

(特別寄稿)

## 生産平準化現象へのアプローチ<sup>†</sup>

宜名 眞 勇

要約：途上国の一例としてフィリピンの生産量と販売量のデータを用いて在庫投資の生産平準化仮説の検証を行う。生産量と販売量の単位根検定の結果に基づき、それらの変数の分散の比率とそのBCa信頼区間を推定する。検証では平準化あるいは反平準化のいずれとも判定しかねる結果が導かれた。

キーワード：在庫投資，生産平準化，物流システム，トレンドブレイク，Bootstrap，BCa 信頼区間

### 序

伝統的な在庫投資理論 (Holt et al (1960), Lovell (1961), 等) では、需要の確率的な変化に対して企業は在庫ストックをバッファとして生産を需要変動に対して平準化させることが利潤極大化と合致する行動であるとされる。しかしながら、1980年代初め以降アメリカの産業データやマクロレベルのデータによる実証的検証においては、生産量の変動が需要量（販売量）のそれを上回るという反平準化の現象が観察されることが多かった（例えば、Blanchard (1983), Eichenbaum (1984), Blinder (1986), Ghali (1987), Kahn (1987), Ramey (1991)）。また、アメリカ以外の先進諸国についても同様に生産の反平準化傾向が広く観察された（例えば、West (1988), Wilkinson (1989,

---

<sup>†</sup>五十嵐副夫先生が大分大学に着任なさった時、繰生ゼミの4年生だった私は先生のゼミをサブゼミとして受講させていただき個人指導を受ける機会にめぐまれた。当時のことは今でも鮮やかに記憶に残っている。有り難うございました。

## (2) 生産平準化現象へのアプローチ

1991))。このような実証的分析結果が多く報告されてきたため今では在庫投資の生産に及ぼす影響が反平準化の傾向を持つことが「定型的事実」(Blinder (1986))と見なされるに至っている。このように生産平準化仮説の検証が先進諸国のデータを用いた分析にかたよる中で Fukuda and Teruyama (1988) は43カ国の年次系列 (IFS データ) を用いた計測を行い、先進諸国での生産の反平準化傾向と途上諸国における平準化の傾向を同時に観察できることを示した。とはいえ、同論文以後においても途上諸国のデータを用いた生産平準化理論の検証は進展していないように思われるが、もしも同理論の妥当性が経済の発展段階に応じて異なるのであれば<sup>1)</sup>、従来企業による生産平準化行動と関連があるとされてきた諸理論、即ち、需要ショックと供給ショックの相対的な規模 (Topel (1982), Blinder (1986), Eichenbaum (1984), 等), 需要ショックの持つ正の自己相関 (Kahn (1987)), および生産技術構造の非凸性 (Ramey (1991)) といった要因の重要性が経済の発展段階とどのような関連を持つのかという問題が生じる<sup>2)</sup>。Ginama (2008) は Fukuda and Teruyama (1988) の生産平準化をめぐる国際的な非対称性の問題を国内の地域経済データによって分析しようとした試みであり、47都道府県間にある一人あたり GDP<sup>3)</sup> の差異と生産平準化ないし反平準化の傾向とは取り立てて関係がないことが報告されている。このことは GDP の水準により在庫投資の持つ意味合いが単純に論じられるものではないことを示唆している。ただし、そこでは供給ショック、需要ショック、および需要の自己相関を表す変数を適宜作成して

---

1) Fukuda and Teruyama (1988) が見いだした事実は、一見したところそのように解釈することも可能である。

2) これらの諸要因は、Ramey (1991) の非凸性の問題以外は生産の技術的構造以外に生産の反平準化傾向の原因を求めるものであり、もしも費用構造が伝統的な在庫投資理論が考えるような凸性を持つのであれば、そこから自然に導かれる在庫ストックのバッファ機能と需要変動より滑らかな生産量の変動という関係が、統計的検証で頻繁に否定されることへの解答を求める中で提出されたものである。

3) 地域の GDP であるため Prefectural GDP と表記した方が良いかも知れない。

行った回帰分析において、符号も有意性も理論的想定と合致する結果が得られており、そこには在庫投資の実証的研究で従来比較的顧みられることのなかった地域経済データの今後における一層の活用が望ましいことが示されている。

