The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	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
Author(s)	吉岡, 孝昭
Citation	国際公共政策研究. 2005, 10(1), p. 91-104
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/9752
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

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*

A Study on Monetary Policy in Japan Using Analysis of Causal Relations between Land Price and Macroeconomic Variables*

吉岡孝昭**

Takaaki YOSHIOKA**

Abstract

A distinctive feature of the last two decades has been prolonged buildups and sharp declines in asset prices within many markets (such as equity and housing) in the industrialized and developing worlds, especially Japan, with serious adverse consequences for these countries' macroeconomies. Monetary and fiscal policies with the goal of economic recovery have been implemented in Japan since the bubble collapsed, but these have not worked well.

In this paper, I tried to verify－through the use of time series analysis techniques (such as the Granger test and a time difference correlation coefficient test)－how financial authorities should manage monetary policy in order to bring stability and recovery to the Japanese economy.

I found that it is important for financial authorities to produce a macroeconomic environment having fluctuations that are either not large or are at least few in number, by steadying people's expectations with respect to price stability.

キーワード：因果性、VAR、グレンジャー・テスト、時差相関係数、金融政策

Keywords：Causal Relation, Vector Autoregressive, Granger Test, Time Difference Correlation Coefficient, Monetary Policy

---

* 本稿作成にあたり、楊継瑞教授（四川大学）、跡田直澄教授（慶應義塾大学）、山田浩之名誉教授（京都大学）から有益なご教示を受けたことを記して、同教授に謝意を表したい。なお、含まれる誤謬の一切の責任が著者にあることはいうまでもない。

** 中国・四川大学経済学院客座教授

1．はじめに

地価は短期的には将来に亘る様々な「期待」を反映して大きく変動することもあるが、基本的には経済成長という長期的要因をベースに上昇してきたと思われる[1]。すなわち、地価は、1980年代半ば以降のバブル期までは将来的な収益増加「期待」[2]の影響を強く受け、名目GDPを上回る伸びを示していた。その後の1980年代半ば以降のバブル発生・崩壊期における地価の急騰・急落期でさえ、上記経済成長という長期的要因をベースに地価にもバブルが生じ、崩壊するという形で推移した[3]。1980年代半ばの今次バブル期の発生要因としては、東京国際金融市場の発達など土地の生産性上昇を反映した「期待の強気化」の蔓延がその変動の振幅に大きく影響したと思われる。これは、バブル期当時の①東京一極集中・東京の国際都市化・情報化という都市構造の形成・変容期待等空間経済の問題に加え、②金融市場の短期的要因[4]や、③従来型の土地担保を中心とする間接金融偏重等の金融構造の問題も強く影響していた感が強い。

このように地価は、緩い形での長期均衡関係を有しつつも、ある意味、期待を強く反映する歪んだマーケットであり、長期の期待形成から成立するため、バブル期の期待の強気化・崩壊期の弱気化等、いったんオーバーシュートするとなかなかコントロールできず、時として実体経済に悪影響を及ぼすことがある。

このため本稿では、上記問題意識に立って、地価のマクロ経済指標に対する先行・遅行関係等因果性について検証を行い、1980年代半ば以降のバブル期の発生・崩壊等で得た教訓を基に、クラッシュ・リスクの未然防止を含めた適切な政策対応に加え、資源配分上のシグナル作用の復活を通じた経済活動や金融システムの安定化に向けた政策運営について、今後、こうしたバブルの発生・崩壊による長く続いた実体経済への悪影響を引き起こさないように、また引き起こした場合には、如何なる金融政策の運用が必要であるのか等について、教訓を抽出することを目的として論じてみたい。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、**2**の「地価とマクロ経済変数との間の因果性分析」では、地価のマクロ経済変数に対する先行・遅行関係をチェックし、因果関係を分析することによって、マクロ経済政策、特に金融政策に地価が如何なる影響を与え、また如何なる影響を受けていたかについて分析する。そこでは、わが国の地価と各種マクロ経済変数間の先行・遅行関係等因果性を、①２変数ＶＡＲによるグレンジャー・テスト（Granger

1）吉岡（2002）吉岡・山田（2002）等参照。
2）「土地神話」（俗称）等が指摘される。
3）吉岡（2002）吉岡・山田（2002）等参照。
4）「カネ余り現象」（俗称）を含む金融緩和とその後の引締め等のこと。

