

## ファイナンシャル・アクセラレーター理論の検証

“Testing the Financial Accelerator Theory”

玉山和夫

### 要 旨

本稿はトービンの  $q$  と不動産含み益が設備投資に与える影響を考察した玉山 2010 の続編として、ファイナンシャル・アクセラレーター（以下 FA）理論を検証することで不動産の含み益が設備投資に与える影響を分析する試みである。具体的には FA 理論の言う不動産評価益がエージェンシー・コストを下げ、銀行貸出残高を増加させ設備投資に影響を与えるとの経路をグレンジャーの因果性テストによって検証する。結論として日本では暦年で不動産含み率が設備投資率に対し有意に先行性がある。半期の短いインターバルでも、FA が想定する先行性は検証される。ただ FA の想定とは逆に銀行貸出態度が不動産価格に先行しているとの結果を得る。アメリカにおいても不動産含み率から設備投資率への先行性は、暦年でも四半期でも有意である。また日本と同様貸出基準は不動産含前年比に先行する。以上を次のように展開する。まず、玉山 2010 では法人企業統計の設備投資に関しサンプル替えの断層修正は行っていなかったため、日本に関する部分を国民経済計算の設備投資（1980 年以降）に対して計算しなおす。これにより  $q$  はワークせず含み益が説明力を持つとの結論は変わらないことが確認される。次いで、暦年とさらに短いインターバルで FA を検証する。

### 1. 先行研究と本稿の位置づけ

FA の議論は Bernanke/Gertler/Gilchrist 1996（以下 BGG 1996）に整理されている。ここでは、借り手の純資産縮小が外部資金導入のプレミアムを引き上げ借り手の支出および生産を減少させる経路こそが、FA の心臓部であるとしている。Hall and Wetherilt 2002 は BGG 1996 を追検証して、FA 経路が極めて有効であることを示している。Holmstrom and Tirole 1997 は OECD の国々で起こったクレジットクランチに際し、担保が貧弱な借り手が特に痛手を負ったとしている。日本においては古川・林 2001 が FA を紹介している。そこから導かれるモデルは借り手の正味資産または担保価値がエージェンシー・コストを左右し、このため景気変動が増幅されることをしめしている。この続編として古川・林 2002 はグレンジャーの因果テストを試み、地価から設備投資に有意な因果関係が認められたとしている。

アメリカでは Mody and Taylor 2003 が High Yield Bond の国債にたいするイールド・スプレッド（HYS）が実質鉱工業生産に 24 カ月先行することを

もって、FA の証明としてとしている。ここでは借り手のバランスシートは景気（鉱工業生産指数）とポジティブに変動することが想定されており、HYS はバランスシートの好転（悪化）により縮小（拡大）することも想定されている。先行性に乏しい時期もあるが総じて HYS は景気に先行していることから、間接的に FA が機能しているという議論である。つまりここでは実際のバランスシートの動きから設備投資なり景気をみている訳ではないことに注意する必要がある。

本稿後半ではグレンジャーの因果性テストにより、次のような順番で設備投資が誘発されることを仮説として検証する。

- ①不動産評価益増加
- ②銀行の貸出態度の好転
- ③設備資金への融資増
- ④設備投資増

このような経路であれば FA 理論に適用と言えるはずである。結果としては、日本では①から②へは棄却され、②から①へが有意に支持される。また①から③および④へは日本では先行性が検出されるが、③と④の先行性は一意的ではない。アメリカでは①から④への先行性は暦年でも四半期でも検出される。①と②の関係では、やはり②から①へが支持

される。

なお統計的検証には Eviews 5.1 を使用した。

## 2. 含み益, q の算出

日本についてもアメリカについてもこれらの算出経緯は「補論」に記す。補論のなかの使用データには後半の FA の議論で用いるものも含まれる。算出される含み益および q の値は暦年ベースである。

### 2.1 含み益, q と設備投資の関係

今回改めて検証した日本での関係は次の通り、玉山 2010 と同様の結論となった。

SNA の非金融法人総固定資本形成を同非金融法人固定資産（前期末と当期末の平均）で割った比率

を被説明変数（設備投資）とし、説明変数は Tobin q, および地価反映純資産/簿価純資産比率（MBR）とする。それぞれの値に単位根検定を行い、全て原系列は非定常、1 階階差系列は定常であることを確かめた（図表 1）。よって被説明変数と説明変数の間の共和分関係を見る（図表 2, 3）。

