

商業用不動産の資産需要と供給の決定要因

吉田二郎

はじめに

この論文は、商業用不動産の資産市場に焦点を当て、日米のデータを用いて構造モデルによって実証的に資産需要と資産供給の決定要因を探るものである。問題意識は、金融市場と異なる不動産資産市場特有の構造が、需要と供給にどのように影響しているのかを把握することである。

供給に関しては、主にリアル・オプションに基づく設備投資モデルの検証を行い、オプション・モデルを支持する結果を得た。具体的には、特にトータル・リスクが資産供給に対して重要な影響をもつこと、またその影響には継続的なラグ構造があることが確認された。

需要に関しては主に、(1)供給は需要に対し、空間市場を経由するルートとは別に直接の正の効果を持つこと、(2)需要に対してシステムティック・リスク（以下構造的リスク）がマイナスに、トータル・リスクがプラスに影響していること、(3)過去の需要決定要因の推移が現在の資産需要に影響していること（経路依存性）が確認された。確認された現象については、説明しうる既存の理論モデルを考察した。

不動産投資に対して金融資産の理論を適用する議論が多いが、この研究により不動産市場特有の構造が不動産の資産需要と資産供給に対して現実には大きく影響していることが確認された。不動産投資及び不動産資産市場のモデルには単純な金融資産モデルを適用することはできず、不動産市場の特性を包含する資産価格モデルが求められる。

なおこの論文は、日本の資産供給に関する Yoshida (1999) および日米の需要に関する Ott, Riddiough, Yi and Yoshida (2001)を要約したものである。以下では、不動産市場の特性のレビュー、資産供給・需要の決定要因とモデル、データ、推計結果・議論の順に論を進める。

不動産市場

不動産の資産市場は、金融資産の市場とはいくつかの点で大きく異なっている。まず、不動産は個別性が強く、また取引を一元化する証券取引所のような機構は存在しないため、Wheaton (1990) や Williams (1995)が強調するように、相対取引の相手を検索する費用（検索費用）は無視できない要素となる。

次に、通常不動産投資家は資本制約に直面しており外部からの資金調達を必要としている。また資産の分割が困難なため十分なポートフォリオ分散がなされていないことが多い。

また、不動産の資産供給には長期にわたる建設期間が必要となる。日本の商業用不動産で約2年の建設期間を要するのは通常であり、米国でも大規模な商業用不動産の供給には2年間以上を要する (Wheaton (1987))。

不動産市場における二元性、すなわち、空間市場と資産市場の相互依存的な関係も重要な特性である。不動産市場は、床に対する需要と供給からなる空間市場と、投資対象としての資産市場から構成されており、この二つの市場が相互に作用しながら均衡としての賃料、資産価格、資産新規供給量が決定される¹⁾。

これら、分散した市場、情報の非効率性、投資家の分散不足、外部資本への依存、長期の建設期間、市場の二元性といった特性は、不動産市場におけるブームとその崩壊をもたらす要素と考えられている。金融資産市場と異なる特性の存在は、実物資産には独自の理論が必要であることを示唆しているが、実物資産の特性を正面から捉えて需要と供給をモデル化した研究は多くないⁱⁱ⁾。この論文は、商業用不動産の資産市場を実証的に調べることで、実物資産市場のモデル化に取り組むものである。

モデル


供給推計：資産供給すなわち設備投資のモデルとしては、ミクロの「NPVルール」及びマクロのトービンの q を含む新古典派のモデルが代表的である。新古典派の投資モデルでは資産価格と資産の取替えコストが供給スケジュールを完全に決定する (Jorgenson (1963), Tobin (1969))。しかし、Dixit and Pindyck (1994)が主張するとおり、トービンの q モデルでは投資タイミングに関して選択肢がまったくないか、あるいは投資支出が完全に回復可能であると仮定している。

リアル・オプションに基づく投資モデルは、上記の仮定を緩めるⁱⁱⁱ。設備投資が不可逆 (支出撤回不可能) で、投資タイミングにフレキシビリティがある場合、設備投資とは投資オプション (投資タイミングに関する選択肢) を行使する (選択肢の一つを選ぶ) ことに他ならない。投資する以前は投資オプションが存在するが、実際に投資を行うと実物資産を獲得する代わりにそれまで存在していたオプションは消滅する。

金融におけるオプションとは、対象資産を買う／売ることのできる権利 (義務を伴わない) で、投資オプションと同じ条件付請求権の一種である。したがって、リアル・オプション投資モデルでは、金融オプションに関する理論^{iv}を設備投資決定に適用する。

リアル・オプション投資モデルが新古典派モデルと端的に異なる点は、トータル・リスクが投資に与える影響である。新古典派のモデルでは、収益のリスクは資産価値を通じてのみ投資決定に影響し、特に影響は構造的リスクに限られ分散可能な個別リスクは影響しない。リアル・オプション投資モデルでは、資産価値を通じた影響に加えて、個別リスクを含むトータル・リスクが資産価値と独立に設備投資に対して負の効果を持つ。投資オプション価値は設備投資における機会費用であるが、投資オプション価値はトータル・リスクの増加関数であるため、高いトータル・リスクは高い機会費用を意味するからである。

オプション投資モデルが緩める仮定は不動産に



よしだ・じろう
1970 年岩手県生まれ。1992 年東京大学工学部卒業。同年日本開発銀行に入行。1999 年 MIT 修士課程修了 (不動産経済)。現在カリフォルニア大バークレー校博士課程在籍 (Finance & Real Estate, フルブライト奨学生)。論文: Effects of Uncertainty ほか。訳書: リアル・オプションほか。

とってきわめて重要である。まず不動産開発を投資オプションの行使と捉え、また同時に開発前の土地の価値をオプション価値として評価することができる (Titman (1985), Williams (1991))。更に多くの場合、開発後の不動産には再開発オプション (Childs et al. (1996) など) などが自動的に付随している。また、土地利用問題を投資オプションによりモデル化することも可能である (Capozza and Helsley (1990) など)。

