因果性 檢定을 이용한 쇠고기 市場價格의 특성 분석

權 五 祥*

Ⅰ. 問題提起
Ⅱ. 使用된 데이타
Ⅲ. 因果性 檢定模型
Ⅳ. 因果性 檢定結果
Ⅴ. 結論 및 要約

Ⅰ. 問題提起

우리 나라의 쇠고기 및 돼지고기 시장의 가격결정은 1985년 4월 이후 현재까지 産地 家畜市場 價格과 都賣市場 競落價格의 변동에 따라 小賣價格이 결정되는 連動價格制 形式을 취하고 있어[1] 서울의 소매가격은 서울시에서 열흘을 단위로 하여 전국 산지시장과 도매시장가격이 3% 이상 변화할 경우 그 변화 폭을 반영하여 결정하고 있다. 따라서 원칙적으로 쇠고기 소매가격은 산지가격과 도매가격을 반영하여 결정된다고 할 수 있다. 그러나 연동고시된 소매가격과 소매점의 실제 판매가격은 차이가 있을 수 있으므로 시장조사를 통해 수집된 소매가격이 과연 산지 시장가격과 도매시장 가격의 변동을 제대로 반영하여 변화하는지를 통계적으로 검정해 볼 필요가 있다. 또한 생산자인 농민이 판매자로 참여하며 따라서 生産費의 변화와 직접적인 연관이 있는 산지시장의 가격변화가 流通 仲介人이 참여하여 가격이 결정되는 도매시장의 가격변화를 선도하는지 아니면 거꾸로 도매시장의 가격변화에 의해서 산지시장의 가격이 영향을 받는지의 여부, 즉 쇠고기 시장가격간의 因果關係를 살펴보는 것은 쇠고기 시장의 전반적인 價格決定構造를 파악하는데 도움을 줄 수 있으며 쇠고기 시장가격의 豫測模型을 設定하는 데에도 도움이 될 수 있다.

쇠고기 시장의 因果性 分析이 이러한 의의를 가지고 있으므로 이 분야에 관한 몇몇 연구가 있다(金炳律(1988), 朴俊根(1989), 權五祥(1990)). 그러나 이들 연구들은 도매가격과 소매가격 사이의 인과관계에만 초점을 맞추거나(박준근(1989)), 분석모형을 설정하는데 있어 自己回歸(AR, autoregressive)模型의 最適次數를 엄밀히 선택해야 하는 문제를 고려하지 않았고(김병률(1988), 박준근(1989)), 모두 두 개의 가격들간

* 硏究員
[1] 정부는 91년부터 肉類의 消費者價格自律化를 실시할 것으로 발표한 바 있다.

의 인과성만을 部分的으로 분석하고 있으며 또한 추정방법에 있어서도 각 方程式의 攪亂項들의 相互聯關性을 무시하고 개별 방정식을 각각 따로 추정하는 방식을 취하는 등 분석 방법상으로 개선의 여지를 남기고 있으며 어떤 분석 방법을 취하는가에 따라 조금씩 相異한 결론을 보여 주고 있다.

따라서 본연구에서는 쇠고기의 각 유통단계의 가격들이 가지는 인과성을 분석하되 세 가지 가격을 동시에 모형에 포함하는 세 변수모형으로 모형을 확장하고, 모형의 AR차수의 적절한 선택을 위해 時系列 分析에서 일반적으로 사용되고 있는 基準을 도입하며 또한 각 방정식의 교란항간의 상호의존관계를 고려하여 聯立方程式으로 추정하였을 때 이들 변수간의 인과관계에 대한 결론이 어떻게 달라지는지의 살펴보고자 한다.

Ⅱ. 使用된 데이타

우리 나라 쇠고기의 流通經路는 크게 飼育農家→畜協→特級屠畜場(畜協共販場)→畜協直販場→消費者, 飼育農家→家畜市場→特級屠畜場(都賣市場)→精肉店→消費者, 그리고 飼育農家→産地 屠畜場→都賣商→大量需要處(혹은 精肉店→消費者)로 나눌 수 있는데 이 중 소산지가격은 주로 산지 가축시장 가격에 의해, 그리고 쇠고기 도매가격은 주로 도매시장의 枝肉 競落價格을 중심으로 이루어진다고 할 수 있다(成培永(1985), pp173−183). 따라서 본 연구에서는 축협의 "축산물 가격 및 유통동향"과 "축협조사계보"에 발표된 전국 산지 가축시장의 400kg짜리 韓牛의 生體 kg當 평균가격과 축협공판장, 우성, 협진 등 서울소재 도매시장의 枝肉 평균 競落價格을 소산지가격과 쇠고기 도매가격으로 채택하며, 소매가격은 農水産物流通公社에서 남대문시장, 동대문시장, 한양유통소재의 소매점을 대상으로 조사한 가격을 이용하기로 한다. 분석기간은 83년 1월부터 88년 7월까지로서 모두 旬別(열흘별) 資料이다.

