

Point-Location모델을 이용한 시장연계성과 동태적 가격변화 분석

최규섭* · 권용덕**

(*경북대학교 농업경제학과 · **한국농촌경제연구원)

A Study on the Spatial Linkage and Price Dynamics by Point-location models in Korea Cattle Markets

Kyu-Seob Choi* · Yong-Duck Kwon**

*Dept. of Agric. Economics., Kyungpook National University

**Korea Rural Economic Institute

적 요

본 연구는 경북지역의 각 산지별로 형성되어 있는 한우 산지시장이 어떠한 시장범위와 시장구적 관계(시장연계와 시장분리)를 갖고 있는지 point-location모델을 이용한 공적분 분석을 통해 규명하고, 아울러 이를 통해 산지별 한우시장 가격이 상호 산지가격의 움직임에 어느 정도의 크기로 영향을 미치는지 규명하기 위해 다변량 시계열모형인 오차수정모형(ECM)을 이용하여 산지시장간 가격 영향력 및 파급크기를 분석하였다. 본 연구의 분석결과에 따르면 다음과 같다.

첫째, 암소 및 숫소시장의 경우 권역별 주요 시장간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 지리적으로 분리되어 있으나 공간적으로 하나의 단일시장으로 연계되어 이들 가격 움직임이 밀접한 관계가 있음을 할 수 있다. 또한 3개 시장에서 암소와 숫소가격 간에도 공적분 관계가 존재하므로 가격예측모형 구축시 이들 관계를 고려한 모형구축이 필요하다고 판단된다.

둘째, 남부권의 고령시장과 북부권의 영주시장이 타 지역 또는 시장가격에 영향을 주는 것으로 나타나 경북지역에서 암소가격의 형성 및 결정에 중요한 위치를 점하고 있는 것으로 나타났다. 숫소시장의 경우는 3개 시장간에 상호 영향을 미치는 피드백(feedback)관계에 있는 것으로 나타났다.

셋째, 숫소시장이 충격 발생시 안정되는데는 암소시장보다 약 10일 정도 늦어 외부 충격에 대한 흡수능력이 숫소시장이 더 낮은 것으로 나타났다. 이것은 시장교란으로 인한 가격파동시 시장이 원래 수준으로 회복하는데 암소와 숫소 시장 간에 현격한 차이가 있음을 의미한다. 따라서 숫소의 경우 시장교란시 충격여파가 지속적이라는 점을 감안하여 적기에 안정화시키는 시장개입이 요구되며 이를 위해 지역단위에서 정책개발이 필요하다는 점을 시사한다.

I. 서론

산지가격 변동은 축산농가의 소득변동에 직접적인 영향을 미치기 때문에 축산농가는 무엇보다도 산지

가격 변동에 크나큰 관심을 가지고 있다. 특히 다른 농산물과 달리 축산물은 가격변동의 등락폭이 매우 심하여 지금까지 여러 차례 가격파동을 겪고 온 경험에 있다. 물론 이러한 가격파동을 최소화하기 위한 노력으로 다양한 형태의 가격예측모델이 개발되었다.

그러나 대부분 예측모형은 집계 또는 평균가격을 중심으로 한 모형으로 지역 또는 산지단위 가격예측에는 그 실효성이 극히 미약하였다.

일반적으로 집계 또는 평균가격을 바탕으로 한 모형의 그 밑바탕에는 각 시장들이 상호 유기적으로 연계되어 있다는 사실을 가정하고 있다. 따라서 상호 시장들이 유기적으로 연계되지 않을 경우 집계 또는 평균가격으로 접근한 모형은 그 적합성이 떨어질 수밖에 없는 것이다. 이들 연구는 산지 평균가격이라는 단일 가격변량을 대상으로 한 분석이어서 각 산지별 가격간의 관계를 전혀 고려하지 못하여 가격예측능력이 떨어지는 단점을 안고 있다. 또한 산지 평균가격이 전체 산지시장의 가격동향을 대표할 수 있을 때 이러한 평균가격 자료가 유용하나 이에 대한 사전적 검정과정이 도외시되고 있다. 그러므로 집계자료를 이용하기 위해서는 사전적으로 시장연계에 대한 검정이 반드시 이루어져야 하고 이를 바탕으로 집계모형을 구축해야 한다.

한편 지역단위 농정의 역할이 점차 증가함에 따라 지역농업모형을 구축하려는 노력과 그 지역에 맞는 농정계획을 수립하려는 요구들이 그 어느 때보다 커지고 있다. 지역농정 계획을 수립하기 위해서는 우선적으로 지역의 시장구조에 대한 규명과 함께 지역단위를 대상으로 한 가격 및 시장동향자료의 생산과 가공이 요구된다. 이를 통해서만이 지역단위 현장의 흐름을 정확하게 측정하고 예측할 수 있는 지역단위의 관측 내지 예측모형을 구축할 수 있다.

주지하는 바와 같이 시장 개방하에서 안정적인 축산업을 확보하기 위해서는 우선적으로 국내 생산기반의 안정화가 필수 불가결한 요소이다. 축산물의 안정적이고 효율적인 생산은 무엇보다도 축산물 산지시장에 대한 정확한 이해가 요구되며, 축산물 산지시장의 움직임을 정확하게 파악하고, 그 동향을 예측할 수 있는 능력이 중요하다고 할 수 있다. 시장정보에 대한 접근도가 점차 용이해지고 또한 시장간 공간적 거리가 점점 좁아짐에 따라 특정 시장가격은 타 시장가격과 밀접한 관계를 가진다. 이러한 경우 특정시장 가격은 타 시장가격의 변동에 영향을 미치게 된다. 시장 상호간에 인과관계를 형성하게 되고 특정시

장이 타 시장에 대해 선도적 신호를 나타낼 수 있다. 이는 곧 특정 시장가격의 변동을 통해 타 시장가격의 가격을 예측할 수 있다는 의미를 가지고 있다. 각 산지별로 가격움직임이 상호 어떠한 영향력 구조를 갖고 있는지를 분석하는 연구는 축산업의 안정적인 생산과 축산농가의 소득안정화와 직결되는 산지가격 결정과정을 규명하는 데 유용한 결과를 제시하리라 판단된다.

본 연구는 첫째, 경북 지역의 권역별 주요 산지시장의 압소와 수소 가격을 대상으로 Johansen 공적분검정과 인과성 검정을 통해서 경북지역별 산지시장의 압소 및 수소 가격간 연계성을 규명하여 이들 시장구조 관계를 파악하고, 둘째, 산지별 가격이 어떠한 관계를 가지고 상호 영향을 미치는지 다변량 시계열 모형인 오차수정모형(ECM)을 이용하여 예측오차분산분해 및 충격반응분석을 통해 이들의 동태적 가격변화 과정을 규명하는 데 목적이 있다. 이러한 연구는 향후 보다 정확하고 세밀한 지역단위 축산관측 모형을 구축하는 데 기초자료를 제공할 것으로 판단된다.

