

## 《論文》

水産加工原料における輸入価格と為替のパススルーについて  
—日本銀行輸入物価指数を利用した時系列分析—

経済経営学類（経済学系） 大野 正智

キーワード：契約通貨、単位根検定、共和分検定、誤差修正モデル

JEL Classification：C22 (Time-Series Models)：F31 (Foreign Exchange)：F41 (Open Economy Macroeconomics)：F37 (International Finance)

## 1. はじめに

かまぼこの生産は、表1にあるように、宮城県を筆頭として、全国各地で行われている。福島県内の生産量は全国第12位に位置し、福島県内のかまぼこメーカーは計46社存在するが、そのうち、いわき市には43社が集積している。<sup>1</sup> しかしながら、かまぼこの主原料に使用する、スケソウダラの冷凍スリ身は、2002年で、国内生産が7.3万トン、輸入が12.9万トンで、輸入依存度は、約64%に達する。<sup>2</sup> 表2は港湾別に見た輸入量である。その全体的な輸入元内訳は、表3にあるように米国が100%近いシェアを占めている。補足的であるが、仙台付近の港湾における輸入も米国産が圧倒的である（表4）。また、金融財政事情研究会（2004）の「水産練製品製造業」についての業種特徴をみると、「主な原料であるすり身は、輸入比率が高く、国際的な漁業規制などによる輸入量の変動に伴って価格が大きく変動することがあり、経営上の不安定要因となっている（726ページ）」と記されている。つまり、かまぼこ生産原料は、輸入価格の変動が激しく、その上で、輸入価格が円建て契約ではなく、外国通貨建てで売買契約されているとしたら、為替変動による影響も、円に換算した国内価格では受けていることになる。為替の変動が国内価格に反映されることを、為替のパススルーという。<sup>3</sup> そこで、本論文では、スケソウダラの冷凍スリ身（米国産）の日本への輸入に焦点を当て、日本銀行品目別輸入物価指数を利用して、為替のパススルーの程度を統計的に検証する。

表1. 水産練製品県別生産量<sup>a</sup>（2004年）

順位	都道府県	トン数
1	宮城	76155
2	新潟	54270
3	兵庫	42524
4	山口	39353
5	愛知	37807
6	静岡	31763
7	東京	22375
8	北海道	21210
9	神奈川	21180
10	大阪	21167
11	石川	20506
12	福島	17862
13	福岡	17234
14	佐賀	16443
15	愛媛	16274
16	鹿児島	10778
17	広島	9894
18	島根	9736
19	長崎	9683
20	千葉	9013
21	青森	9005
22	岡山	9806
23	滋賀	8611
24	富山	8200
25	茨城	7084
26	和歌山	6041
27	三重	5503
28	香川	5210
29	熊本	4006
30	高知	3841
31	京都	3261
32	沖縄	3248
33	徳島	2781
34	鳥取	2418
35	福井	2282
36	宮崎	1713
37	大分	1496
38	岐阜	172
39	奈良	91
40	岩手	66
41	山形	35

<sup>a</sup> かまぼこ、やきちくわ、その他合計  
出所：かまぼこ新聞編（2006）<sup>1</sup> かまぼこ新聞社編（2006）参照。なお、同資料によると、宮城県内は、塩釜市に62社、石巻市に35社、仙台市に9社、気仙沼市に8社、その他に13社、合計127社存在する。<sup>2</sup> 金融財政事情研究会（2004、729ページ）参照。<sup>3</sup> 最近の為替のパススルーについての概観（サーベイ）は、Ghosh and Rajan（2007）を参照。

表 2. 港湾別輸入(2006年):すけそだらの冷凍すり身

港名	数量 (KG)	価額 (千円)
大阪(本関)	17546199	4661367
川崎	16721000	4605763
<b>塩釜</b>	<b>13224790</b>	<b>3425455</b>
東京(本関)	12984861	3374953
新潟	7429370	1862974
神戸(本関)	7069701	1699139
下関	6441612	1652093
博多	5326140	1454379
名古屋(本関)	4122854	924134
広島	2683480	879480
富山	2457000	682140
清水	2047260	505149
姫路	2018770	484365
伏木	1632220	419893
三池	1285740	307417
横浜(本関)	1229620	298206
千葉	1165420	295946
小樽	1208840	275000
札幌	953180	251505
滋賀	871180	207920
鹿児島	477400	147110
石狩	692840	144751
門司(本関)	797100	127669
熊本	529000	98408
境	359960	91180
八戸	360000	90764
新潟	207360	51497
敦賀	149720	48012
長崎(本関)	151080	42301
<b>石巻</b>	<b>158140</b>	<b>31878</b>
浜田	108000	27919
沖縄(本関)	92200	26611
川内	96000	25267
宇和島	95370	22377
三河	72000	18522
苫小牧	72000	18300
宇都宮	92000	18089
福井	21600	5405
松山	18000	4422
八代	23000	3983

