

品質調整済新規募集オフィス賃料指数の推定

— 札幌 CBD (1985-2000年度)における実証研究 —*

永 井 輝 一

清 水 有紀子

要 約

本論文では、札幌オフィス賃貸市場を事例に、ヘドニック・モデルを利用した品質調整済新規募集オフィス賃料指数の計測を行った。まず始めに基本的なヘドニック・モデルによる品質調整を行った。その結果、サンプルの単純平均では1991-94年度にかけてかなり急激な上昇、下落が見られたが、品質調整を行うと賃料の変動はかなり緩やかなものであったことが分った。この結論は、バブル期にはオフィス賃料の急速かつ大きな変動が見られたとする常識的な見解に、品質調整の視点から再検討を提示するものである。また1997年以降を見ると単純平均指数と品質調整済指数とでは、指数の方向性が逆になる年が見られ、単純な平均値ではオフィス賃料の動きを誤って把握しかねないという結論を得た。更に本論文ではバブル期前後の市場の構造変化を考慮に入れたオフィス賃料指数を計測し、指数の改善を図った。その結果、構造変化を考慮しないで計測すると1991-93年度にかけて若干アンダーエスティメイトしてしまうこと、逆に1994-96年度ではオーバーエスティメイトしてしまうことが分った。

*本論文の執筆、掲載にあたって小樽商科大学「商学討究編集委員会」の匿名複数のレフェリーから大変有益なコメントを頂き、本論文の改善を図ることができた。記して深謝する次第である。また「不動産ファイナンス研究会」のメンバーとの議論から多くの示唆を得た。特に慶應義塾大学の駒井教授、明海大学の川口教授のコメントに感謝したい。なお本論文は両著者の個人的立場で執筆したものであり、所属する企業の見解を示すものではない。

いずれにしるオフィス賃料の実態を正確に把握するためには適切な品質調整が必要である。

1. 研究の背景と目的

デフレーションの問題が深刻化しており、政府も2002年11月に『総合デフレ対策』を取りまとめるなど、重要な政策課題となっている。デフレーションとは物価の継続的下落と定義されるが、こうした現象はオフィス賃料とて例外ではない。我が国のオフィス賃料の動きを見ると、1980年代後半から顕著に上昇し始め、1990年代初頭にかけて急激に上昇した後、一転して急速に下落した。1990年代後半以降は比較的落ち着いた動きを見せているが、2003年度に入り需要の低迷から弱含みに転じている。オフィス賃料の下落はそれ自体、不動産投資収益の低下を招く重要な問題だが、加えてオフィス賃料の低下がオフィスビルの資産価格、商業地の地価の下落に至る資産デフレに直結することの影響が大きい。資産価格の下落が続く限り、我が国経済の宿痾となっている不良債権問題の解決には至りえないということを考えると、課題の重要性は高い。

ところでデフレーションは物価の問題であるから、現状認識、政策形成、および政策のパフォーマンス評価のためには正確な物価の計測が要請されるが、実際には計測上の問題点も多く指摘されている¹⁾。本論文では新規募集オフィス賃料指数について分析を行うが、その計測についても以下のような問題点が指摘されている²⁾。

- 1) 物価指数の測定誤差の原因およびその弊害については白塚(1998)が詳しい。
- 2) オフィス賃料の動向を示す指数として公的機関で公表しているものは、日本銀行の『企業向けサービス価格指数』を構成する「事務所賃料指数」がある。現在、東京圏、大阪圏、名古屋圏のオフィス賃料指数を公表しているがいずれも既存オフィスビルの継続賃料が対象である。ちなみに計測方法はラスパイレ型指数を利用している。また新規募集賃料については東京都心部について公表されていたが、1998年を最後に公表されなくなった。一方、民間企業が提供するオフィス賃料指数としては(株)生駒データサービスシステム、(株)オフィスビル総合研究所、三鬼商事(株)などのオフィス仲介会社が公表しているものがある。おのおの独自の方法で

- (1) 新規募集賃料 (*Asking Rent*) に基づく賃料指数についてはいくつか公表されているが、成約賃料 (*Approved Rent*) に基づく賃料指数については公開されていない。一般に募集賃料と成約賃料の間には乖離が存在すると言われている。
- (2) 公開されている賃料の計測方法は、基本的にはテナント募集中のオフィスの募集賃料を単純平均したものであり、品質調整されていない。例えば比較的都心部で大型オフィスビルの供給が多かった期と、郊外に小型のオフィスビルの供給が多かった期を比較する場合、なんらかの品質調整が必要だが、現状はなされていない。
- (3) 賃料指数を作成している機関または企業が把握している取引は市場全体の取引の全てではない。実際はかなり多くのケースでテナントとオフィスビルオーナーが直接取引を行っているため市場実態を把握しにくい。

これらの問題点のうち、(1)と(3)については我が国オフィス賃貸市場の構造的、慣行的問題であり簡単に解決できるものではなく課題として残っている。しかし(2)の問題は純粋に品質調整方法の問題であるから解決可能である。よって本論文では、北海道札幌市 CBD (Central Business District) のオフィス賃貸市場を対象にオフィス賃料指数計測上の品質調整方法について検討を行う。

さて不動産、特に住宅の品質調整済価格指数の計測には、ヘドニック・モデル法とリピート・セールス法が多く用いられている。ヘドニック・モデル法には分析対象期間におけるヘドニック関数のパラメーターが不変であるとする「制約型」と、可変であるとする「非制約型」がある。「非制約型」の方がモデルとしては好ましいが、各年で十分なサンプル数が要求される。一方、リピート・セールス法は同じ物件が異時点で販売された際の価格を用いて品質調整を図るものだが、これも十分に多くのサンプル数が必要である³⁾。本論文のよう

賃料指数を計測しており、サンプル数の大小、対象エリアの多寡など差異はあるが、基本的には基準時点において営業に供されていたオフィスビルの募集賃料の単純平均値と比較時点のそれとの比較であり、本論文のような品質調整は行われていない。

- 3) 以上のヘドニック・モデル法とリピート・セールス法の比較は、中村 (1998) の指摘を参考とした。

にオフィス賃料を分析対象とする場合、テナントである企業はそう頻繁にはオフィスを移転しないから、住宅のように多くのリピート・セールス（リーシング）のデータを把握することは難しい。また東京や大阪などの巨大都市のオフィス賃貸市場であるならば各年で十分な取引データを確保することができるかもしれないが、札幌ほどの地方中核都市でも各年で十分なサンプル数を得ることは困難である。よって本論文における一つ目の目的は、「制約型」のヘドニック・モデルを利用して品質調整済オフィス賃料指数を計測することであり、サンプルの賃料を単純平均した指数との比較を行う。

