

養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係
— 築地市場における国別データを用いて —

Price Linkage and Substitutability of Farmed Bluefin Tuna between Countries of
Origin: A case of Tokyo Tsukiji Market

中島亨[†]・松井隆宏^{*}・小野征一郎^{**}

(東京大学大学院・^{*}三重大学大学院・^{**}現代水産経済研究所)

Toru NAKAJIMA[†], Takahiro MATSUI^{*} and Seiichiro ONO^{**}

(The University of Tokyo, Graduate School/^{*}Mie University, Graduate School/

^{**}Institute of Contemporary Fisheries Economics)

E-mail : [†]atoru@mail.ecc.u-tokyo.ac.jp

【要約】

本稿は、築地市場における養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係を、需要体系モデルの推計により定量的に明らかにしたものである。時系列データの非定常性を考慮した誤差修正 AIDS モデルの推計から、日本、スペイン、メキシコ、オーストラリアの各産地の養殖マグロに価格連動性が存在することが確認された。また、交差価格弾力性の推計結果から、主に国産とスペイン産、スペイン産とメキシコ産に代替関係が認められた一方、国産とメキシコ産には代替関係が認められず、オーストラリア産とメキシコ産に補完関係が認められた。実証分析から、品質や出荷時期の違いを考慮した日本市場における養殖マグロの需要構造が明らかとなり、これらの結果は、定性的な既存研究の内容とも整合的であった。

【キーワード】

養殖マグロ、築地市場、需要体系モデル、価格連動性、産地間代替関係

【abstract】

This paper analyzed the price linkage and substitutability of farmed bluefin tuna between countries of origin focusing on the case of Tsukiji fisheries market in Tokyo. The empirical analysis of error-corrected AIDS model using non-stationary time series data detected the price linkage between farmed bluefin tuna produced in Japan, Spain, Mexico, and Australia. According to the estimates of cross-price elasticities of the model, Japanese and Spanish tuna and Spanish and Mexican tuna were found to be substitutes, while no substitution relation was found between Japanese and Mexican tuna. Australian and Mexican tuna were found to be compliments. Present study

showed the demand structure of farmed bluefin tuna in Japan, taking into consideration the differences of the quality and shipment seasons between countries of origins, which was found to be consistent with previous qualitative studies.

1. はじめに

マグロの養殖技術が開発され、商業利用が開始されて以降、養殖マグロの供給量は今日まで大きく増加してきた。資源量の減少や国際的な漁業規制の強化等を背景として、天然クロマグロの漁獲量が減少する中で、養殖クロマグロ・ミナミマグロの供給量の増加がその減少分を補ってきた。また、高級外食店・寿司店から量販店や回転寿司店へと消費の裾野が拡大し、安価な養殖マグロの需要が相対的に大きくなってきた。養殖マグロの供給量の増加に関しては、わが国の企業が海外投資の形で大きく影響を与えてきた一方で、海外よりも出遅れたものの、2000年代に入り国内での生産も大幅に増加してきた(山本(2008)、pp.55-58, 日高(2010)、pp.110,111)。

国内養殖業に目を向けると、これまで養殖業をけん引してきたブリ類・マダイ養殖業は価格の下落に伴う著しい水揚金額の減少にみまわれ、クロマグロ養殖業が大きく成長することによりそれを補ってきた(松井・原田(2011)、p.52)。世界的な資源状況を考えると現行の価格水準が維持されるとは考えられるものの(小野(2008)、p.231)、わが国クロマグロ養殖業の今後を考えるうえでは、海外と比べてコストが高い中で(小野(2013)、pp.86-88)、日本のトロ市場をめぐる、世界中から供給される養殖マグロの激しい産地間競争にいかに対応していくかが重要な課題となる(日高(2008)、p.170)。

こうした状況にあるにも関わらず、養殖マグロの産地(生産国)間での競合関係に関する実証的な研究は、今のところ存在しない。生産国ごとのマグロ養殖業の現状、ならびにそれぞれのビジネスシステムについては一定程度明らかにされているものの(日高(2008)、日高(2010))、競合関係という点では、単純な産地ごとの価格水準の比較にとどまっている(小野(2008)、日高(2008))。主要な生産国ごとの価格水準としては、日本・スペインに比べメキシコ・オーストラリアが安く(小野(2008)、p.231)、また、高級外食店・寿司店と回転寿司店等では主に取り扱う産地に違いがあることは指摘されているが(山本(2008)、p.55, 鳥居(2008)、p.101, 久賀(2008)、p.126)、マーケットにおけるそれらの具体的な競合関係は明らかにされていない。

この原因の一つに、データの制約があると考えられる。たとえば、『水産物流通統計』においては、いずれの魚種についても天然と養殖の区別がなされておらず、『漁業・養殖業生産統計』においては、養殖魚種の中にクロマグロが含まれていない。また、競争相手である海外産の養殖マグロについては、『貿易統計』において、主な生産国からの輸入のすべてを養殖ものとみなすことにより一定の分析がおこなわれてきたが(小野(2006)、p.4, 日

高(2006)、pp.87,88)、そもそも、国産の養殖マグロのデータが得られないことには、国産と海外産の競合関係について分析することは不可能である。そこで本稿では、時事通信社提供の『時事水産情報』データを用いて、養殖マグロの産地間での競合関係についての実証的な分析を試みる⁴⁾。具体的には、価格連動性および代替性に関し分析を行う。

水産物の価格連動性に関する定量分析としては、多田(2000)が、マグロ、サケ、サバ、冷凍エビを対象に、世界の平均輸出価格と日本の輸入価格、日本の卸売市場価格の連動性を分析している。また、時系列データの非定常性を考慮し、共和分モデルを用いた分析として、Bose and McIlgorm (1996)は日本のマグロ類を、Asche *et al.* (1999)は世界のサケ類を、Asche *et al.* (2004)はフランスのホワイトフィッシュを、Asche *et al.* (2005)は日本の天然および養殖サケを対象としている。日本市場を対象として共和分モデルを用いた研究としては、有路ら(2004)が Vector error correction モデル (VECM) を用いて、京都産ズワイガニについて分析している。このように、価格連動性に関する分析の多くは時系列分析であり、経済理論から導出された推計式を推計しているわけではない。よって、分析から明らかになるのは価格系列同士の関連性や時系列の意味での因果関係であり、財の性質や品質の違いを踏まえた代替関係ではない。代替関係を明らかにするためには、理論モデルの実証分析が必要である。

