施設の再犯抑止効果を検証した。

４．４．１．　調査対象者・調査内容

方法１と同じ、平成 26 年度及び 27 年度に一都三県で保護観察を開始した仮釈放者等のうち、更生保護施設に帰住して保護観察を開始し、仮釈放期間中の転居のなかった覚醒剤事犯仮釈放者541名（平均年齢44.8歳、SD=9.5）（男性451名、女性90名）を分析の対象とした。

これらの者につき、個人特性と地域要因（居住する更生保護施設近隣の町丁目の都市的・社会経済的要因）、再犯の有無のデータを抽出した。

４．４．２．　分析方法

まず、個人特性と居住地の地域要因を独立変数、２年以内の再犯の有無を従属変数としてステップワイズ法でのロジスティック回帰分析を行い、再犯予測モデルを構築した。また、明らかになった要因につき、重点施設帰住者とそれ以外の者とでの群間差を確認した。

次に、重点施設帰住有無を従属変数とし、対象者の基本的属性等を独立変数とし、ロジスティック回帰分析により傾向スコアを算出した。次にROC曲線によるC統計量を確認した上、1対1のキャリパーマッチングを行い、重点施設非帰住群を抽出した。最後に、薬物事犯者においてもリスク原則が適用されること（Prendergast et al.,2013）に照らし基本的属性との交互作用を見るため、再犯リスク要因によって層別化をした上、Kaplan-Meier法による生存分析を行い、重点施設の処遇による再犯抑止効果を検証した。

４．５．　結果２（薬物依存者に対する更生保護施設での回復支援）

更生保護施設に帰住した覚醒剤事犯仮釈放者の再犯リスク要因は表５のとおりである。

表５　更生保護施設に帰住した覚醒剤事犯仮釈放者の再犯予測モデル

モデル１（基本的属性のみ）		モデル２（施設近隣の社会経済的状況を追加）	
変数	オッズ比	変数	オッズ比
年齢	0.96 **	年齢	0.96 **
入所回数	1.34 **	入所回数	1.34 **
		公営UR居住世帯率	0.04 *
Hosmer-Lemeshow 検定	p=.531	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.436
ROC分析	AUC=.647 **	ROC分析	AUC=.658 **

* p<.05　**p<.01

個人特性としては、年齢が若く、入所回数が多いほど再犯リスクが高く、居住する更生保護施設近隣の公営 UR 居住世帯比率が高いほど再犯リスクが低かった。また、個人特性のみのモデルより、地域要因を加えたモデルの方が予測精度（AUC）が高かった。これら再犯リスク

要因について、重点施設帰住者 94 名とそれ以外の者 447 名を比較したところ、年齢に有意差が見られ（t=2.02, p<.05)、重点施設帰住者の方がより高リスクとなるバイアスがあり、準実験的手法の必要性があることが示唆された。

傾向スコアの算出では、重点施設帰住有無につき、暴力団等の不良集団関係や保護観察開始時の生計状況、精神障害の有無などを共変量とするモデルが構築され、ROC 曲線による C 統計量=.74 であった。重点施設帰住群と非帰住群での同数のマッチングを行った結果、年齢の有意差はなくなり、両群の差が統制できたことが確認された。

マッチング後の両群につき、重点施設帰住有無を因子とする生存分析として、特に影響の強い再犯リスク要因である入所回数による層別化を行って、Log Rank 検定を行った結果、初入者及び２入者では再犯率の有意な差は認められなかったが、３入以上の者では、重点施設帰住群が非帰住群よりも有意に再犯までの期間が長かった（$\chi 2(1) = 4.00$, $p < .05$)。

４．６．　方法３（高齢者に対する更生保護施設での福祉的支援)

保護観察開始時の年齢は罪種と並ぶ特に大きな再犯リスク要因であり、特に高齢者は一定の共通する特徴を有していることから、個人特性と居住地域の環境要因の相互作用による再犯予測モデルを構築するのに適していると考えられた。そこで、方法３では、出所時の年齢が 65 歳以上の高齢者かつ更生保護施設に帰住した者に焦点を当てて、福祉的支援施策の効果検証を行うこととした。