Ⅲ. 因果性 檢定模型

農産物의 각 시장 단계 가격간의 상호 관계는 Gardner(1975)에서처럼 각 시장에서의 經濟主體들의 행위를 적절히 묘사하는 行態方程式(behavioral equation)을 설정하고 이들 행태방정식의 상호작용에 의해 모형의 內生變數로 결정되는 均衡價格間의 比較靜態的인 分析에 의해 규명될 수도 있지만 우리 나라 쇠고기 시장의 경우 그 가격이 대부분 統制價格이고, 각 단계의 시장에 있어서의 가격 결정방식이 異質的[2]이기 때문에 이미 형성된 시장가격들간의 관계를 직접 時系列 分析하는 것이 더 유용할 수 있다.

이렇게 시계열 분석을 통해 인과성 검정을 하는 것은 Granger(1969)에 의해 槪念化되었는데 그에 의하면 최소한 두 시계열 X_t, Y_t를 포함하는 情報集合 A가 주어져 있을 때 만약 Y_t가 X_t의 過去値를 사용하지 않을 때에 비해 사용하는 경우 더 잘 豫測이 될 경우 'X는 Y의 原因이 된다(X Granger-causes Y)'라고 定義된다. 즉 $\overline{A}_t=\{As \mid s\leq t-1\}$를 t−1기까지의 모

[2] 즉, 生體價格은 산지시장에서의 수요와 공급에 의해 결정되는 競爭價格인데 반해 枝肉은 도매시장의 競落價格이고, 精肉의 소매가격은 행정지도를 받는 連動價格이다.

든 정보 As를 원소로 하는 정보집합이라 할 때 그는 다음의 정의를 도입하고 있다.

① $\sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t) < \sigma^2(Y_t \mid \bar{A}-\bar{X}_t)$이면 X는 Y의 원인이다(X⇒Y).

단, 여기서 $\sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t)$는 $\bar{A}_t$에 의한 Y_t의 가장 좋은 예측치의 分散이고, $\sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t-\bar{X}_t)$는 $\bar{A}_t$에서 집합 $\bar{X}_t=\{X_s \mid s \leq t-1\}$을 제외한 상태에서의 Y_t의 가장 좋은 예측치의 분산이다.

② $\sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t, X_t) < \sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t)$이면 X는 Y의 同時的 原因이다(동시적 X⇒Y).

③ 만약 X는 Y의 원인이고 Y는 X의 원인이면 두 변수간에는 피이드백(feedback)관계가 존재한다.

위의 인과성 정의를 본 연구의 목적에 맞게 X_t, Y_t 및 Z_t의 세 변수 시계열 모형에 적용하기 위해 다음의 두 가지 가정이 필요하다.

첫째, 집합 A_t는 X_t, Y_t, 그리고 Z_t만을 원소로 한다.

둘째, X_t, Y_t, 그리고 Z_t를 각각 安定時系列(stationary time series)로 변환하는 것이 가능하다. 이렇게 시계열의 안정화가 필요한 이유는 불안정 시계열에서는 $\sigma^2(Y_t \mid \bar{A}_t)$ 등이 시점 t에 의존하여 인과관계가 시점에 따라 달라지며 인과성 검정모형의 t, F값들이 왜곡되므로 인과성에 관한 잘못된 결론을 내리기 쉽기 때문이다. 본연구에서는 소 산지가격, 쇠고기 도매가격, 그리고 쇠고기 소매가격 모두에 있어 한번의 差分을 취하여 시계열을 안정화 하였다.[3]

위와 같은 Granger의 인과성 개념에 입각한 檢定模型은 Granger(1969), Sims(1972), 그리고 Pierce와 Haugh(1977) 등에 의해 개발된 바 있으나 다음과 같은 벡터自己回歸模型(VAR,vector autoregressive model)이 그 편리함으로 인해 가장 많이 사용되고 있다.

(1)
$$BF_t=\Pi^p_{11}(L)BF_t+\Pi^q_{12}(L)BW_t+\Pi^r_{13}(L)BR_t+C_1+e_{1t}$$
$$BW_t=\Pi^s_{21}(L)BF_t+\Pi^t_{22}(L)BW_t+\Pi^u_{23}(L)BR_t+C_2+e_{2t}$$
$$BR_t=\Pi^v_{31}(L)BF_t+\Pi^w_{32}(L)BW_t+\Pi^x_{33}(L)BR_t+C_3+e_{3t}$$

단, $\Pi^{M_{ij}}_{ij}(L)=\sum_{l=1}^{M_{ij}}\Pi_{ijl}L^l$; 시차작용소, C_1, C_2, C_3 ; 상수항,

$M_{11}=p$, $M_{12}=q$, $M_{13}=r$, $M_{21}=s$, $M_{22}=t$, $M_{23}=u$, $M_{31}=v$, $M_{32}=w$, $M_{33}=x$; 각 AR항의 最高次數

BF=안정화된 소 산지가격, BW=안정화된 쇠고기 도매가격,

BR=안정화된 쇠고기 소매가격.