본 논문은 II장에서 공간적 가격결정에 대한 이론적 고찰로써 point-location모형을 설명하고 이를 검정하는 방법인 공적분 분석(cointegration analysis)에 대해 살펴보고 III장에서는 분석에 사용된 자료와 실증적 분석결과를 설명하고 마지막 IV에서 요약 및 결론을 맺는 순으로 구성되어 있다.

II. 본론

1. 연구방법

가. 공간적 가격결정이론

공간적 가격의 동태적 회귀모형을 경제적으로 해석하기 위해서는 이론적 근원이 되는 명확한 모델을 그 바탕으로 하여야 한다. 이러한 기준을 충족시키는 하나의 경제적 모델이 선형초과 수요함수인 point-location 모델¹⁾이다. 예를 들어 단순한 2개 지역 공간모형을 상정해 보자. 지역 1은 그 잉여를 지역 2에 수출한다. t 를 시간이라 하고 지역 i 의 초과수요함수는 다음과 같다.

$$(1) q_{it} = b_i(a_{it} \cdot -p_{it}) \quad i=1, 2$$

여기서 q_{it} 는 순수입(-이면 수출), p_{it} 는 가격, a_{it} 는 초과수요를 변화시키는 외생적 쇼크이다. 또한 지역 1에서 지역 2로 단위당 수송비용 r_t 는 외생적이라고 가정한다. 이러한 경우 균형조건은 다음과 같다.

$$(2) -q_{t1} = q_{t2}$$

$$(3) p_{t2} - p_{t1} = r_t$$

식 (2)는 수량 균형 방정식(material balance equation)이고, 식 (3)은 공간적 재정거래(裁定去來)조건(arbitrage condition)이다. 이것은 3개 외생변수(a_{t1} , a_{t2} , r_t)와 2개 가격간의 함수관계로 정의된다. 상기의 식을 정리하면 다음과 같은 행렬식으로 표시할 수 있다.

$$(4) \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{t1} \\ p_{t2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11}a_{t1} + b_{22}a_{t2} \\ r_t \end{bmatrix}$$

$x_{t1} = b_{11}a_{t1} + b_{22}a_{t2}$, $x_{t2} = r_t$ 로 놓고, 이들 변수를 VAR로 표시하면 다음과 같다.

$$(5) x_t = \sum_{k=1}^m B_k x_{t-k} + v_t$$

이를 다시 가격변수로 이루어진 VAR인 형태로 표시할 수 있다.

$$(6) \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} p_t = \sum_{k=1}^m \begin{bmatrix} B_{11k} & B_{12k} \\ B_{21k} & B_{22k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} p_{t-k} + v_t$$

$$(7) = \sum_{k=1}^m \begin{bmatrix} B_{11k}b_1 - B_{12k} \\ B_{21k}b_1 - B_{22k} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{11k}b_2 + B_{12k} \\ B_{21k}b_2 + B_{22k} \end{bmatrix} p_{t-k} + v_t$$

따라서 지역 또는 시장간 가격분석은 동태적 회귀 모형인 공간적 균형모델의 계수에 제약을 주어 이를 검정하는 것인데, 일반적으로 시계열을 이용한 시장연계 또는 통합에 대한 분석은 식 (7)에 대한 인과성 검정 및 일물일가의 법칙(LOP: Law of one price)과 같은 전통적인 검정방법과 공적분 검정방법으로 대별된다.

나. 공적분(Cointegration) 분석

먼저 최소 제약하에서 시장통합에 대한 인과성 검정이나 LOP에 대한 검정은 안정적(정상적)인 가격 시계열의 경우에만 가능하다. 왜냐하면 불안정적인 시계열일 경우 전통적인 회귀방법에 의한 분석은 자칫 허구적 회귀현상(spurious regression)을 초래하기 때문에 통상적인 t-검증절차는 그 의미를 상실하기 때문이다. 이에 대한 대안으로 나온 것이 공적분 분석이다. 공적분 검정은 변수간 회귀방정식 잔차의 시계열에 대한 안정성을 규명하는 것으로 파라미터 추정에 관련된 것이 아니기 때문에, 잔차가 안정적이면 가격계열간에는 공적분 관계에 있다고 할 수 있다. 시계열이 불안정적이거나 공적분 관계가 존재한다면, 정태적 회귀식에서 오차항은 계열상관이 되어야 한다. 이것은 불안정적인 가격계열에 있어, 일부 동태적 조정이 반드시 존재한다는 것을 의미한다. 그러므로 LOP의 정태적 모형은 가격 시계열이 불안정적일 때 적용할 수 없게 된다.

공적분 검정은 크게 Engle and Granger검정과 Johansen 검정방법으로 대별되는데, Engle and Granger검정 또한 파라미터(공적분 벡터)에 대한 가설을 검정할 수 없는 단점을 지니고 있어 이 방법을 이용하여 LOP에 대한 제약을 검정할 수 없다. Johansen검정을 수행하기 위해서 다른 n개의 가격변수의 경우 다중 공적분 벡터로 표시하면 다음과 같다.

$$(8) P_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i P_{t-i} + \mu + \epsilon_t$$

여기서 Γ_i 는 $(n \times n)$ 인 계수행렬이고, μ 는 상수항이며, ϵ_t 는 평균이 0이고 분산행렬 Σ_ϵ 를 갖는 n차원의 iid정규분포에서 추출된다고 가정한다. 이 식을 오차 수정형태로 유도하면 다음과 같다.

$$(9) \Delta P_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta P_{t-i} + \mu + \Pi_k P_{t-k} + \mu + \epsilon_t$$

$$\Pi_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \text{이고 } i=1, \dots, k-1 \text{임.}$$

여기서, Π_k 는 장기적인 해(long-run solution)이다. ΔP_t 가 1차 차분된 안정적인 변수의 벡터라면, 좌변항과 우변항의 $(k-1)$ 변수 또한 안정적이고 오차항은

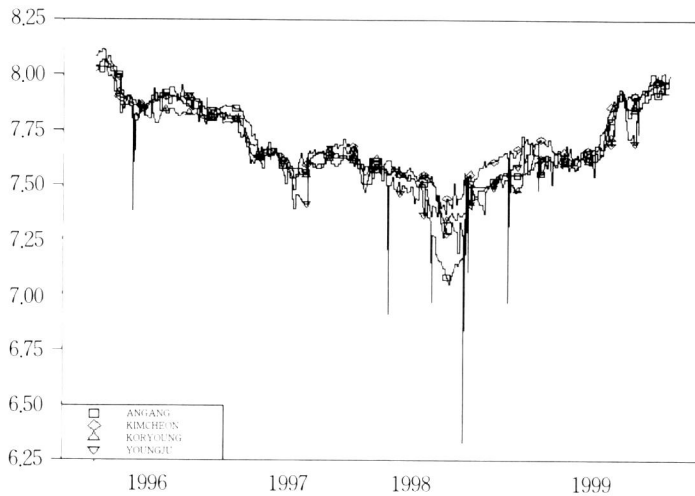


그림 1. 4개 시장(안강, 김천, 고령, 영주) 산지가격의 시계열 추이(암소)