本論文における二つ目の目的は、構造変化を組み入れた品質調整済オフィス賃料指数を計測することである。本論文の分析対象期間は1985-2000年度であり、所謂「バブル期」が含まれている。この大変動期にオフィス賃貸市場の構造が変化したのではないかという仮説を立てることに異論はないであろう。そこでヘドニック・モデルに構造変化を取り入れる方法が問題となるが、一般的には構造変化が見られた期間でデータセットを分割して、それぞれのデータセットごとに計測し直すことが多い⁴⁾。しかしデータセットを分割して計測した場合、サンプル数が減少してしまうこと、またヘドニック関数の説明力や残差分布が異なってしまい賃料の変化を捉えるためには適切ではないこと、などの問題点が指摘されている⁵⁾。よって本論文では西村・清水（2002b）で提案されている「バブル期」の影響を捉えるダミー変数を組み入れたモデルを採用し、品質調整済オフィス賃料指数に構造変化を取り入れることとする。

さて以下では、本論で利用するヘドニック・モデルについて説明を行った上で、品質調整済オフィス賃料指数を推計する。次にヘドニック・モデルへの構造変化の組み入れ方法を提示し、改めて指数を推定することとする。

4) 肥田野・山村・土井（1999）、Smith and Tesarek（1991）などを参照。

5) 西村・清水（2002b）を参照。

2. ヘドニック・モデルと関数形の選択

2-1. ヘドニック・モデル

本論文ではオフィス賃料の品質調整を図る手段として「ヘドニック・モデル」を利用する。ヘドニック・モデルとはある財の持つ属性ベクトルの *bundle* によってその財の価格を説明するもので、その関数形を特定することによってその財の市場価格関数が把握できるとするものである。

合成財であるオフィスの賃料は後述するような様々な属性ベクトルの *bundle* で表現することができる。T 期における第 *i* オフィスの属性ベクトルの *bundle* を X_i^T とすると各々のオフィス賃料 $Rent_i^T$ は X_i^T の関数で表される。

$$Rent_i^T = R(X_i^T)$$

以上のようなオフィス賃料と属性ベクトルの *bundle* との関係は、分析対象期間の時間ダミーを $TD_i = (TD_{iL}, \dots, TD_{iT})$ 、誤差項を ε とすると、ヘドニック・オフィス賃料関数として、

$$Rent^T = c + \alpha^T X^T + \beta^T TD + \varepsilon$$

と表すことができる。

2-2. オフィス賃料を説明する属性

先行研究⁶⁾のサーベイからオフィス賃料を説明する属性概念として、アクセスビリティ、オフィスの集積性、オフィスビルの物理的機能および賃貸借契約の信頼性が考えられた。そしてこの概念に該当すると思われる属性から実際に利用可能なデータを調べた結果、本論文としては（図表1）に挙げた九つの

6) 我が国のオフィス賃貸市場をヘドニック・モデルで分析したものとしては、Arima (1993), 中村 (1994), 永井 (1994), Nagai *et al.* (2000), 永井・清水 (2002) などが挙げられる。

属性を選択した⁷⁾。

アクセスビリティ指標として、「当該ビルから最寄り駅までの距離」と「最寄り駅から大通り駅までの時間距離」および「南北線ダミー」、「東西線ダミー」を選んだ。「当該ビルから最寄り駅までの距離」はオフィスビルから最も距離的に近い JR 北海道、札幌市営地下鉄または札幌路面電車の駅までの距離である。駅から遠くなるほど賃料は安くなる傾向があるだろうから想定符号条件はマイナスである。「最寄り駅から大通り駅までの時間距離」は上述の最寄り駅から札幌市営地下鉄大通り駅に到達するのに要する時間である。札幌 CBD の交通の中心としては、JR 札幌駅から大通りを抜ける駅前通りと大通り公園のある大通りとの交差点であり、また札幌市営地下鉄 3 線（南北線・東西線・東豊線）が唯一交差する「大通り駅」が最適と考え、そこへの最寄り駅からの到達時間を採用した。中心地から離れるほど賃料は低下すると考え、想定符号条件はマイナスである。更に最寄り駅が上記 3 線のどの線の駅であるかを示す「南北線ダミー」、「東西線ダミー」を加えた。3 線を比較すると CBD を東西および南北に分ける道路軸（駅前通りおよび大通り）に沿って走る南北線、東西線

(図表 1) オフィス賃料を説明する属性

属性概念	採用属性			
		略記号	単位	想定符号条件
アクセスビリティ	最寄り駅までの距離	<i>DIST</i>	m	(-)
	最寄り駅から大通り駅までの時間距離	<i>ATC</i>	分	(-)
	南北線ダミー	<i>SND</i>	-	(+)
	東西線ダミー	<i>EWD</i>	-	(+)
オフィス集積性	指定容積率	<i>RVOL</i>	100%	(+)
物理的性能	築年数	<i>AGE</i>	年	(-)
	延床面積	<i>FLOSP</i>	m ²	(+)
	1階ダミー	<i>FID</i>	-	(+)
賃貸借契約の信頼性	大手ダミー	<i>MAJORD</i>	-	(+)

7) ただし関数の推計にあたってはクロス項を入れたため、その分、説明変数は増えている。

に比べ、一番新しく敷設された東豊線は若干外れた地域を走っておりその利用価値は他の2線に比べて低い。よってその差をモデルに織り込むこととした。最も利用価値の低い東豊線をベースラインとしたので両ダミー変数の想定符号条件はプラスである。

オフィスの集積性を示す指標としては「オフィスビルの立地点における指定容積率」を選択した⁸⁾。「指定容積率」とは都市計画におけるゾーニングの手段のひとつで、指定された土地の面積に対して何倍の面積の建物を建てることのできるのかを示している。つまり「指定容積率」が高い地域にはより高層の建物が建っている可能性が高く、オフィスやそこに働く人々がより高密度に集積していることになり、その意味で「集積性」を示す代理属性となりうる。集積性が高まると賃料は上昇するであろうから想定符号条件はプラスである。

オフィスビルの物理的構造・性能としては「築年数」、「延床面積」、「1階ダミー」を選んだ。IT対応、空調設備、セキュリティーなどオフィスビルの機能の進化は近年著しいから、「築年数」はオフィスビルの性能を示す指標として有用であろう。古くなるほど賃料は安くなるであろうから、想定符号条件はマイナスである。一方、大規模ビルはオフィス設計の融通性が高く、電気、空調設備など性能面も良く、高い機能性を持つ場合が多いから「延床面積」も性能を示す属性として有効と考えた。更に大規模ビルのimplicitな性能としては地域のランドマークとしてのブランド性が含まれる。より大型のオフィスビルほど高い賃料を獲得できるであろうから、想定符号条件はプラスである。またオフィスビルの1階はオフィスとしての利用の他、金融機関やその他の店舗としても高い収益性を得る場所となることが想定されるため、サンプルのオフィスが当該オフィスビルの地上1階に位置した場合を1とする「1階ダミー」を採用した。想定符号条件はプラスになる。

