

2020年東京オリンピックまでの東京都特別区における住宅地地価変動

予測：地価ファンダメンタルズによる現況分析を踏まえて

Study of Forecasting Land Price of Tokyo Until 2020 Tokyo olympic : Based on fundamentals of current economic status

○Japan Real Estate Institute KIM Donghwan

Japan Real Estate Institute YAMAKOSHI Keiichiro

MEIKAI Univ. KOMATSU Hiroaki

○日本不動産研究所 金東煥

日本不動産研究所 山越啓一郎

明海大学 不動産学部 小松広明

昨今、日本の経済状況は、アベノミクスや2020年東京オリンピックの開催決定等により景気回復の兆しを示しつつあり、不動産市場にプラス効果を与える可能性が高い。本研究では、このような不動産市場の状況において①東京都特別区の住宅地の地価が理論地価モデル(収益還元モデル)によって形成されているかを分析し、②同モデルを用いて今後の地価を予測する。分析手法としては、地価ファンダメンタルズを考慮する VEC(Vector Error Correction)モデル及び予測誤差の分散分解を用いる。分析の結果、東京都住宅地の地価は、理論地価モデルによって形成されている。予測によると同地価は、2018年まで上昇し、ピークを迎え(2013年対比+5.3%)、以後下落し、2020年東京オリンピック開催年には2013年対比+3.9%上昇する。

1. はじめに

1.1 目的・仮説

現在の日本の経済状況は、アベノミクスなどによりデフレからの脱却の兆しを見せている(日経平均株価推移：10,395.18円(2012年末)→15,162.10円(2014年6月末)、消費者物価指数推移：99.3(2012年末)→103.5(2014年6月末))。更に、2020年の東京オリンピックの開催決定は、今後の日本の経済状況を更に活発化し、日本の不動産市場にプラス効果を与える可能性が高いと考えられる。

また、日本の不動産市場は、2001年の不動産投資信託(J-REIT)の開設により、不動産取引の活発化が進んでいる(J-REITの規模推移：約2,500億円(2001年)→約7.2兆円(2013

年末))。これに対して佐々木・一瀬・清水(2005)¹⁾は、“J-REITの価格形成は、収益などファンダメンタル面の評価や投資家のニーズを反映する形で行われてきた”と強調し、伏屋 隆(2010)²⁾は、近年の日本の不動産市場は不動産の証券化の進展に合わせて、収益還元価格が定着へ向けて進展していると記述している。

本稿の目的は、このような日本の経済と不動産市場の状況下で①現在の地価が理論地価モデルによって決定されているかを検証し、②今後の地価を予測することである。

そのため、本稿では、2000年以後不動産取引活性化が進んできたことに着目し、日本の地価が収益還元モデルに基づいて決定される

という仮説を立てる。この仮説を基に、2000年以後の東京都特別区(以下、東京23区)における住宅地地価は、収益還元モデルが示唆する要因によって決定されるかを実証する。加えて、地価の推定モデルを用いて、2020年東京オリンピック開催までの東京23区の住宅地地価を予測する。

1.2 先行研究

日本の地価に対しては、マクロ経済的要因との関係を分析し、地価の決定メカニズムを探るという研究が数多く行われた。

井出多加子(1992)³⁾は、1980年代以後における日本の地価にバブルが存在したか否かを地価、GDP、金利で構成される理論地価モデルのもとで実証分析した。分析方法としては、地価の長期的均衡関係を考慮する EC(Error Correction)モデルを用いた。

Kwon(1998)⁴⁾は、1963年から1993年を対象に地価とマクロ経済的要因(株価、為替レート、等)の構造的 VAR(Vector Autoregressive)モデルで推定し、地価が金融政策の効果へ影響を与えることを分析した。

また、北坂(2012)⁵⁾は、日本の地価とマクロ経済的要因(GDP、金利等)の関係を VAR モデルで分析(推定期間：1980年-2009年)し、GDP が地価へ正(+)の効果を、金利が地価へ負(-)の影響を与えていることを明らかにした。

一方、吉岡(2005)⁶⁾は、1970年から1999年を対象に、地価とマクロ経済的要因との関係を2変数 VAR モデルに基づくグレンジャー因果性検定を行い、地価が GDP 等の長期要因をベースに変動してきたことを明らかにした。