設備投資の実証モデルでは金利、賃料の期待成長率、構造的リスク、トータル・リスクは資産価格に織り込まれているとして誘導形の供給関数に入れないことが多い^v。本稿では、リアル・オプション投資モデルが予測する影響 (表 1) について検証するため、資産価値に加え金利、賃料期待成長率、構造的リスク、トータル・リスクを説明変数とする。

表 1 資産供給スケジュールに対する各変数の影響

	新古典派モデル	オプション・モデル
トータル・リスク	$\partial C / \partial \sigma = 0$	$\partial C / \partial \sigma < 0$
構造的リスク	$\partial C / \partial \sigma_{P,M} = 0$	$\partial C / \partial \sigma_{P,M} > 0$
金利	$\partial C / \partial r = 0$	$\partial C / \partial r > 0$
成長率	$\partial C / \partial g = 0$	$\partial C / \partial g < 0$

したがって、本論文では需要と供給が同時決定される中で、各変数が価格を通さずに独立した影響を供給に与えるモデルとした。建設コスト (K) は需要式には入れず、収入 (R) は供給式には入れていない。投資家は建設コストに基づいて価格を決定する市場支配力は持っていないと考えられ、また収入は価格以外の経路で供給に影響するとは考えられないからである。Holland et al. (2000) は同様の手法でアメリカの資産供給に関するモデル推計を行っている。

$$P = f_D(C, R, r, g, \sigma_{PM}, \sigma) \quad (1a)$$

$$C = f_S(P, K, r, g, \sigma_{PM}, \sigma) \quad (1b)$$

表2 各記号の説明

記号	説明
P	不動産資産（建設後）の価格
C	新規資産供給量
R	収入（賃料）の水準
r	安全資産利子率
g	収入（賃料）の期待成長率
σ_{PM}	資産市場の均衡により決まる安全資産利子率に対するリスク・プレミアム（構造的リスク）
σ	不動産資産の収益に関するトータル・リスク
K	建設コスト水準

需要推計：需要に関する推計では、資産需要の説明要因として、収入と金融市場の変数だけでなく、資産供給が直接影響を与える可能性も考慮する。

金融資産の価格理論では無限の価格弾力性（水平な需要曲線）を仮定することが多い。金融資産は、数多くの代替的資産とともに取引所で集中的に取引される（従って情報の入手が容易である）ため、この仮定も妥当と考えられる。

しかし、不動産は、強い個別性、分散した相対取引、資本制約・分散不足の投資家、などの特徴を持つうえに、新規資産供給が他の既存資産に対して正負両方の外部効果を持つため、無限の価格弾力性を仮定することは困難である。

また、空間市場における契約の不完備性^{vii}により、供給サイドの情報が空間市場の変数には十分に反映されず、結果としてモデルに供給変数を加えることで説明力が向上する可能性もある。

更に、ノイズのある合理的期待の枠組みでは新情報による証券価格変化と取引量の関係が指摘されている（Easley and O'Hara (1992)など）。実物資産についても、観察される新規資産供給により価格に関する非公開情報が明らかになっていくモデルが提示されている（Grenadier (1999)）。供給に関する情報は、標準的な値付けファクターを補完する可能性がある。

したがって、この論文では資産市場の均衡に関する二つのモデルを設定した。モデル1では、資産市場においては資産価格が新規供給を決めるのでありその逆ではないという仮定に基づき、需要関数に新規資産供給を含めない^{viii}。モデル2では先験的な制約を付さず、需要と供給が同時決定さ

れる中で供給が賃料とは独立した影響を需要に与えるモデルとした。

需要推計モデル1：

$$P = f_D(R, r, g, \sigma_{PM}, \sigma) \quad (2)$$

需要推計モデル2：

$$P = f_D(C, R, r, g, \sigma_{PM}, \sigma) \quad (3a)$$

$$C = f_S(P, K, r, g, \sigma_{PM}, \sigma) \quad (3b)$$

いずれのモデルでも、資産価格（ P ）は収入（賃料）の水準（ R ）及び資本還元率に依存する。資本還元率は、安全資産利子率（ r ）、賃料の期待成長率（ g ）、資本市場の均衡により決まるリスク・プレミアム（構造的リスク）（ σ_{PM} ）に依存する。更に、モデルには収益のトータル・リスクを含める。これは、資本制約に直面し十分な分散を図っていない投資家は、値付けに個別リスクを反映させる可能性があり（Merton (1969), Heaton and Lucas (2000)）、また既存不動産に付随している再開発オプション等の価値がトータル・リスクの水準に依存するからである（Childs et al. (1996)など）。

モデル2では、需要式(3a)において資産価格（ P ）は、供給式(3b)で内生的に決まる資産供給及びその他の変数に依存し、また供給式(3b)において資産供給量（ C ）は、資産価格及びその他の変数に依存している。供給関数(3b)は、不動産開発者の行動を表し、採用する変数は供給推計に関する（1b）式と同様である。供給推計と同様に、建設コスト（ K ）は供給式にのみ、収入（ R ）は需要式にのみ入る。

標準的モデルが予測する資産価格（ P ）への影響は、次のとおりである。：資産供給（ C ）、建設コスト（ K ）、トータル・リスク（ σ ）は影響しない。賃料（ R ）、賃料の期待成長率（ g ）は正の効果（需要曲線の上にシフト）。安全資産利子率（ r ）、構造的リスク（ σ_{PM} ）は負の効果（需要曲線を下にシフト）。

