



저작자표시-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경 제 학 석 사 학 위 논 문

VAR을 이용한 고등어 도소매가격의
동태적 인과관계 분석



부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 우 솔

경 제 학 석 사 학 위 논 문

VAR을 이용한 고등어 도소매가격의
동태적 인과관계 분석

지도교수 박 철 형

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2015년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 우 솔

김우솔의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2015년 2월 27일

지도교수 박 철 형



위 원 장	경제학박사	윤 형 모 (인)
위 원	경제학박사	박 철 형 (인)
위 원	경제학박사	남 중 오 (인)

<목 차>

제 I 장 서론	1
제 1 절 연구배경 및 목적	1
제 2 절 연구범위 및 방법	2
제 II 장 선행연구결과 비교분석	3
제 III 장 고등어의 생산 및 유통구조	10
제 1 절 고등어 생산 구조	10
제 2 절 고등어 유통구조	13
제 IV 장 실증연구의 분석기법	16
제 1 절 단위근 검정	16
1) Augmented Dickey - Fuller(ADF) 단위근 검정	16
2) Phillips - Perron(PP) 단위근 검정	17
3) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 단위근 검정	18
제 2 절 인과관계 검정	19
1) 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정	19
2) Vector Autoregression(VAR) 모형 분석	21
제 3 절 동태적 분석	23
1) 충격반응함수	23
2) 예측오차분산분해	25
제 V 장 실증분석	27
제 1 절 자료설명	27
제 2 절 고등어 도·소매가격 분석	27

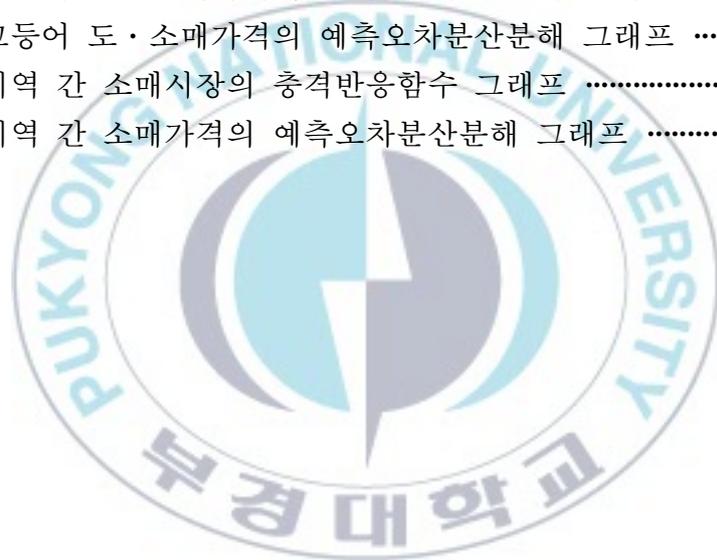
1) 도·소매가격의 기초통계량	27
2) 도·소매가격의 단위근 검정	28
3) 도·소매가격 VAR모형의 시차 선정	30
4) 도·소매가격 그랜저 인과관계 검정	31
5) 도·소매가격 VAR모형 분석	31
제 3 절 고등어 지역별 소매가격 분석	33
1) 지역별 소매가격의 기초통계량	33
2) 지역별 소매가격의 단위근 검정	35
3) 지역별 소매가격 시차 선정	36
4) 지역별 소매가격 그랜저 인과관계 검정	36
5) 지역별 소매가격 VAR모형 분석	38
제 4 절 동태적 분석	40
1) 도·소매가격 간 동태적 분석	40
(1) 충격반응함수	40
(2) 예측오차분산분해	42
2) 고등어 지역 간 소매가격의 동태적 분석	44
(1) 충격반응함수	44
(2) 예측오차분산분해	47
제 VI 장 결론 및 제언	51
제 1 절 연구의 결론	51
1) 고등어 도매가격과 소매가격과의 관계	51
2) 지역 간 고등어 소매가격의 관계	52
제 2 절 연구의 제언	52
참고문헌	54

〈표 목차〉

〈표. II-1.〉 농·축·수산시장 인과성 검정에 대한 선행연구 요약표	8
〈표. III-1.〉 월간 고등어 어획량	12
〈표. III-2.〉 국내 고등어 국가별 수입실적	15
〈표. IV-1.〉 그랜저 인과관계 검정 결과	21
〈표. V-1.〉 고등어 도·소매가격의 기초 통계량	28
〈표. V-2.〉 도·소매가격 단위근 검정 결과	29
〈표. V-3.〉 도·소매 시장의 시차 결정 결과	30
〈표. V-4.〉 그랜저 인과관계 검정 결과	31
〈표. V-5.〉 고등어 도·소매가격의 VAR모형 분석 결과	32
〈표. V-6.〉 지역별 고등어 소매가격의 기초 통계량	33
〈표. V-7.〉 지역별 고등어 소매가격의 단위근 검정 결과	35
〈표. V-8.〉 지역별 고등어 소매가격의 시차 결정 결과	36
〈표. V-9.〉 지역별 고등어 소매가격 그랜저 인과관계 검정 결과	37
〈표. V-10.〉 지역별 고등어 소매가격의 VAR모형 분석 결과	39
〈표. V-11.〉 고등어 도매가격의 충격에 대한 반응결과	41
〈표. V-12.〉 고등어 소매가격의 충격에 대한 반응결과	41
〈표. V-13.〉 고등어 도매가격의 예측오차분산분해	43
〈표. V-14.〉 고등어 소매가격의 예측오차분산분해	43
〈표. V-15.〉 서울 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과	45
〈표. V-16.〉 부산 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과	45
〈표. V-17.〉 대구 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과	46
〈표. V-18.〉 광주 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과	46
〈표. V-19.〉 서울 소매가격의 예측오차분산분해	48
〈표. V-20.〉 부산 소매가격의 예측오차분산분해	48
〈표. V-21.〉 대구 소매가격의 예측오차분산분해	49
〈표. V-22.〉 광주 소매가격의 예측오차분산분해	49

<그림 목차>

[그림. Ⅲ-1.] 고등어 산란장 및 회유로	11
[그림. Ⅲ-2.] 연간 고등어 생산량	11
[그림. Ⅲ-3.] 고등어 유통구조	13
[그림. Ⅲ-4.] 2000년도와 2012년 고등어 출하지역 및 비율에 대한 비교	14
[그림. V-1.] 고등어 도·소매 시장의 실질가격	28
[그림. V-2.] 지역별 소매시장의 실질가격	34
[그림. V-3.] 지역 간 VAR분석 결과의 도식화	38
[그림. V-4.] 고등어 도·소매가격의 충격에 대한 결과 그래프	41
[그림. V-5.] 고등어 도·소매가격의 예측오차분산분해 그래프	43
[그림. V-6.] 지역 간 소매시장의 충격반응함수 그래프	46
[그림. V-7.] 지역 간 소매가격의 예측오차분산분해 그래프	50



The Dynamic Causality of Mackerel wholesale and retail prices based on VAR

Woo Sol Kim

Department of Applied Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

The domestic mackerel production has had problems of decrease of its fishing since 2011 and product quality decline due to increase of catch of premature fish. Therefore, price fluctuation of mackerel, common fish dish is increasing and the concern for stabilization of dietary cost of people also becomes serious.

Accordingly, this study aims at conducting causal relation analysis and dynamic analysis through VAR among time series analysis methods by using data of the actual whole-sales and retail prices of mackerel by date from January 4, 2010 to August 14, 2014 and the actual retail prices of mackerel by region(Seoul, Pusan, Daegu and Gwangju).

In granger causal relations of the actual whole-sales and retail price of mackerel in Korea, the whole-sales price had causal relations with the retail prices and in VAR model analysis, the whole-sales prices had unilateral influences on the retail prices. In the dynamic analysis results using Impulse Response Function and Forecast Error Variance Decomposition Analysis, like the results above, the retail market had influences on the whole-sales market. Therefore, in order to stabilize the retail prices of mackerel, stabilization of the price in mackerel whole-sales market should be priority.

As a result of the analysis of granger causal relations between retail prices of mackerel by region, it was causal relationship from Seoul to Pusan to Daegu to Gwangju. In VAR model analysis, retail prices in Seoul, Daegu and Gwangju showed mutual circulatory relations while those in Pusan and Daegue showed circulatory relations. In Impulse Response Function, for the outer impulse of retail price in Seoul, those in Pusan, Daegu and Gwangju were hugely affected. As a result of Forecast Error Variance Decomposition Analysis, effects of retail prices in Seoul shared huge part of those of other regions. Therefore, in order to stabilize the prices of mackerel, solution to stabilize those in Seoul should be priority.



제 I 장 서론

제 1 절 연구배경 및 목적

시장경제 체제하에서 수요와 공급에 따라 가격이 결정되는 것은 당연한 이치이다. 그러나 수산물의 경우 일반적인 공산품과는 다르게 소비가 지연되면 부패하여 상품으로서의 성질을 완전히 잃게 되는 성질을 가지며, 이로 인해 실제 가격에 유통가격이 더해지게 되어 지역마다 가격이 차이가 생기는 지역성을 가질 수밖에 없다. 또한 수산물 중에서도 일반 대중들이 많이 소비하는 수산물일 경우 가격의 변동이 커지면 서민들의 식생활에 직접적으로 영향을 미치게 되므로 대중어종 가격에 대한 조심스러운 접근이 필요할 것이다.

우리나라의 대표적 다핵성 대중어인 고등어는 예로부터 어획량이 풍부하면서 가격도 저렴할뿐더러 맛도 좋아 서민의 식탁에 빠지지 않고 올라가는 중요한 어종중의 하나이지만 2011년 이후 꾸준한 생산량의 감소를 보이고 있다. 특히 2013년도에는 어획부진의 문제가 장기화되고 있으며, 가을과 겨울 주 어획기에 어획되는 고등어의 다수가 미성어로 잡혀 상품성이 낮아졌으며, 수입산 고등어의 증가로 인한 국내 고등어 가격 경쟁력 약화 등의 문제로 인한 국내산 고등어 가격의 변동성이 커지면서 식탁물가 안정화에 대한 우려를 낳고 있다.

따라서 본 연구에서의 목적은 도·소매 시장 간의 가격 인과관계와 지역 간 고등어 소매시장 가격 인과관계를 확인과 동시에, 이에 대한 동태적 분석을 실시하여 어떠한 지역의 가격이 타 지역에 영향을 미치는지 밝히어 최종적으로 국내산 고등어 가격 안정화 정책의 시사점 도출에 도움을 주는데 있다.

제 2 절 연구범위 및 방법

본 연구에서는 고등어 도·소매가격의 가격 인과관계와 지역 간 가격 인과관계를 알아보기 위하여 자료의 시기, 단위를 맞추었으며 지역별 고등어 가격은 서울, 부산, 대구, 광주의 소매시장 명목가격을 실질가격으로 변환한 일별가격 자료를 사용한다.

분석에서는 다음과 같은 방법을 사용한다. 먼저, 단위근 검정을 통한 각각의 가격자료들의 안정성 여부를 확인한다. 둘째, 단위근 검정을 통하여 가격 자료의 단위근이 없는 안정적인 자료로 판단될시, 자료들의 인과관계 확인하기 위한 시차를 선정한 후 그랜저 인과관계 검정(Granger Casualty test)을 통한 가격들의 인과관계 설정을 한다. 셋째, 도·소매가격 간 인과관계와 지역 간의 인과관계 검정을 위해 VAR모형(Vector Autoregression Model : 벡터 자기회귀 모형)을 실시하며, VAR모형의 안정성도 함께 검정한다. 마지막 단계로 인과관계 검정의 결론을 통하여 충격 반응함수(Impulse Response Function)와 예측오차분산분해(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)를 통해 도·소매가격과 지역 간 소매가격의 영향력이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하는지를 양적으로 측정하고자 한다.