가정에 의해서 안정적이 된다. 그러므로, P_t 가 공적분 벡터를 포함하거나, 아니면 Π_k 은 0이 되어야 한다. r 개로 정의되는 Π_k 의 위수(rank)는 안정적인 P_t 의 선형결합이 어느 정도 존재하는지 결정해 준다. $r=n$ 이라면 벡터과정은 모든 변수가 안정적이다. $r=0$ 라면 안정적인 선형결합이 없다는 것을 의미하고 이것은 1차 차분된 통상적인 VAR모형과 동일하다. $r=1$ 이면, 안정적인 하나의 선형결합이 존재하고 $\Pi_k P_{t-k}$ 항은 오차수정요소가 된다. 또한 $0 < r < n$ 이면 r 개의 공적분 벡터가 존재하거나 P_t 의 r 개 안정적인 선형결합이 존재한다. 공적분 검정은 인과성 검정과 직접적인 관계를 가지고 있다. 두 계열간에 유의적인 선형관계가 존재하지만 하면 이 계열은 공적분될 것이고 또한 인과성 관계도 존재하게 된다

가격 시계열이 공적분될 때, Π_k 은 $\Pi_k = \alpha\beta$ 로 표시할 수 있다. α 와 β 는 $(n \times r)$ 행렬이다. 행렬 β 는 공적분 벡터이고, α 는 조정계수이다. 조정계수는 약외생성(weak exogeneity)개념과 밀접한 관계가 있다. 1개 방정식에서 모든 조정계수가 0라면, 이 변수는 다른 방정식의 장기균형 파라미터에 대해 약외생적이기 때문이다. 이것은 이 방정식에서 수준변수의 파라미터가 0이고, 다른 변수는 이 변수에 대해 장기적으로 영향을 줄 수 없다는 것을 의미한다. 인과성이 없는

경우에 대해서도 다른 변수에 대한 단기적 파라미터는 0이 되어야 한다. 약외생성에 대한 검정은 장기적 인과성이 없다는 검정과 동일하다. 더욱이 공적분 관계가 존재할 경우 α 행렬은 0의 값을 가질 수 없기 때문에 적어도 파라미터의 1개는 0와 다르다.

행렬 β 는 방정식 체계에서 장기적 파라미터를 포함하고 있는데, 이것은 공적분 벡터를 검정할 때 유용한 의미를 지니고 있다. 즉, 우도비 검정(likelihood ratio test)을 이용하여 공적분 벡터에 대한 어떠한 제약도 검정할 수 있다. 따라서 지금까지 논의를 바탕으로 가격간에 공적분 관계 즉, 장기균형관계가 존재할 경우에 당해 시장간에는 시장통합이 이루어지며, 공적분 관계가 존재하지 않을 경우에는 그 반대라고 할 수 있다.³⁾

2. 자료 및 실증적 분석

가. 자료 및 안정성 검증

1999년 현재 경북에서 한우가 거래되는 산지시장은 약 24개 시장으로 그 중에서 활발히 운영되는 주요 산지시장은 권역별로 보면 동부권역에 경주(안강), 포항 등이고, 서부권역에는 김천, 상주 남부권역에는

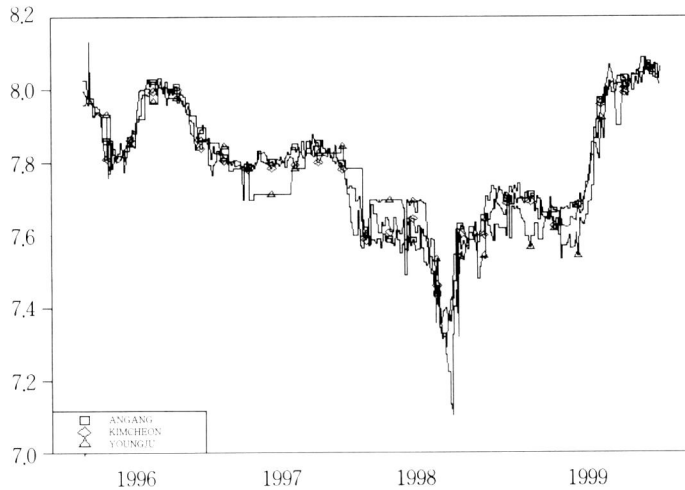


그림 2. 3개 시장(안강, 김천, 영주)의 산지가격 시계열 추이(숫소)

고령, 청도, 북부권역에는 영주, 예천 등이다. 이 중에서 시장거래가 활발하고 연속적인 시계열 데이터 확보가 가능한 지역을 분석 지역으로 선정하였다. 암소 가격은 4개 시장의 가격자료로써 경주(안강), 김천, 고령, 영주이며 숫소는 경주(안강), 김천, 영주의 3개 시장가격을 사용하였다. 시계열 범위는 1996년 4월 1일부터 1999년 12월 31일까지 토요일과 일요일을 제외한 일별자료로서 총 980개⁴⁾이다. 각 가격변수의 이분산(heteroscedasticity)을 제거하고 안정성을 확보하기 위해 대수화하였다. 그림 1과 그림 2는 암소와 숫

소의 산지시장별 가격추이를 보여주고 있다.

안정성(stationarity)은 시계열 분석에서 수행해야 할 1차적인 통계적 특성이다. 왜냐하면 대부분 통계적 모델은 자료의 생성과정(generation process)의 안정성을 가정하고 있기 때문이다. 자료생성과정이 안정적이 아니라면 자료변환을 통해서 안정성을 가지도록 할 수 있다. 대부분 현실 세계의 데이터는 불안정적이기 때문에 변환과정과 안정성 테스트를 동시에 수행해야 한다. 이를 위해 각 산지가격 변수에 대하여 PP검정법을 이용하여 단위근 검정(unit test)을

표 1. Phillips-Perron test 결과

시 장	시차	원계열		차분계열		
		상수항	추세항	상수항	추세항	
수	안강	7	-1,300	-0,939	-14,470***	-14,719***
	김천	3	-2,085	-1,781	-19,100***	-19,548***
	영주	0	-1,703	-1,244	-13,937***	-14,058***
암	안강	6	-2,471	-3,548	-15,021***	-15,063***
	김천	0	-1,568	-1,321	-14,023***	-14,096***
	고령	0	-1,431	-1,857	-14,013***	-14,063***
	영주	1	-2,139	-2,300	-17,262***	-17,362***

실시하였다. 적정 시차수는 AIC의 최종예측오차(final prediction error)의 최소치 기준을 이용하여 정하였다.

표 1은 원계열과 1차 차분변수의 단위근 검정결과를 나타낸 것이다. 우선 원계열의 경우 정상성이 기각되었다. 이는 이들 가격의 움직임이 평균을 중심으로 일정한 것이 아니라 임의적으로 보행하는 것으로 시계열이 불안정적임을 나타낸다. 다음으로 모든 변수의 1차 차분에는 단위근이 없다는 것을 보여주고 있다. 즉, 1차 차분할 경우 1%유의수준에서 모두 정상시계열임을 알 수 있다.