Test）と、②時差相関係数を用いて検証する。その際の方法として、①地価と実体経済関連指標（物価、GDP等）との関係と、②地価と金融・資本市場関連指標（金利、マネーサプライ、株価）との関係とに分けて分析を行った。その後、3の「地価と金融政策」では、2での実証結果に基づき如何なる金融政策が有効かについて論じる。最後に4の「おわりに」では、本稿の一応の結論とともに、本稿の分析から導かれる政策的インプリケーションを述べる。

2．地価とマクロ経済変数との間の因果性分析

2.1：グレンジャー・テストと時差相関係数

吉岡（2002）、吉岡・山田（2002）等で地価とマクロ経済変数との関係を、長期均衡関係の存在と、（短期）地価関数の有意性について検証し、その中でマネーサプライの重要性についても論じてきた。そこで、本稿では、更に踏み込んで、地価のマクロ経済変数に対する先行・遅行関係をチェックし、因果関係を分析することによって、金融政策に地価が如何なる役割を果たすかについて分析することをその目的とした。すなわち、これまでの安藤(1990)、跡田・福重（1994）等による地価関数は、GDP等の説明変数が与えられたときにそれに見合った地価を導出するものが大半であり、ここからは経済変数間の因果関係を直接読みとることはできない。経済変数間の因果関係、例えば金利低下の影響が実体経済や地価、資産価格などに対してどのような経路で伝播していくのか、といった点をみるためには、こうした変数間の動学的な相互依存関係について明示的に分析可能なマクロ・モデルを用いることが理論的に望ましいことは明らかであろう。しかし、現実問題としては、こうしたモデルの特定化には多くの困難が伴うので、本稿では、地価と各種マクロ経済変数間の因果関係を、①2変数ＶＡＲによるグレンジャー・テストと、②時差相関係数によって検証することとした。

ここで用いるグレンジャー因果とは、もし、y_{2t}に関する過去の情報が、y_{1t}の予測を改良するのに役立つならば、変数y_{2t}はy_{1t}のグレンジャーの意味で原因になっているという。このテストを次のようにテストすることが出来る。

すなわち、（3．1）の$\mathbf{y}_t=(y_{1t}\ \ y_{2t})'$は、定常で、正規分布に従う2変量ＶＡＲ（p）プロセスによって生成され[5]、さらに$\mathbf{y}_t$は全ての関連情報を含んでいると仮定する。

$$(3.1)\quad \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11,1} & \pi_{12,1} \\ \pi_{21,1} & \pi_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \cdots + \begin{pmatrix} \pi_{11,p} & \pi_{12,p} \\ \pi_{21,p} & \pi_{22,p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}$$

5）pはモデルの次数を表す。

このとき、y_{2t}はy_{1t}の原因でないとする。すなわち、グレンジャーの意味での因果性がないという仮説検定はＶＡＲ（ｐ）の係数に、（３．２）のゼロ制約を課すことによって行なうことが出来る。

$$(3.2)\quad \pi_{12,1} = \pi_{12,2} = \cdots\cdots\cdots\cdots = \pi_{12,p} = 0$$

この帰無仮説は、次の検定統計量（３．３）に基づくＦ検定を利用して行なうことが出来る。

$$(3.3)\quad F = \frac{(RSSR - USSR)}{USSR} \times \frac{T-2p-1}{P}$$

ただし、ＲＳＳＲは、制約付き残差平方和、ＵＳＳＲは、制約なし残差平方和、観測個数Ｔは、回帰式に含まれるパラメーターの個数

このようＶＡＲモデルの係数に関する制約を直接テストする考え方は、Sargent (1976)により最初に試みられた。しかしその考え方は、Granger（1969）の論文に盛り込まれているので、一般にはグレンジャー・テストと呼ばれるが、時に念入りにGranger-Sargentのテストと呼ばれることもある[6]。

また、時差相関係数による分析とは、２つの時系列データに関して一定の変数のラグ（時差）をとった時の相関係数である時差相関係数を計算することによって行なう[7]。

分析に入る前に、ここで変数等の説明を行なう。グレンジャー・テスト、時差相関係数に使用した各係数は、対数４期差を利用した。地価指数は、全用途別平均（市街地価格指数）を利用し、同データは半期データであるため、第２四半期と第４四半期は対数の平均をとった。国内総支出と民間需要は季節調整済み系列を利用した。時差相関係数は－８～＋８期内で最大のものを採用した（マイナス値は地価が先行）。

なお、グレンジャー・テスト、時差相関係数では分析対象が直接先行・遅行関係をチェックする２変数に絞られるため、分析から除かれた変数の大幅な変動によっても、結果は変わり得るなどの分析上の制約が存在する。そのため、ここでは、取敢えず計測期間を、1970～1976年（第１次オイルショックを含む高インフレ期）、1977～1985年（マネーサプライ、インフレ率ともに比較的安定していた時期）および1986～1999年（資産価格の大幅変動を含む時期）の３期に分けて、各々の期間についての先行・遅行関係の変化もチェックすることとした。

