

## 理論モデルの基礎

### —付け値分布と資産選択に基づく都市内土地利用形態（その11）—

田代 敬大\*

## Foundations of the Theoretical Model

### — Urban Land Use Patterns on the basis of the Bid Price Distributions and the Portfolio Selection Theory (No.11) —

by

Takahiro TASHIRO \*

## 要 旨

付け値分布と資産選択理論に基づいた都市内土地利用モデルすなわち「多地区多財均衡モデル」という理論モデルに対して、3つの観点から基礎付けるのが本稿の目的である。すなわち、第一に土地所有者の付け値分布の予想の一貫性の検討である。将来付け値分布の平均および標準偏差の上昇率と収益率が一致すると予想する条件の下で、将来付け値分布と現在付け値分布とが無差別になることを示した。第二に付け値分布間の相関係数についてである。理論モデルとしては相関係数を完全に外生変数として取り扱ってきたが、空間的相関係数の他に、時間要素を導入することで数種類の時系列相関係数を付け値分布の相関係数とみなす可能性の検討を行った。第三は実証分析である。まず、「付け値は分布する」という根本仮定、「都心部から郊外に向かって、付け値分布平均・標準偏差は次第に減少する」等の命題が概ね実証的に基礎づけられた。次に基礎理論を直接的に実証分析に適用し、都市内地域におけるマンション建設投資面積比率について理論値と実測値の比較を行った。理論値は実測値の傾向を比較的表現しているが、水準に関しては乖離がみられ応用理論（中間理論）構築の必要性を示唆するものであった。

**Key Words**：都市内土地利用、ポートフォリオ、付け値分布、相関係数、実証分析

### 1. はじめに

これまで付け値分布と資産選択理論に基づいた都市内土地利用モデルすなわち「多地区多財均衡モデル」の開発を進めて、開放都市・閉鎖都市いずれにおいても解法と典型的事例についての解である住宅地基本モデルを完結している<sup>1)</sup>。

ただ、この理論モデルについては、幾つかの基礎付けが必要であろう。本稿は3つの観点から理論モデルを基礎付けるものである。すなわち、土地所有者の予想の一貫性、都市形態に決定的な役割を果たす付け値分布の相関係数、そして実証分析である。

第一に、土地所有者の自己の土地に対する付け値分布の予想の一貫性について、インカムゲインがない場合とインカムゲインがある場合に

\*崇城大学総合教育センター教授

わけて検討する。これは、次の理由による。まず、本モデルの時間に関しての側面はやや曖昧で、多数期間を背景とした1期モデルとしている。対象1期間の期首に市場が開かれ期末に市場清算が行われるものと想定している。その意味でモデルは静学的である。本来の目的が都市内土地利用の変化つまりストックの変化を目的にしており、価格要素についても経済学的に明快な地代・家賃等のフロー価格ではなく、地価・建築投資収益などのストック価格を採用しているからである。しかしながら、土地所有者が最適ポートフォリオを構成するためには、動学的まではいかないまでも、陰伏的ではなく陽表的に時間要素を検討しておく必要がある。

第二に、付け値分布間の相関係数の基礎付けについてである。これまで、理論モデルとしては相関係数を完全に外生変数として取り扱ってきたが、空間の標本相関係数以外に、時間要素を導入することで時系列相関を空間相関とみなす可能性について検討を行う。これも地価等の各用途のストック価格を直接時系列的にとらえる考え方、地代等のフロー価格の時系列から資本還元としてストック価格の相関係数をとらえる考え方を示す。モデル的には依然として相関係数は外生変数の扱いであるが、その基礎付けについての考え方が整理されることが期待できよう。

なお本稿においては、土地所有者の予想を取り扱うので、第一の課題と第二の課題については、基本的には土地所有者個人の予想ないし1つの地区の「同質的土地市場」<sup>(1)</sup>における土地所有者集団の予想を考察の対象とする。

第三に、実証分析からの検討である。対象地域は、いわゆる「バブル」の余波が及んだ1990年の熊本市である。ここでの実証課題は、次の二つである。まず、「付け値は分布する」等の基本仮定と基本命題についての実証である。次に、基礎理論を直接的に実証分析に適用可能かという点である。具体的には、都市内地域におけるマンション建設投資面積比率について理論値と実測値の比較を行った。

なお、本研究は本稿をもって一応の区切りをつけるので、本研究全体の意義と課題を付す。

## 2. 付け値分布の予想の一貫性

資産選択のためには、土地所有者の自己所有の土地に対する地価予想の一貫性を検討しておく必要がある。つまり、本研究の立場からいえば、土地所有者が従来の土地利用を続行することは、潜在的であれその用途への投資を続行しているとみなせることになり、建設投資が実行されるためにはその土地が将来まで「売り惜しみ」されることなく、現在において納得できる価格分布であるという予想の一貫性が必要である。一般に、このような受動的な投資家の予想は、明確な予測ではなく、曖昧な「予想」である。しかし、その予想が一貫するためには、実は、以下のような整合性が必要である。

最適ポートフォリオ計算に用いる現在（第0期）の予想地価分布と将来（第1期以降）の予想地価分布が整合的であるための条件を、インカムゲインが無い場合と有る場合に分けて検討する。

### (1) インカムゲインが無い場合

本ケースは、たとえば「空地」での保有など、所有する土地からのインカムゲインが無く土地を保有する場合であり、端的には「狭義の投機」<sup>2)</sup>の場合である。基本仮定は次の通りである。

- ① 土地所有者は今期（第0期）以降第 $T$ 期までに土地を売却する。
- ② 土地所有者は今期（第0期）以降第 $T$ 期まで、所有する土地の購入希望者の付け値価格 $P_t$ の分布として、第0期 $N(\mu_0, \sigma_0^2)$ 、第1期 $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ 、…第 $T$ 期 $N(\mu_T, \sigma_T^2)$ なる正規分布を予想する。
- ③ 土地所有者は第1期から第 $T$ 期までの各 $t$ 期に土地が売れる確率 $w_t$ を予想する。  
ただし、 $\sum_{t=1}^T w_t = 1$ である。
- ④ 土地所有者は自己の土地の収益率 $\rho$ を来期以降一定と予想する<sup>(2)</sup>。

これらの仮定の下で、現在（第0期）と将来（第1期以降）いずれが選好されるかを検討する。まず予想将来地価を現在に割り引いた地価 $P'$ の分布の確率密度関数は次式のように示される。

【予想将来地価の現在価値確率密度関数】<sup>[1]</sup>

第1期以降の予想将来地価を現在に割り引いた地価  $P'$  の分布の確率密度関数は、次式のようなになる。

$$f(P') = \sum_{t=1}^{t=T} w_t \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_t/(1+\phi)^t} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{P' - \mu_t/(1+\phi)^t}{\sigma_t/(1+\phi)^t}\right)^2\right] \quad (1)$$

ここに、 $w_t$  : 各  $t$  期に土地が売れる予想確率  
 $\phi$  : 土地の収益率

この式 (1) は標準的な平均・分散アプローチの立場からは正規分布となることが要請されるが、一般に正規分布とはならない。しかし特別の場合として、次の条件式を満たすときには正規分布となる。

【現在価値分布が正規分布となる条件】<sup>[2]</sup>

次の条件式をともに満たすとき、

$$\text{条件 ① } \frac{\mu_{t+1}}{\mu_t} = 1 + \phi \quad (2)$$

$$\text{条件 ② } \frac{\sigma_{t+1}}{\sigma_t} = 1 + \phi \quad (3)$$

式(1)の現在価値分布は

$$\frac{\mu_t}{(1+\phi)^t} = \mu'_0 \quad (4)$$

$$\frac{\sigma_t}{(1+\phi)^t} = \sigma'_0 \quad (5)$$

とおくことにより、 $N(\mu'_0, \sigma_0'^2)$  という正規分布になる。

式 (2) は来期以降の予想地価平均の上昇率が収益率と一致することを意味し、式 (3) は予想地価の標準偏差の上昇率が収益率と一致することを意味する。

当該土地が次期以降まで‘売り惜しみ’されるかどうか、すなわち第1期以降の予想将来地価を現在に割り引いた地価分布  $N(\mu'_0, \sigma_0'^2)$  と予想現在地価分布  $N(\mu_0, \sigma_0^2)$  のいずれが選好されるかについては何らかの基準が必要になるが、土地所有者が平均・分散基準を用いるものとすると、次のようになる。

## 【将来売却と現在売却の選好】

土地所有者が所有地を将来売却するか現在売却するかの選好にあたって、平均・分散基準を用いるとすれば、次のように場合分けされる。

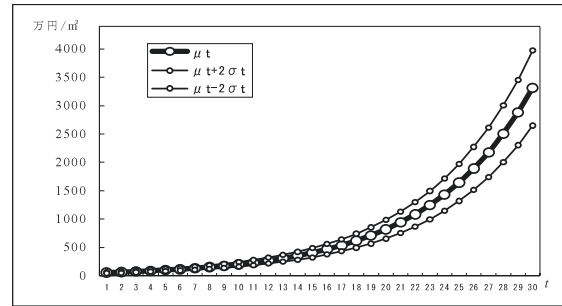


図1 時間選好が無差別となる地価上昇予想

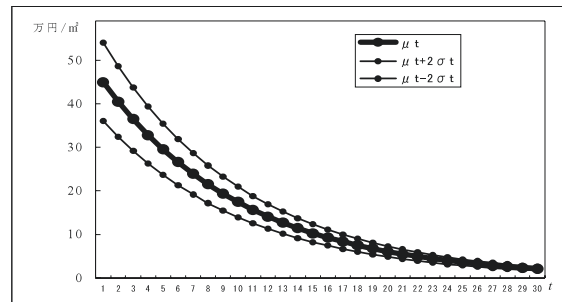


図2 時間選好が無差別となる地価下落予想

- ①  $\mu'_0 > \mu_0$  かつ  $\sigma'_0 < \sigma_0$  の場合は、土地売却は次期以降に持ち越される。
- ②  $\mu'_0 < \mu_0$  かつ  $\sigma'_0 > \sigma_0$  の場合は、土地売却は今期が選好される。
- ③  $\mu'_0 = \mu_0$  かつ  $\sigma'_0 = \sigma_0$  の場合は、予想将来地価分布と予想現在地価分布の選好は完全に無差別になる。
- ④ 以上の①～③以外の場合、土地売却の時間的選好は土地所有者の無差別曲線の形状による。

