



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

オフィス不動産価格とファンダメンタルズ —ミクロ・パネル・データによる計量分析—

中村康治*

kouji.nakamura@boj.or.jp

才田友美**

yumi.saita@boj.or.jp

No.08-J-13
2008年8月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業(株)日本橋支店私書箱第30号

* 企画局

** 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

オフィス不動産価格とファンダメンタルズ —マイクロ・パネル・データによる計量分析¹—

中村 康治²・才田 友美³

2008年8月

【要旨】

本稿では、首都圏オフィス不動産のマイクロ・パネル・データを使い、パネル共和分の分析手法を用いて、首都圏オフィス不動産の価格変動について、割引現在価値との関係を中心に定量的な分析を行っている。分析の結果、第一に、首都圏オフィス不動産価格とその割引現在価値の間には、共和分関係がみいだされた。これは、オフィス不動産価格が、賃料や金利といったファンダメンタルズに基づいて形成されていたことを示唆する。しかしながら、バブル期における賃料の動きをみると、マクロの所得の動きと比べた場合、明らかに維持不可能な上昇率となっていたことが分かる。したがって、オフィス不動産価格の動きを判断する上では、その理論値である割引現在価値に着目するだけでなく、割引現在価値の重要な構成要素の一つである賃料の動きについて、その維持可能性を注意深く吟味する必要がある。第二に、割引現在価値と不動産価格の間の共和分関係をもとに、割引現在価値の変化、人口動態の変化、金融機関貸出の変化を考慮した誤差修正型モデルを推計した結果、短期的な不動産価格の変動をうまくトレースするモデルであることが分かった。

キーワード：オフィス不動産、加重平均公示地価、割引現在価値、パネル共和分分析、誤差修正モデル

JEL Classification: C32, E39

¹ 分析にあたっては、三菱UFJ信託銀行・川本健治氏よりデータ提供を受けた。また、山岡理恵氏、荒井千恵氏（日本銀行調査統計局）の多大な協力を得た。本稿の作成過程においては、関根敏隆氏、藤木裕氏、鎌田康一郎氏、肥後雅博氏、大谷聡氏、一上響氏、福永一郎氏、北村富行氏をはじめとする日本銀行スタッフより数多くの有益な示唆を受けた。記して感謝したい。もちろん、有り得べき誤りは全て筆者達に帰するものである。また、本稿に記された意見・見解は筆者個人のものであり、日本銀行及び企画局・調査統計局の公式見解を示すものではない。

² 企画局

³ 調査統計局

1. はじめに

1980年代中頃、首都圏のオフィス不動産需要は、首都圏への経済機能の集中や金融自由化を背景に高まり、不動産価格は大幅に上昇した。しかし、1990年代中ごろからは、バブル経済の崩壊や長期にわたる景気低迷によって、首都圏のオフィス不動産価格も下落を続けた。その後、2000年代前半頃を境に、再び首都圏のオフィス不動産需給はタイト化し、不動産価格は上昇に転じている。本稿では、このように大幅な変動を示してきた首都圏オフィス不動産価格について、マイクロ・パネル・データを用いたパネル共和分の分析手法によって、定量的な分析を試みる。こうした分析により、この間の首都圏オフィス不動産の価格が、賃料や金利などのファンダメンタルズに基づいて決められていたものかどうか、ということを検証してみたい。

マクロ経済指標を用いた日本の地価分析は、過去においていくつかなされている⁴。この場合、地価指標としては公示地価や市街地価格指数、それらに対応する収益指標としてはGDPなどの集計指標が用いられてきた。しかし、マイクロ・データを用いた不動産価格の定量的な分析は、ほとんど行われていない。本稿では、三菱UFJ信託銀行と生駒データサービスシステムが共同で作成しているオフィス不動産価格情報「MTB-IKOMA 不動産投資インデックス」を構成する個別マイクロ・データを用いて、割引現在価値モデルの妥当性について定量的な分析を行う。同データでは、個別のオフィス不動産物件について、その土地価格、建物価格、賃料の情報が提供されている。これに金利等のマクロ・データを組み合わせることで、各物件価格が、割引現在価値モデルと整合的な動きとなっていたかどうかについて定量的に把握することができる。また、パネル・データを用いることで、時系列方向のデータ数が限られている場合においても、定量分析に耐えうるだけの自由度を確保することも出来るというメリットも存在する⁵。

あらかじめ本稿における分析の結論を述べると以下の通りとなる。第一に、首都圏オフィス不動産価格とその割引現在価値の間には、共和分関係がみいだされた。これは、オフィス不動産価格が、賃料や金利といったファンダメンタルズに基づいて形成されていたことを示唆する。しかしながら、バブル期における賃料の動きをみると、マクロの所得の動きと比べた場合、明らかに維持不可能な上昇率となっていたことが分かる。したがって、不動産価格の動きを判

⁴ 中村・才田（2007）では、地価とファンダメンタルズについてマクロ時系列データを用いた分析を行っており、地価の変動が概ね所得や金利などのファンダメンタルズによって説明できることを実証している。

⁵ 不動産に関するマクロ・パネル・データ分析については、才田他（2004）が、県別パネル・データを用いた地価分析を行っている。

断する上では、その理論値である割引現在価値に着目するだけではなく、割引現在価値の重要な構成要素の一つである賃料の動きについて、その維持可能性を注意深く吟味する必要がある。第二に、割引現在価値と実際の不動産価格との間の共和分関係（＝長期均衡関係）をもとに、割引現在価値の変化、人口動態の変化、金融機関貸出の変化を考慮した誤差修正型モデルを推計した結果、短期的な不動産価格の変動をうまくトレースするモデルであることが分かった。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、首都圏オフィス不動産市場の動向について概観する。第 3 節では、不動産価格形成についての理論を概観する。第 4 節では、本稿で使用するデータについて説明する。第 5 節では、実際の不動産価格と賃料や金利などから計算した割引現在価値との間に共和分関係が存在するかどうかについて検証を行う。第 6 節では、第 5 節で得られた共和分関係を用いて、誤差修正型の不動産価格関数を推定する。第 7 節は、結論である。

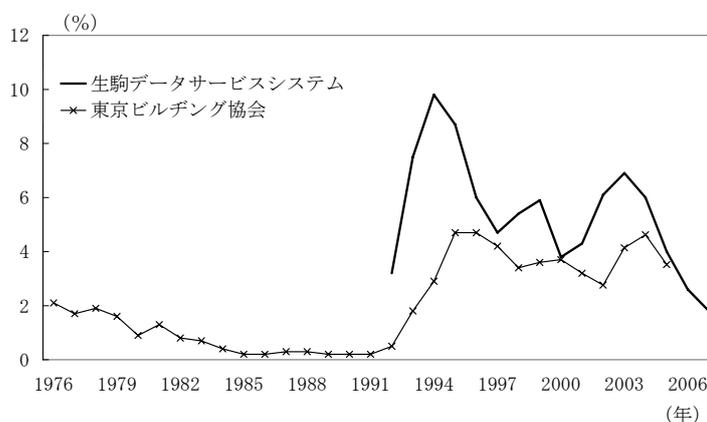
2. 首都圏オフィス不動産市場の動向

首都圏オフィス不動産市場を取り巻く環境は、1970 年代以降、大きく変化し、それに応じて不動産価格や賃料も大幅な変化を示してきた。以下では、バブル期以前、バブル期、バブル期以降の 3 つの期間について、首都圏オフィス不動産市場の動向について概観する。

(バブル期以前)

まず、オフィス不動産の需給環境を示す指標として、首都圏のオフィス空室率をみてみよう。これをみると、1970 年代半ばから 1980 年代前半にかけて緩やかに低下し、需給環境がタイト化してきたことが分かる (図 1)。

(図 1) 空室率の推移



(注) 調査対象は以下のとおり。

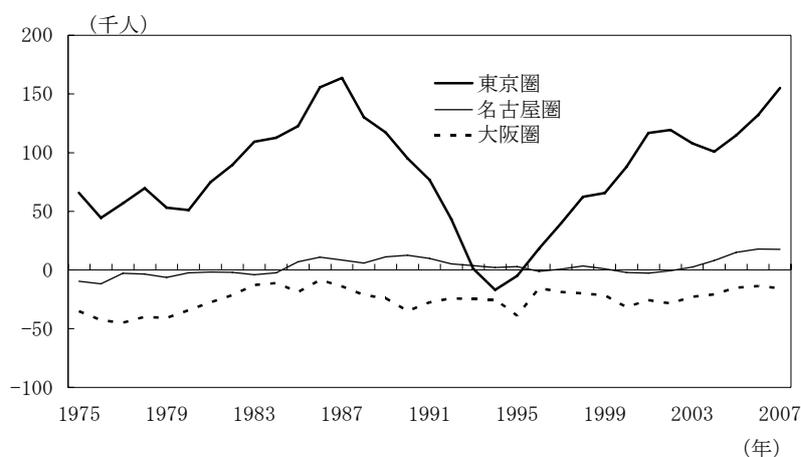
生駒データサービスシステム：東京都内で一般募集されたすべてのビル、各年12月時点。

東京ビルディング協会：東京ビルディング協会所属のビル、各年4月1日時点。

(資料) 生駒データサービスシステム「オフィスマーケットレポート」、東京ビルディング協会「ビル実態調査のまとめ」

こうした動きは、この間の首都圏への経済機能の集中とそれに伴う人口流入を反映したものであったとみられる。人口の転入超過数をみると、この時期、東京圏への人口流入が大幅に増加していた（図2）。

