



CRR DISCUSSION PAPER SERIES J

Discussion Paper No. J-44

**パネルデータを用いた住宅地の均衡地価分析：
全国市区データを用いて**

得田 雅章

2013年10月

**Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY**

**1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN**

**滋賀大学経済学部附属リスク研究センター
〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1**

パネルデータを用いた住宅地の均衡地価分析： 全国市区データを用いて

得田雅章[†]

2013年10月

概要

本稿の目的は、住宅地地価に関するファンダメンタルズ・モデルの妥当性を実証的に検証することである。そのため、①全国の市区別パネルデータを整備したうえで、②パネル共和分分析により均衡地価を求め、③誤差修正モデルを推計することで地価の変動要因を長期・短期の観点から探る。分析に必要な変数には観測されないものがあるため、データを整備し地理的分布を確認するにあたっては GIS（地理情報システム）を活用した。パネル分析には固定効果モデルを採用した。

パネル共和分分析の結果、均衡地価の形成に大きく寄与していたのは、レントの代理変数としての課税対象所得と、自己実現的なバブル生成の可能性を包含する将来地価の期待であった。金利効果の定量化には課題が残るものの、長期均衡価格を形成するファンダメンタルズ・モデルの妥当性が示された。その長期均衡地価からの短期的な変動は、都市部の市区で顕著に表れたが、必ずしも都道府県庁所在地とは限らなかった。

さらに、長期均衡からの乖離を修正するメカニズムを内包した ECM 型の地価関数をパネル推計することで、短期動学的観点から地価変化率の構成要因を探った。いくつかのモデルを検証した結果、均衡地価と実際の地価には、一時的には乖離するものかなり早期に収束する傾向を有することが総じて示された。また、所得の変化率が大きく寄与する半面、実質金利変化の影響はごく限られたものだった。

Keywords : 加重平均公示地価、パネルデータ、共和分分析、ECM、GIS

JEL Classification: C33, C82, R32

1. はじめに

政治的な地方分権への流れが見込まれる中、基礎自治体として、自らの市区の住宅地地価がどのような要因かつどの程度の影響力をもって構成されているのかを把握するのは、主体的に都市計画や住民サービスを推進するうえで重要なポイントである。居宅を構えるために住宅地を需要する消費者にとっても、地価の長期均衡値あるいは短期的な変動をよりピンポイントで知ることによって無駄な出費を抑えられ、ひいては住宅地不動産市場において価格の適正化が図られることにつながる。金融機関にしてみても、市区レベルのエリアを包括するような不動産の担保価値を知りうることは、事務作業の効率化や経営方針策定に資するはずである。

こうした観点から、本稿では、住宅地地価に関するファンダメンタルズ・モデルの妥当性を実証的に検証することを目的とする。そのため、①全国の市区別パネルデータを整備したうえで、②パネル共和分

[†] 滋賀大学経済学部（E-mail: m-tokuda@biwako.shiga-u.ac.jp）

分析により均衡地価を求め、③誤差修正モデルを推計することで地価の変動要因を長期・短期の観点から探る。

住宅価格のマクロレベルの変動に関する分析においては、川口（2013）によると3ファクターモデルがベンチマークモデルとしてコンセンサスを得ているという¹。Capozza et al. (2004) はそうしたベンチマークモデルに基づき、住宅地価格の変化率を、自己相関項、長期均衡価格からの誤差修正項、それと長期均衡価格の変化率の3変数で説明した。そのうえで、価格の振幅や収束条件について検討している。

また、主要マクロ経済変数間の分析として近年急激な発展を遂げている動学的確率一般均衡モデル（DSGEモデル）やそのベースモデルとしての実物的景気循環モデル（RBCモデル）に住宅部門を取り入れることで、住宅価格の動向を分析するという流れもある。Gomme and Rupert (2007) や Davis and Heathcote (2005) は、家計における資本を住宅資本と耐久消費財から構成し、生産部門を企業と家計の2部門体制とすることで住宅価格の変動をマクロ経済変数の動態とリンクさせている。こうした試みに基づくモデルが、景気循環のデータとより合致することが多数報告されている。

地価形成要因のクロスセクション分析、あるいはパネル分析には井出(1997)、井上・井出・中神(2002)、西村(2002)等、多くの先行研究があるが、クロスセクションの単位は、データの利用可能性の観点から圏域や都道府県がほとんどである。高度成長期のように全国一律に地価が変動するケースではそれで十分だが、近年のように都市の限られた一部のエリアのみ高騰したり、都心と郊外で逆方向の変化がみられるような場合は、広範囲にアグリゲートされたデータで分析すると結果のミスリードが危惧される。一方で、市区町村レベルにまで細分化して分析しようとする、地価形成に関連するデータが存在しないというジレンマに陥る。

そこで、観測されないデータについてはGIS（地理情報システム）を活用した位置情報を用いることで、積極的に市区レベルのデータを整備するというのが本稿の特徴である。物価上昇率を含めた実質金利データ整備にはGISを活用した。GISソフトウェアを活用することは、地価をはじめとする各変数の分布状況をよりグラフィカルに把握することができ、分析の見通しを良くすることに役立つ²。また、地価はその高騰期において、地価レベルの高いエリアが大幅に変動するという性質を有するため、単純平均指標では高レベル地価エリアの地価変動インパクトが過小に評価されるおそれがある（中村・才田(2007)）。これに対処するため、いくつかの加重平均指標が考案されているが、本稿では才田・橘・永幡・関根(2004)に倣った価額による加重平均値を用いて市区別地価を算出した。

全国には2012年度において1,742の市区町村が存在する。全てを網羅するにはデータ整備にかなりの時間と労力を有するため、本稿では、日本全体の課税対象所得に占める割合を鑑みたくて分析を進める。対象の自治体は、全国の市と東京23区、計810の市区である。これは当該エリアの市区数が全国比で47%に過ぎないものの、所得割の納税義務者数および課税対象所得においては、いずれも全国比9割以上となっているため、日本国全体としてのマクロ経済から考えた分析の体表性ならびに作業の効率性が図られるからである（表1）。

¹ 本稿で扱う宅地そのものの価格ではなく、住宅の価格であることに注意されたし。

² 得田(2012)では首都圏・中部圏・近畿圏主要都市の市区別パネルデータを整備したうえで、パネル共和分分析により均衡地価を求め、誤差修正モデルを推計することで地価の変動要因を長期・短期の観点から探った。分析に必要なデータには観測されないものが多い中、整備するにあたってはGIS（地理情報システム）を活用した。

表 1 分析範囲の所得規模

基礎自治体	2012年度						
	市区数	構成割合	千人所得割の納税義務者数	構成割合	100万円課税対象所得	構成割合	千円納税者1人あたり課税対象所
市区	810	46.5%	50,275	91.7%	163,563	92.9%	3,253
町村	932	53.5%	4,575	8.3%	12,492	7.1%	2,731
全国	1,742	100.0%	54,850	100.0%	176,054	100.0%	3,210

(出所) 総務省 市町村税課税状況等の調

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節で本稿のオリジナルデータである市区別加重平均地価と市区別物価指数を導出する。第 3 節では住宅地地価のファンダメンタルズ・モデルを定義する。第 4 節では実証分析を行う。パネル単位根検定、パネル共和分検定を実施したうえで、誤差修正モデルに基づく地価関数をパネル推計する。いくつかの追加的な分析結果を示したうえで、最後に第 5 節で全体を総括する。

2. データ整備

実証分析で用いる重要な変数である加重平均地価および物価指数はともに、市区別指標としてのデータが整備されていないため、本節ではこれら 2 つの指標を導出する。

2.1. 市区別加重平均地価

本稿で分析する市区別地価は、都道府県地価調査による鑑定地価を調査地点の当年価額（1 m²あたり価格（円）×面積（m²）をかけたもの）で加重平均した加重平均地価である（(1)式）。都道府県地価調査データは国土交通省の国土数値情報ダウンロードサービスから入手した³。

$$P_{it} = \sum_{j \in i} \frac{V_{j,t}}{\sum_{j \in i} V_{j,t}} P_{jt}. \quad (1)$$

ここで P_{jt} は i 市区に属する調査地点 j の価格であり、 $V_{j,t}$ は同地点の価額（面積×1 m²地価）である。

加重平均公示地価は才田・橘・永幡・関根（2004）や中村・才田（2007）で提唱された代表値の概念である。都道府県地価調査や公示地価で得られた地価指標を集計する場合、各計測値点における情報を単純平均して算出するという手法が広く用いられている。しかしこれでは地価のレベルが高い地点も低い地点も同ウェイトとして集計されてしまい、地価の変動期においては地価レベルの低い地域の地価変動インパクトが過大評価される危惧が生じる。マクロ経済指標との関係性を検証するためには、より地価レベルの高低を考慮した地価指標が求められるはずであり、加重平均地価はこうした要請に応えるものである。なお、才田・橘・永幡・関根（2004）は集計単位を都道府県とし、地価の対前年変化率ベースで分析を行っている。加重平均には前年の価額を用いている。中村・才田（2007）も変化率ベースであり、アグリゲートした変数は時系列変数としている。また、ウェイトは価額ではなく単純な価格で計算している。大越（2012）は、時系列分析が主だが理論地価の共和分分析による先行研究についてコ

³ <http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>

⁴ 類似の現況として「住宅,その他」「住宅,医院」「住宅,医院,その他」「住宅,工場」「住宅,作業場」「住宅,事務所」「住宅,事務所,その他」「住宅,事務所,医院,その他」「住宅,事務所,倉庫」「住宅,店舗」「住宅,店舗,その他」「住宅,店舗,事務所」「住宅,店舗,事務所,その他」があるが、分析が煩雑になるため含めていない。

ンパクトにまとめている。

本稿は集計単位をマクロ経済集計単位としては小さな市区単位とし、当年の価額で加重平均したうえでレベルベースの集計を行っている点に特徴を持つ。調査地点の現況利用を「住宅」に限定した全国14,735地点を市区毎に集計し、810地点の加重平均地価を得た（2013年7月1日時点）。補図1-1～1-9は都道府県地価調査における全国市区の加重平均地価分布を示している。20万円/m²を超える市区は51市区あり、その過半が南関東エリアで43地点を有する（うち東京都は33地点）。残りの8地点は全て近畿エリアであった。政治経済の中心である都心部の地価レベルの高さが際立ち、一極集中となっていることがみてとれる⁵。

2.2. 市区町村別物価指数

実質金利変数作成のために必要なインフレ率を求めるために、市区別物価指数を導出する。地域別の物価指数は総務省統計局の消費者物価指数（CPI）が利用可能であるが、基礎自治体ベースの統計は都道府県庁所在市のみである。これを全市区別まで網羅するために、以下のような手順を踏んだ。

- i. 都道府県ごとに経済・物流重視の観点から主な隣接都道府県をピックアップし（表2）、それらの地理座標を確認する。
- ii. CPIの都道府県庁所在市中分類指数を、各都道府県庁所在地の市区のものとしたうえで、当該市区から隣接都道府県までの距離の逆数を用いてウェイトを算出する。なお、物価指数は「総合指数」を用いた。
- iii. 隣接都道府県の近接性をウェイトとした加重平均を計算し、これを当該市区の物価指数と定義する。ただし、都道府県庁の所在市区については隣接都道府県のウェイトをゼロと置いている。

例えば彦根市（滋賀県）だと、所属県の滋賀県の他に、福井県、岐阜県、三重県、京都府と隣接していると考える。彦根市役所と各都道府県庁との距離はそれぞれ滋賀県（47km）、福井県（88km）、岐阜県（44km）、三重県（64km）、京都府（54km）である。ウェイトを計算すると滋賀県（0.24）、福井県（0.13）、岐阜県（0.25）、三重県（0.17）、京都府（0.21）となり、各都道府県の物価指数から加重平均が計算できる。

清水・唐渡（2007）のように、より厳密に空間重み行列を定義することで対応する方法もある。物流量や都道府県境の地形、通勤の方角等、考慮すべき要因が他にもいくつか考えられるが、本稿では第一次接近として、より簡便な上記手法を用いることとした。

⁵ 最高額をマークしたのは東京都港区の163万円/m²だった。一方、最安値は北海道歌志内市で0.3万円/m²だった。全平均は7.1万円/m²で、メディアンは3.6万円/m²だった。

表 2 主な隣接都道府県

01:北海道	02:青森県			25:滋賀県	18:福井県	21:岐阜県	24:三重県	26:京都府
02:青森県	03:岩手県	05:秋田県	01:北海道	26:京都府	18:福井県	25:滋賀県	27:大阪府	28:兵庫県
03:岩手県	02:青森県	04:宮城県	05:秋田県	27:大阪府	26:京都府	28:兵庫県	29:奈良県	30:和歌山県
04:宮城県	03:岩手県	05:秋田県	06:山形県	28:兵庫県	26:京都府	27:大阪府	31:鳥取県	33:岡山県
05:秋田県	02:青森県	03:岩手県	04:宮城県	29:奈良県	24:三重県	26:京都府	27:大阪府	30:和歌山県
06:山形県	04:宮城県	05:秋田県	07:福島県	30:和歌山県	24:三重県	27:大阪府	29:奈良県	
07:福島県	04:宮城県	06:山形県	08:茨城県	31:鳥取県	28:兵庫県	32:島根県	33:岡山県	
08:茨城県	07:福島県	09:栃木県	11:埼玉県	32:島根県	31:鳥取県	33:岡山県	34:広島県	35:山口県
09:栃木県	07:福島県	08:茨城県	10:群馬県	33:岡山県	28:兵庫県	31:鳥取県	34:広島県	37:香川県
10:群馬県	09:栃木県	11:埼玉県	15:新潟県	34:広島県	32:島根県	33:岡山県	35:山口県	38:愛媛県
11:埼玉県	08:茨城県	10:群馬県	12:千葉県	35:山口県	32:島根県	34:広島県	40:福岡県	
12:千葉県	08:茨城県	11:埼玉県	13:東京都	36:徳島県	27:大阪府	37:香川県	39:高知県	
13:東京都	11:埼玉県	12:千葉県	14:神奈川県	37:香川県	33:岡山県	36:徳島県	38:愛媛県	
14:神奈川県	13:東京都	19:山梨県	22:静岡県	38:愛媛県	34:広島県	37:香川県	39:高知県	
15:新潟県	06:山形県	07:福島県	10:群馬県	39:高知県	36:徳島県	38:愛媛県		
16:富山県	15:新潟県	17:石川県	20:長野県	40:福岡県	35:山口県	41:佐賀県	43:熊本県	44:大分県
17:石川県	16:富山県	18:福井県	21:岐阜県	41:佐賀県	40:福岡県	42:長崎県		
18:福井県	17:石川県	25:滋賀県	26:京都府	42:長崎県	41:佐賀県	43:熊本県	46:鹿児島県	
19:山梨県	13:東京都	14:神奈川県	20:長野県	43:熊本県	40:福岡県	42:長崎県	44:大分県	45:宮崎県
20:長野県	10:群馬県	15:新潟県	16:富山県	44:大分県	40:福岡県	43:熊本県	45:宮崎県	
21:岐阜県	16:富山県	20:長野県	23:愛知県	45:宮崎県	43:熊本県	44:大分県	46:鹿児島県	
22:静岡県	19:山梨県	20:長野県	23:愛知県	46:鹿児島県	42:長崎県	43:熊本県	45:宮崎県	
23:愛知県	20:長野県	21:岐阜県	22:静岡県	47:沖縄県	46:鹿児島県			
24:三重県	21:岐阜県	23:愛知県	25:滋賀県					
	25:滋賀県	29:奈良県	30:和歌山県					