また、同論文では地域経済における在庫投資の性格におよぼす要因として物流システムと財の移送費用および移送に要する時間の問題が指摘されている。これは Guasch and Kogan (2001) が報告しているところの途上諸国における在庫水準が先進諸国よりはるかに大きいこと、それは途上諸国においては物流システムに不備が存在するためであると指摘していることを、日本の地域経済の中の特に強く生産平準化の傾向を示す長崎・沖縄その他の地域に当てはめたものである。現在の日本各地における物流システムの整備状況を途上諸国と比べて同様の問題があると見なすことには問題があるが、日本国内の物流システムの相対的な整備状況を各地域における適正在庫水準の規模と関連させて分析を行う際上記の論文から参考となる視点を得ることは可能であろう。

本稿の問題意識は、同文献の報告と日本の地域経済データを分析した Ginama (2008) の計測結果の一つ（離島を多く持つ県の特徴）とから浮かび上がる生産平準化の要因、即ち、在庫水準に影響をおよぼすであろう物流システムの整備状況の持つ含意を国際的データを用いて検証することであり、その目的に合致する国として、多くの島からなるフィリピンを選択する。周知のように、国内市場が海によって隔てられる島々からなる場合、Guasch and Kogan (2001) が見いだした高い水準の在庫ストックとそれをバッファとして用いる生産平準化が観察される可能性は高いというのが、本稿で検証の対象となる仮説である。

本稿の構成は以下の通りである。先ず、第1節では分析の方法を述べ、第2節では使用するデータについて説明する。第3節は計測結果とその解釈を提示し、最後に全体の要約と今後の課題について触れる。

#### (4) 生産平準化現象へのアプローチ

### 第1節 方法

在庫投資の生産平準化仮説を検証するためにアメリカの月次産業データを用いた分析において Krane and Braun (1991) は、生産量と販売量を季節ダミー変数と非確率的タイムトレンドに回帰させたときの残差の分散とダミー変数の係数の分散の和として生産量と販売量の分散を定義し、これらの分散の比率を一次近似した式に季節ダミー変数の係数の分散・共分散の推定値を代入することによって分散比の信頼区間を導いた。Wang (2002) は同論文と同じモデルを台湾の産業データに適用したが、生産量と販売量の非確率的な部分に関する bootstrap を行い、上記分散比の BCa (Bias corrected and accelerated) 信頼区間を計測した。

マクロデータを用いて分析を行うことを意図する本稿は、これに対して生産量と販売量を季節ダミー変数とタイムトレンドに回帰させるという定式化の枠組みは維持するものの、上記2論文が彼らの回帰式の残差を定常と仮定している点はマクロデータを取り扱う場合には不適切であると考えるところから出発する。即ち、マクロデータの定常性を検証する単位根検定の手続きを踏襲して生産量と販売量の時系列をトレンド定常と見なすことが出来る定式化を追求し、そのような単位根検定式の非確率的部分に関して Wang (2002) と同様の方法で BCa 信頼区間を構築することを意図している。その場合、非確率的トレンドが内生的な構造変化点 (ブレイクポイント) を持つ可能性を含めて変数のトレンド定常性を追求する。本稿では、1個の内生的構造変化点を想定する Zivot and Andrews (1992) のモデルを用いるが<sup>4)</sup>、ここでは同論文のモデル B を例にとって時系列変数  $q_t$  が1個の内生的ブレイクを含むトレンド定常

---

4) 2個の内生的構造変化点を許容する Lumsdaine and Papell (1997) の単位根検定モデルも本稿の方法論の枠組みの中で適用可能である (Ginama, Odaki and Wang (2009) 参照)。

(TS) な系列である場合について bootstrap のための基礎的方程式の表現を導こう。季節ダミー変数を含む上記論文のモデル B は

$$q_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t + \hat{\varphi}_1d1_c + \hat{\varphi}_2d2_c + \hat{\varphi}_3d3_c + \hat{\alpha}q_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i \Delta q_{t-i} + e_t \quad (1)$$

