

ISBN978-4-326-54912-2
C3333 ¥1800E

定価(本体1,800円+税)

勁草書房



9784326549122



1923333018001

Journal of Economic Policy Studies
Vol.11, No.1

CONTENTS

Articles Hirokazu MIZOBATA, Corporate Investment Behavior under Imperfect Goods and Credit Markets

Hiroshi ISHIJIMA, Akira MAEDA, On Estimating Real Estate Prices and Risks: An Empirical Analysis on Japanese House Market

Book Reviews Yasumi MATSUMOTO, *Arrow's Impossibility Theorem: Examination of the Framework and Applicability* (by Kohei KAMAGA)

Kazuyasu KAWASAKI, *Regional Regeneration by Public Private Partnerships* (by Ryokichi CHIDA)

Edited and Published by
the Japan Economic Policy Association

ISSN 1348-9232

経済政策ジャーナル

Journal of Economic Policy Studies

2014
第11巻 第1号
(通巻第71号)

研究論文

財市場・信用市場の不完全性と企業の設備投資行動
——法人企業統計季報を用いたオイラー方程式の推定を通して—— 溝端泰和

不動産価格とリスクの評価
——わが国の住宅価格分析への応用—— 石島 博・前田 章

書 評

松本保美著『アローの不可能性定理—枠組みの検討と応用可能性』
釜賀浩平

川崎一泰著『官民連携の地域再生—民間投資が地域を復活させる』
千田亮吉

発行 日本経済政策学会 発売 勁草書房

Aims and Scope of the Journal:

The *Journal of Economic Policy Studies (JEPS)* is edited and published by the Japan Economic Policy Association. Its purpose is broadly defined, comprehensive coverage of both theoretical and empirical studies within the field of economic policy. The journal will publish qualified research articles, shorter papers or survey articles submitted by the members of the association. It will also include specially invited reports on specific issues of topical interest and book reviews.

Instructions to Authors:

The journal will be published twice annually. The submission of a paper will be held to imply that it contains original unpublished work and is not being submitted for publications elsewhere. For details of instructions, visit:

<http://jepa.jp>

編集委員会 (Editorial Board)

編集委員長 (Chief Managing Editor)

千田 亮吉 (明治大学)
Ryokichi Chida (Meiji University)

編集運営委員 (Managing Editors)

村瀬 英彰 (学習院大学)
Hideaki Murase (Gakushuin University)
飯田 泰之 (明治大学)
Yasuyuki Iida (Meiji University)

編集顧問 (Honorary Board)

新野 幸次郎 横山 彰
Kojiro Niino Akira Yokoyama
藤井 隆 丸谷 冷史
Takashi Fujii Reishi Maruya
野尻 武敏 松本 保美
Taketoshi Nojiri Yasumi Matsumoto
植草 益 荒山 裕行
Masu Uekusa Yūkō Arayama
横井 弘美
Hiromi Yokoi

編集委員 (Editors)

上村 敏之 (関西学院大学) 鳥飼 行博 (東海大学)
Toshiyuki Uemura (Kwansei Gakuin University) Yukihiro Torikai (Tokai University)
駒村 康平 (慶應義塾大学) 林 正義 (東京大学)
Kohei Komamura (Keio University) Masayoshi Hayashi (The University of Tokyo)
胥 鹏 (法政大学) 前田 隆 (金沢大学)
Peng Xu (Hosei University) Takashi Maeda (Kanazawa University)
駿河 輝和 (神戸大学) 松波 淳也 (法政大学)
Terukazu Suruga (Kobe University) Junya Matsunami (Hosei University)
瀧澤 弘和 (中央大学) 家森 信善 (名古屋大学)
Hirokazu Takizawa (Chuo University) Nobuyoshi Yamori (Nagoya University)
鳥居 昭夫 (中央大学) 柳川 隆 (神戸大学)
Akio Torii (Chuo University) Takashi Yanagawa (Kobe University)

経済政策ジャーナル 第11巻第1号 (通巻第71号)

目次

【研究論文】

- 財市場・信用市場の不完全性と企業の設備投資行動 ……溝端泰和… 3
——法人企業統計季報を用いたオイラー方程式の推定を通して——
不動産価格とリスクの評価 ……石島 博・前田 章… 20
——わが国の住宅価格分析への応用——

【書評】

- 松本保美著『アローの不可能性定理—枠組みの検討と応用可能性』……釜賀浩平… 41
川崎一泰著『官民連携の地域再生—民間投資が地域を復活させる』……千田亮吉… 43

【研究論文】

財市場・信用市場の不完全性と企業の設備投資行動*

—法人企業統計季報を用いたオイラー方程式の推定を通して—

Corporate Investment Behavior under Imperfect Goods and Credit Markets

溝端泰和 (京都大学経済研究所)**

Hirokazu MIZOBATA, Institute of Economic Research, Kyoto University

要約

構造型アプローチに基づき、1990年以降の設備投資行動について分析を行った。得られた結果は、以下のとおりである。第1に、財市場における企業の独占度、信用市場における信用割当が、企業の設備投資行動に影響していた。第2に、信用割当が発生したメカニズムにおいて、1990年以前と同様、土地の担保価値が果たす役割が大きかった。第3に、本稿で推定された信用割当は、2000年に入ってから大きくなっていることがわかった。

Abstract

This paper analyzes Japanese corporate investment decision since 1990 using structural approach. I use the Quarterly Report of Financial Statements of Incorporated Business compiled by the Ministry of Finance, and have the following results. First, the incompleteness of both goods market and financial market is estimated critically. Second, the credit crunch is derived from the decrease of land price. Finally, the extent of credit market incompleteness is largely estimated from 2000 onward because of the decrease of land price and the boom in these years.

キーワード：設備投資行動，不完全競争，信用割当

Keywords: Investment, Imperfect Competition, Credit Crunch

JEL 区分：E22, G31

* 本稿を作成するにあたり、照山博司教授（京都大学）および二名の匿名レフェリーから大変有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。文中における誤りは、すべて筆者に帰するものである。

** 京都大学経済研究所先端政策分析研究センター研究員，E-mail hmizobata@kier.kyoto-u.ac.jp
連絡先：〒606-8413 京都府京都市左京区浄土寺下馬場町50-2 浄土寺 Kamii 107, Phone: 090-8381-4517

1. はじめに

企業の設備投資行動の分析は、理論実証両面にわたって、国内外を問わず数多くなされてきた。設備投資の理論を実証的に検証する際に広く用いられてきた方法として、誘導型アプローチがある。この方法は、設備投資関数を限界の q をもとに定式化し代理変数を用いて回帰分析を行うもので、日本では1990年代以降、設備投資と資金調達との関係がこの方法を中心に分析されてきた。先駆的な研究に、Hoshi, Kashyap and Scharfstein [1991]があり、近年の投資行動を対象とした研究に、福田・粕谷・中島 [2005]、田中 [2006]、宮尾 [2008] などがある。

誘導型アプローチによる実証研究は、限界の q の作成方法に応じて、大きく二つの方法に分類される。一つは、株価を資本ストックの再取得価格で除した平均の q により限界の q の指標を代替するものであり、もう一つは、Abel and Blanchard [1986]に見られるような、割引率や利益率について何らかの確率分布を仮定し限界の q の指標を計算するものである。いずれの方法を用いる場合も、それぞれの限界の q の作成の仕方からわかるように、株式市場の効率性や確率分布の妥当性がバイアスのない推定に不可欠となる。

上記の誘導型アプローチとは別に、そもそも限界の q の指標を作成する必要がない投資関数の推定方法として、構造型アプローチと呼ばれる方法もある。構造型アプローチは、明示的に企業の動学的最適化問題を考え、そこから得られる一階条件を直接推定するものである。この方法を用いる場合には、限界の q の指標を作成する必要がないため、誘導型アプローチの推定に必要な市場の効率性などの仮定は必要なくなる。またこの方法は、借入制約をオイラー方程式に組み込むことで、直接借入制約の有無を調べられるという長所も有している。この手法を用いた分析は誘導型アプローチによ

る分析と比べると少ないが、米国の研究にWhited [1992], Hubbard, Kashyap and Whited [1995], Whited and Wu [2006]がある。

構造型アプローチを日本経済に応用した最初の研究は、Ogawa et al. [1996]である。Ogawa et al. [1996]は、「法人企業統計調査」(四半期別調査)の産業ごとの集計量データに基づいて、1970年から90年間の日本の投資行動を分析している。そこでは、非製造業に属する産業において製造業より大きな信用割当の効果が観察されること、土地価格が高騰したバブル期において信用割当の影響がかなり緩和したことが明らかにされている。集計量データを用いたOgawa et al. [1996]とは別に、日本企業のパネルデータに基づいて分析を行ったものもある(Ogawa and Suzuki [1998], 鈴木 [2001])。これらの論文における主要な結論は、以下のとおりである。Ogawa and Suzuki [1998]では、系列企業と非系列企業の二つのグループで信用割当を検証したところ、銀行との結びつきが弱い非系列企業で信用割当が強く働いていることが示されている。また、鈴木 [2001]では、土地資産の担保価値の増加が借入制約を緩和すること、将来収益に対する不確実性の高まりが借入制約を強化することが確かめられている。

本稿では、すでに示した二つの統計手法のうち構造型アプローチを用いながら、1990年以降の日本の投資行動について分析を行った。1990年以降の日本経済は、いわゆる「失われた10年」と呼ばれる長期の景気低迷を経験し、その要因についてさまざまな議論がなされてきたが、それらを構造的な側面から分析するという取り組みは意外にもあまり行われてこなかった¹⁾。このため、構造型アプローチによって近年の投資行動を説明した場合、どのような帰結をもたらすかは重要であると考え、推定には、

1) たとえば、Hayashi and Prescott [2002]では、DSGEモデルとしてRBCのモデルを用い金融市場の機能不全はそれほど問題ではなかったと述べている。

「法人企業統計調査」(四半期別調査)の公表集計データを用いる。一般に、集計量データによる推定は、パネルデータによる推定と比べ、個別経済主体の異質性を考慮できないという問題があるが、以下のような理由から本稿では集計量データを用いた推定を行うこととした。

企業のミクロレベルの投資と、マクロレベル(集計量レベル)の投資は、その動向が大きく異なっており、ミクロレベルの投資は断続的であるのに対し、マクロレベルの投資は滑らかに推移し、投資の系列相関も大きいことが知られている。このため、ミクロレベルの投資行動を理論的に説明する際には、従来の連続な凸型の調整費用関数ではなく、固定費用や投資の非可逆性などを考慮した不連続な調整費用関数を仮定する機会が多くなっている(Abel and Eberly [1994])。しかし、実証的観点からは、不連続な調整費用関数のもと構造推定を行うことは技術的な困難が伴い、望ましい推定方法も確立していないのが現状である(Cooper, Haltiwanger and Willis [2010])。

このようなミクロレベルの投資行動に対し、集計された投資については、従来通り連続な凸型の調整費用関数を仮定しても投資の動向を説明できることが、理論・実証両面から指摘されている。ここでは、研究の一例として、Cooper and Haltiwanger [2006]とWang and Wen [2012]を挙げておこう。Cooper and Haltiwanger [2006]は、Longitudinal Research Databaseの7,000社の事業所レベルのデータを用いて不連続なモデルを推定し、ミクロレベルでは固定費用や非対称な資本財価格²⁾が重要であるのに対し、それらを集計した投資の動きは通常の凸型の調整費用モデルによって90パーセント以上説明できることを示している。また、Wang and Wen [2012]は、個々の企業が投資の実現確率(投資支出のうちのどれ

2) 資本財の購入時の価格と、売却時の価格における違いを意味する。

くらいが資本ストックになるか)について企業固有のショックに直面しており、また清滝・ムーア型の借入制約がある場合、ミクロレベルでは断続的な投資を説明することができ、また集計量レベルでは凸型の調整費用モデルが当てはまることを解析的に証明している。以上からわかるように、集計量データによって従来型の連続な凸型の調整費用関数を仮定した推定を行うことで、パネルデータの場合に推定を困難にする不連続な調整費用関数の問題を回避して企業の投資行動を推定することができる。そこで、投資の不連続性そのものを対象とするのではなく、市場の不完全性の検証を目的とする本稿では、集計量データによる推定を行うこととした³⁾。

以上述べたメリット以外にも、「法人企業統計調査」の集計量データを用いることには以下のようなメリットがある。一般に、個別企業の財務データを用いる場合、対象となる企業は上場企業に限定されることが多い。これは、有価証券報告書の作成義務のない非上場企業について、個別の財務データを入手することが困難となるためである。しかしながら「法人企業統計調査」を用いる場合、中小規模の企業まで含むより広範な企業を対象とすることができ、さらに、資本規模別にデータが公表されているため、規模別の投資行動の比較も可能となる。このようなデータベース上の特性もまた、本稿が「法人企業統計調査」という集計量データを用いる要因となっている。

本稿の構成は、以下のようである。まず、第2節では、財市場が不完全競争であり信用市場が不完全であることを考慮した企業の設備投資行動のモデルについて説明する。第3節では、前節で導出されたオイラー方程式を推定する方法として、関数の特定化、操作変数の選択という点に注目しながら解説する。第4節では、推

3) 同様の観点から、集計量データによる分析を行った近年の研究にMerz and Yashiv [2007], Yashiv [2011]がある。

定に用いた標本の出所および性質について解説し、第5節では、推定結果について財市場と信用市場の不完全性の有無という観点から説明を加える。第6節では、推定結果について定量的な評価を行い、第7節では本稿の結論および今後の課題等について示す。

2. モデル

本節では、財市場の不完全競争と信用市場の不完全性を考慮した企業の設備投資行動の推定モデルについて、Whited [1992], Whited and Wu [2006] にもとづき説明する。企業はその価値の最大化を目的とし、0期の企業価値は既存株主への配当の割引現在価値として以下で与えられる。

$$V_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\prod_{j=0}^{t-1} \frac{1}{1+r_j} \right) d_t \quad (1)$$

ここで、 V_0 は0期の企業価値を、 E_0 は0期に利用可能な情報のもとでの条件付期待値オペレータを表す。また、 r_j はj期の要求収益率を、 d_t はt期の配当を表している。

次に、企業の収支均等式から、配当について以下の関係を得る⁴⁾。

$$d_t = (1-\tau_t)[\pi(k_{t-1}, v_t) - \psi(I_t, k_{t-1}) - i_{t-1}B_{t-1}] - I_t + B_t - (1-\pi_t^*)B_{t-1} \quad (2)$$

ここで、 τ_t はt期の法人税率を、 k_t はt期末の資本ストックを、 v_t はt期の確率ショックを、 I_t はt期の投資量を、 i_t はt期の名目利率を、 B_t はt期末の借入ストックを、 π_t^* はt期の期待物価上昇率(投資財)を表している。また、

4) 企業の収支均等式とは、キャッシュインフローである利潤と純借入の合計が、キャッシュアウトフローである配当、借入利息支払、投資関連支出の合計と等しくなる式を意味する。Ogawa et al. [1996] のように、フロー変数として純借入を定義することもできるが、変数や制約式の節約のため借入についてはストック変数のみで記述している。

π は企業の利潤関数⁵⁾、 ψ は調整費用関数である。各項は、投資財の価格をニューメレルとする実質値で評価されている。財市場が不完全競争の場合、利潤関数の資本ストックについての二階の導関数は以下を満たす。

$$\pi_{kk} \leq 0 \quad (3)$$

とりわけ、財市場が完全競争である場合は、利潤関数は資本ストックについて線形関数になり、 $\pi_{kk}=0$ となる⁶⁾。調整費用関数は、連続かつ凸型のものを考える。

制約条件は、以下である。

$$k_t = I_t + (1-\delta)k_{t-1} \quad (4)$$

$$d_t \geq 0 \quad (5)$$

$$B_t^* \geq B_t \quad (6)$$

(4)式は資本蓄積式であり、 δ は資本減耗率を表す。(5)式は配当の非負制約を表しており、すなわち新株発行は考えられていない⁷⁾。最後に(6)式は借入制約を表し、 B_t^* は借入の上限である。(6)式の借入制約は、信用市場の不完全性にもとづいている。企業と銀行の間に情報の非対称性が存在せず、信用市場が完全であればこのような制約は発生しない。この制約が課される場合、企業は資金制約から十分な投資を行えない可能性がある。なぜなら、(5)式により新株発行が、(6)式により負債の発行が制限されることで、企業の外部資金調達手段がすべて制約されるからである。

以上で、企業の動学的最適化問題が記述され

5) ここで利潤関数とは、每期自由に調整可能な可変生産要素について企業が最適化を行った後のものを示す。

6) (3)式および完全競争下における利潤関数の性質の導出にあたり、生産関数の生産要素に関する一次同次性が仮定されている。詳しい導出過程については、Cooper and Ejarque [2003] の脚注を参照。

7) 新株発行を考えないのは、一つには、新株発行は資金調達手段の中で最もコストが大きい手段であると考えられていること、またもう一つには、中規模・小規模企業においてそもそも新株発行ができない企業があることがある。新株発行を含めた理論モデルについては、Hubbard, Kashyap and Whited [1995] を参照。