代替関係に関する既存研究では、需要体系モデルを用いた計量経済分析が主流である。特に、Deaton and Muelbauer (1980)による Almost ideal demand system (AIDS) モデルが実証分析では多用されている。水産物に関し AIDS モデルを用いた研究としては、サケを対象として、Asche (1996)が EU 市場における冷凍、生鮮、燻製製品の代替関係を、Asche *et al.* (1998)が EU 市場における大西洋産の生鮮、冷凍、太平洋産の冷凍製品の代替関係を、Xie *et al.* (2009)が世界市場におけるノルウェー産、英国産、チリ産の製品の代替関係を、それぞれ分析している。また、時系列データの非定常性を考慮した誤差修正 AIDS モデルを用い、日本市場を対象とした研究として、有路(2005)が水産物といくつかの肉類等の代替関係を、Sakai *et al.* (2009)がマグロ、カツオ、サケ、ハマチ等の代替関係を、それぞれ分析している。

先に述べたように、これまでの養殖マグロに関する経済学的な研究は、定性的、もしくは単純な記述統計的な分析にとどまっており、こうした価格の連動性や代替性に関する計量経済分析は行われていない。また、国内の水産物を対象とした計量経済分析では、水産物と肉類等との間、異なる魚種間、近い魚種間 (マグロ類)、ならびに同一産地・魚種の異なる市場間の関係を対象としたものはあるが、同一魚種の産地間の関係を対象とした分析は行われていない。それに対し、本稿では、養殖マグロの産地間での価格連動性および代替関係を、定量的に明らかにすることを課題とする。その際、取扱量が最も大きく、日本のマグロ需要が代表されていると考えられる、東京都中央卸売市場築地市場 (以下、築地市場という) を対象とし、同市場で取引される主要産地である日本、スペイン、メキシコ、

オーストラリアの4ヶ国の養殖ものの、クロマグロ（オーストラリア以外）、およびミナミマグロ（オーストラリアのみ）を分析対象とする。分析モデルは、既存研究を踏まえ、時系列データの非定常性を考慮した需要体系モデルである、誤差修正 AIDS モデルを用いる。

本稿の構成は、以下の通りである。次節では、誤差修正 AIDS モデルについて説明する。3 節では、同モデルを用いて、築地市場における養殖マグロの産地間での価格連動性および代替関係についての実証分析を行う。4 節は、考察およびまとめである。

2. モデル

2-1. AIDS モデル

ここでは、Deaton and Muelbauer (1980)および Karagiannis *et al.* (2000)、Nzuma and Sarker (2010)を参考に、AIDS モデルについて説明する。なお、本稿では既存研究に倣い、二段階予算配分および消費者の効用関数に関する弱分離可能性 (weak separability) を仮定する。すなわち、消費者は第一段階でマグロ（クロマグロ・ミナミマグロ）⁽²⁾への支出配分を決定し、第二段階で部分効用関数を最大化するように産地ごとのマグロに対する支出配分を決定するというものである。AIDS モデルはこの二段階予算配分に適合する需要体系モデルであり、ミクロ経済学における消費者理論と整合的な価格弾力性や支出弾力性を推計することが可能である。

線形近似の AIDS (linear-approximate AIDS, LA/AIDS) モデルでは、第二段階における産地 i のマグロへの予算配分は次式で表される。

$$S_{it} = \alpha_i + \beta_i \ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_{jt} + e_{it}, \quad i=1, \dots, n \quad (1)$$

ただし、 S_{it} は第 i 産地のマグロの t 期における予算シェア、 M_t は t 期のマグロに対する総支出額、 P_{jt} は第 j 産地のマグロの t 期の価格を表し、 α_i 、 β_i 、 γ_{ij} はパラメータ、 e_{it} は誤差項を表す。また、 P_t は価格指数であり、次式で表される。

$$\ln P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{it} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_{it} \ln P_{jt} \quad (2)$$

理論的制約として、次の収支均等条件、同次性条件、対称性条件を満たす必要がある。

$$\text{収支均等条件:} \quad \sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \beta_i = 0, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i e_{it} = 0 \quad (3)$$

$$\text{同次性条件:} \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (4)$$

$$\text{対称性条件:} \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (5)$$

多くの実証分析では、(2)式のように非線形関数で定式化される価格指数の代わりに、次の Stone の価格指数が用いられる。

$$\ln P_t^S = \sum_{i=1}^n S_{it} \ln P_{it} \quad (6)$$

しかし、Moschini (1995)が指摘するように、Stone の価格指数は価格系列の単位の取り方により値が異なる点に問題がある。Moschini (1995)は、Stone の価格指数の代わりに、一般的に価格指数として用いられている次の指数を応用することを推奨している。

Paasche 指数 :

$$\ln P_t^P = \sum_{i=1}^n S_{it} \ln \left(\frac{P_{it}}{P_t^0} \right) \quad (7)$$

Laspeyres 指数 :

$$\ln P_t^L = \sum_{i=1}^n S_i^0 \ln \left(\frac{P_{it}}{P_t^0} \right) \quad (8)$$

Tornqvist 指数 :

$$\ln P_t^T = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (S_{it} + S_i^0) \ln \left(\frac{P_{it}}{P_t^0} \right) \quad (9)$$

ただし、 S_i^0 および P_t^0 は基準年における予算シェアおよび価格を表す。

いずれの価格指数を用いても、線形近似の AIDS モデルにより、価格弾力性および支出弾力性は次のように表される (Chalfant (1987))。

Marshall の需要の価格弾力性 :

$$\varepsilon_{ij}^M = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{S_i} - \frac{\beta_i}{S_i} S_j \quad (10)$$