と表される。ここで、 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\gamma}$ 、 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\varphi}_i (i = 1, 2, 3)$ 、および $\hat{\beta}_i (i = 1, 2, \dots, k)$  はパラメータ推定量、 $t$  は非確率的タイムトレンド、 $e_t$  はこの回帰モデルの残差を表しており、 $DT_t$  は  $T_B$  を構造変化点とすると  $t \geq T_B + 1$  の期間について  $DT_t = t - T_B$ 、その他の期間で  $DT_t = 0$  で与えられる変数と定義される。 $t$  と  $DT_t$  の組み合わせは、折れ曲がる（キंकする）トレンド線を表現し、これが上記論文の定義する B 型のトレンド・ブレイクである。 $di_c (i = 1, 2, 3)$  は中心化された（centered）季節ダミー変数で第  $i$  期に 0.75、それ以外の期に -0.25 の値を取る<sup>5)</sup>。同論文では他に A 型と C 型の構造変化が用いられるが、それらは各々回帰式における切片のズレと A、B 両タイプの組み合わせと定義される<sup>6)</sup>。ここで方程式 (1) を用いた単位根検定において時系列  $q_t$  がトレンド定常と判定されたとしよう。有意性検定のための臨界値は標本数と構造変化の各々に応じてシミュレーションによって導出される。

そのとき、この変数を非確率的トレンドの回りの定常な時系列と表現する式を方程式 (1) からの変換により次のように表すことが出来る。即ち、

$$\hat{\mu} = \frac{\hat{\mu}}{1-\hat{\alpha}} - \hat{\beta}\hat{\alpha} \left( \frac{1}{(1-\hat{\alpha})^2} \right), \quad \hat{\beta} = \hat{\beta} \left( \frac{1}{1-\hat{\alpha}} \right),$$

$$OT_t'' = \left( \frac{1}{1-\hat{\alpha}L} \right) (\sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i \Delta q_{t-i} + e_t)$$

5) Enders (2004), P196.

6) Lumsdaine and Papell (1997) の内生的な 2 つのブレイクを持つモデルは、この Zivot and Andrews (1992) で定義された構造変化の 2 つの型 (A と B) の組み合わせとして表すことができる構造変化の型を用いており、それは AA から CC までの 9 通りから成っている。

(6) 生産平準化現象へのアプローチ

$DTC_t = \sum_{j=1}^i (DT_i - (j-1)) \hat{\alpha}^{(j-1)}$ ,  $i = 1, 2, \dots, (N - T_B)$  および

$DTC_t = 0$   $t \leq T_B$  としよう。また,  $DCi_t (i = 1, 2, 3)$  を変換されたダミー変数 ( $di\_c$ ) とするとそれは第 1 四半期に

$$DC1_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (0.75 - 0.25\hat{\alpha} - 0.25\hat{\alpha}^2 - 0.25\hat{\alpha}^3)$$

第 2 四半期に

$$DC1_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (-0.25 + 0.75\hat{\alpha} - 0.25\hat{\alpha}^2 - 0.25\hat{\alpha}^3)$$

第 3 四半期に

$$DC1_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (-0.25 - 0.25\hat{\alpha} + 0.75\hat{\alpha}^2 - 0.25\hat{\alpha}^3)$$

第 4 四半期に

$$DC1_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (-0.25 - 0.25\hat{\alpha} - 0.25\hat{\alpha}^2 + 0.75\hat{\alpha}^3)$$

$DC2_t$  は第 1 四半期に

$$DC2_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (-0.25 - 0.25\hat{\alpha} - 0.25\hat{\alpha}^2 + 0.75\hat{\alpha}^3)$$

.....

第 4 四半期に

$$DC2_t = \frac{1}{1-\hat{\alpha}^4} (-0.25 - 0.25\hat{\alpha} + 0.75\hat{\alpha}^2 - 0.25\hat{\alpha}^3)$$

等々と表される。ここで  $N$  は標本数,  $k$  は方程式 (1) における最大ラグ数で, 年データを用いた Zivot and Andrews (1992) では 8 が用いられたが, 四半期データを用いる本稿では 12 とする。そのとき, 変換された方程式は

$$q_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} t + \hat{\gamma} DTC_t + \hat{\varphi}_1 DC1_t + \hat{\varphi}_2 DC2_t + \hat{\varphi}_3 DC3_t + OT \quad (2)$$

(7)

