

技術非効率発生メカニズムの動態的分析 ——食品スーパーのパネルデータを用いて——*

鳥 居 昭 夫[†]

1 技術効率水準の変動

本論文では、各事業所の技術非効率の水準が設備のヴィンテージ等の変化によってどのように変わっていくかを明示的に捉えることによって、産業における技術非効率の変化を動的に分析することを目的としている。この目的を果たすため、事業所レベルの個票データを用いて、パネルにおける技術効率水準を推計し、観測された技術効率水準の推移を調べる。そして、この推移が、技術非効率に仮定される分布と整合的であるかどうかを検定する。すなわち、技術非効率に仮定される分布をもたらしと考えられる確率過程を直接に観察し、理論モデルとの整合性を検証する。

すでに、ある事業所の技術効率水準が、どのような要因によって変化するかを説明する確率過程モデルは、Torii [1992]、鳥居 [2001] において検討されている。しかし、これらのモデルは、すべて単年度の事業所個票データを用いて検証されているため、技術非効率を動的なメカニズムで発生すると仮定してはいるが、その検証は観測される技術効率の分布が漸近分布であるとさらに重ねて仮定した上で、間接的な検証にとどまっている。本論文は、この間接的にしか確認され得なかった技術効率の動的な変化を、直接に個票パネルデータを用いて検証することを目指している。

従来の技術効率研究においては、企業ないしは事業所の非効率水準はきわめて静的にとらえられてきている。すなわち、それぞれの企業（事業所）の非効率水準は、その企業（事業所）固有の特性であり、安定したものであると仮定された上で、計量モデルが設定され推計が行われてきている。数少ない例外は、Cornwell et al. [1990] の研究であり、非効率水準が2次関数で示される形で連続的に変化すると仮定され、計量モデルが設定されている。しかし、この研究もアド・ホックに設定されたモデルであり、何らの理論的根拠が示されているわけではない。本論文の特徴は、技術効率水準を企業固有の静的な特性にとらえてすまずことなく、何らかの要因によって動的に決定される水準であるととらえるところにある。このように非効率をとらえることによって、観測される技術非効率がいかなる要因によって発生しているのかを検証

* 本論文は平成16年度17年度科学研究費補助金基盤研究(C) No.16530150「パネルデータを用いた技術非効率発生メカニズムの動態的分析」の成果の一部である。

[†] 横浜国立大学大学院国際社会科学部研究科

することができる。非効率水準を企業固有の特性の表れとして考える限り、観測される非効率の分布とその発生要因との関係を論じることはできない。しかし、非効率発生を動的にとらえることによって、その非効率の発生要因についての仮説を検定することができるようになる。

技術非効率の計量分析は、そのままX非効率の存在を検証するものとこれまで楽観的に考えられてきた。最近では、強い政府規制によってX非効率の発生が懸念される、電力や電気通信ひいては金融業等の産業において、特に実証分析が進んでいる。しかしながら、技術非効率の発生を説明する理論としては、X非効率の概念に大きく依存しており、多くの場合競争圧力を決定する市場構造要因との相関関係があげられているのみである。しかし、技術非効率とX非効率の関係が明らかでない限り、必ずしもそれらの実証分析に理論的基盤があるとは言えない。鳥居 [2001] では、ライベンシュタインが提示した企業経営において発生する「X非効率」の観測問題を議論している。そこでは、技術非効率を観測することが、そのままX非効率の存在を実証的に証明していることにはならないこと、そしてX非効率が存在していたとしても技術非効率として観測されるとは限らないことを示している。さらに、X非効率をライベンシュタインのように原因で定義すると、その存在を実証的に証明することは不可能であると論じられている。

鳥居 [2001] はそれらの議論をふまえ、実証研究のための代替的な定義として、X非効率を「制御されていない非効率」と再定義することを提唱している。本論文では、この再定義にしたがってX非効率をとらえ、技術非効率がこのX非効率の性格を持っているかどうかを検定する。この目的を果たすため、使用している設備のヴィンテージ分布の変化として、より具体的に個々の事業所の技術効率水準の変化を論じる。そして、確率過程としての技術非効率の水準の変化を直接に分析することによって、技術非効率企業が企業ないしは経営者によって制御されているかいないかを実証的に検定することを試みている。すなわち、観測される技術非効率X非効率であるか否かを直接に、技術非効率の変化をとおして検証する試みである。

近年、技術効率水準の計量分析研究では、産業の規制緩和や自由化等何らかの政策の効果を推計することを目的とするものが多い。特に発展途上国において市場を形成する場合に、そのベンチマークを作成する上での役割が期待されてきている。しかし、研究の動向は前述のような状況の下であり、研究の数こそ増加しつつあるものの、現在の方法論では、決してこれらの要請に応えられるような状況ではなく、理論的背景を持たない実証研究の蓄積という様相を持っている。本研究によって、これら分析の方法論に寄与することを志している。

以下、本論文では、第2節で技術効率の変化を動的にとらえるヴィンテージモデルを構成し、第3節で食品スーパー産業のパネルデータを用いて、その確率推移モデルを直接に推計して、非効率の発生における含意について考察を加える。なお、第2節の内容は、鳥居 [2001] を概括したものとなっている。

2 調整過程を伴うヴィンテージ・モデル

本節では、非効率発生メカニズムをたどるための確率過程モデルを提示する。適切な確率過程モデルを設定することにより、従来静学的にとらえられてきた技術非効率が、確率過程モデルに示される動学的メカニズムの結果として表れる可能性を示す。技術非効率ないしはX非効率はきわめて静学的にとらえられてきた。実際、技術非効率の推計方法の一つであるBerger

[1993] によるDFA (Distribution Free Estimates) に典型的に見られるように、一般に個々のサンプルの生産性は時間に関して安定的なものとして捉えられている。ここで安定的とは、個々のサンプルの技術非効率の水準は、所与の値として体系外から与えられたものであり、時間によって変化しないという設定を指している。最初にパネル・データを用いて技術非効率の水準を推計したSchmidt and Sickles [1984] では、技術非効率を含んだ計量モデルでは、技術非効率の水準はそれぞれのサンプルに固有の値をとり、時間によって変化しないと仮定していた。この仮定は、Cornwell et al. [1990] において緩和され、技術非効率の水準が時間によって緩やかに変化する可能性も認められた。しかし、どちらにおいても、技術非効率水準もその変化も外生的に与えられるという考え方に基づいたものとなっている。これは、観測される技術非効率をX非効率であると仮定することによって、技術非効率の発生メカニズムの考察を避け、統計モデルの体系外から与えられるものとして処理し、その一方で、技術非効率分布には推計作業の容易な分布型を、ア・プリオリに仮定してきたことに対応している。

本節で展開するモデルは、パテ・クレイ型 (Putty-Clay Model) のヴィンテージ非効率モデルである。技術非効率の発生メカニズムをヴィンテージ・モデルでとらえる研究がこれまで全く無かったわけではない。特定産業の生産関数推計を丁寧に試みてきた研究の中に、技術非効率の発生メカニズムをヴィンテージ・モデルでとらえるアプローチをとってきたものがある。代表は、パテ・クレイ分析に立脚するFørsund and Hjalmarsson [1987] の研究である。同著では、各事業所の生産性はその事業所が設立された時点での技術を反映したのものであると仮定し、明示的なヴィンテージ構造を持ったモデルが作成している。より新しく建設された機械設備はそれだけ高い生産性を示すと仮定されているので、すべてなんらかの設備・装置として体化された技術は、現在時点のフロンティア技術に比べて陳腐化していくことを避け得ない。このような技術進歩が組み込まれているヴィンテージモデルにおいては、技術非効率の水準は、建設された後絶えず変化するものとしてとらえられている。

2.1 ヴィンテージ非効率モデル

ある産業におけるフロンティア生産関数が、 $y = f(k)e^{\alpha t}$ で表せるとする。ここで、 $y = Y/L$ 、 $k = K/L$ 、 Y ：産出、 K ：資本、 L ：労働、 α ：生産性成長率である。すなわち、この産業の生産技術はヒックス中立的に毎年一定の割合で進歩していると仮定する。フロンティア生産関数は、ここでは t 時点でも最も効率的な技術を採用した場合の生産関数を意味するものとする。賃金率、利子率は一定であるので最適な資本労働比率も一定で k^* であり、すべての事業所は、それぞれの年度にこの最適資本労働比率に即した設備を建設しているものとする。ただし、建設した生産技術は次に事業所の設備を更新するまで一定であり、同じ技術と生産性の下で操業しなければならない。ある年度に設備を更新すれば、その時点での最も新しい性能の設備、すなわち効率性を獲得できるが、次に設備を更新するまではその生産性が維持される。すなわち、パテ・クレイ型ヴィンテージ・モデルである。事業所は、毎年最新の技術を導入するために設備を不断に更新し続けなければならない。最新の技術に比べると相対的に低い生産性しかあげることができない。すなわち、フロンティア生産技術と比べると非効率となっている。