본 연구의 구성은 아래와 같다. 제 II 장에서는 농축수산물의 동태적 인과관계를 분석한 선행연구를 통하여 연구의 방향성과 분석방법에 대해 검토를 한다. 제 III 장에서는 고등어의 생산 및 유통구조에 대해 알아보고 제 IV장에서 본 연구에서 사용할 시계열 분석기법들에 대한 이론적 내용을 설명한다. 제 V장에서는 앞선 장에서 설명한 실증분석기법을 사용하여 주어진 자료를 분석하여 결과를 도출한다. 마지막 제 VI장에서는 본 연구의 분석된 내용을 요약 및 결과를 내어 본 연구를 마무리한다.

제 II 장 선행연구결과 비교분석

농수산물 가격에 대한 인과관계 검정과 동태적 분석의 선행연구로는 다음과 같은 사례들이 있다.

김효미, 김윤두(2014)는 가락도매시장과 강서도매시장(경매제, 시장도매인제)을 중심으로 농산물 도매시장 간 가격의 상호관련성을 도출하고자 2012년도 가락농수산물도매시장의 거래물량 상위 5개 채소 및 과일을 선정하여 2008년부터 2012년까지의 일별데이터를 사용하여 세 시장 간의 동태적 분석을 시행하였다.

자료의 안정성의 검정을 위하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시하였고, 그 결과 시장별 분석대상이 되는 채소와 과일 모든 품목의 원 시계열 가격자료에는 단위근이 없는 것으로 나타나 시계열 안정적임을 확인하였다.

그랜저 인과관계의 분석결과로는 채소와 과일 각각 5개 품목의 가격이 전반적으로 가락도매시장, 강서경매제시장, 강서시장도매인제시장 사이에 인과관계가 있는 것으로 나타났으며, 그중 가락도매시장의 가격은 모든 품목에 대하여 강서경매제시장과 강서시장도매인제시장에 영향을 끼치는 것을 확인하였다.

충격반응분석을 보게 되면 채소와 과일 각각 5개의 품목은 가락도매시장의 충격에 대해 강서경매제시장과 강서시장도매인제시장에 큰 반응을 보이며, 포도와 감귤을 제외한 품목에서 가락도매시장의 충격에 대한 강서경매제시장의 반응이 강서시장도매인제시장의 반응에 비하여 크게 나타났다.

예측오차분산분해의 결과 과일의 경우에는 가락도매시장의 모든 품목에 있어 자체적인 가격결정능력을 가지고 있으며, 강서경매제시장의 경우 포도를 제외한 품목에서 가락도매시장의 설명력이 크게 분석되어 자체 가격결정능력이 떨어지는 것으로 판단되었다. 강서시장도매인제시장은 참외와

감귤을 제외한 포도, 사과, 복숭아 품목의 경우 자체적 설명력이 가장 높게 나타난 것으로 보아 과일류에서는 자체가격 결정능력이 어느 정도 있는 것으로 판단되었다.

채광석, 이태호, 김관수(2005)는 평야지역과 도시근교지역의 지대별 농지가격에 영향력을 미치는 요인간의 인과성 분석을 실시하였다. 이를 위하여 1983년부터 2002년까지의 연간 농지가격, 농지임차료, 부채·자산비율, 미곡수입의 자료를 평야지역과 도시근교지역으로 나누어 VAR 모형 추정과 그랜저 인과성 검정을 실시하였다.

이에 대한 결과는 다음과 같다. 그랜저 인과성 검정을 실시한 결과, 평야지역 농지의 경우 미곡수입과 농지가격 서로간의 그랜저 인과관계를 가지는 것으로 나타났으며 농지가격과 부채·자산비율 간, 그리고 임차료와 부채·자산비율 간에도 상호 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 미곡수입은 부채·자산비율에 선도적인 역할을 하며 임차료는 농지가격에 선도적 역할을 하는 것으로 판단되었다. 도시근교지역에서는 미곡수입이 농지가격과 임차료에 대해 선도적인 역할을 하였으며 농지가격은 임차료에 영향을 미치는 것으로 나타났지만 부채·자산비율은 타 변수에 대해 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 농지가격의 접근은 평야지역과 도시근교지역을 나누어 정책적 해결책을 도출해야 한다는 것을 말해주고 있다.

김두한(2006)은 농산물 도매시장에서의 사과, 일반토마토, 방울토마토를 출하하는 출하주체(개별출하, 공동출하, 계통출하)간의 인과관계 검정을 통해 세 곳의 출하주체들의 판매가격이 동태적으로 서로 어떠한 영향을 주고받는지 분석을 하였다. 분석 자료는 사과는 2002년 1월부터 2009년 12월까지 96개월간의 자료를 사용하였고, 일반토마토와 방울토마토는 2001년 1월부터 2009년 12월까지 108개월간의 자료가 사용되었다.

먼저 단위근 검정의 결과, 세 품목 모두 원시계열에서 단위근이 없는 것으로 나타나 모든 출하주체의 판매가격에 안정성이 확보되어 VAR모형을 사용가능한 것으로 확인되었다.

VAR모형을 이용한 인과관계 검정 결과, 전 품목에 있어 계통출하 판매가격이 공동출하 판매가격과 개별출하 판매가격에 각각 영향을 미치는 인과관계가 있는 것으로 나타나 계통출하 판매가격이 두 출하주체의 판매가격에 영향력을 미치는 것으로 나타났다.

충격반응함수의 결과는 사과와 경우 1단위 표준오차의 외부충격에 의하여 계통출하 판매가격이 변화할 시 자체 판매가격 뿐만 아니라 개별출하와 공동출하의 판매가격에 미치는 영향은 작았지만 충격의 모양은 동일하게 나타났다. 공동출하와 개별출하 판매가격에 대해 각각 외부충격이 가해질 때는 자체 판매가격에 미치는 영향은 매우 컸으나 타 출하주체들의 판매가격에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 방울토마토와 일반토마토의 경우 계통출하 판매가격이 외부충격에 의해 변할 경우 자체 판매가격은 물론 개별출하와 공동출하의 판매가격에도 큰 영향을 주고 있지만 개별출하와 공동출하 판매가격 각각의 외부충격이 가해질 경우, 타 출하주체들의 판매가격에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났다.

예측오차분산분해 결과에서는 세 품목 모두 출하주체별 판매가격 변동에 대한 영향력은 계통출하의 판매가격이 가장 높은 영향력을 미치고 있었다. 계통출하 판매가격의 경우 자체의 변동만이 아닌 개별출하와 공동출하의 판매가격에 대한 변동에도 가장 높은 영향력을 미치고 있었다.

위의 결과를 종합해 보면 사과, 일반토마토, 방울토마토 세 품목 모두 계통출하 판매가격이 가장 큰 영향력을 가져 타 출하주체의 판매가격에 대해 상당한 영향력을 미치는 것으로 보였으며 계통출하 판매가격이 농산물 도매시장의 판매가격을 선도하는 것으로 나타났다.

차영기, 김기수(2009)는 수입수산물과 국내수산물간의 가격 장기균형과 인과관계 분석을 위해 1999년 1월에서 2004년 12월, 6년간의 자료를 사용하여 냉동명태, 냉동갈치, 냉동조기의 자료를 이용한 분석을 실시하였다. 인과관계분석을 위하여 시계열의 안정성 분석을 한 후 VAR 모형, VECM (Vector Error Correction Model : 벡터오차수정모형)과 차분 VAR 모형을 이용하여 분석을 실시하였다.

냉동명태는 단위근이 없는 시계열의 안정성을 가진 것으로 판단되어 VAR모형을 사용하여 분석을 하였다. 그 결과 수입가격→도매가격→소매가격→수입가격 순서로 유통단계의 순환적 인과관계를 가진 것을 확인할 수 있었다. 결과적으로 수입 냉동 명태의 가격과 국내산의 가격에는 상호작용을 가지는 것을 알 수 있다.

냉동갈치는 단위근을 가지는 불안정적인 시계열로 판단되어 공적분 검정의 결과 1개의 공적분이 있었으며, VECM분석에서는 수입가격과 국내도매가격과 소매가격 간 장기적인 유의관계가 있으며, 단기에서는 가격간의 유의적 영향은 없는 것으로 판단되었다.

냉동조기는 단위근을 가지며 공적분의 관계도 없는 불안정적인 시계열로 판단되어 차분안정화를 거쳐 분석을 하였다. 그 결과 수입냉동조기가격이 국내산 소매가격에 미약한 영향을 미치며 냉동조기 수입가격과 국내산 가격 사이에는 인과관계가 약한 것으로 판단되었다.

박호정, 윤원철(2003)은 미국 메릴랜드주 5개 지역(중부 메릴랜드, 남부 메릴랜드, 서부 메릴랜드, 동북부 해안지역, 동남부 해안지역)의 대두 가격에서 시카고 선물시장 대두가격을 차감한 베이스스 시계열 자료를 사용하여 VAR모형 분석을 실시하였다.

먼저 위 5개 지역 베이스스의 단위근 검정결과 시계열이 불안정하다는 귀무가설을 기각해 안정적인 시계열을 가지는 것으로 확인되어 VAR모형 분석이 가능한 것으로 나타났다.

VAR모형 분석결과 동남부 해안지역이 타지역 베이스스 구성에 선도적인 역할을 하는 것으로 나타났으며, 중부 메릴랜드는 타지역으로부터 영향을 받는 후행적인 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 동남부 해안지역이 대두의 최대생산지역이며 중부 메릴랜드가 대두의 수출 기지임과 같은 결과를 보여주는 것이다.

윤영석(2012)은 한우 도소매가격과 수입산(미국산, 호주산, 뉴질랜드산) 쇠고기 가격의 관계성을 확인하기 위해 2001년 1월부터 2013년 3월까지 월별 자료를 사용하여 VECM을 사용하여 인과관계 분석을 실시하였다.

먼저 자료의 안정성 확인을 위하여 ADF검정, PP검정과 KPSS검정 방법을 사용한 단위근 검정 결과 한우 도소매가격과 수입산 쇠고기 모든 자료에 단위근이 존재한다고 판단되어 위자료는 불안정적 시계열 자료임이 확인되었다. 이에 한우 도소매가격과 수입산(미국산, 호주산, 뉴질랜드산) 쇠고기 가격 관계성 검정을 위해서는 공적분 검정을 통해 변수들의 안정적인 선형결합을 확인하여야 하며 그 결과 1개의 공적분이 확인되었다.

위의 결과를 바탕으로 그랜저 인과관계 검정을 실시한 결과 한우 도매가격은 한우소매가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. VECM분석에서는 한우 도매가격이 한우 소매가격에 장기적 균형관계에 유의한 효과를 주었으며 단기적 관계에서도 유의한 효과를 주었다. 충격반응함수에서는 한우 도매가격의 충격 발생시 12개월까지 양의 반응을 보인 후 안정적인 반응을 보이고 있다. 예측오차분산분해의 결과 한우 도매가격은 8개월 이전까지는 한우 소매가격 다음으로 영향력을 미쳤지만 8개월 이후 한우 도매가격자체에서 가장 큰 영향력을 미쳤다.

수입산 쇠고기가격과 한우 소매가격 간의 그랜저 인과관계 검정을 실시한 결과 미국산, 호주산, 뉴질랜드산의 수입산 쇠고기가격이 한우 소매가격에 영향을 미친다고 판단되었다. VECM분석에서는 호주산 쇠고기가격이 한우 소매가격에 장기균형관계에서 부의효과를 받으며, 단기적 관계에서는 한우 소매가격이 호주산과 미국산 쇠고기 가격에 영향을 받았다. 충격반응함수에서는 호주산 쇠고기가격의 충격 발생 시 한우 소매가격은 1개월에 양의 반응을 보인 후 15개월 까지 음의 가격반응으로 하락한 후 음의 수준에서 안정적 반응을 보였다. 미국산 쇠고기 가격의 충격 발생 시 한우 소매가격은 약한 양의 수준반응을 보이며 안정적인 반응을 했다.