と表される<sup>7)</sup>。Krane and Braun (1992) と同様の定義を用いてこの (2) 式における  $q_t$  の分散は

$$\begin{aligned} \text{Var}(q_t) = & ((\hat{\mu} - m)^2 + (\hat{\varphi}_1 - m)^2 + (\hat{\varphi}_2 - m)^2 \\ & + (\hat{\varphi}_3 - m)^2) / 3 + \text{Var}(\text{OT}^*) \end{aligned} \quad (3)$$

と書くことが出来る。ここで  $m$  は季節ダミー変数の係数の平均値、 $\text{Var}(\text{OT}^*)$  は  $\text{OT}^*$  の不偏分散を表す。本稿ではマクロの生産量 ( $Y_t$ ) に実質 GDP、同じく販売量 ( $S_t$ ) に実質 GDP マイナス実質在庫投資を用いるが<sup>8)</sup>、bootstrap 法の適用はこれらの変数を (2) 式のように表現し、その非確率的な部分、即ち、 $t$ 、 $\text{DTC}_t$ 、および  $\text{DCi}_t$  ( $i = 1, 2, 3$ ) に対して行う。その際、ノンパラメトリックな bootstrap 法によりこれらの非確率的な部分を反復して同時に復元抽出し、変数  $Y_t$  と  $S_t$  に関する (2) の回帰式を OLS 推定し、(3) 式の定義による分散とその比率 ( $\text{Var}(Y_t) / \text{Var}(S_t)$ ) を発生させ、この分散比の BCa 信頼区間を計測する。上記分散比の信頼区間は 90%、95%、および 99% の 3 通りの水準で推定し、これらのいずれの信頼区間も 1 より小さい領域に属するときには生産平準化仮説は肯定され、いずれの区間も 1 より大きい領域に属するときには否定されると判定するが、信頼区間が 1 をまたいで両側の領域を含む結果となったときには上記仮説は実証的に否定も肯定も出来ないものと判定される。

## 第 2 節 データ

フィリピンのも季節未調整の GDP と在庫投資 ( $IV_t$ ) は 1985 年基準 (百万ペソ単位) の実質値系列であり、これらを用いて季節未調整の実質販売量を

---

7) 構造変化が A 型である場合の変数の変換法は、Ginama, Odaki and Wang (2009) に与えられている。C 型は A 型と B 型の組み合わせとして表すことが出来、Lumsdaine and Papell (1997) の 9 通りの型もすべてこれら A 型および B 型の変数の変換法の組み合わせとして表すことが出来る。

8) これらの変数の定義は在庫投資の生産平準化仮説の実証的分析において共通に用いられるものである。

### (8) 生産平準化現象へのアプローチ

$GDP_t - IV_t$ とし、更にこれらの GDP と販売量の自然対数の系列を各々  $Y_t$  および  $S_t$  と表す。標本期間は1981年第 1 四半期から2008年第 1 四半期、データソースは Thomson-Reuter 社の Datastream である。

## 第 3 節 計測結果

これらの時系列の定常性を検証する場合の手順として Dolado et al (1990) と Enders (2004) が提唱する方法を用いた。即ち、単位根検定において先ずトレンド定常性 (TS) をチェックし、非確率的な項を含む検定式が TS であると判断される場合、その時系列を TS 系列と判定した。非確率的なトレンドに構造変化がない場合 (ADF 検定を適用) と内生的構造変化を 1 個までとする (Zivot and Andrews (1992) 検定を適用) 場合<sup>9)</sup> を考慮した。その結果、フィリピンの生産量と販売量の対数値はいずれも Zivot and Andrews (1992) モデルにおける B 型の内生的ブレイクを 1 個持つ TS 系列であると判定された。表 1 は生産量  $Y_t$  に関する単位根検定の結果を示している。

上記方程式 (1) におけるパラメータ  $\hat{\alpha}$  の推定値は0.649489, その  $\tau$  値は - 6.2633, シミュレーションによって導かれた単位根検定の p - 値は0.00067である。これによりフィリピンの GDP は 1% (ないしそれ以下の) 水準でトレンド定常であると判定される。構造変化点は2001年第 1 四半期である。