この産業は N の事業所からなっている。 j 番目の事業所の産出高は $L_j f(k^*) \exp(\alpha t_j)$ であるので、産業の総産出高は $\sum_j L_j f(k^*) \exp(\alpha t_j)$ である。ここで、 L_j は j 番目の事業所の労働投入量である。また、 t_j は j 番目の事業所の建設年度であり、労働生産性は $f(k^*) \exp(\alpha t_j)$ である。

したがって、時点 τ における j 番目の事業所のフロンティア技術に対する効率性は $f(k^*) \exp(\alpha t_j) / f(k^*) \exp(\alpha \tau) = \exp(\alpha(t_j - \tau))$ である。ここで、生産関数を対数表示して、

$$\log y = \log f(k) + \alpha t$$

とする。同じ対数表示とすると、時点 τ における j 番目の事業所のフロンティア技術に対する効率性はフロンティア技術を 0 として、 $\alpha(t_j - \tau) < 0$ となる。この状態をここでは表記の簡便さのため、「非効率性が $\alpha(\tau - t_j) > 0$ である」と呼ぶことにする。事業所の非効率性は、建設時 0 であり、それから 1 単位時間あたり α だけの割合で上昇し、建設時より t だけ経過すると αt となる。このように、各事業所の非効率の程度は、時間の経過について一定の割合で増大していく。

2.2 技術非効率の発生メカニズム

新古典派的な解釈における最適化行動では、必ずしも最適な状態がすべての経済主体によって達成されるわけではなく、最適化のためのコストを考慮してどの程度最適な行動に近づくかを決定する。本モデルにおいても、各事業所が各々の最適設備更新期間を正確に知り、その期日どおり設備更新を遂行するためにはコストがかかると仮定する。各事業所はそのためのコストと設備更新をより最適に行うことによる利益を比較勘案し、どの程度まで正確に最適な設備更新期間にしたがうかを決定する。

まず、まったく経営努力を払わず、各事業所がランダムに設備更新期間を選択したとするとどのような設備更新期間の分布となるかを想定し、その確率密度を $\xi(z)$ とする。さらに、このランダムに選択された設備更新期間 z から、経営努力によって設備更新期間はより最適な方向へ修正されるとし、修正された結果どのような設備更新期間が選択されるかを、変換関数 $\zeta(w - z|z)$ で示す。ここで、 z は調整される前の設備更新期間、 w は調整された後の設備更新期間であり、 ζ は所与の事前的な値の z について、 $w - z$ だけ更新期間が調整された後、 w になる確率密度を示す。もし、すべての事業所が同一の最適な設備更新期間 w_0 を持ち、修正の結果この最適更新期間が実現されるとすれば、 $\zeta(w - z|z) = \delta(w_0 - z)$ となる。ただし、 δ はディラックのデルタ関数である。また、すべての事業所にとって最適設備更新期間が同一でなくとも、 w と z が 1 対 1 に対応していれば、やはり変換関数はデルタ関数となる。これは、経営努力をまったく払わない初期に同じ設備更新期間を選ぶ事業所は、まったく同じような修正を行う場合を示している。一般には、変換関数は必ずしもデルタ関数となる必要は無い。なぜなら、各事業所が最適な設備更新期間にしたがおうとする場合に必要な費用は、事業所によって異なるだろう。したがって、どの程度最適な設備更新期間に調整されるかは、事業所によって異なると思われるからである。

この変換関数が満たさなければならない条件は、

$$\int_0^{\infty} \zeta(w - z|z) dw = 1$$

である。その他に関数 $\xi(z)$ と $\zeta(w - z|z)$ とに先験的に与えられる制約はほとんど無く、かなり一般的な関数型が適用可能と思われる。

この修正過程によって、設備更新期間の確率密度は $\xi(z)$ から、

$$\phi(w) = \int_0^\infty \zeta(w-z|z)\xi(z) dz$$

に変換される。

ここで、事業所の設備更新期間を z とする事業所を考える。この事業所は非効率が αz の水準となったときに、定期的に設備更新を行う。その設備更新の時点で非効率が0になり、その直後から単位時間あたり α の割合で非効率が增大していく。任意の時点でこの事業所の非効率水準を観測したとすると、観測される非効率の水準を確率変数と考えることができる。その確率密度関数 $\psi(x)$ は、

$$\psi(x) = \begin{cases} \frac{1}{\alpha Z} & (\text{for } 0 \leq x \leq \alpha Z) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

という一様分布となる。したがって、各事業所の設備更新期間の分布密度が $\phi(z) dz$ によって表されるとすれば、ランダムに選択した事業所の非効率の水準は

$$\psi(x) = \int_{\frac{x}{\alpha}}^\infty \frac{\phi(z)}{\alpha z} dz \tag{1}$$

という確率密度関数によって表される。

フロンティア生産関数を推計する方法を用いることにより、技術非効率はこの $\psi(x)$ にしたがう形で観測されるはずである。逆に、技術非効率の分布がある $\psi(x)$ という密度関数で示されるものと観測されたとすれば、式(1)を微分することにより得られる、

$$\phi(w) = -\alpha^2 w \psi'(\alpha w) \tag{2}$$

という関係によって、設備更新期間の分布密度関数を知ることができる。

以上の考察から、非効率の水準を示す確率密度関数は

$$\psi(x) = \int_{\frac{x}{\alpha}}^\infty \frac{\phi(w)}{\alpha w} dw = \int_{\frac{x}{\alpha}}^\infty \frac{1}{\alpha w} \left(\int_0^\infty \zeta(w-z|z)\xi(z) dz \right) dw \tag{3}$$

と求められる。

式(3)に示される形で、設備更新期間が調整されているとすれば、 $\psi(x)$ で与えられた設備更新期間の分布から生じるX非効率の水準も制御されていることになる。したがって、与えられた非効率水準の分布密度関数が(3)の形の式で初期の設備更新期間の分布密度関数 $\xi(z)$ と調整関数 $\zeta(w-z|z)$ とによって表現できるか否かによって、X非効率の水準が制御されているのか否かを判別する方法が考えられる。しかし、式(3)はかなり一般的な式であるので、任意の非効率の分布密度関数 $\psi(x)$ が与えられた場合、多くは適当に調整関数等 $\zeta(w-z|z)$ と $\xi(z)$ を与えることによって、(3)の形で $\psi(x)$ を表すことができる。また、 $\psi(x)$ と $\xi(z)$ 、 $\zeta(w-z|z)$ とは1対1対応はしないであろうから、非効率水準の分布密度関数が(3)の形の式

で表せるからといって、実際にそのような調整過程を経て観測される非効率の水準が生成されているとは限らない。そのため、与えられた非効率水準の分布密度関数が(3)の形の式で表現できるか否かによって、発生メカニズムにおいて制御されているか否かを判別するのは可能ではない。

そこで、企業が行う設備更新期間の意志決定の性質は、すべてこの変換関数 $\zeta(\cdot)$ の特徴として表されているはずであると考え、もし企業の意志決定が合理的に行われているとすれば、変換関数はどのような条件を満たしていなければならないかを考える。まず、意志決定が合理的である無いかかわらず、変換関数は、条件：

$$\int_0^{\infty} \zeta(w - z|z) dw = 1$$

を一般に満たさなければならない。この条件の他に関数 $\xi(z)$ と $\zeta(w - z|z)$ とに先験的に与えられる制約はほとんど無い。

実際、最適な設備投資期間の分布が先験的に与えられないかぎり、調整関数はほとんどどのような形をとることも可能だろう。しかし、最適な設備更新期間として更新期間が0、すなわち常に最新設備に更新することが最適である可能性だけは、設備更新に正值をとる費用がかかると考えられる以上、存在し得ないと考えられる。そこで、合理的意志決定の下では、少なくとも調整関数および初期のランダムな設備更新期間の設定において

制約

i) $\zeta(w - z|z) = 0$ for $z \geq 0$ and $w = 0$,

ii) $z = 0$ の近傍で、 $\zeta(w - z|z) = 0$ for $w - z < 0$,

iii) $\xi(0)$ は 有界,

という諸制約は少なくとも満たさなければならない。

i) は、更新期間が調整後も0にとどまる可能性は無いことを意味している。まず、事前的な設備更新期間が正の場合には、最適設備更新期間はすべての事業所について正であるので、修正後0に調整されることは無い。さらに、たとえ事前的な設備更新期間が0であったとしても、調整のためのコストが無大ではない限り、少なくとも微量は更新期間が増大するという形で調整され、修正された後もそのまま更新期間が0にとどまる可能性は無い。ii) は、やはり最適設備更新期間はすべての事業所について正であるので、事前的更新期間が十分小さいかぎりは、ほとんどすべての事業所にとっての最適設備更新期間は初期に与えられた値よりも大きく、したがってさらに小さく0により近い値に調整されることは無いことを示している。さらに、iii) は、経営努力無しに選択される設備更新期間が0になることまでは否定しないが、0の近傍にある確率は、近傍を十分小さく取ることにより、0にいくらかでも小さい値を取ることができることを示している。すなわち、修正前であっても、 $z = 0$ という選択を行う事業者が常に存在するという事は無いと仮定している。いくら経営努力をまったく払わない状態であったとしても、設備更新費用が0ではない限り $z = 0$ という選択は明らかに非合理であるとわかるの