データ

検証の対象は地域特性を超えた構造的要因であるため、モデル推計には集計データを用いる。

供給推計：日本の資産供給について3つの異なるデータセットを用いる（表3）。

資産供給以外のデータは表4の日本を参照（頻度と実質／名目は資産供給データに一致させた）。

表3 資産供給データ

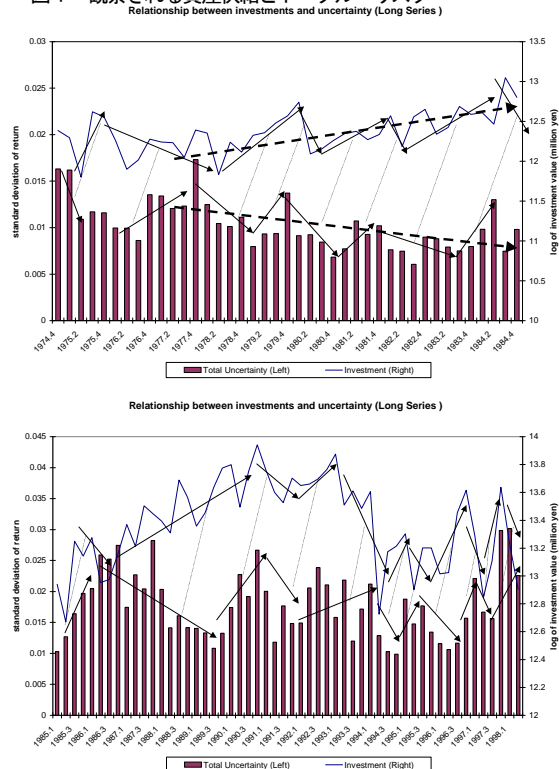
データセット1	データセット2	データセット3
1974～1998 年 四半期・実質	1982～1998 年 月次・実質	1986～1998 年 月次・名目 ^a
不動産新設投資額 の対数 (データ: 内閣府経済社会総 合研究所民間企業 資本ストック)	民間・非居住の建築 着工面積の対数 (デ ータ: 国土交通省建 築着工統計)	民間・非居住の建設 総合統計 (出来高ベ ース) の対数 (デー タ: 国土交通省)

データに関する詳細な議論は Yoshida (1999)を参照されたい。

モデル推計に先立ち、観察される資産供給 (折れ線) とトータル・リスク (棒) を比較したのが図1である (上が1974～1984年、下が1985～1998年。いずれも四半期)。1980年代までは資産供給がトータル・リスクの変化に1～2年遅れて、1990年代では3～6ヶ月遅れて、逆方向に変化している様子がおおよそ確認される。

需要推計: 日本は1973:1から1998:4、米国は1972:1から1998:4の期間の四半期データを用いた。データの概要は表4のとおりである。詳細な議論はOtt et al. (2001)を参照されたいが、いくつかの変数についてだけ簡単に触れたい。資産価格には、鑑定ベースの不動産価格指数が内包する平滑化等の問題を排除するため、また資産価格に株価を用いることの有効性が示されているため (Quan and Titman (1999))、不動産投資企業の株価を用いる。安全資産利子率には、不動産投資の非流動性と投

図1 観察される資産供給とトータル・リスク



資期間の長さ及びデータ入手可能性の理由から長期政府債を用いる。賃料の期待成長率には、床需要が経済活動の総体で決まることから、実質GDP成長率を用いる。

また供給・需要いずれの推計についても、過去の変数がラグをもって影響する可能性を織り込む。

表4 需要推計に利用したデータの概要

	日本	米国
資産価格 (P)	不動産株価指数 (実質) の対数 (四半期、価値ウェイト、GDP デフレータを用いて実質化 (データ: 東京証券取引所))	REIT 価格指数 (実質) の対数 (エクイティ REIT、四半期、価値ウェイト、CPI を用いて実質化 (データ: NAREIT))
資産供給 (C)	不動産新設投資額 (実質) の対数 (建設コスト・デフレータを用いて実質化 (データ: 内閣府経済社会総合研究所民間企業資本ストック))	建設着工面積の対数 (データ: F.W.Dodge)
建設コスト (K)	非住宅総合建設工事費デフレータ (実質) の対数 (GDP デフレータで実質化 (データ: 国土庁))	面積あたり商業用不動産建設コスト (実質) の対数 (CPI を用いて実質化 (データ: F.W.Dodge))
賃料 (R)	賃料指数 (実質) の対数 (賃料指数は、MTB-IKOMA 不動産投資インデックスにおけるインカム・イールドと資産価格指数の積。インカム・イールドは年次データを内挿により補間、GDP デフレータにより実質化。)	賃料指数 (実質) の対数 (賃料指数は NAREIT の名目配当利回りと名目 REIT 価格指数の積を CPI により実質化。)
安全資産利子率 (r)	10 年国債指標利回り (実質) (期待インフレ率として翌期の GDP デフレータを用いて実質化 (データ: データストリーム))	10 年財務省債券 (実質) (期待インフレ率として CPI の変化率を用いて実質化 (データ: Federal Reserve Board statistics))
期待成長率 (g)	実質 GDP 成長率	実質 GDP 成長率
構造的リスク (σ_{PM})	不動産株式収益率と市場収益率(TOPIX)との共分散 (日次の価値加重平均の収益率を用いて四半期毎の共分散を算出し年率化 (データ: 東京証券取引所))	エクイティ REIT 収益率と市場収益率との共分散 (日次の価値加重平均の収益率を用いて四半期毎の共分散を算出し年率化 (データ: CRSP データ))
トータル・リスク (σ)	不動産株式の日次収益率の標準偏差 (共分散の計算と同様の方法)	エクイティ REIT の日次収益率の標準偏差 (共分散の計算と同様の方法)

標準的資産価格モデルには過去の変数を必要としないものも多いが、たとえば、投資機会が予期せぬ変化をする場合は状態変数の推移が投資家に有用となる場合があるし (Merton (1973))、ノイズのある合理的期待のモデルからも経路依存性が導かれている。データを見ると構造的リスクとトータル・リスクの水準が時期によって大きく異なっており、投資機会の変化が伺える (図2)。

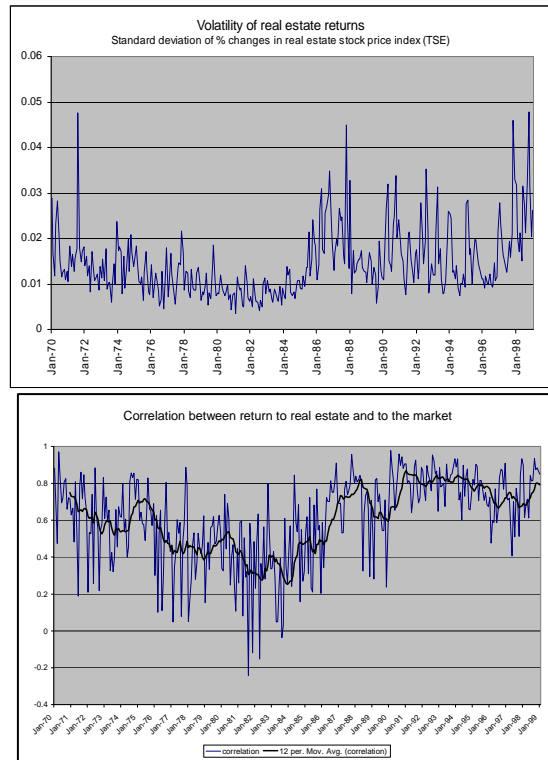
データは、ADFテストの結果大部分の変数について非定常性を棄却できなかったが、一階の階差では非定常性は棄却された。Engle and Granger (1987)の方法により共和分のテストを行うと、被説明変数(C,P)と説明変数(ラグを含む)との間に共和分は確認されなかった。したがって、バイアスのないパラメータ推計を行うために非定常データについて一階の階差をとる必要があるが、推計結果の意味を変えないように定常データについても階差をとる^x。