設備投資と MBR には共和分関係が見出されるが、設備投資と q には見出されない。視覚的にはむしろ逆相関している（図表 4, 5）。

アメリカについては玉山 2010 の通り、q と設備投資率が逆相関、不動産含みと設備投資率には有意な共和分関係がある。本稿ではグラフのみ再掲する（図表 6, 7）。

図表 1

単位根検定（日本） 1981-2008 暦年	原系列		一階階差系列	
	ADF 検定量	p 値	ADF 検定量	p 値
設備投資/資本ストック（期初期末平均）	-1.247023	0.1896	-3.326315	0.0018
地価反映純資産/簿価純資産	-1.10431	0.2372	-2.263781	0.0253
Tobin q	0.303067	0.7661	-4.59674	0.0001
5% Critical Value	-1.954414 No Trend No Intercept			

図表 2

日本 共和分検定 1981-2008 暦年  
被説明変数 設備投資/資本ストック（期初期末平均）  
説明変数 トービンの q  
Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

図表 3

共和分検定  
1981-2008 暦年  
被説明変数 設備投資/資本ストック（期初期末平均）  
説明変数 地価反映純資産/簿価純資産  
説明変数の係数 0.045997  
係数の t 値 [8.95557]

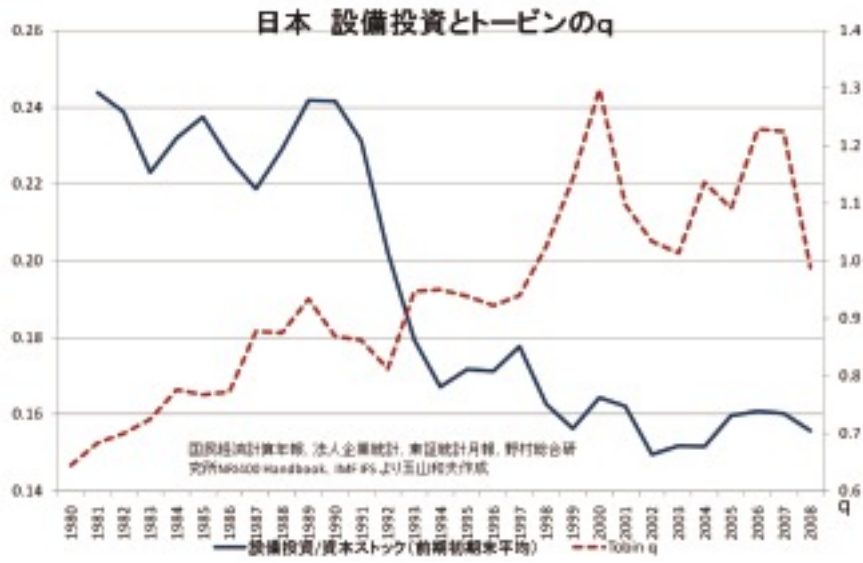
Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	22.41651	18.39771	0.013
At most 1*	10.5355	3.841466	0.0012

