わが国乗用車産業における推測的変動の推定

竹　中　康　治

1.　はじめに

本稿は時系列分析の手法を使って推測的変動値を推定する方法を試みる．本稿の目的は，わが国の乗用車産業について動学的フレームワークで推測的変動を導出し，90 年代を通じて乗用車産業の競争のタイプが変化したのか，変化したとすればいつ変化したかが明らかにする．乗用車産業はわが国を代表する産業であり，そこでの競争の変化を見ることは，わが国の産業全般の競争の変化を確認することに等しい．

ところで，本稿は単に乗用車産業の競争の変化を測るだけではない．本稿の推定の特徴は 2 つある．1 つは推定が動学モデルにもとづくことであり，他の 1 つはその推定方法にある．ここでは本稿独自の推測的変動の推定方法を試みる．

推測的変動の計算にあたって，本稿は生産量について 2 次の調整費用を仮定し，動学化を試みる．従来の静学的な推測的変動分析について，Friedman[1983] は，モデルが静学的であって，動学的な解釈ができないこと，さらに静学的であるがためにライバルの行動についての予想が修正される余地がないと批判する．本稿は，動学化モデルを使って，Friedman の批判の前半部分に応えたいと思う．

ただし後述するように，本稿のモデルにおける動学化は計算を簡略するために，完全ではなく，部分的である．ここで部分的というのは，本稿では，ある企業が今期の生産量を変化させたときに，同じ今期のライバルの生産量をどれくらい変化させると予想しているかという今期の推測的変動にのみ焦点を当て，来期以降のライバルの生産量変化についての予想 (来期以降の推測的変動) は無視するからである．しかし，このように簡略化を図っても，動学モデルから得られる推測的変動は静学モデルから得られる結果とは異なる．

Dockner[1992] によれば，動学的ゲームのどのような定常的な closed-loop 均衡も対応する静学的ゲームの推測的変動均衡としてみることができる（Theorem 2）し，動学化された推測的変動に等しい推測的変動をもつ対応する静学的ゲームの均衡に一致する（Theorem 4）．しかし，Dockner の定理は需要 (そして生産量) の成長のない定常状態で成立することに注意すべきである．もし，一定の均衡成長パスの上で議論するのであれば異なる結果となろう．

実際, 需要関数と費用関数が既知であるとして，生産量についての調整費用を導入した動学モデルのもとでは，最適化の必要条件であるオイラー方程式から推測的変動が計算される．ここで，オイラー方程式は静学的モデルの限界収入と限界費用の均等式に対応する．前述したような，本稿の部分的な動学的推測モデルでは，オイラー方程式と静学的モデルの均等式の相違は，オイラー方程式には静学的モデルの限界費用に限界的な調整費用が加わるのみである．今期の生産量の変化にともなう限界的な調整費用は，今期の調整費用の変化と割り引かれた来期の調整費用の変化の総和に等

しい．前者は正であるが，後者は負である．つまり今期の生産量だけ増大するとすれば今期の調整費用も増大するが，来期の調整費用は減少する．

成長のない定常状態では，調整費用はゼロとなるので本稿の部分的な動学的推測は静学的モデルにもとづく推測的変動に等しくなる．しかし，一定の成長パスのもとでは，今期と来期の限界的調整費用を絶対値で比較すれば，割引率の大きさだけ来期のほうが小さい．したがって，一定の生産量のもとで推測的変動を計算すると，限界収入に一致すべき限界費用は限界的調整費用の分だけ（部分的）動学的モデルの方が大きくなる．したがって，限界収入は（部分的）動学的モデルの方が大きくならざるを得ない．このことは，本稿の部分的な動学的推測は静学的推測に比べて競争的となることを意味している．

本稿の部分的な動学的推測を完全な動学的推測に修正したとしても，常識的な状況の下では動学的推測が静学的推測よりも競争的となるという結論は変わらない．完全な動学的推測は，今期の生産量変化がライバルの今期の生産量だけではなくライバルの将来の生産量にも影響することを考慮するものである．もし今期と将来の推測的変動が同じ符号であるならば，完全な動学的推測は静学的推測よりも競争的となる．こうした定性的な結果が本稿で部分的な動学的推測の推定にとどめた背景にある．

Kinoshita, Suzuki and Kaiser [2002] では非同質的なミルク市場を対象に静学的に推測的変動を推定する．しかし，そこでは最適条件 (反応曲線) の推定残差に強い系列相関が見られたことを報告している [1)]．系列相関が見出されること自体，動学的モデル構築の必要性を示している．

静学的推測にせよ，動学的推測にせよ，理想的には費用関数と需要関数，それに最適条件を方程式体系として同時に推定すべきである．しかし推定の困難さから [2)]，通常は費用関数を他の方程式と独立に推定し，その結果を使って，需要関数と最適条件だけ同時に推定する．さらに静学的モデルにもとづく場合には，簡易に，需要関数と費用関数とを別々に推定し，その推定結果を最適条件に代入し，推測的変動を計算することもある．

しかし，本稿ではこうした手法はとらない．本稿の最大の特徴はその推定方法にある．ここでは，直接に需要関数や費用関数を推定しない．従来の実証研究のほとんどは同質財市場を仮定する．しかし，同質財市場であるかどうかは実証結果によって判断すべきである．たとえ，同質財のように見える原材料や資本財であったとしても，品質や納期やアフターサービス，あるいは調達可能量によって必ずしも同質財ではないかもしれない．

しかし非同質財の需要関数の推定に必要な企業別の価格データは一般的に入手できない．生産量も企業別データを入手できない場合のほうが圧倒的に多い．そうであっても企業別の生産量は，産業全体の出荷額を産業全体の総生産量で割り，平均出荷価格を求め，これで企業別の販売額を割ることによって推定できる．ただし，この方法では企業別に異なる需要関数を推定することはできない．利用できるのは企業間で同一の平均価格だけであるからだ．

また，企業別の推定生産量もその正確性が保障されない．本稿の方法は，生産量の成長率は必要であるが，企業別の生産量を直接に必要としない．企業別生産量の成長率は上述の推定生産量の成長率を使うか，あるいは企業別の販売額の成長率から産業全体の平均出荷価格の成長率を差し引いて求める．推定生産量そのものを使うよりも本稿のように推定生産量成長率のみを使うほうが誤差は小さい．

本稿の推定方法は，複占市場を前提に各企業の生産量に関する最適化条件 (オイラー方程式) を利潤率で近似して，利潤率の VAR モデルに似た理論モデルを得る．近似は，前述したような生産量の誤差を避けるためである．理論モデルの各係数は需要関数や費用関数のパラメータや，それに推測的変動の合成物である．この理論モデルを推

定し，係数値を得る．推定にあたっては理論モデルの構造変化を考慮する．各パラメータの合成物である理論的係数と係数推定値を均等させて方程式群を得る．また，期待利潤率を計算し，利潤率方程式をつくる．さらに，期待販売額を使って期待生産量 (期待価格) のもとでの需要関数を表す方程式と，期待生産量を表す方程式を得る．これら方程式群を代数的に解いて，需要関数や費用関数の各パラメータと推測的変動を得る．

従来の方法は，最も単純な場合には，需要関数や費用関数のパラメータを推定し，それを最適化条件に代入することで推測的変動を得た．本稿では，一群の方程式群を作って代数的に解くことによって，パラメータを得る．

本稿では時系列分析が中心的役割を果たすが，産業組織論において自己回帰モデルに重要な役割をおいた研究は多くない．そうした研究としては，Mueller[1986], Mueller ed. [1990] がある．Mueller[1986] は個別企業の利潤率系列に OLS を使って AR(1) モデルを適用して，‘長期利潤率’を推定する．ここで呼ぶ‘長期利潤率’は期待利潤率のことである．この AR(1) モデルの理論的背景は Geroski[1990] によって与えられている．Gerosky は利潤率系列の自己相関を参入退出に求める．つまりある期のある市場での利潤率が高いときには次の期から参入が起きるというものである．もし‘長期利潤率’が高いのであれば，その企業が属する市場の参入障壁は高いと言える．