また、経路依存の可能性を許容するため説明変数にはラグを含めるが、分布ラグ・モデルでは被説明変数と誤差項はすべての期において無相関である必要があることから、被説明変数(階差)を当期から2年ラグまでの説明変数(階差)の関数として定式化する。ただし、(1b)及び(2b)に当期の成長率の階差(Δg)は含めず、また(1a)、(2)及び(3a)の賃料(R)には当期とラグに加え1期のリードを含める^{xii}。

更に、需要推計の(3a)で内生化する資産供給(C)について、二種類の定式化を行う。一つは、観察される建設データが市場に新しい情報を提供していると仮定するもので、当期の資産供給が内生的に当期の資産価格を決めるようにする。その際、他の説明変数同様に過去の資産供給変数も有効である可能性から8四半期までのラグも外生変数として含める。

もう一つは、不動産開発プロセスは建設データが観察されるずっと以前からスタートしているため、建設データが観察される以前に資産供給情報が市場に伝わっていると考えられるものである。この場合、資産供給のリードが内生化する。本論文

図2 日本の資産収益のトータル・リスク (上)
及び不動産収益と市場収益の相関 (下)



では、商業用不動産の建設期間が通常2年間であると仮定し8四半期のリードとした。したがって、この定式化ではラグと併せて最長16四半期の資産供給データを含める^{xiii}。

結果として、各モデルは下記の通りとなる。ここで、 $\alpha_1, \dots, \alpha_6$ 及び β_1, \dots, β_6 は、適切な期の説明変数に係る係数のベクトルで、 $\delta_1, \delta_2, \dots$ は季節ダミーである。供給推計及び需要推計モデル2の推計は二段階最小自乗法により行う。

供給推計モデル1：データセット1 (四半期)

$$\Delta P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-7) + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-7) + \alpha_4 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-7) + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-7) + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-7) + \Delta \varepsilon_{P(t)} \quad (4a)$$

$$\Delta C(t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-7) + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-7) + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-7) + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-7) + \beta_5 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-7) + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-7) + \beta_7 \delta_1 + \beta_8 \delta_2 + \beta_9 \delta_3 + \Delta \varepsilon_{C(t)} \quad (4b)$$

供給推計モデル2：データセット2,3 (月次)

$$\Delta P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-23) + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-23) + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-23) + \alpha_4 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-23) + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-23) + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-23) + \Delta \varepsilon_{P(t)} \quad (5a)$$

$$\Delta C(t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-23) + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-23) + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-23) + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-23) + \beta_5 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-23) + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-23) + \beta_7 \delta_1 + \beta_8 \delta_2 + \beta_9 \delta_3 + \beta_{10} \delta_4 + \beta_{11} \delta_5 + \beta_{12} \delta_6 + \beta_{13} \delta_7 + \beta_{14} \delta_8 + \beta_{15} \delta_9 + \beta_{16} \delta_{10} + \beta_{17} \delta_{11} + \Delta \varepsilon_{C(t)} \quad (5b)$$

需要推計モデル1

$$\Delta P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\ + \alpha_4 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-8) + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) + \alpha_6 \Delta \varepsilon(t-1) + \Delta \varepsilon_P(t) \quad (6)$$

需要推計モデル2-1: 当期資産供給内生化

$$\Delta P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\ + \alpha_4 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-8) + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) + \alpha_6 \Delta C(t, \dots, t-8) \\ + \alpha_7 \Delta \varepsilon(t-1) + \Delta \varepsilon_P(t) \quad (7a)$$

$$\Delta C(t) = \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-8) + \beta_2 \Delta K(t, \dots, t-8) + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-8) \\ + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-8) + \beta_5 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-8) + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) + \beta_7 \delta I \\ + \beta_8 \delta 2 + \beta_9 \delta 3 + \Delta \varepsilon_C(t) \quad (7b)$$

需要推計モデル2-2: 8期リード資産供給内生化

$$\Delta P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R(t+1, t, \dots, t-7) + \alpha_2 \Delta r(t, \dots, t-8) + \alpha_3 \Delta g(t, \dots, t-8) \\ + \alpha_4 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-8) + \alpha_5 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) + \alpha_6 \Delta C(t+8, \dots, t-8) \\ + \alpha_7 \Delta \varepsilon(t-1) + \Delta \varepsilon_P(t) \quad (8a)$$

$$\Delta C(t+8) = \beta_0 + \beta_1 \Delta P(t, \dots, t-8) + \beta_2 \Delta K(t+8, \dots, t) + \beta_3 \Delta r(t, \dots, t-8) \\ + \beta_4 \Delta g(t-1, \dots, t-8) + \beta_5 \Delta \sigma_{PM}(t, \dots, t-8) + \beta_6 \Delta \sigma(t, \dots, t-8) + \beta_7 \delta I \\ + \beta_8 \delta 2 + \beta_9 \delta 3 + \Delta \varepsilon_C(t) \quad (8b)$$

結果

どの期の説明変数を方程式に含めるかは自由度修正 R^2 最大化の基準により決定した。結果として最終的にはモデルに含まれない変数が存在する。結果の表には係数と標準誤差の合計を記載している。したがって変数が含まれても異なる期で符号が逆のために合計では有意とならない場合がある。