결과적으로 한우의 소비자가격을 안정화시키기 위해서는 한우의 도매가격의 안정화가 선행되어야 할 것이며 미국산 쇠고기 가격과 호주산 쇠고기가격의 관리 또한 고려대상이 되어야 할 것이라 하였다.

위 분석한 선행연구를 바탕으로 요약한 표는 다음 <표. II-1>과 같다.

<표. Ⅱ-1.> 농·축·수산물시장 인과성 검정에 대한 선행연구 요약표

연구자	분석자료	분석기간	분석방법	검정결과
김효미 김윤두 (2014)	가락농수산물 도매시장과 강서도매시장 (경매제, 시장도매인) 거래물량 상위 5개 채소 및 과일가격	2008년~ 2012년 일간자료	그랜저 인과관계 검정	가락도매시장품목가격 →강서경매제시장가격, 강서시장도매인제가격
채광석 이태호 김관수 (2005)	평야지역과 도시근교지역 의 농지가격, 농지임차료, 부채·자산비율, 미곡수입	1983년 ~2002년 연간자료	그랜저 인과관계 검정	평야지역 : 농지가격⇔미곡수입 농지가격⇔부채·자산비율 임차료⇔부채·자산비율 미곡수입→부채·자산비율 임차료→농지가격 도시근교지역 : 미곡수입→농지가격 미곡수입→임차료 농지가격→임차료
김두한 (2006)	개별출하, 공동출하, 계통출하들의 사과, 일반토마토, 방울토마토 가격	2002년1월 ~2009년12월 월간자료	VAR모형	계통출하판매가격 →공동출하판매가격, 개별출하판매가격
차영기 김기수 (2009)	냉동명태, 냉동갈치, 냉동조기 가격	1999년1월 ~2004년12월 월간자료	VAR모형 VECM 차분VAR 모형	냉동명태 : 수입가격→도매가격 →소매가격→수입가격 냉동갈치 : 수입가격⇔도매가격 ⇔소매가격

박호정 윤원철 (2003)	메릴랜드주 5개 지역 대두 가격	1990년1월 ~2003년6월 주간자료	VAR모형	동남부해안지역 →중부메릴랜드
윤영석 (2012)	한우 도소매가격과 수입산 쇠고기 가격	2001년1월~ 2013년3월 월간자료	그랜저 인과관계 검정 VECM	<p>그랜저인과관계검정: 한우도매가격, 수입산쇠고기가격 →한우소매가격 VECM: 한우도소매가격, 호주산쇠고기가격은 다음기의 한우소매가격에 영향을 미침.</p> <p>미국산 쇠고기 가격이 상승(하락)하면 다음기의 한우 소매가격 하락(상승)</p>



제 III 장 고등어의 생산 및 유통구조

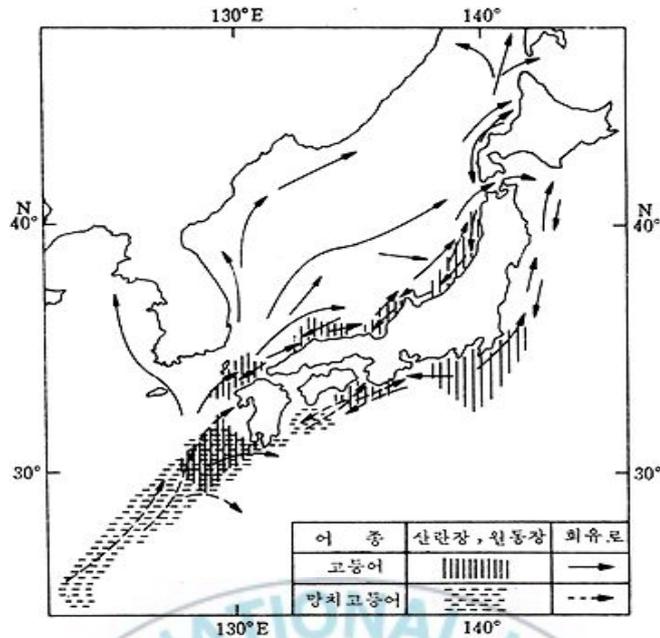
제 1 절 고등어 생산 구조

고등어는 농어목 고등어과에 속하는 어류로서 구이, 조림 등 다양한 방법으로 요리하여 먹는 대표적인 어류 중의 하나이다. 고등어는 수온이 10~20℃대인 온대 수역에 넓은 범위에서 서식하고 있는 운동성이 강한 회유성 어류이다. 우리나라에서는 2, 3월 경 제주도 연안에 나타나 점차 북쪽으로 올라가며 남해안에서 여름을 보내고 날씨가 추워지는 늦가을이 되면 월동준비를 위해 남쪽으로 재차 이동한다. 고등어는 우리나라 주변의 중국연안이나 동중국해, 일본 연안 등에 분포하며 세계적으로는 지중해에서 남쪽으로 호주 수역까지 서식하고 있다. (남시 춘추, 검색일 : 2014. 10. 06.)

국내에서 어획되는 고등어의 종류로는 참고등어와 망치고등어가 있다. 망치고등어는 일반 고등어에 비하여 크기가 작고 배 부분에도 점이 있는 것이 특징이다. 망치고등어의 경우 참고등어에 비해 수온이 높은 곳을 좋아하기 때문에 국내에서는 남해안 일부에서만 어획되며, 상당수는 일본 연근해에서 잡힌다. 참고등어와 망치고등어의 산란장 및 회유로는 [그림. III-1]과 같다. (엔하위키 미리, 검색일 : 2014. 10. 15.) 몸길이는 만 1년 정도에는 25~30cm이며 성체의 최대길이는 40cm가 넘으며 등 부분에는 녹색의 검은색 물결무늬가 옆까지 분포되어 있으며 배 부분은 은백색을 나타낸다. 고등어는 산란기인 5~7월 우리나라 근해에 몰려들어 수온 7~25℃(최적수온 17~18℃) 전후의 수역에서 알을 낳는다. (국립수산과학원 해양생물종다양성정보시스템, 검색일 : 2014. 10. 31.)

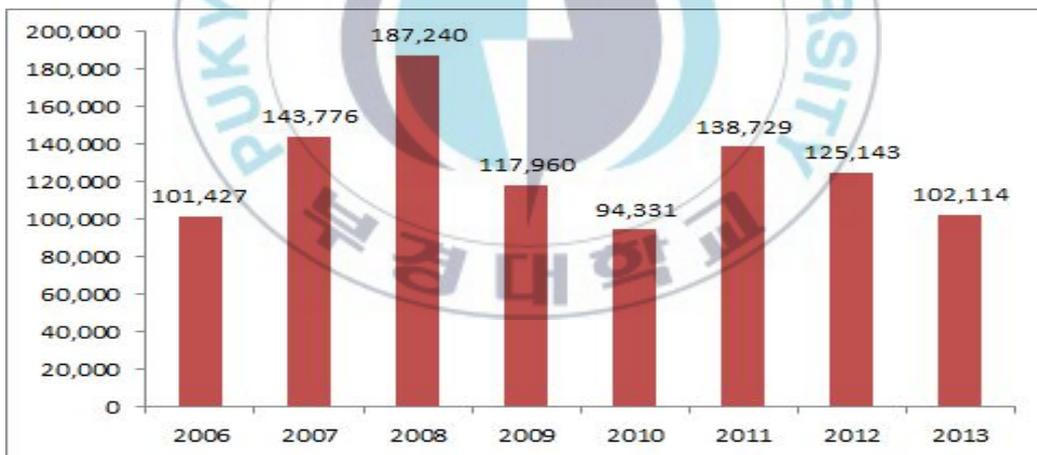
[그림. III-2]는 연간 고등어 생산량으로¹⁾ 2011년 약 13만 9천 톤이었던

1) 고등어 생산량은 국가통계포털(<http://kosis.kr/>)의 자료이며, 이는 활어, 선어, 냉동을 모두 포함한 생산량이다.



자료 : 한국해양수산개발원 수산업관측센터(<http://www.foc.re.kr/>)

[그림. Ⅲ-1.] 고등어 산란장 및 회유로



(단위 : M/T)

자료 : 국가통계포털(<http://kosis.kr/>)

[그림. Ⅲ-2.] 연간 고등어 생산량

고등어 생산량은 2012년, 2013년도에 연속으로 생산량이 감소하는 모습을 보여주고 있으며, 특히 2013년에 들어서 고등어 어획 부진이 길어지고 가을과 겨울철 성어기 어획된 고등어 몸통의 길이가 작아지며 상품성이

떨어지는 등, 예전과는 다른 양상의 문제점을 보이고 있다. (해양수산개발원, 2013)

고등어는 대형선망²⁾에 의하여 90%이상 어획이 되며 일부는 정치망 등의 기타 방법으로도 어획된다. 주조업 기간은 4월에서 5월 사이 1개월의 대형선망 휴어기를 제외한 기간에 연중어업이 가능하지만 9~12월에 연간 어획량의 60~70%를 어획한다. 일시 다확성 어종인 동시에 부패성이 강하기 때문에 어획이 되는 즉시 가급적이면 운반선에 의하여 육지로 양륙되는 것이 좋다. 또한 최근에는 생산량의 변동 폭이 크기 때문에, 어획량의 풍흉에 따라 가격의 변화 역시 크다. <표. III-1>은 월간 고등어 생산량을 나타낸 표로 월간 생산량 변화량 추이를 확인할 수 있다. 위에서 설명한 것과 같이 대형선망의 휴어기인 4월과 5월에서의 어획량은 미미한 것으로 볼 수 있으며, 고등어의 연도별 어획량의 증감에 맞추어 월별 어획량 역시 증감 추세가 움직이는 것을 확인할 수 있다.

