

主要 畜産物의 市場段階別 價格間 因果性 分析

李 秉 瑞* 高 成 寶**

- I. 序 論
- II. 資料의 豫備的 檢定
- III. 因果性分析 方法 및 結果
- IV. 要約 및 結論

I. 序 論

일반적으로 농산물은 流通段階를 거치면서 생산물의 형태는 어느 정도 달라지지만 段階別 市場價格들은 流通마진의 차이를 두고 상호 밀접한 관련성을 갖고 움직인다. 그러나 이들 價格間에는 어느 가격이 먼저 형성되어 先導價格의 역할을 하고 또 다른 가격들이 一定時差를 가지고 뒤따르는 형태를 갖는 것이 보통이다. 따라서 市場需給條件의 변화에 따라 각 단계별 가격들이 상호 어떤 형태의 價格傳導性(price transmission)을 갖고 있는지를 實證的으로 규명하는 것은 각 市場 내지 價格形成의 構造

를 파악하는 측면에서나, 또는 시장의 어느 단계에서 수급상의 충격이 작용할 경우 각 단계별 가격들에 미치는 波及效果를 판단하는데 유용한 시사점을 제공해 줄 수 있으리라 생각된다. 本 研究에서는 이러한 관점에 기초하여 소와 돼지의 경우 송아지(仔豚)市場을 포함한 產地, 都賣, 小賣段階의 네 가지 市場價格들이 動態的 觀點에서 볼 때 각각 어떠한 형태의 先導-時差(lead-lag) 관계를 갖는지 분석하고자 한다.

네 段階別 市場價格들간의 先導-時差 관계를 分析하기 위해 그렌저의 因果性(Granger causality) 概念을 도입하였다. 그러나 여기서 말하는 因果關係는 변수들간의 原因과 結果(cause and effect)의 관계라기보다는 계량경제학적 의미에서 한 변수가 다른 변수에 대해 時間的으로 先導的 要因으로 작용했을 때 발생하는 관계를 말한다. 인과관계를 규명하기 위한 방법에는 몇 가지 종류가 있으나¹ 본연구에서는 多變數間의 관계를 모형화하기가 용이하고, 先驗的인 假定을 가급적 배제할 수 있다는 장점을 고려하여 Sims(1980)에 의해 일반

* 高麗大 農業經濟學科 博士課程 修了.

** 高麗大 農業經濟學科 博士課程 修了.

¹ Granger(1969), Sims(1972), Geweke, Meese, and Dent(1983).

화된 벡터自己回歸(VAR) 模型을 이용하였다.

지금까지 그랜저의 因果性 개념을 이용하여 변수들간의 관계를 분석한 연구가 있었으나(金炳律 1988; 朴俊根 1989; 權五祥 1990), 분석방법에 따라 조금씩 상이한 결과를 나타내었다. 그러한 결과들은 대체로 時系列分析의 중요한 前提가 되는 資料의 安定性(stationarity)에 대한 엄밀한 檢定 여부, 모형에 포함되는 變數의 時差數에 대한 적절한 決定 여부, 모형에 포함되는 變數의 數, 그리고 자료와 분석기간 등에 따라 다른 것으로 판단된다. 이 중에서 특히 安定性 문제의 경우 기존의 연구들은 검정이 시도되지 않거나(朴俊根 1989) 다소 임의성이 개재될 수 있는 방법을 적용하는(金炳律 1988; 權五祥 1990) 등 엄밀하게 다루지 못한 것으로 판단된다. 또한 모형의 時差構造를 선택하는 경우에도 구체적으로 제시되지 않거나(朴俊根 1989) 임의로 선택하였다(金炳律 1988). 따라서 본 연구에서는 이러한 문제들에 대해서 統計的으로 보다 객관적인 방법을 적용하였으며, 또한 모형에 고려하는 변수의 수도 송아지 또는 仔豚價格을 포함한 네 가지 가격으로 확장하여 同時的으로 다루었다.

本研究는 다음과 같이 構成되어 있다. 第 II 章에서는 시계열 모형이 의미있는 분석이 되기 위한 前提條件으로서의 資料의 安定性(stationarity) 문제를 보다 엄밀하게 다루기 위해서 딕키-풀러(Dickey-Fuller)의 單位根檢定(unit root test)을, 그리고 VAR 모형의 이용에 대한 타당성을 검토하기 위

한 共積分檢定(co-integration test)을 수행하였다. 第 III 章에서는 우선 VAR 모형의 시차구조를 결정한 후 VAR 모형의 추정 결과를 바탕으로 추론하고자 하는 변수들간의 인과성분석을 수행하였다. 그리고 이러한 변수들간의 상대적인 관련성 정도를 동태적으로 분석할 수 있는 分散分解(variance decomposition)의 방법을 이용하여 종합적으로 인과관계를 고찰하였다. 마지막으로 第 IV 章에서는 要約 및 結論이 제시된다.