で、どのようなケースであっても必ずこのような事業者が存在するという可能性は十分否定できると思われる。

合理的意志決定の下で調整が行われる限り、少なくともこの3つの条件は満たしている必要があると考える。それでは、調整関数等がこの3つの条件を満たしている場合、非効率水準の分布密度関数にはどのような特徴があるだろうか。

まず、上述の条件 i) ii) が満たされると、 $w = 0$ の近傍では、調整後の設備更新期間の確率密度関数は、

$$\phi(w) = \int_0^w \zeta(w-z|z)\xi(z) dz \quad (4)$$

によってあらわされる。この式を用いて、設備更新期間の分布密度関数 $\phi(w)$ と、(3) で表現される非効率の確率密度関数 $\psi(x)$ とに対して、次の特徴をあげることができる。

命題1 制御された非効率の条件

調整関数 $\zeta(w-z|z)$ と初期設備更新分布密度関数 $\xi(z)$ が制約 i), ii), iii) を満たしていると、設備更新期間の分布密度関数 $\phi(w)$ と、(3) によって与えられる非効率水準の確率密度関数 $\psi(x)$ とは以下の性質を持つ。

iv) $\phi(0) = 0, \phi'(0) = \zeta(0|0)\xi(0) = 0,$

v) $\psi'(x) \leq 0, \text{ for } x \geq 0$

vi) $\psi'(0) = 0$

証明 まず、(4) に0を直接代入することにより、iv) の前半を得る。次に、(4) の両辺を w で微分することにより、

$$\phi'(w) = \zeta(0|w)\xi(w) + \int_0^w \frac{\partial}{\partial w} \zeta(w-z|z)\xi(z) dz$$

となる。この式の両辺に $w = 0$ を代入することにより、i) iii) とあわせてiv) の後半を得る。また、 $\phi(w)$ は確率密度関数であるから、 $\phi(w) \geq 0$ でなければならない。したがって、(3) の左側の式と、中央の式を x で微分することにより、 $\psi'(x) = -\phi(x/\alpha)/x \leq 0$ となり v) を得る。さらに、この微分した式の両辺において x が0の極限をとることによって、

$$\psi'(0) = \lim_{x \rightarrow 0} -\frac{\phi\left(\frac{x}{\alpha}\right)}{x} = \lim_{x \rightarrow 0} -\frac{\frac{1}{\alpha}\phi'\left(\frac{x}{\alpha}\right)}{1} = -\frac{\phi'(0)}{\alpha} = -\frac{1}{\alpha}\zeta(0|0)\xi(0)$$

となり、iv) の後半よりvi) を得る。（証明終）

なお、(4)は $w = 0$ の近傍でのみ成立するが、この式は性質vi)を導くためにしか用いていない。性質v)は、すべての $x \geq 0$ において成立する条件である。この性質v)は、最適な設備更新期間の分布がいかなるものであれ、非効率水準の分布に要求される性質である。ヴィンテージ・モデルの下では、効率性が低い状態は、設備更新速度がある程度遅い企業にとって、技術が陳腐化されていく過程で確率的に発生する。効率性の水準が低ければ低いほど、陳腐化の過程でその低い水準をとるための設備更新間隔はそれだけ長くなければならない。したがって、ある一定の設備更新間隔の分布が与えられると、効率性の水準が低ければ低いほど、その低い水準を発生させる企業の数が少なくなり、確率密度が単調に低減していくのである。

一方、性質vi)は、性質v)と異なり、非効率率が0となる近傍において満たさなければならない性質である。設備更新にコストがかかる以上、最適設備更新間隔が0である企業の存在する確率は0であり、また0の方向に調整されることもないと思われる。その場合、非効率率が0に近い水準では、ほとんどすべての企業が、設備更新直後ないしは間もない状態として、その非効率水準をとる。たとえば、非効率水準 ε を考える。この、 ε が十分に小さければ、 ε 以下の水準、ないしはその近傍の値で設備更新を行う企業は無い。したがって、ほとんどすべての企業にとって、非効率水準が ε である状態は、設備更新から微小時間 ε/α 経過した時点において発生する経過点である。このように、ほとんどすべての企業は一定の確率密度で非効率水準 ε をとる。それをすべての企業に対して積分した値が ε における非効率水準の確率密度である。 ε より低い水準ないしはその近傍の値で設備更新を行う企業はほとんど無いので、ほとんどすべての企業にとって、非効率水準が ε をとる確率と、多少大きい $\varepsilon + \Delta$ をとる確率は等しい。したがって、それを積分した値も等しい。このように、非効率の水準がきわめて小さい領域では、非効率水準が ε であっても、多少大きい $\varepsilon + \Delta$ であっても、企業がその非効率水準となる確率密度は変わることがないのである。

2.3 制御された非効率の条件

与えられた、ないしは観測された技術非効率水準の分布が命題で示される条件を満たしていることを確認できれば、観測される非効率率は制御されているという帰無仮説は棄却されない。この意味で、非効率水準は合理的な意思決定の下で発生している非効率である。逆に、帰無仮説が棄却される時、その非効率率は適切に制御されていない可能性が残る。このように、技術非効率水準の分布が命題を満たしているかどうかの検定によって、X非効率の存在を制御されていない非効率性として検証することができる。

しかし、残念ながら、確率的フロンティア生産関数の方法をとるかぎり、フロンティアからの乖離として観測されるのは非効率 u の分布そのものではなく、対称的誤差項とのたたみこみ $u + v$ である。したがって、フロンティア生産関数からの乖離の分布が、非効率水準 u の分布についての条件v) vi)を満たしているか否かを、直接に検証することはできない。モーメント法を用いる場合でも、最尤法を用いる場合でも、関数形を特定しないかぎり、ないしはどちらかの分布のパラメータが先験的に与えられていないかぎり、たたみこまれた分布を u と v の分布に分離することはできないからである。

そこで、ここでは次の方法をとる。技術非効率の推計において、文献上最も頻繁に仮定される分布は、半正規分布および指数分布である。ここでは、これらの分布を一般化した分布

$$\psi(u) = C \exp\left(-\frac{u^{1+p}}{K}\right) \quad (5)$$

について考える。以下では、この型の分布を指数冪乗分布と呼ぶことにする。¹ 分布 (5) は、 $p = 1$ の時、半正規分布となり、 $p = 0$ の時、指数分布となっている。この分布型に特定し、上記条件を成立させるパラメータ p の値の条件を検討する。

ここで、

$$\psi'(u) = -\frac{C(1+p)u^p}{K} \exp\left(-\frac{u^{1+p}}{K}\right)$$

であるから、正の値のすべての u について v) は満たされるが、vi) を満たすためには $p > 0$ である必要がある。すなわち、v) vi) を満たすのは $p > 0$ に限られる。したがって、設備更新期間が合理的に調整され、非効率水準が制御されていると考えることを否定できるかできないかは、 $H_0: p > 0$ を帰無仮説とし、 $H_1: p \leq 0$ を対立仮説とする検定によって行われることになる。

ところで、非効率の分布の確率密度関数 $\psi(u)$ に (5) を仮定するということは、関係式 (2) により、調整後の設備更新時期の密度関数 $\phi(w)$ として、

$$\phi(w) = -\alpha^2 w \psi'(\alpha w) = C' w^{1+p} \exp\left(-\frac{(\alpha w)^{1+p}}{K}\right) \quad (C' \text{ は定数}) \quad (6)$$

を仮定することと等しい。この分布を仮定するメリットは、観測される技術非効率の発生メカニズムについて「制御された結果である」可能性があるものであるかどうかについての仮説を検定することができるということにとどまらない。

ヴィンテージ・モデルにおいて、確率密度関数 (5) におけるパラメータ p の値は、事業所が設備更新を行なう可能性がその事業所の非効率の水準の何乗に比例しているかという傾向を示している。たとえば、半正規分布 ($p = 1$) のケースは、事業所が設備更新を行なう確率が非効率の水準に比例して増大する傾向にある時に発生し、指数分布 ($p = 0$) のケースは、同確率が非効率の水準に関係無く一定であるときに発生することを示している。このように、指数分布と半正規分布は、設備更新投資のインセンティブと非効率水準の関係のあり方に対応し、それぞれの動学的な市場構造決定メカニズムの結果として発生する分布としてとらえることができる。

¹ 半正規分布および指数分布に並んでよく用いられる分布に、Stevenson [1980] によって提唱された切断正規分布がある。切断正規分布は半正規分布を一般化したものであり、確率密度関数は

$$\psi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_u \left(1 - F\left(-\frac{\mu}{\sigma_u}\right)\right)} e^{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2}}$$

であるが、ここでは用いない。なぜなら、この分布においては、

$$\psi'(0) = \frac{\mu}{\sqrt{2\pi} \sigma_u^3 \left(1 - F\left(-\frac{\mu}{\sigma_u}\right)\right)} e^{-\frac{\mu^2}{2\sigma_u^2}}$$