Hicks の需要の価格弾力性 :

$$\varepsilon_{ij}^H = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{S_i} + S_j \quad (11)$$

需要の支出弾力性 :

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{S_i} \quad (12)$$

ただし、 δ_{ij} は Kronecker のデルタと呼ばれ、 $i = j$ のとき $\delta_{ij} = 1$ 、 $i \neq j$ のとき $\delta_{ij} = 0$ である。

$i = j$ のときの価格弾力性は自己価格弾力性であり、 $i \neq j$ のときは交差価格弾力性となる。

2-2. 誤差修正 AIDS モデル

時系列データの多くは、一定の値やトレンドから乖離して推移し、この性質は非定常性と呼ばれる (Engle and Granger (1987))。時系列データの非定常性を検定する方法としては、augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定 (Dickey and Fuller (1981)) や Phillips-Perron (PP) 検定 (Phillips and Perron (1988)) 等の単位根検定がある。単位根検定により、時系列データがレベル系列で単位根を持ち、1 階差系列で単位根を持たない 1 階差定常 (integrated of order one, I(1)) 過程のような非定常時系列であることが判明した場合、前述の AIDS モデルの推計は、みせかけの回帰となる可能性がある。しかし、非定常時系列を用いた推計式の残差系列が定常時系列であれば、これらは共和分関係にあると言われる (Engle and Granger (1987))。

共和分検定の方法として多用されるのは、最尤法を用いた **Johansen** の方法である (**Johansen and Juselius (1992)**)。しかし、**Johansen** の共和分検定のように最尤法を用いた共和分検定は、2 つ以上の共和分ベクトルが検出された場合、理論的に整合的ではない変数を除外することができないという欠点を持つ (**Karangiannis et al. (2000)**)。また、他の静学的な共和分検定法は共和分関係の検出力が弱いとされており、**Banerjee et al. (1986)**や **Kremers et al. (1992)**は動学モデルを用いた共和分検定法を提唱している。これは、(1)式を OLS で推計した残差の 1 階差系列を用い、誤差修正モデルを推計することで共和分検定を行うものである。ここでは、誤差修正項の係数が 0 であるという帰無仮説について t 検定を行い、同仮説が棄却されれば、使用した非定常時系列が共和分関係にあると言える。この場合、次の誤差修正 AIDS モデルを推計することが可能となる。

$$\Delta S_{it} = \rho \Delta S_{i,t-1} + \beta_i \Delta \ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \Delta \ln P_{jt} + \lambda_i \mu_{i,t-1} + e_{it} \quad (13)$$

ただし、 $\mu_{i,t-1}$ は(1)式を OLS で推計した残差の 1 階差系列であり、誤差修正項と呼ばれ、 λ_i の理論的符号は負である。このような二段階推計方法は、**Engle and Granger (1987)**によるものである。

弾力性については、短期の推計値は(13)式のパラメータを用いて(10)、(11)、(12)式で表される。一方、長期の弾力性値は、短期の推計値を $-\lambda_i$ で除することで求められる (**Johnson et al. (1992)**)。

3. 実証分析

3-1. データ

実証分析で使用するデータの詳細は、以下の通りである。まず、各産地の予算シェア S_{it} は価格 P_{it} および数量 X_{it} を用いて算出するが、 P_{it} には時事通信社提供の『時事水産情報』に掲載されている、築地市場における養殖マグロの生産国別の卸売市場価格の「中値」を用いる。 X_{it} については、時事水産情報では取引数量ではなく取引本数が示されているが、産地ごとに魚体の大きさが異なるため、各国産の 1 本当たり平均重量⁽³⁾に本数をかけたものを数量 X_{it} とする⁽⁴⁾。総支出 M_t には、総務省統計局によるマグロに対する家計消費支出のデータを用いる⁽⁵⁾。

産地 i については、シェアが大きく、また、地理的にも分散した、日本、スペイン、メキシコ、オーストラリアの主要 4 ヶ国とする。月次データを用い、期間は 2003 年 2 月から 2011 年 10 月まで (観測数 105) とする。価格指数を導出する際の基準年はサンプル期間の初年である 2003 年とし、 S_i^0 および P_i^0 は 2003 年 2 月から 2003 年 12 月までの平均予算シェアおよび価格とする。