またその際の方法として、地価と実体経済関連指標（物価、GDP等）との関係と、地価と金融・資本市場関連指標(金利、マネーサプライ、株価)との関係とに分けて分析を行った。

6）山本（1989)。また森棟（1999）は、因果関係のＦ検定と呼んでいる。
7）廣松・浪花（1990）等参照。

2.2：地価と実体経済関連指標

表１：地価と実体経済関連指標とグレンジャー・テスト（1970:1～1999:4,4期ラグ,F値）

		国内総支出 デフレーター	消費者物価指数 全国(総合)	国内卸売 物価指数	総合卸売 物価指数	実　質 国内総支出	実　質 民間需要
1970.1～1999.4	地価先行	7.790***	8.825***	5.757***	2.638**	5.436***	3.115**
	地価遅行	3.135**	3.930***	2.559**	1.754	5.823***	6.863***
1970.1～1976.4	地価先行	2.724*	2.402	3.262**	1.677	3.665**	2.332
	地価遅行	1.998	2.231	1.424	1.456	7.523***	6.641***
1977.1～1985.4	地価先行	3.379**	5.811***	7.220***	7.262***	1.669	3.948**
	地価遅行	4.005**	4.477***	6.713***	7.872***	4.710***	2.548*
1986.1～1999.4	地価先行	2.610**	2.184*	2.573*	1.054	2.655**	2.156*
	地価遅行	0.683	0.828	3.246**	1.783	1.262	1.946

(注) 1．各変数とも対数４期差。
2．地価指数の第２四半期と第４四半期は対数の平均。
3．国内総支出、民間需要は季節調整系列を利用。
4．***は１％、**は５％、*は10%有意。
(資料)経済企画庁「国民経済計算年報」、日本銀行「経済統計月報」、日本不動産研究所「市街地価格指数」等

表２：地価と実体経済関連指標との時差相関係数（1970:1～1999:4）

	国内総支出 デフレーター	消費者物価指数 全国(総合)	国内卸売 物価指数	総合卸売 物価指数	実　質 国内総支出	実　質 民間需要
1970.1～1999.4	0.703	0.653	0.642	0.602	0.749	0.766
	(−3)	(−4)	(−2)	(−2)	(+3)	(+2)
1970.1～1976.4	0.850	0.915	0.834	0.820	0.894	0.909
	(+6)	(+5)	(+7)	(+6)	(+3)	(+2)
1977.1～1985.4	0.750	0.696	0.738	0.720	0.844	0.814
	(−3)	(−4)	(−2)	(−3)	(+3)	(+2)
1986.1～1999.4	0.691	0.629	0.678	0.661	0.820	0.758
	(−3)	(−4)	(−2)	(−2)	(+3)	(+2)

(注) 1．各変数とも対数４期差。
2．地価指数の第２四半期と第４四半期は対数の平均。
3．国内総支出、民間需要は季節調整系列を利用。
4．時差相関係数は－８～＋８期内で最大のもの。
5．（　）内はラグ期間（マイナスは地価が先行）。
(資料)経済企画庁「国民経済計算年報」、日本銀行「経済統計月報」、日本不動産研究所「市街地価格指数」等

地価と物価（GDPデフレーター、CPI、WPI）との関係をみると、グレンジャー・テスト（表1）では、地価は第1次オイルショック時を含む時期（1970〜1976年）と資産価格の大幅変動を含む時期（1986〜1999年）でGDPデフレーター、CPI、WPIへの緩い先行性が確認されたが、マネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977〜1985年）とフル・サンプル期（1970〜1999年）等では、先行・遅行両方向の関係が確認されるなど、物価に対する情報変数として活用し得る明確な先行性は確認されなかった。また、時差相関係数（表2）では、第1次オイルショック時を含む時期（1970〜1976年）に、上記グレンジャー・テストの結果とは異なり、地価は物価に対し強い遅行性を示した。その後のマネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977〜1985年）、資産価格の大幅変動を含む時期（1986〜1999年）、フル・サンプル期（1970〜1999年）では先行性を示したが、相関は余り高くなく、かつ時期を追って時差相関係数の値は減少を示した。

これらを総合すると、地価と物価には、情報変数として活用し得る明確な先行関係が見られずかつ時期を追って先行性を示す統計値は減少を示すなど、総じて、地価を物価に対する情報変数として用いることは難しくなっていると判断される[8)]。

