慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	価格の伸縮性に関する実証分析
Sub Title	Testing for flexibility of prices
Author	小野崎, 保
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1991
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.84, No.特別号-I (1991. 9) ,p.103- 110
JaLC DOI	10.14991/001.19910901-0103
Abstract	
Notes	富田重夫教授退任記念論文集 訂正あり
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19910901-0103

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

「三田学会雑誌」84巻特別号—I（1991年9月）

価格の伸縮性に関する実証分析

小野﨑　保

I　はじめに

本稿の目的は，わが国経済における価格の伸縮性に関して実証的な分析を行うことである。価格の伸縮性（あるいはその逆の固定性，硬直性）という概念は経済理論でしばしば登場するものの，その定義が必ずしも明らかでないことも多い。ここでは Hicks (1965) に倣って，需給の不均衡が存在するときに必ずしもそれを調整するように価格が変化しない場合を，価格が硬直的であると定義しよう。この定義を採択すれば，価格の伸縮性を統計的に確認するためには，需給ギャップが価格を変化させるか否かを検定すればよいことになる。

ところで，不均衡市場の計量分析手法は Fair and Jaffee (1972) により開発され，その後様々な彫琢が加えられてきた。(1) こうした分析には，需要関数および供給関数の推定という課題と，市場の均衡仮説の検証という課題とがある。前者は，short-side principle に則って，観察された販売量が需要関数上にあるのかそれとも供給関数上にあるのかを特定し，それに基づいて両関数を推定するものである。そして後者は，こうして推計される需給ギャップをもとに価格調整式のパラメータがどうなるかを検定するものである。本稿の分析は，このような不均衡計量分析と多少関連はあるが，以下の理由で本質的には異なっている。第1に，本稿では需要関数と供給関数の推定をする代わりに，需給ギャップが在庫変動という形で具現することに着目する。第2に，需給ギャップが価格の変化をもたらすか否かを，価格調整式という観点のみならず，両者に因果関係が存在するか否かという観点からも検討する。

II　価格調整式の推計

一国の経済全体についてであれ，一産業についてであれ，また一企業についてであれ，

（1）　$S_t = D_t + Z_t - Z_{t-1}$

という会計学的恒等式が成立する。ただし，S_t は t 期における総生産量（供給），D_t は t 期における総販売量（需要），Z_t は t 期末の在庫量である。(1) 式は，t 期中の総生産量は，t 期中の総販売