8) 本来ならば単位面積あたりの従業者密度の方が望ましいが、細かい街区単位の統計は公表されていない。そこで比較的狭い範囲で設定され、またCBDにおいてはその実現度合いも高いことが想定される指定容積率を集積性の代理属性として選択した。

契約の信頼性を示す変数としては、「大手ダミー」を選択した。オフィスの賃貸借契約は長期に亘ることが多いから契約相手の信頼性が問われることは当然だが、特に我が国の場合、多額の敷金を賃貸人に預託することから賃貸人の信頼性は重要視されると考えた。そこで、大手の不動産会社、金融機関、生命保険会社等がオフィスビルを保有し賃貸人となっている場合を1とし、それ以外を0とするダミー変数を採用した。想定符号条件はプラスである。

2-3. 分析で使用するデータ

本分析では(社)札幌ビルヂング協会の個別オフィスビルのデータを利用する⁹⁾。同協会は毎年4月1日現在で同協会に加盟する会員の所有するオフィスビルのデータを収集している。

我々は個別ビルの新規募集賃料および敷金・保証金のデータを使い当該オフィスビルの「新規募集実質賃料」を求めた他¹⁰⁾、「築年数」、「延床面積」および「1階ダミー」のデータを得た。次に同協会データのオフィスビルの住所を使い、「最寄り駅までの距離」¹¹⁾、「最寄り駅から大通り駅までの時間距離」¹²⁾、「指定容積率」¹³⁾、「南北線ダミー」、「東西線ダミー」のデータを作成した。「大手ダミー」については対象会社のWeb-Site等から保有するオフィスビルを特定した。(図表2)にデータの記述統計量を示す。

-
- 9) 同協会には貴重なデータの利用をご許可いただいた。ここに記して深謝するものである。
- 10) (社)札幌ビルヂング協会の賃料データは募集賃料であり成約賃料ではない。データの制約上致し方ないが、本来的には成約賃料を利用の方が望ましい。なお実質賃料(円/㎡) = 賃料(円/㎡) + 敷金・保証金(円/㎡) × 金利(%) ÷ 12(月) で求めた。
- 11) (株)ゼンリンの『住宅地図』を利用した。
- 12) 最寄り駅から大通り駅までの時間距離は(株)ヴァル研究所の『駅すばあと』を利用した。
- 13) (株)北海道地図の『札幌市都市計画図』を利用した。

(図表 2) 記述統計量

(上段：平均値，下段 () 内：標準誤差)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
標本数	40	41	45	39	72	30	37	36
実質賃料(円/㎡・月)	2,594.9	2,676.3	2,664.3	2,630.3	2,790.7	2,960.4	3,154.3	3,897.7
RENT	(113.3)	(88.5)	(103.6)	(112.1)	(73.7)	(132.8)	(142.5)	(249.2)
最寄り駅までの距離 (m)	166.6	119.6	151.2	172.5	149.5	160.0	172.2	135.8
DIST	(23.1)	(18.9)	(19.8)	(24.2)	(16.6)	(19.3)	(21.0)	(17.4)
大通り駅までの時間 距離(分)	1.400	1.390	1.689	1.436	1.431	1.667	0.973	1.556
ATC	(0.240)	(0.223)	(0.300)	(0.232)	(0.242)	(0.289)	(0.167)	(0.346)
容積率(100%)	7.125	7.390	7.111	7.077	7.153	7.100	7.189	7.278
RYOL	(0.212)	(0.188)	(0.214)	(0.228)	(0.160)	(0.281)	(0.177)	(0.234)
築年数(年)	15.4	16.0	17.7	19.5	18.5	17.2	18.1	17.9
AGE	(1.185)	(1.157)	(1.224)	(1.235)	(1.007)	(1.566)	(1.336)	(1.326)
延床面積(㎡)	10,151.8	11,116.7	11,078.6	10,151.6	10,046.1	10,559.5	10,744.1	11,889.8
FLOSP	(1,408.8)	(1,403.6)	(1,317.8)	(1,362.0)	(1,000.7)	(1,360.4)	(1,454.2)	(1,413.4)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
標本数	41	70	42	31	25	22	21	15
実質賃料(円/㎡・月)	3,764.1	3,168.1	3,240.3	3,337.9	3,161.8	3,358.7	3,461.8	3,509.8
RENT	(207.6)	(102.8)	(154.4)	(132.2)	(176.9)	(216.4)	(233.3)	(252.1)
最寄り駅までの距離 (m)	176.8	163.5	203.8	143.3	207.1	170.9	129.5	91.5
DIST	(23.6)	(16.7)	(24.7)	(24.4)	(31.1)	(36.5)	(21.3)	(19.3)
大通り駅までの時間 距離(分)	1.488	1.800	2.000	1.742	1.560	1.727	1.619	1.067
ATC	(0.348)	(0.276)	(0.420)	(0.415)	(0.462)	(0.665)	(0.579)	(0.248)
容積率(100%)	7.146	7.000	6.500	6.742	6.640	6.909	7.143	7.800
RYOL	(0.214)	(0.192)	(0.305)	(0.334)	(0.369)	(0.328)	(0.367)	(0.107)
築年数(年)	20.2	21.0	19.8	18.7	21.6	24.4	25.8	26.0
AGE	(1.459)	(1.173)	(1.544)	(1.987)	(2.422)	(2.381)	(2.820)	(3.579)
延床面積(㎡)	11,101.4	8,744.4	9,865.9	12,375.4	10,767.2	12,153.5	11,811.9	13,344.9
FLOSP	(1,323.2)	(832.5)	(1,327.3)	(1,588.6)	(1,815.1)	(2,029.5)	(1,636.9)	(2,106.2)

2-4. 関数形の選択

さてヘドニック・モデルの関数形については、理論的にはなんらの制約もな

いことが知られており¹⁴⁾、我々は本分析で使用するヘドニック・オフィス賃料関数の関数形を選択する必要がある。そこで以下に定義する半対数形 (*Semi-Log-Form*) と両対数形 (*Double-Log-Form*) の二つの関数形を想定し、札幌オフィス賃貸市場にフィットする関数形を選択することとする。