また、地価と実体経済（GDP、国内民需）との関係は、グレンジャー・テスト（表1）では、資産価格の大幅変動を含む時期（1986〜1999年）には、地価が担保価値上昇を通じた実体経済を嵩上げるといった伝播経路により、地価の先行性が観察されたものの、第1次オイルショック時を含む時期（1970〜1976年）、マネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977〜1985年）、フル・サンプル期（1970〜1999年）で先行・遅行性両方向の関係が存在する中、実体経済の先行性が相対的に強いとの関係の存在が確認されている。時差相関係数（表2）については、各サブ・サンプル期、フル・サンプル期（1970〜1999年）とも、全て実体経済が地価に2〜3期先行するという結果を高い係数で得た。

これらを総合すると、地価と実体経済には、日本の従来型の土地担保を中心とする間接金融偏重等の金融構造の問題も強く影響し、先行・遅行性両方向の関係が確認出来るが、影響の強さから考えて、概ね実体経済の地価に対する先行性がみられ、このことは地価が、実体経済の成長等、長期要因をベースに変動することを裏付けているとみることも出来よう。このことからも分かるように地価の実体経済への情報価値という観点からは、その情報価値は余り高くなく、今次バブル期にかけてその可能性は低くなりつつあることがみてとれよう。

8）特に今次バブルが一般物価安定下における資産価格の高騰といった特徴を併せ持っていたことは留意しなければならない点であろう。

2.3：地価と金融・資本市場関連指標

表３：地価と金融・資本市場関連指標とのグレンジャー・テスト（1970:1～1999:4,4期ラグ,F値）

		コールレート	貸出約定平均金利	利付金融債（５年）	M₂＋CD平均残高	東証株価指数(第１部)	日経平均株価(東証225種)
1970.1～1999.4	地価先行	0.971	3.420**	5.490***	3.227**	0.685	0.909
	地価遅行	0.354	0.407	1.561	4.258***	6.383***	6.807***
1970.1～1976.4	地価先行	0.400	2.532	8.785***	2.829*	0.581	0.515
	地価遅行	1.347	5.156**	3.010**	13.380***	4.988**	3.905**
1977.1～1985.4	地価先行	7.724***	14.010***	2.211*	0.819	3.541**	2.084
	地価遅行	1.129	3.292**	1.749	1.847	0.277	0.291
1986.1～1999.4	地価先行	0.566	2.665**	3.698**	2.414*	0.552	0.300
	地価遅行	0.468	1.212	1.072	1.716	3.642**	3.685**

(注) 1．各変数とも対数４期差。
2．地価指数の第２四半期と第４四半期は対数の平均。
3．国内総支出、民間需要は季節調整系列を利用。
4．***は１％、**は５％、*は10%有意。
(資料)経済企画庁「国民経済計算年報」、日本銀行「経済統計月報」、東京証券取引所「東証統計月報」、日本不動産研究所「市街地価格指数」等

表４：地価と金融・資本市場関連指標との時差相関係数（1970:1～1999:4）

	コールレート	貸出約定平均金利	利付金融債（５年）	M₂＋CD平均残高	東証株価指数(第１部)	日経平均株価(東証225種)
1970.1～1999.4	0.588	0.681	0.628	0.839	0.626	0.646
	(−3)	(−4)	(−3)	(+3)	(+5)	(+5)
1970.1～1976.4	0.928	0.850	0.867	0.966	0.887	0.892
	(+5)	(+3)	(+5)	(+3)	(+4)	(+4)
1977.1～1985.4	0.785	0.831	0.661	0.916	0.850	0.830
	(−4)	(−5)	(−3)	(+3)	(+4)	(+4)
1986.1～1999.4	0.567	0.556	0.573	0.773	0.776	0.767
	(−4)	(−5)	(−3)	(+3)	(+4)	(+4)

(注) 1．各変数とも対数４期差。
2．地価指数の第２四半期と第４四半期は対数の平均。
3．国内総支出、民間需要は季節調整系列を利用。
4．時差相関係数は－８～＋８期内で最大のもの。
5．（　）内はラグ期間（マイナスは地価が先行）。
(資料)経済企画庁「国民経済計算年報」、日本銀行「経済統計月報」、東京証券取引所「東証統計月報」、日本不動産研究所「市街地価格指数」等