本研究で想定しているような将来予想と現在予想が完全に無差別となるのは、式 (2)、式 (3) が  $t=0$  から成立することであるが、たとえば、期待地価つまりリターンが上昇（下降）するときは、同じテンポでリスクも拡大（縮小）すると土地所有者が予想する状況である（図1、図2）。建築投資を計画する土地所有者や計画を実行に移す土地所有者は、このような‘予測’を行っていることになる。

## (2) インカムゲインが有る場合

土地の利用形態に応じたインカムゲイン（農業収益、商業収益、賃貸収益、帰属家賃等）を得ながら、機会があればキャピタルゲインの獲

得も考える場合で、広汎に行われているとする「広義の投機」<sup>3)</sup>の場合に相当する。この場合の基本仮定はインカムゲインがない場合の(1)の基本仮定①～③の他に、次の仮定を追加する。

④ 土地所有者はインカムゲインとキャピタルゲインを一体化した収益率 $\phi'$ を来期以降一定と予想する。

⑤ 土地所有者は今期以降第 $T$ 期までのインカムゲイン $r_0, r_1, r, \dots, r_T$ を予想する。

インカムゲインが有る場合も各期のインカムゲインの流れを割り引いた項を付加するだけで、(1)の場合に準じて考えることができる。第1期以降の予想将来収益を現在価値に割り引いた収益 $P''$ の確率密度関数は、次式のようになる。

【予想将来収益(インカムゲインが有る場合)の現在価値確率密度関数】<sup>[3]</sup>

インカムゲインがある場合の予想将来収益を現在価値に割り引いた収益 $P''$ の確率密度関数は、次式のようになる。

$$f(P'') = \sum_{t=1}^{T-1} w_t \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_t/(1+\phi')} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{P'' - \mu_t/(1+\phi') - \sum_{k=0}^{t-1} r_k/(1+\phi')^k}{\sigma_t/(1+\phi')}\right)^2\right] \quad (6)$$

ここに、 $w_t$  : 各 $t$ 期に土地が売れる予想確率  
 $\phi'$  : キャピタルゲインとインカムゲインを一体化した収益率

この場合も同様に、次の条件式がともに成立するとき、次期以降の予想将来収益と今期の予想収益分布は完全に無差別になる。

【将来収益の現在価値分布と今期の予想収益分布が無差別となる条件】<sup>[4]</sup>

次の条件をともに満たすとき、

$$\text{条件 ①} \quad \frac{\mu_{t+1} + r_t}{\mu_t} = 1 + \phi' \quad (7)$$

$$\text{条件 ②} \quad \frac{\sigma_{t+1}}{\sigma_t} = 1 + \phi' \quad (8)$$

$$(t=0, 1, 2, \dots, T)$$

式(6)の将来収益の現在価値分布は

$$\frac{\mu_t}{(1+\phi')^t} + \sum_{k=0}^{t-1} \frac{r_k}{(1+\phi')^k} = \mu_0'' \quad (9)$$

$$\frac{\sigma_t}{(1+\phi')^t} = \sigma_0'' \quad (10)$$

とおくことにより、正規分布 $N(\mu_0'', \sigma_0''^2)$ となる。特に $t=0$ から $t=T$ まで条件①、条件②がともに成立するときは、将来収益の現在価値分布と今期の予想収益分布が無差別となる。

インカムゲインを確定値で予想すると仮定しているので、式(8)の意味は式(3)と同様である。また、式(7)は次式のように変形される。

$$\mu_{t+1} - \mu_t + r_t = \phi' \mu_t \quad (11)$$

左辺の期待値表示のキャピタルゲイン $(\mu_{t+1} - \mu_t)$ とインカムゲイン $r_t$ の和が右辺の自己収益 $\phi' \mu_t$ に等しいことを示しているが、ある耐久財の価格と代替的資産からの利益とが同じになるための裁定条件式から導かれる関係式<sup>4)</sup>と同型になることが注目される。すなわち、土地市場以外の金融資産市場および「合理的バブル」理論の基礎式<sup>5) 6)</sup>との関連を含め、今後の分析射程の拡張が期待できるからである。

いずれにしても土地所有者の地価予想は、期待地価(リターン)に関しての式(2)、式(7)のみならず、リスクに関する式(3)、式(8)が関係することは重要である。これまで経済学では利子率・収益率の説明の一つとして時間選好が挙げられることが多かったからである。おそらく、「明日の二羽より今日の一羽」という諺は、明日と今日という時間選好以上に、不確実性(リスクプレミアム)のことを表現しているものであろう。

### 3. 付け値分布間の相関係数の基礎付け

#### (1) 付け値分布の相関係数の役割

本研究のモデルにおいて、都市形態の決定は付け値分布と同様に付け値分布間の相関係数が重要な役割を担っている。ある地区における立地に際して、ハイリスク・ハイリターンの財(用途)とローリスク・ローリターンの財(用途)

が競合した場合、相関係数が高ければ競合の度合いが高く土地所有者はハイリターンの財（用途）への集中投資する可能性が高く、相関係数が低ければ競合の度合いが低くなって土地所有者はハイリスク・ハイリターンの財（用途）とローリスク・ローリターンの財（用途）とに分散投資する可能性が高いからである。その結果、土地利用は前者ではハイリターンの用途へ純化する可能性が高く、後者では混在する可能性が高くなる。

本研究の基礎理論としては、開放都市・閉鎖都市ともに、相関係数はまったくの外生変数として取り扱っている<sup>(3)</sup>。本章では基礎理論段階での相関係数の基礎付けを検討する。すなわち本章での母集団、標本、相関係数等の統計的諸概念は基礎理論段階での諸概念とする。基礎理論段階での論理完結性を図るとともに、現実の実証段階での諸概念とは乖離があるからである（第4章）<sup>(4)</sup>。

さて、対象期の同質的土地市場において、地点 $s$  ( $s = 1, 2, 3, \dots, S$ ) での用途 $j$  ( $j = 1, 2, 3, \dots, J$ ) の地価・マンション収益額等のストック価格 $P_{js}$ を付け値分布の均衡価格分布 $N(\mu_{jt}, \sigma_{jt}^2)$ の実現値と考える。任意の2つの用途 $j$ と $j'$ とのストック価格分布の地点 $s$ に関するいわば空間相関係数 $r_{jj's}$ は、周知の次式のようになる。

$$r_{jj's} = \frac{\sum_{s=1}^{s=S} (P_{js} - \bar{P}_{js})(P_{j's} - \bar{P}_{j's})}{\sqrt{\sum_{s=1}^{s=S} (P_{js} - \bar{P}_{js})^2} \sqrt{\sum_{s=1}^{s=S} (P_{j's} - \bar{P}_{j's})^2}} \quad (12)$$

すなわち、この空間的な標本相関係数 $r_{jj's}$ で付け値分布間の相関係数 $\rho_{jj'}$ を推定するというものである。次の仮定が考えられる。

【空間的相関係数の想定（仮定1）】  
土地所有者は所有する土地が存在する同質的土地市場において、空間的相関係数の式(12)を付け値分布間の相関係数と想定する。

実証の基礎付け（第4章）を考慮すると、直接的な仮定であり、比較的首肯されやすいものと推察される。

## (2) 時系列相互相関係数

### 1) ストック価格の時系列相関

ここからは、空間的相関係数と同様に、時間的相関つまり時系列相関を検討する。空間的相関係数を実証的に算出しようとする場合の最大課題は、一つの同質的地区内で多数のデータを得られない場合が多いことである。そこで、相対的に少数のデータで検討可能な時系列相互相関係数（以下、簡単に時系列相関係数）を用いる考え方を記述する。なお、フロー・ストック価格ともに単位面積当たり価格とし、実績値（名目価格）とする。

まず、観測可能な過去の地価・建築投資収益額などのストック価格の時系列データの相関係数を、付け値分布間の相関係数の候補とする。

ここで、時間 $t$ を過去の基準となる時点 $t=1$ から現在の $t=T$ ととる。用途 $j$ の $t$ 時点における土地・用途価格 $P_{jt}$ は正規分布である付け値分布の均衡価格分布 $N(\mu_{jt}, \sigma_{jt}^2)$ からの実現値とみなす。すなわち、用途 $j'$ の均衡価格分布 $N(\mu_{j'1}, \sigma_{j'1}^2), N(\mu_{j'2}, \sigma_{j'2}^2), \dots, N(\mu_{j'T}, \sigma_{j'T}^2)$ からの実現値の系列 $P_{j'1}, P_{j'2}, \dots, P_{j'T}$ 、同様に用途 $j$ の均衡価格分布からの実現値の系列 $P_{j1}, P_{j2}, \dots, P_{jT}$ という2つの系列が得られた場合、次の時系列相関係数 $r_{jj'PT}$ が算出される。

$$r_{jj'PT} = \frac{\sum_{t=1}^{t=T} (P_{jt} - \bar{P}_{jt})(P_{j't} - \bar{P}_{j't})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (P_{jt} - \bar{P}_{jt})^2} \sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (P_{j't} - \bar{P}_{j't})^2}} \quad (13)$$

すなわち、同質のとみなされる区域において、この時系列相関係数 $r_{jj'PT}$ を、付け値分布の相関係数 $\rho_{jj'}$ とみなすという考え方である。

【ストック価格時系列相関係数の想定（仮定2）】  
土地所有者は所有する土地が存在する同質的土地市場において、過去のストック価格に基づいた時系列相関係数の式(13)を付け値分布間の相関係数と想定する。

ただしこの場合の実証分析は行っていないので、サンプル・パスのイメージを図3に示す<sup>(5)</sup>。

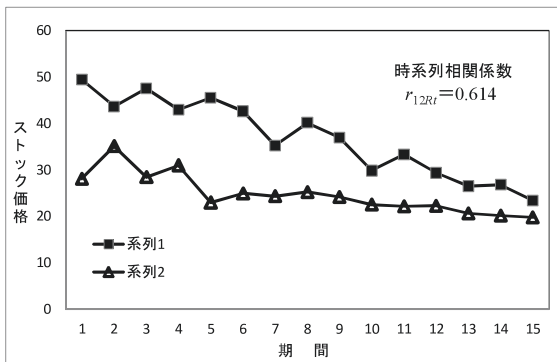


図3 2系列ストック価格のサンプル・パス

2) フロー価格空間平均の時系列相関係数

経済学的にはまずフロー価格での検討を行い、必要であればフロー価格を資本還元してストック価格へ変換するのが常道であろうし、実際的にも土地所有者はストック価格情報に比すると地代・賃貸料等のフロー価格情報は入手しやすく、1時点においても多数のデータ入手の可能性が高い。