※ 経済・物流重視で作成。番号は都道府県行政コードを示す

3. 住宅地価格のファンダメンタルズ・モデル

実証分析に先立ち、住宅地価格のファンダメンタルズ・モデルを理論面から確認しておく。地価は土地が生み出す収益（帰属地代）によって決定され、その帰属地代は生産活動が生み出す収益の中から分配されるものと考えれば、地価の動態が総生産と無関係であるはずがない。そうした観点から、まず、

地価理論に関するマイクロ時系列面からの変動理論を確認する⁶。住宅地はそれを所有する主体にとって資産の一種であることから、一般的な収益還元モデル（資産価格形成モデル）を援用して、その価格を定義づけることができる。具体的には住宅地資産とリスクフリーの安全資産との間での裁定条件を次のように表す。

$$\frac{E_t \left\{ (P_{t+1} + Y_{t+1}) / P_{t+1}^C \right\}}{P_t / P_t^C} - 1 = i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \theta_t. \quad (2)$$

ここで、 P_t は t 期の住宅地価格、 Y_t は t 期の帰属地代（レント）、 P_t^C は t 期の物価水準、 i_t は t 期の名目（安全資産）利子率、 π_t は t 期のインフレ率、 θ_t は t 期のリスクプレミアム、そして E_t は t 期の期待オペレーターである。(2)式を実質住宅地価格式として書き直し、

$$P_t / P_t^C = \frac{E_t(P_{t+1} / P_{t+1}^C) + E_t(Y_{t+1} / P_{t+1}^C)}{1 + i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \theta_t}, \quad (3)$$

としたうえで、(2)式を1期将来へずらした式を代入すると、

$$P_t / P_t^C = \frac{E_t(P_{t+2} / P_{t+2}^C)}{\prod_{j=1}^2 \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} + E_t \sum_{k=1}^2 \left[\frac{(Y_{t+k} / P_{t+k}^C)}{\prod_{j=1}^2 \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right], \quad (4)$$

となる。同様の逐次代入を T 期まで繰り返すと、

$$P_t / P_t^C = \frac{E_t(P_{t+T} / P_{t+T}^C)}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} + E_t \sum_{k=1}^T \left[\frac{(Y_{t+k} / P_{t+k}^C)}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right], \quad (5)$$

が導かれる。 T を無限大にし、(5)式右辺第1項が0に収束する、すなわち、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\} = \infty,$$

のように横断性条件を仮定する。この仮定は近年のデフレ状況下ではさらに妥当性を高めていると考えられる。さらに、

$$P_t^* / P_t^{C*} = E_t \sum_{k=1}^{\infty} \left[\frac{(Y_{t+k} / P_{t+k}^C)}{\prod_{j=1}^T \{1 + i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) + \theta_{t-1+j}\}} \right], \quad (6)$$

と定義すると、結局、 $P_t / P_t^C = P_t^* / P_t^{C*}$ が導出できる。

これは実質的な地価は期待実質地代および期待実質利子率と期待リスクプレミアムの関数であることを意味する。割引率は（1 + 期待実質利子率 + 期待リスクプレミアム）であり、他の条件を一定とするならば、

- ・ 名目利子率の上昇は地価を押し下げる [$i \uparrow \rightarrow (P_t^* / P_t^{C*}) \downarrow$]
- ・ 期待インフレ率の上昇は地価を押し上げる [$E(\pi) \uparrow \rightarrow (P_t^* / P_t^{C*}) \uparrow$]

⁶ 資産市場の部分均衡分析と称する場合もある。

・リスクプレミアムの上昇は地価を押し下げる [$\theta \uparrow \rightarrow (P_t^*/P_t^{C*}) \downarrow$]
 という関係を有する。以上から、資産価格決定に関する理論的なフレームワークである収益還元モデルによると、資産価格はその資産が将来にわたって生み出す収益の流列に関する割引現在価値に等しくなる。

本稿では(6)式を住宅地価格のファンダメンタルズ・モデルとし、この均衡住宅地価格をファンダメンタルズとよぶことにする⁷。ただ、土地価格がファンダメンタルズを上回っていても、価格がさしあたりさらに上昇して下落前に売却でき、他の資産との裁定関係が成立する収益率を確保することができると当該土地所有者が判断すれば、短期的にはあるが地価は上昇するであろう。その意味では(6)式は自己実現的なバブルを許容するモデルといえる。

次に、(6)式を地価の長期均衡式として、実証分析に適用可能な形に変形させていく。ファンダメンタルズ・モデルを、

$$\frac{Y_t + P_{t+1}^e}{P_t} = 1 + r_t, \quad (7)$$

と再定義し、この式をもとに Campbell and Shiller (1988)に従って変形させていく。 Y_t はレント、 P_t 、 P_{t+1}^e は地価および予想(1期先)地価、 r_t は物価上昇率とリスクプレミアムを考慮した実質金利である。まず、右辺は近似式を用いて $\ln(1+r_t) \approx r_t$ とする。次に左辺について、

$$\begin{aligned} f_t &= \ln \frac{Y_t + P_{t+1}^e}{P_t} = \log(e^{y_t} + e^{p_{t+1}}) - p_t = \ln(1 + e^{y_t - p_{t+1}}) + p_{t+1} - p_t \\ &= \ln \left[e^{(y_{t-1} - p_t) - (y_t - p_{t+1})} + e^{y_t - p_t} \right] + y_t - y_{t-1} = \ln(e^{\delta_t - \delta_{t+1}} + e^{\delta_t}) + \Delta y_t, \end{aligned} \quad (8)$$

と表現する。そのうえで $\delta_t = \delta_{t+1} = \delta$ と長期均衡値を設定し、(8)式 $f_t(\delta_t, \delta_{t+1})$ を δ_t, δ_{t+1} に関し、 $f_t(\delta, \delta)$ 周辺で1次のテイラー展開を行う。

$$\begin{aligned} f_t &\approx \ln(1 + e^\delta) + \frac{1}{1 + e^\delta} \left(\frac{1}{e^\delta} + 1 \right) e^\delta (\delta_t - \delta) - \frac{1}{1 + e^\delta} (\delta_{t+1} - \delta) \\ &= \ln(1 + e^\delta) - \frac{\delta e^\delta}{1 + e^\delta} + \delta_t - \frac{1}{1 + e^\delta} \delta_{t+1}. \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、2つの定数 $\rho = 1/(1 + e^\delta)$ 、 $\kappa = \ln(1 + e^\delta) - \delta e^\delta / (1 + e^\delta)$ を用意し、期待値記号、クロスセクション方向の添え字 i を加え、両辺を移項させると、以下のように線形近似化できる。

$$p_{it} \approx \rho p_{i,t+1}^e - \rho y_{it} + y_{i,t-1} - r_{it} + \kappa. \quad (10)$$

これを実際に共和分推計するため、パネル推計に関わる誤差項等を加え、クロスセクションの個別効果を考慮した1変量固定効果モデルを以下のように設定する。

⁷ $P_{t+k}^C = 1$, $Y_{t+k} = Y$ ($k=1, \dots, T$), $i_{t-1+j} - E_t(\pi_{t+j}) = r$, $\theta_{t-1+j} = \theta$ ($j=1, \dots, T$) のようにそれぞれ変化しないと仮定すれば、テキストでよく示される $P_t^C = Y/(r+\theta)$ の形に簡略化できる。

$$\begin{aligned}
p_{it} &= ap_{i,t+1}^e + by_{it} + cy_{i,t-1} - dr_{it} + e_{it} \quad t=1, \dots, T, \quad i=1, \dots, N \\
e_{it} &= \alpha_i + v_{it} \quad e_{it} \sim iid(0, \sigma^2), \quad \text{Cov}(e_{it}, x_{it}) = 0 \\
E[v_{it} | \alpha_i, x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}] &= 0, \quad E(v_{it}) = 0, \quad V(v_{it}) = \sigma_v^2 \quad \forall i, t \\
\text{Cov}(v_{it}, v_{js}) &= E(v_{it}, v_{js}) - E(v_{it})E(v_{js}) = 0 \quad (i = j \text{かつ} s = t \text{以外に}) \\
E(\alpha_i) &= 0 \quad (i=1, \dots, N), \quad \text{Cov}(\alpha_i, x_{it}) \neq 0
\end{aligned} \tag{11}$$

a 、 b 、 c 、 d はそれぞれパラメータ、 p_{it} 、 $p_{i,t+1}^e$ 、 y_{it} 、 $y_{i,t-1}$ はそれぞれ P_{it} 、 $P_{i,t+1}^e$ 、 Y_{it} 、 $Y_{i,t-1}$ の対数値とし、 r_{it} は負値の可能性を考慮し原数値とする。これら変数は全ての i, t に関して v_{it} と相関せず強外生性を満たすと仮定する。 α_i はクロスセクション方向の個別効果 (individual effect) を表す確率変数で、説明変数との相関を仮定している。 v_{it} は標準的線形回帰モデルの仮定を満たす誤差項とする。 y_{it} の符号条件を変えたのは、レントとして課税対象所得という代理変数を用いることで、理論と厳密な整合性が取れない可能性を考慮するためである。 $by_{it} + cy_{i,t-1}$ の全部効果として地価にプラスの効果を見込んでいるが、個別パラメータの正負について明確に想定しないこととする。同様の理由で実質金利についても $d=1$ という制約を付さない。

(11)式の説明変数には以下のデータを割り当てる。

- ・ 各市区の地価 P_{it} には、2.1節で算出した加重平均地価の対数値を用いる。
- ・ 期待地価水準 $p_{i,t+1}^e$ には、実績値を用いた完全予見のケースを想定した値 (対数値) を用いる。
- ・ 地代に類するデータが存在しないため、レント Y_{it} 、 $Y_{i,t-1}$ は可住地単位面積あたりの課税対象所得⁸の対数値を用いる。
- ・ 実質金利 r_{it} として、都市銀行貸出約定平均金利⁹から物価上昇率¹⁰を引いたものを用いる。物価は都道府県庁所在地のものとしデータがないため、市区別の物価を導出するに際し2.2節で示したように、市区役所から都道府県庁までの直線距離の近接度に応じて加重平均したものを用いた。なお、都道府県庁が位置する市区はそのままの値を用いている。そうして作成した実質金利にはマイナスの期間が含まれるため、対数をとらないこととする¹¹。

4. 実証分析

本節では地価関数に関する実証分析を、パネル単位根検定、パネル共和分検定、パネルECM、そして若干の追加分析の順で行う。

4.1. パネル単位根検定

市区別パネルデータを整備した結果、クロスセクション方向に810、時系列で2006年から2012年の

⁸ 課税対象所得データは市町村税課税状況等の調 (総務省) より入手した。可住地面積データは「全国都道府県市区町村別面積調」(総務省) より、総面積から林野面積と主要湖沼面積を差し引いて算出している。

⁹ 日本銀行の時系列統計データ検索サイトより、ストック / 短期 / 都市銀行の貸出金利を利用した。

¹⁰ 物価データは総務省統計局『基準消費者物価指数』の都市階級・地方・大都市圏・都道府県庁所在市別中分類指数を利用した。

¹¹ 地価決定式に金利変数として (実効金利 - 長期期待成長率) を用いた北岡 (2008) も、マイナスの期間が若干あるからとして対数化していない。

年次データによる構成となった¹²。時系列データは単位根を持つ（非定常である）可能性が高いため、モデルの推計に先立ち、各パネルデータに対して単位根検定を行い、定常性を確認する。パネル変数 x_{it} の単位根検定式を以下のように設定する。

$$\Delta x_{it} = \rho_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^3 \tau_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad \rho_i, \tau_{ij}, \delta_i: \text{係数パラメータ.} \quad (12)$$

δ_i はクロスセクション方向の固定効果を示し、 ε_{it} は誤差項である。帰無仮説は $\rho_i = 0$ であり、この場合当該変数は単位根を持ち非定常ということになる。一方、対立仮説は $\rho_i < 0$ であり、定常性を有することを示唆する。ラグ次数は、シュワルツのベイジアン情報量規準によりそれぞれ選定した。

以下では IPS 検定 (Im, Pesaran and Shin(2003))、Fisher ADF 検定、Fisher PP 検定、LLC (Levin, Lin and Chu(2002)) 検定の 4 つのタイプの単位根検定を実施する。LLC 検定を除いた 3 つは上記(12)式で表現される。IPS 検定は ρ_i がクロスセクションによって異なることを仮定し、クロスセクションごとの時系列データに ADF 検定を行い、得られた t 値のクロスセクションの平均値をもとに検定統計量を与えるものである。Fisher ADF 検定と Fisher PP 検定も同様に、クロスセクションごとの時系列データに ADF 検定と PP 検定を行うものである。これらに対し LLC 検定式は次のように設定する。

$$\Delta \tilde{x}_{it} = \rho \tilde{x}_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad \rho: \text{係数パラメータ.} \quad (13)$$

これは、最初に原データから自己相関の部分、トレンド項、定数項を控除したうえで、標本標準偏差で除し基準化したデータ \tilde{x}_i に基づき単位根検定を行うという手法である。単位根検定の帰無仮説は $\rho = 0$ 、対立仮説は $\rho < 0$ である。これら検定の結果は表 3 の通りであり、この中には 4.3 節で導入する変数も含まれている。水準では検定法毎に結果が大きく異なっているため、事業所変数を除く全ての変数が $I(0)$ であるという可能性は排除できない。しかし、どれか 1 つでも 1%水準で有意じゃないものが含まれていれば定常ではないという基準を仮定したうえで判断すると、ほとんどの変数は多くの先行研究で示されるような階差定常とみることができる。従って、ここでは各変数とも $I(1)$ と仮定し、分析を進める。

¹² 上記期間には合併した市も含まれているため、アンバランスなパネルデータとなっている。また、加重平均地価の元となっている都道府県地価調査は、その調査時点が毎年 7 月 1 日付のものであるため、1 年ずらして用いている。したがって、直近 2013 年の地価調査データは 2012 年のものと読み替えている。

