

日米情報化投資における構造変化の推定：チョウテ スト・VAR・誘発効果による分析

時永, 祥三
九州大学：名誉教授

松野, 成吾
宇部工業高等専門学校経営情報学科：教授

<https://doi.org/10.15017/1462163>

出版情報：経済学研究. 81 (1), pp.21-43, 2014-06-30. 九州大学経済学会
バージョン：
権利関係：

日米情報化投資における構造変化の推定

— チョウテスト・VAR・誘発効果による分析 —

時 永 祥 三
松 野 成 吾

1 まえがき

経済社会における情報技術や情報ネットワーク基盤整備の発展がもたらすさまざまな産業分野への貢献・影響について、これまで分析がなされてきている [1]-[7]。情報技術を供給する産業や、情報ネットワーク産業部門は、情報セクターとして区分され、情報セクターの示す産出誘発効果などが分析されている。これを簡単にまとめると、マクロレベルでは、生産性向上や雇用の創出、あるいは企業の収益性に寄与するというものである。また、1990年代以降には企業のミクロレベルにおける情報化投資についての効果分析などが行われている [8]-[13]。これらの研究はマクロレベルにおける研究ほどには大規模ではなく、その理由の1つとしては、マクロレベルの分析におけるような顕著な効果分析の結果が得られていないことがある。しかしながら、このような情報セクターがそれぞれの産業部門に寄与する役割についての研究においては、2つの問題点がある。具体的には、マクロレベルでの分析は情報セクターの議論が開始された1970年代当時から1980年代までの時期には盛んに行われていたが、現在ではほとんどなされていないことがあり、第2番目には情報セクターの役割の変化を分析する研究についても蓄積が少ないことである。例えば、2000年前後には米国においては、いわゆるデジタルエコノミーとして提唱されたように、パソコンによる分散処理やインターネットの普及、これを基礎とした電子商取引の枠組みの提案などがなされてきているが、現在では低調な議論となっていることは否めない [14]-[17]。したがって、このような情報セクターの役割の変化を構造変化として定式化することが必要であろう。本論文では、日米の情報化投資における構造変化の推定について述べるが、この場合チョウテスト、多変量ベクトル自己回帰 (Vector Auto-Regressive: VAR) モデル分析、および産業連関表における誘発効果による分析を用いている。なお、構造変化という用語は、いくとおりにも解釈ができるが、本論文では事象を説明する回帰モデルが時間とともに変化する (単一のモデルでは当てはめができない) ことや、産業連関表における性質が時間的に変化する意味に限定して用いている。

本論文ではまず、日米における1980年から現在までの情報セクターに関連した企業の情報化投資、情報セクター出荷額、労働生産性、企業収益などのマクロデータを用いて、情報化投資の影響を記述する回帰モデルの構造変化を分析する [1]-[7]。この場合、具体的な分析手法として、チョウテストを用いる [18][19]。分析の結果、日本においてはやや顕著な構造変化が見られるのに対して、米国では不鮮明な変化だけが観測される。この結果から、米国では情報セクターや情報化投資が経済社

会にもたらず影響は定常化されていると判断できる。次に、このようなマクロデータの間における VAR モデル分析を行い、変数相互の間における影響の大きさと、その持続性を分析している。この場合の手法として、シムズ (Sims) により提案されている、VAR モデル分析における分散分解を用いている [20]-[24]。分析の結果から、日本においては情報化投資の影響が最も大きく、しかも時間的な継続性が大きいことや、情報セクターの労働者数の影響もあることが分かり、米国においても情報化投資による影響が顕著であることが示される。次に、本論文では、日米における 1985 年から 2010 年にわたる 5 年おきの産業連関表を用いて、情報セクターの示す誘発効果の分析を行っている。従来の方法にしたがって、産業部門を情報と非情報の 2 つのセクターに集計し、これを簡潔な産業連関表としてまとめて、産出の大きさや、誘発効果を時間経過にしたがって求めて、比較分析を行っている。この結果、日本においては情報セクターの産出に占める割合は米国より小さいこと、および情報セクターの誘発効果は相対的に大きいことが、時間的な変化が見られないことが分かる。また米国においては、情報セクターが産出に占める割合は大きいにもかかわらず、誘発は相対的に小さいことがあげられる。この結果から、米国においては情報セクターは、経済構造の一部として組み込まれていることがうかがえるが、一方では、米国においては情報セクターの誘発は時間的に増加しており、情報セクターの役割の影響は継続していることが分かる。

2 情報化投資に関する先行研究

2.1 マクロレベルの分析事例

最近の社会的な高度情報化の進展が、それぞれの産業分野にどのような影響を及ぼすかという問題は、今日の国や自治体企業レベルでの政策を決定する基本となっている。情報セクター (情報産業など情報に直接関連した産業を抽出し、これをまとめたもの) が国の経済構造に及ぼす影響については、1970 年代から米国や OECD などを中心として研究が行われ、マハルupp (Machlup) やポラト (Porat) らのモデルや業績が知られている [1][2]。これらの解析結果として、新規の産業分野の形成、雇用拡大、貿易の増大などに良好な波及効果を持つことが分析されている。初期の研究は、主として米国においてマハルupp により行われ、その一連の論文と著作として集約がなされている。マハルupp による成果はやがてポラトにより引き継がれ、米国政府の援助の下でさらに研究が進められてきた。

マハルupp やポラトの手法は基本的には産業連関表の組み替えであり、情報産業など情報に直接関連した産業を抽出し、これを情報セクター (Information Sector) としてまとめると同時に、それ以外の産業を非情報セクターとして分類するものである。情報セクターとは、情報の創造と供給を行う産業セクターであり、電子通信事業などのエレクトロニクスやコンピュータ関連産業ばかりではなく、保険や金融などの産業も含んでいる。正確には、この情報の創造物は市場で商品として流通されるものを指しており、市場には出て行かない企業の内部での情報処理などは、第 2 次情報セクター (Secondary Information Sector: SIS) として分類されている。これに対して本来の定義にしたがう情報財を供給する産業を第 1 次情報セクター (Primary Information Sector: PRIS) と呼ぶ。情報セクターには属さない産業部門は非情報セクター (Non Information Sector: NIS) と呼ばれる。

情報セクターが経済に及ぼす影響については、情報セクターの抽出、産業連関表の再編成、誘発係数などの計算という手順で行われる。以下に手順を簡単に説明すれば、情報セクターという特別な部門セクターを設け、細分化されたセクターについて作成された元の産業連関表を集計する場合に、このセクターについても集計を行うことである。これは農業、製造業などの単位で集計を進めることと、同じ手順である。表 1, 2 には、情報セクターと非情報セクターの相互関係を示す事例について、ポラトラによる情報セクター分析およびインゲルブレヒ (Engelbrech) による情報セクター分析を、文献の結果を示しながら説明している。

やや近年の分析に属するインゲルブレヒの分析結果では、日本と米国を比較した結果を見ても、情報セクターの大きさでは、日本は米国より年々遅れたペースで進行していることが分かるが、製造業などへの影響を考える場合には情報セクターの大きさだけでは決まらない要因もあることが指摘されている [3]-[5]。米国の場合には、PRIS が相対的に大きく、やや古いデータであるが 1967 年時点ですでに日本における 1980 年代の水準に達している。表 2 より分かるように、SIS は産出額や最終需要においては小さな部分しか占めていないが、一方では、中間需要および付加価値では他のセクターと比較しても、同じような大きさである。このことは、最近の米国商務省のレポートでも明らかにされている事実とも一致しており、金額ベースでは小さな存在でも、産業全体の生産性向上や経済の成長性に大きく寄与している。また、NIS への中間投入が大きいことも特徴である。非情報セクターにおける生産についても、PRIS からの産出物が多く提供されていること、このことは生産の全般にわたってコンピュータなどの情報機器が不可欠となっていること、あるいは類似的な事務作業を必要としていることを示している。

表 1. ポラトラによる情報セクター分析 (米国 1967 年, 単位 100 万 US ドル, 文献 [1] より作成)

	PRIS	SIS	NIS	最終需要	対 GNP 比
PRIS	69,754	78,917	0	174,585	21.9%
SIS	0	616	227,778	27,440	3.4%
NIS	59,538	0	571,503	593,363	74.6%
付加価値	199,642	167,826	427,920	795,388	
対 GNP 比	25.1%	21.1%	53.8%		

表 2. インゲルブレヒによる情報セクター分析 (日本 1980 年, 単位 10 億円, 文献 [3] より作成)