更生保護施設の中でも法務大臣が指定した更生保護施設（以下「指定施設」という。）では、高齢又は障害によって特に自立した日常生活を営むことが困難な者等に対して、社会生活に適応するための指導や訓練、医療機関と連携した健康維持のための助言、更生保護施設退所後に円滑に福祉サービス等を受けることができるようにするための手続の支援や調整などの、高齢者の特性に応じた特別な処遇を実施している。しかし、指定施設で処遇を受けることの効果については、方法２でテーマとした重点施設と同じく明確なエビデンスが存在しない。そこで、本研究では、居住地近隣の都市的・社会経済的要因と個人要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルを構築して再犯リスク要因を明らかにし、これを統制した上で、指定施設の再犯抑止効果を検証した。

４．６．１．　調査対象者・調査内容

方法１と同じ、平成 26 年度及び 27 年度に一都三県で保護観察を開始した仮釈放者等のうち、仮釈放期間中の転居のなかった高齢の仮釈放者 450 名（平均年齢 70.0 歳、SD=4.2）（男性 374 名、女性 76 名）を分析の対象とした。

これらの者につき、個人特性と地域要因（居住する更生保護施設近隣の町丁目の都市的・社会経済的要因)、再犯の有無のデータを抽出した。

４．６．２．　分析方法

まず、個人特性と居住地の地域要因を独立変数、２年以内の再犯の有無を従属変数としてステップワイズ法でのロジスティック回帰分析を行い、再犯予測モデルを構築した。なお、特に高齢者の刑務所出所者については再犯期間が１年未満の者が多くを占める（法務省, 2016)

ことに鑑み、１年以内のより短期の再犯の有無を従属変数とするモデルの構築も行った。

その上で、分析の対象者を更生保護施設帰住者 197 名に限定し、再犯期間を従属変数として再犯予測モデルの各要因を共変量として投入した COX 回帰分析を行い、再犯リスクの個人差を統制した上での再犯に対する福祉的支援の効果を確認した。なお、方法３においては、方法１及び方法２と異なり、施策対象である指定施設帰住者 168 名がそれ以外の者 29 名より人数が多く、傾向スコアマッチングを行うと指定施設帰住者の中で調査対象者数が相当限られ、代表性が損なわれるおそれがあったため、効果検証では共変量での統計的統制のみ実施した。

４．７．　結果３（高齢者に対する更生保護施設での福祉的支援）

高齢仮釈放者の再犯期間別での再犯リスク要因は表６及び表７のとおりである。

表６　高齢仮釈放者の再犯予測モデル（２年以内再犯）

モデル１（個人要因）		モデル２（個人要因＋地域要因）	
変数	オッズ比	変数	オッズ比
年齢	0.90 *	年齢	0.88 *
入所回数	1.12 **	入所回数	1.15 **
薬物使用	7.89 **	薬物使用	7.26 **
窃盗犯罪	9.43 **	窃盗犯罪	10.75 **
		一般病院診療所密度	0.99 *
		近隣居住仮釈放者数（更生保護施設以外）	0.98 *
Hosmer-Lemeshow 検定	p=.677	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.727
ROC分析	AUC=.782 **	ROC分析	AUC=.809 **

* p<.05　**p<.01

２年以内再犯の予測モデルでは、過去の刑務所入所回数、違法薬物使用や窃盗犯罪をしたことなど、既往研究で非高齢者も含めた再犯リスク要因として指摘される個人特性が再犯率を高めていた。また、高齢仮釈放者でも、年齢が高くなることが再犯を抑制していた。地域要因を加えたモデルを見ると、一般病院診療所密度の高さとともに、近隣に居住する仮釈放者数が再犯を抑止していた。ROC 分析による予測精度を見ると、個人特性のみのモデルより、地域要因を加えたモデルの方が予測精度（AUC）が高かった。