注（1）　この手法の詳細については伊藤（1985）を参照せよ。

図 1　超過供給と在庫変動

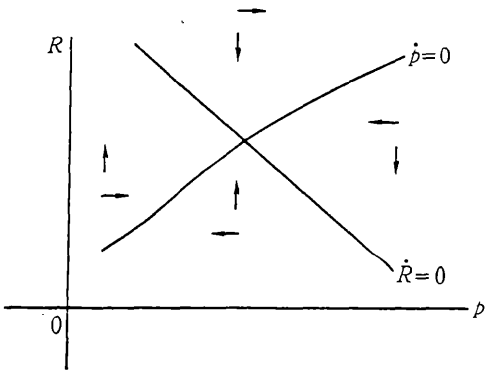

表 1　産業毎の価格調整式の推計

	定数項	ΔZ_{-1}	ΔZ_{-2}	ΔZ_{-3}	ΔZ_{-4}	AR^2	DW
食品	1.0301 (9.21)	0.0522 (1.29)	0.0440 (1.04)	−0.0546 (−1.27)	−0.0332 (−0.81)	0.839	1.040
繊維	1.7062 (16.97)	−0.4134 (−4.89)	−0.0793 (−0.78)	−0.1912 (−1.89)	0.0191 (0.23)	0.893	1.169
紙パルプ	1.4742 (13.63)	−0.2163 (−3.60)	−0.0267 (−0.33)	−0.0759 (−0.93)	−0.0764 (−1.29)	0.830	1.231
化学	1.4402 (9.99)	−0.0875 (−0.87)	−0.0314 (−0.27)	−0.1277 (−1.16)	−0.1427 (−1.53)	0.840	0.943
プラスチック	2.0608 (8.81)	−0.4784 (−3.60)	−0.1698 (−1.28)	−0.2335 (−1.76)	−0.1054 (−0.81)	0.813	1.224
石油石炭	−0.0053 (−0.01)	0.9980 (4.96)	0.3744 (1.91)	−0.1782 (−0.92)	−0.0994 (−0.51)	0.808	1.157
窯業土石	1.4382 (9.73)	−0.1573 (−1.34)	0.2202 (1.56)	−0.5366 (−3.78)	0.0898 (0.76)	0.820	1.093
鉄鋼	1.2667 (9.02)	−0.1995 (−1.78)	−0.0192 (−0.16)	−0.0405 (−0.33)	0.0384 (0.35)	0.803	1.199
非鉄	1.5435 (10.04)	−0.2817 (−2.29)	−0.1377 (−0.92)	0.0283 (0.19)	−0.0784 (−0.64)	0.777	1.024
金属	1.4426 (11.79)	−0.0829 (−1.31)	−0.0466 (−0.71)	−0.1692 (−2.57)	−0.0882 (−1.41)	0.803	1.066
一般機械	1.1501 (17.35)	0.0912 (1.59)	−0.1571 (−2.04)	0.0174 (0.23)	−0.0651 (−1.15)	0.858	1.154
電気機械	1.0572 (20.43)	0.0165 (0.52)	−0.0307 (−0.83)	−0.0253 (−0.68)	−0.0154 (−0.49)	0.831	0.996
輸送機械	0.9706 (31.22)	0.0801 (4.51)	0.0156 (0.81)	−0.0268 (−1.38)	−0.0273 (−1.52)	0.852	1.552
精密機械	0.9778 (24.18)	0.0309 (1.35)	0.0218 (0.96)	−0.0259 (−1.15)	0.0043 (0.19)	0.831	0.822
その他	1.4278 (13.07)	−0.1195 (−1.95)	−0.0809 (−1.26)	−0.0964 (−1.49)	−0.0822 (−1.34)	0.864	1.205

量と t 期中の在庫増減の和に等しいことを意味している。これを書換えれば，

（2）　$S_t - D_t = Z_t - Z_{t-1} \equiv \Delta Z_t$

が得られるが，これは，t 期における超過供給（需要）は t 期における在庫増加（減少）に等しいことを表している。需要曲線を価格の減少関数とし，供給曲線を価格の増加関数とし，さらに t 期における価格を p_t とすれば，(2) 式が表現する状況は図1のようになる。このように，在庫変動は需給ギャップの代理変数となっているのであり，以下で実証分析をする場合には需給ギャップの代わりに在庫変動が用いられる。

さて，前節で採用した Hicks による価格の硬直性に関する定義を裏返せば，伸縮的な価格とは需給ギャップが存在するときにそれを解消させる方向に変化する価格ということになり，

（3）　$\Delta p = \theta(S-D) = \theta \Delta Z \qquad \theta < 0$

という価格調整式が成立する。$\theta < 0$ が現実に観察されるかどうかを確認するため，四半期データを用いて以下のような式を推計した。すなわち，

（4）　$\Delta p = 1.4142 - 0.0078\,\Delta Z_{-1} + 0.0049\,\Delta Z_{-2} - 0.1602\,\Delta Z_{-3} - 0.2011\,\Delta Z_{-4}$
$\quad (13.66)(-0.11) \qquad (0.06) \qquad (-2.10) \qquad (-2.92)$

計測期間　1971年1-3月期～1990年7-9月期

$AR^2 = 0.895 \qquad SE = 0.03 \qquad DW = 0.797$

ただし，

Δp　：国内卸売物価指数（1985年＝100，単純平均）の対前年同期比

ΔZ_{-i}：生産者製品在庫指数（1985年＝100，期末値）の対前年同期比の i 期前の値

である。[(2)(3)(4)(5)] 1期および2期ラグの係数の t 値はかなり小さいので無視すれば，3期および4期ラグに関しては (3) 式の $\theta < 0$ が有意水準3％で成り立っているといえる。すなわち，需給ギャップが存