供給推計: まずトータル・リスクが資産供給に与える影響を見る(表5)。すべてのセットで係数の符号は負でオプション・モデルと整合的である。特にセット1と2では1%水準で有意であり、セット3でもラグに対しては有意な結果となっている。トータル・リスクは、資産価格を通じた影響をコントロールした上で、供給スケジュールに対し直接負の影響を与えている、すなわち供給曲線を左にシフトさせていることを表している。

係数の水準は、1標準偏差のトータル・リスク増加が投資を四半期で19%、月次で3%減らす効果を持っていることを示している。これは不動産の日次収益率のリスクが1ポイント増大すると、投資が四半期で約40%、月次で5%減少する水準であり経済的にも十分な意味を持っている。トータル・リスクが資産供給に与える大きな影響は、オプション・モデルの端的な特徴であり、推計結果はこの点と整合的である。

トータル・リスクと資産供給の間のラグ構造は、

表5 商業用不動産の供給決定要因(日本)(被説明変数: $\Delta C(t)$)

	予想 符号	セット1 1974:4 -1998:2 四半期,実質	セット2 1982:4 -1998:11 月次,実質	セット3 1986:2 -1998:11 月次,名目
定数項		---	---	-0.0195 (0.00339)
ΔP (資産価格): 当期・ラグ合計	+	0.403* (0.250)	---	0.250*** (0.0832)
ΔK (建設コスト): 当期・ラグ合計	-	-0.00480 (0.0307)	-0.0160 (0.0150)	0.0312*** (0.0106)
Δr (金利): 当期・ラグ合計	+	-0.325 (2.47)	-0.940 (1.80)	0.720 (0.519)
Δg (成長率): ラグ合計	-	3.19 (3.43)	10.2*** (2.19)	5.70*** 1.09
$\Delta \sigma_{PM}$ (構造的リスク): 当期・ラグ合計	+	919** (390)	---	21.1 22.7
$\Delta \sigma$ (トータル・リスク): 当期・ラグ合計	-	-37.8*** (12.1)	-4.71*** (1.66)	-0.492 (0.524)
R^2		0.76	0.84	0.98
修正 R^2		0.67	0.79	0.98
標準誤差		0.16	0.05	0.02
ダービン・ワトソン		2.10	2.00	1.95

被説明変数は、商業用不動産資産供給の対数の増減。()は係数の標準誤差。*は10%有意、**は5%有意、***は1%有意を表す。修正 R^2 最大化の基準によりモデルに含める変数を選択。第1列は資産供給に不動産業新規投資額(データ:内閣府経済社会総合研究所民間企業資本ストック)、第2列では民間・非居住の建築着工面積(データ:国土交通省建築着工統計)、第3列では民間・非居住の建設総合統計(出来高)(データ:国土交通省)を用いた。季節ダミーの係数は省略。

図1の観察結果と整合的で、セット1(74年以降・四半期)では特に2,4期ラグ、セット2(82年以降・月次)では1,4,7期ラグ、セット3(86年以降・月次)では2,4期ラグが有意であった。ラグ構造が短期化しているのは、特に90年代に入ってから建設業の供給過剰・競争激化の環境下で建設期間が短期化しているためと考えられる。**価格**の効果はいずれのモデルでも正で、セット1と3ではそれぞれ10%、1%水準で有意だった。しかし経済的には、資産価格の1標準偏差の上昇が四半期で6%、月次で2%の投資増加につながるのみである。新古典派モデルでは価格が投資を決める第一の要素であるが、推計結果は少なくとも短期的には価格が第一の供給決定要因ではない可能性を示唆している。あるいはGrenadier(1996)が示す、戦略的オプション行使の結果の「不況がもたらす投資ブーム」のケースが、新古典派モデルで想定する「通常の」ケースと混じっている可能性もある。そうだとすると、今回の弱い結果はオプション・モデルと非整合的ではない。

金利、構造的リスク、成長率について、新古典派モデルは供給への直接効果を認めないが、オプション

ョン・モデルは比較的弱い影響を予測している (Dixit and Pindyck (1994))。したがってオプション・モデルでも効果が十分に強くない場合は有意な結果を示さない可能性があるが、今回の推計では総じてこれらの変数について有意な効果が認められなかった。

金利はいずれのセットでも有意な結果を示さなかった。これはオプション・モデルを強く支持する結果ではないが、少なくとも新古典派モデルとは整合的である。

構造的リスクはオプション・モデルで正の効果を持つ。セット1では2%水準で有意の正の効果、セット3では正の効果だが有意ではなかった。セット1によれば、1標準偏差の構造的リスク増大は四半期で投資を10%促進する^{xiii}。なお、構造的リスクとトータル・リスクの係数の符号が逆であることは、リスクを適切に峻別する重要性を示唆している。

期待成長率は、オプション・モデルの負の予想に対して、セット2, 3で1%水準で有意な正の結果を示している。これは、モデルにおける成長率が恒久的な成長率であるのに対し、今回利用しているGDP成長率が一時的な収入の変化を捉えている可能性がある。例えば、収入に一時的な成長がある場合、投資を待つオプションの価値が減り駆け込み投資が実施される。逆に、成長率の低下が一時的であると認識されている場合には(90年代日本はこの状況と思われる)、様子見によって投資は進まない。この場合には推計結果はオプション・モデルと非整合的ではない。

建設コストは、いずれのモデルも負の効果を予想している。結果はセット1, 2で負の符号となったが有意ではなく、セット3では1%水準で有意に正となった。データを詳細に見ると、建設コスト変数の符号が実質と名目で大きく異なっている。名目と実質で符号が大きく違っているのは建設コストだけであり、インフレ率の影響が名目ベースのセット3にのみ強く出ている可能性がある。また、資産供給と建設コストのデータ mismatches の可能性もある。Somerville (1999)が強調するように

資産供給推計の際にマイクロ・データにより建設コスト指標の適切な品質調整を行わないと、弱い実証結果しか得られないことがある。

米国における同様の供給推計である Holland et al. (2000)でも概ね本研究と同様の結果が得られている。すなわち、トータル・リスクの強い正の効果、金利、構造的リスク、資産価格、建設コストに関する弱い効果、成長率(GDP利用)に関する弱い正の効果である。

