

신선 물오징어의 도·소매시장 간 가격 변동성의 전이 및 비대칭성 분석에 관한 연구[†]

김철현 · 남종오*

자원환경경제연구소, *국립부경대학교 인문사회과학대학 경제학부

A Study on Asymmetry Effect and Price Volatility Spillover between Wholesale and Retail Markets of Fresh squid

Cheolhyun Kim and Jongoh Nam*

Institute of Resources & Environmental Economics, Busan, 48516, Korea

**Division of Economics, College of Humanities & Social Sciences, Pukyong National University
Busan 48513, Korea*

Abstract

Squid is a popular seafood in Korea. However, since the 2000s, the squid production has been declining. The unstable supply of the squid products may cause price fluctuations of fresh and chilled squid. These price fluctuations may be relatively more severe than them of other commodities, because the fresh and chilled squid can not be stored for a long period of time. Thus, this study analyzes the structural characteristics of price volatility and price asymmetry of fresh squid based on off-diagonal GARCH model. Data used to analysis of this study are daily wholesale and retail prices of fresh squid from January 1, 2006 to December 31, 2016 provided in the KAMIS. As theoretical approaches of this study, first of all, the stability of the time series is confirmed by the unit root test. Secondly, the causality between distribution channels is checked by the Granger causality test. Thirdly, the VAR model and the off-diagonal GARCH model are adopted to estimate asymmetry effect and price volatility spillover between distribution channels. Finally, the stability of the model is confirmed by multivariate Q-statistic and ARCH-LM test. In conclusion, fresh squid is found to have shock and volatility spillover between wholesale and retail prices as well as its own price. Also, volatility asymmetry effect is shown in own wholesale or retail price of fresh squid. Finally, this study shows that the decrease in the fresh squid retail price of t-1 period than the increase in the t-1 period has a greater impact on the volatility of the fresh squid wholesale price in t period.

Keywords : Fresh squid, Off-diagonal BEKK, Price volatility spillover, Asymmetry effect, Granger causality

Received 25 May 2018 / Received in revised form 28 June 2018 / Accepted 29 June 2018

[†] 본 논문은 김철현(2017)의 부경대학교 응용경제학과 경제학박사 학위논문의 일부를 수정·발췌하였음.

*Corresponding author : +82-51-629-5317, E-mail : namjo1234@pknu.ac.kr

© 2018, The Korean Society of Fisheries Business Administration

I. 서 론

오징어는 손질이 쉽고 구이, 튀김, 볶음 등 다양한 방법으로 조리가 가능하여 예전부터 우리나라 국민의 선호도가 높은 수산물 중 하나이다. 특히 오징어는 국내에서 갈치, 고등어와 함께 대중성 어종이라 불릴 만큼 소비량이 많으며, 생산에 있어서도 중국과 페루에 이어 세계 3위를 기록할 정도로 많은 양을 어획하고 있다(한국해양수산개발원 FTA 이행에 따른 어업인등 지원센터, 2016).

그러나 중국어선의 불법조업과 씨끌이조업 및 지구온난화 등의 기후변화로 인해 2000년대 중반부터 연근해어업의 오징어 생산량은 급감하고 있다. 일례로, 2006년 197,084톤에 달했던 연근해 오징어 생산량은 2016년에는 121,757톤으로 약 75,000톤이나 줄어들었다. 이렇듯 오징어 생산량이 급감함에 따라 줄어든 공급으로 인해 시장에서는 가격이 폭등하는 등 오징어의 가격변동성은 최근 들어 더욱 높아지고 있다. 정부에서는 이러한 가격변동성을 낮추기 위해 적절한 시기에 수매비축사업을 시행하여 가격안정화를 유도하고, 2018년부터는 살오징어를 자원회복대상종으로 추가시켜 자원회복방안을 수립하는 등 대책을 마련하고 있다. 그러나 지난해 5월 입학 예정이었던 포클랜드 수역의 원양 오징어 5,800여 톤을 실은 운반선이 침몰하는 등의 악재로 인해 국내 오징어 시장에는 여전히 높은 가격변동성이 존재하고 있다(해양수산부, 2017). 또한 신선·냉장 오징어 가격은 수요와 공급에서 계절성이 존재한다는 점과 식품 안전성과 관련된 문제가 발생하는 경우가 있어 가격 변동이 매우 큰 특징을 가지고 있다. 이와 같은 수산물 시장에서의 높은 가격 변동성은 생산자를 비롯한 관련 업계의 종사자들에게 미래의 불확실성과 위험성을 증가시켜 어가의 소득 불안정을 유발하는 요인이 될 수 있다. 뿐만 아니라, 이러한 가격 불안정성은 대개 자원의 비효율적 사용을 야기해 가격의 자원배분 기능과 소득분배 기능을 왜곡시켜 생산자, 중간상인, 가공업자, 소비자 등 모두에게 불이익을 초래해 왔다. 그럼에도 불구하고 이러한 수산물의 가격변동성은 시간이 지남에 따라 점점 더 커지는 경향을 보이고 있기 때문에 수산물의 가격변동성에 관해 수산분야에서도 금융분야처럼 심도 있는 연구가 필요할 것으로 판단된다.