Mueller ed.[1990] は AR(1) によって推定された‘長期利潤率’と市場構造との間の関係をいくつかの国について論じているが，わが国については Odagiri and Yamawaki[1990] が行っている．また最近では，Maruyama and Odagiri[2002] が同様の手法を使って 60 年代から 90 年代後半までの期間を 2 分して，‘長期利潤率’がどのように変化したか，市場構造との関係がどのように変化したかを論じている．竹中 [1999] も AR(1) によって‘長期利潤率’を推定し，損害保険各企業を他産業企業と比較している．

しかし，これらの研究は実証的にも理論的にもいくつかの問題を残している．理論的に，利潤率の自己相関が参入退出行動から生まれるというのはかなりの無理があるといわざるを得ない．この理論的背景を導いた Geroski 自身が直後その後の研究の中で（[1991]），参入退出がそれほど頻繁に起きていないことを指摘している．そうであれば，なおさら AR(1) の理論的根拠が希薄にならざるを得ない．さらに上で述べた実証研究では単位根検定も構造変化も確かめられていない．

本稿では，まず第 1 節で，生産量 (資本) 調整モデルを使って利潤率の VAR を導く．その中で需要曲線や費用曲線を表すパラメータとともに推測的変動が VARMA の各係数部分にどのようにかかわっているかを明らかにする．第 2 節では，利潤率データが一定の時系列モデルから生み出されたとして，その時系列モデルが変化したかどうか，変化したとすればその変化時点はいつかを確かめる．第 3 節では，第 1 節で導いた VAR を推定する．第 4 節で関係する同時方程式を近似的に解いて，推測的変動を推定し，最後に結論に代えてここでの手法の問題点を明らかにした．

2. 寡占企業の投資の動学方程式と利潤率 VAR の導出

2.1 基本的モデルとオイラー方程式

本節では Sargent[1987](Chapter XI) に基づいて離散型で投資の動学方程式を導き，これから利潤率の VAR に一定の意味を与えることにする．以下では，次の仮定をおくことにする．すなわち，

仮定：

(a) 2 企業からなる生産物複占市場は異質財市場を許し，企業 1 と 2 が直面する需要曲線は線形を仮定し，それぞれ，

$$p_{1t} = A_{01t} - A_{11}q_{1t} - A_{12}q_{2t} + u_{1t},$$

$$p_{2t} = A_{02t} - A_{22}q_{2t} - A_{21}q_{1t} + u_{2t},$$

ここで，p_{it} は t 期の企業 i の価格，q_{it} は t 期の企業 i の生産量である．u_{it} は t 期の企業別需

要ショックを表す．u_{it} は MA(1) で表されるとする．価格や生産量や利潤（率）にみられる自己相関をつくる要因として，需要面，要素価格面，投資面の各要因が考えられるが，本稿では投資行動によってもたらされる自己相関に焦点を当てるために，需要面での自己相関は単に u_{it} の MA(1) として処理することにする．A_{01t} と A_{02t} は時間トレンドを持つかもしれない．

(b) 企業 i の費用関数は生産量 (資本) 調整費用をともなう．

$C_{it} = c_{1it}q_{it} + (c_{2i}/2)(q_{it} - q_{it-1})^2 + s_{it}q_{it}$.

ここで，s_{it} は費用ショックを表し，期待値ゼロの MA(1) で表されるとする．費用関数が生産費用と資本の調整費用からなると仮定すると，資本の変化が生産費用にどのように影響するかを特定しなければならない．特定化した上で，さらに投資競争を明示的に導入し，投資競争における推測的変動を推定しなければならない．さらに，その後の生産量（あるいは価格）についての推測的変動も投資の推測的変動と整合的に推定しなければならない [3)]．本稿のモデルは固定資本係数を仮定すれば，資本調整モデルとなる．

(c) 各企業は需要と費用のショック (u_{it},s_{it}) が実現する前に生産量を決定し，ショックの実現後に価格が決定される．

(d) 企業 i の時間割引要素を b_i とする．

(e) 企業 i の割引利潤総和を最大にする t 期の生産量を決定するに当たって，同じ t 期のライバルの生産量について推測的変動 $\kappa_{ji} \equiv \partial q_{jt}/\partial q_{it}$ をもつ．ただし，ライバルの生産量については，$\partial q_{jt+j}/\partial q_{it} = 0$ とする．これは計算の簡略化のためである．換言すれば，t 期は closed-loop 戦略，t 期以降は open-loop 戦略をとる．この仮定の背景については前節で触れた．こうした仮定の下で，企業 i の割引利潤総和は，

(1) $V_{it} = \Sigma_{j=0}{}^{\infty} b_i{}^j\{p_{t+j}q_{it+j} - C_{it+j}\}$

$\partial V_{it}/\partial q_{it+j} = 0$ より，オイラー方程式は，

(2) 企業 1 について，

$$b_1c_{21}q_{1t+j+1} - q_{1t+j}(2A_{11} + A_{12\kappa 21} + c_{21} + b_1c_{21}) + c_{21}q_{1t+j-1} = -A_{01t+j} + c_{11t+j} + A_{12}q_{2t+j} + u_{1t+j} + s_{1t+j},$$

企業 2 について，

$$b_2c_{22}q_{2t+j+1} - q_{2t+1}(2A_{22} + A_{21\kappa 12} + c_{22} + b_1c_{22}) + c_{22}q_{2t+j-1} = -A_{02t+j} + c_{12t+j} + A_{21}q_{2t+j} + u_{2t+j} + s_{2t+j}.$$

ここで，オイラー方程式に MA(1) が含まれることに注意したい．

2.2　利潤率の VAR 表現

オイラー方程式 (2) は VARMA 表現となっている．しかし，残念ながら一般に企業別，生産物別に生産量データを長期にわたって入手することはできない．そこで生産量データで表されるオイラー方程式 (2) をデータが入手可能な企業利潤率に変換する必要がある．いま，t 期の利潤率 $\pi_{it}(i = 1, 2)$ を次のように生産量 (q_{1t}, q_{2t}) についてその期待値の近傍で 1 次近似で表わす．任意の i について，

(3) $\pi_{it} = \pi_{it}{}^* + \pi_{it}{}^{1*}(q_{1t} - q^*_{1t}) + \pi_{it}{}^{2*}(q_{2t} - q_{2t}{}^*), i = 1, 2$

$\pi_{it}{}^{j*} \equiv \partial \pi_{it}/\partial q_{jt} \mid_{qit=qit*,\ i=1,2}$.

$q_{1t}{}^*$ と $q_{2t}{}^*$ は両企業の t 期の期待生産量である．ここで企業 i の期待生産量の成長率を $1 - G_i$ とおくと，あらゆる t と j について，

$q_{it+j+1}{}^* = (2 - G_i)\, q_{it+j1}{}^*$.

