科学研究費助成事業 研究成果報告書



平成 26 年 5 月 16 日現在

機関番号: 12601 研究種目: 若手研究(B) 研究期間: 2011~2013 課題番号: 23760567

研究課題名(和文)都市と犯罪関連事象の動的関係性に関する研究

研究課題名(英文) Dynamic relationship between crime and urban environment

研究代表者

雨宮 護 (AMEMIYA, Mamoru)

東京大学・空間情報科学研究センター・助教

研究者番号:60601383

交付決定額(研究期間全体):(直接経費) 3,400,000円、(間接経費) 1,020,000円

研究成果の概要(和文):本研究では,犯罪の地理的分布の時系列変化と都市環境との関連を明らかにした.第一に,東京23区で最近11年間に発生した住宅対象侵入窃盗犯を事例に,ESDAの手法を用いて,地理的分布の変化を検討した.第二に,地区レベルでの犯罪の時系列変化と地区の社会経済的,物理環境的な特徴との関連を,潜在成長曲線モデルにより検討した.その結果,犯罪の地理的分布の変化には固定性があること,地区レベルでの犯罪の変化は都市環境と関連があることが明らかとなった.

研究成果の概要(英文): This study conducted spatio-temporal analysis of crime distribution using a time-s eries micro-scale geographical database of crimes. First, the changing patterns in the geographical distribution of residential burglaries in Tokyo from 2001 to 2011 were examined using ESDA (exploratory spatial data analysis). Second, the relationship between time series variations of residential burglary rates and the social and physical environments of local districts in Tokyo's 23 wards was identified through latent growth curve modeling.

研究分野:工学

科研費の分科・細目: 建築学・都市計画・建築計画

キーワード: 犯罪 防犯まちづくり 時系列 探索的空間分析 潜在成長曲線モデル GIS 地理的分析 ホットスポ

ット

1. 研究開始当初の背景

犯罪予防とは、犯罪の低減および犯罪への人々の不安(犯罪不安)の軽減を意図した計画的な試み全般を意味する.都市計画は、欧米では1960年代から有力な犯罪予防の一手段になりうるものと位置づけられ、多くの実証研究が蓄積されてきた.

都市計画は、都市における道路網の配置や土地利用、人口分布や人々の活動などに対し、直接・間接的に介入するものである。したがって、都市計画が犯罪予防に対して効果的に寄与するためには、都市計画が介入対象とする都市の諸変数の変化が、そこで発生する犯罪の量や分布、質の変化に対し、どのようなメカニズムでどのように影響するのかという、環境一犯罪間の動的な関係性の理解が不可欠である。

しかし、わが国の都市計画関連分野では、こうした都市環境と犯罪情勢の「変化」同士の関係に焦点を当てた研究は存在しない.都市計画関連分野では、都市の土地利用の経年変化を記述し、その要因を、制度面等から明らかにする研究が伝統的に行われてきているが、そこに犯罪を関連づけようとする試みはない.また、犯罪社会学や地理学の分野では、犯罪現象の空間分布の変化を GIS を活用してモデル化する試みがなされているもの、そこで記述される犯罪情勢が都市環境とどのような関係にあるかを明らかにしたものはない.

2. 研究の目的

そこで本研究は、都市環境の「変化」に着目し、土地利用等の都市計画が介入可能な変数の変化と犯罪情勢の変化との間の動的な関係を明らかにすることを当初の目的とした。具体的には、最近 10 年間における東京都における都市環境の変化を取り上げ、町丁目レベルで把握される罪種ごとの刑法犯認知件数の変化との関係を分析し、犯罪予防のための都市計画の介入指針の提示にむけた基礎的知見を獲得することとした。

3. 研究の方法

(1)小地域・時系列での刑法犯認知件数のジオデータベース化

最初に、一連の分析の前提となる、小地域での時系列犯罪統計データを作成した.警視庁は、2001年以降における、町丁目別、罪種小分類別の刑法犯認知件数のデータを整備しており、これは、情報公開センターにおいて比較的容易に入手可能である.このデータは紙ベースで提供されるため、まず、これを手作業で入力し、ジオデータベース (GDB) 化することにより、地理情報解析が可能なように整備した.