나. 공적분 검정 결과

공적분 검정은 크게 암소와 숫소의 산지시장간 공적분 관계와 시장내에서 암소와 숫소가격간의 공적분 관계로 구분하였다. 표 2와 표 3은 각각 산지시장간 시장연계성과 시장내 암소와 숫소가격에 대한 공적분 검정결과를 보여주고 있다.

먼저 암소가격의 경우 산지시장간 관계에서 P=2 즉, 공적분 관계가 2개 존재한다는 귀무가설에 대해 최대특성근 검정(Max test: maximum eigenvalue test) 통계량이 26.95로 1%의 임계치보다 크게 나타났다. 이것은 공적분 관계가 2개 있다는 귀무가설을

표 2. 산지시장간 Johansen 공적분 검정결과

	지 역	Lag	$H_0 : \text{rank} = P$	Max Test	Critical Value	
					1%	5%
암소	안강-김천-고령-영주	3	P=0	112,81	32,24	27,07
			P=1	63,08	25,52	20,97
			P=2	26,95***	18,63	14,07
			P=3	2,11	6,65	3,76
숫소	안강-김천-영주	11	P=0	48,86	25,52	20,97
			P=1	22,70***	18,63	14,07
			P=2	3,82	6,65	3,76

주: 1) ***는 1%에서 유의적임.
 2) 시차는 AIC에 의해서 결정하였음.

표 3. 산지시장내 암소와 숫소가격간 Johansen 공적분 검정결과

지 역	시차	$H_0 : \text{rank} = P$	Max Test	Critical Value	
				1%	5%
안강	2	P=0	16,55**	18,63	14,07
		P=1	1,63	6,65	3,76
김천	4	P=0	14,24**	18,63	14,07
		P=1	1,28	6,65	3,76
영주	7	P=0	17,94**	18,63	14,07
		P=1	2,44	6,65	3,76

주: 1) **는 5%에서 유의적임.
 2) 시차는 AIC에 의해서 결정하였음.

기각하여 공적분 관계가 3개 존재한다는 것을 보여 준다. 숯소가격의 경우에도 $P=1$, 즉 공적분 관계가 1개 존재한다는 귀무가설에 대해 최대특성근 검정(Max test: maximum eigenvalue test) 통계량이 22.70로 나타나 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 결국 암소가격의 경우 4개 시장간에 3개의 공적분 관계가 존재하고 숯소가격의 경우 3개 시장간에는 2개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

한편 3개 산지시장 내에서 암소와 숯소가격간 공적분 관계를 검정한 결과, 3개 시장 모두에서 검정통계량(Max test)이 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 5%수준에서 기각하였다. 이것은 암소와 숯소가격간에 장기적인 선형관계가 1개 존재한다는 것을 의미한다.

본 분석에 언급되는 산지시장은 각 권역별에서 중요한 위치를 점하여 그 권역을 대표할 수 있는 지역들이다. 이들 지역 또는 시장의 암소와 숯소에 대한 공적분 검정에서 양자 모두 공적분 관계가 존재한다는 것은 이들 지역 또는 시장은 상호 통합된 시장으로 이들 가격관계가 매우 밀접한 것으로 나타났다.

다. 가격의 동태적 분석

여기서는 앞 장에서 규명된 결과를 바탕으로 각 시장간의 동태적 관계 즉, 상호 시장간 가격영향 및 전과관계를 규명하고자 한다. 이를 위해서 인과성 검정(Granger-causality)와 예측오차분산분해(Forecast error variance decomposition) 그리고 충격반응분석(Impulse response function)을 수행한다. 인과성 검정은 앞의 식 (7)과 같은 모형에 대해 계수행렬이 모두 0라는 가설을 두고 이를 검정하여 지역 또는 시장간의 가격인과 관계를 분석하는 방법이다. FEVD와 IRF는 외부충격(shock)이 지역 또는 시장가격에 미치는 영향을 측정하는 방법으로, FEVD는 각 shock에 의해서 설명되는 각각의 예측horizon를 예측오차의 퍼센트로 측정한 것이며, IRF는 특정 시장의 shock가 타 지역 또는 시장가격에 미치는 영향을 시간대별로 측정된 것으로 대개 그림으로 표시한다. 시장이 통합되고 효율적인 시장이라면 어떤 지역에서 발생한 충

격(shock)은 다른 지역에 전이되는 반면, 그렇지 않은 시장이라면 충격은 다른 시장에 전이되지 않는다. 따라서 point-location 모델에서 주어진 충격이 가격에 미치는 영향은 그 지역의 초과수요 기울기(bi)의 상대적 크기에 달려 있다고 볼 수 있다.

1) 인과성 분석

공적분 관계에 있는 변수간의 중요한 특성은 이들 변수가 시간이 흐름에 따라 장기균형으로부터 벗어난 편차의 크기에 영향을 받는다. 다시 말해서 이들 변수들이 장기균형으로 복귀한다면 적어도 이들 변수들은 균형에서 벗어난 편차의 크기에 반응하여 움직인다. 결국 오차수정모형⁵⁾은 공적분 관계에 있는 변수의 단기 동태화(short-term dynamics)를 설명하는 모델로서 균형으로부터 벗어난 편차를 고려한 것이다. 설명의 편의를 위해서 2개 변수 P_{at} , P_{bt} 가 다음과 같은 공적분 벡터 $(1, -\beta)$ 를 가진 관계에 있다고 할 때 오차수정모형은 다음과 같다.

$$(10) \Delta P_{at} = a_{10} + \alpha_{pa}(P_{bt-1} - \beta P_{at-1}) + \sum_{i=1} a_{11}(i) \Delta P_{at-i} + \sum_{i=1} a_{12}(i) \Delta P_{bt-i} + \epsilon_{pa}$$

$$(11) \Delta P_{bt} = a_{20} + \alpha_{pb}(P_{bt-1} - \beta P_{at-1}) + \sum_{i=1} a_{21}(i) \Delta P_{at-i} + \sum_{i=1} a_{22}(i) \Delta P_{bt-i} + \epsilon_{pb}$$

ϵ_{pa} , ϵ_{pb} 와 ΔP_{at} , ΔP_{bt} 와 관련된 모든 항은 안정적이므로 선형결합 $(P_{bt-1} - \beta P_{at-1})$ 또한 안정적이다. 두 변수 오차수정모형은 2개의 오차항 $\alpha_{pa}(P_{bt-1} - \beta P_{at-1})$, $\alpha_{pb}(P_{bt-1} - \beta P_{at-1})$ 이 포함된 1차 차분 VAR이다. α_{pa} 와 α_{pb} 를 조정속도계수(speed of adjustment parameter)라고 하는데, α_{pa} 가 크면 클수록 장기균형으로부터의 편차에 대해 P_{at} 이 크게 반응하고, 반대로 작을수록 균형오차로부터 거의 반응하지 않는다. ΔP_{at} 계열이 ΔP_{bt} 계열에 전혀 영향을 받지 않는 경우, α_{pa} 와 $a_{12}(i)$ 의 계수는 0이 된다. 즉, 공적분 관계에 있는 변수간에 인과성이 존재하지 않을 경우에는 조정속도계수가 0가 되는 추가적인 조건이 부과된다. 물론 상기 식에서 조정속도계수 중 하나는 0가 되어서는 안된다. 만일 α_{pa} 와 α_{pb} 모두 0이면 장기균형관계는 나타나지 않게 되며 이 모델은 오차수정모형도