期待生産量 $q_{it+j+1}{}^*$ はこの関係をオイラー方程式 (2) に代入して得られる．

利潤率を $\pi_{it}{}^*$ で表し，(3) を q_{1t} と q_{2t} について解くと，

(4) $q_{1t} - q_{1t}{}^* = (\pi_{2t}{}^{2*}\pi_{1t}{}^+ - \pi_{1t}{}^{2*}\pi_{2t}{}^+)/\Omega$

$q_{2t} - q_{2t}{}^* = (\pi_{1t}{}^{1*}\pi_{2t}{}^+ - \pi_{2t}{}^{1*}\pi_{1t}{}^+)/\Omega$

$\pi_{it}{}^+ \equiv \pi_{it} - \pi_{it}{}^*$

$\Omega \equiv \pi_{1t}{}^{1*}\pi_{2t}{}^{2*} - \pi_{1t}{}^{2*}\pi_{2t}{}^{1*}$

(4) を (2) に代入すると，利潤率についての 2 次の SVARMA（structural VARMA）が得られる．SVARMA は次のような形をとる．

(5) $\pi_{1t+j+1}=\text{const}+\alpha_1\pi_{2t+j+1}+\beta_{11}\pi_{1t+j}+\beta_{12}\pi_{1t+j-1}+\gamma_{11}\pi_{2t+j}+\gamma_{12}\pi_{2t+j-1}+MA(1)$

$\pi_{2t+j+1}=\text{const}+\alpha_2\pi_{1t+j+1}+\beta_{21}\pi_{2t+j}+\beta_{22}\pi_{2t+j-1}+\gamma_{21}\pi_{1t+j}+\gamma_{22}\pi_{1t+j-1}+MA(1)$

この SVARMA は生産量についてのオイラー方程式の利潤率表現の近似である．(5) が MA(1) を含むのは，需要変動 (u_{it}) と費用変動 (s_{it}) が MA(1) にしたがうからである．

さらに，この SVARMA を π_{1t+j+1} と π_{2t+j+1} について解くと，次のような VARMA が得られる．

(6) $\pi_{1t+j+1}=v_{10}+v_{11}\pi_{1t+j+}v_{12}\pi_{1t+j-1}+v_{13}\pi_{2t+j}+v_{14}\pi_{2t+j-1}+\varepsilon_{1t+j+1}+\theta_1\varepsilon_{1t+j}$,

$\pi_{2t+j+1}=v_{20}+v_{21}\pi_{2t+j}+v_{22}\pi_{2t+j-1}+v_{23}\pi_{1t+j}+v_{24}\pi_{1t+j-1}+\varepsilon_{2t+j+1}+\theta_2\varepsilon_{2t+j}$,

ここで，$\varepsilon_{it+j+1}+\theta_i\varepsilon_{it+j}$ は MA(1) を表す．

これら 10 個の v_{in} 係数（i=1,2. n=0,1,⋯,4）は需要曲線と費用曲線に現れるパラメータで構成される．その構成は表 1 に示した．

表 1 をみればわかるように，時間割引要素 b_1 と b_2 が等しいと仮定し，$b\equiv b_1=b_2$ とおけば，$v_{i2}=-1/b, v_{i4}=0\,(i=1,2)$ となる．これを使って，整理すれば，

(7) $\Pi_{1t+j+1}=v_{10}+v_{11}\pi_{1t+j}+v_{13}\pi_{2t+j}+\varepsilon_{1t+j+1}$,

$\Pi_{2t+j+1}=v_{20}+v_{21}\pi_{2t+j}+v_{23}\pi_{1t+j}+\varepsilon_{2t+j+1}$,

ここで，$\Pi_{it+j+1}\equiv\pi_{it+j+1}-v_{i2}\pi_{it+j-1}-\theta_1\varepsilon_{it+j}$, で ε_{it} は i, i, d, Gaussian とする．

表 1．係数の理論構成

$v_{10}\equiv -H_{20}/H_{21}-(A_{02}-c_{12})/(b_2c_{22}H_{21})-H_{20}/(b_2H_{21})+A_{21}H_{10}/(b_2c_{22}H_{21})+(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H_{20}/(b_2c_{22}H_{21})-(1/(H_{21}H))[H_{22}\{H_{21}(H_{10}+(A_{01}-c_{11})/(b_1c_{21})+H_{10}/b_1-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H_{10}/(b_1c_{21})-A_{12}H_{20}/(b_1c_{21}))-H_{11}(H_{20}+(A_{02}-c_{12})/(b_2c_{22})+H_{20}/b_2-A_{21}H_{10}/(b_1c_{21}))-H_{11}(H_{20}+(A_{02}-c_{12})/(b_2c_{22})+H_{20}/b_2-A_{21}H_{10}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c_{22}+A_{21}\kappa_{12})H_{20}/(b_2c_{22}))\}]$,

$v_{11}\equiv A_{21}H_{11}/(b_2c_{22}H_{21})+(2A_{22}+c_{22}+b_2c_{22}+A_{21}\kappa_{12})H_{21}/(b_2c_{22}H_{21})-(1/H_{21}H)[H_{22}\{H_{21}(-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H11/(b_1c_{21})-A_{12}H_{21}/(b_1c_{21}))-H_{11}(-A_{21}H_{11}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H_{21}/(b_2c_{22}))\}]$,

$v_{12}\equiv -1/b_2-H_{22}H_{11}(1/b_1-1/b_2)/H$,

$v_{13}\equiv A_{21}H_{12}/(b_2c_{22}H_{21})+(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H_{22}/(b_2c_{22}H_{21})-(1/H_{21}H)[H_{22}\{H_{21}(-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H_{12}/(b_1c_{21})-A_{12}H_{22}/(b_1c_{21}))-H_{11}(-A_{21}H_{12}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H22/(b_2c_{22}))\}]$,

$v_{14}\equiv -H_{22}/(b_2H_{21})-H_{22}(H_{12}H_{21}/b_1-H_{11}H_{22}/b_2)/(H_{21}H)$,

$v_{20}\equiv (1/H)[H_{21}\{H_{10}+(A_{01}-c_{11})/(b_1c_{21})+H_{10}/b_1-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H_{10}/(b_1c_{21})-A_{12}H_{20}/(b_1c_{21})\}-H_{11}\{H_{20}+(A_{02}-c_{12})/(b_2c_{22})+H_{20}/b_2-A_{21}H_{10}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H_{20}/(b_2c_{22})\}]$,

$v_{21}\equiv (1/H)[H_{21}\{-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H_{12}/(b_1c_{21})-A_{12}H_{22}/(b_1c_{21})\}-H_{11}\{-A_{21}H_{12}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c22+A_{21}\kappa_{12})H_{22}/(b_2c_{22})\}]$,

$v_{22}\equiv (H_{21}H_{12}/b_1-H_{11}H_{22}/b_2)/H$,

$v_{23} \equiv [H_{21}\{-(2A_{11}+c_{21}+b_1c_{21}+A_{12}\kappa_{21})H_{11}/(b_1c_{21})-A_{12}H_{21}/(b_1c_{21})\}-H_{11}\{-A_{21}H_{11}/(b_2c_{22})-(2A_{22}+c_{22}+b_2c_{22}+A_{21}\kappa_{12})H_{21}/(b_2c_{22})\}],$

$v_{24} \equiv H_{21}H_{11}(1/b_1-1/b_2)/H,$

ここで,

$H \equiv H_{11}H_{22}-H_{12}H_{21},$

$H_{10} \equiv [e^{\pi 2}\{e^{-\pi 2}q_1(-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2)q_{22})/(q_2{p_2}^2))+e^{-\pi 2}q_2(A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2)-\pi_2\}]/\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/(q_2{p_2}^2)\}+D/E$

$D \equiv \{-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2+A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2\}[-e^{-\pi 2}\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/(q_2{p_2}^2)\}\{e^{-\pi 1}q_2A_{12}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2+e^{-\pi 1}q_1(A_{11}(-c_{11}-o.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1)-\pi_1\}+e^{-\pi 1}\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{e^{-\pi 2}q_1(-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2)q_{22})/(q_2{p_2}^2))+e^{-\pi 2}q_2(A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2)-\pi_2)\}]$

$E \equiv \{-c_{12}/(p_2q_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/q_2{p_2}^2\}[-e^{-\pi 1-\pi 2}A_{12}\{-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1\}(1/{p_1}^2)\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/q_2{p_2}^2\}-e^{-\pi 1-\pi 2}\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p2\}],$