(図2) 人口転入超過数（転入数－転出数）

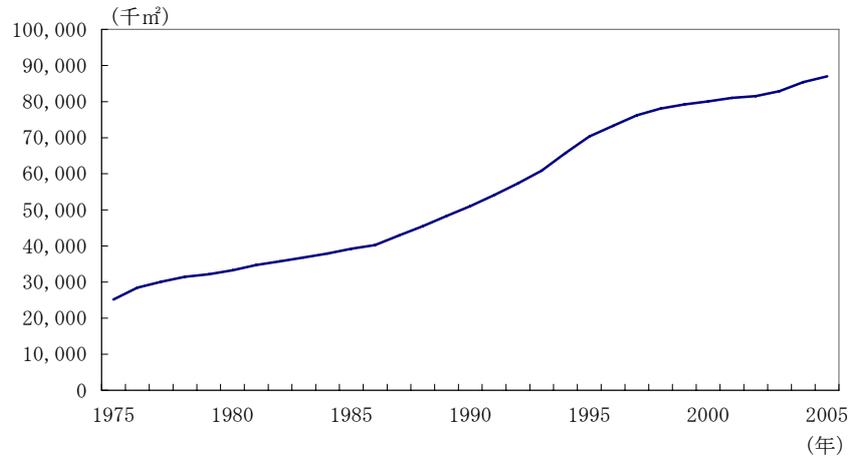


(資料) 総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」

こうした動きに加え、首都圏のオフィス需要は、外資系金融機関の東京進出により、更に拍車がかかった⁶。1980年代初めから本格化した金融自由化を契機に、外資系金融機関は、日本市場に積極的に参入し始めた。このようなオフィス不動産需要の高まりを受けて、オフィスビルの建築も増加し、首都圏におけるオフィスの延床面積も増加トレンドを辿った（図3）。しかしながら、オフィスの供給が需要の拡大に追いついていなかったため、オフィス空室率は低下を続け、1985年頃には、ほぼゼロ%に近い水準にまで達していた。このため、オフィス賃貸料は持続的に上昇した（図4）。

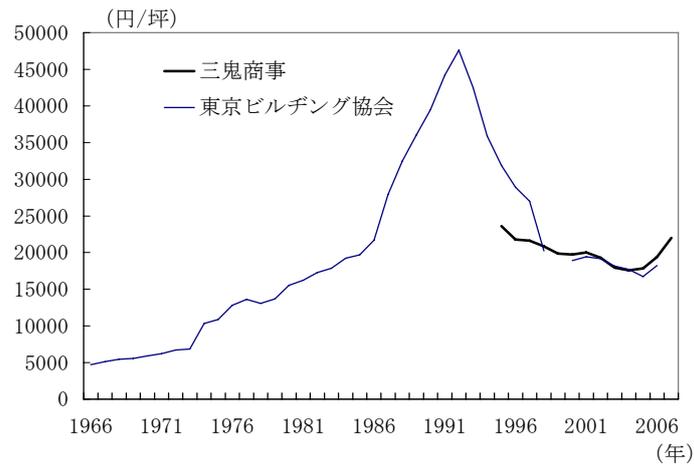
⁶ こうした外資系金融機関の東京進出が東京のオフィス需要に与えた影響については、日本銀行調査統計局（1990）等を参照。

(図3) 首都圏オフィス供給量



(注) 東京 23 区の事務所 (銀行を含む) 床面積。
(資料) 東京都都市整備局「東京の土地」各年版

(図4) オフィス賃料の推移

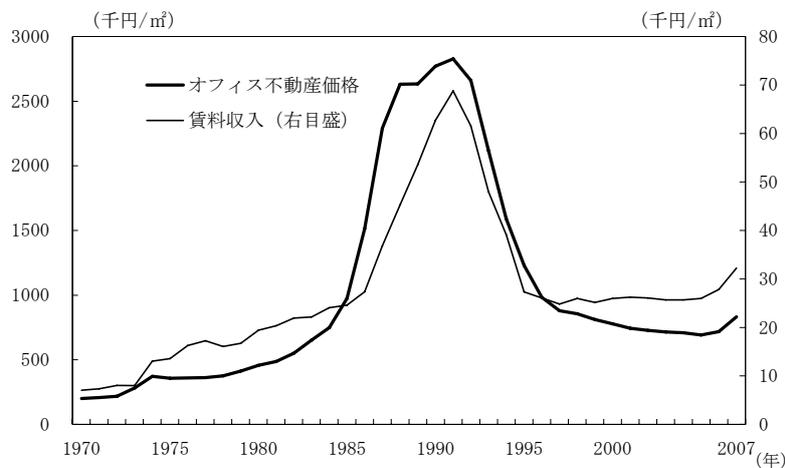


(注) 三鬼商事は、都心 5 区 (千代田、中央、港、新宿、渋谷) の基準階面積 100 坪以上の主要貸事務所ビルの新規募集賃料。東京ビルディング協会は、東京ビルディング協会所属ビルの新規成約賃料。
(資料) 三鬼商事 (株)「地域別オフィスデータ」、(社) 東京ビルディング協会「ビル実態調査のまとめ」、内閣府「土地を巡る諸指標」

(バブル期)

1985 年には、プラザ合意以降の為替円高を契機に、景気後退が始まった。このため、日本銀行は金融緩和を実施し、短期金利を大幅に引き下げた。こうした金融緩和を背景に、様々な資産価格が上昇した。首都圏オフィス不動産も例外ではなく、この時期における不動産価格や賃料の上昇テンポは、異例の速さとなった (図 5)。また、オフィス空室率が非常に低水準で推移する中で、首都圏における経済活動の一段の活発化を背景に、オフィス需要は高まり、賃料は大幅に上昇した。

(図5) 首都圏オフィス：不動産価格と賃料収入



(注) 不動産価格は、建物と土地の合計。不動産価格、賃料収入ともに、MTB-IKOMA データのうち1970年～2007年まで継続した39サンプルの平均値。

(資料) 三菱UFJ信託銀行・生駒データサービスシステム「MTB-IKOMA 不動産投資インデックス」

(バブル崩壊期以降)

首都圏の不動産価格や賃料は、金融引締めや不動産総量規制の始まった1990年代初め頃から下落に転じ、1990年代半ばには、年率2割以上の下落を記録した。1990年代後半になると、下落テンポも徐々に鈍化し、2000年前後からは、ほぼ横這い圏内の動きとなっている。この間、首都圏のオフィス需給は大幅に緩和し、オフィス空室率は、バブル経済崩壊直後の1994年に10%弱にまで上昇した。その後、オフィス空室率は振れを伴いながらもITバブルの絶頂の2000年には約4%にまで低下した。しかし、ITバブル崩壊に伴う景気の悪化や、首都圏におけるオフィスビルの大量供給によって、空室率は急速に高まり、2003年には7%弱にまで再び上昇した。その後、景気が着実に回復するにつれて空室率も徐々に低下し、高水準のオフィススペース供給が続く中であっても、足もと2008年第1四半期時点では1.7%程度にまで低下している。

3. オフィス不動産の価格形成理論

本節では、オフィス不動産の価格形成についての理論を概観する。オフィス不動産の価格は、そのオフィス不動産の稼働によって将来生み出す収益、すなわち賃料収入を、適切な割引率で割った割引現在価値に等しい。この場合、当該オフィス不動産を将来時点で売却する可能性も考慮に入れると、式(1)のような定式化がなされる。

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

ここで、 P_t は今期のオフィス不動産価格、 P_{t+1}^e は来期の不動産価格の予想値、 Y_t は今期の賃料収入である。 cc_t は資金コストであり、名目金利 (i_t)、税率 (τ_t)、リスクプレミアム (RP_t) からなる ($cc_t = i_t + \tau_t + RP_t$)。これをフォワードに解くと以下の式を得る。

$$P_t = E_t \left[\sum_{h=0}^{\infty} \left\{ \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + cc_{t+k}} \right) \right\} Y_{t+h} + \lim_{h \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + cc_{t+k}} \right) P_{t+h} \right] \quad (2)$$

ここで、 E_t は t 期の情報に基づく期待演算子である。永続するバブル解を排除するためには、(2)式の第二項がゼロとなる必要がある。永続するバブル解を排除すると、不動産価格は、将来の賃料収入の割引現在価値と等しい、という以下の式になる。

$$P_t = E_t \left[\sum_{h=0}^{\infty} \left\{ \prod_{k=0}^h \left(\frac{1}{1 + cc_{t+k}} \right) \right\} Y_{t+h} \right] \quad (3)$$

ここで、更に、①賃料収入の将来の成長率に関して静学的な期待、すなわち、一定の成長率 (g_t^e) で賃料収入が成長すると仮定し、また、②資金コスト (cc_{t+k}) についても静学的な期待 ($cc_{t+k} = cc_t$) を仮定すると、不動産価格の理論値は、以下のように更に単純化できる。

$$P_t = \frac{Y_t}{cc_t - g_t^e} \quad (4)$$

(4)式の分母は、名目資金コストと名目賃料成長率の差であり、ここでは、名目金利ギャップと名づける。名目資金コストを構成する名目金利は、実質金利と期待インフレ率に分解できる。

$$cc_t = i_t + \tau_t + RP_t = r_t + \pi_t^e + \tau_t + RP_t \quad (5)$$

ここで、 r_t は実質金利、 π_t^e は期待インフレ率である。ところで、名目賃料成長

率も、実質賃料成長率と期待インフレ率に分解することが出来る。

$$g_i^e = rg_i + \pi_i^e \quad (6)$$

ここで、 rg_i は実質賃料成長率、 π_i^e は期待インフレ率である。式(5)と式(6)を用いると、名目金利ギャップ (=名目資金コスト-名目賃料成長率) は、期待インフレ率がキャンセルアウトするため、以下のように、実質資金コストと実質賃料成長率の差 (ここでは、「実質金利ギャップ」と名づける) と等しくなる。

$$cc_i - g_i^e = r_i + \pi_i^e + \tau_i + RP_i - (rg_i + \pi_i^e) = (r_i + \tau_i + RP_i) - rg_i \quad (7)$$

