

감귤시장의 유통단계별 가격 인과성 분석

강석규^{1*}, 고봉현²

¹제주대학교 경영학과, ²제주연구원

A Causality Analysis of the Tangerine Market by Distribution Channel

Seok-Kyu Kang^{1*}, Bong-Hyun Ko²

¹Department of Business Administration, Jeju National University

²Jeju Research Institute

요약 본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 유통단계별 감귤시장의 가격전이 메커니즘을 이해하고 가격 결정력을 지니는 유통단계를 확인하고자 하였다. 일반적으로 농·축·수산물의 유통과정은 도매시장에서 소매시장으로 가는 2단계 유통과정을 거친다. 그러나 경우에 따라서는 산지 도매시장에서 소비자 도매시장을 거쳐 소비자 소매시장으로 가는 3단계 유통과정을 거치는 경우도 있다. 이렇게 각 시장에서 형성되는 농·축·수산물의 가격은 유통마진의 격차를 두고 서로 밀접한 연관을 지니며 움직이는 것이 특징이다. 그러나 각 시장의 가격결정 과정에서 농어업인, 도소매 유통인 및 가공업자 등의 시장지배력, 소비자 또는 정부의 영향력에 따라 각 시장의 가격생성 메커니즘이 영향을 받을 것이고, 이에 따라 각 시장의 인과행태가 발생할 것이다. 제주감귤 역시 생산자 단체와 산지 유통인을 통하여 도매시장이나 대량 수요처 등으로 운송되며 도·소매시장 및 대형유통업체를 통하여 최종 소비자에게 유통되고 있어 전반적으로 도매시장에서 소매시장으로 가는 2단계 유통과정을 거치고 있다고 볼 수 있다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 감귤의 도매가격과 소매가격 간의 유통단계별 수준변수 시계열에서 장기균형관계가 성립하였다. 둘째, 감귤 가격의 도매시장과 소매시장 간의 인과방향은 단기적인 측면에서 도매시장에서 소매시장으로의 일방적인 인과방향을 확인할 수 있었다. 셋째, 장기적인 측면에서 감귤 가격의 도매시장과 소매시장 간에는 서로 쌍방향적인 피드백 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 감귤 유통시장에서 도매가격이 가격결정에 가장 중심적인 역할을 하며, 감귤의 가격결정에 있어 도매시장의 영향력이 매우 크게 나타나고 있음을 의미한다고 하겠다. 결국 경쟁력 있는 감귤산업의 발전을 위해서는 산지 조직화를 통한 감귤생산의 수급조절 정책의 적극적인 추진이 필요한 것으로 사료된다.

Abstract The purpose of this study is to investigate price transmissions between wholesale and retail markets regarding Jeju tangerines by employing co-integration analysis and vector error correction model. The results of this study are summarized as follows: First, the long-run equilibrium relationship was found among wholesale and retail markets in time series for level by distribution channel. Second, a short-run causality relationship was observed between wholesale and retail markets. Third, the long-run causality relationship between wholesale market and retail markets was found bidirectional and feedback effect. These results imply that the wholesale price performs a central role in establishing price in the tangerine market, and the wholesale market influences tangerine price. In conclusion, for the development of a competitive tangerine industry, it is necessary to aggressively promote the policy of supply and demand control of tangerine production through organizing producers.

Key Words : Tangerine, Causality, Vector Error Correction Model, Jeju, Distribution Channel

이 논문은 2017학년도 제주대학교 교원성과지원사업에 의하여 연구되었음.

*Corresponding Author : Seok-Kyu Kang(Jeju National Univ.)

Tel: +82-64-754-3120 email: kangsk@jejunu.ac.kr

Received December 13, 2017

Revised (1st December 27, 2017, 2nd January 2, 2018)

Accepted March 9, 2018

Published March 31, 2018

1. 서론

본 연구는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 유통단계별 감귤시장의 가격전이 메커니즘을 이해하고 가격 결정력을 지니는 유통단계를 확인하는데 있다.

