

육계 유통단계별 가격과 변동성의 비대칭성 분석

임상수* 조승현**

Keywords

가격 비대칭성(price asymmetry), 변동성 비대칭성(volatility asymmetry), 일반화된 자기 회귀 조건부 이분산 모형(GARCH model : Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model)

ABSTRACT

The retail price is increasing rapidly compared to farm price and wholesale price in the Korean chicken market. This paper focuses on that there are two reasons for this happening. The first one is the price and volatility asymmetry in the chicken marketing channel, and the second one is the avian influenza. There are 4 avian influenzas from 2000 in Korea. The GJR-GARCH model is used to test it. Results show that there is asymmetry in the speed of retail price and in the sum of retail price adjustments to wholesale price. But wholesale price responds similarly to farm price change. This paper shows that the volatility of retail prices to wholesale prices is asymmetric. Finally, only the third and fourth avian influenza had influenced the positive effect on the retail price. So this paper concludes that price and volatility asymmetry and avian influenza make the retail price increase faster than farm price and wholesale price.

차례

- | | |
|------------------|----------|
| 1. 서론 | 3. 실증 분석 |
| 2. 분석 방법 및 이용 자료 | 4. 결론 |

* 한국지방세연구원 연구위원

** 서울대학교 대학원, 농경제사회학부 농업·자원경제학 전공 박사 과정

1. 서론

육류소비의 증가, 외식문화 확산, 간편·배달음식 이용증가 등으로 닭고기 소비가 꾸준히 확대되고 있다. 농림수산물식품부에 따르면 1인당 닭고기 소비량은 1990년 4kg에서 2010년 10.7kg으로 두 배 이상 증가했고, 향후에도 백색육(white meat) 선호 확산에 따라 닭고기 소비는 더욱 증가될 것으로 전망된다. 이러한 이유로 닭고기 소매가격이 급등하고 있다. 또한 그동안 물가 상승에 따르는 원료 가격 상승 역시 닭고기 소매가격을 상승시켜 왔다. 그러나 닭고기 소매가격 상승이 이러한 수요견인(demand-pull)과 비용인상(cost-push)만으로 설명하기에는 석연치 않은 부분이 있다. 왜냐하면 유통단계별 가격 상승 속도와 가격 차이가 확대되고 있기 때문이다. 실제로 1995년 1월부터 2011년 10월까지 육계 시장의 유통단계별 kg당 가격을 살펴보면, 먼저 도매가격과 산지가격 간 차는 동기간 805원에서 1,564원으로 759원 증가한 데 반해 소매가격과 도매가격 간 차는 동기간 814원에서 2,417원으로 1,603원 급증했다. 또한 관측기간인 1995년 1월부터 2011년 10월의 211개월 동안 닭 산지가격과 도매가격은 각각 월평균 0.2%와 0.25% 상승한 데 반해 소매가격은 월평균 0.34% 상승한 것으로 나타났다.

본 연구는 이처럼 닭 소매가격이 산지가격과 도매가격에 비해 급등하고 있는 원인을 육계시장의 유통단계별 가격 비대칭성 및 가격 변동성의 비대칭성에 주목하고자 한다. 일반적으로 농산물이나 에너지 시장에서 사업자는 원가가 상승할 경우 판매가격을 빠르게 상승시키고, 원가가 하락할 경우 판매가격을 느리게 하락시키는 이윤추구 행위를 보인다. 이와 같은 현상의 원인은 시장지배력, 정보의 비대칭성 등에 기인하는 것으로 알려져 있고 이를 가격전이의 비대칭성(APT: Asymmetric Price Transmission)이라고 한다. 이와 같은 가격 비대칭성이 지속될 경우 도매가격은 산지가격에 비해 빠르게 상승하고, 소매가격은 도매가격에 비해 빠르게 상승하게 된다. 특히 이와 같은 가격전이의 비대칭성이 존재하면, 시장의 유통구조에 비효율성이 존재한다고 평가할 수 있고, 보다 효율적인 유통구조를 조성하기 위한 정책을 강구할 필요가 있게 된다. 따라서 가격전이의 비대칭성에 대한 검증은 정책적인 이유는 물론 학술적으로 매우 중요한 연구 대상이 된다.

이러한 중요성 때문에 국내외에서 축산물 가격의 비대칭성에 관한 연구가 몇몇 수행되었는데, 국내 연구는 강태훈(2011), 심춘수 외(2006), 최승철·정경수(1999) 등이 있고, 국외 연구에는 Mkhabela·Nyhodo(2011), Millet·Hayenga(2001), Goodwin·Holt(1999), Bernard·Willett(1996), Bailey·Brorsen(1989) 등이 있다.

기존 연구들이 분기별 또는 월별 자료를 사용한 반면, 강태훈(2011)은 일별자료를 사용하여 가격전이의 비대칭성을 분석했다는 점에서 독창성이 있다. 다만, 일별자료에 대한 획득의 어려움으로 2001년 1월에서 2007년 5월까지의 자료로 한정하여 분석을 하였다. 이 연구에서는 가격전이의 비대칭성을 발견하였는데, 쇠고기는 도매와 소매단계에서, 돼지고기와 계란은 소매단계에서 나타났다. 닭고기의 경우에는 가격전이의 비대칭성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 심춘수 외(2006)는 오차수정모형(ECM)을 사용하여 도매와 소매 단계 모두 분석하였고, 쇠고기·돼지고기·닭고기 등의 축산물은 가격 전달 과정에서 비대칭성이 존재함을 보였다. 최승철·정경수(1999)는 쇠고기의 경우 산지가격과 소비자가격 간 가격 전달이 비대칭적이었으나 돼지고기와 닭고기의 경우에는 대칭적이었음을 밝혔다.

국의 연구 중 Mkhabela·Nyhodo(2011)의 연구는 남아프리카공화국의 가금시장을 대상으로 가격 비대칭성에 대해 분석하였다. 오차수정모형을 통해 분석을 하였는데, 농가가격에서 소비자가격으로 가격전이는 대칭적인 것으로 나타났다. Miller·Hayenga(2001)는 돼지가격에 대한 연구를 하였는데, 비교적 주기가 짧은 돼지 소매가격은 도매가격에 대해 비대칭적이지만 모든 경우에 있어 반드시 비대칭적으로 나타난 것은 아니다. Goodwin·Holt(1999)는 미국 육우시장에서 가격 전이는 산지에서 도매, 산지에서 소매의 방향으로 진행되며 그 역으로는 발생하지 않음을 보였고, 통계적으로 대칭적임을 밝혔다. Bernard·Willett(1996)은 미국 육계시장에 대한 비대칭성을 연구하였는데, 도매가격이 하락할 때 산지가격은 완전히 하락하나 상승할 때는 충분히 반영되지 않았고, 반면 북중부(North Central)지역의 소비자가격은 도매가격과 비교하여 하락폭보다 상승폭이 더 높았다. Bailey·Brorsen(1989)은 비육우 시장을 바탕으로 지방의 비육우 가격은 가격을 선도하는 시장(price leading market)에 대해 비대칭적임을 밝혔다.