선행연구로서 농·축산을 비롯한 수산 분야에 있어 이들 농수축산물의 가격 변동성과 비대칭성에 관한 연구는 여러 학자들로부터 많이 연구되어 왔다. 우선, 농·축산 분야의 선행연구로 정경수·함영곤(2006)은 한우송아지 가격과 한우가격 사이의 변동성 이전효과를 분석하였으며, 분석 결과, 한우 송아지가격은 한우가격에 변동성 이전효과를 가지고 있었다. 안병일(2007)은 마늘과 양파의 가격에 있어 비대칭적 가격전이가 존재하는지를 분석해 본 결과, 두 품목 모두 양(+)의 비대칭적 가격전이가 있음을 확인하였다. 강태훈(2011)은 쇠고기, 닭고기, 돼지고기, 계란 등 주요 축산물을 대상으로 가격의 비대칭성을 분석해 본 결과, 닭고기를 제외한 쇠고기, 돼지고기, 계란의 경우 산지에서 도매로, 도매에서 소매로 비대칭적 가격전이 현상이 나타났다. 김상환 외(2012)는 밀, 옥수수, 대두의 세 가지 품목의 시카고 상품거래소에서 거래된 근월물의 일일 정산가격을 이용하여 국제 곡물가격 변동성의 구조변화를 검정해 보았는데, 분석 결과, 밀과 옥수수는 한 차례, 대두는 여러 차례 변동성 구조변화가 발생하였다. 그 외에도 황의식·안병일(2012)은 배추, 건고추, 무, 사과, 마늘, 배, 방울토마토, 수박의 8개 청과물 가격 추세와 가격 변동성을 분석해 보았으며, 무, 마늘, 건고추는 가격변동의 원인이 가격 상승에서 비롯되었으며, 배추, 사과, 방울토마토, 배, 수박은 가격하락에 의해 초래된 것으로 나타났다. 다음으로, 수산분야의 선행연구로는 고봉현(2009)은 노량진수산시장의 넘치와 조피블락을 대상으로 GARCH 모형을 이용하여 양식어류의 가격변동성 계절성 요일효과를 분석하였는데, 그 결과 조피블락

및 넙치 모두 가격변화율과 가격변동성에서 요일효과가 존재하고 있는 것으로 나타났다. 이정미·김기수(2010)는 고등어, 오징어, 갈치를 대상으로 APT 검정을 통해 유통단계별 가격전달의 비대칭성을 분석하였는데, 분석 결과, 갈치는 도매와 소매 사이의 가격전달에서 음(-)의 비대칭성이, 고등어는 산지와 도매, 산지와 소매 사이의 가격전달에서 음(-)의 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 오징어는 유통단계 전반에 걸쳐 음(-)의 비대칭성이 존재함을 확인할 수 있었다. 강석규(2015)는 우리나라의 대표적인 양식어종인 넙치와 우럭을 대상으로 소비 대체관계에 있는 한 어종의 가격 변동성이 다른 어종의 가격변동성에 어떻게 전이되는지를 Off-Diagonal BEKK 모형을 이용하여 확인해 보았다. 분석 결과, 넙치도매시장과 우럭도매시장의 가격 변동성은 서로 다른 시장의 가격하락에 더 큰 반응을 보이는 것으로 나타났다. 남종오·심성현(2015)은 우리나라의 신선 물오징어 소매가격을 대상으로 EGARCH 모형과 GJR-GARCH 모형을 이용하여 변동성의 구조변화와 비대칭성에 대한 검증을 시도하였으며, 검증 결과, 구조변화 전·후 모든 기간에서 비대칭성 및 레버리지 효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 이외에도 옥영수 외(2007), 강석규(2014) 등이 수산물의 가격변동성에 관한 연구를 수행하였다.

본 연구는 최근에 이루어진 강석규(2015) 연구의 이론적 접근과 동일한 기법을 사용하였지만 분석 대상을 한 어종의 유통단계인 도매가격과 소매가격으로 선정하였으며, 선행연구들과 달리 양식어종이 아닌 해면어업에서 어획되는 대중성 어종을 선정하여 분석하였다. 또한 수산 분야에 있어 가격 변동성 연구는 주로 단변량 시계열 분석 혹은 다변량 인과성 분석 위주로 이루어져 왔으나, 본 연구에서는 다변량 분석 기법을 이용하여 자체 가격의 시계열 특성과 두 변수 사이에 어떠한 시계열 특성이 존재하는지도 함께 확인해 보았다. 아울러 선행연구에서 다루지 않았던 모형의 사후 검정을 실시하여 분석 결과의 안정성도 확인해 보았다.

본 연구의 분석 방법은 Granger Causality 검정을 통해 신선 물오징어의 도매가격과 소매가격 간의 인과관계를 확인하고, 가격 변동성의 전이 및 비대칭성 검정을 위해 Off-Diagonal BEKK 모형을 이용하였다. Off-Diagonal BEKK 모형은 변동성과 공분산에 관한 비대칭적 효과를 측정함과 동시에 다수의 시장간 변동성 전이효과도 분석 가능하기에 본 연구에 적용하였다.

본 연구의 구성으로 2장에서는 가격 변동성의 전이 및 비대칭성에 관한 이론을 제시하고, 3장에서는 신선 물오징어의 도·소매시장 간 가격 자료 분석과 함께 동 어종의 도·소매시장 간 가격 변동성의 전이와 비대칭성 유무를 검정한다. 끝으로 4장에서는 분석결과를 요약하고, 본 연구의 함의 및 추후 연구에 관해 제시한다.

II. 분석방법

1. 분석방법

본 연구의 분석 방법으로 첫째, 각 시계열 변수들의 안정성 검정을 위해 단위근 검정을 실시한다. 둘째, 적정시차 검정을 통해 그랜저인과성 검정 및 VAR 모형을 구성할 적정시차를 선정한다. 셋째, 적정시차 검정을 통해 선정된 시차를 이용하여 그랜저인과성 검정을 실시하고, 검정 결과에 따라 VAR 모형에 적용할 변수의 순서를 선정한다. 넷째, VAR 모형을 구성한 후 잔차항을 이용한 다변량 GARCH BEKK 모형으로부터 가격 변동성 전이 및 비대칭성을 분석해 본다.

전통적인 회귀모형은 오차항(e_t)의 분산이 동분산성(Homoskedasticity)을 지니고 있다고 가정한다. 그러나 일반적으로 농수산물과 같은 1차 산업의 생산물은 전기의 가격변동성이 후기에 영향을 미칠 가능성이 높다. 이는 가격자료가 시간의 흐름에 따라 높은 불확실성을 동반해 끊임없이 변화하기 때문에 과거의 정보가 미래에 영향을 주는 조건부 이분산성(Conditional Heteroskedasticity)이 변동성 분석에 보다 더 적합한 것으로 보인다(고봉현, 2009).

