

80. 地方都市における住宅侵入盗被害と地区特性との関連 —市街地と手口の特徴に着目して—

The relationship between victimization of residential burglary and the characteristics of neighborhoods:

Analysis focusing on the physical environments and way of break-in

土方孝将*・雨宮護**・糸井川栄一**・梅本通孝**・太田尚孝***
HIJIKATA Takamasa*, AMEMIYA Mamoru**, ITOIGAWA Eiichi**, UMEMOTO Michitaka**, OTA Naotaka***

In order to identify effective measures to reduce residential burglary, we conducted exploratory spatial analysis and negative binomial regression analysis using official crime records in five cities, Mito, Tsuchiura, Hitachinaka, Tsukuba and Hitachi in Ibaraki prefecture between 2007 and 2012. We identified relationship between residential burglary and the characteristics of neighborhoods considering the difference of the way of break-in. The important results are as follows; 1) Although the main factors which were identified by our analyses were almost the same from those were pointed out by previous studies conducted in Tokyo, focusing on residential burglary to non-locked houses, some rural areas which contain both urban and rural characteristics had high victim rate of residential burglary.

Keywords: Residential burglary, Victim of non-locked houses, Local city, Ibaraki prefecture, Negative binomial regression analysis

住宅侵入盗, 無施錠侵入盗被害, 地方都市, 茨城県, 負の二項回帰分析

1. 背景と目的

我が国における犯罪率¹⁾は、平成14年以降、全国的に減少傾向にある¹⁾。しかし、都道府県ごとの犯罪率の減少傾向にはばらつきがあり、局所的には犯罪率の高い地域が依然として存在する。本研究が対象とする茨城県は、平成26年における住宅対象侵入窃盗²⁾の犯罪率(以下、「住宅侵入盗被害率」)がワースト1位と、全国で最も高い²⁾。これまで我が国の犯罪対策は、刑法犯認知件数の多い大都市を中心になされてきたが、犯罪被害のリスクを下げるという観点からは、茨城県のような地方都市であっても、犯罪率の高い地域には着目すべきと考えられる。

都市計画分野における犯罪対策に関する研究は、これまで多く行なわれてきた。住宅侵入盗に関しては、雨宮³⁾、雨宮・島田⁴⁾、樋野・小島⁵⁾、徐ら⁶⁾が、それぞれ、東京都区部を主な対象地として、犯罪の地理的集積性の存在の指摘や、犯罪と地域の社会的、物理的環境との関係を明らかにしている。しかし、既往研究の対象地域は東京に限られている。東京などの大都市と、茨城県のような地方都市では、犯罪の量・質に加え、地域の社会的、物理的環境も大きく異なる。東京を対象に得られた知見が、地方都市においても有効かは、別途検証される必要がある。

地方都市における住宅侵入盗を扱う際に注意しなくてはならないことは、大都市との手口の違いである。すなわち、地方都市では、大都市と比較して、無施錠口からの侵入に起因する被害が多い¹⁾⁷⁾⁸⁾。これは、一般に都市規模が小さい地域ほど、戸締りをせずに自宅を留守にする習慣を持つ住民が多い⁹⁾ことに由来していると考えられる。実際に茨城県における数値を見ると、平成22年～平成24年における住宅侵入盗被害のうち、無施錠口からの侵入による侵入盗被害が51%を占め、手口として最も多く²⁾、この値は、住宅侵入

盗被害率が茨城県に次いで高い愛知県での数値(16.5%)⁷⁾と比較してもかなり高い。無施錠口からの侵入は、侵入時に侵入口の破壊を伴わないという点において、犯行時の犯人の行動が大きく異なる。そのため、犯人の行動の促進/抑止力となる地域の社会的、物理的環境との関連も異なってくるのが予測される。このことから、地方都市における住宅侵入盗被害を分析する際には、無施錠による住宅侵入盗被害(以下、「無施錠侵入盗被害」)を考慮した分析を行なうことが必要である。

以上の観点から、本研究では、茨城県下の複数市を対象に、まず、住宅侵入盗被害の地理的分布の実態と、地域の社会的、物理的環境との関連を明らかにし、東京を対象とする既往研究の知見と比較する。さらに、住宅侵入盗被害を、施錠時に発生したものと無施錠時に発生したものに分け、施錠/無施錠別にも、地域の社会的、物理的環境との関連を分析する。このことで、地方都市における犯罪対策の一助となる知見を得ることを目的とする。

2. 研究対象地域とデータ

2-1. 対象地域と罪種

茨城県内の都市である、水戸市・土浦市・ひたちなか市・つくば市・日立市の5市における住宅侵入盗を対象とする。市の選定においては、茨城県警察本部へのヒアリング調査結果⁹⁾から、県下の住宅侵入盗被害率が高いエリアが常磐道・常磐線沿いにあること、平成24年における住宅侵入盗認知件数が100件以上であり、信頼性ある定量的な分析が可能なることを考慮した。

2-2. 分析に用いるデータ

茨城県警察本部提供の平成19年から平成24年までの6年間の、対象市における町丁目・大字(以下、「地区」)単位での

*学生会員 筑波大学大学院システム情報工学研究科 (University of Tsukuba)

