

축산물 가격의 수렴성 검토에 관한 연구

주현정* 임상수**

Keywords

가격전이의 비대칭성(asymmetric price transmission), 수렴성(convergence), 정상성(stationarity), 공적분(cointegration), 벡터자기회귀모형(VAR Model)

Abstract

This study analyzes prices by distribution stage to test the convergence of price transfer using livestock price statistics from the Livestock Quality Assessment Service from January 2011 to November 2020. It also focuses on the asymmetry between prices in each distribution phase as a factor affecting the convergence. According to our analysis, the cattle prices of the wholesale and retail markets show an asymmetric relationship. However, the production, wholesale and retail prices of pigs are symmetric. Moreover, cattle's wholesale prices converge on their retail prices, while they do not converge on production prices. In the case of pigs, their wholesale prices do not converge to retail prices.

This result indicates that there are inefficiency and monopoly in the market between wholesale prices and retail markets in the case of cattle and pigs. In conclusion, as some distribution channels can occupy profits in the livestock market, the government needs to establish a distribution policy to protect cattle and pig producers and consumers.

차례

- | | |
|---------------|------------|
| 1. 서론 | 4. 분석 결과 |
| 2. 선행연구 검토 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 분석 방법 및 자료 | |

* 제주연구원, 제주공공투자관리센터장

** 조선대학교 경제학과 부교수, 교신저자. e-mail: happylims@chosun.ac.kr

1. 서론

일반적으로 재화의 가격은 수요와 공급의 법칙에 의하여 결정된다. 공산품의 경우 수요가 일정하고 제품 생산이 공장에서 계획적으로 이루어지므로 공산품의 가격은 대체로 안정적인 추세를 보인다. 반면 축산물 은 산지에서 출하 후 도매상을 거쳐 소비지로 가는 유통과정이 복잡하고, 다수의 공급자와 소수의 수요자가 존재하는 전형적인 불완전경쟁시장이다. 이처럼 수요자 중심의 불완전경쟁 시장하에서는 생산자의 가격 결정력이 떨어지게 되며, 이는 축산물 가격의 왜곡을 초래하게 된다. 황찬영·신인식(2016)은 산지가격과 시장가격 사이에 존재하는 시차는 산지가 분산되고 생산 규모가 영세할수록 생산자의 시장교섭력을 약화할 뿐만 아니라 시장의 가격 변동을 확대시키며 유통과 판매를 담당하는 경제주체들에게 위험부담을 가중시키고 경직된 시장가격을 설정하는 원인이 된다고 하였다.

축산물 유통은 산지 유통, 도매 유통, 소비지 유통으로 구분할 수 있다. 산지 유통은 생산자나 유통 주체가 도축장에 출하하는 과정이며, 도매 유통은 도축장에서 소매상으로 경매, 식육포장처리업체, 정육점 등으로 물량을 반출하는 단계를 말한다. 소비지 유통은 정육점, 대형마트 등의 일반 판매점과 집단급식, 음식점 등의 외식 분야로 나눌 수 있다(송우진 외 2014). 이처럼 유통단계가 복잡하고 다수의 공급자와 소수의 도매상, 소비자 사이에 유통마진이 발생하는 축산물 시장의 경우, 유통 단계별 가격의 비대칭성이 존재할 수 있다. 가격의 비대칭성은 축산물 산지가격이 하락할 경우 소매가격이 하락하는 폭이 축산물 산지가격이 상승할 경우 소매가격이 상승하는 폭보다 작다는, 즉 산지가격과 도매·소매가격 사이의 가격 변동 크기에 차이가 있다는 것을 의미한다. 다수의 선행연구가 축산물 가격이 비대칭성을 보인다는 것을 밝혀왔다(강태훈 2011; 임상수·조승현 2012; 문홍성·정지현·김민경 2020; 최승철·정경수 1999 등).

이와 같은 축산물 가격의 비대칭성으로 인해 시간이 지남에 따라 산지가격과 도매가격 간의 격차와 도매가격과 소매가격 간의 격차는 확대될 가능성이 크다. 그러나 가격의 비대칭성이 존재하더라도 반드시 가격 격차가 확대되는 것은 아니다. 상승과 하락의 영향에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 유통단계별 가격 격차가 확대되고 있다는 것은 유통단계의 어느 한 부분에서 이익이 집중되는 등 축산물 시장이 효율적으로 운영되지 않는다는 것을 의미한다. 시장의 비효율성은 시장 실패에서 비롯되고 시장 실패 원인 중 하나로 정보의 비대칭성을 들 수 있으며, 축산물 가격

의 비대칭성은 바로 정보의 비대칭성을 의심할 수 있다(이준구·조명환 2017).

이에 본 연구는 축산물 가격의 비대칭성을 검정하고, 이와 함께 축산물 생산(출하단계)에서부터 도매·소매시장까지 축산물 가격 간의 수렴성을 검정함으로써 축산물 가격의 비대칭성과 수렴성 간의 관계를 살펴보는 것을 목적으로 한다. 한편, 본 연구는 축산물 중에서도 생산 비중이 높고 소비자 가격이 높은 국내 쇠고기와 돼지고기를 대상으로 한다. 이를 위해 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제1장 서론에서는 연구의 배경 및 목적을 설명하고 제2장은 선행연구 검토 등의 이론적 배경을 논의하고 제3장은 본 연구의 분석 절차 및 방법론을 설명하고 분석에서 활용된 데이터를 제시한다. 그리고 제4장에서는 제3장에서 소개한 분석 절차 및 방법론에 따라 산출된 분석 결과를 설명하고, 제5장에서는 연구의 결과를 요약하고 시사점을 도출한다.

2. 선행연구 검토

농수축산물 가격에 관한 연구로는 유통단계별 가격의 인과성 분석, 가격의 변동성에 미치는 원인 분석, 가격전이의 비대칭성에 관한 연구 등이 있다. 유통단계별 인과성 분석의 연구와 관련하여 황찬영·신인식(2016)은 2005년부터 2014년까지 산지 도매시장(안동도매시장)의 경락가격과 소비지 도매시장(서울가락동청과시장) 자료를 바탕으로 도매시장 간의 인과관계를 분석하였다. 분석 결과, 산지 도매가격은 산지 가격 변동의 영향을 많이 받으나 소비지 도매가격은 산지 도매가격의 영향을 많이 받는 것으로 나타나 산지 도매가격이 소비지 도매가격을 선도하는 역할을 한다고 하였다. 권오상(1990)은 소를 대상으로 소의 산지가격, 도매가격, 소매가격 간 인과관계를 알아보았다. 연구 결과, 소의 가격은 도매시장이 소매시장 또는 산지 가축시장을 주도하는 것으로 나타났다. 즉 전체적인 인과관계는 도매가격→산지가격→소매가격의 순서로 형성되는 것으로 나타나 유통중개인의 가격 결정력이 높으므로 농민과 소비자의 가격 결정력을 높이기 위한 노력이 필요하다고 제시하였다.

정민국·허덕(2000)은 벡터자기회귀(VAR)모형을 이용하여 한우 가격 안정화를 위한 유통단계 간 인과관계를 알아보았다. 인과성 검정 방법을 위하여 송아지 가격, 산지 한우 가격, 도매가격, 소매가격을 대상으로 하였고 분석 결과, 쇠고기 시장을 좌우하는 것은 산지가격과 도매가격이며 이들

의 상호작용은 송아지 가격에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 박문수·이경희·황선웅(2012)은 축산물 유통단계에서 가격의 인과관계를 파악하고 어떠한 유통시장이 가격 결정력을 높이는지 알아보았다. 분석 결과, 쇠고기는 소매가격이, 돼지고기는 도매가격이 가격 결정에 주요한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

가격전이의 비대칭성과 관련한 연구로 강태훈(2011)은 산지 소값 상승 시 소비자 가격도 상승하고, 소값 하락 시 소비자 가격도 하락하지만 그 하락분은 상승 시에 비하여 낮다는 도매가격과 소매가격의 비대칭성에 대하여 연구하였다. 연구 결과, 닭고기는 가격전이의 비대칭성이 없는 반면 도매단계에서는 쇠고기만, 소매단계에서는 쇠고기, 돼지고기, 계란에서 양의 비대칭성이 나타났으며, 쇠고기의 경우 도매가격과 소매가격 모두 양의 비대칭성이 나타나 쇠고기 시장의 경쟁이 필요하다고 제시하였다. 임상수·조승현(2012)은 닭의 소매가격 상승이 산지가격과 도매가격 상승 외에도 육계 시장의 가격 비대칭성과 변동성에 있음을 밝혔다. 연구 결과, 닭 도매가격은 소매가격과 가격 비대칭에 있으며 변동성의 확대는 닭 소매가격의 빠른 증가를 초래한다고 제시하였다.