e_{1t}, e_{2t} e_{3t} ; 교란항

(1)식에서 다음의 조건이 성립하는 것은 Grnger의 인과성 개념에 입각하여 볼때 BW가 BF의 원인이 될 수 없다는 것을 의미하며,

(2) $\Pi_{121}=\Pi_{212}=, \cdots, \Pi_{q12}=0$

역으로 BF가 BW의 원인이 될 수 있는지의 여

[3] 원래 엄밀한 의미의 安定時系列은 그 結合分布(joint distribution)가 어느 시점의 관측치이냐를 불문하고 단지 시계열의 관측치간의 時差(time lag)에만 의존할 때를 의미하지만 실제 사용되는 안정성의 개념은 각 시점에서의 시계열의 平均이 일정하고 自己共分散(autocovariance)함수가 모든 시점에서 단지 시점간의 시차에만 의존하도록 일정할 것을 요구한다. 일반적으로 이러한 안정시계열을 얻는 방법으로는 差分(differencing), 로그변환, Box-Cox변환 등이 있으며 변환된 시계열이 안정적인지의 여부는 시계열의 스펙트럼 密度函數 (spectral density function)의 週期圖(periodogram)나 自己相關函數(autocorrelation funtion)의 相關圖(correlogram)를 통해 확인할 수 있다. 본연구에서 사용된 자료의 상관도는 <부표>에 나타나 있는데 한번의 차분을 해 준 결과 각 시계열의 자기상관(autocorrelation)의 추정치가 급속히 하락하여 時差 1 혹은 2에서부터는 모두 0으로 收斂하는 경향을 보여 주고 있으며 계절성도 어느 정도 제거되어 전체적으로 안정시계열이라고 할 수 있었다.

부는 다음을 검정하여 알아볼 수 있다.

(3) $\Pi_{121}=\Pi_{221}=, \cdots, \Pi_{s21}=0$

위의 VAR모형의 攪亂項의 벡터(vector white noise)를 $v_t=(e_{1t}, e_{2t}, e_{3t})'$라 정의할 때, 가정에 의해 $E(v_t)=0$이고, 모든 t에 대해 共分散 行列은 $\Sigma_v=E(v_t v_t')$로서 각 방정식의 교란항들이 동시적으로 상호 연관되어 있고, 따라서 각각의 방정식을 분리하여 추정하기 보다는 결합하여 추정하는 것이 더 効率的이다. 본연구에서는 反復3段階 推定法(iterative three stage estimation)을 사용하여 추정된 결과를 가지고 尤度比 檢定(likelihood ratio test)을 하여 인과성 검정을 하였다.

즉, (1)식의 모든 변수를 포함하여 추정했을 때의 最大 尤度函數(likelihood function)값을 L_{max}라 하고 제약조건 (2)하의 우도함수를 L_0라 하면 다음 식

(4) $-2(\ln L_0-\ln L_{max})$

은 큰 標本에서는 自由度 q의 χ^2分布를 하므로 이를 이용하여 BW가 BF의 원인이 될 수 있는지를 검정할 수 있다.

그런데 위의 우도함수는 방정식에 몇 개의 AR項을 포함하느냐에 따라서 그 값이 달라지며 따라서 인과관계에 대한 결론 역시 달라질 수가 있다. 다시 말해 모형의 적절한 선택 여부가 인과성 검정에 영향을 미칠 수 있으며[4]이 점이 VAR모형을 이용한 인과성 검정에서 가장 유의하여야 할 점이다. 이 문제를 해결하기 위해 본연구에서는 Schwarz(1978)의 베이즈 情報量 基準(SBIC)를 사용하기로 한다.[5]

[4] 예를 들어 김병률(1988)에서 AR차수를 일률적으로 6으로 하였을 때는 쇠고기 도매가격⇒소매가격의 인과관계가 존재하나 AR차수를 12로 하였을 경우는 양 가격 사이에 피이드백이 존재한다는 결론을 보여주고 있다.

그런데 (1)식의 最適 模型을 결정하여 추정하는데 있어 고려될 수 있는 최대 AR항의 次數를 M(예를들어 10)이라 한다면 첫번째 방정식의 모형설정을 위해서도 총$(M+1)^3(11^3=1,331)$번의 회귀분석을 하여야 하므로 작업량이 너무 많아지는 문제가 있다. 이 문제를 해결하기 위해 본연구는 다음과 같이 Hsiao(1981)의 방법을 변형, 적용하고자 하며 이 경우 推定 回數는 5(M+1)회(55회) 이하로 줄어들게 된다.

① (1)식의 첫번째 방정식의 모형설정을 위해 먼저 $BF_t=\Pi^p_{11}(L)BF_t+C_t$을 p를 1에서 M까지의 값을 갖게 하면서 추정하여 가장 작은 SBIC값을 갖는 p값을 정하여 이를 p*라 한다(1次元 模型의 決定).

② $BF_t=\Pi^{p*}_{11}(L)BF_t+\Pi^q_{12}(L)BW_t+C_t$을 q를 0에서 M까지의 값을 갖게 하면서 추정하여 가장 작은 SBIC값을 가지는 q를 선택하여 q*라

[5] 근래 추정식의 모형설정에 관한 연구가 활발한데, 특히 다음의 세 가지 통계량이 시계열 분석에서 많이 사용되고 있다.