ある時点  $t$  における用途  $j$  のフロー価格  $R_{jt}$  が正規分布  $N(\mu_{jRt}, \sigma_{jRt}^2)$  すると仮定し、この分布から独立に  $S$  個の地点 ( $s = 1, 2, \dots, S$ ) におけるフロー価格  $R_{jt1}, R_{jt2}, \dots, R_{jts}, \dots, R_{jtS}$  の実現値とすると、 $S$  個の地点におけるフロー価格  $R_{jts}$  の空間平均

$$\bar{R}_{jt} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^{s=S} R_{jst} \tag{14}$$

は、正規分布の再生性より、正規分布  $N(\mu_{jRt}, \sigma_{jRt}^2/S)$  に従うことになる。

任意の2つの用途  $j, j'$  の空間平均の時系列相関係数  $r_{jj'RT}$  は次式となる。

$$r_{jj'RT} = \frac{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{jt} - E[\bar{R}_{jt}])(\bar{R}_{j't} - E[\bar{R}_{j't}])}{\sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{jt} - E[\bar{R}_{jt}])^2} \sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{j't} - E[\bar{R}_{j't}])^2}} \tag{15}$$

この標本時系列相互相関係数から、次が想定される。

【フロー価格空間平均の時系列相関係数の想定 (仮定 3)】  
土地所有者は、過去の各時点のフロー価格の空間平均に基づいた時系列相関係数の式(15)を付け値分布間の相関係数と想定する。

ここで同質的土地市場の仮定から  $m_{jt}$  を各地点  $s$  にかかわらず一定で、各時点  $t$  での用途  $j$  の資本還元率 (収益率) とすると、式 (14) のフロー価格を資本還元した擬制資本価格は次式となる (6)。

$$P_{jt} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^{s=S} (R_{jst} / m_{jt}) \tag{16}$$

この擬制資本価格 (資本還元価格) を基にした用途  $j$  と用途  $j'$  との時系列相関係数  $r_{jj'CT}$  は次式となり、付け値分布間の相関係数も、次のように想定される。

$$r_{jj'RCT} = \frac{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{jt} / m_{jt} - E[\bar{R}_{jt} / m_{jt}])(\bar{R}_{j't} / m_{j't} - E[\bar{R}_{j't} / m_{j't}])}{\sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{jt} / m_{jt} - E[\bar{R}_{jt} / m_{jt}])^2} \sqrt{\sum_{t=1}^{t=T} (\bar{R}_{j't} / m_{j't} - E[\bar{R}_{j't} / m_{j't}])^2}} \tag{17}$$

【擬制資本価格の相関係数想定 (仮定 4)】  
土地所有者は、過去の各時点のフロー価格の空間平均に基づいた時系列相関係数の式(17)を付け値分布間の相関係数と想定する。

特別の場合だが資本還元率  $m_{jt}$  が時点にかかわらず一定の  $m_j$  の場合は、直ちに次がいえる。

【フロー価格空間平均の時系列相関係数と擬制資本価格の時系列相関係数との一致】<sup>[5]</sup>  
資本還元率  $m_{jt}$  が時点にかかわらず一定の  $m_j$  の場合は、フロー価格空間平均の時系列相関係数の式(15)および擬制資本価格の時系列相関係数の式(17)は概念的にも実際も一致する。  
$$r_{jj'RT} = r_{jj'CT}$$
  
である。

すなわち、資本還元率  $m_j$  が一定の場合は、時系列相関係数に関する仮定 (3)、仮定 (4) は、同値命題となる。

ここでの時系列相関係数を付け値分布間の相関係数とみなす根拠は、土地所有者がデータを得やすく予想が立てやすいであろうという点のみで、仮定が妥当かどうかは実証モデルの検証や実態調査等が必要であろう。その意味で時系列相関係数仮説はアドホックな仮定にとどまっている。また、空間的相関係数の式 (12) と時系列的相関係数の式 (13)、式 (15)、式 (17) との関係も不明である。

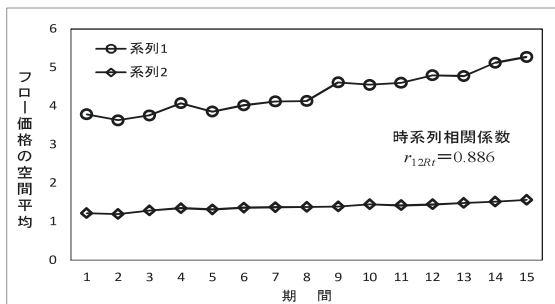


図4 2系列フロー価格空間平均のサンプル・パス

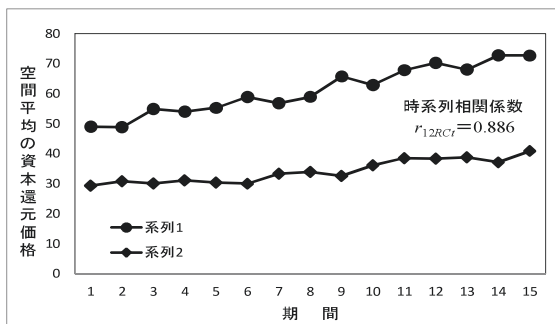


図5 2系列擬制資本価格のサンプル・パス

なお、時系列的相関係数の実証的分析も実施していないので、イメージ的なサンプル・パスを図4、図5に示す。図4はフロー価格空間平均の時系列の例、図5は資本還元率 $m_f$ が一定の場合の擬制資本価格の時系列の例であるが、水準は異なるものの、時間的変動は相似的なので時系列相関係数は一致する<sup>(7)</sup>。

#### 4. 基礎理論の実証分析

##### (1) 実証分析の目的・対象とデータ作成

##### 1) 実証分析の目的・対象と熊本都市圏

実は、実証分析については多くの成果と課題が得られており、本来は稿を改めて報告すべきであるが、本稿で基本的概要のみを記述する。また調査のやや詳細部分は、煩雑になるが注記することにする。

実証分析の対象地域は、1990年の熊本市中心地域である。熊本市の都市形態は単一中心都市的であり、1990年は土地資産が意識されたいわゆる‘バブル’の余波が熊本市にも及んだ時期である<sup>(8)</sup>。ポートフォリオ理論からは資産選択意識が高いと推察される大都市圏が望ましいが、資料入手の容易さから当時の地方中核

都市熊本市を対象とした。

ところで、都市経済学的土地利用モデルは、土地需要者・供給者の市場参加者が市場取引を行い、その結果、具体的土地利用が現象するという2段階の構成をとる。実証方針もまず簡単な外形的土地利用状況を熊本都市圏で観察してモデルと比較概観し、次いで市場取引を含む論理内在的な土地利用モデルの検討に入る。

まず、熊本都市圏の土地利用対象の簡単な外形的分析である。1990年国勢調査による熊本市への通勤通学圏は、図6のようになる(市町村は当時の市町村)<sup>7)</sup>。都市経済学における概念としての「単一中心都市」ではないにしても、熊本市はかなり単一中心的だったことがわかる。また、熊本都市圏における土地利用構成比は、図7のようになる<sup>8)</sup>。熊本市最高地価地点を中心とした半径1 kmを都心部地区を0とし、1 kmごとの同心円で各地区の商業地等を含む「住宅地」と林地等を含む「農地」の土地利用面積構成比を示したものである<sup>(9)</sup>。これに対して、本モデルでの計算値の土地利用構成が、図8である<sup>(10)</sup>。両者の土地利用構成はスプロール型であり、きわめて類似した土地利用形態であることがわかる。都市圏全体の土地利用形態の観点からは、本モデルの広域的な説明能力は高いものとする。

さて、市場取引を含む論理内在的な土地利用モデルの検討に入る<sup>9)</sup>。熊本市中心地域における実証分析の主要検討課題は、2つである。

第一は、基礎理論における基本仮定の1つである付け値分布の妥当性についての検討である。モデルの仮定が必ずしも現実的である必要はないが、実態に沿った仮定に基づくモデルの方がより望ましいと考えられる。ここで検証される命題は、「付け値は分布する」、「都心部から郊外に向かって、付け値分布の平均と標準偏差は次第に減少する」等である。ただし、理想状態での単純化した本研究の理論的諸概念は論理整合的ではあるが、直接的‘測定’は困難なものが少なくなく、一方、実証分析では厳密な論理整合性はともかく、測定可能で操作性を有する概念でなければならない。すなわち、都市経済学的諸概念と実証分析上の諸概念との対応



図6 熊本都市圏通勤・通学率（1990年）

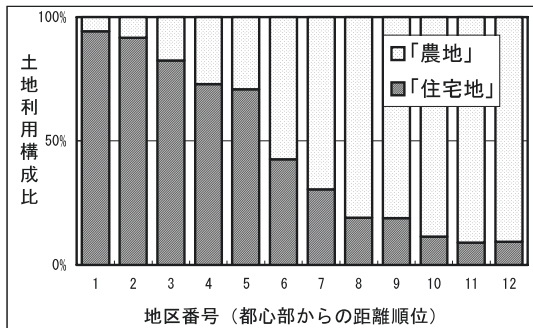


図7 熊本都市圏の土地利用構成比（1990年頃）

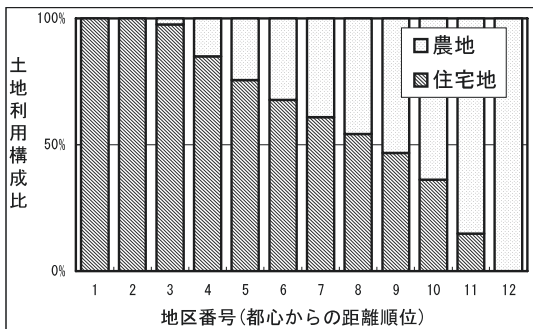


図8 本モデルによる均衡土地利用形態

を検討しておく必要がある。諸概念の対応関係は表1のようになる。実証分析上の概念は後に触れる。

第二は、基礎理論の現実への直接的適用である。具体的には、付け値分布を投入して土地利用状況を説明する開放都市を理論的背景として、地価・建築収益分布を投入してマンション立地の投資面積比率の推定を行うことである。

表1 理論的概念と実証的概念の対応

	理論的概念	実証的概念
価格要素	付け値分布・集合付け値分布 付け値分布間の相関係数	地価分布・マンション収益分布 生成データの空間相関係数
土地条件	CBDからの距離	時間距離、法定容積率 土地利用状況
市場	同質的土地市場	同質的土地条件区域
投資種類	各用途投資面積比率	分譲マンション投資面積比率