の情報と相関しないため $E_t(e_{t+1})=0$ である。

オイラー方程式を推定するにあたり、モデルに登場する関数の特定化が必要となる。まず、資本の限界収益(π_k)の項について考えることにしよう。財市場が完全競争であり、生産関数が一次同次性を満たす場合、利潤関数は資本ストックについて線形関数になる。このとき限界収益と平均収益は一致するので、

$$\pi_k(k_{t-1}, v_t) = \frac{Y_t - C_t}{k_{t-1}}$$

のように特定化できる。ここで Y_t は t 期の収入を、 C_t は t 期の可変費用を表している。(ともに実質値) いまこの表現を利用すると、財市場が不完全競争である場合は、

$$\pi_k(k_{t-1}, v_t) = \frac{\mu^{-1}Y_t - C_t}{k_{t-1}} \quad (10)$$

のようにマークアップ率 μ を加えた形で定式化できる⁸⁾。

次に、調整費用関数について考えよう。本稿では、以下の具体形を採用した。

$$\psi(I_t, k_{t-1}) = \frac{\alpha}{2} \left(\frac{I_t}{k_{t-1}} - \delta \right)^2 k_{t-1} \quad (11)$$

α は、調整費用関数の特徴付けるパラメータで正である。また、調整費用は純投資にのみかかり、投資についての二階の導関数は正であると

する。最後に、未定乗数によって構成される Λ_t について考えよう。信用市場が完全な場合、すなわち企業が借りただけ借りられる場合、この項の値はゼロになる。しかしながら、情報の非対称性により信用市場が不完全になる場合には、この項の値は一般にゼロにならない。(8)式の

8) Whited [1992], Hubbard, Kashyap and Whited [1995], Whited and Wu [2006] においても基本的に同様の特定化が考えている。また具体的な導出過程については、Ogawa and Suzuki [1998] や鈴木 [2001] を参照。

た。企業は(1)式によって定義された企業価値を、(2)式から(6)式までの制約式のもと最大化する。(5)式の未定乗数を、 λ_t 、(6)式の未定乗数を γ_t として、t期のオイラー方程式を導くと次のようになる。

$$\frac{1}{1+r_t} E_t \left[\left(\frac{1-\tau_{t+1}}{1-\tau_t} \right) \left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t} \right) \left(\pi_k(k_t, v_{t+1}) - \psi_k(I_{t+1}, k_t) + (1-\delta) \left(\psi_I(I_{t+1}, k_t) + \frac{1}{1-\tau_{t+1}} \right) \right) \right] \quad (7)$$

$$= \psi_I(I_t, k_{t-1}) + \frac{1}{1-\tau_t} (1+\lambda_t) - \frac{1}{1+r_t} E_t [(1+(1-\tau_{t+1})i_t - \pi_{t+1}^*)] \quad (8)$$

$$(1+\lambda_{t+1}) - \gamma_t = 0$$

(7)式は資本ストックについてのオイラー方程式であり、(8)式は借入ストックについてのオイラー方程式である。信用市場が完全な場合は、制約式(6)式を考慮せずオイラー方程式を導出すればよい。

3. 推定方法

前節で導出された投資のオイラー方程式を推定するために、まず(7)式を、予測誤差を用いて書き直そう。予測誤差を用いると(7)式は、次のように書き直される。

$$\frac{1}{1+r_t} (1-\Lambda_t) \left(\frac{1-\tau_{t+1}}{1-\tau_t} \right) \left[\pi_k(k_t, v_{t+1}) - \psi_k(I_{t+1}, k_t) + (1-\delta) \left(\psi_I(I_{t+1}, k_t) + \frac{1}{1-\tau_{t+1}} \right) \right] \quad (9)$$

$$= \psi_I(I_t, k_{t-1}) + \frac{1}{1-\tau_t} + e_{t+1}$$

ここで、 $\Lambda_t \equiv 1 - (1+\lambda_{t+1})/(1+\lambda_t)$ である。 e_{t+1} は、t期の予測に対する実現値との予測誤差を示す項であり、t期の予測誤差はt期以前

借入ストックのオイラー方程式より Λ_t は借入制約と密接に関係しており、また、借入制約の厳しさは借入の上限 B_t^* によって影響を受けることがわかる⁹⁾。そこで、借入の上限 B_t^* に影響を与える変数として企業の土地担保価値で基準化した負債比率を考え、以下のような形で Λ_t の項を特定化した¹⁰⁾。

$$\Lambda_t = \exp\left(c_0 + c_1 \frac{B_{t-1}}{L_{t-1}}\right) \quad (12)$$

ここで、 B_{t-1} は前期の企業の借入残高を、 L_{t-1} は前期の企業の土地ストック残高を表す¹¹⁾。(12)式において、前期の借入・土地ストック比率は、以下のように借入の上限に影響すると考えられる。分子の前期の借入残高の増加は、企業の倒産確率（デフォルトリスク）の上昇を通じて、銀行貸出を控えさせる。次に、分母の土地ストックの減少は、企業が保有する担保価値の減少を通じて、借入残高の増加同様銀行貸出を控えさせる。したがって、係数 c_1 は正であると予想できる¹²⁾。

9) 本稿では、補論2に示されているように Whited [1992] にならって要求収益率と負債の資金調達コストが等しいと仮定する。この場合、(8)式から $E_t \Lambda_t = \frac{\gamma_t}{1+\lambda_t}$ となり Λ_t が借入制約と密接に関係していることがわかる。また、 Λ_t が正の値をとるのは借入制約が有効な場合に限定されるので、 Λ_t は借入制約の厳しさを表すといえる。

10) 指数関数による定式化をしているのは、線形関数によって定式化した場合に、いくつかの推定で信用割当の程度が負値に推定されたためである。信用割当の程度を表す Λ_t は、(8)式からわかるように、基本的に0から1の間の値しかとらない。本稿では指数関数によって推定することでこの問題に対処した。Whited and Wu [2006] では、構造推定の際に非負制約を置くことで対処している。

11) 1990年以降の地価の傾向的な低下は無視できないと考え、資本ストックによる基準化ではなく、土地ストックによる基準化を行った。

12) 一般に信用制約を定式化する場合、借入ストックや土地ストックのような資金需要側（企業側）の変数以外に、資金供給側（銀行側）の変数（たとえば自己資本比率など）も考えることができる。しかしながら、企業規模別に取引銀行のグループを識別することが難しいこと、全産業レベルの変数では安定した推定が難しいことなどか

以上から、構造推定モデルは次式にまとめられる。

$$\frac{1}{1+r_t}(1-\Lambda_t)\left(\frac{1-\tau_{t+1}}{1-\tau_t}\right) \left(\left[\frac{\mu^{-1}Y_{t+1}-C_{t+1}}{k_t}\right] + \frac{\alpha}{2}\left[\left(\frac{I_{t+1}}{k_t}\right)^2 - \delta^2\right] + (1-\delta)\left[\alpha\frac{I_{t+1}}{k_t} - \alpha\delta + \frac{1}{1-\tau_{t+1}}\right]\right) \quad (13)$$

$$-\alpha\frac{I_t}{k_{t-1}} + \alpha\delta - \frac{1}{1-\tau_t} = e_{t+1}$$

$$\Lambda_t = \exp\left(c_0 + c_1 \frac{B_{t-1}}{L_{t-1}}\right)$$

μ は財市場の不完全競争を、 Λ は信用市場の不完全性を反映している。 $\mu=1$ 、 $\Lambda=0$ というケースは、財市場も信用市場も完全な場合に対応する。

本節始めに示したように、予測誤差の t 期の情報集合に基づく条件付期待値はゼロである ($E_t(e_{t+1})=0$)。そこで、 t 期の情報集合 I_t の部分集合を Z_t と定義すれば、以下の式が成立する。

$$E(Z_t e_{t+1}) = 0$$

この直交条件を標本平均で表した際に、式の本数が未知パラメータより多ければ、一般化モーメント法により未知パラメータを一致推定することができる。本稿では、操作変数 (Z_t) のリストとしてモデルに含まれるすべての変数の1期から3期までのラグ値を用いて推定を行った¹³⁾。

4. データ

推定に用いるデータは、「法人企業統計調査」

ら、(12)式による定式化を行った。

13) GMMによる推定の場合、操作変数には t 期の情報集合のもとで潜在的に利用可能なすべての過去の変数が含まれる。そこで操作変数の選択の際には、3期までのラグで過去の情報を代理する十分な長さであるとみなした。頑健性のチェックのために、補論1では4期までのラグを用いた結果についても記述している。

(財務省)の四半期別調査が中心となる。「法人企業統計調査」(四半期別調査)は、法人企業を対象に財務データを集計値で報告している。本稿ではそのなかから、フローの系列として、減価償却費(その他有形固定資産)、減価償却費合計、土地増加額、土地減少額、売上高、売上原価、販売費及び一般管理費、支払利息等のデータを、またストックの系列として、その他有形固定資産、土地、短期借入金計、長期借入金計、社債のデータを利用した¹⁴⁾。「法人企業統計調査」は、上場企業だけではなく、上場企業以外のデータも包括している。このため、上場企業のデータを用いることの多いマイクロレベルの分析と比べ、中小規模の企業まで含むより広範な設備投資動向の分析が可能であるというメリットがある。

上記のデータベースは、法人企業を資本金規模や業種によって分割し、グループごとにデータを報告している。そこで、本稿では、製造業と非製造業のそれぞれについて、資本金規模が10億円以上のグループ(大規模)、1億円から10億円のグループ(中規模)、1千万円から1億円(小規模)のグループの計6つのグループで推定を試みた。また、報告されているデータは四半期ごとの原系列であるので、変数の作成の際は日本銀行発表の2005年基準、国内企業物価指数(需要段階別・用途別指数(資本財))を用いて実質化を行っている。さらに、季節性を考慮するために、(13)式および操作変数のリストに季節調整ダミーを加えて推定を行った。推定期間は1990年の第1四半期から2008年

14) データを用いた変数の作成方法については、補論2を参照のこと。なお、「法人企業統計調査」(四半期別調査)を利用する際には、次の点に注意が必要である。それは、資本金規模10億円以上のグループ以外は標本調査による母集団推定が行われており、その際の標本の抽出替えが、毎年第1四半期と第2四半期の間でなされるということである。このため年度をまたぐデータには連続性がなく、そのままの形で分析を行うことができない。本稿では、小川[2003]にしたがって、データの各種項目について断層修正を行っている。断層修正の具体的な方法についても補論2を参照のこと。

表1 財市場も信用市場も完全な場合の構造推定

製造業	大規模	中規模	小規模
α	-1.079** (0.114)	-1.775** (0.330)	1.788** (0.200)
J統計量	12.99	14.22	13.40
β 値	0.791	0.714	0.767
非製造業	大規模	中規模	小規模
α	-0.693** (0.148)	0.422** (0.136)	-1.613** (0.231)
J統計量	13.27	16.03	16.06
β 値	0.774	0.589	0.588

注:操作変数として、定数項・季節調整ダミーと以下の変数の一期から三期ラグを用いた。
 $I/K, (I/K)^2, Y/K, C/K, B/L, r, \dots$ 。推定方法として、小標本でのパフォーマンスが良いiterated GMMを用いている。ウェイト行列の更新には、Newey and West [1987]の公式を用いた。括弧内の数値は標準誤差である。*は1パーセント、**は5パーセントを表す。 β 値は、J統計量の β 値である。各グループのJ統計量は自由度18のカイ二乗分布に従う。季節調整ダミーの係数は省略している。

の第1四半期までとした。この期間は、大きく景気が低迷した1990年代後半の金融危機の時期を含んでおり、また最近までの企業の投資行動も考慮されている。直近のデータを含めなかったのは、2008年終盤以降のリーマンショック期に有価証券などの資産価値の大規模な減少が生じたが、これらが設備投資に与えた影響は負債残高と土地ストック残高のみを考慮に入れた本稿の投資理論では十分に把握できないと考えたためである。

5. 推定結果と解釈

(13)式の推定モデルによる推定結果の妥当性についての判定は、調整費用関数のパラメータ (α) の符号条件と過剰識別制約検定の結果によって行う。表1には、財市場も信用市場も完全であると仮定し、(13)式に $\mu=1$ 、 $\Lambda=0$ 代入して推定を行った結果が示されている。注目するパラメータは、調整費用関数のパラメータ (α) である。表1を見ると、製造業の大規

表2 財市場や信用市場の不完全性を考慮したモデルの構造推定

製造業	$\mu-1$	α	c_0	c_1	J統計量	β 値
大規模	0.031** (0.003)	0.401** (0.121)	-17.90** (4.583)	5.698** (1.875)	12.10	0.670
中規模	0.020** (0.002)	0.671** (0.165)	-14.73** (5.169)	4.898** (2.361)	12.43	0.646
小規模	0.015** (0.001)	0.027 (0.200)	-21.36** (6.439)	6.853** (2.566)	9.520	0.848
非製造業	$\mu-1$	α	c_0	c_1	J統計量	β 値
大規模	0.014** (0.002)	0.299** (0.096)	-16.68** (2.578)	2.450** (0.502)	5.834	0.982
中規模	0.015** (0.001)	0.060 (0.048)	-13.10** (1.892)	2.510** (0.524)	9.479	0.851
小規模	0.021** (0.001)	0.174** (0.075)	-47.94** (13.60)	17.47** (5.391)	9.101	0.872

注：操作変数および記号表記は、表1と同じ。各グループのJ統計量は自由度21のカイ二乗分布に従う。季節調整タミーの係数は省略してある。

模・中規模のグループ、また非製造業の大規模・小規模のグループなど、多くのグループで本来正であるパラメータが有意に負値で推定されている。調整費用関数のパラメータが符号条件を満たしていないので、これらのグループにおいてモデルの当てはまりはよくない。

このようにモデルの当てはまりが悪くなった理由は、財市場や信用市場の不完全性を無視して推定したためかもしれない。そこで表2には、これらの不完全性を考慮した一般的な設定のもと、(13)式を再推定した結果が示されている。表2の推定結果を見ると、調整費用関数のパラメータが負値に推定される「下方バイアス」が改善していることがわかる。具体的には、製造業の大規模・中規模のグループ、非製造業の大規模・小規模のグループで5パーセント有意に正の値が推定されており、そのほかのグループにおいてもゼロと変わらない値が推定されている。このことは、財市場や信用市場の不完全性を考慮することで、モデルの当てはまり具合が改善されることを意味している¹⁵⁾。

15) 本稿の推定では、半分ほどのグループで調整費用関数のパラメータがゼロと推定された。この点について、本稿と同様に日本の設備投資行動について分析している小川らの研究では、以下のような結果が得られている。

さらに、財市場および信用市場の不完全性を示すパラメータの数値について詳しく見てみよう。表2を見ると、産業や規模に関係なくすべてのグループで、マークアップ率が1と有意に異なって推定されている。製造業では1.015から1.031の間で、また、非製造業では1.014から1.021の間でマークアップ率が推定されている。マークアップ率が1と有意に異なって推定されていることから、財市場における企業の独占度が設備投資行動に影響していた可能性が高

Ogawa et al. [1996]では、推定を行っている産業のうち半数ほどで有意に正の値が得られ、他はゼロと推定されている。次に、Ogawa and Suzuki [1998]では系列・非系列企業ともゼロと推定されており、鈴木 [2001]では中堅企業で有意に正に、大企業でゼロと推定されている。このように、本稿の推定結果も含め、調整費用関数のパラメータがゼロと有意に異ならないと推定されることが多い要因として、次のような可能性が考えられる。本稿の推定期間(1990年から2008年)のように、日本企業の投資行動は、更新投資主体で進められている。更新投資のみが行われる場合、(11)式から明らかのように調整費用はゼロである。またこのとき、投資比率が資本減耗率と等しいため、投資のオイラー方程式から調整費用に關係する項が除かれ、パラメータ α の推定はできなくなってしまう。実際には投資比率は資本減耗率と異なるので推定は可能であるが、上記のように投資比率が資本減耗率に十分近い場合、パラメータ α の標準誤差が大きくなり推定が不安定になる傾向があるようである。

い。一方、信用市場の不完全性を示す信用割当のパラメータについて見ても、ゼロと有意に異なって推定されていることがわかる。したがって、企業の独占度に加え、信用割当も企業の設備投資行動に影響していた可能性がある。

信用割当は、どのようなメカニズムによってもたらされたのだろうか。この点については、個々のグループで推定された係数(c_1)の符号を見えることで検証できる。前期の借入・土地ストック比率の係数(c_1)は、製造業のすべての規模で5パーセント有意に正に推定されており、また、非製造業においてもすべての規模で1パーセント有意に正に推定されている。したがって、前期の借入・土地ストック比率が高いときほど、信用割当の程度は大きかったことになる。これは、第3節で指摘したように、負債残高の増加や担保価値の減少が、企業と銀行の間の情報の非対称性の影響を拡大し、信用割当の程度を高めていたと解釈することができる。

6. 定量的な分析

前節では、企業の独占度および信用割当が設備投資行動に影響している可能性が示されたが、本節では、これらの要因によって企業の設備投資行動が具体的にどのほど影響を受けてきたのか分析する。

企業の独占度や、信用割当による設備投資への影響を定量的に評価することは、実証分析において非常に困難となる。これは、標本として得られる収入や可変費用などのデータに、企業の独占度や信用割当の影響が含まれているため、これらのデータを用いた分析を行うと影響を過大評価してしまう同時決定の問題があるからである¹⁶⁾。そこで、先行研究では投資の変動そのものではなく、投資に影響する要因として、

16) Cooper and Ejarque [2003]でなされているような数値計算によるシミュレーションの場合、ここで指摘されたような同時決定の問題を回避して、企業の独占力の影響や信用割当の影響を見ることが可能となる。