II. 資料의 豫備的 檢定

본 연구에서는 축협 「畜產物價格 및 需給資料」에 발표된 자료를 이용하였다. 소에 대한 가격자료로서, 產地價格은 전국 산지가축시장의 400kg 한우 암·수의 평균가격(천원/두, PAB), 송아지 價格은 3개월령 암·수의 평균가격(천원/두, PYB), 都賣價格은 서울 3개 도매시장의 지육에 대한 평균경락가격(천원/kg, PWB), 小賣價格은 농수산물유통공사(83년 4월까지의 축협중앙회)가 발표하는 소매점의 정육가격(천원/kg, PRB)을 이용하였다. 그리고 돼지에 관련된 자료는 產地價格으로서 90kg 成豚의 농가판매가격(천원/두, PAP)을, 仔豚도 역시 농가판매가격(천원/두, PYP)을 이용하였고, 돼지고기의 都賣價格(PWP)과 小賣價格(PRP)은 출처 및 단위가 소의 경우와 동일하다. 본 연구에서는 78년 1월부터 90년 12월까지 총 156개의 月別 資料를 이용하였다.

1. 單位根檢定(unit root test)

시계열분석은 최소한 자료가 共分散 安定性(covariance stationarity)을 갖고 있음을 前提로 하고 있다.² 그런데 대부분의 시계열자료는 여러 연구에서 불안정한 것으로 밝혀지고 있다. 따라서 안정된 시계열을 얻기 위해서 여러 가지의 방법들이 이용되고 있는데, 이 중에서도 가장 많이 이용되는 것이 差分(difference)이다. 이때 差分의 次數(differencing order)를 결정하기 위해서 이용되는 방법이 바로 單位根 檢定(unit root test)이다. 본연구에서는 여러가지 단위근 검정방법 중에서 통상적으로 많이 쓰이고 있는 디키-풀러(Dickey-Fuller 1979)의 방법을 이용하였다.

디키-풀러의 단위근 검정법은 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 時差變數(lagged variable)와 상수항에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 통상최소자승(OLS) 추정치가 單位根(unit root, $\alpha_1 = 1$)과 有意하게 다른지를 t-값을 이용해서 검정하는 방법이다.³

$$(1) \quad \Delta X_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)X_{t-1} + \epsilon_t.$$

식(1)에 時差差分變數(lagged difference variable)가 포함된다면, 이를 디키-풀러 검정(DF)과 구분하여 Augmented 디키-풀러 검정(ADF)이라고 한다.

$$(2) \quad \Delta X_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)X_{t-1} + \sum \beta_j \Delta X_{t-j} + \epsilon_t.$$

또한 確定的 趨勢(deterministic trend)를 갖는 시계열 자료의 단위근 검정을 하기 위해서 時間變數(time trend)를 위의 식(1), (2)에 포함시킨 것을 $T\tau$ 검정이라고 하고, 포함시키지 않은 $T\mu$ 검정과 구분하고 있다.

이때 α_1 의 추정치의 t-값은 통상의 t-분포를 하지 않기 때문에 따로 시뮬레이션에 의해 구해진 분포를 이용해야 한다. 만약 시차변수의 t-값이 시뮬레이션에 의해 만들어진 臨界置보다 절대값면에서 크다면 “단위근이 존재한다”는 歸無假說을 기각하게 되고, 그렇지 않으면 귀무가설을 기각하지 못한다. 귀무가설을 기각하지 못하게 되면, 차분된 자료를 갖고 다시 이러한 과정을 거쳐 가설이 기각될 때까지 계속한다.

위의 방법에 의해 單位根 檢定을 한 결과는 <표 1>과 같다. 여기서 검정에 이용된 모든 변수는 시간에 따라 分散이 일정하지 않게 되는 문제를 완화시키기 위해서 自然代數를 취한 것이다. 그리고 ADF 검정시 포함시켜야 할 시차차분변수는 아카이케(Akaike)의 最終豫測誤差(Final Prediction Error, FPE)의 최소치 기준을 이용하여 12로 정하였다.

<표 1>의 결과에 의해서 알수 있듯이, 原資料에 대해서는 송아지 가격에 대한 $T\mu$ (ADF)의 검정을 제외하고는 모두 5% 유의수준에서 “단위근이 존재한다”는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 그런데 1次差分된 자료에 대해서는 돼지의 경우 5% 유의수준에서 單位根이 존재한다는 귀무가설이 모두 기

2) 공분산 안정성에 대한 정의는 Harvey(1990, pp.23-25)참조.

3) 원래의 회귀식은 다음과 같다.

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \epsilon_t.$$

그러나 계산상의 편의를 위해 위 식의 양변에서 X_{t-1} 을 빼주고 정리하면 식(1)이 유도된다.

표 1 디키-풀러의 單位根(unit root) 檢定 結果

變數名	T μ		T τ	
	DF	ADF(12 lags)	DF	ADF(12 lags)
log(PAB)	- 1.01	-2.21	-1.08	-2.77
log(PYB)	- 0.39	-2.12	-0.76	-2.66
log(PWB)	- 1.47	-2.24	-1.47	-2.56
log(PRB)	- 1.19	-2.09	-1.55	-2.67
log(PAP)	- 2.68	-2.83	-2.84	-3.03
log(PYP)	- 2.49	-3.07*	-2.56	-3.24
log(PWP)	- 2.36	-2.55	-2.62	-2.82
log(PRP)	- 1.56	-2.07	-2.17	-2.93
Δ log(PAB)	- 8.42**	-2.12		
Δ log(PYB)	- 8.19**	-1.90		
Δ log(PWB)	- 8.96**	-2.19		
Δ log(PRB)	-13.38**	-2.37		
Δ log(PAP)	-11.73**	-3.71**		
Δ log(PYP)	-10.99**	-4.10**		
Δ log(PWP)	-10.12**	-3.60**		
Δ log(PRP)	-11.47**	-3.69**		
임계치 ¹⁾	1 %	-3.51	-4.04	
	5 %	-2.89	-3.45	

* 5 % 유의수준, ** 1% 유의수준.