**正会員 筑波大学システム情報系 (University of Tsukuba)

***正会員 福山市立大学都市経営学部 (Fukuyama City University)

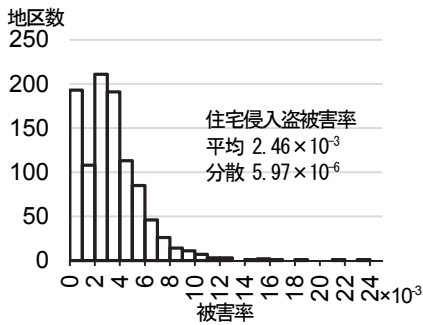


図1 住宅侵入盗被害率分布

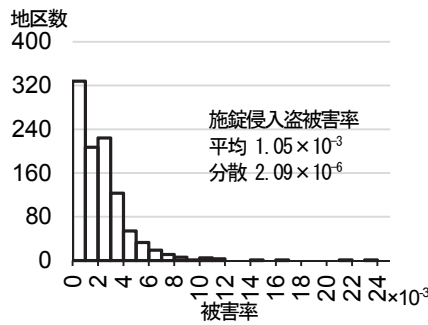


図2 施設侵入盗被害率分布

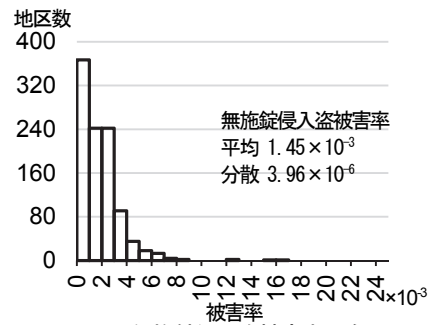


図3 無施設侵入盗被害率分布

年次別住宅侵入盗認知件数を分析に用いる。地区ごとに住宅侵入盗の標的となりうる住宅の数が異なるため、本研究では、地区単位における6年間の被害認知件数の合計を、同地区における6年間ののべ世帯数で除した値を住宅侵入盗被害率として分析の対象とする。また、これに加えて、1年間の被害認知件数を、同地区における当該年次の世帯数で除した値(以下、「単年被害率」)も分析の対象とする。

認知件数を世帯数で除す際、地区の世帯数が少ない場合に、極端に大きな住宅侵入盗被害率の値が存在してしまい、分析結果に影響を及ぼす可能性がある。そこで、対象とした6年間におけるのべ世帯数が60未満(年あたり10世帯未満)の地区を分析対象から除外し、1018地区を対象とした。住宅侵入盗全数、および、施設/無施設別にみた被害率の頻度分布を図1、図2、図3に示す。

3. 分析内容と分析手法

3-1. 分析内容

分析では、第一に、被害の地理的分布と、被害の多寡に関連する社会的、物理的環境(以下、「地区特性」)を明らかにする。具体的には、まず、Moran's I 統計量を用いて単年被害率の地理的分布の傾向を要約し⁴⁾、次いで、住宅侵入盗被害を従属変数とする負の二項回帰分析を行い、被害に関連する地区特性を明らかにする。これらにより得られた知見を、既往研究と比較する。

第二に、施設/無施設別に、被害の多寡と地区特性との関連を明らかにする。具体的には、住宅侵入盗被害を、施設/無施設に二分し、それぞれにおいて、上記と同様の負の二項回帰分析を行う。これにより、住宅侵入盗被害と地区特性との関連の、手口による違いについて明らかにする。

3-2. 分析手法

(1) Moran's I 統計量

Moran's I 統計量は、分析対象とする地域全体での変数の集積傾向を示すグローバルなMoran's I 統計量と、地域内での局所的な集積傾向を示すローカルなMoran's I 統計量とに分かれる。また、後者をもとに、地区を、集積傾向が顕著なHigh-Highクラスタ(以下、「HH地区」)から、離散傾向が顕著なLow-Lowクラスタ(以下、「LL地区」)に分けることができる⁴⁾。本研究では、まず、グローバルなMoran's I 統計量を用いて単年被害率の全体的な集積傾向を明らかにし、次いで、ローカルなMoran's I 統計量を用いた地区分類を行う。

(2) 負の二項回帰分析

被害と地区特性との関連を明らかにするため、負の二項回帰分析を用いる。これは、図1~3に示したように、今回の分析の従属変数となる住宅侵入盗被害率の頻度分布は、ゼロが多いとともに右に裾が長く、過分散が生じているという特徴があるためである。

負の二項回帰分析の従属変数は、非負の整数値でなくてはならないが、住宅侵入盗被害率は小数である。そのため、通常の負の二項回帰分析のモデルでは、住宅侵入盗被害率を従属変数とすることはできない。本研究ではこの問題を解決するため、人口規模の違いを考慮した交通事故被害をモデル化した藤井¹⁰⁾や、1花あたりの種子数をモデル化した下野¹¹⁾を参考に、比率の期待値に対する対数線型モデルを参考としたモデル化を行う。

本研究で用いる住宅侵入盗被害率を説明するモデルを(式1.2)に示す。これは、比率を説明する負の二項回帰分析のモデル(式1.1)を変換し、右辺にoffset項として、比率の分母を移行させた式である¹²⁾。式のうえで従属変数は、各地区の被害数となるが、offset項があるため、独立変数は実質的に被害率を説明することになる。

本研究では式1.2を基本に、従属変数を住宅侵入盗の認知件数とした住宅侵入盗被害モデル、施設/無施設被害モデルを構築する。独立変数については、次章で説明する。

$$\lambda_i / \gamma_i = \exp[\alpha_i + \Sigma \beta_i x_i] \quad (\text{式1.1})$$

分母を右辺に移項して、

$$\lambda_i = \exp[\alpha_i + \Sigma \beta_i x_i + \log \gamma_i] \quad (\text{式1.2})$$

ただし、 λ :住宅侵入盗被害数、 α :定数項、 β :係数、 x :独立変数、 γ :世帯数、 i :地区

4. 結果

4-1. 住宅侵入盗被害の集積傾向と地区特性の分析

(1) 住宅侵入盗被害の集積傾向

本研究の対象である5市の平成19年から平成24年までの各年におけるグローバルなMoran's I 統計量は、表1の通りであり、最も高い値が平成19年の日立市で0.200($p < 0.001$)、最も低い値が平成23年のつくば市で-0.042($p = 0.299$)であった。