통계청의 농작물생산조사에 의하면, 제주 감귤의 재배면적은 21,241ha로 전국대비 99.9%에 이르고 있다(2015년 기준). 그리고 조수입은 2015년 기준 6,022억 원으로 제주지역 1차 산업 총 생산액(1조 6,252억 원)의 37.1%를 차지하고 있다. 이처럼 제주 감귤은 관련 산업의 경제적 파급효과까지 고려하면 지역경제에 미치는 영향이 매우 크다고 할 수 있다.

일반적으로 농·축·수산물물의 유통과정은 도매시장에서 소매시장으로 가는 2단계 유통과정을 거친다. 그러나 경우에 따라서는 산지 도매시장에서 소비자 도매시장을 거쳐 소비자 소매시장으로 가는 3단계 유통과정을 거치는 경우도 있다. 이렇게 각 시장에서 형성되는 농·축·수산물물의 가격은 유통마진의 격차를 두고 서로 밀접한 연관을 지니며 움직이는 것이 특징이다. 그러나 각 시장의 가격 결정 과정에서 농어업인, 도소매 유통인 및 가공업자 등의 시장지배력, 소비자 또는 정부의 영향력에 따라 각 시장의 가격생성 메커니즘이 영향을 받을 것이고, 이에 따라 각 시장의 인과행태가 발생할 것이다[1].

제주 감귤 역시 생산자 단체와 산지 유통인을 통하여 도매시장이나 대량 수요처 등으로 운송되며 도·소매시장 및 대형유통업체를 통하여 최종 소비자에게 유통되고 있어 전반적으로 도매시장에서 소매시장으로 가는 2단계 유통과정을 거치고 있다고 볼 수 있다.

그동안 유통단계별 인과성이나 가격전이 검증은 농·축·수산물물을 대상으로 폭 넓게 검토되어져 왔으며, 대표적인 연구로서 Kang-Lee(1998), Lee(1997), Park et al.(2012) 등의 연구를 들 수 있다[1,2,3]. Kang-Lee(1998)는 보다 진일보된 오차수정모형을 이용하여 갈치와 오징어를 대상으로 인과검증을 하였는데, 오징어의 경우 장기적인 측면에서 산지도매시장에서 소비지도매시장으로의 인과방향이 나타나며 단기적으로는 이들 시장 간에 피드백 효과가 있음을 보여주고 있다[1]. Lee(1997)는 쇠고기의 산지가격, 도매가격, 소매가격을 대상으로 그랜즈 인과검증을 실시하여 도매가격이 산지가격과 소매가격에 영향을 미치고 있음을 보여주었다[2]. Park et al.(2012)은 오차수정모형 등을 이용하여 쇠고기와 돼지고기를 대

으로 산지, 도매, 소매 유통단계별 인과성을 검증하였는데, 쇠고기 시장의 경우 소매가격이 시장가격에 가장 큰 영향을 미치며, 돼지고기 시장의 경우 도매가격이 가격형성에 가장 중심적인 역할을 하고 있음을 보여주고 있다[3].

본 연구는 제주 감귤을 대상으로 심도있게 유통단계별 가격정보 흐름을 이해하고 가격 결정력이 높은 유통 단계를 검토하고 있는 점에서 유통단계별 비효율성을 제거하거나 유통단계별 가격 결정력에 관심을 가지는 생산 농가나 유통 업체에게 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 사료된다. 더 나아가 감귤 가격에 대한 관측의 효율성을 제고하는데 있어서도 유용한 정보로서의 역할을 기대할 수 있다고 하겠다.

2. 표본자료 및 분석모형

2.1 표본자료

분석에 이용되고 있는 자료는 2000년 1월부터 2017년 3월까지의 월별 노지온주 1kg의 도매가격, 소매가격 자료이다. 도매가격은 감귤출하연합회에서 제공되고 있는 전국 9대 도매시장의 평균 경락가격을 대용지표로 사용하였다. 그리고 소매가격은 농수산식품유통공사의 농산물유통정보(www.kamis.co.kr)에서 제공하는 자료로서, 상품크기와 당해 연도 크기별 출하비중 등을 적용하여 1kg 단위로 환산하여 적용하였다. 거래가격이 존재하지 않는 비출하 시기인 4월 이후부터 10월까지의 가격 자료는 3월의 가격이 지속된다고 가정하여 연속적인 가격자료를 최종 확보하였다. 다음의 Fig. 1은 제주 감귤의 도매가격 및 소매가격의 추이를 나타내고 있다.