① Akaike(1974)의 最終 豫測誤差 基準(final prediction error criterion)

$$FPE(m,n) = \frac{(n+m+1)}{(n-m-1)}\sigma^2_m$$

② Akaike(1974)의 情報量 基準(Akaike's information criterion)

$$AIC(m,n) = \ln(\sigma^2_m) + \frac{2m}{n}$$

③ Schwarz(1978)의 베이즈 情報量 基準(Bayesian information criterion)

$$SBIC(m,n) = \ln(\sigma^2_m)\frac{m\ln(n)}{n}$$

단, σ^2_m ; 교란항의 분산의 최우 추정량(maximum likelihood estimator) m ; 모형의 설명변수의 수, n ; 표본수

위의 기준량들의 값을 最小로 하는 모형이 최적 모형인 것으로 알려져 있다. 한편, Geweke & Meese (1981)를 비롯한 몇몇 연구 결과 SBIC를 제외한 다른 기준량들은 실제 보다도 더 많은 변수를 선택할 가능성이 있으며 몬테카를로실험 등을 통해 볼 때 효율성의 측면에서도 SBIC가 가장 우월한 것으로 밝혀진 바 있고 최근 Pardy & Craig(1989) 등을 비롯한 많은 인과성 검정모형에서 SBIC를 기준량으로 채택하고 있다.

한다(2次元 模型의 決定).

③ $BF_t = \Pi^{p*}_{11}(L)BF_t + \Pi^{r}_{13}(L)BR_t + C_t$을 r를 0에서 M까지의 값을 갖게 하면서 추정하여 가장 작은 SBIC값을 가지는 r을 선택하여 r*라 한다(2次元 模型의 決定).

④ $BF_t = \Pi^{p*}_{11}(L)BF_t + \Pi^{q*}_{12}(L)BW_t + \Pi^{r}_{13}(L)BR_t + C_t$을 r를 0에서 M까지의 값을 갖게 하면서 추정하여 가장 작은 SBIC값을 가지는 r를 선택하여 마지막 변수 BR의 AR차수를 결정한다(3次元 模型의 決定).

⑤ $BF_t = \Pi^{p*}_{11}(L)BF_t + \Pi^{q}_{12}(L)BW_t + \Pi^{r*}_{13}(L)BR_t + C_t$을 q를 0에서 M까지의 값을 갖게 하면서 추정하여 가장 작은 SBIC값을 가지는 q를 선택하여 마지막 변수 BW의 AR차수를 결정한다(3次元 模型의 決定).

⑥ ④와 ⑤의 결과에 의한 최종 SBIC를 비교하여 보다 작은 SBIC값을 초래하는 모형을(1)식의 최적모형, 즉 쇠고기의 도매 및 소매가격이 소 산지가격변화의 원인이 되는지를 검정하는 모형으로 선택한다.

⑦ 두번째와 세번째의 방정식의 모형도 위와 동일한 과정을 거쳐 결정한다.

⑧ ①에서 ⑦까지의 과정에 의해 선택된 모형은 각 시계열의 AR항을 자유롭게 조합시켜 구해진 것이 아니고 1차원, 2차원 그리고 3차원의 순서로 모형을 확장하여 선택된 것이며 또한 각 개별방정식만의 추정결과에 의해 선택된 모형이므로 진정한 의미의 최적 모형이라 할 수 없으므로 정해진 모형에 무작위로 AR항을 더하거나 빼주어 반복 3단계 추정을 한뒤, ①에서 ⑦까지의 과정을 통해 도출된 모형과의 우도비 검정을 통해 모형의 선택이 달라져야 하는지를 事後的으로 검정한다.

Ⅳ. 因果性 檢定結果

먼저 BF, BW, BR의 일차원 AR모형의 SBIC값은 <표 1>에 나타나 있다. 여기서 최대가능 AR차수로는 10을 적용하였는데 그 이유는 한번의 차분을 취해준 결과 원래의 가격변수에 존재하던 季節性들이 제거되어 더 이상의 시차를 고려하는 것은 무의미하다고 생각되었기 때문이다(附表參照). <표 1>의 결과 적정 p, t, s의 값은 각각 2, 1, 1임을 알 수 있다. 이를 토대로 2차원 및 3차원으로 확대하였을 때의 SBIC값은 <표 2>에 나타나 있고, 그에 따른 적정 AR모형은 (5)식과 같이 표현된다.

표 1 **1차원모형의 SBIC**

차 수	BF(산지가격)	BW(도매가격)	BR(소매가격)
1	7.994	9.821*	9.181*
2	7.957*	9.849	9.208
3	7.959	9.854	9.223
4	7.977	9.882	9.261
5	8.006	9.903	9.289
6	8.033	9.932	9.318
7	8.061	9.956	9.346
8	8.074	9.985	9.374
9	8.097	10.006	9.402
10	8.124	10.033	9.429

단, *: 각 1차원 AR모형에서의 최소 SBIC값.