したがって、オフィス不動産価格の変動は、①分子である賃料収入の変動、②分母である名目、あるいは実質金利ギャップの変動のいずれかによってもたらされることになる。

4. データ

以下では、本稿の計量分析で使用するデータについて説明を行う。

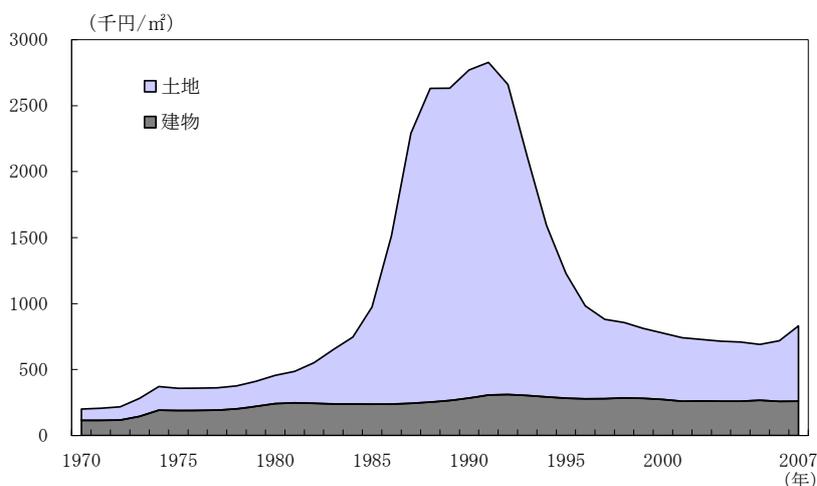
(1) オフィス不動産価格、賃料収入

分析に用いるデータは、首都圏のオフィスビル不動産 39 物件に関する継続サンプルの個別データ (バランス・パネル・データ) である。それぞれの物件については、建物価格、土地価格、賃料収入の情報がある。データ始期は 1970 年であり、データ終期は 2007 年である⁷。地価は公示地価を使用している。建物価格は、建築単価などをもとに推計された物件価格が用いられている。賃料単価は、駅からの距離や延べ床面積、築年数、地域別募集賃料水準など、各物件の立地条件の差異を調整したヘドニック関数で推計した成約賃料を用いている。また、賃料総額については、空室率 (=稼働率) を考慮し、実際の総賃料収入を推計した値が用いられている。また、その際、メンテナンスコストなどの諸経費は差し引かれている⁸。土地と建物のそれぞれの価格の動きをみると、建物価格はほぼ一定している一方、土地価格が大幅に変動しており、オフィス不動産価格変動の主因は、土地価格の変動であることが分かる (図 6)。

⁷ オリジナルのデータセットには、425 物件、6,647 サンプルの個別データがあるが、データが不連続となっているもの、途中から加えられたものなどがあり、継続したデータとして使用できるものが 39 物件、1,482 サンプルの個別データであった。

⁸ データの詳細は、補論 1 を参照。

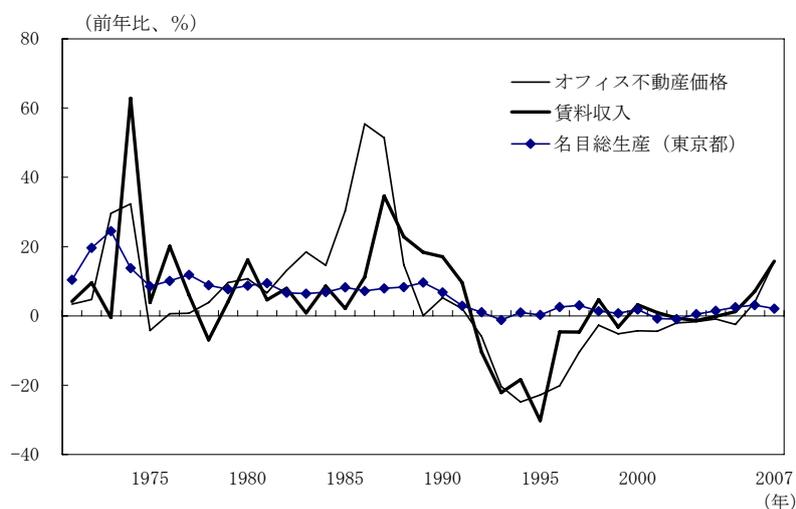
(図6) オフィス不動産価格



(注) MTB-IKOMA データのうち 1970 年～2007 年まで継続した 39 サンプルの平均値。
(資料) 三菱 UFJ 信託銀行・生駒データサービスシステム「MTB-IKOMA 不動産投資インデックス」

データをみると、1980 年代のバブル期においてオフィス不動産価格（土地と建物）、賃料収入ともに、他の時期と比べて突出して上昇、その後大幅に下落している（図7）。

(図7) オフィス不動産価格と賃料収入



(注) 不動産価格、賃料収入ともに MTB-IKOMA データのうち 1970 年～2007 年まで継続した 39 サンプルの平均値。
(資料) 三菱 UFJ 信託銀行・生駒データサービスシステム「MTB-IKOMA 不動産投資インデックス」

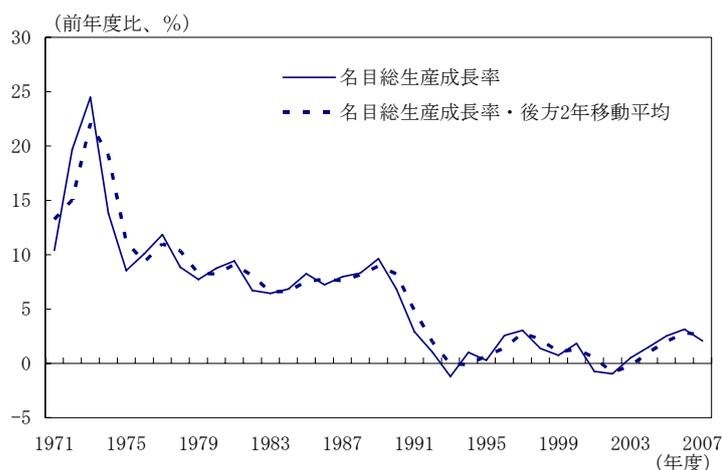
また、賃料上昇率について、東京の名目総生産成長率と比較すると、1980 年代後半のバブル期には、東京の名目総生産成長率を大きく上回り、20%前後の成長をしていた。一方、バブル経済が崩壊すると、賃料収益は大きく落ち込み、

ボトムでは、年間 30%程度の下落を記録した。こうした、バブル期とバブル崩壊後の大きな変動を除いてみると、賃料収益の年間上昇率は、ほぼ東京の名目総生産の上昇率と同程度であった。

(2) 賃料収益の期待名目成長率

不動産の割引現在価値を算出するためには、式(4)から明らかな通り、賃料収入の将来の期待成長率が必要となる。バブル期には、東京のオフィス不動産の賃料収入は年率 20%以上で上昇していた。静学的な期待を仮定すると、当時の賃料上昇率である 20%が永久に持続すると想定することになるが、さすがにそうした仮定は非現実的である。そこで、本稿の分析では、賃料収入の期待名目成長率について、適応的な期待形成を仮定し、東京の名目総生産前年比の後方 2 年移動平均値を用いている (図 8)。

(図 8) 名目期待成長率 (東京)



(3) 金利

割引現在価値を算出する際の金利は、長期プライム・レートを使用している。オフィス不動産価格の定式化の式(3)においては、各期の賃料を割引く際の金利は、各期における短期金利であった。式(4)では、先行きの資金コストに対する静学的な期待を仮定し、オフィス不動産の理論価格をよりコンパクトな形に変形をしている。この場合の金利は、「将来にわたる短期金利の平均値」となり、理論的には、長期金利を用いることが適当であると考えられる。

なお、1980年代前半以前の金利水準については、金利規制や信用割当の存在により実体経済変動に対応したものとなっていなかった可能性が高いと考えられる。そこで、本稿では、信用割当が行われていなければ実現したであろう金

利水準を別途推計した上で割引現在価値の計算に用いている⁹。

(4) 税率

税率については、本稿の分析では、不動産保有にかかる税（固定資産税、都市計画税、地価税）のみを考慮している。実際の推計にあたっては、東京における不動産保有税納入総額を東京の土地総額で割ったものを、実効税率とみなした上で、それを全ての物件に使用している。これは、個別物件ごとの実際の納税額についての情報がないためである。また、不動産の取得・売買に関する税についても考慮していない。これらの税額は、個別の物件ごとに、売却の有無や他の所得などに応じて決定されるが、そうした個別情報についても、利用可能ではないためである。

(5) リスクプレミアム

次にリスクプレミアムについて考えてみる。リスクプレミアムについては、長期的には一定の値をとるが、短期的には大幅に変動すると考えられる。本稿では、オフィス不動産の割引現在価値を算出する際には、長期リスクプレミアムのみを考慮し、リスクプレミアムは一定であると仮定している。こうした仮定の下で算出された割引現在価値を用いてオフィス不動産価格を推定した場合、共和分ベクトルの推定残差には、短期的に変動するリスクプレミアムに基づく変動が含まれることになる。この推定残差が景気変動と同調的に変動している場合、割引現在価値の変動以上に、不動産価格は変動することになる。すなわち、景気回復期には楽観的な期待の下で、不動産価格が上方にオーバーシュートする一方、逆に景気後退期には悲観的な期待の下で、不動産価格が下方にオーバーシュートすることになる。

実際の推定に用いる長期リスクプレミアムの水準について、本稿では、過去の実証研究に基づき6%を採用する。藤原・新家(2003)では、土地のリスクプレミアムは可変であると仮定して、マクロの地価データを用いてリスクプレミアムを推計している。彼らの推計によれば、土地のリスクプレミアムは1%から7%の範囲で変動し、平均すれば約6%との結果を得ている。また、6%というリスクプレミアムの水準は、米国株式市場における実証分析で観察される長期リスクプレミアムの値でもある(Kocherlakota(1996))¹⁰。株式と不動産を比べた場合、流動性や取引費用の点では、株式のほうが土地よりもリスクプレミアムが