企業の独占度についてはマークアップ率(または需要の価格弾力性)を、また、信用割当については金利への影響を、推定結果に基づき定量的に評価することが多い。本稿でもそれらの値を求め、先行研究と比較することにした。

前節では、マークアップ率が、製造業で1.015から1.031の間で、非製造業で1.014から1.021の間で推定されていた。一方、本稿と同じように「法人企業統計調査」のデータ(製造業)を用いて、財市場の不完全性を対象とした分析を行っているOgawa and Kitasaka [1999]では、1.037から1.088の値が推定されている¹⁷⁾。この値は、本稿における結果とそれほど異ならない。また、企業のパネルデータを用いて構造推定を行ったOgawa and Suzuki [1998]と鈴木 [2001]におけるマークアップ率は、前者で1.221から1.464の値が、後者で1.131から1.364の値が報告されている。

続いて、信用割当の程度の時系列的推移を、推定されたパラメータにもとづき評価してみよう。(12)式にもとづき、未定乗数 Λ の値をパラメータの推定値から計算することができる。 Λ の値は、借入制約の未定乗数と密接に関係しており、また借入制約の未定乗数は借入制約の厳しさと密接に関連していた。すなわち、 Λ の値が正の値をとるときは、借入制約が有効に機能しているときに限定され、さらに借入制約がどれだけ有効に機能しているかは各期に企業がどれだけ借入を行えるかに依存していた(詳しくは、第3節脚注参照)。そこで図1・図2には、 Λ の値に対して対数値をとったものが、産業と規模に分けてプロットされている。多くのグループに共通する特徴は、 Λ の値が2000年に入ってから、特に2005年頃に大きくなっ

17) Ogawa and Kitasaka [1999]は、財市場が不完全競争であることを認めた理論モデルのもと、誘導形としての設備投資関数を導出し、推定を行っている。誘導形による推定なので、構造パラメータの推定は行われていないが、その推定結果を利用することで独占度を求めた。マークアップ率の計算は、需要の価格弾力性(ϵ)を計算し、 $\mu=1/(1-\epsilon^{-1})-1$ により計算している。

図1 信用割当 (log Λ) の時系列的推移 (製造業)

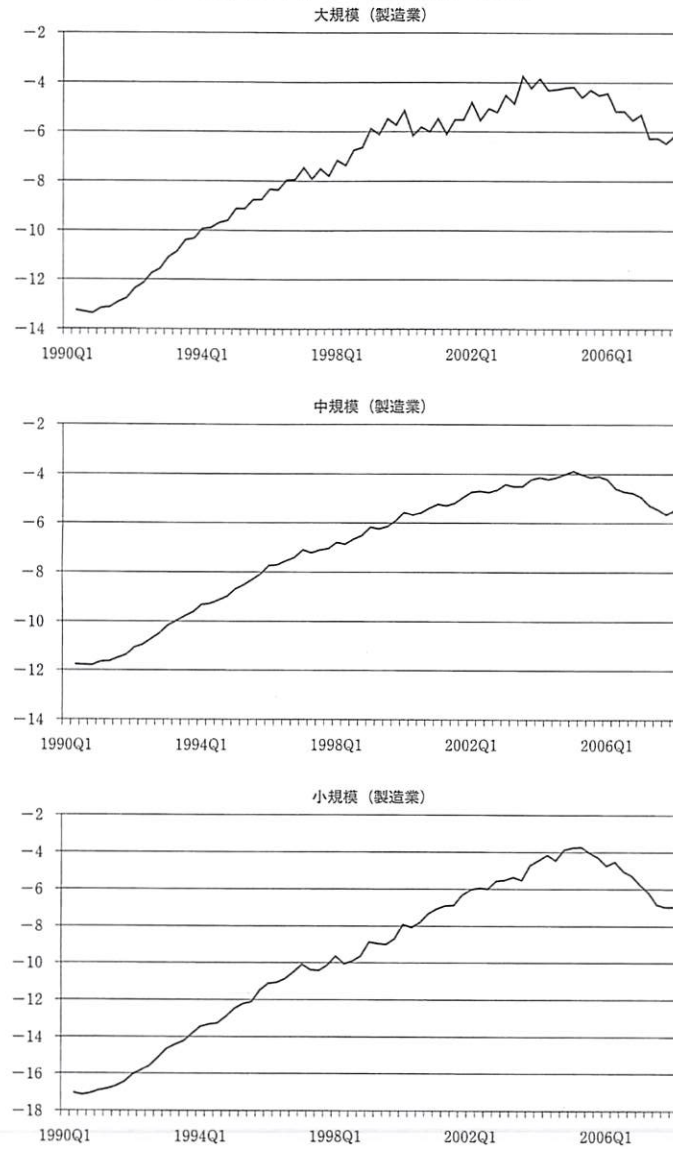


図2 信用割当 (log Λ) の時系列的推移 (非製造業)

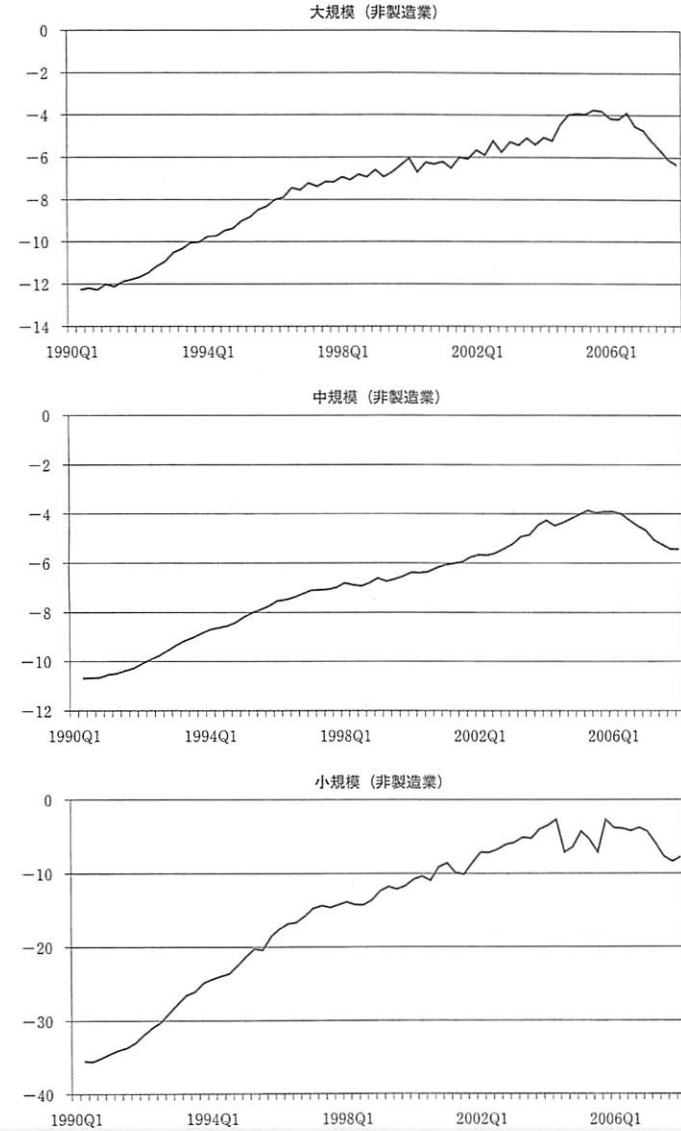
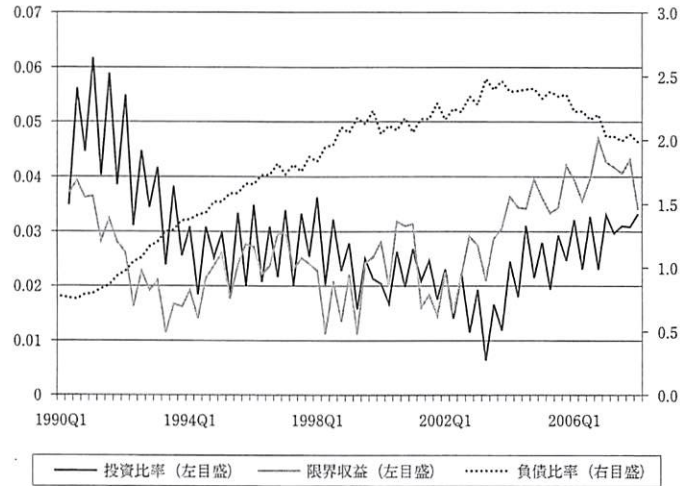


図3 各種変数の時系列的推移



注：図は、製造業大規模グループについてのものである。その他のグループについても、同様の傾向が見られたため図は省略している。各変数の作成方法については、補論2を参照。

ていることである。すなわち、1990年代末の金融危機による不況下で信用割当はそれほど深刻ではなく、2000年代に入ってから、特に2000年代半ばからの好況期において信用割当が拡大したという傾向が共通に見られた。

このような必ずしも景気動向と連動しない信用割当の傾向をもたらした要因は、投資資金に対する需給両面に分解して考えることができる。供給面は、1990年以降の地価の趨勢的な低下による影響であり、需要面は、2004年から2006年を中心とする好景気期の投資需要の増加の影響である。以下、それぞれの要因に分けて説明していこう。

供給面の要因は、地価が1990年代初頭において高水準になった後、2005年頃まで傾向的に低下したことである。このため、土地の担保価値は、1991年頃から2005年頃まで傾向的に下がり続けた¹⁸⁾。実際、図3には、土地で基

準化された負債比率の大きさがプロットされているが、2000年以降も上昇していることが見てとれる。バブル期の土地価格の高騰が担保価値を高めることで、信用割当を緩和してきたと主張するOgawa et al. [1996]とは対照的に、本稿の分析結果は、近年になって再び土地価格の低下が信用割当を供給面から強化させるよう機能してきたことを示している。バブル崩壊後の土地価格が設備投資に及ぼす影響はそれほど注目されていないが、宮尾[2008]では誘導形の推定を通してこれらに有意な相関があることを見出しており、本稿ではこの点を構造形のもと確認している。

次に、需要面の要因は、2004年以降の平成好景気期に限界収益(π_t)によって表される設備投資需要が、1990年代後半に比べて増加したことである¹⁹⁾。金融危機が起こった1997年、

債とは異なり、地価への影響は遅れてでてくる傾向があることを示唆している。

19) 本来、需要面の要因は、動学的な側面を考慮して限界 q などの指標を用いるべきである。本稿においても、小川

1998年頃は確かに借入制約が厳しくなっていたと予想されるが、図3が示すように、そもそも景気が低迷しているため資本の限界収益も低く、設備投資はもっぱら更新投資主体で進められてきたと考えられる。更新投資主体で投資が行われる場合は、新たな投資は行われなから、投資関連支出は少なくなり、仮に借入制約が厳しくなってもその影響は限定的になるだろう。一方で、図3からは2004年から2006年には、限界収益が1990年頃の水準まで回復している様子が見えてとれ、仮に借入制約の状況が変わらなくとも信用割当は拡大したと考えられる。

以上見てきた Λ の値は、信用割当の時間的に見た相対的な大きさを示すものである。しかしながら、それらは信用割当の具体的な大きさを示すものではない。そのため、Ogawa et al. [1996]では、信用割当の存在が平均的にどれくらい金利を押し上げる効果を持っていたかを、推定された構造モデルにもとづき数量化することでその具体的な指標としている。Ogawa et al. [1996]では、信用割当の程度と実質金利の積を実効金利と名づけ、信用割当が実効金利を何パーセント引き上げる効果を持っていたか確認している。以下でも、Ogawa et al. [1996]と同様に、推定結果から実効金利を求め、信用割当の量的な評価を行おう。

いま図で示された信用割当の推移から平均的な影響を計算すると、製造業では、大規模で0.003、中規模で0.004、小規模で0.003の値で Λ が推定され、非製造業では、大規模で0.004、中規模で0.004、小規模で0.005の値で Λ が推定された。この平均的な影響から、信用割当が金利を何パーセント上昇させていたかを計算すると、製造業では、大規模で0.3パーセント、中規模で0.4パーセント、小規模で0.3パーセント上昇させており、非製造業では、大規模で0.4パーセント、中規模で0.4パーセント、小

[2003, p. 101] にならって限界 q を作成したが、限界収益と同様の傾向が見られたため、ここでは図の見やすさのため限界収益の指標を用いている。

規模で0.5パーセント金利を上昇させていた計算になる。また、信用割当のピーク時で見た場合、製造業では、大規模で2.3パーセント、中規模で2.0パーセント、小規模で2.4パーセント金利を上昇させており、非製造業では、大規模で2.3パーセント、中規模で2.1パーセント、小規模で6.8パーセント金利を上昇させていた。とりわけ信用割当が深刻な時期において、規模が小さくなるほど、また、製造業よりも非製造業において信用割当の影響が大きく推定される傾向が見えてとれる。特に、非製造業の小規模グループにおける信用割当は深刻であったといえる。

7. 結 語

本稿では、不完全競争下の企業の設備投資行動を、借入制約まで含めた理論モデルをもとに分析を行った。具体的な方法は、理論モデルから導出されるオイラー方程式を、GMMを用いて推定する構造推定のアプローチを採用している。企業の設備投資行動を構造型アプローチに基づき分析する取り組みは、1990年代においてなされてきたが、貸し渋りの問題が取り沙汰された1990年以降を分析対象とする研究はほとんど行われていない。それゆえ、このような統計的手法を用いた分析を行うことは重要であると考えられた。

本稿における分析の結果、次の三つの点が明らかになった。一点目は、すべての資本金規模のグループにおいて、財市場における企業の独占度や信用市場における信用割当が、設備投資行動に影響している可能性があること、二点目は、信用割当が発生したメカニズムにおいて、1990年以前同様、依然土地が果たした役割が大きかったこと、三点目は、推定された信用割当の程度は、地価の低下や平成好景気期の投資需要の増加を背景に、2000年に入ってから大きくなったことである。

本稿の最後に、本稿における分析課題を挙げ

18) このように景気回復期においても地価が低下し続けたことは注目に値する。バブル崩壊の時期にも同様の現象が見られるが、これらは、景気変動に敏感に反応する株

1期から4期までのラグを用いた推定結果

製造業	$\mu-1$	α	c_0	c_1	J統計量	p値
大規模	0.031** (0.001)	0.262* (0.109)	-23.19** (3.852)	7.796** (1.584)	13.58	0.886
中規模	0.012** (0.002)	0.151 (0.173)	-29.86** (6.773)	12.07** (3.172)	13.26	0.898
小規模	0.015** (0.001)	-0.088 (0.113)	-18.80** (3.662)	5.828** (1.451)	10.01	0.978
非製造業	$\mu-1$	α	c_0	c_1	J統計量	p値
大規模	0.017** (0.001)	-0.058 (0.049)	-16.76** (2.287)	2.436** (0.444)	13.70	0.881
中規模	0.015** (0.001)	0.059 (0.042)	-12.08** (1.077)	2.228** (0.295)	10.24	0.975
小規模	0.019** (0.0008)	0.153** (0.055)	-33.24** (4.654)	11.65** (1.846)	13.86	0.875

注：操作変数および記号表記は、表1と同じ。各グループのJ統計量は自由度21のカイ二乗分布に従う。季節調整ダミーの係数は省略してある。

て結びとしたい。本稿の分析では、信用割当の定式化において、土地で基準化した負債残高しか利用してこなかった。これは、信用割当の程度を決定する上で、負債残高が一番重要な要素であると考えたためである。しかしながら、これまでの設備投資の研究では、負債残高以外の要因にも焦点が当てられてきた。たとえば、鈴木 [2001] では、将来収益の不確実性の影響が考えられている。これら他の変数が信用割当に及ぼす影響についての分析は、今後の課題としたい。

このほかには、公表集計データ（「法人企業統計調査」(四半期別調査)）を利用した本稿の分析結果が、本来資金制約に苦しんでいた企業への影響を過小評価していることが指摘される。これは、本稿の分析が集計量によるものであり、各企業の最適化行動を平均したものしか推定できていないためである。このため、資金制約に苦しんでいる企業とそうでない企業がある場合、資金制約に苦しんでいた企業への影響が過小に評価されていることが考えられる。

補論1

ここでは、(13) 式の推定において利用した

操作変数とは別の操作変数を用いることによって、実証結果の頑健性のチェックを行う。操作変数のリストは、モデルに出てくる変数の、1期から4期までのラグ値とした。推定結果を見ると、表2同様、財市場の不完全性、信用市場の不完全性を表すパラメータが有意に同符号で推定されている。マークアップ率は、製造業で1.012から1.031の間で、非製造業で1.015から1.019の間で1と有意に異なって推定されている。また、信用割当を表す各種パラメータも、第5節と同符号で有意に推定されており、量的な値もそれほどかわらないことを確認している。

補論2

本節では、本稿で用いたデータ系列の作成方法について解説する。第4節でも触れているように、本稿で用いたデータ系列の多くは、「法人企業統計調査」(四半期別調査) によっている。「法人企業統計調査」(四半期別調査) は、4-6 月期調査に標本の抽出替えが行われるため、データの連続性からそのままの形では分析に用いることができない。そこで最初に、連続性のあるデータ系列の作成方法について解説する。

