

# 日本における価値と生産価格・ 市場価格の実証的関連（下）

滝 田 和 夫

[目次]

はじめに

第1節 日本における利潤率と賃金率の均等化傾向

1. 利潤率の均等化傾向
2. 賃金率の均等化傾向

第2節 準備的考察

1. 異質労働のもとでの生産価格と価値
2. 価値と生産価格・市場価格の理論的関連

第3節 使用データ

以上前号。以下本号。

第4節 日本における価値と生産価格・市場価格

1. 先行研究における価値・価格の関連指標とその問題点
2. 価格に占める価値比例要素の割合とその変動係数
3. 統合資本労働比率と価値・価格乖離
4. 労働価値説とx価値説

おわりに

## 第4節 日本における価値と生産価格・市場価格

本節においては、前節までの予備的な考察を踏まえて、日本における価値

と生産価格・市場価格の関連および変化を分析する。

## 1. 先行研究における価値・価格の関連指標とその問題点

### (a) 価値と価格の相関とその問題点

#### (a-1) 同一時点における価値・価格の相関とその問題点

はじめに、価値と市場価格の実証的関連を示す指標として、各部門の価値総額と市場価格総額の相関をみよう。Shaikh [1984] をはじめとする従来の欧米の研究において最も注目され、かつ議論されてきたのが、この相関であった。そこで、第  $j$  部門の生産物 1 単位あたりの市場価格と価値をそれぞれ  $m_j$  と  $\lambda_j$ 、また生産量を  $x_j$  として、前節で説明した日本の JIP データの 84 部門について市場価格総額の対数値  $\ln(m_j x_j)$  と価値総額の対数値  $\ln(\lambda_j x_j)$  の間の相関係数を計算し、それを欧米に関する従来の研究結果とともに示したのが表 3 である<sup>18)</sup>。

表 3 で注目されるのは、この相関の強さである。いずれの国に関する研究結果を見ても、各部門の価値総額と市場価格総額の間の相関係数は殆ど 1 に

表 3 各部門の市場価格総額と価値総額（いずれも対数値）の相関

	Shaikh[1984]		Petrovic[1987]		Ochoa [1989]	Cockshott & Cottrell[1995]	Tsoufidis & Maniatis[2002]	滝田(本稿)	
対象国	アメリカ		ユーゴスラヴィア		アメリカ	イギリス	ギリシャ	日本	
対象年	1947 年	1963 年	1976 年	1978 年	1947 年～ 1972 年平均	1984 年	1970 年	1980 年	1995 年
相関係数	0.979	0.974	0.993	0.995	0.987	0.977	0.971	0.992	0.996

(注) 1. 資料出所は、Shaikh[1984]p.76、Petrovic[1987]p.207、Ochoa[1989]表 3、Cockshott & Cottrell[1995]表 1 の Model A、Tsoufidis & Maniatis[2002]表 2。日本は筆者算出。

2. 結果が決定係数で表示されている場合は、相関係数に改めた。

3. 相関係数は、第  $j$  部門の単位市場価格を  $m_j$ 、単位価値を  $\lambda_j$ 、生産量を  $x_j$  としたときの、 $\ln(m_j x_j)$  と  $\ln(\lambda_j x_j)$  の間の相関係数。

18) 産業連関表では価値  $\lambda_j$  は通常、市場価格 1 円（あるいは \$ 1 など）当りの値である  $\lambda_j/m_j$  として得られるので、価値総額  $\lambda_j x_j$  はそれに市場価格総額  $m_j x_j$  をかけて、 $\lambda_j x_j = (\lambda_j/m_j) \times m_j x_j$  として算出される。また、表 3 の価値は、非還元労働であると思われる Shaikh の 1947 年値 (Shaikh [1984] p.74) を除けば、すべて賃金率による還元労働を用いた値である。さらに、表の諸研究ではそれぞれの価値の基準化の仕方に相違があるが、それは相関係数には影響しない。

近い値である。特に本稿の結果である日本の場合、その相関の強さはユーゴスラヴィアと並んでほぼ最高の値を示す。こうして、市場価格と価値の関連をそれぞれの各部門総額の関連としてみると、いずれの国で分析しても、それらは完璧に近い相関を示すといえる。だが、多くの論者が指摘したように<sup>19)</sup>、価値と市場価格の関連を見るのに各部門総額どうしの相関をとるのは、あまり意味のあるやり方ではない。各部門の市場価格総額  $m_j x_j$  と価値総額  $\lambda_j x_j$  にはともに産出量  $x_j$  が入るから、両者がある程度の相関を示すのは当然だからである。産出規模の大きい産業は市場価格総額、価値総額ともに大きく、逆に、産出規模の小さい産業は市場価格総額、価値総額ともに小さくなる傾向があるだろうが、表3の結果は、この自明の傾向を示しているに過ぎないかもしれないのである。

したがって、価値と価格について意味のある比較をするためには、総額以外の何らかの生産物測定単位を基準に、生産物1単位当りの価値と価格を比較する必要がある。ところが、産業連関表の産業部門ごとの生産物は様々な異質の生産物の集合体である。そのために、そこでは人間の1人や鉄の1トンのような自然な測定単位が存在しない。したがって、そこでは自然ではない何らかの測定単位で生産物を測定せざるをえないが、この測定単位が異なる毎に相関係数は異なる値をとるという問題が存在するのである。この問題を例示したのが表4である<sup>20)</sup>。

19) 例えば、Petrovic [1987] p.207やOchoa [1989] p.419は表3に示した各産業部門総額間の相関を提示しながらも、それに対して批判的である。また、Freeman [1998] pp.273-4やKliman [2002] p.300も、総額間の相関は「偽りの相関」(spurious correlation) であると批判する。もっとも、総額間の相関に代わる方法として、Freeman [1998] が価値／価格比率（またはその逆数）のばらつきの測定を提唱するのは本稿の立場に近いが、Kliman [2002] が提唱するコスト修正方法にはCockshott & Cottrell [2005] やDiaz & Osuna [2005-6] の批判がある。ついでは、そもそもFreemanやKlimanの「時間的単一体系」(Temporal Single-System) 解釈の立場は、不変資本価値と可変資本価値を生産手段や労働者の消費手段の生産に必要な労働量ではなく、生産手段価格と賃金額によって定義する点で、本稿や本稿で参照する研究者達の伝統的な価値の定義とは根本的に異なる(Kliman & McGlone [1999], Freeman [1996])。

20) 表4では、価値と市場価格ではなく、価値と生産価格の相関を見た。というのは、

表4では、生産物1単位当りの価値・生産価格の相関を見る前に、まず第1行目において、各部門の価値総額 $\lambda_j x_j$ と生産価格総額 $p_j x_j$ の間の相関係数を示した。それは1980年では0.978、1995年では0.985であり、表3でみた各部門の価値総額と市場価格総額の相関と同様に極めて強い相関を示す。しかし、上述のように、このような総額に関する相関にはあまり意味がないので、次にそれぞれの年の市場価格1円分の生産物を測定単位にとり、市場価格1円当り価値 $\lambda_j/m_j$ と市場価格1円当り生産価格 $p_j/m_j$ の相関係数を示したのが表4の第2行目である。それによると、1980年と1995年の相関係数はそれぞれ0.181、0.366へと急減してしまう。それでは、この第2行目の相関係数が生産価格と価値の唯一の「真の」相関を示すのかということ、そうではない。というのは、第2行目の測定単位である当該年の市場価格は、生産物の唯一の測定単位ではないからである。当該年以外の市場価格も生産物の測定単位として同等の資格をもつ。そこで、第2行目とは別の年の市場価格を生産物の測定単位としたのが第3行目である。すなわち表4の第3行目は、1980年については1995年の市場価格を測定単位とし、1995年については1980年の市場価格を測定単位としたものである。表4の第2行目と第3行目を比較すると、第2行目の相関係数が0.181と0.366というように弱い相関しか示

表4 日本 の 価値・価格総額間 ( $\lambda_j x_j, p_j x_j$ ) の相関と単位価値・価格間 ( $\lambda_j/m_j, p_j/m_j$ ) の相関

		1980 年	1995 年
各部門の生産価格総額 $p_j x_j$ と価値総額 $\lambda_j x_j$ の間の相関係数		0.978	0.985
各部門の市場価格1円当り 生産価格 $p_j/m_j$ と市場価格 1円当り価値 $\lambda_j/m_j$ の相関 係数	測定単位 $m_j$ が 当該年の市場価格のケース	0.181	0.366
	測定単位 $m_j$ が 1980 年では 1995 年の市場価格、1995 年では 1980 年の市場価格のケース	0.917	0.788

(注) 筆者算出。

産業連関表で通常得られる単位当りの価値や価格は市場価格1円（\$1）当りの価値や価格であるが、市場価格1円（\$1）当り市場価格  $m_j/m_j$  はすべて1となってしまう、変動を持たぬからである。

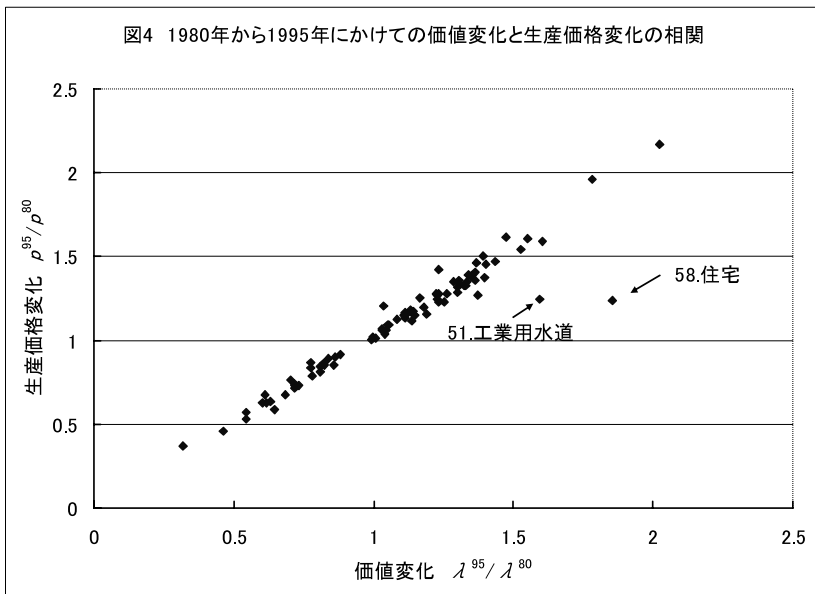
さないのに対し、第3行目では相関係数が0.917と0.788というように一挙に跳ね上がり、第2行目とは全く異なる値を示すことがわかる。このように、クロスセクションの相関係数は生産物の測定単位が変わる毎に異なる値をとるのであるが<sup>21)</sup>、産業連関表では生産物の自然の測定単位は存在しないから、どの相関係数も「真の」相関を表し、逆に言うと、どの相関係数も「真の」相関を一義的に表すとはいえないのである<sup>22)</sup>。したがって、価値と生産価格の関連は、市場価格1円当りの価値と生産価格のクロスセクションの相関係数によっては測定することができないということになる。こうして、生産物の測定単位に依存する表4の第2行目や第3行目の決定係数は、あまり意味のない第1行目と同様、価値と生産価格の関連のよい尺度であるとはいえない。

#### （a-2）異時点間における価値・価格変化の相関とその問題点

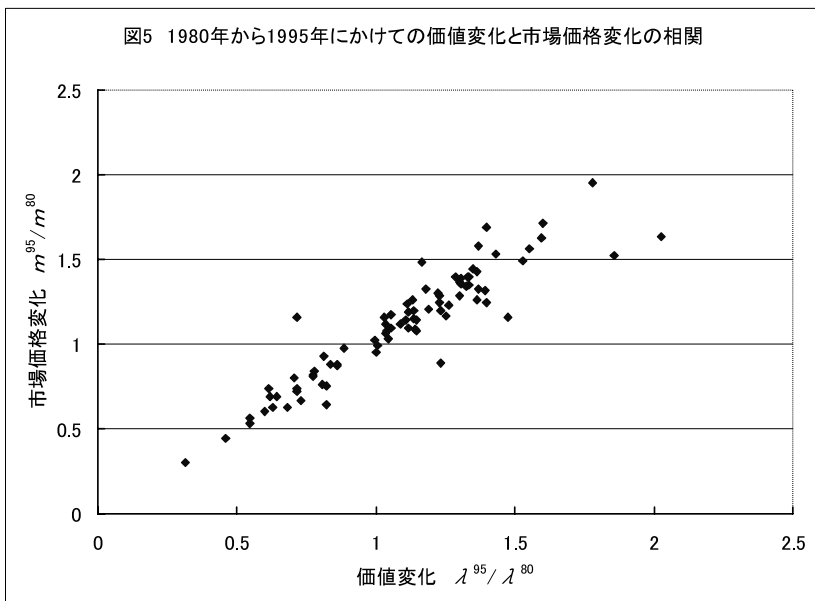
以上は、同一時点における価値と価格の相関に関する問題点であるが、次に、1980年から1995年にかけての異時点間における価値変化と価格変化の相関について検討しよう。価値と価格の同一時点の相関係数は、今みたように生産物の測定単位に依存するという難点があるのだが、それとは異なり、異時点間における価値変化と価格変化の相関係数は、生産物の測定単位にも規準化にも依存しない。というのは、一方では、価値や価格の変化は、2時点