⁹ 具体的な計算方法については、補論2を参照。

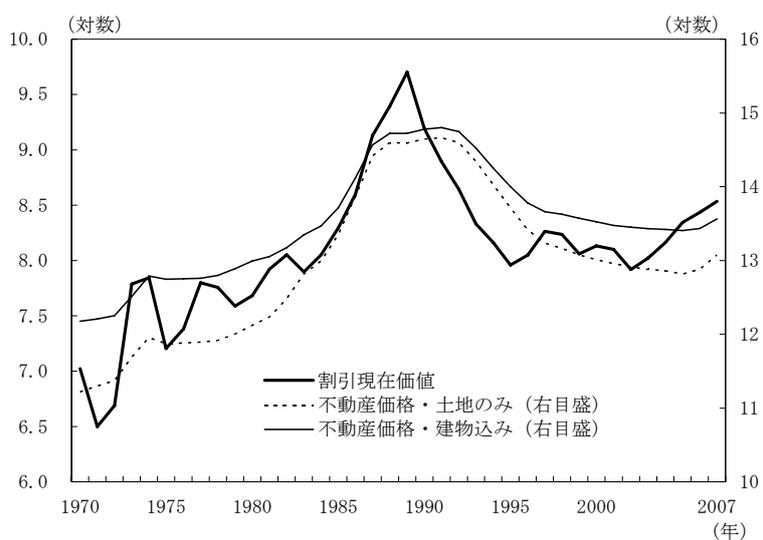
¹⁰ この他にも、Fama and French(2002)<2.55~4.32%>などの計測例がある。頑健性を確認するため、4%および5%のリスクプレミアムを用いて、共和分ベクトルの推定を行ったところ、影響はほとんどないことを確認した。

低いと考えられる。しかし、日本では長い間土地が金融資産よりも有利な資産であると認識されてきており、この点、不動産のほうが株式よりもリスクプレミアムが低いとも考えられる。このように、不動産のリスクプレミアムについて、株式のリスクプレミアムとの対比で、どちらがどの程度高いのかについては、先験的には判断しがたい。

(6) 割引現在価値

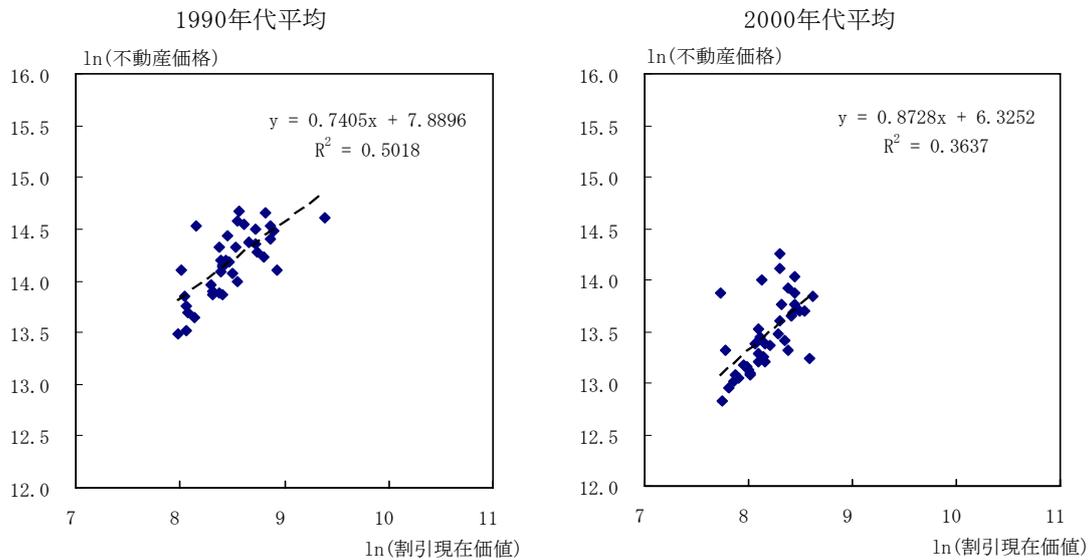
以上 (1) ~ (5) の変数を用いて算出したオフィス不動産の割引現在価値 (3節の(4)式) を、不動産価格と共に示したのが図 9 である。金利ギャップの変動により、割引現在価値は実際の不動産価格より変動が大きいが、両者は概ね整合的な動きを示していることがみてとれる。

(図 9) 割引現在価値



オフィス不動産価格とその割引現在価値について、クロス・セクションでの関係をみたのが、図 10 である。これをみても、オフィス不動産価格と割引現在価値との間には、正の相関が観察される。

(図 10) オフィス不動産価格と割引現在価値



(7) 人口動態

次に人口の変化がオフィス不動産価格に与える影響について考えてみよう。もっとも単純な考え方は、オフィス不動産供給が一定の下では、人口の増減によってオフィス不動産に対する需要が変化し、オフィス不動産価格が変動するというものである。こうした影響を、先に検討したオフィス不動産理論価格の考え方に基づいて解釈すると、オフィス不動産などの生産要素に対する需要の高まりは、そもそもオフィス不動産を用いて生産した財・サービスに対する需要の増加により引き起こされたものであり、割引現在価値モデルで言えば、分子の収益＝賃料収入の上昇が、オフィス不動産価格の変動を引き起こしたと考えることになる。この場合、人口の増加は、オフィス不動産物件が提供しているサービスに対する需要の増加→賃料収入の増加→不動産物件の割引現在価値の増加、というルートを通じてオフィス不動産物件価格に影響を与えることになる。このため、分子の収益の指標が適切に計測されていれば、人口変動にともなう不動産サービスへの需要変化は、賃料収入の変化を通じてのみ現れることになる。したがって、人口要因が、賃料収入以外のルートを通じてオフィス不動産価格に影響を与えるというルートは無いことになる。

しかし、人口高齢化など人口構成の変化が、より長い目で見た先行きの経済動向を予見するような変数となりうる場合には、足もとの賃料収入とは独立に、先行きの期待を反映する変数として不動産価格に影響を及ぼす可能性もある。このため、本稿では、人口構成を表す変数として生産年齢人口比率を、共和分分析と短期の誤差修正モデル分析に用い、それらがオフィス不動産価格の変動に対して有意な説明変数となるのかについて検討する。

(8) 金融機関貸出

金融機関貸出と不動産価格については、金利を通じたルート以外にも、従来から密接な関係があることが指摘されてきた。両者の間には、①不動産価格の変動が金融機関貸出の変動をもたらすルートと、②金融機関貸出が不動産価格の変動をもたらすルート、の双方向の関係が存在すると考えられる。①のルートでは、不動産価格が変動することにより担保価値が変動し、それに連動して金融機関貸出が変動することになる¹¹。②のルートでは、金融機関が不動産投機を行っている企業などに積極的に貸し込むことによって、更なる不動産投機を招くことによって不動産価格が変化することになる。現実には、両方のルートが相互作用していると考えられる。ただし、こうした関係は、中長期的には不動産価格に対して影響を与えないと考えるのが適当である。先に見たように、不動産価格の理論値は、賃料収入や金利、更には人口要因など実体的な要因によって変動するという考え方がスタンダードである。この場合、金融機関の貸出姿勢といった要因は、不動産価格に対して中長期的に影響を与える要因とはなりえないはずである。したがって、以下の定量分析では、金融機関貸出を共和分分析に明示的に含めない一方、不動産の短期的な変動を分析する誤差修正モデルには、明示的に取り込むことにする。

5. パネル共和分分析

本節では、首都圏オフィス不動産のパネル・データを用いて、実際の不動産価格が長期的にみて、理論モデルに基づいた割引現在価値で説明できるかどうかを試みる。

(1) 推定モデル

まず、説明変数となる割引現在価値 (NPV_{it}) は、以下の算式で計算している。

$$NPV_{it} = \frac{y_{it}}{i_t - g_t^e + \tau_t + RP} \quad (8)$$

y_{it} : 賃料収入、 i_t : 名目長期金利、 g_t^e : 名目期待成長率、 τ_t : 保有実効税率、 RP : リスクプレミアム (=6%)

¹¹ 不動産価格の上昇により担保価値が上昇し、企業の金融機関借り入れが容易化すれば、企業は設備投資等を積極化させ、実体経済も大きく成長する可能性がある。しかし、不動産価格の下落により担保価値が下落すれば、逆のことが発生する。このように、不動産価格は金融機関貸出を通じて、実体経済を不安定化させることがあり、**financial accelerator** と呼ばれている。

共和分関係を推定するモデルは、以下のような3つの定式化を想定している。

まず、定式化 1 では、不動産価格を割引現在価値で説明する単純なモデルである。

(定式化 1)

$$p_{it} = \beta_1 npv_{it} + e_{it} \quad (9)$$

p_{it} : 不動産価格 (対数値)、 npv_{it} : 割引現在価値 (対数値) e_{it} : 誤差項

理論的には、割引現在価値の変化に対して、オフィス不動産価格は、1対1で対応するため、定式化 1 では、 β_1 を 1 と想定した場合 (定式化 1-1) と、制約無く推計された場合 (定式化 1-2) の 2 パターンについて、共和分関係の有無を検証する。

また、定式化 2 では、人口構成変動の要因も、割引現在価値とは独立に不動産価格に影響を及ぼすという定式化を行っている。この場合も、定式化 1 と同様に、 β_1 を 1 と想定した場合 (定式化 2-1) と、制約無く推計された場合 (定式化 2-2) の 2 パターンについて、共和分関係の有無を検証する。

(定式化 2)

$$p_{it} = \beta_1 npv_{it} + \beta_2 pop_t + e_{it} \quad (10)$$

p_{it} : 不動産価格 (対数値)、 npv_{it} : 割引現在価値 (対数値)、 pop_t : 生産年齢人口比率、 e_{it} : 誤差項

(2) 単位根検定

共和分関係を推定する前に、各変数について定常性検定を行う。まずは、通常の定常性検定と同様に、一変数ずつの検定 (ADF 検定) を行った結果が、表 1 である。パネル・データである割引現在価値と不動産価格については、39 物件それぞれの検定量、マクロ・データである生産年齢人口比率については、単一系列の検定量が示されている。これをみると、「単位根をもつ」という帰無仮説について、水準を用いた検定では、ほとんどのケースで帰無仮説が棄却されなかった。一方、1階差を取ったケースでは、ほとんどのケースで帰無仮説が棄却されており、各変数が I(1) であることが分かる。