各国産の価格 P_{it} の推移を、図 1 に示す。価格の推移にも表されるように、 P_{it} および S_{it} は、

養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係
 - 築地市場における国別データを用いて -

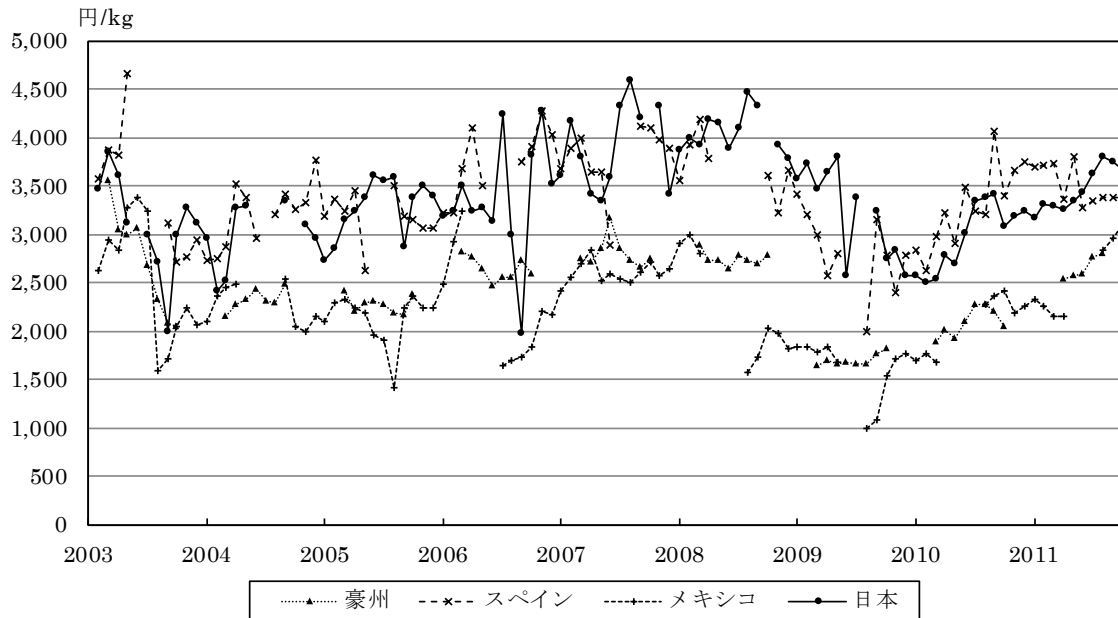


図1 築地市場における産地別養殖マグロの卸売価格（中値）の推移

出所：時事通信社『時事水産情報』

取引量が0である月には欠損値として扱われる。しかし、時系列データの分析では、欠損値が存在する場合は正しい推計を行うことができないため、サンプル期間に欠損値が存在しないよう、データ補間を行う⁽⁶⁾。また、各変数の季節変動を考慮し、すべての変数で季節調整を行う⁽⁷⁾。対数形で使用する変数については、データ補間および季節調整を行ったうえで対数変換を行う。以上のもとで用いる各変数の基本統計量を、表1に示す。

表1 変数（補間・季節調整済み）の基本統計量

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
S_{Japan}	0.165	0.170	0.000	0.708
S_{Spain}	0.362	0.289	0.000	0.904
S_{Mexico}	0.136	0.140	0.000	0.595
$S_{Australia}$	0.338	0.366	0.000	0.997
$\ln P_{Japan}$	8.119	0.159	7.591	8.432
$\ln P_{Spain}$	8.120	0.139	7.601	8.446
$\ln P_{Mexico}$	7.690	0.226	6.908	8.124
$\ln P_{Australia}$	7.773	0.221	6.323	8.178
$\ln M$	5.993	0.728	4.147	7.576

注1：データ補間および季節調整済み系列の基本統計量である。

注2：予算シェアの最小値はいずれも0ではない。

3-2. 単位根検定

時系列データの定常性について確認するため、AIDS モデルの推計に使用するデータについて、単位根検定を行った。ADF 検定および PP 検定の結果を、表 2 に示す。ADF 検定の結果では、メキシコ産の予算シェアを除くすべての変数で、レベル系列では単位根を持つという帰無仮説を棄却できないが、1 階差系列では同仮説を棄却できることから、1 階差定常過程 (I(1)過程) に従うことが示された。また、PP 検定の結果では、スペイン産、メキシコ産、オーストラリア産の予算シェアを除く変数で、I(1)過程に従うことが示された⁽⁸⁾。

3-3. 誤差修正 AIDS モデルの推計

単位根検定の結果を踏まえ、次に誤差修正 AIDS モデルの推計を行った。まず、トレンド項を追加した産地ごとの(1)式を seemingly unrelated regression (SUR)で推計し、残差系列を得る。価格指数は、(9)式の Tornqvist 指数を用いた⁽⁹⁾。SUR は方程式間の同時期の誤差の相関を考慮するものである。その際、(3)式の収支均等条件の存在により、方程式のひとつを取り除いて推計する必要がある。ここでは、日本の方程式を除くこととした。ただし、SUR はどの方程式を除外するかによって推計結果が異なってくるため、安定的な推

表 2 単位根検定結果

変数	ADF 検定		PP 検定	
	レベル系列	1 階差系列	レベル系列	1 階差系列
S_{Japan}	-1.22 [0.20]	-6.99 [0.00]	-1.10 [0.25]	-10.05 [0.00]
S_{Spain}	-0.56 [0.47]	-7.25 [0.00]	-2.33 [0.02]	-6.87 [0.00]
S_{Mexico}	-3.52 [0.00]	-8.32 [0.00]	-2.91 [0.00]	-9.43 [0.00]
$S_{Australia}$	-1.29 [0.18]	-9.37 [0.00]	-3.11 [0.00]	-4.93 [0.00]
$\ln P_{Japan}$	-0.02 [0.67]	-11.82 [0.00]	0.05 [0.70]	-18.00 [0.00]
$\ln P_{Spain}$	-0.23 [0.60]	-10.45 [0.00]	-0.13 [0.64]	-16.66 [0.00]
$\ln P_{Mexico}$	-0.04 [0.67]	-13.45 [0.00]	0.14 [0.72]	-17.22 [0.00]
$\ln P_{Australia}$	-0.16 [0.63]	-10.63 [0.00]	0.08 [0.71]	-26.85 [0.00]
$\ln(M/P)$	-1.22 [0.20]	-3.12 [0.00]	-0.77 [0.38]	-26.76 [0.00]

注 1 : ADF 検定の t 統計量は、AIC により最適とされたラグ次数を用いた推計によるものである。[]内の値は p 値であり、MacKinnon (1996)によるものである。

注 2 : PP 検定における最適な Newey-West のバンド幅は、Bartlett kernel を用いたものである。

注 3 : いずれの検定も、切片とトレンド項を含まない定式化による推計結果である。

注 4 : P は Tornqvist の価格指数を用いた。

計結果に収束するまで推計を繰り返す、iterated SUR (ISUR) を行うことが推奨されている (Karagiannis and Mergos (2002))。この反復推計により、SUR により得られる推計値は最尤法による推計値に漸近的に一致することが知られている。なお、取り除かれた式のパラメータは、同時推計で得られたパラメータと(3)、(4)、(5)式の制約を用いて導出した。