本稿では上記の問題に対処するため、小川

[2003] の断層修正の方法を用いた。ここでは、簡単に小川 [2003] における断層修正の方法について紹介する。「法人企業統計調査」では、主要なストック変数について、当期末の値と同時期の標本法人にもとづいた前期末の値が報告されている。したがって、同じ標本法人にもとづいたネットのフロー量を計算することができる。そこで、断層修正は基本的にフロー変数について行い、ストック変数については恒久棚卸法を用いて作成されたフロー変数を積み上げる形で行った。以下では、フロー変数の非連続性を修正する方法について説明する。

「法人企業統計調査」では、4-6 月期調査に標本の抽出替えが行われ、企業数が大幅に増加する傾向がある。そこで t 年第1四半期と t 年第2四半期の間の企業数の差を過去一年間にわたる企業数の増加と捉え、均等に増えてきたという仮定のもと、四半期ごとの企業数の増加を計算する。この企業数の増加に、各四半期の一社あたりフロー量をかけることで、企業数増加に伴うフロー量の増大を計算することができる。以下では、本稿で用いた変数の作成方法について説明する。

1. 資本ストック系列 (K) の作成

資本ストック系列の作成方法は、恒久棚卸法に従った。ベンチマークとなる資本ストックは、1980年第1四半期のその他有形固定資産の値である。1980年において、その他有形固定資産の簿価の値と時価の値は等しいものとする。この仮定は一見厳しいように思われるが、推定に用いる資本ストック系列が1990年以降であることから考えると、非現実的とは思われない。物理的な資本減耗率 (δ) は、Hayashi and Inoue [1991] の値を用いて、Ogawa et al. [1996] で推定されている値を採用した（製造業では0.0774、非製造業では0.0692）。ベンチマーク年の資本ストックの額と設備投資額が与えられれば、以下によって資本ストックは逐次的に求められる。

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$$

ただし K_{t-1} は $t-1$ 期期末の資本ストック、 I_t は t 期の実質設備投資である。

2. 設備投資系列 (I) の作成

名目設備投資額については、以下の式により算出した。

$$\begin{aligned} \text{名目設備投資額} = & \text{当期末その他有形固定} \\ & \text{資産残高} \\ & - \text{前期末その他有形固} \\ & \text{定資産残高} \\ & + \text{減価償却費 (その他} \\ & \text{有形固定資産)} \end{aligned}$$

実質設備投資額は、上記の値を日本銀行発表の2005年基準国内企業物価指数（需要段階別・用途別指数（資本財））によりデフレートして求めている。

3. 土地ストック系列 (L) の作成

土地ストック系列も恒久棚卸法に従って計算した。ベンチマークの時点は資本ストックと同様、1980年第1四半期とした。時価と簿価の開きが大きいので、Ogawa et al. [1996] で報告されている時価簿価比率を用いて、ベンチマーク年における時価の土地ストックを求めている。後は、以下の式にしたがって、逐次的に計算している。

$$\begin{aligned} NILAND_t &= ILAND_t - DLAND_t \frac{P_t^L}{P_{t-1}^L} \\ LANDY_t &= LANDY_{t-1} \frac{P_t^L}{P_{t-1}^L} + NILAND_t \end{aligned}$$

ここで $NILAND$ は純土地投資額、 $ILAND$ は土地増加額、 $DLAND$ は土地減少額、 $LANDY$ は時価の土地ストック額である。地価 (P_t^L) は、「市街地価格指数」（日本不動産研究所）の六大都市市街地価格指数の全用途平均を用いている。（半期データなので線形補間した）

4. 借入ストック (B) の作成

長期借入金計+短期借入金計+社債によって求めた。

5. 法人税率 (τ) の作成

国税庁の「統計年報」記載のデータを法人税率として利用した。

6. 要求収益率 (r) の作成

本稿では、要求収益率は負債の資金調達コストと等しいという仮定のもと、以下のように計算した。まず名目利子率を、次のように支払いベースで計算した。

$$i = \frac{\text{支払利息等}}{\text{長期借入金額} + \text{短期借入金計} + \text{社債}}$$

上のようにして計算された利子率を用いて、モデルで与えられた負債の資金調達コストの式 $(1 + (1 - \tau_{t+1})i_t - \pi_{t+1}^e)$ にもとづき計算した²⁰⁾。

7. 収入 (Y) および可変費用 (C) の作成

収入は売上高のデータを用いた。可変費用は、以下によって計算している。

$$\begin{aligned} \text{可変費用} &= \text{売上原価} \\ &+ \text{販売費及び一般管理費} \\ &- \text{減価償却費合計} \end{aligned}$$

そしてそれぞれの項目を、日本銀行発表の2005年基準国内企業物価指数(需要段階別・用途別指数(資本財))のデータを用いて実質

20) 厳密には、要求収益率と負債の資金調達コストが等しくなるには、資本市場が完全であるという仮定が必要となる。しかしながら、本稿では簡単化のためWhited [1992] にならって、要求収益率と負債の調達コストが等しいという仮定を置いた。Ogawa et al. [1996] ではこのような仮定は置いていないものの、オイラー方程式から要求収益率の項を消去するにあたって、p. 129にあるように条件付き共分散が一定であるという仮定を置いて対処している。いずれの方法を用いる場合も、推定されるべき式は基本的に同じ式が導出されることに注意されたい。

化している。

参考文献

Abel, A. B. and O. J. Blanchard [1986], "The present value of profits and cyclical movements in investment," *Econometrica*, Vol. 54, No. 2, pp. 249-273.

Abel, A. B. and J. C. Eberly [1994], "A Unified Model of Investment Under Uncertainty," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, pp. 1369-1384.

Cooper, R. W. and J. Ejarque [2003], "Financial frictions and investment: Requiem in Q," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 6, No. 4, pp. 710-728.

Cooper, R. W. and J. C. Haltiwanger [2006], "On the nature of capital adjustment costs," *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 3, pp. 611-633.

Cooper, R. W., J. C. Haltiwanger, and J. Willis [2010], "Euler-equation estimation for discrete choice models: a capital accumulation application," *National Bureau of Economic Research Cambridge*, No. 15675.

Hayashi, F. and T. Inoue [1991], "The Relation between Firm Growth and Q with multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pp. 731-753.

Hayashi, F. and E. Prescott [2002], "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 1, pp. 206-235.

Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein [1991], "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 1, pp. 33-60.

Hubbard, R. G., A. K. Kashyap, and T. M. Whited [1995], "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3, pp. 683-701.

Merz, M. and E. Yashiv [2007], "Labor and the market value of the firm," *American Eco-*

nomic Review, Vol. 97, No. 4, pp. 1419-1431.

Newey, W. K. and K. D. West [1987], "A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and Autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.

Ogawa, K. and S. Kitasaka [1999], "Market valuation and the q theory of investment," *Japanese Economic Review*, Vol. 50, No. 2, pp. 191-211.

Ogawa, K., S. Kitasaka, H. Yamaoka, and Y. Iwata [1996], "Borrowing constraints and the role of land asset in Japanese corporate investment decision," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 10, No. 2, pp. 122-149.

Ogawa, K. and K. Suzuki [1998], "Land value and corporate investment: evidence from Japanese panel data," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 12, No. 3, pp. 232-249.

Wang, P. and Y. Wen [2012], "Hayashi meets Kiyotaki and Moore: a theory of capital adjustment costs," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 15, No. 2, pp. 207-225.

Whited, T. M. and G. Wu [2006], "Financial constraints risk," *Review of Financial Studies*, Vol. 19, No. 2, pp. 531-559.

Whited, T. M. [1992], "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4, pp. 1425-1460.

Yashiv, E. [2011], "The joint behavior of hiring and investment," *CEPR discussion papers*, No. 8237.

小川一夫 [2003], 『大不況の経済分析-日本経済長期低迷の解明』日本経済新聞社。

鈴木和志 [2001], 『設備投資と金融市場: 情報の非対称性と不確実性』東京大学出版会。

田中賢治 [2006], 「1990年代不況下の設備投資と銀行貸出」『経済経営研究』Vol. 26, No. 7。

福田慎一・粕谷宗久・中島上智 [2005], 「非上場企業の設備投資の決定要因: 金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」日本銀行調査

統計局ワーキングペーパー, No. 05-J-2.

宮尾龍蔵 [2009], 「日本の設備投資行動: 1990年以降の不確実性の役割」『金融研究』Vol. 28, No. 1, pp. 1-22.

不動産価格とリスクの評価

—わが国の住宅価格分析への応用—

On Estimating Real Estate Prices and Risks: An Empirical Analysis on Japanese House Market

石島 博 (中央大学)

Hiroshi Ishijima, Chuo University

前田 章 (東京大学)

Akira Maeda, The University of Tokyo

要旨

本論文では、まず、動的均衡モデルのフレームワークに基づいて不動産の完全競争均衡価格の性質について考察した。その上で、より現実的に不動産市場の「歪み」や不動産物件の「個別性」を表現する統計分析モデルを提示した。そのモデルは統計学的には、「Box-Cox 変換」と「混合効果モデル」を組み合わせたものである。このモデルを、わが国の住宅価格の分析に応用し、既存モデルと比べつつ、その特徴や優位性を実証した。さらに、このモデルを実装し、Web 上で Google Earth/Google Maps と連動して機能する不動産価格・リスク評価システム「不動産バリュエーション・マップ」を構築し、その概要を紹介した。このように理論から実用まで一連となった研究は、個人や企業の意思決定、ひいてはこれらを想定した政府や自治体の政策形成にとって有用な情報提供となるものと考えられる。

Abstract

In this paper, we propose a finance theory of real estate markets as well as statistical models that are consistent with the theory. We first discuss equilibrium prices and returns of real estate in a competitive market on the basis of a dynamic general equilibrium framework. We then introduce a model which helps explain the gap between the theoretical and market-observed prices cross-sectionally. The application of these models to the Japanese house markets illustrates their usefulness.

キーワード：不動産価格、動的均衡、統計モデル、Box-Cox 変換、混合効果モデル。

Keywords: real estate price, dynamic equilibrium, statistical model, Box-Cox transform, mixed effect model

JEL 区分：G12, R10, C58

1. はじめに

2008年に発生した金融危機とその後の経済低迷は、米国を震源地とする不動産バブルの崩壊を契機としていたといえよう。近年、不動産と金融の融合が高度かつ複雑に進んだため、多くの金融商品が直接的あるいは間接的に不動産価格に関連付けられることになり、不動産市場の変調が大きな損失となって波及してくることになった。わが国でも、1990年のバブル崩壊以降何れも不動産価格の大きな変動を経験してきた。不動産価値の急激な変動は、金融市場のみならず、企業価値の毀損、家計の圧迫という形で直接的にわが国経済社会の停滞につながるようになる。不動産市場の変調を未然に回避し、その持続的で安定的な発展を促進するためには、不動産価格とそこに内在されるリスクを体系だって評価が必要不可欠といえる。本論文はこのような観点より、不動産価値評価方法の確立を目指すものである。

本論文に先行する研究としては石島・前田 [2011a] が挙げられる。彼らは、動的均衡のフレームワークを用いて不動産均衡価格の理論的基礎について考察を行っている。その概要は以下の通りである。

まず、不動産市場が完全競争状態であると仮定するとそこでの均衡価格は、ある特殊な条件の下で、当該不動産を特徴づける延床面積・築年数・駅徒歩といった「属性」の価格の線形結合によって表現される。数式としては次式のよう

不動産の価格＝

$$\sum_k (\text{属性 } k \text{ の価格}) \times (\text{不動産が保有する属性 } k \text{ の量}) \quad (1)$$

一般に財の価格をその保有属性で説明するモデルは「ヘドニック・モデル」(Lancaster [1966], Rosen [1974]) と呼ばれる。そのモデ

ルが (1) 式のような線形形で表現できる条件については、あまり詳しく議論されてこなかった。これに対して、石島・前田 [2011a] では、動的均衡のフレームワークから出発すると、このような線形性が特定の仮定と条件のもとでしか限定的に成立しないということが議論されている。そこで本論文では、(1) 式が成り立つための仮定と条件について、その意味合いを吟味し、より現実的な不動産価格評価のモデルへの指針としたい。

一般に、金融経済学やファイナンス理論の主たる対象たる証券市場は、資産の流動性が高く、取引コストや情報の非対称性は少ない、と想定される。そのような想定のもとでの理論モデルはある程度現実のデータによく合致している。これに対して、不動産は、同じように投資対象となりえる「資産」であるが、その市場は明らかに流動性が低く、取引コスト、情報の非対称性が大きい。現実として、完全競争状態とは言い難い。このことは (1) 式の前提を満たしていないことを意味する。言い換えれば、不動産の市場価格は、本源的に属性価格の線形結合として表現される形式から大きく乖離しているはずである。

さらに、不動産は実際に立地する地域、規模、間取り、機能性、売り主、施工主、管理会社、周辺環境、それらの経年変化などによって個別性が大きい。その個別性を反映した価格は時間的・空間的にばらつきがあり、裁定価格理論に基づく価格評価が難しい。

以上のような石島・前田 [2011a] での議論を基礎として、石島・前田 [2011b] において彼らは、市場の歪みと個別性に焦点を当てた不動産価格およびリスク評価のための統計モデルを提案した。それは、次のような特徴を持つ「Box-Cox 変換付き混合効果モデル」の形式をしているものであった。

(1) 歪みの考慮：不動産市場の不完全競争による価格体系の歪みは、Box-Cox (べき乗)

変換によって捉えられる。

(2) 個別性の考慮：不動産の個別性による属性価格体系は固定価格部分と変動効果部分をあわせ持つ混合効果モデルあるいは確率効果モデルとして捉えられる。

石島・前田 [2011b] では、「Box-Cox 変換付き混合効果モデル」の、わが国住宅価格実証分析への適用可能性を検討し、一定の妥当性を見出した。

本論文では、石島・前田 [2011a, b] の理論／実証両面の分析をさらに推し進めると同時に、そのモデルの現実的な利用方法にまで考察を進める。前述のように、ヘドニック・モデルが、(1) 式の線形の形式をとるためには、理論上のいくつかの仮定が要請される。それらは見方を変え、理論式と現実の価格形成との乖離を議論する上での重要な論点を提供することになる。こうした論点を踏まえて、以下では、「Box-Cox 変換付き混合効果モデル」を用いたより詳細な実証分析を行うとともに、そのモデルの現実的な利用方法として、「不動産価格インデックス」の提示、および、Google Map と連動し、Web 上で機能する不動産価値評価システム「不動産バリュエーション・マップ」の構築を行う。これらは、個人にとっては不動産購入・売却の意思決定の際に極めて有用なものであり、また、政府や地方自治体にとっては不動産を巡る政策の策定において重要な判断材料を提供するものである。

本論文は以下のように構成される。第2節では、背景とする先行研究の理論を要約した上で、それに基づき、不動産の市場価格評価モデルを提案する。第3節では、分析対象とするわが国のマンションの個別性を特徴づける、地域と規模という不動産のクラスについて説明する。これらを取り上げる根拠を準備的な分析を通じて明らかにする。第4節において、本研究で提案する不動産の市場価格評価モデルを、わが国のマンション価格について適用した実証分析を行

う。その際、既存モデルと比較した、提案モデルの特徴や優位性を示す。第5節において、提案モデルを実装し、インターネット上のデータやツールを効率的に駆使して構築する不動産の価格とリスクの評価システム「不動産バリュエーション・マップ」について述べる。第6節でまとめをする。

2. 不動産の市場価格評価モデル

本節では、本論文で提案する、不動産の市場価格を評価するモデルについて述べる。先行研究に基づき、背景となる不動産の理論価格についてまとめた上で (2.1 項)、理論と市場の価格のギャップを捉えうる提案モデルについて述べる (2.2 項)。

2.1 背景とする理論

不動産の価格を評価するモデルは、経済理論的な裏付けを持ち、その上で、不動産評価の社会制度や実務の観点からも、妥当なものではないと。そのような要件をすべて満たすフレームワークとして、石島・前田 [2011a] は動的均衡モデルを用いた不動産価格評価の一般理論を提示した。それによれば、完全競争市場における、不動産均衡価格、および不動産均衡賃料の評価公式は、以下のようにまとめられる。

1) 社会制度や実務とは、具体的には「不動産鑑定」の制度と実務を指す。そもそも、不動産の鑑定評価を独占的に行使するのは、不動産鑑定士に限られている (不動産の鑑定評価に関する法律 (通称、不動産鑑定法))。そして、その鑑定評価の方法も、国土交通省が定める「不動産鑑定評価基準」に準拠するべきとされている。その基本的考察として、「不動産の価格は、一般に、(1) その不動産に対してわれわれが認める効用、(2) その不動産の相対的稀少性、(3) その不動産に対する有効需要、の三者の相関結合によって生ずる不動産の経済価値を、貨幣額をもって表示したものの (同基準、総論第1章第1節) とある。こうした不動産鑑定制度と経済理論との関連については、石島・前田 [2011a] で論じられてあるので、ここでは省略する。

まず、不動産賃料は、不動産が有する「延床面積」「築年数」「駅徒歩」といった「属性」の価値によって決定づけられる。したがって、不動産均衡賃料は、保有する属性の量にその属性価格を掛け合わせた総和として与えられる。ここで、属性価格は、属性・消費間の限界代替率として表現される。

個別の不動産物件の価格 (以下、単に不動産価格) は、それが生み出す収入 (これは賃料に等しい) によって決まるといえる。すなわち、不動産均衡価格は、将来にわたって発生する均衡賃料の現在価値の期待総和として与えられる。具体的には、以下の3ステップによって算定される。