<표. III-1.> 월간 고등어 어획량

(단위 : M/T)

	1월	2월	3월	4월	5월	6월
2010년	5,403	2,957	1,431	498	596	1,733
2011년	7,144	6,182	5,348	3,538	1,046	1,982
2012년	25,099	5,117	3,702	954	2,272	3,019
2013년	18,170	1,671	2,076	1,042	460	2,149
	7월	8월	9월	10월	11월	12월
2010년	2,751	4,550	15,218	38,433	13,654	7,107
2011년	2,721	9,984	21,272	42,917	13,342	23,253
2012년	8,136	9,080	10,939	15,980	14,200	26,646
2013년	4,976	10,682	16,515	7,786	14,078	22,510

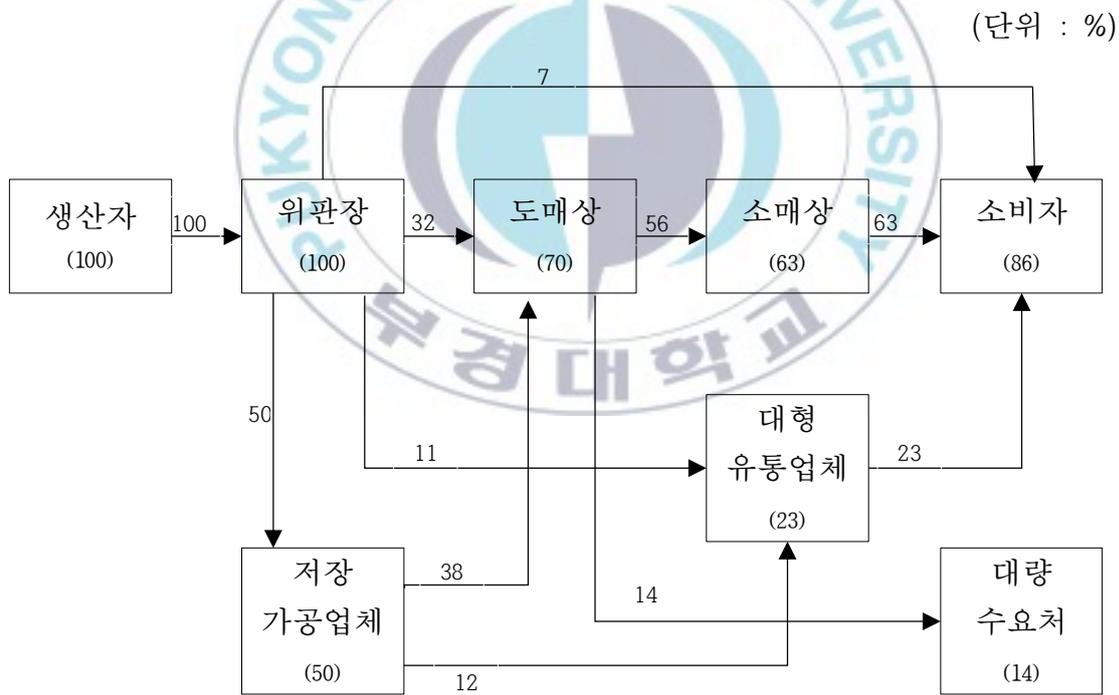
자료 : 국가통계포털(<http://kosis.kr/>)

2) 129톤급 본선 1척과 2척의 동선, 운반선 3척으로 총 6척으로 구성된 선단이며, 그물을 돌려서 대상어종을 어획하는 어업으로 연근해어업 중 가장 규모가 크다. 2012년 기준 어업별 어획량은 다음과 같다.

어업	대형선망	유자망	정치망	소형선망	저인망	안강망	기타
어획량(t)	117,444	1,981	2,111	1,260	559	257	1,488

제 2 절 고등어 유통구조³⁾

고등어의 유통구조는 다음과 같다. 어획된 고등어는 위판장으로 전량 운송되어 주로 저장·가공업체와 도매상으로 반출되며, 도매상인들은 고등어의 중개 및 자체 매수를 통해 소매시장 등으로 반출한다. 소매시장의 소매상은 시장 내(재래시장 및 수산시장) 판매를 하거나 마트 등을 통해 소단위 판매를 실시하며, 대형 유통업체는 산지 위판장과 저장·가공업체로부터 고등어를 구매 후 각 마트로 배송하여 이를 소비자들의 식탁에 오르게 한다. 대형수요처는 주로 도매시장에서의 도매인들 통하여 고등어를 구매한 후 단체 급식과 식자재업체 등으로 이를 판매한다. 위의 설명을 도식화 하면 [그림. Ⅲ-3]과 같이 나타낼 수 있다.



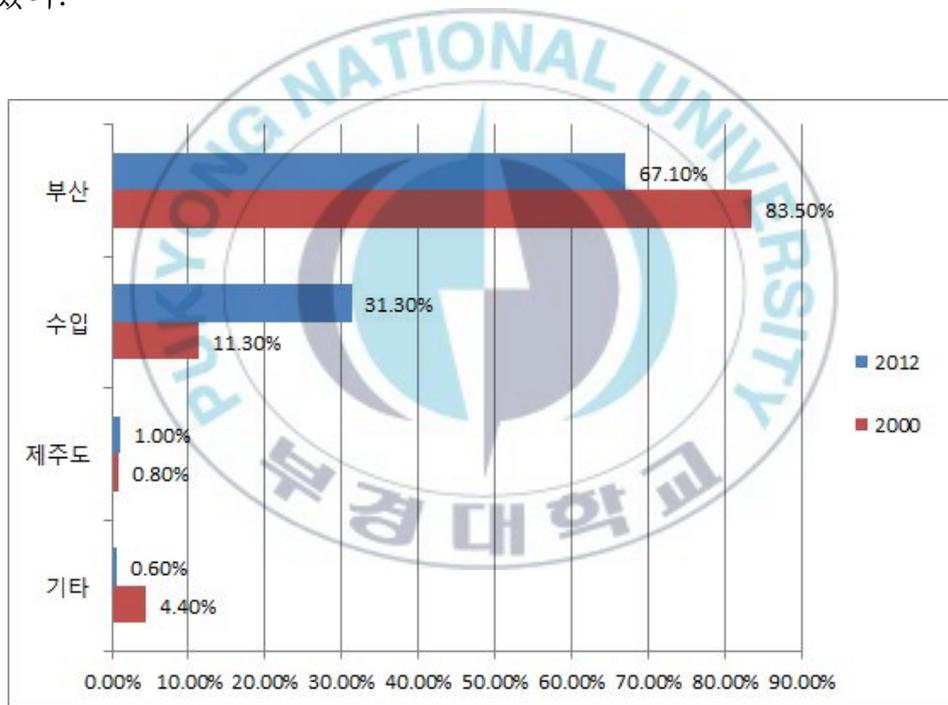
자료 : 농산물유통정보-품목별 유통정보 (<http://www.kamis.co.kr/>)

[그림. Ⅲ-3.] 고등어 유통구조

3) 고등어 유통구조는 농산물유통정보(www.kamis.co.kr)의 품목별 유통실태 자료를 기초로 작성하였다.

[그림. Ⅲ-4]는 고등어의 2000년, 2012년 출하지역 및 비율에 대한 비교이다. 2000년 고등어의 주요 출하지역은 83.5%가 부산으로, 국내에서 소비되는 고등어의 대부분을 차지하였고 그 뒤를 수입과 기타지역, 제주도 순이었다. 2012년의 주요 출하지역 역시 부산으로 출하의 67.1%를 차지하였고 그 뒤를 수입산, 제주도 그리고 기타지역 순으로 나타났다.

2000, 2012년 고등어 출하 비율은 부산이 가장 높게 나타났지만 12년간 출하비율은 16.4% 감소하였으며 수입산 고등어는 20% 증가하였다. 이는 최근 상품성 있는 국내 고등어의 어획량이 감소함에 따라, 고등어 수입이 증가하였기 때문이다. 고등어 주요 수입국의 현황은 노르웨이, 중국, 일본 등이 있다.



자료 : 서울시농수산물공사 (<http://www.garak.co.kr/>)

[그림. Ⅲ-4.] 2000년도와 2012년 고등어 출하지역 및 비율에 대한 비교

고등어의 수입실적은 <표. Ⅲ-2>에서 자세히 확인할 수 있다. 2012년 기준 한국에서 가장 많이 고등어를 수입한 곳은 노르웨이로 약 42,122,356달러를 수입하였으며 이는 고등어 수입 실적 중 약 67.3%를 차지하고 있으며 그 뒤를 중국과 일본이 각각 12,4483,318달러와 4,304,176달러로 집계

되었다. 이러한 고등어 수입실적의 구조는 2011년 발생한 일본 원전 사고와 그 맥락을 같이 하고 있다. 일본 연근해에서 어획되는 고등어에 대한 소비자들의 거부감으로 인하여 2011년 대비 2012년 일본에서의 고등어 수입량은 약 66.8% 감소하여 일본 수산물의 꺼리는 소비자들의 실태를 여과 없이 보여주고 있다.(농수산식품수출지원정보, 검색일 : 2014. 12. 05)

<표. Ⅲ-2.> 국내 고등어 국가별 수입실적

(단위 : M/T, \$)

국가	2012년	
	중량	금액
노르웨이	18,749	42,122,356
중국	8,847	12,448,318
일본	2,640	4,304,176
영국	667	1,514,916
네덜란드	266	649,068
대만	221	398,954
베트남	91	237,969
아이슬란드	115	230,781
독일	70	206,500
이집트	160	172,780

자료 : 농수산식품수출지원정보- 품목정보 (<http://www.kati.net/>)

제 IV 장 실증연구의 분석기법

제 1 절 단위근 검정

과거의 계량분석에서 이용되었던 자료는 이미 자료 자체가 안정돼 있다 (Stationary)는 전제를 가지고 분석을 하였지만 현실의 대부분의 시계열 자료는 불안정성(Nonstationary)을 가지는 것으로 나타났다.

불안정성을 띄는 시계열 자료를 기초로 계량분석을 실시하게 되면 실제로 변수들 간에는 어떠한 상관관계를 가지지 못하지만 결과상 의미를 가지는 가성적 회귀 현상 (Spurious Regression)이 생기게 되며 단위근을 가지는 시계열 자료를 회귀분석에 이용할 시, 변수들 간 상관관계를 전혀 가지지 않지만 모형의 설명력을 나타내는 R^2 값을 높게 가지며 표본이 증가함에 따라 t-통계량 및 F-통계량의 값이 커지는 현상이 나타나게 된다. 결국 시계열 자료를 회귀분석에 사용할 수 있는지를 검증이 필요한데, 이를 판단하는 방법이 바로 단위근 검정(Unit Root Test)이다. (남준우, 이한식, 2010)

단위근의 유무를 검정하는 방법에는 DF(Dickey - Fuller) 단위근 검정과 ADF(Augmented Dickey - Fuller) 단위근 검정, PP(Phillips - Perron) 단위근 검정과 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)등 여러 단위근 검정방법이 있지만 본 연구에서는 ADF 단위근 검정, PP 단위근 검정 그리고 KPSS 단위근 검정을 사용하여 분석한다.

1) Augmented Dickey - Fuller(ADF) 단위근 검정

ADF 단위근 검정에서는 변수가 가지고 있는 성질에 따라 3가지의 모형을 가지는데 ① 상수항을 가지지 않는 경우 ② 상수항만을 가지며 추세가 없는 경우 ③ 상수항과 추세를 가지는 경우로 나눌 수 있다.

$$\textcircled{1} \Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\textcircled{2} \Delta Y_t = \alpha + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\textcircled{3} \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

ADF 단위근 검정에서는 자기회귀 모형 $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \epsilon_t$ 에 차분추가항(Augmented Terms) $\sum_{i=1}^n \delta_i \Delta Y_{t-i}$ 를 추가하여 오차항에서의 자기상관 문제를 해결하는 것에 의의를 가진다. 차분추가항의 시차 n은, n이 작을수록 오차항의 자기상관 문제가 발생하며, n이 적정시차보다 클 경우 검정력이 감소함을 염두에 두어 시차를 결정하여야 한다. ADF 단위근 검정은 사용의 편리성으로 인해 흔히 쓰이는 검정방법이지만 제2종의 오류 문제 (Type II Error)⁴⁾를 가질 수 있음을 유의하여야 한다.⁵⁾

2) Phillips - Perron(PP) 단위근 검정

DF 단위근 검정은 오차항 ϵ_i 가 일정한 분산과 독립성을 가지는 정규분포를 따른다고 가정하여, ADF 단위근 검정에서는 오차항끼리 서로 상관이 없으며 일정한 분산을 지닌다는 것을 기본 가정으로 두었다. 하지만 보통의 시계열 자료에서의 오차항은 이분산과 자기상관을 가지는 것이 일반적이다. Phillips과 Perron은 오차항에 이분산이나 자기상관이 있을 경우

4) 제 2종의 오류 (Type II Error)는 귀무가설이 거짓임에도 불구하고 이를 기각하지 않고 채택하는 것을 말한다. 이에, 제 1종의 오류 (Type I Error)는 귀무가설이 참임에도 불구하고 귀무가설을 기각하여 대립가설을 채택하는 것을 말한다.

5) ADF 단위근 검정의 이론적 개념은 이종원 (2007), 계량경제학, 박영사, pp.879-880의 내용을 정리하였다.