であるので、 $\mu = 0$ でないかぎり、vi) は満たされない。 $\mu = 0$ のケースは半正規分布に他ならない。

この命題、すなわち「パラメータ p は、任意の事業所において設備更新を行なう確率が、その事業所の非効率の水準の何乗に比例しているかという傾向を示していること」を、ここで証明しておく。設備更新時期の密度関数が(6)で表されると仮定したとき、任意に選ばれた非効率水準 x の事業所が、任意のある時点から Δt 時間以内に設備を更新する確率を求める。まず、すでに非効率の水準が x にあるのだから、設備更新の間隔が x/α 以下である可能性は無い。また、設備更新期間が w である事業所を任意に選んだとき、その事業所の非効率の水準は $[0, \alpha w]$ の領域に一様分布をなすので、その事業所の非効率の水準が $[x, x + \Delta x]$ の領域に存在する確率は、 $\Delta x/(\alpha w)$ である。この確率は、設備更新期間が w であるという条件の下で非効率の水準が $[x, x + \Delta x]$ の領域に存在する確率である。非効率の水準が $[x, x + \Delta x]$ の領域に存在するという条件の下で、その事業所の設備更新期間が w である確率密度は、ベイズの定理により

$$\frac{\frac{\Delta x}{\alpha w} \cdot \phi(w)}{\int_{x/\alpha}^{\infty} \frac{\Delta x}{\alpha w'} \cdot \phi(w') dw'} = \frac{\frac{\phi(w)}{w}}{\int_{x/\alpha}^{\infty} \frac{\phi(w')}{w'} dw'} = \frac{C' w^p \exp\left(-\frac{(\alpha w)^{1+p}}{K}\right)}{\frac{C'}{1+p} \cdot \exp\left(-\frac{x^{1+p}}{K}\right)}$$

となる。非効率の水準が x にあることを与えられていて、 Δt 以内の時間に設備更新が行なわれるためには、設備更新期間が $[x/\alpha, x/\alpha + \Delta t]$ になければいけない。その確率は、

$$\frac{\left(\frac{x}{\alpha}\right)^2 \exp\left(-\frac{x^{1+p}}{K}\right)}{\frac{1}{1+p} \exp\left(-\frac{x^{1+p}}{K}\right)} \Delta t = (1+p) \left(\frac{x}{\alpha}\right)^p \Delta t$$

となる。このように、各事業所の設備更新のパターンを観察すると、非効率の水準 x の p 乗に比例して設備更新が行なわれるように観測される。

以上のように、パラメータ p は事業所が設備更新を行なう可能性が、その事業所の非効率の水準の何乗に比例しているかという傾向を示している。たとえば、半正規分布 ($p = 1$) は事業所が設備更新を行なう確率が非効率の水準に比例することを示し、指数分布 ($p = 0$) は同確率が非効率の水準に関係無く一定であることを示している。一般に、 p が正の値をとる場合には、非効率な事業所ほど設備更新を行なう可能性が高くなる傾向を示し、企業の合理的な意思決定と整合的になる可能性がある。たとえば、技術非効率率が半正規分布をなす $p = 1$ のケースは設備更新が非効率水準に比例する場合であるが、関係式(2)により、対応する設備更新期間の分布の確率密度は、

$$\phi(w) = -\alpha^2 w \psi'(\alpha w) = \frac{\alpha^3 w^2}{\sigma_u^3} \sqrt{\frac{2}{\pi}} \exp\left(-\frac{\alpha^2 w^2}{\sigma_u^2}\right) \quad (7)$$

となる。各事業所の合理的な選択の結果、設備更新期間が(7)で示される分布型へと調整されれば、結果として技術非効率の水準は半正規分布を示すことになる。各事業所にとっての最適設備更新期間が(7)で示される分布を示し、各事業所がこの最適設備更新期間を実現していれば、技術非効率の水準は半正規分布となる。

一方で、 p が負の値をとる場合には、非効率な事業所ほど設備更新を行なう可能性がかえっ

て低くなる傾向が示されることになる。この状態は、本節で議論したように、企業が各自の事業所の設備更新を最適な形で制御していると考えれば、生じ得ない。 p が負の値をとるときには、効率性が高い事業所ほど設備更新を行う可能性が高くなるのだが、非効率性が0の近傍においてもこの傾向があるということになると、無限大の速度で設備更新を行う企業が存在することを意味することになる。このため、 p が負の値をとる場合には必要条件(vi)を満たさなくなってしまうのである。したがって、観察される技術非効率の分布において、パラメータ p の値が負の値をとることが確認される場合には、ヴァンテージ・モデルにしたがって各事業所の非効率水準が変動すると考えるかぎり、観測される非効率には制御されていない非効率、すなわち鳥居 [2001] が再定義したX非効率が含まれていると考えられる。

直感的には、「より非効率な事業所ほど、設備更新によって節約できるコストは大きく、その分インセンティブも大きいはずだから、非効率なほど設備更新を怠るという傾向が合理的な意思決定の結果あらわれることはあり得無い」と考えることもできるかも知れない。確かに、 p の値が負の時には、より非効率な事業所ほど、その事業所にとっての最適設備更新間隔がより長くなる確率が高いことを意味する。ただ、正確には、より非効率な事業所ほど設備更新を怠るという傾向が存在し得ないというわけではなく、最適設備更新間隔が特に尾の長い分布をとる時に、この傾向が発生することは可能である。最適設備更新間隔について強い仮定をおかないかぎり、この可能性は否定できない。しかし、その分布型が連続であると考えれば、非効率率が0の水準での形状が、最適設備更新間隔が0となるような調整があることを認めないかぎり、起こりえない形をとってしまうのである。

p が負の値をとるときには、設備更新期間の分布密度は非対称で、0に近いところにモードを持ち、かつ尾が非常に長い。しかも、分布密度関数の傾きは、非効率率が0の時に無限大となる。この傾きは、式(4)からもわかるとおり、調整の方向、この場合は設備更新間隔0への調整の大きさを示している。このように p が負の時には、設備更新間隔0への調整が無限大となることを意味してしまっているのである。このように、 p が負の値をとる設備更新期間の分布密度関数の下では、ある一部の事業所はフロンティア技術による高い生産性を不断に追い求めている一方で、設備更新を行わず生産性の低い事業所が淘汰される傾向が乏しくなる。ここで定義した方法では、このような産業に制御されていない非効率、すなわちX非効率が存在すると考えることになる。

2.4 指数冪乗分布におけるパラメータ p の値を推計する方法

以上の考察の下に、鳥居 [2001] では、指数冪乗分布を仮定し、パラメータ p の値を推計することによって、観測される非効率が制御されている合理的な意思決定の下で発生している非効率であるか、それとも制御されていないX非効率と考えられる非効率であるかを検証した。検定は、モーメント間の関係式 $M_4 = 3M_2^2 + K_h |M_3|^{4/3}$ を推定することによって、パラメータの推定を行う方法によっている。ここで M_2 、 M_3 、 M_4 はそれぞれ残差の2次、3次、4次のモーメントである。この関係式における仮説： $K_h < 2.381$ が棄却されなければ、分布型についての仮説： $p > 0$ も棄却されない。日本の300余りの細分類製造業について、それぞれフロンティア生産関数をCOLSによって推計し、その残差項から技術非効率と対称的誤差項のたたみ込みとなる分布のモーメントを得て、産業間のクロス・セクション分析によって K_h の値を推計し、検定を実行した。この検定には、モンテ・カルロ実験の結果を用いている。この方法の

利点の一つは、個々の産業の生産関数など詳細は異なっても、技術非効率の発生形態さえ共通であれば、製造業を構成する各産業全体にわたる傾向として、X非効率の存在を検証することができるところにある。

この分析の結果、設備更新期間が少なくとも制御されているとしたら満たさなければならない条件 $p > 0$ を、観察される技術非効率の分布が満たしていないことを否定できないという結論を得た。同時に、非対称な形状を持ち、扱いやすいという理由によって現在まで頻繁に使用されてきた、半正規分布、指数分布、切断正規分布の仮定はすべて、日本の製造業に適用しようとするかぎり適切ではないということが明らかになった。どの分布を仮定するかという選択は、推計される技術非効率の水準に大きな影響を与えるので、特に注意しなければならない。しかし、これまでは安易に半正規分布などが採用されてきていたのである。

ただし、この結論を評価する上で以下の留意点が残っている。第1に、分析は、すべての観測される技術非効率が各事業所のヴィンテージにより発生しているという仮定に基づいている。実際に観測される事業所の生産性が、設備のヴィンテージから予想される生産性から乖離する可能性は、モデルの中に組み込まれている。したがって、このヴィンテージ・モデルでは、必ずしもすべての生産性の散らばりがヴィンテージの格差によって生じていることを要求しているわけではない。しかし、技術非効率の発生はパーティ・クレイ・モデルの設定に大きく依存していることを否めない。たとえば、設備更新は最新の技術を獲得する投資のみを想定しているので、より少ない投資で漸進的な改善が存在することを想定していない。一般には、設備更新によって獲得できる技術の新しさに応じて、投資費用は異なるであろう。その場合には、確率過程が変更されるので漸近分布は異なるであろう。