문홍성·정지현·김민경(2020)은 비대칭 가격전이(asymmetric price transmission)는 사전 가격 변동이 사후 소비자 가격 변동에 반영되지 않으며, 이는 이윤이 균등하게 배분되지 못하는 것을 의미한다고 하였다. 문홍성·정지현·김민경(2020)은 농축산물의 특성상 유통단계가 길고 복잡하여 농축산물의 비대칭 가격전이가 높다고 제시하였다. 기초통계량만 볼 경우 한우의 소비자가격은 산지가격의 9배 이상 차이가 나며 돼지고기는 6배, 육계는 4배 이상 차이가 났다. 같은 연구에서의 분석 결과, 월별 자료의 경우 축산물의 가격이 대칭적으로 나타나 정부의 축산물 가격 대책과 유통구조가 개선되는 것으로 예상하였고, 일별 자료의 경우 한우, 돼지, 육계, 계란 시장 모두 비대칭적인 것으로 나타났다.

정지현·문홍성·장재봉·김민경(2018)은 시장이 효율적이고 완전경쟁상태이면 생산원가 등의 가격 변화가 도매·소매가격에 대칭적으로 반영되어야 하나, 만약 가격 변화에 따른 시차가 비대칭적일 경우 소득분배의 불균형으로 인한 후생 불균형을 초래한다고 하였다. 또한 대부분의 선행연구에서 국내 축산물 시장에 비대칭적 가격전이가 존재하며 그 요인으로 축산물 시장의 불완전경쟁상태, 산지는 완전경쟁상태이나 도매단계의 중간상인과 소매단계의 소수 대형유통업체는 수요과점(oligopsony)이기 때문이라고 하였다. 수입 축산물 시장 구조와 효율성을 파악하기 위하여 수입 축산물 시장의 유통단계별 가격 비대칭성을 분석한 결과, 장기적으로 수입 축산물 유통단계에서 비대

침적인 가격전이가 나타나므로 향후 수입 축산물 시장의 유통단계의 투명성 확보가 필요하다고 제시하였다.

최승철·정경수(1999)는 국내 쇠고기, 돼지고기, 닭고기를 대상으로 산지와 소비지 간 가격전달의 비대칭성 여부를 Houch 모형, 비대칭 오차수정모형(ECM)을 이용하여 검토하였다. 세 품목 모두 산지와 소비지 간 가격전달에서 비대칭성이 존재하지 않다고 나타났다. 그러나 정부의 축산물 유통구조 개선 대책의 효과가 발휘된 것인지 분석 자료의 특성에 기인한 것인지, 그 원인에 대해서는 정확하게 결론을 내지는 못했다. 심춘수·정경수·김민경(2006)은 쇠고기, 돼지고기, 닭고기, 계란 등의 가격에서 비대칭성이 존재한다고 밝혔고, 특히 쇠고기는 도매-소매 단계에서 비대칭성이 나타났다고 밝혔다.

기타 농축산물 가격의 변동성과 관련한 연구로 권오상(1990), 이병서·고성보(1992)는 도매가격이 소매가격을 선도하고, 산지가격이 도매가격을 선도한다고 하였다. 최병옥(2011)은 배추의 경우 도매가격이 소매가격에 미치는 영향이 크다고 하였다. 박미성·김태훈(2009)은 쌀 저가미의 경우 산지가격과 소비자 가격 간 상호 영향력이 높다고 밝혔다. 강태훈(2007)은 배추, 감자, 양파를 대상으로 도매시장 경락가격과 농산물 반입량의 관계를 분석한 결과, 당일 반입량이 도매시장 가격에 영향을 미치므로 농산물 가격 예측 시에 반입량을 고려해야 한다고 하였다.

강태훈(2007)은 쇠고기, 돼지고기, 닭고기 및 계란 가격의 변동성 구조를 파악하였다. 축산물의 종류에 따라 변동성은 상이하였으며 조건부 분산을 검토한 결과, 돼지고기 가격은 1980년대 초에 상승하였다가 점점 감소한 반면, 쇠고기, 닭고기, 계란 가격은 시간이 지남에 따라 변동성이 확대되어 가격이 불안정해졌다는 것을 밝혔다. 쇠고기와 계란은 가격에 계절성이 없는 반면 돼지고기와 닭고기는 계절성이 나타났다. 분석에 사용된 네 개의 축산물 가격 모두 시장충격에 대한 단기적인 효과는 크지 않으나 장기기억효과가 큰 것으로 나타났다.

이처럼 선행연구들은 주로 가격전이의 비대칭성과 관련된 연구가 대부분이다. 그러나 유통단계별 가격전이의 비대칭성이 존재하더라도 축산물 가격은 유통단계별로 수렴할 수 있다. 가격전이의 비대칭성은 가격이 상승할 때와 하락할 때 발생하는 반면, 수렴성은 추세와 관련되어 있기 때문이다. 이에 본 연구는 쇠고기와 돼지고기의 가격이 유통단계별로 수렴하는지를 분석한다는 점에서 선행연구들과 차별된다. 본 연구는 이처럼 유통단계별 가격의 수렴성에 관심을 가지며, 더불어 가격전이의 비대칭성을 분석하여 수렴성의 원인 여부를 살펴본다.

3. 분석 방법 및 자료

축산물의 유통단계별 유통마진(유통비용)은 직접비, 간접비, 이윤이 합해진 비용이 누적된다. 축산물의 유통비용은 해마다 증가하고 있다. 2019년도 축산물 유통비용의 전년 대비 증가율은 0.3%p 상승한 47.8%이며 축종별로는 쇠고기 48.5%, 돼지고기 44.8%, 닭고기 54.1%, 오리고기 46.7%, 계란 52.3%이다. 같은 기간 단계별 유통비용의 전년 대비 증가율은 출하단계 1.4%, 도매단계 16.0%, 소매단계 30.4%로 나타났다. 또한 같은 기간 동안 유통가격은 생산, 도매, 소매 단계에서 쇠고기와 계란의 가격은 상승하였으나 돼지고기, 닭고기, 오리고기의 가격은 하락하였다(축산물품질평가원 2020).¹

전술한 바와 같이 본 연구는 이러한 축산물 중에서도 생산 비중이 높은 소고기와 돼지고기에 관심을 갖는다. 실제로 통계청 보도자료(2020년 12월 4일 자)에 따르면 2018년 기준 축산물 생산액 중 돼지의 비율은 44.6%로 가장 높고, 한육우의 비율은 31.9%로 두 번째로 높은 수준이다. 2019년도 쇠고기의 생산 및 출하는 경매출하 56.1%, 직매(임도축) 43.9%에 이르며 도매단계에서는 식육포장처리업체 90.7%, 도축장 직반출 9.3%이며 소매단계에서는 대형마트 24.0%, 정육점 23.0%, 슈퍼마켓 21.1%, 일반음식점 18.2% 등이 있다. 같은 기간 쇠고기의 두당 가격은 생산 및 출하단계에서 8,907천 원, 도매단계 10,483천 원, 소매단계 17,282천 원이다. 돼지고기의 경우 생산 및 출하단계에서 직매출하 93.4%, 경매출하 6.6%가 이루어지며, 도매단계에서는 식육포장처리업체(임가공 포함) 95.2%, 도축장 직반출이 4.8%가 이루어진다. 소매단계에서는 대형마트 23.2%, 정육점 23%, 일반음식점 18.6%, 슈퍼마켓 14.2%, 기타 2차 가공, 단체급식소, 백화점 등이 있다. 같은 기간 돼지고기의 두당 가격은 생산 및 출하단계 337천 원에서 도매단계에서는 426천 원, 소매단계에서는 611천 원을 차지한다.