공적분 관계도 아니다. 앞서 공적분 검정 결과를 토대로 해서 볼 때 암소와 숫소가격의 경우 산지시장 간에 장기균형관계가 존재하므로 오차항이 설명변수로 포함된 오차수정모형(ECM)을 채택하였는데 모형은 다음과 같다.

$$(12) \Delta P_t = a_0 + \alpha \hat{c}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{11}(i) \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} a_{12}(i) \Delta P_{2t-i} + \dots + \sum_{i=1}^{k-1} a_{nt}(i) \Delta P_{nt-i} + \epsilon_t$$

P_t 는 $(P_{1t}, P_{2t}, \dots, P_{nt})$ 벡터로 산지가격, a_0 는 $(n \times 1)$ 상수항 벡터, α 는 조정속도계수 벡터, ϵ_t 는 오차항이다.

표 4는 암소와 숫소가격에 대한 오차수정모형(ECM)의 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 암소가격의 경우 조정속도계수가 김천과 영주시장에서 유의적으로 나타나 이들 시장가격은 단기적으로 각각 확률적 충격(ϵ_t)과 장기균형으로부터 벗어난 전기 편차에 따라 변화하는 것으로 나타났다. 만일 편차양(+)이라고 할 때 동부권 안강시장은 그 부호가 음(-)으로 나타나 가격이 하락하는 반면 북부권 영주시장은 양(+)으로 상승하는 것으로 나타났으며 그 반

응크기는 각각 0.051과 0.054로 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다.

시장간 인과관계를 살펴보면 동부권에 위치한 안강은 남부 지역의 고령과 북부지역의 영주시장 가격에 영향을 받고 있고, 김천은 남부지역의 고령 시장의 가격에만 영향을 받으면서 북부권의 영주시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 북부권의 영주시장 가격은 남부권의 고령시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 전반적으로 남부의 고령과 북부의 영주시장이 암소시장에서 타 지역 또는 시장가격에 영향을 주는 것으로 나타나 경북지역에서 암소가격의 형성 및 영향에 중요한 위치를 점하고 있는 것으로 나타났다.

숫소가격의 경우 김천시장이 균형오차에 반응하는 것으로 나타났으며, 동부권의 안강시장이 서부권의 김천시장과 북부권의 영주시장과 서로 영향을 주고 있어 상호 피드백(feedback) 관계에 있는 것으로 나타났다. 이들 암소와 수소가격의 지역 또는 시장간 인과관계를 도식화한 것이 그림 3이다.

2) 예측오차분산분해

예측오차분산분해는 각 변수별로 예측오차의 분산

표 4. 암소 및 숫소가격에 대한 지역 또는 시장간 인과성 검정(ECM모형)

독립변수 \ 증속변수		동부권 안강	서부권 김천	남부권 고령	북부권 영주
암소	조정속도계수(t값)	-0.051***	0.018	0.011	0.054*
	안강(F값)	29.06***	0.47	1.09	1.64
	김천(F값)	0.21	54.49***	1.09	1.98*
	고령(F값)	4.13***	2.34**	4.05**	1.51
	영주(F값)	11.41***	0.58	12.43***	50.79***
숫소	조정속도계수(t값)	-0.029	0.103***	-	0.001
	안강(F값)	4.31***	2.21**	-	3.97***
	김천(F값)	3.90***	5.03***	-	1.76*
	영주(F값)	2.68***	1.92**	-	7.38***

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%유의수준임.

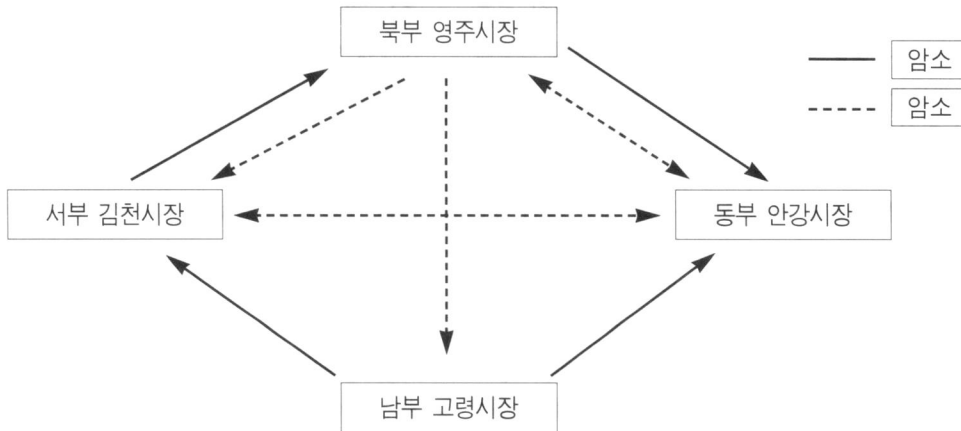


그림 3. 산지시장간 가격인과관계

이 금기와 전기의 자신 및 다른 변수에 의해 어느정도 설명되는가를 보여주는 것으로 표 5와 표 6은 예측기간을 30일로 보았을 때 각각 암소가격과 숫소가격의 시장별 예측오차분산분해 결과를 나타내고 있다.

암소가격의 경우, 4개 시장의 가격 변동폭을 100%로 보았을 때 90% 이상 자체 가격 변동폭에 의해 설명되고 있다. 시간이 흐름에 따라 안강과 김천 그리고 영주는 여전히 90% 이상 자체 가격변동폭에 의해 설명되는 반면, 고령은 약 86%가 자체 가격변동폭에 의해 설명된다. 자체 변수 이외에 의해서 설명되는 정도를 보면, 안강은 약 7%정도 영주의 가격변동폭에 영향을 받고, 고령은 약 5%와 약 8%정도 각각 안강과 영주의 가격변동폭에 영향을 받는 것으로 나타났다.

숫소가격의 경우, 암소가격이 경우처럼 3개 시장의 가격 변동폭을 100%로 보았을 때 90% 이상 자체 가격 변동폭에 의해 설명되고 있다. 시간이 흐름에 따라 안강이 여전히 90% 이상 자체 가격변동폭에 의해 설명되는 반면, 김천과 고령은 자체 가격변동폭이 약화되어 각각 약 85%와 88%에 의해 설명된다. 자체 가격변수 이외에 의해서 설명되는 정도를 보면, 안강은 약 3%정도 김천과 영주의 가격변동폭에 영향을 받고, 김천은 약 13%와 2%를 각각 안강과 영주

의 가격변동폭에 영향을 받는 것으로 나타났다. 영주는 각각 약 6%정도 안강과 김천의 가격변동폭에 영향을 받는 것으로 나타났다.