	PRIS	SIS	NIS	家計形成	最終需要	その他最終需要	輸出
PRIS	16,372	34,589	0	15,418	22,086	6,067	94,533
SIS	0	0	89,838	0	19	139	89,996
NIS	23,849	0	229,854	1,235,235	91,196	28,337	498,473
家計形成	32,790	46,872	58,788				
その他付加価値	20,178	8,342	79,778				
輸入	1,705	191	36,474				
合計	94,896	89,996	494,734				

このように、1970 年代および 1980 年代においては、情報セクターが経済に及ぼす影響をマクロレベルで分析する研究が大規模に行われていたが、2000 年前後になると様相はかなり変わってきている。この時期には、米国商務省からいわゆるデジタルエコノミーとして提唱された情報技術を用いた経済発展のモデルがあり、レポートとこれに関連する著作も多数出版されている [14]。具体的な数値

として、IT 機器やソフトウェアへの企業による投資は 1995 年から 1999 年の間で約 25.5 兆円から約 53.6 兆円へと大きく伸びていることや、情報分野の労働者数も 1992 年の 85 万人から 1998 年には 160 万人に増加したことがあげられている。しかしながら、その分析手法の多くが集計や傾向線によるものであり、ポラトラのような産業連関レベルの分析とはなっていない。分析結果についても、GDP を押し上げる効果があることや、雇用の多くの部分を情報セクターが生み出しているとの指摘にとどまっている。このように数量的な分析が少なくなっている原因には、パソコンやインターネットの本格導入により、オフィスの細部まで情報化投資が浸透し、しかもあらゆる業務と一体化した結果として、情報セクターとして分離した指標として評価することが困難となった事情がある。

2.2 ミクロレベルの分析事例

最近の研究において、ミクロレベル、すなわち個別企業レベルにおける情報化投資を分析した事例は、極めて少ない。この分野に関連する研究の多くは、抽象的なレベルにとどまっている問題がある [11]-[13]。したがってここでは、文献 [8] に示された分析結果を、簡単にまとめるにとどめておく。文献 [8] においては、1998 年から 2003 年の間における、米国の 456 社の財務データをもとにして、情報化投資による企業環境の変化を分析している。基本となる回帰分析のほかにも、いくつかの拡張した分析を行っている。しかしながら、これらの分析の全部を示すのは適切ではないので、ここでは主要な結果である投資効果の回帰モデル分析結果を、簡単にまとめておく。表 3 に示すように、被説明変数として売上、操業コスト、収益性 1 および 2 のいずれか 1 つを、説明変数として情報化投資、売上、操業コストをとった場合の、回帰係数が得られている。表 3 に示す回帰係数の記号 “**”，“***” は、それぞれ 5%、1% 有意を意味している。この結果から分かるように、係数の有意性には多少の差異は見られるが、情報化投資は、企業の売上と収益性に寄与していることが分かる。

しかしながら、この結果に関して、文献 [8] では調査期間が短いことをあげ、長期にわたって同じような結果が得られるかについては、さらに検証が必要であることを述べている。また文献 [8] において引用されている、これ以前の研究結果については、以下にまとめるように、情報化投資の明確な効果は得られないことが述べられている。

(1) 1988 年から 1992 年までの 370 における資産効果 [10]

この時期における IT 資産形成を、雇用者あたり、年あたりの値を求めて、クロス度数表分析を行った。指標としては Return on Assets (ROA), Return on Equity (ROE) を用いている。その分析の結果、マイナスの効果が有意となる一方で、プラスの効果は有意でないことが示されている。

(2) 1994 年の年報を用いて IT 予算との関連を調べる [11]

この年における IT 予算と指標 ROA および ROE との間におけるクロス度数表分析を行った。その分析の結果、プラスの効果は有意でないことが示されている。

(3) 被説明変数を指標 ROA とする回帰モデル分析 [9]

1999 年から 2002 年までの、147 社における売上高あたりの予算を用いて、被説明変数を指標 ROA とする回帰モデル分析を行っている。説明変数は、企業サイズ、R&D 予算、広告宣伝費などである。分析の結果として、回帰係数は有意でないことが示されている。

このように、ミクロレベルでの情報化投資の効果分析は、困難な課題を残したものとなっている。

表 3. 情報化投資と収益などの回帰分析事例 (文献 [8])

説明変数	y : 売上	y : 操業コスト	y : 収益性その 1	y : 収益性その 2
情報化投資	12.215***	0.094	1.228***	0.74***
売上	-	-	-	0.038**
操業コスト	-	-	-	0.039
R^2	0.835	0.172	0.748	0.770

3 回帰モデルの時間変化 (構造変化) による分析

3.1 入力データ

本節で用いるデータを入手した機関は、以下のようなものである。

日本では (カッコ内はホームページのアドレス),

(1) 総務省統計局 (<http://www.stat.go.jp/>)

米国では,

(1) U.S. Bureau of Economic Analysis(<http://www.bea.gov/>)

(2) U.S. Department of Labor(<http://stats.bls.gov/>)

(3) U.S. Census Bureau(<http://www.census.gov/>)

これらの機関から収集し整理したデータは、次のようなものである。カッコの中は、分析において用いている変数名である。変数の名称は日米において共通に用いる。観測された年は 1980 年から 2013 年である。

- (1) 研究開発投資 (研究開発と呼ぶ)
- (2) 労働生産性 (生産性と呼ぶ)
- (3) 情報セクターの出荷額 (出荷額と呼ぶ)
- (4) 情報化投資額 (投資額と呼ぶ)
- (5) 情報サービス労働者数 (労働者数と呼ぶ)
- (6) 企業の収益 (収益性と呼ぶ)
- (7) GDP(GDP と呼ぶ)

日米において、研究開発、生産性、労働者数、GDP については原データそのものが公開され、さらに米国では、収益が公開されている (これについては <https://research.stlouisfed.org/fred2/tags/series?t=corporate+profits> を参照)。しかし日本では、収益に関する原データはないので、本論文では、国民経済計算年報における営業剰余を、収益データとして用いている。また、米国のデータにおいては情報化投資の金額の集計が存在しないので、これに代わるものとして、情報セクターの出荷額を用いている。

なお、本論文では、データ解析に時系列解析ソフトウェアである TSP(Time Series Processor) を用いている [25].

3.2 チョウテストによる分析

構造変化の検証の代表的な手法としてチョウテストがあり、その原理は2組のデータセットがあるとき、同じ次数の回帰分析を実施した場合に、回帰係数の違いがこれらの2組で見られるかを検証する方法である [18][19]。なお、チョウテストの方法論については、付録 A にまとめている。

以下で示す例題では、被説明変数を生産性、収益性、GDP の3つにとった場合のチョウテストを行っている。それぞれの回帰式を、次のように識別しておく。識別記号の J1, J2, J3 は日本についてであり、U1, U2, U3 は米国についてである。ここで y_t は被説明変数であり、 x_t は説明変数である。

J1: y_t :生産性, x_t :投資額, 労働者数

J2: y_t :GDP, x_t :投資額, 労働者数, 生産性

J3: y_t :収益性, x_t :投資額, 労働者数, 生産性, GDP

U1: y_t :生産性, x_t :研究開発, 生産性, 出荷額, 労働者数

U2: y_t :GDP, x_t :研究開発, 生産性, 出荷額, 労働者数

U3: y_t :収益性, x_t :研究開発, 生産性, 出荷額, 労働者数, GDP

(1) 回帰モデル分析の目的 (構造変化の推定)

回帰モデルの J1, U1 では、主に投資が生産性向上に寄与しているかを分析する。モデル J2, U2 においては、投資や労働者数が企業の収益性の向上につながっているかを調べ、J3, U3 においては、さらに、国の GDP 上昇に寄与しているかを分析する。しかしながら、回帰モデル分析の最初の目的においては、これらの回帰モデルにおけるモデルが、単一のモデルで説明できるか、あるいは途中で、モデルの回帰係数や当てはまりに変化が生じているかを分析することが重要となる。チョウテストを実施した結果を見ることにより、単一の回帰モデルの当てはめが可能かどうかを、グラフを用いて判断することができる。

(2) 2つの回帰モデルを期間の前半と後半で用いる

チョウテストの結果をもとにして、回帰モデルは全区間を通じて単一であるのか、2つ程度に分割されるのかを検討する。本論文では、あとで述べる分析結果をもとにすると、ほぼ2000年の前後で、2つの回帰モデルの当てはめに分割できることが分かる。もちろん、米国についての回帰モデルに関しては、顕著な構造変化は見られないなど、異なる現象も確認することができる。したがって、このような構造変化が見られないケースも含めて、2000年を境界として、2つの回帰モデルを推定してその結果を分析している。