(2)対象年次における犯罪の地理的分布の変化傾向の解明

次に,東京 23 区全体での住宅対象侵入窃盗犯の地理的な集中傾向の変化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 統計量を年次ごとに算出し,年次間の数値変動を見た.また,年次ごとの具体的な住宅対象侵入窃盗犯の集中箇所の変化を知るため,ローカルなMoran's I 統計量を地区ごとに算出し,その地理的分布の年次変化を見た. さらに,当該地点の観測値と周辺地点の平均観測値を二軸としたグラフ(モラン散布図)を合わせて検討し,犯罪のローカルな集中傾向の変化についても考察した.

(3)犯罪に関連する指標から見た都市環境の変化の把握と犯罪の地理的分布の変化との関連性の解明

最後に、犯罪率の時系列変化と地区環境との関連を明らかにするために、潜在成長曲線モデルによる分析を行った。具体的には、①切片と係数から各年次の犯罪率を説明するモデル(独立変数なしモデル(Unconditionalなモデル))、②独立変数つきモデル(Conditionalなモデル)について検討した。

4. 研究成果

(1)小地域・時系列での刑法犯認知件数のジオデータベース化

2001 年~2011 年の小地域罪種別の刑法犯認知件数を、地区 ID によって、位置情報を持ったポリゴンと関連づけた. 警視庁の公式な犯罪統計に掲載されている刑法犯認知件数に対する GDB に含まれる件数の割合 (GDB の公式統計に対するカバー率) は、図-1 のとおりであった. 罪種によっては、発生地点が不明である件数が多いものがあり、そうしたデータはジオコードされないため、GDB にも含まれていない. そのため、いくつかの罪種ではカバー率が低くなっている. しかし、概ねどの罪種においてもジオコーディングされている刑法犯認知件数の割合は高く、今回構築された GDB の妥当性は高いと考えられた.

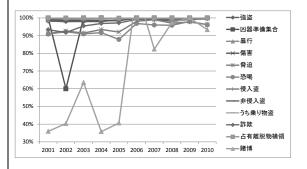


図-1 GDB による公式統計のカバー率

(2)対象年次における犯罪の地理的分布の変化傾向の解明

図-2 に,グローバルな Moran's I 統計量の年次変化を示した.同図に見られるように,グローバルな Moran's I 統計量の値は,全体としては減少傾向にあった.細かく見ると,2001~2006 年間は,0.3 を超える値で推移しているが,2007 年に急減し,2010 年まで維持傾向であった.2011 年には再度減少して0.15 となり,この 11 年間で最も低くなっていた.しかし,年次ごとのグローバルなMoran's I 統計量の値は,いずれも有意であり,すべての年次において,集積性が確認された(すべて p<.01).

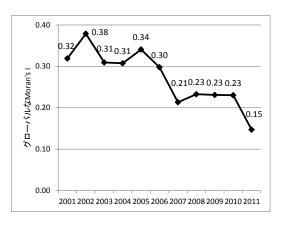


図-2 グローバルな Moran's Iの年次変化

地区ごとにローカルな Moran's I 統計量を求め、年次ごとの HH~LL 地区の数を見たものが図-3 である. ここで「HH 地区」は、前述の High-High の略であり、その地区に、全体平均よりも大きい属性値における、有意な空間的集積が見られることを示す.「LL 地区」(Low-Low) はその逆を示す.

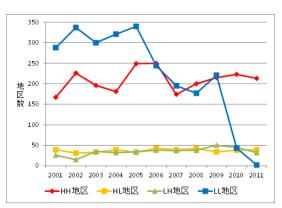


図-3 HI~LL 地区の数の年次変化

図-3 を見ると、まず、HH 地区は、増加、減少を繰り返すパターンとなっているが、全体では常に200地区前後が確認され、維持傾向にある.犯罪率自体が減少するなかにあっても、東京23区には、ホットスポットは絶えず一定数が確認されるといえる.一方、図-3からLL地区の推移を見ると、2005年まで一定数が見られたものの、その後、急減し、

2011年には、ほぼ存在しなくなっている(2地区が存在).この傾向は、この11年間で、東京23区における「安全な場所」がなくなったことを示しているが、この11年間の住宅対象侵入窃盗犯の犯罪率が急減傾向であったことを考えると、この傾向は、「安全な場所が危険になった」というよりは、「どこも安全になったため、特異的に安全な場所は見られなくなった」と解釈すべきと考えられる.