次に、パネル単位根検定を行う。一般に、一変数ごとの単位根検定は、検定力が劣り、非定常過程であるという帰無仮説を許容しがちであるという欠点が

指摘されている。これに対応したのがパネル単位根検定である。本稿では、5種類のパネル単位根検定(①Levin, Lin and Chu(2002)、②Im, Pesaran and Shin(2003)、Maddala and Wu(1999)の③Fisher-ADF および④Fisher-PP、⑤Hadri(2000))を行っている。①～④の検定における帰無仮説は「単位根あり」であり、⑤の帰無仮説は「単位根なし」である。

パネル単位根検定の結果は、表2に示されている。

(表 1) 単位根検定

(1) 物件毎の個別 ADF 検定

物件	割引現在価値				土地のみ				土地と建物			
	水準		1階差		水準		1階差		水準		1階差	
	p値	ラグ次数	p値	ラグ次数	p値	ラグ次数	p値	ラグ次数	p値	ラグ次数	p値	ラグ次数
1	0.221	1	0.000	0	0.299	1	0.009	0	0.267	1	0.009	0
2	0.147	1	0.000	0	0.173	2	0.013	0	0.244	1	0.012	0
3	0.531	2	0.000	0	0.180	3	0.004	0	0.155	2	0.010	0
4	0.208	1	0.000	0	0.222	1	0.007	0	0.197	1	0.008	0
5	0.184	1	0.000	0	0.165	2	0.005	0	0.194	1	0.008	0
6	0.593	2	0.000	0	0.240	2	0.004	0	0.213	2	0.003	0
7	0.177	1	0.000	0	0.248	3	0.158	2	0.284	3	0.003	0
8	0.157	1	0.000	0	0.389	1	0.001	0	0.318	1	0.001	0
9	0.127	1	0.000	0	0.242	2	0.002	0	0.333	1	0.001	0
10	0.163	1	0.000	0	0.316	3	0.002	0	0.330	1	0.008	0
11	0.153	1	0.000	0	0.422	1	0.017	0	0.350	1	0.033	0
12	0.145	1	0.000	0	0.108	2	0.089	1	0.093	2	0.023	2
13	0.603	2	0.000	0	0.267	1	0.003	0	0.223	1	0.003	0
14	0.597	2	0.000	0	0.418	3	0.003	0	0.310	3	0.006	0
15	0.208	1	0.000	0	0.181	3	0.006	0	0.207	3	0.015	0
16	0.199	1	0.000	0	0.220	3	0.002	0	0.310	1	0.003	0
17	0.219	1	0.000	0	0.239	1	0.017	0	0.215	1	0.013	0
18	0.206	1	0.000	0	0.359	1	0.003	0	0.297	1	0.002	0
19	0.213	1	0.000	0	0.380	1	0.002	0	0.296	1	0.002	0
20	0.195	1	0.000	0	0.489	0	0.000	0	0.353	1	0.000	0
21	0.212	1	0.000	0	0.331	1	0.010	0	0.276	1	0.010	0
22	0.173	1	0.000	0	0.400	1	0.003	0	0.277	1	0.004	0
23	0.165	1	0.000	0	0.263	1	0.008	8	0.195	1	0.006	0
24	0.205	1	0.000	0	0.396	1	0.004	0	0.304	1	0.003	0
25	0.192	1	0.000	0	0.327	1	0.003	0	0.184	1	0.004	0
26	0.223	1	0.000	0	0.274	3	0.001	0	0.300	3	0.001	0
27	0.223	1	0.000	0	0.075	5	0.003	0	0.226	1	0.004	0
28	0.139	1	0.000	0	0.083	4	0.003	0	0.214	4	0.003	0
29	0.130	1	0.000	0	0.124	4	0.000	0	0.263	4	0.001	0
30	0.207	1	0.000	0	0.354	2	0.000	0	0.338	2	0.000	0
31	0.239	1	0.000	0	0.175	1	0.057	0	0.157	1	0.055	0
32	0.191	1	0.000	0	0.196	1	0.027	0	0.157	1	0.030	0
33	0.201	1	0.000	0	0.216	2	0.090	1	0.177	2	0.088	1
34	0.222	1	0.000	0	0.195	2	0.003	0	0.182	2	0.005	0
35	0.181	1	0.000	0	0.292	1	0.005	0	0.224	1	0.008	0
36	0.170	1	0.000	0	0.440	1	0.002	0	0.342	1	0.001	0
37	0.177	1	0.000	0	0.162	4	0.001	0	0.261	1	0.005	0
38	0.147	1	0.000	0	0.409	1	0.003	0	0.333	1	0.002	0
39	0.071	1	0.000	0	0.336	0	0.000	0	0.136	2	0.012	1

(2) マクロ変数（全物件共通）の ADF 検定

生産年齢人口			
水準		1階差	
p値	ラグ次数	p値	ラグ次数
0.244	4	0.024	1

(表 2) パネル単位根検定

(1) 割引現在価値

	H ₀	水準		1階差	
		統計量	p値	統計量	p値
Levin, Lin & Chu(2002)	Common unit root	4.29	(1.00)	-29.32	(0.00) ***
Im, Pesaran and Shin(2003)	Individual unit root	-5.17	(0.00) ***	-28.91	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) ADF - Fisher	Individual unit root	12.06	(1.00)	803.93	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) PP - Fisher	Individual unit root	13.01	(1.00)	648.05	(0.00) ***
Hadri(2000)	No unit root	9.00	(0.00) ***	-1.79	(0.96)

(2) 土地のみ

	H ₀	水準		1階差	
		統計量	p値	統計量	p値
Levin, Lin & Chu(2002)	Common unit root	-0.98	(0.16)	-4.59	(0.00) ***
Im, Pesaran and Shin(2003)	Individual unit root	4.51	(1.00)	-6.07	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) ADF - Fisher	Individual unit root	22.25	(1.00)	151.59	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) PP - Fisher	Individual unit root	9.21	(1.00)	281.48	(0.00) ***
Hadri(2000)	No unit root	14.71	(0.00) ***	3.89	(0.00) ***

(3) 土地と建物

	H ₀	水準		1階差	
		統計量	p値	統計量	p値
Levin, Lin & Chu(2002)	Common unit root	3.37	(1.00)	-6.41	(0.00) ***
Im, Pesaran and Shin(2003)	Individual unit root	3.45	(1.00)	-6.67	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) ADF - Fisher	Individual unit root	15.04	(1.00)	163.72	(0.00) ***
Maddala and Wu(1999) PP - Fisher	Individual unit root	12.76	(1.00)	256.92	(0.00) ***
Hadri(2000)	No unit root	0.00	(0.00) ***	4.12	(0.00) ***

(注) Levin, Lin & Chu(2002)とHadri(2000)は、すべての個体が共通の単位根を持つ(Common unit root)を仮定しているのに対し、Im, Pesaran and Shin(2003)とMaddala and Wu(1999)は、個体がそれぞれ個別の単位根を持つこと(Individual unit root)が帰無仮説となっている。

割引現在価値は、Im, Pesaran and Shin テストで I(1)が棄却されているが、その他のテストでは I(1)であることが確認された。不動産価格については Hadri テストによると I(2)以上である可能性が否定できないが、個別の ADF テストを含め、その他のテストは全て I(1)であることを示しており、ここでは各変数とも I(1)であるとして、共和分検定を行う。

(3) 共和分検定

次に、共和分ベクトルの推定を行った上で、各変数が共和分関係にあるかどうかについて検定を行う。共和分ベクトルの推定は、Pedroni (2000, 2001)の Group-Mean Fully Modified OLS (FMOLS)により行った。この推定手法は、各変数を Within Group 変換(期間平均値からの乖離に変換)して、個別効果を取り除いたうえで、変換後の変数を用いて各物件別に FMOLS を行い、各々の共和分ベクトルを得た後、これらのパラメータの平均値(group-mean)をとり、パネル共和分ベクトルを求める、というものである。また、FMOLS は、説明変数の内生

性および系列相関を排除することができるという点で、通常の OLS より好ましい推定方法である。さらに、頑健性を確かめるため、Group-Mean Dynamic OLS (DOLS)でも推定を行った。この手法は、FMOLS の代わりに、説明変数にリードとラグを付加した DOLS を行うものである。

推定結果（表 3）をみると、割引現在価値を推計する定式化 2-2 では、割引現在価値の係数は 1 近傍であり、特に、土地と建物を含んだケースでは、ほぼ 1 となっている。これは、不動産価格がその割引現在価値と 1 対 1 の対応関係にあるとする割引現在価値モデルと整合的である。また、生産年齢人口比率についても、有意であることが確認された。

(表 3) 共和分ベクトルの推計結果

(1) 定式化2-1 (割引現在価値の係数を1にしばった場合)				
	土地		建物込み	
	係数	(S. E.)	係数	(S. E.)
FMOLS				
生産年齢人口比率	0.242	(0.010)	0.141	(0.008)
DOLS				
生産年齢人口比率	0.290	(0.009)	0.160	(0.007)
(2) 定式化2-2 (割引現在価値の係数を推計した場合)				
	係数	(S. E.)	係数	(S. E.)
FMOLS				
割引現在価値 (対数)	1.348	(0.026)	1.001	(0.019)
生産年齢人口比率	0.176	(0.009)	0.116	(0.007)
DOLS				
割引現在価値 (対数)	1.250	(0.022)	0.920	(0.016)
生産年齢人口比率	0.240	(0.007)	0.160	(0.005)
推定期間	1970~2007年			
サンプル数	1,482			

(注) DOLS のリードとラグは、各々1期。

共和分検定は、Pedroni(1999)のパネル共和分検定を採用している。これは Engle-Granger(1987)型のテストであり、共和分ベクトルの推定残差 e_{it} について、7つの検定 (panel ρ , panel pp, panel adf, panel v, group ρ , group pp, group adf) を行う ((12)式)。