以上をまとめると、日本の地価に対する研究は、①地価バブル期を含むデータを用いて、

②地価とマクロ経済的要因の関係分析に着目したものが多量のものの、実際に地価を予測した研究は数少ない。その点で本稿は、2000年以後の地価を分析対象にし、将来の地価予測を行うことに意義を持つ。本稿は、金・山越・小松(2014)⁷⁾に一部の分析(予測誤差の分散分解)を追加した上、集約したものである。

本稿の構成は、2章で、分析モデルを説明し、3章で、モデル推定及び地価への影響要因を分析、4章で、2020年東京オリンピック開催年までの東京都特別区の住宅地地価を予測する。5章は、結論である。

2. 分析方法とデータ

2.1 モデル

(1) 収益還元モデル

地価は、土地を保有しつづけるか、安全資産で代替運用するかの判断によって決定される。これは以下の式で表現できる⁸⁾。

$$P_t(1+R)=D_t+P_{t+1} \quad (1)$$

ただし、 P_t は今期 t の地価、 P_{t+1} は $t+1$ 期の期待地価、 D_t は今期 t の賃料(純収益の代理変数)、 R は安全資産の収益率(以下、利子率)を表す。地価は、今期の地価を安全資産に代替して運用した場合の利子率((1)式の左辺)と土地を1期間保有した場合の賃料((1)式の右辺)が一致するところで形成する。

ここでは、(1)式をより単純化するため、各期の賃料が D であり、利子率が一定(R)であると仮定し、(1)式を将来に向かって解くと(2)式になる⁽¹⁾。

$$P_t = \frac{D}{R} \quad (2)$$

(2)式は、地価の収益還元モデル(地価=賃料÷利子率)に他ならない。すなわち、今期の地価は、賃料の割引現在価値である。

以上から、地価の収益還元モデルは、①賃料の増加が地価へ正(+)の効果を与える、②利子率の上昇が地価へ負(-)の影響を及ぼすことを表す。

本稿では、(2)式の地価の収益還元モデルが示唆する要因(地価、賃料、利子率)を基に、2000年以後の東京23区における住宅地地価を推定する。

(2) VEC(Vector Error Correction)モデル

本稿では、地価、賃料、利子率が共和分関係にあることを示した上で、VECモデル⁹⁾を用いてこれらの変数間の動学的な変化を分析する。また、VECモデルを用いて予測を行う。

VECモデルは変数間に長期均衡関係が存在する場合に適用可能である。ここでは、収益還元モデルの(2)式に代えて、(3-1)～(3-3)式のVECモデルを用いることで賃料と利子率が地価に対して有する長期的影響を分析することができる。

$$\Delta P_t = a_1 + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{1i} \Delta D_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{1i} \Delta R_{t-i} + f_{11} ECT_{t-1} + u_{1t} \quad (3-1)$$

$$\Delta D_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2i} \Delta D_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{2i} \Delta R_{t-i} + f_{21} ECT_{t-1} + u_{2t} \quad (3-2)$$

$$\Delta R_t = a_3 + \sum_{i=1}^k b_{3i} \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{3i} \Delta D_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_{3i} \Delta R_{t-i} + f_{31} ECT_{t-1} + u_{3t} \quad (3-3)$$

ただし、 $ECT_{t-1} = P_{t-1} - D_{t-1} - R_{t-1} - c$

(注) ECT は誤差修正項、 c は定数項を示す。

以上から、VECモデルは、1回の階差(Δ)を取った各変数で構成されるVARモデルに誤差修正項(ECT)が追加された構造である。1回の階差を取った各変数は、変数間の短期的関係に関する情報を含み、誤差修正項(ECT)

は、地価、賃料、利子率の3変数間に存在する長期均衡関係の情報を含む。すなわち、VECモデルの概念は、現在の時点が長期均衡へ帰属していく過程の一部であることを利用し、長期均衡関係からの逸脱した変数の動きを修正していくことである。ここで誤差修正項(ECT)は、長期均衡関係からの乖離を長期均衡に向けて修正するメカニズムを有する。

2.2 データセット

実証分析で使用するデータは、収益還元モデルに従い、地価として市街地価格指数(東京23区・住宅地、日本不動産研究所)、賃料として全国賃料統計(東京23区・共同住宅賃料指数、以下、賃料指数、日本不動産研究所)、利子率として国債金利(10年、財務省)である。