次に、HH~LL 地区の具体的な地理的分布の変化を見ると、年次ごとに分布が大きく変わっていることが視覚的に読み取れた。特に、犯罪予防を考えるうえで重要な、ホットスポットと解釈できる HH 地区を取り出して、具体的にその地理的分布の変化を見ると下記のように解釈された。

- ・ 2001 年に新宿~杉並区近辺に見られた 集積は,2002 年になると,世田谷,葛飾, 江戸川区を含む外縁部にまで拡大した.
- ・ 2003, 2004 年と同様の傾向が続くが, 2005 年になると,東部の集積地区はほぼ 消え,西部だけに分布するようになる.
- 2006年には、杉並区を中心に大きな集積 が確認される。
- しかし、2007年になると、杉並区を中心 とした地区の集積は消え、足立区に新た な集積が現れる.
- ・ 2008 年も同様の傾向が続くが, 2009 年 ~2011 年になると再び集積地区が分散 する.

犯罪の地理的パターンの変化に,仮に一定の周期性や規則性が確認されるならば,犯罪への長期的な対応に役立てることができ,有意義である.そこで,2002~2011年における \mathbb{H} 111~LL 地区が,当該年の前年(すなわち 2001~2010年)に \mathbb{H} 111~LL 地区のいずれであったかを見た(表 \mathbb{H} 1)。表 \mathbb{H} 1 に示されるクロス表は統計的に有意であり(\mathbb{H} 2 検定, \mathbb{H} 2、01),ある年次の地区の状態は,ランダムに生じているのではなく,その前の年次のその地区の状態と関連していることが示唆される.

クロス集計表の調整済み残差の値を用いて、 前年-当年間での結びつきの強い集積タイプ の組み合わせを具体的に見ると、以下のこと が読み取れる.

- ある年次に HH 地区とされた地区 (計2,081地区)のうち 26.4%(549地区)は,翌年も HH 地区になっており,この数値は,期待値よりも大きい(調整済み残差=35.8).つまり,HH 地区は,いったんその地区に該当すると,期待値よりも,地理的に固定化しやすい.また,HH 地区は,LH 地区との結びつきもやや強い(同2.9).
- ・ 同様に、HL 地区については、翌年も同種 の地区になりやすいが(同 7.3)、LL 地 区との結びつきがより強い(同 14.2).
- LH 地区は、同様に同種地区との結びつき が強い(同 9.9)が、HH 地区との結びつ

きも強い (同 3.2).

- ・ LL 地区は,翌年も LL 地区になる傾向が 強い(同 73.8)が,HL 地区との結びつ きも強い(同 12.8).
- ・ 「ns」(非有意) 地区は, 同種地区との 結びつきが強い (同 47.2).

表-1 集積地区の変化パターン (地区数. 括弧内は調整済み残差)

	当年の集積タイプ					
	нн	HL	LH	LL	(ns)	計
нн	549 (35.8)	9 (-3.4)	38 (2.9)	16 (-11.8)	1469 (-16.2)	2081
HL	6 (-4.1)	20 (7.3)	3 (-0.7)	97 (14.2)	245 (-9.0)	371
LH	40 (3.2)	2 (-1.1)	24 (9.9)	17 (-1.7)	267 (-3.6)	350
LL	14 (-13.1)	97 (12.8)	16 (-2.5)	1086 (73.8)	1253 (-45.3)	2466
(ns)	1518 (-14.2)	243 (-8.7)	275 (-2.7)	964 (-49.1)	22012 (47.2)	25012
計	2127	371	356	2180	25246	

- (3)犯罪に関連する指標から見た都市環境の変化の把握と犯罪の地理的分布の変化との関連性の解明
- ①独立変数なしモデル

独立変数なしの潜在成長曲線モデルのパラメータ推定結果を表-2に示す.潜在成長曲線の軌跡形状としては,一次直線(モデル1)と二次曲線(モデル2)を設定した.

表-2 独立変数なしモデルによる パラメータ推定の結果

		推足	推定値		
		モデル1	モデル2		
		(一次のモデル)	(二次のモデル)		
因子の 平均値	切片	3.298**	3.261**		
	係数(一次)	-0.211**	-0.187**		
	係数(二次)		-0.002**		
	切片	1.034**	0.975**		
因子の 分散	係数(一次)	0.006**	0.027**		
77124	係数(二次)		0.000**		
	切片-係数(一次)	-0.704**	-0.292**		
因子間の 相関係数	切片一係数(二次)		-0.037(ns)		
	係数(一次)-係数(二次)		-0.882**		
モデル 適合度指標	CF	I 0.953	0.961		
	IF	I 0.953	0.961		
**~<0.01					

**p<0.01

モデル 1,2 ともに,適合度指標は良好な値であり,データの分散をよく表現できているモデルと言えた.各因子の平均値は,モデル 1,2 ともにすべて有意であった (p<.01).