表 3 各種パネル単位根検定

水準(定数項あり・トレンド項なし)								
変数名	IPS		Fisher ADF		Fisher PP		LLC	
	統計量	p値	統計量	p値	統計量	p値	統計量	p値
<i>p</i>	4.87	1.00	1777.79	0.00	1415.63	1.00	-17.92	0.00
<i>y</i>	18.85	1.00	454.52	1.00	563.34	1.00	-8.17	0.00
<i>biz</i>	51.55	1.00	197.36	1.00	243.65	1.00	28.81	1.00
<i>r</i>	-38.43	0.00	4777.78	0.00	7144.90	0.00	-82.78	0.00
<i>pop</i>	22.18	1.00	1119.99	1.00	1622.47	0.48	-8.18	0.00

一階差(定数項あり・トレンド項なし)								
変数名	IPS		Fisher ADF		Fisher PP		LLC	
	統計量	p値	統計量	p値	統計量	p値	統計量	p値
<i>p</i>	-20.22	0.00	2867.34	0.00	3526.48	0.00	-161.66	0.00
<i>y</i>	-5.10	0.00	1890.88	0.00	2277.47	0.00	-40.22	0.00
<i>biz</i>	11.10	1.00	638.40	1.00	730.32	1.00	2.63	1.00
<i>r</i>	-56.99	0.00	6658.93	0.00	11414.10	0.00	-121.97	0.00
<i>pop</i>	-12.99	0.00	2591.89	0.00	2705.45	0.00	-20.98	0.00

- ※1 *p* : 加重平均地価、*y* : 課税対象所得、*biz* : 単位面積あたり事業所数、*r* : 実質金利、*pop* : 人口密度
 ※2 ラグ次数はシュワルツのベイジアン情報量規準によりそれぞれ選定した。

4.2. パネル共和分検定

本節では、パネル共和分検定を用いることで、3節でみた理論的關係が、長期均衡關係として成立するのかを検証する。(11)式のパラメータ推定に際して、Kao (1999)が開発した Engle-Granger (1987)タイプの残差に基づく二段階共和分検定を実施する。Engle-Granger (1987)は $I(1)$ 変数を用いて補助回帰(spurious regression)を実行し、その残差について検定するという考えだ。変数が共和分關係にある場合には、残差は $I(0)$ となる。Kao (1999)はこの考えをパネルデータに拡張したものである。(11)式は期待項として1期先の実績値を含んでいるのでダイナミックパネル推定をすることになる。パネル推計の方法は、市区毎でパラメータが異なりうることを考慮し、固定効果モデルを採用した。固定効果モデルを推計したうえで個別効果が有意でない(この場合 pooled OLS を用いることになる)とする帰無仮説について、F検定および尤度比検定を行い、p値 0.00 で帰無仮説が強く棄却されることを確認した。次に、ハウスマン検定(Hausman (1978))により変量効果モデルと固定効果モデルの選択を行い、変量効果モデルが正しいとする帰無仮説は χ^2 統計量による検定で棄却された (p値 0.00)。したがって、固定効果モデルを採用した。なお、たとえ変量効果モデルによる推定が真であるにもかかわらず固定効果モデルを選択したとしても、有効性は失うものの不偏性は保持される。その意味から固定効果モデルを選択するのが無難といえるだろう¹³。

推計結果は(14)式に示される。この完全予見モデルでは実質金利の符号条件が正であり、理論と異なるものの、それ以外は符号条件、有意性とも総じて良好なものとなっている。課税対象所得はその影響度において、当期が前期の約 2.4 倍に相当することが確認できた。期待地価の係数が有意なことから、自己実現的な期待が形成される程度が 6 割に及ぶことが明確に定量化された。

Kao (1999)に基づく共和分検定の結果、「共和分關係にない」という帰無仮説を 1%有意水準で棄却し、変数間の長期均衡關係の存在を強く示唆する結果となっている。この共和分分析においては、実質金利水準の影響を理論に則した符号条件で有意に定量化できなかったのだが、これは市区別データを作成する過程に問題があるのかもしれない。物価水準の差別化を GIS 活用により図ったのだが、人的・物的交

¹³パネル推計手法および検定の詳細は、北村 (2003) あるいは松浦克己・マッケンジー (2009) を参照。

流の程度をさらに考慮することや、空間重み行列¹⁴を適宜設定することでクリアできるのかもしれない。

$$p_{it}^* = 5.113 + 0.629p_{i,t+1}^e + 0.338y_{it} + 0.140y_{i,t-1} + 0.004r_{it} \quad (14)$$

(28.45) (45.49) (15.21) (6.45) (4.12)

Kao (1999)によるパネル共和分検定統計量 ADF: -49.69***

※期間は2006 - 2012年。()内の数値はt値。「***」は1%水準で有意であることを示す。

次に、共和分推計式の残差を長期均衡値からの短期的な乖離とみなしたうえで、各市区の地価の短期変動を確認する。2006年以降2012年までの地価の短期変動を、標本標準偏差として算出し、都道府県別に降順で表したのが付図2-1～2-7である。縦軸が短期変動の大きさを示す。東京都の都心エリアや他首都圏、名古屋、大阪、神戸といった都道府県庁所在地に属する市区が大きな変動を示しているものの、必ずしも大都市の値が一番大きなわけではなく、小規模の市が大きな変動を示している場合も確認できる。それでも、都心部へのアクセスがしやすいエリア、大規模な再開発が行われたエリア、そしていわゆるブランド住宅地を有するような都市圏に属する市区が大きな変動を示す傾向がみてとれる。

全体としての変動上位50市区を表4で確認すると、東京都が11市区を占め、そのほとんどが区内の都心部であり、東北、北関東、中部、中国・四国といった他エリアの倍程度のランクインであることがわかる。これらから、地価がそのファンダメンタルズから大きく乖離し短期変動が発生したエリアは都市圏であることが示唆された。次節では、求めた均衡地価と現実の地価との乖離が短期動的にどう修正されていくのかを、ECM型地価関数を用いて検証する。

表4 短期変動上位50市区（網掛けは東京都）

順位	市区名	都府県	標本標準偏差	順位	市区名	都府県	標本標準偏差	順位	市区名	都府県	標本標準偏差
1	飯山	長野県	0.1306	18	品川	東京都	0.0800	35	台東	東京都	0.0632
2	浦安	千葉県	0.1001	19	日南	宮崎県	0.0799	36	釜石	岩手県	0.0631
3	駒ヶ根	長野県	0.0968	20	栃木	栃木県	0.0788	37	世田谷	東京都	0.0622
4	鶴ヶ島	埼玉県	0.0955	21	宮古	岩手県	0.0759	38	安芸	高知県	0.0602
5	浅口	岡山県	0.0952	22	千代田	東京都	0.0748	39	加西	兵庫県	0.0588
6	美作	岡山県	0.0951	23	上野原	山梨県	0.0747	40	美濃加茂	岐阜県	0.0586
7	気仙沼	宮城県	0.0924	24	安芸高田	広島県	0.0737	41	守谷	茨城県	0.0584
8	稲敷	茨城県	0.0922	25	東松島	宮城県	0.0727	42	文京	東京都	0.0584
9	久喜	埼玉県	0.0917	26	名取	宮城県	0.0692	43	宮古島	沖縄県	0.0583
10	加須	埼玉県	0.0911	27	中津川	岐阜県	0.0691	44	港	東京都	0.0583
11	美馬	徳島県	0.0887	28	鳴門	徳島県	0.0688	45	武蔵野	東京都	0.0573
12	高梁	岡山県	0.0846	29	矢板	栃木県	0.0683	46	鯖江	福井県	0.0568
13	瑞浪	岐阜県	0.0842	30	国立	東京都	0.0669	47	杵築	大分県	0.0565
14	伊東	静岡県	0.0827	31	郡上	岐阜県	0.0665	48	京丹後	京都府	0.0565
15	さくら	栃木県	0.0825	32	白河	福島県	0.0648	49	北秋田	秋田県	0.0562
16	新見	岡山県	0.0807	33	渋谷	東京都	0.0646	50	大田	東京都	0.0562
17	目黒	東京都	0.0805	34	真岡	栃木県	0.0641				

※自治体合併、東日本大震災等の影響と考えられる異常値(0.1以上)は除外した。

4.3. ECM型地価関数

前節で求めた完全予見の長期均衡モデルから算出された残差を誤差修正項(ECT_t)としたうえで、ECM(誤差修正モデル)型地価関数を次のように設定し、パネル推計を行う。これは当期の地価変化率

¹⁴ 空間重み行列や関連する空間的自己相関の検出に関する詳細は、清水・唐渡(2007)を参照のこと。

を、前期における長期均衡値との乖離 $ECT_{i,t-1}$ と、他の短期変動に影響を与える変数群 $\Delta \mathbf{z}_{it}$ で回帰するものである。誤差修正項の符号条件は、乖離を修正しようと働くため負であると考えられる。 $const$ は定数項、 ε_{it} は誤差項とする。

$$\Delta p_{it} = const - \theta \cdot ECT_{i,t-1} + \Delta \mathbf{z}_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (15)$$

ECM は 2 種類設定する。 $\Delta \mathbf{z}_{it}$ に単位面積当たり事業所数変化率 Δbiz_{it} 、人口密度変化率 Δpop_{it} を含めた ECM(1) と、さらに可住地単位面積あたり課税対象所得変化率 Δy_{it} と実質金利の 1 期前変化幅 $\Delta r_{i,t-1}$ を追加した ECM(2) である。事業所数変化率は市区内の事業所サイドからみた経済力の動態を測るための変数である。人口密度変化率（人口成長率）は人口動態の影響をみるために導入した。課税対象所得変化率と実質金利の 1 期前変化幅は共和分分析でもレベル変数として用いたが、短期変動の経済的重要性を鑑みそれぞれ変化率、変化幅に変換したうえで再度導入した。実質金利の 1 期前変化幅は、地価にマイナスに働き、その他はプラスに働くと考えられる。パネル推計の方法は、共和分検定の説での論点をふまえて固定効果モデルを採用した。対応するデータとして以下を選定した。

- ・人口密度 pop ：総務省『住民基本台帳』に掲載されている市区別総人口を、可住地面積で割って算出した。密度の増加とともに住宅需要が高進するため、地価に正に働くと考えられる。対数差分で人口成長率の近似と解釈でき、被説明変数も変化率とすることで、弾力性の観点から結果を考察できる。
- ・事業所数 biz ：市区内事業所数を可住地面積で割って基準化したものを、変化率の形で用いる。データは総務省統計局の『事業所・企業統計調査』（2006 年まで）と、『経済センサス』（2009 年以降）から入手した。ただし、年次データではないため線形補間を施してある。

推定結果は表 5 に示される。修正済み決定係数による説明力は、どちらのモデルにおいても良好といえよう。ECM(1) では全ての変数が 1% 水準で有意であったものの、事業所数及び人口密度の係数の符号条件は想定と逆になった。弾性値から判断しても、人口動態の地価に与える影響は事業活動の動態に比べ倍程度の信頼性を有することがわかる。誤差修正項の係数の絶対値がほぼ 1 であることから、均衡からの乖離の修正はかなり短期間になされることが示された。

ECM(2) ではさらに 2 変数を追加している。このモデルでも全ての係数が 1% 水準で有意となった。所得及び金利は想定通りの符号条件であったが、事業所数と人口密度はここでも逆になった。弾性値からみた影響度は ECM(1) と同じく人口密度の動態が大きかったが、所得もそれに次ぐ影響力を有していた。一方で、実質金利変動の影響はわずかであった。誤差修正項の絶対値はわずかに 1 を超えていることから、修正はややオーバーシュート気味になされることが示された。

表 5 ECM 型地価関数

モデル 被説明変数 推定期間	ECM(1)		ECM(2)	
	Δp_{it} 2006-2012			
$ECT_{i,t-1}$	-0.998	(-303.1)***	-1.036	(-119.5)***
Δbiz_{it}	-0.150	(-11.70)***	-0.156	(-12.65)***
Δpop_{it}	-0.289	(-5.74)***	-0.210	(-4.47)***
Δy_{it}			0.171	(19.34)***
$\Delta r_{i,t-1}$			-0.003	(-10.84)***
定数項	-0.032	(-55.95)***	-0.029	(-51.48)***
R^2	0.797		0.826	
S.E.	0.021		0.019	
市区数	809		809	
サンプル数	4022		4022	

※1 Fixed Effect Model による推定 (EViews ver.8 を使用)
 ※2 ()内の数値は t 値。「***」は 1% 水準で有意であることを示す。

4.4. 追加分析

追加分析として、前節同様、共和分関係の存在を仮定したモデル、および存在を仮定しないモデルの 2 つについて考察してみる。まず、共和分関係の存在を仮定したモデルについて、(14)式では 1 期前の課税対象所得を含めたが、才田・橘・永幡・関根 (2004) は当期の所得のみのモデルを紹介している。レントの代理変数としての妥当性を鑑みるに、モデルをよりコンパクトにした方が良いのかもしれない。そこで、追加的分析として $y_{i,t-1}$ を除いてパネル推計を実施した ((16)式)。詳細は省略するが、前節同様ハウスマン検定を実施し、固定効果モデルを採用した。

結果はほぼ同様で、期待地価、所得が符号条件的に妥当かつ有意な係数だったものの、実質金利の符号条件が理論と合致せず、パラメータが有意でもなかった。

$$p_{it}^* = 4.002 + 0.677 p_{i,t+1}^e + 0.356 y_{it} + 0.001 r_{it} \quad (16)$$

(26.45) (61.07) (22.92) (1.25)

Kao (1999)によるパネル共和分検定統計量 ADF: -53.29***

※期間は2006 - 2012年。()内の数値はt値。「***」は1%水準で有意であることを示す。

(16)式の残差を ECT_{it} とし ECM(1)、ECM(2)に対応するよう地価関数をパネル推計したのが表 6 のモデル ECM(3)、ECM(4)である。修正済み決定係数で判断するとそれぞれ若干当てはまりが良くなったものの、全般的な傾向は変わっていない。事業所項の係数はここでも逆の符号条件となってしまった。逆の符号に関する一連の結果は、単位根検定で判明したように非定常の変数を用いたためかもしれないし、あるいは線形補間に無理があった可能性もある。所得要因は最大の影響力を有していて、所得 1%上昇に対し地価が約 0.18%押し上げられることがわかる。

表 6 ECM 型地価関数

モデル 被説明変数 推定期間	ECM(3)		ECM(4)		
	Δp_{it}				
	2006-2012				
$ECT_{i,t-1}$	-0.999	(-130.4)***	-1.021	(-141.4)***	
Δbiz_{it}	-0.054	(-4.95)***	-0.085	(-7.80)***	
Δpop_{it}	-0.171	(-3.88)***	-0.111	(-2.68)***	
Δy_{it}			0.178	(22.54)***	
$\Delta r_{i,t-1}$			-0.002	(-7.04)***	
定数項	-0.028	(-56.31)***	-0.025	(-51.61)***	
\bar{R}^2	0.823		0.846		
S.E.	0.019		0.018		※1 Fixed Effect Model による推定
市区数	809		809		※2 ()内の数値は t 値。「***」は 1%
サンプル数	4820		4820		水準で有意であることを示す。