各データの期間は、2000年から2013年までである。モデルの推定期間は、2000年上半期から2013年下半期までとする。そのため、年次データである賃料指数は、線形補間して半期データへの変換を行い、日次データである国債金利(10年)は、3月末と9月末時点のデータを用いる。なお、各変数は、GDPデフレーターを用いて実質化した(市街地価格指数と賃料指数は、GDPデフレーターで割って、国債金利(10年)は、GDPデフレーターの変化率を引いて、物価による影響を排除した)。加えて、各変数は自然対数に変換したものをを用いる。

3. 地価決定モデル推定

3.1 データ検定

(1) 単位根検定

時系列分析は、使用するデータが定常性を有する必要があるため、ここで単位根検定を行う。表1は、単位根検定⁽²⁾の結果である。市

街地価格指数、賃料指数、国債金利(10年)は、ADF 検定、PP 検定、KPSS 検定により、定数項とトレンド項を共に含まない場合において1回の階差を取ることで定常になる $I(1)$ の変数であることが示された。

表1 単位根検定の結果

変数	ADF検定	PP検定	KPSS検定
LP	0.98(4)	0.55(2)	0.47(4)
ΔLP	-2.84*(3)	-2.26*(1)	0.08*(2)
$RENT$	0.53(1)	0.78(2)	0.40(4)
$\Delta RENT$	-2.76*(0)	-2.76*(0)	0.08*(2)
$BOND$	-1.17(0)	-1.25(2)	0.47(2)
$\Delta BOND$	-6.39*(0)	-6.86*(2)	0.10*(2)

- (注) 1. 市街地価格指数(東京23区・住宅地): LP 、賃料指数(東京23区・共同住宅): $RENT$ 、国債金利(10年): $BOND$
2. ()の中はラグ次数を表す。ADF 検定はAICとSICを最小にするラグで、KPSS 検定、PP 検定はNewey-Westの次数でラグを決定する。
3. *は5%有意水準で単位根の存在が棄却されることを示す。

(2) 共和分検定

VECモデルの推定には、各変数間の線形結合に長期均衡関係が成立する必要がある。ここでは、長期均衡関係の成立を把握するため、共和分の検定を、Johansen(1988)が提示した尤度比検定で行った¹⁰⁾。検定の条件となるVARモデルのラグ次数は、情報量基準(AICとSIC)により、 $t-1$ 期から $t-4$ 期までが選定された。しかし、モデルにおけるラグ次数の適合度検定(χ^2 検定)で $t-3$ 期が有意ではなかったため、モデルのラグ次数を $t-1$ 期から $t-2$ 期、 $t-4$ 期に設定した。加えて、本稿で扱う各データは、単位根検定の結果からデータにトレンドがないと判断されるため、共和分検定において定数項がないケースを選定した⁽³⁾。

表2は、共和分検定の結果であり、市街地価格指数、賃料指数、国債金利(10年)の間に共

和分関係が1つ存在し、長期均衡関係が成立することを示す。

表2 共和分検定の結果

帰無仮説	検定統計量	
	トレース検定	最大固有値検定
共和分関係はない	30.88*(24.27)	28.26*(17.79)
共和分関係は1つ	2.61(12.32)	2.46(0.86)
共和分関係は2つ	0.15(4.12)	0.15(0.74)

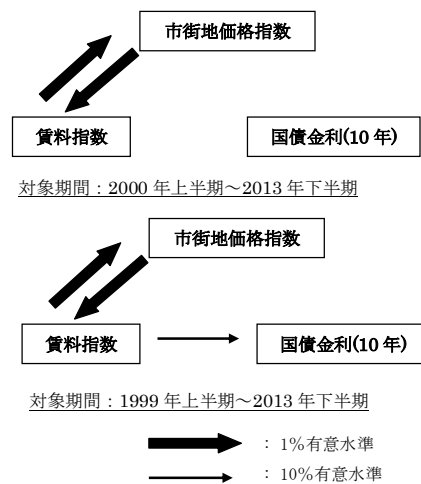
(注) *は5%有意水準で帰無仮説の棄却を示す(()の中の値は帰無仮説の5%の臨界値)。