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 4



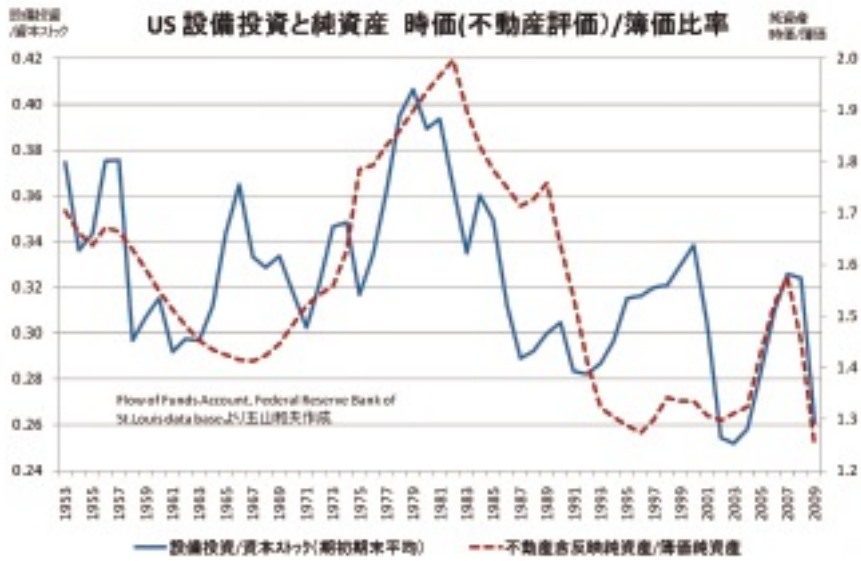
図表 5



図表 6



図表 7



### 3. ファイナンシャル・アクセラレーター (FA) 理論の検証

日本においてもアメリカにおいても  $q$  は芳しい説明力を持たない。その原因は  $q$  の分母にある土地または不動産が生産要素であるよりは資産と認識されていることにありと思われる。例えば土地または不動産価格の下落は生産要素が相対的に割安であるとのメッセージではなく、不確実性に対する緩衝の劣化ととらえられるだろう。「不確実性への緩衝」は資金の貸し手である金融機関にとって融資に関するリスク許容度を左右する重要な要素である。FA 理論に従えば、企業の不動産評価益が増加すると担保価値が増加し金融機関の貸出が促され、その結果設備投資が増加する。こうした経路が存在したかどうかをグレンジャーの因果性テストを行うことで検証する。

#### 3.1 日本における FA 検証

暦年ベースでは、地価反映純資産/簿価純資産が設備投資/資本ストックに先行している (図表 8)。

これを日本不動産研究所が地価指数を発表する半期ベースで、もう少しインターバルの短い測定もしてみる。地価指数は産業の集積地である 6 大都市に注目しその全用途指数を使用する。この指数の前年比と、日本銀行貸出態度 DI、設備資金新規貸出前年比、SNA 非金融法人実質総固定資本形成前年比の間の先行性を検証する。地価指数が 3 月 9 月期なのでその他の指標も 3 月 9 月期の平均を算出して用いる。

まず、各数値の単位根検定を行ったところ全て原系列は非定常、一階の階差系列で定常となった (図表 9)。ついでこれらの中でグレンジャーの因果性テ

図表 8 日本 グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説 1981-2008 暦年			
先行	遅行	F-Statistic	Probability
地価反映純資産/簿価純資産	設備投資/資本ストック (期初期末平均)	4.37761	0.02576
設備投資/資本ストック (期初期末平均)	地価反映純資産時価/簿価純資産	3.19939	0.06125

図表 9

単位根検定 (日本) 1981 年 9 月期-2010 年 3 月期 半期毎	原系列		一階階差系列	
	ADF 検定量	p 値	ADF 検定量	p 値
6 大都市全用途地価指数前年比変化率	-0.408232	0.5319	-4.575025	0.0000
設備資金新規貸付前年比変化率	-0.505732	0.4928	-8.476674	0.0000
設備投資前年比変化率	-0.498605	0.4959	-6.357401	0.0000
5% Critical Value	-1.946654 No Trend No Intercept			
貸出態度 DI	-2875547	0.0546	-4.84145	0.0002
5% Critical Value	-2.914517 Intercept			

ストを行う。図表 10 に示すように、貸出態度が地価指数に先行、地価指数が設備資金新規貸出に先行、設備資金新規貸出が設備投資に先行する。それぞれの間には共和分関係があり共和分回帰係数の符合も整合的である（図表 11~14）。

さて次に、はたして貸出態度に先行する要素は何であるかとの疑問が湧く。株価指数の前年比には明らかにグレンジャーの因果性テストで一意的な先行性が検証される(1980年以降の四半期ベース)。しかも四半期では両者とも定常過程であり、決定係数も0.2844と比較的高い(図表 15, 16)。なお株価指数は四半期データが標準的に算出されている IMF

IFS の四半期データを用いた。

### 3.2 アメリカにおける FA 検証

暦年ではアメリカにおいても地価反映純資産/簿価純資産が設備投資/資本ストック（期初期末平均）に先行している（図表 17）。

これについても四半期のインターバルでもみることにする。アメリカでは先行性の検証に必要なデータは四半期でとれる。住宅価格指数はあるが、全般の不動産価格指数はないので、四半期で測定できる不動産含み率（不動産時価/不動産簿価）をそのまま検証に使う。設備投資についても投資額と資本ス