이러한 소고기와 돼지고기를 바탕으로 유통단계별 가격의 수렴성과 비대칭성을 검증하기 위해 다음과 같은 분석 방법론을 가지며, 관련 이용 자료에 대한 기초 통계량을 분석한다.

1 조사 대상은 소: 한우 거세 1+등급, 돼지: 탕박 1등급, 닭: 통닭 11호, 오리: 통오리 24호, 계란 30개: 일반 특란을 기준으로 함.

3.1. 분석 방법

본 연구의 분석 대상은 유통단계별 소·돼지 가격이라는 점에서 시계열 데이터 분석이 수행되어야 한다. 시계열 데이터를 분석하기 위해서는 정상성(stationarity) 검정을 시행해야 하는데, 이는 허구적 회귀(spurious regression)의 문제 때문이다. 시계열이 정상성을 충족한다는 것은 시계열 데이터가 시간에 따라 평균과 분산이 일정하다는 것이다. 이에 소의 산지가격, 도매가격, 소매가격과 돼지의 산지가격, 도매가격, 소매가격에 대한 정상성 검정을 수행한다. 정상성 검정을 위해 Dickey and Fuller(1979)가 제안한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 Phillips and Perron(1988)이 제안한 PP(Phillips-Perron) 검정을 바탕으로 단위근 존재 여부를 판단한다.

시계열이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우, 해당 시계열은 불안정한 시계열이고, 이와 같은 불안정한 시계열에 대해 회귀분석을 시도하는 경우 허구적 회귀(Spurious Regression)가 발생할 수 있다(Hamilton 1994). 그러나 시계열 데이터가 불안정하더라도, 불안정한 시계열 간 공적분 관계가 성립한다면 허구적 회귀의 문제가 해결되어 회귀분석을 시도하는 데 있어 문제가 되지 않는다. 이러한 공적분 관계를 검정하기 위해 Johansen(1991)이 제시한 방법론을 활용한다. 만약 불안정한 시계열 데이터 간의 공적분 관계가 있다면, 전술한 바와 같이 허구적 회귀의 문제를 고려하지 않아도 되기 때문에 회귀분석을 시도하게 되는데 이를 장기 균형식(공적분 관계식)이라고 한다. 또한 변수들 간의 단기 동태 관계를 살펴보기 위한 단기 동태식은 이러한 장기 균형관계를 반영해야 하는데, 이러한 모형을 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)이라고 한다. 예를 들어 X 와 Y 의 2개 변수 간에 공적분 관계가 성립하면 Engle and Granger(1987)가 제안한 오차수정모형은 다음과 같다.

장기 균형식:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \epsilon_t \quad (1)$$

단기 동태식:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \cdot \Delta X_{t-j} + \rho \cdot \epsilon_{t-1} + v_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}, \quad \Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

한편, 유통단계별로 가격전이가 쌍방에서 발생하는지 여부를 검정하기 위해 Granger(1969)가 제시한 인과성 검정을 수행한다. 예를 들어 X 와 Y 의 2개 변수에 대한 인과성 검정을 수행하는 경우, 2개 변수를 종속변수로 하는 다음과 같은 VAR(Vector Autoregressive, 벡터자기회귀)모형을 설정한다. 이를 바탕으로 귀무가설(H_0) ‘ X 는 Y 의 Granger 인과관계가 아니다’를 검정하기 위해 ‘ $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ ’을 검정한다. 또한 귀무가설(H_0) ‘ Y 는 X 의 Granger 인과관계가 아니다’를 검정하기 위해 ‘ $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_n = 0$ ’을 검정한다. 만약, X 는 Y 의 Granger 인과관계이고, Y 는 X 의 Granger 인과관계인 쌍방 인과관계가 성립하는 경우, X 는 Y 의 관계는 VAR모형을 고려해야 한다.

$$Z_t = B_0 + \sum_{i=1}^m B_i \cdot Z_{t-i} + E_t \quad (3)$$

$$Z_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix}, \quad B_0 = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \gamma_0 \end{bmatrix}, \quad B_i = \begin{bmatrix} \alpha_i & \beta_i \\ \gamma_i & \delta_i \end{bmatrix}, \quad E_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

따라서 유통단계별 가격에 대한 추정식은 단위근 검정, 공적분 검정, 인과성 검정 결과에 따라 다르게 설정된다. 먼저 단위근 검정을 통해 시계열 데이터가 안정적인 시계열의 경우에는 원데이터를 종속변수 및 설명변수로 하는 방정식을 설정할 수 있다. 반면 단위근이 존재하는 경우, 공적분 검정을 통해 공적분 관계가 존재하는 경우와 공적분 관계가 존재하지 않는 경우로 구분한다. 공적분 관계가 존재하는 경우, 전술한 바와 같이 장기 균형식을 반영하여 단기 동태식을 설정하는 오차수정모형을 고려해야 한다. 공적분 관계가 존재하지 않는 경우, 불안정한 시계열 데이터를 안정적인 시계열로 전환하기 위해 차분을 하고, 차분을 통해 안정적인 시계열 데이터를 바탕으로 방정식을 설정한다. 한편, 인과성 검정 결과에 따라 단일 방정식 또는 연립 방정식으로 구분된다. 인과성 검정 결과, 쌍방 인과관계가 성립하는 경우에는 VAR모형을 고려해야 한다.

이처럼 검정 결과에 따라 유통단계별 가격 함수의 종류가 다양하기 때문에 가격 함수를 모두 수식으로 정리하기에는 지면상의 한계가 있다. 따라서 추정되어야 하는 유통단계별 가격 함수는 검정 결과를 바탕으로 설명한다. 이렇게 설정된 가격 함수를 바탕으로 산지-도매가격 간 수렴성, 도매-소매가격 간 수렴성을 검정하기 위해 현재의 도매(소매)가격에 대한 전기의 산지(도매)가격의 한계효과를 분석한다. 한계효과의 절대치가 1보다 작다는 것은 산지-도매가격, 도매-소매가격 간의 격차가 축소되어 수렴성을 충족한다고 할 수 있다.

이와 함께 산지-도매가격 간 수렴성, 도매-소매가격 간 수렴성의 원인으로 작용할 수 있는 유통단계별 가격의 비대칭성을 검정한다. 비대칭성은 가격이 상승할 때와 하락할 때로 구분하여 ‘상승할

때의 한계효과와 하락할 때의 한계효과가 같다'는 귀무가설을 검정함으로써 분석된다. 이와 같은 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한다. 전술한 바와 같이 유통단계별 가격의 비대칭성 검정을 위해 추정되어야 하는 함수 역시 검정 결과에 따라 다양한 추정식이 설정되기 때문에 추후 진행되는 검정 결과에 맞추어 수식을 추가하여 설명한다.