3.3 分析結果

以下では日米のデータについて、チョウテストを実施した結果についてまとめておく。分析では、CUSUM, CUSUMSQ プロットを用いている。これらの指標は、年が進行するにしたがって、回帰モデルをその時刻(年)で切り替えたほうが適切かどうか、予測残差をプロットすることで、グラフとして示される。簡単にその方法をまとめると CUSUM プロットにおいては、ある時刻(年)において従来のモデルを当てはめた場合の残差が、上限(記号 U で識別される線分)と下限(記号 L で識別される線分)の2つの線分を用いて示されるので、この上限と下限の範囲内に残差のプロット(記号 C で識別される)が収まっていれば、残差は許容範囲であると判断される。したがって、この時刻ま

では、回帰モデルの構造変化はないと判断される。一方、この残差の許容範囲の上限と下限の範囲を
残差プロットが超える場合には、残差が拡大して、もはや同じ単一の回帰モデルによるデータ当て
はめは適切ではないと判断される。

このCUSUMプロットでは、ある時刻の残差の性質だけに注目しており、残差の符号のプラスと
マイナスは相殺され、次第に残差の大きさはキャンセルされる可能性がある。この可能性を、別の視
点から見るために、CUSUMSQプロットが用いられる。CUSUMSQプロットにおいては、残差の2
乗の累計が計算され、残差が次第に蓄積されていく過程を観察している。CUSUMSQプロットをグラ
フとして描く方法は、CUSUMプロットの場合と同じであり、残差の2乗の累計の許容される上限
(U)と下限(L)のグラフが線分として描かれるので、この範囲を逸脱するかどうかにより、回帰モデ
ルの残差が拡大しているかどうかを判断する。

図1, 2には日本(モデルJ3について)と米国(モデルU2について)の分析事例を示している。
この事例では、日本においては、やや顕著な構造変化が見られる。1997年付近においてCUSUMプ
ロットは下限に極めて接近しており、下限を超えてはいないが、回帰モデルにおける構造変化につ
ながる事象が存在するサインとなっている。しかしながら、CUSUMSQについては、2008年ごろに
下限に接近しているが、これまでの期間においては、上限や下限の範囲の線分に接近することはない。
したがって、1998年ごろに構造変化が存在する可能性があるが、この前後においては、比較的
安定した回帰モデルの当てはめが可能となっていることが期待される。

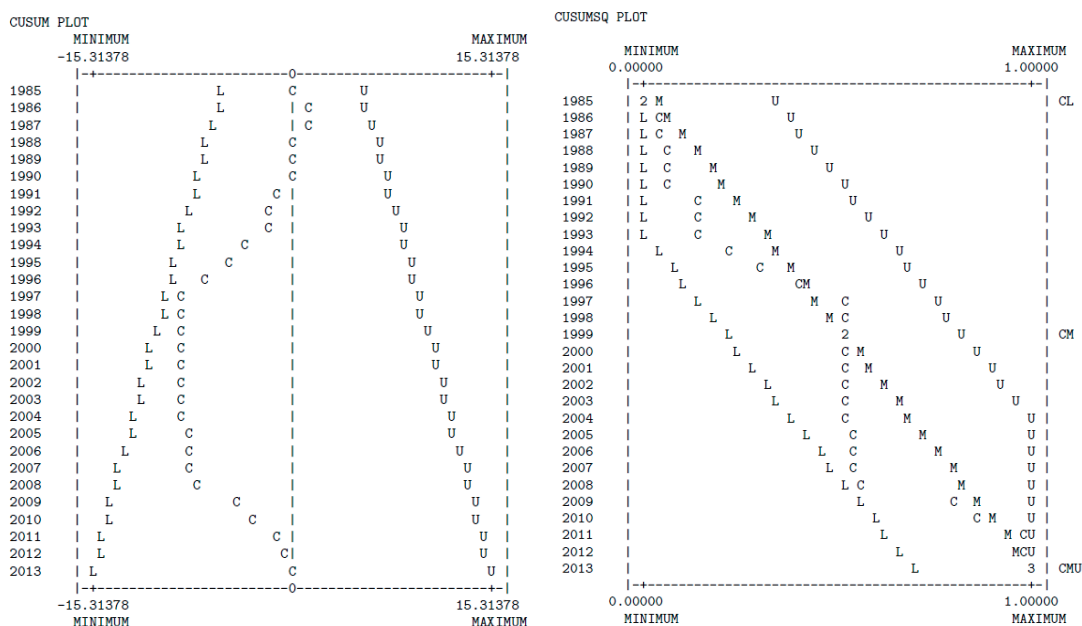


図1. 日本の回帰モデルのチョウテストの事例(モデルJ3)

一方、米国に関する回帰モデルにおいては、CUSUMプロットは比較的単調な動きを示している
が、CUSUMSQにおいては、1997年ごろに大きな変化が見られることが分かる。特にCUSUMプ
ロットについては、残差そのものが2006年ごろまでは小さく、回帰モデルによる説明が有効である

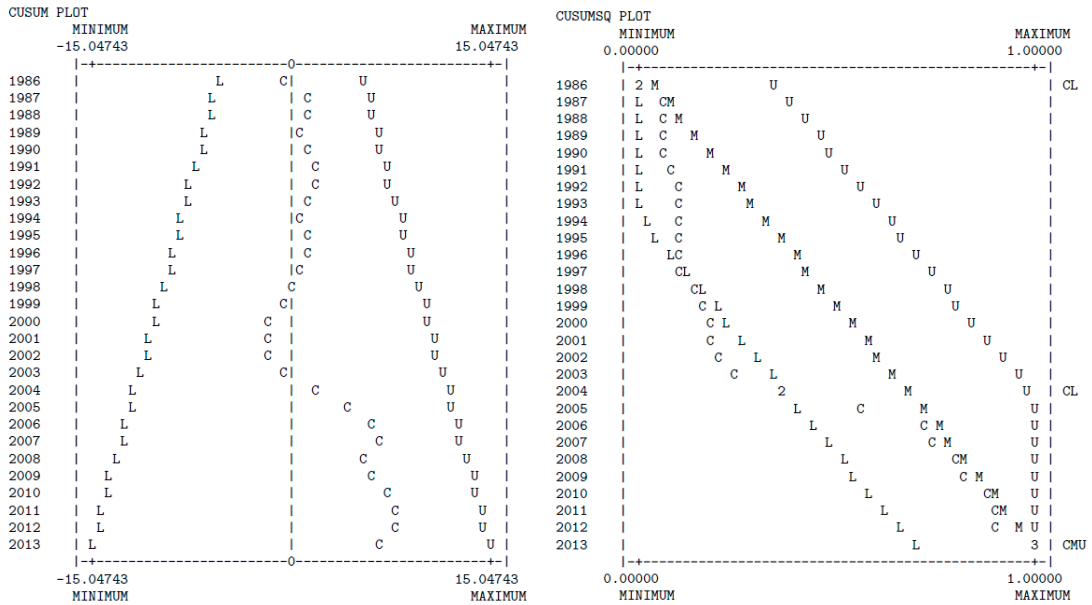


図 2. 米国の回帰モデルのチョウテストの事例 (モデル U2)

ことが期待される。CUSUMSQ プロットは 1997 年から 2004 年までは、下限の範囲を超えており相対的に長い時間にわたって、モデルの構造変化が起きていることが分かる。この時期は、いわゆる IT バブルの発生前後の情報産業全般における落ち込みに対応している。

合計 6 つの回帰モデルについて、CUSUM, CUSUMSQ の変化が見られる年度を抽出して、まとめたものが表 4 である。この表において、カッコのない数値は、CUSUM, CUSUMSQ の上限下限の限界線を超えたケース (発生した年として示す) であり、カッコの中に年代を表示しているものは、明確に限界線を越えてはいないが、近接しているケースである。これらの結果から、次のようなことが分かる。

(1) 日本ではやや明確なモデルの変化が見られる

日本のデータについての回帰モデルの構造変化をまとめた表 4 の結果から分かるように、CUSUM においては J1, J2, J3 のいずれも 2000 年前後に変化が観測されている。CUSUMSQ については、残差の累計である関係から、やや遅れて 2004 年以降から 2013 年にかけて、変化が観測されている。しかしながら、図 1, 2 から分かるように、時系列の最終時刻の付近では、CUSUMSQ の上限は統計的な処理から一定の値となっており、2010 年前後において CUSUMSQ が許容範囲を超えることは、構造変化であるとは直ちには言えない。このようなことから、日本では 2000 年を 1 つの目安として、情報化投資の与える影響に構造変化が見られることが分かる。このことは、次節で述べる回帰モデル分析を、2000 年の前半と後半に分けて実施した結果とも整合する。