第2に、特定の産業については、生産設備のヴィンテージが大きく生産性を決定することがあるかもしれないが、他の産業についてはそれほど重要な要因ではないかもしれない。その場合は、非効率の発生メカニズムは設備更新の意思決定の正しさを忠実に反映したものではないだろう。本節では、すべての産業で同等に、設備更新決定の違いによるヴィンテージの差が、非効率の生成原因となっているという仮定の下に、実証分析が進められている。残念ながら鳥居 [2001] で用いたモーメント間の関係によりパラメータを推計する方法では、観測される非効率の分布が指数冪乗分布であるという仮説が正しいかどうかを検定できない。指数冪乗分布はそれ自体に分布型を規定するパラメータを持ち、そのパラメータの値域についての検定を行っているので、指数冪乗分布であるという仮定、すなわちヴィンテージ・モデルによって技術非効率の程度が規定されているという仮定そのものを検定できないのである。

第3に、検証する対象となる回帰係数は回帰残差の4次までのモーメントを用いており、標本分布の性質を直接解析できるわけではなかった。鳥居 [2001] における検定は、モンテ・カルロ実験に大きく依存している。通常の乱数発生アルゴリズムでは処理できない形の分布密度を持つ乱数を必要としたため乱数発生に時間を費やし、モンテ・カルロ実験の試行回数が必ずしも十分ではなかったかもしれない。

第1の問題は、それ程重大な問題ではないかもしれない。なぜなら、検定は技術非効率が0の近傍における分布型の性質に特に依存しているからである。それでもなお、結果を正当に解釈するためにはヴィンテージの分布と技術効率の分布に対するより直接的な分析を必要とするだろう。これは第2の問題について、特に必要な措置である。たとえば、Førsund and Hjalmarsson はセメント産業における詳細な分析によって、彼らのヴィンテージ・モデルに基づく技術効率

に対する分析を補完している。ヴィンテージ・モデルという設定が適切かどうかを議論するためには、ヴィンテージを把握できる特定の産業において、詳細に検討を加えて設定の適切性を確認しなければならない。残念ながら日本の資本設備のヴィンテージに対する資料は非常に限られたものであり、実行が難しい。ただ、Caves and Barton [1990] においては、米国のデータを用いて部分的にヴィンテージと非効率との関係を論じている。このような実証分析を繰り返すことによって、技術非効率が実際に設備のヴィンテージの差によって発生し、競争圧力の欠如による非合理的なヴィンテージ分布の設定によって、達成されるべき生産性が実現されないという傾向が、現実に存在するのかどうかということについての理解を深めてゆくことができるだろう。

3 食品スーパーの効率性推移によるヴィンテージ型技術非効率発生メカニズムの同定について

前節最後に詳しく論じたように、観測される技術非効率の分布を用いて、技術非効率の発生メカニズムを推計するにはいくつかの困難が存在する。第1に、モデルはあくまでもパティ・クレイ型ヴィンテージ・モデルに依存している。第2に、特定の技術非効率発生メカニズムが観測される分布と斉合的であるか無いかを検定することはできるが、特定の技術非効率発生メカニズムをユニークに同定できるわけではない。これは、検定では単に帰無仮説が棄却されるか否かが確認されるのみであるということにとどまらない。技術非効率発生メカニズムと観測される分布とは決して1対1に対応するものではないということの意味している。第3に、実際の検定は回帰残差の4次までのモーメントを用いており、一定程度の大きさを持つ推定誤差は避けられないことがあげられている。

これらの問題は、主に観測されるのが1時点におけるスナップ・ショットの技術効率性の分布であるということに起因している。技術非効率の発生メカニズムを直接に検定できれば、多くの問題は解決する。しかし、直接の検定が難しかったのは、パネル・データが必要だったからである。近年技術非効率の推計において、パネル・データを分析することが一般的になっており、研究の蓄積も進んでいる。しかし、残念ながら未だにどの研究も技術非効率としては特定の分布型を先験的に仮定している。

本節では、「パネル・データを用いて技術非効率発生メカニズムを直接に分析する」という課題に取り組む。鳥居 [2001] における、技術非効率のスナップ・ショット分布を用いた分析では、多くの産業における技術非効率分布を比較することによって、分布型を検定した。ここでは、一つの産業を選択して、その産業における各事業所などのDMU (Decision Making Unit) にわたるパネル・データを用いて、技術非効率の推移をもとめ、推移メカニズムについての仮説を検定する。

対象とした産業は、食品スーパー（セルフ販売を用いた小売）である。推移メカニズムを推計するためには、できるだけ多くのクロスセクション・サンプルを必要とする。その上で、各年度の統計値がパネルデータとして整理されるものでなければならない。こうした要求を満たす公表データとしては、小売業とくにスーパーのデータしか見いだすことができなかった。ただし、小売業においては、扱う商品によって粗利益や従業員あたりの販売額が大きく異なり、販売技術構造も異なると予想されるので、主に食料品を扱っているスーパーマーケットの店舗

データに限って用いた。

3.1 推計する技術非効率推移メカニズム

第2.3節で確認したように、指数冪乗分布 (5) のパラメータ p の値は、非効率水準の何乗に比例して設備更新を行う傾向があるかを示している。本節では、鳥居 [2001] 第2章にならって、このヴィンテージ型技術非効率発生メカニズムを確率過程として明示的に表現する。

前節のモデルでは、各事業所の設備更新時期は一定であると仮定している。本節では、事業所全体を一定の確率密度を持ち、確率過程をなす事業所の集合であるととらえる。観測されるのは、あくまでそのような確率過程である。このとき、ある事業所を任意に選んだ場合、その事業所は、その時点の効率性に依存して、確率的に設備更新をする。ある時点で非効率性 x の事業所が、それから Δt 時間以内に設備を更新する確率は $\kappa x^p \Delta t$ であるとする。 κ と p は定数である。 $p = 1$ の場合には、事業所の非効率性に比例して設備更新が行われ、 $p = 0$ の場合には、非効率性にかかわらず一定の割合で設備更新が行われる。正確には、ある設備更新時期の分布 (6) を持つ事業所の母集団の中から任意の事業所を選んでいるので、その事業所の設備更新時期が確率的に到来する。 $\rho(x, t)$ をある事業所が、時刻 t において非効率性 x である確率密度を示す確率密度関数であるとする。前述の設備更新行動を仮定すると、確率 $1 - \kappa x^p \Delta t$ で Δt 時間以内には設備を更新しない。したがって、非効率性は技術の陳腐化によって $\alpha \Delta t$ だけ増大する。この過程を確率密度関数を用いて表すと、

$$\rho(x + \alpha \Delta t, t + \Delta t) = \rho(x, t)(1 - \kappa x^p \Delta t)$$

となる。

この式を展開し、微小項 Δt の2次以上の項を無視すると、

$$\rho(x, t) + \frac{\partial}{\partial x} \rho(x, t)(\alpha \Delta t) + \frac{\partial}{\partial t} \rho(x, t) \Delta t = \rho(x, t) - \rho(x, t) \kappa x^p \Delta t$$

を得る。両辺から $\rho(x, t)$ を控除し、整理すると

$$\alpha \frac{\partial}{\partial x} \rho(x, t) + \frac{\partial}{\partial t} \rho(x, t) = -\rho(x, t) \kappa x^p$$

となる。 $\rho(x)$ を $\rho(x, t)$ の $t \rightarrow \infty$ における漸近分布 (asymptotic distribution) とする。この分布は $0 < x < \infty$ において定義される関数である。 $\partial \rho(x) / \partial t = 0$ であるから、

$$\frac{\partial}{\partial x} \rho(x) = -\frac{\kappa x^p}{\alpha} \rho(x)$$

を得る。この微分方程式は簡単に解けて、

$$\rho(x) = C_1 \exp\left(-\frac{\kappa}{(p+1)\alpha} x^{p+1}\right)$$

となる。 C_1 は定数である。このように、指数冪乗分布にしたがう非効率の分布を得る。

ここまでは、 ρ の定義域として $0 < x$ を考え、 $x = 0$ の場合を除外していた。 $0 \leq x < \alpha \Delta t$ の非効率を示していた事業所は、設備更新を行わない限り、 Δt 後に $\alpha \Delta t$ 以上の非効率の領域に移動する。この領域に移動してくる事業所は、 Δt 時間内に設備更新をおこなって最新のフロンティア技術を体化した事業所である。他のすべての領域において設備更新をおこなう事業所の数は、

$$\int_0^{\infty} \rho(x) \kappa x^p \Delta t dx = \int_0^{\infty} C_1 \exp\left(-\frac{\kappa}{(p+1)\alpha} x^{p+1}\right) \kappa x^p \Delta t dx = C_1 \alpha \Delta t$$