$H_{11} \equiv [-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2+A_{22}\{-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2\}](-e^{-\pi 2})[-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}\{-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2\}/(q_2{p_2}^2)]/F$

$F \equiv [-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}\{-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2\}/q2p2^2](e^{-\pi 1-\pi 2})[A_{12}\{-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1\}/{p_1}^2][-c_{12}/(q_2p^2)+A_{21}\{-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2\}/q_2{p_2}^2]-(e^{-\pi 1-\pi 2})[A_{11}\{-c_{11}q_1-0.5c_{22}(1-G_1){q_2}^2\}/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1][A_{22}\{-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2\}/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2/p_2],$

$H_{12} \equiv e^{\pi 2}/[-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}\{-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2\}/(q_2{p_2}^2)\}]+[-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2+A_{22}\{-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2\}/{p_2}^2](-e^{-\pi 1})[A_{11}\{-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1\}/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1]/L,$

$L \equiv [-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}\{-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2\}/(q_2p2^2)](e^{-\pi 1-\pi 2})[A_{12}\{-c_{11}q_1-0.5c_{21}(1-G_1){p_1}^2\}/{p_1}^2\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)\}-\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2\}],$

$H_{20} \equiv -[-e^{-\pi 2}\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/(q_2{p_2}^2)\}\{e^{-\pi 1}q_2(A_{12}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2)+e^{-\pi 1}q_1(A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1)-\pi_1\}+e^{-\pi 1}\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/p_12-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{e^{-\pi 2}q_1(-c_{12}/(q_2p_2)+A21(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/(q_2{p_2}^2))+e^{-\pi 2}q_2(A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/p_{22}-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2)-\pi_2\}]/M,$

$M \equiv (e^{-\pi 1-\pi 2})A_{12}\{-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1\}/{p_1}^2\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/q_2{p_2}^2\}-(e^{-\pi 1-\pi 2})\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2\},$

$H_{21} \equiv e^{-\pi 2}\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{12}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/q_2{p_2}^2\}/N,$

$N \equiv (e^{-\pi 1-\pi 2})\{A_{12}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2\}\{-c_{12}/(q_2p_2)+A_{21}(-c_{21}q_1-0.5c_{22}(1-G_2){q_2}^2)/(q_2{p_2}^2\}\}-(e^{-\pi 1-\pi 2})\{A_{11}(-c_{11}-0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/{p_1}^2-0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{A_{22}(-c_{12}-0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/{p_2}^2-0.5c_{22}(1-G_2)/p_2\},$

$$H_{22} \equiv -e^{-\pi 1}\{A_{11}(-c_{11} - 0.5(1-G_1)q_1)/p_1{}^2 - 0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}/R,$$
$$R \equiv (e^{-\pi 1-\pi 2})A_{12}\{-c_{11} - 0.5c_{21}(1-G_1)q_1\}(1/p_1{}^2)\{-c_{12}/(q_2p_2) + A_{21}(-c_{12}q_1 - 0.5c_{22}(1-G_2)q_2{}^2)/(q_2p_2{}^2)\} - (e^{-\pi 1-\pi 2})$$
$$\{A_{11}(-c_{11} - 0.5c_{21}(1-G_1)q_1)/p_1{}^2 - 0.5c_{21}(1-G_1)/p_1\}\{A_{22}(-c_{12} - 0.5c_{22}(1-G_2)q_2)/p_2{}^2 - 0.5c_{22}(1-G_2)/p_2\},$$

---

3. データ

上のモデルは複占市場を仮定している．また後述の推定も複占市場を仮定している．本稿の推定手法は特定の企業とそれ以外の企業の加重平均をとった「平均企業」の2社から構成される．本稿では特定企業としてトヨタ自動車 (以下では，トヨタと呼ぶ) とそれ以外の乗用車企業7社の販売額で加重平均した平均企業を分析対象の2社とする．トヨタ以外の平均企業を構成する企業は，日産，本田，マツダ，三菱自動車，富士重工業，ダイハツ，鈴木自動車である．このうち，本田は1967年度から，三菱自工は1987年度から，ダイハツは1964年度から平均に加える[2)]．1960年度から2004年度までの通期会計データを使う．

利潤は営業損益から資本費用を差し引いて定義する．資本費用は会計データには記載されていないから，別に計算する必要がある．資本費用のベースとなる資産を棚卸資産と有形固定資産に定義した．前者は短期資本，後者は長期資本を表す．これら短・長期資本に対応する利子率を掛け合わせて資本費用とする．

しかし短・長期利子率は企業ごとにそのリスクを反映して異なるはずである．そこで，CAPMタイプのモデルを使って各利子率を推定する．すなわち，企業別の短期利子率は，1971年度以降は次のように推定する．短期利子率の推定式は，

短期利子率 = 政府短期証券 (60日) 金利 +$\beta\times$｛短期貸出約定平均金利（国内銀行，ストック）− 政府短期証券（60日）金利｝

ここで，β は東京証券取引所の株式収益率からマーケットモデルを使って推定した．株式収益率データは，日本証券経済研究所『株式収益率』を使った．

1970年度以前は，短期貸出約定平均金利が不明であるため，71年度以降について推定した短期利子率を総合貸出約定平均金利（国内銀行，ストック）と β に回帰させた結果を使って推定した．

長期利子率も短期利子率と同様に推定した．長期利子率は1977年度以降について次のように推定した．

長期利子率 = 新発国債（10年）応募者利回り +β ×｛長期貸出約定平均金利 (国内銀行，ストック) − 新発国債（10年）応募者利回り｝,

1976年度以前は長期貸出約定平均金利が不明であるため，1977年度以降の長期金利を総合貸出約定平均金利 (国内銀行，ストック) と β に回帰させ，その推定結果を使って推定した．

利潤率は利潤の販売額に対する比率に1を加えて自然対数に変換した．さらに推測的変動その他のパラメータの推定には，生産台数の期待値と期待販売額を推定し使う．各社の生産台数は『機械統計年報各年版』(通産省，経済産業省編) から求めた乗用車 (軽を含む) の1台あたりの平均生産額で，各社の販売額を除して推定した．

4. 利潤率の時系列分析

本稿は表1で示した係数とその推定値との比較と，需要曲線及び期待生産量それに期待利潤率の方程式から推測的変動を始めとする各パラメータを決定したい．そのためには，(5) で示した利潤率の時系列モデルの係数 v_{ij} を推定しなければならない．しかし推定期間にわたって (6) 式の各係数が安定である保証はない．したがって，係数，特に定数項 v_{10} と v_{20} が変化したか否か，変化したとすればいつかを確かめる．こうしたモデルの変化を構造変化，あるいは構造ブレークと呼ぶ．

本稿では，4つの方法で構造変化を考慮する．1つは単位根検定を使って構造変化を確かめる．単位根検定はあくまで目的が単位根の有無のテストにあり，構造変化を主目的にしているわけではない．そこで構造変化は単位根検定とは別の形で行うことも考えなければならない．その1つの方法が Chen の方法である．3つ目は単位根検定で使う ADF モデルの F 値が最大となるように定数項や傾き係数のダミー変数を選ぶことによって構造変化の時点を特定化する．ここでは，この方法を仮に「ADF モデルを使った F 値最大化法」と呼んでおく．4つ目は (6) 式で表される VAR モデルの階差をとって，F 値が最大となるように傾き係数のダミー変数を選んで構造変化時点を特定化する．これをここでは「階差 VAR モデルを使った F 値最大化法」と呼ぶことにする．

本稿では他の多くの研究と同様に，構造変化時点が未知であると仮定し，時系列モデルの構造変化が，いつの時点で，どういう形で起きたかを推定する．

前節は利潤率モデルが VAR モデル, あるいは VAMA モデルであることを示しているが，第1から第3までの方法は基本的に univariate AR モデル, あるいは univariate ARMA モデルにもとづく．これは，VAR や VAMA で示される系列が代替的に univariate AR, あるいは univariate ARMA によっても表されるという事実にもとづく．