注（2）実際には価格調整に時間がかかることを考慮して，ラグ変数を使用した。ラグをとらない ΔZ を説明変数に加えない理由は以下の通り。すなわち，ΔZ が四半期末在庫をベースにしているのに対し Δp は四半期平均をベースにしており，前者が後者へ影響を及ぼすと考えるには若干無理があるためである。実際，ΔZ を加えて推計するとその係数はかなり有意に正の値となるが，これはむしろ，価格が上昇（下落）すると当該期の超過供給（超過需要）が拡大するという関係を示していると考えた方が自然であろう（この点に関しては次節でふれる）。なお，ラグを4期までに限定しているのは，それより以前の需給ギャップが価格に影響を与えるということはかなり非現実的であると判断したためで，それ以上の積極的な根拠はない。

（3）(4) 式を直接推計すると決定係数が0.205と極めて低くフィッティングが悪い。さらに，ダービン・ワトソン比が0.335と小さく，明らかに誤差項に正の系列相関が認められるため，実際の推計に際してはコクラン・オーカット法を使用した（後出表1も同じ）。このため，誤差項が AR(1) モデルに従うための積極的な理由が存在しなければならないが，本稿ではこの理由付けは無視する。

（4）(3) 式を忠実に推計するなら，Δp や ΔZ_{-i} として対前年同期比ではなく対前年同期差を使わなければならないが，前者は季節変動を除去できるという長所を有しており，しかも変動パターンも後者とかなり類似していることから，以下の推計では前者を用いることにする。

（5）需要関数あるいは供給関数のシフトを考慮していないという反論がありうるが，本稿全体の計測作業について期間をいろいろ工夫して，両関数が安定的であったと思われる期間（例えば1986年10-12月期～1990年7-9月期）に限定しても，より良い結果は得られなかった。従って，以下の議論でも両関数のシフトは無視される。

在すると，それに対して3期なしい4期後に価格が伸縮的に調整されるというわけである。

同様の計測を産業毎（製造業のみ）に行った結果が表1である。これによれば，ΔZ の1期～4期ラグの係数の中に有意に（有意水準10%で）負の値をとるものが全くないのは，食品，石油・石灰，電気機械，精密機械の4業種[6]で，他は少なくとも一つの係数が有意に負になっている。また，1期および3期ラグの係数に有意水準の高いものが多いことも読み取れるが，これは上述のマクロの結論と多少異なっている。

Ⅲ　需給ギャップと価格変動の因果関係の検定

次に，需給ギャップと価格変動の因果関係[7]に移ろう。前節では需給ギャップから価格変動へという一方的な影響について考察してきたが，なんらかの外的要因（例えば原油価格の高騰，円レートの下落など）で価格が上昇し，その結果需給ギャップが拡大することも当然あろう。本来なら価格が伸縮的でありながら，その需給調整力よりもこうした逆の力の方が圧倒的に強いため，見かけ上価格が（Hicks の意味で）硬直的であると観察されることも十分ありうるわけである。このような理由から，本節では両方向の因果関係を考察の対象とする。

先ず，需給ギャップ（在庫変化率）と価格変化率の時差相関係数[8]を計算すると表2のようになる。これをみると，食品，石油・石炭，輸送機械の3業種を除けば，在庫変化率が先行する場合には負の相関があり，価格変化率が先行する場合には正の相関があることが概ねいえそうである。しかも絶対値で比較すると，在庫変化率が先行する場合の相関係数は価格変化率が先行する場合よりかなり大きい。従って，超過供給（超過需要）が存在するときに価格が下落（上昇）して均衡点に向かうという因果関係よりも，価格が上昇（下落）して超過供給（超過需要）が拡大し均衡点から遠ざかるという因果関係の方が強く表れているといえる。上で述べたようなことが，実際に観察されるわけである。なお，ラグの期数に注目すると，在庫変化率先行の場合には4期ラグの相関が高い業種が多く，価格変化率先行の場合には2期ラグの相関が高い業種が多いことがわかる。

次に，こうした関係が Granger の因果性が成り立つか否かで確かめてみよう。実際の検定に移る前に，Granger (1969) による因果性の概念およびその検定方法について簡単に復習しておく。

定　義

2つの確率過程 $\{x_t;\ t=0,\ \pm1,\ \pm2,\cdots\cdots\}$，$\{y_t;\ t=0,\ \pm1,\ \pm2,\cdots\cdots\}$ を考える。t 時点にお