본 연구는 육계 시장을 중심으로 가격 및 변동성의 비대칭성을 유통단계별로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이는 육계 소매가격이 산지가격 및 도매가격에 비해 급등하고 있어 이에 대한 원인 분석을 위해서이다. 또한 육계 소매가격 급등의 원인으로 비대칭성과 함께 조류 인플루엔자를 지적하고자 한다. 이러한 이유로 본 연구는 다음과 같이 선행연구들과 차별된다고 할 수 있다. 첫째, 가격 비대칭성은 물론 가격 변동성(price volatility)의 비대칭성을 검토한다. 선행연구들은 축산물의 유통단계별 가격 전이에 초점을 맞춘 것이 일반적이다. 이 때문에 시장의 위험을 중시하는 금융 시장과 달리 축산시장의 경우 변동성 전이에 대한 연구는 크게 발전하지 못했다. 그러나 산지 시장의 가

1 쇠고기는 2002년 7월부터 사용함.

가격 상승에 대한 소매 시장의 가격 변동성과 산지 시장의 가격 하락에 대한 소매 시장의 가격 변동성은 크기가 같을 수도 다를 수도 있다. 만약 도매가격 상승에 따른 소매가격 변동성이 도매가격 하락 시보다 크다면 이는 도매가격이 상승할 때 소매가격에 대한 불확실성이 도매가격이 하락할 때 불확실성보다 크다는 것을 의미한다. 이처럼 시장의 불확실성을 나타내는 변동성에 대한 비대칭성은 시장의 가격 안정성을 판단할 수 있다는 점에서 중요하다. 이러한 해석적 측면뿐만 아니라 계량적으로도 가격 변동성의 비대칭성은 중요하다. 가격 변동성은 오차항의 분산으로 설명되며, 특히 오차항에 대한 이분산이 존재할 경우 이를 모형에 반영하지 않으면 공분산이 커져 추정치가 불필요하게 유의해질 가능성이 커지기 때문이다. 즉, 추정치 비교를 통한 가격 비대칭성 결과가 달라질 수 있다는 것이다. 둘째, 2000년 이후 네 차례 발생한 조류인플루엔자(이하, 조류 인플루엔자)가 닭 도매가격 및 소매가격에 미친 영향을 분석했다는 점에서 의의가 있다. 축산물 시장에서 전염병은 공급과 소비에 큰 영향을 주고, 이는 시장구조에 따라 가격의 상승이나 하락을 유발할 가능성이 높다. 이러한 점을 고려하면 축산물 가격을 분석하기 위해서는 반드시 가축전염병을 모형에 반영해야 한다.

이러한 내용을 바탕으로 본 논문은 다음과 같은 구성을 가지고 전개된다. 제2장에서는 가격 및 변동성 비대칭을 분석할 수 있는 방법론을 제시하고, 분석에 이용된 자료에 대하여 설명한다. 제3장에서는 제시된 방법론에 의한 분석결과를 보이고, 제4장에서 결론을 내린다.

2. 분석 방법 및 이용 자료

본 장은 육계의 산지가격, 도매가격, 소매가격을 대상으로 유통 단계별 가격 및 가격 변동성에 대한 비대칭성을 검정하기 위한 방법론을 소개하고, 실증 분석을 위해 사용할 데이터의 특징을 살펴본다.

2.1. 분석 방법

본 연구는 다양한 연구 중에서 Doong·Yang·Chiang(2005)과 Glosten·Jagannathan·Runkle(1993)이 제시한 모형을 수정한 연구에 관심을 갖는다. 일반적으로 Glosten·

Jagannathan·Runkle(1993)이 제시한 모형을 GJR-GARCH 모형이라 일컫는다. 본 연구는 Doong·Yang·Chiang(2005)이 제시한 모형을 다음과 같이 수정한다. 이는 본 연구의 관심이 유통단계별 가격 전이와 가격 변동성 전이에 있기 때문이다. 오차항에 대한 이분산성이 존재할 경우 <수식 3>과 <수식 4>을 각각 <수식 1>과 <수식 2>에 추가해야 한다. <수식 3>과 <수식 4>의 $I_{f,t-1}$, $I_{w,t-1}$ 은 각각 산지가격 및 도매가격의 상승과 하락 시 도매가격 및 소매가격 변동의 대칭성을 검정하기 위해서 포함된다. 또한 <수식 3>과 <수식 4>의 최대 시차를 1로 한 것은 모형의 단순성(parsimonious)을 위해서다.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & \Delta P_{w,t} = \alpha_{w,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{w,i} \Delta P_{w,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ \Delta P_{f,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^- \Delta P_{f,t-i}^- + \epsilon_{w,t}, \\
 & \epsilon_{w,t} / \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{w,t}) \\
 (2) \quad & \Delta P_{r,t} = \alpha_{r,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{r,i} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ \Delta P_{w,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^- \Delta P_{w,t-i}^- + \epsilon_{r,t}, \\
 & \epsilon_{r,t} / \Omega_{t-1} \sim N(0, h_{r,t}) \\
 (3) \quad & h_{w,t} = \omega_{w,0} + \gamma_{w,1} \epsilon_{w,t-1}^2 + \gamma_{w,2} h_{w,t-1} + \eta_w \epsilon_{w,t-1}^2 I_{f,t-1}^-, \\
 (4) \quad & h_{r,t} = \omega_{r,0} + \gamma_{r,1} \epsilon_{r,t-1}^2 + \gamma_{r,2} h_{r,t-1} + \eta_r \epsilon_{r,t-1}^2 I_{w,t-1}^-
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_{f,t} : & \text{ t 시기 산지가격, } \Delta P_{f,t} = P_{f,t} - P_{f,t-1}, \\
 P_{w,t} : & \text{ t 시기 도매가격, } \Delta P_{w,t} = P_{w,t} - P_{w,t-1}, \\
 P_{r,t} : & \text{ t 시기 소매가격, } \Delta P_{r,t} = P_{r,t} - P_{r,t-1},
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta P_{f,t}^+ &= \begin{cases} \Delta P_{f,t} & \text{if } \Delta P_{f,t} > 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \quad \Delta P_{f,t}^- = \begin{cases} \Delta P_{f,t} & \text{if } \Delta P_{f,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \\
 \Delta P_{w,t}^+ &= \begin{cases} \Delta P_{w,t} & \text{if } \Delta P_{w,t} > 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \quad \Delta P_{w,t}^- = \begin{cases} \Delta P_{w,t} & \text{if } \Delta P_{w,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \\
 \Delta P_{r,t}^+ &= \begin{cases} \Delta P_{r,t} & \text{if } \Delta P_{r,t} > 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \quad \Delta P_{r,t}^- = \begin{cases} \Delta P_{r,t} & \text{if } \Delta P_{r,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \\
 I_{f,t} &= \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{f,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \quad I_{w,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{w,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \\
 I_{r,t} &= \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{r,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}, \quad I_{w,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta P_{w,t} < 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}
 \end{aligned}$$