21) このことは、実はすでに、表4の第1行目と第2行目の比較にも現れている。すなわち、生産物の測定単位を各部門総量でとったのが第1行目であり、測定単位をそれぞれの年の市場価格1円分の生産物でとったのが第2行目であるが、このように生産物の測定単位のとり方を変えると相関係数は変わるのである。

22) 各産業部門総額間の相関は「偽りの相関」を表すという批判に対し、Cockshott & Cottrell [2005] pp.310-311は、産業部門の生産物には自然の測定単位がないという理由から、それは「偽りの相関」ではないとする。しかし、自然の測定単位がないからといって、総額が唯一の測定単位になるわけではない。産業連関表には自然の測定単位がないから、（総額を含む）任意の単位で生産物を測ることができるのである。ところが、クロスセクションの相関係数は生産物の測定単位に依存しているから、それは総額間の相関も含めて、価値と価格の関係のよい指標とはいえない、というのが本稿の立場である。この立場は、Steedman & Tomkins [1998] p.380や Diaz & Osuna [2005-6] pp.362の立場に近いものと思われるが、われわれは Steedman & Tomkins [1998] と同様に、クロスセクションの相関係数に代わる価値と価格の関係のよりよい指標は存在すると考える。



(注) 筆者作成。



(注) 筆者作成。

における生産物の測定単位が同一である限り、その測定単位が何であるかには依存しないし、他方では、それらの変化はもちろん価値や価格の規準化に依存するのであるが、その相関係数はそれぞれの変数ベクトルの定数倍から独立であり、したがって規準化に対して独立だからである。図4が、1980年から1995年にかけての日本における価値変化( $\lambda^{95}/\lambda^{80}$ )と生産価格変化( $p^{95}/p^{80}$ )の相関を示したものであり、図5が同時期の価値変化( $\lambda^{95}/\lambda^{80}$ )と市場価格変化( $m^{95}/m^{80}$ )の相関を示したものである<sup>23)</sup>。いずれの図も JIP の全84部門の相関である。図4で価値変化と生産価格変化の相関を見ると、58.住宅と51.工業用水道がハズレ値になっているが、それら2部門を除く82部門では各点がほぼ一直線上に並び、両者の相関は驚くほど強い(82部門の相関係数は0.991)。全く擬制的な帰属家賃部門である58.住宅を除く83部門の相関係数は0.982だが、それを含む全84部門でみても相関係数は0.958であり、それは決定係数でいうと0.918である。つまり、全くのハズレ値である住宅を含めてさえも、1980年から1995年にかけての生産価格変化の全変動の92%は価値の変化によって説明されるのである。このことは、生産価格変化の93%が価値の変化によって説明できるとしたリカードの「93%の労働価値説」(Stigler [1958])を髣髴とさせる。次に、図5で価値変化と市場価格変化の相関を見ると、図4よりは相関が弱くなるものの、それでも全84部門の相関係数は0.928(決定係数=0.862)もあるのであって、市場価格変化においても、価値の変化によってその変化のかなりの部分が説明されるようである。

しかし、このように強い相関を示す価値変化と価格変化の相関には、先のクロスセクションの相関のような測定単位への依存という問題はないのだが、

23) これらの図では相関を視覚的に示すために、価値と生産価格をそれぞれ総価値＝総市場価格、総生産価格＝総市場価格で規準化した値を例示したが、この規準化に依存しているのは両軸の数値だけであって、これらの図のパターンそのものはそれらの規準化に依存しない。というのは規準化の変更によって、これらの図の点の位置は縦横にそれぞれ比例的に変化するだけだからである。もちろん、相関係数がこれらの規準化にまったく依存しないことは、本文で述べた通りである。

別の問題が存在する。それは説明変数と被説明変数に共通の測定誤差が存在する場合に生ずる偽りの相関の可能性である。

既述のように、物量単位ではなく価格単位で表示されている産業連関表から価値を計算する場合、第  $j$  部門の価値  $\lambda_j$  は通常、市場価格  $m_j$  1 円当りの価値  $\lambda_j/m_j$  として算出される。そのため、価値の変化率  $\hat{\lambda}_j$  は、

$$\hat{\lambda}_j = \left( \frac{\hat{\lambda}_j}{m_j} \right) + \hat{m}_j \quad (37)$$

というように、産業連関表から得られる市場価格 1 円当り価値  $\lambda_j/m_j$  の変化率に価格デフレーター  $m_j$  の変化率を加えて算出される。生産価格の変化率  $\hat{p}_j$  についても同様に、

$$\hat{p}_j = \left( \frac{\hat{p}_j}{m_j} \right) + \hat{m}_j \quad (38)$$

というように算出される。

そこで、市場価格 1 円当り価値  $\lambda_j/m_j$  や市場価格 1 円当り生産価格  $p_j/m_j$  には測定誤差が存在しないが、価格デフレーターの変化率  $\hat{m}_j$  には測定誤差が存在して、

$$\hat{m}_j = \hat{m}_j^* + e_j \quad (39)$$

であるとしよう。但し、 $\hat{m}_j^*$  は真の市場価格変化率であり、 $e_j$  はその測定誤差である。すると、(37) (38) 式は、真の  $\hat{\lambda}_j$  を  $\hat{\lambda}_j^*$ 、また真の  $\hat{p}_j$  を  $\hat{p}_j^*$  として、それぞれ、

$$\hat{\lambda}_j = \hat{\lambda}_j^* + e_j \quad (40)$$

$$\hat{p}_j = \hat{p}_j^* + e_j \quad (41)$$

となる。この場合、平均を  $E$ 、分散を  $V$ 、共分散を  $\text{cov}$  で表し、下付き添え字のない変数はそれぞれのベクトルを表すものとする、

$$\begin{aligned} \text{cov}(\hat{p}, \hat{\lambda}) &= E[(\hat{p}^* + e)(\hat{\lambda}^* + e)] - E(\hat{p}^* + e)E(\hat{\lambda}^* + e) \\ &= \text{cov}(\hat{p}^*, \hat{\lambda}^*) + \text{cov}(\hat{p}^*, e) + \text{cov}(\hat{\lambda}^*, e) + V(e) \end{aligned} \quad (42)$$

となる。真の生産価格変化率や真の価値変化率と市場価格変化率測定誤差の間に相関は存在しないとすると  $\text{cov}(\hat{p}^*, e) = 0$  および  $\text{cov}(\hat{\lambda}^*, e) = 0$  とな



るので、(42) 式は、

$$\text{cov}(\hat{p}, \hat{\lambda}) = V(e) + \text{cov}(\hat{p}^*, \hat{\lambda}^*) \quad (43)$$

となる。したがって、真の生産価格変化率と真の価値変化率との間に何の相関も存在せず、(43) 式の右辺第 2 項がゼロであっても、価格デフレーター変化率に測定誤差が存在する限り  $V(e)$  は正となるので、(43) 式左辺の値は正となり、測定された生産価格変化率と価値変化率の間には偽りの正の相関が生じてしまうのである。

相関係数を  $\text{corr}$  で表して、それを用いて (43) 式を書き換えると、

$$\text{corr}(\hat{p}, \hat{\lambda}) = \frac{V(e)}{\sqrt{V(\hat{p})V(\hat{\lambda})}} + \sqrt{\frac{V(\hat{p}^*)V(\hat{\lambda}^*)}{V(\hat{p})V(\hat{\lambda})}} \cdot \text{corr}(\hat{p}^*, \hat{\lambda}^*) \quad (44)$$

となる。したがって、価格デフレーター変化率に計測誤差が存在せず  $e = 0$  であるならば、測定された相関係数  $\text{corr}(\hat{p}, \hat{\lambda})$  は真の相関係数  $\text{corr}(\hat{p}^*, \hat{\lambda}^*)$  に一致する。しかし、計測誤差が存在する場合には、両者は一致しない。

(44) 式の右辺第 1 項は、

$$\frac{V(e)}{\sqrt{V(\hat{p})V(\hat{\lambda})}} = 1 \div \sqrt{\left(\frac{V(\hat{p}^*)}{V(e)} + 1\right)\left(\frac{V(\hat{\lambda}^*)}{V(e)} + 1\right)} \quad (45)$$

となる。それゆえ、 $V(e)$  の値が  $V(\hat{p}^*)$  や  $V(\hat{\lambda}^*)$  の値に対して十分に大きいと、(45) 式の右辺の値、したがって (44) 式の右辺第 1 項の値は 1 に近づくから、(44) 式において真の生産価格変化率と真の価値変化率の相関係数  $\text{corr}(\hat{p}^*, \hat{\lambda}^*)$  がたとえゼロであっても、測定された偽りの相関係数  $\text{corr}(\hat{p}, \hat{\lambda})$  はいくらでも 1 に近づきうるのである。

このように、図 4、図 5 に示した 1980 年から 1995 年にかけての価値変化率と生産価格・市場価格変化率との相関は、基準化や測定単位には依存しないだけでなく、価格デフレーターの計測に誤差が存在せず  $e = 0$  であるならば、それらの相関は真の相関を表す。しかし、価格デフレーターは大きな計測誤差をもつ可能性がある。もし、価格デフレーターの計測に大きな誤差が存在するならば、図 4、図 5 に見られる相関は、真の相関ではなく単に偽りの相関を表している可能性がある<sup>24)</sup>。

## (b) MAD 等の乖離指標とその問題点

上の (a-1) で述べたように、同一時点におけるクロスセクションの相関係数は測定単位に依存するために、自然の測定単位が存在しない各産業部門の価値と価格の関係は、総額についてであれ、市場価格 1 円当りについてであれ、それらの相関係数によってはうまく把握することができない。そこで、Ochoa [1989] はクロスセクションの相関係数に代わる指標として、MAD 等の価値と価格の乖離を表す指標を採用した。彼が用いた乖離指標は、MAD (平均絶対乖離率)、MAWD (加重平均絶対乖離率)、NVD (基準化ベクトル距離) である。第  $j$  部門の生産物 1 単位当りの市場価格、生産価格、価値をそれぞれ  $m_j$ ,  $p_j$ ,  $\lambda_j$ , また生産量を  $x_j$  とすると、それらの指標は、まず生産価格を全  $n$  部門の総生産価格 ( $\sum p_j x_j$ ) = 総市場価格 ( $\sum m_j x_j$ ) で規準化し、また、価値も総価値 ( $\sum \lambda_j x_j$ ) = 総市場価格 ( $\sum m_j x_j$ ) で規準化した上で、例えば、生産価格 ( $p$ ) と価値 ( $\lambda$ ) の場合には、すべて % 表示で、

$$\text{MAD}(p, \lambda) = (1/n) \sum_{j=1}^n \frac{|p_j - \lambda_j|}{\lambda_j} \cdot 100 \quad (46)$$

$$\text{MAWD}(p, \lambda) = \sum_{j=1}^n \frac{|p_j - \lambda_j|}{\lambda_j} \cdot \frac{m_j x_j}{\sum_{i=1}^n m_i x_i} \cdot 100 \quad (47)$$

$$\text{NVD}(p, \lambda) = \frac{\left[ \sum_{j=1}^n (p_j x_j - \lambda_j x_j)^2 \right]^{1/2}}{\left[ \sum_{j=1}^n (\lambda_j x_j)^2 \right]^{1/2}} \cdot 100 \quad (48)$$

によって計算される。なお、生産物はすべて市場価格 1 円 (\$ 1) 当りで測

24) Ochoa [1989] は、アメリカについて1947年から1972年の間の9つの年における不変市場価格(1972年価格)単位の価値と価格の時系列上の相関を調べ、その相関係数の71部門平均値を2乗したものを平均的な決定係数として示している(Ochoa [1989] 表1-表3)。それによると、時系列相関の71部門平均の決定係数は、生産価格と価値の間で0.926、生産価格と市場価格の間で0.76、価値と市場価格の間で0.754であり、やはりかなり強い相関を示す。しかし、このOchoaの時系列相関にもここで述べたのと類似の問題が存在する。すなわち、市場価格価格デフレーターに測定誤差がなければそれらは真の相関を示すが、測定誤差がある場合には偽りの相関を示す可能性がある。

定されるので、 $m_j$  はすべて 1 である。

これらの乖離指標を日本について計算し、それを Ochoa [1989] のアメリカに関する結果、および Ochoa と同じ方式で計算された Tsoulfidis & Maniatis [2002] のギリシャに関する結果と比較したのが表 5 である。そこでは、価値／市場価格、生産価格／市場価格、生産価格／価値について、MAD, MAWD, NVD の乖離率指標が％表示で示してある。それを見ると、第一に、いずれの国においても、また、どの価格、価値の組み合わせにおいても、乖離率は 1 ～ 2 割とかなり小さいこと、第二に、日本の乖離率は、この 3 カ国の中で 1 ケースを除き最小であることがわかる。