最後に、共和分関係の存在を仮定しないモデルを推計する。この場合は、単純に長期・短期の区別なく 1 階の差分をとった変数を用いている ((17)式)。共和分関係に基づく誤差修正項がなくなったため、修正済み決定係数でみたあてはまりが極端に悪くなったものの、各係数単位で見れば、総じて有意性・符号条件とも妥当な結果が導かれた。

$$\Delta p_{it} = -0.032 + 0.204\Delta y_{it} + 0.004r_{it} + 0.159\Delta biz_{it} + 0.925\Delta pop_{it} \quad (17)$$

$(-21.05) \quad (9.95) \quad (4.14) \quad (5.88) \quad (11.11)$
 $\bar{R}^2 = 0.06 \quad S.E. = 0.046$

5. まとめ

本稿は、ファンダメンタルズ・モデルから求められた地価の理論値が、実際の住宅地地価並びにその変動をどの程度説明できるかについて、市区别パネルデータを用い共和分分析の手法により検証を行った。従来の先行研究に比べ、クロスセクションのエリアをより細かく設定したことに対処するために、加重平均地価を算出し、これを活用した。市区别のパネルデータを構築するに際し、数々の観測されないデータがあることに対しては、代理変数を用いたり、GIS を活用した位置情報からデータを作成したりすることで対応した。

パネル共和分分析の結果、均衡地価の形成に大きく寄与していたのは、レントの代理変数としての課税対象所得と、自己実現的なバブル生成の可能性を包含する将来地価の期待であった。金利効果の定量化には課題が残るものの、長期均衡価格を形成するファンダメンタルズ・モデルの妥当性が示された。その長期均衡地価からの短期的な変動は、都市部の市区で顕著に表れたが、必ずしも都道府県庁所在地とは限らなかった。

さらに、長期均衡からの乖離を修正するメカニズムを内包した ECM 型の地価関数をパネル推計することで、短期動学的な観点から地価変化率の構成要因を探った。いくつかのモデルを検証した結果、理論地価と実際の地価は、短期的には乖離するもののかかなり早い段階で均衡へ収束することが総じて示された。所得の変化率は大きく寄与する半面、理論とは逆の影響を与える要因が明らかになった。なお、実

質金利変化の影響はごく限られたものだった。共和分分析においては、実質金利水準の影響を有意かつ理論に則した符号条件で定量化できなかつたのだが、これは市区別データを作成する過程に問題があるのかもしれない。物価水準の差別化を GIS 活用により図つたのだが、空間重み行列を適宜設定することでクリアできるのかもしれない。

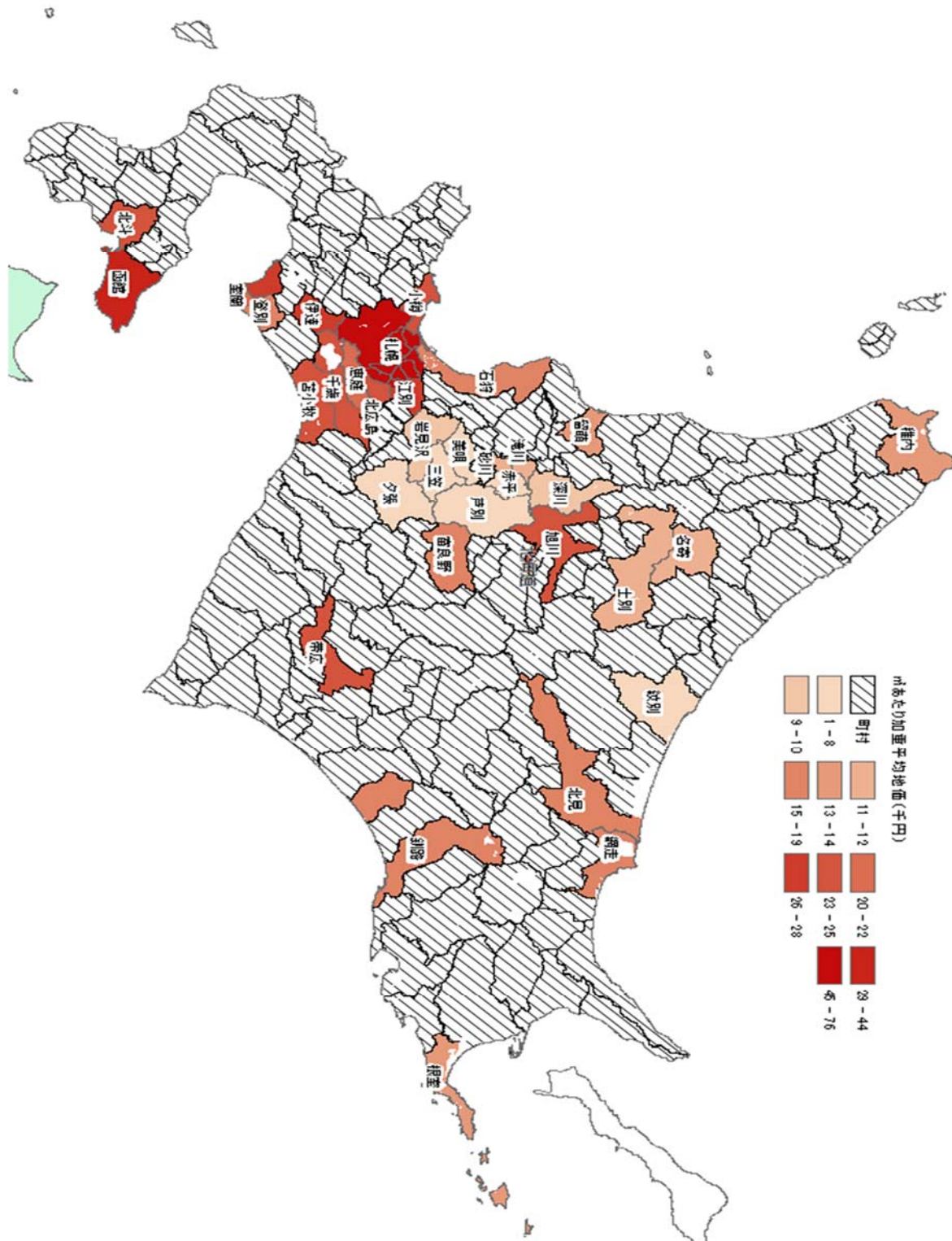
今回は得田（2012）に比してクロスセクション方向に大きく拡大したパネルデータを用いたのだが、今後はデータ整備のより効率的なシーケンスを確立し、よりバブル期を含めたより長期を対象としたい。さらに、Sato(1995)のように、金融ストック関連指標を導入したうえで金融政策的な観点から考察することは今後の課題とする。

[本稿は滋賀大学科研費連動型研究助成による研究成果の一部である。]

参考文献

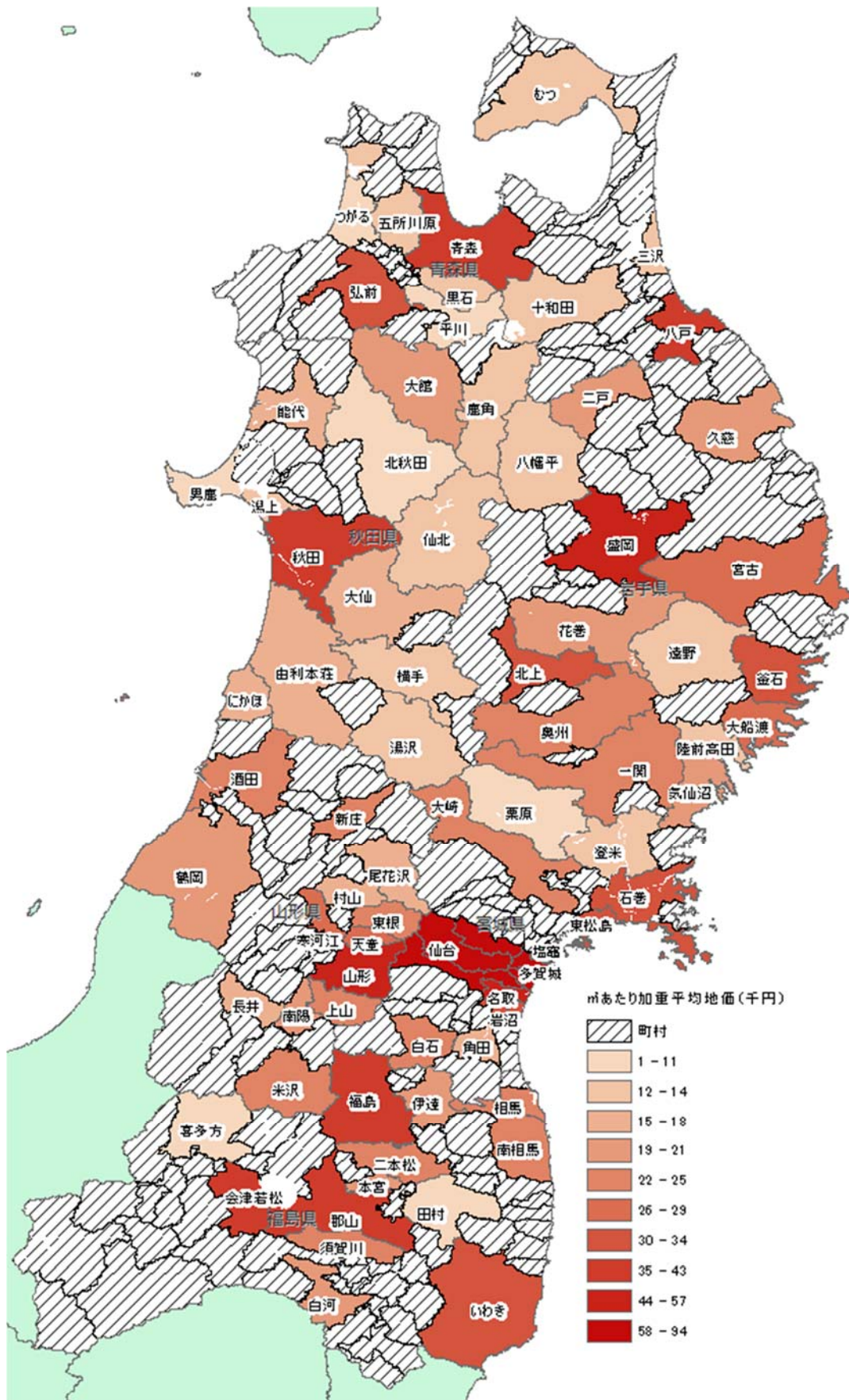
- Campbell, J. Y., and R. J. Shiller (1988), "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends," *Journal of Finance*, XLIII, pp.661–676.
- Capozza, D., P. Hendershott, and C. Mack, (2004), "An Anatomy of Price Dynamics in Illiquid Markets: Analysis and Evidence from Local housing Markets," *Real Estate Economics*, 32, pp.1–32.
- Davis, M. A., and J. Heathcote, (2005), "Housing and the Business Cycle," *International Economic Review*, 46, pp.751–784.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Gomme, P., and P. Rupert, (2007), "Theory, Measurement and Calibration of Macroeconomic Models," *Journal of Monetary Economics*, 54, pp.460–497.
- Hausman, Jerry A. (1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, pp.1251–1272.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003): "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115, pp.53–74.
- Kao, Chihwa D. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Test for Cointegration in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 90, pp.1–44.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, pp.1–24.
- Sato, Kazuo (1995), "Bubbles in Japan's Urban Land Market: An Analysis," *Journal of Asian Economics*, Vol.6, No.2, pp. 597–625.
- 井出多加子 (1997)「地価バブルと地域間資本移動」『現代マクロ経済分析』第7章、浅古和美・福田慎一・吉野直行編、東京大学出版会、pp.219-247.
- 井上智夫・井出多加子・中神康博 (2002)、「日本の不動産価格：現在価値関係(PVR)で説明可能か」、西村清彦 (編)、『不動産市場の経済分析』、日本経済新聞社、pp. 67-98.
- 大越利之 (2012)「土地価格のファンダメンタルズ理論の検証—長期時系列データを用いた実証分析—」『土地総合研究』2012年夏号、pp. 41-52.
- 北岡孝義 (2008)、「マクロ経済変動と地価—都道府県別地価のパネル分析—」、『広島大学経済論叢』、Vol.32、No.2、pp.23-32.
- 北村行伸 (2003)「パネルデータ分析の新展開」、『一橋大学経済研究』Vol.54, No.1、pp. 74-93.
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2004)、「都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の分析：パネル共和分の応用」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』04-J-7
- 清水・唐渡 (2007)『不動産市場の計量経済分析』、朝倉書店
- 得田雅章 (2012)「パネルデータを用いた均衡地価分析：首都圏・中部圏・近畿圏主要都市について」、『滋賀大学経済学部リスク研究センターCRR Discussion Papers』No. J-30、pp.1-17.
- 中村・才田 (2007)「地価とファンダメンタルズ—加重平均公示地価指標を用いた長期時系列分析—」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』07-J-6
- 西村清彦編 (2002)、『不動産市場の経済分析』、日本経済新聞社
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2009)、『ミクロ計量経済学』、東洋経済新報社