도매가격(산지가격)에 대한 소매시장(도매시장)의 가격 변화에 따른 반응 속도 및 가격 전이의 비대칭성을 검정하기 위해 Wald 통계량과 LR(Log-likelihood Ratio) 통계량

을 사용한다. $\beta_{r,i}^+ = \beta_{r,i}^-$ ($\beta_{w,i}^+ = \beta_{w,i}^-$)가 성립하면, 소매가격(도매가격)은 도매가격(산지가격)에 대해 반응속도가 통계적으로 같음을 의미한다. 또한 $\sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^-$ ($\sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^-$)가 성립하면, 도매가격(산지가격)에 의한 소매가격(도매가격)의 전이 는 통계적으로 대칭적임을 의미한다. Wald 통계량은 <수식 5>, LR 통계량은 <수식 6> 과 같으며, 두 통계량 모두 자유도가 1인 χ^2 분포를 따른다.

$$(5) \quad W = \frac{T(RSS_R - RSS_U)}{RSS_U} \sim \chi^2(1)$$

T : the number of observations,

SSE_R : Restricted Residual Sum of Squares ($\beta_i^+ = \beta_i^-$, $\sum_{i=0}^N \beta_i^+ = \sum_{i=0}^N \beta_i^-$),

SSE_U : Unrestricted Residual Sum of Squares

$$(6) \quad LR = -2[\ln LL_R - \ln LL_U] \sim \chi^2(1)$$

LL_R : Restricted Log-Likelihood value ($\beta_i^+ = \beta_i^-$, $\sum_{i=0}^N \beta_i^+ = \sum_{i=0}^N \beta_i^-$),

LL_U : Unrestricted Log-Likelihood value

산지가격에 대한 도매가격의 변동성과 도매가격에 대한 소매가격 변동성의 비대칭성 검증은 <수식 3>과 <수식 4>의 추정치 $\hat{\eta}_w$ 와 $\hat{\eta}_f$ 의 유의성을 살펴봄으로써 알 수 있다. 만약 $\hat{\eta}_w$ ($\hat{\eta}_f$)이 통계적으로 유의하다면, 도매가격(산지가격)이 상승할 때의 소매가격(도매가격) 변동성보다 도매가격(산지가격)이 하락할 때의 소매가격(도매가격) 변동성이 크다는 것을 의미한다.

2.2. 이용 자료

본 연구는 축산물 시장 중 육계 시장으로 한정하고, 1995년 1월부터 2011년 10월까지의 월별자료를 사용하여 분석한다.² 이용된 자료는 농업협동조합중앙회의 「축산물

2 기존연구와 달리 본 연구에서 소고기 시장과 돈육시장을 제외하고, 일별자료를 이용하지 못한

가격 및 수급자료」에서 1995년 1월부터 2011년 10월까지 제공된 닭의 산지, 도매, 소매가격의 월별 자료이다. 분석의 편의를 위해 유통 단계별 가격 데이터를 kg당 가격으로 환산하였다.

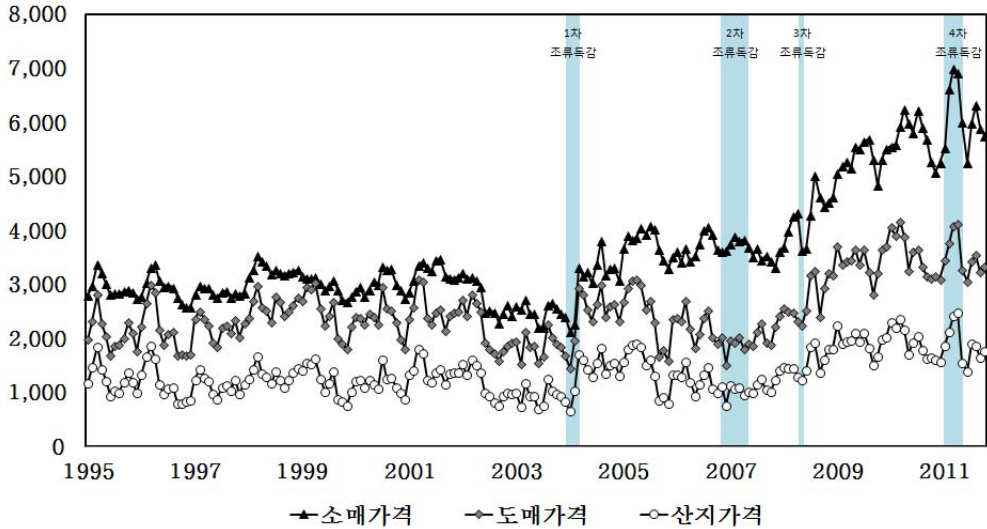
표 1. 고병원성 조류 인플루엔자 발생 월 설정

구 분	조정 전염병 발생 월 (연구자 설정)	전염병 발생기간 (검역당국 기준)	살처분 내용
1차	'03.12. ~ '04. 3.	'03.12.10 ~ '04.03.20	5,285천수
2차	'06.11. ~ '07. 3.	'06.11.22 ~ '07.03.06	2,800천수
3차	'08. 4. ~ '08. 5.	'08.04.01 ~ '08.05.12	10,294천수
4차	'11. 1. ~ '11. 5.	'10.12.29 ~ '11.05.17	6,472천수

<표 1>은 본 연구에서 이용될 고병원성 조류 인플루엔자의 발생 월을 보여준다. 첫 번째로 발생된 조류 인플루엔자는 2003년 12월로 2004년 3월까지 4개월간 발생하였고, 가금류 5,285천수를 살처분 하였다. 2차 발생은 2006년 11월에 발생하여 다음해 3월까지 발생하였고, 살처분 수는 다른 조류 인플루엔자 발생 때와 비교하여 가장 작은 2,800천수이다. 3차 발생은 다른 발생이 대부분 겨울철에 발생한 반면 2008년 4월에서 5월에 발생하였고, 가장 많은 10,294천수를 살처분 하였다. 마지막 발생한 조류 인플루엔자는 2010년 12월 29일부터 2011년 5월 17일까지 발생하였다. 본 연구에서는 2010년 12월 29일에 발생한 고병원성 조류 인플루엔자는 지나치게 월말에 발생한 점을 고려하여 12월을 제외하였다.