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + v_{it} \quad (11)$$

すべての検定に共通する帰無仮説は「すべての個体において共和分関係がない ($H_0: \rho_i = 1$ for all i)」である。対立仮説は、panel ρ 、panel pp、panel adf、panel v 検定では「共和分関係があり、すべての個体の残差自己回帰係数が等しい ($H_1: \rho_i = \rho < 1$ for all i)」、group ρ 、group pp、group adf 検定では「共和分関係があり、各々の個体の残差自己回帰係数はそれぞれ異なりうる ($H'_1: \rho_i < 1$ for all i)」である。

共和分検定の結果は、(表 4) に示されている¹²。まず人口要因を含まない定式化 1 の結果をみると、土地のみのケース、土地と建物のケースのいずれにおいても、共和分関係が確認された(ただし、定式化 1-2 の土地のみについては、検定量は低め)。また、人口要因を含む定式化 2 の結果をみると、土地と建物を含む場合で、割引現在価値に係るパラメータを 1 にしぼり、かつ、生産年齢人口比率を含む定式化(定式化 2-1)において検定量の絶対値が最も大きく、共和分関係が最も強いとの結果が得られた¹³。

(表 4) 共和分検定結果

(定式化 1-1) : 割引現在価値の係数を 1 にしぼった場合

	土地のみ	土地と建物
	検定量	検定量
Levin, Lin & Chu t	-10.7 ***	-16.5 ***
ADF - Fisher Chi-square	209.7 ***	385.7 ***
PP - Fisher Chi-square	224.0 ***	312.1 ***

(注) 定式化 1-1 は、(不動産価格-割引現在価値)の単位根検定。

***は 1%水準で有意であることを示す。

(定式化 1-2) : 割引現在価値の係数を推計した場合

	土地のみ	土地と建物	臨界値		
	検定量	検定量	1% level	5% level	10% level
panel v	2.53	3.45	2.58	1.96	1.65
panel rho	-2.22	-2.98	-2.58	-1.96	-1.65
panel pp	-1.89	-2.47	-2.58	-1.96	-1.65
panel adf	-2.06	-3.65	-2.58	-1.96	-1.65
group rho	0.76	0.02	-2.58	-1.96	-1.65
group pp	-0.13	-0.85	-2.58	-1.96	-1.65
group adf	-0.48	-2.62	-2.58	-1.96	-1.65

(定式化 2-1) : 割引現在価値の係数を 1 にしぼった場合 (人口要因を考慮)

	土地のみ	土地と建物	臨界値		
	検定量	検定量	1% level	5% level	10% level
panel v	1.02	4.69	2.58	1.96	1.65
panel rho	-3.83	-8.72	-2.58	-1.96	-1.65
panel pp	-6.07	-8.63	-2.58	-1.96	-1.65
panel adf	-0.41	-3.48	-2.58	-1.96	-1.65
group rho	-2.27	-6.11	-2.58	-1.96	-1.65
group pp	-6.26	-8.63	-2.58	-1.96	-1.65
group adf	0.29	-3.29	-2.58	-1.96	-1.65

¹² 7つの統計量は、いずれも標準正規分布に従い、Panel v は大きな値ほど、その他は小さい値ほど、帰無仮説を棄却する可能性が高まる(片側検定)。

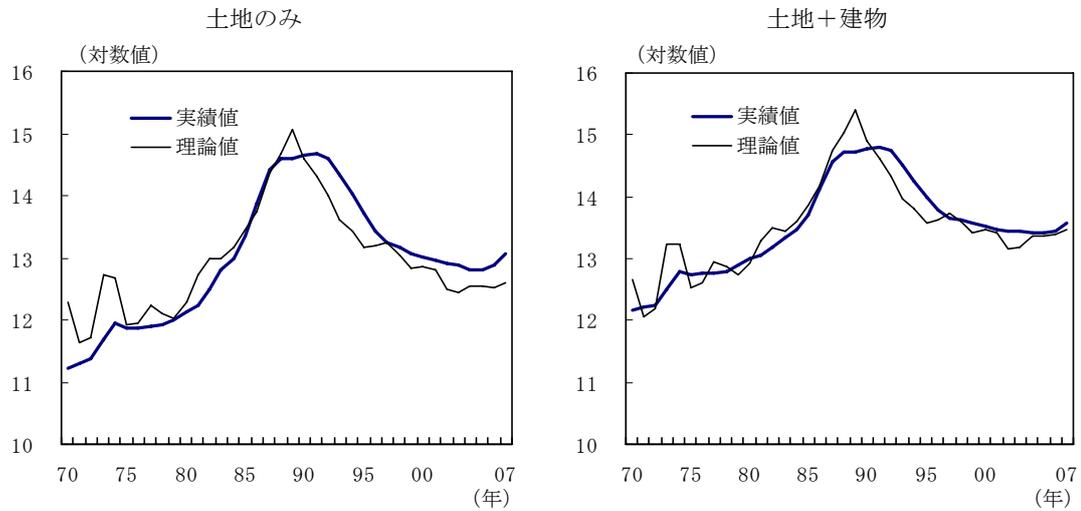
¹³ なお、unbalanced data についても共和分ベクトルの推計、および検定を行った。この結果、unbalanced data についても共和分関係は確認されたが、割引現在価値に係る共和分ベクトルの大きさは、balanced data に比べて小さく、1 を大きく下回った。この結果に基づく、割引現在価値モデルの実証については、時系列方向のデータについて、十分な期間を確保することが必要であることが示唆される。

(定式化 2-2) : 割引現在価値の係数を推計した場合 (人口要因を考慮)

	土地のみ	土地と建物	臨界値		
	検定量	検定量	1% level	5% level	10% level
panel v	2.46	3.43	2.58	1.96	1.65
panel rho	-3.49	-4.13	-2.58	-1.96	-1.65
panel pp	-5.66	-6.53	-2.58	-1.96	-1.65
panel adf	0.71	-0.93	-2.58	-1.96	-1.65
group rho	-1.79	-2.28	-2.58	-1.96	-1.65
group pp	-6.01	-6.90	-2.58	-1.96	-1.65
group adf	1.72	-0.27	-2.58	-1.96	-1.65

土地と建物について、人口要因を含む定式化 2-1 で推定されたパラメータ、個別物件の賃料収入の平均値を用いて不動産価格の理論値を推計した (図 11)。結果をみると、全期間を通じて、理論値と実績値は概ね整合的な動きをしている。もともと、短期的にみると、両者は乖離する時期みられた。1987 年までは、ほぼ実績値と理論値が整合的に動いていたが、その後、理論値が減少に転じる一方、実際の価格は高止まりを続けた。

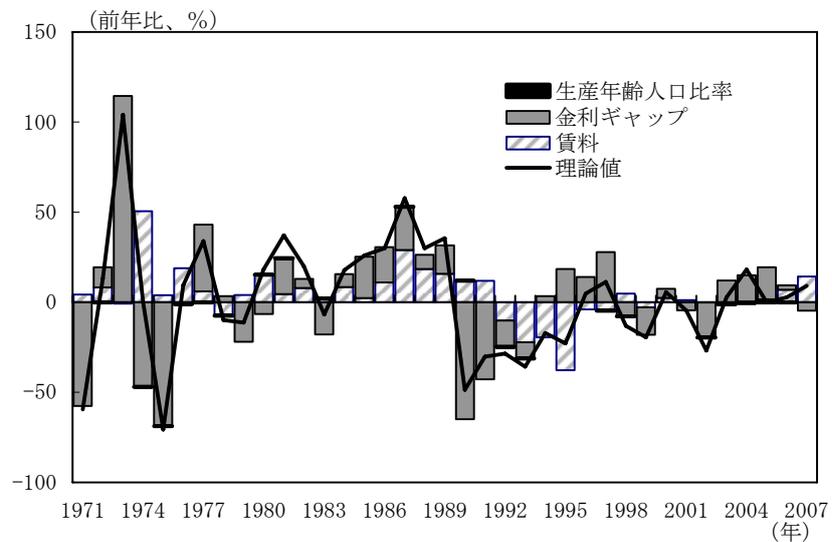
(図 11) オフィス不動産価格の理論値と実績値



1990年代半ば以降は、理論値の下落テンポは緩やかになり、2000年前後にはほぼ下げ止まった一方、実際の不動産価格は下落を続けた。近年、理論値と実績値の乖離は縮小し、最近では、ほぼ実績値と理論値が同じ水準となっている。

不動産価格の理論値は、先に推計された共和分ベクトルを用いて、①割引現在価値の分母である金利ギャップ要因、②割引現在価値の分子である賃料要因、③人口構成変化要因、の3つに分解できる。これを表したのが図 12 である。これをみると、全期間を通じて金利ギャップの変動が、オフィス不動産価格の理論値を変動させる主因であったことが分かる。ただし、バブル期前後においては、賃料要因も大幅な変動を示している。

(図 12) 不動産価格理論値（前年比）の要因分解



6. 首都圏オフィス不動産の短期変動分析

本節では、前節で得られた長期均衡関係を用いて、不動産価格の短期的な変動をトレースするような誤差修正型の地価関数の推定を行う ((13)式)¹⁴。

$$\Delta p_{it} = \theta_i(p - p^*)_{i,t-1} + \lambda_i z_{it} + e_{it}, \quad (12)$$

これは、不動産価格の前年比を、共和分ベクトルから推計された理論地価 (p^*) と実際の地価の乖離である誤差修正項 ($p - p^*$) と様々な短期変動要因によって説明するものである。短期変動要因 (z_{it}) としては、個別オフィス不動産物件の割引現在価値前年比、生産年齢人口比率前年差、銀行貸出前年比¹⁵の3変数を考慮した。個別オフィス不動産物件の割引現在価値前年比は、個別のミクロ変数であるが、生産年齢人口比率前年差、銀行貸出の2変数はマクロ変数であり、全ての物件に共通な説明変数となっている。推計は、共和分関係において、割引現在価値にかかる係数を1にしばった場合について行っている¹⁶。