付図 1-1 北海道エリア

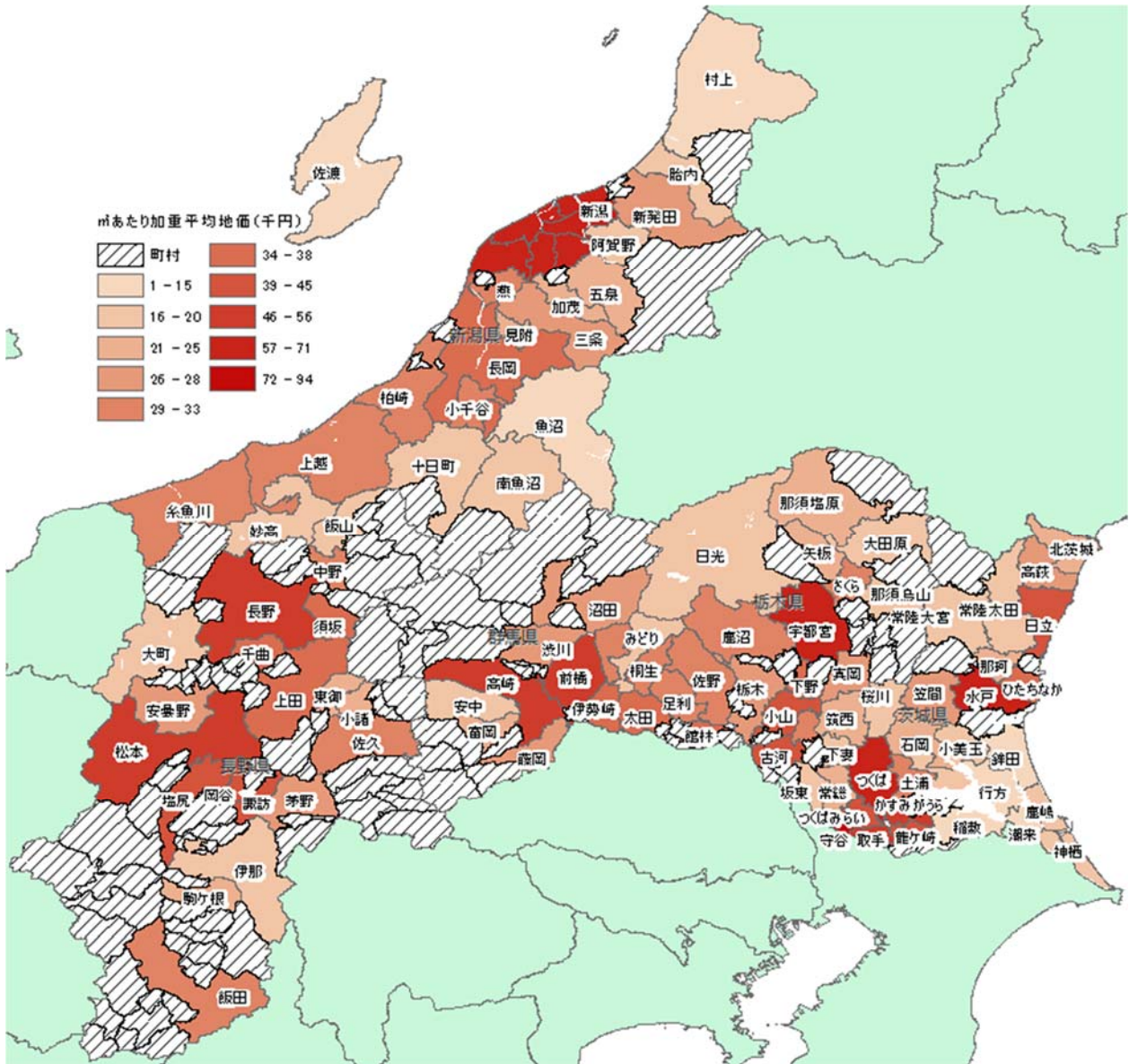


¹⁵ エリア区分は、「道州制のあり方に関する答申」（地方制度調査会〔2006年〕）の9道州区域例に従った。国土交通省の都道府県地価調査データをもとに筆者計算。描画ソフトは ArcGIS for Desktop を用いた。なお、カラー拡大図は筆者ホームページ (<http://www.biwako.shiga-u.ac.jp/sensei/m-tokuda/>) に掲載している。