(3) 因果性検定

次は、各変数が相互に説明力を有するかを因果性検定で分析する。因果性検定は、グレンジャーが提示した検定(ブロック外生ワルドテスト)で行う。ラグ次数は、共和分検定、VECモデルと同様に $t-1$ 期から $t-2$ 期、 $t-4$ 期と設定する。因果性検定の分析対象期間は、VECモデルの推定期間である2000年上半期から2013年下半期までとする。

図1は、因果性検定の結果である。

図1 各変数間の因果性検定の結果



市街地価格指数と賃料指数は、グレンジャーの意味で相互的に強い因果関係を示す一方、2000年上半期から2013年下半期までの推定期間における国債金利(10年)は、グレンジャーの意味での因果関係を示さない(図1の上)。

これに対して、Feng et al., Eds. (2010)¹¹⁾等の研究が、サンプル数の少なさをグレンジャー因果性検定の結果に否定的影響を及ぼす要因として指摘したことに着目し、ここでは、1999年上半期から2013年下半期に対して因果性検定を行った。結果、賃料指数は、国債金利(10年)にグレンジャーの意味で因果関係を示す(図1の下)。

3.2 VECモデルによる東京23区の地価推定

(1) 推定結果

以上の結果から、市街地価格指数、賃料指数、国債金利(10年)の3変数は、 $I(1)$ であり、その線形結合に長期均衡関係である共和分関係が1つ成立する。従って、ここでは、VECモデルを採用し、推定を進める。VECモデルのラグ次数は、共和分関係が確認された $t-1$ 期から $t-2$ 期、 $t-4$ 期に設定する。推定期間は、2000年上半期から2013年下半期までにする。また、上記の3変数は、レベル上でランダムウォークであるが、1回の階差を取ることでホワイトノイズ(平均0、分散一定)になる変数である可能性が高い。そのため、誤差修正項には、定数項がないと仮定し、VECモデルの推定を進める⁽⁴⁾。

表3は、VECモデルの推定結果を示す。 LP は市街地価格指数、 $RENT$ は賃料指数、 $BOND$ は国債金利(10年)、 ECT は構成変数間の長期均衡関係の情報を含む誤差修正項を示す。

誤差修正項(ECT)の各変数は、有意であり、符号条件が仮説と一致する。①収益還元モデルにおいて賃料は、地価へ正(+)の効果を与えることに對し、賃料指数($RENT$)の係数が、市街地価格指数(LP)へ正(+)の効果を有意に与える。②収益還元モデルの利子率は、地価へ負(-)の影響を及ぼすことに對し、国債

金利(10年) ($BOND$)が市街地価格指数(LP)へ負(-)の影響を有意に与える。つまり、東京23区の住宅地地価は収益還元モデルが示唆する要因に基づいて決定されると言える。

表3 モデル推定の結果

	ΔLP	$\Delta RENT$	$\Delta BOND$
ECT_{t-1}	-0.099*** (-3.47)	-0.008 (-0.7)	-0.996 (-1.29)
ΔLP_{t-1}	1.568*** (12.9)	0.122*** (2.36)	3.12 (0.95)
ΔLP_{t-2}	-0.761*** (-4.47)	-0.026 (-0.36)	-0.784 (-0.17)
ΔLP_{t-4}	0.394*** (3.76)	-0.003 (-0.07)	3.346 (1.18)
$\Delta RENT_{t-1}$	-2.491*** (-3.96)	0.39 (1.46)	-17.921 (-1.05)
$\Delta RENT_{t-2}$	1.711*** (2.34)	-0.087 (-0.28)	-20.805 (-1.05)
$\Delta RENT_{t-4}$	-2.524*** (-4.93)	-0.165 (-0.76)	-4.282 (-0.31)
$\Delta BOND_{t-1}$	0.026*** (2.34)	-0.004 (-0.93)	-0.163 (-0.54)
$\Delta BOND_{t-2}$	-0.003 (-0.50)	-0.0002 (-0.08)	-0.077 (-0.37)
$\Delta BOND_{t-4}$	0.0001 (0.02)	0.0005 (0.23)	-0.171 (-1.05)
誤差修正項 : ECT_{t-1}	$ECT_{t-1} = LP_{t-1} - 1.026RENT_{t-1} + 0.161BOND_{t-1}$ (-85.39) (1.99)		
Adj R ²	0.92	0.51	0.20