표 2 **2,3차원모형의 적정AR차수 및 SBIC**

	2차원모형			3차원모형		
1차원변수	2차원변수	2차원변수의 적정차수	SBIC	3차원변수	3차원변수의 적정차수	SBIC
BF	BW	3	7.779	BR	0	7.779
	BR	0	7.957	BW	3	7.779
BW	BR	0	9.821	BF	0	9.821
	BF	0	9.821	BR	0	9.821
BR	BF	1	9.048	BW	0	9.048
	BW	0	9.181	BF	1	9.048

(5) $$BF_t = -0.189 + \underset{(2.880)}{0.207BF_{t-1}} - \underset{(-0.304)}{0.224BF_{t-2}} + \underset{(7.283)}{0.221BW_{t-1}} + \underset{(3.489)}{0.101BW_{t-2}} + \underset{(1.342)}{0.035BW_{t-3}}$$

$$BW = -2.076 + \underset{(2.116)}{0.156BW_{t-1}}$$

$$BR = -3.121 + \underset{(5.578)}{0.602BF_{t-1}} + \underset{(1.366)}{0.094BR_{t-1}}$$

system $R^2=0.610$, ( ) : t value, log of likelihood fuction = −3123.63

식(5)의 추정결과를 보면 BW_{t-3}과 BR_{t-1}을 제외한 전 변수의 파라메타의 추정치의 t값이 양호함을 알 수 있다. 이제 식(5)의 적정성 여부를 사후적으로 확인하기 위해<표 3> 및 <표 4>에서와 같이 각 AR항을 임의로 추가하거나 삭제하여 추정을 한뒤 (5)식의 추정 결과와 우도비 검정을 행하였는데, 우도비 검정결과 (5)식의 모형이 적절하다면 AR항을 더 추가했을 때 모형의 說明力이 달라지지 않는다는 가설이 채택되어야 하고 반대로 AR항이 감소될 경우는 위 가설이 기각되어야만 한다.

표 3 변수추가(overfitting)모형과의 우도비검정

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V	모형 VI	모형 VII	모형 VIII	모형 IX	모형 X	모형 XI	모형 XII
p	3	2	2	2	2	2	2	2	2	3	2	2
q	3	4	3	3	3	3	3	3	4	3	3	3
r	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
s	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0
t	1	1	1	1	1	1	1	1	1	2	1	2
u	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
v	1	1	1	1	1	2	1	1	2	1	1	2
w	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0
x	1	1	1	1	1	1	1	2	1	1	2	1
자유도	1	1	1	1	1	1	1	1	2	3	2	3
우도비 통계량	3.34	3.62	0.14	0.02	0.52	1.20	0.66	0.30	4.82	4.08	0.32	1.90

단, p, q, r, s, t, u, v, w, x, ; 각 AR항의 차수

우도비 검정 결과 <표 3>에서처럼 식(5)에 변수를 추가한 어떤 모형도 有意 水準 5%에서는 식(5)보다 더 나은 설명력을 갖고 있지는 않는 것으로 나타났다. 따라서 식(5)에 더 이상의 AR항을 추가할 필요는 없다고 할 수 있다. 반면, <표 4>에 의하면 식(5)에 포함된 변수 중 일부를 삭제한 모형과의 우도비 검정 결과 t값이 양호하지 못했던 BW_{t-3}과 BR_{t-1}을 각각 제외하거나 동시에 제외하여도(模型 II, V, IX)모형의 설명력이 약화된다고 할 수 없었다. 따라서 이들 변수들을 제거하여 모형을 설정하는 것이 더 바람직하다고 할 수 있다.[6]

한편 분석에 포함된 기간인 83년 1월에서 88년 7월까지의 기간중 85년 4월 이전에는 소매

표 4 변수삭제(underfitting)모형과의 우도비검정

	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V	모형 VI	모형 VII	모형 VIII	모형 IX	모형 X	모형 XI
p	1	2	2	2	2	1	1	2	2	1	2
q	3	2	3	3	3	2	3	1	2	3	3
r	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
s	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
t	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0
u	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
v	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1
w	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
x	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0	0
자유도	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2
우도비 통계량	10.4	1.74	22.4	29.3	1.90	11.2	33.0	11.9	3.62	12.2	26.5

[6] 식(6)이 쇠고기 시장가격의 보다 정확한 豫測模型이 되기 위해서는 이들 세 가지 가격의 변화에 영향을 미치는 飼育頭數, 송아지가격 및 流通費用 그리고 輸入肉價格 등의 기타 변수들이 모형에 포함되어야 할 것이나 본연구의 목적이 예측모형의 수립이라기 보다는 세 가격변수간의 因果關係를 확인하는 것이므로 여기서는 위의 변수들은 고려하지 않기로 하며, 특히 쇠고기 가격 변화에 통계적으로 의미있게 영향을 주는 유통비용에 해당되는 변수를 찾기가 쉽지않음이 권오상(1990)에서 나타나고 있다.