## 2) 熊本市中心地域におけるデータ作成

まず、幾つかの点について理論的概念と実証的概念との対応を整理して、データ作成を行った。

まず、「同質的土地条件区域」を画定しておく必要がある。都市経済学における「単一中心都市の仮定」での空間的特性はCBDからの距離のみであったが、現実の都市空間は都心部からの距離以外にも河川等の自然条件、土地利用状況、都市計画規制など様々な条件によって特徴づけられている。このため、対象地域を、まず土地条件の類似した小ゾーンに分割して同質的区域とみなし、次いで必要かつ可能であればゾーンを併合することにした。これを理論的概念の同質的土地市場と区別するため、「同質的土地条件区域」と呼ぶことにする。

次いで、理論的概念である付け値に対して、測定可能な価格から算定される公示地価および‘分譲マンション収益’を代理変数とみなした。つまり、住宅地付け値に対して公示地価を、集合付け値に対して分譲マンション収益を対応させた<sup>(11)</sup>。

さらに、実証分析上の最大の問題点は公表されている価格データでは同質的土地条件区域内で分布を形成するには決定的に不足することである。データ生成の工夫を行った。すなわち、「地価推計モデル」「分譲マンション収益推計モデル」を作成して地価・分譲マンション収益を推計し、「同質的土地条件区域」での分布を構成した。

具体的データ作成手順は、次の通りである。

### i) 小ゾーン特性の集約

① 小ゾーンへの分割：熊本市の住宅地が連たんする主要部分を、土地条件が類似するまとまりがある区域を単位として195に分割した





図9 対象地域 (一部) と同質的土地条件区域

(図9)。考慮した土地条件は、土地利用状況、都市計画規制(用途地域、容積率・建ぺい率等)、地形等であり、河川等の自然的境界、鉄道・主要道路など比較的明瞭な境界で画定した。都市計画区域はほぼ網羅している。全体的に、都心部でのゾーンは相対的に狭く、郊外側のゾーンは相対的に広く設定している。

② 土地条件の測定と集約：小ゾーン内土地利用面積は、「住宅地図」<sup>10)</sup>を公共的土地利用、商業的土地利用、工業的土地利用、農業的土地利用、住宅的土地利用、道路・河川のような土地利用分類で分類し、国土基本図で修正して算出した。時間距離は、パルコ前交差点(通町筋と上通り・下通りとの交差点)を中心点として主要交差点までの最短経路を求め、地価調査地点・マンション立地点までの時間距離を算出した<sup>12)</sup>。

次に、主成分分析により、測定した各小ゾーンの特性の集約を図り、さらにそのサンプルスコアについてクラスター分析を行って、小ゾーンの類似度を測った<sup>13)</sup>。

#### ii) 地価・収益推計モデルの作成

③ 分譲マンション投資収益の算定：一方、価格データの整理は次のように行った。熊本県版の「月刊住宅情報誌」<sup>11)</sup>の売買マンション情報から、幾つかの仮定の下に、分譲マンション投資収益を算定する<sup>14)</sup>。対象としたマンションは建築階数5階以上とした。

④ 地価・収益推計モデルの作成：1990年に建築ないし再建築されたとみなした③の分譲マンション投資収益 $P_M$ を目的変数とし、中

表2 地価・マンション収益モデル

#### (1) 1990年分譲マンション収益推計モデル

サンプル数： $N=88$

決定係数： $R^2=0.581$       重相関係数： $R=0.762$

自由度調整済み決定係数： $\bar{R}^2=0.566$

自由度調整済み重相関係数： $\bar{R}=0.752$

$P_M = \exp[12.75307 - 0.23012x_1 + 0.00374x_2 + 0.03405x_3]$  (18)

$t$ 値： $(23.477)$   $(-5.128)$   $(3.515)$   $(1.488)$

偏相関係数： $[-0.488]$   $[0.358]$   $[0.160]$

#### (2) 1990年公示地価推計モデル

サンプル数： $N=66$

決定係数： $R^2=0.871$       重相関係数： $R=0.933$

自由度調整済み決定係数： $\bar{R}^2=0.865$

自由度調整済み重相関係数： $\bar{R}=0.930$

$P_M = \exp[10.32521 - 0.03668x_1 + 0.00649x_2 + 0.01027x_3]$  (19)

$t$ 値： $(49.315)$   $(-2.724)$   $(11.977)$   $(1.213)$

偏相関係数： $[-0.327]$   $[0.836]$   $[0.152]$

心点から立地点までの最短時間距離 $x_1$ 、法定容積率 $x_2$ 、前面道路幅員 $x_3$ を主要説明変数として、指数関数型の重回帰分析を行った。1990年の公示地価<sup>12)</sup>についても、同様に重回帰分析をおこなった。採用した各モデルは、表2の通りである。

全般的あてはまり具合は、分譲マンション収益推計モデルは必ずしも高くはないが、公示地価推計モデルは比較的良好と評価される。分譲マンション収益推計モデルでの説明変数の影響力は時間距離、容積率の順となっている。公示地価推計モデルでの説明変数の影響力は容積率が強く、次いで時間距離となっている<sup>15)</sup>。

#### iii) 同質的土地条件区域の地価・収益分布の作成

⑤ 同質的土地条件区域の画定：推計式(18)、式(19)を用いて、分譲マンション立地点では地価の推計を、公示地価調査地点では分譲マンション投資収益の推計を行って、データを作成した。もちろん地価・収益推計モデルを前提にすれば、すべてのゾーンにおいて任意の地点数の推計値の組み合わせを多量に得ることができるが、実態に則しての分析を行うため実在するマンション・公示地価調査地点にとどめた<sup>16)</sup>。

表3 1990年の新築マンションが立地した地区の地価・収益分布パラメタ (万円/m<sup>2</sup>)

	地価分布		分譲マンション収益分布		相関係数
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
地区1(5)	47.14	2.93	211.68	83.66	-0.081
地区2(3)	45.69	0.63	179.24	36.80	0.323
地区3(5)	12.90	0.32	39.48	1.83	-0.663
地区4(4)	48.17	2.02	81.33	27.71	0.403
地区5(3)	45.70	3.24	70.34	24.36	0.667
地区6(5)	13.38	4.81	37.88	20.01	0.131

\* ( ) 内数値はサンプル数

実際に、地価分布と収益分布および相関係数が得られ、なおかつ新築マンション立地が含まれる同質的土地条件区域は6地区と非常に少ない地区数にとどまった(図9の影付き区域)。価格データが得られる分譲マンション数の少なさと新築マンション立地ゾーンの少なさに起因している。

⑥ 地価・収益分布の作成： 多数のばらついたサンプル値が得られる同質的土地条件区域は、地価・収益分布つまり‘付け値分布’が作成される。

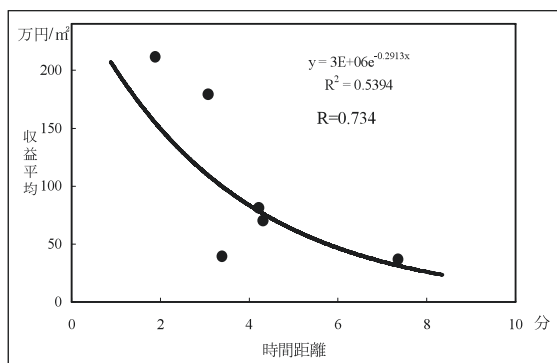


図10 時間距離と地価分布の平均 (リターン)

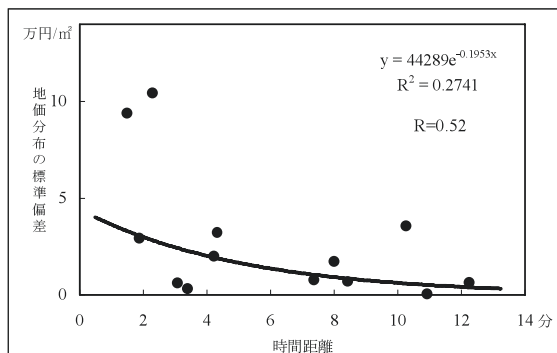


図11 時間距離と地価分布の標準偏差 (リスク)

以上のように基礎データが整理されれば、地価・収益分布の特性に関する検討と「多地区2財均衡モデル」の実際問題への適用可能性について検討可能になる。

## (2) 付け値分布の検討と土地市場の特性

### 1) 付け値分布の検証

同質的土地条件区域での土地価格・マンション収益は、分布した値を示している。また、公示地価においても、土地価格の形成要因が多数に上ることを挙げて、「近隣地域内のすべての土地の価格を画一的に示すものではありません」<sup>13)</sup>との記載のように、近隣地域内の価格分布を前提しているように思われ、不動産鑑定研究の「類似の土地の取引価格が高い価格と比較的低い価格の広い範囲の分布となっている。このことは、取引事例を取り扱う際に誰でも感ずるところであろう」<sup>14)</sup>という指摘とあわせて、同質的土地条件区域ごとの地価・マンション収益は分布を形成するものと考えられる。したがって、本研究基礎理論の「付け値が分布する」という基本仮定は、このような現実の‘観測事実’との比較において妥当な仮定であり、少なくとも矛盾する仮定ではないといえる<sup>(17)</sup>。

さて、地価分布・分譲マンション収益分布の特性についての検討を行う。表3は、地価・収益分布が得られ1990年の新築マンション立地点を含む同質的土地条件区域6地区における地価分布・分譲マンション収益分布のパラメタである。この地区番号は中心点より近い順に並べている。いずれの地区においても、土地所有者の観点からは、分譲マンションはハイリスク・ハイリターン、「住宅地」(現況土地利用の続行)