것은 다음의 이유 때문이다. 우선, 소고기를 제외한 것은 구제역으로 인한 소 산지시장의 폐장으로 산지가격에 결측치가 발생하였고, 2006년 4월 소고기 소매가격 통계의 기준변경으로 기존 시계열을 사용할 수 없었기 때문이다. 돼지고기는 2009년 3월부터 산지가격 조사가 중단되어 자료를 확보할 수 없었기 때문에 제외하였다. 아울러 일별자료를 사용하지 못한 것은 가축 전염병(구제역, 조류 인플루엔자)가 2000년부터 2011년까지 폭넓은 기간에 발생한 반면, 일별 자료는 강태훈(2011)의 연구에서 언급된 것처럼 2007년 5월까지밖에 획득할 수 없는 제한 때문이다.

그림 1. 닭 산지-도매-소매가격 추이



자료: 농협, 『축산물 가격 및 수급자료』, 각 연도

<그림 1>은 닭의 산지, 도매, 소매가격 추이를 나타낸 것이다. 산지와 도매가격 간 차이는 일정 수준을 유지하고 있는 것으로 보이며, 도매와 소매가격 간 차이는 소폭 증가하고 있는 것으로 보인다. 이처럼 도매와 소매가격 간 격차가 시간이 지남에 따라 증가하고 있는 것은 도매가격 하락에 따른 소매가격 하락보다 도매가격 상승에 따른 소매가격 상승이 더 컸기 때문이라 예상할 수 있다. 특히 소비자가격 변화를 살펴보면, 2003년 12월에 1차 발생한 직후 2004년 1월에 하락하고 2004년 2월부터 상승하여, 2004년 3월에 상승이 끝나는 ‘하락-상승’ 형태를 보인다. 2006년 11월에 발생한 2차 조류 인플루엔자 기간에는 큰 폭의 가격변화가 나타나지 않는다. 2008년 4월에 3차 조류 인플루엔자가 발생하였는데, 발생 당일 4,322원 하던 소비자가격이 2008년 5월에 3,620원까지 하락하였으나 2008년 6월 이후 급등세로 전환되었다. 이는 3차 조류 인플루엔자가 발생기간은 비록 2개월에 불과했지만, 살처분수가 무려 10,294천수에 달했기 때문으로 판단된다. 마지막으로 4차 발생기간인 2010년 12월에 바로 상승하기 시작하여 2011년 3월에 6,983원까지 상승한 모습을 보인다. 전반적으로 조류 인플루엔자의 발생은 곧바로 가격상승을 나타내거나, 하락했다 상승하는 형태를 보인다. 이를 미루어 볼 때, 1차 조류 인플루엔자, 3차 조류 인플루엔자, 4차 조류 인플루엔자가 닭 소매가격을 상승시킨 요인으로 추론할 수 있다.

3. 실증 분석

본 장에서는 앞서 소개한 Doong·Yang·Chiang(2005)이 수정한 GJR-GARCH 모형을 기반으로 육계의 유통 단계별 가격 및 가격 변동성의 비대칭성을 검증한다.

3.1. 단위근 검정

시계열 데이터를 분석하기 위해 가장 먼저 수행해야 할 것은 단위근(unit root) 검정이다. 단위근 검정을 통해 시계열 데이터의 안정성 여부를 판단할 수 있는데, 시계열 데이터가 안정적이라는 것은 시간에 따라 평균과 분산이 일정하다는 것을 의미한다. 이처럼 단위근 검정을 우선적으로 하는 이유는 시계열 데이터가 단위근을 가질 경우 실제 관련 없는 변수들이 서로 관련 있는 것처럼 판단되는 가성적 회귀(spurious regression) 현상이 발생할 위험이 크기 때문이다. 단위근 검정을 위해 ADF(Augmented Dickey -Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정을 일반적으로 사용한다. 본 연구에서는 절편은 있지만 트렌드는 없는 검정식을 사용한다. 두 검정의 귀무가설은 ‘시계열 데이터가 단위근을 갖는다’이다. 따라서 귀무가설이 기각될 때 안정적인 시계열 데이터라 할 수 있다.

표 2. 닭의 유통단계별 가격에 대한 단위근 검정

구 분	원데이터		1차 차분	
	ADF test	PP test	ADF test	PP test
산지가격	-4.61(0)*	-4.51*		
도매가격	-3.81(0)*	-3.68*		
소매가격	-0.66(2)	-0.94	-12.55(1)*	-18.36*

괄호는 SBC(Schwartz Bayesian Criteria) 통계량을 기준으로 정한 최적 시차를 의미함.

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

<표 2>는 닭의 산지, 도매, 소매가격의 원데이터와 1차 차분 데이터에 대한 ADF 검정과 PP 검정을 수행한 결과를 요약해 놓은 것이다. 산지가격과 도매가격에는 단위근이 존재하지 않는 반면 소매가격에는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 단위근이 존재한 시계열 데이터의 1차 차분을 통해 ADF 검정과 PP 검정을 재수행했다. 1

차 차분된 소매가격은 ‘시계열 데이터가 단위근을 갖는다’의 귀무가설을 유의수준 1%에서 기각할 수 있다. 불안정 시계열의 선형 결합은 안정 시계열이 될 수가 있어 이에 대한 검정인 공적분 검정을 수행하는 것이 일반적이지만, 산지가격과 도매가격 시계열 데이터가 단위근을 갖지 않기 때문에 공적분 관계는 검정하지 않는다. 따라서 다음 단계로 유통단계별 가격 인과성 검정을 수행한다.