次に、(1)式の推計で得られた残差系列を $\mu_{i,t-1}$ として用い、トレンド項を追加した(13)式を ISUR で推計する。その際、(4)式の同次性条件および(5)式の対称性条件をあらかじめ組み込まずに推計を行い、これらの条件が成立するか否かを検定する。この χ^2 検定の結果を示したものが、表 3 である。同次性条件、対称性条件、同次性条件および対称性条件が成立するというそれぞれの帰無仮説は、いずれも有意水準 5% で棄却されない。すなわち、これらの条件が成立しないとは言えない。このことから、同次性条件および対称性条件を課して推計することが可能であると判断できる。

そこで、(3)式から(5)式までの条件を課し、(13)式の誤差修正 AIDS モデルを推計した結果を示したものが、表 4 である。まず、 λ_i の係数をみると、すべて負で有意となっていることから、変数が共和分関係にあることがわかる。また、ISUR の推計において、各方程

表 3 同次性・対称性検定結果

検定する条件	χ^2 統計量	p 値	自由度
同次性	0.63	[0.89]	3
対称性	7.06	[0.07]	3
同次性および対称性	8.84	[0.18]	6

表 4 誤差修正 AIDS モデル推計結果

係数等	推計式			
	豪州	スペイン	メキシコ	日本
γ_{i1}	0.085 (0.060)			
γ_{i2}	0.037 (0.053)	-0.319 (0.084)		
γ_{i3}	-0.079 (0.033)	0.145 (0.047)	-0.042 (0.043)	
γ_{i4}	-0.043 (0.025)	0.137 (0.043)	-0.024 (0.028)	-0.070 (0.036)
β_i	0.080 (0.072)	-0.039 (0.066)	-0.023 (0.041)	-0.018 (0.032)
λ_i	-0.305 (0.037)	-0.332 (0.046)	-0.349 (0.049)	-0.314 (0.067)
R^2	0.523	0.398	0.283	0.210

注 1 : ()内の値は標準誤差を表す。

注 2 : 日本以外の 3 ヶ国の式を用いて SUR 推計を行い、得られたパラメータの制約をかけて日本の式を推計したため、日本の式の γ_{i4} および β_i についてはデルタ法を用いて標準誤差を導出した。

式内のパラメータがすべて0であるという帰無仮説が棄却されることから、表4の誤差修正 AIDS モデルの推計は意味のあるものであることがわかる。

3-4. 弾力性の推計

誤差修正 AIDS モデルの推計値をもとに、(10)式から(12)式を用いて弾力性を導出した結果を示したものが、表5（短期の場合）および表6（長期の場合）である。まず、短期の場合について、自己価格弾力性はすべて負で有意となった。交差価格弾力性については、Marshall の弾力性、Hicks の弾力性ともに、国産とスペイン産、および、スペイン産とメキシコ産で正で有意となる一方、国産とメキシコ産では有意でなかった。また、Hicks の弾力性のみスペイン産とオーストラリア産が正で有意となり、Marshall の弾力性のみメキシコ産とオーストラリア産が負で有意となった。支出弾力性については、スペイン産、メキシコ産、オーストラリア産で正で有意となり、オーストラリア産は1より大きかったが、

表5 弾力性推計結果（短期）

需要	Marshall の価格弾力性				Hicks の価格弾力性				支出弾力性
	豪州	スペイン	メキシコ	日本	豪州	スペイン	メキシコ	日本	
豪州	-0.90 (0.14)	0.01 (0.13)	-0.18 (0.07)	-0.10 (0.05)	-0.34 (0.12)	0.46 (0.11)	-0.07 (0.07)	-0.04 (0.05)	1.17 (0.15)
スペイン	0.15 (0.16)	-1.80 (0.23)	0.39 (0.12)	0.36 (0.11)	0.58 (0.14)	-1.45 (0.22)	0.47 (0.12)	0.40 (0.11)	0.90 (0.17)
メキシコ	-0.74 (0.42)	1.68 (0.56)	-1.43 (0.46)	-0.25 (0.31)	-0.38 (0.36)	1.97 (0.51)	-1.37 (0.47)	-0.22 (0.31)	0.74 (0.45)
日本	-0.77 (0.66)	3.19 (1.01)	-0.50 (0.62)	-2.53 (0.81)	-0.47 (0.57)	3.42 (0.96)	-0.44 (0.62)	-2.51 (0.80)	0.61 (0.72)

注：()内の値は標準誤差を表す。

表6 弾力性推計結果（長期）

需要	Marshall の価格弾力性				Hicks の価格弾力性				支出弾力性
	豪州	スペイン	メキシコ	日本	豪州	スペイン	メキシコ	日本	
豪州	-0.68 (0.47)	0.05 (0.41)	-0.59 (0.23)	-0.32 (0.18)	0.06 (0.41)	0.63 (0.36)	-0.45 (0.23)	-0.25 (0.18)	1.54 (0.49)
スペイン	0.44 (0.48)	-3.40 (0.76)	1.17 (0.39)	1.09 (0.36)	0.78 (0.42)	-3.13 (0.72)	1.23 (0.39)	1.12 (0.36)	0.70 (0.52)
メキシコ	-2.13 (1.22)	4.82 (1.74)	-2.24 (1.32)	-0.72 (0.90)	-2.00 (1.06)	4.93 (1.60)	-2.22 (1.34)	-0.71 (0.90)	0.27 (1.29)
日本	-2.44 (2.09)	10.14 (3.23)	-1.58 (1.96)	-5.87 (2.56)	-2.56 (1.80)	10.05 (3.05)	-1.60 (1.97)	-5.89 (2.55)	-0.25 (2.29)

注：()内の値は標準誤差を表す。

国産は有意でなかった。

一方、長期の場合については、自己価格弾力性はすべて負で、オーストラリア産以外は有意となった。交差価格弾力性については、Marshall の弾力性、Hicks の弾力性ともに、国産とスペイン産、スペイン産とメキシコ産で正で有意となる一方、国産とメキシコ産では有意でなく、これらは短期の場合と同じである。また、Marshall の弾力性、Hicks の弾力性ともに、メキシコ産とオーストラリア産が負で有意となり、短期の場合と類似した結果となった。さらに、Hicks の弾力性のみスペイン産とオーストラリア産が正で有意となり、これは短期の場合と同じである。支出弾力性については、メキシコ産とオーストラリア産で正で有意となり、オーストラリア産は 1 より大きかったが、国産とスペイン産では有意でなかった。