(ステップ1) 将来にわたって発生する不動産均衡賃料を、保有する属性量にその価格を掛け合わせた総和として求める。

(ステップ2) 将来の各時点で発生する不動産均衡賃料を、異時点間の限界代替率という確率的割引ファクターによって、現在価値へと割り引く。

(ステップ3) 不動産均衡価格を、将来の不動産均衡賃料の現在価値の期待総和として求める。

ここで、以下のような2つの限定的な仮定をおく。

(仮定1) 不動産個別物件に含まれる属性量が時間によらず一定値をとる。

(仮定2) 不動産個別物件の利用率 (1-空室率) が、個別物件によらず一定である、あるいは時間によらず一定値をとる。

仮定1は、例えば、最寄り駅からの徒歩時間や広さという属性量についてはある程度あてはまる。しかし、例えば、日照条件などは、近隣の建てかえ等で変わってしまうかもしれない。あるいは、周辺地域の開発が進んで新たに駅がで

きたりしたら、「最寄り駅からの徒歩時間」も変わってしまう。そうした点で、仮定1はある程度現実的ではあるものの、その現実性は限定的であるといえる。同様のことが仮定2についてもあてはまる。利用率が個別物件に依存しないような状況としては、例えば、不動産需給が逼迫し、どこもほぼ100%に近い利用率になっている、あるいは、逆に、極端に市場が低迷し、どの物件も一様に極めて低い利用率になっている、などの状況が考えられる。また、時間的に不変であるような状況としては、例えば、安定した景気動向のもとで恒常的な利用率に落ち着いている状況が考えられる。自然空室率のようなものがあれば、ちょうどそれにあたる。

完全競争を想定した上で、さらに以上のような2つの比較的強い仮定を導入するとき (そしてそのときのみ)、不動産均衡価格は、(1) 式 (以下に再掲) のように表現されることがわかる (石島・前田 [2011a])。

不動産の価格＝

$$\sum_k (\text{属性}k\text{の価格}) \times (\text{不動産が保有する属性}k\text{の量})$$

この表現形式は、いわゆる「ヘドニック・モデル」(Lancaster [1966], Rosen [1974]) の形式になっている。不動産の実証分析では、しばしばこのヘドニック・モデルの形式を自明として分析が進められることが多い。しかし、上記の導出過程の議論からわかるように、ヘドニック・モデル成立には、完全競争の下で2つの仮定を満たす、ということが必要不可欠であり、決して自明なことではない。

さて、あらためて、(1) 式を見てみよう。この式は、以下の2つの性質を特徴としている。

理論価格式の特徴1：不動産価格は属性価格の線形結合になっている (線形性)。

理論価格式の特徴2：属性価格は不動産個別物件によらず、すべての物件に対して同一で

ある（一物一価の法則）。

特徴1は完全競争を前提とした均衡モデルの帰結であるといつてよい。また、一般的な資産価格評価理論においても、価格体系の線形性はよく知られたことであるが（例えば、Luenberger [1997]）、それはあくまでも完全競争や無裁定を前提としている。このことから、次のように言い換えることができる。

特徴1の裏返し：実際に観測される不動産価格がもし属性価格の線形結合から乖離しているならば、その乖離の度合いは、線形性の前提である完全競争状態や無裁定条件の毀損の度合いを表すことになる。

一方、特徴2は、属性の持つ経済的価値が「価格」として明示される限りにおいて、自明といえよう。しかし、そもそもこのように「価格」が特定されるためには、上述の仮定1および仮定2が必要（かつ十分）条件となっている。このことから、次のように言い換えることができる。

特徴2の裏返し：現実的には必ずしも仮定1および仮定2があてはまるとは限らないとすると、属性価格にあたるものには、不動産各物件の個性性を反映した多様な値が存在する可能性がある。

以上の認識は、より現実的な不動産価格評価モデルの構築につながる。次項で詳しく見てみよう。

2.2 モデル構築

「特徴1の裏返し」で述べたように、価格式に非線形性がある場合、それは完全競争や無裁定の前提が成り立たない度合いとして解釈できる。実際、現実の不動産市場では、流動性の欠如、取引コスト、情報の非対称性等に起因して、

とても完全競争にあるとはいえず、裁定機会も多く、価格体系には非線形性が潜んでいる可能性がある。

そこで、こうした線形性からの乖離を計測するために、不動産価格（ H ）に、次のように定義するBox-Cox（べき乗）変換を施すこととする（Box-Cox [1964]）。

$$H^*(\lambda) = \begin{cases} \frac{H^\lambda - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0 \text{ のとき}) \\ \log H & (\lambda = 0 \text{ のとき}) \end{cases} \quad (2)$$

λ は、市場の歪み度合いを表していると解釈できる。 $\lambda=1$ のとき、不動産価格は理論上の線形構造を有していることを表す。これから乖離すればするほど、歪んでいることを示す。特に、 $\lambda=0$ のとき、不動産価格は対数構造を有していることを示す。

これまで、学術・実務を問わず、不動産価格の分析をする際に、価格に対数をとった上で、これを属性量で回帰することが多かったように見受けられる。こうした分析手法はモデルのフィットの良さだけを根拠として容認されてきたように思われる。しかし、そこには明確な理論上の根拠見出せない。(2)式は対数変換の可能性も含めた形になっているので、データに最もフィットする λ の推定を通して、これまで頻繁に使われてきた対数でのあてはまりの良さをも分析することができる。

次に「理論価格式の特徴2」と「特徴2の裏返し」について詳しく見てみよう。不動産の各物件に強い個性があるとして、その個性を分類するものを、「クラス（class）」と名づけることにしよう。それは例えば、立地する地域、用途、規模、間取り、機能性、売り主、施工主、管理会社、周辺環境などである。

立地する地域について言えば、都心3区に立地する不動産の1平米あたりの価格は、それ以外の地域に立地するものと比べると大きく異なっている。また、用途について言えば、オフィス・商業・住居といった不動産の用途の違いに

より、1平米あたりの価格は大きく異なっているだろう。さらに、規模について言えば、40 m²未満のワンルーム・マンションの1平米あたりの価格は、100 m²超の4LDKマンションのものとは比べると、大きく異なっている可能性がある（規模の具体的な定義は第3節で詳しく述べる）。

ここで注意すべきことは、このような「地域」「用途」「規模」といった不動産のクラスは、不動産価格を構成する「属性」とは厳密に区別されるべきである、ということである。その違いは、「クラス」が物件を分類する定性的データ（qualitative data）として捉えられるのに対して、「属性」は個別物件の価値を構成する定量的データ（quantitative data）によって捉えられるということである。そうした定量データは、「延床面積」「築年数」「駅徒歩」など、すべて数値として観測されるものとなっている。

こうした「クラス」による分類を導入すると、そのクラスごとの属性価格を考慮することができ、不動産物件の個性性を反映した多様な属性価格を計測することができる。本研究では、住宅用マンション価格について、個性性を特徴づける不動産のクラスとして、不動産が立地する「地域（area）」、および不動産の「規模（scale）」を取り上げる。具体的には以下のようにモデル化する。

不動産物件が属するクラスを i として、その不動産物件が持つ属性 k の価格が、不動産クラス i によらず共通する固定価格 $\beta^{(k)}$ と、不動産クラス i によって確率的に変動する変動価格 $v_i^{(k)}$ とに分離されると考える。そのために、分析対象とする不動産物件の数を N^H 個として、それを、地域や規模によって N 個の「不動産のクラス i 」に分類することができる。これにより、各不動産物件に、不動産クラス i ($i=1, \dots, N$) に属する第 j ($j=1, \dots, n_i$) 番目のデータというラベリングをすることになる。

ここで、各クラス i に属するデータ数は、同一でなくても良い。そのバランスを欠いたデータ

数を n_i とする。

n_i を、 i について1から N まで合計すると、 N^H である。その上で、不動産クラス i に属する第 j 番目の不動産について、その価格 H_{ij} と、 K 個の属性 $x_{ij}^{(k)}$ からなる組 $\{H_{ij}, x_{ij}^{(k)} (k=1, \dots, K)\}$ を「不動産データ」として格納する。

以下の実際の計量分析としては、分析対象としてマンションを取り上げ、不動産の属性については、 $K=3$ とし、 $x_{ij}^{(1)}$ に「延床面積（平米）」、 $x_{ij}^{(2)}$ に「築年数（年）」、 $x_{ij}^{(3)}$ に「駅徒歩（分）」を用いることとした。これら3つの属性は、住居用途の不動産において最も基本的な属性と考えられるからである。

以上の議論に基づいて、属性価格体系の歪みと物件の個性性を考慮した不動産価格の統計モデルが次のように定式化される。

$$H_{ij}^*(\lambda) = \alpha_i + \sum_{k=1}^K x_{ij}^{(k)} (\beta^{(k)} + v_i^{(k)}) + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$(i=1, \dots, N; j=1, \dots, n_i)$

ただし、 ε_{ij} は、平均0の N^H 次元の正規分布に従う誤差項である。その共分散行列は対角であって、成分は同一であるとする。

(3)式において、被説明変数たる左辺の $H_{ij}^*(\lambda)$ は、不動産価格 H_{ij} について、(2)式によるBox-Cox変換を施したものである。推定される λ が不動産価格の歪みを捉えることになる。一方、右辺の $x_{ij}^{(k)}$ は、説明変数たる、不動産クラス i に属する第 j 番目の不動産の、第 k 番目の属性である。これにかかる $\beta^{(k)} + v_i^{(k)}$ は属性 k の価格を表す。不動産価格の個性性を捉えるべく、第 k 番目の属性価格について、不動産クラス i によらず共通して同一の固定価格 $\beta^{(k)}$ と、不動産クラス i によって確率的に変動する変動価格 $v_i^{(k)}$ に分離して推定する。ここで、 $v_i = (v_i^{(1)} \dots v_i^{(K)})'$ は、平均0の K 次元の正規分布に従い、その共分散行列を G と書く。

ところで、(3)式右辺の α_i は切片を表す。理論価格を表す(1)式と比較すればわかるが、

この切片はゼロでなければならない。しかし、推定の結果、プラス（マイナス）の値をとるとしたら、回帰モデルに含めた属性だけでは説明がつかない、プラス（マイナス）の価格プレミアムが存在することを意味する。これは、ファイナンス理論で使われる「Jensenのアルファ」のアナロジーとして捉えることができる。本研究では、切片 α_i を、不動産が立地する地域と規模によって分類した、 N 個の不動産クラスを表すダミー変数 $x_{ij}^{(l)}$ ($l=1, \dots, N$) の線形結合で置き換えることにした。つまり、

$$\alpha_i := \sum_{l=1}^N x_{ij}^{(l)} \beta^{(l)} \quad (4)$$

とした。ここで、 $x_{ij}^{(l)}$ は、不動産クラス i に属する第 j 番目の不動産について、 l と i とが一致する ($i=l$ となる) とき 1 をとり、それ以外のときには 0 をとるようなダミー変数である。また、その係数 $\beta^{(l)}$ は、地域と規模で分類された不動産クラス l の「クラスプレミアム」を表すと解釈される。

(3) 式の推定方法について補足しておこう。このモデルは統計学の分野では、「混合効果モデル (Mixed Effect Model)」と呼ばれるものの 1 つである。被説明変数に (2) 式による Box-Cox 変換を施しているため、提案する (3) 式は「Box-Cox 変換付き混合効果モデル」と呼ぶことができるであろう。このような混合効果モデルは、「経時データ (longitudinal data)」や「パネルデータ (panel data)」を分析する際に有用とされ、近年盛んに研究されるようになった (Hsiao [2003], Fitzmaurice et al. [2004], McCulloch et al. [2008])。したがって、本モデルの推定は、かかる分野の成果を礎として実装された、SAS9.1.3 の MIXED プロシジャを用いて行うことができる (Littell et al. [2006])。推定は、制限付最尤法 (REML; Restricted Maximum Likelihood) によって行い、推定値は、BLUP (Best Linear Unbiased Prediction) として得ることとする。また、被説明変数であ

る不動産価格に施す Box-Cox 変換の係数 λ の推定は、Gurka et al. [2006] の方法²⁾を用いて行う。なお、(3) 式における共分散行列 G は、混合効果モデルにおいて、自由にデザインすることができるが、本研究においては最も単純な構造として、対角行列を採用した。

一方、実証分析における比較のために、吉田ほか [2003] をはじめとする先行研究でも良く用いられてきたモデルを構築・評価することにする。それは次式で表される統計モデルである。

$$H_{ij}^*(\lambda) = \alpha_i + \sum_{k=1}^K x_{ij}^{(k)} \beta^{(k)} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

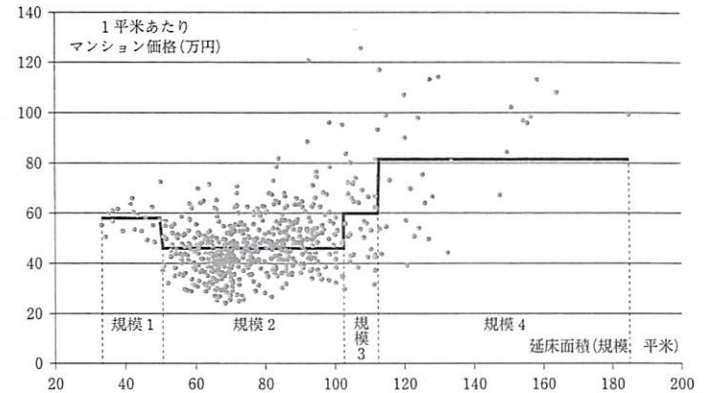
($i=1, \dots, N; j=1, \dots, n_i$)

ただし、 α_i は、(4) 式と同様に、 $\alpha_i := \sum_{l=1}^N x_{ij}^{(l)} \beta^{(l)}$ と定義される。この統計モデルでは、左辺に (2) 式による Box-Cox 変換を施しているものの、右辺において、属性価格を固定価格 $\beta^{(k)}$ のみで表現している。一方、本研究が提案する (3) 式においては、属性価格を固定価格 $\beta^{(k)}$ に加えて、変動価格 $v^{(k)}$ も考慮しており、一般化されている。つまり、先行研究でよく用いられてきた統計モデル (5) 式は、属性価格を固定に限定するという意味で、「(Box-Cox 変換付き) 固定効果モデル」と呼ばれる。

なお、(5) 式において $\lambda=0$ とすれば、対数をとった不動産価格を属性によって線形回帰するモデルを表し、学術・実務を問わず今もなお、

2) (3) 式において変換パラメータ λ をある値に固定すると、この式は、典型的な混合効果モデルとなり、制限付最尤法等によるパラメータ推定ができることになる。Gurka et al. [2006] の方法は、このような場合のグリッド・サーチを提案するものである。つまり、変換パラメータ λ をなるべく微小な間隔で変化させ、対応する制限付対数尤度が最大となるような λ を推定値とするものである。本論文では、(3) 式というモデル全体としてのデータ・サマリーの良さを AIC によって確認しつつ、その最適なフィットを与える λ を推定値とすることにした。この方法での推定値の標準誤差や検定を行う手続きは非常に煩雑である。本論文では、そこまで踏み込んだ分析はしていない。

図1 関西地域を例にとって、マンション規模（延床面積）ごとの1平米あたりのマンション価格（万円）を散布図（点）によって示す。また、規模のクラスごとに推定された、1平米あたりのマンション価格（万円）を実線で示す。



よく利用される不動産分析モデルとなっている。このことから、本研究の1つの意義は、従来の研究でよく行う、 $\lambda=0$ として、対数をとった不動産価格を分析するのは適切なのか、そして、属性価格を固定とみなして不動産価格を分析するのは適切なのか、という疑問に対して、統計モデルとしてもより一般的な (3) 式を (5) 式と比較しながら用いて、1つの解答を示す点にあるともいってよい。

3. 準備的な分析：地域と規模によって分類する不動産のクラスの構成方法

以降の実証分析では、「スマッチ! (株式会社リクルートが提供していたマンション情報に関する Web サービス)」で、分析時点の 2010 年 7 月現在において公開されている、全国のマンションの募集価格と属性に関する不動産データを用いる。

石島・前田 [2011b] によれば、J-REIT (日本版不動産投資信託) が売買した不動産に関して、オフィス・商業・住居といった用途や、都心3区・その他地域といった地域という不動産のクラスによって、不動産価格は大きく変動す

ることが明らかにされている。

一方、本研究では、分析対象をマンションとするため、用途は住居に限定される。そのため、用途を不動産のクラスとして用いることはできない。そのため、不動産のクラスとして、地域に加えて、規模を取り上げることとする。

規模は、延床面積の大小で把握し、それに応じた不動産クラスを構成する。たとえば、不動産の延床面積が、50 m² 未満のときは「規模1」、50 m² 以上 100 m² 未満のときは「規模2」、100 m² 以上のときは「規模3」と分類する。つまり、規模が小さいものから大きいものへ、延床面積の区間で分類する。

まず、不動産データを、マンションが立地する地域によって、全国を8つに分けた。具体的には、「地域のクラス」は、北海道、東北、東京、東京以外関東、東海、関西、中国・四国、九州という $N=8$ 個より構成される。その地域ごとに、延床面積で測る規模 (横軸, m²) に対して、1平米あたりの不動産価格 (縦軸, 円) が、どのように評価されているのかを分析する。

例として、関西における、マンションの規模ごとの1平米あたりのマンション価格 (万円)