こうして、この表から価値と価格の乖離はかなり小さく、1 ～ 2 割程度であると言えそうに見えるが、しかし、そのような結論を下すことには問題がある。というのは、これらの指標の値は価値や価格の規準化の仕方に決定的に依存しているからである。本稿や Ochoa の定式では、生産価格や価値は相対比率でしか得られず、それらの絶対水準を決めるには生産価格や価値の規準化が必要である。そこで、Ochoa は総生産価格＝総市場価格、総価値＝総市場価格で規準化するのであるが、彼の MAD 等の値はこの規準化に決定的に依存しているのである。というのは、MAD や MAWD は (46) 式や (47) 式から明らかなように  $p_j/\lambda_j$  比に依存しているが、この比率は価値と生産価格の絶対水準を決める規準化の方法に依存しているからである。同じことが NVD でも言えることは、(48) 式を書き換えれば、

表 5 アメリカ、ギリシャ、日本における MAD, MAWD, NVD

	価値/市場価格 ( $\lambda/m_j$ )			生産価格/市場価格 ( $p/m_j$ )			生産価格/価値 ( $p/\lambda$ )		
	アメリカ	ギリシャ	日本	アメリカ	ギリシャ	日本	アメリカ	ギリシャ	日本
MAD (%)	12.2	23.1	9.2	13.6	14.3	11.6	16.9	18.7	12.1
MAWD (%)	12.5	21.6	11.5	14.6	15.4	9.8	17.4	18.1	14.1
NVD (%)	13.7	25.1	16.7	16.8	20.4	10.3	16.8	23.0	14.3

(注) アメリカは、Ochoa[1989]第 1 表～第 3 表の 1947 年～1972 年平均。ギリシャは Tsoulfidis & Maniatis [2002]第 1 表、第 2 表 (1970 年値)。日本は、筆者計算の 1980 年、1995 年平均値。

$$\text{NVD}(p, \lambda) = \left[ \sum_{j=1}^n \left( \frac{p_j - \lambda_j}{\lambda_j} \right)^2 \frac{(\lambda_j x_j)^2}{\sum_{j=1}^n (\lambda_j x_j)^2} \right]^{1/2} \cdot 100 \quad (49)$$

となり、これもやはり  $p_j/\lambda_j$  比に依存することからわかる。こうして、Ochoa の三つの乖離指標の値はいずれも、総生産価格＝総市場価格、総価値＝総市場価格という特定の規準化の方法に依存しているのであり、規準化の方法が変わればこれらの値は変わってしまう。例えば、総生産価格＝総市場価格、総価値＝総市場価格で規準化した表5では、日本の生産価格／価値の MAD, MAWD, NVD は、それぞれ12.1%, 14.1%, 14.3%となっているが、何らかの別の方法の規準化によって生産価格の水準が2倍になったとすると、MAD, MAWD, NVD は、109.6%, 125.3%, 97.4%となってしまうのである。

このように、Ochoa の MAD 等の値は総生産価格＝総市場価格、総価値＝総市場価格という規準化の方法、つまり価値と価格の水準決定に依存しているのであるが、規準化には他にも様々な方法が考えられるし<sup>25)</sup>、また、価値と価格の乖離の問題は水準ではなく相対比率の乖離の問題なのであるから、MAD 等は価値と価格の乖離の指標としてはふさわしくないといえる<sup>26)</sup>。

25) 例えば、この方法によれば総生産価格＝総価値となるが、近年の欧米マルクス派において有力な一潮流である転形問題の「新解釈」(New Interpretation)の立場では、総計一致は総付加価値または純生産物総額と総直接労働(の貨幣表現)の間に成立するのであって、総生産価格と総価値の間ではないとされる(Foley [1982], Lipietz [1982], Dumenil [1983-4], Mohan [1994])。但し、筆者自身は「転形問題」については、「新解釈」とは異なる立場をとっている(滝田 [1986])。さらに、総価値＝総市場価格という規準化の方法は、Ochoa 自身の考えと矛盾する側面を持つ。というのは、彼は異質労働を同質労働に還元する場合、「熟練または過酷な労働を、最低賃金部門で例示されるような不熟練または最小強度の労働に還元するのに、相対賃金構造を用いた」(Ochoa [1989] p.427)というのであるが、そうであるならば、「不熟練または最小強度の労働」部門の賃金率によって価値のニュメレールが決まってしまうのであり、そのようにして規準化された総価値が総市場価格に等しくなるとは限らないからである。

26) MAD 等の値はニュメレールの選択に依存するので、価値と価格の乖離の指標としてはふさわしくないという指摘は、Steedman & Tomkins [1998] p.380にもある。

## 2. 価格に占める価値比例要素の割合とその変動係数

以上見てきたように、クロスセクションの相関は生産物の測定単位に依存しており、また MAD 等の乖離指標は価値や価格の規準化の仕方に依存しているために、いずれも価値と価格の関連を示す指標としてふさわしくない。それに対して、第2節で見たように、生産価格ベクトル  $p$  は、

$$p = \beta\lambda + rk \quad (22)$$

というように、価値ベクトル  $\lambda$  に比例する要素  $\beta\lambda$  ( $\beta$  は (23) 式で定義したスカラー) とそうでない要素  $rk$  ( $r$  は均等利潤率でベクトル  $k$  は (24) 式で定義) に分解でき、しかも第  $j$  部門の生産価格  $p_j$  に占める価値比例要素  $\beta\lambda_j$  の割合、

$$r_j = \beta\lambda_j/p_j \quad (25)$$

は、価値・価格の規準化にも生産物の測定単位にも依存しない。市場価格ベクトル  $m$  についても同様で、(35) 式で見たように、市場価格ベクトルも価値比例要素とそうでない要素に分解でき、しかも第  $j$  部門の市場価格に占める価値比例要素の割合、

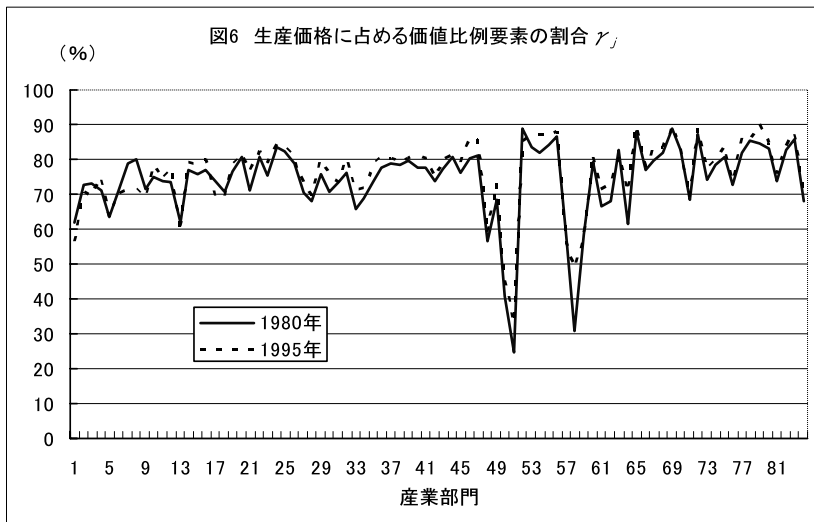
$$\eta_j = \beta' \lambda_j/m_j \quad (36)$$

は、価値・価格の規準化にも生産物の測定単位にも依存しない。

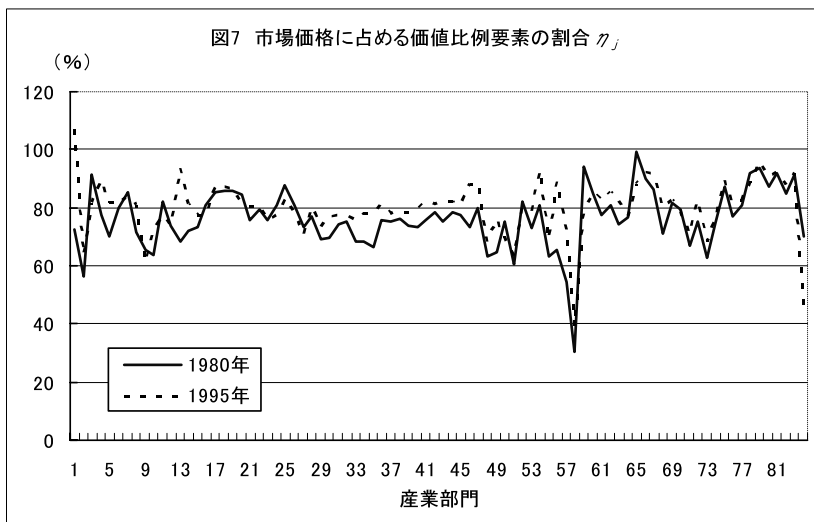
### (a) 価格に占める価値比例要素の割合

そこで (25) 式、(36) 式に従って、JIP データの84産業部門について、1980年と1995年におけるこれらの割合を見たのが図6、図7である。図6は各産業部門（横軸）の生産価格に占める価値比例要素の割合  $r_j$ （縦軸）を、また、図7は各産業部門（横軸）の市場価格に占める価値比例要素の割合  $\eta_j$ （縦軸）を示している。

これらの図からわかることは、第一に、生産価格や市場価格に占める価値比例要素の割合は、生産価格の約3/4、市場価格の約4/5であり、かなり大きな値だということである。例外的な部門はここでも58.住宅と51.工業用水道などであるが<sup>27)</sup>、それらの幾つかの例外的部門を除く大半の部門では、価



(注) 筆者作成。横軸の産業部門名は本稿(上)の付表1を参照。



(注) 筆者作成。横軸の産業部門名は本稿(上)の付表1を参照。

格の3/4～4/5は労働価値に比例する要素から成り立っているのである。このように、価格の大部分は労働価値比例要素から成り立っているのであるから、生産価格や市場価格を説明する場合、まずその基幹部分を説明する労働価値説から出発し、次にそれからの転形または乖離としてそれらの価格を説明しようとした古典派やマルクスの方法は、決して非科学的な方法とはいえない。なお、価値比例要素が生産価格や市場価格の大半を占めるという事実が価値と価格の乖離にとって持つ含意については、次の第3項において示す。

#### （b）価値・価格比率等の変動係数

図6、図7からわかるもう一つのことは、生産価格や市場価格に占める価値比例要素の割合が、上述の幾つかの例外的部門を除けば、概ね65%から90%の間の比較的狭い範囲に分布していることである。前節の（29）式、

$$\frac{p_i}{p_j} = \frac{\lambda_i}{\lambda_j} \cdot \frac{\gamma_j}{\gamma_i} \quad (29)$$

で見たように、同一時点における相対生産価格（ $p_i/p_j$ ）と相対価値（ $\lambda_i/\lambda_j$ ）の乖離は、価格に占める価値比例要素の割合比（ $\gamma_j/\gamma_i$ ）によって表されるのであるが、図が示しているのは、例外的部門を除けば、 $\gamma_j/\gamma_i$ のばらつきが比較的小さく、したがって相対生産価格と相対価値の乖離のばらつきも比較的小さいということである。市場価格についても同様である。そこで、価格に占める価値比例要素の割合  $\gamma_i$ 、 $\eta_i$  のばらつきを要約する指標として、それらの変動係数を見てみよう。もっとも、周知のように、価格比率の変動係数はその比率の正数倍に関して不変であるから、価値比例要素／価格比率  $\gamma_i$ 、 $\eta_i$  に限らず任意の価格比率の変動係数は、価格の規準化や測定単位と独立である。そこで、表6では、価値、生産価格、市場価格のうちのそれぞれ二者

27) このうち「58.住宅」は持ち家の帰属家賃の部門であり、ここでは実際には支払われない持ち家の家賃が、持ち家使用者から同一人である持ち家所有者に支払われると擬制される。そのため、この部門における労働や賃金の投入はゼロとされており、したがって、価格に占める価値比例部分の割合が異常に低いのは当然である。

の組み合わせによる価格比率の変動係数を示した<sup>28)</sup>。このうち、価値／生産価格 ( $\lambda_j/p_j$ ) および価値／市場価格 ( $\lambda_j/m_j$ ) の変動係数は、それぞれ価値比例要素／生産価格 ( $\gamma_j$ ) および価値比例要素／市場価格 ( $\eta_j$ ) の変動係数に一致する。表6では「マルクスの生産価格」と生産価格の比率の変動係数も示したが、そこでの「マルクスの生産価格」とは、投入とストックを生産価格ではなく価値とし、このストックに対して総剰余価値を均等に配分して成立する価格である。なお、表には、参考までにギリシャとイギリスの値も示しておいた。

表6で日本の1980年、1995年平均値を見ると、価値比例要素／市場価格の変動係数に等しい価値／市場価格の変動係数は12.6%である。変動係数は標準偏差／平均値なので、このことは、もしその分布が正規分布であるならば、平均値の±12.6%以内の区間に全体の約2/3が分布していることを意味する。価値比例要素／生産価格の変動係数に等しい価値／生産価格の変動係数も14.0%であり、かなり小さい。こうして、表6より①価値と生産価格・市場価格のばらつきは比較的小さく、価値と価格はある程度の比例性を持っている

表6 価値/価格比率等の変動係数 (%)

	日本			ギリシャ	イギリス
	1980 年	1995 年	80・95 年平均	1970 年	1984 年
価値／市場価格	13.3	11.9	12.6	28.6	n.a.
価値／生産価格	14.7	13.3	14.0	24.4	n.a.
生産価格／市場価格	20.7	17.7	19.2	15.9	n.a.
マルクスの生産価格／生産価格	3.4	3.8	3.6	11.4	n.a.
市場価格／価値	19.8	16.3	18.1	29.1	10.4
生産価格／価値	28.8	19.7	24.3	24.0	n.a.
市場価格／生産価格	14.2	14.6	14.4	21.1	11.4
生産価格／マルクスの生産価格	3.5	4.3	3.9	n.a.	n.a.