次に、ローカルなMoran's I 統計量に基づく地区のクラス

表1 各市・各年における単年被害率の
グローバルなMoran's I 統計量

	水戸市	土浦市	ひたちなか市	つくば市	日立市	東京23区 ⁴⁾
H19	0.023	0.004	-0.032	0.017	0.200***	0.21***
H20	0.031	0.144**	0.082*	-0.023	0.020	0.23***
H21	0.119**	-0.005	0.146**	0.079*	0.041	0.23***
H22	0.147***	0.132**	0.078*	0.078*	0.140***	0.23***
H23	0.101**	-0.021	0.083	-0.042	0.078*	0.15***
H24	0.022*	0.075	-0.014	-0.014	0.096*	—

*** $p<0.001$, ** $p<0.01$, * $p<0.05$

タの地理的分布を示す(図4-1, 4-2). 前述のグローバルなMoran's I統計量の大きさに応じて, 各市, 各年で分布の違いが見られ, グローバルな集積が顕著でなかったケース, たとえば平成19年の水戸市(図4-1-a))などでは, HH地区は飛び地的に分布しており, 反対に, グローバルな集積が顕著であったケース, たとえば, 平成19年の日立市(図4-2-e))などでは, HH地区の連たんが確認される。

以上の結果を, 表1を用いて東京23区を対象に同種の分析を行った雨宮・島田による研究⁹⁾と比較する。まず, グローバルな集積傾向については, 本研究の対象年次と重複する平成19年から平成23年において, 雨宮・島田による研究では, Moran's I統計量が0.15~0.23をとり, すべての年次において有意な集積傾向が確認されている。それに対し今回の5市では, -0.042~0.200と低く, 平成22年を除けば, 各年において5%水準で有意でない市がみられた。このことから, 今回の5市の単年被害率は, 大都市に比べ, 全般的には分散傾向であるといえる。次に, ローカルな集積傾向については, 雨宮・島田⁹⁾の結果において, HH地区の連たんが多数の場合で視覚的に確認されるのに対し, 今回の5市では, 飛び的に分布するものと連たんするものが見られた。

(2)住宅侵入盗被害に関連する地区特性の分析

a)地区特性指標の選定

被害に関連する地区特性の指標は, まず, 既往研究⁶⁾⁷⁾で用いられたものから設定した。ただし, 対象5市における地理情報等のデータは, 大都市と比較して整備されていないものが多いことから, 本研究では, データ取得が可能であった16変数を用いることとした。

次に, 本研究の対象が地方都市であることに鑑み, 土地利用と居住世帯の属性に基づいて, 大都市とは異なる地方都市の地区の特性を示す変数を追加した。具体的には, 大都市とは異なり, 地方都市は農村的な特性を残す地区を多く含むとの前提のもと, そうした地区の特性を規定する変数として農業地域面積率, 農林業関係就業世帯率, さらに, より農村的地区であることを規定する変数として農用地区域面積率の3変数を追加した。この3変数の値が高いほど, 地方都市を構成する地区のなかでも, 物理的, 社会的に農村的な特性がより強い地区であることになる。

これらを合わせ, 最終的に被害との関連を検討した変数は表2の通りである。

b)住宅侵入盗被害要因分析と既往研究との比較

表3に, 住宅侵入盗被害全数を従属変数とした分析の結果

表2 分析に用いた地区特性指標と既往研究における結果

変数	既往研究での被害との関連の向き	取得元
建ぺい率(%)	正 ⁶⁾	A
道路面積率(%)	正 ⁶⁾	A
最寄り駅までの距離(m)	負 ⁷⁾	B
最寄り警察署・交番・駐在所までの距離(m)	負 ⁸⁾	B
人口密度(人/km ²)	負 ⁷⁾	C
高齢者人口率(%)	正 ⁹⁾	C
世帯密度(世帯数/km ²)	正 ⁹⁾	C
世帯あたり人員(人世帯)	負 ⁶⁾	C
住宅一棟あたり世帯数	負 ⁸⁾	AC
居住期間5年未満世帯率(%)	正 ⁶⁾	C
持ち家世帯率(%)	正 ⁹⁾	C
戸建て住宅居住世帯率(%)	負 ⁹⁾	C
民営借家住宅居住世帯率(%)	正 ⁶⁾	C
低層共同住宅居住世帯率(%)	正 ⁶⁾⁷⁾	C
中層共同住宅居住世帯率(%)	正 ⁹⁾	C
高層共同住宅居住世帯率(%)	正 ⁹⁾	C
農用地域面積率(%)	/	B
農業地域面積率(%)	/	B
農林業就業世帯率(%)	/	C

A:ゼンリン Zmap-AREA II 平成23年3月版, B:国土数値情報, C:平成22年国勢調査

表3 住宅侵入盗被害における負の二項回帰分析結果

	回帰係数	標準誤差	標準化係数	p値
(定数)	-7.40	0.21		0.000 ***
道路面積率	-0.6655	0.0021	-0.0939	0.002 **
世帯あたり人員	0.5024	0.0647	0.2296	0.000 ***
住宅一棟あたり世帯数	-0.0006	0.0002	-0.0007	0.002 **
居住期間5年未満世帯率	-0.0075	0.0021	-0.0684	0.000 ***
民営借家住宅居住世帯率	0.0193	0.0017	0.2862	0.000 ***

offset=log(世帯数),AIC=4586.4,決定係数R²=0.865,相関係数=0.926, *** $p<0.001$, ** $p<0.01$

を示す。従属変数の投入にはステップワイズ法(in, outのp値0.05)を用いた。多重共線性を考慮するため, Dorman *et al.*¹³⁾を参考に, VIF値が10を超えるか, 10を超えない場合でも独立変数間の相関係数が0.7を越えた場合には, 該当する独立変数を標準化係数が小さい順に除外した。このモデルによる予測値の分散の観測値の分散に対する説明率(以下, 「決定係数」)は0.865, 重相関係数は0.926で, モデルの当てはまりは良い(図5)。回帰係数の有意性から判断すると, 各地区に含まれる世帯数による影響を調整したとき, 住宅侵入盗被害に対しては, 世帯あたり人員が多く, 民営借家住宅居住世帯率が高い地区ほど被害が多く, 道路面積率が小さく, 住宅一棟あたり世帯数が少なく, また, 居住期間5年未満世帯率が少ない地区ほど被害が多いといえる(いずれも $p<0.01$)。標準化係数をもとに関連の強さを比較すると, 強い順に, 民営借家住宅居住世帯率(0.29), 世帯あたり人員(0.23), 道路面積率(-0.09), 居住期間5年未満世帯率(-0.07), 住宅一棟あたり世帯数(-0.0007)となった。