〈半対数形〉

$$\begin{aligned} \ln(Rent) = & c + \alpha_1 DIST + \alpha_2 ATC + \alpha_3 RVOL + \alpha_4 AGE \\ & + \alpha_5 FLOSP + \alpha_6 FID + \alpha_7 MAJORD + \alpha_8 SND + \alpha_9 EWD \\ & + \alpha_{10} ATC \times SND + \alpha_{11} ATC \times EWD + \sum_i \beta_i TD_i + \varepsilon \end{aligned}$$

〈両対数形〉

$$\begin{aligned} \ln(Rent) = & c + \alpha_1 \ln(DIST) + \alpha_2 ATC + \alpha_3 \ln(RVOL) + \alpha_4 AGE \\ & + \alpha_5 \ln(FLOSP) + \alpha_6 FID + \alpha_7 MAJORD + \alpha_8 SND + \alpha_9 EWD \\ & + \alpha_{10} ATC \times SND + \alpha_{11} ATC \times EWD + \sum_i \beta_i TD_i + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

(図表3) に両モデルの推定結果が示されている。両モデルとも「最寄り駅から大通り駅までの時間距離」を除いて符合条件を満たしている。 t 値も一部の時間ダミーを除いて有意である。決定係数も先行研究と比較して劣らない値となった。

両モデルを比較すると、係数の値に大きな差異はなく、係数の t 値も大きくは変わらない。決定係数、 F 値、 AIC (*Akaike's Information Criterion*) を見てもその差は小さいが、若干ではあるが両対数形の方が優っている。更に Davidson and MacKinnon の J -TEST を行った結果、半対数形を帰無仮説としたテストでは同関数形が 1%水準で棄却されたが、両対数形を帰無仮説とす

14) Griliches (1961), Rosen (1974) を参照。ただしその前提条件として市場が pure-competition であることが要請される。札幌オフィス賃貸市場を観察すると、多数の市場参加者が存在し、その参入退出は自由である。またビルオーナーから直接にまたは仲介会社の発行する雑誌等を通じて賃料その他の取引条件の情報が容易に得られることからこの条件は満たされると判断した。

(図表3) 関数形の選択

(上段：推計係数，中段 () 内：t値，下段 [] 内：P値)

	半対数形	両対数形		半対数形	両対数形
最寄り駅までの距離	-0.0003 (-4.1205) [0.0000]	-0.0320 (-4.9429) [0.0000]	89年度ダミー	0.0518 (1.4688) [0.1424]	0.0547 (1.5676) [0.1175]
大通り駅までの時間距離	0.1121 (4.9282) [0.0000]	0.1063 (4.7256) [0.0000]	90年度ダミー	0.1349 (3.1424) [0.0018]	0.1393 (3.2766) [0.0011]
指定容積率	0.0642 (6.2244) [0.0000]	0.3078 (6.0023) [0.0000]	91年度ダミー	0.1945 (4.7905) [0.0000]	0.2044 (5.0815) [0.0000]
築年数	-0.0063 (-7.4393) [0.0000]	-0.0058 (-6.9965) [0.0000]	92年度ダミー	0.3409 (8.3335) [0.0000]	0.3445 (8.5081) [0.0000]
延床面積	0.0000 (8.2016) [0.0000]	0.0940 (8.5406) [0.0000]	93年度ダミー	0.3416 (8.5780) [0.0000]	0.3364 (8.5283) [0.0000]
1階ダミー	0.2735 (9.8515) [0.0000]	0.2630 (9.6332) [0.0000]	94年度ダミー	0.2289 (6.4318) [0.0000]	0.2300 (6.5330) [0.0000]
大手ダミー	0.1538 (8.2322) [0.0000]	0.1557 (8.3084) [0.0000]	95年度ダミー	0.2758 (6.9189) [0.0000]	0.2780 (7.0262) [0.0000]
南北線ダミー	1.1673 (4.6595) [0.0000]	1.0939 (4.4050) [0.0000]	96年度ダミー	0.2799 (6.5320) [0.0000]	0.2831 (6.6591) [0.0000]
東西線ダミー	1.3002 (5.1935) [0.0000]	1.1673 (4.6850) [0.0000]	97年度ダミー	0.3039 (6.5688) [0.0000]	0.2985 (6.4854) [0.0000]
大通り駅までの時間距離 *南北線ダミー	-0.0959 (-4.0201) [0.0001]	-0.0887 (-3.7607) [0.0002]	98年度ダミー	0.2887 (5.9856) [0.0000]	0.2822 (5.9163) [0.0000]
大通り駅までの時間距離 *東西線ダミー	-0.1439 (-5.7715) [0.0000]	-0.1272 (-5.0756) [0.0000]	99年度ダミー	0.3536 (7.2723) [0.0000]	0.3513 (7.2799) [0.0000]
86年度ダミー	0.0007 (0.0168) [0.9866]	0.0028 (0.0715) [0.9431]	2000年度ダミー	0.2935 (5.3992) [0.0000]	0.2886 (5.3609) [0.0000]
87年度ダミー	0.0274 (0.7076) [0.4795]	0.0281 (0.7345) [0.4629]	定数項	6.1899 (24.5417) [0.0000]	5.4626 (20.3575) [0.0000]
88年度ダミー	0.0442 (1.1046) [0.2698]	0.0454 (1.1441) [0.2530]	決定係数	0.6482	0.6554
			自由度調整済決定係数	0.6324	0.6400
			F値	41.1026	42.4286
			対数尤度値	203.8738	210.1551
			AIC	-0.5828	-0.6035

るテストでは同関数形は5%で棄却されなかった¹⁵⁾。よって本論文では両対数形を選択することとする。

3. ベースモデルによるオフィス賃料指数の計測

前節で採用された両対数形モデルを「ベースモデル」と呼ぶこととし、これを基にオフィス賃料指数を計測する。(1)式における時間ダミー TD の係数 β の推計値 $\hat{\beta}$ は、1985年度を基準年度とし、品質を一定に保った時の1年間の価格上昇率、つまり品質調整済オフィス賃料指数を示すこととなる。

こうして得られた「ベースモデル指数」と各年度におけるサンプルの「単純平均指数」を比較することとする。ちなみに「単純平均指数」は、 t 年度を基準年度、 T 年度を比較年度、 N をサンプル数とすると、単純平均指数 = $(\sum_i Rent_i^T / N^T) / (\sum_i Rent_i^t / N^t)$ で表される。