2. VAR(Vector Autoregressive) 모형

VAR 모형은 변수들 간의 구조적인 관계를 경제이론에 근거하여 제약을 가하지 않으므로 이들 변수들의 유용한 정보들을 상실하지 않을 수 있다. 그러므로 VAR 모형은 n 개의 선형회귀방정식으로 구성되어질 수 있으며, 개별 방정식은 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 다른 변수들과 자신의 과거 관측치를 설명변수로 설정한다. 이러한 방정식 구조는 동태적 형태의 연립방정식 모형으로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식으로 전환시킨 모형이다. 따라서 VAR 모형을 추정할 때 기본 모형의 시차 수는 무한대이지만, 실제 추정에서는 백색잡음에 회귀오차가 가까워질 수 있는 시차 i 로 축소하여 추정하게 되며, 이를 식으로 나타내면 식 (1)과 같다(이종원, 2009).

$$\begin{aligned} X_t &= C(L)X_t + e_t \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} C_j X_{t-j} + e_t \\ &= \sum_{j=1}^i C_j X_{t-j} + e_t \quad (\text{시차를 } i \text{로 제한할 경우}) \quad X_t = n \times 1 \text{ 벡터} \end{aligned} \tag{1}$$

여기서, X_t 는 $n \times 1$ 벡터이고, $C(L) = \sum_{j=1}^i C_j L^{j-1}$ 은 시차연산자로 표현된 i 차 행렬 다항식, e_t 는 오차항을 의미한다.

3. Off-Diagonal BEKK 모형

Engle(1982)에 의해서 정립된 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형은 조건부 분산에 대한 기대치가 시간에 따라 변한다는 점을 착안하여 만들어진 모형이다. 그러므로 동 모형은 가격변동성으로 인한 불확실성을 측정할 수 있는 분석 모형으로 많이 이용되었다. 또한 Bollerslev(1986)는 모수 제약을 완화시키고 조건부 분산의 예측에 과거 오차항의 지승값과 더불어 과거의 조건부 분산을 도입하여 ARCH 모형을 일반화시킨 GARCH(Generalized ARCH) 모형을 제안하였다. 특히 GARCH 모형은 통상적으로 시계열의 자기상관과 변동성 군집현상을 설명하는데 유용하다. 또한 예상치 못한 정보와 가격변동성 사이의 비대칭적인 대응 관계는 변동성의 비대칭성을 고려하는 EGARCH나 GJR-GARCH 모형을 이용하여 분석할 수 있다.

변동성 전이효과 검정을 위해 본 연구에서는 Kroner-Ng(1998)가 제시한 비대칭 동태적 공분산행렬을 지닌 다변량 GARCH 모형 중 하나인 비대칭 다변량 GARCH-BEKK 모형을 이용한다. 비대칭 다

변량 GARCH-BEKK 모형은 Engle-Kroner(1995)의 Standard BEKK 모형, Bollerslev(1990)가 제시한 일정 상관관계 모형, Bollerslev · Engle · Wooldridge(1988)의 VECM 모형보다 좀 더 발전된 모형이다. 동 모형의 강점은 기존 모형과 다르게 동적인 상관관계를 지닌 구조에 대한 특별한 가정이 없다는 점과 변동성과 공분산에 관한 비대칭적 효과를 측정함과 동시에 다수의 시장 간 변동성 전이분석도 가능하다는 점이다.

특히, Scruggs-Glabadanidis(2003)는 여러 다변량 GARCH 모형들 중 조건부 2차 적률에서 비대칭 다변량 BEKK 모형의 통계적 적합도가 가장 높음을 증명함에 따라 본 연구도 식 (2), 식 (3)과 같이 이변량 비대칭 BEKK 모형을 분석에 적용한다.

$$\epsilon_t = (\epsilon_{1,t} \ \epsilon_{2,t})' | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \tag{2}$$

$$H_t = C' C + A' \epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B + G' \sum_{t-1} G \tag{3}$$

식 (2)에서 무자기상관 오차항 $\epsilon_{1,t}$ 와 $\epsilon_{2,t}$ 는 VAR 모형에 의해서 생성되며, I_{t-1} 은 $t-1$ 시점의 정보집합을 의미한다. H_t 는 조건부 분산 및 공분산의 행렬식을 뜻하며, 또한 C 는 하방삼각행렬, A 는 전일 충격에 의해 조건부 분산이 받은 영향의 크기를 측정하는 모수행렬, B 는 전일 조건부 분산에 의해 받은 영향의 크기를 측정하는 모수행렬을 각각 의미한다. 또한 G 는 일반적 충격에 의한 영향과 전일 발생한 나쁜 소식에 의한 영향을 구별하기 위한 모수행렬이다. 식 (3)을 추정계수의 형태로 표현하면 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} H_t &= \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{2,t-1} \epsilon_{1,t-1} & \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1,t-1}^2 & \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1} \\ \eta_{2,t-1} \eta_{1,t-1} & \eta_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{4}$$

추정할 모수는 모든 $i, j = 1, 2$ 에 대한 $c_{ij}, a_{ij}, b_{ij}, d_{ij}$ 이다. 여기서 $h_{ij,t}$ 는 조건부 분산 및 공분산을 의미하고, $\eta_{1,t}$ 와 $\eta_{2,t}$ 는 각각 $\min[0, \epsilon_{1,t}]$ 와 $\min[0, \epsilon_{2,t}]$ 으로 가격 상승에는 반응하지 않고 가격 하락에만 반응하도록 함으로써 변동성 비대칭 효과를 확인하기 위한 Glosten · Jagannathan · Runkle(1993)의 터미 시계열이다.