表1 地域ごとに推定された不動産の規模のクラス、地域ごとに最適に推定された規模のクラス数と区間幅は異なる。また、地域別の規模のクラスごとに、1平米あたりの不動産価格（表中、「平米単価」と記す）は大きく異なって推定されていることがわかる。

北海道	規模1	規模2	規模3		
区間(平米)	0~99.61	99.61~104.2	104.2~		
平米単価(万円)	31.77	44.67	38.70		
データ数	87	13	19		
東北	規模1	規模2	規模3		
区間(平米)	0~92.01	92.01~101.9	101.9~		
平米単価(万円)	35.87	42.99	57.78		
データ数	56	12	11		
東京	規模1	規模2	規模3	規模4	
区間(平米)	0~88.04	88.04~93.90	93.90~105.5	105.5~	
平米単価(万円)	81.52	71.86	97.19	147.44	
データ数	281	269	65	56	
東京以外関東	規模1	規模2	規模3		
区間(平米)	0~78.49	78.49~105.4	105.4~		
平米単価(万円)	49.71	52.72	66.65		
データ数	356	176	31		
東海	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5
区間(平米)	0~61.86	61.86~78.85	78.85~102.9	102.9~110.3	110.3~
平米単価(万円)	48.27	37.42	42.96	47.91	62.10
データ数	15	113	149	11	18
関西	規模1	規模2	規模3	規模4	
区間(平米)	0~50.07	50.07~102.6	102.6~112.2	112.2~	
平米単価(万円)	57.91	46.15	59.91	81.45	
データ数	21	514	37	31	
中国・四国	規模1	規模2	規模3	規模4	
区間(平米)	0~82.97	82.97~103.0	103.0~110.7	110.7~	
平米単価(万円)	32.51	38.27	30.81	68.41	
データ数	60	40	4	4	
九州	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5
区間(平米)	0~75.26	75.26~95.72	95.72~108.7	108.7~126.1	126.1~
平米単価(万円)	32.20	37.37	43.01	51.33	67.23
データ数	113	127	36	14	11

を、図1にて散布図として示す。もし、一物一価という原則が不動産市場において成立するならば、延床面積という属性の価格は、規模によらず一定でなければならない。この場合、横軸

に平行に、1平米あたりの不動産価格がプロットされるはずである。しかし、図1を見る限り、これは成立していない。むしろ、明らかに、延床面積によって区切られた規模ごとに、1平米

あたりの価格が異なっていることがわかる。この現象の1つの捉え方としては、「ステップ関数(step function, または、piece-wise constant function)」を導入することであるが、それは図1の実線のようになる。ここで、規模について区切られる閾値を「ノット(knot)」と呼ぶことにする。ノットは、本研究で用いたSAS 9.1.3などに実装されている、スプライン回帰(spline regression)によって推定することができる。

例として示した関西以外のすべての地域においても同様の分析を行い、その結果を表1に示す。表1は、地域ごとに推定された不動産の規模のクラスを示している。地域ごとに最適に推定された規模のクラス数、そしてクラスを分類する延床面積についての区間幅は異なっている。また、地域別の規模のクラスごとに、1平米あたりの不動産価格、つまり「平米単価」は大きく異なって推定されていることがわかる。さらに、北海道以外に立地するマンションでは、最も大規模なマンションの平米単価が高いことがわかる。一方、最も小規模、または2番目に小規模なマンションの平米単価が安いことが見てとれる。

以上の準備的な分析の結果を踏まえ、本研究では、不動産価格の個別性を特徴づける不動産のクラスとして、不動産が立地する「地域」に加えて、不動産の「規模」を取り上げることとする。つまり、表1に挙げた、地域と規模で分類した31の不動産のクラスが、不動産の個別性を特徴づけると考えることにする。

4. 実証分析：地域と規模に起因して変動する不動産の価格とリスク

本節では、(3)式で表現される不動産価格モデルを、わが国のマンションのデータに適用した場合の特徴を明らかにする。そして、既存モデルの範囲にあるともいえる、(5)式と比べた場合の優位性を実証する。用いたデータは、第

表2 混合効果モデルと固定効果モデルによって推定した、わが国のマンション価格の歪みの度合い(λ)。また、モデルの適合度をAICによって表示したもの。それぞれのモデルにおいて、地域のみで分類した不動産クラスと、地域と規模で分類する不動産クラスを用いた場合を比較している。

モデル	不動産クラス	λの推定値	AIC
混合効果	地域のみ	-0.23	45,536.5
	地域と規模	-0.30	44,960.9
固定効果	地域のみ	-0.18	45,627.3
	地域と規模	-0.21	45,171.6

3節と同じく、スマッチ!で2010年7月現在公開されている、全国のマンションの募集価格と属性に関する不動産データである。このデータについて、第3節で、地域と規模に基づき分類した31の不動産のクラス、換言すれば、これによって特徴づけられる個別性に応じて、属性価格そしてマンション価格自体が変動するかどうかを調べることにする。

統計モデルの適合度

まず、統計モデルとして、提案する(3)式で表されるBox-Cox変換付き混合効果モデルと、既存モデルの範囲にある(5)式で表されるBox-Cox変換付き固定効果モデルの、どちらが優れているかを、AIC(Akaike Information Criterion)の観点より調べてみる。表2にその結果を示す。まず、混合効果モデルと固定効果モデルのいずれのモデルにおいても、地域のみで分類する不動産クラスよりも、地域と規模とで分類する不動産クラスを用いて推定した方が、AICが小さく、したがって、モデルの適合度が格段に良くなることがわかる。その上で、不動産クラスごとに2つのモデルを比較すると、どのクラスでも、混合効果モデルの方が、固定効果モデルよりも、AICが小さく、あてはまりが良い。したがって、AICの意味において、混合効果モデルは固定効果モデルに比べて優れていることがわかる。

不動産価格における歪み

以上の準備のもと、第1の観点は、不動産価格が完全競争価格からどれくらい歪んでいるかを分析することである。表2にその結果を示す。λが1のときには、不動産価格は理論上の完全競争均衡価格となる。λが1でないときには、不動産価格には歪みがあることを表す。特に、λが0であるとき、不動産価格を線形構造から対数構造まで歪ませる必要があることを示している。推定されたλは、混合効果モデルでも固定効果モデルでも、-0.2から-0.3程度のマイナスの値をとることがわかる。したがって、わが国のマンション価格は、完全競争均衡価格ではなく、そこには対数(λ=0)を超えた歪みが存在する可能性を示唆していると言えよう。

個別性による不動産価格の変動

第2の観点は、マンションの個別性がその募集価格に与える影響を分析することである。換言すれば、地域と規模によって分類された不動産クラスという個別性が、どのように属性価格に反映されるかを見る。つまり、マンション価格は属性価格に要因分解することができるが、これがどのように固定価格と変動価格に分離できるかを分析する。その結果を、8つの地域ごとに示す。すなわち、表3(北海道)、表4(東北)、表5(東京)、表6(東京以外関東)、表7(東海)、表8(関西)、表9(中国・四国)、表10(九州)である。推定された属性価格を見ると、マンション価格は、地域と規模による不動産クラス(個別性)によって大きく変動することがわかる。これを3つの属性「延床面積」「築年数」「駅徒歩」ごとに、詳細に分析する。

延床面積：推定係数は1平米あたりのマンション価格、いわゆる「平米単価」を表し、プラスの値をとることが予想される。面積が広いほど、マンション価格は高いと考えられるからである。推定の結果、混合効果モデル、固定効果モデルともに、有意にプラスの値を

とる属性である。どの地域においても、いくつかの例外を除き、規模が小さいほど平米単価は高くなっている。これは、第3節で得られた、規模が大きいほど平米単価が高くなるという結果とは異なっているように見える。しかし、混合効果モデルにおいては、推定されたBox-Cox変換の乗数λはマイナスの値である。このとき、規模が大きく(小さく)、したがってマンション価格が高い(安い)ほど、逆に、Box-Cox変換後のマンション価格は安く(高く)なる。その結果、規模が大きいほど、マンションの平米単価は安くなる。つまり、混合効果モデルの推定結果は、第3節の結果と矛盾していない。

また、混合効果モデルの推定結果においては、その特徴が十分に反映され興味深い。固定効果モデルで推定された平米単価48.13(万円)をベンチマークとして、東京の最も小規模なマンション、または、関西の2番目に小規模なマンションの平米単価は最も高く、70(万円)を超えている。逆に、九州の最も大規模なマンションの平米単価は最も安く、約22(万円)しかないことがわかる。このように、混合効果モデルを用いる利点の1つは、地域や規模といった不動産のクラスに応じた、平米単価など属性価格を推定できることである。

築年数：推定係数は1築年数あたりのマンション価格、つまり「築年単価」を表し、マイナスの値をとることが予想される。築年数が経過したものほど、マンション価格が下がると考えられるからである。混合効果モデルでも、固定効果モデルでも、マイナスの値をとることが多い。そして、固定効果モデルでは有意な変数であり、東京や東京以外関東における混合効果モデルでも有意な変数であることが多い。しかし、それ以外の地域における混合効果モデルでは、有意な変数ではないことが多い。そこで、混合効果モデルにおいて有意に推定された結果に着目すると、固定効

表3 北海道における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

北海道	固定効果モデル			混合効果モデル		
	規模1	規模2	規模3	規模1	規模2	規模3
規模1 ダミー変数	77,434* (<.0001)			129,002* (<.0001)		
規模2 ダミー変数		78,404* (<.0001)			130,811* (<.0001)	
規模3 ダミー変数			77,884* (<.0001)			131,106* (<.0001)
延床面積 (平米)	48.13* (<.0001)			60.20* (<.0001)	43.91* (<.0112)	41.03* (0.0004)
築年数(年)	-145.05* (<.0001)			-189.46* (0.0032)	217.05 (0.2754)	-138.22 (0.4621)
駅徒歩(分)	-23.55* (<.0001)			-46.47* (0.0118)	-32.88 (0.1495)	-27.61 (0.2096)
価格インデックス (万円)	2,474	4,136	4,334	2,462	4,116	4,322

表4 東北における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

東北	固定効果モデル			混合効果モデル		
	規模1	規模2	規模3	規模1	規模2	規模3
規模1 ダミー変数	77,885* (<.0001)			129,842* (<.0001)		
規模2 ダミー変数		78,683* (<.0001)			130,994* (<.0001)	
規模3 ダミー変数			78,975* (<.0001)			130,967* (<.0001)
延床面積 (平米)	48.13* (<.0001)			50.99* (<.0001)	46.35* (0.0074)	47.61* (0.0009)
築年数(年)	-145.05* (<.0001)			-96.09 (0.4834)	-14.49 (0.9544)	211.52 (0.3778)
駅徒歩(分)	-23.55* (<.0001)			-1.52 (0.8996)	-10.34 (0.4257)	-10.42 (0.6448)
価格インデックス (万円)	2,541	4,101	6,190	2,534	4,095	6,137

表5 東京における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

東京	固定効果モデル				混合効果モデル			
	規模1	規模2	規模3	規模4	規模1	規模2	規模3	規模4
規模1 ダミー変数	80,468* ($<.0001$)				131,650* ($<.0001$)			
規模2 ダミー変数		80,402* ($<.0001$)				132,488* ($<.0001$)		
規模3 ダミー変数			81,301* ($<.0001$)				133,022* ($<.0001$)	
規模4 ダミー変数				81,054* ($<.0001$)				135,410* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)				70.15* ($<.0001$)	55.67* ($<.0001$)	50.43* (0.0008)	31.16* ($<.0001$)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)				157.94* (0.0429)	-167.25* (0.0360)	166.05 (0.1184)	342.92* (0.0167)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)				-20.14* (0.0019)	-52.20* ($<.0001$)	-14.56* (0.0287)	-64.60* ($<.0001$)
価格インデックス (万円)	3,555	4,980	8,309	17,136	3,539	4,953	8,246	16,819

表6 東京以外関東における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

東京以外関東	固定効果モデル			混合効果モデル		
	規模1	規模2	規模3	規模1	規模2	規模3
規模1 ダミー変数	79,058* ($<.0001$)			131,282* ($<.0001$)		
規模2 ダミー変数		79,361* ($<.0001$)			131,679* ($<.0001$)	
規模3 ダミー変数			79,489* ($<.0001$)			132,584* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)			53.28* ($<.0001$)	50.36* ($<.0001$)	38.12* ($<.0001$)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)			-320.50* ($<.0001$)	-415.32* ($<.0001$)	79.55 (0.6083)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)			-31.48* ($<.0001$)	-17.40* (0.0421)	0.95 (0.6448)
価格インデックス (万円)	3,077	4,396	7,558	3,066	4,377	7,601

表7 東海における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

東海	固定効果モデル					混合効果モデル				
	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5
規模1 ダミー変数	78,669* ($<.0001$)					130,904* ($<.0001$)				
規模2 ダミー変数		78,089* ($<.0001$)					130,126* ($<.0001$)			
規模3 ダミー変数			78,622* ($<.0001$)					131,659* ($<.0001$)		
規模4 ダミー変数				78,830* ($<.0001$)					131,495* ($<.0001$)	
規模5 ダミー変数					78,627* ($<.0001$)					134,166* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)					50.26* (0.0011)	51.81* (0.0003)	42.12* (0.0001)	45.45* (0.0087)	28.06* ($<.0001$)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)					-56.76 (0.8172)	-230.38 (0.0856)	-415.36* (0.0004)	-163.16 (0.5068)	-509.07* (0.0206)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)					-25.54 (0.2335)	-9.46 (0.3518)	-13.37 (0.1907)	-21.39 (0.2959)	-28.22 (0.1746)
価格インデックス (万円)	2,440	2,626	3,767	4,969	7,646	2,435	2,622	3,759	4,960	7,554

表8 関西における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

関西	固定効果モデル				混合効果モデル			
	規模1	規模2	規模3	規模4	規模1	規模2	規模3	規模4
規模1 ダミー変数	79,052* ($<.0001$)				131,286* ($<.0001$)			
規模2 ダミー変数		78,832* ($<.0001$)				129,366* ($<.0001$)		
規模3 ダミー変数			79,536* ($<.0001$)				132,730* ($<.0001$)	
規模4 ダミー変数				79,909* ($<.0001$)				132,722* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)				50.66* (0.0022)	71.47* ($<.0001$)	39.49* (0.0159)	41.00* ($<.0001$)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)				-105.77 (0.6427)	-67.92 (0.2210)	73.31 (0.6551)	213.68 (0.0501)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)				-24.49 (0.2457)	-18.49* (0.0002)	-29.25 (0.0585)	-21.00 (0.2920)
価格インデックス (万円)	2,384	3,304	6,096	10,035	2,381	3,290	6,071	9,963

表9 中国・四国における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

中国・四国	固定効果モデル				混合効果モデル			
	規模1	規模2	規模3	規模4	規模1	規模2	規模3	規模4
規模1 ダミー変数	77,413* ($<.0001$)				129,944* ($<.0001$)			
規模2 ダミー変数		78,076* ($<.0001$)				130,379* ($<.0001$)		
規模3 ダミー変数			77,231* ($<.0001$)				129,577* ($<.0001$)	
規模4 ダミー変数				78,994* ($<.0001$)				133,290* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)				44.43* (0.0008)	50.01* (0.0009)	47.76* (0.0063)	34.34* (0.0111)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)				51.07 (0.7340)	-361.38 (0.0890)	-100.30 (0.6978)	-212.24 (0.3762)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)				-25.58 (0.1838)	-25.81 (0.1957)	-19.05 (0.4045)	-20.77 (0.3696)
価格インデックス (万円)	2,235	3,377	3,210	9,466	2,233	3,370	3,204	9,436

表10 九州における混合効果モデルと固定効果モデルの推定結果：カッコ内の数値はP値を表す。また、5%有意な変数を*で表す。

九州	固定効果モデル					混合効果モデル				
	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5	規模1	規模2	規模3	規模4	規模5
規模1 ダミー変数	77,296* ($<.0001$)					128,316* ($<.0001$)				
規模2 ダミー変数		78,051* ($<.0001$)					130,308* ($<.0001$)			
規模3 ダミー変数			78,463* ($<.0001$)					131,143* ($<.0001$)		
規模4 ダミー変数				78,808* ($<.0001$)					132,051* ($<.0001$)	
規模5 ダミー変数					78,465* ($<.0001$)					134,586* ($<.0001$)
延床面積 (平米)	48.13* ($<.0001$)					66.36* ($<.0001$)	48.19* (0.0060)	44.84* (0.0166)	39.36* (0.0166)	21.95* (0.0223)
築年数(年)	-145.05* ($<.0001$)					-150.19 (0.1488)	-166.36 (0.0870)	-210.47 (0.1844)	137.91 (0.5501)	228.50 (0.3243)
駅徒歩(分)	-23.55* ($<.0001$)					-3.14 (0.8514)	3.51 (0.8277)	-7.71 (0.7071)	-27.19 (0.2232)	-19.39 (0.3683)
価格インデックス (万円)	2,068	3,116	4,173	5,678	9,460	2,064	3,110	4,162	5,663	9,383

果モデルで推定された築年単価-145.05(万円)をベンチマークとし、東京以外関東や東海の中規模マンションや、東海の大規模マンションの、築年単価は大きくマイナスの値をとることがわかる。