(2) 米国では明確なモデルの変化は見られない

米国のデータについての回帰モデルの構造変化については、明確な結果は存在しないことが分かる。表 4 に示すように、米国のデータについての分析結果においては、CUSUM では何ら明確な構造変化を示す結果はない。CUSUMSQ においては、共通して 2011 年において変化が見られるが、これ

は単に回帰モデルの残差が累積して、最終的に大きな値に達した結果と考えられる。また日本のデータについて説明したように、類似の結果となっており、構造変化であるとは直には言えない。したがって米国の場合には、1980年に至る以前に、経済全体に情報セクターが与える影響や効果は組み込まれており、これ以降は、特に構造的な変化を引き起こすイベントはなかったと思われる。

(3) 変化が相対的に大きな年度は2000年である

CUSUMについては、日本に関するモデルJ1が1997年に挙動の許容範囲の下限に接近している以外は、日本のモデルも米国のモデルも、全期間を通じて変動の範囲の上限と下限の中に収まっている(図として示すことは省略する)。しかし、日本のモデルも米国のモデルも2000年においてCUSUM挙動の許容範囲の下限か上限に接近するか、あるいは接近する傾向を示すイベントが開始される時期は、2000年の場所で起こっている。以上のことから、ここでとりあげた回帰モデルは、2000年を境界として明確に構造変化と呼べるものではないが、ある一定の変化が発生していることが分かる。

表4. 日米の回帰モデルのチョウテストの結果

回帰式	CUSUM	CUSUMSQ	回帰式	CUSUM	CUSUMSQ
J1	2005	1993, 2010	U1	-	2011
J2	(2001), 2011	(1995), 2004, 2013	U2	-	2011
J3	(1997)	(2008), 2013	U3	-	1997, 2013

3.4 時期を2つに区分した場合の回帰係数分析

次に、回帰モデルの回帰係数の有意性検定を行い、被説明変数に影響を与えている説明変数を見出し、その意義を分析してみる。これまで見てきたように、日本では回帰モデルの構造変化がやや明確であるのに対して、米国の場合には顕著な変化が見られないことが分かる。したがって、日本の場合には、全部の期間を通じて単一の回帰モデルを当てはめるのは適切ではないと考えられ、その境界となるのは2000年であろう。また米国データを分析する回帰モデルにおいても、2000年前後にCUSUMの値が変化する傾向が見られる。このようなことを考慮して、ここでは、2000年の前の1980年から1999年までを前半として、それ以降の2000年から2013年を後半とする2つの時期に分割して、それぞれの区間で回帰モデルを推定し、回帰係数の検定を行うことにした。この結果を表5, 6にまとめている。この表5, 6に示す検定結果から、次のようなことが分かる。

(1) 日本のデータについては2000年を境界としてモデルが変化

まず日本のデータ分析に関しては、2000年を境界として回帰モデルが変化することが分かる。表5に示す回帰係数の中で有意なものだけに注目すると、J1においては、2000年の前後で説明変数として投資額は含まれているが、労働者数については、一方のモデルにしか含まれない。同様のことは、J2についても言え、しかもJ2においては変数である投資額の係数はマイナスとなっている。

(2) 日本のデータについては投資額が収益性の向上に寄与するとは言えない

表5から分かるように、2つの分割区間の両方について、投資額が収益性の向上に寄与するとは言えない(回帰係数は有意ではない)ことが分かる。しかも、変数の労働者数にかかる係数は有意で

はあるが、符号はマイナスとなっている。情報化投資や経済政策として重視される情報セクターの労働者数の増大は、企業収益の拡大に寄与することが期待されているが、ここに示す結果を見る限りは、逆の傾向を示すと言える。

(3) 米国のデータについて出荷額の係数は有意ではない

表6から分かるように、米国のデータについての分析結果が示す回帰係数の有意性から判断して、出荷額についての有意な関係を説明するような強い因果関係は見い出せない。しかも、2000年から後半の区間においては、U2, U3における出荷額の係数はマイナスとなっている。U2, U3, すなわちGDPと収益性については変数である研究開発にかかる係数は有意であるが、2000年の前の区間においては係数はマイナスである。U2, U3については、変数である労働者数にかかる係数はプラスであり、有意であるので、この回帰モデルだけについては肯定的な説明が可能である(GDPの向上には、労働者数の増加が寄与している)。

(4) 米国のデータについて生産性に寄与する変数は特に見られない

米国におけるU1の回帰モデル、すなわち生産性に寄与する変数としては、出荷額、研究開発、労働者数があるが、すべての変数は有意ではないことが分かる。また有意でないことを考慮しない場合においても、これらの影響する方向性(回帰係数の符号)は必ずしもプラスではなく、モデルによってはマイナスになっている。

表5. 日本のデータについての回帰モデルの係数検定
(上が1980~1999年, 下が2000年~2013年, カッコ内はP値)

回帰式	投資額	収益性	GDP	労働者数	生産性	R ²
J1	6.43 (0.004)			58.6 (0.003)		0.95
J2	0.16 (0.001)			1.85 (0.0)	-0.003 (0.32)	0.98
J3	-0.037 (0.30)		1.20 (0.0)	-1.66 (0.0)	0.0 (0.99)	0.97
J1	24.2 (0.03)			-234.7 (0.28)		0.42
J2	-0.21 (0.0)			0.89 (0.23)	0.004 (0.0)	0.77
J3	0.019 (0.49)		0.17 (0.15)	-0.83 (0.01)	0.0003 (0.62)	0.78

4 多変量自己回帰モデルによる分析

4.1 VARモデルの基本

時系列解析や経済モデル分析における同時方程式のモデルにおいては、説明変数と被説明変数をあらかじめ区別できることが前提となっている。しかし実際には、このような区分をあらかじめ設定できない場合も少なくない。このようなケースに適用されるものが、シムズにより導入されたベクトル自己回帰 (Vector Auto-Regressive: VAR) モデルであり、変数ベクトルをそのラグ付き変数

表 6. 米国のデータについての回帰モデルの係数検定
 (上が 1980~1999 年, 下が 2000 年~2013 年, カッコ内は P 値)

回帰式	出荷額	研究開発	収益性	GDP	労働者数	生産性	R^2
U1	8.46 (0.32)	-0.71 (0.87)			-11.8 (0.29)		0.15
U2	0.01 (0.95)	0.60 (0.0)			0.715 (0.018)	-0.05 (0.38)	0.99
U3	0.70 (0.21)	-2.61 (0.0)		3.07 (0.0)	-0.26 (0.76)	-0.002 (0.88)	0.99
U1	-6.06 (0.53)	-3.94 (0.25)			-1.10 (0.90)		0.53
U2	-0.69 (0.009)	1.04 (0.0)			0.82 (0.002)	-0.009 (0.16)	0.98
U3	-5.02 (0.03)	5.39 (0.038)		-1.77 (0.40)	3.24 (0.51)	-0.03 (0.9)	0.99

で説明するモデルである [20]. 文献 [20] では, 同時方程式による分析を拡張する意味で導入がなされており, この手法の導入によってやや規模が小さいマクロモデルを分析することが可能となっている. シムズが提案したモデルでは, 貨幣, 実質 GNP, 失業率, 賃金, 価格水準, 輸入価格の 6 変数を解析の対象としている. それぞれの変数について 4 つにラグを許すので, 合計 24 個の係数に対する推定となっている.

VAR モデルは線形の同時方程式の体系を指しているが, この場合, 制約の無い誘導型の形式をしている. すなわち, 複数の方程式を同時にモデル化していることに加えて, 内生変数ベクトルを表現する場合に, 該当する方程式のラグ付き変数だけではなく, 他の方程式のラグ付き変数も用いて表現した線形モデルである. また, さらに拡張され, 同時点におけるラグ付き外生変数もシステムに含めることができる. 次のような 2 つの変数について誘導型の方程式体系を仮定する.

$$y_{1t} = \pi_{11} + \pi_{12}y_{1,t-1} + \pi_{13}y_{2,t-1} + v_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \pi_{21} + \pi_{22}y_{1,t-1} + \pi_{23}y_{2,t-1} + v_{2t} \quad (2)$$

すなわち, 現在の時刻の内生変数を, 外生変数と先決変数およびラグ付きの内生変数により表現するものであり, このような形は構造方程式を変換することにより, 間接的に得ることができる. また, 自己回帰のモデルとして見た場合には 1 次の自己回帰モデルであり, VAR(1) として記号で表すこともある.