出所：財務省貿易統計（日本関税協会 Jtrade サービス）  
品目番号030490013「すけそだらの冷凍すり身」

表 4. 仙台付近の港・国別輸入(2006年):すけそだらの冷凍すり身

港名	輸入元	数量 (KG)	価額 (千円)	価額比率	平均単価(千円)
塩釜	USA	13193430	3415198	99.7%	0.259
	THAILND	31360	10257	0.3%	0.327
石巻	USA	158140	31878	100%	0.202

出所：財務省貿易統計（日本関税協会 Jtrade サービス）

表 3. 日本の輸入：すけそだらの冷凍すり身

2006年				
輸入元	数量(KG)	価額(千円)	価額シェア(%)	平均単価(千円)
TOTAL	112992007	29311743	100.00	0.259
USA	112888647	29290772	99.93	0.259
THAILND	31360	10257	0.04	0.327
R KOREA	54000	7737	0.03	0.143
CHINA	18000	2977	0.01	0.165
2004年				
輸入元	数量(KG)	価額(千円)	価額シェア(%)	平均単価(千円)
TOTAL	132165774	24773386	100.00	0.187
USA	131241634	24592257	99.27	0.187
RUSSIAN	906140	177360	0.72	0.196
R KOREA	18000	3769	0.02	0.209
2002年				
輸入元	数量(KG)	価額(千円)	価額シェア(%)	平均単価(千円)
TOTAL	128570431	32350634	100.00	0.252
USA	128251771	32251258	99.69	0.251
RUSSIAN	264660	86447	0.27	0.327
THAILND	36000	6863	0.02	0.191
R KOREA	18000	6066	0.02	0.337
2000年				
輸入元	数量(KG)	価額(千円)	価額シェア(%)	平均単価(千円)
TOTAL	106505284	22321403	100.00	0.21
USA	99118424	20657033	92.54	0.208
RUSSIAN	7386860	1664370	7.46	0.225

出所：財務省貿易統計（日本関税協会 Jtrade サービス）

## 2. 理論的背景

ここで、 $t$ 期における、スリ身の円建て輸入価格を  $PY_t$ 、契約通貨建て価格を  $PC_t$ 、そして、契約通貨の円建て為替レートを  $E_t$  とすると、

$$(1) \quad PY_t = E_t \times PC_t$$

が導かれる。(1)式において、輸入冷凍スリ身の円建て価格は、世界的市場市況による  $PC_t$  の変動部分と、契約通貨1単位の円建て為替レート  $E_t$  の変動による部分に分割できる。例えば、輸入財が100%ドル建て契約ならば、 $E_t$  の変動はそのまま  $PY_t$  の変動に反映される (full pass-through to imports) ことになる。また、100%円建て契約ならば、 $E_t = 1$  ということになり、 $PC_t$  の変動のみが、 $PY_t$  の変動ということ (no pass-through to imports) になる。したがって、 $PY_t$  の変動が、 $PC_t$  の変動だけによるものなのか、あるいは、 $E_t$  の変動の影響も受けているのか？もし、受けているとするなら、どの程度なのか (部分的にドル建

て契約で、部分的に円建て契約の可能性もある)を、統計的に検証することは、かまぼこ産業の経営上の不安定要因の1つを明らかにすることになる。

(1)式を、スケソウダラの冷凍すり身(米国産)のケースにあてはめる場合、日本では米国からの輸入が圧倒的に多いことを考えると、 $PC_t$ の契約通貨は、円建てでないとしたら、ドル建てであると想定することが、もっとも自然であろう。仮に、契約通貨が $(\alpha)$ の比率で外国通貨建てで、 $(1-\alpha)$ の比率で円建てであるとすれば、

$$(2) \quad PY_t = \alpha(E_t \times PCF_t) + (1-\alpha)PCY_t$$

の関係が導かれる。ここで、 $PCF_t$ は、 $t$ 期の外国通貨建て契約価格、 $PCY_t$ は、 $t$ 期の円建て契約価格である。日本銀行では、輸入物価指数を、円建て通貨ベースと、契約通貨ベースの2つを公表している。日本銀行調査統計局(2006)によれば、各品目について、複数調査先から3調査価格以上を調査し、その品目内の調査価格についてのウエイトは原則として均等としている。また、品目指数の算出方法は、加重算術平均を使用している。したがって、 $PC_t$ は、円建て換算するまえの平均指数として、

$$(3) \quad PC_t = \alpha PCF_t + (1-\alpha)PCY_t$$

と表現できる。(2)と(3)より、商品がすべてドル建て( $\alpha=1$ )であるとすると、

$$(4) \quad PY_t = E_t PC_t$$

となる。一方、商品がすべて円建て( $\alpha=0$ )であるとすると、

$$(5) \quad PY_t = PC_t$$

となる。したがって、(4)と(5)およびその中間の可能性を含めて、対数変換で表現すれば、

$$(6) \quad \ln(PY_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(E_t) + \beta_2 \ln(PC_t)$$