一方、東京に立地する最も大規模、または最も小規模なマンションに限り、有意に大きなプラスの値をとる。また、関西の最も大規模なマンションでも、ほぼ有意に大きなプラスの値をとる。つまり、これらのクラスに属するマンションは、築年数が古いほど、価格が有意に高いのである。これらのクラスに属するマンションには、築年数よりも価格に大きな影響を与える要因があって、そのような要因を持つマンションは、結果として築年数が古い、という可能性が考えられる。このような現象を捉えられることも、混合効果モデルによる推定のメリットといえよう。

駅徒歩：推定係数は最寄駅からの徒歩1分あたりのマンション価格、つまり「駅徒歩単価」を表し、マイナスの値をとることが予想される。駅から遠いほど、マンション価格は下がると考えられるためである。混合効果モデルでも、固定効果モデルでも、マイナスの値をとる。ただし、固定効果モデルでは有意だが、混合効果モデルにおいては有意になる場合は限定的である。つまり、東京および東京以外関東では有意だが、それ以外の地域では有意ではないことが多い。

そこで、混合効果モデルにおいて有意に推定された結果に着目すると、固定効果モデルで推定された駅徒歩単価-23.55(万円)をベンチマークとし、北海道・東京・東京以外関東に立地する規模が小さいマンションや、東京の規模が最も大きいマンションでは、駅徒歩単価は大きくマイナスの値をとることがわかる。

以上のように、不動産の個性、またこれを特徴付ける不動産クラスに応じて、不動産の属性

価格は変動するため、不動産価格自体も大きく変動することがわかった。

不動産価格インデックスと不動産価格のリスク

これまで見てきたように、不動産価格は、不動産のクラスに応じて大きく変動するため、その変動リスクを定量化することは重要である。1つのアプローチとして、「不動産価格インデックス」の構築作業を通じて、不動産価格がどれくらいぶれるのかというリスクを、その99%信頼区間として示すこととする。

そのためにまず、データへの適合度がAICの意味で最も良かった、(3)式で表されるBox-Cox変換付き混合効果モデルを推定しておく。次に、地域と規模によって分類された不動産のクラスごとに、3つの属性「延床面積」「築年数」「駅徒歩」の平均値を求める。その上で、推定パラメータと属性の平均値を(3)式に代入することによって求める、BLUP(Best Linear Unbiased Prediction)予測値を、不動産価格インデックスとする。

一方、(3)式に基づいた不動産価格インデックスの99%信頼区間は、SASのプロシージャによって算出することができる。本研究では99%の信頼水準を採用したが、これを任意の水準に置き換えることも、もちろん可能である。また、信頼区間の下限は、金融産業において市場リスクを計量する際に頻りに用いられるリスク測度であるVaR(Value at Risk)と一致する。市場リスクの測度としての $VaR_{99\%}$ は、99%の確率で破りうる最大の損失額と定義される。そのアナロジーとして、不動産価格のリスク測度としての $VaR_{99\%}$ は、99%の確率で起こり得る不動産価格の最悪の底値と定義することができる。

以上の手続きによって、地域と規模によって分類された不動産のクラスごとの不動産価格インデックス(本研究では、分析対象をマンションとしているため、「マンション価格インデックス」)を算出した。その結果を、図2(北海

図2 北海道における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

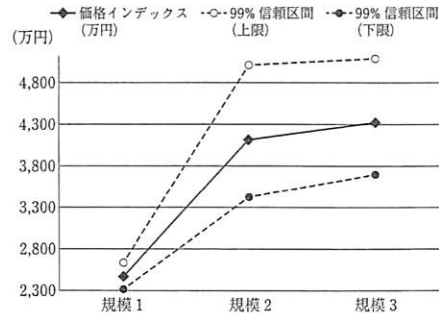


図3 東北における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

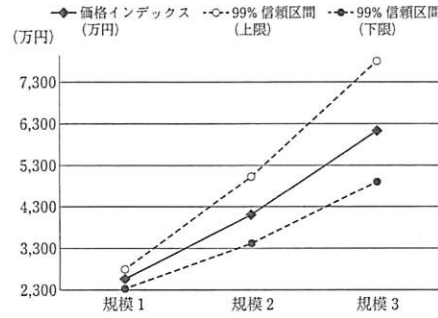


図4 東京における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

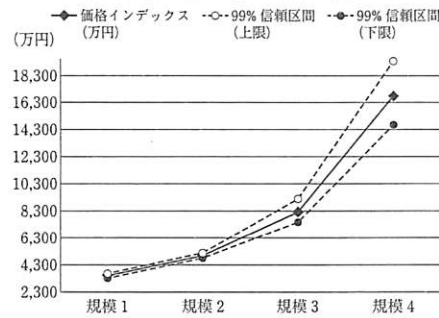


図5 東京以外関東における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

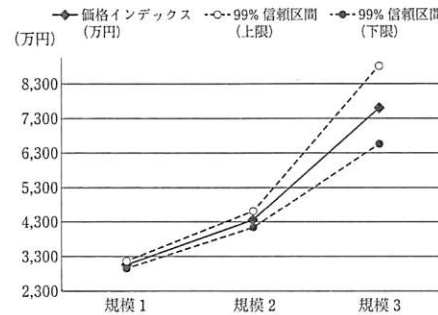


図6 東海における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

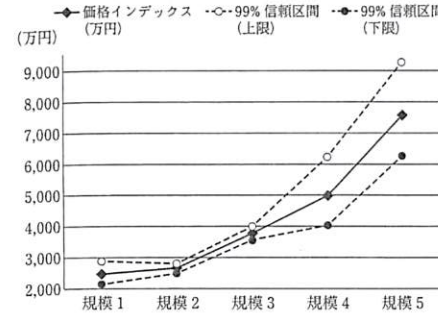


図7 関西における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

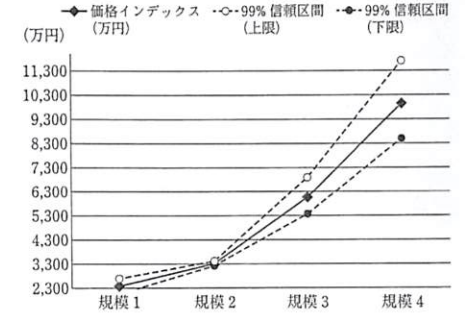


図8 中国・四国における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

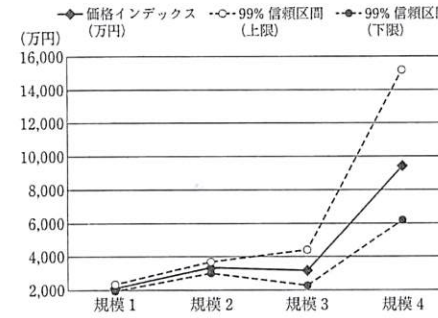


図9 九州における規模別のマンション価格インデックス（実線）の混合効果モデルによる推定結果。あわせて、その99%信頼区間の上限と下限を破線で示す。

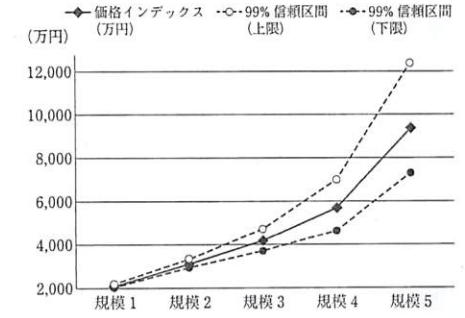
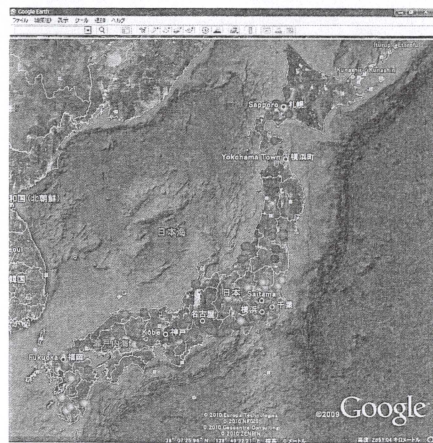


図10 Google Earth上への表示例 不動産の立地座標ヘビンを打ち、不動産偏差値によって色分け表示する。

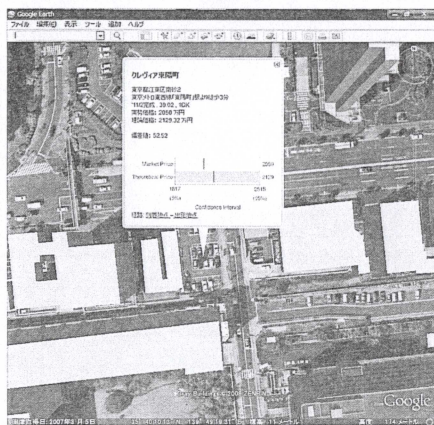


道), 図3(東北), 図4(東京), 図5(東京以外関東), 図6(東海), 図7(関西), 図8(中国・四国), 図9(九州)にそれぞれ示す。図から読み取れることを、以下にまとめる。

まず、マンション価格インデックスの大小関係について見てみよう。インデックスの大小でランキングしたとき、上位3つの不動産のクラスは、東京・規模4, 関西・規模4, 中国・四国・規模4の順になる。逆に、下位3つの不動産クラスは、九州・規模1, 中国・四国・規模1, 関西・規模1の順になる。また、地域別にマンション価格インデックスを見ると、規模が大きいほどインデックスは大きくなるのがわかる。

次に、マンション価格インデックスがどれくらい変動しているか、という点に着目してみよう。これは不動産投資の際のリスクに関わることであり、すなわち、インデックスの信頼区間はマンション価格が変動するリスクを表す。これを見てみると、規模によってブレ幅がまったく異なることがわかる。小規模のマンションでは、地域によらず数パーセントから十数パーセントのブレである。しかし、大規模のマンシ

図11 Google Earth上への表示例 不動産の基本属性、募集価格、理論価格、偏差値、およびリスクを表示する。



ョンでは、小規模のマンションよりもブレ幅は大きくなる。さらに言えば、関西を含めそれより北の地域では、20%前後のブレ幅であるのに対し、それより南の地域である中国・四国と九州では、30%から60%のブレ幅となる。

以上を総括すると、Box-Cox変換付き混合効果モデル(3)式によって構築された不動産インデックス(具体的には、マンション価格インデックス)は、不動産クラス(地域と規模)という個性に応じた価格の大小関係および変動リスクを適切に捉えているといえよう。

5. 不動産の価格とリスクの評価ツール：不動産バリュエーション・マップ

本節では、(3)式のさらなる利用方法について議論を進める。それは、Web上でGoogle Earth/Google Mapsといった高度な地球儀・地図アプリケーションと連動して機能する不動産価格・リスク評価システムの構築である。われわれはこれを「不動産バリュエーション・マ

3) <http://ilabfe.jp/valuation-map/>

ップ」と名づけ、HP上で公開している³⁾。これは資産評価と地理情報システム(GIS)を融合するという点でまったく新しいシステムである。以下ではその概要について述べる。

「不動産バリュエーション・マップ」は、図10, 11のような形で、不動産の価格とリスクに関する情報をGoogle Earth(GE)/Google Maps(GM)と連動させて画面表示する。(3)式を用いた分析に必要な不動産情報(価格や属性、クラス等)は、Web APIを利用して取得する。そのため、リアルタイムに情報を更新することが可能である。

本システムの動作環境としては、(a) GEがインストールされたWindows PC, Macや、iPhone/iPod Touch/iPad, または、(b) WebブラウザがインストールされたWindows PC, Macや携帯端末、があればよい。第4節で行った不動産価格の分析結果は以下の要領で表示される。

1. 座標：対象不動産は、それが立地する緯度と経度によって特定され、座標変換されてピン打ちされる。(図10)。システムの利用者は、画面上のピンをクリックすることにより、次の情報を表示させることができる(図11)。
2. 募集価格：市場で募集している不動産の価格を表示する。
3. 理論価格：「Box-Cox変換付き混合効果モデル(3)式」について、その推定パラメータと対象不動産の属性を設定する。これによって求められるBLUP(Best Linear Unbiased Prediction)予測値を、対象不動産の理論価格とする。
4. リスク：理論価格は、個性に起因する属性価格のブレや、市場のノイズ等によって確率変動する。その99%(または、95%)信頼区間をGoogle Chart Toolsによる青いグラフで表示する(赤いグラフは募集価格を表す)。信頼区間の下限は、金

融資産の市場リスク測度である $VaR_{99\%}$ ($VaR_{95\%}$)に対応し、99%(95%)の確率で起こり得る最悪の底値=リスクを意味する。信頼区間の下限は、不動産価格のリスクとしての $VaR_{99\%}$ ($VaR_{95\%}$)を示すこととなる。

5. バリュエーション・スコア：理論価格と募集価格の差(ただし、べき乗価格ベースでの差分)を「バリュエーション・スコア」と定義する。もし、バリュエーション・スコアが正の値をとれば、対象不動産は「買い」であることを、負の値をとれば「売り」であることを意味する。
6. 不動産偏差値：バリュエーション・スコアは理論上、正規分布に従う。したがって、いわゆる「偏差値(standard score,あるいはT-score)」を算出することが可能である。これを「不動産偏差値」と名づける。本システムでは、算定された「不動産偏差値」を画面表示するとともに、その値に応じてピンの色を分けて表示する。赤色(赤点)に近いほど偏差値が低く、青色(blue chip=優良銘柄)に近いほど偏差値が高いことを意味する。これにより、投資という観点から見た各物件の優良度合いが一目で判別できる。

このように「不動産バリュエーション・マップ」は、不動産情報の分析・評価とそのグラフィカルかつリアルタイムでの表示が可能なシステムであり、不動産売買や利用・活用に関する個人や企業等の意思決定の際に、極めて有用な情報を迅速に提供するものである。

6. まとめ

本論文では、まず、動的均衡モデルのフレームワークに基づいて不動産の完全競争均衡価格の性質について考察した。その上で、より現実的に不動産市場の「歪み」や不動産物件の「個別性」を表現する統計分析モデルを提示した。

そのモデルは統計学的には、「Box-Cox 変換」と「混合効果モデル」を組み合わせたものであった。このモデルを、わが国の住宅価格の分析に応用し、既存モデルと比べつつ、その特徴や優位性を実証した。特に、わが国において、マンション価格の個性性を最もよく特徴づける「不動産クラス」としては、「地域」と「規模」が挙げられることが指摘された。さらに、このモデルを実装し、不動産価格とそのリスクをリアルタイムに評価するインターネット上のシステム「不動産バリエーション・マップ」について概要を紹介した。

本論文は、不動産評価について、理論と実証の両面からモデル構築と分析を行い、さらにその実用への道筋にまで踏み込むものであり、これらのいずれの局面においても大変包括的な報告となっている。ここでの成果が個人や企業の意味決定、ひいてはそうしたものを想定した政府や自治体の政策形成にとって有用な情報提供となることを願いたい。

参考文献

Box, G. E. P. and D. R. Cox [1964], "An Analysis of Transformations (with Discussion)," *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 26, pp. 211-252.

Fitzmaurice, G. M., N. M. Laird and J. H. Ware [2004], *Applied Longitudinal Analysis*, Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

Gurka, M. J., L. J. Edwards, K. E. Muller and L. L. Kupper [2006], "Extending the Box-Cox Transformation to the Linear Mixed Model," *Journal of Royal Statistical Society A*, 169 (2), pp. 273-288.

Hsiao, C. [2003], *Analysis of Panel Data: Second Edition*, Cambridge: Cambridge University Press.

石島博・前田章 [2011a], 「不動産価格評価の枠組みと政策的含意」『経済政策ジャーナル』8 (2), pp. 95-98.

石島博・前田章 [2011b], 「不動産価格の統計モデルと実証」『ジャフィー・ジャーナル—金融工学と市場計量分析「バリエーション」』pp. 166-195.

Lancaster, K. [1966], "A New Approach to Consumer Theory," *Journal of Political Economy*, 74, pp. 132-157.

Littell, R. C., G. A. Milliken, W. W. Stroup, R. D. Wolfinger and O. Schabenber [2006], *SAS for Mixed Models: Second Edition*, Cary, North Carolina: SAS Publishing.

Luenberger, D. G. [1997], *Investment Science*, New York: Oxford University Press (今野浩・枇々木規雄・鈴木賢一訳 [2002], 『金融工学入門』日本経済新聞社).

McCulloch, C. E., S. R. Searle and J. M. Neuhaus [2008], *Generalized, Linear, and Mixed Models: Second Edition*, Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.

Rosen, S. [1974], "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-35.

吉田靖・駒井正晶・森平爽一郎・喜多村広作・森永昭彦 [2003], 「新築マンション価格の変動と家計の選択」『ファイナンシャル・プランニング研究』3, pp. 30-42.