¹⁾ 임계치에 대한 시뮬레이션 자료는 Fuller(1976 p.373) 참조.

각되고 있으나, 소의 경우 DF와 ADF의 결과가 일치하지 않는 것을 알 수 있다. 따라서 필립스-페론(Phillips-Perron)의 검정을 추가로 수행한 결과 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다.⁴ 이러한 검정 결과에 따르면, 한번 이상의 차분은 필요하지 않음을 알 수 있다.

2. 共積分檢定(co-integration test)

앞절에서 모든 시계열자료가 1차차분을

거치면 안정적인 시계열이 된다는 것이 확인되었다. 그런데 시계열자료를 差分하는 과정에서 변수들간의 長期的인 특성이 상당부분 손실되는 문제점이 있다. 따라서 이러한 장기적인 관계의 존재 여부에 대해서 검토하는 것이 바로 共積分檢定(co-integration test)이다. 비록 개별적인 시계열자료는 單位根을 갖지만, 만약 차분하기 전의 불안정한 시계열들간에 안정적인 시계열을 생성하는 線型結合(linear combination)이 존재한다면 이들 시계열은 共積分關係에 있다고 정의한다. 잉글과 그랜저(Engle and Granger 1987)에 의해 지적됐듯이, 만약 분석에 이용되는 변수들간에 공적분관계가 존재한다면, 벡터自己回歸(Vector Autoregression, VAR)模型을 이용

⁴ Dickey-Fuller의 검정은 오차의 확률과정이 iid (identically, independent distribution)임을 전제하고 있으나, 만약 이것이 위반되는 경우에도 적용될 수 있는 방법이 바로 Phillips-Perron의 단위근 검정이다(Phillips and Perron 1988). 소의 가격들에 대한 Phillips-Perron검정통계량[T μ 의 ADF(12)]은 각각 -7.81, -7.25, -9.48, -12.03임.

해서는 안되고, 단기적인 관계뿐만 아니라 장기적인 관계까지도 포함시킬 수 있는 誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)을 이용해야 한다.

공적분검정 방법과 관련된 연구로서 대표적인 것은 잉글과 그랜저(Engle and Granger 1987), 잉글과 유(Engle and Yoo 1987), 요한센(Johansen 1988) 등이 있다. 본연구에서는 공적분 관계에 대한 규명자체에 목적이 있지 않으므로 적용상에서 용이한 잉글과 그랜저(Engle and Granger 1987)의 방법을 이용하였다.

檢定統計量은 다음의 두 가지 희귀식을 추정함으로써 계산된다. 먼저 共積分回歸式(co-integrating regression)이라 불리는 다음의 정태적 모형을 추정한다.

$$(3) \quad y_t = \hat{\phi} + x_t \hat{\pi} + z_t$$

여기서 z_t 는 잔차항이다. 다음에는 아래의 방정식에 의해서 얻어진 $\hat{\rho}$ 에 의해서 DF 또는 ADF의 통계량을 얻을 수 있다.

$$(4) \quad \Delta \hat{z}_t = \hat{\rho} z_{t-1} \quad \langle \text{DF인 경우} \rangle$$

$$(5) \quad \Delta \hat{z}_t = \hat{\rho} z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\delta}_i \Delta z_{t-i} \quad \langle \text{ADF인 경우} \rangle$$

이때 계산된 검정통계량의 값이 시뮬레이션에 의해 계산된 임계치보다 크지 않다면, “공적분 관계가 존재하지 않는다”는 歸無假說을 기각하지 못하게 되고, 그렇지 않은

⁵ Engle and Granger(1987)는 2차이상의 자기회귀체계에서도 적용가능한 ADF를 추천하고 있다. 따라서 본 연구에서는 시차 12와 24에 대해서 검정을 실시하였다.

경우에는 설정한 유의수준에서 歸無假說을 기각하여 “공적분 관계가 존재한다”는 對立假說을 채택하게 된다.

위에서 제시한 방법에 따라 각 방정식에 사용될 4개 변수들간의 공적분존재 여부에 대해 검정한 결과는 <표 2>와 같다.⁵ 이 결과에 따르면 분석하고자 하는 변수들간에 “공적분 관계가 존재하지 않는다.”라는 가설을 5% 유의수준에서 모두 기각하지 못하고 있다. 따라서 벡터 自己回歸 模型을 분석방법으로 채택하더라도 문제가 없게 됨을 알 수 있다.