(注) 日本は筆者算出。ギリシャはTsoulfidis & Maniatis[2002]第5表(1970年値)の $\tan \theta$ および第3表。イギリスは、Cockshott & Cottrell[1998]第6.2表。

28) Steedman & Tomkins [1998] p.381も、価格の規準化や測定単位の選定から独立な価値・価格乖離の指標の一つとして価格比率の変動係数を推奨している。



るといえる。もっとも、表6の下段で上段の逆数である市場価格／価値や生産価格／価値の変動係数を見ると18.1%，24.3%とやや高い値になるので、価値と生産価格・市場価格の比例性といってもかなり緩やかな比例性と考えておいたほうがよいようである。表6でさらに注目されるのは、価値／市場価格の変動係数12.6%が生産価格／市場価格の変動係数19.2%よりも小さいことである。すなわち、価値→生産価格→市場価格の理論的規制関係から考えると、価値／市場価格の変動係数が生産価格／市場価格のそれよりも大きくなると予想されるのであるが、実際は逆になっているのである。もっとも、表6の下段でそれらの逆数の変動係数を比較すると予想通りとなっているし、また、ギリシャやイギリスの場合には両者の大小関係はまちまちである。したがって、表6からは少なくとも、②価値と市場価格の比例性は生産価格と市場価格の比例性に対して必ずしも劣るものではないといえよう。労働価値説の市場価格説明力が生産価格＝生産費説に劣ることは、ここでは必ずしも確認できないのである。ところで、表6ではさらに③「マルクスの生産価格／生産価格」の変動係数が3.6%と極めて小さな値であることも興味深い。マルクスの生産価格と「真の」生産価格の関係はいわゆる「転形問題」においてさんざん議論されてきたことだが、表によれば、両者の差は実証的には殆ど誤差の範囲内でしかないのである。

### （c）価値・価格比率等の変化の変動係数

さて再び図6，図7に戻って、生産価格や市場価格に占める価値比例要素の割合のパターンが1980年から1995年にかけてどのように変化したかを見ると、そのパターンは比較的安定的であったことがわかる。前掲の

$$r_j = \beta \lambda_j / p_j \quad (25)$$

より、第0年から第1年にかけての第 $j$ 部門生産価格の変化 $p_j^1/p_j^0$ は、

$$\frac{p_j^1}{p_j^0} = \frac{\beta^1}{\beta^0} \cdot \frac{r_j^0}{r_j^1} \cdot \frac{\lambda_j^1}{\lambda_j^0} \quad (50)$$

となるが、 $\beta^0$ と $\beta^1$ はそれぞれの年で全部門共通の定数である。したがって、

一時点において各部門の価格に占める価値比例要素の割合  $\gamma_j$  が部門間でいかに異なっていようと、異時点におけるその部門間パターンが安定的であり  $\gamma_j^0/\gamma_j^1$  が全部門で均等であれば、(50) 式の  $(\beta^1/\beta^0) \cdot (\gamma_j^0/\gamma_j^1)$  は全部門共通の定数となり、各部門の生産価格変化  $p_j^1/p_j^0$  は価値変化  $\lambda_j^1/\lambda_j^0$  に比例する。市場価格変化についても同様である。それゆえ、 $\gamma_j$  のパターンが兩年の間で比較的安定している図6、図7より、価格変化は価値変化に対して部門間においてある程度比例的であると推測される。そこで、その程度を量的に要約する指標として、各部門の価値／価格比率における1980年から1995年にかけての変化<sup>29)</sup>の変動係数を調べたのが表7である。表では、価値、生産価格、市場価格、マルクスの生産価格のうちのそれぞれ二者の組み合わせによる価格比率の変化の変動係数を示した。

表7からわかることは、①いずれの価格比率変化の変動係数も、同一時点の価格比率の変動係数である表6に比べてかなり小さな値を示すことである。特に、価値／市場価格や価値／生産価格の変化の変動係数はそれぞれ、10.6%と7.8%であり、表6の12.6%と14.0%に比べてかなり小さな値である。価値／価格比率のばらつきは、同一時点に比べて異時点変化のばらつき方がかなり小さく、したがって、価値と価格は、同一時点における比例性よりも、

表7 1980年から1995年にかけての日本における価値／価格比率等の変化の変動係数(%)

	変動係数		変動係数
価値／市場価格の変化	10.6	市場価格／価値の変化	10.9
価値／生産価格の変化	7.8	生産価格／価値の変化	6.3
生産価格／市場価格の変化	12.4	市場価格／生産価格の変化	12.0
マルクスの生産価格／生産価格の変化	1.7	生産価格／マルクスの生産価格の変化	1.8

(注) 筆者算出。

29) 例えば価値／生産価格変化の場合、それは  $(\lambda_j^{95}/p_j^{95})/(\lambda_j^{80}/p_j^{80})$  の変動係数である。これらの比率の変動係数はその比率の正数倍に関して不変であるから、価値・価格の基準化や生産物測定単位に依存しない。

異時点変化における比例性のほうが強いといえるようである。この点は、次項でさらに詳しく検討する。②表7で価値／市場価格の変化と生産価格／市場価格の変化について変動係数を比較すると、前者の変動係数（10.6％）の方が後者のそれ（12.4％）よりも小さくなっているだけでなく、その逆数の変動係数も同じ関係（10.9％＜12.0％）を示している。つまり、ここでは市場価格は生産価格よりもむしろ価値との間で相対的に強い比例性をもって変化している。したがって、価値と市場価格の比例性は生産価格と市場価格の比例性に対して必ずしも劣るものではないという表6でみた事実が、表7においても、もっと強い意味で確認できる。こうして、表6と表7からは、現実の市場価格の変動を説明する上で、労働価値説の説明力は生産価格（＝生産費説）のそれに対して実証的には決して劣るものではないという注目すべき事実が導き出される。③「マルクスの生産価格」／生産価格の変化の変動係数は1.7％と殆ど誤差に近く、先述したいわゆる「転形問題」の実証的な重要性の低さが、ここでも確認できる。

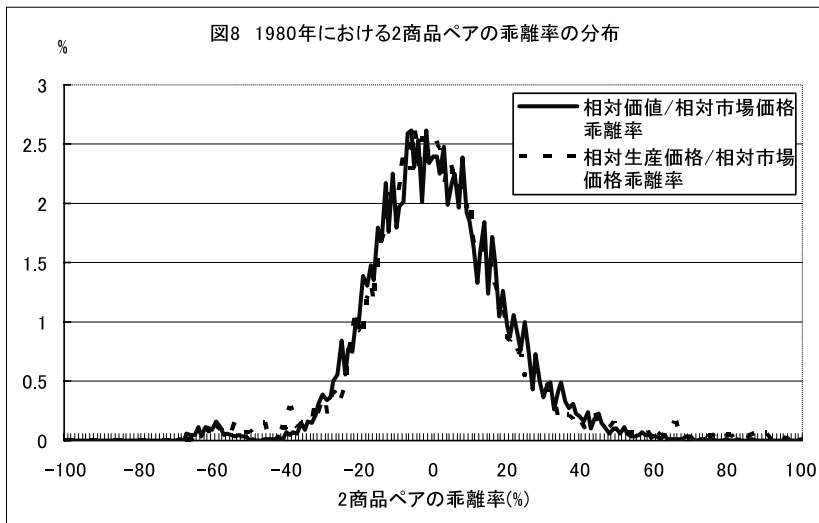
#### （d）価値・価格比率等の乖離率の分布

上の（b）項や（c）項の第②点、つまり価値と市場価格の比例性は生産価格と市場価格の比例性に対して特に劣るものではないという事実は重要なので<sup>30)</sup>、これを視覚的にも確認しておこう。それが図8～図10である。

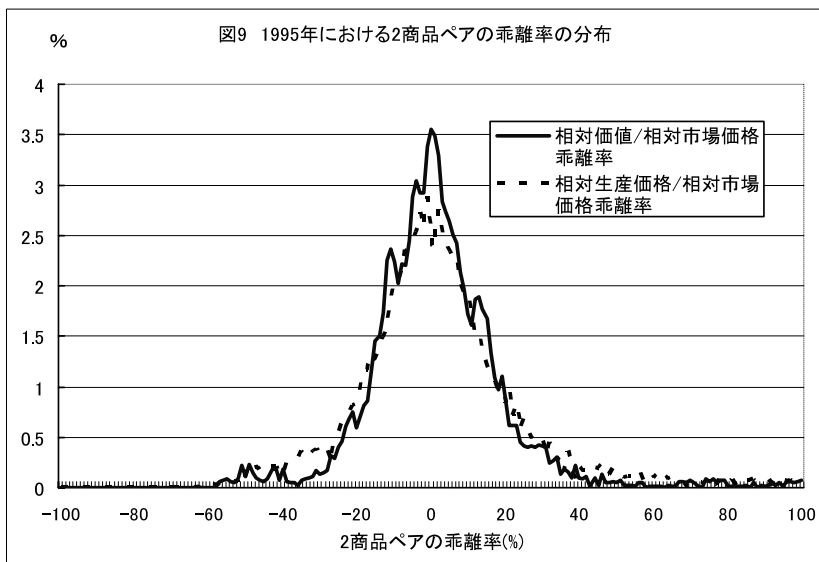
まず図8は、1980年におけるJIP84部門のすべての2商品ペア<sup>31)</sup>について、相対価値／相対市場価格乖離率  $(\lambda_i/\lambda_j)/(m_i/m_j)-1$ （横軸，％表示）の分布を、相対生産価格／相対市場価格乖離率  $(p_i/p_j)/(m_i/m_j)-1$  の分布と比

30) 労働価値説の市場価格説明力が生産価格＝生産費説の説明力に対して実証的には必ずしも劣らないという事実は、米では Ochoa [1989] p.421, 英では Cockshott et al. [1995] p.109, ギリシャでは Tsoulfidis & Maniatis [2002] p.362などによって強調された事実である。もっとも、なぜそうなるのかは必ずしも明らかではない。

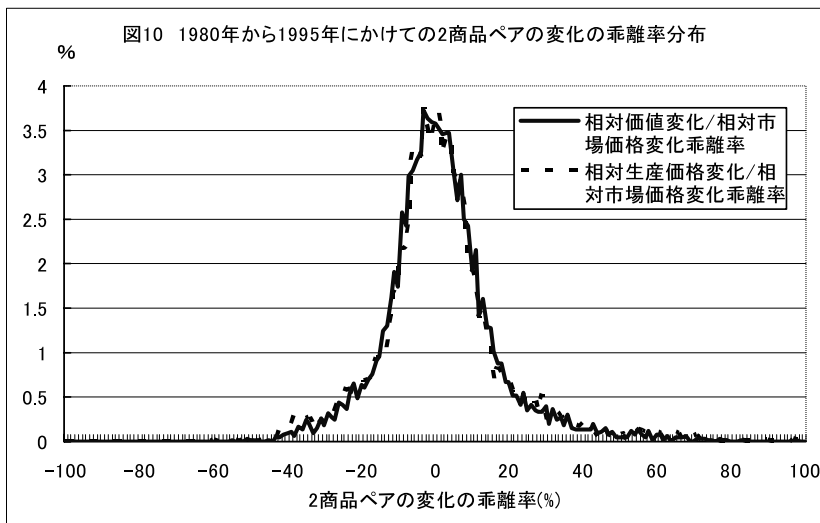
31) これは逆ペアを含み、同一商品ペアを除いたので  $84 \times 83 = 6,972$  組の2商品ペアからなる。したがって、図に示す分布は、それぞれ6,972個の乖離率の分布である。