【書評】

松本保美著

『アローの不可能性定理—枠組みの検討と応用可能性』

勁草書房, 2013年, 272ページ, 定価(本体3,500円+税)

釜賀浩平(上智大学)

本書は集団的選択理論(社会的選択理論とも呼ばれる)の最重要命題であるアローの不可能性定理に関連する著者の研究をまとめた研究書である。アローの不可能性定理の紹介および他の重要な関連研究も紹介されている。集団的選択理論とは、選択肢に対する人々の選好に基づいて、いずれかの選択肢を社会として選択する方法を分析する理論であり、選択肢=政策とした場合、経済政策の決定・評価方法の基礎理論となる。評者の理解では、本書は大きく2つのパートに分けられる。前半部は第1章から第7章であり、本書のタイトルにもあるアローの不可能性定理、および、集団的選択理論で得られた関連研究がまとめられている。後半部は第12章までの後続の各章からなり、スタンダードな集団的選択理論を超えた著者による新たな枠組みの模索が、人間の限定合理性に焦点をあててなされている。

第1章は、さまざまな投票制度とその問題点が解説される。単純多数決方式など、計5つの主要な投票方式が紹介され、有名な投票のパラドクスも解説される。また、紹介された5つの「民主的」と見なせる投票方式が有権者の選好次第ではそれぞれ違う当選者を選出する場合があるというジョン・アレン・パロウスによる例も紹介され、章のタイトルでもある「多数決と民主制は無関係」という印象的な結論が導かれる。さらに、単純多数決方式が投票のパラドクスを回避できる条件として、有権者が候補者を1位タイと最下位タイに二分した選好を持つという、稲田献一による有名な条件も紹介され、これと承認投票との類似性を指摘し、電子投票による承認投票の導入可能制も議論されている。

第2章は以降の各章を読み進むための準備にあて

られ、集団的選択理論で用いられる記号表記や、選択の整合性の概念と選好との関係づけの概念が紹介される。第2章での準備を経て、第3章ではアローの不可能性定理を証明も含めて紹介している。アローの不可能性定理とは、人々の選好に基づいて1つの社会的な選好を構成する方法(例:投票制度)について述べた命題であり、民主的な構成方法が当然満たすべき性質を(パレート原理や非独裁制など)4つ取り上げ、それらをすべて満たす方法が存在しないことを示す命題である。これは民主的意思決定が論理的に不可能であると解釈されるものである。

第4章から第7章では、アローの不可能性定理を受けて集団的選択理論で得られた後続研究について、著者の研究成果も含めてまとめられている。これら各章と第3章との大きな違いは、アローが選択肢への社会的選好「順序」(すなわち、良いものから悪いものへの序列付け)を構成する方法を分析したのに対し、社会として選択肢(の集合)を選ぶ——すなわち、集団的な「選択」を行う——方法を分析した諸研究が紹介される点である。アローが選択肢の社会的な「順序」を構成する方法を分析したのは、そうした順序が構成できればその順序に照らして最善の選択肢(の集合)を社会として「選択」することが可能になるからであり、アローの研究も最終的には選択に結びついている。第4章から第7章で紹介される諸研究は、選択を基礎付ける順序の構成を焦点から外し、直接に選択を行う方法を分析することで、アローの不可能性から逃れられる可能性を分析している。しかし、人々の選好に基づいて選択肢(の集合)を選ぶ方法として、アローの提示した民主制が最低限満たすべき諸性質をすべて満たし、選択肢が一定の整合性を満たすような方法を構成することは、やはり不可能であることが各章で紹介される一連の結果から示される。

後半部では、個人の限定合理性を取り込むべく、アローの分析枠組みの拡張が模索される。第8章では、個人の選好が「順序」ではなく、選好が円環を描かないという緩和された合理性を想定しても、不可能性から逃れられないことが示される。第9章では、アローの不可能性定理の実際的な意味が検討され、個人の限定合理性を取り込む必要性が述べられる。第10章では、限定合理性を捉える足がかりと

して、西歐式思考と日本式思考の比較がなされる。第11章では、日本式思考に基づく分析枠組みの修正として、個人は自分の関心ある選択肢にのみ選好を抱くという、新たな分析枠組みの提案がなされる。最後に、第12章では分析枠組みを多次元に拡張することが提案される。多次元化された枠組みとは、評者の理解では、個人は選択肢に対してさまざまな側面から選好を抱くとし、各側面からの選好による集団的選択問題を1つの次元の問題として、次元ごとに集団的選択を行う状況を考えるというものである。

ここからは本書の論評に移りたい。本書の内容は専門的であり、特に前半部の第2章から第7章は専門外の読者には理解が必ずしも容易ではないと感じる。理解を補うための併読文献として専門的な英文学術論文を薦めているが、一般の読者には酷な案内に思われる。しかし、第1章は専門外の読者にも読みやすい内容であり、諸外国の投票制度の現状について電子投票を含め広く言及されている箇所は、他の類似する既存文献にはない本書の特色であり、その有益さは評価される。昨今、経済学では個人の非合理性をいかに取り込むかに関心が寄せられているが、第8章から第12章で集団的選択理論における限定合理性の1つの取り扱い方を提案した著者の取り組みは評価できる。欲を言うならば、枠組みの提案だけでなく一般的な分析結果も読者としては知りたいところであったが、これは今後の進展に期待したい。

最後に、著者が第11章で提案した日本式思考に基づく限定合理性の枠組みについて、民主的政策選択という観点から若干の検討を行いたい。提案された新たな枠組みでは、個人は自分が関心のある選択肢に選好を持つとされ、その選好に基づいて、各個人が選好を抱いているすべての選択肢に対して社会的な選好順序を構成する方法が分析される。この限定的な選好の抱き方について、著者は現実的な事柄を尊重するという日本式思考を引き合いに出しているが、政策選択という文脈では別の解釈も可能であろう。すなわち、政治的無関心により、政策（選択肢）間の違いが理解できず、一部の政策間には（無差別も含め）優劣が全くつけられない個人が存在するという解釈である。著者はこの新しい枠組みで予

備的考察を行い、アローの不可能性定理が必ずしも成り立たない場合があることを指摘している。アローの不可能性定理を民主的政策選択の不可能性と解釈するならば、その不可能性を逃れる可能性が示唆されたわけである。著者はこの考察結果に対して、民主制との関連で肯定的にも否定的にも評価を与えることはしていないが、評者はこの結果が民主的政策選択の構造的な問題点を新たに浮かび上がらせていると捉えた。政治思想の歴史を顧みると、民主制は衆愚政治を招く可能性から危険視されたこともある政治体制であった。限定合理的な個人を想定した新たな枠組みによる予備的考察は、政治関心の薄い個人を想定すれば、必ずしも民主的政策選択は不可能ではない可能性を示唆しているが、これは政治的無関心の蔓延によって民主的政策選択の可能性が生まれる、すなわち、衆愚政治によって民主制は機能し得るという、民主制の構造を逆説的に説明しているように思われる。この点で、第11章の議論はまだ発展途上ではあるものの興味深い議論である。

【書評】

川崎一泰著

『官民連携の地域再生—民間投資が地域を復活させる』

勁草書房、2013年、210+xiv ページ、定価(本体3,500円+税)

千田亮吉(明治大学)

2014年5月に日本創成会議・人口減少問題検討分科会が発表した「消滅可能性都市896のリスト」は全国の自治体に大きな衝撃を与えた。このような将来予測に直面する各自治体にとってどのような選択肢があるのだろうか。まず、人口減少自体に歯止めをかけることが必要であろう。出生率を回復させることはもちろん最も効果のある方策であるが、自治体レベルでは人口の流出を食い止めることが求められる。また、人口減少を与件として、さまざまな政策を検討することも必要である。経済政策の研究という観点からは、大きな方向性を示すとともに、個別、具体的な政策の効果を定量的に把握していくことが重要である。本書は、さまざまなデータを駆使した統計分析に依拠し、この二つの要請に答える貴重な研究成果である。

本書は、人口制約と財政制約という二つの制約の下で、地域を再生させるために何が必要であるのかを明らかにすることを目的としている。人口は制約条件となっているので、出生率の回復といったテーマは含まれていないが、このことによってむしろ本書の論点は明確になっている。主張の内容を簡潔にまとめると、「人口減少に対しては生産性の向上で対応し、財政制約の下で生産性を向上させるために民間資本を利用」ということになる。第1部は導入部分で、第1章で歴史的経緯が述べられたのちに、第2章では二つの制約条件が提示される。第2部は、人口制約に関連して、第3章では公共投資を用いた再配分政策の問題点を明らかにするという大きなテーマ、第4章では官民給与格差による人材配置の歪み、第5章では人口構成が住宅市場へ与える影響という個別のテーマを扱っている。第3部は、財政制

約に関連して、第6章と第7章で地方自治体の最適規模という大きなテーマ、第8章では老朽化マンションの建て替えという個別のテーマを扱っている。最後に、終章では、これまでの分析結果を踏まえて地域再生のための提言が示されている。

第1章では、戦後のわが国の地域政策の歴史的経緯がまとめられているが、そこで明らかにされているのは、公共投資による社会資本整備によって地域間所得格差を縮小させ、人口移動を収束させるというこれまでの政策の限界である。第2章では、本書の特徴である二つの制約が議論される。ここで著者が強調しているのは、人口制約に対して生産性の向上で対応するという点と、公共投資の増大という手段はもはや採れないという財政制約である。

第3章の「財政を通じた地域間再配分と生産性」は本書の中心となる内容を含んでいる。ここでは、まず社会資本を含む生産関数の推定に基づいて、生産要素の限界生産性の地域間格差(分散)の推移が示される。民間資本については分散が縮小しているが、労働と社会資本ではそのような傾向は見られない。つまり、労働移動が生産性格差を縮小させるといったメカニズムは存在していなかったということになる。それにもかかわらず人口移動が収束した理由として、財政による補填があったというのが著者の主張であり、その点もデータによって検証されている。財政による再配分は人口移動を抑制すると同時に地方の生産性向上の足かせにもなっていたことになる。

財政制約によって、上記のような人口移動の抑制が不可能になると、地方にとって生産性の向上は必要不可欠となる。第4章では、官民給与格差に注目して、「地方において優秀な人材が公務員となるために、地方の生産性が向上しない」という仮説を検証している。まず、地方公務員と民間の給与水準の相関が1980年代半ば以降急速に乖離してきたことが示され、さらに、パネル推定によって官民給与格差が生産性にマイナスの影響を与えていることが示されている。

第5章は、本書全体の流れの中ではやや独立した内容となっている。ここでは、住宅需要と購入者の年齢の関係を示すMW指数および持家・借家選択に関するプロビットモデルの推計に基づいて、今後

のわが国の人口構成の変化によって住宅需要がどのように推移するかを予測している。人口構成の変化によって、大都市圏でも住宅需要の減少が始まっていることが明らかにされている。

財政制約に関連した第6章と第7章では、地方自治体の歳出構造と自治体の規模の関係が分析されている。第6章では、1995年度の市町村データを用いた一人当たり歳出と人口規模の関係の推定から、関係がL字型であること、町村や小都市が大都市型の費用構造になることで5兆円以上の費用削減が可能であることが示されている。また、第7章では、「コンパクト・シティ」のコンパクト性の指標が一人当たり歳出に与える影響を分析している。コンパクト性による集積の効果と混雑費用の両方を考慮した推定の結果が示され、コンパクト性が地域の生産性を向上させる効果があることが確認されている。

第8章は、老朽化マンションの建て替え促進には居住者の費用負担を相殺するために新規売却分が必要なことを明らかにしたうえで、ヘドニックアプローチに基づいたマンション価格の決定式の推定結果に基づいて、売却可能空間を定量的に明らかにしている。前章のコンパクト性の議論との関連では、容積率の緩和による中心市街地への土地の収斂といった戦略が提案されている。

以上の各章の分析を踏まえて、終章ではまず官民協調型の都市開発の仕組み、特に、再開発プロジェクトを再開発に伴う財産税の増収で賄うTIFとある地区の公共サービスの財源を既存の税に上乗せする形で徴収するBIDsが紹介されている。また、地域再生のための政策として、民間投資による生産性向上、コンパクト・シティの実現に向けた再投資、土地利用規制のコントロールによる老朽化ストックの再生、公共交通の再編が提言されている。最後の公共交通以外は、いずれも第8章までに行われた実証分析に基づく提言である。

以上、本書の内容を概観してきたが、各章で行われている実証分析は、注意深くデータが作成され、極めて緻密に行われている。特に、住宅に関連する第5章と第8章の計量分析はマイクロデータを用いた興味深い分析である。また、都市のコンパクト性指標を用いた第7章の分析も、これまで漠然と語られることが多かったコンパクト・シティの概念を定

量的に示すことを試みており、この分野での大きな貢献といえよう。

このように各章の分析は極めて質の高いものであるが、本書全体の主張の中心となるのは、すでに述べたように第3章であろう。繰り返しになるが、ここで確認されているのは、生産性格差が生産要素の移動をもたらす格差が縮小していくというメカニズムが、労働については観察されないという点である。著者は財政の再分配による人口移動の抑制効果に注目しているが、財政制約の下でこの抑制が機能しなくなると地方からの人口流出が加速化する可能性がある。つまり、これまで以上に大都市への集中が進むことになりかねない。今後地域再生のための方策を考えていくうえで、この点が明らかにされたことの意義は極めて大きい。

最後に、本書の研究成果の今後の拡張について、評者が著者に望むことを述べたい。まず、最初に第6章、第7章の自治体の最適規模に関する分析についてである。本書で用いられたデータはいわゆる「平成の大合併」以前のものである。合併後のデータを用いた場合に結果がどのように変わるのか、あるいは合併の影響はどのように現れているのかといった点が明らかになれば、今後の地域再生の議論にとって大きな貢献になるのではないだろうか。第2に、地域間の産業構造の違いという視点を取り入れることも重要であろう。産業構造については第6章で少し触れられているが、例えば、第3章の生産関数の推定でも産業構造を考慮した地域別の推定といった選択肢もあるのではないだろうか。最後に、終章で紹介されている海外における官民協調型都市開発の仕組みについて、わが国にどのような形で導入できるのかといった視点での分析が重要と思われる。本書の成果をさらに発展させるという意味で、これらの課題に対する今後の研究を期待したい。

原稿の応募

『経済政策ジャーナル』は毎年1巻2号の発行を予定しています。各巻第1号は投稿論文誌、第2号は学会特集号です。投稿は随時受け付けます。原則2名のレフェリーによる匿名の査読の後、編集委員会において採択の可否が審査されます。

投稿論文は未発表のものに限り、各巻第1号への投稿論文原稿は、以下のとおりWordないしはLatexでご作成下さい。

投稿論文の表紙には、論文タイトル、著者名、およびemail addressを含んだ連絡先を記載して下さい。著者が複数場合には連絡担当の著者を明記して下さい。続く第1ページには、論文タイトルの他に、5つまでのキーワード、JEL区分、和文の場合には200字以内の要約、英文・和文にかぎらず100 words以内の英文要約を記載して下さい。査読は著者名を伏して行いますので、表紙以外に著者名等を記載しないで下さい。また、謝辞や本文、著者名を示唆する記述が残らないようにご注意ください。レフェリーには表紙を送付せず、第1ページ以後のみ送付致します。執筆要領は学会のホームページ

<http://www.jepa-hq.com/indexj.html>

に掲載されています。

作成いただいた原稿は片面印刷し、次の宛先に4部お送り下さい。また、他に投稿をしていない旨を記した文書を編集委員会宛に作成し同封して下さい。

〒101-8301

東京都千代田区神田駿河台1-1

明治大学商学部

千田亮吉 宛

同時に、投稿論文のファイルないしはpdf化したファイルを送信して下さい。添付ファイルでお送り下さい。ファイルのプロパティ等に作成者の氏名等が残らないようにご注意ください。投稿いただきました論文が編集委員会によって採択された場合、別掲の最終論文提出要領にしたがって印刷指示を書き込んだハードコピーの提出を改めてお願いします。なお、掲載された論文については、著者負担で別刷りを作成します。

投稿規程

1. 日本経済政策学会会員は日本経済政策学会学会誌に投稿することができる。会員以外の投稿も可能であるが、掲載は(申し込みを含む)会員に限られる。
2. 原稿枚数は以下に示す上限を超えることができない。ただし、編集委員会が必要と認めるときにはこの限りではない。

研究論文 (Article)	和文 30,000字 英文 12,000words
研究ノート (Shorter paper)	和文 15,000字 英文 6,000words
サーベイ論文 (Survey article)	和文 30,000字 英文 12,000words

3. 投稿するものは、別に定める執筆要領にしたがった原稿を提出しなければならない。
4. 編集委員会は、レフェリーによる審査結果に基づいて投稿原稿の掲載の可否を速やかに本人に通知する。投稿された論文は返却されない。
5. 論文は今までどこにも掲載されていなかったもので、新しい知見を与えるものでなければならない。また、投稿時に他に投稿をしていない旨を記した文書を編集委員会に提出しなければならない。
6. 原稿は論文タイトル、著者名その他必要事項を記した文書と併せ編集委員会事務局に4部提出しなければならない。
7. 投稿論文が編集委員会によって掲載を可とされた場合、投稿したものは速やかに別に定める最終原稿提出要領にしたがって電子化されたファイルと印刷の詳細を記載した原稿を提出しなければならない。
8. 投稿論文は随時受け付ける。

※投稿についてのお問い合わせは

千田亮吉
chida@kisc.meiji.ac.jp
までお願いします。

経済政策ジャーナル
第11巻 第1号 (通巻第71号)

2015年2月25日 第1刷発行
編者 日本経済政策学会
発行者 中村まづる

発行所 東京都渋谷区 青山学院大学内 日本経済政策学会
発売所 東京都文京区 泉 勁草書房
水道 2-1-1
振替 00150-2-175253・電話(03)3814-6861

落丁本・乱丁本はお取り替えします。 理想社・中永製本所
無断で本書の全部又は一部の複製・複製を禁じます。 Printed in Japan

ISBN978-4-326-54912-2
<http://www.keisoshobo.co.jp>