사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정 방법을 제안하였다. PP검정에서는 오차항 ϵ_i 의 자기상관문제를 설명하기 위하여 AR(1)로 계수 t값을 개선하였고, ADF 단위근 검정과 마찬가지로 변수가 지니고 있는 성질에 따라서 ① 상수항을 가지지 않는 경우 ② 상수항만을 가지며 추세가 없는 경우 ③ 상수항과 추세를 가지는 경우로 나눌 수 있다.

$$\textcircled{1} Y_t = a_1 y_{t-1} + u_{1t}$$

$$\textcircled{2} Y_t = k_1 + a_2 y_{t-1} + u_{2t}$$

$$\textcircled{3} Y_t = k_2 + \beta[t - (1/2)T] + a_3 y_{t-1} + u_{3t}$$

③의 식에서 T는 표본의 개수를 말하며 오차항간의 이분산과 자기상관을 인정하며, PP검정에서는 Z통계량을 사용하여 기존의 타 검정법이 t검정을 사용한 것과 차이를 둔다.⁶⁾

3) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 단위근 검정

ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정에서는 귀무가설이 단위근이 존재한다는 것이었지만, KPSS 단위근 검정에서는 귀무가설이 역으로 단위근이 존재하지 않는다는 것으로, 제 1종 오류의 문제를 해결한 단위근 검정 방법이다. KPSS 단위근 검정에서는 아래의 회귀식을 통하여 구할 수 있다.

$$Y_t = \alpha + \beta t + d \sum_{k=1}^t \mu_k + \epsilon_t$$

위 식에서 d는 0또는 1을 가지는 것을 가정하고, 안정적인 시계열인 경우에는 d가 0이 되어야하며, μ_k 와 ϵ_t 는 단위근을 가지지 않는 시계열이다.

6) pp단위근 검정의 이론은 윤영석 (2012), 한우 도소매가격과 수입산 소고기가격의 관계성 분석, 석사논문, pp.18-19의 내용을 정리하였다.

귀무가설 설정에서는 d외의 타모수에 어떠한 제약을 설정하는가에 따라 달라진다. KPSS 단위근 검정에서의 귀무가설 H_0 에서 d=0일시 시계열 선형추세에 대해 안정성을 나타내며 대립가설 H_1 에서의 d의 경우 상수항을 가지는 시계열의 안정성을 나타내게 된다.⁷⁾

제 2 절 인과관계 검정

1) 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정

회귀분석을 진행할 시, 어떠한 변수가 원인변수이며 어떠한 변수가 결과변수인지에 대한 것은 경제이론에 이미 결정된 것으로 보며 이러한 인과관계를 실질 자료를 이용하여 확인하는 것이 보통의 방법이다. 그러나 원인과 결과가 불확실할 시, 함수관계에 명쾌한 결론을 내릴 수 없으며, 이러한 문제를 해결하는 검정 방법이 바로 Granger가 고안한 그랜저 인과관계 검정이다.⁸⁾

그랜저 인과관계 검정에서는 각각의 변수 X와 Y의 적합한 예측 정보가 오직 변수들의 시계열 자료에 속해있다는 것을 가정하며 이는 다음의 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + e_{2t}$$

7) KPSS 단위근 검정의 이론은 윤영석 (2012), 한우 도소매가격과 수입산 소고기가격의 관계성 분석, 석사논문, pp.19의 내용을 정리하였다.

8) 그랜저 인과관계 검정의 이론은 송일수, 정우수 (2002), 계량경제실증분석, 삼영사, pp.349-350, 그리고 윤영석 (2012), 한우 도소매가격과 수입산 소고기가격의 관계성 분석, 석사논문, pp.22-24의 내용을 정리하였다.

그랜저 인과관계 검정 이후 결과의 해석은 다음과 같다.

① 귀무가설 $H_0 : \sum \alpha_i = 0$, X는 Y의 원인변수가 아니다.

대립가설 $H_1 : \sum \alpha_i \neq 0$, X는 Y의 원인변수다.

② 아래의 식과 같은 제약 회귀분석(Restricted Regression)을 실시한다. 이는, 후행된 Y항에 대해 현재 Y를 회귀분석하며 여기서 후행된 X변수를 제외한다.

$$Y_t = \mu' + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e'_{1t}$$

제약 회귀분석을 실시한 후 잔차제곱합 (RSS_R)을 구한다.

③ 다음 식과 같은 비제약 회귀분석(Unrestricted Regression)을 실시한다.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + e_{1t}$$

비제약 회귀분석을 실시한 후 잔차제곱합 (RSS_{UR})을 구한다.

$$④ F^* = \frac{\left[\frac{(RSS_R - RSS_{UR})}{m} \right]}{\left[\frac{RSS_{UR}}{(n - k)} \right]}$$

여기에서 m은 후행된 M항의 차수이며 k는 비제약 회귀분석에서 추정된 모수(Parameters)의 수를 나타낸다.

⑤ 만약 $F^* > F^c$ (임계값)이면 귀무가설 H_0 를 기각하며, $F^* < F^c$ 이면 대

립가설 H_1 을 채택한다. 이러한 검정을 통하여 네 가지 경우에 대하여 정리하면 다음과 같다.

<표. IV-1.> 그랜저 인과관계 검정 결과

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	인과관계의 방향
기각	채택	인과관계는 $X \rightarrow Y$
채택	기각	인과관계는 $Y \rightarrow X$
기각	기각	인과관계는 $X \rightleftharpoons Y$
채택	채택	인과관계는 없으며 상호 독립적

2) Vector Autoregression(VAR) 모형 분석

경제예측의 방법에는 시계열모형을 이용한 예측방법, 계량모형을 이용한 예측방법 등 여러 가지 방법이 있다. 전통적 계량모형은 회귀모형에 의한 구조모형으로 경제적 이론에 그 근거를 두어 변수간의 인과관계를 설명하고 있다. 그러나 구조모형은 경제이론에 의해 모형을 이루고 있어 내생변수와 외생변수의 선정이 주관성이 개입되어 결정되며 설명변수의 영향이 시간이 흐르더라도 고정되어 있다는 가정을 하고 있기 때문에 구조적인 변화가 진행되어 설명변수의 영향이 바뀌는 경우 이를 적절히 반영하지 못한다는 단점을 가지고 있다.⁹⁾

이에 Sims(1980)가 고안한 VAR모형은 시계열분석과 회귀분석이 결합된 모형으로 변수간의 영향을 미치는 연립방정식 모형이다.

X_t 와 Y_t 두변수를 감안할 때, VAR모형은 두 개의 방정식으로 이루어지며 1차 VAR모형은 아래의 식과 같다.

9) VAR모형 분석에 사용된 내용은 동태적 분석의 충격반응함수와 예측오차분산분해의 내용은 조담 (2006), 금융계량분석, 청람, pp.289-295 그리고 원윤조(2013) 광역지역별 정규직과 비정규직 취업자간 통계적 연관성 분석, 석사논문, 28-29의 내용을 정리하였다.

$$Y_t = \rho_1 + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}X_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$X_t = \rho_2 + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}X_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

위 식에서 ϵ_{1t} 와 ϵ_{2t} 는 오차항이며, 만일 $\gamma_{12} \neq 0$ 일시, X의 이전 값이 Y를 설명함을 의미하며 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

위의 식을 벡터 \vec{Y}_t 로 나타내게 되면

$$\vec{Y}_t = \rho + \Gamma_1 \vec{Y}_{t-1} + \epsilon_t \quad (\text{단, } \vec{Y}_t = (Y_t, X_t)' \text{이며 } \epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})')$$

이를 다차원 식으로 확대하면 k차의 벡터 \vec{Y}_t 의 VAR(p)는 다음과 같다.

$$\vec{Y}_t = \rho + \Gamma_1 \vec{Y}_{t-1} + \dots + \Gamma_p \vec{Y}_{t-p} + \epsilon_t$$

위 식에서 Γ_p 는 $k \times k$ 행렬이며, ϵ_t 는 k차의 공분산행렬 Σ 을 가지는 오차항 벡터이다. 이에 시차연산자를 사용하여 다항시차 행렬을 나타내면 다음의 식과 같다.

$$\Gamma(L) = I_k - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p \quad (I_k \text{는 } k \text{차의 항등행렬})$$

이를 VAR모형을 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\Gamma(L) \vec{Y}_t = \rho + \epsilon_t$$

제 3 절 동태적 분석

인과관계 분석은 주어진 시계열 자료의 변수 간 인과관계를 설명해주지만 자료의 주어진 기간 이후 동태적인 효과를 보여주지 않는다. 이에 동태적 효과를 나타낼 수 있는 방법이 충격반응함수와 예측오차분산분해이다. 충격반응함수는 변수가 타변수에 영향을 미치는 정도를 측정하는데 중점을 두고, 모형 내에 포함되어진 변수들에 대한 내생변수의 충격이 어느 정도 지속되는지를 보여준다. 이에 반해 예측오차분산분해는 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생 변수들이 얼마나 영향력을 미치는지를 보여준다.¹⁰⁾

1) 충격반응함수

충격반응함수는 VAR모형에서 이용된 변수들 가운데 한 변수가 충격을 받을 시, 얼마만큼의 영향을 받는지 확인할 수 있는 함수로써 이는 한 변수에 1의 표준편차 충격을 가함으로 VAR모형에서 사용된 변수들의 시간의 흐름에 따른 반응을 볼 수 있다.

충격반응함수는 일반적으로 아래의 식과 같이 정리된다.

$$y_t = \Psi(L)\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i} = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} \cdots \Psi_s \varepsilon_{t-s} + \cdots$$

위의 식에서 $n \times n$ 행렬은 $\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$ 이며, (i, j) 번째 원소 $\frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{jt}}$ 는

전체 시점에서 전체 오차항이 불변임을 가정한다. 또한 t -시점에서 j 번째 변수의 오차항 ε_{jt} 이 한 단위 증가할 때, $(t+s)$ 시점에서 i 번째 변수

10) 동태적 분석의 충격반응함수와 예측오차분산분해의 내용은 김명직, 장국현 (2002), 금융시계열분석, 경문사, pp.382-391의 내용을 정리하였다.

$(y_{i,t+s})$ 에 어떤 영향을 끼치는지 나타내는 것이다.

여기서 중요한 점은 한 변수에서의 충격이 타 변수에 향후 어떠한 경로로 영향을 미칠지를 분석함에 있어 변수 간 현재시점상관관계를 가지면 향후의 타변수의 변화가 이전에 발생한 충격 그 자체에 원인이 있는 직접적인 효과인지, 그렇지 않은지 분리하기 힘든 문제가 생기게 된다. 이에 변수 y_j 에게만 보이는 충격에 변수 y_i 의 반응을 해석하기 위하여 오차항 ϵ_t 를 현재시점상관관계가 없도록 직교화된 오차항으로 변환하여야 하며 이를 위하여 오차항 ϵ_t 의 분산을 아래와 같이 대각화 하여야 한다.