(注) 筆者作成。



(注) 筆者作成。



(注) 筆者作成。

較したものである。図9は同じ比較を1995年について行ったものである。図8によると、1980年の相対価値／相対市場価格乖離率の分布は相対生産価格／相対市場価格乖離率の分布と殆ど異ならない。図9では、1995年における前者の分布が後者の分布よりも中央に集中しており、相対価値の方が相対生産価格よりも相対市場価格に対する乖離が若干小さいことがわかる。図10は、2商品ペアの1980年から1995年にかけての相対価値変化／相対市場価格変化乖離率  $\{(\lambda_i^{95}/\lambda_j^{95})/(\lambda_i^{80}/\lambda_j^{80})\}/\{(m_i^{95}/m_j^{95})/(m_i^{80}/m_j^{80})\}-1$  の分布を、相対生産価格変化／相対市場価格変化乖離率  $\{(p_i^{95}/p_j^{95})/(p_i^{80}/p_j^{80})\}/\{(m_i^{95}/m_j^{95})/(m_i^{80}/m_j^{80})\}-1$  の分布と比較したものである。ここでも、1980年から1995年にかけての両者の分布は殆ど異ならない。こうして、実証的に見る限り、労働価値説の市場価格説明力は生産価格＝生産費説の市場価格説明力に比して劣るものではないことが視覚的にも確認できる<sup>32)</sup>。

32) 図8～図10の乖離率は、いずれも基準化や測定単位と独立している。というのは、価値比率  $\lambda_i/\lambda_j$  や生産価格比率  $p_i/p_j$  等は基準化とは独立しているし、第  $j$  財の価

## 3. 統合資本労働比率と価値・価格乖離

すでに (31) 式,

$$\frac{p_i}{p_j} = \frac{\lambda_i}{\lambda_j} \left( \frac{1 + \theta h_i}{1 + \theta h_j} \right) \quad (31)$$

で見たように、第  $i$  部門と第  $j$  部門の生産価格比率  $p_i/p_j$  がその価値比率  $\lambda_i/\lambda_j$  とどの程度乖離するかは、(30) 式で定義したそれぞれの部門の統合資本労働比率  $h_i, h_j$  の相違に依存する。二つの統合資本労働比率が等しければ生産価格比率と価値比率は一致するし、等しくなければその程度に応じて生産価格比率と価値比率は乖離する。また、統合資本労働比率は直接資本労働比率によって規定される<sup>33)</sup>ので、直接資本労働比率は統合資本労働比率を規定し、後者は生産価格／価値比率を規定する。そこで、直接資本労働比率と統合資本労働比率および生産価格／価値比率について、それぞれの変動係数を日本といくつかの国についてみたのが表 8<sup>34)</sup>である。

表から第一にわかることは、価値と生産価格の乖離を規定する統合資本労働比率の変動係数は、いずれの国においても直接資本労働比率のその半分くらいに値にしかならないということである。例えば日本の場合、直接資本労働比率の変動係数は1980年で221.3%、1995年で155.9%という大きなばらつきを示すが、統合資本労働比率の変動係数になると、それぞれ92.6%およ

---

値／生産価格比率  $\lambda_i/p_j$  等は生産物の測定単位から独立であるから、相対価値／相対生産価格乖離率  $(\lambda_i/\lambda_j)/(p_i/p_j) - 1$  等はそれらから独立であるし、また相対価値変化／相対生産価格変化乖離率等はそれらの異時点間比率なので、やはり基準化や測定単位から独立だからである。

33) 統合資本労働比率は直接資本労働比率とは異なる。第  $j$  部門の生産価格評価の直接資本労働比率は資本投入ベクトル  $pK^+$  ( $K^+$  は (13) 式で定義) と賃金投入ベクトル  $a_0$  の第  $j$  要素間の比率  $pK_j^+/a_{0j}$  であるのに対し、同じ部門の統合資本労働比率  $h_j = k_j/\lambda_j$  は、資本投入ベクトル  $pK^+$  に逆行列  $H = (I - A - D - G)^{-1}$  を右乗した統合資本投入ベクトル  $pK^+H$  と、賃金投入ベクトル  $a_0$  に逆行列  $H$  を右乗した統合賃金投入ベクトル  $a_0H$  における第  $j$  要素間の比率  $pK^+H_j/a_0H_j$  を比例定数  $(1/\alpha)$  倍したものである。但し、 $K_j^+, H_j$  はそれぞれ行列  $K^+, H$  の第  $j$  列。

34) 表 8 の日本において58.住宅を除いたのは、付表 1 に示したように58.住宅部門の労働投入と労働コストがゼロなので、直接資本労働比率が無限大になるためである。

び75.8%へとばらつきがほぼ半減する。しかも、こうした傾向は日本だけでなく表の他の国においても見られる共通した傾向である。したがって、直接資本労働比率のばらつきから短絡的に価値と価格の乖離を推測することはできない。第二に、このように直接資本労働比率からほぼ半減した統合資本労働比率の変動係数は、生産価格／価値比率の変動係数に変換されるときにさらに激減することが表からわかる。例えば日本の場合、1980年では統合資本労働比率の変動係数が92.6%であるのに対し、生産価格／価値比率のそれは25.4%へと約1/4に激減する。1995年の日本や1970年のギリシャについても同じようなことがいえる。しかもそれは偶然ではない。生産価格／価値比率の変動係数は統合資本労働比率のそれよりも必ず小さくなり、しかもその縮小率、すなわち前者の後者に対する比率は、1から生産価格に占める価値比例要素  $\gamma_j$  の平均割合を引いたものに近似的に等しくなることを、以下のよう示すことができるのである。

第  $j$  生産物の生産価格  $p_j$  に占める価値比例要素  $\beta\lambda_j$  の割合  $\gamma_j$  の逆数を  $\Gamma_j = 1/\gamma_j$  で表すと、(30) 式は、

$$\Gamma_j = \frac{1}{\gamma_j} = \frac{p_j}{\beta\lambda_j} = 1 + \theta h_j \quad \text{但し、} \theta = \frac{\gamma}{\beta}, \quad h_j = \frac{\kappa_j}{\lambda_j} \quad (51)$$

とも書ける。平均を  $E$ 、分散を  $V$ 、標準偏差を  $\sigma$ 、変動係数を  $cv$  で表すと、(51) 式で  $\theta$  は定数なので、

表 8 直接資本労働比率、統合資本労働比率、生産価格／価値比率の変動係数 (%)

	日本			アメリカ	ユーゴスラヴィア		ギリシャ
	1980 年	1995 年	95 年/80 年	1947 年	1976 年	1978 年	1970 年
直接資本労働比率	221.3	155.9	52.7	114.0	97.10	95.69	141.7
統合資本労働比率	92.6	75.8	18.7	60.0	42.77	40.71	74.4
生産価格／価値比率	25.4	19.1	4.9	n.a.	n.a.	n.a.	24.0

(注) 1. 日本は筆者算出。日本の変動係数はすべて、58.住宅を除く 83 部門の変動係数。

また、日本の直接資本労働比率は投下資本（生産価格評価）／労働コスト。

2. アメリカは、Shaikh[1984]p.75 の Leontief データによるもの。

3. ユーゴスラヴィアは、Petrovic[1987]表 6。

4. ギリシャは Tsoulfidis & Maniatis[2002]pp.361-2 および第 5 表の  $\tan \theta$ 。

$$cv(\Gamma) = \frac{\sigma(\Gamma)}{E(\Gamma)} = \frac{\sqrt{V(1+\theta h)}}{E(1+\theta h)} = \frac{\theta\sqrt{V(h)}}{1+\theta E(h)} \quad (52)$$

である。したがって、

$$\frac{cv(\Gamma)}{cv(h)} = \frac{\theta\sqrt{V(h)}}{1+\theta E(h)} \div \frac{\sqrt{V(h)}}{E(h)} = \frac{\theta E(h)}{1+\theta E(h)} \quad (53)$$

となり、生産価格／価値比例要素比率  $\Gamma$  と統合資本労働比率  $h$  の変動係数比率は、

$$0 < \frac{cv(\Gamma)}{cv(h)} < 1 \quad (54)$$

と、必ず1以下になる。また、(53)式からわかるように、この  $cv(\Gamma)/cv(h)$  比率は  $h$  の平均に依存するが、 $h$  の分散には依存しない。なお、(51)式において  $\beta$  は定数なので、生産価格／価値比例要素比率  $\Gamma_j = p_j/\beta\lambda_j$  の変動係数  $cv(\Gamma)$  は、生産価格／価値比率  $p_j/\lambda_j$  の変動係数に等しい。

さらに、(51)式より、

$$E(\Gamma) = 1 + \theta E(h) \quad (55)$$

なので、 $E(\gamma)$  を  $1/E(\Gamma)$  によって1次の Taylor 近似（後掲の(60)式参照）をするならば、(53)式は、

$$\frac{cv(\Gamma)}{cv(h)} = 1 - \frac{1}{E(\Gamma)} \doteq 1 - E(\gamma) \quad (56)$$

と近似できる。つまり、生産価格／価値比率の変動係数  $cv(\Gamma)$  は、統合資本労働比率の変動係数  $cv(h)$  に対して、1から生産価格に占める価値比例要素の平均比率  $E(\gamma)$  を引いた値の倍率だけ近似的に縮小されるのである。実際、表8では、日本の生産価格／価値比率は統合資本労働比率に対して、1980年では92.6%から25.4%へと0.27倍に縮小し、1995年では75.8%から19.1%へと0.25倍に縮小しているが、生産価格に占める価値要素の平均比率  $E(\gamma)$  は1980年で0.75、1995年で0.77である<sup>35)</sup>。したがって、 $1 - E(\gamma)$  の値は

35) この  $E(\gamma)$  の値は住宅を除く83部門の平均値である。住宅を含む全84部門の  $E(\gamma)$  は1980年で0.74、1995年で0.76である。



1980年が0.25, 1995年が0.23となり, (56) の近似式が概ね成立していることが確認できる。

こうして, 表 8 において日本の生産価格／価値比率の変動係数が統合資本労働比率のその約1/4倍に縮小しているのは決して偶然ではなく, 生産価格に占める価値比例要素の割合が約3/4にもなるためだということがわかる。

以上は, 日本の1980年や1995年など, それぞれ一時点における直接資本労働比率, 統合資本労働比率, 生産価格／価値比率の変動係数の関係である。次に, これら 3 つの比率の1980年から1995年にかけての変化の変動係数を, それぞれの年の変動係数と比較してみよう。1980年から95年にかけての変化の変動係数を示したのが, 表 8 の日本の「95年／80年」という欄の値である。それを見ると, 直接資本労働比率, 統合資本労働比率, 生産価格／価値比率の1995年／1980年値の変動係数は52.7%, 18.7%, 4.9%であり, いずれもそれぞれの年における変動係数よりもかなり小さな値である。だが, これも偶然ではない。これらの比率の 2 時点間における変化の変動係数はいずれも, 各時点の間でこれらの比率が十分に安定的である限り, 各時点における変動係数よりも小さくなる傾向が存在するのである。このことをみよう。

二つの変数  $X_1, X_2$  の関数  $f(X_1, X_2)$  を Taylor 展開して 1 次近似すると,  $X_1$  と  $X_2$  の平均をそれぞれ  $\mu_1, \mu_2$  として,

$$f(X_1, X_2) \doteq f(\mu_1, \mu_2) + (X_1 - \mu_1) f_1 + (X_2 - \mu_2) f_2$$

$$\text{但し, } \mu_j = E(X_j), f_j = \partial f(\mu_1, \mu_2) / \partial \mu_j \quad (j = 1, 2) \quad (57)$$

となるので, その平均  $E\{f(X_1, X_2)\}$  および分散  $V\{f(X_1, X_2)\}$  は,  $X_1$  と  $X_2$  の標準偏差をそれぞれ  $\sigma_1, \sigma_2$ , また  $X_1$  と  $X_2$  の相関  $\text{corr}(X_1, X_2)$  を  $\rho$  として,

$$E\{f(X_1, X_2)\} \doteq f(\mu_1, \mu_2) \quad (58)$$

$$V\{f(X_1, X_2)\} \doteq f_1^2 \sigma_1^2 + f_2^2 \sigma_2^2 + 2\rho f_1 f_2 \sigma_1 \sigma_2$$

$$\text{但し, } V(X_j) = \sigma_j^2, \rho = \text{corr}(X_1, X_2) \quad (j = 1, 2) \quad (59)$$

と 1 次近似できる。したがって,  $f(X_1, X_2) = X_1/X_2$  の場合には, その平均と分散は,

$$E(X_1/X_2) \doteq \mu_1/\mu_2 \quad (60)$$

$$V(X_1, X_2) \doteq (1/\mu_2^2)\sigma_1^2 + (\mu_1^2/\mu_2^4)\sigma_2^2 - 2\rho(\mu_1/\mu_2^3)\sigma_1\sigma_2 \quad (61)$$