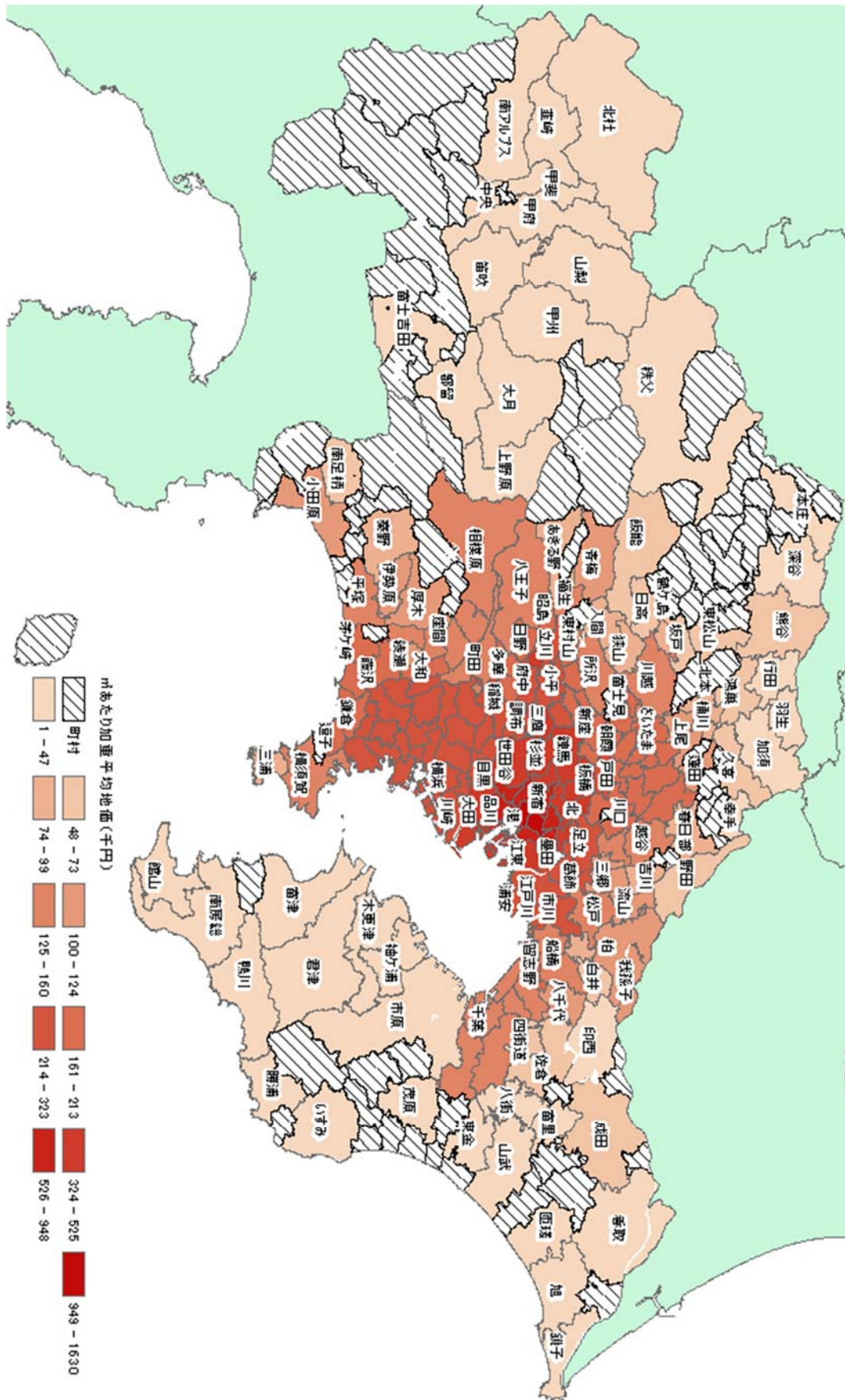
付図 1-2 東北エリア



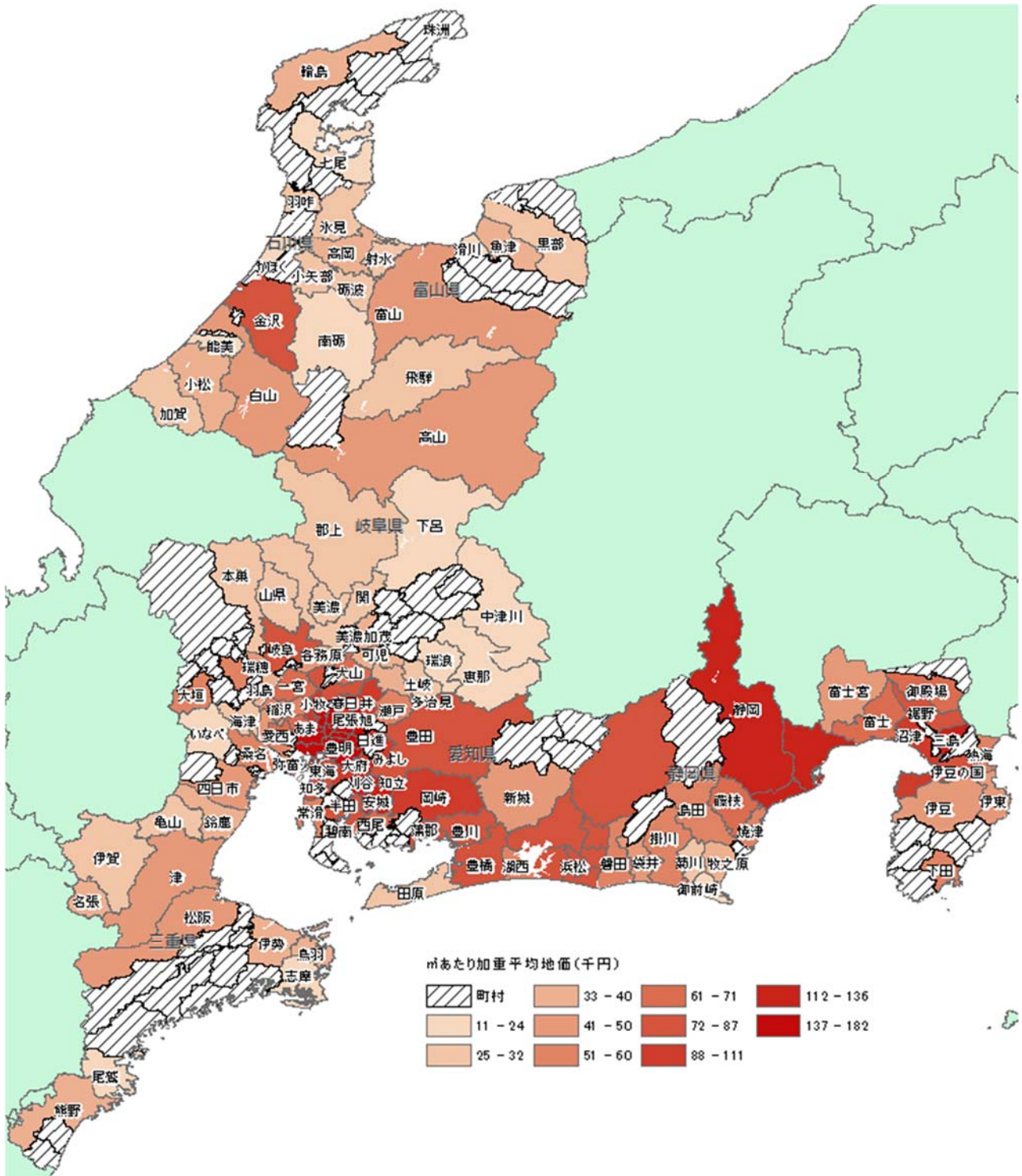
付図 1-3 北関東信越エリア



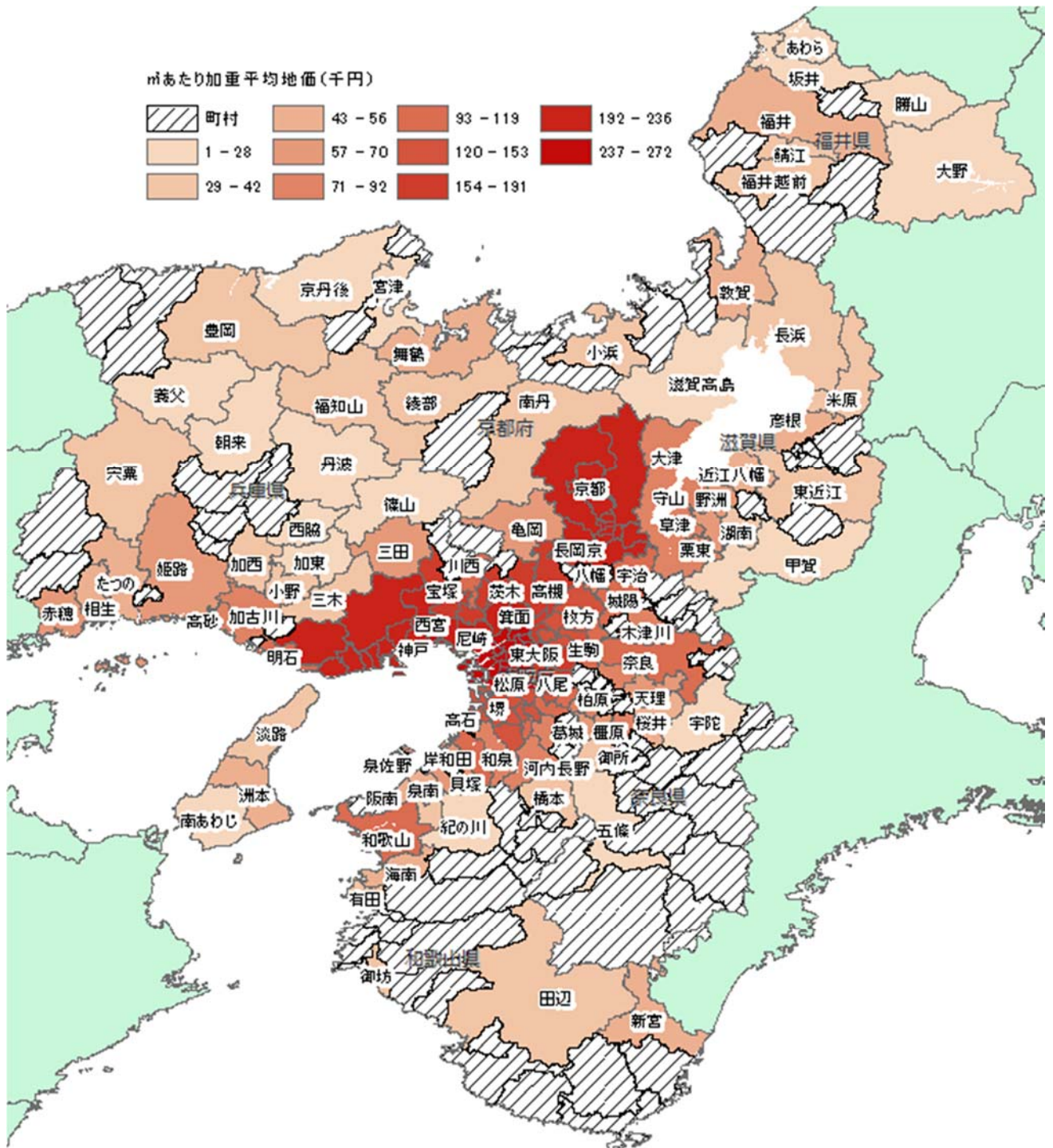
付図 1-4 南関東エリア



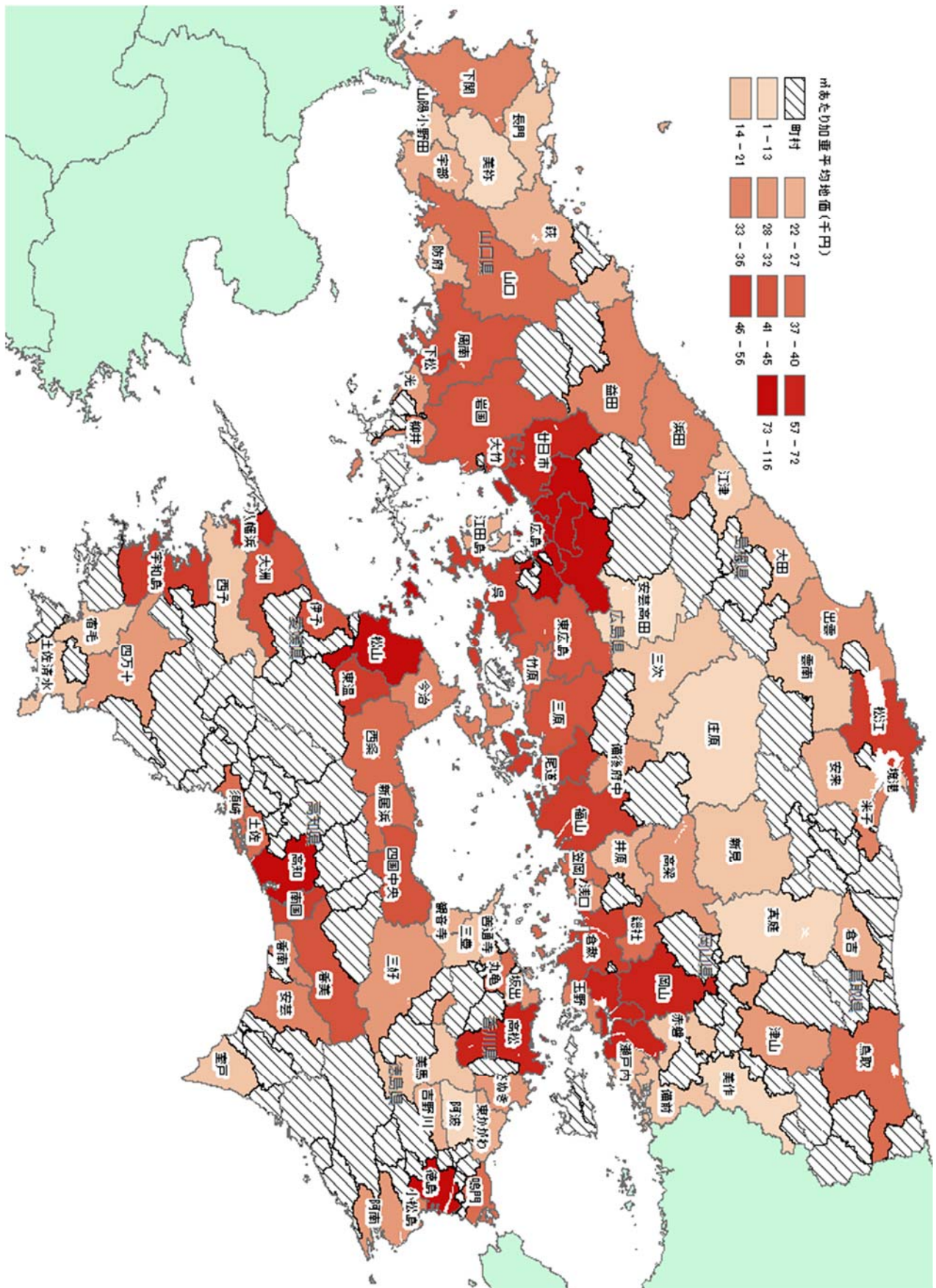
付図 1-5 中部エリア



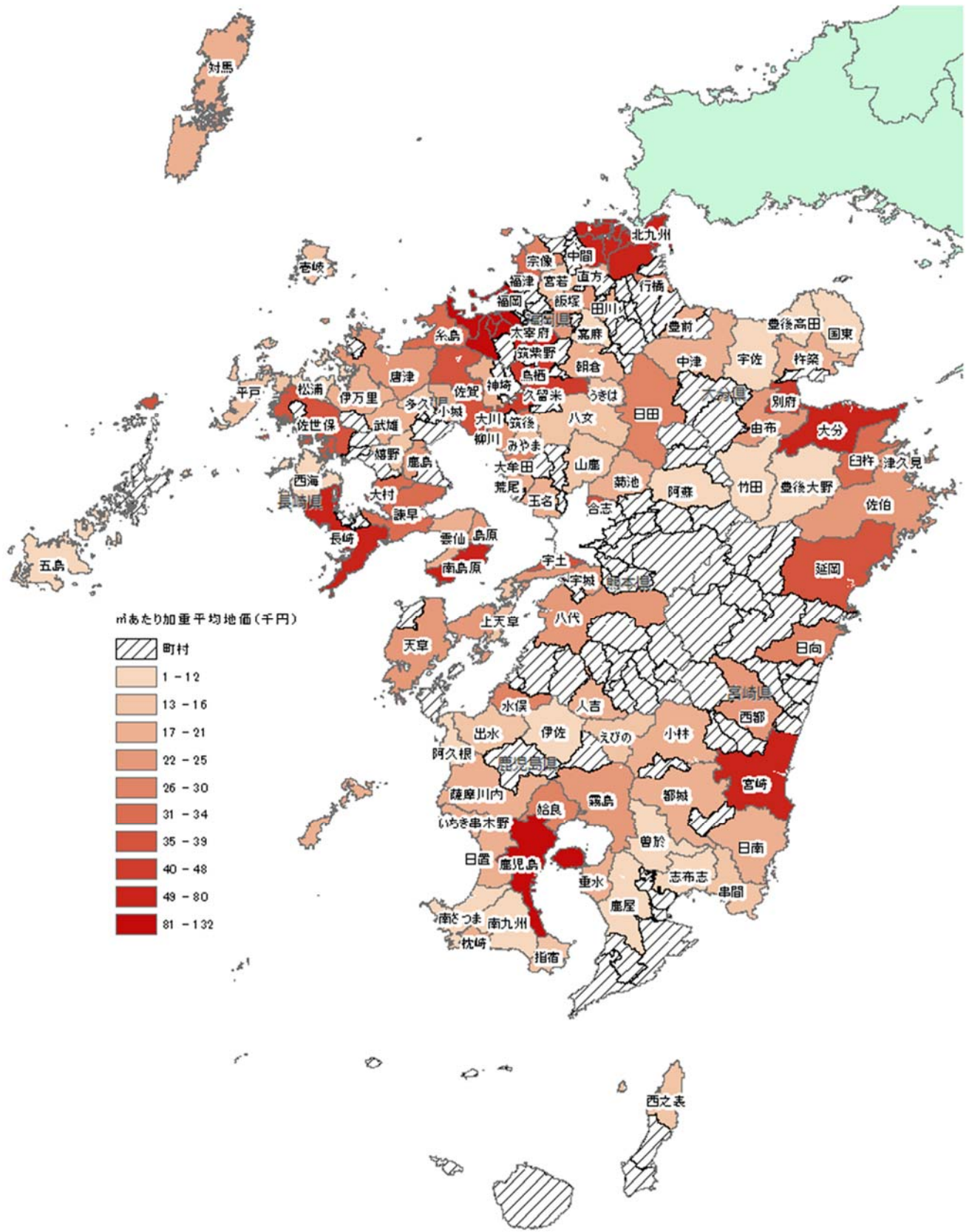
付図 1-6 近畿エリア



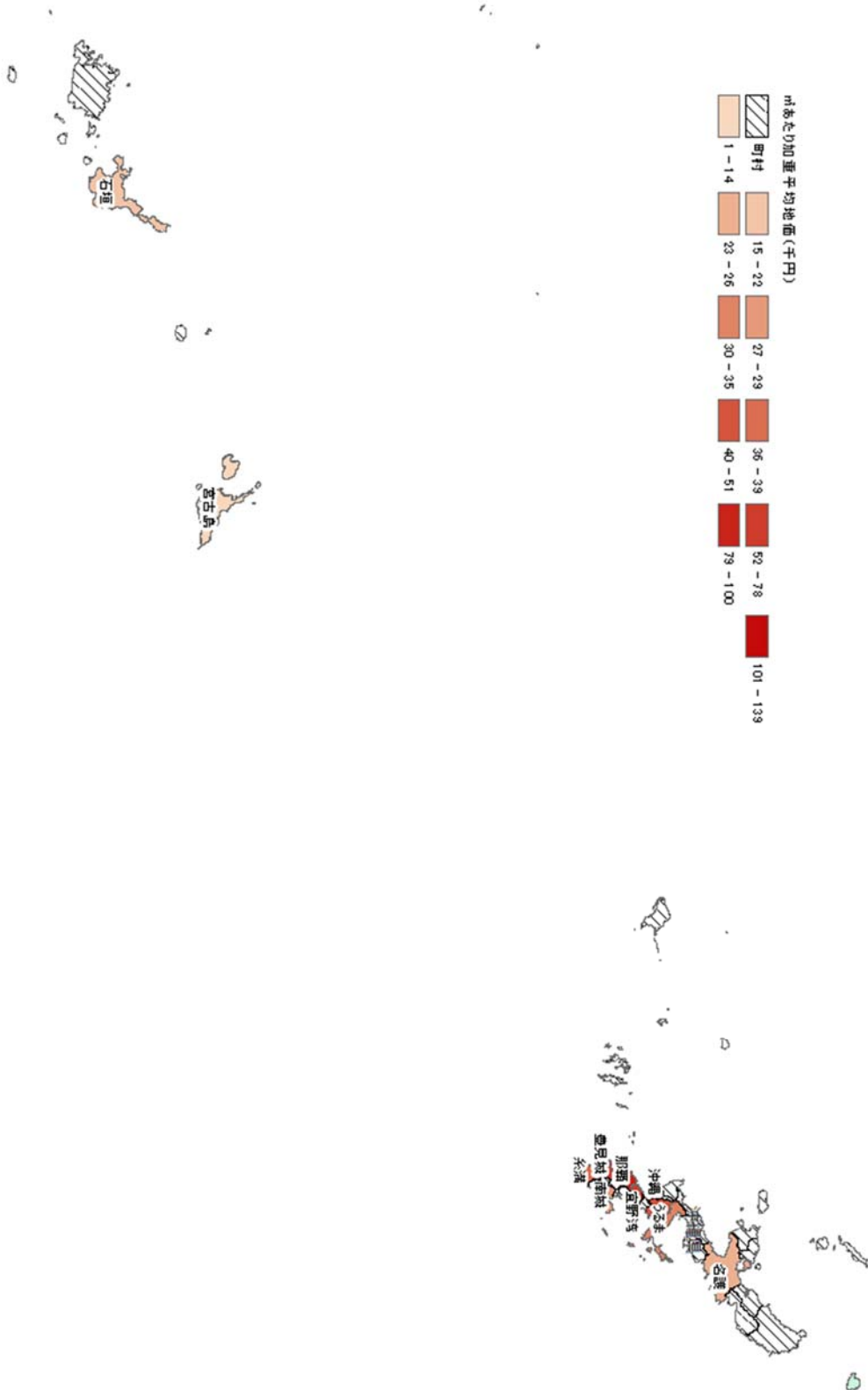
付図 1-7 中国・四国エリア



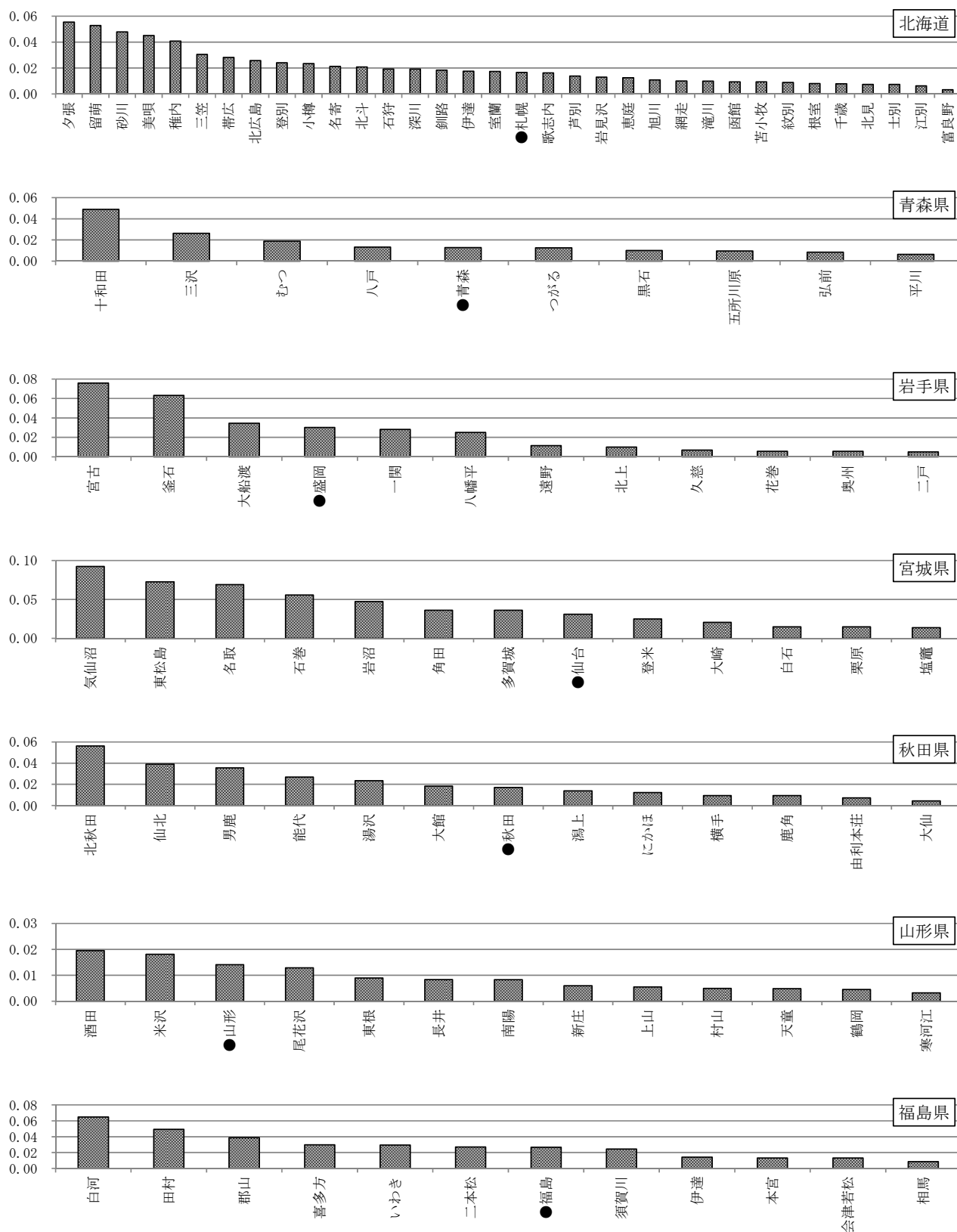
付図 1-8 九州エリア



付図 1-9 沖縄エリア



付図 2-1 都道府県別にまとめた市区の短期変動（北海道・東北エリア）

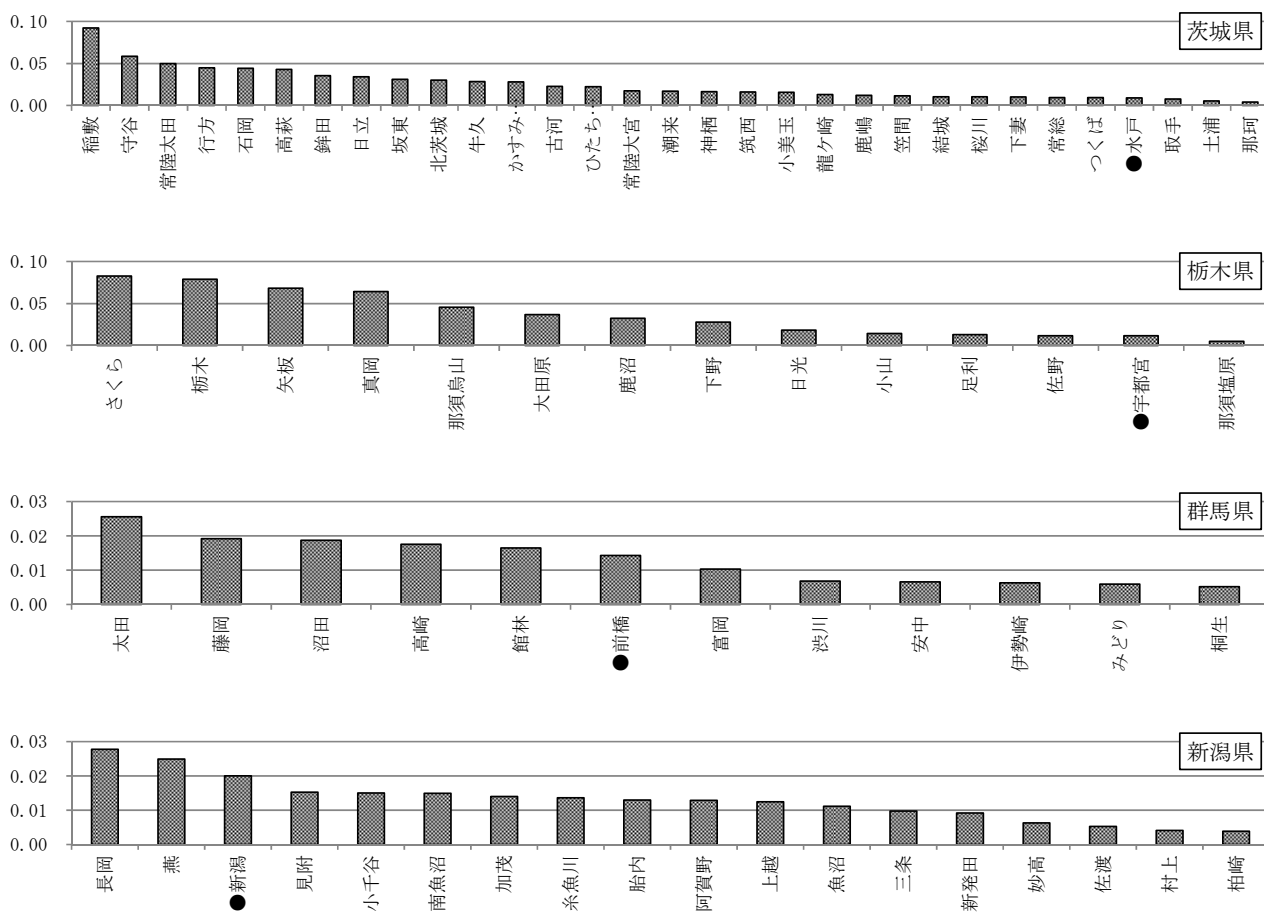


※1 縦軸は標本標準偏差を示す。

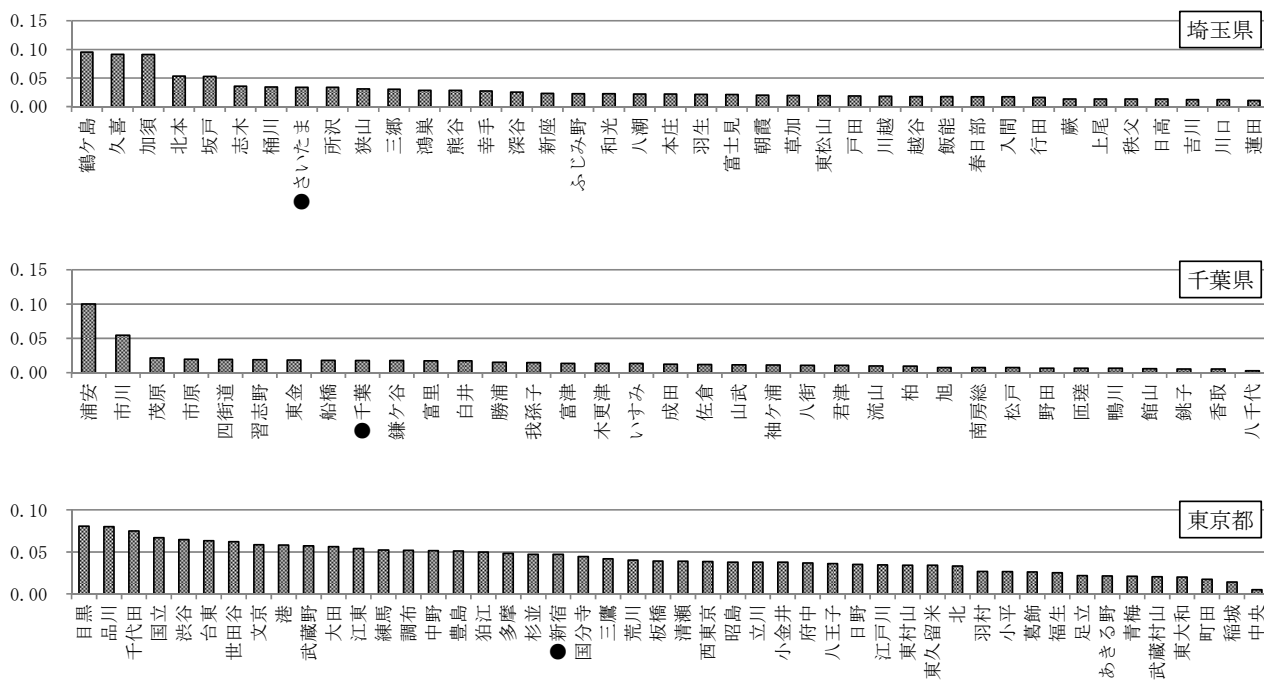