注（6）　有意水準を5%にすると化学と輸送機械が脱落し，3%にするとさらに鉄鋼が脱落し，1%にするとさらに非鉄とその他まで脱落してしまう。

（7）　ここでいう‘因果関係’とは，時系列分析で通常用いられる用語と同義であり，日常語としての因果関係とは概念が必ずしも一致しない。こうした‘因果関係’の概念やその検定方法については山本（1988）や廣松・浪花（1990）などを参照せよ。

（8）　時差相関係数については，例えば廣松・浪花（1990）を参照せよ。

表 2　時差相関係数の比較

	在庫変化率先行					価格変化率先行			
	-4	-3	-2	-1	0	-1	-2	-3	-4
マクロ	-0.272	-0.205	-0.041	0.189	0.453	0.689	0.778	0.711	0.524
食品	0.045	0.058	0.138	0.201	0.322	0.273	0.210	0.155	0.125
繊維	-0.175	-0.445	-0.589	-0.558	-0.336	0.041	0.448	0.752	0.850
紙・パルプ	-0.349	-0.430	-0.403	-0.212	0.145	0.555	0.804	0.822	0.608
化学	-0.295	-0.212	-0.052	0.171	0.443	0.674	0.728	0.613	0.381
プラスチック	-0.174	-0.288	-0.308	-0.189	0.093	0.467	0.685	0.642	0.370
石油・石炭	0.131	0.269	0.368	0.440	0.417	0.256	0.043	-0.189	-0.325
窯業・土石	-0.309	-0.270	-0.123	0.073	0.316	0.591	0.739	0.718	0.544
鉄鋼	-0.048	-0.119	-0.108	-0.183	-0.141	-0.038	0.113	0.299	0.486
非鉄	-0.277	-0.398	-0.469	-0.449	-0.322	-0.103	0.192	0.509	0.753
金属	-0.170	-0.147	-0.007	0.202	0.463	0.661	0.646	0.493	0.224
一般機械	-0.376	-0.260	-0.063	0.202	0.476	0.703	0.805	0.730	0.526
電気機械	-0.199	-0.131	0.014	0.196	0.386	0.531	0.470	0.330	0.119
輸送機械	0.063	0.274	0.535	0.750	0.814	0.702	0.454	0.188	0.002
精密機械	-0.160	-0.029	0.113	0.218	0.272	0.285	0.198	0.056	-0.102
その他	-0.261	-0.293	-0.250	-0.118	0.095	0.344	0.488	0.552	0.542

注1.）□はラグが4期の範囲内での相関係数の正値のピーク，□は負値のピークを表す。
注2）計測期間は1971年1-3月期～1989年7-9月期。

いて利用可能な現在および過去の x_t の情報の集合を，$X_t=\{x_{t-k};\ k=0,\ 1,\ 2,\cdots\cdots\}$ で表す。同様に Y_t も定義される。また，t 時点において利用可能な現在および過去のすべての情報の集合を U_t とする。明らかに，$X_t,\ Y_t\subset U_t$ である。さらに，U_{t-1} を用いて x_t の予測を行ったときの最小平均2乗誤差を $\sigma^2(x_t|U_{t-1})$ とする。このとき，

(5)　$\sigma^2(x_t|U_{t-1})<\sigma^2(x_t|U_{t-1}-Y_{t-1})$

であるならば，Granger の意味で y_t から x_t への因果関係があるという。

換言すれば，x_t の予測を行うときに y_t の過去の情報を用いた方が用いないより予測誤差が有意に小さい場合，y_t から x_t へ Granger の因果関係があるというのである。[9] この Granger の因果関係は一般的な確率過程に関して定義されており，極めて抽象的かつ非操作的なものである。操作性を持たせるために，通常，U_t は‘すべての情報の集合’ではなく‘関連する確率過程の情報の集合’[10]に限定される。実際に検定を行う方法としていろいろ提案されているが，Sims (1972) によるもの，Sargent (1976) によるもの，Pierce and Haugh (1976) によるものなどが代表的である。こ