と近似できるので、 $X_1/X_2$ の変動係数 $cv(X_1/X_2)$ の二乗の1次近似は、

$$\{cv(X_1/X_2)\}^2 \doteq \{cv(X_1)\}^2 + \{cv(X_2)\}^2 - 2\rho cv(X_1)cv(X_2) \quad (62)$$

となる。

そこで、 $cv(X_1/X_2)$ が $cv(X_1)$ よりも小さくなる条件を求めると、(62)式より、

$$\{cv(X_1/X_2)\}^2 - \{cv(X_1)\}^2 \doteq cv(X_2)\{cv(X_2) - 2\rho cv(X_1)\}$$

だから、

$$cv(X_2)/cv(X_1) < 2\rho \quad (63)$$

がその近似的な条件となる。同様に、 $cv(X_1/X_2)$ が $cv(X_2)$ よりも小さくなる近似的条件は、

$$cv(X_1)/cv(X_2) < 2\rho \quad (64)$$

である。したがって、 $X_1$ と $X_2$ の相関が十分に強くて $\rho$ が1に近く、また $cv(X_1)$ と $cv(X_2)$ の値が大きく異ならず $cv(X_1)/cv(X_2)$ の値が1に近ければ、 $cv(X_1/X_2)$ は $cv(X_1)$ や $cv(X_2)$ の値よりも小さくなるということが近似的に言える。

これを例えば生産価格／価値比率の1995年／1980年値の変動係数についてみれば、生産価格／価値比率が1980年と1995年の間で十分に安定的であって、両比率の相関が強く、かつ、それぞれの年のその変動係数が大きく異ならなければ、1980年から1995年にかけての変化の変動係数はそれぞれの年の変動係数よりも近似的に小さくなるということである。この点を表8で確認しよう。表8には示していないが、日本の直接資本労働比率、統合資本労働比率、生産価格／価値比率の1980年値と1995年値の間の相関係数 $\rho$ は、それぞれ0.82, 0.96, 0.96であり、1に近い値である。したがって、 $2\rho$ は2に近い値である。他方、これらの比率がこのように二つの年の間で比較的安定的であるために、両年間の変動係数比 $cv(X_{1980})/cv(X_{1995})$ やその逆数の値は、表から計算すればわかるように比較的1に近い。そのために、表の日本の場合、

(63) (64) 式の条件がいずれの比率においても満たされ、95年／80年値の変動係数は三つのどの比率においても80年や95年の変動係数よりも小さくなるのである<sup>36)</sup>。

#### 4. 労働価値説とx価値説

本節ではこれまで、価値と生産価格・市場価格は同一時点においては緩やかな比例性を持ち、また異時点間の変化についてはそれよりも強い比例性を持つことを見てきた。こうして、市場価格や生産価格の相対比率とその変化を説明する上で、労働価値説は一定の重要な説明力を持つ。しかし、このような労働価値説の価格説明力は、他の仮説の価格説明力よりも勝るのであろうか？この点については、すでに本節第2項において、労働価値説の市場価格変動説明力が生産価格＝生産費説に比べて実証的には必ずしも劣るものではないことをみたが、ここでは更に、一つの単純な対立仮説との比較を試みよう。ここで取り上げる仮説とは、商品価値は、労働価値説が主張するようにその商品の生産に直接・間接に必要な労働量によって決まるのではなく、例えば土地、あるいは電力など、労働以外のいずれかの投入物の直接・間接必要量によって決まるというものである。例えば、商品価値は、その商品の生産に直接・間接に必要な土地の量によって決まるとする考えをSamuelsonは「土地価値説」と名づけたが<sup>37)</sup>、本稿ではより一般的に、商

36) なお、表8における日本の直接資本労働比率、統合資本労働比率、生産価格／価値比率の1995年／1980年値の変動係数は、それぞれ52.7%、18.7%、4.9%だが、それに対し、それらの比率の(62)の近似式による近似値はそれぞれ129.4%、29.1%、8.9%となる。したがって、(62)の近似式は必ずしも精度がよいとはいえず、厳密な議論をするには注意が必要である。しかし、それによって、ここで述べたようなおおまかな関係や傾向を把握することは可能だと思われる。

37) Samuelson [1959a] [1959b]。そこでSamuelsonは、土地が同質的で唯一の本源的生産要素であり、労働が不変費用で再生産可能な経済では、「各財…の費用を、その直接および間接の土地投下量に分解することができる」(訳, p.66)とし、それを「土地価値説」と呼んだ。なお、これは、資本財と時間の存在を捨象した場合の話だが、それらを導入しても、いくつかの仮定された条件の下では「わたしの『リカードの土地価値説』はそのまま長期にも妥当することになる」(訳, p.99)とした。

品価値はその商品の生産に直接・間接に必要な  $x$ （例えば土地あるいは電力など）の量で決まるという主張を「 $x$  価値説」と呼ぼう。問題は、労働価値説の方が  $x$  価値説よりも、現実の価格説明力において勝るかどうかである。

はじめに  $x$  価値説を定式化しよう。簡単化のためにさしあたり減価償却と純間接税を無視して、還元された労働は第 0 番目の商品とし、還元労働以外の商品が第 1 から第  $n$  まで  $n$  種類あるとしよう。第  $j$  部門の商品 1 単位を生産するのに必要な第  $i$  商品の投入量を  $a_{ij}$  とし、貨幣賃金率  $w_j$  によって還元された労働の投入量を  $\alpha a_{0j}$ （但し  $\alpha$  は比例定数で、 $a_{0j} = w_j l_j$ ）とし、貨幣賃金 1 円当りで消費される第  $i$  商品の量を  $\omega_i$  とすると、第  $j$  商品の「 $x$  価値」 $\zeta_j$  は、連立方程式、

$$\zeta_j = a_{xj} + \sum_{i=1}^{x-1} \zeta_i a_{ij} + \sum_{i=x+1}^n \zeta_i a_{ij} + \zeta_0 \alpha a_{0j} \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad (65)$$

$$\zeta_0 = \left( \sum_{i=1}^n \zeta_i \omega_i \right) / \alpha \quad (66)$$

によって決まる<sup>38)</sup>。すなわち、第  $j$  商品 1 単位生産するのに直接・間接必要な  $x$  量である  $x$  価値  $\zeta_j$  は、その商品の生産に直接必要な  $x$  である  $a_{xj}$  と、 $x$  以外の商品投入の  $x$  価値  $\sum_{i=1}^{x-1} \zeta_i a_{ij} + \sum_{i=x+1}^n \zeta_i a_{ij}$ 、および還元された投入労働量の  $x$  価値  $\zeta_0 \alpha a_{0j}$  の和からなる。そして、還元労働量 1 単位当りの  $x$  価値  $\zeta_0$  は、それに対して支払われる賃金  $1/\alpha$  円で購入される消費財の  $x$  価値  $\left( \sum_{i=1}^n \zeta_i \omega_i \right) / \alpha$  となる。(65) 式に (66) 式を代入して整理すると、

38) この「 $x$  価値説」の定式化は基本的に Roemer [1982] p.188によった。但し、ここでは労働が均質と仮定されているので、ここでは賃金率によって還元された労働に改めた。その際、労働の  $x$  価値を表す (66) 式の右辺において ( ) 内を還元定数  $\alpha$  で割ってあるのは、本稿の定義では、

還元労働 =  $\alpha \times$  その労働に支払われる貨幣賃金

だから、1 単位の還元労働によって労働者が受け取る貨幣賃金は  $1/\alpha$  円となり、それによって購入される第  $i$  商品の量は  $\omega_i/\alpha$  となるからである。なお、(66) 式

の ( ) 内は、Roemer では  $\omega_x + \sum_{i=1}^{x-1} \zeta_i \omega_i + \sum_{i=x+1}^n \zeta_i \omega_i$  とされているが、むしろ  $\sum_{i=1}^n \zeta_i \omega_i$  とすべきだと思われるので、そのように改めた。

$$\zeta_j = (1 - \zeta_x) a_{xj} + \sum_{i=1}^n \zeta_i (a_{ij} + \omega_i a_{0j}) \quad (67)$$

となるので、これに減価償却行列  $D$ 、純間接税投入係数行列  $G$  を付け加えて行列表示にすると、

$$\zeta = (1 - \zeta_x) A_x + \zeta (A + \omega a_0 + D + G) \quad (68)$$

となり、 $x$  価値の解は、

$$\zeta / (1 - \zeta_x) = A_x (I - A - \omega a_0 - D - G)^{-1} \quad (69)$$

によって得られる<sup>39)</sup>。但し、 $\zeta$  は  $x$  価値の行ベクトル、 $\zeta_x$  は  $\zeta$  の第  $x$  要素でスカラー、 $A$  は商品の投入係数行列、 $A_x$  は  $A$  の第  $x$  行で行ベクトル、 $\omega$  は賃金 1 円当りで購入される消費財の列ベクトル、 $a_0$  は労働投入係数  $l_j$  が貨幣賃金率  $w_j$  で質調整された  $a_{0j} = w_j l_j$  を要素とする行ベクトルである。

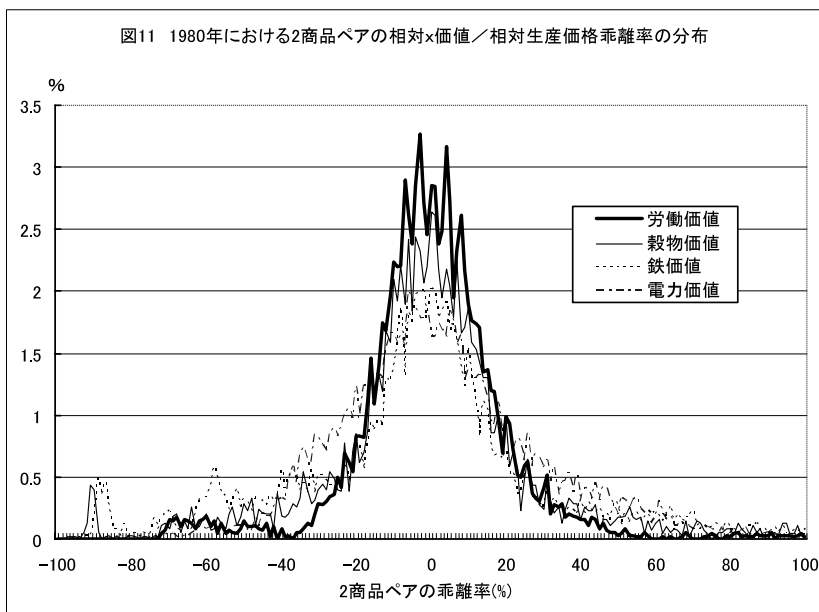
本稿で用いられる JIP データでは 84 の産業部門が存在するが、そのうち  $A_x$  ベクトルがゼロベクトルではない部門は 80 部門あるので<sup>40)</sup>、(69) 式で定義される  $x$  価値  $\zeta$  の  $1 \times 84$  ベクトルは、穀物価値ベクトルや鉄価値ベクトルというように、全部で 80 個のベクトルが計算される。問題は、これらの  $x$  価値ベクトルが、価格の相対比率やその変動の説明力において、(20) 式で定義される労働価値ベクトルよりも劣るかどうかである。このことを検討するために、ここでは価格として (11) 式で定義される生産価格  $p$  を取り上げ、任意の 2 商品ペアの相対  $x$  価値  $\zeta_i / \zeta_j$  と相対生産価格  $p_i / p_j$  の乖離率  $(\zeta_i / \zeta_j) / (p_i / p_j) - 1$  (%表示) が、相対労働価値  $\lambda_i / \lambda_j$  と相対生産価格  $p_i / p_j$  の乖離率  $(\lambda_i / \lambda_j) / (p_i / p_j) - 1$  (%表示) と比較して大きいかどうかを調べてみよう<sup>41)</sup>。とはいえ、 $x$  価値は上述のように 80 種類も存在するので、以下の図

39)  $\zeta$  は (69) 式より次のようにして得られる。所与のデータより (69) 式の右辺の値が決まるので、それを行ベクトル  $\xi$  とし、 $\xi$  の第  $j$  要素を  $\xi_j$  としよう。すると (69) 式の両辺のベクトルの第  $x$  要素について  $\zeta_x / (1 - \zeta_x) = \xi_x$  となるので、 $\zeta_x = \xi_x / (1 + \xi_x)$  によって  $\zeta_x$  の値が決まる。これより、すべての  $\zeta_j$  について  $\zeta_j = \xi_j (1 - \zeta_x)$  が得られる。なお、(69) 式で決定される  $x$  価値  $\zeta$  は相対価値であるだけでなく絶対価値でもあり、その水準決定には基準化を必要としない。

40) (69) 式の  $A_x$  がゼロベクトルであるために  $x$  価値が計算できない部門は、47. 土木業、58. 住宅、79. 教育 (政府)、83. その他 (非営利) の 4 部門である。