図表 10 日本 グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説		1981年9月期-2010年3月期 半期毎	
先行	遅行	F-Statistic	Probability
地価	貸出態度	0.13459	0.87438
貸出態度	地価	3.88997	0.02677
地価	設備貸付	22.94170	0.00000
設備貸付	地価	1.25457	0.29385
設備貸付	設備投資	4.62867	0.01422
設備投資	設備貸付	3.60444	0.03434
地価	設備投資	5.71951	0.00574
設備投資	地価	1.76186	0.18202

図表 11

日本 共和分検定 1981年9月期-2010年3月期 半期毎  
 被説明変数 地価  
 説明変数 貸出態度  
 説明変数の係数 0.010285  
 係数の t 値 5.31207

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	27.80498	25.87211	0.0284
At most 1	8.461621	12.51798	0.2163

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 12

日本 共和分検定 1981年9月期-2010年3月期 半期毎  
 被説明変数 設備貸付  
 説明変数 地価  
 説明変数の係数 0.729094  
 係数の t 値 6.54416

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	49.02253	25.87211	0.0000
At most 1	9.668142	12.51798	0.143

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 13

日本 共和分検定 1981年9月期-2010年3月期 半期毎  
 被説明変数 設備投資  
 説明変数 設備貸付  
 説明変数の係数 0.590426  
 係数の t 値 5.72392

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	46.67927	25.87211	0
At most 1	10.50435	12.51798	0.1061

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 14

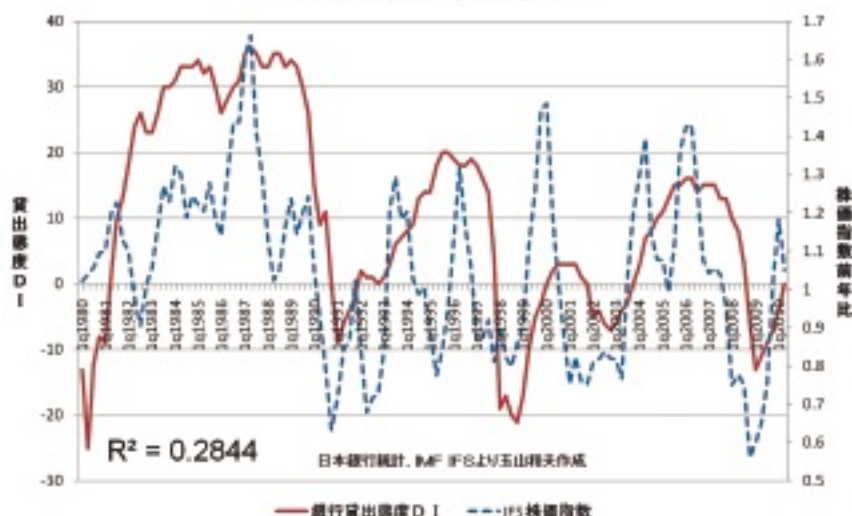
日本 共和分検定 1981年9月期-2010年3月期 半期毎  
 被説明変数 設備投資  
 説明変数 地価  
 説明変数の係数 0.370607  
 係数の t 値 4.50023

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	37.71139	25.87211	0.0011
At most 1	8.795367	12.51798	0.1933

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
 \*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
 \*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 15

日本 株価と貸出態度DI



図表 16 日本 グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説		1980年1q～2010年2q 四半期	
先行	遅行	F-Statistic	Probability
IFS 株価指数	貸出態度	7.62468	0.00078
貸出態度	IFS 株価指数	1.90042	0.15417

図表 17 US グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説		1953-2009 暦年	
先行	遅行	F-Statistic	Probability
不動産含率	設備投資率	3.9581	0.0254
設備投資率	不動産含率	0.3285	0.7215
トービンの q	設備投資率	14.6849	0.0000
設備投資率	トービンの q	2.6924	0.0775
トービンの q	不動産含率	3.8553	0.0277
不動産含率	トービンの q	2.3798	0.1030