因子の平均値の具体的な値は、モデル 1,2において、切片が 3.3 弱、一次の項で負の値、モデル 2において、二次の項で負の値であった。ただし、モデル 2の二次の項の値は、有意ではあったが、-.002と極めて小さかった。これより、分析対象期間の住宅侵入盗の傾向は、3.3 弱を起点に基本的に一次線形的な減少傾向にあるが、年次経過とともに、ごくわずかずつ減少傾向を加速させたことが推察された。

次に、各因子の分散を見ると、モデル 1, 2 ともに、すべて有意であった (p<.01). この

ことから、住宅侵入盗の時系列変化には、地区ごとのばらつきが存在するといえる.

最後に、因子間の相関係数を見ると、モデル1では、切片と係数との間に-.704と比較的強い有意な相関が、モデル2では、切片と一次の係数との間に-.292と弱いが有意な相関が、一次と二次の係数との間に-.882と強い有意な相関が確認された(すべて p<.01).このことから、住宅侵入盗の傾向は、期首(2001年)において犯罪率の数値が高かった地区ほど、その後の減少幅も大きかったと考えられる。また、一次線形的な減少幅が小さかった地区ほど、年次を追うごとに減少傾向が加速したものと考えられた。

モデル 1, 2 を比較すると、モデル 2 における二次の係数の値は極めて小さく、実際にはモデル 2 で推定される曲線も直線に近い形状になっている。また、モデル 1 の適合度も十分に許容範囲である。このことから、モデルとしての単純さ、解釈のしやすさを重視して、以後の分析では、モデル 1 を採用することとする(以後、係数は傾きのことを指すので、単に「傾き」とする).

②独立変数つきモデル

①では、潜在成長曲線の切片と係数には、地区間で有意なばらつきが存在することを述べたが、こうしたばらつきは地区環境とどのように関連しているであろうか。本項では、切片と傾きの地理的なばらつきを説明すべく、潜在成長曲線モデルに独立変数を組み込んで分析を行った結果について述べる。

表-3 独立変数つきモデルによる パラメータ推定の結果

公尺亦粉	独立変数		係数の推定値
従属変数			(標準化推定値)
切片	民営借家居住率		0.463**
$(R^2=0.525)$	世帯あたり延べ床面積		0.212**
(10 0.525)	道路密度		0.168**
	建蔽率		0.115**
	他用途との混在		0.099**
	低層集合住 宅 居住率		0.081*
	戸建て居住率		-0.082*
	5年定住率		-0.115**
	容積率		-0.301**
傾き	戸建て居住率		0.417**
$(R^2=0.275)$	容積率		0.389**
	低層集合住 宅 居住率		0.235**
	民営借家居住率(変化量)		0.130**
	戸建て居住率(変化量)		0.087**
	65歳以上人口構成比率		-0.118**
	世帯あたり人員		-0.139*
	昼間人口密度(LN)		-0.164*
	世帯あたり延べ床面積		-0.350**
	民営借家居住率		-0.478**
モデル		CFI	0.932
適合度指標		IFI	0.932
**	\ O.E		

**p<0.01, *p<0.05

表-3 に、設定した独立変数のうち、切片、傾きに対しての影響がp=.05以上で有意な変数の一覧(パス係数の標準化推定値)、切片と傾きに対する説明率(決定係数)、および潜在成長曲線モデルの適合度を示した。なお、煩雑になるため表-3には記していないが、統制変数として組み込んだ空間ラグからの係数の標準化推定値は、.189~.354の範囲ですべて有意であった(年次ご

とに異なる. すべて p<.01).

表-3をより詳細に見ていく. まず, モデル全体の適合度については, CFI=.932, IFI=.932と良好な値であった. 得られたモデルはデータの挙動を良く説明できているものと考えられる.