である。これだけの事業所が $[0, \alpha \Delta t)$ に存在するから、確率密度は $C_1 \alpha \Delta t / (\alpha \Delta t) = C_1$ である。この値は、 $0 < x$ で定義された確率密度関数の $\rho(0)$ の値に一致する。したがって、確率密度関数を $0 \leq x$ の範囲に拡張して同様に定義することができる。 $\rho(x)$ は確率密度関数であるから、

$$\int_0^{\infty} \rho(x) dx = \int_0^{\infty} C_1 \exp\left(-\frac{\kappa}{(p+1)\alpha} x^{p+1}\right) dx = C_1 \frac{\Gamma(1/(p+1))}{(1+p)^{p/(1+p)} (\kappa/\alpha)^{1/(1+p)}} = 1$$

でなければならない。このことから定数の値を得ることができ、確率密度関数は、

$$\rho(x; p) = \frac{(1+p)^{p/(1+p)} (\kappa/\alpha)^{1/(1+p)}}{\Gamma(1/(p+1))} \exp\left(-\frac{\kappa}{(p+1)\alpha} x^{p+1}\right)$$

となる。

以下では、各事業所などのDMUの技術効率指標が、この推移メカニズムにしたがうと仮定した場合に、観測される推移の表現を考える。 i 番目のDMUの時点 t における非効率水準を x_i^t とすると、そのDMUの推移は、

$$x_i^{t+1} = \begin{cases} 0 & (\text{確率 } \theta x^p \text{ で}) \\ x + \alpha & (\text{確率 } 1 - \theta x^p \text{ で}) \end{cases}$$

となる。したがって、非効率水準の推移 $(\Delta x_i^t = x_i^{t+1} - x_i^t)$ は

$$\Delta x_i^t = \begin{cases} -x & (\text{確率 } \theta x^p \text{ で}) \\ \alpha & (\text{確率 } 1 - \theta x^p \text{ で}) \end{cases}$$

となる。

この推移にはノイズがかかる。したがって、観測される推移の期待値をとり、

$$E(\Delta x_i^t) = -x \theta x^p + \alpha (1 - \theta x^p) = \alpha - \theta (\alpha x^p + x^{p+1}) \quad (8)$$

を得る。本節では、この技術効率水準の期待値の推移方程式(8)を直接に検定する。鳥居 [2001]の分析と斉合的であり、非効率水準が制御されているか否かは、この推移方程式においてパラ

メータ p の値が負であるという帰無仮説を棄却できるかどうかによって検定される。

この推移方程式 (8) は技術非効率水準 x に関して非線形であるので、推計では非線形推定を行うことになる。

3.2 産業とデータ処理および生産関数

3.2.1 データ処理

対象とした産業は、本章冒頭でも説明したように日本の全国に展開する食品スーパー（セルフ販売を用いた小売）である。その中でも、主に食料品を扱っているスーパーマーケットの店舗データを用いる。年度としては、商業界『日本スーパー名鑑』（株式会社商業界刊）における2004年度版から2006年度版にかけてのデータを対象とする。2004年度版のデータは2003年を、2005年度は2004年を、2006年度版は2005年をそれぞれ対象としている。2006年度には、全国31,454店舗データを収録しており最も網羅的なデータベースとなっている。以下では、すべてデータについてすべて暦年により表記を統一する。すなわち、2006年度版に掲載されているデータは2005年データと表記する。

『日本スーパー名鑑』には、全国の各食品スーパーにおける、各年度6月から8月期における、店舗名、住所、売場面積、売上高（平均月商）、従業員数（正社員）、従業員数（パート）、売上構成が記載されている。第1に、各年において、以上の各項目についてすべて記載されており、かつ売上に占める食品の割合が90パーセントを超える店舗データを抽出する。2003年においては3460、2004年においては3339、2005年においては3262のサンプルが有効であった。この3年分においては、結局総計4498店舗のデータとなっている。すなわち、各年に多くの欠損値が存在し、3年にすべてにわたるパネルデータとして得られたサンプル数はすこぶる少なく、2241であった。以下では、技術非効率の推移メカニズムの記述においては、この3年のデータから2年づつを選択し、その間の技術非効率水準の推移を対象に推定と検定を行う。

3.2.2 食品スーパー市場におけるヴィンテージ・モデルの意味

前節において定式化した確率過程モデルは、主に製造業を念頭に置いて作成されたモデルである。したがって、そのままでは必ずしも食品スーパー市場に適合するとは限らないので、なんらかの解釈が必要となる。確率過程モデルの特性は、第1に、設備に対して何らかの特定の措置をとらないかぎり、フロンティア技術に対して一定の速度で技術が陳腐化してしまうこと、第2に θx^p に比例した割合の事業所は、フロンティア技術をキャッチアップし、非効率を解消すること、である。鳥居 [2001] においては、他の確率過程モデルも紹介して、以上のような、フロンティアからの一定の速度での乖離と、不連続なキャッチアップ過程が仮定されると、基本的に同質の確率過程モデルに帰着することが説明されている。

食品スーパー市場においても、これらの特性が維持される確率過程を期待できる。第1に、店舗設備に対して何らかの措置がとられないかぎり、最新の設備をともなって参入するライバル店舗に比べて、レイアウトが日々刻々変化する品揃えに比べられなくなる。また、設備が老朽化することによって顧客が感じるアメニティが低下する。それらの結果、シェアもライバルに浸食されてしまうと考えられる。² ライバル店舗が一定の速度で参入するとすれば、相対的な

² 市場において参入規制が有効に働いていれば、この効果は薄められるだろうが、この対象期間である2003年から2005年にかけては、「大規模店舗立地法」もそれほど有効には働いていないと考えられる。

生産性も一定の速度で低下していくと仮定できる。

ここで店舗に何らかのリノベーションが行われれば、ライバルに浸食された顧客を取り戻すことにより、生産性を上方にジャンプさせることができる。店舗を新規開店するときの効率化に、フロンティア生産関数によって表せる上限が存在するとすれば、この過程はキャッチアップ過程としてとらえることができる。

このように、食品スーパー市場においても、製造業と同じように、一定の速度による陳腐化と、不連続的なキャッチアップの過程によって、ヴィンテージ・モデルを想定することは可能であると考える。

3.2.3 生産関数

推計される生産関数は、トランス・ログ型であり、

$$\begin{aligned} \log(SALES_i/L_i) = & a_0 + a_1 \log(K_i/L_i) + a_2 \log(L_i) + a_3 \{\log(K_i/L_i)\}^2 \\ & + a_4 (\log L_i)^2 + a_5 \log(K_i/L_i) \log(L_i) + v_i - u_i \end{aligned} \quad (9)$$

である。ただし、

$SALES_i$: 第 i 店舗の年間売上高

K_i : 第 i 店舗の売場面積

L_i : 第 i 店舗の労働投入

である。

ここで、労働投入 K は常用雇用者数とパート雇用者数から、

$$K = \text{常用雇用者数} + 0.541 \times \text{パート雇用者数}$$

によって算出した値を用いている。厚生労働省が調査している『毎月勤労統計調査（平成16年分）』第5表就業形態別月間労働時間数および出勤日数（事業所規模5人以上）によると、卸売小売業における総実労働時間数は、一般労働者において172.6時間、パートタイム労働者において93.4時間であった。0.541はこの比の値である。すなわち、パート雇用者を労働時間数の比の平均値を用いて常用雇用者に換算し、集計した値を労働投入としている。一方、資本投入としては売場面積を用いている。すなわち、小売業における資本投入が売場面積に比例すると仮定している。

3.2.4 推計の結果

生産関数の推計にはOLSおよび加重回帰WOLSを用いている。加重回帰においては、OLSの残差の逆数によって加重を計算している。その上で、切片を技術非効率による期待偏差値で修正している。ここで修正には、鳥居 [2001] で使用した平方正規分布（自由度1のカイ2乗分布）を仮定する方法を用いている。すなわち、OLS残差の3次のモーメントを U_3 とすると、技術非効率に平方正規分布を仮定した場合の、偏差期待値は

$$\sqrt[3]{-\frac{U_3}{8}}$$

となる。この値を各推計残差から控除して、非効率の推計値とする。すなわち、COLS (Corrected OLS) ないしはMOLS (Modified OLS) と呼ばれている方法を用いている。

それぞれの生産関数推計には、単年ごとに生産関数を推計し、技術非効率の値を推計する場合と、複数年をプールしたデータを用いて生産関数を推計し、その同一の生産関数からの乖離によって技術非効率の値を推計する場合の両方を試みた。さらに、複数年のデータをプールして推計する場合には、3年分のデータをすべてプールして推計する場合と、推移を推計する対象となる2年のデータのみをプールして推計する場合とがあり、すべて試みている。表1に見られるように、推計の結果はおおむね安定している。決定係数は最小で0.130 (2003年単年推計) から最大で0.295 (2005年単年推計) に分布している。