VAR モデルが有用であるのは, 変数ごとに加えた瞬間的な入力パルスが他の変数に, どのように影響を与え, どの時刻まで持続するかを分析するツールになることがある. これを分散分解と呼んでいる. この詳細をここで述べるのは適切ではないので, 付録 B に示している.

4.2 VAR モデルにおける分散分解の結果

分析では, 1980 年から 2013 年までの日米のマクロ指標を変数とする VAR モデル分析を実施している. 使用する変数は, 前節の回帰分析において用いた変数と同じである. ただし, モデル分析に

においては、特定の被説明変数や説明変数の選択はしないことや、有意でない係数が分散の持続性の減少として、自然に分析結果に反映されるので、全部の変数を同時に投入した結果だけを用いている。

表7, 8には日米におけるVARモデル分析の主要な結果である、分散の時間的な変化持続性をまとめている。なおVARモデル分析における変数のラグは、1次としている。表7, 8においてカッコ内の数値は、現在の時刻からの経過時間を意味しており、例えば投資額(2), 投資額(10)はそれぞれ、現在から2期, 10期先の時刻における分散分解の結果を示すことを意味している。

表7. 日本のデータのVARによる分散分解の結果

分散	投資額	収益性	GDP	労働者数	生産性	最大分散変数
投資額(2)	93.2	0.0	2.9	3.6	0.3	投資額
投資額(10)	83.4	1.5	6.7	8.1	0.3	投資額
収益性(2)	18.6	74.7	0.0	5.4	1.2	収益性
収益性(10)	51.6	22.2	2.6	22.6	1.0	投資額
GDP(2)	27.6	25.1	46.8	0.2	0.2	GDP
GDP(10)	55.3	18.5	10.4	14.1	1.7	投資額
労働者数(2)	0.7	2.7	1.8	92.1	2.8	労働者数
労働者数(10)	38.9	21.6	1.2	31.6	6.7	投資額
生産性(2)	16.3	1.9	48.0	0.9	32.8	GDP
生産性(10)	21.1	1.6	46.6	0.9	29.8	GDP

表8. 米国のデータのVARによる分散分解の結果

分散	出荷額	収益性	GDP	労働者数	生産性	研究開発	最大分散変数
出荷額(2)	88.7	3.3	4.7	0.1	2.3	0.9	出荷額
出荷額(10)	58.5	12.8	20.3	5.1	1.0	2.3	出荷額
収益性(2)	1.0	95.4	0.1	2.6	0.2	0.7	収益性
収益性(10)	6.1	77.6	0.6	12.7	0.9	2.1	収益性
GDP(2)	25.0	39.7	32.3	0.3	1.9	0.8	収益性
GDP(10)	39.5	43.0	15.2	0.1	1.4	0.8	収益性
労働者数(2)	50.0	0.7	13.3	34.4	1.5	0.1	出荷額
労働者数(10)	45.8	5.7	19.7	27.3	1.3	0.2	出荷額
生産性(2)	6.0	12.3	5.9	4.5	71.2	0.0	生産性
生産性(10)	12.5	11.2	8.1	6.5	60.3	1.3	生産性
研究開発(2)	33.5	22.6	1.7	0.2	8.3	33.7	研究開発
研究開発(10)	49.1	31.0	9.1	0.7	2.9	7.3	出荷額

また図3, 4には、日米における投資額(米国の場合には出荷額)の影響の持続性を示している。横軸は経過時間であり、縦軸はそれぞれの変数に及ぼす投資額(出荷額)の影響の度合いを、分散の値として示している。この図3, 4から分かるように、投資額(出荷額)の影響は自身を含めて、多くの変数に影響を与えており、しかも持続時間も長いものとなっている。

表7, 8をもとにして、より細かく結果を見ていくと、次のようなことが分かる。

(1) 日本の場合には分散分解した場合に投資額大きな比率を占める

表7より分かるように、日本のデータの場合には、ほとんどの変数の分散分解において、投資額の占める割合が大きくなっている。ある変数(例えばXとする)の、2時刻先の分散分解において自身(X)の占める割合が相対的に大きいのは自然である。しかし一方では、10時刻先の分散分解において、他の変数(例えばY)の分散分解に占める割合が、当該の変数Xではない場合には、明らかに長

期的な影響を、この変数 Y から受けていることになる。表 7 においては、この傾向が顕著であり、10 時刻先の分散分解において、投資額は GDP を除く 4 つの変数の分散分解の最大構成要素となっている。

(2) 米国の場合には分散分解に占める割合が出荷額、労働者数、生産性において大きい

表 8 より分かるように、米国のデータの場合には、変数の分散分解において、影響が大きい変数は出荷額、労働者数、生産性において大きく分散している。特に 10 期間先の分散分解については、出荷額が最大の分散分解の要素となるケースは、労働者数と研究開発に限定されている。一方で、収益性と生産性に与える影響は、10 期間先においても極めて小さい値となっている。このことは、米国においては経済や企業収益の拡大や、この基礎となる生産性向上において、情報セクターが果たす役割が、日本と比較して小さくなる時代に入っていることを予測させる。

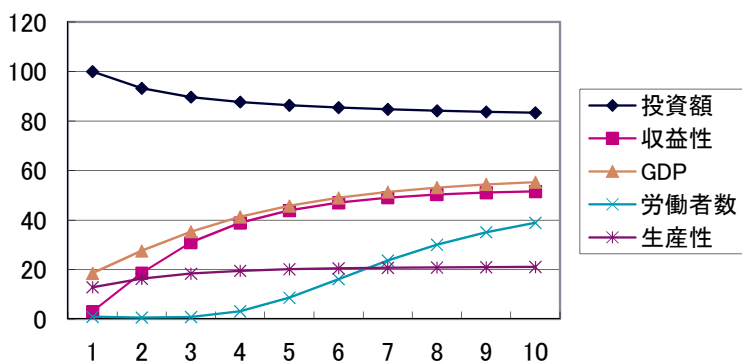


図 3. 日本のデータに関する VAR モデル分析の例 (投資額を入力とした分散分解)

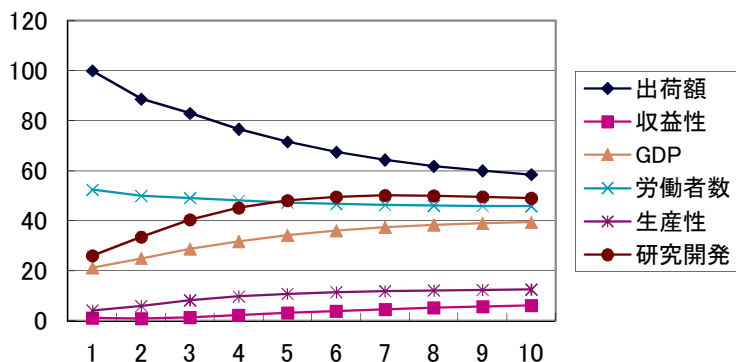


図 4. 米国のデータに関する VAR モデル分析の例 (出荷額を入力とした分散分解)

5 情報セクターの誘発による分析

5.1 情報セクターと非情報セクター

すでに述べたように、情報セクターが国の経済構造に及ぼす影響については米国をはじめ多くの国において、1970年代から研究が行われている。以下では、主として情報セクターの影響を誘発効果の面から分析を進めていく。産業コードはもちろん国により異なり、情報セクターが都合よく抽出されるかどうかは、この分類に依存する面もある。ただし、産業セクターの詳細な生産財についての情報が不足しているため、ここでは情報セクターに属する産業をやや広く解釈していることを断っておく。

なお PRIS と SIS の区分や、これらを抽出する操作については、付録 C にまとめている。特に SIS を抽出する操作は、極めて入念で、詳細な操作が必要となる。このため本論文では、SIS を特に分離することはしないで、PRIS と NIS の2つのセクターに産業部門を集約した後で、誘発分析などを行うにとどめている。まず最初に、表9に示すように、日米それぞれについてすべての産業部門が PRIS と NIS のどちらに属するかを決定する。全部の産業部門の個数は、日米でそれぞれ、108、69 である。

表9. 日米の情報セクター (日本は 108 部門, 米国は 69 部門より抽出)

国	情報セクター所属部門
日本	パルプ・紙・板紙・加工紙, 印刷・製版・製本, 事務用・サービス用機器, 産業用電気機器, 電子応用装置・電気計測器, その他の電気機器, 民生用電気機器, 通信機械・同関連機器, 電子計算機・同付属装置, 半導体素子・集積回路, その他の電子部品, 金融・保険, 不動産仲介及び賃貸, 通信, 放送, 情報サービス, インターネット附随サービス, 研究
米国	Machinery, Computer/electronic products, Electrical equipment/appliances/components, Paper products, Printing and related support activities, Publishing industries[except internet (includes software)] Broadcasting and telecommunications, Data processing/internet publishing/other information services, Federal Reserve banks/credit intermediation/related activities, Securities/commodity contracts/investments, Insurance carriers and related activities, Funds/trusts/other financial vehicles, Real estate, Legal services, Computer systems design and related services, Miscellaneous professional/scientific/technical services