가격 결정방식이 表示價格制이었으므로 표시가격제에서 連動價格制로 바뀌면서 모형의 構造的 變化가 있는지의 여부를 확인해 볼 필요가 있다. 따라서 더미변수를 모형에 적용하였고 그 결과 식(6)에서와 같이 네 개의 더미변수를 모형에 포함하는 것이 바람직함이 확인되었다.[7]

$$(6)\quad BF_t = -0.353 + \underset{(1.054)}{0.859BF_{t-1}} + \underset{(2.505)}{0.429D * BF_{t-1}}$$

$$- \underset{(-2.989)}{0.166BF_{t-2}} + \underset{(8.036)}{0.314BW_{t-1}}$$

$$- \underset{(-3.866)}{0.228D * BW_{t-1}} + \underset{(3.103)}{0.115BW_{t-2}}$$

$$- \underset{(-1.300)}{0.690D * BW_{t-2}}$$

$$BW_t = -3.750 + \underset{(2.918)}{0.267BW_{t-1}} - \underset{(-2.023)}{0.307 * BW_{t-1}}$$

$$BR_t = -3.490 + \underset{(5.886)}{0.630BF_{t-1}}$$

system $R^2 = 0.634$, log of likelihood function $= -3117.76$

D=1 if 표시가격제

=0 if 연동가격제

식(6)은 우선 BR⇒BF, BF⇒BW, BR⇒BW, 그리고 BW⇒BR의 인과관계는 존재하지 않으나 BW⇒BF, BF⇒BR의 인과관계가 존재함을 나타내고 있다. 따라서 과연 BW⇒BF및 BF⇒BR의 인과관계가 존재하는지를 최종적으로 검정하기 위해 각각 식(6)의 첫번째 방정식의 $D * BW_{t-1}$, BW_{t-1}, BW_{t-2} 그리고 $D * BW_{t-2}$의 계수가 모두 0이라는 制約條件과 세번째 방정식의 BF_{t-1}의 계수가 0이라는 제약조건을 준 모형을 추정하고 그 결과를 이용해 식(6)의 모형과 우도비 검정을 한 결과 BW⇒BF, BF⇒BR의 인과관계가 존재한다고 할 수 있었다 <표 5>.

표 5 인과성 검정

인과관계	우도비 통계량	자유도	臨界値	검정 결과
BW⇒BF	63.06	4	9.49	인과관계 성립
BF⇒BR	32.4	1	3.84	인과관계 성립

위의 인과관계는 구체적으로 <그림 1>의 플로우 차트로 나타낼 수 있다. 즉, t−2기 및 t−1기의 쇠고기 도매가격은 t기의 소 산지가격의 원인이 되고 t기의 소산지 가격은 다시 t+1기의 쇠고기 소매가격의 변화를 유발한다고 할 수 있으며 위와 같은 쇠고기 가격변수간의 시계열 모형에서 단지 도매가격만이 外生變數라고 할 수 있다.

이러한 인과관계가 의미하는 바는 다음과 같다.

첫째, 도매가격은 산지가격형성에 영향을 주고 다시 산지가격 변동은 소매가격 변동의 원인이 되므로 쇠고기시장의 가격결정은 전체적으로 보아 도매시장의 枝肉 競落價格에 의해 주도된다고 할 수 있다. 이러한 결과는 도매시장이 상대적으로 거래량이 大規模이고 잘 組織化되어 있는 현실을 반영한다고 볼 수 있다.

둘째, 양 가격제도간에 가격변화가 전달되는 정도는 다르지만 연동가격제와 표시가격제를 불문하고 도매가격은 산지가격의, 그리고 다시 산지가격은 소매가격 변화의 원인이 되므로 결국 산지 및 도매가격의 변화를 소매가격에 전달한다는 측면에서는 두 가격제 모두 성공적이

[7] 더미변수를 포함하지 않은 모형과의 우도비 통계량은 15.36임

[8] 그러나 산지가격과 도매가격의 변화를 소매가격에 전달하기만 한다고 해서 연동가격제나 표시가격제를 성공적인 가격제도라 평가할 수는 없으며 가격제도의 効率性이나 公正性에 관한 평가를 위해서는 한 시장의 가격변화가 어느 정도의 시차를 가지고 얼마나 반영되며 또한 가격이 상승할 때나 하락할 때를 불문하고 가격전달이 對稱的으로 이루어지는지의 여부 등이 검토되어야 할 것이다. 이상에 관해서는 Kinnucan & Forker(1987), 권오상(1990) 등 참조.