トックが四半期で出ているので、四半期ごとの設備投資率 (Fixed Investment/Equipment & Software Historical Cost) を検証に使う (期間が四半期と短くなるので分母分子とも同期とした)。まずは不動産含み率、設備投資率につき単位根検定・共和分検定を行った後、グレンジャーの因果性テストを行う。結果ははっきりと不動産含み率に先行性ありと出る (図表 18～20)。

ついで、日本でも同様に貸出基準と不動産含みの間の先行性を見る。貸出基準のデータが1990年第2四半期からしか取れないので、この検証はそれ以降の数値について行われている。貸出基準の緩急が不動産含み率に先行すると p 値があらわれるが、若干それよりは大きいものの逆もまた p 値が 0.05 未満となり有意性を示す。そこで不動産時価と不動産

簿価の差額の前年比と貸出基準の間で関係を見直してみる。図表 21 から 23 に単位根検定と共和分検定の結果を示す。ついで図表 24 のグレンジャーの因果性テストの結果をみると、貸出基準から不動産含み前年比への先行性が一意的に有意となる。

また、日本と同様、貸出基準に対して株価が有意に先行性をもつことも図表 25 から 27 に示される。

### 3.3 FA についての評価

日本においては暦年ではっきりと不動産含み率から設備投資率への経路が描かれた。半期ベースでも地価前年比から実質設備投資前年比への一意的な先行性が現れた。アメリカにおいても暦年でも四半期でも不動産含み率から設備投資率への経路が検証される。

図表 18

US 単位根検定	原系列		一階階差系列	
	ADF 検定量	p 値	ADF 検定量	p 値
不動産時価/簿価	-0.841291	0.3506	-5.028007	0.0000
設備投資/資本ストック	-0.890463	0.3294	-9.58688	0.0000
5% Critical Value	-1.942199	No Trend No Intercept		

1952年1q-2010年2q 四半期毎

図表 19

US 共和分検定 1952年1q-2010年2q 四半期毎

被説明変数 設備投資/資本ストック

説明変数 不動産時価/簿価

説明変数の係数 0.062552

係数の t 値 3.33656

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	20.34544	15.49471	0.0086
At most 1*	5.346094	3.841466	0.0208

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 20 US グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説 1952年1q-2010年2q 四半期毎			
先行	遅行	F-Statistic	Probability
不動産時価/簿価	設備投資/資本ストック	4.16058	0.0168
設備投資/資本ストック	不動産時価/簿価	1.97794	0.14073

図表 21

US 単位根検定	原系列		一階階差系列	
	ADF 検定量	p 値	ADF 検定量	p 値
1990年2q~2010年2q 四半期				
不動産含み前年比	-0.4485	0.5173	-5.1599	0.0000
5% Critical Value	-1.9470		No Trend No Intercept	
貸出基準中大企業	-2.4839	0.1232	-8.1059	0.0000
貸出基準小企業	-2.6796	0.0827	-8.3190	0.0000
5% Critical Value	-2.8981		Intercept	

図表 22

US 共和分検定 1990年2q~2010年2q 四半期

被説明変数 不動産含み前年比

説明変数 貸出基準中大企業

説明変数の係数 -0.04016

係数の t 値 -4.06867

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	23.94663	15.49471	0.0021
At most 1*	10.26717	3.841466	0.0014

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 23

US 共和分検定 1990年2q~2010年2q 四半期

被説明変数 不動産含み前年比

説明変数 貸出基準小企業

説明変数の係数 -0.027435

係数の t 値 -4.55334

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	24.07748	15.49471	0.002
At most 1*	8.744593	3.841466	0.0031

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 24 US グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説		1990年2q~2010年2q 四半期	
先行	遅行	F-Statistic	Probability
貸出基準中大企業	不動産含み前年比	6.19532	0.00325
不動産含み前年比	貸出基準中大企業	1.75204	0.18054
貸出基準小企業	不動産含み前年比	5.91775	0.00413
不動産含み前年比	貸出基準小企業	1.51422	0.22672
貸出基準小企業	貸出基準中大企業	0.35088	0.70524
貸出基準中大企業	貸出基準小企業	5.35031	0.00676

図表 25

US 単位根検定	原系列		一階階差系列		
	1990年2q~2009年2q 四半期	ADF 検定量	p 値	ADF 検定量	p 値
IFS 株価指数 (前年比)	-1.909091	0.3266	-7.815834	0.0000	
貸出基準中大企業	-2.4839	0.1232	-8.1059	0.0000	
5% Critical Value	-2.8981	Intercept			