5.2 情報セクターの産出に占める割合

まず PRIS が産出に占める割合については、次節で述べる PRIS の誘発効果分析の結果も含めて、表10に示しておく。PRIS が産出に占める割合については次のようにまとめることができる。

(1) 日米ともに産出に占める割合は 2 割強

日米の産業構成において PRIS が産出に占める割合は、ともに 2 割強となっていることが分かる。1980 年～1995 年においては、産出に占める PRIS の割合は、米国においては日本より少し大きな数値となっている。大まかに整理すると、情報技術や情報ネットワークが社会において果たす役割は大きいですが、一方で NIS の存在も経済を分析する場合には、重視する必要があることが分かる。

(2) 米国では 2000 年の後に PRIS の産出の減少が見られる

日本の場合には、1980年からPRISの産出割合は大きな変化はない。一方では、米国の場合には、2000年～2010年にPRISの産出割合の減少が見られる。これは、いわゆるITバブルの崩壊の影響と考えられ、この時期には主要な米国の情報産業に属する企業の収益性も悪化していることが文献[8]における分析から見てとれる。この分析結果から、日本では産業全体に占めるPRISの位置が継続的に拡大し、相対的に安定化していることが分かる。

5.3 情報セクターの誘発効果分析

次に、誘発効果の分析方法を、情報セクターについて適用してみる。なおPRISの誘発効果については付録Cに示すように、投入係数表から求めた逆行列をもとにして、PRISの最終需要が1単位増加した場合のNIS、PRISの産出の増加およびこれらの合計を示している。表10に示す結果から、次のようなことが分かる。

表 10. 日米における PRIS の産出に占める割合と誘発効果

日本				
年	比率	対非情報誘発	対情報誘発	誘発計
1985年	0.213	0.432	1.210	1.642
1990年	0.226	0.452	1.275	1.727
1995年	0.235	0.390	1.243	1.633
2000年	0.245	0.404	1.248	1.652
2005年	0.257	0.436	1.268	1.704
2010年	0.252	0.375	1.260	1.635
米国				
年	比率	対非情報誘発	対情報誘発	誘発計
1985年	0.276	0.133	1.075	1.207
1990年	0.287	0.135	1.078	1.213
1995年	0.286	0.132	1.091	1.223
2000年	0.217	0.131	1.094	1.225
2005年	0.225	0.153	1.136	1.290
2010年	0.232	0.159	1.150	1.309

(1) 誘発効果は日本が相対的に大きい

PRISが産出に占める割合は、米国における値が日における値よりやや大きくなっている一方で、PRISが与える誘発効果は、日本における値が米国における値より大きくなっている。産業部門を情報セクターに集約するときの差異は存在するが、元々の産出に占める割合は同程度であるので、この誘発効果における差異は顕著なものであると言える。特に、日本の場合にはPRISからNISへの誘発効果が、米国における数値より大きくなっており、これがPRISの誘発効果を大きくしている要因となっている。簡単に整理すれば、日本の場合には、情報技術や情報ネットワークの整備がもたらす効果はもちろん、広くNISにまで及ぶ構造になっていると言える。一方、米国における誘発効果が日本のそれよりも小さい理由としては、2.1節で述べたように、米国における情報セクターの経済における役割の認識や社会に存在の重要性の発現は、日本と比較して極めて早期に開始され、すでに安定化していること、逆に言えば、大きなインパクトを生むものではなくなくなっていることを示唆している。

(2) 誘発効果の時間的な変化(増大)は米国に方がやや大きい

PRISの誘発効果の時間的な経過を見ると、日本におけるその増加傾向よりは、米国における増加が、やや大きいものとなっている。しかしその差異は小さいものであるので、顕著な特徴とまでは言えない。すでに整理したように、米国においてはPRISの誘発効果そのものは、日本のその数値よりは相対的に小さいものであるが、その状況の下でも、時間的に増加している。このことは、PRISの中における産業どうしの影響と、連関が生成され続けていることを示唆している。

6 むすび

本論文では、日米の情報化投資における構造変化の推定について、チョウテスト、VARモデル分析、誘発効果による分析を用いて実施した。日米における1980年から現在までの情報セクターに関連した企業の情報化投資などのマクロデータを用いた分析により、日本における顕著な構造変化を観測した。VARモデル分析によりマクロデータの間の影響の大きさと、その持続性を分析し、日本において情報化投資の影響とその継続性を見出した。また、日米における複数年のデータから情報セクターの簡潔な産業連関表を作成し、その産出に占める割合と誘発効果の変化を分析した。

今後、日本企業のミクロデータとも連動させながら、より詳細な情報化投資の構造変化を分析する予定である。

謝辞

本研究の一部は、日本学術振興会科学研究費基盤研究(B)23310104により実施されている。ここに感謝の意を表す。

参考文献

- [1] M. U. Porat and M. R. Rubin, *The Information Economy*, Governmental Office, Washington DC, 1977 (邦訳: 小松崎清介監訳『情報経済入門』, コンピュータ・エージ社, 1982).
- [2] F. Machlup, *Knowledge: Its creation, distribution, and economic significance, vol.1*, Knowledge and Knowledge Production, Princeton University Press, 1980.
- [3] H. Engelbrech, "The Japanese information economy: Its quantification and analysis in a macro-economic framework," *Information Economics and Policy*, vol.2, no.4, pp.277-306, 1986.
- [4] H. Engelbrech, "Analysis of the primary information sectors of Korea and Japan using computable general equilibrium models," *Information Economics and Policy*, vol.3, no.3, pp.219-239, 1988.
- [5] H. Engelbrech, "From newly industrialising to newly informatising country: The primary information sector of the Republic of Korea 1975-1980," *Information Economics and Policy*, vol.2, no.3, pp.169-194, 1986.

- [6] 時永祥三, 呂健軍『情報経済のマクロ分析』九州大学出版会, p.229, 2008.
- [7] 呂健軍, 時永祥三, “アジア国際産業連関表を基礎とした情報セクター分析, 経済学研究, vol.74, no.4, pp.151–173, 2008.
- [8] S. Mithas, A. Tafti, I. Bardhan and J. M. Goh, “Information technology and firm profitability: Mechanism and empirical evidence,” *MIS Quarterly*, vol.36, no.1, pp.205–224, 2012.
- [9] S. Arai and P. Well, “IT assets, organizational capabilities, and firm performance: How resource allocations and organizational differences explain performance variation,” *Organization Science*, vol.18, no.5, pp.763–780, 2007.
- [10] L. M. Hitt and E. Brynjofsson, “Productivity, business profitability, and consumer surplus: Three different measures of information technology value,” *MIS Quarterly*, vol.20, no.2, pp.121–142, 1996.
- [11] A. Rai, R. Patnayakuni and N. Patnayakuni, “Technology investment and business performance,” *Communication of ACM*, vol.40, no.7, pp.89–97, 1997.
- [12] A. O. Guinea and J. Webster, “An investigation of information systems use patterns: Technological events as triggers, the effect of time and consequences for performance,” *MIS Quarterly*, vol.37, no.4, pp.1165–1188, 2013.
- [13] R. Kohli, S. Devaraj and T. T. Ow, “Does information technology investment influence a firm’s market value? A case of non-publicly traded healthcare firms,” *MIS Quarterly*, vol.36, no.4, pp.1145–1163, 2012.
- [14] 米国商務省, *The Emerging Digital Economy*, 1998, *The Emerging Digital Economy II*, 1999, *Digital Economy 2000*, 2000.
- [15] 時永祥三, “企業間電子商取引と電子決済: 現状と検討課題について,” 経済学研究, vol.67, no.4/5, pp.297–315, 2000.
- [16] 時永祥三, “経営管理と情報システム構成の現状と課題: 分散化とネットワーキングを中心として,” 経済学研究, vol.62, no.1, pp.1–29, 1996.
- [17] 時永祥三, “オープンネットワークによる企業間電子商取引の実施に関する現状と課題,” 経済学研究, vol.69, no.3/4, pp.209–233, 2003.
- [18] G. C. Chow, “Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions,” *Econometrica*, vol.28, no.3, pp.591–605, 1960.
- [19] 橘木俊昭, 野口卓, “1990年代における銀行貸出金利の決定要因分析,” 大蔵省財政金融研究所「ファイナンシャルレビュー」March-1998号, pp.1–22, 1998.
- [20] C. Sims, “Econometric and reality,” *Econometrica*, vol.48, pp.1–48, 1980.