3.2. 인과성 검정

인과성 검정은 추정식을 단일방정식 모형(single equation model)으로 선정할 것인지, 아니면 연립방정식 모형(simultaneous equation model)으로 선정할 것인지에 대한 기준이 된다. 인과성 검정은 Granger의 인과성을 활용하는 것이 일반적이다. 본 연구는 모형의 단순성을 위해 최대 시차를 2로 선정했기 때문에 Granger 인과성 검정의 시차 역시 1과 2 모두 적용한다. 검정 결과, 산지가격과 도매가격 간에는 Granger 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 반면 도매가격과 소매가격 간에는 시차 1에서는 양방향에서 Granger 인과관계가 있는 반면 시차 2에서는 도매가격에서 소매가격으로의 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 그리고 산지가격과 소매가격 역시 시차 1에서는 양방향에서 Granger 인과관계가 성립했으나, 시차 2에서는 산지가격에서 소매가격으로

표 3. 1차 차분 후 유통단계별 Granger 인과성 검정

귀무가설		시차	F 통계량
산지가격과 도매가격 간 인과성 검정	도매가격이 산지가격의 Granger cause가 아니다	1	0.14
	산지가격이 도매가격의 Granger cause가 아니다		0.81
	도매가격이 산지가격의 Granger cause가 아니다	2	0.34
	산지가격이 도매가격의 Granger cause가 아니다		0.01
도매가격과 소매가격 간 인과성 검정	소매가격이 도매가격의 Granger cause가 아니다	1	6.43**
	도매가격이 소매가격의 Granger cause가 아니다		16.90*
	소매가격이 도매가격의 Granger cause가 아니다	2	1.87
	도매가격이 소매가격의 Granger cause가 아니다		4.56**
산지가격과 소매가격 간 인과성 검정	소매가격이 산지가격의 Granger cause가 아니다	1	8.45*
	산지가격이 소매가격의 Granger cause가 아니다		20.83*
	소매가격이 산지가격의 Granger cause가 아니다	2	2.04
	산지가격이 소매가격의 Granger cause가 아니다		5.50*

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.
 ** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

로의 Granger 인과관계가 성립하는 것으로 나타났다. 또한 본 연구는 유통단계별 가격 전이의 비대칭성과 가격 변동성의 비대칭성을 검증하는 것이 목적이다. 이 때문에 대부분의 선행연구들은 인과성 검증 없이 산지가격이 도매가격의 원인이며, 도매가격은 소매가격의 원인이라는 가정을 활용해왔다. 이를 종합해 볼 때, 소매가격 함수를 추정할 때 도매가격이 설명변수로 활용되는 single equation model을 설정하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

3.3. 가격 함수 추정

Granger 인과성 검정을 수행한 결과, 소매 가격함수는 도매가격이 설명변수로 활용된다. 마찬가지로 비록 산지가격과 도매가격 간 인과관계가 성립하지 않은 것으로 나타났다, 선행연구들의 결과를 토대로 도매 가격함수 역시 산지 가격을 설명변수로 활용한다. 닭의 도매 및 소매 가격함수를 추정하기 위해 <수식 1>과 <수식 2>를 활용한다. 특히 앞서 기초 통계량에서 살펴보았듯이 조류 독감이 유통 단계별 닭 가격에 영향을 미칠 수 있기 때문에 이를 반영하기 위한 더미변수를 추가한다. 따라서 닭 도매 가격과 소매가격 추정식은 <수식 7> 및 <수식 8>로 나타난다.

$$(7) \quad \Delta P_{w,t} = \alpha_{w,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{w,i} \Delta P_{w,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ \Delta P_{f,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^- \Delta P_{f,t-i}^-$$

$$+ \kappa_1 D_{1,t+1} + \kappa_2 D_{2,t+1} + \kappa_3 D_{3,t+1} + \kappa_4 D_{4,t+1} + \epsilon_{w,t}$$

$$(8) \quad \Delta P_{r,t} = \alpha_{r,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{r,i} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ \Delta P_{w,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^- \Delta P_{w,t-i}^-$$

$$+ \pi_1 D_{1,t+1} + \pi_2 D_{2,t+1} + \pi_3 D_{3,t+1} + \pi_4 D_{4,t+1} + \epsilon_{r,t}$$

$$D_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } 2003\text{년 } 12\text{월} \sim 2004\text{년 } 3\text{월} \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases} : 1\text{차 조류 인플루엔자 더미,}$$

$$D_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } 2006\text{년 } 11\text{월} \sim 2007\text{년 } 3\text{월} \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases} : 2\text{차 조류 인플루엔자 더미,}$$

$$D_{3,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } 2008\text{년 } 4\text{월} \sim 2008\text{년 } 5\text{월} \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases} : 3\text{차 조류 인플루엔자 더미,}$$

$$D_{4,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } 2011\text{년 } 1\text{월} \sim 2011\text{년 } 5\text{월} \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases} : 4\text{차 조류 인플루엔자 더미}$$

또한 SBC 통계량 기준으로 적정 시차를 선정한다. 이를 바탕으로 <수식 7>과 <수식 8>을 추정한 결과를 요약한 것이 <표 4>이다. 추정 결과를 살펴보면, 네 번의 조류 독감 중 닭 도매가격에 영향을 미치는 것은 없었다. 반면 소매가격은 세 번째 조류 인플루엔자(2008년 4~5월)과 네 번째 조류 인플루엔자(2011년 1월~5월)의 영향을 받았던 것으로 분석되었다. 이는 소매가격이 산지가격과 도매가격에 비해 빠르게 상승한 이유 중에 하나가 바로 조류 인플루엔자임을 보여준다.

표 4. 닭 도매가격 및 소매가격 함수 추정 결과

변수	도매가격	변수	소매가격
$\alpha_{w,0}$	-5.390 (-0.5)	$\alpha_{r,0}$	-90.908 (-1.3)
$\alpha_{w,1}$	-0.293* (-4.3)	$\alpha_{r,1}$	
$\alpha_{w,2}$	0.313* (-4.7)	$\alpha_{r,2}$	-0.192* (-2.9)
$\beta_{w,0}^+$	1.350* (37.9)	$\beta_{r,0}^+$	1.195* (7.6)
$\beta_{w,0}^-$	1.281* (37.8)	$\beta_{r,0}^-$	0.821* (5.1)
$\beta_{w,1}^+$	0.463* (4.8)	$\beta_{r,1}^+$	0.541* (3.5)
$\beta_{w,1}^-$	0.344* (3.7)	$\beta_{r,1}^-$	0.348** (2.2)
$\beta_{w,2}^+$	0.408* (4.2)	$\beta_{r,2}^+$	0.298*** (1.7)
$\beta_{w,2}^-$	0.484* (5.3)	$\beta_{r,2}^-$	0.085 (0.5)
		κ_3	568.797* (2.2)
		κ_4	358.119* (2.3)

주) 괄호는 t 통계량을 나타냄.

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

*** : 10% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

추정된 결과를 <수식 5>와 <수식 6>을 이용하여 비대칭성 검정을 수행한다. <표 5>는 Wald 검정과 LR 검정의 결과이다. 전반적으로 닭 도매가격은 산지가격에 대한 반응 속도와 가격 전이에 있어 대칭적인 것으로 나타났다. 또한 닭 소매가격 역시 도매 가격에 대해 반응속도와 가격 전이에 있어 대칭적인 것으로 나타났다. 반면, 전기($t-1$)의 산지가격에 대한 도매가격의 반응속도는 신뢰수준 95%에서 통계적으로 비대칭적인 것으로 분석되었다.