식 (4)에서 추정되어지는 모수의 실증적 의미로, a_{11}^2, a_{22}^2 는 자체시장의 충격 전이효과를 측정하는 모수로서 전일 자체시장에서 발생한 충격이 당일 자체시장 변동성에 미치는 효과를 측정한다. b_{11}^2 과 b_{22}^2 는 자체시장의 변동성 전이효과를 측정하는 모수로서 전일에 발생한 자체시장의 변동성이 당일 자

체시장 변동성에 미치는 영향을 나타낸다. 또한 d_{11}^2 과 d_{22}^2 는 전일에 발생한 자체시장의 좋은 소식 보다 나쁜 소식이 당일 자체시장 변동성에 미치는 영향을 의미한다. 즉 자체시장의 좋은 소식보다 나쁜 소식에 더욱 민감하게 반응한다는 변동성 비대칭효과를 측정하는 모수이다. 본 연구에서 좋은 소식은 가격 상승, 나쁜 소식은 가격 하락에 각각 대응한다. 아울러 $a_{12}^2(a_{21}^2)$ 는 교차시장 사이의 충격 전이효과를 측정하는 모수로서 도매(소매)가격에서 발생한 전일의 충격이 당일 소매(도매)가격의 조건부 변동성에 미치는 영향을 측정한다. $b_{12}^2(b_{21}^2)$ 는 전일 도매(소매)가격의 변동성이 당일 소매(도매)가격의 변동성에 미치는 영향을 측정하는 모수로 교차시장 간 변동성 전이효과를 의미한다. $d_{12}^2(d_{21}^2)$ 는 교차시장 간 변동성의 비대칭 효과를 측정하는 모수로 전일 도매(소매)가격에서 발생한 좋은 소식 보다 나쁜 소식의 충격에 대한 당일 소매(도매)가격의 변동성을 측정한다. 즉 교차시장 사이에 변동성의 비대칭효과가 나타난다면, 한 시장의 변동성이 전일 교차시장의 좋은 소식보다 나쁜 소식에 더욱 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

모형의 추정에 있어 효율적이고 일관성 있는 모수의 추정을 위해 본 연구에서는 식 (5)의 최대우도 방법을 이용하며, 모수의 추정의 알고리즘으로 BFGS(Broyden 1970; Fletcher 1970; Goldfarb 1970; Shanno 1970)를 사용한다.

$$L(\theta) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t) \quad (5)$$

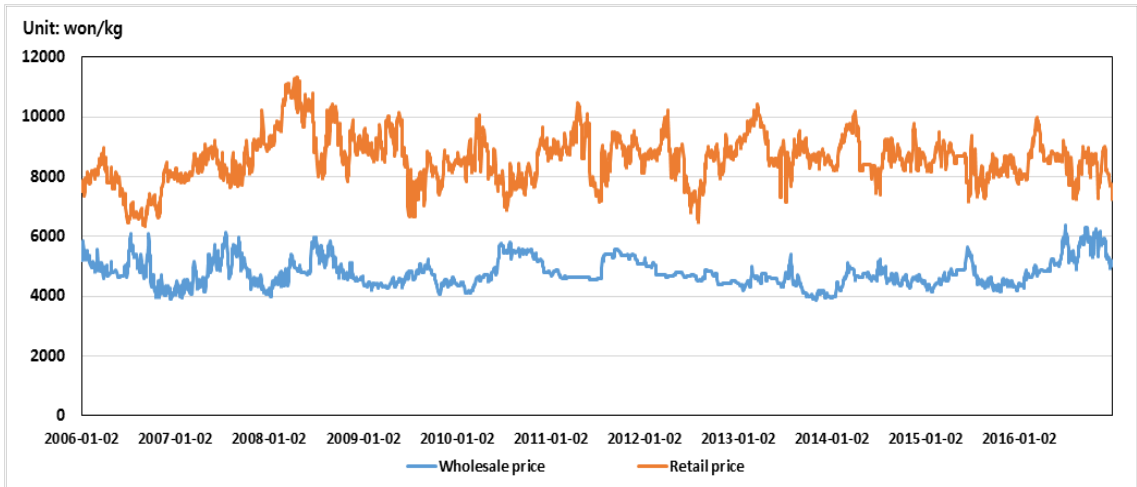
여기서, $L(\theta)$ 는 로그 우도 값을 의미하며, T 는 관찰치, θ 는 추정되어질 모수의 벡터를 의미한다 (강석규 2015).

III. 실증분석

1. 자료분석

본 연구에서는 신선 물오징어의 도·소매시장 간 가격 변동성의 전이 및 비대칭성을 분석하기 위해 농산물유통정보에서 제공하고 있는 2006년 1월 1일부터 2016년 12월 31일까지의 신선 물오징어 일일 가격 자료를 이용하였다. <그림 1>은 물가지수를 사용하여 2015년의 가치로 환산한 도·소매시장 신선 물오징어 일일가격의 추세를 보여준다. 여기서 도매가격은 kg당 가격으로 제공되고 있으나, 소매가격은 마리당 오징어 가격으로 제공되고 있어 이를 kg으로 환산하기 위해 한국해양수산개발원 수산업관측센터에서 사용하고 있는 마리당 300g을 적용하였다. 도매가격은 약 4,000원에서 6,000원 사이에서 등락을 반복하고 있는 것을 확인할 수 있으며, 소매가격은 약 6,200원에서 11,000원 사이에서 등락을 반복하고 있는 것으로 나타났다. 소매가격에서 일정한 주기성을 가지고 시계열이 움직이는 이유로는 수산물의 계절에 따른 공급 불안정성에 기인한 것으로 오징어의 어획이 주로 겨울에 집중되기 때문이다.

본 연구에서 가격 자료는 가격변동성 및 비대칭성 분석에 부합하기 위해 다음과 같이 가공하여 분석을 실시하였다.



자료 : 농산물유통정보 (<http://www.kamis.co.kr/>).

<그림 1> 오징어 도매가격 및 소매가격 추이 (2006. 01~2016.12)

t 시점의 수산물 가격이 P_t 일 때, 식 (6)과 같이 표현할 수 있는데, R_t 는 기간 $[t-1, t]$ 에서 발생한 수산물 가격의 변화율을 의미한다.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \tag{6}$$

이 경우에 로그함수의 테일러 전개식을 이용하면 다음의 식 (7)이 성립한다(고봉현, 2009).

$$\begin{aligned} R_t &= \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \approx \log\left(1 + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}\right) \\ &= \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \log P_t - \log P_{t-1} \end{aligned} \tag{7}$$

수준변수의 기초통계량을 살펴보면, 표본기간 동안 도매가격의 평균은 약 4,800원, 최댓값은 6,387원, 최솟값은 3,865원이었으며, 소매가격은 평균이 약 8,600원, 최댓값 11,331원, 최솟값 6,321원이었다. 각 시계열의 변동성 정도를 확인할 수 있는 표준편차는 도매가격보다 소매가격에서 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 또한 시계열의 정규분포 여부를 검정하는 Jarque-Bera 검정 통계량이 두 유통단계 모두 1% 통계적 유의수준 하에서 유의한 것으로 나타났기 때문에, ‘실증분포가 정규분포 한다.’라는 귀무가설을 기각함을 확인하였다.