3.2. 기초 데이터 분석

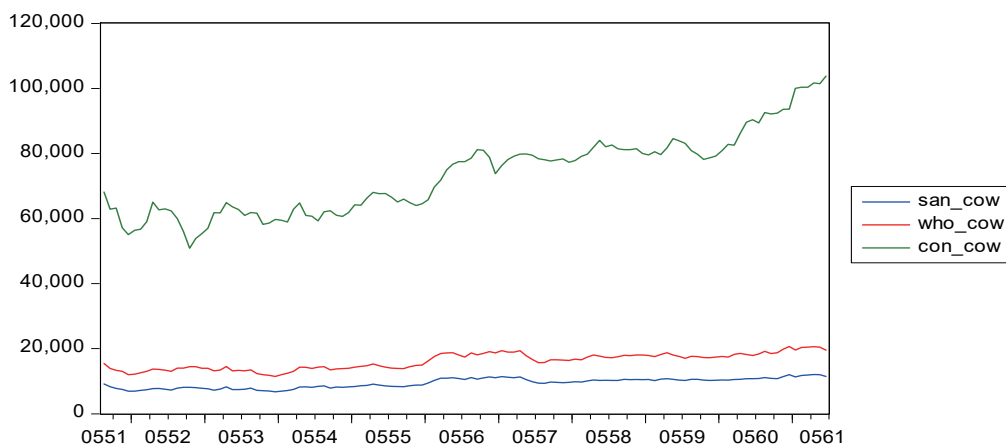
본 연구는 축산물품질평가원의 축산물 가격 통계를 활용한다. 또한 분석 데이터는 가용 가능한 2011년 1월부터 2020년 11월까지의 월별 데이터를 활용한다. 그런데 소와 돼지의 유통단계별 가격이 동일 부위로 제공되고 있지 않아, 이에 다음과 같이 대리변수(proxy variable)로 산지가격, 도매가격, 소매가격을 대체한다. 소의 경우에는 산지가격으로 농가수취가격, 도매가격으로 1등급 지육가격, 소매가격으로 등심 가격을 대리변수로 활용한다. 돼지의 경우에는 산지가격으로 농가수취가격, 도매가격으로 탕박 1등급 가격, 소매가격으로 삼겹살 가격을 대리변수로 활용한다. 또한 농가수취가격(이하 산지가격)이 600kg 기준으로 작성되고 있기 때문에 1kg으로 전환했고, 도매가격은 1등급 1kg을 기준으로, 소비자 가격은 1등급 등심 1kg을 기준으로 데이터를 설정했다. 돼지의 경우에는 농가수취가격(이하 산지가격)이 110kg 기준으로 작성되고 있기 때문에 1kg으로 전환했고, 도매가격은 1등급 1kg을 기준으로, 소비자 가격은 삼겹살 1kg을 기준으로 데이터를 설정했다.

한우의 소비자 가격이 상승세를 지속하고 있는 반면 돼지의 소비자 가격은 큰 폭의 진폭을 지니고 있는 것으로 나타났다. 실제로 분석 기간인 2011년 1월부터 2020년 11월까지의 평균 증가율을 분석한 결과, 한우의 산지가격 증가율은 0.188%인 데 반해 도매가격 증가율은 0.191%, 소매가격 증가율은 0.346%인 것으로 나타났다. 반면 돼지의 산지가격의 증가율은 -0.168%, 도매가격 증가율은 -0.183%, 소매가격 증가율은 0.148%인 것으로 나타났다. 이는 돼지의 경우에는 2011년 1월보다 2020년 11월의 산지가격과 도매가격이 오히려 하락한 반면 소매가격은 상승했다는 것을 의미한다. 그래프상으로 살펴보면, 한우의 경우 도매가격과 소매가격 간의 격차는 확연히 확대되고 있다는 것을 알 수 있지만, 산지가격과 도매가격 간의 격차는 판단하기 어렵다. 돼지의 경우에는 산지가격과 도매가격 간 격차와 도매가격과 소매가격 간 격차에 대한 수렴성 여부를 판단하기 더욱 어렵다. 본 연구는 이러한 수렴성을 검정하기 위해 수렴성의 원인 중 하나가 될 수 있는 비대칭성을

함께 검정하고자 한다. 이와 같은 수렴성은 유통단계별로 발생하는 유통마진의 독점을 살펴본다는 점에서 중요하다 하겠다.

그림 1. 소의 유통단계별 가격 추이

(단위: 원/kg)

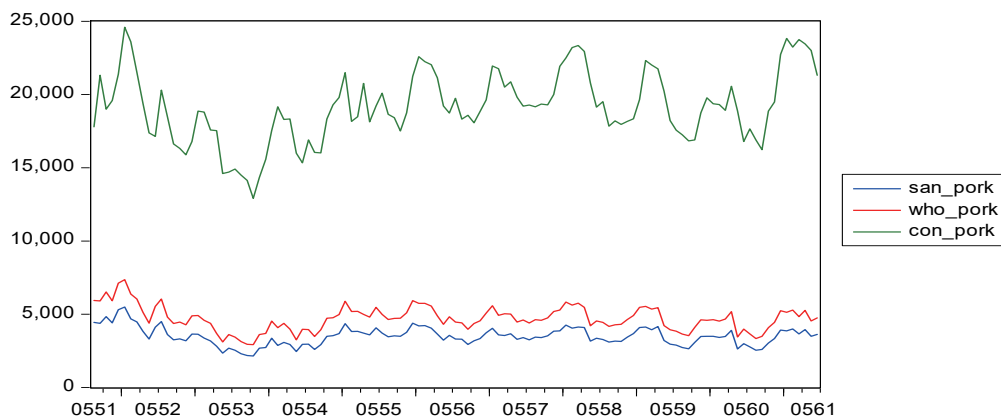


주: san_cow: 산지 쇠고기 가격, who_cow: 도매 쇠고기 가격, con_cow: 소비지 쇠고기 가격

자료: 축산물품질평가원, 축산물가격통계.

그림 2. 돼지의 유통단계별 가격 추이

(단위: 원/kg)



주: san_pork: 산지 돼지고기 가격, who_pork: 도매 돼지고기 가격, con_pork: 소비지 돼지고기 가격

자료: 축산물품질평가원, 축산물가격통계.

분석 기간 동안 쇠고기 산지가격, 도매가격, 소매가격의 평균은 각각 kg당 9,421원, 16,126원, 73,370원인 것으로 나타났다. 또한 쇠고기 산지가격의 최댓값과 최솟값은 각각 kg당 12,055원과 6,778원이고, 도매가격의 최댓값과 최솟값은 각각 kg당 20,643원과 11,476원이고, 소매가격의 최댓값과 최솟값은 103,802원과 50,899원이다. 다음으로 돼지고기 산지가격, 도매가격, 소매가격의 평균은 각각 kg당 3,497원, 4,709원, 19,137원인 것으로 나타났다. 또한 돼지고기 산지가격의 최댓값과 최솟값은 각각 kg당 5,493원과 2,157원이고, 도매가격의 최댓값과 최솟값은 각각 kg당 7,362원과 2,928원이고, 소매가격의 최댓값과 최솟값은 24,600원과 12,919원이다.

표 1. 소와 돼지의 유통단계별 가격 기초 통계량

구분	쇠고기			돼지고기		
	산지가격	도매가격	소매가격	산지가격	도매가격	소매가격
평균	9,421	16,126	73,370	3,497	4,709	19,137
중앙값	9,747	16,620	76,716	3,493	4,643	18,998
최댓값	12,055	20,643	103,802	5,493	7,362	24,600
최솟값	6,778	11,476	50,899	2,157	2,928	12,919
표준편차	1,484	2,446	12,337	614	835	2,395
왜도	-0.13	-0.05	0.40	0.35	0.32	0.01
첨도	1.69	1.76	2.42	3.49	3.38	2.73
관측지 수	119	119	119	119	119	119

자료: 저자 작성.

4. 분석 결과

4.1. 정상성 검정 및 공적분 검정

전술한 바와 같이 시계열 데이터의 정상성 검정을 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 바탕으로 단위근 존재 여부를 판단한다. 다음의 <표 2>는 단위근 검정 결과를 요약한 것이며, ADF 검정의 적정 시차는 SBC(Schwarz Bayesian Criterion) 통계량 기준으로 설정된다. 소의 경우에는 유통단계별 가격 데이터는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을

기각할 수 없는 것으로 나타난 반면, 1차 차분한 유통단계별 가격 데이터는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있었다. 이는 소 산지가격, 도매가격, 소매가격은 정상성을 충족하지 않지만 소의 산지가격, 도매가격, 소매가격을 차분한 데이터는 정상성을 충족한다는 것을 의미한다. 반면, 돼지의 산지가격, 도매가격, 소매가격 데이터는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났으며 이는 이들 데이터들은 정상성을 충족한다는 것을 의미한다.

표 2. 가격 데이터에 대한 단위근 검정

구분	유통단계	원데이터		1차 차분 데이터	
		ADF 검정	PP 검정	ADF 검정	PP 검정
소	산지가격	-0.85(1)	-0.91	-10.20(1)***	-10.20***
	도매가격	-1.00(1)	-1.00	-10.02(1)***	-10.00***
	소매가격	0.72(1)	0.52	-9.36(1)***	-9.39***
돼지	산지가격	-3.32(12)**	-3.59***	-	-
	도매가격	-3.19(12)**	-3.60***	-	-
	소매가격	-3.04(12)**	-3.52***	-	-

주 1) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

자료: 저자 작성.