推定結果は表5に示したとおりである。誤差修正項については、符号条件がマイナスとなっており、理論的に整合的である上、係数の有意性も高い。割引現在価値前年比、生産年齢人口比率前年差についても、符号条件をみたし、係数の標準偏差も小さい。一方、銀行貸出前年比については、定式化(1)において符号条件は満たすものの、係数の標準偏差はやや大きい。

¹⁴ 関数型としては、パラメータの異質性を許容する Random Coefficient model (Swamy, 1970)を用いた。ここでは、 $\theta_i = \theta + \psi_i$ 、 $\lambda_i = \lambda + \mu_i$ が仮定されており、 θ_i と λ_i は、各物件共通のパラメータから確率的に乖離していると考えられる。各物件のパラメータをOLSで求め、これらを各物件の共分散で加重平均した推定量が、 θ, λ を求めるには効率的(efficient)であることが示されている。パラメータの同一性の検定結果をみると (H_0)、「パラメータが各物件で同一である」という帰無仮説が棄却されており、パラメータの不均一性を仮定する必然性が支持されている。

¹⁵ 銀行貸出については、割引現在価値が変動することに伴い変動する部分と、それ以外に独立に変動する部分があると考えられる。したがって、誤差修正モデルの説明変数として用いる場合には、銀行貸出変化率から割引現在価値変化率を差し引いた、「銀行貸出固有の要因」を説明変数として用いている。

¹⁶ 割引現在価値の係数を1にしない場合も、ほぼ同様の結果を得た。

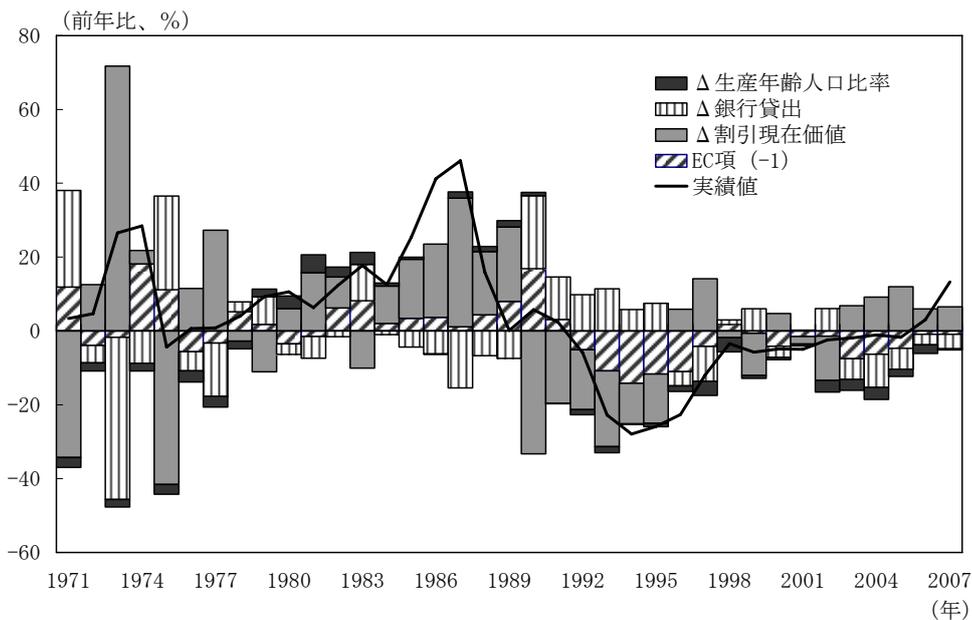
(表 5) 誤差修正モデル推定結果 (土地と建物)

	定式化(1)		定式化(2)		定式化(3)	
	係数	S. E.	係数	S. E.	係数	S. E.
EC項(-1)	-0.25	(0.04)	-0.25	(0.04)	-0.25	(0.04)
Δ割引現在価値	0.64	(0.32)	0.78	(0.31)	0.27	(0.05)
Δ生産年齢人口比率	0.05	(0.03)	—	—	0.08	(0.03)
Δ銀行貸出-Δ割引現在価値	0.37	(0.30)	0.51	(0.30)	—	—
C	0.02	(0.02)	0.01	(0.01)	0.03	(0.02)
H_{β}	1065.2	[0.00]	1015.6	[0.00]	1098.8	[0.00]
S. E. of regression	0.134		0.135		0.136	
推定期間	1971~2007年					
サンプル数	1,404					

(注 1) H_{β} は、パラメータの同一性に関する検定。「パラメータは各物件で同一である」という帰無仮説のもと、自由度 $K(n-1)$ の χ^2 分布に従う (K は説明変数の数、 n は物件数)。[]内の値は p 値。

オフィス不動産価格の短期的な変動について上記で得られた定式化(1)のパラメータを用いて要因分解を行った (図 13)¹⁷。

(図 13) オフィス不動産価格短期変動の要因分解 (土地と建物)



これより明らかになった事実は、以下の通りである。

- ・ オフィス不動産価格の短期的な変動の主因は、割引現在価値の変動である。1980年代半ばのバブル期には、割引現在価値の大幅な上昇により、オフィス不動産価格が大幅に押し上げられていたことが分かる。先ほども見たように、この割引現在価値の変動は、賃料と金利ギャップの2つが大きく影響していた。

¹⁷ 要因分解にあたっては、個別物件の各説明変数にパネル推定で得られたパラメータを乗じたものを平均している。

- ・ 1980年代末～1990年代前半には、オフィス不動産価格の上昇率は低下し、その後、下落に転じた。この間、割引現在価値は一貫して不動産価格の押し下げに寄与した一方、銀行貸出は不動産価格を押し上げる方向に作用していた。
- ・ 2000年代入り後は、割引現在価値が不動産価格の押し上げに作用していた一方、銀行貸出は、不動産価格の押し下げに作用していた。
- ・ 誤差修正要因については、1980年代後半にかけて、不動産価格の押し上げに寄与していたが、1990年代に入ると不動産価格の押し下げに寄与した。

7. おわりに

本稿では、首都圏オフィス不動産のマイクロ・パネル・データを使い、パネル共和分の分析手法を用いて、首都圏オフィス不動産の価格変動の定量的な分析を行った。

分析の結果、第一に、首都圏オフィス不動産価格とその割引現在価値の間には、共和分関係が見出された。この結果は、オフィス不動産価格が、賃料や金利といったファンダメンタルズに基づいて決定されていたことを示唆している。しかしながら、バブル期における賃料の動きをみると、賃料の上昇率はマクロの所得の動きと比べた場合、明らかに維持不可能な上昇率となっていたことが分かる。したがって、オフィス不動産価格の動きを判断する上では、その理論値である割引現在価値に着目するだけでなく、割引現在価値の重要な構成要素の一つである賃料の動きについて、その維持可能性を注意深く吟味する必要がある。

第二に、割引現在価値と不動産価格の間の共和分関係をもとに、その誤差修正、割引現在価値の変化、銀行貸出の変化を考慮した誤差修正型モデルを推計した。その結果、オフィス不動産の短期的な変動をうまくトレースするモデルであることが分かった。

マクロの地価分析では、バブル期における地価変動の主因は、割引現在価値の分母の要素、すなわち、金利と期待成長率の差であるとの結果が多い。これに対して、本稿の分析では、首都圏のオフィス不動産の変動は、バブル期において、割引現在価値の分子、すなわち、賃料の動きも大きな変動要因であったことが分かった。当時の首都圏のオフィス賃料については、経済機能の首都圏への集中が短期間のうちに進む一方、オフィス供給が極めて限られていたため、賃料については「売り手市場」の様相を呈していたと言われている。すなわち、どんなに賃料が高くても、入居希望者が後を絶たず、短期的なオフィス供給が限られている中で、賃料は短期間のうちに大幅に上昇した。また、物件によっては、高騰するオフィス不動産価格をもとに賃料交渉を行っていた業者もみら

れたと言われている。このように、賃料というサービス価格も、その供給が限られている場合には、短期的な需要の増加によって、維持不可能な水準にまで上昇する可能性がある。近年、不動産価格を割引現在価値によって評価する手法が一般的に用いられているが、その際には、金利と将来の期待収益率だけでなく、賃料水準自体の維持可能について注意深く吟味する必要があると言えよう。

以 上

補論 1

オフィス不動産価格と賃料データの概要

三菱 UFJ 信託銀行と生駒データサービスシステムは、地域別の不動産投資収益率を「MTB-IKOMA 不動産投資インデックス」として公表している。このインデックスは、各地区における個々のビルの収益率を算出し、その収益率をさらに集計・平均したものである。本稿では、このインデックスの算出に用いられている個々の「オフィス不動産価格」と「賃料収入」のデータを用いて分析を行っている。以下、三菱 UFJ 信託銀行と生駒データサービスシステムによるデータの作成方法を説明する。

(1) オフィス不動産価格

不動産価格は、土地価格と建物価格から成る。土地価格は、地価公示が用いられ、建物価格は、(1)式のように計算されている。

$$\text{建物価格} = (\text{建築単価} \times \text{延床面積}) \times (1 + \text{設計監理料率}) \quad (1)$$

建築単価は、日本不動産鑑定協会「地価公示における収益還元法適用上の運用指針等」の「東京基準 事務所 SRC2,600 m² 中級」を基準とした想定建物の建築費査定表に基づく。延床面積は、最大容積率から算出されている。設計監理料率は、東京都建築士事務所協会「建築士事務所の業務報酬算定指針」に基づいて算出されている。

(2) 賃料収入

賃料収入は、オフィス空室率を勘案した賃料収入から経費を差し引いたオフィス不動産の純収益であり、(2)式に基づいて計算されている。

$$\text{賃料収入} = \text{成約賃料} \times \text{延床面積} \times \text{有効率} \times (1 - \text{空室率}) - \text{経費} \quad (2)$$

