

○柳沢英太, 渡辺千仞 (東工大社会理工学)

1. 序論

近年、IT化・情報化と騒がれて久しいが、これはかつての工業化社会から情報化社会へのパラダイムシフトに他ならない。情報化社会へシフトするとともに情報技術(IT)革新およびその効果的な活用が競争力の要となってきた。

アメリカ経済は1990年代に入り景気拡大が1991年3月以降2001年3月まで安定した物価のまま成長しつづけた。この「インフレなき持続的成長」で、景気循環の波が消滅して新たな経済時代に突入したのではないかという「ニューエコノミー論」が登場した。

一方日本は1980年代にハイテクミラクルを謳歌したのにも関わらず、1990年代以降の情報化社会においては、ITの革新・活用において米国等に大きく立ち遅れることに至った。これは、情報化社会において、日本の社会経済体質がかつてのような柔軟性を発揮できず、IT革新の成果をフルに活用できないまま競争力を損なうことになり、経済を停滞させ、社会経済体質の更なる硬直化に拍車をかけるという悪循環に陥ったことによるものである。

このように、日本は情報化技術革新に乗り遅れたことで、労働生産性の伸び・GDP成長率に大きく影響することとなり、情報化が進むことによる生産性の上昇、すなわちGDP成長が実現されないという事態に陥った。本研究ではこの現象を日本の低成長下における持続的「生産性パラドックス」と捉えることで、「低成長パラドックス」と呼ぶことにする。この事実を裏付けるものとしては、日本の競争力の失墜(The World Competitiveness Yearbook: International Institute for Management Development: IMD) や、技術生産性の91年を境にしてからの急降下が挙げられるだろう。

本研究は90年以降の情報化に対して、工業化社会型生産関数にITインパクトを表す変数「技術ストック」を導入する必要性を示し、日米のIT化への構造変化速度とその順応性を

明確にするとともに、日本においてはさらに「情報資本ストック」を変数に加えることで、日本の硬直性の構造分析をする。

2. 分析

2.1 古典的アプローチ

ここでは、情報化社会へと変化してきていることを裏付ける分析を行う。モデルは以下のソローモデルであり、日・米・独・英の四カ国について①1960～2000年 ②1960～1990・1991～2000年と期間を分ける。

$$V = F(K, AL) \quad (1)$$

$$\frac{\Delta V}{V} - \frac{\Delta L}{L} = \alpha \left(\frac{\Delta K}{K} - \frac{\Delta L}{L} \right) + R(A) \quad (2)$$

V : GDP K : 資本ストック AL : 効率労働

α : 資本弾性値 $R(A)$: 残差

この推定結果が以下ようになる。

表1 ソローモデル推定結果

年代	日本	米国	独国	英国
1960～2000年	0.413	0.226	0.21	0.209
	-14.8	-11.33	-7.43	-7.8
1961～1990年	0.388	0.235	0.198	0.216
	-11.79	-10.27	-6.26	-7.4
1990～2000年	0.3	0.142	0.317	0.173
	-5.61	-2.4	-4.85	-1.55

下のカッコ内の数字はt値である。これに対して各期間の決定係数は以下の通りである。

表2 決定係数

年代	日本	米国	独国	英国
1960～2000年	0.848	0.766	0.668	0.606
1961～1990年	0.821	0.777	0.68	0.642
1991～2000年	0.792	0.373	0.738	0.149

見ての通り、日・独は情報化社会突入の境以降、ソローモデルでも当てはまりが良いが、米・英はこれに反して著しく悪くなっているのが分かる。

ここに、情報化へのパラダイムシフトがスムーズに行えたか否かがはっきりと表れている。情報化社会の勝ち組と言われる米・英、負け組と言われている日・独がこの分析結果でも明らかであることが証明できた。

2. 2 情報化社会型生産関数アプローチ

生産投入物にITによる成長要因を加えることで日米を比較検証する。しかし、米国にはIT生産要素がないため、技術ストックTを採用する。ここで技術ストックとは、一般的に知られている資本ストックの計算方法と同じで、研究開発費の積み重ねのことである¹。