なお、上記の結果は Tornqvist 価格指数を用いたときのものであるが、他の価格指数を用いても概ね結果は変わらなかった。

4. 考察・まとめ

4-1. 考察

はじめに、誤差修正 AIDS モデルの推計結果について検討をくわえる。上述のように、 λ_i の係数がすべて負で有意となっていることから、変数が共和分関係にあることがわかるが、これは、単に AIDS モデルの推計がみせかけの回帰でないというだけでなく、各産地の養殖マグロの価格が連動していることを意味する。それぞれの方程式には他の 3 つの産地の価格が説明変数として含まれており、いずれの方程式においてもこれらの変数が共和分関係にあることから、築地市場において、これらすべての産地の養殖マグロの価格が連動していることがわかる。既存研究においても指摘されるように、養殖マグロは、価格等の面からは国産とスペイン産、メキシコ産とオーストラリア産の 2 つに大別されて扱われはするが⁽¹⁰⁾、すべての産地のものが連動して価格が形成されているということである。

つづいて、誤差修正 AIDS モデルの推計結果から導出した弾力性についてみていく。短期と長期で共通して、自己価格弾力性はすべて負で、長期のオーストラリア産を除き有意となったが、これは、ある産地の養殖マグロの価格が上昇 [下落] したときに、その産地の養殖マグロの需要が減少 [増大] するという関係が成立することから、経済理論と整合的であると言える。交差価格弾力性については、Marshall の弾力性、Hicks の弾力性ともに、国産とスペイン産、および、スペイン産とメキシコ産で正で有意となる一方、国産とメキシコ産では有意でなかったが、これは、市場における競合関係のあり方を反映していると考えられる。

交差価格弾力性が正であるというのは、代替関係にあることを示す。つまり、国産とスペイン産、ならびにスペイン産とメキシコ産はそれぞれ代替関係にあるが、国産とメキシ

コ産は代替関係にない、ということである。養殖マグロは主に冬に出荷され、日本、スペイン、メキシコは北半球に位置することから、国産、スペイン産、メキシコ産は概ね同時期（12～3月）に出荷されるが、国産とメキシコ産は直接的な競合関係にないということになる。これは、国産とメキシコ産の関係が特異的というよりも、国産とスペイン産が「上級品」（小野(2008)、p.231）の市場を形成するなかにおいて、スペイン産が特異的にメキシコ産とも競合関係にあると表現した方が適切であるかもしれない。スペイン産の養殖マグロが、国産のものとは異なり、「大規模小売店だけでなく料理店や寿司屋においても幅広く利用される」（日高(2010)、p.164）ことに、こうした競合関係の要因があると考えられるからである。また、単純に価格だけを見ても、（今回使用したデータでは国産とスペイン産の価格差は僅かだったものの⁽¹¹⁾）一般に高い方から国産、スペイン産、メキシコ産の序列があるとの指摘もあり（日高(2008)、p.177）、価格的にもスペイン産が国産とメキシコ産の中間に位置し、これらの双方と競合関係にある可能性が示唆される。

オーストラリア産については、交差価格弾力性が、スペイン産との間で一部で正で有意、メキシコ産との間で一部で負で有意であった。オーストラリア産は、価格や市場における位置づけがメキシコ産に近いことから、スペイン産と代替関係にある可能性が示されたのは、上述のスペイン産とメキシコ産の関係と同様の状況にあるためであると考えられる。一方、メキシコ産とは交差価格弾力性が負、すなわち補完的な関係にある可能性が示されたことになるが、この要因は明確でない。メキシコ産とオーストラリア産は価格や市場における位置づけが似ている一方で、出荷時期はちょうど半年ずれていることから（日高(2010)、p.8）、それぞれの国におけるシーズンの序盤・終盤の出荷量の変化や、品質（サイズ、脂ののり）の変化による価格の変化等の影響を受けている可能性が考えられる。

4-2. まとめ

本稿では、誤差修正 AIDS モデルを用いた実証分析により、日本市場における国内外の各国産の養殖マグロの価格連動性および需要体系を明らかにし、弾力性の推計結果から産地間での代替・補完関係等を明らかにした。価格連動性については、需要体系の方程式において各産地の価格系列が共和分関係にあるという意味において、連動性が確認された。また、交差価格弾力性の推計結果から、国産とスペイン産、スペイン産とメキシコ産に代替関係があることが示された。さらに、一部の推計結果からは、スペイン産とオーストラリア産に代替関係が、オーストラリア産とメキシコ産に補完関係が検出された。

価格水準は国産とスペイン産で相対的に高く、メキシコ産とオーストラリア産で相対的に安くなっているなど、魚体のサイズや脂ののり、出荷時期の違い等により、同一魚種であっても違いがみられる。しかし、過去の価格の推移をみると、必ずしも変化量や変化方向が同一でない時期があるものの、各産地で同様である時期が多くなっている（図 1）。これは、各産地の価格の変動に短期的な乖離が存在するものの、長期的には連動しているこ

養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係
ー築地市場における国別データを用いてー

とを示している。本稿における実証分析では、各産地の価格に共和分関係が検出されたことから、こうした価格連動性が計量経済学的に実証、確認されたことになる。

国産とスペイン産、スペイン産とメキシコ産で代替関係が検出された一方で、国産とメキシコ産では代替関係が検出されなかったことも、定性的な既存研究の内容と矛盾しない。すなわち、同じ北半球にあり出荷が概ね同じ時期に行われる地域であっても、国産と競合するのはあくまでスペイン産であり、メキシコ産とは競合関係にないということである。また、一部の推計結果でスペイン産とオーストラリア産にも代替関係が検出されたことから、出荷時期が異なる産地の間であっても、スペイン産の製品ラインの広さもあって、オーストラリア産はスペイン産と競合し得る存在となっていることがうかがえる。その一方で、一部の推計結果でオーストラリア産とメキシコ産に補完関係が検出され、これはオーストラリア産とメキシコ産が互いにちょうど真裏の時期に出荷をおこなっており、一方の出荷が増える時期にもう一方の出荷が減ることや、同時に品質の変化も生じている可能性があること等が要因であると考えられるが、この点については、実態調査を含め、引き続き検討が必要である。