3) 충격반응분석

충격반응분석은 예상치 못한 외부충격이 특정 시장에서 발생할 경우 그 파급영향이 다른 시장에 어떻게 영향을 미치는가를 동태적으로 분석하는 방법이다. 충격반응분석에서 관심을 두어야 할 부분은 충격이후 각 시장이 반응하는 반응강도의 크기와 균형으로 수렴하는데 필요한 시간의 크기이다. 즉, 어느 시장에서 충격이 주어질 경우 이에 반응하는 나머지 시장의 반응강도의 크기를 보는 것인데 이것은 진폭의 크기를 통해 알 수 있다. 또한 균형으로 수렴하여 안정되는 시간의 크기는 충격에 따른 진폭의 크기가 0에 이르는 시간이다. 충격반응분석 결과가 그림 4에서 그림 10에 나타나 있다.

그림 4에서 그림 7은 암소가격의 경우 각각 4개 시장에서 외부충격이 발생할 경우 각 시장별로 어떻게 영향을 미치는가를 보여주고 있다. 특정시장에 발생한 외부 충격이 외부 시장에 미치는 충격의 강도를 보면 북부권 영주시장이 미치는 강도가 가장 크며 그 다음이 동부권 안강, 남부권 고령, 서부권 김천 시장 순이다. 그리고 충격에 따른 여파가 진정되어

안정화되어 가는데 필요한 시간은 대체로 15일 전후 인데, 김천시장을 제외한 나머지 시장은 15일 정도에 안정화되는 반면 김천시장의 충격은 15일을 넘기고 있어 김천시장의 충격의 강도는 약하나 지속력에 있어 나머지 시장보다 조금 큰 것으로 나타났다.

그림 8에서 그림 10은 숯소가격의 경우 각각 3개 시장에서 외부충격이 발생할 경우 각 시장별로 어떻게 영향을 미치는가를 보여주고 있다. 특정시장에 발생한 외부 충격이 외부 시장에 미치는 충격의 강도를 보면 유사한 패턴을 보이지만, 동부권 안강시장의 충격여과는 충격 발생 5~10일 사이에 급격히 영향을

주는 반면, 서부권 김천시장의 경우는 5일내에 여타 시장에 영향을 미치는 충격강도 패턴을 보이고 있다. 북부권 영주시장은 크지는 않지만 일정한 크기의 충격강도가 지속되고 있는 패턴을 보이고 있다. 충격의 여과가 안정화되는데 필요한 시간은 25일 정도 소요되는 것으로 나타났다.

III. 결론

본 연구는 경북지역의 각 산지별로 형성되어 있는 한우 산지시장이 어떠한 시장범위와 시장구적 관계

표 5. 암소가격의 예측오차분산분해의 결과

변수	기간(일)	각 변수로부터 설명비율(%)			
		안강	김천	고령	영주
안강	5	95.53	0.09	1.12	3.26
	10	91.33	0.20	1.53	6.94
	15	91.26	0.21	1.54	6.99
	20	91.26	0.21	1.54	6.99
	25	91.26	0.21	1.54	6.99
	30	91.26	0.21	1.54	6.99
김천	5	0.29	98.96	0.42	0.33
	10	0.35	98.81	0.50	0.34
	15	0.35	98.79	0.50	0.35
	20	0.35	98.79	0.50	0.35
	25	0.35	98.79	0.50	0.35
	30	0.35	98.79	0.50	0.35
고령	5	4.72	0.83	90.16	4.29
	10	4.70	1.09	86.49	7.71
	15	4.71	1.11	86.46	7.73
	20	4.71	1.11	86.45	7.73
	25	4.71	1.11	86.45	7.73
	30	4.71	1.11	86.45	7.73
영주	5	0.91	0.50	0.45	98.14
	10	1.05	0.62	0.48	97.85
	15	1.06	0.63	0.49	97.83
	20	1.06	0.63	0.49	97.83
	25	1.06	0.63	0.49	97.83
	30	1.06	0.6	0.49	97.83

주: 예측오차분산분해를 위한 변수의 순서는 안강-김천-고령-영주임.

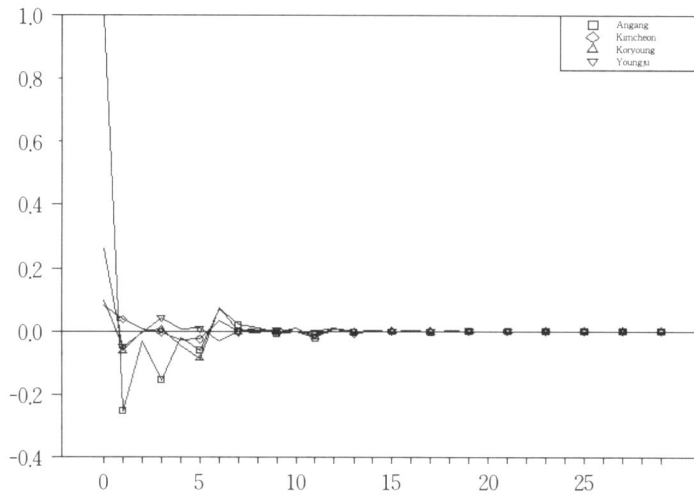


그림 4. 동부권 안강 암소가격의 충격반응 결과

표 6. 수수가격의 예측오차분산분해의 결과

변수	기간(일)	각 변수로부터 설명비율(%)		
		안강	김천	영주
안강	5	97.07	2.72	0.21
	10	94.47	3.06	2.46
	15	94.00	3.19	2.82
	20	93.96	3.19	2.86
	25	93.96	3.19	2.86
	30	93.96	3.19	2.86
김천	5	12.41	87.20	0.39
	10	13.14	84.84	2.02
	15	13.18	84.72	2.11
	20	13.18	84.70	2.13
	25	13.18	84.69	2.13
	30	13.18	84.69	2.13
영주	5	3.28	5.28	91.44
	10	5.99	5.80	88.21
	15	6.10	5.86	88.04
	20	6.10	5.86	88.03
	25	6.10	5.86	88.03
	30	6.10	5.86	88.03

주: 예측오차분산분해를 위한 변수의 순서는 안강-김천-영주임.