가격변화율의 기초통계량을 살펴보면, 도매가격 변화율의 평균은 0%를 나타내고 있으며, 표준편차는 약 2%를 보여주고 있다. 소매가격의 변화율은 평균 0%, 표준편차 약 3%로 나타나, 도매가격 변화율과 비교해 보았을 때 큰 차이가 없는 것으로 분석되었다. 또한 시계열의 정규분포 여부를 검정하는

<표 1> 기초통계량

(Unit : Won, %)

Division	Wholesale price	Retail price	Wholesale price change rate	Retail price change rate
Mean	4,774.8700	8,588.7620	-7.59E-06	-9.80E-06
Midian	4,675.0000	8,608.0000	0.0000	0.0000
Maximum	6,387.0000	11,331.0000	0.1334	0.2048
Minimum	3,865.0000	6,321.0000	-0.1268	-0.1822
Std. Dev	461.0190	797.8060	0.0219	0.0258
Skewness	0.7648	0.1495	0.1357	-0.2336
Kurtosis	3.2805	3.5400	8.5155	11.2386
Jarque-Bera (P-value)	289.1660*** (0.0000)	45.5612*** (0.0000)	3645.2910*** (0.0000)	8139.9470*** (0.0000)
Q(5) (P-value)			28.1730*** (0.0000)	57.2590*** (0.0000)
Q(10) (P-value)			40.4350*** (0.0000)	67.9180*** (0.0000)
Q ² (5) (P-value)			416.9600*** (0.0000)	153.1400*** (0.0000)
Q ² (10) (P-value)			645.7900*** (0.0000)	205.6300*** (0.0000)
Observation	2,870	2,870	2,869	2,869

주 : the Jarque-Bera test- Null hypothesis(H₀) is that the data are from a normal distribution.

*** indicates rejection of H₀ at the 1% significance level.

Jarque-Bera 검정 통계량이 두 시계열 모두 1%의 통계적 유의수준에서 유의한 것으로 나타났기 때문에 ‘실증분포가 정규분포 한다.’라는 귀무가설을 기각하고 있음을 확인할 수 있었다.

도·소매의 가격변화율 시계열의 계열상관 존재 여부를 검정하는 Ljung-Box의 Q 검정 통계량을 보면, 도매가격, 소매가격 모두 ‘계열상관이 존재하지 않는다.’는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각함에 따라 오징어의 도·소매가격 시계열은 선형종속적임을 확인할 수 있었다. 또한 가격변화율 자승의 계열상관 검정결과인 Q² 검정 통계량을 살펴보면, 도·소매가격의 시계열 모두 ‘계열상관이 존재하지 않는다.’라는 귀무가설을 기각함으로써 이들 시계열은 비선형 종속적임을 확인하였다. 여기서 비선형 종속성란 큰 폭의 변동성 후에 큰 폭의 변동성이 발생하고, 작은 폭의 변동성 후에 작은 폭의 변동성이 발생하는 경향이 있음을 의미한다(강석규, 2015). 따라서 신선 물오징어의 도·소매가격 시계열 자료를 GARCH류 모형에 적용하는 데는 문제가 없을 것으로 판단된다.

추가적으로 본 연구의 분석에 이용될 신선 물오징어 도·소매가격 시계열 자료의 안정성을 검정해 보기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller, Dickey and Fuller 1979) 검정, PP(Phillips-Perron, Phillips and Perron 1988) 검정, KPSS(Kwiatkowsk-Phillips-Schmidt- Shin, Kwiatkowski et al., 1992) 검정을 시도하였다. 검정 결과, ADF 및 PP 검정은 동 검정의 귀무가설인 ‘단위근이 존재한다.’를 기각한 반면, KPSS 검정은 동 검정의 귀무가설인 ‘단위근이 존재하지 않는다.’를 채택함으로써 모든 시계열에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이들 시계열 자료는 1%, 5%의 유의수준에서 각각 가성회귀의 우려가 없는 것으로 판단된다.

<표 2> 단위근 검정 결과

Test		Wholesale	Retail
ADF	t-Stat	-41.9425***	-29.2456***
	Prob.	0.0000	0.0000
PP	t-Stat	-63.8182***	-62.2540***
	Prob.	0.0001	0.0001
KPSS	LM-Stat	0.0284	0.0462
	5% level	0.4630	0.4630

주 : ADF and PP test : null hypothesis(H_0) implies that unit root exists.
 KPSS test : null hypothesis(H_0) implies that unit root is nonexistent.
 *** indicates rejection of H_0 at the 1% significance level.

2. 적정시차 선정

VAR 모형을 구성하기 위해서는 적정시차의 선정이 매우 중요한데, 이는 시차를 크게 설정할 경우 잔차항의 자기상관은 줄어들지만 모형의 효율성이 떨어질 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 단위근 검정에서 안정적인 시계열로 검증된 시계열 자료를 사용하여 무제약 VAR 모형을 추정한 후 적정시차 선정을 시도하였다. 적정시차 선정 결과, AIC 기준과 HQ 기준의 5시차에서 정보기준 값이 최솟값으로 도출됨에 따라 5시차를 적정시차로 선정하였다.