以上のように、本稿では、養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係について、実証的に明らかにすることができた。国産養殖マグロの競合相手はあくまでスペイン産であることが明確に示されたこと、また、データの強い制約があるなかで一定の分析が行えたことは、それぞれ、激しい産地間競争にいかに対応していくかといった、わが国クロマグロ養殖業の今後を考えるうえで、また、今後同様の分析を行っていくうえで、ともに意義深いことであると考えられる。

ただし本稿は、需要体系モデルの推計から代替関係を明らかにしたものであり、競合関係を直接的に推計したものではない。養殖マグロの貿易における輸出国と輸入国の価格交渉力の違いや、不完全競争の存在に関する実証分析は、上記のような実態調査とともに、今後の研究の方向性のひとつであると考えられる。また、本稿では養殖マグロを分析対象としたが、水産物の輸入が広汎に行われるなか、他の魚種、もしくは水産物一般についての同様の分析も、今後の日本の水産業や水産物流通にとって重要な含意を与え得ると考えられる。

注

- (1) 試みると述べているのは、このデータにも大きな制約が存在するためである。制約の内容については、後に詳述する。
- (2) 以下では簡略化のため、「マグロ」とだけ書くことにする。なお、ここでは日本人のマグロに対する選好を踏まえ、マグロの消費に対して独立した予算が与えられていることを仮定している。データや紙面の制約から、この仮定自体の検証（他魚種等との分離可能性に関する検定）については今後の課題としたい。

- (3) 2010年に築地市場において行った大手卸売企業2社のマグロ担当者に対する聞き取り調査によると、国産の養殖マグロの平均重量は55kg/本、スペイン産は120kg/本、メキシコ産は20kg/本、オーストラリア産は35kg/本程度であり、本稿ではこの数値を用いた。
- (4) 貿易統計には産地別の輸入量が掲載されているが、天然と養殖の区別がなされておらず、また、国産の養殖マグロの数量については統計が存在しない。養殖マグロの取引数量についての直接的なデータが存在しない中で、平均的な重量と取引本数のデータから取引数量を求めることは、利用可能な情報を用いた最も現実的な対応であると考えられる。こうした「試み」自体も、本稿の目的の1つである。
- (5) 同データは1世帯当たりの支出額である。日本のマグロ消費のあり方を踏まえると、各国産のマグロ需要が個人単位で決まるというよりも、家計単位で決まると考えた方が自然であると考え、ここでは家計ごとにマグロの消費行動が決定されると仮定した。なお、サンプル期間内の世帯員数は3.23人から3.07人とほぼ一定であることから、個人の需要関数に変換した場合でも、分析結果に大きな違いはみられないと考えられる。
- (6) 価格 P_{it} については、各産地の価格を用いて算出した加重平均価格を参考価格(x)とし、欠損値 y を、その前後の値(y_0 、 y_1)とそれに対応する x の値(x_0 、 x_1)を用い、単純な線形関係 $y = (y_1 - y_0)(x - x_0) / (x_1 - x_0) + y_0$ により補間した(統計ソフトウェアStataの`ipolate`コマンドを使用)。一方、 S_{it} については、欠損は取引が行われなかったことにより生じるため、 S_{it} を導出する際に用いられる数量 X_{it} に0でない小さい値(ここでは10とした)を補間することとし、それをもとに予算シェア S_{it} を算出した。
- (7) 季節調整は、米国のセンサス等でも使用されている、X12-ARIMA法を用いた。本稿では季節変動の効果自体を明らかにすることよりも、季節変動の影響を除去した上で価格連動性や代替関係を明らかにすることを主眼としているため、モデルの推計前に季節調整を行った。
- (8) 表2では、定数項およびトレンド項を組み込まない単位根検定の結果を示した。定数項を組み込んだものや、定数項およびトレンド項を組み込んだものでは、相対的に多くの変数でI(0)過程に従う、すなわち定常であるという結果が得られた。しかし、すべての定式化において非定常時系列の存在が確認されたことから、本稿では非定常性を考慮した誤差修正AIDSモデルによる推計を行うこととした。なお、予算シェアの変数で非定常時系列が相対的に少ない結果となっており、この要因として、実際は非定常時系列であるが、取引のない(ただし、補間によりごく少量の取引量があったように扱っている)期間の存在により、定常過程に従うようにみえている可能性があると考えられる。また、取引のない期間が相対的に多いスペイン産やメキシコ産、オーストラリア産でこの傾向が強く、取引のない期間が相対的に少ない国産ではそうではない結果となっており、このことから同様のことがいえる。
- (9) Tornqvist指数による推計結果のみを示すが、他の価格指数を用いた推計も行い、価格指

数の違いによる感度分析も行っている。

- (10) 価格の水準や違いは、表 1 や図 1 から読み取れる。
- (11) 繰り返しになるが、国産の養殖マグロについては統計データが存在しないため、正確な価格は把握できない。また、今回使用したデータも、築地市場に限定したものであり、かつ、平均価格ではなく中値である。なお、平均価格ではなく中値のデータを用いたことにより、実際の取引価格を反映しきれていない可能性がある。この点について検証するためには、平均価格のデータが整備されることを待つ他ないが、それを含めて今後の課題としたい。