切片に対する係数の推定値を見ると,正の 方向に有意な変数として,値が大きい順に, 民営借家居住率,世帯あたり延べ床面積,道 路密度,建蔽率,他用途との混在,低層集合 住宅居住率が、負の方向に有意な変数として, 絶対値が大きい順に,容積率,5年定住率, 戸建て居住率があげられた. これらの変数は, 傾きと他の独立変数からの影響を統制した 時に, 値の絶対値の大きい順に, 切片, すな わち期首(2001年)における住宅侵入盗の犯 罪率(推定値)への影響が強いといえる. な お、設定した独立変数による切片に対する説 明率(決定係数)は.525であり,切片の分散 の半分強が、設定した独立変数で説明された. この値は, ある時点における犯罪率を地域特 性で説明することを試みた既存研究で得ら れた値(.316)に比較して高い.

一方,傾きに対する係数の推定値を見ると, 正の方向では,値が大きい順に,戸建て居住 率,容積率,低層集合住宅居住率,民営借家 居住率の変化量,戸建て居住率の変化量があ げられた.負の方向では,絶対値の大きい順 に,民営借家居住率,世帯あたり延べ床面積, 昼間人口密度(LN),世帯あたり人員,65歳 以上人口構成比率であった.

これらの変数は,切片と他の独立変数から の影響を統制した時に、それぞれ値の絶対値 の大きい順に、傾きに対する影響が強い. つ まり,他の変数からの影響を統制した時,期 首において戸建て居住率や容積率等が高い 地区ほど, 犯罪率が年次推移とともに増加し, 逆に, 民営借家居住率や世帯あたり延べ床面 積の値が大きい地区ほど, 犯罪率は年次推移 とともに減少する傾向が強い. なお, 設定し た独立変数による傾きに対する説明率(決定 係数)は.275であり,傾きの分散の3割弱が, 設定した独立変数で説明された.比較可能な 既存研究が存在しないため,この値の高低を 判断することはできないが、犯罪率を従属変 数とするモデルとしては、一定程度の説明力 は持っていると考えられる.

(4)研究の実務的意義

本研究の成果のひとつは、小地域、時系列での罪種別の刑法犯認知件数のデータベースを構築したことである。欧米に比較して、空間的視点からの日本での犯罪研究は遅れを取ってきた。それは、もちろん欧米に比較して犯罪情勢が逼迫していないという事情によるが、分析可能な地理情報が存在してこなかったことも大きな要因と考えられる。2012年に閣議決定された地理空間情報活用推進基本計画では、基本方針のひとつに、「安全・安心で質の高い暮らしの実現」が掲げら

れ、その具体例として、「犯罪情報分析における GIS の活用」があげられた。また、警察庁は、同年、通達として、犯罪情勢分析に基づく犯罪抑止計画の策定を全国警察に指示した。こうした状況に鑑みれば、わが国においても、研究者が利用できる犯罪関連の地理情報の整備が不可欠である。今回構築したGDB は、こうした必要性に合致したものである。

また、犯罪の集積地区の移動の分析からは、防犯対策の方向性を示唆することができる。すなわち、住宅対象侵入窃盗犯の地理的分布に常に一定の集積性が確認されたことや、一度ホットスポットとなった地区が、期待値との比較において固定化されやすかったことは、防犯対策を地理的にランダムに行うのではなく、地区を絞った上で行うことの有効性を示している。地区を絞った防犯対策の重要性は、これまで、犯罪が増加する中で、限られた防犯資源を有効に振り分け、効果的に犯罪予防を行うという文脈において指摘されてきたことであるが、犯罪減少下における現在にあっても、有効であると考えられる。

一方,前年ホットスポットとされた地区が 必ず翌年もホットスポットになる,というほ どには固定化の傾向は強くはない.前年のホットスポットが翌年には消失してしまう割 合は,絶対数としては大きかった.これを踏 まえれば,地区を絞りこむ際には,ある年に ホットスポットとされた地区が,翌年もホットスポットになる,規則性に従う地区で あるのかの見極めが必要だといえる.GIS等 を活用した即時的な犯罪情勢分析に基づく 地域のモニタリングの重要性が示唆される.