(注) 1. ()の中は、t値を示す。
2. ***は、1%有意水準。

また、市街地価格指数を従属変数とする式は、市街地価格指数、賃料指数、国債金利(10年)の過去の値に対する係数が有意である。一方、国債金利(10年)の $t-2$ 期と $t-4$ 期の係数は、市街地価格指数に対して有意性を示していないが、誤差修正項内の国債金利(10年)の係数が有意性を示している。加えて、誤差修正項の係数(-0.099)も有意性を示しているため、誤差修正が正しく行われると考えられる。それゆえ、上記3変数は、VECモデルでの推定に必要な変数として働くと考えられる。

なお、上記VECモデル(以下、東京23区モデル)は、表4の結果が示すとおり、①誤差

項同士に系列相関が存在しない、②誤差項は正規分布に従う、③誤差項の分散は均一であるという統計的条件を満たすと考えられる(表4参照)。結果、東京23区モデルは、東京23区の住宅地地価を推定するモデルとして適合であると判断される。

表4 モデルの誤差項における適合度検定結果

検定	統計量
誤差項の系列相関 (LM統計量)	ラグ1: 4.52(0.873)
	ラグ2: 12.86(0.16)
	ラグ3: 14.19(0.11)
	ラグ4: 11.34(0.25)
誤差項の正規分布性 (Jarque-Bera値)	11.90(0.06)
誤差項の分散均一性 (White Test: χ^2 値)	125.51(0.34)

(注) ()の中の値は、P値を示す。

(2) 市街地価格指数に対する分散分解

ここでは、市街地価格指数に対する賃料指数と国債金利(10年)の説明力(相対的な寄与程度)をより詳しく把握するため、東京23区モデルの予測誤差の分散分解を行った。予測誤差の分散分解は、モデルの予測誤差の分散を各変数の変動によって発生する予測誤差の比率で分解することで、ある変数の変動にどの変数がどの程度寄与するかを把握できる。分解は、Choleski分解を用いるため、変数の並べ方が重要である。変数の順序は、理論的には、賃料指数→国債金利(10年)(キャプレート代理変数)→市街地価格指数であるため、賃料指数、国債金利(10年)、市街地価格指数の順に与えた(変数間の外生性を考慮して、変数の順序を賃料指数、市街地価格指数、国債金利(10年)の順に与えても市街地価格指数の分散分解の結果には差が生じなかった)。

表5は、市街地価格指数の分散分解の結果である。2期の市街地価格指数は、東京23区モデルで推定する際に、賃料指数の変動により

54.9%、国債金利(10年)の変動により3.2%、市街地価格指数そのものの変動により41.9%説明される。一方、10期以後の市街地価格指数は、市街地価格指数そのものの変動より説明される部分が減り、国債金利(10年)の変動により説明される部分が増える(20期の市街地価格指数の分散分解:賃料指数>国債金利(10年)>市街地価格指数)。このことから、2000年以後(東京23区モデルの推定期間)の市街地価格指数は、長期的に賃料指数と国債金利(10年)によって説明される部分が大きく、地価のファンダメンタルズによって説明される部分が大きいと考えられる。

表5 市街地価格指数の分散分解

ラグ	LP	RENT	BOND
2	41.9	54.9	3.2
4	29.3	67.7	3.0
10	13.2	68.2	18.6
20	10.5	48.9	40.6

(3) 長期均衡関係の影響分析

ここでは、市街地価格指数、賃料指数、国債金利(10年)の3変数における長期均衡関係に着目し、各変数が地価へ及ぼす影響を分析する。

誤差修正項(表3)内の賃料指数と国債金利(10年)の係数は、市街地価格指数に対する弾力性を表す。誤差修正項は、長期均衡関係の状態を想定すると、 $LP_{t-1}=1.026RENT_{t-1}-0.161BOND_{t-1}$ に書き換えられる(長期均衡=0)。

従って、賃料指数が1%上昇する場合、市街地価格指数は、約1.02%上昇する。一方、国債金利(10年)がパーセント表示として1%上昇すると、市街地価格指数は、約0.16%下落する。