라고 할 수 있다.[8]

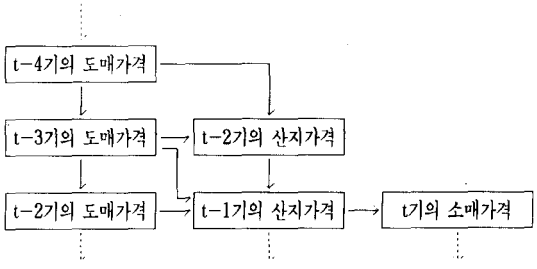
마지막으로 가격결정이 소비자가 직접 구매자로 참여하는 소매시장이나 농민이 판매자로 참여하는 산지 가축시장 보다는 도매시장에 의해 주도된다는 것은 도매시장의 거래에 직접 참여하는 流通 仲介人이나 연동가격을 결정하는 政府의 영향력이 농민이나 소비자 보다도 가격결정 과정에서 더 큰 힘을 발휘할 수 있다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

이상의 검정결과는 기존의 연구들과는 두 가지 점에서 차이가 있다.

첫째, 기존의 세 연구들은 모두 두 변수모형들이기 때문에 도매가격과 소매가격, 그리고 산지가격과 소매가격 등 두 가지 가격들간의 인과성만 부분적으로 파악할 수 있었으나 본연구에서는 세 가지 가격을 모두 모형에 포함하고 聯立方程式으로 모형을 세워 추정하였으므로 이들 세 가격간의 전체적인 인과관계가 도매가격 ⇒ 산지가격 ⇒ 소매가격의 순서로 형성됨을 파악할 수 있었다.

둘째, 김병률(1988)과 박준근(1989)은 도매가격과 소매가격 사이에 피이드백관계, 즉 소매가격이 도매가격의 영향을 받을 뿐 아니라 도매가격이 다시 소매가격의 영향을 받아 결정되는 관계가 존재함을 보여주고 있는데 이는 현재의

그림 1 **세 변수간의 인과관계**



가격결정 방식이 연동제임을 고려하면 이해하기 힘든 면이 있었으나 본연구에서는 소매가격이 도매 및 산지가격에 일방적으로 영향을 받을 뿐 그 역의 관계는 나타나지 않음을 보여주고 있다.

이러한 결론의 차이는 우선 위의 두 연구가 月別 데이타를 사용하여 旬別 데이타를 사용한 본연구와는 차이가 있고 AR항의 적절한 차수를 선택하는데 있어 엄밀한 절차를 밟지 않았기 때문이 아닌가 생각된다.

V. 結論 및 要約

旬別 데이타를 사용하여 소 산지가격 및 쇠고기 도매가격 그리고 소매가격간의 인과관계를 세 변수모형으로 검정모형을 확장하고 베이즈 情報量基準(SBIC)를 基準量으로하여 AR항의 최적선택을 기하여 검정하였을 때, t−3 및 t−2기의 都賣價格 ⇒ t−1기의 産地價格 ⇒ t기의 小賣價格의 因果關係가 나타나 도매시장의 枝肉 競落價格이 전체 유통시장의 가격 형성을 주도하고 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 도매시장이 산지 가축시장이나 소매시장에 비해 상대적으로 大規模이고 잘 組織化되어 있는 상황을 반영한다고 할 수 있다. 또한 이러한 검정 결과를 놓고 볼 때 현재의 연동제 가격제도는 그 본래의 의도와 부합되게 小賣 告示價格이 산지가격과 도매가격의 변화를 비교적 성공적으로 반영하여 결정된다고 볼 수 있으며, 도매시장에서의 가격결정이 산지시장이나 소매가격변화를 주도한다는 것은 결국 도매시장의 거래에 직접 참여하는 유통중개인이나 소매가격을 결정하는 행정당국의 영향이 전체 가격결정

과정에서 농민이나 소비자의 영향력에 비해 크게 작용할 수 있음을 의미한다고 할 수 있다.

한편, 세 변수모형으로 모형을 확장한뒤, SBIC를 基準量으로 하고 Hsiao(1981)의 방법을 적용하여 최적 AR次數를 비교적 엄밀히 선택하여 추정한 결과 AR項의 차수를 임의로 선택한 기존의 연구들과는 인과성에 대한 결론을 달리하는 부분이 있었으므로 인과성 검정을 위해서는 이러한 모형선택 절차를 충분히 고려해야 한다는 것을 확인할 수 있었다.

참 고 문 헌

축협중앙회, 「축산물가격 및 유통자료」, 1983~1988.

———, 「축협조사계보」, 1983~1988.

權五祥, 「육류의 시장단계간 가격전달 과정에 관한 계량분석」, 서울대학교 석사학위 논문, 1990.

金炳律, 「주요 축산물의 경제변수간 인과성 분석」, 서울대학교 석사학위 논문, 1988.

朴俊根, 「주요 축산물의 경제변수간 인과성 분석」, 「식품유통연구」, 제6권 제1호, 1989.

成培永, 「농수산물 상품시장분석」, 연구총서 16, 한국농촌경제연구원, 1985.

Akaike. H, ,"A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 1974.

Gardner. B. L, "The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry,"*American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 57, 1975, pp. 399-409.

Geweke. T. and R. Meese, "Estimating Regression Models of Finite but Unkown Order". *International Economic Review*, Vol. 22, 1981, pp. 55-70.

Granger. C. W. J, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 1969, pp. 424-438.

Hsiao. C, "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 85-106.

Kinnucan. H. and O. D. Forker, "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 69, 1987, pp. 285-272.