うした検定方法のいずれが優れているかに関していくつかの比較研究がなされているが，今日では Sargent によるもの（Granger の定義に従って直接的に検定するため単に Granger の検定と呼ばれることが多い）が最も優れているというのが学界の通説になっているので[11]，本稿でもこの方法を用いることにする。

Granger の検定方法では多変量 VAR モデルが用いられる。ここでは，需給ギャップ（在庫変化率）と価格変化率のみに限定し，以下の 2 変量 VAR モデルを扱おう。すなわち，

（6）　$x_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_i x_{t-i} \sum_{i=1}^{p} b_i y_{t-i} + u_t$

（7）　$y_t = d_0 + \sum_{i=1}^{p} c_i x_{t-i} \sum_{i=1}^{p} d_i y_{t-i} + v_t$

ただし，a_i, b_i, c_i, d_i はパラメータで，u_t, v_t は互いに無相関のホワイト・ノイズである。当然のことながら $U_t = \{x_{t-k}, y_{t-k};\ k=0, 1, 2, \cdots\cdots\}$ である。このとき，(6) 式の係数を最小 2 乗法で推定し，これらに関する帰無仮説を

$$H_0:\ b_i = 0 \quad \text{for all } k=1, 2, \cdots\cdots, p$$

とし，対立仮説を

$$H_1:\ b_i \neq 0 \quad \text{for some } k=1, 2, \cdots\cdots, p$$

とする。そして，F 検定によって帰無仮説 H_0 が棄却されれば，Granger の意味で y_t から x_t への因果関係が存在することになる。

さて，以上復習した Granger の因果関係を実際に検定した結果が表 3 である。需給ギャップ ΔZ から価格変化 Δp への因果関係が有意水準10%で有意に存在すると認められないのは，プラスチック，鉄鋼，電気機械，精密機械，その他である。ここで留意しなければならないのは，この検定は因果関係が存在するか否かに関するものであり，変数間に正の相関があるか負の相関があるかについては何ら情報を与えるものではない。そこで，表 1 および表 2 を考慮すれば，食品と石油・石炭では ΔZ と Δp に負の相関があるとはいえないので，上記 5 業種とこの 2 業種においては価格が伸縮的ではないということになる。これに対して，Δp から ΔZ への因果関係が有意に確認できない

注（9）過去の変数の影響以外に，Granger は当期における変数の関係についても以下のような定義を与えている。

先の定義と同じ前提のもとで，

$$\sigma^2(x_t | U_{t-1}, y_t) < \sigma^2(x_t | U_{t-1})$$

であるならば，Granger の意味で y_t から x_t への同時的因果関係があるという。

すなわち，x_t の予測を行うときに当期の y_t の情報を用いることによって予測誤差が有意に減少するか否かが，同時的因果関係の判定基準となるのである。しかしながら，幸村（1986）が指摘するように，y_t と x_t だけが入れ替わっても推定される係数の有意性は変わらないため，y_t から x_t への同時的因果関係が存在する場合には，x_t から y_t への同時的因果関係も存在する（逆は逆）ことになり，因果の方向性は検証不可能となる。こうした理由から，本稿では同時的因果関係は扱わない。

(10) 検定に際して例えば m 次元多変量時系列モデルが用いられる場合には，U_t は m 個の確率変数の情報か，あるいはそのなかで因果関係の分析対象となる 2 変数に関する情報の集合とされる。

(11) この点に関しては山本（1988）を参照のこと。

表 3　Granger の因果関係の検定結果

	$\Delta Z \to \Delta p$	$\Delta p \to \Delta Z$
マクロ	7.874***	21.246***
食品	2.441**	5.815***
繊維	2.102*	5.181***
紙パルプ	7.253***	20.280***
化学	3.439**	11.714***
プラスチック	1.502	6.968***
石油石炭	4.344***	3.814***
窯業土石	4.055***	12.247***
鉄鋼	0.284	1.748
非鉄	6.066***	5.409***
金属	3.405**	8.879***
一般機械	5.299***	7.759***
電気機械	1.499	9.843***
輸送機械	3.052**	9.405***
精密機械	1.235	3.369**
その他	1.697	5.236***