図表 26

US 共和分検定 1990年2q~2010年2q 四半期  
 被説明変数 貸出基準中大企業  
 説明変数 IFS 株価指数前年比  
 説明変数の係数 -765.1127  
 係数の t 値 -4.44474

Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	0.05	
		Critical Value	Prob.**
None*	21.77957	15.49471	0.0049
At most 1*	6.853817	3.841466	0.0088

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

図表 27 US グレンジャーの因果性テスト

帰無仮説		1990年2q~2010年2q 四半期	
先行	遅行	F-Statistic	Probability
貸出基準中大企業	IFS 株価指数 (前年比)	2.66889	0.07600
IFS 株価指数 (前年比)	貸出基準中大企業	9.6799	0.00018

日本でFAの想定するところと相違したのは、貸出態度と地価の間の先行関係であった。資産評価益(損)がエージェンシー・コストに好(悪)影響を与え、融資が増え(減り)設備投資が増加(減少)するというのがFAの描く経路なはずである。であるなら、貸出態度は地価の変化に先導されるべきである。ところが、土地の含みが大きな経済的意味を持つと思われる日本でこの経路通りにはならなかった。アメリカについても同様の結果をみる。しかも日本では地価変化が設備資金新規貸出に先行しており、現実の資金の動きは貸出態度DIと整合的ではない。

確かに、地価・不動産含みから設備投資・設備投資率への経路は日米において確認され、この限りにおいて、そしてこの限りにおいてのみFAは妥当しているかに見える。

しかしながら、貸出態度が地価に先行する事実からは違った経緯の可能性が考えられる。そして株価が貸出態度に有意に先行するからには、次のようなストーリーにはそれなりの説得力があると言える。

まず、あらゆる情報が市場機能を通して価格に反映される株式市場に景気先行きの兆候が現れる。これを見て貸出態度に変化が起こる。それをみて地価が反応する。同じ時期に企業の設備投資計画の見直



しが始まる。設備投資に関する実際の借入は、計画策定に一定の期間を要したその後発生する。借入の時期と設備投資実施には大きな時間差はないだろうから、この二つの間には認識される先行性はあらわれないだろう。かくして、①株価②貸出態度③地価変化④資金借り入れと実際の設備投資実施、という順になるのではないだろうか。すなわち、このストーリー場合には地価の後に設備投資が起こるのは、株価または貸出態度に対する反応の時間差が要因であって、FA が想定する担保価値の増減は事後の副次的な効果と見たほうが良い。現象として地価が上昇（下落）した後に設備投資が増加（減少）したにすぎない。企業のベヘイビアに注目すれば、多くの場合設備投資はまず用地買収から始まると思われる。土地の物色は貸出態度が好転した時点で既に始まり、これによって地価は上昇を始めるだろう。次いで借入が実行され、用地とその上の設備が購入される。

つまりグレンジャーの因果性テストの結果およびその解釈からは、FA 理論の妥当性を検証することはできなかった。

ところで、本稿は（玉山 2010 からの継続として）企業の設備投資決定要因としてのトービンの  $q$  の考察から始まった。その結果、不動産の含みも分母にいた  $q$  は説明力をもたないことが分かった。そこで金融的側面に注目した FA 理論の検証を行ない、これも必ずしも整合的にワークしていないとの結論を得た。しかしその過程で、FA が想定する経路に対して株価が有意に先行性することも改めて検証された。結局株価が不動産価格に影響を与え、不動産含み益の振幅がトービンの  $q$  の動きを株価とは逆方向に持っていつているということである。すなわち加速（アクセラレート）されたのは、不動産含み益そのものだったのである。

