

クロマグロ市場の構造変化と価格伝達

近畿大学グローバル COE 博士研究員 松井 隆宏
東京大学大学院 中島 亨・阪井 裕太郎・八木 信行

1. はじめに

本研究の目的は、水産物市場の構造変化に伴う価格支配力の変化について、実証的に分析することである。輸入や養殖の発達、市場構造に影響を与えたと考えられる魚種が分析対象として適していることから、クロマグロを事例とする。具体的には、取引構造の変化に対応した期間区分のもとで、非対称価格伝達分析をおこなう。

2. 非対称価格伝達モデル (M-TAR モデル)

M-TAR モデルでは、流通段階における t 期の投入価格を x_{1t} 、産出価格を x_{2t} とするとき、これらの変数の共和分検定を、次式によりおこなう。

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i\Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t$$

ただし、 μ_t は、 x_{2t} を x_{1t} で回帰した式の誤差項、 T はラグ次数、 I_t はヘビサイド指示関数であり、次式のように閾値 τ によりあらわされる。

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases}$$

また、 ε_t はホワイトノイズ (WN) 攪乱項であり、 τ の値は、Chan(1993)の方法で推計する。

共和分検定は、 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ の F 検定でおこなわれる。そして、 x_{1t} および x_{2t} が共和分関係にある場合、価格伝達の非対称性の検定が可能であり、これは、 $\rho_1 = \rho_2$ の F 検定でおこなわれる。この帰無仮説が棄却されれば、統計的に価格伝達の非対称性の存在が示される。そして、非対称性が存在する場合、 ρ_1 と ρ_2 の絶対値の大きさを比較す

ることで、非対称価格伝達の正負を判定できる。

非対称価格伝達の要因については、本研究では、中島(2010)を参考に、「不完全競争市場におけるマーケット・パワーの存在による(売り手[買い手]のマーケット・パワーの存在と正[負]の非対称価格伝達に関連する)との指摘」を念頭におく。

3. 推計

1) データ

使用するデータは、『水産物流通統計年報』に記載の、冷凍マグロの産地卸売市場価格および消費地卸売市場価格(月別)である。期間は 1964 年 1 月から 2006 年 12 月までの 43 年(516 ヶ月)で、単位根検定の結果、ともに I(1)過程であった。

2) 期間区分

クロマグロの取引構造は、1970 年頃に一船買い取引が定着し、1980 年代には買付業者による寡占的取引がおこなわれ、1990 年代には買付業者数の増加がみられ、2000 年頃からは養殖マグロの生産増加等により新たな局面を迎えているとされる[3][4]。つまり、買付業者による寡占的な取引の成立前、成立後、買付業者数の増加がみられる時期、そして養殖マグロの生産増加等の影響のあらわれる時期、の 4 つのフェーズがあることになる。

そこで、本研究では、次の 5 つの推計期間を設定する。A は、1964 年から 2006 年まで期間を区分しないものであり、B から E は、A のサブサンプルで、それぞれ 1964 年から 1975 年まで、1976 年から 1989 年まで、1990 年から 1999 年まで、2000 年から 2006 年まで、である。

表 1 推計結果

	期間	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	WN(6)	τ
A	1-516	-0.672***	-0.505***	1	70.23***	3.744*	[0.13]	0.180
	(1964~2006年)	(0.069)	(0.062)			[0.054]—		
B	1-144	-0.665***	-0.442***	0	27.29***	2.216	[0.16]	0.240
	(1964~1975年)	(0.117)	(0.094)			[0.139]		
C	145-312	-0.547***	-1.021***	0	37.62***	4.378**	[0.63]	-0.096
	(1976~1989年)	(0.076)	(0.214)			[0.038]+		
D	313-432	-0.552***	-0.169**	0	15.87***	8.196***	[0.99]	0.070
	(1990~1999年)	(0.105)	(0.083)			[0.005]—		
E	433-516	-0.266***	-0.071	0	3.89		[0.61]	0.045
	(2000~2006年)	(0.105)	(0.063)					

註1) 「lags」は、BICが最小となるラグ次数である。

註2) Φ は、 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ の F 統計量である。 Φ 統計量の分布は、Enders and Siklos(2001)を参照。

註3) 「Asym.」は $\rho_1 = \rho_2$ の F 統計量であり、+は正の非対称価格伝達、-は負の非対称価格伝達をあらわす。

註4) WN(6)は、WN の Portmanteau 検定の p 値であり、帰無仮説は残差系列が第 6 次の項まで WN であることである。

註5) τ は、Chan(1993)の方法により推計された閾値である。

註6) ()は標準誤差を、[]は p 値をあらわし、***、**、*は、1%、5%、10%水準で有意であることをあらわす。

3) 推計

投入価格として産地市場価格を、産出価格として消費地市場価格を用いて M-TAR モデルの推計をおこなった結果を、表 1 に示す。

4. 結論

一船買い取引の普及していく段階では価格支配力が存在せず、その後川上側に生じていくことは、一船買いの普及を通して、中小業者が排除され、市場が売手寡占的な状態へ変化していくとともに、マーケット・パワーが発揮されていったことを示していると考えられる。

買付業者数の増加がみられた時期に、すでに川下側に価格支配力が存在していることは、川上側からの市場構造の変化というよりも、買付業者がマーケット・パワーを失っていくなかでその再編を促されたという、川下側からの変化と捉えるべきであることを示唆していると考えられる。

参考文献

- [1] Chan, K. S. “Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model” *Annals of Statistics*, 21, 1993, pp520-533.
- [2] 中島亨「米国産トウモロコシ輸出過程の市場構造と価格伝達」『農業経済研究』第 81 巻第 4 号、2010、pp223-234.
- [3] 婁小波・野崎礼佳「マグロ『一船買い』取引構造の形成とゆらぎ」日本フードシステム学会編『マグロのフードシステム』農林統計協会、2006、pp19-36.
- [4] 小野征一郎「マグロ類漁業、流通の現状」今野・落合・福田編『生鮮マグロ類の高品質管理—漁獲から流通まで』恒星社厚生閣、2010、pp9-23.
- [5] Enders, W. and Siklos, P. L. “Cointegration and Threshold Adjustment” *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 2001, pp166-176.

[付記] 本報告の内容は、近畿大学グローバル COE プログラム、科学研究費補助金（特別研究員奨励費）、東京大学海洋アライアンス総合海洋基盤プログラム、による研究成果の一部である。