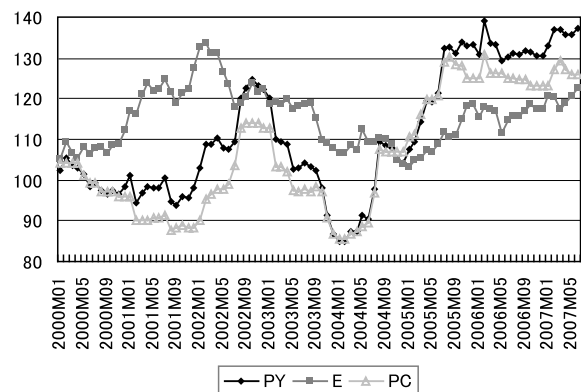
となる。後述の推計で、もし、 $\beta_1=1$ ならば商品がすべてドル建て、 $\beta_1=0$ ならば商品がすべて円建てであると考えられる。そして、 $0 < \beta_1 < 1$ の時は、一部がドル建てでその他が円建てと考えられる。そし

て、他の係数については、 $\beta_0=0$ 、 $\beta_2=1$ と推計されることが予想できる。

### 3. 実証分析

本節では、(6)式を、基本形として、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、及び、 $\beta_2$ の値を推計する。データセットは、2000年1月から2007年6月までの期間の月次データとする。前述のように、 $PY_t$ は、円ベースの輸入物価指数、 $PC_t$ は、契約通貨ベースの輸入物価指数を使用する。その輸入物価指数の対象とする品目は「冷凍すり身」で、日本銀行によると、その調査価格の内容は、「助宗ダラすり身、米国産」とある。また、 $E_t$ は、円建てドルレートの月次平均を使用する。これらは、日本銀行のホームページよりダウンロードした。各変数の時間を通じた変化は図1に示してある。

図1. 各変数の時系列の動き



回帰分析を行う前に、(6)式における3つの変数、 $\ln(PY_t)$ 、 $\ln(E_t)$ 、 $\ln(PC_t)$ について、単位根検定を行ったところ、表5のような結果となった。augmented Dickey-Fuller (ADF) テスト、Phillips-Perron (PP) テストともに、レベルについては、3つの変数とも、単位根があるという帰無仮説は棄却されず、データは非定常であると判断できる。1回の階差については、両テストとも、3つの変数について、1%有意水準で帰無仮説を棄却し、単位根が存在せず、データは定常であると検証された。これらの結果は、モデルにトレンドを含む場合でも、そうでない場合でも同様である。

表5の結果に基づき、レベルで単位根が存在する3つの変数について、共和分関係があるかを、次に検証する。これは、単位根の問題を避けて、1回の階差をとった3つの変数を(6)式に基づいて推計すると、短期的な効果のみを分析することになり、共和分関係による長期的な効果があるのなら、それを含めて、回帰

表 5. 単位根の検定

変数	ADF <sup>a</sup>	ADF <sup>b</sup>	PP <sup>c</sup>	PP <sup>d</sup>
(レベル)				
ln(PY <sub>t</sub> )	-0.948(1)	-2.096(1)	-1.006(4)	-1.986(4)
ln(E <sub>t</sub> )	-2.021(0)	-2.021(0)	-2.156(3)	-2.152(3)
ln(PC <sub>t</sub> )	-1.053(1)	-2.380(1)	-0.992(4)	-2.234(4)
(1回の階差)				
dln(PY <sub>t</sub> )	-7.473(0)***	-7.500(0)***	-7.554(3)***	-7.577(3)***
dln(E <sub>t</sub> )	-8.894(0)***	-8.861(0)***	-8.899(1)***	-8.865(1)***
dln(PC <sub>t</sub> )	-6.748(0)***	-6.776(0)***	-6.777(3)***	-6.801(3)***