<표 3> 적정시차 선정 결과

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	13281.8200	NA	0.0000	-9.2833	-9.2792*	-9.2818
1	13293.6000	23.5426	0.0000	-9.2888	-9.2763	-9.2843
2	13304.5100	21.7848	0.0000	-9.2936	-9.2728	-9.2861
3	13308.2400	7.4389	0.0000	-9.2934	-9.2643	-9.2829
4	13315.6000	14.6850	0.0000	-9.2958	-9.2583	-9.2823
5	13339.2000	47.0135	0.0000*	-9.3095*	-9.2637	-9.2930*
6	13341.2200	4.0182	0.0000	-9.3081	-9.2539	-9.2886
7	13344.9100	7.3440	0.0000	-9.3079	-9.2454	-9.2853
8	13350.3200	10.7492*	0.0000	-9.3089	-9.2380	-9.2833

주 : * indicates lag order selected by criteria such as LR(Sequential modified LR test statistic), FPE(Final prediction error), AIC(Akaike criterion), SC(Schwarz criterion), and HQ(Hannan-Quinn).

3. 그랜저인과성 검정

그랜저인과성 검정은 회귀분석을 실시할 경우 원인과 결과가 명확하지 않은 함수관계에 대해 명확한 결정을 내리는데 도움을 주기 위해 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 확인하는 검정법이다. VAR 모형은 변수의 입력 순서에 따라서 분석 결과가 달라지므로 그랜저인과성 검정을 이용하여 변수의 순서를 결정하였다. 분석 결과, 5%의 유의수준에서 도매가격이 소매가격을 인과하는 것으로 나타나 오징어의 VAR 모형 구성을 위한 변수의 입력순서는 도매가격→소매가격으로 설정하였다.

<표 4> 그랜저인과성 검정 결과

Null Hypothesis :	Lag 5	
	F-Stat	Prob.
Wholesale does not Granger Cause Retail	2.8321**	0.0148
Retail does not Granger Cause Wholesale	0.7006	0.6230

주 : ** indicates rejection of H_0 at the 5% significance level.

4. Off-Diagonal BEKK 모형 분석

신선 물오징어의 유통단계 간 가격 변동성의 전이 및 비대칭성을 파악하기 위해 구성된 VAR 모형의 잔차를 Off-Diagonal BEKK 모형에 적용하여 분석을 실시하였다.

우선, 변동성 비대칭 효과를 고려하지 않은 모형의 분석 결과를 살펴보면, 자체가격의 충격 전이효과로서 전일의 자체가격에서 발생한 충격이 당일의 자체가격 변동성에 미치는 효과를 측정하는 모수 a_{11} 와 a_{22} 의 경우, -0.2348과 -0.2527로 모두 1%의 유의수준에서 유의적인 값을 지니고 있는 것으로 나타났다. 이는 전일 발생한 자체가격의 충격이 당일 자체가격의 변동성에 음의 영향을 미치고 있음을 의미한다. 다음으로, 도매(소매)가격에서 발생한 전일의 충격이 당일의 소매(도매)가격의 조건부 변동성에 미치는 교차시장 간의 충격 전이효과를 측정하는 모수인 a_{12} 와 a_{21} 을 살펴보면, a_{21} 이 0.0297로 1%의 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 전일 발생한 소매가격의 충격이 당일 도매가격의 변동성에 양의 영향을 미치는 것으로 확인되어 소매가격에서 도매가격으로의 일방적인 충격전이 효과가 존재하고 있음을 확인하였다.

b_{11} 과 b_{22} 는 자체가격의 조건부 변동성 전이효과로 전일 발생한 자체가격의 변동성이 당일 자체가격의 변동성에 미치는 영향을 측정하는 모수이다. b_{11} 과 b_{22} 모두 1%의 유의수준에서 유의한 0.9704, 0.9501로 측정되어 오징어 도매가격과 소매가격은 모두 자체가격의 변동성에 의해 영향을 받고 있으며, 전일의 변동성 증가가 현재의 변동성을 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 이와 함께 교차시장 간 조건부 변동성 전이효과로 오징어 도매가격과 소매가격 사이의 조건부 변동성 전이효과를 의미하는 b_{12} 와 b_{21} 의 계수를 살펴보면, b_{12} 의 계수 0.0064는 10%의 유의수준에서, b_{21} 의 계수 0.0142는 1%의 유의수준에서 각각 유의한 것으로 분석되었다. 이는 신선 물오징어의 도·소매가격 간에는 쌍방향적인 변동성 전이효과가 존재하고 있으며, 전일 도매(소매)가격의 변동성 증가는 당일의 소매(도매)가격의 변동성을 증가시킴을 의미한다.

이상의 변동성 비대칭 효과를 고려하지 않은 모형의 분석 결과, 도매가격과 소매가격은 자체가격의 충격 전이와 변동성 전이가 존재하는 것으로 나타났다. 교차시장 간에 충격 전이 효과는 소매가격에서 도매가격으로만 나타나고 있었으며, 변동성 전이효과는 쌍방향적으로 존재함을 확인할 수 있었다. 특히 전일 소매가격에 발생한 충격이 당일 도매가격의 변동성에 영향을 미치고, 전일 소매가격의 변동성 증가는 당일의 도매가격과 소매가격의 변동성을 증가시킨다는 결과가 도출되어, 오징어 가격 안정화를 위해서는 소매가격에 가해지는 충격을 최소화시키고 가격 변동성을 줄이는 정책을 시행하는 것이 보다 효율적일 것으로 판단된다.

<표 5> Off-Diagonal Symmetric BEKK 모형 분석 결과

Variable	Coefficient	Std. Error	T-statistic	Signif
c_{11}	0.0010	0.0003	3.2855	0.0010
c_{12}	-0.0028	0.0015	-1.9759	0.0481
c_{22}	0.0039	0.0010	3.7785	0.0002
a_{11}	-0.2348***	0.0121	-19.4463	0.0000
a_{12}	0.0237	0.0146	1.6284	0.1035
a_{21}	0.0297***	0.0070	4.2705	0.0000
a_{22}	-0.2527***	0.0174	-14.5073	0.0000
b_{11}	0.9704***	0.0029	333.0285	0.0000
b_{12}	0.0064*	0.0036	1.7853	0.0742
b_{21}	0.0142***	0.0023	6.1970	0.0000
b_{22}	0.9501***	0.0054	176.5694	0.0000
Log likelihood			14,098.0275	

주 : ***, ** indicates rejection of H0 at the 10%, 1% significance level.