표 2 共積分檢定 結果

소		돼 지	
從屬變數	檢定統計量	從屬變數	檢定統計量
log(PAB)	4.07	log(PAP)	2.71
log(PYB)	3.18	log(PYP)	2.35
log(PWB)	2.06	log(PWP)	1.31
log(PRB)	1.98	log(PRP)	1.29

- 1) 檢定統計量은 ADF(lag 12)인 경우만을 제시하였음.
- 2) 표본수 142에 대한 5%(1%) 有意水準에서의 임계치는 4.18(4.77)임. 보다 자세한 것은 Mackinnon(1991, pp.271-275) 참조.

Ⅲ. 因果性分析 方法 및 結果

본연구는 이론적 모형에 기초를 둔 변수들간의 인과관계를 규명하고자 하는 것이 아니므로 모형내에서 內生變數와 外生變數의 구분 및 時差構造를 선택하는 데 恣意性을 배제하는 것이 바람직하다. 이러한 條件에 잘 부합하는 VAR 모형은 각 방정식들이 자체의 시차변수들과 모형내의 다른 변수들의 시차변수들을 說明變數로 한다. 본연구에서 다루어지는 4개의 변수를 가지고 VAR 모형을

구성하면 아래와 같다. 모형의 構造는 同一하므로 여기서는 소의 경우만을 제시한다.

$$\begin{aligned}
 (6) \quad PAB_t &= a_0 + \theta_{11}(L)PYB_t + \theta_{12}(L)PAB_t \\
 &\quad + \theta_{13}(L)PWB_t + \theta_{14}(L)PRB_t + \varepsilon_{at} \\
 (7) \quad PYB_t &= b_0 + \theta_{21}(L)PYB_t + \theta_{22}(L)PAB_t \\
 &\quad + \theta_{23}(L)PWB_t + \theta_{24}(L)PRB_t + \varepsilon_{bt} \\
 (8) \quad PWB_t &= c_0 + \theta_{31}(L)PYB_t + \theta_{32}(L)PAB_t \\
 &\quad + \theta_{33}(L)PWB_t + \theta_{34}(L)PRB_t + \varepsilon_{ct} \\
 (9) \quad PRB_t &= d_0 + \theta_{41}(L)PYB_t + \theta_{42}(L)PAB_t \\
 &\quad + \theta_{43}(L)PWB_t + \theta_{44}(L)PRB_t + \varepsilon_{dt}
 \end{aligned}$$

여기서 $\theta_{ij}(L)$ 은 시차연산자로서 K차의 다항식 즉, $\theta_{ij}(L)X_t = \sum_{k=1}^K a_k X_{t-k}$

위의 VAR 모형 체계의 시차구조를 결정하는 방법은 여러가지가 있을 수 있으나, 본 연구에서는 Sims(1980, p.17)의 尤度比檢定(likelihood ratio test)방법을 이용하였다.⁶ 모형내 각 방정식들의 最適時差數를 결정하기 위해 最大時差의 길이를 24까지 하여 尤度比檢定을 수행하였으며, 그 결과는 <표3>과 같다. 이 결과에 따르면 1%

⁶ 이때의 검정통계량은 다음과 같다.

$$M(k) = (T - \ell) [\log \det \Sigma(k-1) - \log \det \Sigma(k)]$$

여기서,
 $\Sigma(k)$ = 시차 k에서의 殘差의 同時點的(contemporaneous)分散-共分散行列
 T = 標本數

ℓ = 무제약하 방정식에서 추정할 파라메타의 수
⁷ 82-84년의 소인식자금의 획기적인 증대로 인해 83년부터 송아지 가격의 폭등 현상과 이에 대처하기 위한 육우의 과다도입이 이루어졌다. 이러한 정책으로 인해 85년도에 소사육두수의 과잉현상이 발생되었고, 87년에는 급격히 감소되는 결과가 초래되었다.

⁸ VAR모형에서 추정된 係數들은 크게 相關되어 있으므로 係數자체를 해석하는 것은 의미가 없다고 판단되며 따라서 여기서는 제시하지 않는다.

표 3 VAR모형의 次數別 尤度比 統計量

(k)	소	돼지
	M(k)	M(k)
1	121.18*	201.03*
2	26.20	65.84*
3	17.03	14.34
4	35.95*	33.43*
5	18.68	13.98
6	15.39	17.41
7	8.43	31.73*
8	18.98	25.23
9	16.97	21.46
10	11.34	14.85
11	17.74	10.76
12	18.08	30.29
13	19.53	28.31
14	32.32*	17.02
15	23.10	10.91
16	14.04	19.12
17	21.27	22.04
18	15.73	20.52
19	21.48	7.13
20	23.58	6.26
21	18.51	11.79
22	16.34	15.81
23	13.38	12.39
24	13.67	17.05

* 표시는 1% 유의수준에서 유의적임을 나타냄.
 1%(5%) 유의수준에서 $\chi^2(16)$ 은 32.00(26.30)임.

유의수준하에서 소의 경우는 14, 돼지의 경우는 7을 넘는 시차수에 대한 검정통계값은 유의적이지 않음을 알 수 있다.