次に、市街地価格指数を従属変数とする式の誤差修正項の係数に関して検討する。誤差修正項の係数は、誤差修正項に対する調整係

図2 長期均衡関係からの乖離

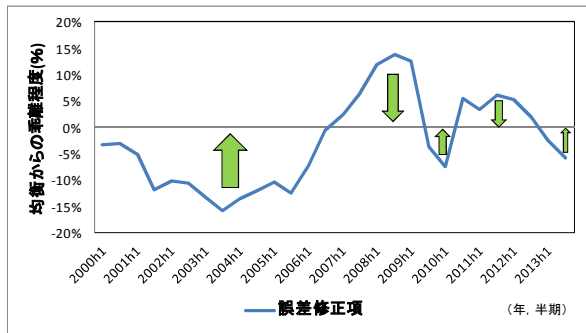
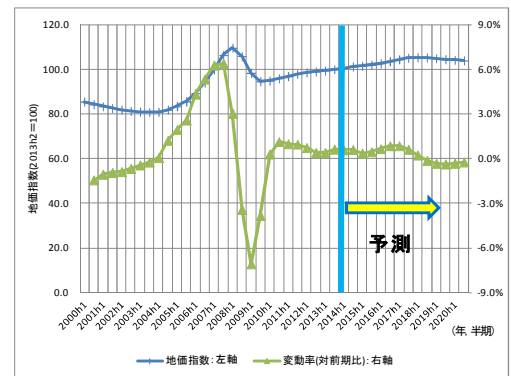


図3 2020年までの東京23区における地価変動



(注) 上記の地価指数は、GDPデフレータで実質化し、物価の影響を排除したものである。

表5 2020年までの東京23区における地価指数の予測値(2013h2=100)

	2013h2	2014h1	2014h2	2015h1	2015h2	2016h1	2016h2	2017h1	2017h2	2018h1	2018h2	2019h1	2019h2	2020h1	2020h2
地価指数 (2013h2=100)	100.0	100.6	101.2	101.5	102.0	102.7	103.6	104.4	105.1	105.3	105.2	104.9	104.5	104.1	103.9
変動率 (対前期比)	—	0.6%	0.6%	0.4%	0.5%	0.7%	0.9%	0.9%	0.6%	0.2%	-0.1%	-0.3%	-0.4%	-0.3%	-0.2%

(注) 1. 変動率(対前期比)は、端数処理前の市街地価格指数予測値をもとに求めているため、図表中の数値は、一部整合しない場合がある。
2. 上記の地価指数の予測値は、物価の影響を排除した値のもとで予測されたため、物価の影響を含まない。

数であり、各変数の値が長期均衡から逸脱する場合、長期均衡関係へ回帰する調整速度を表す(図2参照)。市街地価格指数に対する誤差修正項の係数は、有意に -0.099 を示している。これは、以上の3変数間の長期均衡関係から乖離した市街地価格指数が、半期に約10%程度(年率約20%)の速度で調整されることを表す。結果として、すべての調整には、5年を要する。特に、図2は、2012年下半年以後の市街地価格指数が長期均衡関係(中央線)より低い水準に留まり、今後、5年間で長期均衡関係に向けて上昇していく可能性を示唆すると考えられる。

4. 2020年までの東京都住宅地地価の予測

図3は、東京23区モデルを用いて2020年までの東京都特別区の住宅地地価(地価指数：2013h2=100)を予測した結果である(表5は2013年下半年以降の予測値)。加えて、モデルのパフォーマンスは、モデルの推定値と実際値の乖離を表す RMSE%(Root Mean Square

Percentage Error)で7.74%を示し、良好⁽⁵⁾であった。モデルのパフォーマンス検定として、モデルの全推定期間(2000年上半年-2013年下半年)に対して、すべてのラグ項に推定値を逐次代入するファイナルテストを行った(本研究においては、サンプルデータ数が少ないため、事後予測によるパフォーマンス検定が有用であるとは考え難い)。

予測の結果、東京23区の住宅地地価は、2018年上半年まで上昇を続けて、ピークに達し、以後下落する推移を示す。地価指数は2018年時点で2013年下半年対比で5.3%上昇し、2020年時点で2013年下半年対比で3.9%上昇する。2014年の市街地価格指数の水準は、ファンダメンタルズから下方に乖離した水準にあるため、今後5年間で調整が進むものと考えられる。