「ベースモデル指数」と「単純平均指数」が(図表4)に示されている。ベースモデル指数を単純平均指数と比べてみると1985-1991年度までは、方向および水準共に大きな差異はない。しかし1992-93年度についてはベースモデル指数の方がかなり低い値となった。一般的にはバブル生成およびその崩壊によりオフィス賃料の急激な上昇と下落が起きたとされているが、品質調整が適切に行われていれば、実はその変動はかなり緩やかなものであったという推定結果を得た。一方1995年度以降は水準的には大きな差異は見られないのだが、動きの方向が逆になっている年が多い。1997年度では単純平均指数は下落している

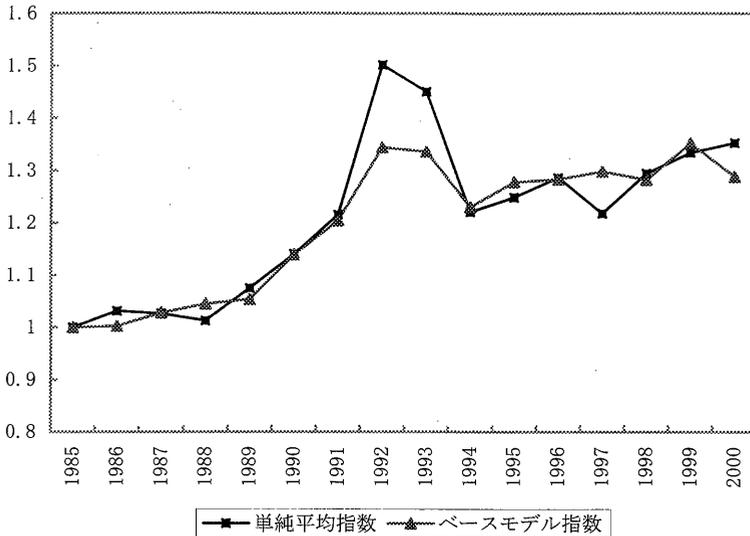
15) 半対数形を帰無仮説とする J -TEST は、まず両対数形の推定で得られた予測値 \hat{R} を以下のように半対数形のモデルに組み込み推計を行う。

$$\ln(Rent) = c + \alpha X + \beta TD + \gamma \hat{R} + \varepsilon$$

そしてこのとき γ が有意であれば半対数形は棄却されることとなる。実際に推計した γ の t 値は3.8145となり半対数形は1%水準で棄却された。一方、両対数形を帰無仮説とした J -TEST では、半対数形の推定で得られた予測値 \hat{R} を両対数形に同様に組み込んで推計を行った。その結果 γ の t 値は1.5782となり5%水準で棄却されなかった。

(図表4) 単純平均指数とベースモデル指数

(1985年を1とする指数)



がベースモデル指数はわずかだが上昇している。1998年度ではその逆の動きになっている。2000年度も方向性が異なっている。これらから単純平均指数ではオフィス賃料の方向性を見誤ることになりかねないことが分かる。

4. 構造変化を考慮した賃料指数

4-1. 構造変化時期の探索

次に本論文の二つ目の目的である、構造変化を考慮したオフィス賃料指数の計測を行うが、まず分析対象期間内の構造変化時点を探索することから始める。つまり「バブル期」がいつ始まっていつ終了したのか探索するわけだが、統計的には、構造変化の回数が2回で、変化時点が未知という問題になる。そこで以下の手順で構造変化の時点を探索することとする。

例えばバブル期が1988年度に始まって1993年度に終わったとすると、1988-1993

年度を1とするバブル期ダミー変数 (*BUBBLED*) と1994-2000年度を1とするバブル後ダミー変数 (*POSTD*) を生成し、(2)式のように主要5変数との交差項として組み込むモデルを考え、推計を行い、その *AIC* を得る。今挙げた例は一例にすぎないから、分析対象期間内で「バブル期」であったと思われる期間を考え、「バブル前」、「バブル期」、「バブル後」の組み合わせを90通り想定した¹⁶⁾。この90通りのバブル期ダミー変数、バブル後ダミー変数の組み合わせを順次(2)式に組み込み、おのおのの *AIC* を計算する。*AIC* はモデルとしての適合度が最も高い場合にその値が最も低くなるから、全ての計算された *AIC* の中で最も低い値を示した時のダミー変数の組み合わせが、構造変化の時期を最も正確に捉えているものとして考えることができる。

$$\begin{aligned}
 \ln(Rent) = & c + \alpha_1 \ln(DIST) + \alpha_2 ATC + \alpha_3 \ln(RVOL) + \alpha_4 AGE \\
 & + \alpha_5 \ln(FLOSP) + \alpha_6 FID + \alpha_7 MAJORD + \alpha_8 SND + \alpha_9 EWD \\
 & + \alpha_{10} ATC \times SND + \alpha_{11} ATC \times EWD \\
 & + \beta_1 BUBBLED \times \ln(DIST) + \beta_2 BUBBLED \times ATC \\
 & + \beta_3 BUBBLED \times \ln(RVOL) + \beta_4 BUBBLED \times AGE \\
 & + \beta_5 BUBBLED \times \ln(FLOSP) + \beta_6 POSTD \times \ln(DIST) \\
 & + \beta_7 POSTD \times ATC + \beta_8 POSTD \times \ln(RVOL) \\
 & + \beta_9 POSTD \times AGE + \beta_{10} POSTD \times \ln(FLOSP) \\
 & + \sum_i \gamma_i TD_i + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

その結果、1991-93年度を「バブル期」、それ以前を「バブル前」、それ以後を「バブル後」とする場合が最も *AIC* の値が低い、つまり構造変化時期の組み合わせとして適合度が高いという結論を得ることができた。

しかし以上のバブル期の選択は、あくまでも構造変化を表すダミー変数を組み込んだ場合のモデルとしての適合度を *AIC* によって観察したものであり、

16) バブル期探索のための *AIC* の比較表を本論末に載せたので参照してほしい。

必ずしもその時点で構造変化が起こっているとは限らない。そこで得られた構造変化時点でデータセットを「バブル前」、「バブル期」、「バブル後」の三つに分割し、各々のヘドニック・オフィス賃料関数を推定した上で、係数の安定性の検定を行うことで構造変化を確認する。

例えば、「バブル前」と「バブル期」の関数について比較すると、具体的にはバブル前を P 、バブル期を B の添え字で表すと、バブル前の関数は(3)式、バブル期の関数は(4)式となる。

$$\ln(Rent^P) = c^P + \alpha^P X^P + \varepsilon^P \quad (3)$$

$$\ln(Rent^B) = c^B + \alpha^B X^B + \varepsilon^B \quad (4)$$

そこで、帰無仮説を $H_0: c^P = c^B, \alpha^P = \alpha^B$ とする F 検定¹⁷⁾を行い、 AIC による構造変化時期を検証することとした。比較した説明変数は主要5変数 ($DIST, ATC, RVOL, AGE, FLOSP$) である。