- [21] T. Amemiya, “Multivariate regression and simultaneous equation models when dependent variables are truncated normal,” *Econometrica*, vol.42, pp.999–1012,1974.
- [22] 北川源四郎, 川崎能典, “時系列モデルによるインフレ率予測誤差の分析,” 日本銀行調査局 Working Paper pp.1–13, 2001.
- [23] R. B. Litterman, “A random walk markov model for the distribution of time series,” *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.1, no.2, pp.169–73, 1983.
- [24] C. W. J. Granger, “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,” *Econometrica*, vol.37, pp.424–438, 1969.
- [25] TSP International, *TSP Reference Manual*, version 5.0, 2005.

時永 祥三〔九州大学名誉教授〕

松野 成悟〔宇部工業高等専門学校経営情報学科 教授〕

付録 A. チョウテストの原理

「帰無仮説のもとでの残差平方和」およびデータセット 1, 2 に対する「制約のないときの残差平方和」を計算した場合に、これらから計算された統計量が F 分布をすることを用いている。「帰無仮説のもとでの残差平方和」とは 2 つのデータセットを合同して回帰分析を行った場合の残差平方和である。「制約のないときの残差平方和」とは、2 つのデータセットに対して別々に回帰分析を行った場合の残差平方和であり、いずれの計算においても回帰分析を適用して計算を行う。すでに観測された時刻 T_1 までのデータがあり、これ以降にさらに T_2 個のデータが追加され合計 $T = T_1 + T_2$ 個のデータが利用可能であると仮定する。次に示すように、被説明変数と説明変数との間には、時刻に応じて 2 種類のパラメータによる回帰モデルが成立すると仮定する。

$$y_t = x_t\beta_1 + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_1), t < T_1 \quad (3)$$

$$y_t = x_t\beta_2 + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_2), t \geq T_1 \quad (4)$$

ここで、 x_t は変数ベクトル、 β_1 と β_2 とは係数ベクトルであると仮定する。時系列から構造変化が観測されるということを検証するための帰無仮説は、 $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ および $\sigma_1 = \sigma_2$ である。このほかに、それぞれのパラメータごとに帰無仮説 $H_0^1 : \beta_1 = \beta_2$ および $H_0^2 : \sigma_1 = \sigma_2$ をたてることも可能であり、通常は同時にこれらの 2 組のパラメータの同一性あるいは変化の可能性を、別々に検証するような帰無仮説を用いる。

まず、データセットのサンプル数が十分にある条件が満足される場合を考察する。この場合には、帰無仮説の検証は基本的には分散分析の手法に帰着することができる。それぞれのデータセットに当てはめる回帰モデルの説明変数の個数を、 p とする。このとき構造変化がない、すなわち 2 組のデータセットにおける回帰係数には差異はないとする帰無仮説 ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$ および $\sigma_1 = \sigma_2$) のもとで、 $T_1 > p, T_2 > p$ ならば、次に示す統計量は自由度が $(p, T_1 + T_2 - 2p)$ である F 分布にしたがうことが知られている。

$$C_1 = \left(\frac{SSR_T - (SSR_1 + SSR_2)}{SSR_T} \right) \left(\frac{T - 2p}{p} \right) \quad (5)$$

この式において、記号 SSR_T は「帰無仮説のもとでの残差平方和」であり、2 つのデータセットを合同して回帰分析を行った場合の残差平方和である。また、 SSR_1, SSR_2 は、2 つのデータセットに対して別々に回帰分析を行った場合の残差平方和「制約のないときの残差平方和」である。

また、パラメータ σ_1, σ_2 だけに限定した帰無仮説 $H_0^2 : \sigma_1 = \sigma_2$ は、次の統計量が自由度が $(T_2 - p, T_1 - p)$ である F 分布にしたがうことを用いて、検定を行うことができる。

$$C_0 = \left(\frac{SSR_2}{SSR_1} \right) \left(\frac{T_1 - p}{T_2 - p} \right) \quad (6)$$

この 2 つのパラメータの組について、通常はまずパラメータの同一性 ($H_0^2 : \sigma_1 = \sigma_2$) を検証し、次にこの場合の帰無仮説が成立する場合について、パラメータの同一性 ($H_0 : \beta_1 = \beta_2$ および $\sigma_1 = \sigma_2$) の検証を行う。 H_0^2 が棄却されると、 H_0 も棄却される可能性が高いが、逆に H_0^2 が棄却されるが $H_0^1 : \beta_1 = \beta_2$ が棄却されるかは不明であることが理由となっている。なお、データセットのサンプル数が十分にない場合における評価式も求めることができるが、省略する。

チョウテストでは CUSUM テストと CUSUMSQ テストの 2 つが備えられている。これらのテストの結果はグラフとして表示されるので、これにより構造変化の発生の回数と時期について、大まかな推定を行うことができる。

まず、CUSUM テストについて述べる。このために、回帰分析における逐次推定という考え方をを用いる。逐次推定とは同じ回帰分析のモデルについて観測データを 1 つずつ増やしながらか、繰り返しパラメータ推定を行う方法であり、これにより構造変化を検出する。回帰分析における最小 2 乗推定 (OLS 推定) において、時刻 $t-1$ までの観測データを用いて得られる回帰係数の推定値を $\hat{\beta}_{t-1}$ とする。この係数は時間に依存するように表記されてはいるが、本来は時間に依存しない定数である。この回帰係数 $\hat{\beta}_{t-1}$ を用いて 1 期先のデータに対して行う予測は、 $\hat{y}_t = x_t \hat{\beta}_{t-1}$ により与えられる。この値は、時刻 $t-1$ までのデータを用いて行う y_t に対する予測になる。もし回帰モデルが安定して構造変化を生じていないなら、係数ベクトルの推定値の変動は小さいであろう。これを間接的に測定する量として、次のような逐次残差を定義する。

$$v_t = y_t - x_t \hat{\beta}_{t-1}, t = p+1, \dots, T \quad (7)$$

さらに、この逐次残差を次に示す係数 d_t で割ることにより、 $w_t = v_t/d_t$ として標準化する。この標準化された逐次残差を、標準化逐次残差と呼び $d_t = [1 + x_t^T (X_{t-1}^T X_{t-1})^{-1} x_t]^{-1}$ としておく。回帰係数が一定で本来得られるであろう残差が平均ゼロ、分散 σ^2 の正規分布にしたがうとする帰無仮説のもとでは、この標準化逐次残差は平均がゼロで分散である正規分布にしたがうことが示される。すなわち、標準化逐次残差は OLS 残差と同じ分布 $w_t \sim N(0, \sigma)$ である。しかし、OLS 残差が和がゼロになるのに対して、標準化逐次残差は、もしパラメータに時間的な変化が含まれていれば、これを加えたものはゼロから離れていく性質がある。したがってこの性質を用いて、構造変化を検証することができる。

同時に、この標準化逐次残差に関連して、 $SSR_t = SSR_{t-1} + w_t^2$ のような性質があることが分かる。すなわち、時刻 1 から t までの OLS 推定の残差平方和は、時刻 1 から時刻 $t-1$ までの OLS 推定の残差平方和と、標準化逐次残差平方和との和となる。この性質を用いて、前に述べた CUSUM テストおよび CUSUMSQ テストを適用することができる。すなわち、1 期先のテストの系列を作成しておき、その後に連続するそれぞれの期間において構造変化が起こったかどうかをテストすることができる。逐次残差の CUSUM は、次のように定義される。

$$W_t = \sum_{s=p+1}^t w_s / \hat{\sigma}, t = p+1, \dots, T \quad (8)$$

$$\hat{\sigma} = \sum_{s=p+1}^T (w_s - \bar{w})^2 / (T - p - 1), \bar{w} = \sum_{s=1}^T w_s / (T - p) \quad (9)$$

CUSUM テストは残差の標準誤差で標準化した逐次残差であり、この残差が時間的に変化するパターンに注目する。もし残差が確率的、すなわちランダムなもので何らの傾向を持たない場合には、プラスあるいはマイナスに同じような確率で変動するであろう。しかし構造変化がある場合、すなわち単一の回帰モデルでは記述できない場合には、プラスとマイナスの変動の確率は同じではなくなり、その 2 乗の累計である CUSUMSQ において累計効果が見られるであろう。このようにの変動