(5) をラグオペレータを使ったベクトル形式で表すと，(5) は次の形をとる．

(5)′ VARπ =MA

ここで，VAR は各要素が2次の L(ラグオペレータ) をもつ 2 × 2 の行列で，MA は各要素が MA(1) をもつ 1 × 2 の残差の列ベクトルである．π は企業1と2の利潤率からなる 1 × 2 の列ベクトルである．(5)′を書き直すと，

(5)″π =(VAR)$^{-1}$MA,

(VAR)$^{-1}$ の各要素は共通の分母を持ち，それは行列式 |VAR| となり，L の4次式となる．|VAR| を両辺にかければ，(5)″は各利潤率が univariate ARMA(4,3) で表されることを意味している．

4.1　構造変化と単位根検定

利潤率が単位根を持つことは考えにくいが [3]，多くの企業について単純に単位根検定を行うと単位根を持つという帰無仮説が棄却できない．これはおそらく時系列モデルにおける各係数の変化，すなわち構造変化によってもたらされたものであると考えられる．したがって，単位根検定は構造変化の可能性を考慮して行う必要がある．構造変化を考慮した単位根検定の方法について多くの研究が報告されているが，それらはトレンドを仮定した検定モデルや，構造変化が1回に限定されているようなケースが多い．個別企業の期待利潤率は市場構造の変化や規制の変化を反映して頻繁ではないにしても時折変化すると予想される．

したがって，本稿のようにおよそ40年間に及ぶ期間を分析期間とする場合には，複数回の構造変化を考慮する必要がある．未知時点での2回の変化が可能な検定方法としては，Lumsdaine and Papell [1997] が単純で扱いやすい．この方法は1回ブレークを前提とする Zivot and Andrews[1992] の2回ブレークへの拡張版である．しかし彼らの検定モデルはトレンドを含むものであり，しかもその検定表は掲載されていない．

そこで本稿は25のデータのもとでの検定表をシミュレーションによってつくった [4]．検定統計量は ADF の $T(\rho_\mu - 1)$ タイプである．ここで，T はデータ数，ρ_μ は ADF の検定モデルの自己回帰係数の推定値である．本稿の検定モデルは ADF の検定モデルに任意の時点（1時点ないしは2時点）での定数項の変化をみるためにダミー変数を加える．また，検定モデルにおける階差項の次数 (k) は最後の項についての t 値が 1.6 以上となるように選んだ [5]．階差の最大次数は4次とする．階差項が加わる場合の企業 i の $T(\rho_\mu - 1)$ タイプの検定統計量は，$T(\rho_\mu - 1)/(1 - \Sigma_k \varDelta \pi_{ik}$の係数) となる．本稿のシミュレーションによる検定統計表は表2で示す．

表 2．ブレークをともなう $T(\rho_\mu - 1)$ タイプの検定統計表

(1) ブレーク 1 回				(2) ブレーク 2 回			
1%	2.5%	5%	10%	1%	2.5%	5%	10%
−20.0	−17.3	−15.1	−12.9	−33.7	−30.7	−27.7	−22.5

検定は任意の 1 時点，あるいは 2 時点で定数項が変化するダミー変数をともなう ADF 検定モデルで検定統計量を計算する．定数項の変化はサンプルの最初から 4 番目の時点から始まり，最後から 4 番目の時点までとする．2 回変化の場合には最初の変化と 2 番目の変化の間の長さは最小 3 期間とする．

データの最初と最後の 3 つずつを除くすべての時点，あるいは 2 時点の組み合わせの中で統計量の絶対値が最大となるものが検定統計量として選ばれ，絶対値で表 2 の検定表の値よりも大きくなるとき，その有意水準で単位根帰無仮説が棄却される．棄却の場合には，最大絶対値をもたらした時点で構造ブレークが起きたと推論する．

トヨタとそれ以外の乗用車企業 7 社の加重平均企業を分析対象の 2 社とする．1964 年度から 2004 年度まで期間のトヨタの利潤率に構造変化をともなわない通常の ADF 検定を適用すれば，$T(\rho_\mu - 1)$ = － 12.68　(k = 0) となる．これは，サンプル規模 25 で，単位根帰無仮説の成立確率は 4.9%である．1 回の構造変化を前提とすれば，構造変化時点が 2001 年で検定統計量は － 15.16　(k = 0)．帰無仮説の成立確率は 4.7%であるから，構造変化がない場合と変わらない．しかし，2 回の構造変化を前提とした場合には，検定統計量は −37.35(k = 1) となり，帰無仮説の成立確率は 0.05%と大きく増大する．そこでトヨタの場合には，2 回の構造変化があったと判断する．構造変化時点は，1973 年と 1999 年であった．

トヨタ以外の平均企業の場合には，構造変化を考慮しない通常の ADF 検定統計量は −8.40　(k = 0) で，サンプル規模が 25 の場合も 50 の場合にも帰無仮説の成立確率は 10%を超える．1 回の構造変化を考慮する場合には，検定統計量は −22.08　(k = 1) で，帰無仮説の成立確率は 0.4%である．それに対して，2 回の構造変化を考慮する場合には，検定統計量は −33.57 (k = 1) で，帰無仮説の成立確率は 0.07%となる．したがって，トヨタと同様に，トヨタ以外の平均企業でも 2 回の構造変化があったと推論する．構造変化時点は，1973 年と 1998 年である．

4.2　Chen の方法

上の方法はあくまで単位根の検定が主目的であった．おそらく，構造変化の探索法として最も簡便な方法は Chen の方法であり，Chen and Tiao[1990] で紹介されている．この方法は，一定の ARMA あるいは ARIMA を適用し，その残差から定数項の変化をみようとするものである．つまり一定期間中の平均残差が大きくなるような期間を発見することを目的としている．もしブレークが発見されるならば，その期間中の残差をダミー変数とする ARMA あるいは ARIMA で修正し，その修正した残差からさらに定数項の変化時点を探索する．この方法をブレークが探索できなくなるまで続けるのである．

ただし，Chen の方法は定数項の変化がデータの終末時点まで続くことを前提としている．すなわち，定数項の変化によってデータは 2 つに分割される．しかし，多くの企業利潤率では，一定の時系列モデルを適用した後の残差が 1 時的に高まり，その後低下するというようなパターンをとることがある．そこで，Chen の方法を必ずしも終末時点までとは限らない一定期間に適用するように使うことにする．こうした使用のもとではデータ期間は 3 つに分割されることになる．変化以前の期間と変化期間，それに元の水準に戻った期間である．臨界検定値はもっともマイルドな値として，2.8 を使った．

1961 年度から 2004 年度までの期間中のトヨタの利潤率データにこの方法を適用すると，1973，1975，1979，1995 年度で定数項が変化したと推論する．同じ期間中のトヨタ以外の平均企業の定数

項の変化は，1964，1973，1974，1975，1978，2000年度で起きたと推論する．各社の変化がこのように多く，かつまた近接する時点で起きたと推論されるのは，この方法のもとでは，サンプル期間の中の特定の期間，例えば1973年度から2000年度までの期間中とそれ以外の期間中で定数項が異なるかどうかを検定したからである．この方法は，例えば，サンプル開始の1961年度から1972年度まで，1973年度から2000年度まで，2001年度からサンプル終末の2004年度で定数項が異なるかを検定したわけではない．

4.3　ADF モデルを使った F 値最大化法

これまで述べてきた構造変化を探索するどの方法も定数項の変化を考察してきた．しかし，自己回帰係数も変化する場合がある．前章の利潤率の時系列モデルによれば，需要曲線の傾きの変化，生産量調整費用の変化，固定資本係数それ自体の変化によって売上高利潤率の自己回帰係数は変化する．