表 2 は販売量  $S_t$  に関する単位根検定の結果を示している。上記 (1) 式の  $\hat{\alpha}$  に対応する推定値は0.613774, その  $\tau$  値は - 4.9525, 単位根検定の p - 値は 0.05133であった。従って、フィリピンの販売量系列は10%水準でトレンド定常と判定される。構造変化点は2001年第 2 四半期であった。

分散比の BCa 信頼区間を推定するために、表 1 および表 2 に示された  $Y_t$  と  $S_t$  の単位根検定式を (2) 式のように変換するが、本稿で用いるフィリピンの

---

9) Ginama, Odaki and Wang (2009) は 2 個までの内生的構造変化を許容する場合の計測も本稿と同様に行えることを示している。



表1 生産量の単位根検定

	$Y_t$
$\hat{\mu}$	4.1573 (0.6635)
$\hat{\beta}$	0.002782 (0.00044)
$\hat{\gamma}$	0.001729 (0.000422)
$\hat{\varphi}_1$	-0.060718 (0.019858)
$\hat{\varphi}_2$	-0.027228 (0.010792)
$\hat{\varphi}_3$	-0.034955 (0.019776)
$\hat{\alpha}$	0.649489 (0.055962)
$\hat{\beta}_1$	-0.091576 (0.090735)
$\hat{\beta}_2$	0.004548 (0.068298)
$\hat{\beta}_3$	-0.092423 (0.06467)
$\hat{\beta}_4$	0.591516 (0.063843)
$\hat{\beta}_5$	0.165298 (0.088648)
$\bar{R}^2$	0.996217
DW	2.123426

係数は本文中の方程式 (1) に対応している。括弧内は標準誤差,  $\bar{R}^2$  は自由度調整済み決定係数, DW はダービン・ワトソン比を表す。

## (10) 生産平準化現象へのアプローチ

表2 販売量の単位根検定

		S <sub>t</sub>	
$\hat{\mu}$	4.58104 (0.92514)		
$\hat{\beta}$	0.003067 (0.000577)		
$\hat{\gamma}$	0.00196 (0.000588)		
$\hat{\varphi}_1$	-0.06562 (0.026756)		
$\hat{\varphi}_2$	-0.038864 (0.014499)	$\hat{\beta}_6$	0.145634 (0.103425)
$\hat{\varphi}_3$	-0.032079 (0.027218)	$\hat{\beta}_7$	0.120378 (0.104151)
$\hat{\alpha}$	0.613774 (0.077986)	$\hat{\beta}_8$	0.131209 (0.098656)
$\hat{\beta}_1$	-0.085672 (0.098754)	$\hat{\beta}_9$	0.087778 (0.0991)
$\hat{\beta}_2$	-0.168001 (0.095233)	$\hat{\beta}_{10}$	0.08131 (0.093965)
$\hat{\beta}_3$	-0.044144 (0.096713)	$\hat{\beta}_{11}$	-0.168632 (0.089461)
$\hat{\beta}_4$	0.35131 (0.096113)		
$\hat{\beta}_5$	0.017108 (0.103563)		
$\bar{R}^2$			0.996217
DW			2.123426

係数は本文中の方程式 (1) に対応している。括弧内は標準誤差、 $\bar{R}^2$  は自由度調整済み決定係数、DW はダービン・ワトソン比を表す。

データに関してはこのように変換された式を用いると信頼区間の境界の推定値を得ることが出来ないという結果となった。そのため、方程式 (2) のパラメータを直接推定し、不均一分散と自己相関に関して一致性を有する (HAC) パラメータ推定値を求めた<sup>10)</sup>。

表3は生産量 ( $Y_t$ ) に関する、また表4は販売量 ( $S_t$ ) に関するそれぞれ (2) 式の HAC 推定の結果を示している。(2) 式に関する  $Y_t$  と  $S_t$  のこれらの推定式から信頼区間推定のための分散比を導いた。

表5は3通りの信頼水準について推定された BCa 信頼区間を示している。最も範囲の狭い90%信頼区間はフィリピンにおける在庫投資の反平準化機能と合致する結果を示しているが、95%および99%の信頼区間は同国における平準