3.3 技術非効率水準の変動について

技術非効率水準の変動は前述の通り次の13通りについて調べることができた。

1. 各年単年度で生産関数を推計する。
 - (1) 2003年から2004年への変化 単純回帰
 - (2) 2003年から2004年への変化 加重回帰
2. 比較する2年について共通の生産関数を推計する。
 - (3) 2003年から2004年への変化 単純回帰
 - (4) 2003年から2004年への変化 加重回帰
 - (5) 2004年から2005年への変化 加重回帰
 - (6) 2003年から2005年への変化 単純回帰
 - (7) 2003年から2005年への変化 加重回帰
3. 全3年度のすべてのデータをプールして生産関数を推計する。
 - (8) 2003年から2004年への変化 単純回帰
 - (9) 2003年から2004年への変化 加重回帰
 - (10) 2004年から2005年への変化 単純回帰
 - (11) 2004年から2005年への変化 加重回帰
 - (12) 2003年から2005年への変化 単純回帰
 - (13) 2003年から2005年への変化 加重回帰

2005年単年度、および2004年と2005年をプールした加重回帰では適切な生産関数が推計できなかったことにより、分析が行われていない。図1として推移量の分布のカーネル型、および推移量と非効率水準の散布図の例を掲載している。さらに、表2に推移量の分布について基本的な記述統計を記載している。

これらのデータから、推移量は非常に尖度が高い分布をなしていることにまず気づく。最小値が、3年間プールデータに対し加重回帰によって生産関数を推計し、2004年から2006年への変化をとらえた場合で、9.78である。一方、最大値は単年データに対し加重回帰によって生産関数を推計し、2003年から2005年への変化をとらえた場合で、21.7である。

表1 推計された生産関数

年度 推計	定数項	$\ln(K/L)$	$\ln(L)$	$(\ln(K/L))^2$	$(\ln(L))^2$	$\ln(K/L) \cdot \ln(L)$	\bar{R}^2 N
2003 単純	4.69	0.155 (1.15)	0.358 (4.27)	0.0380 (2.54)	-0.0172 (2.23)	-0.0800 (4.33)	0.129 3404
2003 加重	4.75	0.141 (2.33)	0.342 (9.94)	0.0393 (6.08)	-0.0142 (4.65)	-0.0704 (10.86)	0.129 3404
2004 単純	3.76	0.527 (3.77)	0.527 (5.56)	0.0059 (0.39)	-0.0201 (2.20)	-0.114 (4.33)	0.151 3278
2004 加重	4.04	0.417 (7.07)	0.475 (12.12)	0.0167 (2.61)	-0.0157 (4.20)	-0.106 (14.51)	0.151 3278
2005 単純	1.22	1.78 (13.85)	0.661 (6.66)	-0.159 (12.71)	-0.0532 (5.91)	-0.104 (5.76)	0.294 3201
2005 加重	1.32	1.73 (30.67)	0.653 (22.20)	-0.0154 (23.26)	-0.0503 (18.47)	-0.106 (17.65)	0.294 3201
2003-4 単純	4.21	0.346 (3.55)	0.447 (7.12)	0.022 (2.06)	-0.0188 (3.16)	-0.0931 (7.92)	0.140 6682
2003-4 加重	4.36	0.288 (7.02)	0.422 (19.55)	0.0275 (5.92)	-0.0163 (8.26)	-0.0897 (20.24)	0.140 6682
2003-4 単純	4.21	0.346 (3.55)	0.447 (7.12)	0.022 (2.06)	-0.0188 (3.16)	-0.0931 (7.92)	0.140 6682
2003-4 加重	4.36	0.288 (7.02)	0.422 (19.55)	0.0275 (5.92)	-0.0163 (8.26)	-0.0897 (20.24)	0.140 6682
2004-5 単純	1.95	1.45 (15.45)	0.596 (8.57)	-0.177 (12.27)	-0.0377 (5.81)	-0.109 (8.62)	0.211 6479
2004-5 加重	2.30	1.30 (29.43)	0.539 (22.91)	-0.101 (21.38)	-0.0327 (16.51)	-0.101 (22.29)	0.210 6479
2004-5 単純	1.95	1.45 (15.45)	0.596 (8.57)	-0.177 (12.27)	-0.0377 (5.81)	-0.109 (8.62)	0.211 6479
2004-5 加重	2.30	1.30 (29.43)	0.539 (22.91)	-0.101 (21.38)	-0.0327 (16.51)	-0.101 (22.29)	0.210 6479
2003,5 単純	2.31	1.34 (14.55)	0.503 (7.66)	-0.112 (11.97)	-0.0360 (6.00)	-0.0853 (6.95)	0.203 6605
2003,5 加重	2.60	1.21 (25.83)	0.473 (16.69)	-0.0968 (19.34)	-0.0325 (13.15)	-0.0822 (15.44)	0.202 6605
2003-5 通常	2.60	1.17 (15.26)	0.515 (9.50)	-0.0861 (10.86)	-0.0310 (6.16)	-0.0957 (9.54)	0.178 9883
2003-5 加重	2.91	1.03 (28.04)	0.473 (22.90)	-0.0695 (17.35)	-0.0258 (14.24)	-0.0915 (22.35)	0.178 9883

注：括弧内は t 値を示す。 N はサンプル数である。

また、技術非効率水準が本章第1節で示したような確率過程をとるとすれば、大部分の事業所、ここでは店舗においては、一定の値だけ技術非効率水準が増大し、その一方で、ごく少数の店舗において、店舗をリノベーションすることによって非効率を格段に低下させているはずである。この結果、技術非効率の推移量分布の歪度は負となることが予想される。