임의적 대칭 양정부호행렬 Ω 는 출레스키 분해에 의하여,

$$\Omega = ADA' = AD^{\frac{1}{2}}D^{\frac{1}{2}}A' = SS'$$

와 같이 나타내며 A는 주대각선이 1인 하삼각행렬(lower triangular matrix)이며, D는 대각행렬이다. 행렬 A의 역행렬을 이용해 $(n \times 1)$ 의 오차항벡터 u_t 를 나타내면 아래의 식과 같다.

$$u_t = A^{-1}\epsilon_t$$

위의 식을 변형시키면, $u_t A = \epsilon_t$ 이며 아래의 행렬식으로 만들 수 있게 된다.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \vdots \\ \epsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

오차항 ϵ_t 는 y_t 의 시차변수들과 자기의 시차변수와 상관관계를 가지지 않으므로, u_t 역시 그들과는 상관관계를 가지지 않는다. 그리고 변형된 오차항 벡터 u_t 의 구성 원소들 사이에서도 현시점에서는 서로 상관관계를 가지지 않음을 아래의 식에서 확인 가능하다.

$$\begin{aligned} E(u_t u_t') &= (A^{-1})E(\epsilon_t \epsilon_t')(A^{-1}) \\ &= (A^{-1})\Omega(A^{-1})' \\ &= (A^{-1})ADA'(A^{-1})' \\ &= D \end{aligned}$$

결국 D 의 (i, j) 번째 원소는 새롭게 정의된 오차항벡터의 i 번째의 요소인 u_{it} 의 분산을 이룬다. 출레스키분해에 의해 \hat{A} 을 구하고 표본으로부터 $\hat{\Omega}$ 을 구하였을 때, \hat{a}_j 를 \hat{A} 의 j 번째 열이라고 두면, 직교화 충격반응함수는 $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial u_{jt}} = \hat{\Psi} \hat{a}_j$ 로 나타낼 수 있다.

2) 예측오차분산분해

VAR모형에서 t 기의 예측오차는 식은 아래와 같이 정리된다.

$$\epsilon_{t+s} = y_{t+s} - \hat{y}_{t+s} = \epsilon_{t+s} + \Psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \Psi_2 \epsilon_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \epsilon_{t+1}$$

그리고 s 기 예측의 평균제곱오차(MSE, Mean Square Error)는 다음의 식 같다.

$$\begin{aligned}
 MSE(\hat{y}_{y+s}) &= MSE(\varepsilon_{t,s}) = E[(y_{t+s} - \hat{y}_{y+s})(y_{t+s} - \hat{y}_{y+s})'] \\
 &= \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \Psi_2 \Omega \Psi_2' + \dots + \Psi_{s-1} \Omega \Psi_{s-1}'
 \end{aligned}$$

변수 y_t 에 대한 s 기 후의 예측치 $\hat{y}_{i,t+s}$ 의 예측오차에서 j 번째 변수에 나타나는 충격이 차지하는 비중은 다음과 같이 계산된다. ε_t 를 직교화된 오차 u_t 로 나타내면 다음과 같다.

$$\varepsilon_t = Au_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \dots + a_n u_{nt}$$

$$\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = a_1 a_1' \cdot \text{Var}(u_{1t}) + a_2 a_2' \cdot \text{Var}(u_{2t}) + \dots + a_n a_n' \cdot \text{Var}(u_{nt})$$

위 두식을 정리하여 아래와 같은 식을 만든다.

$$MSE(\hat{y}_{t+s}) = \sum_{j=1}^n \text{Var}(u_{jt}) [a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{s-1} a_j a_j' \Psi_{s-1}']$$

분산분해는 $\text{Var}(u_{jt}) \cdot (a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{s-1} a_j a_j' \Psi_{s-1}')$ 의 j 번째 직교오차(u_{jt})가 s 기 후 예측오차의 평균제곱오차에 얼마만큼 기여하는 지를 측정한 것이다.

제 V 장 실증분석

제 1 절 자료설명

본 연구의 분석에 이용된 고등어의 도·소매가격과 지역별 소매가격은 한국농수산물유통공사의 자료이며, 기간은 2010년 1월 4일에서 2014년 8월 14일로 관측된 자료의 수는 1,150개(공휴일 및 주말 제외)이다. 또한 지역별 소매시장은 4대 주요 도시(서울, 부산, 대구, 광주)이며, 도·소매가격과 지역별 소매가격 모두 일별가격을 실질가격으로 변환하여 사용하였으며, 분석에 사용된 단위는 고등어 가격의 1kg당 가격이다.

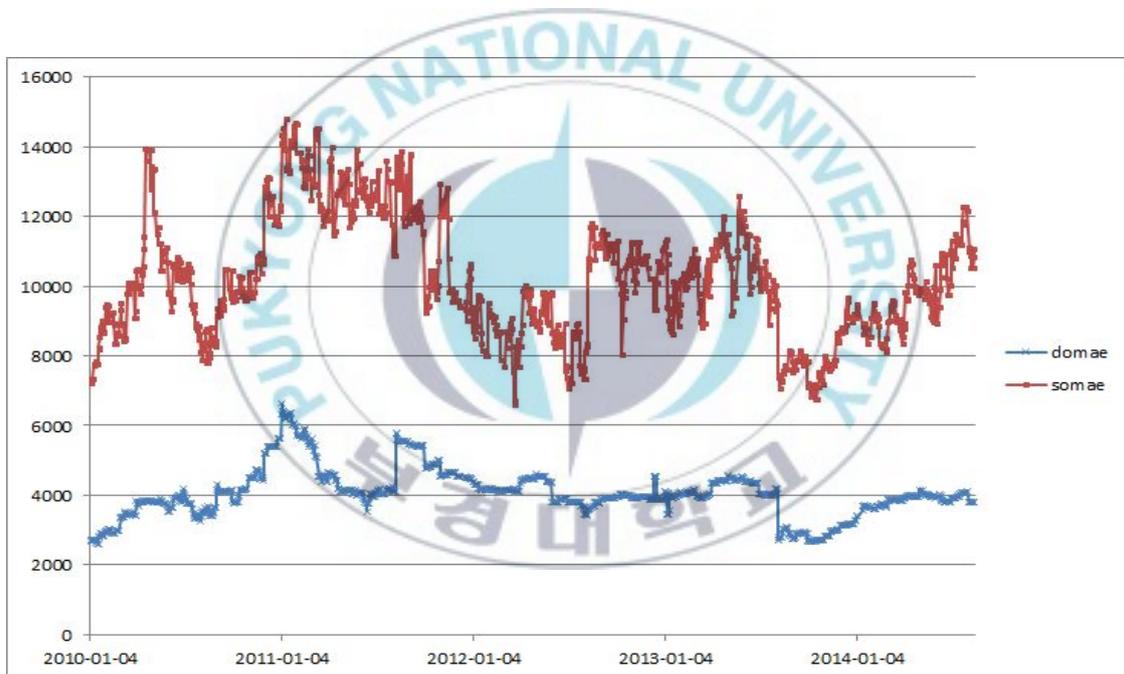
제 2 절 고등어 도·소매가격 분석

1) 도·소매가격의 기초통계량

고등어 도·소매가격의 기초 통계량에서, 도매가격은 평균가격 4054원 최댓값 6,621원 최솟값 2604원이며 표준편차는 700.286이었다. 소매가격의 경우 평균가격은 10,217원 최댓값 14,798원 그리고 최솟값은 6,615원이었으며, 표준편차는 1,725.641이었다. 이에 비추어 소매가격의 경우 도매가격에 비해 가격편차가 비교적 크게 나타났으며 이는 유통마진의 유무에서 비롯되는 것이라 판단된다. 이외의 기초통계량은 다음 <표. V-1>에 제시되며, [그림. V-1]은 도매가격과 소매가격의 실질가격 그래프를 나타낸다. 하지만 자료의 기초통계량 만으로는 실질적 시장 간의 가격 차이 및 편차를 분석하는데 어려움을 가지므로 시계열 분석을 통한 상세한 분석이 이루어져야 할 것이다.

<표. V-1.> 고등어 도·소매가격의 기초 통계량

	도매	소매
평균값	4,054	10,217
중앙값	3,980	10,003
표준편차	700.286	1,725.641
최솟값	2,604	6,615
최댓값	6,621	14,798



[그림. V-1.] 고등어 도·소매 시장의 실질가격

2) 도·소매가격의 단위근 검정

단위근을 가지는 자료를 분석 시 변수들 간의 아무런 관련이 없지만 유의성을 가지는 회귀식이 도출되는 허구적 회귀(Spurious regression) 현상이 나타날 수 있다. 즉 단위근을 가지지 않는 안정적 시계열 자료를 확보

해야 VAR모형을 이용한 인과관계를 확인 할 수 있다. 본 연구에서는 단위근의 유무를 판단하는 검정방법인 ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정, 그리고 KPSS 단위근 검정을 사용하여 시계열 안정성을 확인한다.

2010년 1월 4일부터 2014년 8월 14일까지 도·소매가격의 단위근 검정 결과 도매가격에서의 ADF검정과 PP검정은 각각 p값 0.052와 0.07로 10% 유의수준으로 귀무가설을 기각하였으며, KPSS검정에서는 LM-값 0.200으로 5% 유의수준에서 귀무가설을 채택하여, 최종적으로 도매가격에서의 단위근은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

소매가격의 경우 ADF검정과 PP검정의 결과 각각 p값 0.000과 0.002로 나타나 1% 유의수준으로 귀무가설을 기각하였으며 KPSS검정에서의 LM-값 0.254로 5% 유의수준에서 귀무가설을 채택하여 결과적으로 소매가격에서도 단위근은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

결론적으로 고등어 도·소매가격 실질가격의 단위근은 존재하지 않았으므로 실질 가격 자료를 사용하여 분석을 진행할 수 있게 되었다. 이에 대한 종합적인 결과는 <표. V-2>에서 확인할 수 있다.

<표. V-2.> 도·소매가격 단위근 검정 결과

검정		도매	소매
ADF	t-Stat	-2.850	-4.467
	Prob.	0.052*	0.000***
PP	t-Stat	-2.726	-3.937
	Prob.	0.070*	0.002***
KPSS	LM-Stat	0.200**	0.254**
	5% level	0.463	0.463

주) *, **, ***는 각각10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

11) ADF, PP검정법의 경우 '귀무가설(H_0)은 단위근이 존재한다.' 이며 KPSS검정법의 경우 그 역인 '귀무가설(H_0)은 단위근이 존재하지 않는다.' 이다.

3) 도·소매가격 VAR모형의 시차 선정

VAR모형을 활용하기 위해서, 본 연구에서는 분석대상에 대한 Sequential Modified Likelihood Ratio Test Statistic(LR), Akaike Information Criterion(AIC), Final Prediction Error(FPE), Schwartz Information Criterion(SC), Hannan-Quinn Information Criterion(HQ) 정보기준을 사용하여 LR, AIC, FPE, SC, HQ 정보기준이 최소가 되는 시차를 결정한다.

이에 대한 분석결과, 도·소매가격에서의 적정시차에 대한 결과는 <표. V-3>과 같이 AIC, FPE, SC, HQ 정보기준이 최소가 되는 1시차로 나왔으며, 이후 진행할 검정에서도 1시차를 사용하여 분석을 진행한다.

<표. V-3.> 도·소매 시장의 시차 결정 결과

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-18,876.89	NA	7.84e+11	33.063	33.072	33.066
1	-15,377.16	6981.080	1.72e+09*	26.941*	26.967*	26.951*
2	-15,375.26	3.778	1.73e+09	26.944	26.989	26.961
3	-15,374.36	1.795	1.73e+09	26.950	27.012	26.973
4	-15,373.83	1.057	1.75e+09	26.956	27.035	26.986
5	-15,373.13	1.388	1.76e+09	26.962	27.059	26.998
6	-15,365.94	14.207*	1.75e+09	26.956	27.071	26.999
7	-15,362.50	6.801	1.75e+09	26.957	27.090	27.007
8	-15,360.77	3.412	1.75e+09	26.961	27.111	27.018

4) 도·소매가격 그랜저 인과관계 검정

VAR모형의 시차검정에서 도·소매가격의 시차는 1시차로 확인 할 수 있었다. 이에 본 연구에서는 그랜저 인과관계 검정을 통하여 변수 간의 영향의 유무를 확인할 수 있다. 또한 시차에 따른 값의 방향성을 확인하기 위하여 적정시차인 1시차 외 3시차까지 확장하여 살펴보기로 한다. 이에 그랜저 인과관계 검정 결과는 <표. V-4>에 나타난다.