そこで，ADF モデルを使って，階差項の係数変化を見てみることにする．ADF モデルは，$\varDelta\pi_{it}$ = 定数 $+\rho\pi_{it-1} + \alpha_1 \varDelta \pi_{it-1} + \alpha_2 \varDelta \pi_{it-2} + \alpha_3 \varDelta \pi_{it-3} + \varepsilon_{it}$．ここで，$\varepsilon_{it}$ は i.i.d.Gaussian 残差で，$\varDelta\pi_{ip}$ の長さ $p = 3$ とする．その方法はまず，定数と係数の変化を考慮しない形で ADF モデルを推定する．これを基本モデルと呼ぶことにする．定数および α_i の変化は基本モデルにダミーを加えたときの最大の F によって判定する．すなわち，最大の F が基本モデルの F を上回るとき，そのダミー変数が示す時点で，そのダミー変数が示す変数について係数変化があったと判断する．推定手法は OLS で，最大 F 値はステップワイズ法を使う．

トヨタでは定数変化は 1970，1990，1996 年度に起きたと判断されるが，係数変化は認められなかった．トヨタ以外の平均企業は，1966 年度で α_3 が変化したと判断された．

4.4　階差 VAR モデルを使った F 値最大化法

(7) 式で示されるモデルについて, 次の階差 VAR を考える．ただし，両企業に共通した時間割引要素として，$b = 0.9$ と仮定する．さらに，Π_{1t+j+1} の推定において，(6) 式の MA(1) を推定する代わりに，MA 部分を univaliate ARMA(4, 3) で推定する．これについては，この節の最初で述べた．

$$\varDelta\Pi_{1t+j+1} = v_{11}\varDelta\pi_{1t+j} + v_{13}\varDelta\pi_{2t+j} + \varepsilon_{1t+j+1},$$
$$\varDelta\Pi_{2t+j+1} = v_{21}\varDelta\pi_{2t+j} + v_{23}\varDelta\pi_{1t+j} + \varepsilon_{2t+j+1},$$

ここで，企業 1 をトヨタ，企業 2 をトヨタ以外の平均企業とする．

このモデルに 3.3. の方法を適用する．この方法では定数項の変化は探索できないが，直接的に VAR の係数変化を探索できる．探索した結果，トヨタも他の平均企業も係数変化は認められなかった．ただし，F 値ではなく修正決定係数でみると，トヨタついて 1968 年度で v_{11} が，1973 年度と 1989 年度で v_{13} が，トヨタ以外の平均企業については 1994 年度で v_{23} が，1997 年度で v_{21} が変化したと判断できる．さらに，基本モデルとして $v_{23} = 0$ とすると F 値も修正決定係数もともに改善される．このとき，1994 年度から v_{23} を入れると，F 値は低下するが，修正決定係数は上昇する．

4.5　生産台数の期待成長率と期待販売額の推定

産業全体の生産台数と生産額データから 1 台当たりの平均価格を求め，これと売上高から企業別の生産台数を得る．生産台数の変化率に時系列モデルを当てはめ，生産台数の期待変化率を求める．ただし，Chen の方法を適用し，定数項の変化を探索する．トヨタには定数項の変化は発見できなかった．トヨタの生産台数の変化率に AR(2) 当てはめ，生産台数の期待変化率を 0.089 と推定する．トヨタ以外の平均企業の期待変化率は，1967 年度から 1972 年度までは 0.262，それ以外の期間は 0.013 であった．

先の利潤率の時系列モデルにおける定数項の変化時点で販売額についても構造変化 (定数項及び時間トレンドの変化) があるとして，時系列モデ

ルから各時点の期待販売額を推定する [6]．

5. パラメータの推定方法と推定結果

前述したように，本稿が推定するのは (6) ではなく，(7) である．したがって，各企業の利潤率を ARMA(4,3) で推定して，利潤率データから MA(3) 部分を差し引き，i.i.d. 残差のみを残すことにした．ここで，ARMA(4,3) を推定するのは，前述したように (6) が univariate ARMA(4,3) に変換できるからである．さらに，$b_1 = b_2 = 0.9$ として，π_{it+j+1} から $v_{i2}\pi_{it+j-1}$ を差し引く．この仮定のもとでは，$v_{i2} = -1/0.9$, となる．利潤率は販売額に対する利潤率であり，1 を加えて自然対数に変換する．

前章で見たように構造変化の可能性がある．また，(6) の導出から容易にわかるできるように，(6) や (7) の残差は企業 1 と企業 2 の間で相関している．こうした要因を踏まえて，通常の VAR 推定と異なり OLS を使わず，SUR を使って推定する．

前節で推定した構造変化時点は変化の候補として，(7) にダミー変数を加えて処理する．そのさい，定数項が変化したときには，係数も変化している可能性があることを考慮して，その時点での係数変化も考慮する．また，トヨタの構造が変化した時点では，トヨタ以外の平均企業の構造も変化するかもしれないので，平均企業の構造変化時点としてトヨタの変化時点も変化の候補として考慮する．同様の理由で，トヨタの構造変化時点としてトヨタ以外の平均企業の変化時点も変化の候補として考慮する．こうしてダミー変数を加えた (7) が推定モデルとなる．

こうした変化時点の候補のうちから，推定結果の t 値があまりに小さくなる説明変数をモデルから除去して最終的なモデルを選んだ．t 値の選択基準は 1 以上とした．最終的に選んだモデルと推定結果は表 3 で示した．表 3 で示した最終モデルは，データ期間は 1964 年度から 2001 年度である (61,62,63 年度は説明変数として使う可能性があるために分析期間は 64 年度からである)．

企業 1 がトヨタで，企業 2 がトヨタ以外の平均企業であるとする．もちろんこの順番を変えても問題はない．

表 3．利潤率の時系列分析結果

被説明変数：各企業の利潤率 π_{it} は販売額に対する利潤率であり，ARMA(4,3) で推定して，i.i.d. 残差のみを残し，他の MA(3) 部分と $(-1/0.9)\pi_{it-2}$ を π_{it} から差し引き，これを Π_{it} で表す．

トヨタ

説明変数		
v_{10}	0.0417	(5.8549)
90 年度以降を 1 とする定数項ダミー	−0.0289	(−4.7208)
98 年度以降を 1 とする定数項ダミー	0.01627	(1.7512)
v_{11}	0.7977	(2.5751)
v_{13}	1.1250	(2.8921)
73 年度以降に v_{11} に加わる係数ダミー	0.6229	(1.9858)
73 年度以降に v_{13} に加わる係数ダミー	−2.0978	(−4.2587)
90 年度以降に v_{13} に加わる係数ダミー	1.5914	(4.4542)

SBIC −120.639 対数尤度 135.683 修正 R^2 0.9576

トヨタ以外の平均企業

説明変数		
v_{20}	0.1285	(9.4862)
v_{21}	0.2585	(1.3804)
73 年度以降を 1 とする定数項ダミー	−0.0671	(−6.5859)
90 年度以降を 1 とする定数項ダミー	−0.1736	(−2.2356)
98 年度以降を 1 とする定数項ダミー	−0.0399	(−1.4638)
90 年度以降に v_{21} に加わる係数ダミー	1.6404	(2.8879)
98 年度以降に v_{21} に加わる係数ダミー	−6.5822	(−3.3989)
66 年度以降に v_{23} に加わる係数ダミー	−0.2476	(−2.3226)
70 年度以降に v_{23} に加わる係数ダミー	−0.4368	(−3.4387)
95 年度以降に v_{23} に加わる係数ダミー	−0.6332	(−1.8651)
98 年度以降に v_{23} に加わる係数ダミー	5.8955	(3.2457)