では、80種類の  $x$  価値のうち穀物価値、鉄価値、電力価値<sup>42)</sup>の3種類についてのみ例示することにした。それが図11である。

図11では、1980年の労働価値／生産価格の乖離率（横軸，％）の分布（縦軸，％）を、同年の穀物価値／生産価格、鉄価値／生産価格および電力価値／生産価格の三つの乖離率の分布と比較してある。図では、分布が乖離率ゼロの近傍に集中しているほど価値と生産価格の乖離が小さく、両者の比例性が強いということになる。図を見ると、一応予想される通り、労働価値／生



(注) 筆者作成。「穀物」とはJIP産業分類の「1.米麦生産業」の生産物であり、「鉄」は「33.製鉄業」、「電力」は「48.電気業」の生産物である。

41) 注32で述べたように、これらの乖離率は価値・価格の規準化や生産物の測定単位に依存しない。なお、84商品のうちの2商品ペアの乖離率は、図8～図10と同様に、自己自身のペアを除き同一ペアの逆の乖離率を含めたので、それぞれの分布は $84 \times 83 = 6,972$ 個の乖離率の分布である。

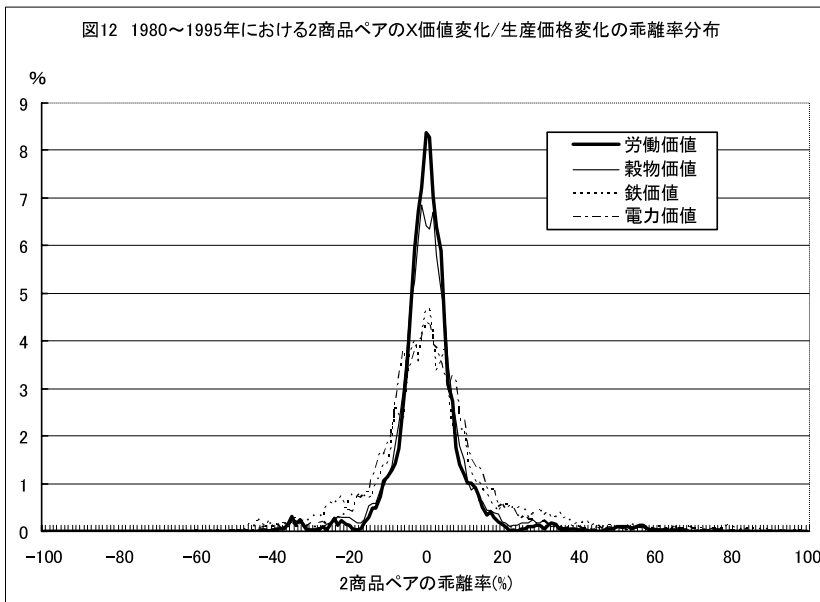
42) 「穀物価値」の「穀物」とはJIP産業分類の「1.米麦生産業」の生産物であり、「鉄」は「33.製鉄業」、「電力」は「48.電気業」の生産物である。

産価格の乖離率がゼロの近傍に最も集中しており<sup>43)</sup>、穀物価値や鉄価値、電力価値などの x 価値に比べて労働価値の方が生産価格との比例性が強い。しかし、労働価値の優位性は圧倒的ではなく、穀物価値等の x 価値も労働価値に劣るとはいえそれに近い生産価格との比例性をもつ。これは意外な結果であり、労働価値説にとっては苦しい結果である。生産価格が、直接・間接必要な労働量によって説明されるとすれば、それには劣るがそれに近い程度で、労働以外の任意の投入物の直接・間接必要量によっても生産価格を説明することができるからである。

それでは、生産価格の変化についてはどうであろうか。それを検討するために、1980年から1995年にかけての 2 商品ペアの労働価値変化／生産価格変化の乖離率  $\{(\lambda_i^{95}/\lambda_j^{95})/(\lambda_i^{80}/\lambda_j^{80})\}/\{(p_i^{95}/p_j^{95})/(p_i^{80}/p_j^{80})\}-1$ （％表示）の分布を穀物価値等の x 価値変化／生産価格変化  $\{(\xi_i^{95}/\xi_j^{95})/(\xi_i^{80}/\xi_j^{80})\}/\{(p_i^{95}/p_j^{95})/(p_i^{80}/p_j^{80})\}-1$ （％表示）の乖離率分布と比較してみた。それが図12である。

図12でまず注目されるのは、2 商品ペアの労働価値変化／生産価格変化の乖離率が、図11に比べてはるかに強くゼロの近傍に集中していることである。実際、それは± 5 %の乖離率の範囲内に68.0%が収まり、±10%以内には86.3%、±15%以内には93.5%が収まってしまう。つまり、約 9 割の 2 商品ペアの生産価格変化は労働価値変化と殆ど同一の変化をしており、それらの乖離はせいぜい±約 1 割程度しかないといえる。これは労働価値説にとって大いに有利な結果である。しかし、図12には同時に厄介な事実も含まれている。それは、生産価格変化に対する乖離率がゼロ近傍に集中しているのは労働価値変化だけではないということである。穀物価値、鉄価値、電力価値などの x 価値変化も、労働価値よりも劣るとはいえ、かなり強くゼロ近傍での集中を示すのである。ここでも、もし、労働価値変化が生産価格変化をほぼ規定していると言えるならば、穀物、鉄、電力など任意の投入物 x の直接・

43) 図11の労働価値／生産価格の乖離率分布では、2 商品ペアの6,972個の乖離率のうち、乖離率± 5 %の範囲内に30.1%、±10%以内53.2%、±15%以内には69.0%が収まる。



(注) 筆者作成。図11の注参照。

間接必要量であるx価値も、労働価値よりも劣るとはいえ、多かれ少なかれ生産価格変化を規定していると言えるように見えるのである。これらの事実、一見すると、労働価値説にとって致命的な事実である。

しかし、図11や図12が労働価値説にとって致命的であるように見えるのは、実はまったく誤った外観に過ぎない。というのは、穀物価値等のx価値の中には労働価値に比例する部分が含まれており、図11や図12におけるx価値の生産価格との比例性は、その大部分がこの労働価値比例要素によって生み出されているからである。そのことを説明しよう。

図11や図12の穀物価値等のx価値 $\zeta$ は(69)式によって定義されているが、それは(68)式より、

$$\zeta = \zeta \omega a_0 (I - A - D - G)^{-1} + (1 - \zeta_x) A_x (I - A - D - G)^{-1} \quad (70)$$

と書き換えることができる。(70)式の右辺第1項 $\zeta \omega a_0 (I - A - D - G)^{-1}$ は、 $\zeta \omega$ がスカラーなので、(20)式の労働価値に比例することがわかる。すなわ



ち、(70) 式により、 $x$  価値 $\xi$ は労働価値に比例する部分  $\xi\omega a_0(I-A-D-G)^{-1}$  と比例しない部分  $(1-\xi_x)A_x(I-A-D-G)^{-1}$  に分解されるのである。後者の労働価値に比例しない部分を「固有の  $x$  価値」と呼び、それを、

$$\bar{\xi} = (1-\xi_x)A_x(I-A-D-G)^{-1} \quad (71)$$

で定義すると<sup>44)</sup>、(70) 式は (20) 式を考慮して、

$$\xi = k\lambda + \bar{\xi} \quad \text{但し、} k = \xi\omega/\alpha \quad (72)$$

となる。 $k$  はスカラーなので、(72) 式は、 $x$  価値が労働価値比例要素  $k\lambda$  と固有の  $x$  価値 $\bar{\xi}$  からなることを簡潔に示している。

そこで、(72) 式に基づいて日本の  $x$  価値をこの二つの要素に分解してみると、 $x$  価値に占める労働価値比例部分の割合  $k\lambda_j/\xi_j$  は、1980年平均<sup>45)</sup>で75.0%、1995年平均で77.8%というように極めて大きな値を示す。このように  $x$  価値の約3/4～4/5は労働価値比例要素からなり、また労働価値は  $x$  価値以上に生産価格との比例性を持つのであるから、先の図11、図12に示された穀物価値等の  $x$  価値の生産価格との比例性は、 $x$  価値の大半を占める労働価値比例要素によって生じているのではないかという疑念が生ずる。この点について検討するために、 $x$  価値 $\xi$ から労働価値比例要素  $k\lambda$  を引き剥がした固有の  $x$  価値 $\bar{\xi}$ が生産価格との比例性を持つかどうかを調べたのが、図13、図14である。

44) ここでは「固有の  $x$  価値」を、 $x$  価値のうちの労働価値に比例しない部分と定義したが、その場合の  $x$  価値とは、商品1単位を生産するのに直接・間接必要な  $x$  量であった。それに対し、「固有の  $x$  価値」を、商品1単位を生産するのに労働を除いて直接・間接必要な  $x$  量と定義することもできる。つまり、後者のように定義した「固有の  $x$  価値」ベクトルを  $\bar{\xi}$  とすると、この後者の定義では  $a_0 = 0$  となるので、(68) 式は、

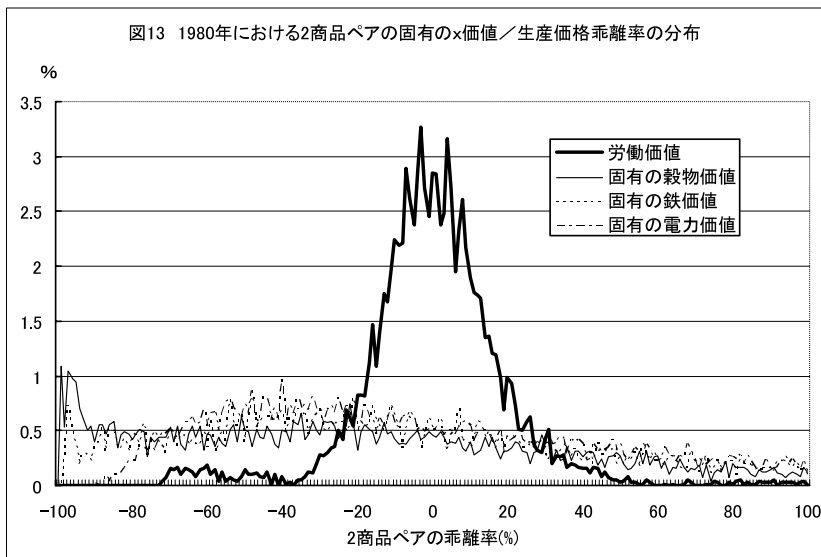
$$\bar{\xi} = (1-\xi_x)A_x + \bar{\xi}(A+D+G)$$

となる。よって、

$$\bar{\xi} = (1-\xi_x)A_x(I-A-D-G)^{-1}$$

となるが、この  $\bar{\xi}$  は本文の (71) 式で定義した「固有の  $x$  価値」 $\bar{\xi}$  とはスカラーの値  $(1-\xi_x)$  が異なるだけである。したがって、ベクトル  $\bar{\xi}$  と  $\xi$  は比例する。

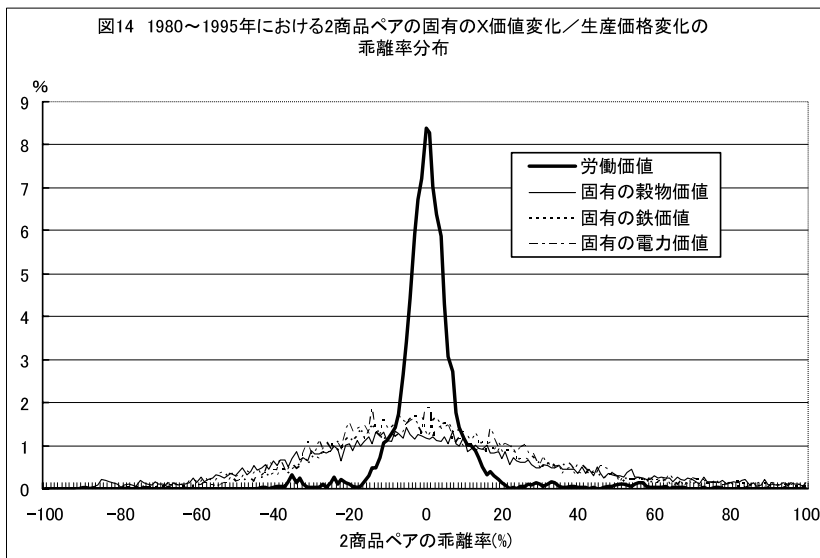
45) 本稿ではゼロベクトルではない  $A_x$  を持つ産業が80産業あり、それぞれの産業において  $1 \times 84$  の  $x$  価値ベクトルが存在するので、この平均割合は、それぞれの年について  $80 \times 84 = 6,720$  個の割合  $k\lambda_j/\xi_j$  の単純平均値である。