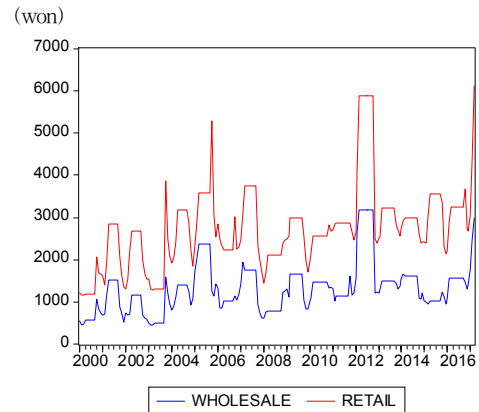


Fig. 1. The Tangerine Price of Wholesale, and Retail Market(yardstick of 1kg)

2.2 분석모형

Engle-Granger(1987)의 벡터오차수정모형(VECM)은 식 (2-1)과 같이 나타낼 수 있다[4]. 이 모형은 유통단계별 가격간의 공적분 관계를 검토하는데 폭넓게 이용된다.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2-1)$$

여기서 $X_t = [x_{jt}]$ 는 2×1 공적분 가격시계열(전방유통단계가격, 후방유통단계가격)의 벡터이며, Π 와 Γ 는 2×2 모수행렬이며, e_t 는 분산-공분산 행렬 $\Omega = [\sigma_{ij}]$ 을 지닌 계열적으로 무상관 잔차항의 2×1 벡터를 의미한다.

식 (2-1)은 X_t 의 변화에 대한 장기조정행렬의 계수 (Π)와 단기조정행렬의 계수(Γ_i)의 정보를 포함하고 있으며, Johansen(1991)에 의해 개발된 최대우도추정(maximum likelihood estimation) 절차에 따라 계수를 추정할 수 있다[5].

전후방 유통단계의 가격이 공적분되어 있다면, 장기 관계 행렬 Π 는 $r < 2$ 의 위수를 가지며, $\Pi = \alpha\beta'$ 로 분해될 수 있다. β 행렬은 공적분 벡터를 구성하며, α 는 오차수정 또는 균형 조정 행렬이며, α 와 β 는 $n \times r$ 행렬로 구성된다. 만약 $r=1$ 이고 β 가 각 쌍의 시계열 차분에 의해 생성된다면, 모든 x_{jt} 가 한 개의 공통요인에 추세를 형성하게 된다. 본 연구가 이러한 경우라면 전후방 유통단계의 가격시계열은 공적분 관계가 있으며, 이는 이들 변수가 밀접히 연계되어 있음을 보여주는 것이다.

식 (2-1)은 식 (2-2)~(2-3)과 같이 표기될 수 있으며, p_t^{out} 은 t 시점에서 후방 유통단계의 가격, p_t^{in} 은 t 시점에서 전방 유통단계의 가격을 나타낸다. 이들 두 시계열이 평균추세 없이 공분산이 정상적이고 공적분되어 있다면 허구적 회귀문제가 발생하지 않는다. 식 (2-4)는 전기 오차수정항(ECT_{t-1})을 생성하기 위한 방정식이다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t^{out} &= \alpha_1 + \gamma_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta \ln p_{t-i}^{in} \\ &+ \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta \ln p_{t-i}^{out} + e_{out,t} \end{aligned} \quad (2-2)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t^{in} &= \alpha_2 + \gamma_2 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda'_i \Delta \ln p_{t-i}^{out} \\ &+ \sum_{i=1}^n \delta'_i \Delta \ln p_{t-i}^{in} + e_{in,t} \end{aligned} \quad (2-3)$$