トータル・リスクに関してオプション・モデルを強く支持する負の効果が見られること、構造的リスクについて弱い支持を示していること、資産価格・成長率については戦略的オプション行使や一時的変化を考慮したオプション・モデルと整合的であることから、推計結果は全体としてオプション・モデルを支持するものであると結論してよさそうである。しかし、より決定的な結論を出すにはマイクロ・データを用いるなどよりきめ細かな検証が求められる。

需要推計：推計結果には興味深いディテールが数多くあるが、詳細の議論はOtt et al. (2001)に譲りここでは表6, 7の主要な結果のみ議論したい。まず、いくつかの細かな相違はあるものの両国の結果は極めて整合的である。実際、両国の産業構造の違いからすれば結果は驚くほどの一致を示しており、結果は重要な構造的要因を反映していると考えられる。主要な結果は次の通りである。

資産供給のもつ直接の正の効果：修正 R^2 を比較すると、日米ともに ΔC なし→ $\Delta C(t)$ 内生化→ $\Delta C(t+8)$ 内生化と適合度が上がっている。また、日本で $\Delta C(t)$ 及び $\Delta C(t+8)$ を、米国で $\Delta C(t+8)$ を内生化した場合資産供給が有意に正となっており、最適ナリード期間については二国間で差があるにしても、資産供給は資産価格に対し少なくとも短期的には直接の正の効果を持っていると言える。両国ではほぼ全てのリードが採用されており、供給が統計上観察される以前に投資家は資産供給情報を(過去の資産供給情報と併せて)価格付けに反映させていると考えられる。また供給変数の導入によって、他の変数の推計結果も大きく影響を受け

ており、他の変数の需要効果を考える際にも供給をコントロールする必要性が示唆されている。

一般的理解と相反するこの供給と価格の間の正の関係は、いくつかの解釈が可能である。第一は、集積の経済 (Rauch (1993) など) や補完性 (Cooper (1999))、すなわち不動産の間に補完的關係が存在する場合の収穫逓増による解釈である。

第二は、不完全情報及び市場マイクロストラクチャーによる解釈で、特に Grenadier (1999) の「横並び開発」は説得力がある。情報の少ない開発者が、情報をもつ開発者の行動を観察することで資産需要に関する認識を修正し「横並び」の開発を行うモデルで、この場合供給増 (減) が資産価格上昇 (下落) をもたらし、さらに上昇 (下落) した資産価格が開発を促進 (抑制) するというモメンタムが生じる。特にプロセスの初期では投資の変化が資産価格の変化に先んずる。このモデルで資産供給量は、観察されない需要についての情報を含むという点で、市場マイクロストラクチャー (Easley and O'Hara (1992) など) における取引量と類似の役割を果たしている。

第三は、金融市場の不完全性及び信用チャネルによる解釈である。例えば金融市場において、エイジェンシー・コストによって生じる Financial Accelerator (Bernanke et al. (1996))、担保価値ベースの信用枠が作り出す信用サイクル (Kiyotaki and Moore (1997))、ファンド・マネージャーが自己の評価を傷つけないためにとる集団的投資行動 (Scharfstein and Stein (1990)) 等の不完全性が存在し、そのため外部資本の獲得可能性が開発者及び投資家にとって同様に変化する場合、資産供給動向が外部資本のコストや獲得可能性に関する情報を伝達して資産需要に影響する可能性がある。この供給と価格の正のフィードバックは、不動産市場におけるブームと崩壊、及び不動産の還元利回りに関するパズル^{iv}を理解するのに役立つ。正のフィードバックにより、より大きなブームと崩壊が生じ、また価格-収入比率が建設ブームとともに高まるからである。

二種類のリスク変数の重要性：供給の当期・リ

表6 商業用不動産の需要決定要因(米国)(被説明変数 $\Delta P(t)$)

需要の決定要因	ΔC なし	$\Delta C(t)$ 内生化	$\Delta C(t+8)$ 内生化
定数項	—	—	0.0079 (0.0077)
ΔR (賃料): 1 期リード、 当期、ラグ合計	0.275 [6] (0.190)	0.417 [7] (0.278)	0.513 ^{***} [7] (0.258)
Δr (金利): 当期、ラグ 合計	-6.146 ^{***} [3] (1.568)	-4.066 ^{**} [3] (1.892)	-1.946 [6] (2.097)
Δg (成長率): 当期、ラ グ合計	2.239 ^{***} [5] (0.758)	1.684 ^{***} [7] (0.822)	-0.108 [3] (0.224)
$\Delta \sigma_{PM}$ (構造的リスク): 当期、ラグ合計	0.375 [5] (2.237)	-5.353 ^{***} [3] (1.484)	-7.559 ^{***} [6] (1.412)
$\Delta \sigma$ (トータル・リス ク): 当期、ラグ合計	-2.336 ^{***} [5] (0.679)	-0.169 [6] (0.894)	1.672 ^{***} [4] (.459)
ΔC (資産供給): 当期、 リード、ラグ合計		0.118 [5] (0.110)	0.457 ^{***} [14] (0.231)
ρ	—	0.275 ^{**} (0.128)	0.503 ^{***} (0.133)
R^2	0.539	0.654	0.871
修正 R^2	0.397	0.489	0.761
ダービン・ワトソン	1.77	2.04	1.83

被説明変数は、商業用不動産価格の対数の階差。 ρ は残差における一階の自己回帰係数。
0 は係数の標準偏差。 * は 10% 有意、** は 5% 有意、*** は 1% 有意を表す。修正 R^2 最
大化の基準によりモデルに含める変数を選択。 [] は結果として含めた当期・ラグ変数の
数。第 1 列は需要が完全に価格弾力的であるという仮定、第 2 列は需要が当期の資産供
給の関数と仮定、第 3 列は需要が 8 期リードの資産供給の関数と仮定。

表7 商業用不動産の需要決定要因(日本)(被説明変数 $\Delta P(t)$)