この結果を, 表1を用いて, 既往研究と比較すると, 住宅一棟あたり世帯数と民営借家住宅居住世帯率については, 関連性の向きが同じであるが, 道路面積率, 世帯あたり人員, 居住期間5年未満世帯率は逆の向きであった。

以上の分析から, 対象5市における住宅侵入盗被害と地区特性との関連は, 大都市とは部分的に異なることが明らかとなった。

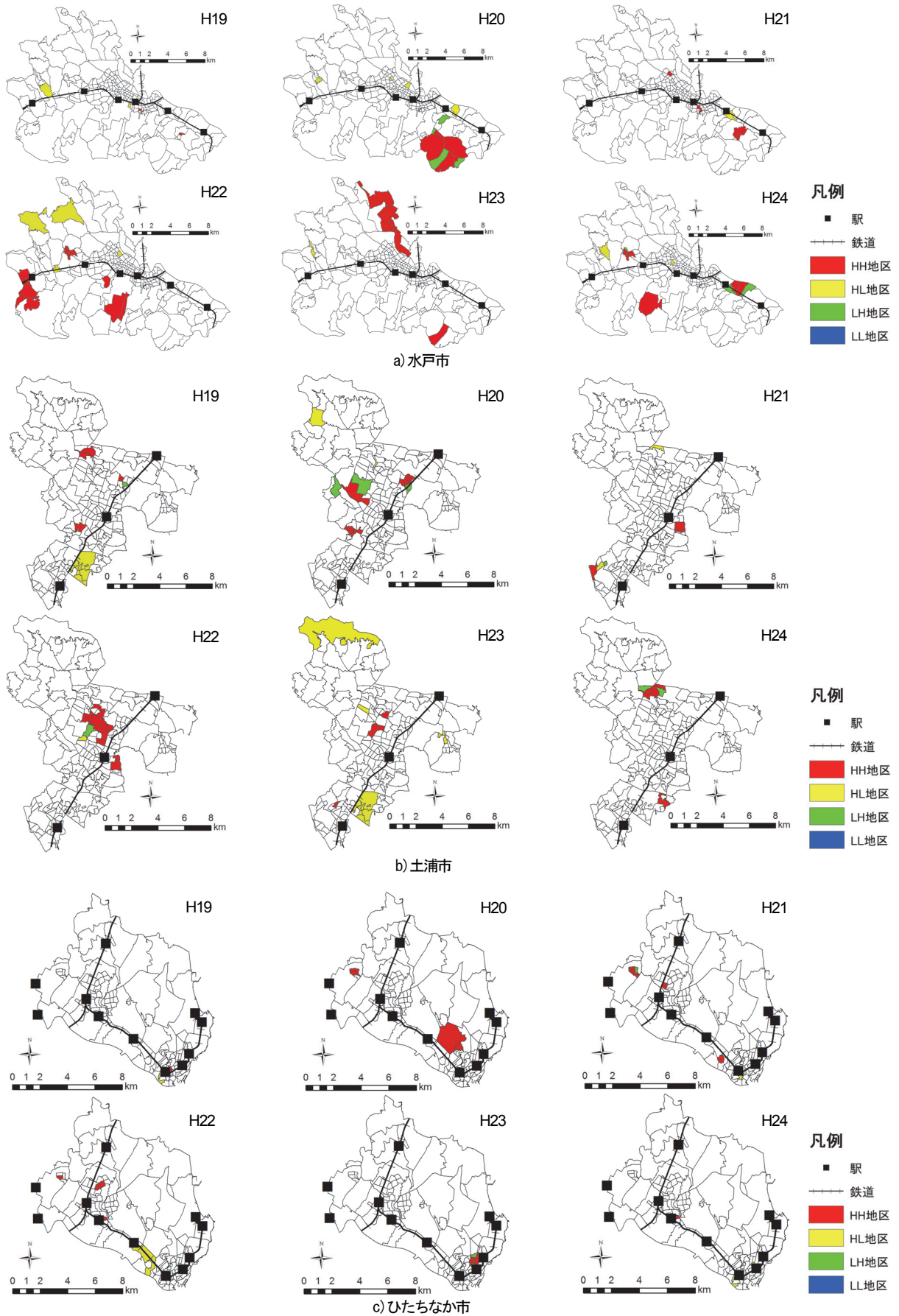
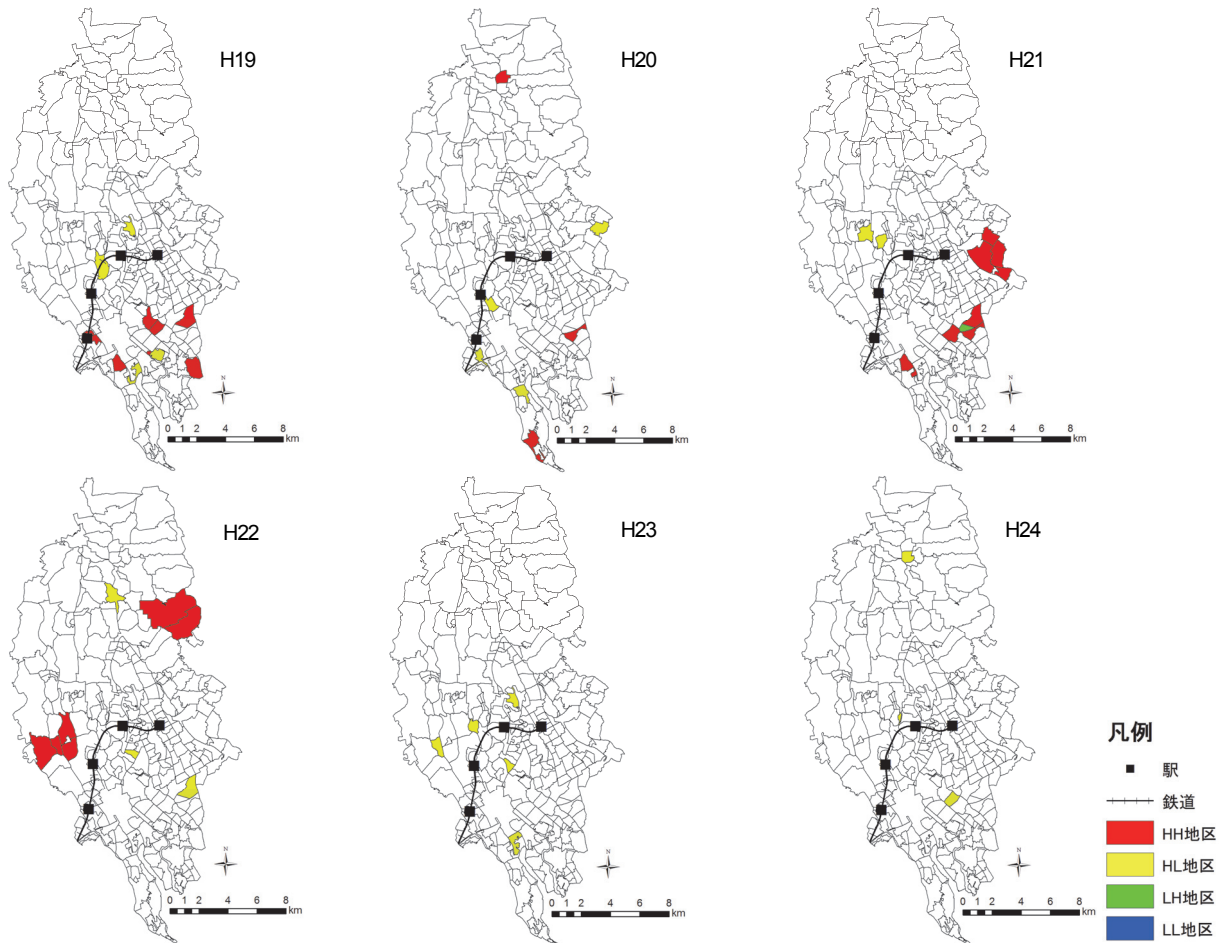
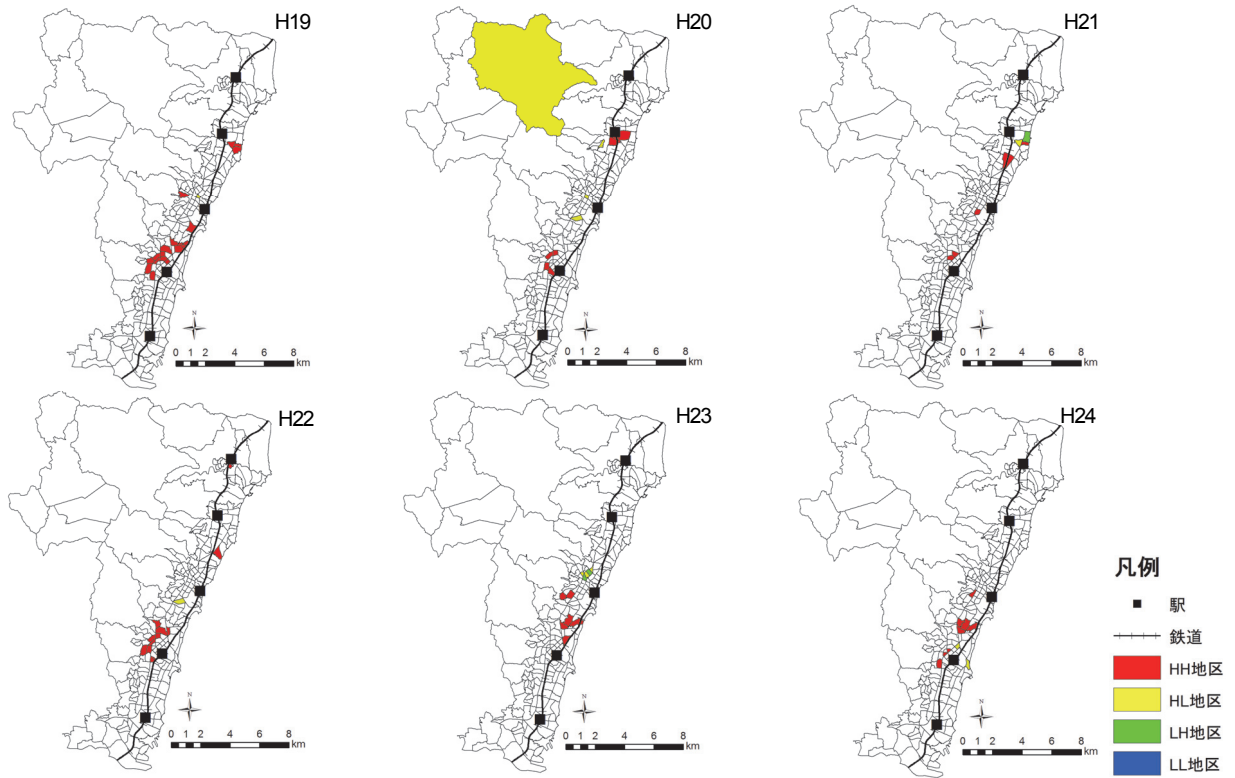