(注) 筆者作成。図11の注参照。

まず図13は、1980年における2商品ペアの労働価値／生産価格の乖離率(%)の分布(%)を、同年における2商品ペアの固有のx価値／生産価格の乖離率分布と比較したものである。ここでもxは穀物、鉄、電力で例示。図の労働価値／生産価格の乖離率分布は図11のそれと同じものだが、驚くことに、x価値から労働価値比例要素を引き剥がした固有のx価値の生産価格に対する乖離率の分布は、ゼロ近傍への集中を全く示さない。図11ではx価値は生産価格との緩やかな比例性を示したのであるが、図13において固有のx価値についてみると、それは生産価格との比例性をまったく示さないのである。こうして、上の疑念は正しく、図11におけるx価値の生産価格との緩やかな比例性は、実はx価値の大半を占める労働価値比例要素によって生じていたことが確認できる。

次に図14は、1980年から1995年にかけての2商品ペアの労働価値変化／生産価格変化の乖離率の分布を固有のx価値変化／生産価格変化の乖離率分布と比較したものである。ここでも、固有のx価値変化／生産価格変化の乖離



（注） 筆者作成。図11の注参照。

率分布は、全くではないが殆どゼロ近傍への集中を示さず、極めて広い範囲に分布がばらついてしまう。こうしてやはり、先の図12におけるx価値変化の生産価格変化との強い比例性も、実はその殆どがx価値の中の労働価値比例要素によって生じていたことがわかる。労働価値変化は生産価格変化との間に強力な比例性を持つが、x価値はその大半が労働価値比例要素からなるために、図12のx価値変化も、労働価値よりは劣るがある程度の比例性を生産価格変化との間に示したのである。

したがって、先の図11や図12に示されたx価値の生産価格説明力は、決して労働価値説の無力さを示すものではない。逆である。それは労働価値説がもつ生産価格説明力の強力さを示すのである。それらの図におけるx価値の生産価格説明力は、x価値に含まれる労働価値比例要素の説明力によって生じているのであって、x価値は労働価値比例要素を引き剥がされて「固有のx価値」になると、図13や図14に示されるように殆ど何の生産価格説明力も持たないのである<sup>46)</sup>。こうして図11～図14によって、労働価値説がx価値説

と比較してはるかに強力な生産価格説明力を持つことが示されたといえる。価格比率とその変化は労働以外の投入物の必要量によっては殆どまったく説明できないのである。

ところで、この項では労働価値と  $x$  価値を生産価格に対する乖離率で比較したが、市場価格に対する乖離率で比較しても概ね同じ議論が成立する。したがって、労働価値説は  $x$  価値説と比較してはるかに強力な生産価格、市場価格説明力を持つというのが本項の結論である。

## おわりに

本稿では、一部修正された JIP データを用いて、日本における価値と生産価格、市場価格の実証的な関連および変化を分析した。

その結果明らかになったことのうち主なものを要約すれば、以下の通りで

- 
- 46) 図13, 図14では、煩雑さを避けるため、固有の  $x$  価値の  $x$  として、穀物（1. 米麦生産業）、鉄（33. 製鉄業）、電力（48. 電気業）の3種類しか例示しなかったが、他の  $x$  についてもほぼ同様のことが言える。これらは概ね乖離率ゼロ近辺を中心に分布するので、分布のばらつきの指標として標準偏差を見ると、図13の1980年における生産価格との乖離率分布の標準偏差は、労働価値：34、固有の穀物価値：5091、固有の鉄価値：518、固有の電力価値：103である。80産業の  $x$  価値すべてについて生産価格との乖離率分布の標準偏差を計算して単純平均すると878となり、標準偏差が最低の固有の  $x$  価値を示す産業は「84. 分類不明」で、その標準偏差は55となる。これは労働価値の標準偏差34を明確に上回り、生産価格との乖離が労働価値よりも小さい固有の  $x$  価値は存在しない。1995年についても同様の標準偏差を求めると、労働価値：25、固有の穀物価値：5325、固有の鉄価値：939、固有の電力価値：104であるが、80産業すべての標準偏差の単純平均は812となり、標準偏差が最低の固有の  $x$  価値を示す産業は「54. 小売業」で、それは55となる。これも労働価値の標準偏差25を倍以上上回り、生産価格との乖離が労働価値よりも小さい固有の  $x$  価値はやはり存在しない。さらに、図14の1980年から1995年にかけての2商品ペアの生産価格変化に対する労働価値や固有の  $x$  価値変化の乖離率分布の標準偏差は、労働価値：10、固有の穀物価値：82、固有の鉄価値：41、固有の電力価値：38であるが、80産業すべての標準偏差の単純平均は128となり、標準偏差が最低の固有の  $x$  価値を示す産業は「75. 飲食店業」および「76. 旅館業」で、それは32となる。これも労働価値の標準偏差10を3倍程度上回り、生産価格変化との乖離が労働価値変化よりも小さい固有の  $x$  価値変化はやはり存在しない。こうして、図13, 図14で省略した穀物、鉄、電力以外の固有の  $x$  価値はいずれについても、生産価格やその変化との乖離率分布において、殆どが労働価値を圧倒的に上回る乖離を示し、また労働価値よりも小さな乖離を示すものは皆無である。

ある。

第一に、生産価格や市場価格の一部は労働価値に比例する要素からなるが、図6、図7で見たように、日本の生産価格や市場価格においては、労働価値比例要素がそれらの価格の $3/4 \sim 4/5$ もの大きな割合を占める。価格の大半は労働価値に比例する要素からなるのである。なお、この割合は、価値・価格の基準化の方法や生産物の測定単位に依存しない。

第二に、労働価値説は生産価格や市場価格を実証的に説明する上で、かなりの説明力を持つ。しかもその程度は、第一の点と密接に関係している。というのは、価値と価格の乖離のばらつきは統合資本労働比率のばらつきによって規定されるが、(56)式で見たように、ばらつきを変動係数で表すと、後者の変動係数は、前者の変動係数に変換される場合、1から価格に占める価値比例要素の平均割合を引いた倍率だけ近似的に縮小されるからである。つまり、日本の価値比例要素が平均で価格の $3/4 \sim 4/5$ もの大きな割合を占めるために、価値と価格の乖離のばらつきは統合資本労働比率のばらつきの $1/5 \sim 1/4$ 倍にまで縮小されてしまうのである。

第三に、表7や図8～図10で見たように、実証的に見る限り、労働価値説の市場価格説明力は生産価格＝生産費説の市場価格説明力に比して必ずしも劣るものではない。労働価値説は相対価格の説明原理ではないとか、あるいは、生産費説は市場価格変動を説明できるが労働価値説にはそれができないという主張がしばしばなされるが、そのような主張は実証的には必ずしもその正当性を確認できない。

第四に、価格比率を生産に直接・間接に必要な労働量によって説明する労働価値説の説明力は、労働以外の投入物 $x$ の直接・間接必要量によって価格比率を説明する「 $x$ 価値説」の説明力に比べると、はるかに強力である。図11、図12で見たように、一見すると、「 $x$ 価値説」は労働価値説よりも劣るがある程度の価格説明力を持つように見える。しかし、実はその説明力の大部分は「 $x$ 価値」の大半を占める労働価値比例要素から生じているのであって、この労働価値比例要素を引き剥がした「固有の $x$ 価値」は、図13、図14

で見たように、殆ど何の価格説明力も持たないのである。

[参考文献]

- Cockshott, Paul, Allin Cottrell and Greg Michaelson [1995], 'Testing Marx: Some new results from UK data', *Capital and Class*, Vol.55, 103-129
- Cockshott, W. Paul and Allin Cottrell [2003], 'A Note on the Organic Composition of Capital and Profit Rates', *Cambridge Journal of Economics*, 27, 749-754
- Cockshott, W. Paul and Allin Cottrell [2005], 'Robust Correlations between Prices and Labour Values: A Comment', *Cambridge Journal of Economics*, 29, 309-316
- Dumenil, G. [1983-4], 'Beyond the Transformation Riddle: A Labor Theory of Value', *Science & Society*, Vol.XLVII, No.4, Winter, 427-450
- Diaz, Emilio and Ruben Osuna [2005-6], 'Can We Trust in Cross-Sectional Price-Value Correlation Measures? Some Evidence from the Case of Spain', *Journal of Post Keynesian Economics*, Winter, 2005-6, Vol.28, No.2, 345-363
- Foley, Duncan K. [1982], 'The Value of Money, the Value of Labor Power and the Marxian Transformation Problem', *Review of Radical Political Economics*, 14 (2), 37-47
- Foley, Duncan K. [2000], 'Recent Development in the Labor Theory of Value', *Review of Radical Political Economics*, 32 (1), 1-39
- Freeman, Alan [1998], 'The Transformation of Prices into Values: Comment on the Chapters by Simon Mohun and Anwar Shaikh', in Bellofiore, Riccardo (ed.) *Marxian Economics: A Reappraisal*, Vol.2, Macmillan Press, St.Martin's Press, 270-275
- Freeman, Alan [1996], 'The psychopathology of Walrasian Marxism', in Freeman, Alan and Guglielmo Carchedi (eds.), *Marx and Non-Equilibrium Economics*, Edward Elgar, 1-28
- 深尾京司・宮川務他 [2003], 「産業別生産性と経済成長：1970－98年」, 内閣府経済社会総合研究所編集『経済分析』第170号, 2003年6月, 内閣府ホームページに公表。
- 泉弘志 [1992], 『剰余価値率の実証研究』法律文化社
- Kliman, Andrew J. and Ted McGlone [1999], 'A Temporal Single-system

- Interpretation of Marx's Value Theory', *Review of Political Economy*, Volume 11, Number 1, 33-59
- Kliman, Andrew J. [2002], 'The Law of Value and Laws of Statistics: Sectoral Values and Prices in the US Economy, 1977-97', *Cambridge Journal of Economics*, 26, 299-311
- Lipietz, Alain [1982], 'The So-Called "Transformation Problem" Revisited', *Journal of Economic Theory*, 26, 59-88
- Morishima, Michio [1973], *Marx's Economics*, Cambridge University Press, 高須賀義博訳『マルクスの経済学』東洋経済新報社, 1974年
- Mohan, Simon [1994], 'A Re (in) statement of the Labour Theory of Value', *Cambridge Journal of Economics*, 18, 391-412
- 内閣府経済社会総合研究所 [2007], 『SNA 推計手法解説書（平成19改訂版）』, 内閣府ホームページに公表。
- Ochoa, Eduardo M. [1989], 'Values, prices, and wage-profit curves in the US economy', *Cambridge Journal of Economics*, 13, 413-429
- 置塩信雄 [1957], 『再生産の理論』創文社
- 置塩信雄 [1977], 『マルクス経済学』筑摩書房
- Petrovic, Pavle [1987], 'The deviation of production prices from labour values: some methodology and empirical evidence', *Cambridge Journal of Economics*, 11, 197-210
- Podkaminer, Leon [2005], 'A Note on the Statistical Verification of Marx: Comment on Cockshott and Cottrell', *Cambridge Journal of Economics*, 29, 657-658
- Roemer, John E. [1982], *A General Theory of Exploitation and Class*, Harvard University Press
- Samuelson, Paul A. [1959a], 'A Modern Treatment of the Ricardian Economy: I. The Pricing of Goods and of Labor and Land Services', *The Quarterly Journal of Economics*, Vol LXXIII, No.1, 1-35, 篠原三代平・佐藤隆三編集『サミュエルソン経済学体系』第9巻「リカード経済学の現代的分析 I」44-85
- Samuelson, Paul A. [1959b], 'A Modern Treatment of the Ricardian Economy: II. Capital and Interest Aspects of the Pricing Process', *The Quarterly Journal of Economics*, Vol LXXIII, No.2, 217-231, 篠原三代平・佐藤隆三編集『サミュエルソン経済学体系』第9巻「リカード経済学の現代的分析 II」86-102
- Shaikh, Anwar [1984], 'The Transformation from Marx to Sraffa', in Mandel, E.

- & Freeman, A. (eds.) *Ricardo, Marx, Sraffa*, Verso, pp.43-84
- Shaikh, Anwar M. & E. Ahmet Tonak [1994], *Measuring the Wealth of Nations*, Cambridge University Press
- Steedman, Ian and Judith Tomkins [1998], 'On measuring the deviation of prices from values', *Cambridge Journal of Economics*, 22, 379-385
- Stigler, George J. [1958], 'Ricardo and the 93% Labour Theory of Value', *American Economic Review*, 48, June, 357-367
- 滝田和夫 [1986], 「価値の生産価格への転化問題」, (『資本論の研究』, 青木書店, pp.268-292 所収)
- 種瀬茂 [1984], 「＜価値の実体＞規定をめぐる論争」, (『資本論体系』 2, 有斐閣, pp. 349-359 所収)
- Tsoufidis, Lefteris and Thanasis Maniatis [2002], 'Values, prices of production and market prices: some more evidence from the Greek economy', *Cambridge Journal of Economics*, 26, 359-369
- Wolff, Edward N. [1979], 'The rate of surplus value, the organic composition, and the general rate of profit in the U.S. Economy, 1947-67', *American Economic Review*, 69 (3) , 329-341

(たきた・かずお／経済学部教授／2008年1月28日受理)