需要の決定要因	ΔC なし	$\Delta C(t)$ 内生化	$\Delta C(t+8)$ 内生化
定数項	0.0058 (0.0053)	0.0055 (0.0054)	—
ΔR (賃料): 1 期リード、 当期、ラグ合計	1.476 ^{***} [7] (0.164)	1.325 ^{***} [7] (0.169)	1.175 ^{***} [8] (0.185)
Δr (金利): 当期、ラグ 合計	-6.95 [1] (0.535)	-1.41 [2] (0.909)	-2.539 ^{***} [3] (1.174)
Δg (成長率): 当期、ラ グ合計	0.077 [5] (1.489)	1.154 [4] (1.556)	0.695 [4] (1.698)
$\Delta \sigma_{PM}$ (構造的リスク): 当期、ラグ合計	-5.384 ^{***} [3] (1.115)	-5.668 ^{***} [3] (1.184)	-7.837 ^{***} [5] (1.773)
$\Delta \sigma$ (トータル・リス ク): 当期、ラグ合計	1.649 ^{***} [3] (0.402)	1.650 ^{***} [3] (0.432)	3.076 ^{***} [4] (0.656)
ΔC (資産供給): 当期、 リード、ラグ合計		0.160 ^{**} [2] (0.067)	0.258 ^{**} [12] (0.152)
ρ	-0.528 ^{***} (0.100)	-0.527 ^{***} (0.103)	-0.569 ^{***} (0.121)
R^2	0.797	0.810	0.871
修正 R^2	0.742	0.751	0.778
ダービン・ワトソン	1.80	1.74	1.67

被説明変数は、商業用不動産価格の対数の階差。 ρ は残差における一階の自己回帰係数。
0 は係数の標準偏差。 * は 10% 有意、** は 5% 有意、*** は 1% 有意を表す。修正 R^2 最
大化の基準によりモデルに含める変数を選択。 [] は結果として含めた当期・ラグ変数の
数。第 1 列は需要が完全に価格弾力的であるという仮定、第 2 列は需要が当期の資産供
給の関数と仮定、第 3 列は需要が 8 期リードの資産供給の関数と仮定。

ードを含めるに従い、構造的リスク及びトータル・リスクの効果は強くなり、 $\Delta C(t+8)$ 内生化の場合、両国で 1% 水準で有意である。これは、資産価格づけにおける二次モーメントの重要性 (Merton (1973)) を示している。また、構造的リ

スクが資産価格に負の効果を持つのにに対し、トータル・リスクは正の効果を持っている。構造的リスクの符号は予想された通りであるが、トータル・リスクが直接の効果を持つことは標準的資産価格理論の予想と異なっている。トータル・リスクの正の効果についていくつかの説明がありうる。

まず、トータル・リスクが将来の資産供給動向に関する情報を含んでいる可能性である。供給推計で見た通り、トータル・リスクの増大はその後の投資抑制を意味する。結果として、賃料(R)、成長率(g)の変数が捉えていない長期的な賃料上昇に関する情報を含んでいる可能性がある。その場合、資産供給の価格に対する効果のうち、長期的な負の効果をトータル・リスクが捉え、それと補完的な正のフィードバック効果を資産供給(C)が捉えていると考えられる。

第二の可能性は、使用中の不動産に付随している再開発オプションなど成長オプションの価値の変化である (Childs et al. (1996)など)。トータル・リスクの増大はこれらオプション価値を増大させる結果、不動産の価値を増加させる。

第三は、トータル・リスクが情報到達の頻度を反映している可能性である。価格情報が非対称または不完全である場合、情報の到達頻度が高まると、情報を持つ者と持たざる者の差が少なくなり (Wang (1994))、また情報獲得コストが減少するため (Childs et al. (2001))、資産価格は上昇する。価格決定要因の過去の経路の重要性：いずれの変数についても二つ以上のラグが含まれている。特に、賃料はいずれのモデルでも6~8期、供給は $\Delta C(t+8)$ 内生モデルで5~8期のラグを含んでいる。これは、投資機会が頻繁に変化する場合、あるいは市場が不完全である場合に、過去の価格決定要因を利用することで価格推計が改善されるという主張 (Merton (1973), O'Hara (1997)) を支持するものである。または、経済における補完性による正の外部効果がモメンタムを生み出しているため (Cooper (1999)) と考えることもできる。

おわりに

本研究で、需要・供給の間の正のフィードバック

ク、供給・需要双方における二次モーメントの重要性、リスクの種類を峻別する重要性、リード・ラグ変数の有効性など、標準的モデルとは異なる重要な結果が得られた。

今後データ制約の解消によって、更に詳細な研究を進めることが可能となる。建設コストに関してはミクロ・データを用いて品質調整を行うことでより詳細な分析が可能となる。長期の実質契約賃料や空室率のデータを利用できるようになれば、空間市場と資産市場を明示的に分離してモデル推計することが可能となる。またこの論文で提示した、供給と需要の正のフィードバック、トータル・リスクと価格の正の関係、経路依存性等を説明しうる複数のモデルを峻別することも今後の課題である。今回データポイント数の問題から実施できなかったが、金融市場を明示的にモデルに組み込み金融市場の不完全性の影響を検証すること及び期間を区切って構造変化を検証することなども有益な結果をもたらすと考えられる。

※ 本稿執筆仮定で、Tim Riddiough, Bill Wheaton, アジア不動産学会・AREUEA・住宅経済研究会の大会参加者の方との議論から多くの示唆を得た。記して感謝したい。

参考文献

- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist. 1996. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *Review of Economics and Statistics* 78, 1-15.
- Black, F. and M. Scholes. 1973. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy* 81, 637-654.
- Capozza, Dennis R. and Robert W. Helsley 1990. The Stochastic City. *Journal of Urban Economics* 28, 187-203.
- Childs, Paul D., Timothy J. Riddiough and Alex J. Triantis. 1996. Mixed Uses and the Redevelopment Option. *Real Estate Economics* 24, 317-339.
- Childs, Paul D., Steven H. Ott and Timothy J. Riddiough. 2001. Valuation and Information Acquisition Policy for Claims Written on Noisy Real Assets. *Financial Management* 30, 45-75.
- Cooper, Russell W. 1999. *Coordination Games: Complementarities and Macroeconomics*. Cambridge University Press. Cambridge, UK.
- Cox, John C., Stephen A. Ross, and Mark Rubinstein. 1979. Option Pricing: A Simplified Approach. *Journal of Financial Economics*, 7, 229-263.
- DiPasquale, Denise and William C. Wheaton. 1996. *Urban Economics and Real Estate Markets*. Prentice-Hall, Inc. Englewood Cliffs, NJ. USA.
- Dixit, A.K. and R.S. Pindyck. 1994 *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press. Princeton, NJ. USA
- Easley, Donald and Maureen O'Hara. 1992. Time and the Process of Security Price Adjustment. *Journal of Finance* 47, 577-606.
- Engle R.F. and C.W.J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251-276.