$$\ln p_t^{out} = \alpha_0 + \beta_0 \ln p_t^{in} + ECT_t \quad (2-4)$$

단·장기 측면에서 인과관계의 실증적인 의미는 다음과 같다. 우선 단기적인 측면에서 인과관계의 실증적 의미를 살펴보면, 전방유통단계가격(p_t^{in})에서 후방유통단계가격(p_t^{out})으로의 일방적인 인과관계는 어떤 λ_i 계수가 0이 아니어야 하며, 동시에 모든 λ'_i 가 0과 같아야 함을 의미한다. 반대로 후방유통단계가격(p_t^{out})에서 전방유통단계가격(p_t^{in})으로 일방적인 인과관계는 어떤 λ'_i 계수가 0이 아니어야 하며, 동시에 모든 λ_i 가 0과 같아야 함을 의미한다. 그리고 전방유통단계가격(p_t^{in})과 후방유통단계가격(p_t^{out}) 간의 쌍방향적인 피드백 인과관계는 어떤 λ'_i 계수가 0이 아니어야 하며, 동시에 어떤 λ_i 계수가 0이 아니어야 함을 의미한다.

다음으로 장기적인 측면에서 인과관계의 실증적 의미를 살펴보면, 장기불균형 상황을 조정하는 오차수정계수 (γ_i)에 기초하여 해석하게 된다. 즉 전방유통단계가격 (p_t^{in})에서 후방유통단계가격(p_t^{out})으로의 일방적인 인과관계는 전기에 발생한 장기불균형 오차항에 대해 후방유통단계의 가격변화로 장기불균형을 수정하는 오차수정계수 γ_1 가 통계적으로 유의한 값을 지녀야 함을 의미하며, 반대로 후방유통단계가격(p_t^{out})에서 전방유통단계가격(p_t^{in})으로의 일방적인 인과관계는 전기에 발생한 장기 불균형 오차항에 대해 전방유통단계의 가격변화로 장기 불균형을 수정하는 오차수정계수 γ_2 가 통계적으로 유의한 값을 지녀야 함을 의미한다. 전방유통단계가격(p_t^{in})와 후방유통단계가격(p_t^{out}) 간의 쌍방향적인 피드백 인과관계는 장기불균형을 수정하는 오차수정계수 γ_1 과 γ_2 가 동시에 유의한 값을 지녀야 함을 의미한다.

식 (2-1)의 적정 차수(n)의 결정은 식 (2-5)와 같이 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 AIC(Akaike information criterion) 값을 이용하여 결정된다[6].

$$AIC = \log(\hat{\sigma}_e^2) + \frac{2k}{T} \quad (2-5)$$

여기서 $\hat{\sigma}_e^2$ 는 오차항의 분산 추정값이며, T 는 관찰치의 수, k 는 추정할 모수의 수를 나타낸다. AIC는 경험비율인 최우추정법에 의해 추정되는 모수로 설명되지 않는

부분을 나타내므로, 모형의 선택시 AIC 값이 최소가 되는 모형을 선택하면 된다.

3. 실증분석 결과

3.1 기초 통계량

Table 1은 2000년 1월부터 2017년 3월까지의 표본기간 동안 월별 노지온주 감귤의 도매가격, 소매가격, 도매가격변화율, 소매가격변화율 등 시계열의 기초통계량을 나타내며, 관찰치, 평균, 최대치, 최소치, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정[7], ADF와 PP의 단위근 검정 등을 포함하고 있다.