表７　高齢仮釈放者の再犯予測モデル（１年以内再犯）

モデル１（個人要因）		モデル２（個人要因＋地域要因）	
変数	オッズ比	変数	オッズ比
入所回数	1.14 **	入所回数	1.15 **
精神障害	7.57 **	精神障害	8.06 **
更生保護施設居住	3.11 *	更生保護施設居住	12.74 **
		一般病院診療所密度	0.97 *
		公営UR居住世帯比率	0.78 **
Hosmer-Lemeshow 検定	p=.093	Hosmer-Lemeshow 検定	p=.611
ROC分析	AUC=.756 **	ROC分析	AUC=.862 **

* p<.05　**p<.01

１年以内再犯の予測モデルでは、過去の刑務所入所回数や精神障害、そして親族・知人等でなく更生保護施設への居住であることという個人特性が再犯の可能性を高めていた。精神障害は高齢者のみに見られるリスク要因であり、再犯防止のために医療につなぐ必要があることを示すものである。地域要因を加えたモデルを見ると、一般病院診療所密度や公営居住世帯比率の高さが再犯を抑止していた。医療に関する地域資源の多さが再犯を抑止することは個人特性のみのモデルの結果とも整合する結果である。ROC 分析による予測精度を見ると、個人特性のみのモデルより、地域要因を加えたモデルの方が予測精度（AUC）が大きく向上していた。

最終的な予測力で比較すると、２年以内の再犯予測モデルより１年以内の再犯予測モデルの方が精度が高かったことから、同モデルによって統計的統制を行い、指定施設での福祉的支援の効果を検証した（表８）。COX 回帰分析の結果、指定施設帰住者はそれ以外の施設に帰住した者より再犯率が有意に低く、個人差の影響を取り除いた上でも指定施設の福祉的支援には有意な効果が認められ、支援群の再犯率は対照群に比べると 0.22 倍に抑止されていた。

表８　高齢仮釈放者の再犯予測モデルによる統計的統制を行った福祉的支援の効果

変数		オッズ比
１．社会内処遇	指定施設の福祉的支援あり	0.22 *
２．個人要因	入所回数	1.15 *
	精神障害	3.15
３．居住地域の要因	一般病院診療所密度	0.75 **
	公営UR居住世帯比率	0.97 *
Hosmer-Lemeshow 検定		p=.609
ROC分析		AUC=.839 **

* p<.05　**p<.01

４．８．　考察

研究３では、各種の再犯防止施策の対象者について、当該個人特性と地域要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルを構築し、これを利用した効果検証を試みた。ここでは主に効果検証の前提となる再犯予測モデルの妥当性等について論じる。地域要因を加えたモデルとなるか、どのような地域要因が影響するかは、施策の対象者層によって異なる結果となった。

無職者については、地域の完全失業率等の社会経済状況が就労の成否等を通じ再犯に影響すると予想したが、居住地近隣の地域要因の影響は認められなかった。その理由としてまず考え得るのは、すでに記載したとおり、ひとえに「無職者」といっても、何らかの個人特性等の結果による状態像に過ぎず、その中に薬物事犯や財産犯、高齢者や若者など多様な仮釈放者が含まれ、無職である背景や再犯につながるメカニズムなどが幅広く、特定の地域要因との相互作用が検出され難くなっていたことである。また、こと「就労」という事象に関し、本研究の対象とした一都三県は比較的交通の便が良く、雇用情勢等の地域要因について居住地域近隣よりも、昼間の活動地域というより大きな空間的スケールにおける仕事へのアクセ