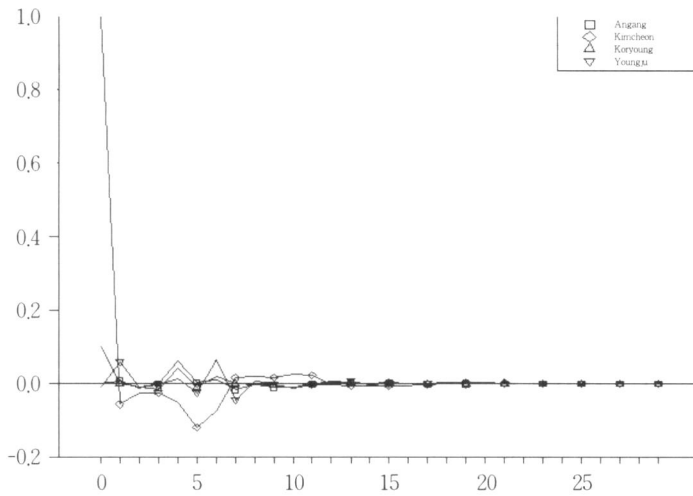


그림 5. 서부권 김천 암소가격의 충격반응 결과

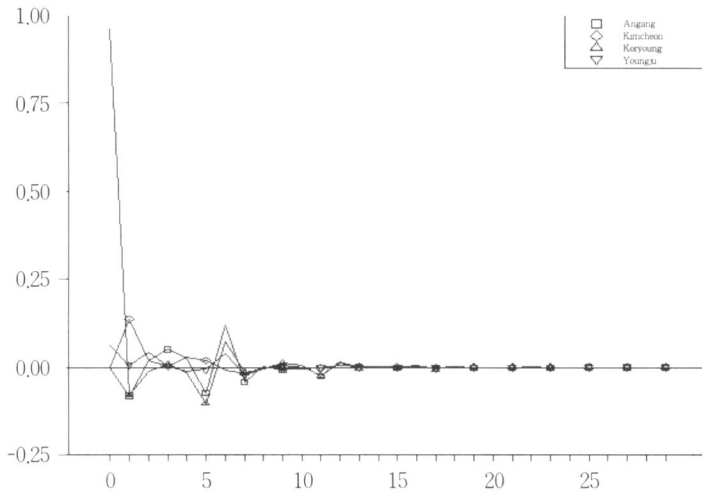


그림 6. 남부권 고령 암소가격의 충격반응 결과

(시장연계와 시장분리)를 갖고 있는지 point-location 모델을 이용한 공적분 분석을 통해 규명하고, 아울러 이를 통해 산지별 한우시장 가격이 상호 산지가격의 움직임에 어느 정도의 크기로 영향을 미치는지 규명하기 위해 다변량 시계열모형인 오차수정모형(ECM)을 이용하여 산지시장간 가격 영향력 및 과급크기를

분석하였다. 본 연구의 분석결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 암소 및 숫소시장의 경우 권역별 주요 시장 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 지리적으로 분리되어 있으나 공간적으로 하나의 단일시장으로 연계되어 이들 가격 움직임이 밀접한 관계가

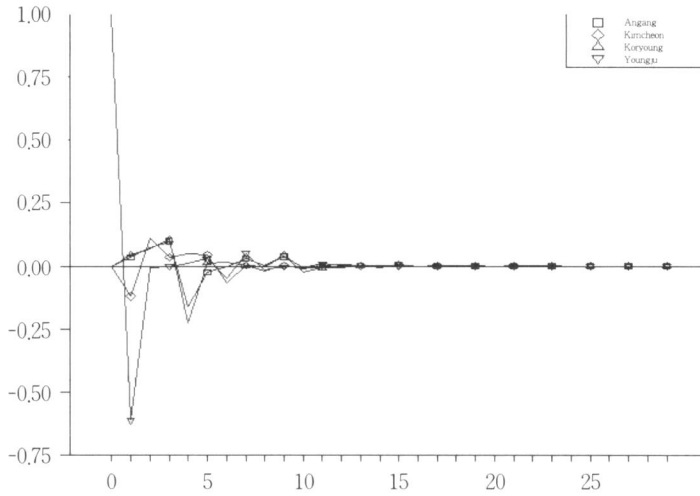


그림 7. 북부권 영주 암소가격의 충격반응 결과

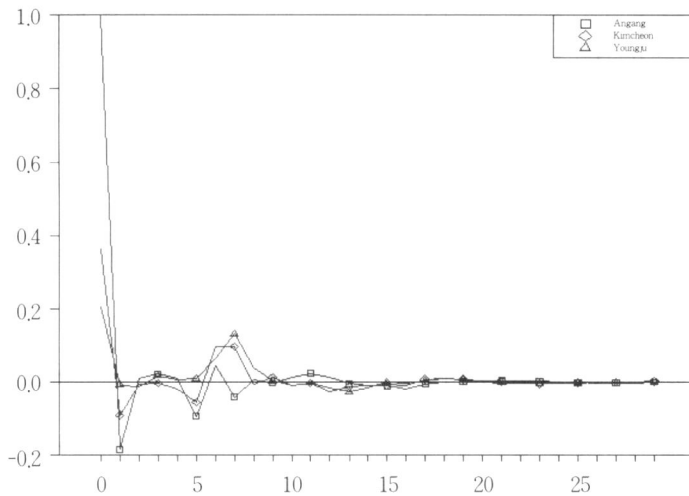


그림 8. 동부권 안강 숫소가격의 충격반응 결과

있음을 할 수 있다. 또한 3개 시장에서 암소와 숫소 가격간에도 공적분 관계가 존재하므로 가격예측모형 구축시 이들 관계를 고려한 모형구축이 필요하다고 판단된다.

둘째, 이들 시장간 인과관계를 살펴보면 암소시장의 경우, 남부권의 고령시장과 북부권의 영주시장이

타 지역 또는 시장가격에 영향을 주는 것으로 나타나 경북지역에서 암소가격의 형성 및 결정에 중요한 위치를 점하고 있는 것으로 나타났다. 지역단위의 정책결정권자는 경북 산지암소가격 동향에서 남부권 고령과 북부권 영주시장가격의 중요성을 감안하여 이들 시장가격의 동향을 예의 주시하여야 할 것이다.

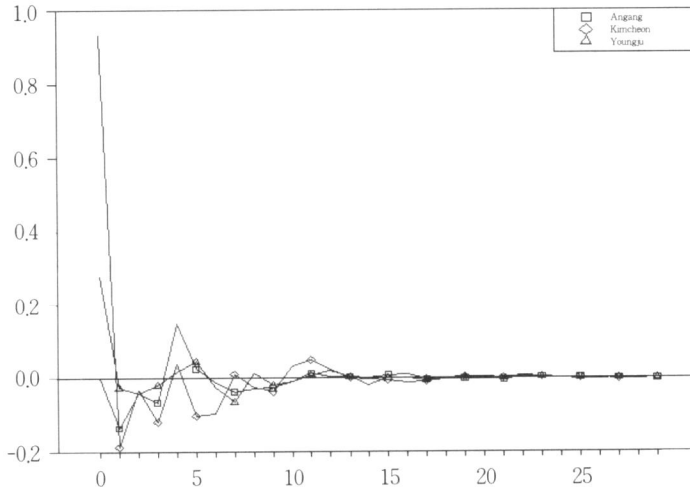


그림 9. 서부권 김천 슯소가격의 충격반응 결과

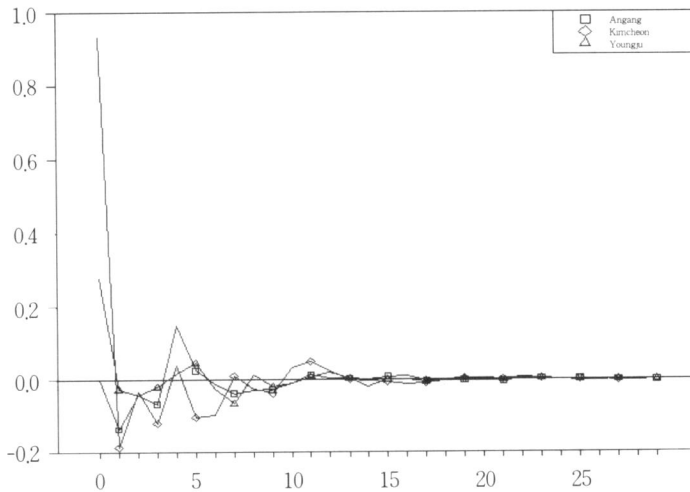


그림 10. 북부권 영주 슯소가격의 충격반응 결과

스솯소시장의 경우는 3개 시장간에 상호 영향을 미치는 피드백(feedback)관계에 있는 것으로 나타났다.