表3 生産量の変換式の推定

	$Y_t$
$\hat{\mu}$	11.855 (0.007333)
$\hat{\beta}$	0.008008 (0.000168)
$\hat{\gamma}$	0.001857 (0.000226)
$\hat{\varphi}_1$	- 0.217824 (0.013117)
$\hat{\varphi}_2$	- 0.097933 (0.010858)
$\hat{\varphi}_3$	- 0.154526 (0.013117)
$\bar{R}^2$	0.985539
DW	0.851578

推定方法は HAC。係数は本文中の方程式 (2) に対応している。括弧内は標準誤差、 $\bar{R}^2$  は自由度調整済み決定係数、DW はダービン・ワトソン比を表す。

10) ただし、HAC によるパラメータ推定値は OLS による場合と同一である。

## (12) 生産平準化現象へのアプローチ

表4 販売量の変換式の推定

	$S_t$
$\hat{\mu}$	11.86019 (0.007463)
$\hat{\beta}$	0.007892 (0.000169)
$\hat{\gamma}$	0.007892 (0.000169)
$\hat{\varphi}_1$	- 0.202883 (0.013414)
$\hat{\varphi}_2$	- 0.075186 (0.011104)
$\hat{\varphi}_3$	- 0.131022 (0.013414)
$\overline{R}^2$	0.984356
DW	0.754587

推定方法は HAC。係数は本文中の方程式 (2) に対応している。括弧内は標準誤差、 $\overline{R}^2$  は自由度調整済み決定係数、DW はダービン・ワトソン比を表す。

表5 BCa 信頼区間：フィリピン

	$\text{Var}(Y_i)/\text{Var}(S_i)$
信頼水準	BCa
99%	(0.9983818, 1.004734)
95%	(0.9994626, 1.00427439)
90%	(1.00000893, 1.00403158)
$\hat{z}_0$	- 0.0895225
$\hat{a}$	- 0.07167154
$\hat{\theta}$	1.002526

$\hat{z}_0$  はバイアス修正パラメータ、 $\hat{a}$  は「加速」パラメータ、 $\hat{\theta}$  は分散比の初期値を表す。単位根検定で用いた標本数は109 (1981.1~2008.1)、BCa 計算で用いられた標本数は96 (1984.2~2008.1) であり、bootstrap 標本抽出の回数は3000である。

化とも反平準化とも両立する領域に位置している。島嶼が多く迅速に商品を需要家の手元に届けることに物流システム上の不利が内在していると考え、Guasch and Kogan (2001) および Ginama (2008) における物流システムと在庫水準の関係と、その含意としての在庫の生産平準化機能とがフィリピンのマクロ経済に妥当するという本稿の仮説は表5の計測結果から明白に肯定されたとはいえない。本稿で用いられた方法については、分散比の初期値(1.002526)のような1個の標本推定値のみによる生産平準化仮説の経験的評価に比べると、この統計量の母集団に関する信頼区間の推定からは同仮説についてより慎重な判断を下すことが可能であるとはいえ、本稿が検証しようとした上記の仮説の妥当性については否定も肯定もし得ない結果が得られたと言わざるを得ない。

### 結びに代えて

在庫投資による生産平準化現象について Fukuda and Teruyama (1988) が見いだした先進諸国と途上諸国間の非対称性の原因を従来の理論的枠組みの中で説明すると、途上諸国では先進諸国よりも供給ショックに比べて需要ショックが優勢で、需要の(正の)自己相関も大きくなり、更に企業の費用構造に関してより凸性が強い可能性が高い、ということになるであろうか。Guasch and Kogan (2001) による調査は途上諸国における在庫水準が先進諸国よりもはるかに大きい傾向があることを見だし、その原因として途上諸国に見られる物流システムの不備を挙げた。大きな在庫ストック水準はそれ自体生産平準化動機の現れであると考え、Ginama (2008) は日本の地域経済データを用いた生産平準化仮説の実証的分析において生産量と販売量の分散比の規模を物流に要する時間と直接的コストに関連づける説明を試みた。本稿は、多くの島嶼から成る途上国の例としてフィリピンのマクロデータを取りあげ、bootstrap法によるBCa信頼区間を計測するという方法でフィリピンにおける生

(14) 生産平準化現象へのアプローチ

産平準化仮説の妥当性を検証した。得られた信頼区間はフィリピンにおける同仮説の成立を必ずしも否定するものではないが、そこから同仮説を強く支持する結果を導くことも出来なかった。