최종모형을 결정하기 위해서 추가적으로 構造的 變化를 검토할 필요가 있는데 돼지의 경우 커다란 구조적 변화가 없었던 것으로 생각되며, 소의 경우에는 소값 파동을 고려하여⁷ 84. 1-87. 12 기간에 대해 더미變數(절편)를 포함시킨 결과 유의적인 것으로 나타났다 [$\chi^2(4) = 12.53, p\text{-값} = 0.01$].

이렇게 결정된 최종적인 모형의 추정결과 <표 4>에 따르면⁸ 1차 差분된 자료를 이용했음에도 불구하고 R²가 높은 것으로 나타났다. 그리고 時系列自己相關(serial correlation)을 검토하기 위한 룽-박스(Ljung-Box)

표 4 VAR模型의 推定結果

소				돼지			
從屬變數	R ²	S.E	Q통계량	從屬變數	R ²	S.E	Q통계량
PAB	0.64	0.031	21.52	PAP	0.43	0.107	30.19
PYB	0.57	0.055	25.79	PYP	0.46	0.143	25.56
PWB	0.53	0.039	18.26	PWP	0.33	0.110	24.22
PRB	0.65	0.035	23.42	PRP	0.72	0.044	37.50

- 1) $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{33} = 0.$
- 2) Q 통계량은 자유도 M=33에서 계산된 것임. 이때 $M = \min(T/2, 3\sqrt{T}).$
- 3) 10% 유의수준에서 $\chi^2(30) = 50.89, \chi^2(40) = 63.69$ 임.

의 Q 統計量이 모두 10% 유의수준하에서도 임계치보다 작게 나타나고 있어 모형 설정상 문제는 없는 것으로 판단된다.

VAR 모형의 추정결과를 이용하여, 因果性을 檢定하는 방법은 다음과 같다. 만약에 표준적인 F檢定을 실시하여 귀무가설, $H_0 : \theta_{11}(L) = 0$ 를 기각할 수 있으면 “PYB는 PAB의 原因이다”라고 말할 수 있다. 마찬가지로 $H_0 : \theta_{22}(L) = 0$ 라는 귀무가설을 기각할 수 있으면 “PAB는 PYB의 原因이다”라고 결론을 내릴 수 있다. 또한 이러한 두 가지 관계가 同時에 성립하면 두 변수 간에는 피드백(feedback)관계가 존재한다고 말할 수 있다.

因果性檢定을 수행한 결과는 <표 5>와 <표 6>과 같다. 우선 소의 경우부터 보면, <표 5>에서 5% 유의수준을 기준으로 할 때, 도매가격은 다른 가격에 의해 영향을 받지 않으며 소매가격에 대해서만 일방적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 큰소의 產地價格은 송아지 價格에 의해서, 송아지 가격은 큰소 가격에 의해서 상호 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 소비지시장의 두 가격들은 산지시장의 가격과 분리되어 형성되는 것으로 보인다. 그러나 10% 유의수준의 경우에는 도매가격과 소

매가격간에는 피드백 관계에 있으며 이 두 가격 모두가 큰 소 產地價格에 영향을 미치는 결과가 나타남을 알 수 있다.

돼지의 경우에는 두가지 有意水準에 대해 결과가 同一하다. 우선 都賣價格과 小賣價格 모두가 仔豚價格과 成豚價格을 선도하는 것으로 나타났다. 그러나 이와는 반대로 仔豚 및 成豚價格들에 의해서는 영향을 받지 않는 것으로 나타나 都賣 및 小賣價格이 전체적인 市場價格의 形成을 주도하고 있으며, 특히 도매가격은 소매가격에 대해서도 일방적으로 선도하고 있으므로 중심가격의 역할을 하는 것으로 판단된다. 또한 仔豚價格과 成豚價格間에는 서로 별다른 관련성을 갖고 있지 않다는 결과는 소의

표 5 因果性檢定 結果(p-값) : 소의 경우

獨立變數 \ 從屬變數	PAB	PYB	PWB	PRB
PAB	0.20	0.049**	0.089*	0.071*
PYB	0.050**	0.024**	0.61	0.61**
PWB	0.76	0.17	0.071*	0.067
PRB	0.29	0.61	0.007***	0.001***

- 1) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준, *** 1% 유의수준.
- 2) H_0 : 검정하고자 하는 변수에 대한 모든 시차변수의 계수들이 零이다.
- 3) 각 방정식은 1개의 더미변수를 포함하고 있음.

표 6 因果性檢定 結果(p-값) : 돼지의 경우

獨立變數 從屬變數	PAP	PYP	PWP	PRP
PAP	0.090*	0.987	0.001***	0.015**
PYP	0.188	0.624	0.001***	0.014**
PWP	0.589	0.978	0.096*	0.106
PRP	0.571	0.293	0.001***	0.033**

- 1) * 10% 유의수준, ** 5% 유의수준,
*** 1% 유의수준
2) H_0 : 검정하고자 하는 변수에 대한 모든 시차변수의 계수들이 0이다.

경우와 구별되는 특징의 하나로 생각된다.