注1）VARモデルの次数は $p=4$ とした。
注2）自由度（4，67）のF分布に基づいて検定されている。
注3）＊　は有意水準10％で有意であることを表している。
　　**　〃　5％　〃
　　***　〃　1％　〃

のはプラスチックのみである。しかも，全体的にみて，Δp から ΔZ への因果関係の方が帰無仮説の有意水準が低い（すなわち棄却域が大きい）。従って，ΔZ から Δp への因果関係よりも，Δp から ΔZ への因果関係が存在している確率の方が高いことになる。

Ⅳ　おわりに

Ⅱでは価格調整式を用いて，Ⅲでは時差相関係数および Granger の因果関係を用いて，価格の伸縮性の検討をしてきた。得られた結果が細部にわたって合致しているわけではないが，総括的には以下のように結論付けられよう。すなわち，(1)マクロ的には価格は伸縮的であるが，産業別にみるとそうでない業種が少なからず存在し，そして，(2)マクロ的にみてもミクロ的にみても，価格の需給調整力より，価格が変化して需給ギャップが拡大する力の方が大きい。

言うまでもなく，現実の経済には伸縮価格の市場と固定価格の市場が共存している。マクロ経済を分析する場合，こうした両市場の相対価格構造は無視できない重要なポイントとなる。しかし，どの市場（業種）の価格が伸縮的でありどの市場の価格が固定的であるかを決定する基準については，必ずしもコンセンサスが得られているとは言い難い。本稿で採用した Hicks の定義は，価格が需給ギャップを解消するように変動するか否かによる分類基準，すなわち価格のパフォーマンスによる分類基準であるといえる。これに対し，例えば，Kalecki に端を発する2部門アプローチでは，

農産物・原材料部門の価格はワルラス的なオークションで決められるとみなされ，この意味で伸縮的であるとされるが，製造業部門では過去のコストに一定のマークアップ比率をかけて決められるため固定的であるとされる。換言すれば，価格の決定方式に基づく分類基準である。ワルラス的なオークションで価格が決定されるならば当然 Hicks の意味でも伸縮的であるから，伸縮価格に関する限り Hicks の定義が Kalecki の定義を内包するが，固定価格に関しては両者は全く異なっている。

このように定義が異なれば，分類結果も当然のことながら異なってくる。本稿の分析結果に則して具体例を挙げれば，石油・石炭工業品の価格は Hicks の意味では固定的であるが，Kalecki の分類基準に従えばこれは原材料部門に属するため伸縮的であるとみなされる。(12) 同様に，一般機械工業品の価格は Hicks の意味では伸縮的であるが Kalecki の意味では固定的となってしまう。どちらの基準が優れているかをア・プリオリに確定することは難しいし，またする必要もない。(13) むしろ，何を分析するかに応じて研究者が適宜選択すべき問題であろう。

参 考 文 献

伊藤隆敏（1985）『不均衡の経済分析』東洋経済新報社。

幸村千佳良（1986）『日本経済と金融政策』東洋経済新報社。

廣松　毅・浪花貞夫（1990）『経済時系列分析』朝倉書店。

山本　拓（1988）『経済の時系列分析』創文社。

Fair, R. C. and D. M. Jaffee (1972), "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, **40**, pp. 497-514.

Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, **37**, pp. 424-38.

Hicks, J. R. (1965), *Capital and Growth*, Oxford University Press.

Pierce, D. A. and L. D. Haugh (1977), "Causality in Temporal Systems: Characterizations and a Survey," *Journal of Econometrics*, **5**, pp. 265-93.

Sargent, T. J. (1976), "A Classical Macroeconometric Model for the United States," *Journal of Political Economy*, **76**, pp. 207-237.

Sims, C. A. (1972), "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, **62**, pp. 540-552.

（旭川大学経済学部助教授）

注 (12) 石油・石炭工業が原材料部門に属するか否かよりも，石油・石炭製品の市場でワルラス的オークションが行われているか否かで議論すべきかもしれないが，後者に関する判定基準が明確にされない限りこうした議論は事実上不可能である。

(13) Bridgeman 流の操作主義の立場をとれば，脚注(12) で述べたように，Kelecki の伸縮価格の定義はワルラス的オークションが行われているか否かを判定する基準が明らかにされない限り操作的ではなく，望ましくないことになる。