이처럼 소의 산지가격, 도매가격, 소매가격은 단위근을 지닌 불안정한 시계열이고, 이들 불안정한 시계열에 대해 회귀분석을 시도하는 경우 허구적 회귀가 발생하게 된다(Hamilton 1994). 그러나 비록 소의 산지가격, 도매가격, 소매가격 데이터에 단위근이 존재하더라도, 공적분 관계가 성립한다면 정상성을 충족하지 않더라도 허구적 회귀의 문제가 해결되어 회귀분석을 시도하는 데 있어 문제가 되지 않는다. 이에 공적분 관계에 대한 검정을 수행한다. 이러한 공적분 관계는 변수들 간의 장기 균형관계라는 점에서도 의미가 있다. 돼지의 경우에는 산지가격, 도매가격, 소매가격이 모두 정상성을 충족하기 때문에 공적분 검정을 수행할 필요성이 없다. 이에 소의 산지가격과 도매가격, 도매가격과 소매가격 간 공적분 관계 여부를 검정하기 위해 전술한 바와 같이 Johansen(1991)이 제시한 방법론을 활용한다. 또한 공적분 검정을 위한 시차는 1과 2를 활용한다. 검정 결과, 산지가격과 도매가격의 경우에는 공적분 관계가 1개 존재하는 것으로 나타난 반면, 도매가격과 소매가격의 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

표 3. 소의 유통단계별 가격에 대한 공적분 검정

구분	적정 시차	공적분 관계의 수	Max-Eigen Value	λ_{trace}
산지가격과 도매가격	1	$r = 0$	16.98**	18.02**
		$r \leq 0$	1.03	1.03
	2	$r = 0$	12.58*	13.35
		$r \leq 0$	0.77	0.77
도매가격과 소매가격	1	$r = 0$	11.22	11.26
		$r \leq 0$	0.03	0.03
	2	$r = 0$	9.02	9.08
		$r \leq 0$	0.07	0.07

자료: 저자 작성

주 1) *: 신뢰 수준 90%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

3) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

이러한 검정 결과, 소의 산지가격과 도매가격은 장기 균형관계를 고려하는 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)으로 추정하는 것이 바람직한 반면, 소의 도매가격과 소매가격은 시계열 데이터의 정상성을 충족하지 못하기 때문에 허구적 회귀의 문제가 발생하지 않도록 안정적인 시계열로의 전환을 위해 1차 차분한 후 회귀분석을 수행한다. 반면, 돼지의 유통단계별 가격은 모두 정상성을 충족하기 때문에 원데이터를 바탕으로 시계열 분석을 시도할 필요성이 있다.

4.2. 인과성 검정

이와 같이 시계열 데이터의 정상성을 검정한 이후, 인과성을 검정하고 이를 바탕으로 유통단계별 가격 함수를 추정함으로써 수렴성을 검정하고자 한다. 인과성 검정을 위해 수식 (3)과 같이 Granger(1969)가 제시한 방법론을 활용한다.

소는 1차 차분된 유통단계별 가격을 바탕으로 인과성 검정을 수행하고, 돼지는 유통단계별 원데이터를 바탕으로 인과성 검정을 수행한다. 검정 결과, 소의 산지가격과 도매가격 간에는 인과성이 성립하지 않는 반면, 소의 도매가격은 소매가격에 대해 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 또한 돼지의 경우에는 산지가격과 도매가격 간에는 상호 인과관계가 성립하고, 도매가격은 소매가격에 대해 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다.

표 4. 소와 돼지에 대한 유통단계별 가격에 대한 인과성 검정

구분	인과성	귀무가설	시차	F 통계량
소	산지가격과 도매가격 (1차 차분 데이터)	산지가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	1	1.35
		도매가격이 산지가격의 Granger 인과관계가 아니다.		3.65
		산지가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	2	0.81
		도매가격이 산지가격의 Granger 인과관계가 아니다.		2.63
	도매가격과 소매가격 (1차 차분 데이터)	도매가격이 소매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	1	7.29***
		소매가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.		0.21
		도매가격이 소매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	2	5.19***
		소매가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.		0.89
돼지	산지가격과 도매가격	산지가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	1	0.30
		도매가격이 산지가격의 Granger 인과관계가 아니다.		0.77
		산지가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	2	4.95***
		도매가격이 산지가격의 Granger 인과관계가 아니다.		5.37***
	도매가격과 소매가격	도매가격이 소매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	1	23.42***
		소매가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.		1.94
		도매가격이 소매가격의 Granger 인과관계가 아니다.	2	33.69***
		소매가격이 도매가격의 Granger 인과관계가 아니다.		1.13

주: ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

자료: 저자 작성.

4.3. 가격전이의 비대칭성 검정

다음으로 정상성 검정 및 공적분 검정 그리고 인과성 검정 결과를 바탕으로 유통단계별 가격전이의 비대칭성(Asymmetric Price Transmission: APT)을 검정한다. 이처럼 비대칭성을 검정하는 것은 수렴성의 원인 중 하나로 비대칭성을 고려하기 때문이다. 소의 산지-도매가격 간에는 공적분 관계가 성립하기 때문에 장기 균형식을 추정한 후 단기 동태식을 바탕으로 수렴성 여부와 함께 비대칭성을 검정한다. 물론, 소의 산지-도매가격 간에는 인과관계가 성립하지 않지만 장기 균형관계를 포함하는 오차수정모형에서는 다른 결과가 나타날 수 있기 때문에 오차수정모형으로 가격전이 및 비대칭성을 살펴본다. 소의 소매가격은 정상성을 충족하지 않기 때문에 1차 차분한 데이터를 바탕으로 소의 도매가격에 대한 수렴성 여부와 비대칭성을 검정한다. 돼지의 소매가격은 비록 정상성을 충족하지만 소의 소매가격과 마찬가지로 1차 차분한 데이터를 바탕으로 돼지의 도매가격에 대한 수렴성 여부와 비대칭성을 검정한다. 돼지의 도매가격은 산지가격과 상호 인과성이 성립하기 때문

에 벡터자기회귀(Vector Autoregressive: VAR)모형을 활용해야 하지만 가격전이의 비대칭성 분석에서는 돼지 소매가격과 동일하게 단기 동태식을 추정한다. 그리고 모든 추정식에 대한 적정 시차는 SBC 통계량을 기준으로 설정한다.

우선, 소의 산지-도매가격 간 공적분 관계를 활용하여 소의 도매가격에 대한 수렴성과 비대칭성을 검증한다. 이를 위해 다음과 같은 장기 균형식과 단기 동태식을 설정한다. 또한 소의 소매가격과 돼지의 소매가격에 대한 함수는 소 도매가격의 단기 동태식을 활용한다.

소의 도매가격에 대한 장기 균형식:

$$c_{2,t} = \pi_0 + \pi_1 \cdot c_{1,t} + \epsilon_t \quad (4)$$

소의 도매가격에 대한 단기 동태식:

$$\begin{aligned} \Delta c_{2,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i^+ \cdot \Delta c_{2,t-i} \cdot I_t^+ + \sum_{i=1}^m \alpha_i^- \cdot \Delta c_{2,t-i} \cdot I_t^- \\ & + \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \cdot \Delta c_{1,t-j} \cdot D_t^+ + \sum_{j=0}^n \beta_j^- \cdot \Delta c_{1,t-j} \cdot D_t^- + \rho \cdot \epsilon_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad (5)$$

소의 소매가격에 대한 단기 동태식:

$$\begin{aligned} \Delta c_{3,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i^+ \cdot \Delta c_{3,t-i} \cdot I_{3,t}^+ + \sum_{i=1}^m \alpha_i^- \cdot \Delta c_{3,t-i} \cdot I_{3,t}^- \\ & + \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \cdot \Delta c_{2,t-j} \cdot I_{2,t}^+ + \sum_{j=0}^n \beta_j^- \cdot \Delta c_{2,t-j} \cdot I_{2,t}^- + v_t \end{aligned} \quad (6)$$