図4-1 平成19年から平成24年の各年における単年被害率の集積分布(水戸市, 土浦市, ひたちなか市)



d) つくば市



e) 日立市

図4-2 平成19年から平成24年の各年における単年被害率の集積分布(つくば市, 日立市)

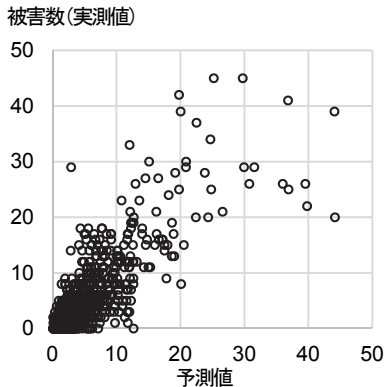


図5 住宅侵入盗被害モデルによる予測値と住宅侵入盗被害数の分布

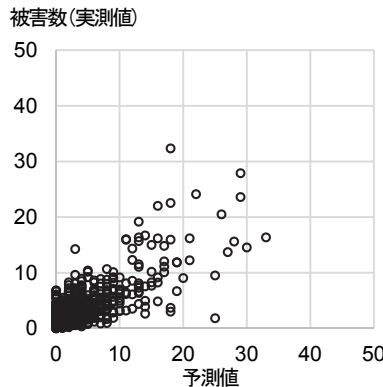


図6 施錠被害モデルによる予測値と施錠被害数の分布

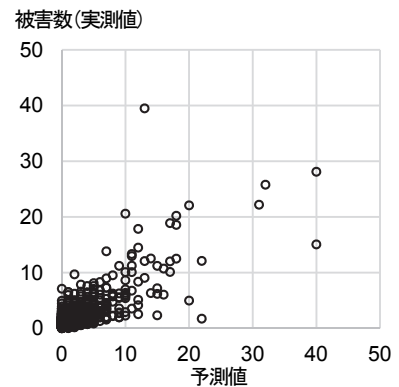


図7 無施錠被害モデルによる予測値と無施錠被害数の分布

表4 施錠被害における負の二項回帰分析結果

	回帰係数	標準誤差	標準化係数	p値
(定数)	-7.32	0.39		0.000 ***
高齢者率	-0.0106	0.0035	-0.1931	0.005 **
世帯あたり人員	0.3907	0.0916	0.1510	0.000 ***
住宅一棟あたり世帯数	-0.0013	0.0004	-0.0016	0.000 ***
居住期間5年未満世帯率	-0.0083	0.0031	-0.1026	0.004 **
民営借家住宅居住世帯率	0.0093	0.0035	0.1493	0.034 *
低層共同住宅居住世帯率	0.0127	0.0041	0.0861	0.003 **

offset=log(世帯数),AIC=3850.9,R2=0.808,相関係数0.917
***p<0.001,**p<0.01,*p<0.05

表5 無施錠被害における負の二項回帰分析結果

	回帰係数	標準誤差	標準化係数	p値
(定数)	-7.92	0.12		0.000 ***
高齢者率	0.0174	0.0029	0.1863	0.000 ***
低層共同住宅居住世帯率	0.0202	0.0026	0.1917	0.000 ***
農用地区域面積率	0.0110	0.0019	0.1827	0.000 ***
農林業就業世帯率	0.0021	0.0008	0.0717	0.007 **

offset=log(世帯数),AIC: 3369.1,R2=0.696,相関係数=0.857
***p<0.001,**p<0.01

4-2. 施錠／無施錠被害別に見た地区特性の分析

施錠／無施錠被害別の分析結果は表4, 5の通りである。

施錠被害モデルで決定係数が0.808, 重相関係数は0.917(図6), 無施錠被害モデルで決定係数が0.696, 重相関係数は0.857(図7)で, どちらもモデルの当てはまりは良いといえる。

まず, 施錠被害モデル(表4)をみると, 各地区に含まれる世帯数による影響を調整したとき, 前述した住宅侵入盗被害モデルで選択された, 世帯あたり人員や民営借家住宅居住世帯率などの変数が同様の符号の向きで選択されたのに加え, 新たに, 低層共同住宅居住世帯率が正の関連, 高齢者率が負の関連を持つ変数として追加された。一方, 無施錠被害モデル(表5)をみると, 住宅侵入盗被害モデルとは大きく異なる変数が選択されている。具体的には, 高齢者率, 低層共同住宅居住世帯率, 農用地区域面積率, 農林業就業世帯率がいずれも無施錠被害に正の関連を持つものとして選択されている。

以上の分析から, 住宅侵入盗被害と地区特性との関連は, 施錠被害か無施錠被害かによって大きく異なることが明らかとなった。

5. 考察

分析の結果は, 以下のようにまとめられる。

- i) 住宅侵入盗被害の集積傾向の分析から, 対象5市の住宅侵入盗被害の地理的分布は, 大都市よりも分散傾向で, ホットスポットも飛び地的に存在するパターンが見られることが明らかとなった。
- ii) 住宅侵入盗被害に関連する地区特性の分析から, 住宅侵

入盗被害の多い地区は, 民営借家住宅居住率が高いなど, 大都市におけるそれと共通した特性を持つ一方, 世帯あたり人員が多く, 居住期間5年未満世帯率が低いなど, 大都市とは逆の特性も持つことが明らかとなった。