표 5. 산지가격에 대한 도매가격의 비대칭성 검정 결과

산지가격에 대한 도매가격			도매가격에 대한 소매가격		
귀무가설	Wald	LR	귀무가설	Wald	LR
$\beta_{w,0}^+ = \beta_{w,0}^-$	0.06	1.45	$\beta_{r,0}^+ = \beta_{r,0}^-$	1.92	2.01
$\beta_{w,1}^+ = \beta_{w,1}^-$	4.11**	4.26**	$\beta_{r,1}^+ = \beta_{r,1}^-$	0.51	0.54
$\beta_{w,2}^+ = \beta_{w,2}^-$	1.68	1.75	$\beta_{r,2}^+ = \beta_{r,2}^-$	0.63	0.66
$\sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^-$	1.18	1.23	$\sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^-$	2.52	2.64

** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

선행연구들은 오차항에 대한 이분산성을 고려하여 추정식에 반영하지 않고 축산물 유통단계별 가격 비대칭성을 검정해왔다. 본 연구는 오차항에 대한 이분산성 검정을 수행하여 만약 오차항에 대한 이분산성이 존재할 경우 일반화된 자기회귀 조건부 이분산(GARCH : Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형을 가격 함수에 반영한다. 오차항에 대한 이분산성을 검정하기 위해 Ljung-Box의 Q검정 및 LM검정을 수행한다. Q 통계량은 <수식 9>, LM 통계량은 <수식 10>와 같으며, 두 통계량 모두 χ^2 분포를 따른다. 또한 귀무가설은 ‘오차항에 대한 이분산성이 존재하지 않는다’이다.

$$(9) \quad Q = N(N+2) \cdot \sum_{k=1}^q \frac{\hat{\rho}_k^2}{N-k} \sim \chi_q^2$$

$$\hat{\rho}_k^2 = \frac{\sum_{t=k+1}^N (\mu_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\mu_{t-k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^N (\mu_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2}, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \mu_t^2, \quad \mu_t: \text{오차}$$

(10) $LM(q) = W'Z(Z'Z)^{-1}Z'W$

$$W = \left(\frac{\mu_1^2}{\sigma^2}, \dots, \frac{\mu_N^2}{\sigma^2} \right),$$

$$Z = \begin{pmatrix} 1 & \mu_0^2 & \dots & \mu_{-q+1}^2 \\ 1 & \mu_1^2 & \dots & \mu_{-q+2}^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \mu_{N-1}^2 & \dots & \mu_{-q+N}^2 \end{pmatrix},$$

σ^2 : the variance of μ_t , μ_t : 오차

<표 6>은 오차항에 대한 이분산성 검정 결과를 요약해 놓은 것이다. 닭의 도매가격 및 소매가격 함수에 대한 오차항은 이분산성의 성질을 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 추정식 <수식 7>과 <수식 8>은 GARCH 모형을 반영하여 재추정할 필요성이 있다. 결국 닭 도매 및 소매가격의 최종 추정식은 <수식 11>과 <수식 12>와 같이 된다.

표 6. 오차항에 대한 이분산성 검정

	시차	도매가격	소매가격
Q statistic	1	1.33	1.33
	2	8.22**	1.37
	3	8.22**	25.82*
	4	8.30***	35.67*
	5	9.29***	38.63*
LM statsitc	1	0.01	0.11
	2	7.14*	0.79
	3	4.90*	7.40**
	4	3.66*	22.33*
	5	2.92**	23.01*

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.
 ** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.
 *** : 10% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

$$(11) \quad \Delta P_{w,t} = \alpha_{w,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{w,i} \Delta P_{w,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ \Delta P_{f,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^- \Delta P_{f,t-i}^-$$

$$\kappa_1 D_{1,t+1} + \kappa_2 D_{2,t+1} + \kappa_3 D_{3,t+1} + \kappa_4 D_{4,t+1} + \epsilon_{w,t}$$

$$h_{w,t} = \omega_{w,0} + \gamma_{w,1} \epsilon_{w,t-1}^2 + \gamma_{w,2} h_{w,t-1} + \eta_w \bar{I}_{f,t-1},$$

$$(12) \quad \Delta P_{r,t} = \alpha_{r,0} + \sum_{i=1}^M \alpha_{r,i} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ \Delta P_{w,t-i}^+ + \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^- \Delta P_{w,t-i}^-$$

$$\pi_1 D_{1,t+1} + \pi_2 D_{2,t+1} + \pi_3 D_{3,t+1} + \pi_4 D_{4,t+1} + \epsilon_{r,t}$$

$$h_{r,t} = \omega_{r,0} + \gamma_{r,1} \epsilon_{r,t-1}^2 + \gamma_{r,2} h_{r,t-1} + \eta_r \bar{I}_{w,t-1}$$

GARCH 모형의 적정 시차는 시차 1을 상한으로 했으며, SBC 통계량을 기준으로 적정 시차를 선정했다. 또한 앞서 언급한 것과 같이 유통단계별 가격 변동성의 비대칭성을 검정하기 위해 Doong·Yang·Chiang(2005)이 수정한 GJR-GARCH 모형을 활용한다. 이를 바탕으로 추정한 결과를 요약한 것이 <표 7>이다. 유통단계별 가격 변동성에 대한 비대칭성은 <수식 11>과 <수식 12>의 η_w 와 η_r 이 통계적으로 유의한지 여부로 검정한다. η_w 가 통계적으로 유의하면 산지가격 하락에 따른 도매가격 변동성이 산지가격 상승에 따른 도매가격 변동성보다 크다는 것을 의미하며, 이는 비대칭성이 존재함을 의미한다. 또한 η_r 이 통계적으로 유의하면 도매가격 하락에 따른 소매가격 변동성이 도매가격 상승에 따른 소매가격 변동성보다 크다는 것을 의미한다. 추정 결과를 바탕으로 변동성에 대한 비대칭성을 검정한 결과, 닭 산지가격에 대한 도매가격의 변동성은 통계적으로 대칭적인 반면 닭 도매가격에 대한 소매가격의 변동성은 신뢰수준 90%에서 비대칭적인 것으로 나타났다. 이는 도매가격이 상승할 때 소매가격 변동성 변화 폭보다 도매가격이 하락할 때 소매가격 변동성 변화 폭이 크다는 것을 보여준다.