돼지의 도매가격에 대한 단기 동태식:

$$\begin{aligned} \Delta p_{2,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i^+ \cdot \Delta p_{2,t-i} \cdot D_{2,t}^+ + \sum_{i=1}^m \alpha_i^- \cdot \Delta p_{2,t-i} \cdot D_{2,t}^- \\ & + \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \cdot \Delta p_{1,t-j} \cdot D_{1,t}^+ + \sum_{j=0}^n \beta_j^- \cdot \Delta p_{1,t-j} \cdot D_{1,t}^- + v_t \end{aligned} \quad (7)$$

돼지의 소매가격에 대한 단기 동태식:

$$\begin{aligned} \Delta p_{3,t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i^+ \cdot \Delta p_{3,t-i} \cdot D_{3,t}^+ + \sum_{i=1}^m \alpha_i^- \cdot \Delta p_{3,t-i} \cdot D_{3,t}^- \\ & + \sum_{j=0}^n \beta_j^+ \cdot \Delta p_{2,t-j} \cdot D_{2,t}^+ + \sum_{j=0}^n \beta_j^- \cdot \Delta p_{2,t-j} \cdot D_{2,t}^- + v_t \end{aligned} \quad (8)$$

$c_{i,t}$: 소의 t 기 i 유통단계 가격($i=1$ (산지), 2 (도매), 3 (소매)),

$p_{i,t}$: 돼지의 t 기 i 유통단계 가격($i=1$ (산지), 2 (도매), 3 (소매)),

$$\Delta c_{i,t} = c_{i,t} - c_{i,t-1}, \quad \Delta c_{1,t} = c_{1,t} - c_{1,t-1}, \quad (9)$$

$$I_{k,t}^+ \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta c_{k,t} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \quad I_{k,t}^- \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta c_{k,t} < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases},$$

$$D_{k,t}^+ \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta p_{k,t} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \quad D_{k,t}^- \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta p_{k,t} < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

이러한 식을 바탕으로 소의 도매가격, 소의 소매가격, 돼지의 도매가격, 돼지의 소매가격에 대한 추정 결과를 요약한 것이 다음의 <표 5>이다. 소의 산지-도매가격 간에는 양의 장기 균형관계가 성립하는 것으로 나타났다. 또한 소의 산지-도매가격이 장기 균형관계에서 벗어날 때 장기 균형으로 회복하는 조정 속도를 의미하는 전기 오차항에 대한 추정치(ρ)의 절댓값은 1보다 작은 것으로 나타났다. 이는 소의 도매-산지가격이 장기 균형관계에서 벗어날 때 장기 균형으로 회복하고 있다는 것을 의미하고, 특히 부호가 0보다 작다는 것은 도매가격과 산지가격이 장기 균형 값보다 큰 경우 다음 기에 작아져서 장기 균형으로 회복한다는 것을 의미한다. 반면 단기 동태식을 살펴보면, 산지가격이 상승하는 경우 소의 도매가격은 산지가격보다 더 크게 증가하고, 산지가격이 하락하는 경우 소의 도매가격은 더 크게 하락하는 것으로 나타났다.

다음으로 유통단계별 가격전이에 대한 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한다. 우선, 소 산지가격의 상승과 하락이 소 도매가격에 영향을 미치는 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한 결과, 산지가격 상승에 의한 도매가격에 대한 한계효과와 산지가격 하락에 의한 한계효과는 대칭적인 것으로 나타났다. 이러한 이유로 소의 산지가격 상승과 하락 폭에 따라 산지가격에

대한 도매가격의 수렴성은 달라질 수 있다. 다만, 유통단계에 관계없이 소의 가격은 상승하고 있다는 점에서 산지가격에 대한 도매가격은 수렴하지 않는다는 것을 의심할 수 있다.

반면 소의 소매가격은 도매가격이 1원 상승할 때보다 더 많이 상승하지만, 도매가격이 1원 하락할 때보다는 더 적게 하락하는 것으로 나타났다. 특히, 도매가격이 하락할 때는 통계적으로 소의 소매가격에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 실제로 소의 도매가격 상승과 하락이 소의 소매가격에 영향을 미치는 비대칭성을 검정하는 Wald 검정 결과 역시 비대칭적인 것으로 나타났다. 다만, 도매가격에 대한 소매가격의 한계효과는 1.197로 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있다.

한편, 돼지의 도매가격은 산지가격이 상승하는 경우 더 크게 상승하고, 산지가격이 하락하는 경우 더 크게 하락하는 것으로 나타났다. 또한 돼지 산지가격 상승과 하락이 돼지 도매가격에 영향을 미치는 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한 결과, 소 도매가격과 마찬가지로 산지가격 상승에 의한 도매가격에 대한 한계효과와 산지가격 하락에 의한 한계효과는 대칭적인 것으로 나타났다. 특이한 것은 돼지 도매가격은 전기 돼지 도매가격이 하락할 때 오히려 상승하는 것으로 나타났다.

돼지의 도매가격에 대한 소매가격의 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한 결과, 대칭적인 것으로 나타났다. 돼지의 소매가격은 동기, 전기, 전전기 도매가격에 영향을 받는 것으로 나타났다. 돼지의 동기 도매가격이 1원 상승하는 경우 소매가격은 1.677원 상승하고 1원 하락하는 경우에는 1.498원 하락하는 것으로 나타났다. 또한 전기의 도매가격이 1원 상승하는 경우 돼지 소매가격은 2.214원 상승하는 반면 1원 하락하는 경우 돼지의 소매가격은 2.159원 하락하는 것으로 나타났다. 전전기 도매가격이 소매가격에 미치는 영향은 통계적으로 의미가 없는 것으로 나타났다. 이는 도매가격이 상승할 때와 하락할 때 소매가격은 더 크게 변동한다는 것을 의미한다. 또한 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 검정을 수행한 결과, 동기 도매가격이 돼지 소매가격에 미치는 영향은 상승에 의한 한계효과와 하락에 의한 한계효과가 동일한 것으로 나타났다. 전기 도매가격과 전전기 도매가격 역시 소매가격에 영향을 미치는 효과는 대칭적인 것으로 나타났다. 또한 모든 기의 도매가격 상승효과와 하락효과에 대한 Wald 검정($\beta_0^+ + \beta_1^+ + \beta_2^+ = \beta_0^- + \beta_1^- + \beta_2^-$) 역시 귀무가설을 기각할 수 없기 때문에 대칭적인 것으로 나타났다. 그러나 소의 도매가격에서 전술한 바와 같이 유통단계에 관계없이 돼지의 가격은 상승하고 있다는 점에서 도매가격에 대해 돼지의 소매가격은 수렴하지 않는다는 것을 의심할 수 있다.

표 5. 장기 균형식 및 단기 동태식 추정 결과

장기 균형식		단기 동태식				
변수	소 도매가격	변수	소 도매가격	소 소매가격	돼지 도매가격	돼지 소매가격
π_0	698.075*** (4.29)	α_0	5.326 (0.16)	-51.335 (-0.14)	-17.485 (-1.54)	-32.083 (-0.21)
π_1	1.637*** (95.86)	α_1^+	-0.011 (-0.19)	0.100 (0.66)	0.035 (1.54)	-0.296** (-2.33)
		α_1^-	0.019 (0.32)	0.169 (1.02)	-0.054*** (-2.70)	-0.283** (-2.26)
		β_0^+	1.708*** (16.90)	1.197** (2.00)	1.348*** (43.49)	1.677*** (6.34)
		β_0^-	1.682*** (15.77)	-0.512 (-0.82)	1.358*** (50.18)	1.498*** (6.59)
		β_1^+				2.214*** (7.21)
		β_1^-				2.159*** (7.98)
		β_2^+				0.554 (1.66)
		β_2^-				0.202 (0.74)
		ρ	-0.278*** (-4.13)			

주 1) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

3) (): t-value.

자료: 저자 작성.

표 6. 비대칭성 검정(Wald 통계량)

구분	소 도매가격	소 소매가격	돼지 도매가격	돼지 소매가격
$\alpha_1^+ = \alpha_1^-$	0.094	0.070	6.031**	0.005
$\beta_0^+ = \beta_0^-$	0.021	2.670***	0.035	0.184
$\beta_1^+ = \beta_1^-$	-	-		0.015
$\beta_2^+ = \beta_2^-$	-	-		0.577
$\beta_0^+ + \beta_1^+ + \beta_2^+ = \beta_0^- + \beta_1^- + \beta_2^-$	-	-		0.155

주 1) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

자료: 저자 작성.