が上下に引いた対称の線分から乖離するか否かを調べる。この線分は上下の一方あるいは両方と交わる確率がちょうど有意水準となるように引かれている。これを数値化するために、次のような量を計算する。

$$W_t = \pm [a\sqrt{T-p} + 2a(t-p)/\sqrt{T-p}], t = p+1, \dots, T \quad (10)$$

ここで、 a は 5% 有意水準のときに 0.948 であり、10% のときには 0.850 となる。CUSUMSQ 統計量は次のように定義される。

$$WW_t = \pm \sum_{s=1}^t w_s^2 / \sum_{s=p+1}^T w_s^2, t = p+1, \dots, T \quad (11)$$

この CUSUMSQ 統計量は、標準化の数値として全部の期間に対する残差平方和を用いているため、最後の期間 T では 1 になる。もし回帰分析のモデルが期間を通じて変化せずに 1 つのモデルとして適用可能であるならば、 WW_t の値は平均が $(t-p)/(T-p)$ である β (ベータ) 分布にしたがうことが示されている。したがって、この図示されたものにそれぞれの平均値 (記号 M で識別される線分) と並行に、次に示す 2 つの線分を書き加える。もしどちらかの線分と交差するならば、単一の回帰モデルで記述できるという仮説は棄却される。

$$WW_t = \pm C_0 + (t-p)/(T-p) \quad (12)$$

ただし C_0 は、CUSUM における有意水準のグラフと同様に決められる。

付録 B. VAR モデルとイノベーションの計算

VAR モデルにおいて重視されている性質の 1 つに、イノベーションの計算がある。イノベーション計算とは、工学分野で用いられているインパルス応答関数と同じものであり、システムに大きさが 1 であるパルス状の信号を加えた場合に、これがその後の時系列データとしてどのようなようになるかを推定するものである。方法論としては、AR モデルを逐次近似の方法を用いて MA モデルに変換することにより、逆の関係として表現することに相当する。いま、(1)、(2) のような VAR モデルを考えるが、2 変数から拡張して変数の個数が J 個であると仮定する。

残差の項 $v_t = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{Jt})$ は、平均がゼロで相互に無相関であり、すべての時刻について同じ共分散行列 $\Sigma_v = E[v_t v_t^T]$ を持つと仮定する。このような残差を、ベクトルホワイトノイズと呼ぶことがある。このような自己回帰モデルに対して、次のような無限の項からなる MA モデルによる表現が可能であることが示されている。

$$y_t = \mu + v_t + M_1 v_{t-1} + M_2 v_{t-2} + \dots \quad (13)$$

ここで、 μ は $\mu = E[y_t]$ から計算することができる。

M_i の kj の番目の要素は、時刻が i 期間前の変数 j により発生された単位大きさのショックに対する k 番目の変数の応答を表している。これらのショックと応答の関係は相互に独立であり、係数を通じて反映されている。VAR(J) 過程の共分散行列は正定符号行列であるので、 $P\Sigma_v P^T = I$ となるような行列が存在する。この行列を用いて、次のような表現を得る。

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i w_{t-i}, \Phi_i = M_i P^{-1}, w_t = (w_{1t}, w_{2t}, \dots, w_{Jt})^T = P v_t \quad (14)$$

このときベクトル w_t は、その要素が相互に無相関で分散が1であるという、便利な性質を持っている。すなわち、係数 Φ_i は大きさが1、すなわち単位イノベーション w_t に対する y_t の応答であるとみなすことができる。

単位イノベーションに対する応答は、具体的には、ある被説明変数に対する説明変数（この場合、説明変数には被説明変数自体も含まれる）の影響が、将来にわたりどのように残存するかを見る場合に用いる。これは時期 h 先の予測誤差により説明されている。

式 (14) の関係式を用いると、時期 h 先の予測誤差の共分散行列は、次のように記述することができる。

$$\Sigma(h) = \Sigma_v + M_1 \Sigma_v M_1^T + \dots + M_{h-1} \Sigma_v M_{h-1}^T \quad (15)$$

この式に、行列分解 $P \Sigma_v P^T = I$ の関係式を適用し書き換えを行うと、次のような式が導出できる。

$$\Sigma(h) = \Phi_0 \Phi_0^T + \Phi_1 \Phi_1^T + \dots + \Phi_{h-1} \Phi_{h-1}^T \quad (16)$$

この式の中で、行番号が第 m 番であり列番号が b 番目である対角要素は第 m 番目の変数 y_m が予測誤差に与える影響として見積もることができ、これを予測誤差の説明変数への分散分解と呼んでいる。すでに述べたように、この分散分解は h 先の時期における予測誤差への説明変数の寄与の割合を示している。ある被説明変数に対して、この説明変数が保有する（残存する）影響の度合いを表している。この分散の定義より、これらの割合の合計は1になる。

付録 C. PRIS の誘発効果の計算と SIS データの抽出

(1) PRIS の誘発係数計算

まず、産業連関表分析でよく利用される誘発効果の分析方法を、PRIS について適用してみる。誘発効果については、通常最終需要項目を入力した場合の出力の変化を誘発効果、あるいは誘発係数として定義することが多いが、さらに労働力との関連を入れることにより雇用創出などの効果を分析することもできる。これらの誘発効果については、定義方法が若干異なる場合もあるが、ほぼ同様に行えるので、以下では代表的な誘発効果についてのみ議論する。

産業連関表に対して PRIS の概念を適用して、すでに PRIS と NIS に分離され、NIS と PRIS の順序に整理されている産業連関表を仮定する。この表現を、NIS と PRIS とに分離した場合の産出合計 X と最終需要 F の表現は、次のようになる。

$$X = AX + F, X = (X_N, X_I)^T, F = (F_N, F_I) \quad (17)$$

ここで、添え字 N, I は NIS, PRIS に対応している。 $A = [a_{ij}]$, $i, j = N, I$ は、投入係数行列である。逆行列を用いて誘発効果として表現すると、次の式となる。

$$X = [I - A]^{-1} F \quad (18)$$

誘発分析においては、PRIS の最終需要である F_I を1単位増加した場合、すなわち $\Delta F_I = 1$ の場合における2つのセクターである NIS, PRIS 産出の増加 ($\Delta X_N, \Delta X_I$) と、その合計を求めることを評価している。

(2) SIS の中間投入, 付加価値, 最終需要

誘発効果の計算とは直接関係ないが、以下では SIS の中間投入、付加価値、最終需要について整理しておく。SIS については前にも述べたように、NIS に属する産業において、情報財として外部の出て行くことはなく内部での生産活動に使用される情報財にかかわるセクターを指している。SIS は、経済構造の見えない部分に浸透している情報化の実態を把握する意味で重視されている。SIS を特徴づける方法としては、基本的には NIS に属する産業を産業連関表においてコピーし、SIS に属する部分を分離することにより、3つのセクターの構成が得られる。

SIS を分離する基本は次のような手順である。PRIS が NIS へ情報財を供給する場合には、この対応する組織内情報部門である SIS への供給となる。また、同一産業の中で取引される特許権や著作権など知的財産に関係する財の供給は、同一産業内部での中間財取引として計上する。NIS においても、情報関連の業務の労働者の賃金や情報機器、建物は組織内情報活動の付加価値部分に振り当てる。すなわち、特許権、著作権、知的財産権の使用料は中間投入として計上される。情報労働者に支払われる賃金は、付加価値投入とみなされる。情報機械と情報生産に必要な建物の引き当ては、付加価値会計に計上される。中間産出は研究開発機関が他の産業に販売する特許権や著作権などに加えて、販売される情報サービスである。このようなことから、中間投入の対角要素は内部でのロイヤリティ取引を、これ以外は企業のから所属企業へ販売される情報サービスを表現するように計上を行えばよい。このようにして、中間投入を細分する。

次に、SIS の構成部分を付加価値、最終需要について分離するための産業連関表の再編成については、非情報セクターにおける雇用者のうち、情報労働と非情報労働に携わる者とを分離すれば得られる。NIS における付加価値は非情報労働部分となる。具体的には雇用者剰余に関しては、情報強度を適用して分離する。すなわち、労働者の中で情報労働と非情報労働に携わる数を、情報強度に応じて産業部門ごとに計算し、最終的にこれらを集計して行列要素であるとする。家計外支出に関しても、同様に情報労働と非情報労働に比例すると考え、情報強度に応じて産業部門ごとに計算し、最終的にこれらを集計する。その他の部分については、2部門の場合と同様であり、NIS の最終需要は、ロイヤリティ輸出と政府の研究開発産出物の購入である。最終需要は NIS の最終需要から、上の手順で求めたの最終需要を引いたものである。