Table 1. Statistic of Sample Data

| Panel A. Time Series for Level | | |
|---|------------------|------------------|
| | Wholesale Price | Retail Price |
| Obs. | 207 | 207 |
| Mean | 1,319.198 | 2,742.111 |
| Maximum | 3,171.3 | 6,108 |
| Minimum | 448.7 | 1,176 |
| Std. Dev. | 590.7922 | 985.4321 |
| Skewness | 1.266506 | 1.205920 |
| Kurtosis | 5.110700 | 5.658501 |
| Jarque-Bera (Prob.) | 93.76411 (0.000) | 111.1297 (0.000) |
| ADF | -0.611997 | -0.457010 |
| PP | -0.754873 | -0.010863 |
| Panel B. Time Series for Rate of Change | | |
| | Wholesale Price | Retail Price |
| Obs. | 206 | 206 |
| Mean | 0.008269 | 0.007847 |
| Maximum | 1.168831 | 1.073793 |
| Minimum | -0.951936 | -0.857900 |
| Std. Dev. | 0.203376 | 0.172973 |
| Skewness | 0.259546 | 0.569725 |
| Kurtosis | 11.08684 | 13.13997 |
| Jarque-Bera (Prob.) | 563.6373 (0.000) | 893.6731 (0.000) |
| ADF | -13.10269*** | -12.71313*** |
| PP | -13.05282*** | -13.48084*** |

Note) *** means a significant level of 1% in statistic.

우선 가격수준 시계열 변수의 기초통계량을 살펴보면, 표본기간 동안 관찰치는 207개이며, 감귤의 도매가격은 평균 1,319원/kg, 소매가격은 평균 2,742원/kg에 달하고 있다. 도매가격, 소매가격의 최대값과 최소값이 큰 차이를 보이고 있어 표본기간 동안 큰 폭의 가격변동이 있음을 확인할 수 있다. 시계열의 정상성 검정은 ADF 및 PP 검정방법을 따랐으며, 검정결과 가격시계열

에 단위근이 존재하여 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 기각하지 않고 있다.

다음으로 자연대수변환 차분변수 즉 가격변화율 시계열의 기초통계량을 살펴보면, 도매가격변화율, 소매가격변화율은 각각 월별 평균 0.8269%, 0.7847%를 나타내고 있다. 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정통계량을 고려할 때, 도매 및 소매 가격변화율의 시계열 분포는 정규분포의 특성을 지니지 않는다. 그리고 ADF 및 PP 검정통계량에 의한 정상성 검정 결과, 모든 시계열에서 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 1% 이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다. 따라서 공적분 검정의 필요충분조건이라 할 수 있는 모든 시계열이 동차인 1차 적분된 시계열 $I(1)$ 임을 확인할 수 있다.

3.2 공적분 검정 및 VECM 추정결과

Table 2는 Johansen의 공적분 검정[8]과 VECM모형의 추정에 있어 차수를 결정하는 AIC 값을 나타낸다. 차분하지 않은 로그변환 원시계열을 사용하여 VAR(n) 모형을 추정한 결과, n=1, 2, 3, 4에 대하여 AIC 검정결과를 나타낸다. 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 AIC 값이 가장 낮은 차수는 2로 나타나고 있다.

Table 2. Select Order of Model

| Order | Wholesale Price & Retail Price |
|-------|--------------------------------|
| n=1 | -3.567321 |
| n=2 | -3.730652 |
| n=3 | -3.662109 |
| n=4 | -3.658720 |

따라서 본 논문에서는 공적분 검정과 VECM모형의 추정에 있어 차수 2를 선택하여 분석하였다.

확정적 추세가 없는 공적분식을 이용하여 시장간의 공적분 관계를 검토하였다. Table 3과 같이 도매가격과 소매가격 간 즉 유통단계별 수준변수 시계열 간에 장기균형관계(공적분 관계)가 존재하는지 검정한 결과, “장기균형관계가 전혀 존재하지 않는다”는 귀무가설을 5% 이하의 유의수준에서 기각하고 있고 “장기균형관계가 적어도 1개 존재한다”는 귀무가설은 기각하고 있지 않아 유통단계별 가격 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다.

Table 3. Johansen Cointegration Test

| Wholesale Price & Retail Price | | | |
|--------------------------------|------------|-----------------|-------------------|
| Hypothesized no. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 5% Critical Value |
| None* | 0.089093 | 18.92966 | 12.32090 |
| At most 1 | 0.000396 | 0.080078 | 4.129906 |

Note) * denotes rejection of the hypothesis at the 5% level

다음의 Table 4는 벡터자기회귀모형의 추정결과로서 감귤 가격의 유통단계별 인과관계에 대한 검정 결과를 나타내고 있다. t값은 자기상관과 이분산성 문제를 해결하기 위하여 Newey-West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값을 이용하였다[9].