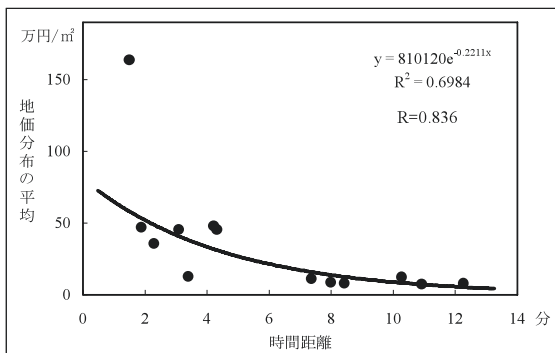


図12 時間距離と分譲マンション収益分布の平均（リターン）

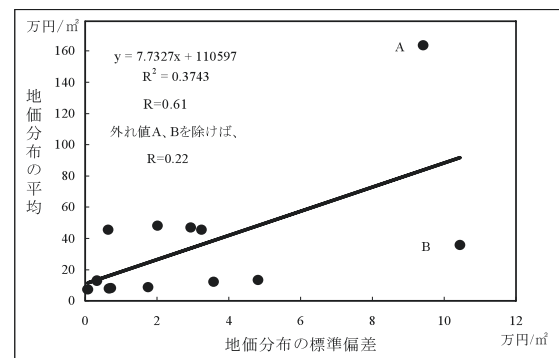


図14 熊本市土地市場の特性（1990年）

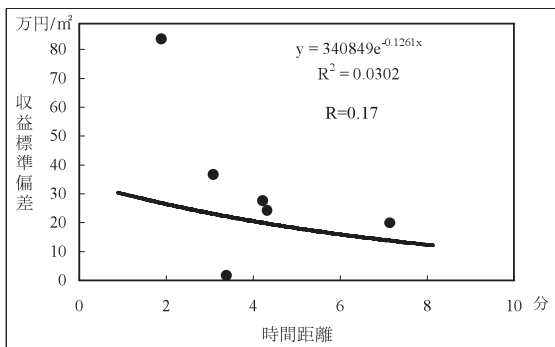


図13 時間距離と分譲マンション収益分布の標準偏差（リスク）

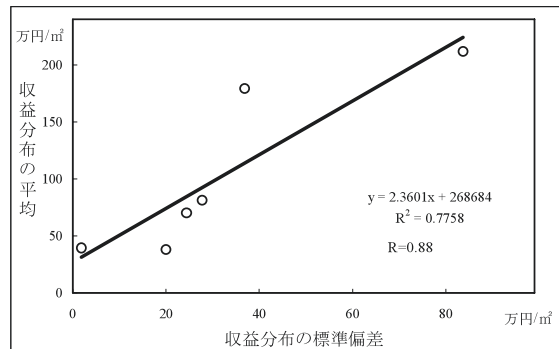


図15 熊本市の分譲マンション市場の特性（1990年）

はローリスク・ローリターンの投資となっている。個別的地区では、理論的ないし‘常識的な’投資環境となっている。ただし、相関係数は3地区でマイナスとなっている。一般には、土地所有者個人は正の相関を予想するものと推察されるが、地区内での地価・収益データの組から形式的に算出すればこのような事象も生じ得る。理論的概念と操作的な概念は必ずしも一致するとは限らないことになる(18)。

次に、理論的に導かれた「都心部から郊外に向かって、付け値分布の平均と標準偏差は次第に減少する」という命題は、土地所有者の観点からは「付け値分布は都心部のハイリスク・ハイリターンから郊外に向かうにつれてローリスク・ローリターンの分布となる」という命題に対応する。後者の命題は容易に検証可能であり、地価分布と分譲マンション収益分布それぞれの平均（リスク）と標準偏差（リターン）を時間距離に関して調べればよい。

中心点からの時間距離を横軸にとった各地区地価分布のリターンとリスクの散布図が、図

10、図11である。サンプル数の関係から、表3の6地区だけでなく、分譲マンションが立地していないその他の同質的土地条件区域も加えている。時間距離は各地区に含まれる各データの時間距離を平均している。図10によると、各地区の地価分布の平均は、時間距離が増加して郊外側へ向かうほど減少している。決定係数は $r^2 = 0.698$ （相関係数 $r = 0.836$ ）であり、高い相関を示している。他方、図11のように、地価分布の標準偏差の決定係数 $r^2 = 0.274$ （相関係数 $r = 0.524$ ）は低いが、郊外側へ向かうほどリスクも低下する傾向を示している。変動係数は各地区で一定ではないものの、「都心部から郊外に向かうほど、住宅地付け値平均・標準偏差は低下する」という命題は、1990年熊本市のこの例では検証されたといえる。

一方、分譲マンション収益分布については、サンプルとなる地区は前記6地区と少ない。これについても、平均（リターン）と標準偏差（リスク）の散布図を図示すれば、図12、図13のようになる。各地区の収益平均は、図12のよ

うに、郊外側へ向かうにつれて減少傾向を示すが、標準偏差の図13では時間距離のみとはほとんど無相関である。「分譲マンションの集合付け値平均と標準偏差は、都心部から郊外に向かうほど低下する」という命題の検証は、今後検討を行う必要がある(19)。

## 2) 土地・マンション市場の特性

ところで、1990年の熊本市における土地・マンション市場は、非常に興味深い市場特性を有している。表3の各地区の地区内では、ハイリスク・ハイリターンといわば‘常識的な’投資環境となっていた。ところが、各地区の地価分布の標準偏差(リスク)と平均(リターン)をプロットすれば、図14のようになる。2つの外れ値A、Bの影響により、見かけ上、決定係数は $r^2 = 0.374$ (相関係数 $r = 0.612$ )を維持しているが、この外れ値を除外すると決定係数は $r^2 = 0.052$ (相関係数 $r = 0.228$ )と極度に低下する。すなわち、1990年の熊本市の土地市場は地域としてのリスクに見合うリターン形成の構造が弱く、広汎にアノマリー(anomaly:市場の変則性)が存在していたことになる。このことは同時に、土地取引は各地区で完結しており、その情報は他地区に伝わらず、熊本市全体での土地市場は「効率的」(情報の収集・分析能力に差がなく、誰も情報面で優位に立たない状況)ではなかったことを意味している。

これに対し、分譲マンション収益分布の標準偏差(リスク)と平均(リターン)の関係は、図15のようになる。サンプル数が少ないとはいえ、こちらは比較的明瞭なリスクに見合うリターンの関係が認められる。決定係数は $r^2 = 0.776$ (相関係数 $r = 0.881$ )である。分譲マンション市場は比較的「効率的」な市場を形成していたものと推測される。

土地市場の「効率的」の低さは、一応、公示地価算定の基礎となる取引事例において、相対的に情報収集・分析能力に劣る個人取引の多さに起因しているものと推察される。しかし、そもそも市場が‘競争的’であるのかという疑念さえ感じさせるものである。一方、マンション市場の「効率的」の高さは、市場が‘競争的’

であり、中高層マンションを手がける開発業者は、情報収集・分析能力、価格算定能力を有しているからと推測される。

## (3) 分譲マンション立地面積比率の推定

ここで地価分布を現在の住宅的土地利用が続行していく場合の付け値分布、分譲マンション収益分布を分譲マンションに対する集合的付け値分布とみなし、土地所有者の資産選択を基に、1990年熊本市の同質的市場土地条件区域における分譲マンション立地面積比率の推定を行う。各用途の付け値のリスク・リターンと相関係数は前述の表3に得られているので、実質的な計算は各ゾーンにおける土地所有者のポートフォリオ計算のみとなる(20)。

対象地区における具体的なポートフォリオ計算結果(理論値)と「実測値」は、図16のようになった。ここに「実測値」は、各ゾーンにおける1990年に立地したマンション敷地面積を地区内の立地可能面積で除したものである(21)。分譲と賃貸の区別は難しいので、新築マンションはすべて分譲とみなした。

サンプル数が少ないので決定的なことはいえないが、対象地区の6地区すべてをプロットした図16によると、ポートフォリオ計算の理論値の傾向は、実測値の傾向を比較的表現しているといえる。

決定係数は $r^2 = 0.561$ (相関係数 $r = 0.749$ )である。しかしながら、理論値が示す水準は実測値の水準を大きく上回っている(22)。たとえば、地区2の理論値が100%であるのに対し、実測値は1.94%である。なお、地区2を外れ値とみなして除去した場合は、決定係数は $r^2 = 0.713$ (相関係数 $r = 0.844$ )へと上昇する。

視点を変えて、中心点からの時間距離を横軸とした、分譲マンション立地面積比率の理論値の系列と実測値の系列を図17に示している。理論値は左目盛に、実測値は右目盛にとっている。2つの系列の水準は異なるが、都心部からの推移状況は比較的類似している。都市内の各地区間の土地利用構成の関連は、理論的傾向と類似していることになる。

以上により、ポートフォリオ理論に基づく分

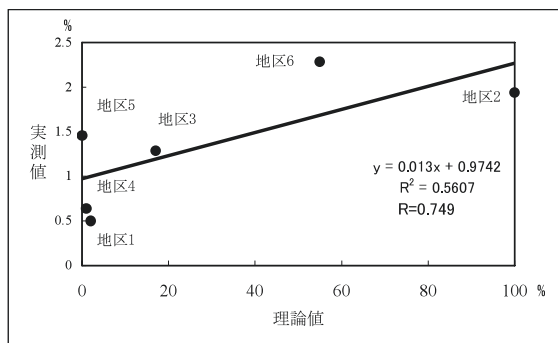


図16 分譲マンション立地面積比率の理論値と実測値の比較

譲マンション立地面積比率の推定結果は、次のように結論することができる。第一に、ポートフォリオ計算の理論値は、実測値の傾向を比較的表现しているといえる。しかしながら、第二に、理論値が示す水準は実測値の水準を大きく上回っている。

#### (4) 実証分析のまとめと理論的課題

本章の目的の第一の付け値分布の実証的妥当性については、概ね肯定的な結果が得られた。すなわち、同質的土地条件区域における地価分布・マンション収益分布から、基礎理論における「付け値は分布する」という仮定は妥当と言える<sup>(23)</sup>。また、「付け値分布は都心部のハイリスク・ハイリターンから郊外に向かうにつれてローリスク・ローリターンの分布となる」という命題も概ね実証的に検証された。

第二は、基礎理論の現実への直接的適用として、地価・建築収益分布を投入してマンション立地の投資面積比率の推定を行った。まず、基礎理論は実証性も有していることが提示できたのは重要である。ただ、ポートフォリオ計算の理論値は実測値の傾向を比較的表现しているが、推測水準はかなり過大推計の傾向を示していた。

理論値水準と実測値水準の大幅な乖離には、実証技術上の問題点も少なくないが、より本質的問題点が含まれている可能性がある<sup>(24)</sup>。その意味で、ポートフォリオ最適解に影響を与える要因と方向が複雑な中で、理論値の過大推定は、相対的に分譲マンション収益の過大推計に起因している可能性が高い。すなわち、これま