参考文献

- [1] Asche F. (1996) "A system approach to the demand for salmon in the European Union," *Applied Economics*, 28(1), 97-101.
- [2] Asche F., Bjørndal T. and Salvanes K. G. (1998) "The Demand for Salmon in the European Union: The Importance of Product Form and Origin," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 46(1), 69-81.
- [3] Asche F., Bremnes H. and Wessells C. R. (1999) "Product Aggregation, Market Integration, and Relationships between Prices: An Application to World Salmon Markets," *American Journal of Agricultural Economics*, 81(3), 568-581.
- [4] Asche F., Gordon D. V. and Hannesson R. (2004) "Tests For Market Integration and the Law of One Price: The Market For Whitefish in France," *Marine Resource Economics*, 19(2), 195-210.
- [5] Asche F., Guttormsen A. G., Sebulonsen T. and Sissener E. H. (2005) "Competition between farmed and wild salmon: the Japanese salmon market," *Agricultural Economics*, 33(3), 333-340.
- [6] Banerjee A., Dolado J. J., Hendry D. F. and Smith G. W. (1986) "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 253-277.
- [7] Bose S. and McIlgorm A. (1996) "Substitutability Among Species in the Japanese Tuna Market: A Cointegration Analysis," *Marine Resource Economics*, 11(3), 143-155.
- [8] Chalfant J. A. (1987) "A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System," *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(2), 233-242.
- [9] Deaton A. and Muellbauer J. (1980) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70(3), 312-326.
- [10] Dickey D. A. and Fuller W. A. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- [11] Engle R. F. and Granger C. W. J. (1987) "Co-integration and error-correction:

- Representation, estimation and testing,” *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- [12] Johansen S. and Juselius K. (1992) “Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK,” *Journal of Econometrics*, 53(1-3), 211-244.
- [13] Johnson J. A., Oksanen E. H., Veall M. R. and Fretz D. (1992) “Short-Run and Long-Run Elasticities for Canadian Consumption of Alcoholic Beverages: an Error-Correction Mechanism/Cointegration Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 74(1), 64-74.
- [14] Karagiannis G., Katranidis S. and Velentzas K. (2000) “An error correction almost ideal demand system for meat in Greece,” *Agricultural Economics*, 22(1), 29-35.
- [15] Karagiannis G. and Mergos G. (2002) “Estimating theoretically consistent demand systems using cointegration techniques with application to Greek food data,” *Economics Letters*, 74(2), 137-143.
- [16] Kremers J. J. M., Ericsson N. R. and Dolado J. J. (1992) “The Power of Cointegration Tests,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 325-348.
- [17] MacKinnon J. G. (1996) “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- [18] Moschini G. (1995) “Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation,” *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1), 63-68.
- [19] Nzuma J. M. and Sarker R. (2010) “An error corrected almost ideal demand system for major cereals in Kenya,” *Agricultural Economics*, 41(1), 43-50.
- [20] Phillips P. C. B. and Perron P. (1988) “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [21] Sakai Y., Yagi N., Ariji M., Takahara A. and Kurokura H. (2009) “Substitute and complement relations among various fish species in the Japanese market: implications for fishery resource management,” *Fisheries Science*, 75(5), 1079-1087.
- [22] Xie J., Kinnucan H. W. and Myrland O. (2009) “Demand elasticities for farmed salmon in world trade,” *European Review of Agricultural Economics*, 36(3), 425-445.
- [23] 有路昌彦(2005)「BSE ショック下における日本の水産物および他タンパク質源家計需要の代替関係に関する計量分析－AIDSECM（誤差修正モデル AIDS）による需要体系分析－」、『漁業経済研究』第 49 巻第 3 号、pp.47-59。
- [24] 有路昌彦・高原淳志・倉田享・宗清正廣(2004)「京都府内ズワイガニ漁業の資源管理と市場－VECM（ベクトル誤差修正モデル）による共和分分析－」、『地域漁業研究』第 43 巻第 1 号、pp.93-111。
- [25] 小野征一郎(2006)「マグロのフードシステム－問題提起－」、小野征一郎編集担当『マグ

養殖マグロの産地間での価格連動性と代替関係
ー築地市場における国別データを用いてー

- ロのフードシステム』序章、農林統計協会、pp.1-18。
- [26] 小野征一郎(2008)「マグロ養殖業の課題と展望」、小野征一郎編著『養殖マグロビジネスの経済分析ーフードシステム論によるアプローチ』終章、成山堂、pp.209-237。
- [27] 小野征一郎(2013)『魚類養殖業の経済分析』、農林統計協会。
- [28] 久賀みず保(2008)「立ち寿司」、小野征一郎編著『養殖マグロビジネスの経済分析ーフードシステム論によるアプローチ』第6章、成山堂、pp.115-132。
- [29] 多田稔(2000)「日本の水産物価格の国際的連動性」、『農林業問題研究』第35巻第4号、pp.300-303。
- [30] 鳥居享司(2008)「回転寿司」、小野征一郎編著『養殖マグロビジネスの経済分析ーフードシステム論によるアプローチ』第5章、成山堂、pp.89-113。
- [31] 日高健(2006)「オーストラリアにおけるマグロ養殖業と革新」、小野征一郎編集担当『マグロのフードシステム』第4章、農林統計協会、pp.77-94。
- [32] 日高健(2008)「主要生産国におけるマグロ養殖業のビジネスシステム」、小野征一郎編著『養殖マグロビジネスの経済分析ーフードシステム論によるアプローチ』第8章、成山堂、pp.169-207。
- [33] 日高健(2010)『研究レポート 世界のマグロ養殖ーオーストラリア、スペイン、メキシコ、クロアチア、そして日本から研究者がレポートするー』、農林統計協会。
- [34] 松井隆宏・原田幸子「わが国クロマグロ養殖の展望ー立地および漁場の制約に注目してー」、『国際漁業研究』第10巻、pp.51-59。
- [35] 山本尚俊(2008)「輸入ビジネスと国内取引」、小野征一郎編著『養殖マグロビジネスの経済分析ーフードシステム論によるアプローチ』第3章、成山堂、pp.53-72。