검정결과를 확인해보면 적정시차인 1시차에서는 고등어 도매가격이 고등어 소매가격에 통계적으로 유의하다는 것을 확인할 수 있으며 그 역인 고등어 소매가격이 고등어 도매가격에 유의하지 않는 것을 알 수 있다.

방향성 확인을 위한 2시차와 3시차의 결과에서도 고등어 도매가격이 고등어 소매가격에 유의한 영향을 주는 것으로 나왔으며 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다.

<표. V-4.> 그랜저 인과관계 검정 결과

귀무가설	시차 1		시차 2		시차 3	
	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.
소매가격⇒도매가격	0.015	0.904	0.280	0.7555	0.199	0.8970
도매가격⇒소매가격	7.460	0.006***	3.784	0.0230**	2.376	0.0685*

주) *, **, ***는 각각10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

5) 도·소매가격 VAR모형 분석

고등어 도·소매가격에서의 VAR모형을 이용한 단계별 가격전달 인과관계를 분석한 결과는 <표. V-5>와 같다. 소매가격 1기전의 값은 도매와 소매가격에 모두 1% 유의수준에서 인과관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 도매가격 1기전의 값은 소매가격에 1% 유의수준에 인과관계를 보였

지만 소매가격 1기전의 값은 도매가격에 유의적인 인과관계를 가지지 않는 것으로 나타났다.

결과적으로 고등어의 도매가격은 소매가격에 영향을 미치지만, 소매가격은 도매가격에 영향을 미치지 않는 것으로 판단되었다.

<표. V-5.> 고등어 도·소매가격의 VAR모형 분석 결과

	도매가격	소매가격
도매가격(-1)	0.988 ^{***}	0.067 ^{***}
	[168.982]	[2.731]
소매가격(-1)	-0.000	0.949 ^{***}
	[-0.121]	[94.932]
C	51.716	256.111
	[2.646]	[3.113]
R-squared	0.979	0.938
Adj. R-squared	0.978	0.937
Sum sq. resids	11,988,402	2.13E+08
S.E. equation	102.279	430.615
F-statistic	26,271.77	8,629.348
Log likelihood	-6,946.096	-8,597.789
Akaike AIC	12.096	14.971
Schwarz SC	12.109	14.984
Mean dependent	4,055.627	10220.39
S.D. dependent	699.4590	1724.179
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.69E+09
Determinant resid covariance		1.68E+09
Log likelihood		-15,465.11
Akaike information criterion		26.930
Schwarz criterion		26.956

주) t-statistics in []안의 수치는 t-값을 의미한다.

*, **, ***는 각각10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

제 3 절 고등어 지역별 소매가격 분석

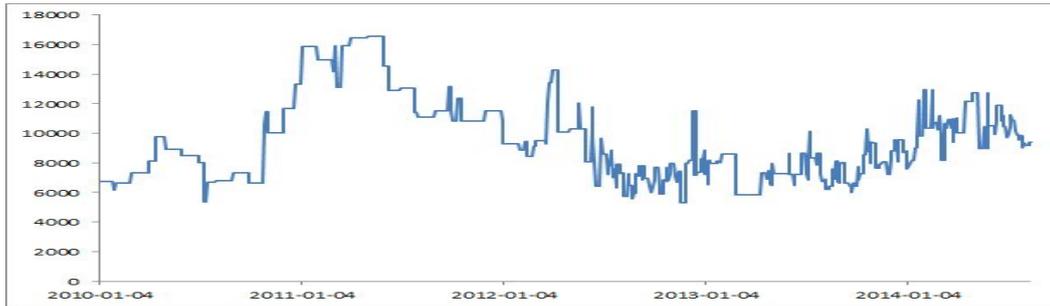
1) 지역별 소매가격의 기초통계량

고등어 소매가격의 지역별 기초 통계량은, 서울의 평균가격, 최댓값, 최솟값은 9,526원, 16,534원, 5,312원으로 나타났으며, 부산은 평균가격 13,327원, 최댓값 24,501원, 최솟값 5,818원, 대구는 평균가격 12,464원, 최댓값 20,477원, 최솟값 7,148원이다. 끝으로 광주는 평균가격 11,481원, 최댓값 20,573원, 최솟값 4,595원으로 나타났다. 이외의 기초 통계량은 다음 <표. V-6>에 제시되며, [그림. V-2]는 지역별 일일 소매가격의 실질가격을 나타낸다.

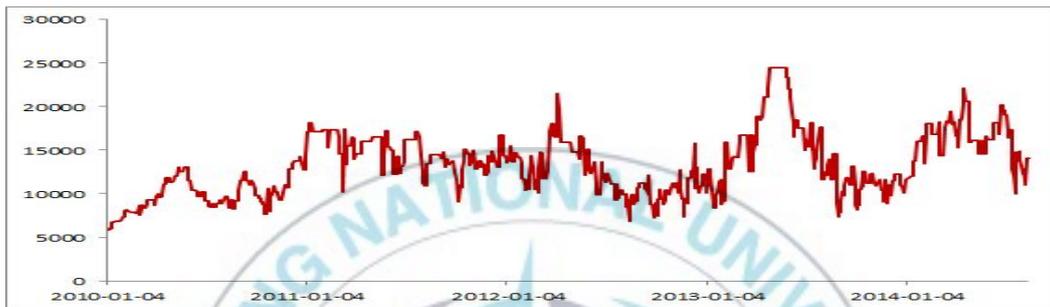
분석의 대상이 되는 4개 도시의 가격통계량을 분석한 결과에서, 평균값은 부산에서 가장 높은 반면 서울이 가장 낮게 나타났으며, 표준편차의 경우 부산에서 가장 큰 표준편차를, 대구에서 상대적으로 적은 표준편차 값을 보여주고 있어, 결론적으로 부산의 가격 편차가 가장 큰 것으로 나타났으며, 대구는 타지방에 비해 비교적 가격 편차가 적게 나타났다.

<표. V-6.> 지역별 고등어 소매가격의 기초 통계량

	서울	부산	대구	광주
평균값	9,526	13,327	12,464	11,481
중앙값	8,931	1,3021	12,584	10,837
표준편차	2,784.665	3,641.842	2,389.068	3,260.221
최솟값	5,312	5,818	7,148	4,595
최댓값	16,534	24,501	20,477	20,573



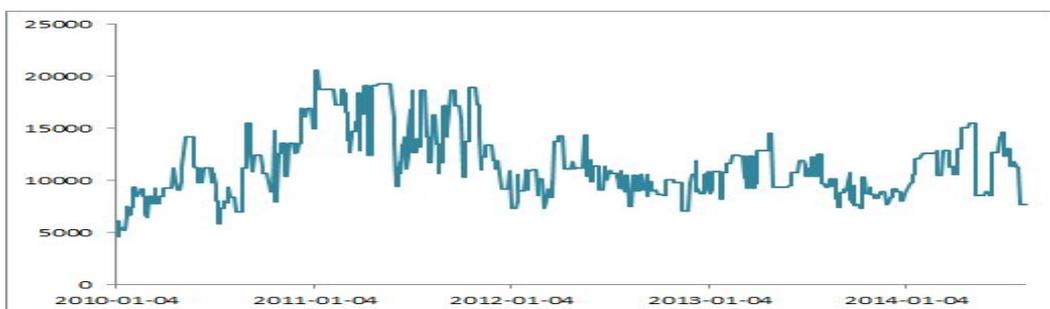
<서울의 고등어 소매가격>



<부산의 고등어 소매가격>



<대구의 고등어 소매가격>



<광주의 고등어 소매가격>

[그림. V-2.] 지역별 소매시장의 실질가격

2) 지역별 소매가격의 단위근 검정

2010년 1월 4일부터 2014년 8월 14일까지 지역별 소매가격의 단위근 검정 결과는 <표. V-7>과 같다.

서울의 ADF검정과 PP검정 결과 값은 각각 p값 0.006과 0.042로 나타나 1% 유의수준과 5% 유의수준으로 귀무가설을 기각하였으며, KPSS검정에서의 LM-값은 0.158로 5% 유의수준에서 귀무가설을 채택하여 단위근이 없는 안정적인 시계열자료로 확인되었다. 부산, 대구 그리고 광주의 ADF검정과 PP검정 결과 값은 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였으며 KPSS의 경우 각각의 도시에서 5% 유의수준에서 귀무가설을 채택하여 3개 도시에서도 단위근이 없는 것으로 확인되었다.

결과적으로 각 지역별 고등어 소매가격은 단위근이 없는 안정적인 시계열 자료로 확인되어 VAR모형을 이용한 분석이 유의함을 확인하였다.

<표. V-7.> 지역별 고등어 소매가격의 단위근 검정 결과

검정		서울	부산	대구	광주
ADF	t-Stat	-3.623	-4.884	-4.093	-5.675
	Prob.	0.006***	0.000***	0.001***	0.000***
PP	t-Stat	-2.934	-4.451	-5.638	-5.150
	Prob.	0.042**	0.000***	0.000***	0.000***
KPSS	LM-Stat	0.158**	0.360**	0.266**	0.236**
	5% level	0.463	0.463	0.463	0.463

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

3) 지역별 소매가격 시차 선정

VAR모형을 활용하기 위해서, 고등어 도·소매가격에서 사용한 방법과 마찬가지로 LR, AIC, FPE, SC, HQ 정보기준을 사용하여 이러한 정보기준이 최소가 되는 시차 결정 방법을 사용한다. 이에 대한 결과 <표. V-8>에서와 같이 1시차가 적정시차가 됨을 확인하였으며 이후에 진행되는 분석에서 1시차를 사용하여 분석한다.

<표. V-8.> 지역별 고등어 소매가격의 시차 결정 결과

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-41,950.59	NA	9.55e+26	73.476	73.493	73.482
1	-37,178.39	9,502.616	2.30e+23	65.146	65.234*	65.179*
2	-37,153.72	48.961	2.27e+23	65.131	65.290	65.191
3	-37,121.45	63.804	2.21e+23	65.102	65.332	65.189
4	-37,104.99	32.429	2.20e+23	65.102	65.402	65.215
5	-37,088.51	32.344	2.20e+23	65.101	65.471	65.241
6	-37,064.54	46.902	2.17e+23*	65.087*	65.528	65.253
7	-37,053.07	22.348	2.19e+23	65.095	65.607	65.288
8	-37,034.10	36.853*	2.18e+23	65.089	65.672	65.309

4) 지역별 소매가격 그랜저 인과관계 검정

VAR모형의 시차검정에서 지역별 고등어 소매가격의 시차는 1시차로 확인되었으며, 이러한 결과를 바탕으로 그랜저 인과관계 검정을 실시하였다. 지역별 소매가격 그랜저 인과관계 검정 결과는 <표. V-9>와 같다.

지역별 그랜저 인과관계를 살펴보면 먼저 대구의 소매가격은 부산 소매가격에 통계적으로 유의한 결과를 나타내며 그 역 또한 유의적으로 나타

나지만 p값이 더 낮은 부산에서 대구로의 인과관계를 방향성으로 설정한다. 광주의 소매가격은 부산 소매가격에 유의적인 관계를 보이지 않지만 부산의 소매가격이 광주의 소매가격에 유의한 영향을 미치는 것이 확인된다. 서울의 소매가격과 부산의 소매가격의 경우 양방향 모두 유의한 관계를 보이지 않지만 인과관계 설정을 위하여 p값이 더 낮은 서울에서 부산으로 영향을 미치는 것이라 판단한다. 광주의 소매가격과 대구의 소매가격은 양방향 모두 유의한 관계를 가지지만 p값이 더 낮은 대구에서 광주로의 방향성을 설정한다. 서울의 소매가격은 대구의 소매가격에 유의한 결과를 보이며 그 역의 관계 또한 유의한 결과를 보이지만 p값이 더 낮은 서울에서 대구로의 방향성을 설정한다. 서울의 소매가격은 광주의 소매가격에 유의한 관계를 가지며 그 역의 관계 역시 유의한 관계를 가지지만 방향성 설정을 위해 p값이 더 낮은 서울에서 광주로의 인과관계를 설정한다. 위 결과, 그랜저 인과관계 설정은 서울→부산→대구→광주의 관계로 설정하며 이어지는 VAR모형 검정을 진행한다.