#### 参考文献

- Bernanke, Ben. Gertler, Mark. Gilchrist, Simon “The Financial Accelerator and the Flight to Quality” *The Review of Economics and Statistics*, February 1996
- Blanchard, Olivier. Rhee, Changyong. Summers, Lawrence. “The Stock Market, Profit, and Investment” *The Quarterly Journal of Economics*, February 1993
- Furstenberg, Von George M. “Corporate Investment: Does Market Valuation Matter in the Aggregate?” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1977
- Hayashi, Fumio. “Tobin’s Marginal  $q$  and Average  $q$ : a Neoclassical Interpretation” *Econometrica*, January 1982
- Hall, Simon. Wetherilt, Anna Vila “The role of corporate balance sheets and bank lending policies in a financial accelerator framework” *Bank of England Working Paper No. 166*, 2002
- Holmstrom, Bengt. Tirole, Jean “Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector” *Quarterly Journal of Economics*, August 1997
- Mody, Ashoka. Taylor, Mark P. The “High-Yield Spread as a Predictor of Real Economic Activity: Evidence of a Financial Accelerator for the United States” *IMF Staff Paper*, 2003
- Sensenbrenner, Gabriel. “Aggregate investment, the stock market, and the Q model Robust results for six OECD countries” *European Economic Review* 35 1991
- Tobin, James. “A General Equilibrium Approach To Monetary Theory” *Journal of Money, Credit and Banking* 1969
- Tobin, James. Brainard, William C. “Asset Markets and the Cost of Capital” *Cowles Foundation Paper 440*, Reprinted from *Private Values and Public Policy, Essays in Honor of William Fellner*, North Holland 1977
- Tobin, James. “Money, Credit and Capital” *Irwin/McGraw-Hill* 1998
- 浅子和美, 永井敏彦, 河口晶彦, 嶋倉収一「日本の株価：ノート」*ファイナンス・レビュー* June 1994
- 小川一夫, 北坂真一「資産市場と景気変動」*日本経済新聞社* 1998
- 小川一夫, 得津一郎「日本経済：実証分析のすすめ」*有斐閣* 2002
- 小谷範人「 $q$  理論と  $q$  型投資関数による設備投資分析——金融的要因に注目して——」*尾道大学経済情報論集* 2004.6.30
- 紺谷典子, 若杉敬明「トービンの  $q$  と株価」*日本証券経済研究所 証券研究* February 1987
- 玉山和夫「含み益とトービンの  $q$ 」*札幌学院大学経営論集* 2010年8月
- 野村浩二「資本の測定」*慶応義塾大学出版会* 2002
- 古川顕, 林秉俊「日本の地価と設備投資(1)」*京都大*

学経済論叢, 2001  
 古川顕, 林秉俊「日本の地価と設備投資(2)」京大  
 学経済論叢, 2002  
 米沢康博, 丸淳子「日本の株式市場」東洋経済新報  
 社 1984  
 米沢康博「資産価格変動と設備投資」日本経済研究  
 1989  
 米沢康博「株式市場の経済学」日本経済新聞社  
 1995

## 補論 含み益とトービンの q の算出

$$q = \frac{\text{企業の(株式時価総額+負債の時価総額)}}{\text{再取得価格での企業の総資産}}$$

### 補 1. 日本の含み益, q の算出

非金融法人企業全産業全規模を対象とする。

#### 補 1.1 使用データ

財務省「法人企業統計」の非金融法人企業全産業全規模(以下, 法企)から, 純資産, 資産合計, 土地, 株式(流動資産+固定資産), 現預金。

内閣府「国民経済計算年報 2000年基準」(以下 SNA)のストック編制度部門別勘定非金融法人企業期末貸借対照勘定から, 土地, 株式・出資金, 現預金, 非金融法人固定資本, フロー編から非金融法人実質総固定資本形成, 民間設備デフレクター。

日本銀行短期経済観測調査の貸出態度 DI, 設備資金新規貸出

日本不動産研究所 6 大都市全用途不動産価格指数。

日本経済新聞より 1965 年以降の東証一部 PBR。野村総合研究所 NRI400 Handbook より 1971 年度から 95 年度までの金融セクター含む PBR と含まない PBR。東証統計月報より 1996 年度以降の金融セクター含む PBR と含まない PBR。東京証券取引所ホームページより TOPIX, 東証時価総額, 法人企業株式保有比率の戦後データ。IMF IFS (International Financial Statistics), Japan Lending Rates, Share Prices。