本研究でのモデルのイメージは次のようになる。

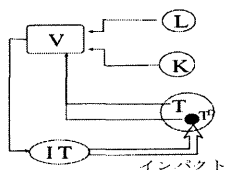


図1. ITインパクトイメージ

ITからのインパクトを技術ストックの部分集合が受け、それが技術ストックの集合からのGDPへのインパクトという形をとる。しかし、単にGDPへ反映されるのではなく、『情報化シフト指数』Dを導入し、それがIT技術の同化能力を表すことにする。これは技術の伝播を表すロジスティック関数を用いる。

分析モデルは以下の通りである。

$$V = F(K, L, T, T^D) \quad (3)$$

$$\ln V = A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln T + \delta D \ln T \quad (4)$$

$$D = \frac{1}{1 + e^{\frac{-\ln((1-\eta)/\eta) + \ln(1-\eta)}{\varepsilon} + \ln(1+t_0-\varepsilon)}{\eta}} \quad (5)$$

ここで、Dは変局時点t、その顕著なスタート・エンド時点ε、進入・浸透のペースηであり、統計的適合性はAICで判断する。分析結果は表3にあり、D23が最も適合性が高いことがわかる。

表3 情報化シフト弾性値推定結果(1980-2000)²

D	t0	ε	η	α	β	γ	δ	adj.R ²	AIC
D2	1991	3	6%	0.216	0.498	0.078	-0.01	0.99	-108.07
				-2.9	-4.75	-2.14	-3.43		
D8	1990	4	6%	0.262	0.544	0.078	-0.012	0.99	-109.61
				-4.21	-5.47	-2.23	-3.72		
D16	1989	5	6%	0.306	0.565	0.089	-0.016	0.99	-109.65
				-5.4	-5.75	-2.45	-3.73		
D22	1989	5	11%	0.245	0.583	0.104	-0.023	0.99	-110.04
				-3.83	-5.99	-2.73	-3.81		
D23	1989	5	12%	0.232	0.588	0.106	-0.024	0.99	-110.46
				-3.47	-6.05	-2.77	-3.81		
D24	1989	5	13%	0.215	0.595	0.109	-0.026	0.99	-110.03
				-3.11	-6.11	-2.81	-3.8		

図2より、1991年頃を境に日米の技術弾性値が逆転しているのが見て取れる。ここからも日本の競争力失墜が明らか判断できる。また、下の表が日本のモデル推定結果である。

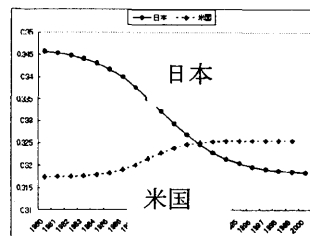


図2. 日米製造業GDP技術弾性値の推移(1980-2000)

2. 2 情報化シフト指数

以上より、更に製造業技術限界生産性の情報化シフト指数を求めてみる。製造業技術限界生産性は、GDP、技術ストック、情報化シフト指数より影響を受けるので、次のように定式化する。

$$MPT = G(V, T, D) \quad (6)$$

上式を2次項までテーラー展開し、lnDで偏微分してまとめると、

$$\ln MPT = A + a1 \ln V + a2 \ln T + a3 \ln D + b1 \ln V \ln T + b2 \ln V \ln D + b3 \ln T \ln D \quad (7)$$

2. 2002年の分析(参考文献[25])で1975-1999年の分析を行い変局点ηが明らかになったので、今次分析においては1980-2000年と期間を絞って深化分析を行った。

1 計算方法は参考文献[25]を参照。

表4 情報化シフト弾性値推定結果

	a1	a2	a3	b1	b2	b3	adj.R ²	DW
日本	2.43	0.517	0.249	-0.129	0.064	-0.101	0.99	0.9
	-2.68	-0.524	-1.88	(-1.56)	-1.81	(-3.48)		
米国	1.55	-0.402	-0.241	-0.082	0.0094	0.028	0.99	1.38
	-5.26	(-1.33)	(-10.25)	(-1.92)	-1.84	-4.95		

$$\frac{\partial \ln MPT}{\partial \ln D} = a3 + b2 \ln V + b3 \ln T + a1P + b2P \ln D + b1P \ln T \quad (8)$$

となる。これを推定するには、元々の生産関数から式展開を行い、そこから情報化シフト指数弾性値を求める。すなわち、

$$\frac{\partial \ln MPT}{\partial \ln D} = P + \frac{\gamma_2 D}{\gamma_1} \quad (9)$$

$$\gamma_i \equiv \gamma + \delta D \quad P \equiv 2\gamma_i \ln T \quad (10)^3$$

より、求める。この結果をグラフにしたのが下図のとおりである。

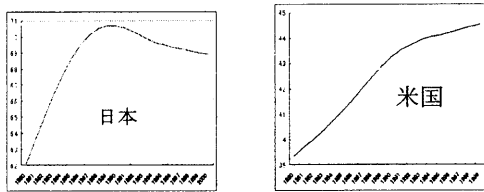


図3. 日米の製造技術限界生産性の情報化シフト指数弾性値推移図 (1980-2000) .

図3より日本は工業化社会では非常に弾力性にとみ、力をつけて行っているのが分かるが、91年を境にはっきりと弾力性が落ちているのが分かる。明らかに情報化への乗り遅れである。対して、米国は堅調な右肩上がりで、これは情報化社会に柔軟に対応できていることを示している。この結果、日米の順応性の差が分かる。

3. 時系列分析からの予測

ここまでの分析は今まで起きてきた事象についてであったが、一番大事なのは「今後どうなるのか?」といった『予測』である。したがって、本研究では時系列分析を施すことで予測を立てることに次なる焦点を置く。分析対象は日米の製造技術限界生産性の情報化シフト指数弾性値である。

両国の情報化シフト指数弾性値推定値より、その自己相関

を計算したのが図4である。

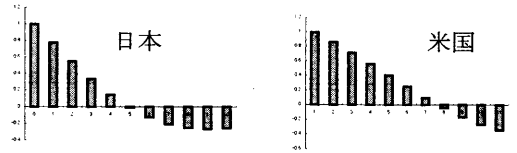


図4. 日米の情報化シフト指数弾性値自己相関 (1980-2000) .

図4より両データはタイムラグ4~5年まで正で、且つ強い相関があることが見てとれる。また、タイムラグ4年程度なので長期記憶過程ではなく、『短期記憶過程』である。これは言わば、情報化の進展が極めて早く、5年以上前の技術は淘汰されて行っていると考えることが出来る。

しかし、両データは明らかに定常ではないので、定常化する必要がある。非定常データを定常データに変換するには階差をとればよい。本データでは日米共に4回階差を取れば定常になる。それを示したのが図5、図6の自己相関関数と偏自己相関である。

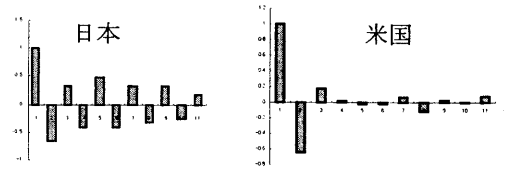


図5. 日米の階差4回自己相関 (1980-2000) .

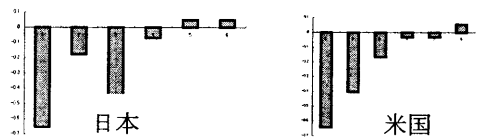


図6. 日米の階差4回偏自己相関 (1980-2000) .

経済データは一般的に階差は多くとも2回取ればよいと言われているが、本研究では4回と多い理由は、それだけデータが複雑であることの裏づけである。また、3回階差でも定常になっているように見えるが、偏自己相関を計算すると発散して行ってしまう。したがって4回階差を取った。

次にモデルの同定だが、図5より日本はAR(3)モデルか、ARMA(1, 1)モデルだと想定されるが、図6より偏自己相関係

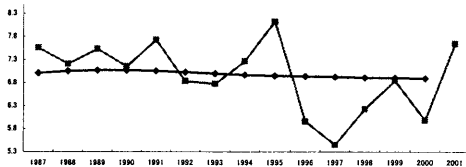
3.数理展開は巻末「補足」参照,

数が徐々に消滅していくので、ARMAモデルであると判断できる。同様に考えると米国は、MAモデルかARMAモデルだと想定されるが、自己相関がラグ2当たりでほぼ消滅していることを考慮するとMA(2)が適当だと考えられる。これらの分析結果が以下の表5である。

表5 時系列分析結果

日本	$\theta 1$	$\phi 1$	$\phi 2$	$\phi 3$	米国	$\theta 1$	$\theta 2$
ARMA(1,1)	0.8995	-0.1704			MA(2)	1.113	-0.197
	-14.86	(-0.659)			(4.37)	(-0.78)	
AR(3)		-0.839	-0.562	-0.658			
		(-3.723)	(-1.851)	(-2.651)			

日本 AR(3)



米国 MA(2)

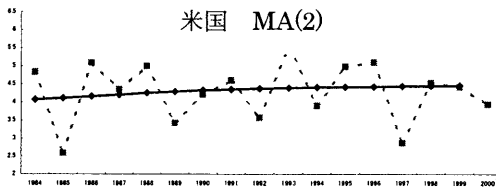


図6. 日米時系列分析結果と予測値

4. 結論

- 図3で示したように、技術限界生産性の情報化シフト弾性値は日本が1990年代以降減少に転じた(システムヒッチ)のに対して、米国は一貫して上昇傾向を堅持(システムマッチ)して来ている事が伺えた
- しかしながら、「過去のトレンド」をベースとした相関分析では、①自己相関 ②偏自己相関 を内包しておりその影響を考慮していない
- 現実の対応においては、「過去の経験」及び「現在の直面している状況」を踏まえて「将来の対応」を講じることになる
- 従って、日米両国の「実態」に即した「将来の対応」を評価する上では、重回帰分析結果による「過去の趨勢」の延長上に、その対応を予測することは、ミスリーディングである
- ゆえに、上述したように時系列分析モデルを導入し、米国に対してはMA(2)、日本にはARMA(1,1)とAR(3)を試みた。現時点では試行分析の段階ではあるが、日本のAR(3)は有意に推定された。
- 米国に対しては数値結果は改善の余地が多く存在しているが、1990年代末のITバブル崩壊を象徴させるような予測値が得られている所には注目したい。
- また、日本は2001以降にかけて回復の兆しが見え始めていることが分かるが、これは我々の期待を具体的に定量化した結果と

なっている。

- 時系列分析に関してはまだ試行段階なので、今回の分析結果について早計な判断を下すのには慎重を期す必要がある。

参考文献

- Board of Governors of the Federal Reserve System, Index of Industrial Production (Washington DC, monthly issues).
- OECD, Executive Summary, "The New Economy: Beyond the Hype, Final Report on the OECD Growth Project," Meeting of the OECD Council at Ministerial Level (OECD, Paris, 2001).
- OECD, National Accounts, International Sectoral Database (OECD, Paris, 1998).
- R. Nezu, Technology and Industry Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD, Paris, 2001).
- US DOC, National Income and Product Accounts of the US (DOC, Washington DC, annual issues).
- World Bank, World Development Indicators (World Bank, Washington DC, 2002).
- 江本健二郎, 鈴木周平, 竹内克明, 『日本のIT戦略—ソフトウェアハードウェアか?』 (www.hc.keio.ac.jp/~fk002673/isfj/thesis/kigyuu/kigyuu_ukai.PDF, 2002).
- 経済企画庁, 『民間企業ストック資本年報』 (経済企画庁, 東京, 各年版).
- 経済産業省, 『鉱工業指数年報』 (経済産業省, 東京, 各年版).
- 経済産業省, 『我が国情報処理の現状』 (経済産業省, 東京, 2001).
- 佐々木文之, 『IT化のマクロ的インパクトの論点整理と実証』 (www.iptp.go.jp/research/monthly/2002/164-h14.05/164-asearch.pdf, 2002).
- 総務省, 『科学技術研究調査報告』 (総務省, 東京, 各年版).
- 総務省, 『情報通信に関する現状報告』 (総務省, 東京, 各年版).
- 田中勝人, 『計量経済学』 (岩波書店, 東京, 1998).
- 内閣府, 『国民経済計算』 (内閣府, 東京, 各年版).
- 中西泰夫, 『情報化の経済効果—双対アプローチによる実証分析』 (www.taf.or.jp/report/kjosei_15/pdf/P80-P86.pdf, 1998).
- 日本銀行, 『経済統計年報』 (日本銀行, 東京, 1997).
- 日本情報処理開発協会, 『情報化白書』 (日本情報処理開発協会, 東京, 各年版).
- 根津利三郎, 『ニューエコノミー: 日本は如何にして出遅れたか?』, Presentation at Special Session of New Economy (Tokyo, 2001).
- 廣松 毅, 栗田 学, 坪根直毅, 小林 稔, 大平号声, 『情報技術の計量分析』 (www.e.u-tokyo.ac.jp/itme/dp/dp83.pdf, 2001).
- 松永征夫, 『アメリカにおけるIT革命労働生産性への影響』 (home.hiroshima-u.ac.jp/yukuo/infotech.pdf, 2002).
- 労働省, 『毎月勤労統計』 (労働省, 東京, 各年版).
- 山本拓, 『計量経済学』 (新世社, 東京, 1995).
- 渡辺千代, 『技術革新の計量経済分析—研究開発の生産性・収益性の分析と評価』 (日科技連, 東京, 2001).
- 渡辺千代, 社会経済への浸透過程における技術の性格形成メカニズム—製造技術とITとの比較分析: 情報化社会に対応する技術政策への覚醒研究・技術計画学会第17回年次学術大会, 67-70 (2002).

補足

(7)式より

$$\frac{\partial \ln MPT}{\partial \ln D} = a3 + b2 \ln V + b3 \ln T + a1 \frac{\partial \ln V}{\partial \ln D} + b1 \ln T \frac{\partial \ln V}{\partial \ln D} + b2 \frac{\partial \ln V}{\partial \ln D}$$

ここで(3)式より

$$\frac{\partial V}{\partial D} = \frac{\partial V}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial D} + \frac{\partial V}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial D} + \frac{\partial V}{\partial T} \frac{\partial T}{\partial D} + \frac{\partial V}{\partial D} \frac{\partial V}{\partial D}$$

また、L, K, TはDに依存しないので

$$\frac{\partial V}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial D} = \frac{\partial V}{\partial K} \frac{\partial K}{\partial D} = \frac{\partial V}{\partial T} \frac{\partial T}{\partial D} = 0$$

したがって、 $\frac{\partial V}{\partial D} = \frac{\partial V}{\partial T} \frac{\partial T}{\partial D} = T^D \ln T \frac{\partial V}{\partial T^D}$

(3)式より更に、 $\frac{\partial V}{\partial T^D} = \frac{2}{D} T^{1-D} \frac{\partial V}{\partial T}$

γ_T の定義より $MPT = \frac{V}{T} Y$

これらを全て踏まえ、

$$\frac{\partial \ln V}{\partial \ln D} = 2\gamma_T \ln T$$

と求められることを用いて、

$$\frac{\partial \ln MPT}{\partial \ln D} = a3 + b2 \ln V + b3 \ln T + a1 P + b2 P \ln D + b1 P \ln T$$