한편, 豫測誤差分散分解(forecast error variance decomposition) 방법에 의해서도 그랜저의 因果關係를 대안적으로 규명할 수 있다. 표준적인 F검정을 통한 그랜저의 인과성 검정은 주어진 標本期間에 대해서 그러한 관계가 존재하는지의 與否만을 알려주지만, 分散分解는 예측기간별 說明力의 相對的인 強度까지 측정할 수 있는 動態의 情報를 제공해 줄 수 있는 長點을 가지고 있다.⁹ 따라서 인과성 검정을 할 때 표준적인 F檢定과 分散分解결과를 종합적으로 이용하면 보다 나은 因果性分析이 될 것이다.

分散分解는 각 변수별로 예측오차의 분산이 자신 및 다른 변수에 의하여 어느 정도 설명되는가를 살펴보기 위한 것으로서, 이를 위해서는 殘差의 分散·共分散行列을 直角

行列(orthogonal matrix)로 변환하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 예측오차의 분산을 분해하는 과정을 밟게 된다. 이때 변수 i 가 장래 어떻게 변화할 것인지를 예측할 때 변수 j 의 움직임이 어느 정도의 영향을 미치는가를 모든 변수($j = 1, 2, \dots, n$)에 대해서 백분율로 나타낸 것이 변수 i 에 대한 “分散의 分解”(variance decomposition)이다.¹⁰

이제 豫測誤差分散의 分解結果를 이용하여 각 變數別로 豫測誤差의 分散이 자신 및 다른 변수의 分散에 의해 어느 정도 설명되는가를 살펴보자. 이때 분산분해의 결과는 變數의 順序(ordering)에 따라 相異한 結果가 나타날 수 있는데 본 연구에서는 앞의 F檢定 결과 및 각 市場構造의 性格를 종합하여 順序를 정하였다.

소의 경우 豫測誤差分散을 分解한 <표 7>의 결과에 따르면, 큰소 價格과 송아지價格의 分散은 自體變數의 분산에 의해 크게 설명되지 않는 것으로 나타났다(각각 30.8%, 38.3%). 그러나 都賣價格 및 小賣價格의 分散은 자신의 분산에 의한 說明比率이 각각 70.9%, 62.7%로서 자체변수들에 의해 대부분 설명되며, 송아지 및 큰소 價格들이 分散과 별다른 관련이 없는 것으로 나타났다. 또한 都賣價格의 분산이 小賣價格의 분산에 대해서는 어느 정도 설명력을 가지고 있는 것으로 나타나(19.5%) 전체적으로 都賣價格이 네 단계 가격들 중에서 가장 先導的인 역할을 하는 것으로 판단된다.

돼지의 경우 分散分解의 결과는 <표 8>과 같다. 都賣價格의 분산은 자체분산에 의해 87.3%가 說明되며 다른 價格들에 의한 설명

⁹ 그랜저의 因果性은 주어진 정보집합내에서 어떤 특정자료의 包含與否에 따른 豫測誤差의 差異가 존재하느냐의 관점에서 정의되나, 分散分解는 전체정보집합을 包含한 상태의 豫測誤差分散의 관점에서 정의된다.

¹⁰ 豫測誤差分散의 分解過程은 Bessler, David A. (1984, pp.111-117) 參照.

표 7 豫測誤差分散分解의 結果 : 소의 경우

變數名	期間 (step)	標準誤差	각 변수로부터의 %說明比率			
			PWB	PRB	PAB	PYB
PAB	1	0.0239	48.52	0.47	51.00	0.00
	6	0.0311	46.95	10.57	33.95	8.54
	12	0.0338	41.93	12.30	31.69	14.09
	24	0.0366	39.33	13.11	30.75	16.81
PYB	1	0.0422	28.56	0.83	31.61	39.00
	6	0.0502	25.61	10.24	26.80	37.36
	12	0.0561	22.66	11.88	25.47	39.99
	24	0.0592	24.14	12.70	24.82	38.33
PWB	1	0.0302	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	0.0361	87.30	6.68	1.19	4.83
	12	0.0388	78.15	8.80	3.27	9.78
	24	0.0419	70.89	10.81	6.05	12.25
PRB	1	0.0269	0.62	99.38	0.00	0.00
	6	0.0405	19.25	68.31	6.31	6.13
	12	0.0420	19.74	64.76	7.40	8.09
	24	0.0439	19.45	62.66	8.68	9.21

- 1) 분산분해를 위한 변수의 순서는 PWB-PRB-PAB-PYB 임.
- 2) 다른 순서의 경우에도 이 표의 결과와 유사하게 나타났음.

력은 매우 미미한 것으로 나타났지만, 반면에 都賣價格의 分散은 小賣價格, 成豚價格, 그리고 仔豚價格의 總分散 중에서 각각 65.2%, 64.6%, 45.5%를 차지해 소의 경우와 마찬가지로 매우 先導的인 變數임을 알 수 있다. 또한 小賣價格의 경우는 都賣價格 이외의 成豚價格이나 仔豚價格에 의한 설명 비율은 매우 적게 나타났으며, 소매가격의 분산이 이들 가격의 분산에 각각 14.8%, 20.5% 정도의 설명력을 가지고 있는 것으로 나타났으나 소매가격의 설명비율을 고려할 때 소매가격의 이들 가격에의 역할은 미미한 것으로 보인다. 따라서 전체적으로