- Grenadier, Steven R. 1996. The Strategic Exercise of Options: Development Cascades and Overbuilding in Real Estate Markets. *The Journal of Finance* 51, 1653-1679.
- _____. 1999. Information Revelation Through Option Exercise. *The Review of Financial Studies* 12, 95-129.
- Heaton, John and Deborah Lucas. 2000. Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk. *Journal of Finance* 55, 1163-1198.
- Holland, A. Steven, Steven H. Ott and Timothy J. Riddiough, 2000. The Role of Uncertainty in Investment: An Examination of Competing Investment Models Using Commercial Real Estate Data. *Real Estate Economics* 28, 33-64.
- Jorgenson, David. 1963. Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review* 53, 247-259.
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore. 1997. Credit Cycles. *Journal of Political Economy* 105, 211-248.
- Merton, Robert C. 1969. Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous-Time Case. *Review of Economics and Statistics* 51, 247-257.
- _____. 1973. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica* 41, 867-887.
- O'Hara, Maureen. 1997. *Market Microstructure Theory*. Blackwell Publishers Corp. Malden, MA. USA.
- Ott, Steven H., Timothy J. Riddiough, Ha-Chin Yi and Jiro Yoshida. 2001. On Demand: Cross-Country Evidence from Commercial Real Estate Asset Markets. *Proceeds from 2001 AREUEA International Real Estate Conference*.
- Quan, Daniel C. and Sheridan Titman. 1999. Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis. *Real Estate Economics* 27, 183-207.
- Rauch, James E. 1993. Does History Matter Only When It Matters Only a Little? The Case of City-Industry Location. *Quarterly Journal of Economics* 108, 843-867.
- Scharfstein, David S. and Jeremy C. Stein. 1990. Herd behavior and investment. *American Economic Review* 80, 465-479.
- Stock, J.H. and M.W. Watson. 1988. Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives* 24, 147-174.
- Somerville, C. Tsuril. 1999. Residential Construction Costs and the Supply of New Housing: Endogeneity and Bias in Construction Cost Indexes. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 18: 43-62.
- Titman, Sheridan. 1985. Urban Land Prices Under Uncertainty. *American Economic Review* 75, 505-514.
- Tobin, James. 1969. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking* 1, 15-29.
- Wang, Jiang. 1994. A Model of Competitive Stock Trading Volume. *Journal of Political Economy* 102, 127-168.
- Wheaton, William C. 1987. The Cyclic Behavior of the National Office Market. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 15, 281-299.
- _____. 1990. Vacancy, Search and Prices in a Housing Market Matching Model. *Journal of Political Economy* 98, 1270-92.
- _____. 1999. Real Estate "Cycles": Some Fundamentals. *Real Estate Economics* 27, 209-230.
- Williams, Joseph T. 1991. Real Estate Development as an Option. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 4: 191-208.
- _____. 1993. Equilibrium and options on real assets. *Review of Financial Studies* 6, 825-850.
- _____. 1995. Pricing Real Assets With Costly Search. *Review of Financial Studies* 8, 55-90.
- Yoshida, Jiro. 1999. Effects of Uncertainty on the Investment Decision: An Examination of the Option-Based Investment Model Using Japanese Real Estate Data. Masters Thesis. MIT.

- ^{iv} 代表的なものとして Black and Scholes (1973)、Cox, Ross and Rubinstein (1979)などが挙げられる。
- ^v オプション・モデルでは、資産の再開発オプションなどの価値も考慮するため、資産価格もトータル・リスクに影響される。
- ^{vi} 不動産における適用例として Wheaton (1987), Wheaton and Torto (1990)が挙げられる。
- ^{vii} たとえば、現実の賃貸契約期間の種類は限定的で、供給サイドの影響を完全に反映しうる賃料の期間構造は存在しない。また空間市場に対するデリバティブ市場も存在しない。
- ^{viii} この場合、資産供給に関する情報は空間市場の均衡賃料に完全に反映されている (DiPasquale and Wheaton (1996))
- ^{ix} 1986 年以降のインフレ率からすれば、名目値を用いる問題は比較的小さいと考えられる。
- ^x 階差を過大にすることによる問題は、過少な階差の問題より相対的に軽微であることが知られている (Stock and Watson (1988))
- ^{xi} 予備的分析の結果、2 年以上のラグは概して影響していないことからラグを 2 年までとする。ただし推計の結果説明力の弱い期は最終的に含まれないことがある。当期資産供給は当期 GDP の構成要素であるため、当期 GDP 成長率を当期資産供給の説明変数とすることはできない。賃料については、理論上 1 期先の期待賃料を資本還元したものが当期の資産価格を決めることから 1 期リードの賃料を含める。
- ^{xii} この場合供給式(3b)では、内生化した資産供給が金利など非建設変数のリードの影響を受けないよう、建設コスト(K)を除いてリードを含めない。
- ^{xiii} 他方高い構造的リスクは低い資産価格を経由して投資に負の効果を持つことから、均衡資産供給量への効果は不確定である。
- ^{xiv} 理論的には、価格-収入比率の変化は資産供給サイクルと逆であるべきだが、実際にはサイクルが重なっている (Williams (1997), Wheaton (1999))。

ⁱ 教科書としての解説は DiPasquale and Wheaton (1996)などに詳しい。

ⁱⁱ Williams (1993, 1995)は、有限の価格弾力性、投資家の制約など不動産市場の特性を包含した均衡モデルを、Grenadier (1996, 1999, 2002)は戦略的オプション行使を核とする均衡モデルを展開している。

ⁱⁱⁱ 代表的教科書として Dixit and Pindyck (1994)などが挙げられる。