地価と金利（コールレート、貸出約定平均金利、利付金融債）との関係についてみると、グレンジャー・テスト（表3）では、短期金利を代表するコールレートは、マネーサプライ、インフレ率の安定時期（1977～1985年）に、地価のコールレートに対する先行性が確認された程度に過ぎない。長期金利を代表する貸出約定平均金利・利付金融債では、第1次オイルショック時を含む時期（1970～1976年）を除き、マネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977～1985年）、資産価格の大幅変動を含む時期（1986～1999年）、フル・サンプル期（1970～1999年）で、地価から金利への先行性が確認された。また時差相関係数（表4）では、長・短期金利の別なく、第1次オイルショック時を含む時期(1970～1976年）を除き、地価が先行性を示すなど、実体経済の動向や資産価格上昇・崩壊等の対応策として操作変数である金利が活用されてきた事実がこの点からも読み取れる。

また、地価と、金融政策運営上重要な指標とみなされているマネーサプライ統計のうち、最も中心的な指標と考えられているM_2＋ＣＤ[9]との関係についてみると、グレンジャー・テスト（表3）では、フル・サンプル期（1970～1999年）で先行・遅行性両方向の関係が確認されたものの、第1次オイルショック時を含む時期（1970～1976年)、マネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977～1985年）等で、相対的にはM_2＋ＣＤの先行性が、地価の先行性よりも強く現れている[10]。一方時差相関係数（表4）をみると、サブ・サンプル期、フル・サンプル期（1970～1999年）とも、全てM_2＋ＣＤが地価に3期先行する形で、高い相関係数が得られた。

これは、「地価変動サイクル上での上昇期の最後の局面が金融緩和と重なるとき、急激な地価高騰が発生し、その場合バブルを含んでいる可能性が高い」ことを指摘した山田（1995）の正当性を裏付けるものと言えよう。すなわち、昭和50年代後半から昭和60年代初の日本経済は、貿易黒字の拡大等から円高に推移するとともに、金融は緩和基調にありマネーサプライは増加を続けた。外需、個人消費、公共投資、民間設備投資等の需要項目の減少を主因とする「円高不況」にあり、このため「カネ余り現象」が生じて、金利が低下するとともに、余裕資金が一方では株式市場や外国為替市場に、他方では不動産市場に流入してマネー

9）現行マネーサプライ（貨幣供給量）統計においては、流通現金（現金通貨)、要求払預金（預金通貨）および定期性預金（準通貨）を通貨として捉えており、このうち現金通貨および預金通貨をM_1、M_1に準通貨を加えたものをM_2と呼んでいる（ＩＭＦを中心に通貨統計の国際統一が図られているため各国ともほぼ共通となっている)。ＣＤ（譲渡性預金）も準通貨の一種とみなされるが、譲渡によるキャピタル・ロス発生の可能性があるので、M_2とは別建てとされ、上記のようにM_2＋ＣＤとする方法が一般的である。M_2＋ＣＤが他の指標に比べ最も代表的な指標と考えられている理由は、①将来の物価とより密接な関係を持っていると認められること、②日本銀行のコントローラビリティーが高いこと、③速報性も備えていること等が挙げられる。

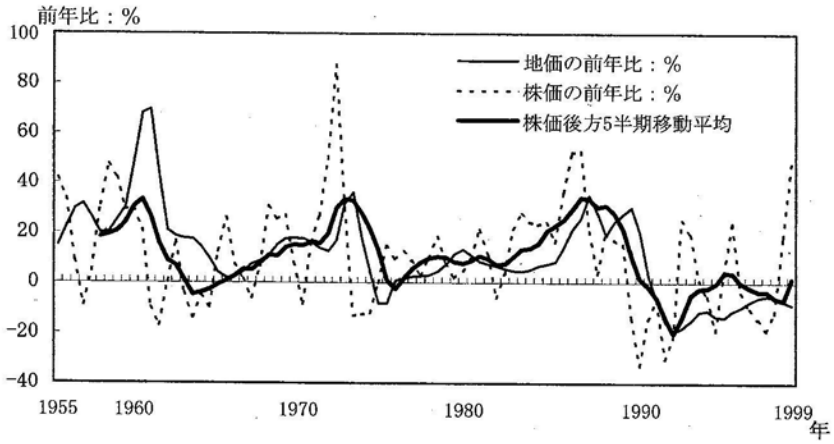
10）1986年以降は地価が、相対的に先行性を示した。これは、バブル発生当初はマネーサプライの先行性がみられたが、バブル崩壊後は、地価下落への対応策としてマネーサプライの増加等により、景気回復を図ったことも一因かと考えられる。

ゲームが演じられ、土地投機が行なわれた。今回実施したグレンジャー・テスト・時差相関係数とも上記事実を上手く説明しており、今次バブル期はマネーサプライの増加による金融緩和が地価を上昇させたことを裏付ける結果を得たものと言えよう。