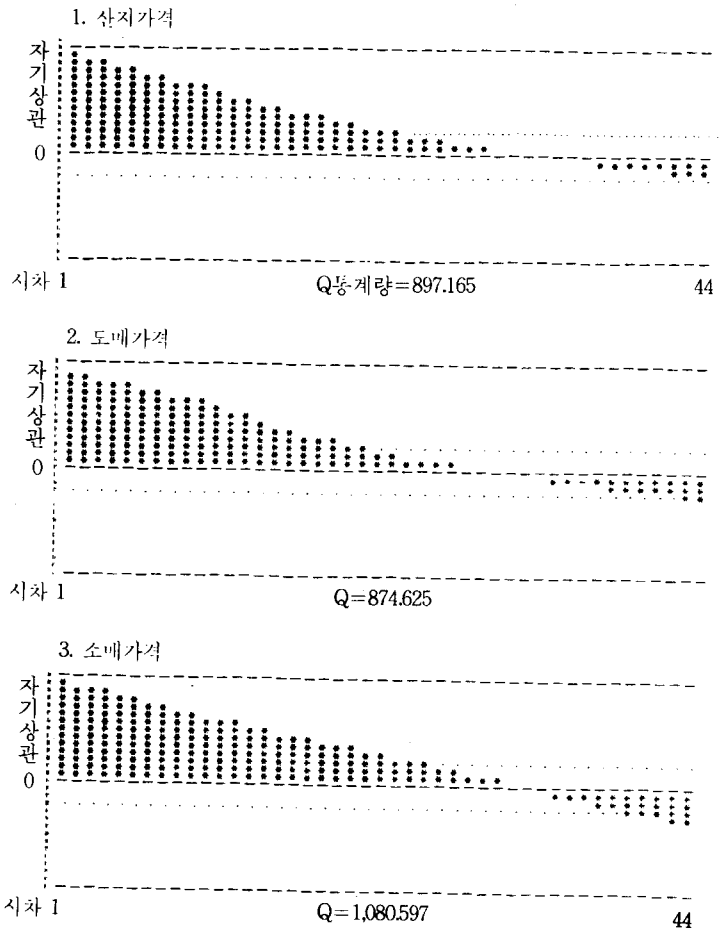
Pardy. P. G. and B. Craig, "Casual Relationships between Public Sector Agricultural Research Expenditures and Output", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, 1989, pp.9-21.

Pierce. D. A. and L. D. Haugh, "Causality in Temporal Systems : Characterizations and a Survey", *Journal of Econometrics*, Vol. 5, 1977, pp.265-295.

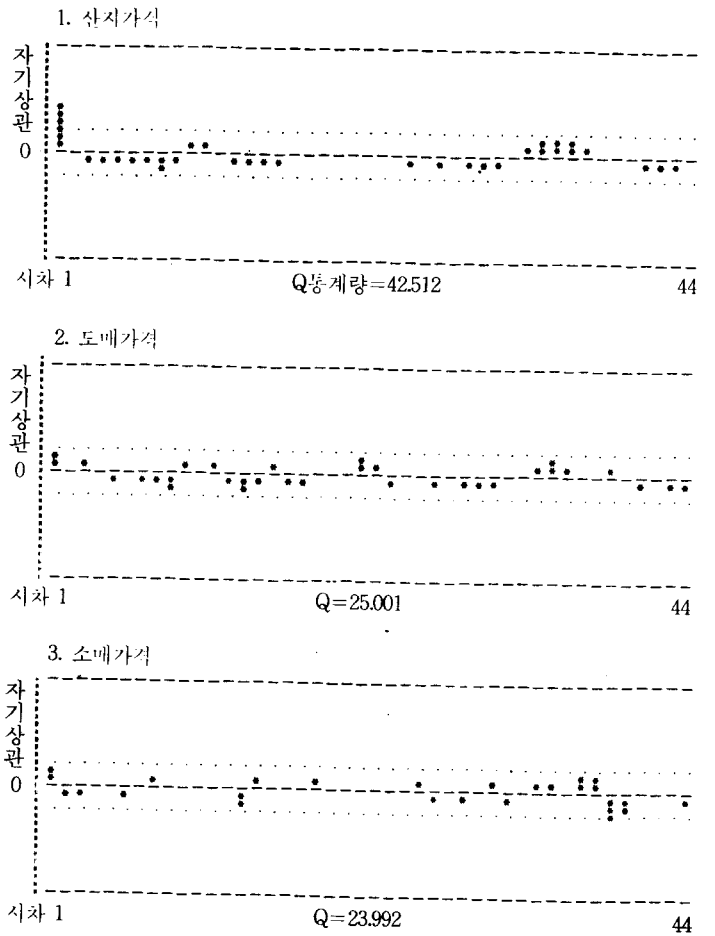
Schwarz. G, "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, Vol. 6, 1978, pp. 461-464.

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

부표 1 原資料의 相關圖



부표 2 1階差分 資料의 相關圖



단, 점선구간 : 자기상관이 0이라는 가설의 95% 신뢰구간