- iii) 施錠／無施錠被害別に見た地区特性の分析から, 被害は, 世帯あたり人員や民営借家住宅居住率が高く, 高齢者率が低い地区に多いのに対して, 無施錠被害は, 高齢者率や農用地区域面積率などが高い地区に多いことが明らかとなった。

以下では, それぞれの点について考察を加える。

まず, i)については, 大都市に比較して, 地方都市では, 町丁目や大字といった地理的単位の面積が大きく, 被害が隣接地区にまで波及しにくいのではないかと考えられる。一般に住宅侵入盗は, 短期間に地理的に集中して起こるとされているが, その集中は限られた距離圏内に収まる¹⁴⁾。一般に地方都市での町丁目や大字の面積は大都市よりも大きいと考えられるため, 連続被害が地区内の範囲で止まり, そのためホットスポットが隣接地区にまで及ばなかったという解釈が可能である。

次に, ii)については, 被害の多さに対し, 大都市と共通の要因とともに, 地方都市特有の要因が存在する可能性を示唆する。大都市と共通の要因については, 民営借家住宅居住世帯率が高い地区で被害が多いとする結果が対応する。これについては, こうした地区では, 戸建て住宅や分譲集合住宅居住が多い地区と比較し, 居住者が自己の住む住宅に対する所有意識を持ちにくく, 防犯設備の設置や自衛的な防犯行動が起こりにくいといった, 大都市の地区と同様の理由¹⁵⁾によって説明できると考えられる。

地方都市特有の要因については, 大都市とは異なり, 世

帯あたり人員が多い地区や居住期間5年未満世帯率が低い地区、道路が整備されていない地区に被害が多いとする結果が対応する。こうした地区で被害が多いことについては、地区内に犯罪の抑止力となる生活を通した自然な人の目が多い、居住流動性が低いためコミュニティ形成がなされやすい、あるいは、地区内に犯罪者がアクセスしにくいといった、既存理論からの説明¹⁵⁾や実証研究の結果³⁴⁾⁵⁶⁾と一見整合しない。この結果については、世帯あたり人員の多さ、居住期間5年未満世帯率の低さ、道路面積率の低さが、地方市において持つ意味合いを考慮することによって解釈できる。つまり、一定の密度での居住が想定される大都市におけるこれらの指標が、地区レベルでの自然な監視やコミュニティの安定性、地区へのアクセシビリティの低さの指標となるのに対し、地方都市では、これらの指標と人口密度や世帯密度とが強く共変する。具体的に、世帯あたり人員と人口・世帯密度との相関係数をみると、それぞれ、-0.307と-0.741、居住期間5年未満世帯率と人口・世帯密度との相関係数は、それぞれ、0.215と0.307、道路面積率と人口・世帯密度との相関係数は、それぞれ、0.736と0.612である(すべて $p<0.01$)。このことを考慮に入れると、本研究で被害が多いとされた世帯あたり人員が多く、居住期間5年未満世帯率が低く、道路面積率が低い地区とは、状況的には、これらの変数が直接的に表現する、戸建てや分譲の住宅に住む大家族の世帯の割合が高く、地区へのアクセシビリティが低いといったことだけでなく、それが地理的に低密に分布していることが想定される。こうした地区では、地区レベルでの自然な監視の度合いが低い。低密居住に起因する、犯罪抑止力となる地区レベルでの自然な監視の度合いの弱さが、既往研究が想定する、世帯あたり人員が多いことによる自然な監視の度合いの高さや、居住期間の長さによる安定的なコミュニティの形成、道路が少ないことによる地区へのアクセスのしにくさといった、犯罪抑止力による影響を上回った結果、今回の結果がもたらされたことが推察される。

最後に、iii)については、特に、無施錠被害に関連する地区特性において、既往の研究では指摘されていない、新たな変数との関連が見られたため、この点を考察する。今回の分析において、無施錠被害に関連する地区特性について、特に施錠被害と異なっていたのは、高齢者率が高く、農用地区域面積率と農林業就業世帯率の高い地区に被害が多いことである。これらの変数は一般に地区の農村的性格を示すものと考えられる。すなわち、無施錠被害は、一般に犯罪の多い都市部ではなく、むしろ農村部に多いと考えられる。ただし、これらの変数と同時に低層共同住宅居住世帯率が独立変数として選択されていること、低層共同住宅居住世帯率が、人口・世帯密度と正の相関を持つ指標である⁶⁾ことを勘案すると、無施錠被害が多いのは、純農村部というよりは、農村的要素を残しつつ、アパートなども存在する、近郊農村部が想定できる。一般に農村部ほど自宅への施錠の習慣がない⁹⁾事実を考えれば、こうした近郊農村部で

の無施錠被害の多さは、近郊農村部において、世帯数が増え、被害が増加しうる状況にあるにも関わらず、依然として住民には施錠の習慣が根付いていないことが、一因である可能性がある。

6. おわりに

本研究では、既往研究が対象としてきた大都市とは異なる特性を有する地方都市として、茨城県下の5市を取り上げ、住宅侵入盗被害の地理的分布と、被害に関連する地区特性を明らかにし、その結果を大都市での研究と比較した。これまで知見のなかった地方都市における犯罪を扱った研究であること、大都市を対象に行なわれてきた既往研究とは異なる、新たな変数が発見されたことは、本研究の成果といえる。また、本研究では、住宅対象侵入窃盗の手法に着目し、施錠/無施錠別に、被害の多い地区の特性を明らかにした。施錠/無施錠で、関連する地区特性が大きく異なることを明らかにしたこと、とりわけ近郊農村部での無施錠被害の危険性を、実証的データに基づいて初めて指摘したことも、本研究の成果のひとつといえよう。

最後に、将来の被害防止に向けて、地方都市で特に留意すべき点について、結果をもとに述べる。

まず、地理的分布の分析(4-1(1))から示唆されることは、町丁目・大字という地理的単位を被害防止の取り組みの単位とすることの有効性である。町丁目や大字は、町会等の地域組織の単位でもあることが多いことを考慮に入れると、地域組織単位での取り組みが、大都市よりも相対的に重要といえる。