その結果、バブル前とバブル期の比較においては F 値 = 23.2608 となり 1% 水準で帰無仮説を棄却した。バブル期とバブル後の比較においても F 値 = 2.1464 となり 5% 水準で帰無仮説を棄却した。以上の結果を得て、 AIC 基準で捉えた構造変化の時期は係数の安定性の検定によっても追認されたこととなる。

よって本論文では1985-90年度を「バブル前」、1991-93年度を「バブル期」、1994-2000年度を「バブル後」と特定し、バブル期ダミー変数およびバブル後ダミー変数を生成した上で、(2)式に組み込み、「構造変化モデル」を推定する。そしてこのモデルから得られた指数を、「構造変化モデル指数」と呼ぶ。

17) (3)式の残差平方和を RSS^P 、(4)式の残差平方和を RSS^B とし、制約なしの残差平方和 $URSS = RSS^P + RSS^B$ とする。バブル前とバブル期のデータを結合して求めた制約つきの残差平方和を $RRSS$ とする。 k を説明変数の数、 n^P をバブル前の、また n^B をバブル期のサンプル数とすると F 値は以下の式で与えられ、自由度 $(k+1, n^P + n^B - 2k - 2)$ の F 分布に従う。

$$F = [(RRSS - URSS) / (k+1)] / [URSS / (n^P + n^B - 2k - 2)]$$

4-2. 構造変化モデルの推定結果

構造変化モデルの推定結果が(図表5)に示されている。主要変数は符号条件を満たしており、 t 値も有意である。決定係数もベースモデルを若干上回る値で、先行研究と比較しても低くない値となった。ただしベースモデルと同様に「最寄り駅から大通り駅までの時間距離」は符合条件を満たすことができなかった。

バブル期ダミー変数およびバブル後ダミー変数と主要変数とのクロス項を見ると、 t 値が有意となったものは少なかった。またいくつかのクロス項は P 値が0.5以上となった。クロス項の統計的有意性の低さが、ベースモデルと比べて決定係数があまり上がらないなどモデルとして大きな改善を得られなかったことに帰していると思われる。

ただし、そうしたクロス項の中でバブル期ダミー変数と「大通り駅までの時間距離」および「指定容積率」のクロス項は有意となった。中心部へのアクセスビリティを示す「大通り駅までの時間距離」は、そもそも単独の変数としても符号条件を満たさずにプラスとなり中心部から離れるほどオフィス賃料が高くなるという結果になっているが、バブル期ダミー変数とのクロス項がプラスに有意であったことは、バブル期にはその傾向がより強まったことを意味する。これはバブル期に札幌 CBD の中心部では新しいオフィスビル開発ができず、また空室が出ることも少なかった中、その周辺部において新しい大型オフィスビルが供給され、比較的高いオフィス賃料で募集されたことを反映しているものと思われる。集積性の代理変数である「指定容積率」とのクロス項は符号条件通りにプラスに有意であった。単独の変数としての「指定容積率」もプラスに有意であったから、集積性への評価がバブル期により高まったことを示している。

さて構造変化モデルをベースモデルと比較すると、係数の値および t 値には大きな差異は見られない。モデル全体としての適合度を示す決定係数、対数尤度値およびAICは構造変化モデルの方が若干高かったが、 F 値については逆に低下している。

(図表5) 構造変化モデル推計結果

(上段：推計係数，中段 () 内：t値，下段 [] 内：P値)

最寄り駅までの距離	-0.0296 (-3.2891) [0.0011]	94年度ダミー	0.5118 (1.8499) [0.0648]
大通り駅までの時間距離	0.1061 (4.6363) [0.0000]	95年度ダミー	0.5586 (2.0087) [0.0450]
指定容積率	0.2258 (3.0901) [0.0021]	96年度ダミー	0.5674 (2.0317) [0.0426]
築年数	-0.0043 (-3.1186) [0.0019]	97年度ダミー	0.5913 (2.1029) [0.0359]
延床面積	0.1052 (6.8233) [0.0000]	98年度ダミー	0.5700 (2.0322) [0.0426]
1階ダミー	0.2683 (9.9312) [0.0000]	99年度ダミー	0.6479 (2.3012) [0.0217]
大手ダミー	0.1528 (8.2059) [0.0000]	2000年度ダミー	0.5891 (2.0780) [0.0382]
南北線ダミー	1.2931 (5.0328) [0.0000]	バブル期ダミー	-0.0016 (-0.0938) [0.9253]
東西線ダミー	1.3681 (5.3228) [0.0000]	*最寄り駅までの距離	-0.0601 (-3.8037) [0.0002]
大通り駅までの時間距離	-0.1074 (-4.4153) [0.0000]	バブル期ダミー	0.4762 (3.6924) [0.0002]
*南北線ダミー	-0.1459 (-5.7704) [0.0000]	*指定容積率	-0.0016 (-0.6308) [0.5284]
大通り駅までの時間距離	0.0049 (0.1271) [0.8989]	バブル期ダミー	-0.0069 (-0.2558) [0.7982]
*東西線ダミー	0.0286 (0.7567) [0.4495]	*延床面積	-0.0100 (-0.7040) [0.4817]
86年度ダミー	0.0385 (0.9787) [0.3282]	バブル後ダミー	0.0171 (1.4813) [0.1391]
87年度ダミー	0.0489 (1.4159) [0.1573]	*大通り駅までの時間距離	0.0485 (0.5587) [0.5766]
88年度ダミー	0.1385 (3.2957) [0.0010]	バブル後ダミー	-0.0029 (-1.5943) [0.1114]
89年度ダミー	-0.7020 (-2.1659) [0.0307]	*築年数	-0.0344 (-1.5317) [0.1262]
90年度ダミー	-0.5836 (-1.7881) [0.0743]	バブル後ダミー	5.3154 (16.7448) [0.0000]
91年度ダミー	-0.5837 (-1.7887) [0.0742]	*延床面積	0.6718 (0.6511) 32.4106
92年度ダミー		定数項	224.9543 -6.1929
93年度ダミー		決定係数	
		自由度調整済決定係数	
		F値	
		対数尤度値	
		AIC	

そこでモデルに構造変化を組み込むことの意義を以下の F 検定で確かめることとした。(5)式と(6)式を見ると¹⁸⁾, (5)式は(6)式の特殊な形と見なせるから、両モデルは入れ子型モデルの関係にある。

$$\text{ベースモデル: } \ln(\text{Rent}^B) = c^B + \alpha^B X^B + \beta^B TD^B + \varepsilon^B \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{構造変化モデル: } \ln(\text{Rent}^C) = & c^C + \alpha^C X^C + \beta^C TD^C \\ & + \gamma^C (X^C \times \text{BUBBLED}^C) + \delta^C (X^C \times \text{POSTD}^C) + \varepsilon^C \quad (6) \end{aligned}$$