표 7. 닭의 도매 및 소매가격 함수 추정 결과(GARCH 반영)

변수	변수	도매가격	변수	소매가격
단기 가격 함수	$\alpha_{w,0}$	5.592 (0.7)	$\alpha_{r,0}$	-76.949*** (-1.71)
	$\alpha_{w,1}$	-0.434* (-4.8)	$\alpha_{r,1}$	
	$\alpha_{w,2}$	-0.321* (-5.1)	$\alpha_{r,2}$	-0.024 (-0.5)
	$\beta_{w,0}^+$	1.322* (44.6)	$\beta_{r,0}^+$	1.070* (13.6)
	$\beta_{w,0}^-$	1.382* (44.3)	$\beta_{r,0}^-$	0.579* (5.0)
	$\beta_{w,1}^+$	0.647* (5.2)	$\beta_{r,1}^+$	0.419* (3.4)
	$\beta_{w,1}^-$	0.579* (4.7)	$\beta_{r,1}^-$	0.221* (1.8)
	$\beta_{w,2}^+$	0.427* (5.0)	$\beta_{r,2}^+$	0.051 (0.3)
	$\beta_{w,2}^-$	0.479* (5.2)	$\beta_{r,2}^-$	0.075 (0.6)
			κ_3	976.542* (2.6)
			κ_4	794.619* (3.9)
오차항 이분산	$\omega_{w,0}$	1735.427* (6.1)	$\omega_{r,0}$	54606.750* (6.4)
	$\gamma_{w,1}$	0.465*** (1.9)	$\gamma_{r,1}$	0.419* (3.0)
	$\gamma_{w,2}$		$\gamma_{r,2}$	
	$\eta_{w,k}$	0.406 (1.1)	$\eta_{r,k}$	0.815*** (1.81)

주. 괄호는 z 통계량을 나타냄.

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

*** : 10% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

최종 추정 결과인 <표 7>를 바탕으로 닭 유통단계별 가격 비대칭성 결과를 요약한 것이 <표 8>이다. 앞서 오차항에 대한 GARCH 모형을 반영하지 않은 추정식과는 달리

도매가격에 대한 소매가격의 비대칭성 결과가 달라졌음을 알 수 있다. 통계적으로 도매가격에 대한 소매가격의 반응속도는 신뢰수준 99%에서 비대칭적이라는 결과를 도출할 수 있었다. 실제로 도매가격 1원 상승할 때 소매가격은 1.070원 상승하는 반면 도매가격 1원 하락할 때 소매가격은 0.579원 하락했다. 이는 소매가격은 도매가격이 상승할 때 도매가격보다 더 빠르게 상승하는 반면 도매가격이 하락할 때는 도매가격보다 느리게 하락함을 보여준다. 또한 도매가격의 소매가격으로의 전이 역시 통계적으로 비대칭적이었다. Wald 검정의 경우 신뢰수준 90%에서 도매가격의 소매가격으로의 전이는 비대칭적인 반면 LR 검정의 경우 신뢰수준 99%에서 도매가격의 소매가격으로의 전이는 비대칭적인 것으로 나타났다. 이는 도매가격에 영향을 받는 소매가격의 전이 시차에 걸쳐, 도매가격 1원 상승 시 소매가격 변동분이 도매가격 1원 하락 시 소매가격 변동분보다 크다는 것을 의미한다. 이를 앞서 도매가격 하락 시 소매가격 변동성이 도매가격 상승 시 소매가격 변동성보다 크다는 결과와 결부시키면, 도매가격이 상승할 경우 소매가격은 상승세를 지속하여 변동성은 작은 반면 도매가격이 하락할 경우 소매가격은 상승과 하락을 반복하여 변동성이 커졌다는 결론을 도출할 수 있다. 결국, 이와 같은 도매가격에 대한 소매가격의 비대칭성으로 인해 닭 소매가격은 도매가격보다 더욱 빠르게 상승한 것으로 판단된다.

표 8. 산지가격에 대한 도매가격의 비대칭성 검정 결과

산지가격에 대한 도매가격			도매가격에 대한 소매가격		
귀무가설	Wald	LR	귀무가설	Wald	LR
$\beta_{w,0}^+ = \beta_{w,0}^-$	1.32	1.36	$\beta_{r,0}^+ = \beta_{r,0}^-$	8.18*	11.46*
$\beta_{w,1}^+ = \beta_{w,1}^-$	1.60	2.11	$\beta_{r,1}^+ = \beta_{r,1}^-$	0.96	1.01
$\beta_{w,2}^+ = \beta_{w,2}^-$	0.77	1.11	$\beta_{r,2}^+ = \beta_{r,2}^-$	0.01	4.74**
$\sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{w,i}^-$	0.28	0.29	$\sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^+ = \sum_{i=0}^N \beta_{r,i}^-$	3.68***	23.97*

* : 1% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.
 ** : 5% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.
 *** : 10% 유의 수준에서 귀무가설을 기각함을 나타냄.

4. 결 론

본 연구는 닭의 유통단계별 가격에 대한 비대칭성을 검정했으며, 특히 유통단계별 가격 변동성에 대한 비대칭성을 검정했다는 점에서 기존 연구와 차별된다고 할 수 있다. 또한 본 연구는 닭의 유통단계별 가격 및 가격 변동성의 비대칭성 검정과 함께 조류 인플루엔자에 대한 영향 분석을 통해 소매가격이 산지 및 도매가격에 비해 빠르게 상승한 원인을 밝혔다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 2008년 4월과 5월 발생한 조류 인플루엔자(세 번째 발생 조류 인플루엔자)와 2010년 12월부터 2011년 5월까지 발생한 조류 인플루엔자(네 번째 발생 조류 인플루엔자)가 소매가격이 도매가격보다 빠르게 상승한 원인으로 설명되었다. 최종 추정식에 따르면 2000년 이후 4회 발생한 조류 인플루엔자는 도매가격에는 통계적으로 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다. 반면 세 번째 발생한 조류 인플루엔자와 네 번째 발생한 조류 인플루엔자는 소매가격을 상승시킨 것으로 분석되었다. 실제로 세 번째 발생한 조류 인플루엔자는 2008년 5월 이후, 네 번째 발생한 조류 인플루엔자는 2011년 2월 이후 소매가격을 상승시킨 것으로 분석되었다. 이는 최근 들어 조류 인플루엔자가 닭 소매가격을 상승시킬 가능성이 커졌다는 것을 의미한다.