シビリティ等に着目することが必要であった可能性がある。本研究では対象者の日中の活動範囲までは調査できておらず、この点は将来的な課題である。

更生保護施設に居住する薬物事犯者については、その再犯予測モデルで見出された要因が、研究２における親族・知人等のもとに居住する覚醒剤事犯者と概ね類似する結果となった。居住施設近隣の公営・UR 居住世帯率が再犯率を低下させた点も共通であるが、更生保護施設居住であることに鑑みると、関係者の経済的困窮の影響とは別のメカニズムが想定される。一般に、大規模な公営住宅の立地する町丁目は繁華街と異なる地域であることが多く、また、違法薬物の買い手となる一定の経済的余裕のある者も少ないことから、いわゆる売人が集まらず、違法薬物入手の刺激となる刺激が少ない可能性が考えられる。いずれにせよ、我が国の都市的・社会経済的要因が再犯に作用するメカニズムは未解明の要素が多く、更なる研究が必要である。なお、重点施設の処遇効果が高リスク者に限定して見られた点は、薬物乱用に対するプログラムの効果を検証したメタ分析で、再犯リスクの高い者を対象としたプログラムの方が再犯リスクの低い者を対象とするプログラムより大きな治療効果を持つことを示した既往研究（Prendergast et al., 2013）に照らし妥当な結果であり、同時により高精度の再犯予測モデルを利用した効果検証の重要性を裏付けるものと言える。

高齢者については、精神障害が再犯リスクを高め、居住地近隣の医療・福祉的資源の密度が再犯リスクを低減させるという、比較的対応関係が明確な形で個人特性と地域要因の関連がそれぞれ認められた。高齢の犯罪者が認知症や他の精神障害の問題をリスク要因として抱えることは国内外で指摘されており（Booth, 2016）、こうした福祉的ニーズに対する支援に有意な施策の効果が見られた点と合わせ妥当な結果であったと言える。また、予測対象とする再犯の時期が１年以内と２年以内とで異なる要因のモデルが構築された点について、高齢者では、短期の再犯が病苦・生活苦等より切迫した事情により生じるのに対し、長期の再犯は依存症による薬物乱用等より機会的なものが多いという、再犯に至るメカニズムの差異によるものと解釈できよう。新たな予測モデルによる効果検証からは、一般的に効果的といえる福祉的支援でも、再犯リスクの高さに基づく支援ニーズの見極めにおいては、個々の居住地近隣の医療・福祉的資源の充実度などを勘案して施策実施を計画する必要があることが示唆された。

以上から、個人特性と地域要因の相互作用を踏まえた再犯予測モデルは、予測対象とする対象者層や、これに対応した再犯の性質・時期等による様々なバリエーションがあり、予測精度の向上による施策上の有用性は確認されつつも、安定的な指標として用いるためには、より幅広い対象者層や対象地域における一層の研究の蓄積が必要であると考えられた。

５．　総括

本研究の目的である、刑務所出所者の再犯リスクの予測モデルに居住地域の地理空間情報の特徴を加え、その再犯リスクに与える影響を解明するとの点について、各研究を通して、我が国においての一定の知見が得られた。それらをまとめると、①刑務所出所者の再犯状況

には地方公共団体間で不均一に分布しており、地域によるばらつきが大きいこと、②我が国では刑務所出所者の居住密度が基本的に低いことなどから、市区町村よりミクロな町丁目等の空間的スケールでの居住地近隣の都市的・社会経済的要因が個々人の再犯予測の精度を高めること、③再犯に影響するメカニズムは罪種・年齢層等により異なると考えられるが、地域要因の解釈からは、当該環境が再犯の動機の形成や犯行機会の有無に作用していると考えられること、④地域要因を加えた新たな再犯予測モデルは適切な対象者層の選定がなされれば各施策の効果検証においても有用なツールとなることなどである。このような研究成果は、国と地方公共団体が協働し、各地域の実情に応じた再犯防止の取組とその効果検証を進めていく上で大きな意義のあるものと言え、今後、研究代表者の業務等を通じ、その知見の普及に努めていくことが望ましい。