<표 6> Off-Diagonal Asymmetric BEKK 모형 분석 결과

Variable	Coefficient	Std. Error	T-statistic	Signif
c_{11}	0.0015	0.0009	1.5974	0.1102
c_{12}	-0.0001	0.0133	-0.0611	0.9513
c_{22}	0.0045	0.0027	1.6671	0.0955
a_{11}	0.2395***	0.0120	19.9476	0.0000
a_{12}	0.0165	0.0166	0.9971	0.3187
a_{21}	-0.0261***	0.0063	-4.1761	0.0000
a_{22}	0.1464***	0.0251	5.8268	0.0000
b_{11}	0.9721***	0.0044	222.4626	0.0000
b_{12}	0.0513	0.0436	1.1749	0.2400
b_{21}	-0.1307***	0.0332	-3.9380	0.0001
b_{22}	-0.9594***	0.0056	-169.9823	0.0000
d_{11}	-0.0433**	0.0216	-2.0030	0.0452
d_{12}	-0.0317	0.0312	-1.0158	0.3097
d_{21}	0.0162*	0.0090	1.7960	0.0725
d_{22}	0.2687***	0.0246	10.9074	0.0000
Log likelihood			14,094.8310	

주 : *, **, *** indicates rejection of H0 at the 10%, 5%, 1% significance level.

다음으로, 도매가격과 소매가격 간의 변동성 비대칭성을 추가한 모형의 분석 결과를 살펴보면 <표 6>과 같다. 가격상승보다 가격하락에 상대적으로 민감하게 반응하는 자체가격의 변동성 비대칭 효과를 의미하는 모수 d_{11} 와 d_{22} 는 5%, 1%의 유의수준에서 각각 유의한 것으로 분석되었다. 구체적으로 d_{11} 의 계수는 -0.0433, d_{22} 의 계수는 0.2687로 나타나, 소매가격은 전일 가격상승보다 가격하락에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 확인되었다. 또한 교차시장 간의 변동성 비대칭 효과를 의미하는 모수 중 d_{12} 는 유의하지 않았으며, d_{21} 는 0.0162로 10%의 유의수준에서 유의한 것으로 나타나, 전일 오징어 소매가격에서 발생한 가격상승보다 가격하락에 대해 당일의 도매가격이 더욱 민감하게 반응함을 알 수 있었다.

이상으로 변동성 비대칭 효과를 추가한 분석 결과, 신선 물오징어의 도매가격과 소매가격은 자체가격에서 변동성 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났으며, 소매가격은 전일의 가격하락이 당일 가격의 변동성을 비대칭적으로 크게 형성하게 하는 효과가 있음을 확인할 수 있었다. 또한 도매가격과 소매가격 사이에는 전일 소매가격이 하락할 때 도매가격의 변동성이 비대칭적으로 커짐에 따라, 소매가격이 하락할 경우 가격 변동성에 대해 도매업자의 가격 리스크 관리가 우선 필요할 것으로 판단된다. 아울러 정부의 수산물 가격안정화 정책 시행 시 소매가격의 하락을 통해 가격안정화를 유도할 경우 도매가격의 변동성을 증가시킬 우려가 있으므로 이를 주의하여 가격정책을 시행할 필요가 있다.

5. 모형의 안정성 검정

안정적인 ARCH류 모형은 Off-Diagonal BEKK 모형의 Q 통계량과 ARCH-LM 검정 결과, 시계열의 계열상관 및 ARCH 효과가 존재하지 않아야 한다. 우선, 변동성 비대칭 효과를 고려하지 않은 모형의 Q 통계량 검정 결과, 5시차와 10시차 모두 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났고, ARCH-LM 검정에서도 ARCH 효과가 존재하지 않는 것으로 나타나 ARCH 효과가 소멸된 안정적인 모형임을 확인할 수 있었다.

<표 7> 안정성 검정 결과

Division	Statistic
Multivariate Q(5) (P-value)	48.9733 (0.1562)
Multivariate Q(10) (P-value)	15.5001 (0.7471)

<표 8> ARCH-LM 검정 결과

Statistic	Signif.
9.28	0.4121

다음으로, 변동성 비대칭 효과를 추가한 모형의 Q 통계량 검정과 ARCH-LM 검정에서도 계열상관과 ARCH 효과가 사라져 안정적인 모형임을 확인하였다.

<표 9> 안정성 검정 결과

Division	Statistic
Multivariate Q(5) (P-value)	15.8951 (0.7231)
Multivariate Q(10) (P-value)	47.1060 (0.2046)

<표 10> ARCH-LM 검정 결과

Statistic	Signif.
6.67	0.6712

IV. 결 론

본 연구는 농산물유통정보에서 제공하고 있는 2006년 1월 1일부터 2016년 12월 31일까지의 신선 물오징어 일일가격 자료를 사용하였으며, 신선 물오징어의 도·소매가격 간의 변동성 전이 및 비대칭성을 분석하고자 Off-Diagonal BEKK 모형을 적용하였다. 분석 결과, 우선, 상기 분석 모형을 적정시차는 5시차로 선정되었으며, 그랜저 인과성 검정을 통해 도매가격이 소매가격을 인과하고 있음을 확인하였다. 따라서 VAR 모형을 구성함에 있어 변수순서를 도매가격→소매가격 순으로 하여 분석을 실시하였다. 둘째로, VAR 모형을 구성 한 후 잔차를 Off-Diagonal BEKK 모형에 적용하여 신선 물오징어 도·소매 가격의 충격 전이효과 및 변동성 전이효과를 추정하였다. 그 결과 도·소매가격은 모두 자체가격의 충격 전이효과가 존재하고 있음을 확인하였고, 교차시장 사이의 충격 전이효과는 소매가격에서 도매가격으로 일방적인 충격 전이효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 아울러 변동성 전이효과 분석 결과, 도·소매가격 모두 자체가격의 변동성에 영향을 받고 있는 것으로 나타났으며, 도·소매가격 간에 쌍방향적 변동성 전이효과도 존재함을 확인할 수 있었다. 셋째로, 변동성 비대칭을 추가한 분석을 시도해 본 결과, 신선 물오징어의 도·소매가격은 비대칭성이 존재하였으며, 소매가격의 경우 전일의 가격상승보다 가격하락에 더욱 민감하게 반응함을 확인할 수 있었다. 그리고 교차시장 간 변동성 비대칭성 분석에서는 전일 소매가격에서 발생한 가격상승보다 가격하락에 도매가격이 더욱 민감하게 반응함을 확인할 수 있었다. 끝으로, Off-Diagonal BEKK 모형의 안정성 검정 결과, 변동성 비대칭 효과를 추가하지 않은 모형과 추가한 모형 모두 계열상관이 존재하지 않고 ARCH 효과가 소멸된 것으로 나타나 안정적인 모형임을 확인할 수 있었다.