둘째, 닭 도매가격은 산지가격에 대해 대칭적이었으나 소매가격은 도매가격에 대해 비대칭적임을 밝혔다. 먼저 닭 도매가격에 대해 소매가격의 반응속도는 비대칭적인 것으로 분석되었다. 이는 닭 도매가격이 1원 상승할 때 소매가격 상승 폭이 도매가격 1원 하락할 때 소매가격 하락 폭보다 크다는 것을 보여준다. 또한 닭 도매가격의 소매가격으로의 전이 역시 비대칭적인 것으로 분석되었다. 이는 소매가격에 영향을 미치는 t 기, $t-1$ 기, $t-2$ 기의 도매가격이 각각 1원씩 상승할 때 소매가격 상승 폭이 t 기, $t-1$ 기, $t-2$ 기의 도매가격이 각각 1원씩 하락할 때 소매가격 하락 폭보다 크다는 것을 의미한다. 도매가격은 상승 추세를 보이고 있고, 이는 도매가격 상승폭이 하락폭보다 크다는 것을 의미한다. 이러한 이유로 닭 소매가격은 빠른 상승세를 보이고 있는 것이다.

셋째, 산지가격에 대해 도매가격 변동성의 반응속도는 대칭적이었으나 도매가격에 대해 소매가격 변동성의 반응속도는 비대칭적인 것으로 분석되었다. 본 연구는 오차항에 대한 이분산 검정을 통해 닭 도매가격과 소매가격 추정식에 ARCH 모형을 반영하였다는 점에서 축산물 유통단계별 가격 비대칭성을 검정한 선행연구들과 차별된다고 할 수 있다. 이처럼 오차항에 대한 이분산이 존재한다는 것은 가격 변동 위험(변동성)이 시간에 따라 다름을 의미한다. 따라서 이를 닭 도매가격과 소매가격 함수에 반영하

여 추정한 것이다. 특히 도매가격에 대해 소매가격 변동성의 반응속도는 비대칭적인 것으로 분석되었다. 이는 도매가격 상승 시 소매가격 변동성보다 도매가격 하락 시 소매가격 변동성이 크다는 것을 의미한다. 결국, 도매가격에 대해 소매가격과 소매가격 변동성이 비대칭적이라는 것은 도매가격 상승기에는 소매가격 역시 상승세를 보이는 것이 일반적이지만 도매가격 하락기에는 소매가격이 상승과 하락을 반복하여 변동성이 확대되었기 때문이다. 따라서 도매가격에 대한 소매가격 변동성의 비대칭성 역시 닭 소매가격을 빠르게 상승시키는 요인으로 설명할 수 있다.

위의 결과를 종합해 볼 때, 닭 소매가격 안정을 위해 정부는 먼저 여전히 상존하고 있는 도매가격에 대한 소매가격 및 가격 변동성의 비대칭성을 개선해야 할 것이다. 특히 가격 비대칭성의 여러 원인 중 시장지배력을 이용한 불공정거래를 방지하는 데 관심을 가질 필요가 있다. 이는 육계 산업의 수직계열화가 지속적으로 이루어져 왔고, 이로 인해 독과점적인 구조가 구축되어 비대칭성이 발생할 개연성이 높기 때문이다. 또한 조류 인플루엔자가 닭 소매가격을 상승시키는 원인으로 작용할 가능성이 매우 높으므로, 사전적으로 조류 인플루엔자 예방을 위한 대책을 구체적으로 마련하고 사후적으로는 육계 도살 처분으로 인한 가격 상승 폭을 최소화할 수 있는 대책 역시 마련해야 할 것이다.

본 연구의 관심은 닭 소매가격 급등의 원인 중 하나로 육계 시장 유통단계별 가격 전이 및 가격 변동성의 비대칭성에 주목했다. 또한 조류 인플루엔자 역시 육계 시장 유통단계별 가격에 영향을 미칠 수 있기 때문에 이를 더미변수로 가격함수에 반영했다. 그러나 닭 소매가격 급등의 원인에는 돼지 및 소 등의 대체 가격과 이들과 관련된 전염병, 그리고 국제 유가 등 다양한 분야에서 찾을 수 있다. 닭 소매가격의 원인을 이러한 다양한 변수에 대한 분석 없이 육계시장에만 한정하고 있는 것을 본 연구의 한계로 지적할 수 있다. 향후 본 연구를 기반으로 닭 소매가격 급등의 다양한 원인이 밝혀질 수 있기를 바란다.

참고 문헌

- 강태훈. 2011. “축산물 가격의 비대칭전이에 관한 실증연구,” 「식품유통연구」 28(2): 67-83.
- 공정거래위원회. 2006. “닭고기 도계육 생산 15개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건.” 의결 제 2006-17호.
- 농림수산식품부. 2011. 「농림수산식품 주요통계」.
- 농업협동조합중앙회. 각 연도. 「축산물 가격 및 수급자료」.

- 심춘수, 정경수, 김민경. 2006. “한국 축산물 가격의 비대칭성.” 『농업경영·정책연구』 33(4): 1113-1126.
- 정민국 외. 2010. 「축산계열화의 평가와 발전 방안」. R624. 한국농촌경제연구원.
- 최승철, 정경수. 1999. “육류가격의 비대칭성 검증.” 『한국축산경영학회지』 15(1): 65-75.
- 한국축산경제연구원. 2008. 「한국의 닭고기 가격결정구조」.
- Bailey, D. and Brorsen, B. W. 1989. “Price Asymmetry in spatial fed cattle markets.” *Western Journal of Agricultural Economics* 14: 246-252.
- Bernard, J. C. and Willett, L. S. 1996. “Asymmetric Price Relationships in the U.S. Broiler Industry.” *Journal of Agricultural and Applied Economics* 28(2):279-289
- Doong, S. C., Yang, S. Y. and Chiang, T. C. 2005. “Response Asymmetries in Asian Stock Markets.” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 8: 637-657.
- Engle R. F. and Granger C.W.J. 1987. “Co-integration and error correction : representation estimation and testing.” *Econometrica* 55: 251-276.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. E. 1993. “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.” *Journal of Finance* 48: 1779-1801.
- Goodwin B.K. and Holt M. T. 1999. “Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef sector.” *American Journal of Agricultural Economics* 81: 630-637.
- Granger, C.W.J. and Lee, T.H. 1989. “Investigation of production, sales, and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models.” *Journal of Applied Economics* 4: 145-159
- Johansen, S. 1991. “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models.” *Econometrica* 59(6): 1551-1580.
- _____. 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Mkhabela T. and Bonani Nyhodob. 2011. “Farm and Retail Prices in the South African Poultry Industry:Do the Twain Meet?.” *International Food and Agribusiness Management Review* 14(3): 127-146

원고 접수일: 2012년 2월 1일
원고 심사일: 2012년 2월 15일
심사 완료일: 2012년 4월 19일