図1 2年間プール推計残差推移 (2004年→2005年) 荷重回帰

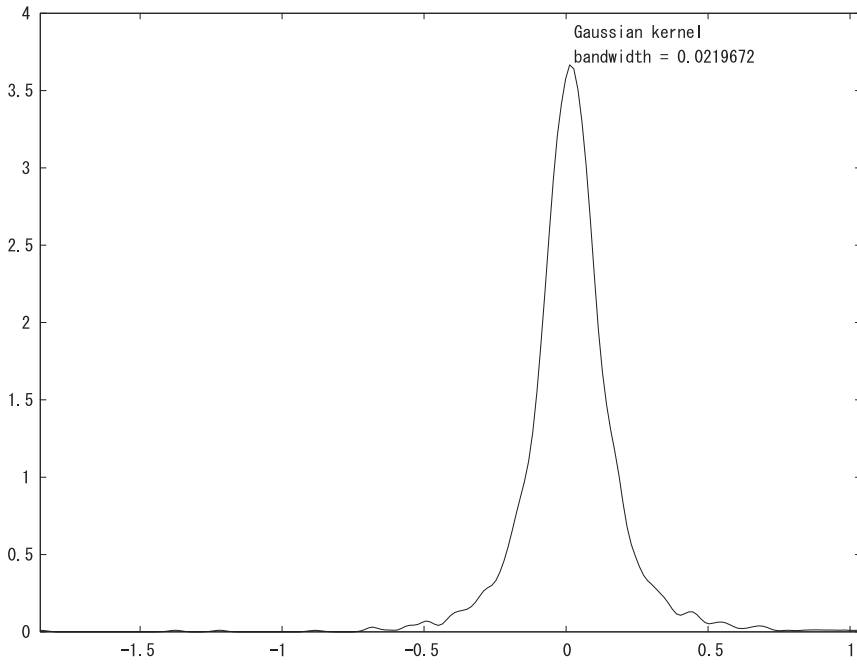


図1a: 推移頻度

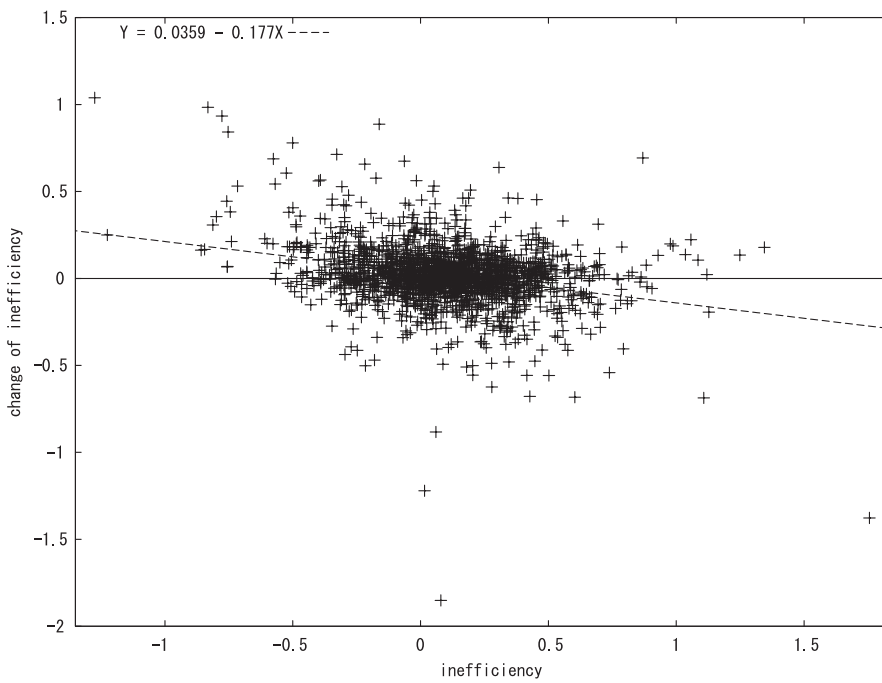


図1b: 非効率水準と推移との相関

表2 残差推移

年度	推計	平均 メディアン	最小値 最大値	標準偏差	歪度 尖度
2003 → 2004	単年	0.026	-1.02	0.144	-0.696
	単純	0.016	1.84		21.63
2003 → 2004	単年	0.031	-1.05	0.144	-0.675
	加重	0.020	1.84		21.73
2003 → 2004	2年プール	0.018	-1.02	0.176	-0.738
	単純	0.016	1.85		14.06
2003 → 2004	2年プール	0.018	-1.04	0.177	-0.712
	加重	0.016	1.85		13.90
2004 → 2005	2年プール	0.016	-1.19	0.163	0.353
	加重	0.015	1.20		10.28
2003 → 2005	2年プール	0.030	-1.20	0.190	-1.09
	単純	0.030	1.86		16.20
2003 → 2005	2年プール	0.030	-1.19	0.191	-1.04
	加重	0.030	1.85		15.73
2003 → 2004	3年プール	0.020	-0.966	0.172	-1.01
	単純	0.017	1.85		15.22
2003 → 2004	3年プール	0.019	-0.972	0.172	-0.981
	加重	0.017	1.85		15.01
2003 → 2005	3年プール	0.030	-1.16	0.189	-0.989
	単純	0.029	1.85		15.33
2003 → 2005	3年プール	0.030	-1.15	0.189	-0.930
	加重	0.029	1.85		14.94
2004 → 2005	3年プール	0.015	-1.20	0.164	0.342
	単純	0.015	1.20		10.08
2004 → 2005	3年プール	0.015	-1.19	0.164	0.352
	加重	0.015	1.18		9.78

表2を参照すると、対象2年間のデータをプールし、加重回帰によって生産関数を推計し、2004年から2005年への変化をとらえた場合、および3年間プールデータに対して生産関数を推計し、同じ2004年から2005年にかけての変化をとらえた場合のみ歪度が正の値をとるが、残りはすべて予想通り負の値をとることがわかる。最小値は、対象2年間のデータをプールし、単純回帰によって生産関数を推計し、2003年から2005年への変化をとらえた場合の-1.09である。

紙幅の都合で一部しか掲載しないが、図1bに示した散布図によると、技術非効率の水準と推移量には明らかな負の相関が存在することが見て取れる。検定を行っても、すべてのケースにおいて相関は有意である。すなわち、何らかの自己回帰過程が存在することが分かる。非効率が高い店舗ほど、非効率を低くするような推移が観測されている。本論文で関心を持ち検定を試みるのは、この推移と技術非効率水準とのパラメトリックな関係である。

3.4 確率過程の直接推計

ここでは、これまでに準備した非効率水準の変化量データを用いて、推移方程式 (8) を直接に推計する。ところで、実際に観測される x の値はノイズにより負の値をとることがある。そのため、実際には方程式 (8) は、

$$E(\Delta x_t^i) = \alpha - \theta(\alpha X^p + X^{p+1}), \quad \text{where } X = \max(x, 0) \quad (10)$$

を非線形回帰することによって推計する。すなわち、観測される非効率が負になっている場合、キャッチアップ過程は発生せず、単に一定の速度での陳腐化だけが発生すると考える。

表3 推移確率過程の推計

年度	推計	α	θ	p	\bar{R}^2 N
2003 → 2004	単年 単純	0.0564 (13.30)	0.0835 (8.33)	-0.420 (12.26)	0.031 2767
2003 → 2004	単年 加重	0.0617 (14.17)	0.0833 (7.96)	-0.412 (7.62)	0.029 2767
2003 → 2004	2年プール 単純	0.0642 (9.90)	0.150 (9.03)	-0.281 (6.26)	0.048 1790
2003 → 2004	2年プール 加重	0.0688 (10.06)	0.143 (8.53)	-0.360 (6.27)	0.050 1790
2004 → 2005	2年プール 加重	0.0574 (10.11)	0.188 (10.12)	-0.169 (2.17)	0.073 1806
2003 → 2005	2年プール 単純	0.0739 (11.79)	0.180 (8.73)	-0.247 (3.63)	0.056 1854
2003 → 2005	2年プール 加重	0.0762 (11.34)	0.183 (8.88)	-0.200 (2.50)	0.056 1854
2003 → 2004	3年プール 単純	0.0590 (9.55)	0.141 (7.76)	-0.300 (4.10)	0.044 1790
2003 → 2004	3年プール 加重	0.0610 (9.37)	0.144 (7.91)	-0.281 (3.54)	0.045 1790
2003 → 2005	3年プール 単純	0.0763 (11.38)	0.178 (9.01)	-0.204 (2.69)	0.055 1854
2003 → 2005	3年プール 加重	0.0833 (11.98)	0.173 (9.61)	-0.263 (4.32)	0.060 1854
2004 → 2005	3年プール 単純	0.0598 (9.90)	0.188 (10.39)	-0.141 (1.68)	0.075 1806
2004 → 2005	3年プール 加重	0.0677 (10.99)	0.180 (11.42)	-0.228 (4.06)	0.079 1806

注：括弧内は t 値を示す。 N はサンプル数である。

この回帰分析の結果は表3にまとめられている。すべての推計において α と θ の係数の符号は予想どおりであり、しかも強く有意に0と異なっている。また、 p の推計値は負の値であり、しかも1例を除いて有意性はすこぶる高い。非効率な店舗ほど推移量の期待値は低下し、より効率的となる傾向を観測できるが、その一方で非効率になればなるほどこの傾向は薄らいでいるのである。このように、直接に確率過程を分析しても、鳥居[2001]で試みたモーメント間の関係を推計する間接的方法の結果と同様な結果が得られている。

以上のとおり、「パネル・データを用いて技術非効率発生メカニズムを直接に分析する」という方法により、食品スーパー市場においても、多くの製造業にわたって観測されるのと同様に、制御されていない非効率が存在するという仮説と矛盾しない結果を観測できた。

4 結論

本論文では、食品スーパー小売業のパネル・データを用いて、技術非効率発生メカニズムを直接に分析するという課題に取り組んだ。鳥居[2001]における、技術非効率のスナップ・ショット分布を用いた分析では、多くの産業における技術非効率分布を比較することによって、分布型を検定した。ここでは、一つの産業を選択して、パネル・データを用いて技術非効率の推移をもとめ、推移メカニズムについての仮説を検定した。その結果、鳥居[2001]がモーメント間の関係において見いだした傾向と同様な結果が確認されている。すなわち、非効率な事業所ほど設備更新を行なう可能性がかえって低くなる傾向が示された。この状態は、各事業所が設備更新を最適な形で制御していると考えるかぎり、生じ得ないはずである。この意味において、発生している非効率の水準は何らかの形で制御されているとは言い難いものである。

ただ、本論文の結果は、食品スーパーという、一般の製造業とは異なる産業において得られたものであり、さらに多くの産業において同様の分析を重ねる必要がある。一般に、サービス産業においてはヴィンテージの効果は製造業ほど強くはないと予想されるが、それでもこういった明らかな傾向が得られたのであるから、技術革新のスピードが早くヴィンテージが生産性に与える効果が大きい産業では、より強い傾向があるだろう。もう一つの課題は、直接に非効率水準の推移を推計する方法にある。推移方程式(8)を推計するにあたって、関数型を特定するのは仕方がないものと思われるが、非線形性の非常に強い方程式に頼らず、さらにロバストな推計を可能とする方法を模索する必要がある。

参 照 文 献

- Berger, A. N. [1993] "Distribution Free Estimates of Efficiency in the U.S. Banking Industry and Tests of the Standard Distributional Assumptions," *Journal of Productivity Analysis*, Vol.4 pp.261-92.
- Caves, R.E. and D.R. Barton [1990], *Efficiency in U.S. Manufacturing Industries*, Cambridge: MIT Press.
- Cornwell, C., P. Schmidt, and R.C. Sickles [1990], "Production Frontiers with Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels," *Journal of Econometrics*, Vol.46, pp.185-200.
- Førsund, F.R. and L. Hjalmarsson [1987], *Analyses of Industrial Structure: A Putty-Clay Approach*, Stockholm: Almqvist & Wiksell International.
- Schmidt, P. and R. C. Sickles [1984] "Production Frontiers and Panel Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.2, pp.367-74.
- Stevenson, R. E. [1980], "Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation," *Journal of Econometrics*, 13, no.1, pp.57-66.

Torii, A. [1992], "Technical Efficiency in Japanese Industries," in R.E. Caves and Associates, *Industrial Efficiency in Six Nations*, Cambridge: MIT Press, pp.31-119.
鳥居昭夫 [2001] , 『日本産業の経営効率』, NTT出版

〔とりい あきお 横浜国立大学大学院国際社会科学研究所教授〕

〔2009年6月9日受理〕