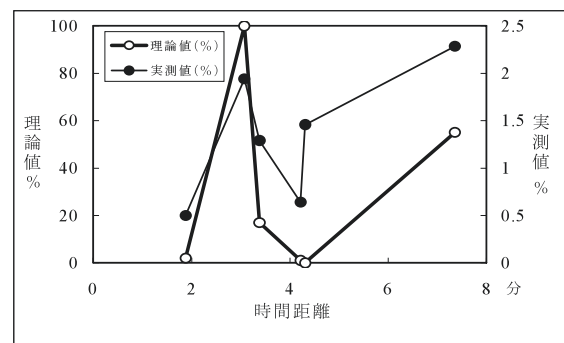


図17 中心からの時間距離による分譲マンション立地面積比率の理論値系列と実測値系列

での基礎理論では理想的な投資環境を想定していたが、次の研究段階においては、基礎理論で対象外とした現実の諸条件を考慮した投資環境の検討が課題となる。具体的に列挙すれば、次のような事項である。

① 建築資金の制約： 土地所有者ないし開発業者が分譲マンション投資に当たっての資金は、自己資金あるいはコスト・制約なしに借り入れ可能と仮定しているが、これは現実と大きく異なる仮定である<sup>(25)</sup>。

② 建築規制・都市計画規制の影響： 基礎理論および本章の実証分析において、容積率規制や用途規制など、建築規制・都市計画規制等は直接的にはほとんど考慮していない。地価・収益推計モデルで触れたように、容積率規制は地価分布・収益分布の形成に大きく関与しており、間接的に分譲マンション立地に影響を及ぼしている。

③ 土地区画の形状： 財の分割可能性・移動可能性については、土地分割は任意の数量（面積比率）で可能であり、土地所有権の交換（換地）もコストなしで自由に行えると仮定している。しかし、一般に再開発のための用地買収は、地権者数によって取引コストが大きな影響を受ける。

④ 税の影響： 税制についても、まったく考慮していない。ただ、土地・住宅に関する税が土地利用に及ぼす影響については、直接的な土地・住宅市場だけでなく、広く金融資産市場を考慮する必要がある。

⑤ 不動産関連情報の整理： 1990年代までは未整備であったが、2001年のJリート発足

以降、不動産投資信託の発達とともに不動産関連情報は徐々に整備されつつあるが、従来の不動産鑑定情報だけでなく上記①～④を含む論理的・体系的な不動産関連情報の整理と検討が必要である。

そして、これらの個別条件の検討とともに、そもそも土地住宅市場は市場としての「合理性」「効率性」「競争性」等をどの程度有しているのかという実証的課題がある。アノマリーの可能性が指摘されたように、地方中核都市規模での土地市場の市場機能はかなり限定的である可能性が存在するためである。

このように、現実の制度的諸条件および市場条件を基礎理論に導入すれば、おそらく現実の説明能力を高めるだけでなく、都市計画における諸手法の有効性と限界性を明らかにすることが期待される。基礎理論の現象分析への段階として、中間的な応用理論（実証理論）の構築が必要である。

## 5. おわりに

本研究の都市経済学的理論モデルの基礎づけとして、本稿では3つの論点を検討した。

第一に、土地所有者の予想の一貫性についてである。まず、インカムゲインがない場合、将来予想と現在予想が完全に無差別となる条件を導いた。すなわち、来期以降の予想地価平均の上昇率が収益率と一致し、かつ予想地価の標準偏差の上昇率が収益率と一致することである。インカムゲインがある場合も、キャピタルゲインとインカムゲインを一体化した収益率を導入すると、ほぼ同様の条件を得ることができた。

第二に、都市形態の相違に決定的に影響を与える付け値分布間の相関係数についてである。モデル的には外生変数としているが、標本からの空間的相関係数、標本からの時系列相関係数から基礎付けを試みた。空間的相関係数は第4章の実証分析で用いているが、時系列相関係数についてはストック価格の時系列相関係数、フロー価格空間平均の時系列相関係数、資本還元価格の時系列相関係数を挙げた。基礎理論としては、依然、相関係数は外生変数の扱いである

が、その基礎付けについての考え方が整理されたといえる。

第三は、実証分析からの理論モデルの基礎付けである。実証分析上の最大の問題点は直接的に得られるデータ数が少ないことなので、まず、データを生成する推計式を用いてデータの整理を行った。これらにより、「付け値は分布する」という仮定や理論的に導出された「都心部から郊外に向かって、付け値分布の平均と標準偏差は次第に減少する」等の命題が概ね実証的に肯定された。さらに、基礎理論を現実へ直接的に適用し、地価・建築収益分布を投入してマンション立地の投資面積比率の推定を行った。ポートフォリオ計算の理論値は、実測値の傾向を比較的表現しているが、理論値が示す水準は実測値の水準を大きく上回っている結果であった。理論値と実績値の水準の乖離は、実証技術の問題に加えて、より一般的な経済学的応用理論の必要性を示唆するともいえる。すなわち、基礎理論、応用理論（中間理論）、現象分析という三段階の構成が必要となろう。

## 謝辞

本稿の実証分析部分は構造工学科所属時に構造工学科学学生諸君が卒業研究として取り組んでくれた成果が基になっている。膨大な作業に取り組んでくれた当時の卒業研究室の学生諸君に、まとめるのが随分遅くなったことを詫言るとともに、深く感謝する次第である。また、最短経路探索に用いたWarshall-Flويد法の計算プログラムは、天本徳浩准教授からご提供いただいたものである。深く感謝申し上げる次第である。

## 【付論】 本研究全体の結語にかえて

本研究は本稿をもって、一応、区切りとする。そこで、簡単に本研究全体を通しての意義と課題を付して結語にかえる。

本研究は、現代都市経済学的土地利用モデルの標準であるAlonso理論の拡張を企図したものである。すなわち、まず、Alonsoに始まる土

地需要者の付け値の概念を土地需要者集団の付け値分布の概念へと変更した。一方、Alonsoの「土地所有者は自己の土地に対する最高付け値提示者に土地利用を委ねる」といういわば‘最高付け値ルール’に対して、土地所有者は需要者群が提示する付け値分布に対して最適ポートフォリオを構成するという資産選択行動を想定した。取引ルールは、Alonso型モデルが実質的に‘最高付け値ルール’になることに対して、各用途の需要量と供給量が一致して取引がなされるという伝統的な均衡取引ルールとした\*1。実はAlonsoモデルでも付け値は分布していると思われるが、土地供給者行動と取引ルールでもある強力な‘最高付け値ルール’のために、あまり注目されてこなかったものと推測される。付け値分布を想定した場合、土地所有者の行動原理に何を想定するかという問題が立ち現われるからでもあろう\*2。このように土地需要者・土地供給者行動についての基本仮定のみを変更することにより、Alonso型モデルでは説明できなかった土地利用状況を解明することを目指した\*3。

都市内土地利用状況は、Alonso型モデルの拡張となっている。

まず、Alonso型モデルでは、例えば住宅地付け値が農業地代を上回る範囲では、‘最高付け値ルール’によりすべて住宅地利用となる。本研究でもハイリスク・ハイリターン住宅地付け値分布がローリスク・ローリターンの農地付け値分布を上回る場合、相関係数が非常に高ければ立地競争は住宅地分布に有利に作用して土地所有者は住宅地に集中投資を行う。つまり都市境界地区まですべて住宅地が連たんし、結果として、Alonso型モデルと同様の土地利用形態となる。

しかし、次の点で異なっている。Alonso型モデルでは各用途の立地競争は‘最高付け値ルール’により立地可能と立地不可能とが明確に区別され、都市空間全体において用途別土地利用は用途別に明瞭に分離される。その範囲内では土地利用の純化が生じて用途混在は生じないし、都市内に空地（農地）は生じないことになる\*4。これに対し本研究では、各用途の付け

値分布の上位・下位のみだけでなく、各用途間の相関係数が低ければ土地所有者はそれらも考慮して分散投資を図る場合があることが示された。すなわち、都市内土地利用は各地区において用途混在が生じる場合があり、都市内郊外側地区では空地（農地）も存在して住宅地と農地とが混在するスプロール型の都市形態が生じ得ることを提示した。さらに、Alonso型モデルでは低所得者の付け値が中・高所得者の付け値を都市空間全体で下回るとき、低所得者は立地不可能となる。しかし、本研究では低所得者の付け値分布が中・高所得者の付け値分布を下回る場合においても、土地所有者が分散投資を図るならば、低所得者層も立地可能な例があることを示した\*5。

市場均衡後の地価や敷地規模については、Alonso型モデルではCBDの高地価から郊外に向けての低地価にきれいな均衡地価曲線を示し（用途が異なる点では変曲点になる）、均衡敷地規模も都心部の‘狭い’から郊外部の‘広い’へと一様に変化していく。これに対して、本研究では均衡地価平均曲線や均衡敷地規模平均曲線は同様の傾向となるが、各地区において均衡地価は分布しており、均衡敷地規模も分布している。すなわち、都心部に隣接する高地価分布（標準偏差も大）地区から郊外部の低地価分布（標準偏差も小）へ入り乱れて低下し、均衡敷地規模も都心部に隣接する狭い敷地規模分布（標準偏差も小）地区から郊外部の広い敷地規模分布（標準偏差も大）へと入り乱れて増加することになる。

Alonso型モデルでは需要者群の均衡効用はすべて同じになる（この‘美しさ’も魅力の一つである）。土地所有者の均衡効用は明示されていないが、各地点での均衡価格（最高付け値）で‘測られ’ているとみなしてよいであろう。これに対し、本研究の需要者集団の均衡効用は分布する。土地所有者集団が完全情報を有し需要者集団は不完全情報しか有しないという「情報の非対称性」を大前提としているので、均衡効用分布は市場均衡の結果というよりも前提の帰結である。土地所有者の効用も、実用的な無差別直線を用いてその傾きを測度として導入し

ている。この土地・住宅需要者集団の均衡効用分布と土地所有者集団の均衡効用との対比により、一般の財市場と同様に、需要者集団と土地所有者との利害が相反することが明確になった（土地所有者集団内では都市空間の所有する位置によって利害の程度が異なってくる）。土地に関する税制やゾーニング規制はもちろん、各種都市計画は土地需要者と土地所有者の利害を調整する役割を担っていることを意識する必要がある。残念ながらいずれの手段も Pareto 効率ではないであろうから、‘調整’の内容が重要となる。

本研究基礎理論に残された課題は少なくないが、比較的容易に解消可能な課題について記述する。

第一は、CBDを除く都市空間全体についての各種用途の空間構成の解明を目指したが、実質的には中・高所得者の住宅地、マンション、アパートの住宅系土地利用構成の分析にとどまっていることに関係する。もちろん都市の広範な面積が住宅系土地利用であるので最重要テーマではあるが、わが国の各都市においては都心部に近接する住宅系地区に事業所・商業施設の立地が拡大して用途混在地区になっている状況が広汎に観察される\*6。また、本研究で試算した都市人口分布（就業者分布）は現実の都市と比較すると都心部周辺地区でかなり過大な人口（就業者・世帯数）となっているが、これは都心部周辺地区に事業所・商業施設や公共用地を見込んでいないことが大きな要因と推察される。