셋째, 외부충격 발생시 타 시장에 미치는 충격의 강도를 살펴본 결과, 암소가격의 경우 북부권 영주시장이 미치는 강도가 가장 큰 것으로 나타났다. 그리고 충격에 따른 여파가 진정되어 안정화되어 가는데

필요한 시간은 대체로 15일 정도인 것으로 나타났다. 다만 김천시장의 충격은 타 시장에 15일 넘게 영향을 미쳐 충격의 강도는 약하나 지속력에 있어 나머지 시장보다 큰 것으로 나타났다.

넷째, 슯소가격의 경우 각각 3개 시장에서 외부충격이 발생할 경우 충격의 강도는 반응시점에서 차이

를 보이거나 유사한 형태를 보이는 것으로 나타났다. 충격의 여파가 안정화되는데 필요한 시간은 25일 정도 소요되는 것으로 나타났다. 슷소시장이 충격 발생 시 안정되는데는 암소시장보다 약 10일 정도 늦어 외부 충격에 대한 흡수능력이 슷소시장이 더 낮은 것으로 나타났다. 이것은 시장교란으로 인한 가격파동 시 시장이 원래 수준으로 회복하는데 암소와 슷소 시장간에 현저한 차이를 보이고 있어 슷소의 경우 시장교란시 조기에 이를 안정화하는 시장개입이 필요하다는 점을 시사한다.

본 연구에서 살펴본 가격결정모형을 이용한 시장의 효율성과 통합성을 검증하는 방법은 많은 한계를 가지고 있다. 무엇보다도 가설설정에 따른 한계인데, 귀무가설을 잘 통합되고 효율적인 시장이라고 하고 이에 대해 검정을 수행한 결과 귀무가설을 기각할 경우 이를 어떻게 해석하고 받아들여야 할 것인지 무척 어렵다는 것이다.

그러나 point-location모형을 통한 접근방법을 이용하여 향후 가격결정과정에 대한 보다 풍부한 가정을 줄 경우 어떤 유형의 가격행위가 나타날 수 있는지 규명하는데 도움을 줄 수 있다. 다만 가격자료에만 근거한 연구가 가지는 해석적 어려움 때문에 향후 보다 완전한 시장자료(market data)를 이용하여 시장 또는 지역간 시장문제(spatial market issue)를 다루는 연구가 요구된다.

주

- 1) agent-on-links model은 거래과정에서 유통참가자(agent)의 참여에 의한 가격결정과정을 설명하는 모델로서 소수 유통참가자가 시장지배력을 행사하는 불완전경쟁 상황에 종종 사용한다.
- 2) 공적분의 경제적 개념과 의미에 대한 상세한 내용은 권용덕, 최규섭(1998a, 1998b) 참조.
- 3) 완전한 공간적 통합이라는 개념은 한 지역시장에서 가격변화가 다른 시장지역의 가격과 완전히 일치한다는 것을 의미한다. 그러나 공적분은 장기적으로 가격계열이 자의적으로, 별도로

움직이지 않는(not drift) 경우를 의미한다. 효율적으로 연계된 두개 시장에서 가격은 거래비용에 의해 형성되는 범위내에서 비동시적으로 변동할 수 있기 때문이다.

- 4) 본 자료는 축협중앙회에 개설하여 운영중인 홈페이지의 한우리정보중 한우가격정보를 이용하였다.
- 5) 공적분 관계는 가격관계(price relation)를 장기 균형 또는 정상상태(long-run equilibrium or steady state)로 표시한 반면, 오차수정모형은 가격방정식을 표시한 것으로 다른 가격변수의 변화에 대한 당해 가격변수의 동태적 변화(dynamic development)을 모델화한 것으로 정의할 수 있다.(Johansen, 1996)

참고문헌

1. 권용덕, 최규섭(1998a), 「육류도매시장의 통합성 검증과 가격의 동태적 연계성 분석: 공적분 검증방법으로」, 농업경제연구, 제39집, 제2권: 37~62.
2. ——(1999b), 「축산물 등급별 가격차별화와 시장간 가격연계에 관한 연구」, 한국축산경영학회지, 제14권, 제1호: 65~83.
3. 양승룡, 조재환(1997), 「국제 쌀 가격의 동태적 분석: 종립종과 장립종을 중심으로」, 농업정책연구, 제24권 1호: 33~46.
4. 이병서, 고성보(1992), 「주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석」, 농촌경제, 제15권, 2호: 25~36.
5. Andrews, D. W. K(1987), "Least Squares Regression with Integrated or Dynamic Regressors under Weak Error Assumption," *Econometric Theory*, p. 98~116.
6. Asche, F., D. V. Gordon, and R. Hanne-sson(1998), "Price Founded Tests for Market Integration: Fish Markets in France," Paper to be presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association.

7. Baffes, John(1991), "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds," *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 1264~1273.
8. Engle, R. F. and C. W. J. Granger(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55: 251~276.
9. George, H. K. W. and J. Yau(1994), "A Time Series Approach to Testing for Market Linkage :Unit Root and Cointegration Tests," *The Journal of Futures Markets*, 14: 457~474.
10. Goodwin, B. K. and T. C. Schroeder(1991), "Cointegration Tests and Spatial Price Linkage in Regional Cattle Markets," *American Journal of Agricultural Economics*, May: 452~464.
11. Goodwin, J. W.(1994), *Agricultural Price Analysis and Forecasting*, John Wiley & Sons, Inc.
12. Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231~254.
13. Johansen, S.(1996), "Likelihood-based inference for cointegration of some nonstationary time series," in Cox, Hinkley and Barndorff-Nielsen(Eds), *Time Series Models*, CHAPMAN & HALL, pp. 69~100.
14. Ravallion, J. D.(1986), "Testing Market Integration," *American Journal of Agricultural Economics*, 68: 102~109.
15. Stock, J.(1987), "Asymptotic Properties of Least-Squares Estimators of Cointegrating Vectors," *Econometrica*, 55: 1035~1056.
16. Tomek, W. G., and K. L. Robinson(1987), *Agricultural Product Prices*, Ithaca, New York.
17. Yang, S. R., and W. W. Koo(1995), "Hicksian Aggregation and Price Dynamics Tests for A Single Wheat Price Index," *Journal of Rural Development*, 18: 227~242.
18. Zanas, G.(1993), "Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets," *Journal of Agricultural Economics*, 44: 418~427.
19. Enders, W.(1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.