よって(6)式のクロス項の係数がゼロであるとする帰無仮説 $H_0: \gamma^C = \delta^C = 0$, つまり構造変化モデルのクロス項の係数は統計的に意味がないとする帰無仮説を立て、 F 検定¹⁹⁾を行った。その結果、 F 値 = 2.5848 となり 1% 水準で帰無仮説を棄却し、構造変化をモデルに組み込むことの意義が統計的に確認された。

4-3. 構造変化モデルによるオフィス賃料指数の計測

さて「構造変化モデル指数」を計測して、「ベースモデル指数」と比べてみよう。両指数が(図表6)に示されている。

指数の動きとしては両指数ともほぼ同じであった。ただし水準を比較すると、バブル前(1985-1990年度)においては両指数ともほぼ同水準であったが、バブル期(1991-93年度)には構造変化モデル指数の方が若干高くなっており、単純なヘドニック・モデル指数であるベースモデル指数は若干アンダーエスティメイトであったことが分る。逆にバブル崩壊後数年(1994-96年度)についてはベースモデルの方が若干高めになっており、オーバーエスティメイトであ

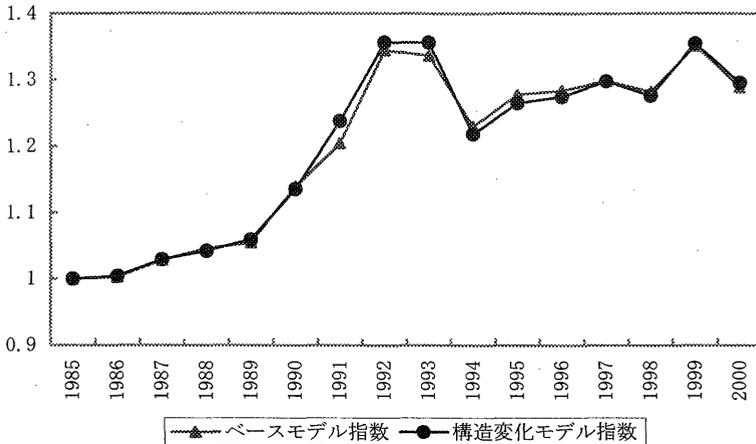
18) ベースモデルについては上付き B の添え字、構造変化モデルについては上付き C の添え字を付した。

19) (5)式の残差平方和を RSS^B , (6)式の残差平方和を RSS^C とし、 n をサンプル数、 s を(6)式の変数の数、 k を(5)式の変数の数とすると F 値は以下の式で与えられる。

$$F = [(RSS^B - RSS^C) / (s - k)] / [RSS^C / (n - s - 1)]$$

(図表 6) ベースモデル指数と構造変化指数

(1985年を1とする指数)



ったことが分る。1997年以降はほとんど同水準である。

両指数の差は小さいものの、構造変化をモデルに取り込むことにより若干ではあるがヘドニック・オフィス賃料指数の改善を図ることができた。

5. まとめと今後の課題

本論文では札幌 CBD オフィス賃貸市場における1985-2000年度の新規募集事例を対象に、オフィス賃料指数の品質調整について検討を行った。

まずヘドニック・モデルを構築するため、オフィス賃料を説明する属性について検討を行い九つの属性を選択した。その上で半対数形と両対数形を対象に関数形を選択を行った結果、両対数形が選択された。これをベースモデルとして品質調整済賃料指数（ベースモデル指数）の計測を行い、サンプルの単純平均値（単純平均指数）と比較した結果、単純平均指数によって示されている1991-94年度にかけての急激な賃料の上昇、下落は、実はかなり緩やかなものであったことが分った。この結論は、バブル期にはオフィス賃料の急速かつ大

きな変動が見られたとする常識的な見解に、品質調整の観点からの再検討を提示するものである。また単純平均指数とベースモデル指数では1997年度以降は動きが逆になっている年が多く、適切な品質調整を行わなければ、物価の方向性を見誤ることになりかねないことが明らかとなった。

次に賃料指数の精度を更に向上させるため、バブル期前後に予想されるオフィス賃貸市場の構造変化を考慮に入れたモデルによるオフィス賃料指数（構造変化モデル指数）の計測も行った。その結果、ベースモデルは1991-93年度にかけて若干アンダーエスティメイトされていたこと、逆に1994-96年度についてはオーバーエスティメイトされていたことが観察された。

冒頭述べたようにデフレーションの克服が重要な政策課題となっているが、政策議論の前にまずはその正確な計測が要求される。本論文で分析を行ったオフィス賃料についても、バブル崩壊後の下落、またその結果による土地・オフィスビルの資産価格への影響が懸念されているが、本論文でも検証されたように現状行われている単純平均による計測では、その水準および方向性を見誤ることとなりかねない。オフィス賃貸市場の実態に即した正確なオフィス賃料指数を把握するためには十分かつ正確なサンプルを集め、今回行ったようなヘドニック・モデル法など適切な品質調整を行うことが望まれる。

最後に今後の課題として、説明変数の追加、見直しや omitted variable の問題を検討することや、より一般的な関数形を用いてヘドニック・オフィス賃料指数の計測精度を向上させることが挙げられる。またデータソースの制約上の問題があるものの、バブル崩壊期以降のサンプル数の増加を図ること、および成約賃料での計測を行うことを挙げ本論文を終える。

An Estimation of the Quality-Adjusted Newly-Asking Office Rent Index
— An Empirical Analysis on the Sapporo CBD
(1985-2000 fiscal years) —

Nagai, Koichi

Shimizu, Yukiko

〈SUMMARY〉

This paper estimates the Quality-Adjusted Newly-Asking Office Rent Index of Sapporo rental office market by hedonic model. To begin with, we estimate the basic quality-adjusted index by hedonic model. As a result, the fluctuation of the quality-adjusted index is more moderate than that of the simple average index 1991-1994. This conclusion contradicts the common outlook that office rent fluctuated sharply up and down during Bubble-Period. And the simple average index sometimes heads in the opposite direction to the quality-adjusted office rent index after 1997. We may get the market condition wrong if using the simple average index. We also offer the quality-adjusted office rent index taking the market structure change before and after the Bubble-Period into account, improving accuracy of measuring the office rent index. This analysis concludes that proper quality-adjustment is necessary for measuring office rent index in order to grasp the rental office market fluctuation properly.