商業施設・公共用地は立地人口からの派生需要の実現と想定し、都心部近接の対象地区から郊外側地区へ向けての全人口と対象地区の人口とに依存する土地利用に分割するのが妥当であろう。商業施設でいえば都心部周辺の買回り品（耐久消費財など）取扱い商業施設等と最寄品（日用必需品）取扱いの近隣商店街との区別である。都心部周辺商業施設の付け値分布はマンション付け値分布の考え方を援用すればよいし、近隣商店街の付け値分布は住宅地分布に準ずればよい。商業付け値分布は住宅地需要者の合成財支出の集計値と一致させるのが、より完

結的なモデルとなろう\*7。公共的土地利用も幹線道路面積や広域公共施設など都心部近接の対象地区から郊外へ向けての全人口を対象にする公共用地と各地区人口に依存する学校・公園・小道路などの公共用地とに分割するのが妥当であろう。ただし、現実の都市に近づけようとするれば、先決的に取得されると仮定した方が妥当かもしれない\*8。いずれも計算アルゴリズムとしては、開放都市・閉鎖都市ともに新たな繰り返し計算ループをこれまでの計算プログラムに組み込む必要がある。

第二に、事業所・商業用地と公共用地を組み込んだ土地利用モデルにおいて、土地税制・ゾーニング規制（用途地域制、容積率規制等）の空間的効果の検討である。既に農地と住宅地についての土地課税の試論的検討は行っているが、ゾーニング規制については基礎理論への組み込み方を述べているだけである<sup>10)</sup>。これらも住宅系用途だけでなく事業所・商業用地と公共用地を考慮した土地利用モデルに基づけば、より現実に近い土地利用状態での諸政策の空間的効果の理論的検討が期待できる。

第三に、計算シミュレーション結果の蓄積である。難しくはないが、かなりの労力を要する作業である。Alonso型モデルなど都市経済学的命題は解析的検討により定性的一般性を有しているが、本研究では最終的には設定条件に応じた数値計算によらざるを得ない。これは現実的計算可能性を有しているともいえるが、基礎理論としてどこまで一般性を有するかは数多くの設定条件に応じた数値計算を繰り返し、その蓄積の検討を通して解明されなければならないであろう。とりわけ土地税制・ゾーニング規制などの政策手段の検討の際には、そのようであるべきであろう\*9。

ともあれ、本研究の基礎理論はかなり抽象度の高い理念型理論である。ただ、現実の都市の土地利用が土地・住宅系の土地市場・資産市場の結果とみることができれば、本研究は世界中のすべての都市の背後に成立する一つの基礎理論といえるかもしれない。



## 【付論註】

- \* 1 Alonso 型の静学均衡論は土地需給者双方が一堂に会すれば土地所有者は受動的に各地点での最高付け値提者を確定できるが、将来の付け値が不明な場合、土地所有者は何らかの積極的対応をとらざるをえないであろう。
- \* 2 資産選択行動以外にも、土地所有者の‘最適停止ルール (optimal stopping rule)’に基づく都市内土地利用モデルを提案している<sup>16)</sup>。このモデルでは、都市内空地の存在が説明可能となる。
- \* 3 この他、大きな相違の仮定は、均一な土地における地点の区別は、Alonso型モデルではCBDからの連続的な距離で示されるが、本研究では離散的な地区で表している点である。各地区での土地利用の構成比を問題にしているためである。その他の仮定は「単一中心都市の仮定」などAlonso型モデルの諸仮定を踏襲している。
- \* 4 詳細は避けるが、Alonso以降の都市経済学的土地利用モデルは、このようなAlonsoモデルの欠点を克服しようと展開してきたといえる。本研究はそれらの既往研究とは土地所有者の資産選択行動の想定など原理的な点で異なっている。
- \* 5 このような場合、標準的説明は「その地点で最高付け値になるまで、低所得者は敷地規模（床面積規模）を小さくすることによって付け値を上昇させる」というものであろう。かつてバブル期においては大都市圏を中心に‘地上げ’が頻発して社会問題となった。対象となった地域の住民だけでなく建築学や社会学など‘まちづくり’の専門家からも「地域コミュニティが壊れる」等との反対がみられたが、経済学や経済評論家は「土地の効率的利用のためにはやむを得ない」という意見が多数派だったような印象である。経済理論として、寂しいものである（もちろん適地での再開発を否定するものではないし、再開発が活発な地区においては‘最高付け値取引ルール’が機能しているかもしれない。ただ、当時の‘土地神話’と過剰流動性を背景に不動産市場・資産市場への膨大な資金流入がその後の不良債権問題、大企業の投資に向かわない内部留保率上昇など、‘失われた20年’の契機となったことは記憶する必要がある）。本研究の立場からは、土地所有者が低所得者にも土地を貸すのは（大都市圏でも広範に見られる）「低所得者は住むところがなくてかわいそう」だからではなく、その方が経済的に合理的な選択だからである。現実に可能かどうかはともかく、理論的には有り得ることを示すことがで

きたと思う。

- \* 6 本来の単一中心都市の仮定は事業所・商業施設等は中心業務地区CBD内に収められている。
- \* 7 事業所付け値分布は利潤分布を外生的に与えなければならぬであろうし、より合理的に取り扱おうとすれば、従業者（住宅需要者の一部）の通勤距離が異なってくる。また、敷地規模の広さを必要として主に郊外立地となるであろう工業的土地利用も同様である。
- \* 8 歴史的に形成された現実の都市の土地利用状況を、静学的に‘一挙に’説明するのは確かにやや無理がある。同様に、都市住民からの一期の税込のみで公共用地を取得すると想定することも無理があるからである。
- \* 9 本モデルは、土地需要者行動・土地供給者行動および地区特性などの指定・規定においてかなり自由度の高いモデルであり、様々な条件の変更についてもある程度の対応が可能な面がある。ただこれが逆に、多くの仮定・計算条件を仮設しなければ計算結果が得られない理由でもある。

## 式の導出・証明

- [1] 第 $t$ 期の予想地価 $P_t$ を $\phi$ で割り引いて現在価値に直すと $P_t/(1+\phi)^t$ となり、第 $t$ 期の予想地価分布は $N(\mu_t/(1+\phi)^t, \sigma_t^2/(1+\phi)^{2t})$ という現在価値分布に変換される。第1期から第 $T$ 期間での期間で土地を売却するとすれば1回きりつまり各 $t$ 期で売却することは互いに排反事象なので、各 $t$ 期の現在価値分布の確率密度関数を各 $w_t$ でウエイト付けて期間全体に寄せ集めれば、式(1)を得る。

- [2] 式(4)、式(5)より、式(1)は

$$f(P^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_0'} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{P^* - \mu_0'}{\sigma_0'}\right)^2\right] \sum_{t=1}^{T'} w_t$$

となり、冒頭の仮定③より、 $N(\mu_0', \sigma_0'^2)$ という正規分布になる。さらに、式(4)、式(5)のそれぞれにおいて、第 $t$ 期と第 $t+1$ 期の式より条件式(2)、式(3)が得られる。

- [3] 式(1)の導き方に、インカムゲインの項を加えて検討すればよい。第 $t$ 期におけるキャピタルゲインとそれまでのインカムゲインの和を現在価値に直すと、次式ようになる。

$$\bar{P} = \frac{P_t}{(1+\phi)^t} + \sum_{k=0}^{t-1} \frac{r_k}{(1+\phi)^k}$$

第1項の予想地価 $P_t$ は正規分布 $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ に従い、第2項は確定値となるので、この現在

価値分布の確率密度関数は

$$f(\bar{P}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i/(1+\varphi)^t} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\bar{P} - \mu_i/(1+\varphi)^t - \sum_{k=0}^{t-1} r_k/(1+\varphi)^k}{\sigma_i/(1+\varphi)^t}\right)^2\right]$$

となる。第1期から第T期間での期間での土地売却は互いに排反事象なので、各t期の現在価値分布の確率密度関数を各 $w_t$ でウエイト付けて期間全体に寄せ集めれば、式(6)を得る。

[4] インカムゲインが無い場合の式(2)~(5)の証明に準ずればよい。ただし、式(7)は $t+1$ 期とt期の式(9)の差をとれば得られる。

[5]  $m_{jt}$ を $m_j$ 、 $m_{jt}$ を $m_j'$ とおけば、式(17)は次のように変形される。

$$r_{jCT} = \frac{m_j m_j'}{m_j m_j'} r_{jRT} = r_{jRT}$$

## 註

- (1) 土地条件が同質的で、同質的地区内のすべての土地所有者が実行可能領域(行け値分布の組み合わせ)、無差別直線の切片も同じと予想する場合を「同質的土地市場の仮定」と呼ぶ(用語はSharpeの「同質的予想」からの流用)。この仮定が成立する場合、地区iの土地所有者数および土地所有の分割の仕方にかかわらず、土地所有者個人kの用途jへの土地利用投資面積比率 $\xi_{ij}^{k*}$ と地区i全体の用途jへの土地利用投資面積比率 $\xi_{ij}^*$ とは同一、すなわち $\xi_{ij}^{k*} = \xi_{ij}^*$ となる。
- (2) ここでの収益率はその土地の都市内の位置・用途だけでなく、一般には金融・資産・資本市場の収益率(利子率)に関係し、期間の長短、リスクの程度によって異なってくる。特に土地などの不動産は流動性・可塑性が低いなどのリスクが大きい<sup>15)</sup>。土地所有者は客観的諸条件を勘案したうえで、最終的な収益率は主観的なものとなる。
- (3) 一般に、正規分布である付け値分布の2種類を周辺分布としても2次元正規分布は構成できず、基本パラメータとして相関係数を指定する必要があるからである。
- (4) 第4章において提示するように、本モデルの実証研究の場合は、土地利用が類似している区域の数地点において、地価・分譲マンション収益等のストック価格の空間分布から付け値分布や相関係数を「測定」することも可能である。ただし、概念の整理などの課題も多い。
- (5) 系列1・系列2ともに地価等のストック価格が減少期の想定である。系列1は正規分布 $N(50, 52)$ から平均・標準偏差ともに年率4%で減少、