さらに、ともに資産価格である地価と株価についてみると、グレンジャー・テスト（表3）では、マネーサプライ・インフレ率の安定時期（1977～1985年）に地価が株価に先行する結果が得られたものの、第1次オイルショック時を含む時期（1970～1976年）、資産価格の大幅変動を含む時期（1986～1999年）およびフル・サンプル期（1970～1999年）で株価が地価に先行したほか、時差相関係数（表4）でも、全てのサブ・サンプル期、フル・サンプル期（1970～1999年）とも、株価が地価に4～5期先行するという結果が得られた。

確かに、株価と地価は、短期的にはかなり異なった動きをするものの、中長期的に両者は密接に連動しており、かつ株価は地価に対し先行性を有する。具体的には、地価変化率は株価変化率の後方3～5半期移動平均でかなり正確に近似できるが、これは、地価が株価の部分調整モデルとして表現され得ると解釈できると言われている（下図）。これは、土地は、株式に比較して取引費用が高く、流動性も低いことから、長期の期待形成ないし累積的な期待形成がなされているため、動意を見せるのに時日を要し、遅行性を示す傾向があるほか、地価は、その理論的価格の代理変数としての株価、あるいは裁定対象としての株価の変化に対し、部分調整的に動いている可能性が高いこと等に原因があると考えられる。

図：地価と株価の前年比等推移



（注）地価は六大都市市街地価格指数（全用途平均）、株価はTOPIX終値平均。1期は半年間
（資料）日本不動産研究所「市街地価格指数」、東京証券取引所「東証統計月報」等

3．地価と金融政策

これまでの分析で、地価のマクロ経済変数に対する先行・遅行関係につき、グレンジャー・テスト、時差相関係数を用い検証した。そこでは、地価を物価に対する情報変数として用いることは難しいほか、実体経済については、実体経済の地価に対する先行性がみられ、このことは地価が、経済成長等長期要因をベースに変動するとみることが出来るため、地価の実体経済への情報価値は余り高くなく、今次バブル期にかけてその可能性は低くなりつつあることがみてとれよう。一方金利は地価に遅行し実体経済の動向や資産価格上昇・崩壊等の対応策等として活用されてきた姿を裏付けた。またM_2＋ＣＤは、地価に概ね先行し、今次バブル時は金融緩和が地価を上昇させた点を明確に示すなど、情報変数として活用し得る先行性を示していると判断できよう。また株価も地価に対し、部分調整的に動いている可能性が高いこともあって先行性を示していると判断できるような結論を得た。

これらの結果から判断すれば、地価の動向を監視するためには、マネーサプライ・株価は、地価に対する情報変数として活用し、その動向を丹念に見ていくことで、大いに参考となる情報を得ることが出来よう。しかし、株価の情報にはノイズが多いほか、地価の変動自体「高頻度の小さな変化は重要でなく、少頻度の大きな変化が重要」であるので、事後的にはともかく、事前に両者を識別することは容易でないこと等を勘案すると、むしろマネーサプライの動向に焦点を当てて、関連マクロ経済指標の特性を織り込みつつ併せみていく必要があるように思われる。

そこで以下では、こうした観点に立って地価と金融政策につき検討していく。その前に、次の点につき確認しておきたい。すなわち、地価の金融政策運営上の位置付けを考えた場合、地価の安定そのものは金融政策の最終目標とはなり得ないというのが、各国の通貨当局、学界のほぼ一致した見方であり[11]、諸外国の中央銀行の例を見ても、地価そのものを金融政策の目標にするといった例はないと思われる。こうした考え方の背景には、地価は、一般に、当該資産から将来に亘って得られるであろう予想収益を、現在の価格に引き直した割引現在価値であり、これは人々の「期待」に大きく左右されることから、金融政策が直接に働きかけることは非常に難しいほか、働きかけることも適当ではないと判断されるからであろう。

ただ、地価の変動は、企業・消費者のマインドや、実体経済活動に非常に大きな影響を及ぼすことは、これまでの歴史から幾度となく経験済みである。そして、経済活動が変動すると、その影響の大小は別にして、当然、物価にも及び、地価の行き過ぎが続くような経済で

11) Goodhart (1994)、吉川 (1996) ほか参照。

は、いずれ「物価の安定」も損なわれるリスクが大きいと言わざるを得ない。そうした意味で、本稿の実証結果から地価を物価に対する情報変数として用いることは難しいとしても、両者の間には、重要な関係があることには変わりなく。また、地価は、人々の強気、弱気といった期待を反映する鏡として、金融政策の運営にとっては有力な情報を含んでいることには十分に留意すべきであろう。