표 8 豫測誤差分散分解의 結果 : 돼지의 경우*

變數名	期間 (step)	標準誤差	각 변수로부터의 %說明比率			
			PWP	PRP	PAP	PYP
PAP	1	0.0967	74.29	4.86	20.82	0.00
	6	0.1235	64.73	15.45	18.56	1.27
	12	0.1277	64.69	14.99	18.11	2.21
	24	0.1287	64.57	14.81	18.53	2.36
PYP	1	0.1285	40.90	13.93	7.50	37.67
	6	0.1667	47.09	20.73	9.08	23.10
	12	0.1735	45.78	20.73	11.57	21.92
	24	0.1749	45.45	20.48	12.17	21.90
PWP	1	0.0991	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	0.1155	90.92	5.92	2.23	0.93
	12	0.1208	88.14	5.71	4.93	1.22
	24	0.1217	87.33	5.67	5.54	1.45
PRP	1	0.0395	31.38	68.62	0.00	0.00
	6	0.0726	66.16	29.97	2.23	0.93
	12	0.0744	65.51	29.14	4.93	1.22
	24	0.0748	65.22	28.91	5.54	1.45

* 분산분해를 위한 변수의 순서는 PWP-PRP-PAP-PYP 임.

볼 때 소매가격이 소매가격과 자돈 및 성돈 價格을 先導하는 것으로 생각된다.

지금까지 본연구에서 분석한 두 가지 因果性檢定 즉, F檢定과 豫測誤差分散分解의 결과를 종합하면 다음과 같은 최종적인 결론을 얻을 수 있을 것이다. 우선 소의 경우에는 다음과 같다. 첫째, 都賣價格은 小賣價格과 큰소 價格에 대해 一方的인 先導關係에 있으며 小賣價格은 產地市場의 큰소 價格과 송아지가격과도 별다른 相關性이 존재하지 않는다. 둘째, 산지시장 가격인 큰소 價格과 송아지價格간에 피드백 관계가 존재하며, 이들 가격들이 消費地市場價

格인 都賣價格과 小賣價格에 대해서는 先導的 역할을 하지 못한다. 따라서 전체적으로 볼 때 도매시장가격이 소매가격 및 산지시장 가격들을 일방적으로 선도하여 전체 단계별 가격 形成의 主導的인 役割을 한다고 볼 수 있다. 돼지의 경우에도 都賣價格이 소매가격과 成豚價格 및 仔豚價格을 一方的으로 先導하지만 그 역의 관계는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 小賣價格이 成豚價格과 仔豚價格에 대해 선도적인 관계가 성립하지만 분산분해의 결과를 고려하면 미미한 수준이다. 그러나 成豚價格과 仔豚價格간에는 별다른 관계가 존재하지 않는다는 결과는 소의 경우와 구별되는 차이점이라 생각된다. 전체적으로 볼 때 消費地市場의 價格들이 產地市場價格들의 形成에 一方的인 先導關係에 있다는 점에서는 소의 경우와 큰 차이는 없는 것으로 판단된다.

본연구 및 既存研究의 인과성분석 결과를 요약정리하면 <표 9>와 같다. 우선 소의 경우 消費地市場價格들이 產地市場價格들에 一方的인 先導를 한다는 본연구의 결과는 金炳律(1988)과 동일하나, 權五祥(1990)의 경우에는 두 시장의 가격들이 相互關聯性을 가지는 것으로 나타났다. 돼지의 경우에는 본연구에서는 소비지시장의 都賣價格과 小賣價格이 산지시장 가격들에 대해서 일방적인 先導關係에 있는 것으로 분석되었으나, 기존의 연구(金炳律 1988 ; 權五祥 1990)에서는 모두 그러한 관계가 나타나지 않아 매우 대조적인 결과로 생각된다. 그러나 돼지의 경우 產地市場의 機能이 소의 경우와 달리 매우 미약하다는 점을 감안하면 산지시장의 기능이 강조되는 이러한 결과들은 수긍하기 어려운 점으로 판단된다.

표 9 既存 因果性檢定 結果와의 比較

구 분	金(1988)*	朴(1989)	權(1992.2)	權(1990.12)	本 研究
소	PWB→PAB PWB→PYB PWB↔PRB PAB→PYB	PWB↔PRB	PWB→PAB PWB→PRB PAB→PRB	PWB→PAB PAB→PRB	PWB→PRB PWB→PAB PAB↔PYB
돼지	PWP→PAP PWP↔PRP PAP↔PYP PYP→PWP	PWP→PRP	PWP→PAP PWP→PRP PAP→PRP		PWP→PRP PWP→PAP PWP→PYP PRP→PAP PRP→PYP

* 金(1988)의 결과는 편의상 AR차수=12인 경우만을 제시하였음.

IV. 要約 및 結論

본연구에서는 소와 돼지의 경우 產地段階의 송아지(仔豚) 價格과 큰소(成豚) 價格 그리고 消費地段階의 都賣價格과 小賣價格 등 네 가지 가격들이 각각 어떠한 先導-時差關係를 갖는지 분석하였다. 이를 위해 우선 單位根檢定과 共積分檢定을 수행한 결과 1차차분된 자료의 이용과 VAR 모형의 이용에 대한 타당성이 확인되었다. 이 모형의 추정결과를 이용하여 표준적인 F檢定과 分散分解의 결과를 종합하여 다음과 같은 결론을 유도하였다.