次に、被害に関連する地区特性の分析(4-1(2))から示唆されることは、住宅低密地域への対策である。これについては、上記のような地域組織単位での取り組みを、人口密度や世帯密度を考慮し、低密地区で積極的に行うことが考えられる。たとえば、徒歩パトロールなどの既存の取り組みを低密地区で重点的に行なうよう誘導することで、地区の自然な監視性を高め、被害の抑止力を効果的に強めることができると考えられる。

最後に、施錠/無施錠別の分析(4-2)から示唆されることは、施錠喚起のための取り組みを地区特性に応じて使い分けることである。近年、無施錠被害の多さに対して、施錠を促進するキャンペーンが警察等によって行なわれることがあるが、こうした取り組みは、無施錠被害が多いことが予測される近郊農村部において重点的に行われることで、より効果的なものとなる。

今後の課題としては、追加的な独立変数の検討がある。特に、人口動態や土地利用変遷など、時系列的データを組み合わせた農村の都市化プロセスと、そこで居住する人々の生活習慣などを関連付けた無施錠被害の説明が行われることが望まれる。また、本研究は茨城県5市での事例研究であるため、他の地方都市で、今回の結果を検証することも今後の課題である。

謝辞

本研究にあたり、茨城県警察本部生活安全部生活安全総務課の方々には、住宅侵入盗被害データの提供やヒアリング調査などにご協力いただきました。また、本研究の一部は、JSPS 科研費(若手B) 26820257「小地域時系列犯罪統計に基づく「防犯まちづくり」の効果検証と評価目録の作成」の一環として行われたものです。記して深く謝意を表します。

補注

- (1) 犯罪率とは、人口もしくは世帯数に対する刑法犯認知件数の割合。
- (2) 住宅侵入対象窃盗とは、空き巣、忍込み、居空きの3つの罪種から成る。
- (3) 2013年6月20日(木)に行った、茨城県警察本部生活安全総務課へのヒアリング調査より。
- (4) 雨宮・島田⁴⁾に倣い、全地区の被害率に1を足したうえで自然対数変換した値を分析に用いた。
- (5) 低層共同住宅世帯率と人口密度との相関係数は0.196、世帯密度との相関係数は0.254とともに1%水準で有意である。
- (6) 警察庁⁴⁾犯罪統計によると、たとえば平成23年および平成24年住宅侵入盗被害認知件数のワースト順位は、茨城県が、両年度ともに10位、東京都は両年度ともに4位。

参考文献

- 1) たとえば警察庁,犯罪統計資料2013年度版
<https://www.npa.go.jp/toukei/keiji35/hanzai2013.htm>,閲覧日2014.5.22.
- 2) 茨城県警察本部HP,安心安全なくらし,
http://www.pref.ibaraki.jp/kenkei/a01_safety/street/lock.html,閲覧日2014.1.14.
- 3) 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—東京都23区における住宅侵入盗を事例に—」,都市計画論文集,40(3),351-356.
- 4) 雨宮護・島田貴仁(2013)「東京都23区における住宅対象侵入窃盗犯の地理的分布の変化—2001年~2011年の11年間を対象に—」,都市計画論文集,48(1),60-66.
- 5) 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,616,107-112.
- 6) 徐鳳教・鈴木勉・樋野公宏(2006)「東京区部における主要な窃盗犯罪の地理的分布とその環境的要因」,地域安全学会論文集,8,89-92.
- 7) たとえば,愛知県住宅防犯協会,平成25年度版住宅を対象とした侵入盗の実態,<http://aichibouhan.com/smartphone/hassei.html>,閲覧日2015.4.28.
- 8) たとえば,大阪府防犯協会連合会,大阪の事件・事故,
<http://www.daibouren.or.jp/html/jiken2.html>,閲覧日2015.4.28.
島根県警察本部,安全安心鍵かけ運動実施中,
http://www.pref.shimane.lg.jp/police/seikatsu/s-kikaku/matidukuri/lock_pamp/index.data/lock_pamp.pdf,閲覧日2015.4.28.
岩手県警察本部,セーフティいわて,
http://www.pref.iwate.jp/dbps_data/_material/_files/000/000/002/754/anan.270484.pdf,閲覧日2015.4.28 など。
- 9) 社会安全研究財団(2011)「犯罪に対する不安感等に関する調査研究」,財団法人社会安全研究財団,p361.
- 10) 藤井良直(2010)「カテゴリカルデータ解析」,金明哲編「Rで学ぶデータサイエンス」シリーズ,共立出版
- 11) 下野嘉子(2011)「Rを用いた一般化線型モデル(回帰係数編):カウントデータを例に」,雑草研究,55(4),pp287-294.
- 12) Zwilling, M.L., (2013) "Negative Binomial Regression", *Mathematica Journal*, 15, pp.1-18
- 13) Dorman, C.F., Elith, J., Bacher, S., Buchmann, C., Carl, G., Gracia Marquez, J.R., Gruber, B., Lafourcade, B., Leitao, P.J., Munkemuller, T., McClean, C., Osborne, P.E., Reineking, B., Schroder, B., Skidmore, A.K., Zurell, D. and Lautenbach, S. (2013) "Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance", *Ecography*, 36(1), pp.27-46.
- 14) 菊池城治・雨宮護・島田貴仁・齊藤知範・原田豊(2010)近接反復被害の罪種間比較:時空間K関数の応用, GIS理論と応用,18巻2号,pp.21-30.
- 15) 防犯環境デザイン研究会(2006)犯罪予防とまちづくり,丸善株式会社(原著: Schneider,R.H. and Kitchen,T.(2002) Planning for crime prevention, Routledge.)