系列2は正規分布 $N(30, 3^2)$ から年率3%で減少させ、それぞれ各期において正規乱数を発生させて2系列のサンプル・パスを示した。この例のストック価格相関係数は $r_{12Rt} = 0.614$ となった。

- (6) ここでの資本還元法は理論的概念として簡単に設定している。不動産鑑定評価理論では収益還元法のうち算出が容易な直接法に相当する。具体的不動産鑑定評価ではここでの資本還元率(収益率)はいわゆるキャップレート(正式にはCapitalization rate)に相当し、予想の場合には註(2)と同様に多くの要因に関わる。ただ、ここでは過去の実績値とみなしている。なお、2001年のJリート発足以降、不動産関連情報は整備されつつあり、キャップレートも大都市圏を中心に「相場的な」マップ・一覧表・変動状況等々が不動産関連企業等から開示されるようになってきている。
- (7) 図5のフロー価格のサンプル・パスは、フロー価格が上昇期と想定して、次のように例示した。系列1は正規分布 $N(3.5, 0.35^2)$ から平均・標準偏差ともに年率3%で上昇させ、系列2は正規分布 $N(1.2, 0.12^2)$ から年率2%で減少させ、それぞれ各期において正規乱数を $S = 10$ 回発生させて、2系列のサンプル・パスを示した。図6の資本還元価格系列は、図5の各系の各期のフローの空間平均価格を、 $m_1 = 7\%$ 、 $m_2 = 4\%$ で資本還元して作成した。この例のフロー平均価格の時系列相関係数 $r_{12R}$ と資本還元系列の時系列相関係数 $r_{12RCt}$ は $r_{12Rt} = r_{12RCt} = 0.886$ である。
- (8) 1990年の熊本市人口は57万9千人であったが、その後の平成24年には周辺町村を合併して政令指定都市となっている。詳細は避けるが、熊本市の地価上昇率は、1989年の商業地12.3%、住宅地2.7%、1990年の商業地14.1%、住宅地7.3%、1991年の商業地18.0%、住宅地8.0%で推移したが、92年から93年にかけての公示地価変動率は一斉にマイナスへと転じた。1990年の熊本市の地価動向は遅れて波及した「バブルの渦中」にあったといえる。
- (9) 空中写真・住宅地図・国土地理院1:25000の地形図等を参照しつつ、1:50000の地形図より作成した。山地・河海部は除いている。
- (10) 参考文献1)の開放都市の表1の計算条件において $\rho_{AH} = 0.55$ と設定したものである。一応、設定条件は1990年の熊本市を背景としている。
- (11) 周知のように、公示地価は「近隣地域(標準地を含む地域)で、住宅地、商業地等当該標準地の用途と土地の用途が同質的と認められるま

- りのあるものをいう)の標準的な画地の価格水準を示すもの」13)であり、厳密には住宅地(土地)価格ではない。ましてや「最高付け値」ではない。また、分譲マンション収益算出の基礎となる住宅情報誌11)の分譲マンション価格も、供給価格なのか、取引価格なのか、価格の性格が曖昧であるし、需要価格ともみなせない。さらに、需要者所得との関係は不明である。
- (12) 中心点は熊本市路線価の最高地点(下通り入口よりやや南)に最も近い主要交差点である。時間距離の算定に当たっては九州地方建設局のQ-V式の初速を使用し、最短経路探索はDijkstra法とWarshall-Floid法を併用した。
- (13) 主成分分析に用いた変量は、中心から小ゾーン重心までの時間距離、小ゾーン内・接面道路面積比率、商業的土地利用面積比率、工業的土地利用面積比率、農業的土地利用面積比率、住宅的土地利用面積比率(面積比率の分母は、小ゾーン面積から道路・河川面積、公共的土地利用面積を除いたもの)の6変量である。第1主成分の寄与率は49.1%、第2主成分の寄与率は22.9%であり、第2主成分までの累積寄与率は72.0%である。各主成分は因子負荷量の分布から、第1主成分はいわば「都市的活発性大-小」、第2主成分は「工業的・農業的土地利用-住宅的土地利用」と解釈される。第2主成分までのサンプルスコアをクラスター分析により分類した。個体間の非類似度はMahalanobisの距離、クラスター間の非類似度は群平均法を用いた。
- (14) 分譲マンション投資収益の算定は次のように行った。
- (i) 投資収益算定式
- $$P_M = (ap_M^F - c)wr \quad (A)$$
- ここに、 $P_M$ : 単位土地面積当たり分譲マンション投資収益  $p_M^F$ : 単位占有面積当たり分譲価格  $r$ : 建築階数  
 仮定 単位床面積当たり建築費:  $c = 24$   
 占有率:  $a = 80\%$  建ぺい率:  $w = 70\%$
- (ii) 再調達分譲価格算定式(定率法)
- $$p_M^F = S_n/v \quad \text{ただし} \quad v = \sqrt[n]{R} \quad (B)$$
- ここに、 $n$ : 築年数  $S_n$ : 築後 $n$ 年の中古マンション単位占有面積当たり価格  
 仮定 耐用年数:  $N = 40$ 年  
 最終残価額:  $R = 10\%$   
 \* 上記価格はすべて万円/m<sup>2</sup>
- 式(A)によって、分譲マンション投資収益 $P_M$ を算出している。建築費用は一律に単位床面積当たり建築費を仮定した。また、対象地域における新築分譲マンションは少なく、減価修正の式(B)により中古マンション情報を再調達分譲価格に換算して使用した。
- (15) 分譲マンション収益推計モデルの決定係数がそれほど高くないのは、分譲マンション立地点が都心部周辺からあまり遠くない範囲の比較的類似した地区であり、説明変数の不足によるものと推測される。
- (16) 本章の目的の一つが基礎理論の検証という見地から、ここでは推計に推計を重ねることを避けている。
- (17) 参考文献14)に掲載されている取引価格の図は、正規分布というよりも、下方硬直的で高価格の方に裾が長い対数正規分布のような形状である。ただ、付け値分布として正規分布を第一近似と考えても大過ないであろう。
- (18) ただし、ある区域における土地所有者が、「区域内の需要者が分譲マンションへ移り、区域内需用が低下する」との予想から負の相関を予想することは可能である。
- (19) 参考までに、地価分布および分譲マンション収益分布の平均・標準偏差それぞれについて、時間距離と法定容積率を説明変数として、指数関数型の重回帰分析を行っている。これらによれば、いずれも平均を目的変数とする式は、よく説明されているが、ともに標準偏差を目的変数とする式の適合度は高くはない。いずれの式も、時間距離よりも法定容積率の影響が大きい。
- (20) 土地所有者のポートフォリオ計算は、無差別直線を仮定したモデルによって実行する。無差別直線の切片(土地所有者の希望水準)は、地価上昇期であったため前年(1989年)の公示地価平均で希望水準を仮定している。分譲マンション投資の計画・建築期間を1年間とみなし、前年地価水準を希望水準とみなしたことになる。
- (21) 1990年に立地したマンションは文献19)の1991年版、1992年版の異同によった。ただし、(株)ゼンリン熊本営業所によると、毎年5月前後の調査に基づいているとのことである。
- (22) 実測値の過小観測の可能性もある。実測値の分母に当たる立地可能面積には、マンションが立地しにくい2~3階建て鉄筋コンクリート住宅・商店等を少なからず含んでおり、「実測値」そのものが過小観測の可能性はある。
- (23) ただし、「付け値分布は正規分布する」という仮定の検証までは至らなかった。同質的土地条件区域において得られるデータ数があまりにも少なかったからである。
- (24) 本章の実証結果はゾーン設定と価格推計方式に

大きく依存しているため、技術的問題点として以下の点が挙げられる。

- ① 価格・収益推計式を用いる場合は、小ゾーンの分割の仕方が影響する。
  - ② 実証分析で設定した数値、たとえばマンション建築費用、建ぺい率等の仮定など、諸仮定が実態を反映していない可能性がある。
  - ③ 説明変数の追加などにより、価格・収益推計モデルの精度の向上を図る必要がある。
  - ④ 対象期間は1990年1年間としているが、その前後の年でマンションが立地しているゾーンも少なくない。
- (25) 一般には有利子の借入れにより資金充当するのが通常であり、借入額・条件についても制約を受けるのが実情である。土地所有者にとっては、多額で確実な有利子負債に対して、不確実な収益から負債を返済し、かつ利益を得ることが可能かという「危険」に直面することになる。この種の「危険」は、2パラメタ・ポートフォリオ理論においてはリスク（標準偏差）に相当するというよりも、リターンを圧縮するような性格のものである。

### 参考文献

- 1) 田代敬大「都市空間における土地課税の効果－付け値分布と資産選択に基づく都市内土地利用形態（その10）－」崇城大学紀要、第44巻、第44巻、平成31年3月
- 2) 小宮隆太郎「土地の価格」『現代日本経済研究』東京大学出版会、pp. 226-268、1975年、p. 233
- 3) 文献2)、p. 246
- 4) 文献2)、p. 231の(4)式
- 5) 翁邦雄『期待と投機の経済分析－“バブル”現象と為替レート』東洋経済新報社、1985年、p. 34の(3-1)式
- 6) 浅子和美・加納悟・佐野尚史「株価とバブル」『日本の株価・地価－株価形成のメカニズム－』西村清彦・三輪芳郎編、東京大学出版会、pp. 57-86、1990年、p. 61の(2)式
- 7) 総務省統計局『平成2年国勢調査 熊本県 通勤・通学編』を基に作成
- 8) 田代敬大、樗木武「用途混在地区を含む単一中心都市の空間構造について」都市のリノベーション日本都市学会年報2001、Vol. 35、2002年4月
- 9) 田代敬大、樗木武「資産選択理論に基づく土地所有者の意思決定に関する研究」第27回日本都市計画学会学術研究論文集（1992年度）、1992年11月
- 10) ゼンリン『ゼンリン住宅地図熊本市』
- 11) エルムラル総合企画KISS事業部情報出版部『KISS住宅ニュース』1989年10月号～1991年6月号
- 12) 熊本県企画振興部『公示地価・基準地価』1988年～1993年
- 13) 国土庁土地鑑定委員会「地価公示の見方について」『地価公示標準地価格等一覧』
- 14) 白井雅浩『地価体系の理論と評価』清文社、昭和60年、pp. 218-221
- 15) 岩田規久男『土地と住宅の経済学』日本経済新聞社、昭和52年
- 16) 田代敬大、樗木武「不完全情報下における土地供給者の意思決定に関する考察」日本不動産学会全国大会学術講演会梗概集6、平成2年11月