SBIC −113.665 対数尤度 134.351 修正 R^2 0.9474

注）v_{i0}，v_{i1}，v_{i3} は v_{i0}，v_{i1}，v_{i3} の推定値を表す．

表 3 の結果から，各年度ごとの v_{i0}, v_{i1}, v_{i3} の推定値 v_{i0}, v_{i1}, v_{i3} が得られる．したがって，表 1 とあわせて，次式が成立する．

(8) $v_{ij} = v_{ij},\ i = 1, 2,\ j = 0, 1, 3,$

表 3 の結果は各時点の企業別の期待利潤率の計算にも使われる．すなわち，(6) あるいは (7) で，$v_{i2} = -1/0.9$，$v_{i4} = 0$ とし，他の $v_{ij}(j = 0, 1, 3)$ に

ついて表3の結果を使い，あらゆるtについて，$\pi_i = \pi_{it}$ とおけば期待利潤率 π_i が計算される．ただし，表3の推定において利潤率は1を加えて対数に変換してある．したがって，こうして得られる期待値 π_i は対数値であるから，再変換しなければならない．ただし，再変換するさい，変換は単純に指数変換したのみで，修正は加えていない．こうして推定された期待売上高利潤率は，表4に示した．

表4．年度別期待売上高利潤率

期間	トヨタ	トヨタ以外の平均企業
1961 － 1965	0.0955	0.0718
66 － 69	0.0853	0.0602
70 － 72	0.0717	0.0448
73 － 89	0.0291	0.0228
90 － 94	0.0381	0.0212
95 － 97	0.0224	0.0040
98 －	0.0604	0.0185

期待価格を $p_t{}^*$，期待生産量を $q_t{}^*$ で表すと，期待売上高利潤率は，

(9) t時点の企業iの期待売上高利潤率

$$= \{pit^* q_{it}{}^* - c_{1it} q_{it}{}^* - c_{2it}(1-G_i)^2 q_{it}{}^{*2}/2\}/(p_{it}{}^* q_{it}{}^*),\quad i = 1, 2,$$

また，第1節で述べたように，パラメータであらわされる各時点の期待生産量 $q_{i+t}{}^*$ は，あらゆるtとjについて，$q_{it+j+1}{}^* = (2-G_i)q_{it+j}{}^*$，とおいてオイラー方程式(2)に代入して解き，次のように得る．

$$q_{1t}{}^* = (A_{02} - c_{12})/(A_{21}G_1) - [b_2c_{22}\{1 + G_2{}^2/b_2 - G_2(2A_{22} + c_{22} + b_2c_{22} + A_{21}\kappa_{12})/(b_2c_{22})\}][-A_{21}(A_{01} - c_{11})G_1/(b_1b_2c_{21}c_{22}) - (A_{02} - c_{12})\{1 + G_1{}^2/b_1 - G_1(2A_{11} + c_{21} + b_1c_{21} + A_{12}\kappa_{21})\}/(b_2c_{22})]/S,$$

$$q_{2t}{}^* = -A_{21}G_1[-A_{21}(A_{01} - c_{11})G_1/(b_1b_2c_{21}c_{22}) - (A_{02} - c_{12})\{1 + G_1{}^2/b_1 - G_1(2A_{11} + c_{21} + b_1c_{21} + A_{12}\kappa_{21})/(b_1c_{21})\}/(b_2c_{22})]/S,$$

$$S \equiv A_{21}G_1[A_{12}A_{21}G_1G_2/(b_1b_2c_{21}c_{22}) - \{1 + G_2{}^2/b_2 - G_2(2A_{22} + c_{22} + b_2c_{22} + A_{21}\kappa_{12})/(b_2c_{22})\}\{1 + G_1{}^2/b_1 - G_1(2A_{11} + c_{21} + b_1c_{21} + A_{12}\kappa_{12})/(b_1c_{21})\}],$$

ここで，企業iについて期待生産量 $q_{it}{}^*$ = 期待販売額 $(x_{it})/p_{it}{}^*$ とおけば，

(10) 期待販売額 $(x_{it}) = p_{it}{}^* q_{it}{}^*$，$i = 1, 2$，

ここで，期待販売額は3.5.で推定した．

こうして，14個のパラメータ $(A_{01}, A_{02}, A_{11}, A_{12}, A_{21}, A_{22}, c_{11}, c_{12}, c_{21}, c_{22}, p_{1t}{}^*, p_{2t}{}^*, \kappa_{21}, \kappa_{12})$ に対して，10本の方程式(8),(9),(10)が導かれ，これらに需要曲線（仮定(a)）を加えて12本の方程式を得る．ここで，$c_{11} = c_{12} = 1$ と仮定して，未知のパラメータを12個に減らして解くことにする．しかし，これらの方程式は複雑な非線形であって，このまま解くことは非常に困難である．そこで，(8),(9),(10)の各方程式の右辺を2次で近似する．近似は，（$A_{11} = 1, A_{12} = 1, A_{21} = 1, A_{22} = 1, c_{21} = 1, c_{22} = 1, p_{1t}{}^* = 100, p_{2t}{}^* = 100, \kappa_{21} = 0, \kappa_{12} = 0$）の近傍で行う．直接的に解くのは難しいので，特定の初期値を与えて，Gauss=Newton法を使って解を求める．初期値は，$A(A_{11}, A_{12}, A_{21}, A_{22})$ = {0から10までの整数値}，$c_2(c_{21}, c_{22})$ = {0から10までの整数値}，$\kappa(\kappa_{21}, \kappa_{12})$ = {0から10までの整数値}，$p^*(p_{1t}{}^*, p_{2t}{}^*) = \{1, 100, 1000\}$ を使った．

ところで，解は複数存在するから，その中から次の条件を満たす意味のある解を選ばなければならない．すなわち，

(11) $A_{i1} \geq A_{i2}$，$c_{2i} \geq 0$，$c_{2i} \geq 0$，$p_{it}{}^* \geq 0$，

推測的変動値は，同質財の場合（$A_{11} \approx A_{12} \approx A_{21} \approx A_{22}$），生産量競争(クールノー行動)で0，価格競争（ベルトラン行動）で -1，異質財の場合，生産量競争では0であるが，価格競争で $A_{11}A_{21}/H$ に等しくなる．1989年度，1994年度，2004年度についての解は表5にまとめた．1994年度の条件を満たす解は2つあった．2004年度の場合には，$A_{11} < A_{12}$ であるが，ほぼ同じであるとして解に加えた．

表 5．パラメータ推定結果

	1989 年度	1994 年度		2004 年度	
A_{11}	8.994	7.628	7.895	6.847	11.191
A_{12}	8.308	6.399	4.889	7.392	4.216
A_{21}	10.804	10.935	10.480	9.394	6.237
A_{22}	12.463	12.152	13.544	10.683	11.287
c_{21}	10.193	8.598	6.238	2.719	5.676
c_{22}	11.586	11.742	13.919	11.068	12.019
p_{1t}^*	716.953	609.877	450.450	183.769	411.781
p_{2t}^*	878.896	900.285	1003.784	861.820	907.323
κ_{21}	6.605	5.712	3.536	−0.946	3.755
κ_{12}	1.097	1.535	−1.551	2.685	−4.452

6.　結論に代えて

表 5 の推定結果によれば，1994 年度と 2004 年度の結果は現実性を欠くかもしれない．それは，トヨタとそれ以外の平均企業との間の製品価格差が大きすぎること，及び負の推測的変動が現れることによる．このことは本稿の手法が誤っている可能性の他に，1990 年代に入って利潤最大化行動ではなく，シェア獲得競争に陥った可能性があることを示している．

本稿の手法は以下の点でいくつかの問題が残されている．第 1 に，ある期の任意の企業の生産量の変化に対して，ライバルは同じ期の生産量のみが反応すると仮定した．しかし，任意の企業のある期の生産量の変化はライバルの同じ期の生産量だけではなく，その期以降の将来の生産量への影響も考慮しなければならない．完全な動学的推論（closed-loop 戦略）が必要となる．しかし，完全な動学的推論を推定するには，方程式の数が不足する．この問題への対応は次の割引時間要素 b_i を企業別に推定することによって解決できる．