감귤 가격의 도매시장과 소매시장간 인과성 검정결과를 살펴보면, 단기적으로 도매시장에서 소매시장으로의 인과방향을 나타내는 λ_1 , λ_2 의 계수 값이 각각 -0.485와 0.232로 모두 1% 이하의 통계적 유의성을 지니고 있는 것으로 나타났다.

Table 4. Causality Test by Distribution Channel

$$\Delta \ln p_t^{out} = \alpha_1 + \gamma_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta \ln p_{t-i}^{in} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta \ln p_{t-i}^{out} + e_{out,t}$$

$$\Delta \ln p_t^{in} = \alpha_2 + \gamma_2 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i' \Delta \ln p_{t-i}^{out} + \sum_{i=1}^n \delta_i' \Delta \ln p_{t-i}^{in} + e_{in,t}$$

| Granger Causality Test for wholesale Market and Retail Market | | | | | |
|--|------------------|---------|--|------------------|---------|
| Wholesale Market → Retail Market | | | Retail Market → Wholesale Market | | |
| Variable | Coefficient | t-value | Variable | Coefficient | t-value |
| α_1 | 0.003 | 0.326 | α_2 | 0.005 | 0.348 |
| γ_1 | -0.485*** | -3.072 | γ_2 | 0.405*** | 5.432 |
| λ_1 | 0.232*** | 3.182 | λ_1' | -0.136 | -1.130 |
| λ_2 | 0.225*** | 2.931 | λ_2' | 0.053 | 0.384 |
| δ_1 | -0.073 | -0.793 | δ_1' | 0.196 | 1.332 |
| δ_2 | -0.002 | -0.022 | δ_2' | -0.108 | -0.993 |
| $\forall \lambda_i = 0,$ $F(\text{probability})$ | 3.525 (0.001) | | $\forall \lambda_i' = 0,$ $F(\text{probability})$ | 1.014 (0.418) | |
| R^2 | 0.236 | | R^2 | 0.153 | |
| $Adj. R^2$ | 0.212 | | $Adj. R^2$ | 0.127 | |
| $F(\text{probability})$ | 6.682 (0.000) | | $F(\text{probability})$ | 1.774 (0.120) | |
| $D. W.$ | 1.999 | | $D. W.$ | 1.992 | |

Note 1) t-value adjusted heterogeneity and autocorrelation by covariance matrix of Newey-West(1987).

Note 2) D.W. means Durbin-Watson Statistic.

Note 3) ***, **, * means a significant level of 1%, 5%, 10%

또한 도매시장에서 소매시장으로의 인과방향을 나타내는 단기 시차계수 모든 λ_i 의 값이 0이라는 귀무가설 ($\forall \lambda_i = 0$)은 1% 이하의 통계적 유의수준에서 기각되어 단기적으로 도매시장에서 소매시장으로의 인과방향을 확인할 수 있었다. 그리고 장기적인 측면에서 보면, 전기에 발생한 불균형오차를 수정하는 계수 γ_1 이 1% 이하의 통계적 수준에서 유의한 값을 지니고 있는 것으로 나타났다. 이는 전기의 불균형 상황을 조정하기 위하여 소매 가격변화율이 반응하고 있음을 보여주는 것으로, 장기적인 측면에서도 도매시장에서 소매시장으로의 인과방향을 확인할 수 있었다.

한편 소매시장에서 도매시장으로의 인과방향을 단기적으로 λ_1' 값을 볼 때 통계적 유의성을 찾아볼 수 없었다. 그러나 장기적으로 전기에 발생한 장기불균형을 수정하는 오차수정계수 γ_2 가 0.402로 1%이하의 통계적 수준에서 유의한 값을 지니고 있는 것으로 나타나, 장기적으로 소매시장에서 도매시장으로의 인과방향이 관찰된다.