우선, 소의 경우 都賣價格은 小賣價格과 큰소 價格에 대해 일방적인 선도관계에 있으며, 小賣價格은 산지시장가격들인 큰소 價格과 송아지 價格과는 직접적인 관련성을 보이지 않았다. 또한 송아지 價格과 큰소 價格간에는 상호 피드백 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 결과로부터 消費地市場의 都賣價格은 他市場의 價格들에 一方的인 先導關係에 있어서 소의 시장 단계별 價格形成을 主導하고 있다는 결론을 얻을 수 있을 것이다.

돼지의 경우 주요 결과는 다음과 같다. 都賣價格은 나머지 세 가격에 대해 先導關係에 그리고 小賣價格도 成豚價格과 仔豚價格에 대해 약한 정도이나 先導關係에 있는 것으로 나타났다. 그러나 仔豚價格과 成豚價格에 의해서는 都賣價格뿐 아니라 小賣價格을 설명하지 못하는 것으로 나타나 전체적으로 볼 때 돼지의 段階別價格들의

형성은 소의 경우와 비슷하게 消費地市場의 都賣價格과 小賣價格에 의해서 주도되고 있는 것으로 판단된다. 한편 仔豚價格과 成豚價格間에는 상호 별다른 관련성이 존재하지 않는다는 결과는 소의 경우와 구별되는 차이점으로 생각된다.

위의 결과로부터 몇 가지 含蓄性을 제시할 수 있을 것이다. 우선 소와 돼지의 경우 모두 都賣價格이 타 가격들을 先導한다는 결론은 도매시장이 상대적으로 잘 조직화되어 있고 시장정보가 풍부하다는 점에서 볼 때 매우 당연한 결과로 판단된다. 또한 價格形成의 순서 내지 방향에서 볼 때 消費地市場價格들이 먼저 형성되고 產地市場價格들이 時差를 가지고 뒤따르고 있다는 전체적인 결론은 費用追加理論보다는 誘發需要理論과 부합한다.¹¹ 이는 특정 정책목표를 달성하기 위한 政策介入이 이루어진다고 할 때 어느 市場段階에 개입하는 것이 효과적인지 판단하는 데도 유용한 지표로 이용될 수 있음을 의미한다.

그러나 본연구에서 고려되지 않은 점은 이후의 연구에서 보다 개선될 수 있을 것이다. 예컨대 본연구에서 이용된 네 가지 價格 이외에 밀접한 관련을 갖고 있을 것으로 생각되는 外生變數를 고려하여 이들 변수의 衝擊을 명시적으로 분석하거나, 主要物量變數들이 포함되는 模型으로 확장된다면 段階別 市場價格들간의 動態的 關係에 대해 보다 具體的인 정보의 제공과 해석이 가능할 것이다.

¹¹ Kohls, R. L and J. N.Uhl(1980), pp.238-241.

參 考 文 獻

- 權五祥, “肉類의 市場段階間 價格傳達過程에 關한 計量分析,” 서울대 석사학위논문, 1990. 2.
- , “因果性 檢定을 利用한 쇠고기 市場價格의 特性分析,” 「農村經濟」 제13권 제4호, 韓國農村經濟研究院, 1990. 12.
- 金炳律, 「主要畜産物의 經濟變數間 因果性分析」, 서울대 석사학위논문, 1988.
- 朴俊根, “農水産物의 都賣價格이 消賣價格에 미치는 영향에 關한 研究,” 「食品流通研究」 제6권 제1호, 1989.
- Bessler, David A. “An Analysis of Dynamic Economic Relationships : An Application to the U.S. Hog Market,” *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 32, No. 1, 1984.
- Dickey, David A. and Wayne, A. Fuller, “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 1979.
- Doo Bong Han, Dennis W. Jansen, and John B. Penson, Jr., “Variance of Agricultural Prices, Industrial Prices, and Money,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, 1990.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987.
- Engle, Robert F., and B. S. Yoo, “Forecasting and Testing in Co - Integrated Systems,” *Journal of Econometrics*, Vol.35, 1987.
- Fuller, Wayne A, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, 1976.
- Geweke, John, Richard Meese, and Warren Dent, “Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems : Analytic Results and Experimental Evidence,” *Journal of Econometrics*, Vol. 21, 1983.
- Granger, C.W.J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Models,” *Econometrica*, Vol.37, 1969.
- Johansen, Søren, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol.12, 1988.
- Kohls, R. L. and J. N. Uhl, *Marketing of Agricultural Products*, 5th. edition, Collier Macmillian Company, 1980.
- Harvey, A. C., *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd. edition, Philip Allan, 1990.
- Mackinnon, James, “Critical Values for Cointegration Tests,” in Engle, Robert F., and C. W. J. Granger (eds.), *Long-run Economic Relationships : Readings in Cointegration*, Oxford Univ. Press, 1991.
- Phillips, P. C. B, and P. Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol. 75, 1988.
- Sims, C., “Money, Income, and Causality,” *American Economic Review*, Vol. 62, 1972.
- , “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol. 48, 1980.