本稿では、他の同様のモデル (Ginama, Odaki and Wang (2009)) で用いられた季節ダミー変数の係数の中定数項の規模が際立って大きくなることへの対策として中心化ダミー変数を用いる試みも行ったが、単位根検定の推定作業においてはこのような変数を選択しても定数項の相対的規模に目立った変化は観察されなかった。

本稿は、従来あまり分析対象として選択されることのなかった途上諸国のデータを分析する試みの端緒であり、島嶼国家であるフィリピンを取り挙げたが、今後は他の途上諸国へ分析を広げて行くことを課題としたい。単一の分散比を用いて生産平準化仮説の経験的妥当性を判定することが多かった従来の諸研究を踏まえて Krane and Braun (1991), Wang (2002), Ginama, Odaki and Wang (2009), そして本稿のような分散比の信頼区間を計測するアプローチの有用性は高いと思われる。そして、Fukuda and Teruyama (1988) が提議した生産平準化動機の国際的非対称性の現象の意味は、同仮説の成立・不成立の原因の探求を行う上でもっと強調されて良い。

参考文献

- Blanchard, O.J. (1983), "The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry", *Journal of Political Economy*, 91, pp365-400.
- Blinder, A.S. (1986), "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved ?", *Quarterly Journal of Economics*, 101, pp431-454.
- Dolado, J., Jenkinson, T., and Simon, S. (1990), "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, 4, pp249-273.
- Eichenbaum, M.S. (1984), "Rational Expectations and the Smoothing Property of Inventories of Finished Goods", *Journal of Monetary Economics*, 14, pp55-70.
- Efron, B. (1987), "Better Bootstrap Confidence Intervals", *Journal of the American*

- Statistical Association, 82, pp171-200.
- Efron, B. and Tibshirani, R. (1998), *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall/ CRC.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2<sup>nd</sup> ed., Wiley and Sons.
- Fukuda, S. and Teruyama (1988), "Some International Evidence on Inventory Fluctuations," *Economics Letters*, 28, pp225-230.
- Ghali, M.A. (1987), "Seasonality, Aggregation and the Testing of the Production Smoothing Hypothesis." *American Economic Review*, 77, pp464-469.
- Ginama, I. (2008), "Inventory Behaviors in the Japanese Regional Economies", Discussion Paper Series No. 2008-2, Faculty of Economics, Hiroshima University.
- Ginama, I., Odaki, M. and Wang, H. (2009), "An International Study on Inventory Fluctuations", Discussion Paper Series No. 2009-2, Faculty of Economics, Hiroshima University.
- Guasch, J.L. and Kogan, J. (2001), "Inventories in Developing Countries: Levels and Determinants, a Red Flag on Competitiveness and Growth", World Bank Policy Research Working Paper, No.2552.
- Holt, C.C., Modigliani, F. Muth, J. and Simon, H. (1960), *Planning Production, Inventories, and Work Force*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Kahn, J.A. (1987), "Inventories and the Volatility of Production," *American Economic Review*, 77, pp667-679.
- Krane, S.D. and Braun, S.N. (1991), "Production Smoothing Evidence from Physical-Product Data," *Journal of Political Economy*, 99, pp558-581.
- Lovell, M. (1961), "Manufacturers Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle", *Econometrica*, 29, pp293-314.
- Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. (1997) "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, vol.79, No.2, pp79-109.
- Ramey, V. (1991), "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories", *Journal of Political Economy*, 99, pp306-334.
- Wang, H. (2002), "Nominal Data and the Production Smoothing Hypothesis," *Economics Letters*, 76, pp245-250.
- West, K.D. (1988), "Evidence from Seven Countries on Whether Inventories Smooth Aggregate Output", NBER Working Paper No.2664.

( 16 ) 生産平準化現象へのアプローチ

Wilkinson, M. (1989) "Aggregate Inventory Behavior in Large European Economies," *European Economic Review*, 33, pp181-194.

\_\_\_\_\_ (1991), "Inventory Behavior and Economic Instability in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 5, pp189-198.

Zivot, E., and Andrews, D.W.K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil- Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, no.3. pp251-270.