一方で、本研究の成果を再犯防止施策の実務に実装していくためには、さらに乗り越えねばならないいくつもの課題がある。

第一に、本研究における地域要因は再犯との関連を見た「指標」としての実証にとどまり、個々人の再犯における因果のメカニズムまで明らかにしたものでない。統計的な再犯予測は処遇密度等を決定する基準となるものの、一般的に可変的な要因ではなく具体的な介入への示唆は限定的である。刑務所出所者等に対する保護観察の実務では、個々の対象者に応じたケースプランニングを行うが、そこに「居住地域の環境と再犯」という視点を持ち込むためには、より具体的で個別的な想定される再犯状況（動機や機会）に応じた、「場所」の果たす機能の特定が必要であろう。このような処遇については、Schaefer ら(2016)が主張する「環境矯正(environmental corrections)モデル」により実現される可能性がある。同モデルは、犯罪機会論の一つである日常活動理論（Cohen & Felson, 1979）に依拠し、対象者の過去の犯罪の場所から、再犯を促す刺激を明らかにし、犯罪の機会への曝露と脆弱性をリスク評価に組み込んで、ケースプランを設計するというものである。具体的には、反社会的な交友が集まる場所、夜間等の特定の時間帯の犯罪の機会となる場所（ホットスポット含む）等を考慮し、保護観察中の遵守事項等によりこれらを回避できるよう日常活動を再構築することが効果的であるとし、同モデルに基づくパイロット的取組が対象者の再犯率を低減したことを報告している（Schaefer, 2018)。我が国の保護観察処遇にこのようなパラダイムを取り入れることができれば、地域要因が再犯に与える影響について、より豊かな質的知見が提供されることともつながると考えられる。

第二に、再犯防止施策の対象者の個人特性に応じた地域要因との相互作用にあまりに多くのバリエーションがあり得る点である。保護観察等の実務場面で、対象者層に応じて数多の再犯予測モデルを使い分けることは煩瑣な作業となり現実的でない。また、種々の対象者層について、研究３のように一つ一つモデル構築を行っていくことは容易ではない。本研究のように地域要因をあくまで「指標」として用いるのであれば、AI を用いた機械学習により、様々なバリエーションにおける相互作用を網羅的に解析できる可能性がある。すでに、保護観察におけるアセスメントへの AI 導入に関する調査研究が開始されており（法務省, 2022)、

将来的に個人特性と地域要因との相互作用を組み込んで、業務システムから自動的に個々の対象者に即し予測した再犯リスク情報を提供していくことは十分考え得る。なお、AI のデメリットとしてブラックボックス化が指摘されるが、実務面では SHAP(Shapley Additive Explanations)の手法を用い個々の対象者単位で予測値に寄与した個々の要因を視覚的に示し、処遇に資するよう保護観察官による解釈を補助することが可能であり、このような情報提示は上記に挙げた「環境矯正モデル」の実施にも資するであろう。

第三に、本研究で用いたのは刑務所出所者の「居住地」の地理空間情報に限られており、過去の犯行を行った場所や再犯を行った場所、日常活動の場所などのデータは利用・把握できていない。上記のとおり、再犯に与える「場所」の影響を考える際は、より様々な再犯の動機や機会に係る刺激を考慮する必要があり、予測精度の一層の向上や、再犯メカニズムの解明のため、個人情報保護に十分留意しつつも、今後こうした情報を分析に利用できるデータベースシステム等の環境を整えていくことが望まれる。

第四に、本研究では、抽出したデータ上の制約からどのような種類の再犯も同じ一件として扱っているが、再犯の種類によって生起のメカニズムや関連する地域要因が異なることを踏まえると、予測対象の変数にも罪種のバリエーションが必要である。我が国でも大山ら（2022）は、重大な犯罪に重みづけを行う危害指標(crime harm index)の概念を犯罪の地理的分析に導入し、市民生活への影響という点から行政のリソースとリターンの最適化の可能性を提唱している。令和４年度版再犯防止推進白書（法務省，2022）でも、「主な罪名別に見た再犯防止施策の課題と展望」の中で、指標として同一罪名の再犯率が盛り込まれているが、分析のため再犯の罪種をより容易に把握できるシステム面での整備を含め、再犯という事象を一括りにせず分析していく姿勢が今後ますます重要となるだろう。