결국 감귤 가격의 도매시장과 소매시장 간 인과방향을 단기적인 측면에서 도매시장에서 소매시장으로의 일방적인 인과방향을 확인할 수 있으나, 장기적인 측면에서는 이들 시장 간에 쌍방향적인 피드백 효과가 있음을 보여주고 있다고 하겠다.

4. 요약 및 결론

본 연구에서는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 유통단계별 감귤시장의 가격전이 메커니즘을 이해하고 가격 결정력을 지니는 유통단계를 확인하고자 하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 감귤의 도매가격과 소매가격 간의 유통단계별 수준변수 시계열에서 장기균형관계가 성립하였다. 둘째, 감귤 가격의 도매시장과 소매시장 간의 인과방향을 단기적인 측면에서 도매시장에서 소매시장으로의 일방적인 인과방향을 확인할 수 있었다. 셋째, 장기적인 측면에서 감귤 가격의 도매시장과 소매시장 간에는 서로 쌍방향적인 피드백 효과가 있음을 보여주고 있었다.

이러한 결과는 감귤 유통시장에서 도매가격이 가격형성에 가장 중심적인 역할을 하며, 감귤의 가격결정에 있어 도매시장의 영향력이 매우 크며, 감귤시장의 가격결정이 도매시장에 의해서 결정되고 있음을 나타낸다.

본 연구의 결과는 학술적으로 유통단계별 감귤가격의 인과방향 즉 감귤 가격의 결정력에 대한 지속적인 토론에 기여할 뿐만 아니라 실무적으로는 유통시장에서 생산자 및 생산자 단체가 가격 결정력 또는 가격 교섭력을 높이기 위해 현재 분산되어있는 생산자들의 유통 창구를 단일화하고 조직화하는 감귤의 생산 수급조절 정책이 필요함을 시사하고 있다.

References

- [1] S. K. Kang, K. J. Lee, "A Study on the Long-run Equilibrium Relationship and Causality between the Prices of Fisheries Products at Different Levels of Distribution", *The Journal of Fisheries Business Administration*, vol. 29, no. 2, pp. 77-96, 1998.
- [2] C. H. Lee, "An Analysis for Structure of Price Decision in Beef Market", *Journal of Rural Development*, vol. 20, no. 2, pp. 51-62, 1997.
- [3] M. S. Park, K. H. Lee, S. W. Hwang., "A Causality Analysis for the Livestock Price and the Livestock Price Discovery in Market", *Journal of Rural Development*, vol. 35, no. 1, pp. 1-28, 2012.
- [4] Engle, R. B., Granger, C. W., Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, vol. 55, 251-276, 1987.
- [5] Johansen, S., Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, vol. 59, pp. 1551-1580, 1991. DOI: <https://doi.org/10.2307/2938278>
- [6] Akaike, H., Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In B. Petrov & F. Csake (Eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado, 1973.
- [7] Bera, A., Jarque, C., Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals, *Economic Letters*, vol. 6, pp. 225-259, 1980.
- [8] Johansen, S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-254, 1988. DOI: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- [9] Newey, W., K. West., A Simple Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-708, 1987. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913610>

강 석 규(Seok-Kyu Kang)

[정회원]



- 1992년 2월 : 부경대학교 수산경영학과 (경영학학사)
- 2000년 2월 : 부산대학교 대학원 경영학과(경영학박사)
- 2011년 1월 ~ 2012년 7월 : 미국 샌디에고 주립대학교 초빙교수
- 2005년 3월 ~ 현재 : 제주대학교 경영학과 교수

<관심분야>

재무관리, 수산경영, 제주농업

고 봉 현(Bong-Hyun Ko)

[정회원]



- 2009년 2월 : 단국대학교 대학원 경제학 박사
- 1999년 7월 ~ 2000년 11월 : 한국 농촌경제연구원, 위촉연구원
- 2006년 7월 ~ 2009년 3월 : 한국 해양수산개발원, 초빙연구원
- 2009년 3월 ~ 현재 : 제주연구원 책임연구원

<관심분야>

응용계량경제, 농·수산물경제(농·수산물 가격 및 유통), 지역경제 동향분석 및 전망