注：ADF は、Augmented Dickey-Fuller テストの統計量、  
PP は、Phillips-Person テストの統計量。

括弧内はラグの長さ。

<sup>a</sup> ドリフト付きトレンド無しモデルによる結果。ラグの長さは SIC に基づく。

<sup>b</sup> ドリフト付きトレンド有りモデルによる結果。ラグの長さは SIC に基づく。

<sup>c</sup> ドリフト付きトレンド無しモデルによる結果。Bartlett kernel を使用した Newey-West 法を適用。

<sup>d</sup> ドリフト付きトレンド有りモデルによる結果。Bartlett kernel を使用した Newey-West 法を適用。

\*\*\* 単位根があるという帰無仮説を 1% 有意水準で統計的に棄却

分析する必要があるからである。共和分検定については、Engle-Granger テストを行う。第 1 ステップとして、(6) 式を推定する。その結果は、表 6 である。ここで、この残差系列について、第 2 ステップとして、ADF 検定 (ここでは、ドリフト付き) を行う。ラグの長さは、SIC に基づき 0 とした。ADF 統計量は、-4.742 となり、単位根がないという帰無仮説を 1% 水準の臨界値 (-4.29) で棄却できた。<sup>4</sup> つまり、3 つの変数について、レベルでは非定常、1 回の階差で定常、そして、レベルの回帰分析で、その残差は定常となり、3 つの変数について共和分関係があることが確認された。<sup>5</sup>

そこで、(6) 式について、各変数に 1 回の階差をとり、さらに、表 6 の推定結果から得られた残差系列の 1 期ラグを誤差修正項 (EC<sub>t-1</sub>) として加え、誤差修正モデルとして推計した。<sup>6</sup> 結果は、表 7 に示している。 (a) 列は、説明変数に月次ダミーを含まないケース、(b) 列は、月次ダミーを含むケースを示している。両者の間に大きな相違は見られない。そこで、(a) 列で推定係数の結果を見ていく。短期的効果の特徴として、(6) 式の β<sub>1</sub> に該当する ln(E<sub>t</sub>) の推定係数は、0.657 で、1 よりも統計的に有意に小さい。つまり、100% ドル建て契約が行われているわけではないことが明らかになった。また、(6) 式の β<sub>2</sub> に該当する ln(PC<sub>t</sub>) の推定値は、1 で、予想通りの結果となって

表 6. Engle-Granger テストのための OLS 推定結果

被説明変数	ln(PY <sub>t</sub> )
(説明変数)	
定数項	-2.990*** (0.015)
ln(E <sub>t</sub> )	0.632*** (0.003)
ln(PC <sub>t</sub> )	1.007*** (0.001)
R <sup>2</sup>	0.999
S.E.	0.002
D.W.	0.762

\*\*\* は、1% 水準で統計的に有意。

表 7. 誤差修正モデルの推定結果

被説明変数	(a)		(b)	
	dln(PY <sub>t</sub> ) 推定係数	標準化係数	dln(PY <sub>t</sub> ) 推定係数	標準化係数
説明変数				
定数項	0.000*** (0.0001)	0.000	0.000*** (0.0001)	0.000
dln(E <sub>t</sub> )	0.657*** (0.006)	0.431 (0.006)	0.657*** (0.005)	0.431
dln(PC <sub>t</sub> )	1.001*** (0.004)	0.862	1.000*** (0.005)	0.861
EC <sub>t-1</sub>	-0.440*** (0.077)	-0.022	-0.416*** (0.078)	-0.020
月次ダミー	含まず		含む <sup>a</sup>	
R <sup>2</sup>	0.998		0.999	
S.E.	0.001		0.001	
D.W.	2.108		2.163	

<sup>a</sup> 月次ダミー変数の推定係数は省略。

注：\*\*\* は、1% 水準で統計的に有意。

いる。長期的効果をしめす誤差修正項の推定係数は、-0.44 となっており、共和分関係からの乖離 (ln(PY<sub>t</sub>)+2.990-0.632ln(E<sub>t</sub>)-1.007ln(PC<sub>t</sub>)) の発生は、自己修正されていくことが、マイナスの係数によって確認できる。その乖離が +1 のとき、+0.5 まで自己修正される期間は、約 1.3 ヶ月 (1.289=ln(0.5)/ln(1-0.44)) である。

次に、量的な計測を行うために、(a)、(b) 列、それぞれ、右側に、

標準化係数 (Standardized coefficient)

= 係数 β<sub>i</sub> の推定値 (説明変数 x<sub>i</sub> の標準偏差 / 被説明変数の標準偏差)