SNA は 2000 年基準で 1980 年からの系列になるので, 日本の分析対象は 1980 暦年以降とした。

#### 補 1.2 土地含み益の算出

SNA の土地は時価, 法企の土地は簿価であることから, この差額を含み益とする。ただしバランスシートの規模を, 現預金を基準として法企に合わせ

る調整をする。またバランスシートでは法企が年度, SNA が暦年である。SNA と定義がほぼ等しい土地は年度値であるし, 簿価は大きく変動はしないはずであるから, 法企の年度末と SNA の暦年末を同時として扱い, 算出値は暦年とする。この結果土地の含み益はピークの 1990 年末で 462 兆円に達し, この含み益を反映した純資産は簿価ベースに対して 3.12 倍にもなる。そして 2008 年末にはこの含み益は 34 兆円にまで減少し, 土地含みだけを見た純資産の時価/簿価比率は 1.07 倍にまで縮小した。

### 補 1.3 株式含み益の算出

土地と同様, 現預金を基準に調整した SNA と法企の差額を含み益とする。同じく SNA の年末と法企の年度末を同一時点と見做し, 算出値を暦年とする。

#### 補 1.4 償却資産の再取得価格の算出

野村 2002 に示された企業設備の実効償却率にしたがって耐用年数を求め, その年数分の民間設備デフレクターを毎年度の法企償却資産に掛けて償却資産の再取得価格とした。具体的には 1974 年までは 18 年, 以降 17 年を耐用年数とした。この再取得額と簿価の差額を資本ストックの「含み益」とした。

#### 補 1.5 日本の Tobin q の算出

法企資産合計に上記 2.2 から 2.4 の含み益および再取得額と簿価の差額を加えたものを分母=総資産の再取得額とする。

分子のうち株式時価総額は, 法企純資産に非金融法人の PBR (株価純資産倍率) を掛けて得る。非金融法人の PBR は; 1971 年度から 1995 年度までは NRI400 Handbook の金融含むと含まずの PBR の比率を東証一部の PBR に掛けて求めた。1996 年度以降は東証統計月報より金融を含まない数値を得た。

負債の時価総額算出は Tobin 1977 の方法に従った。これは利息収入を貸出金利で割り戻すものである。優先株についての方法を援用したもので, 配当額を配当利回りで割りもどすことと同じ考え方である。具体的には法企の支払利息等を IMF IFS の Lending Rate で割る。これで有利子負債の時価が求められたので, これに買掛金・引当金などを加えて, 時価負債総額とした。

以上で得られた分母で分子をわると q が得られる。

### 補 2. アメリカの含み益, q の算出

Flow of Funds Accounts の Nonfarm Nonfinancial Corporate Business を対象とする。

### 補 2.1 使用データ

Board of Governors of the Federal Reserve System, Flow of Funds Accounts Balance Sheet および Flow Tables の Nonfarm Nonfinancial Corporate Business (以下 FoF とする) より Assets at Market Value or Replacement Cost, Net Worth at Historical Cost, Liabilities, Real Estate at Market Value, Real Estate at Historical Cost, Market Value of Equities Outstanding, Fixed Investment, Equipment & Software at Historical Cost。同じく Board of Governors of the Federal Reserve System, Senior Loan Officer Opinion Survey on Bank Lending Practices (以下貸出基準)。Federal Reserve Bank of St. Louis data base より, GDP deflator, Gross Private Domestic Investment: Chain-type Price Index (GPDICTPI), Moody's Baa Corporate Bond Yield。National Income and Product Accounts (NIPA) より Interest Paid (Nonfarm Nonfinancial Corporate Business)。ほとんどの数値は四半期でとれるが, 支払い利息は暦年ベースしかない。よって算出値は 1952 から 2009 暦年とする。IMF IFS (International Financial Statistics, US Share Prices)。

### 補 2.2 不動産含み益の算出

アメリカでは土地のみが資産として独立には示されない。そこで建物込の不動産の含み益を Real Estate at Market Value と同 at Historical Cost の差額から求める。

### 補 2.3 株式時価と負債時価の算出

株式時価は FoF に記載されている。負債については日本の場合と同じく, Tobin 1977 に従う。NIPA から非金融法人の支払利息を取り, これを Baa Corporate Bond Yield で割り戻す。これに引当金等を加えて時価負債額とする。これで  $q$  の分子が算出される。

### 補 2.4 アメリカの Tobin $q$ の算出

3.3 で得た分子を FoF にある時価の Assets で割って  $q$  得る。

(たまやま かずお ファイナンス理論)