5. 結論

本稿では、日本の不動産市場が2001年の不動産投資信託(J-REIT)の開設によって活性化

されつつあり、デフレ脱却の兆しを示す昨今の経済状況等によって更に活発化する余地があることに着目し、①東京都の地価は理論モデル(収益還元モデル)が示唆する要因(賃料、利子率)によって決定されるという仮説を実証分析した。分析には、地価、賃料、利子率間の長期均衡関係を考慮する VEC モデルと予測誤差の分散分解を用いた。②また、上記モデルのもとで2020年東京オリンピック開催までの東京23区の住宅地地価を予測した。

結果、以下の2点が明らかになった。第一に、2000年以降の東京23区の住宅地地価は、地価のファンダメンタルズによって説明され、長期均衡関係のもとで賃料指数の増加関数、国債金利(10年)の減少関数で、収益性を重視する構造になっている。加えて、長期均衡下での東京23区の地価は、賃料指数の1%上昇に対し、1.02%上昇、国債金利(10年)の1%上昇に対し、0.16%下落する。第二に、東京23区の地価は、2018年上半年期まで上昇しピークを迎え(2013年対比+5.3%)、以後下落する(2020年時点で2013年対比+3.9%)。現在の東京23区の地価水準は、ファンダメンタルズから下方向に乖離した水準(図2参照)にあるため、今後5年間で調整が進むものと考えられる。

【注】

(1) (1)式を将来に向かって解くと以下の過程を経て(2式)になる。

$$\begin{aligned}
 P_t &= \frac{D + P_{t+1}}{1+R} \\
 &= \frac{D + \frac{D + P_{t+2}}{1+R}}{1+R} \\
 &= \frac{D}{1+R} + \frac{D}{(1+R)^2} + \frac{D}{(1+R)^3} + \dots = \frac{D}{R}
 \end{aligned}$$

(2) 本稿では、時系列データの構造変化を考慮する単位根検定であるS-L(Saikkonen-Lutkepohl)検定¹²⁾も行い、単位根がないことを確認した。

(3) 共和分検定については、Johansen(1998)を参照されたい。

(4) 誤差修正項に定数項があるモデルも推定した結果、誤差修

正項の符合条件は、理論モデルと合致しなかった。

(5) 設備投資、地価等の変動が大きい変数は、一般的にRMSE%で5~10%以内を目安とする。

【参考文献】

- 1) 佐々木康一・一瀬善孝・清水季子(2005),「J-REIT 市場の拡大と価格形成」『日銀レビュー』, 日本銀行, 2005-j-12.
- 2) 伏屋隆(2010),「収益還元価格から見た不動産投資」『調査情報』, No. 351, 三菱UFJ信託銀行, pp. 1-15.
- 3) 井出多加子(1992),「地価バブルの統計的考察」『住宅土地経済』, No6, pp. 17-23.
- 4) Kwon,E.(1998), “Monetary Policy, Land Prices, and Collateral Effects on Economic Fluctuations: Evidence from Japan”, *Journal of the Japanese and International*, pp.175-203.
- 5) 北坂真一(2012),「地価と日本経済:バブル崩壊後の新しい流れ」『経済学論叢』, 同志社大学経済学会, 64(2), pp. 381-404.
- 6) 吉岡孝昭(2005),「地価とマクロ経済変数との因果性分析を用いた金融政策への一考察」『国際公共政策研究』, 大阪大学大学院国際公共政策研究科, 第10巻第1号, pp. 91-104.
- 7) 金東煥・山越啓一郎・小松広明(2014),「2020年東京オリンピックまでの地価変動予測:アベノミクスによるマクロ経済的要因の影響分析を踏まえて」『不動産研究』, 日本不動産研究所, 第56巻第2号, pp. 80-96.
- 8) 林健司(1995),「80年代後半の地価高騰について」『フィナンシャル・レビュー』, 財務総合政策研究所, 第34号, pp. 1-19.
- 9) Johnston, J. and J. DiNardo.(1997), “Econometric Methods”, 4th edition, McGrawHill, NewYork.
- 10) Johansen,S.(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol.12, pp.231-254.
- 11) Feng, J. Fu, W. and F Sun, Eds.(2010), *Frontiers in Computational and Systems Biology : chapter5 Granger Causality: Theory and Applications*, Springer.
- 12) Saikkonen, P. and H. Lutkepohl.(2002), “Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time”, *Econometric Theory* 18(2), pp.313-348.