以下、(2)式の各コンポーネントについて説明する。

① 成約賃料

約 22,000 件 (2007 年時点) の賃貸成約事例を収集し、各物件の成約賃料を被説明変数、属性情報を説明変数とする賃料モデル ((3)式) を推定する。

$$\begin{aligned} \text{成約賃料} = & \alpha_1 (\text{ゾーン別募集賃料}) + \alpha_2 (\text{延床面積}) \\ & + \alpha_3 (\text{最寄駅からの徒歩分数}) + \alpha_4 (\text{築年数}) \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、ゾーン¹⁸別募集賃料は、生駒データサービスシステムのヒアリング調査結果に基づいて計算されたものであり、延床面積は、公示地価調査地点の面積に最大容積率を掛け合わせて算出されている。

次に、推定パラメータ $\alpha_1 \sim \alpha_4$ と、想定される物件の属性変数を用いて、賃料が推計される。その際、建物は新築が想定されていることから、築年数にはゼロが代入されることになる。

② 有効率（＝貸室総面積／延床面積）

東京都区部の賃貸オフィスビルデータ（約 13,000 棟）に基づき、規模別に設定されている。

③ 空室率

生駒データサービスシステムのヒアリング調査結果に基づき決定されている。

④ 経費

賃貸オフィスの運営経費の構成項目として、修繕費、損害保険料、建物取壊準備金、租税公課が勘案されている。日本不動産鑑定協会「地価公示における収益還元法適用上の運用指針等」に示されている総費用の数値算定法になり、以下のとおり計算されている。

$$\text{修繕費} = \text{総収益} \times 5\%$$

$$\text{損害保険料} = \text{建築費} \times 0.1\%$$

$$\text{建物取壊準備金} = \text{建築費} \times 0.1\%$$

$$\text{公租公課（土地）} = \text{公示地価} \times \text{課税評価割合} \times 1.7\%$$

$$\text{公租公課（建物）} = \text{建築費} \times \text{課税評価割合（50\%）} \times 1.7\%$$

¹⁸ ゾーンとは、生駒データサービスシステムが国内主要都市のオフィスビル市場の基礎データを調査する際に、都市基盤の整備状況、オフィスの集積度などを勘案して設定された地域区分である。

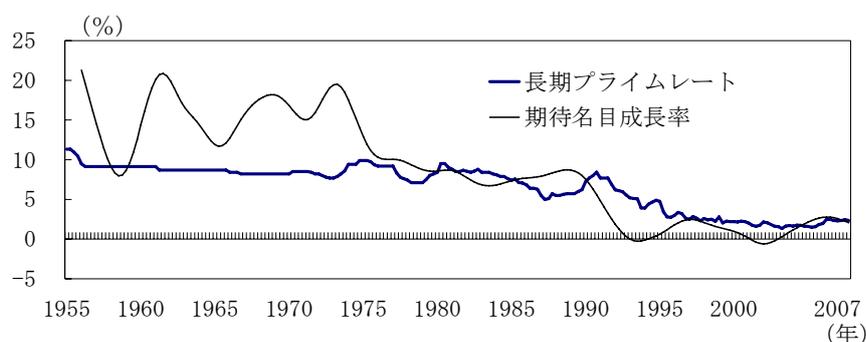
補論 2

金融自由化以前の金利ギャップの推計

本補論では、金融自由化以前におけるオフィス不動産の割引現在価値を算出する際に必要となる、「経済変動と統合的な金利ギャップの水準」の推計方法を説明する。

先行研究には、金融自由化以前の金融市場においては、人為的な低金利政策のもとで、信用割当が行われており、実際に観察される金利は、実体経済と統合的な金利水準を大幅に下回っていたと主張する分析が多い(館・小宮(1971)、館・浜田(1972)、伊藤・植田(1982))。事実、1980年代以前における名目長期金利の水準は、期待名目成長率を大きく下回っている(図1)。

(図1) 長期金利と期待成長率



(注) 東京都の期待名目成長率は、東京都の名目総生産(年次データ)をマクロの名目GDPを用いて四半期分割したものにHPフィルター($\lambda=100$)をかけたもの。

また、金本(1990)は、この時期に、地価の上昇率が金利よりも高かった理由として、(a)地価の上昇自体が事前に予想されていなかった、(b)地価変動の不確実性が高く、土地のリスクプレミアムが非常に高かった、(c)資金市場が不完全であり、データで観察される金利より、実効金利の方が高い、という3つの仮説を提示した。彼は、地価上昇率と金利の差が長期間に亘り続いたことを根拠に、(a)や(b)については有り得ないとして、(c)を支持している。

このため、本稿では、金融自由化以前の金利ギャップについて、以下のような手順で推計を行っている。

Step1: 金利自由化後の名目長期金利ギャップと需給ギャップの相関関係が、次のような1次の線形の関係にあると仮定し、以下の式を推計する。

$$LG_t = \beta_0 + \beta_1 GAP_t \quad (1)$$

ここで、 LG_t は名目長期金利ギャップ、 GAP_t は需給ギャップを表す¹⁹。

Step2: こうして推計されたパラメータ ($\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$) と、金融自由化以前の需給ギャップの実績値を用いて、金融自由化以前の名目長期金利ギャップの推計値 ($est(LG_t)$) を以下のように求める (表 1)。

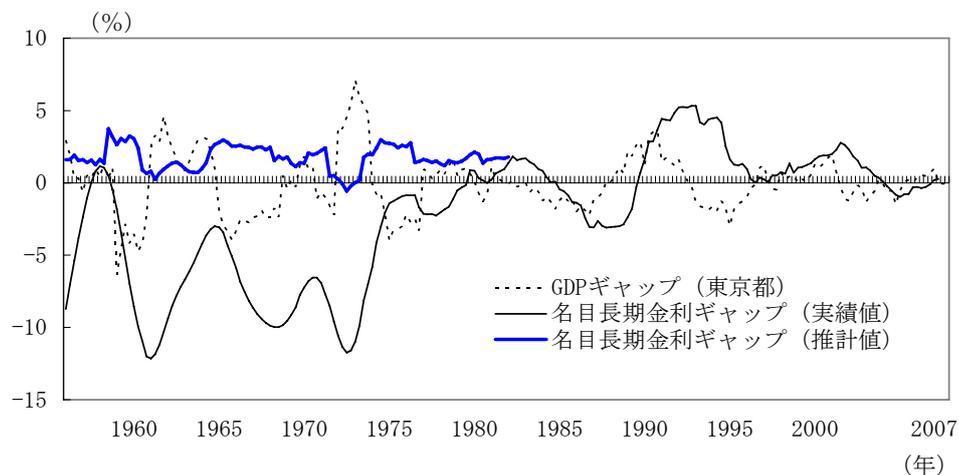
$$est(LG_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 GAP_t \quad (2)$$

(表 1) 推計結果

	係数	(S.E.)
β_0	1.71	(0.21)
β_1	-0.32	(0.17)
S.E. of regression	1.789	

こうして推計された名目長期金利ギャップ²⁰を用いて、オフィス不動産の割引現在価値を算出する (図 2)。

(図 2) 需給ギャップと金利ギャップ



¹⁹ 需給ギャップは、四半期の実質総生産（東京都の実質県内総生産の年度値を全国の GDP の値を用いて四半期分割したもの）の水準に HP フィルター ($\lambda=1,600$) をかけて算出したトレンドと実際の実質総生産水準との乖離として計算されている。

²⁰ この推計においては、需給ギャップが名目長期金利ギャップをもたらすのか、あるいは名目長期金利ギャップが需給ギャップを生じさせるのかについては、特定しておらず、両者の相関関係のみを用いている。両者については、双方向に因果関係があると考えるのが適切であると考えられる。

(参考文献)

- 伊藤隆敏・植田和男 (1982) 「貸出金利の価格機能について」、季刊理論経済学、第3巻、第1号。
- 金本良嗣 (1990)、「土地税制の宅地供給阻害効果と地価」、西村清彦・三輪芳郎編、『日本の株価・地価』、第6章、東京大学出版会。
- 才田友美・橘永久・永幡崇・関根敏隆 (2004) 「都道府県別パネル・データを用いた均衡地価の分析：パネル共和分の応用」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 04-J-7。
- 館龍一郎・小宮隆太郎 (1971) 「日本の金融政策はいかにあるべきか——金融正常化の理論的検討——」、村上泰亮編、『経済成長』、日本経済新聞社。
- 館龍一郎・浜田宏一 (1972) 『金融』、岩波書店。
- 中村康治・才田友美 (2007) 「地価とファンダメンタルズ—加重平均公示地価指標を用いた長期時系列分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、07-J-06。
- 日本銀行調査統計局 (1990) 「わが国における近年の地価上昇の背景と影響について」、『調査月報』、1990年4月号、日本銀行。
- 藤原裕行・新家義貴 (2003) 「土地収益率と地価下落要因の分析」、内閣府経済財政分析ディスカッションペーパーシリーズ DP/03-2。
- Engle, R. F. and C. W. J.-Granger (1987) “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (2002) “The Equity Premium,” *The Journal of Finance*, 57(2), pp. 637-659.
- Hadri, K. (2000) “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *Econometric Journal*, 3, pp. 148-161.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin (2003) “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- Kiyotaki, N., and J. Moore (1997) “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105(2), pp.211-248.
- Kocherlakota, N. (1996) “The Equity Premium: It’s Still a Puzzle,” *Journal of Economic Literature*, 34(1), pp.42-71.
- Levin, A., C.-F. Lin, and C.-S. J. Chu (2002) “Unit Root Tests in Panel Data Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- Maddala, G. S., and S. Wu (1999) “A comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, pp.

631-652, Special Issue.

Pedroni, P. (1999) "Critical Value for Cointegration Tests in heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), pp. 653-670.

Pedroni, P. (2000) "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*, 15, pp. 93-130.

Pedroni, P. (2001) "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panel," *Review of Economics and Statistics*, 83(4), pp. 727-731.

Swamy, P. A. V. B. (1970): "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model," *Econometrica*, 38(2), pp.311-323.