결론적으로 신선 물오징어의 도·소매가격 간의 변동성 전이 및 비대칭성 분석을 통해 우선, 신선 물오징어의 가격 변동성 증가가 전일 가격 하락의 영향인지 가격 상승의 영향인지 밝힐 수 있었다. 다음으로, 충격 전이효과는 자체가격과 소매가격에서 도매가격으로 일방적으로 존재하지만 변동성 전이효과가 자체가격뿐만 아니라 두 시장 간에도 존재함에 따라 신선 물오징어의 도·소매가격은 가격에 충격을 주거나 변동성을 증가시킬 우려가 있는 시장개방과 같은 외부적 요인에 다소 약한 것으로 나타났다. 이와 관련하여 2016년 FTA 피해보전 직불금 지급대상 어종으로 오징어가 포함되기도 하였다. 그 외에도 본 연구를 통해 유통업자들에게 시장에서 형성되는 신선 물오징어의 가격 변동에 대해

적절히 대응을 할 수 있는 정보를 제공해 줄 수 있었다는 점과 소비자들이 이상의 분석 정보로부터 수산물의 가격변동에 대한 가격 불확실성을 완화시켜 구매력 감소를 줄여 줄 수 있다는 점을 들 수 있다. 그러므로 향후에는 신선 물오징어뿐만 아니라 갈치, 조기, 고등어 등의 기타 대중성 어종으로 이러한 연구를 확대할 필요가 있을 것으로 판단된다.

REFERENCES

- 강석규 (2014), “양식 넙치가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증”, *수산경영론집*, 45 (2), 29-38.
 (2015), “소비 대체 양식어종 간의 가격 인과성과 변동성 전이에 관한 연구”, *수산경영론집*, 46 (3), 119-127.
- 강태훈 (2011), “축산물 가격의 비대칭전이에 관한 실증연구”, *식품유통연구*, 28 (2), 67-83.
- 고봉현 (2009), “수산물 시장에서의 양식어류 가격변동성 · 계절성 · 요일효과에 관한 연구 -노량진수산물시장의 넙치와 조피볼락울 중심으로-”, *수산경영론집*, 40 (2), 49-70.
- 국가통계포털 (2017), “소비자 물가지수”, 2017년 4월 25일 접속 (<http://kosis.kr>).
- 김상환 · 성명환 · 윤병삼 (2012), “국제 곡물가격 변동성의 구조변화 검증”, *농촌경제*, 35 (1), 29-48.
- 남종오 · 심성현 (2015), “신선 물오징어 소매가격 변동성의 구조변화와 비대칭성 검증”, *Ocean and Polar Research*, 37 (4), 357-368.
- 안병일 (2007), “마늘과 양파에 대한 가격전이의 비대칭성 검증”, *농촌경제*, 30 (3), 51-67.
- 옥영수 · 김상태 · 고봉현 (2007), “양식 넙치의 가격변동 및 예측에 관한 연구”, *수산경영론집*, 38(2), 41-62.
- 이정미 · 김기수 (2010), “수산물 시장의 유통단계별 가격전달의 비대칭성에 관한 실증 분석”, *수산경영론집*, 41 (3), 59-78.
- 이종원 (2009), *계량경제학*. 박영사, 819.
- 정경수 · 함영곤 (2006), “한우 유통단계의 가격변동성 이전효과”, *농업경영 · 정책연구*, 33 (3), 715-726.
- 한국농수산식품유통공사 (2017), “농산물유통정보”, 2017년 4월 25일 접속 (<http://www.kamis.co.kr>).
- 한국해양수산개발원 FTA 이행에 따른 어업인등 지원센터 (2016), “수산물 돌보기 3호(오징어 편)”.
- 해양수산부 보도자료 (2017), “금징어 가격 잡는다...해수부, 오징어 가격안정 대책 발표”.
- 황의식 · 안병일 (2012), “주요 청과물 가격 추세 및 가격변동성의 특징 분석”, *농업경제연구*, 53 (3), 1-21
- Bollerslev, T. (1986), “Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307-27.
- Bollerslev, T. (1990), “Modelling the Coherence in Short-run Nominal Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Bollerslev, T., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M. (1988), “A Capital-Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, 96 (1), 116-31.
- Broyden, C. G. (1970), “The Convergence of a Class of Double-rank Minimization Algorithms,” *Journal of the Institute of Mathematics and its Applications*, 6, 76-90.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation,” *Econometrica*, 50 (4), 987-1008.
- Engle, R. F. and Kroner, K. F. (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized Arch,” *Econometric Theory*, 11, 122-150.
- Fletcher, R. A. (1970), “New Approach to Variable Metric Algorithms,” *Computer Journal*, 13, 317-322.
- Goldfarb, D. A. (1970), “Family of Variable Metric Updates Derived by Variational Means,” *Mathematics of Computation*, 24, 23-26.
- 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,” *The Journal of Finance*, 48 (5), 1779-1801.

- Kroner, K. F. and Ng, K. V. (1998), "Modeling asymmetric comovements of asset returns," *Review of Financial Studies*, 11, 817-844.
- Scruggs, J. T. and Glabadanidis, P. (2003), "Risk premia and the dynamic covariance between stock and bond returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 295-316.
- Shanno, D. F. (1970), "Conditioning of Quasi-Newton Methods for Function Minimization," *Mathematics of Computation*, 24, 647-656.