以上を踏まえると、金融政策の運営上、地価の動向には、関連マクロ経済指標の動きとも整合性を持った形で、十分な関心を払っていく必要がある。つまり、地価そのものをターゲットにすることは適当でないとしても、「物価の安定」を達成していくという立場から、資産価格の一つである地価の動きが景気や物価の先行きに如何なる意味合いを持つのかといった点を、十分注意してみていくことが重要である。その際、マネーサプライの動向に焦点を当てて、関連マクロ経済指標の特性を織り込みつつ併せみていく必要があるように思われる。

また、地価はいったん暴走を始めると、なかなか止められないというのがバブル期の教訓の一つである。従って、上記のように十全な注意を払ったうえで、「物価の安定」を目標として、振れの少ないマクロ経済環境を作り出していくことが、人々の期待の安定化を通じて、地価の大きな変動を未然に防ぐことに役立っていくのではないかと思われる。

そのうえで、こうした地価の特性や、第1次オイルショックやバブル期という過去の経験に鑑みると、累積的な金融緩和の下で、マネーサプライが潜在成長率を大きく上回る伸びを続け、地価上昇の兆候が現われたような場合には、警戒的な政策運営スタンスを採ることが適当と考えられる。

4．おわりに

以上を取り纏め、本稿での一応の結論付けを行うと、これまで地価と実体経済および金融・資本市場関連指標との関係について、統計的手法を用い分析してきた結果、次の点を注意すべきである。

まず第1に、地価は株価と異なって普段は比較的小幅の変動に止まる一方、時として非常に大きな変動を示し、この大幅な地価変動が生じた時期には、実体経済にも無視できない影響を及ぼすという事実である。

第2に、金融政策との関係では、地価は金利の累積的な変化に反応する可能性があるということである。このことも、土地の流動性の低さなどから説明できるが、土地の場合、価格上昇（下落）時には取引が増加（減少）する結果、取引コストが低下（上昇）し、一段の価格上昇（下落）を促すという自己増殖効果が特に発揮されやすい点に注意する必要がある。

つまり、金融政策運営に当たっては、一旦大幅な地価変動が生ずるとそのコントロールは極めて困難であり、しかもその時期の実体経済に大きな影響を及ぼしかねない以上、こうした地価変動を未然に防ぐことが極めて重要と考えられる。

地価、マネーサプライ、実体経済等の関係については、今後、更なる分析を要するが、地価の大幅な変動によってマネーサプライの指標性が攪乱されると言うより、むしろそのような時期にこそマネーサプライの指標性が高まっているように見ることが出来、各種マクロ経済指標の動向や特性等を勘案しつつ、金融政策にマネーサプライを活用していくことが求められよう。

参 考 文 献

跡田直澄・福重元嗣（1994)、「地価上昇の決定要因の分析－大阪府域における金融機関の貸付け行動と地価形成－」、『金融経済研究』、第7号

植村修一・鈴木亘・近田健（1997)、「資産価格と金融政策運営」、Working Paper Series 97-3、日本銀行調査統計局

安藤朝夫・吉田克明（1990)、「金融指標を含む地価関数と首都圏の地価形成：1976－88」、『日本不動産学会誌』、第5巻第4号

安藤朝夫（1999)、「東京圏地価データベースの延長と地価関数のパラメータ変動－時空間分析に向けて」、『住宅土地経済』、1999年冬季号

植村修一・佐藤嘉子（2000)、「最近の地価形成の特徴について」、『日本銀行調査月報』、2000年10月号

小川一夫・北坂真一（1998)、『資産市場と景気変動－現代日本経済の実証分析－』、日本経済新聞社

翁邦雄（1985)、『期待と投機の経済分析』、東洋経済新報社

翁邦雄（1993)、『金融政策』、東洋経済新報社

翁邦雄・白塚重典・藤木裕（2000)、「ゼロ金利下の金融政策―中央銀行エコノミストの視点―」、IMES Discussion Paper Series 2000-J-10、日本銀行金融研究所

翁邦雄・白川方明・白塚重典（2000)、「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」、IMES Discussion Paper Series 2000-J-11、日本銀行金融研究所

奥村洋彦（1993)、『現代日本経済論』、東洋経済新報社

木村武・藤田茂（1999)、「金融不安とマネー、実体経済、物価の関係について」、Working Paper Series 99-6、日本銀行調査統計局

香西泰・伊藤由樹子・定本周子（1999)、「2025年の日本経済と地価」、『住宅土地経済』、1999年夏季号

香西泰・伊藤修・有岡律子（2000)、「バブル期の金融政策とその反省」、IMES Discussion Paper Series 2000-J-27、日本銀行金融研究所