を示している。標準化係数によって、被説明変数の変動に対して、説明変数 x<sub>i</sub> に推定係数を乗じた部分の変動が、相対的にどの程度の大きさなのかを見ることが出来る。これによると、dln(PC<sub>t</sub>) の標準化係数が最も大きく、dln(E<sub>t</sub>) の標準化係数は、その約半分の大きさになっている。これらに比べ、EC<sub>t-1</sub> の標準化

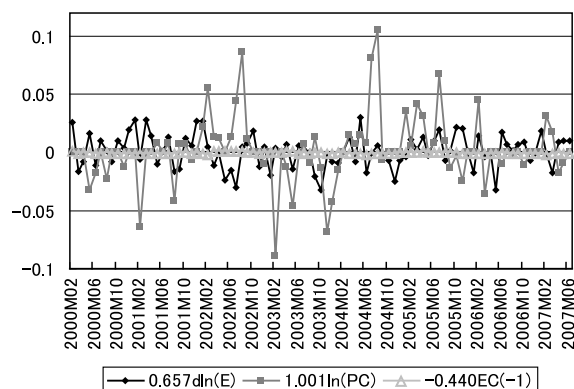
<sup>4</sup> 臨界値については、MacKinnon (1993) の Table 20.2 を参照。

<sup>5</sup> ヨハンセンの共和分検定により、共和分関係は 1 つ存在することが確認できた。検定結果は、付表 1 を参照のこと。

<sup>6</sup> 松浦・マッケンジー (2001) を参照。

係数は小さい。つまり、米国産冷凍スリ身において、円建て輸入価格の変動のうち、最も大きいのが、契約価格の変動で、その半分程度の大きさで、円ドルレートの変動が影響しているといえる。図2では、それぞれ、推定係数を乗じた数値が時系列でどのような動きをしているかを示している。1.001ln(PC)の動きが最も大きく、次いで、0.657dln(E)の動きが大きい。一方、 $-0.440EC(-1)$ の変動は小さいことが読み取れる。

図2. 推定係数×説明変数



#### 4. おわりに

このように、かまぼこ生産の主原料となってきた、スケソウダラ冷凍スリ身は、その輸入額が最も多い米国産輸入を見る限り、円建て輸入価格に対し、契約価格の変動が大きく、さらに、その半分程度の変動が、円ドル為替レートの変動によって付加されている。為替の変動を取り除くためには、円建て契約を増やすことが考えられるが、そうでなければ、実際上は、為替取引の先物ヘッジなど金融技術を活用していくしかないであろう。河北新報(2007)1面によれば、近年、BSE問題や鳥インフルエンザの影響で、白身魚の需要が欧米を中心に増加してきている。また、韓国や中国での需要量も伸びている。こうした影響で、スケソウダラの価格が高騰し、宮城県のかまぼこ加工業者に影響が出ていると伝えられている。こうした世界的な需要の変化が、輸入価格を通して最終的に日本国内の消費者物価指数へどのように波及するのかを、定量的に検証することが残されているが、これは、今後の課題としたい。

#### 謝辞

調査にご協力いただいたかまぼこメーカーの担当者の方に謝意を申し上げます。本稿は、福島大学プロジェクト研究推進経費の助成を受けた研究成果の1つである。また、本研究および関連研究に対して、科研費(19530195)の助成を受けた。この場を借りて、お礼を申し上げます。

#### 【参考文献】

- 河北新報(2007)「かまぼこ業者スケソウ高騰策練り 尽くす：欧米で白身魚人気」、7月5日付。
- 金融財政事情研究会(2004)『業種別審査事典(第10次新版)』、金融財政事情研究会。
- かまぼこ新聞社編(2006)『蒲鉾年鑑(平成18年版)』、食品経済社。
- 高橋青天(1996)「米国における社会資本の長期的影響」、『フィナンシャル・レビュー』December。
- 日本銀行調査統計局(2006)『2000年基準、企業物価指数(CGPI)の解説』、日本銀行調査統計局。
- 松浦克己・C. マッケンジー(2001)『Eviewsによる計量経済分析』東洋経済新報社。
- Ghosh, A. and R. Rajan(2007) "A survey of exchange rate pass-through in Asia: What does the literature tell us?" forthcoming in Asia Pacific Economic Literature.
- MacKinnon, D. (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, Oxford.

付表1. ヨハンセンの共和分テストの結果

共和分関係の数	Trace statistic	Maximum Eigenvalue statistic
r=0	37.984 (35,193)	32.530 (22,300)
r=1	5.455 (20,262)	4.578 (15,892)
r=2	0.876 (9,165)	0.876 (9,165)

注：SICにより、ラグの長さ P=1。同様の方法は、高橋(1996)参照。  
括弧内は、5%水準の臨界値である。