4.4. 가격전이의 수렴성 검토

다음으로 가격전이의 수렴성을 검토하기 위해 유통단계별 전기 가격이 현재 가격에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 다음과 같은 회귀식을 설정하며 적정 시차는 SBC 통계량을 기준으로 설정한다. 다만, 돼지의 산지-도매가격 함수를 추정하기 위해서는 벡터자기회귀(VAR)모형을 활용한다. 이는 돼지의 산지가격과 도매가격이 인과성 검토 결과 상호 인과관계가 성립하기 때문이며 적정 시차는 Granger 인과성이 성립한 시차 2를 설정한다. 더불어 돼지 가격은 정상성을 충족하기 때문에 원데이터를 활용한 벡터자기회귀모형과 1차 차분한 데이터를 활용한 벡터자기회귀모형의 추정 결과를 제시한다.

$$\Delta c_{2,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta c_{2,t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \cdot \Delta c_{1,t-j} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta c_{3,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta c_{3,t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \cdot \Delta c_{2,t-j} + \epsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta p_{3,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta p_{3,t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \cdot \Delta p_{2,t-j} + \epsilon_t \quad (12)$$

$$P_t = A_0 + \sum_{i=1}^m A_i \cdot P_{t-i} + E_t \quad (13)$$

$$P_t = \begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix}, A_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{1,0} \\ \alpha_{2,0} \end{bmatrix}, A_i = \begin{bmatrix} \alpha_{1,1,i} & \alpha_{1,2,i} \\ \alpha_{2,1,i} & \alpha_{2,2,i} \end{bmatrix}, E_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

추정 결과를 요약한 것이 다음의 <표 7>이다. 소도매가격의 경우에는 소산지가격이 1원 변동할 때 1원 이상 변동하기 때문에 소도매가격과 산지가격은 수렴하지 않는다는 것을 알 수 있다. 돼지 소매가격 역시 돼지 도매가격이 1원 변동할 때 1원 이상 변동하기 때문에 돼지 소매가격과 도매가격은 수렴하지 않는다는 것을 알 수 있다. 반면, 소소매가격의 경우에는 동기의 소도매가격이 1원 변동할 때와 전기의 소도매가격이 1원 변동할 때 각각 1원 이하로 변동하는 것으로 나타났다. 또한 소도매가격 변동에 따른 소매가격 변동의 크기를 살펴보기 위해 $\beta_0 - \beta_1 = 1$ 에 대한 단측검정을 실시한 결과, 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 이는 소소매가격과 도매가격 간에는 수렴성을 충족한다는 것을 의미한다. 돼지 소매가격은 동기의 도매가격, 전기의 도매가격, 전전기의 도

매가격이 1원 변동할 때 각각 1원 이상 변동하는 것으로 나타났으며, 이는 돼지 소매가격과 돼지 도매가격 간에는 수렴성이 성립하지 않는다는 것을 의미한다.

표 7. 유통단계별 가격 함수 추정

구분	소 도매가격	소 소매가격	돼지 소매가격
α_0	0.714 (18.39)	296.154 (1.62)	75.879 (1.17)
α_1			-0.287*** (-3.43)
β_0	1.683*** (33.35)	0.328 (1.05)	1.572*** (12.28)
β_1		0.882*** (2.89)	2.174*** (12.01)
β_2			0.358* (1.87)

주 1) *: 신뢰 수준 90%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

3) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

4) (): t-value.

자료: 저자 작성.

돼지 도매가격 함수 추정 결과를 요약한 표는 다음의 <표 8>과 같고, 벡터자기회귀모형에서 한계효과는 다음의 수식과 같다. 이를 바탕으로 원데이터 추정 결과에 대한 한계효과를 산출한 결과, t 기 돼지 산지가격 변동에 대한 도매가격의 한계효과는 1.754, $t-1$ 기 돼지 산지가격 변동에 대한 도매가격의 한계효과는 -0.329, $t-2$ 기 돼지 산지가격 변동에 대한 도매가격의 한계효과는 -1.026으로 시기별 한계효과의 절댓값은 t 기만 1보다 작은 것으로 나타났지만 시기별 전체 한계효과는 1보다 작은 것으로 나타났다.

t 기 돼지 산지가격 변동에 의한 t 기 돼지 도매가격의 한계효과:

$$\frac{\partial p_{2,t}}{\partial p_{1,t}} = \frac{\alpha_{2,2,1}}{\alpha_{1,2,1}} \quad (14)$$

$t-1$ 기 돼지 산지가격 변동에 의한 t 기 돼지 도매가격의 한계효과:

$$\frac{\partial p_{2,t}}{\partial p_{1,t-1}} = \alpha_{2,1,1} - \frac{\alpha_{2,2,1} \times \alpha_{1,1,1}}{\alpha_{1,2,1}} \quad (15)$$

$t-2$ 기 돼지 산지가격 변동에 의한 t 기 돼지 도매가격의 한계효과:

$$\frac{\partial p_{2,t}}{\partial p_{1,t-2}} = \alpha_{2,1,2} - \frac{\alpha_{2,2,1} \times \alpha_{1,1,2}}{\alpha_{1,2,1}} \quad (16)$$

표 8. 돼지 산지가격 및 도매가격 함수 추정

구분	원 데이터	
	산지가격	도매가격
$\alpha_{1,0}/\alpha_{2,0}$	635.697*** (3.25)	860.615*** (3.22)
$\alpha_{1,1,1}/\alpha_{2,1,1}$	-1.168** (-1.51)	-2.378** (-2.24)
$\alpha_{1,1,2}/\alpha_{2,1,2}$	2.492*** (3.15)	3.345*** (3.09)
$\alpha_{1,2,1}/\alpha_{2,2,1}$	1.452*** (2.56)	2.547*** (3.29)
$\alpha_{1,2,2}/\alpha_{2,2,2}$	-1.829*** (-3.14)	-2.449*** (-3.07)

주 1) **: 신뢰 수준 95%에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

2) ***: 신뢰 수준 99%에 귀무가설을 기각함을 나타냄.

3) (): t-value.

자료: 저자 작성.

이상의 결과를 요약하면, 소의 도매가격은 소매가격에 수렴하는 반면 소의 산지가격은 도매가격에 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 돼지의 경우에는, 도매가격은 소매가격에, 소매가격은 도매가격에 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 또한 유통단계별 가격이 수렴하지 않는 원인은 비대칭성에 의한 것은 아니었다. 다만, 소의 소매가격은 도매가격이 하락할 때보다 상승할 때 더 많이 상승한 것으로 나타났지만, 이러한 이유로 도매가격이 소매가격에 수렴하지 않는 것은 아니다.

5. 요약 및 결론

축산물 시장은 유통단계가 복잡하고 다수의 공급자와 소수의 수요자가 존재하는 대표적인 수요 독점(monopsony)시장이다. 이는 가격의 비대칭성을 초래하고 결과적으로 농축산물 시장의 비효율성을 낳는다. 따라서 축산물 유통단계의 어떠한 부분에서 가격의 비대칭성이 나타나는지 발견하는 것은 이 문제를 해결하는 데 중요한 단서가 될 것이다.

본 연구는 축산물 시장의 수렴성을 검정하고 수렴성의 원인 중 하나가 될 수 있는 비대칭성을 함께 검정하였다. 축산물품질평가원의 2011년 1월부터 2020년 11월까지의 월별 축산물 가격 데이터를 이용하여 시계열 데이터의 정상성을 검정한 후, 인과성을 검정하고 이를 바탕으로 유통단계별 가격 함수를 추정함으로써 수렴성을 검정하였다.