以上、本研究の成果と限界、展望について述べた。我が国における刑務所出所者の地理空間情報を用いた再犯研究は緒に就いたばかりであり、より効果的に再犯を防止し、一人でも多くの被害を減らすため、課題の克服と実務実装に向けさらに研究を積み重ねていくことが求められる。なお、本報告における議論はすべて研究代表者の個人的見解であり、所属組織の見解を示すものではない。

引用文献

雨宮護. (2009). 日本における都市防犯研究の現状と展望. *都市計画, 58*(6), 11-17.

Bonta, J., & Andrews, D. A. (2007). Risk-need-responsivity model for offender assessment and rehabilitation. *Rehabilitation, 6*(1), 1-22.

Booth, B. D. (2016). Elderly sexual offenders. *Current psychiatry reports, 18*(4), 34.

Chamberlain, A. W., & Wallace, D. (2016). Mass reentry, neighborhood context and recidivism: Examining how the distribution of parolees within and across neighborhoods impacts recidivism. *Justice Quarterly, 33*(5), 912-941.

Cohen, L. E., & Felson, M. (1979). Social change and crime rate trends: A routine activity approach. *American Sociological Review*, 44, 588-608.
法務省保護局 (2022).「保護観察におけるアセスメントへのＡＩ導入に関する調査研究結果報告書」(https://www.moj.go.jp/hogo1/soumu/hogo_hogo20_00001.html)
Kirk, D. S. (2009). A natural experiment on residential change and recidivism: Lessons from Hurricane Katrina. *American Sociological Review*, *74*(3), 484-505.
McNeeley, S. (2018). Ecological context, criminal propensity, and recidivism: An examination of moderating influences at the census tract level. *Criminal Justice Review*, *43*(4), 494-511.
Mennis, J., Harris, P. W., Obradovic, Z., Izenman, A. J., Grunwald, H. E., & Lockwood, B. (2011). The effect of neighborhood characteristics and spatial spillover on urban juvenile delinquency and recidivism. *The Professional Geographer*, *63*(2), 174-192.
Miller, J., Caplan, J. M., & Ostermann, M. (2016). Assessing the effects of local crime hotspots on parole recidivism. *The Prison Journal*, *96*(3), 437-461.
Ohyama, T., Hanyu, K., Tani, M., & 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.
Openshaw, S. (1984). Concepts and techniques in modern geography number 38: the modifiable areal unit problem. Geo Books, Norwich.
Prendergast, M. L., Pearson, F. S., Podus, D., Hamilton, Z. K., & Greenwell, L. (2013). The Andrews' principles of risk, needs, and responsivity as applied in drug treatment programs: Meta-analysis of crime and drug use outcomes. *Journal of experimental criminology*, *9*, 275-300.
Schaefer, L., Cullen, F. T., & Manchak, S. M. (2017). The role of place in probation and parole. In *Unraveling the Crime-Place Connection* (pp. 191-215). Routledge.
Schaefer, L. (2018). Environmental corrections: An application of environmental criminological theories to community corrections practices. *Advancing Corrections Journal*, *5*, 22-33.
Stahler, G. J., Mennis, J., Belenko, S., Welsh, W. N., Hiller, M. L., & Zajac, G. (2013). Predicting recidivism for released state prison offenders: Examining the influence of individual and neighborhood characteristics and spatial contagion on the likelihood of reincarceration. *Criminal justice and behavior*, *40*(6), 690-711.
堤盛人 (2018).「空間的自己相関」『空間解析入門』貞広幸雄・山田育穂・石光儀光編, 朝倉書店.
Wong, J. S., Bouchard, J., Gushue, K., & Lee, C. (2019). Halfway out: An examination of the effects of halfway houses on criminal recidivism. *International journal of offender therapy and comparative criminology*, *63*(7), 1018-1037.