※2 都道府県庁が所在する市区には「●」が付してある。

※3 自治体合併、東日本大震災等の影響と考えられる異常値(0.1以上)は除外した。

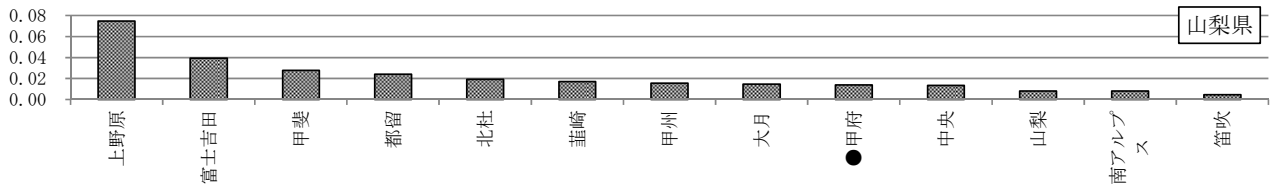
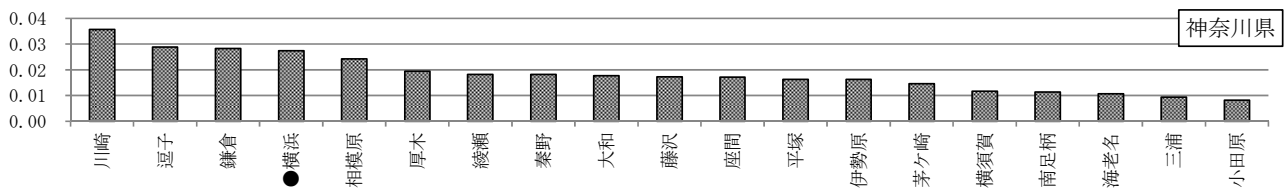
付図 2-2 (北関東エリア)



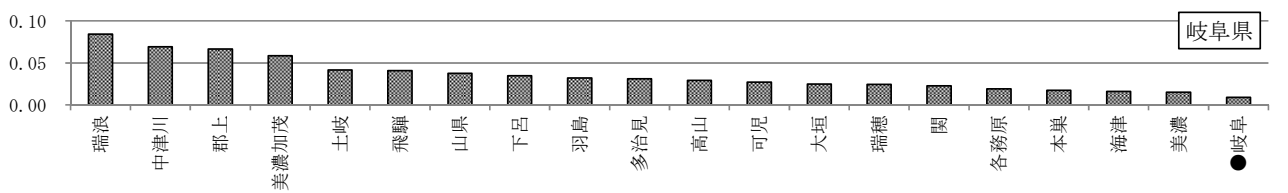
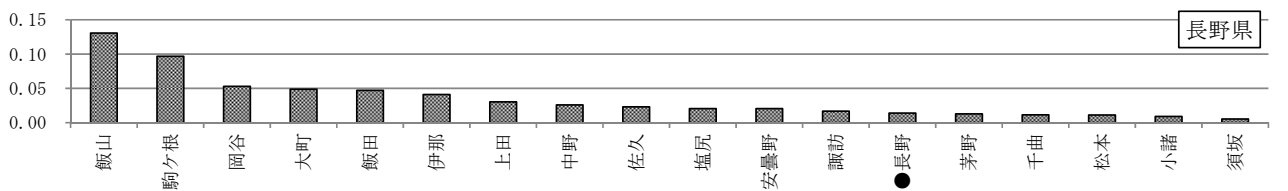
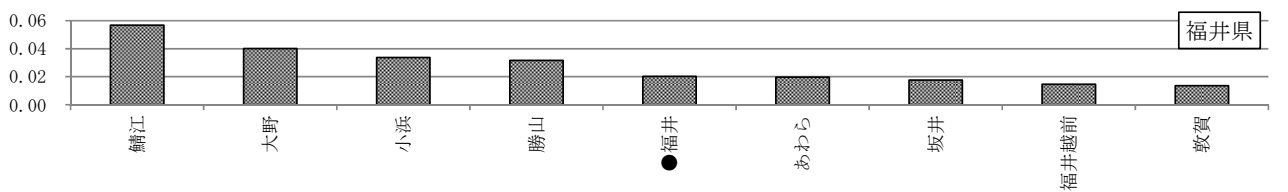
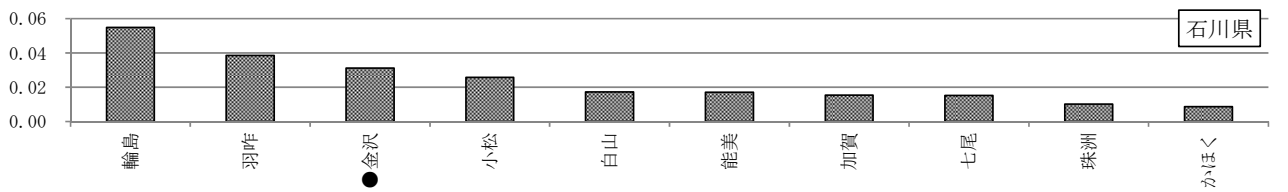
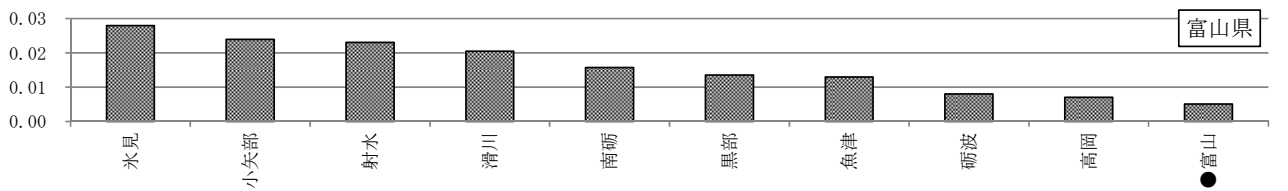
(南関東エリア)



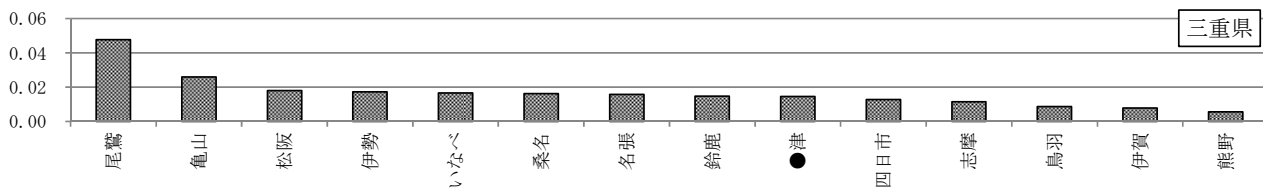
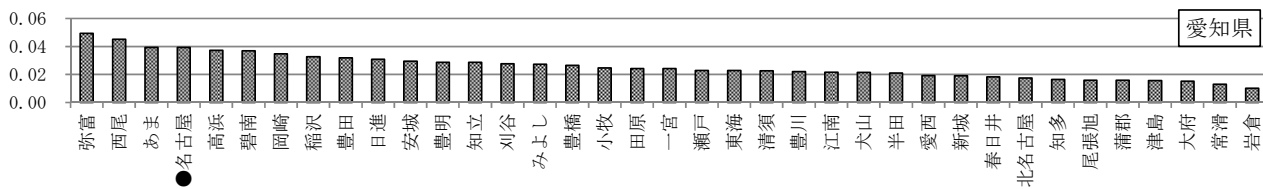
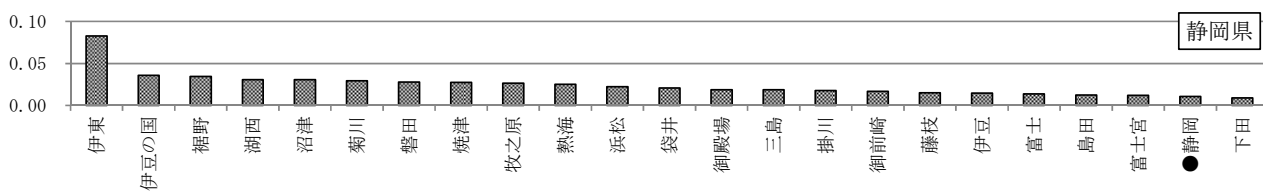
付図 2-3 (南関東エリア) つづき