国友直人（1984)、「グレンジャー因果性：理論と実例」、Discussion Paper No.84-J-1、東京大学経済学部、1月

経済企画庁（1988,1990,1991)、『経済白書（昭和63、平成2、3年度版)』、大蔵省印刷局

国土庁（1990,1999)、『土地白書（平成2、11年度版)』、大蔵省印刷局

櫻川幸恵・櫻川昌哉（2001)、「地価上昇と経済成長の相互作用に関する分析」、『住宅土地経済』2001年春季号

重原久美春（1990)、「資産価格の変動とインフレーションについて」、『金融研究』、第9巻第2号、日本銀行金融研究所

白塚重典（1998)、『物価の経済分析』、東京大学出版会

白塚重典（2000)、「資産価格と物価：バブル生成から崩壊にかけての経験を踏まえて」、IMES Discussion Paper Series 2000-J-22、日本銀行金融研究所

白塚重典・田口博雄・森成城（2000)、「日本におけるバブル崩壊後の調整に対する政策対応：中間報告」、IMES Discussion Paper Series 2000-J-12、日本銀行金融研究所

副島豊（1994)、「日本のマクロ変数の単位根検定」、『金融研究』、第13巻第4号

日本銀行（1997)、「M_2＋CDと経済活動の関係について」、『日本銀行月報』、1997年6月号

日本銀行調査統計局編（1985)、『計量経済分析の基礎と応用』、東洋経済新報社

畠中道雄（1991)、『計量経済学の方法』、創文社

伴金美（1991)、『マクロ計量モデル分析』、有斐閣

伴金美・中村二朗・跡田直澄（1988)、『エコノメトリックス』、有斐閣

廣松毅・浪花貞夫（1990)、『経済時系列分析』、朝倉書店

森棟公夫（1985)、『経済モデルの推定と検定』、共立出版

森棟公夫（1999)、『計量経済学』、東洋経済新報社

蓑谷千凰彦・廣松毅編（1997)、『応用計量経済学』多賀出版

山田浩之他編（1995)、『都市と土地の経済学』、日本評論社

山本拓（1989)、『経済の時系列分析』、創文社

山本拓（1995)、『計量経済学』、新世社

吉岡孝昭（2001)、「不動産を活用した我が国の高齢者対策について」、『日本不動産学会梗概集』、pp 105－108.

吉岡孝昭（2002)、「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」、『住宅土地経済』、2002年夏季号、pp 28－35.

吉岡孝昭・山田浩之（2002)、「戦後日本の地価変動の時系列分析」、『日本不動産学会誌』、第16号第2巻、pp 54－64.

吉岡孝昭・山田浩之（2003)、「都市の中心性と地価構造」、『応用地域学研究』、第8号1巻、pp 19－30.

吉岡孝昭（2003)、「不動産証券化に関する分析」、『国際公共政策研究』、第7巻第2号、pp 71－89.

吉川洋（1996)、「金融政策と日本経済」、日本経済新聞社

吉田知生（1989)、「通貨需給の安定性をめぐって—ECM（Error Correction Model）による計測—」、『金融研究』、第8巻第3号、日本銀行金融研究所

和合肇・伴金美（1988)、『ＴＳＰによる経済データの分析、第2版』、東京大学出版会

Amamiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Blanchard, Olivier J. and Stanley Fischer (1989), "Multiple Equilibria, bubbles, and Stability", in *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp 427-431.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp 1057-1072.

Engel, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp 251-276.

Goodhart,C.A.E. (1994), "What Should Central Bank Do? What Should Be Their Macroeconomic Objectives and Operations?", *Economic Journal*, Nov., pp 1424-1436.

Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, pp 424-438.

Green, H. (2000), *Econometric Analysis*, 4thed., Prentice-Hall.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp 231-254.

Maddala, G.S. (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill.

Perron, P. (1988), "Trends and Randam Works in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp 297-332.

Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp 335-346.

Sargent, T.J. (1976), "A Classical Macroeconometric Model for the United States", *Journal of Political Economy*, 76, pp 207-237.

Toda, H.Y. and Phillips P.C.B. (1993), "Vector Autoregressions and Causality", *Econometrica*, 61, No.6, pp 1367-1393.

Toda, H.Y. and Phillips P. C. B. (1994), "Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study", *Econometric Reviews*, 13(2), pp 259-285.

Willam C. Hunter, George G. Kaufman, Michael Pomerleano ed. (2003), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies*, The MIT Press.