第 2 に，割引時間要素 b_i を所与として，0.9 と仮定したが，この仮定は恣意的である．b_i は企業の資金の実質機会費用であり，Federal Reserve Board’s Quarterly Model の手続にしたがえば，b_i は負債とエクイティに対する収益の加重平均と定式化される．

第 3 に方程式の近似は 2 次近似を使ったが，近似の精度を向上させるために 3 次近似が必要かもしれない．さらに精度の向上以外にも，3 次近似によって解への収束が容易となるかもしれない．2 次近似では，収束計算中に実数解が見つからず，解の発見に失敗してしまう可能性がある．3 次関数では必ず実数解が見つかるので，むしろ解の発見は容易となるかもしれない．しかし，12 個の変数のもとでの 3 次近似は記憶容量が非常に大きなコンピュータでない限り無理かもしれない．

第 4 に，推定において $c_{11} = c_{12} = 1$ と仮定し正規化したが，他方で期待販売額は正規化せずにそのまま利用した．ただし，方程式の構成から期待販売額の大きさは主に需要関数の定数項 A_{0i} に影響が現れるのみで，問題は大きくないと考えられる．

（日本大学経済学部教授）

注

1）彼らはこれを価格についての 1 階のラグ付変数を導入して残差の系列相関を解消している．

2）困難さの 1 つは，限界費用を最適条件に代入し，需要方程式と 1 階条件とともに生産システムを同時推定する場合，最適条件は非線形方程式となることである．さらに，需要関数と費用関数は説明変数に自己回帰部分や残差に MA 部分をともなうだろう．これも不可能ではないが，同時推定の困難さを増大させる要因となる．

3）Worthington[1990] は 2 段階ゲームを仮定し，投資競争における推測的変動をその後の生産量競争 (価格競争) に関連付けて議論している．

4）本田とダイハツは 1967 年度及び 1964 年度から四輪乗用車の生産と販売を開始，三菱自動車は 1987 年度から東証に上場した．

5）利潤率が単位根を持たないと考える理由は，利潤率は企業努力によって決定されるだろう，ということである．したがって，ある期のショックが永続することはないだろう．

6）シミュレーションでつかったデータは，① 225 個のランダム変数 (et) を分散が 1 の正規分布から選ぶ，② y_t がランダム・ウォーク過程にしたがうとして，すなわち，$y_t = y_{t-1} + e_t$, として 225 個の y_t をつくる．そのさい，y_t の初期値 (y_0) をゼロとする．③ 225 個の y_t のうち，最初の 200 個を捨て，最後の 25 個のみを使って，任意の 1 時点，あるいは 2 時点で定数項が変化するとするダミー変数をともなう ADF 検定モデルで検定統計量 $T(\rho_\mu - 1)$ を計算する．定数項の変化時点は最初から 4 番目から始まり，最後から 4 番目までとする．2 回変化の場合には最初の変化と 2 番目の変化の間の長さは最小 3 期間とする．④この操作を 10000 回繰り返して $T(\rho_\mu - 1)$ の分布をつくる．

7）階差項の次数の選択について絶対的な基準はないようである．通常，t の漸近分布から $t = 1.6$ が選ばれておりおり，本稿でもこれにしたがった．

8）x_t を t 時点の対数で表した期待販売額，Sales_t を t 時点の販売額とし，D を () 内で表した年度以降を 1 とする定数項ダミー，T で時間トレンドを表す（T の後の () 内は時間トレンドが始まる時点を表す）．適用した時系列モデルは，変化ダミーの t 値が 1 より大きいものを選ぶと，

トヨタについて，

$\ln(\mathrm{Sales}_t - x_t) = 0.946890 * (\ln(\mathrm{Sales}_{t-1}) - x_{t-1}) - 0.499144 * (\ln(\mathrm{Sales}_{t-2}) - x_{t-2})$,

$x_t = 18.470369 + 0.116852D$ (73 年以降を 1) $- 0.252039D$(98 年以降を 1)$+0.213549T$(62 年以降 = 1) $- 0.100547T$ (73 年以降 = 1) $- 0.111052T$ (90 年以降 = 1) $+ 0.046602T$ (98 年以降 = 1),

トヨタ以外の平均企業は，

$\ln(\mathrm{Sales}_t - x_t) = 1.243472 * (\ln(\mathrm{Sales}_{t-1}) - x_{t-1}) - 0.548219 * \ln(\mathrm{Sales}_{t-2}) - x_{t-2})$,

$x_t = 18.393672 - 0.170114D$ (66 年以降を 1) $- 0.07398D$ (95 年以降を 1) $+ 0.129574T$(62 年以降 = 1) $+ 0.138771T$(66 年以降 = 1) $- 0.197986T$ (73 年以降 = 1)) $- 0.121494T$(90 年以降 = 1) $+ 0.070929T$(95 年以降 = 1)

参考文献

竹中康治 (1999)「損害保険産業の市場成果 (第 10 章)」植草益編『現代日本の損害保険産業』所収，NTT 出版.

Bresnahan, T. F. (1982) “The Oligopoly Solution Concept is Identified,” *Economic Letters* 10, pp. 87-92.

Chen, C. and G. C. Tiao (1990) “Random Level-Shift Time Series Models,” ARIMA Approximation, and Level-Shift Detection, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.8, no.1, 83-97.

Engelbert, J. D. (1992) “A Dynamic Theory of Conjectural Variations,” *The Journal of Industrial Economics*, Vol.XL, No.4, December 1992. 377-395.

Friedman, J. W. (1983) *Oligopoly and the Theory of Games*, North-Holland, Amsterdam.

Geroski, P. A. (1990) “Modeling Persistent Profitability,” in Muller, D. C., ed. *The Dynamic of Company Profits: An International Comparison*.

———— (1991), *Market Dynamics And Entry*, Brackwell: Cambridge, MA.

Kinoshita, J., N. Suzuki and H. M. Kaiser (2002) “Explaining Pricing Conduct in a Product-Differentiated Oligopolistic Market: An Empirical Application of a price Conjectural Variations Model,” *Agribusiness*, vol.18, No.4.

Lumsdaine, R. L. and D. H. Papell (1997) “Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis,” *The Review of Economics and Statistics*, vol.79, 212-218.

Maruyama, N. and H. Odagiri (2002) “Does the ‘Persistence of Profits’ Persists?: A Study of Company Profits in Japan. 1964-1997,” *International Journal of Industrial Organization*, vol.20, 1513-1533.

Muller, D. C., ed. (1986) *Profits in the Long Run*, Cambridge University Press: Cambriege, MA.

————(1990) *The Dynamic of Company Profits: An International Comparison*, WZB-Publication: Wissenschaftszentrum, Berlin.

Odagiri, H. and H. Yamawaki (1990) “The Persistence of Profits in Japan,” in Mueller, D. C.,ed. *The Dynamic of*

Company Profits: An International Comparison.

Roberts, M. L. and Samuelson (1988) “An Empirical Analysis of Dynamic, Nonprice Competition in an Oligopolistic Industry,” *Rand journal of Economics*, Vol.19, No.2.

Seldon, B. J., S. Banerjee and R. G. Boyd (1993) “Advertizing Conjectures and the Nature of Advertizing Competition in an Oligopoly,” *Managerial and Decision Economics*, Vol.14, 489-498.

Sergeant, T. J. (1987) *Macroeconomic Theory*, Academic Press, San Diego:CA.

Worthington, P. R. (1990) “Strategic Investment and Conjectural Variations,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol.8, 315-328.

Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992) “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis,” *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10, no.3.