시계열 데이터를 분석하기 위하여 정상성(stationarity) 검정 결과 소 산지가격, 도매가격, 소매가격은 정상성을 충족하지 않지만 이들을 차분한 데이터는 정상성을 충족하였다. 반면, 돼지의 산지가격, 도매가격, 소매가격 데이터는 모두 정상성을 충족하였다. 또한 소의 산지-도매가격, 도매-소매가격 간 공적분 관계 여부를 검정한 결과, 산지-도매가격의 경우에는 공적분 관계가 1개 존재하는 것으로 나타난 반면, 도매-소매가격의 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

분석 결과, 소의 산지가격과 도매가격 간에는 인과성이 성립하지 않는 반면, 소와 돼지의 도매가격은 소매가격에 대해 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 또한 돼지의 산지-도매가격 간에는 상호 인과관계가 성립한다. 유통단계별 가격전이의 비대칭성(Asymmetric Price Transmission: APT)에 대한 분석 결과, 소의 산지가격 상승에 의한 도매가격에 대한 한계효과와 산지가격 하락에 의한 한계효과는 대칭적인 것으로 나타났다. 이러한 이유로 소의 산지가격 상승과 하락 폭에 따라 산지가격에 대한 도매가격의 수렴성은 달라질 수 있다. 다만, 유통단계에 관계없이 소의 가격은 상승하고 있다는 점에서 산지가격에 대한 도매가격은 수렴하지 않는다는 것을 의심할 수 있다. 반면 소의 소매가격은 도매가격이 1원 상승할 때보다 더 많이 상승하지만 도매가격이 1원 하락할 때 보다는 더 적게 하락하는 것으로 나타났다. 특히, 도매가격이 하락할 때는 통계적으로 소의 소매가격에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 실제로 소의 도매가격 상승과 하락이 소의 소매가격에 영향을 미치는 비대칭성을 검정하는 Wald 검정 결과 역시 비대칭적인 것으로 나타났다. 다만, 도매가

격에 대한 소매가격의 한계효과는 1.197로 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있다.

본 연구는 가격전이의 수렴성을 검토하기 위해 유통단계별 전기 가격이 현재 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 결론적으로 소의 도매가격은 소매가격에 수렴하는 반면 소의 산지가격은 도매가격에 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 돼지의 경우에는, 도매가격은 소매가격, 소매가격은 도매가격에 수렴하지 않는 것으로 나타났다. 또한 유통단계별 가격전이의 수렴성이 나타나지 않는 원인은 비대칭성에 의한 것은 아니었다. 다만, 소의 소매가격은 도매가격이 하락할 때보다 상승할 때 더 많이 상승한 것으로 나타났지만, 이러한 이유로 도매가격이 소매가격에 수렴하지 않은 것은 아니다.

쇠고기의 도매가격은 산지가격의 변동보다 더 큰 폭으로 조정되며 돼지고기의 소매가격은 도매가격의 변동에 비해 더 큰 폭으로 조정되는 것으로 나타났다. 가격전이의 수렴성이 쇠고기와 돼지고기 시장에 각기 다르게 나타나는 것은 국내 축산물 유통이 산지와 도매, 도매와 소매 단계에 따라 독립적으로 이루어진다고 유추할 수 있다. 구체적으로 소의 경우 산지-도매가격, 돼지의 경우 도매-소매가격에서 시장의 비효율성이 나타난다고 판단할 수 있다. 시장의 비효율성은 적은 경쟁업체 수, 높은 산지 거래비용, 도매단계의 중개수수료 등에서 기인할 수 있다. 이처럼 유통단계별 가격의 비대칭성은 유통단계별 정보의 비대칭성을 의미하고, 시장의 비효율성을 야기한다. 이는 축산물 시장에서 유통 채널의 어느 한 주체가 이익을 점유할 가능성이 높다는 것을 의미하므로 정부가 이와 관련된 정책을 마련할 필요성이 있다.

이러한 의미 있는 분석에도 불구하고, 본 연구는 가축 질병 등과 같은 변수들을 반영하지 못한 점, 그리고 데이터의 부재로 인해 소와 돼지의 동일 부위에 대한 유통단계별 가격 분석이 아닌 산지가격, 도매가격, 소매가격의 대리변수를 활용하여 분석한 점에서 한계를 지닌다. 또한 본 연구는 실제 데이터를 이용한 시계열 분석 방법을 이용함으로써 구체적인 시사점을 제시하기보다는 유통단계별 가격의 수렴성 검토에 초점을 맞추고 있다. 따라서 향후에는 보다 차별화된 분석 방법을 통해 축산물 유통구조의 효율화를 위한 정책적 시사점을 제시할 수 있는 후속 연구가 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

참고 문헌

- 강태훈. 2007. “도매시장 경락가격과 반입량의 상호관계 분석-배추, 감자, 양파를 중심으로.” 『농업경제연구』 제48권 제4호. pp. 45-67.
- 강태훈. 2011. “축산물 가격의 비대칭전이에 관한 실증연구.” 『식품유통연구』 제28권 제2호. pp. 67-83.
- 권오상. 1990. “인과성 검정을 이용한 쇠고기 시장가격의 특성 분석.” 『농촌경제』 제13권 제4호. pp. 41-50.
- 문홍성, 정지현, 김민경. 2020. “축산물 가격의 비대칭성 검증.” 『농업경제연구』 제61권 제1호. pp. 27-49.
- 박문수, 이경희, 황선웅. 2012. “축산물 유통단계 간 가격발견과정 및 인과관계 분석.” 『농촌경제』 제35권 제1호. pp. 1-28. <http://doi.org/10.36464/jrd.2012.35.1.001>
- 박미성, 강태훈. 2009. “POS 자료를 활용한 쌀 소비자가격과 산지가격의 인과성 분석.” 『농촌경제』 제31권 제6호. pp. 1-16. <http://doi.org/10.36464/jrd.2009.31.6.001>
- 심춘수, 정경수, 김민경. 2006. “한국 축산물 가격의 비대칭성.” 『농업경영·정책연구』 제33권 제4호. pp. 1113-1126.
- 송우진, 허덕, 지인배, 이용진. 2014. “축산물유통조사 조사설계연구.” 한국농촌경제연구원.
- 이병서, 고성보. 1992. “주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석.” 『농촌경제』 제15권 제2호. pp. 25-36.
- 임상수, 조승현. 2012. “육계 유통단계별 가격과 변동성의 비대칭성 분석.” 『농촌경제』 제35권 제3호. pp. 25-44. <http://doi.org/10.36464/jrd.2012.35.3.002>
- 정민국, 허덕. 2000. “유통단계별 쇠고기가격의 인과성 분석.” 『농촌경제』 제23권 제1호. pp. 55-66.
- 정지현, 문홍성, 장재봉, 김민경. 2018. “수입축산물의 비대칭적 가격전이.” 『농업경영·정책연구』 제45권 제3호. pp. 376-397. <http://doi.org/10.30805/KJAMP.2018.45.3.376>
- 최병욱. 2011. “소비자 시장의 배추 가격 효율성과 인과성 분석.” 『식품유통연구』 제28권 제2호.
- 최승철, 정경수. 1999. “돼지고기, 닭고기 대칭적, 쇠고기 비대칭적.” 『농촌경제』 제23권 제1호. pp. 55-66.
- 황찬영, 신인식. 2016. “안동농협농산물공판장을 중심으로 한 산지도매가격과 소비자 도매시장 가격의 인과성 분석-사과를 중심으로.” 『한국협동조합연구』 제34권 제1호. pp. 123-142. <http://doi.org/10.35412/kjcs.2016.34.1.006>
- 축산물품질평가원. 2020. “2019년 축산물 유통실태.”
- 축산물품질평가원. 축산물가격통계.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1979. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” *Journal of the American Statistical Association*. vol. 74, pp. 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing.” *Econometrica*. vol. 55, no. 2, pp. 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Granger, C. W. J. 1969. “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods.” *Econometrica*. vol. 37, pp. 424-438. <https://doi.org/10.1017/ccol052179207x.002>
- Hamilton, J. B. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton NJ; Princeton University Press.
- Johansen, S. 1991. “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.” *Econometrica*. vol. 59, no. 6, pp. 1551-1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Phillips, P. C. B., Perron, P. 1988. “Testing for a Unit Root in Time Series Regression.” *Biometrika*. vol. 75, no. 2, pp. 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>