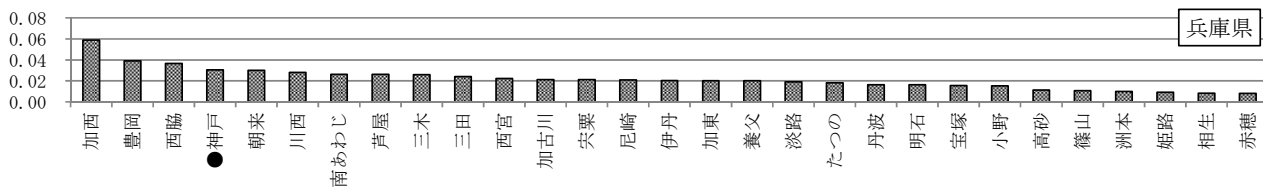
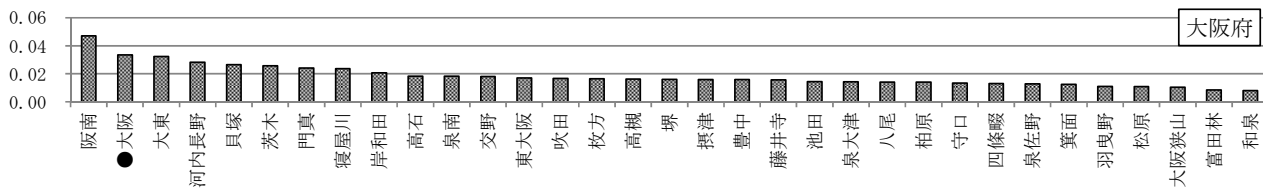
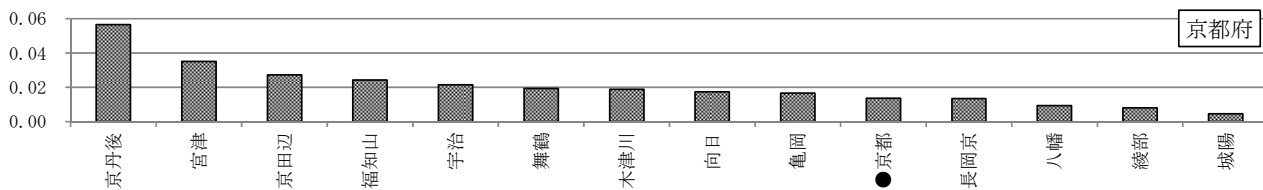
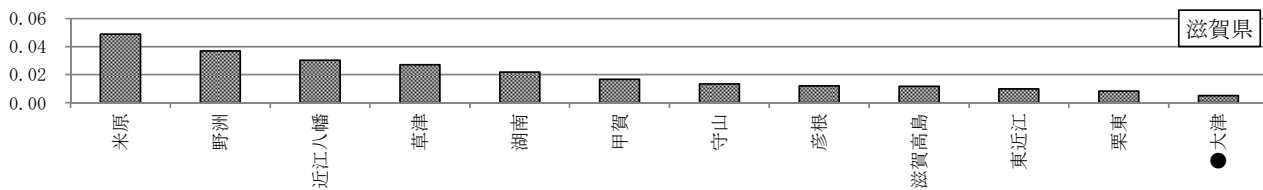
(中部エリア)



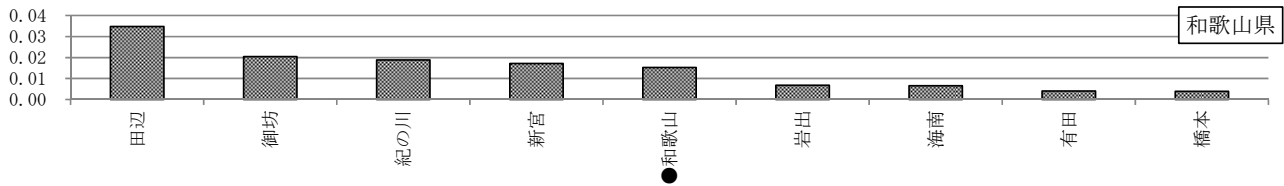
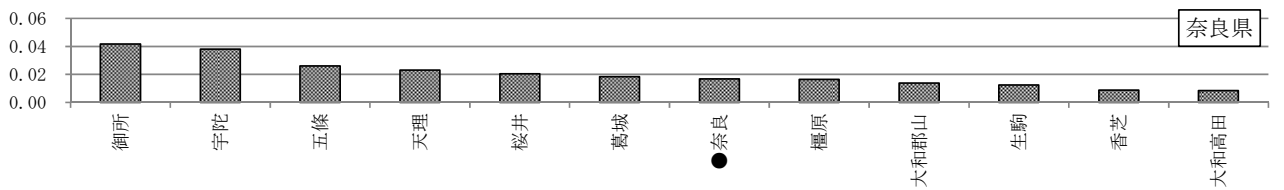
付図 2-4 (中部エリア) つづき



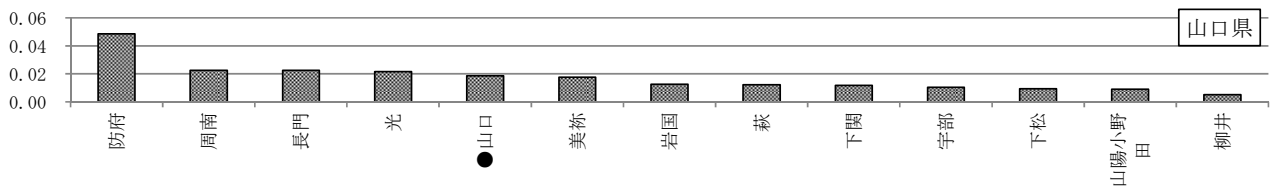
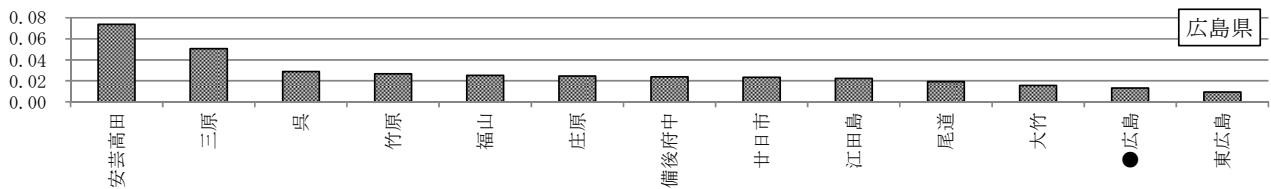
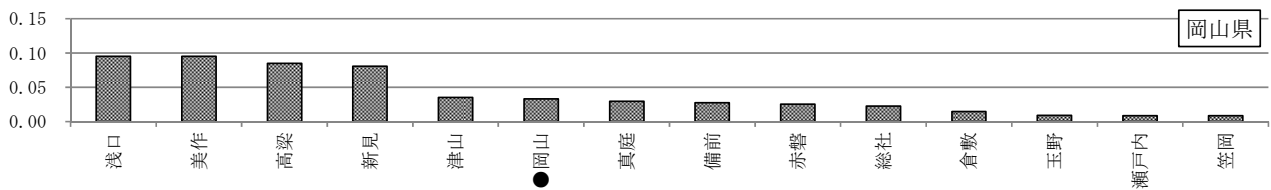
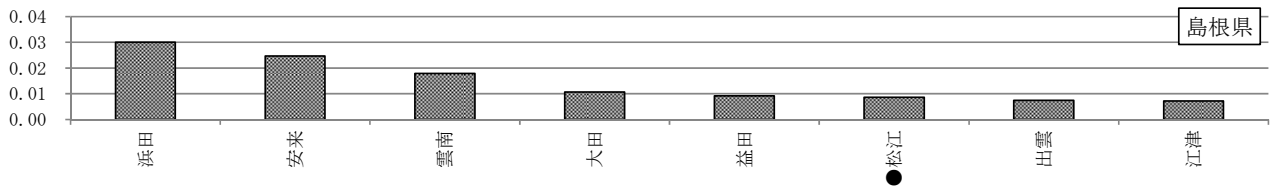
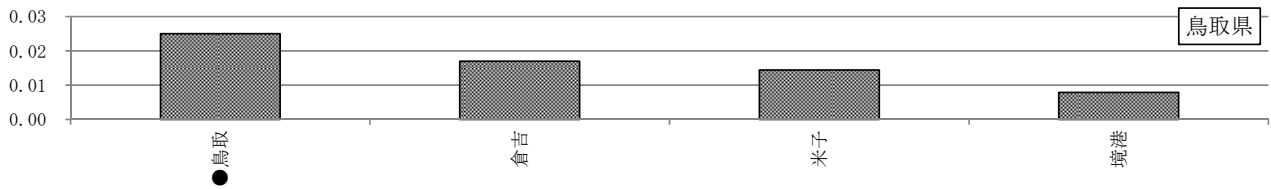
(関西エリア)



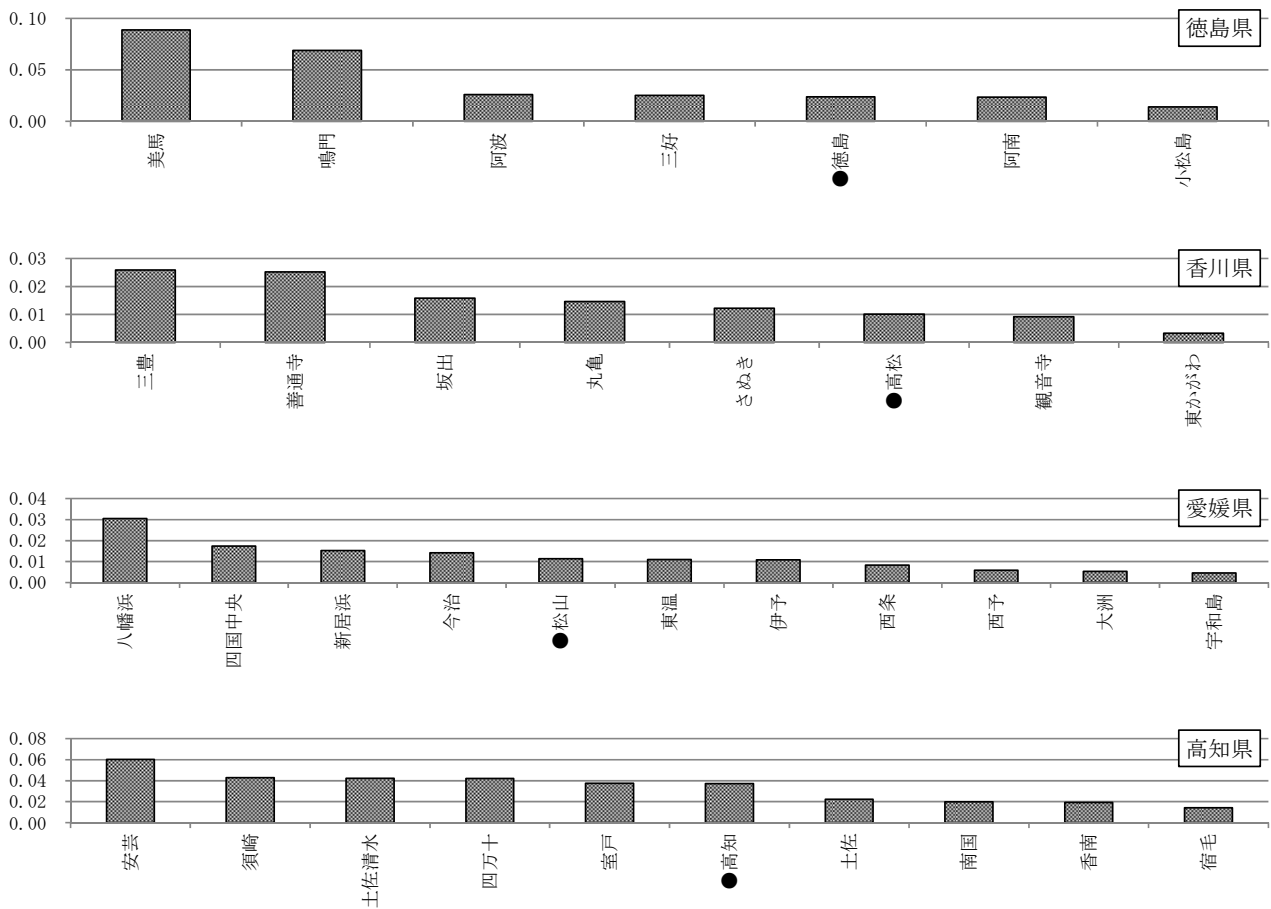
付図 2-5 (関西エリア) つづき



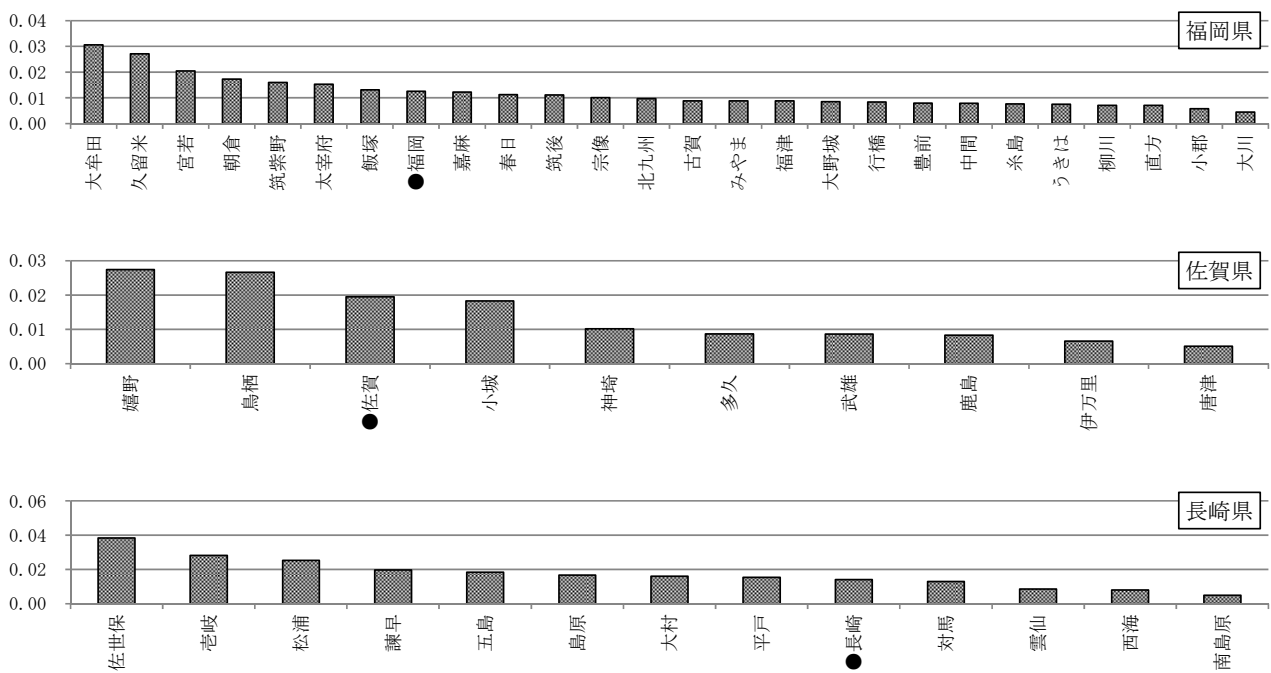
(中国・四国エリア)



付図 2-6 (中国・四国エリア) つづき



(九州・沖縄エリア)



付図 2-7 (九州・沖縄エリア) つづき