都市計画分野で展開されている「防犯まちづくり」の手段は、物理的な環境整備に基づ く場所固定的、恒久的なものと、防犯パ変的、一ルや地域での見守りなどの、場所可変ポートの消長の傾向を踏まえれば、これらは、前述のモニタリングと連動しながら、動的にば、ある年においてホットスポットが観察をかけることが有効と考えられる。例えば、ある年においてホットスポットが観察をかけい、その後の犯罪情勢分析において、ホットが固定化されることが確認された場合に、場所固定的、恒久的な対策を行うことが有効である。

最後に、本研究では、既存研究が議論してきた「どのような地区に犯罪が集中するか」という点に加え、新たに、「どのような地区で犯罪が増加/減少傾向にあるか」という点について明らかにした。本研究で得られた知見に基づけば、アクセスが容易な低層密集住宅地や、新たに形成された低層を中心とする住宅地、昼間における「人の目」が少ない地区などに、今後の介入の余地があるといえる。防犯まちづくりによる地区レベルでの環境

への介入を計画する際には、こうした地区の 特徴を読み取り、リスクの高い地区に焦点を 絞ることが、効率的な問題解決を促すものと 考えられる.

5. 主な発表論文等

(研究代表者、研究分担者及び連携研究者に は下線)

〔雑誌論文〕(計4件)

- ① 雨宮護・岩倉希(2012)小地域時系列犯 罪データベースの構築と犯罪の時空間 分析への応用可能性の検討,地理情報シ ステム学会講演論文集,21,CD-ROM
- ② 雨宮護・島田貴仁(2013)東京23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巻1号,pp.60-66.
- 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巻3号,pp.351-356.
- ④ 雨宮護 (2013) パーソントリップデータ を活用した対人犯罪の地域別・時間帯別 被害リスクの推定,地理情報システム学 会講演論文集,22,CD-ROM

[学会発表](計8件)

- ① 雨宮護(2011)保護者の犯罪不安と子どもの遊び場選択の関連:クロスL関数を用いて,第20回地理情報システム学会研究発表大会ポスターセッション,鹿児島大学,2011.10.15
- ② 雨宮護 (2011) 保護者による環境の評価が子どもの屋外遊び場の選択に与える影響, 2011 年度東京大学空間情報科学研究センターシンポジウム, 2011.11.11 (梗概: Research Abstracts on Spatial Information Science CSIS DAYS 2011, p. 34)
- ③ 雨宮護 (2012) 犯罪予防からみたコミュニティガーデンの効果,第5回日本環境心理学会,東京大学,2012.3.3
- 4 Mamoru Amemiya (2012) Effect of community gardening in reducing the fear of crime, poster session, EDRA 43, Seattle, Washington, May 30-June 2, 2012 (EDRA 43rd Annual conference proceedings, 293)
- ⑤ 雨宮護・岩倉希(2012)小地域時系列犯 罪データベースの構築と犯罪の時空間 分析への応用可能性の検討,第 21 回地 理情報システム学会研究発表大会,広島 修道大学,2012.10.14(梗概:地理情報 システム学会講演論文集,21,CD-ROM)
- 6 Mamoru Amemiya (2013) Identifying the changing geographical distribution

- pattern of residential burglaries in Tokyo's 23 wards: Analyzing crimes occurring in the last 11 years, poster session, EDRA 44, Providence, Rhode Island, May 29-June 1 2013
- ⑦ 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-,日本都市計画学会第48回学術研究論文発表会,法政大学,2013.11.9
- ⑧ 雨宮護(2013)パーソントリップデータを活用した対人犯罪の地域別・時間帯別被害リスクの推定,第22回地理情報システム学会研究発表大会,慶應義塾大学(ウェブ大会),2013.12.1-2014.1.31(梗概:地理情報システム学会講演論文集,22,CD-ROM)

〔図書〕(計1件)

① 小俣謙二・島田貴仁編(2011)犯罪と市 民の心理学:犯罪リスクに社会はどうか かわるか,北大路書房(第8章「場所に 基づく犯罪予防」を執筆)

(37:	ALK-	ㅁㅗ	37:	14:7
L /年.	苿	拟	圧.	権]

名称: 発明者: 権利者:

種類:

番号:

出願年月日:

国内外の別:

○取得状況(計0件)

名称: 発明者:

権利者:

種類: 番号:

取得年月日:

国内外の別:

〔その他〕 ホームページ等

6. 研究組織

(1)研究代表者

雨宮 護 (AMEMIYA, Mamoru) 東京大学空間情報科学研究センター・助教 研究者番号:60601383

(2)研究分担者

()

研究者番号:

(3)連携研究者

()

研究者番号: