トピックス

続・情報化による生産性上昇について
―ヨハンセンの共和分分析による考察―

第三経営経済研究部主任研究官　　池田　琢磨[1)]

1　はじめに―これまでの経緯―

筆者は、郵政研究所月報1999年１月号で「情報化による生産性の情報について」として、米国における活発な情報化投資と生産性の上昇の関係を取り上げた。本稿では、その際に残された課題について若干の考察を加える。

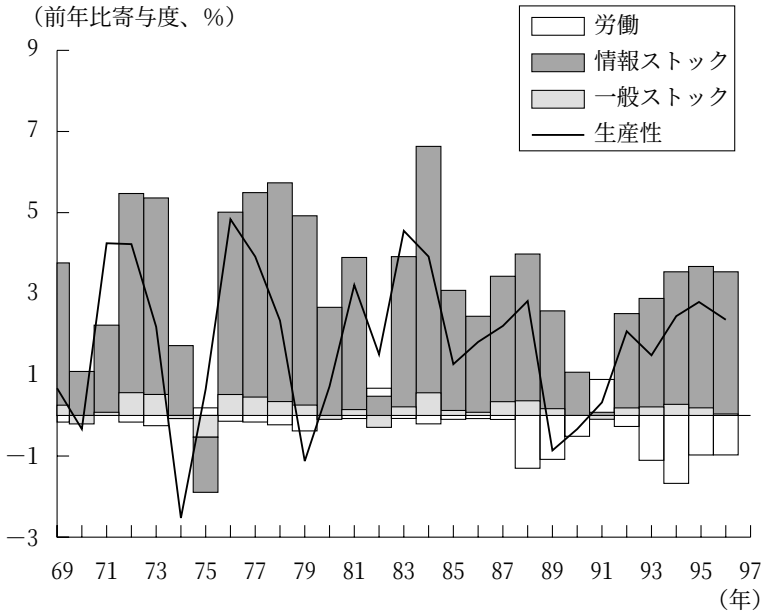
まず、池田（1999）の概要を改めて以下に示す。

①米国において情報化投資が活発になされているにもかかわらず、マクロレベルの生産性が期待されるほど上昇していないという、いわゆる「生産性のパラドックス」に関する先行研究を概観した。

②生産関数の推計によって、情報化要因が有意であることを確認した。

③しかしながら、1968年から96年までの全推計期間にわたって、情報化要因によって労働生産性上昇のほとんどすべてが説明される一方、一般的な資本ストックは生産性の上昇に寄与しないという、にわかに受け入れがたい結果が得られた。

図表１　労働生産性の寄与度分解



（出所）　池田（1999）

1）本稿をまとめるにあたって、大阪大学大学院国際公共政策研究科の辻正次教授から貴重なコメントをいただいた。また、計量経済学的手法について、横浜市立大学商学部の松浦克己教授から貴重なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。当然、本稿の有り得べき誤りは、筆者に帰するものである。

④また、推計結果はダービン・ワトソン比が小さいうえ、変数が単位根を持つことも確認された。このことから、情報化と生産性の関係については見せかけの相関の可能性が排除できず、判断を留保した。

池田（1999）での米国の生産関数の推計結果と、それに基づいた生産性の寄与度分解した図を再掲する（図表１）。

$$\log(Y/LH) = \underset{(2.209)}{0.520^{*}}\log(K_N/LH) + \underset{(13.652)}{0.232^{*}}\log(K_I/K_N) + \underset{(3.990)}{0.315}$$

推計期間	1968～1996年
自由度修正済み決定係数	0.987
D.W.比	0.739

２　見せかけの相関の可能性を排除する必要性

最近の研究では、三和総合研究所（1999）が同様の生産関数を1983年第１四半期から1997年第４四半期までのサンプルを用いて推計し、近年における米国の生産性上昇の大半は情報化要因で説明できる、との結論を導いている。また、生産関数の推計に際して誤差項にAR１を想定することで、D.W.比に関しても良好な結果を得ているが、これはAR１を想定する以上ほぼ自明のことであり、「見せかけの相関」の可能性を排除できていないように思われる。やはり、説明変数に単位根が検出された以上、この問題にアプローチするには、「見せかけの相関」の可能性を回避する工夫が必要となろう[2)]。

Engle and Granger（1987）は変数が単位根を持ち、非定常な場合でも、それらの変数の一時結合は定常になりうること、またそのような関係（共和分）存在した場合、その一時結合は変数間の長期的均衡関係として解釈できることを示した。すなわち、情報化と生産性の関係が単なる見せかけの相関なのか、実際に相関があるのかを判断するうえで、生産関数を共和分の形で推計できるかどうかが前提条件になるわけである。本稿では、Johansen共和分検定を用いて、見せかけの相関の可能性を排除しながら、米国における情報関連資本ストックの蓄積と生産性の関係を考察する。

３　説明変数、被説明変数の単位根検定

生産関数としては、前回同様Cobb–Douglas型を採用し、純情報関連資本ストックK_Iとそれ以外の純一般資本ストックK_Nを説明変数とする生産関数、式１を考える。

（式１） $\log(Y/LH) = \alpha\log(K_N/LH) + \beta\log(K_I/LH) + C$

ここでYは非農業非金融企業部門の実質DNP（1992年連鎖ウェイト基準）、Lは非農業部門就業者数、Hは労働時間、純資本ストックK_I、K_Nは1992年連鎖ウェイト基準によるデータで、Cは定数とする。一般資本ストックに関しては、稼働率調整を行った。

池田（1999）では、情報化の進展（情報化比率の上昇）が生産性に及ぼす影響を考慮するために式１を変形して、労働生産性（Y/LH）を一般資本装備率（K_N/LH）と情報化比率（K_I/K_N）で説明する式２を導き、これを推計した。結果は、前述の通りである。

（式２） $\log(Y/LH) = (\alpha+\beta)\log(K_N/LH) + \beta\log(K_I/K_N) + C$

なお、米国商務省は1999年10月にGDP統計を1996年連鎖ウェイト基準に移行させた。その際、①それまで中間投入として扱ってきたコンピュータ・ソフトウェアを無形固定資産とし、新たに設

２）なお、本稿校正中に発表された斉藤（2000）も、ほぼ同様の生産関数を推計し、近年の米国の生産性上昇は情報化関連投資に牽引されたものと結論しているが、「見せかけの相関」の可能性については明示的には配慮していないように思われる。

備投資として計上、②幾何平均型の消費者物価の適用、など包括的な見直しを実施した。

この結果、1959年から98年の実質経済成長率は平均で3.4%と従来より0.2%ポイント上方修正された。実質GDPの平均成長率の上方修正幅を時期に分けてみてみると、1959年から77年は0.0%ポイントで3.7%、1977年から92年は0.3%ポイントで2.9%、1992年から98年は0.4%ポイントで3.6%となっている。

ソフトウェアの計上により産出が増加し、しかも近年になるに従ってその影響が大きくなっているのは、「生産性パラドックス」解消を示唆する内容のようにも見える。しかし、統計の定義の変更によって産出が増大するのと同時に、生産に投入される資本ストックも増大するため、この新しいデータ体系を用いた場合にどのような結果がでるか明らかではない。

本稿の問題意識からすれば、コンピュータ・ソフトウェアの計上は重要な変更であるが、これに対応するストック統計が本稿執筆時点では発表されていない[3)]。このため、本稿では推計に用いるデータについては、整合性を保つために従来の1992年連鎖ウェイト基準のデータセットを用いることとした。

最初に推計する生産関数⑴および⑵の説明変数、被説明変数について単位根検定を行おう。検定にあたっては、①定数項有り、トレンドなし、②定数項有り、トレンド有り、の２つのモデルに従いADF検定、およびPP（Phillips-Perron）検定を行った。

検定の結果を図表２に示す。労働生産性、一般資本ストック要因については、和分次数１、情報化比率については和分次数が２であることがわかる。推計しようとしている生産関数は３つの変数からなるから、式⑵の場合でも共和分が存在する可能性はある。

しかし、式⑴に従って一般資本ストック要因と情報ストック要因に分解した場合、いずれも和分次数が１となったため、推計式としては⑴を選択する。

図表２　単位根検定

	ADF		PP	
	トレンドなし	トレンド有り	トレンドなし	トレンド有り
Log（GDP/LH）	−0.120	−3.533	−0.443	−2.486
△Log（GDP/LH）	−5.503***	−5.411***	−4.169***	−4.045**
ラグ	1	1	3	3
Log（Kn/LH）	−1.699	−3.002	−2.125	−3.898**
△Log（Kn/LH）	−4.924***	−4.858***	−8.939***	−8.909***
ラグ	1	1	3	3
Log（Ki/Kn）	−0.678	−3.147	−0.878	−1.144
△Log（Ki/Kn）	−2.085	−1.977	−1.838	−1.867
△(△Log(Ki/Kn))	−3.954***	−3.893**	−4.010***	−3.953**
ラグ	1	1	3	3
Log（Ki/LH）	−0.900	−1.116	−0.832	−1.541
△Log（Ki/LH）	−3.625**	−3.651**	−6.407***	−6.445***
ラグ	1	1	3	3

（注）　***は１％水準で、**は５％水準で、単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを表す。臨界値は、Mackinnon（1991）による。

3）。米商務省“Survey of Current Business”2000年３月号から発表予定。

4　共和分検定と共和分ベクトルの推計結果

次に、生産関数の推計を行うが、変数が３つあるため、共和分が最大２個存在する可能性がある。このため、長期関係式が意味のある定式化となっているかどうかの判定（共和分検定）を行うには、Engle-Grangerの方法ではなく、Johansen共和分検定を行う必要がある。労働生産性、一般資本ストック要因、情報関連資本ストック要因の３変数について検定結果を示す。

今回の推計に用いた全サンプル（1967～1997年）を用いた検定では、共和分は１個存在する（図表３）。従って、推計された共和分ベクトルからなる推計式は、長期的均衡関係を表す式と見なせる。なお、推計された長期的均衡関係式は、以下に示すとおりであるが、一般資本ストックの係数は符号条件を満たしていない。

（推計期間1967～1997年）

$$\log(GDP/LH)=0.5748-0.6934^{*}\log(K_N/LH)+0.2969^{*}\log(K_I/LH)$$

しかし、サンプルを分割して共和分検定を行うと、1967年から1987年までのサンプルでは、共和分が１個ないし２個存在するのに対して、1981年から1997年のサンプルでは、共和分関係が存在しないという結果が得られた（図表４）。1981年を後半のサンプルのはじめに選んだのは篠崎（1996）との比較を意識したためで、明確な基準はない。

1967年から1987年までのサンプルで推計した、生産関数の長期関係式は以下に示すとおりで、一般資本ストックについても符号条件を満たしている（トレンド、定数項なしのモデル）。また、係数の大きさも情報ストックの係数と比較してかなり大きい[4]。このため、池田（1999）で疑問とした、一般資本ストックの蓄積が米国における生産性の向上にほとんど寄与してこなかったという結果は、ここでは否定される。

（推計期間1967～1987年）

$$\log(GDP/LH)=0.5183^{*}\log(K_N/LH)+0.1516^{*}\log(K_I/LH)$$

これに対して1981年から1997年のサンプルを用いた共和分検定結果は、近年において労働生産性と情報関連ストック、一般資本ストックの間に長

図表３　３変数間のJohansen共和分検定の結果（1967～1997年）

帰無仮説	対立仮説	eigen value	trace
r≦1	r＝2	0.110	3.423
r≦0	r＝1	0.644	33.394**

（注）***は１％水準で、**は５％水準で、帰無仮説は棄却されることを表す。最大固有値検定については臨界値と比較していない。

図表４　３変数間のJohansen共和分検定の結果（1967～1987年）

帰無仮説	対立仮説	eigen value	trace
r≦1	r＝2	0.624	19.104**
r≦0	r＝1	0.677	40.560***

（注）***は１％水準で、**は５％水準で、帰無仮説は棄却されることを表す。最大固有値検定については臨界値と比較していない。

３変数間のJohansen共和分検定の結果（1981～1997年）

帰無仮説	対立仮説	eigen value	trace
r≦1	r＝2	0.414	16.076
r≦0	r＝1	0.648	33.839

（注）***は１％水準で、**は５％水準で、帰無仮説は棄却されることを表す。最大固有値検定については臨界値と比較していない。

4）池田（1999）は、式２に基づいてパラメータを推計している。これを式１のパラメータに対応させると、α＝0.288、β＝0.232となる。

期安定的な関係が存在せず、見せかけの相関の可能性を排除しきれないことを示している。

ただし、推計期間の始期を81年から86年までずらしながらJohansen共和分検定を行うと、共和分なしから共和分２個まで様々な結果が得られ、近年において構造変化が起こっている可能性も指摘できる。一般資本ストックの係数がマイナスであり、定式化を誤っている可能性もあるので、断定的な判断は避けるべきだが、一貫して情報関連ストックの係数はプラスであり、情報関連ストックが近年急速に蓄積されてきたこととあいまって生産性上昇に寄与してきたことは否定できないように思われる。

同様に、推計期間をずらしながら情報関連ストックの係数の経年変化を見ると、やや下降傾向にあるようにも見える（図表５）。サンプル数不足の問題が残るが、この結果からは近年になって情報化が生産性上昇に寄与しているにしても、もっぱら量的なストック蓄積によるもので、質的変化が起こっていることはうかがわれない。

５　まとめ

以上の結果を「生産性パラドックス」を説明する仮説との関係でまとめてみよう。第一に、推計上の問題が残るにせよ、活発な情報関連投資の進展による資本ストックの蓄積が生産性上昇に寄与していることがうかがわれる。その寄与は、主に量的な資本ストックの蓄積によるものであり、「資本蓄積過小説」はもはや妥当しないように思われる。

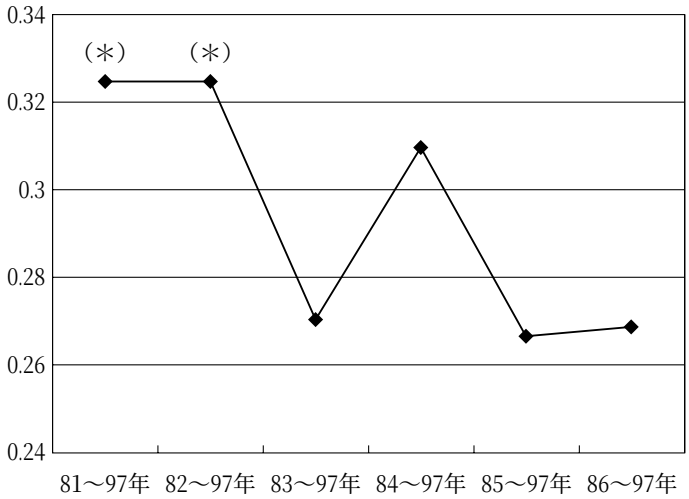
第二に、情報関連ストック係数が近年上昇傾向にあるとの証拠は見いだせず、「時間的ラグ説」はこの意味で妥当しているように思われる。

また、好況期に生産性が上昇する傾向を割り引いてみれば、第一、第二の結果にも関わらず、米国の生産性は趨勢的には上昇しておらず、「技術革新効果相殺説」も妥当するように思われる。

前述のように、米国商務省はこれまで中間投入として扱ってきたソフトウェアを無形固定資産に計上する制度変更を行った。この結果、近年になるに従いGDP成長率の上方修正幅が大きくなっており、「統計不備説」の観点からも今回と同様の推計を行った場合の結果が注目される。

なお、池田（1999）でも指摘したことであるが、仮に情報化に関する「生産性パラドックスが」解消しているとしても、いわゆる「ニューエコノ

図表５　ローリング推計による情報関連ストック係数の変化



（注）＊は、共和分関係が存在しないとされた推計期間での結果。

ミー論」とは直ちに結びつくものではないことには注意が必要であろう。「ニューエコノミー論」に明確な定義があるわけではないが、ひとつの典型的な解釈は、情報化の進展によって生産性上昇率のトレンドが上方シフトし、供給余力が増大した結果、米国経済の高成長と低インフレが両立しているのであって、これは一時的な現象ではないというものである。活発な情報化投資にも関わらずマクロの生産性が上昇していない「生産性のパラドックス」に対しては、生産性の計測に用いられるデータについて、①名目GDPで十分に補足されていない需要が特に新たなサービスを提供している分野で存在する、②名目GDPを実質化する際に用いるデフレータが過大評価されている、等の疑義が提示されてきた。しかし、このような計測上のバイアスは、供給サイドだけではなく、需要サイドにも全く同じだけ影響を及ぼし、需給ギャップには中立的である。したがって、これらのバイアスを補正した結果、新たな基準で見て成長率、生産性が上昇していても、それはここからさらに成長する余地が残っていることを意味せず、「ニューエコノミー論」を支持する事柄ではない。

参考文献

Davidson, R.&MacKinnon, J.G.,“ Estimation and Inference in Econometrics ”, Oxford Press, 1993

Engle, R.&Granger, C.W.J., “ Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing ”, *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-276

MacKinnon, J.G.,“ Critical Values for Cointegration Tests ”, *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Ch. 13, edited by R.F. Engle&C.W.J. Granger, Oxford University Press, 1991.

Seskin, E., “ Improved Estimates of National Income and Product Accounts for 1959-98 Results of Comprehensive Rivision ”, *Survey of Current Business*, December, 1999, pp 15-43.

池田琢磨、「米国の物価安定の持続性―生産性上昇か雇用コスト抑制か―」、『NRIレポート経済』No. 97-17、野村総合研究所、1997

池田琢磨、「情報化による生産性の上昇について」、『郵政研究所月報』No. 124、1999年１月、郵政研究所、pp 89-98。

北村行伸、「コンセプチュアライゼーションが経済に与える影響のメカニズムに関する展望」、『金融研究』第16巻第４号、日本銀行金融研究所、1997、pp 83-103。

斉藤克仁、「情報化関連投資を背景とした米国での生産性上昇」、『日本銀行調査月報』、2000年２月号、日本銀行、pp 71-105。

篠崎彰彦、「米国における情報関連投資の要因・経済効果の分析と日本の動向」、『調査』第208号、日本開発銀行、1996

松浦克己、McKenzie, Colin、「応用計量経済学⑻」、『郵政研究所月報』No. 134、1999年11月、pp 111-129。

高橋青天、「米国における社会的資本の長期的影響―ヨハンセンの共和分分析による計測―」、『ファイナンシャル・レビュー』、1996年12月、大蔵省財政金融研究所

蓑谷千凰彦、『計量経済学』、1997年、多賀出版

三和総合研究所、「情報化投資が主導する米国の高度成長―日本にもキャッチアップの可能性―」、『今月の問題点』、1999年９月30日、三和総合研究所