参考図表 AIC を利用した構造変化時点の探索結果

(AIC の低い順に並べ替えている)

想定バブル期間		AIC
from	to	
1991	1993	-0.6193
1985	1995	-0.6154
1990	1993	-0.6146
1990	1995	-0.6130
1985	1997	-0.6122
1991	1995	-0.6120
1990	1997	-0.6082
1989	1995	-0.6070
1988	1995	-0.6060
1991	1997	-0.6058
1985	1989	-0.6058
1990	2000	-0.6058
1989	1997	-0.6050
1985	1996	-0.6044
1988	1997	-0.6041
1985	1993	-0.6031
1985	1990	-0.6027
1991	2000	-0.6027
1990	1994	-0.6024
1987	1995	-0.6015
1986	1995	-0.6014
1991	1994	-0.6013
1990	1996	-0.6012
1985	1994	-0.6009
1990	1999	-0.6005
1986	1997	-0.5991
1991	1996	-0.5990
1985	1991	-0.5987
1987	1997	-0.5982
1985	1987	-0.5981
1988	2000	-0.5981
1985	1988	-0.5980
1989	2000	-0.5980
1985	1999	-0.5975
1991	1999	-0.5974
1989	1993	-0.5966
1989	1996	-0.5964
1988	1996	-0.5959
1986	1989	-0.5959
1987	1989	-0.5958
1985	1992	-0.5957
1990	1992	-0.5957
1987	1987	-0.5955
1988	1993	-0.5953
1991	1992	-0.5944

想定バブル期間		AIC
from	to	
1990	1998	-0.5932
1989	1994	-0.5927
1986	1990	-0.5927
1989	1999	-0.5926
1988	1989	-0.5924
1988	1999	-0.5924
1987	1988	-0.5920
1987	1990	-0.5918
1988	1994	-0.5917
1987	1993	-0.5916
1990	1990	-0.5915
1986	1996	-0.5910
1986	1987	-0.5909
1987	1996	-0.5903
1985	1985	-0.5903
1986	2000	-0.5903
1985	1998	-0.5903
1989	1989	-0.5903
1991	1998	-0.5903
1990	1991	-0.5901
1988	1990	-0.5895
1985	1986	-0.5894
1987	2000	-0.5894
1986	1988	-0.5892
1986	1993	-0.5888
1989	1990	-0.5878
1987	1994	-0.5876
1986	1991	-0.5875
1991	1991	-0.5875
1986	1994	-0.5870
1988	1991	-0.5865
1987	1991	-0.5865
1988	1988	-0.5861
1988	1992	-0.5856
1989	1998	-0.5852
1988	1998	-0.5852
1989	1991	-0.5851
1986	1999	-0.5846
1989	1992	-0.5845
1987	1992	-0.5842
1986	1992	-0.5831
1987	1999	-0.5829
1986	1986	-0.5815
1986	1998	-0.5771
1987	1998	-0.5762

〈参考文献〉

- 伊藤隆俊・廣野圭子 (1992), 「住宅市場の効率性：マイクロデータによる計測」, 『金融研究』, Vol. 11, No. 3, 日本銀行金融研究所, pp. 17-50。
- 伊藤隆俊 (1993), 「マンション価格・賃貸料の動向と効率性のテスト」, 『住宅土地経済』, No. 8, 1993年春季号, (財) 日本住宅総合センター, pp. 2-8。
- 太田 誠 (1978), 「ヘドニック・アプローチの理論的基礎, 方法, 及び日本の乗用車価格への適用」, 『季刊理論経済学』, Vol. 29, No. 1, 理論・計量経済学会, pp. 31-55。
- 太田 誠 (1980), 『品質と価格』, 創文社。
- 白塚重典 (1998), 『物価の経済分析』, 東京大学出版会, pp. 98-101。
- 田辺 亘 (1994), 「マンションのヘドニック価格と収益率の計測」, 『住宅土地経済』, No. 14, 1994年秋季号, (財) 日本住宅総合センター, pp. 32-39。
- 中村良平 (1994), 「オフィスビル賃貸料のヘドニック分析」, 『岡山大学経済学会誌』, 25(3), pp. 239-256。
- 中村良平 (1998), 「マンション価格指数と収益性」, 『住宅土地経済』, No. 27, 1998年冬季号, (財) 日本住宅総合センター, pp. 16-25。
- 永井輝一 (1994), 「ヘドニック・モデルによる東京 CBD オフィス市場の経済分析」, 筑波大学大学院経営・政策科学研究科修士論文。
- 永井輝一・清水有紀子 (2002), 「ヘドニック・モデルによる札幌 CBD オフィス賃貸市場の構造分析 (1985~2000年度)」, 『商学討究』, 第53巻, 第1号, 小樽商科大学, pp. 423-442。
- 西村清彦・清水千弘 (2002a), 「商業用不動産価格指数の「精度」 - 東京都区部: 1975-1999 -」, 『住宅土地経済』, Vol. 43, 2002年冬季号, (財) 日本住宅総合センター, pp. 28-35。
- 西村清彦・清水千弘 (2002b), 「地価情報のゆがみ: 取引事例と鑑定価格の誤差」, 『不動産市場の経済分析』, 西村清彦編, 日本経済新聞社, pp. 19-66。
- 日本銀行 (2002), 「企業向けサービス価格指数」, 『物価指数年報』。
- 肥田野登・山村能郎・土井康資 (1999), 「市場価格データを用いた商業・業務地における地価形成および地価変動分析」, 『都市計画』, 日本都市計画学会, 224, pp. 56-66。
- Arima, M. (1993), "An analysis of Office Rent in the Osaka CBD" Working Paper No.135, Institute of Economic Research, Kobe University of Commerce.
- Bailey, M.J., Muth, R. F. and Nourse, H.O. (1963), "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction", *Journal of American Statistical Association*, Vol.58, pp.933-942.
- Griliches, Z. (1961), "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change" in *The Price Statistics of the Federal Government, General Series*, No.73, New York: Columbia University Press for the National

- Bureau of Economic Research, pp.137-196 ; reprinted in Z.Griliches (ed.), *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge : Harvard University Press, pp.55-87.
- Nagai, K., Kondo, Y. and Ohta, M. (2000), "An Hedonic Analysis of the Rental Office Market in the Tokyo Central Business District : 1985-1994 Fiscal Years", *The Japanese Economic Review*, Vol.51, No.1, pp130-154.
- Rosen, S. (1974), "Hedonic Price and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55.
- Smith, B.A. and Tesarek, W. P. (1991), "House Price and Regional Real Estate Cycles ; Market Adjustments in Houston," *AREUEA Journal*, Vol.19, No.3, pp.397-416.