<표. V-9.> 지역별 고등어 소매가격 그랜저 인과관계 검정 결과

귀무가설	시 차	시차 1	
		F-Stat	Prob.
대구↔부산		5.474	0.020**
부산↔대구		5.626	0.018**
광주↔부산		2.252	0.134
부산↔광주		4.074	0.044**
서울↔부산		2.134	0.144
부산↔서울		0.367	0.545
광주↔대구		15.494	9.00E-05***
대구↔광주		19.642	1.00E-05***
서울↔대구		14.182	0.0002***
대구↔서울		6.068	0.014**
서울↔광주		41.715	2.00E-10***
광주↔서울		5.096	0.024**

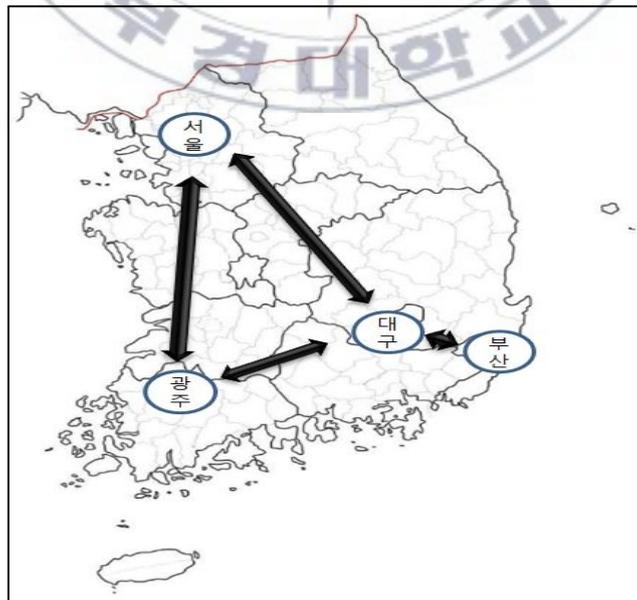
주) *, **, ***는 각각10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

5) 지역별 소매가격 VAR모형 분석

<표. V-10>에서는 VAR모형을 이용하여 지역별 고등어 소매가격의 가격전달 인과관계를 분석한 것이다.

각 지역별 소매가격은 자신의 1기전 가격에 모두 1% 유의수준에서 인과관계를 강하게 가지는 것을 확인할 수 있다. 서울의 1기전 소매가격은 대구에 10% 유의수준으로 인과관계를 보였으며 광주 소매가격에 1% 유의수준에 인과관계를 보였다. 부산의 1기전 소매가격은 대구 소매가격에 10% 유의수준에 인과관계를 보였다. 대구의 1기전 소매가격은 서울, 대구 그리고 광주 소매가격에 인과관계를 가졌으며 광주의 1기전 소매가격은 서울과 대구 소매가격에 인과관계를 가지는 것으로 확인되었다.

이를 종합하여 보면 서울과 대구, 광주의 소매가격은 순환적인 인과관계를 가지고 있었으며 부산 소매가격은 대구의 소매가격과 서로 인과관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 수산물의 강한 부패성으로 인한 운반의 지리적 범위가 제한되어 있는 특성에 따라, 위치상 가까운 지역의 소매가격의 영향을 많이 받는 것으로 판단된다. 이를 그림으로 나타내면 아래의 [그림. V-3]과 같다.



[그림. V-3.] 지역 간 VAR분석 결과의 도식화

<표. V-10.> 지역별 고등어 소매가격의 VAR모형 분석 결과

	서울	부산	대구	광주
서울(-1)	0.956 ^{***} [98.095]	0.001 [0.065]	0.026 [*] [1.788]	0.094 ^{***} [5.390]
부산(-1)	-0.005 [-0.853]	0.947 ^{***} [94.743]	0.015 [*] [1.658]	0.004 [0.377]
대구(-1)	0.021 ^{**} [2.076]	0.030 [*] [1.757]	0.877 ^{***} [55.964]	0.043 ^{**} [2.307]
광주(-1)	0.015 [*] [1.743]	0.005 [0.333]	0.023 [*] [1.759]	0.864 ^{***} [57.270]
C	49.636 [0.543]	264.782 [1.699]	833.690 [6.005]	84.369 [0.516]
R-squared	0.957	0.927	0.866	0.900
Adj. R-squared	0.957	0.927	0.865	0.899
Sum sq. resids	3.80E+08	1.10E+09	8.76E+08	1.21E+09
S.E. equation	576.377	982.551	875.197	1,030.495
F-statistic	6,413.095	3,646.377	1,845.219	2,582.284
Log likelihood	-8,931.774	-9,544.639	-9,411.697	-9,599.381
Akaike AIC	15.556	16.623	16.391	16.718
Schwarz SC	15.578	16.644	16.413	16.740
Mean dependent	9,529.213	13,334.310	12,469.060	11,486.160
S.D. dependent	2,784.670	3,636.985	2,384.949	3,257.737
Determinant resid covariance (dof adj.)			2.22E+23	
Determinant resid covariance			2.18E+23	
Log likelihood			-37,394.83	
Akaike information criterion			65.126	
Schwarz criterion			65.214	

주 : t-statistics in []안의 수치는 t-값을 의미한다.

*, **, ***는 각각10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

제 4 절 동태적 분석

이전 논의한 부분에서는 도·소매가격 간의 인과관계 분석과 지역 간 소매가격의 인과관계에 대해 알아보았다. 하지만 각 변수들에 충격이 전해지면 고등어 가격에는 어떠한 영향을 미칠지, 시장별·지역별 고등어 가격의 변동에 대해 각 변수들이 가지는 상대적 중요성은 어떻게 해석해야 되는지에 대해 알아보기 위해 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 사용하여 동태적 분석을 시행해 보고자 한다.

1) 도·소매가격 간 동태적 분석

(1) 충격반응함수

충격반응함수는 VAR 모형에서 포함되어 있는 변수에 일정 크기의 충격이 가해졌을 때, 모형의 변수들이 시간이 지남에 따라 다른 구성 변수들에 어떠한 영향을 미치는지 알아볼 수 있는 분석이다.

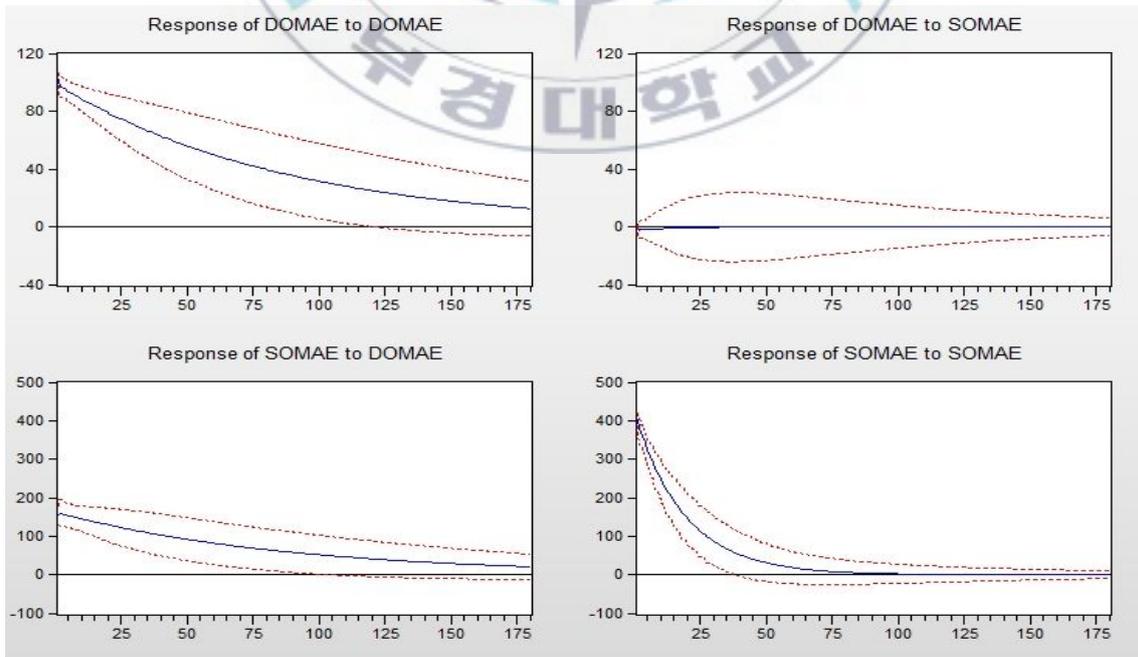
<표. V-11~12>와 [그림. V-3]에서는 VAR모형을 사용하여 나온 결과값을 바탕으로 고등어 도매가격과 소매가격의 충격반응분석을 나타낸 것이며 반응기간은 180일이다. 고등어 도매가격의 자기 자신에 대한 1단위 표준오차만큼의 충격에 약 102.280의 양의 반응을 보였으며 180일까지 지속적으로 감소하며 0에 수렴하려는 경향을 보이고 있다. 도매가격 충격에 대한 소매가격은 약 154.137의 양의 반응을 보인 이후 시간이 지날수록 0에 수렴하려는 경향을 보이고 있다.

고등어 소매가격에 대한 도매가격 1단위 표준오차만큼의 충격은 거의 반응을 하지 않아 0에 머무르는 모습을 보여준다. 고등어 소매가격의 자기 자신에 대한 충격에서는 약 402.083의 양의 반응을 보인 후 약 90일 후 0의 수준으로 도달하였다.

<표. V-11.> 고등어 도매가격의 충격에 대한 반응결과

도매가격 충격 시			소매가격 충격 시		
기간	도매가격	소매가격	기간	도매가격	소매가격
1	102.279	154.137	1	0	402.083
2	101.029	153.088	2	-0.115	381.404
3	99.792	152.009	3	-0.222	361.781
4	98.572	150.902	4	-0.323	343.161
5	97.366	149.770	5	-0.417	325.491
6	96.174	148.615	6	-0.506	308.723
7	94.997	147.440	7	-0.588	292.812
8	93.834	146.245	8	-0.665	277.713
9	92.685	145.034	9	-0.736	263.386
10	91.550	143.808	10	-0.803	249.791
11	90.429	142.569	11	-0.865	236.891
12	89.321	141.318	12	-0.923	224.650
13	88.227	140.057	13	-0.976	213.034
14	87.146	138.787	14	-1.025	202.013
15	86.078	137.510	15	-1.071	191.554
30	71.534	118.167	30	-1.425	85.832
60	49.380	83.856	60	-1.298	16.164
120	23.517	40.365	120	-0.677	-0.365
180	11.199	19.240	180	-0.325	-0.523

<표. V-12.> 고등어 소매가격의 충격에 대한 반응결과



[그림. V-4.] 고등어 도·소매가격의 충격에 대한 결과 그래프

(2) 예측오차분산분해

예측오차분산분해는 각각의 변수가 예측오차를 분석하는데 어떠한 변수의 변화가 타변수에 비하여 상대적으로 큰 변화를 주는지 확인하는데 있어 유용한 결과를 제시해준다. 고등어 도매가격과 소매가격의 예측오차분산분해의 결과는 <표. V-13~14>와 [그림. V-4]에 나타나 있다.

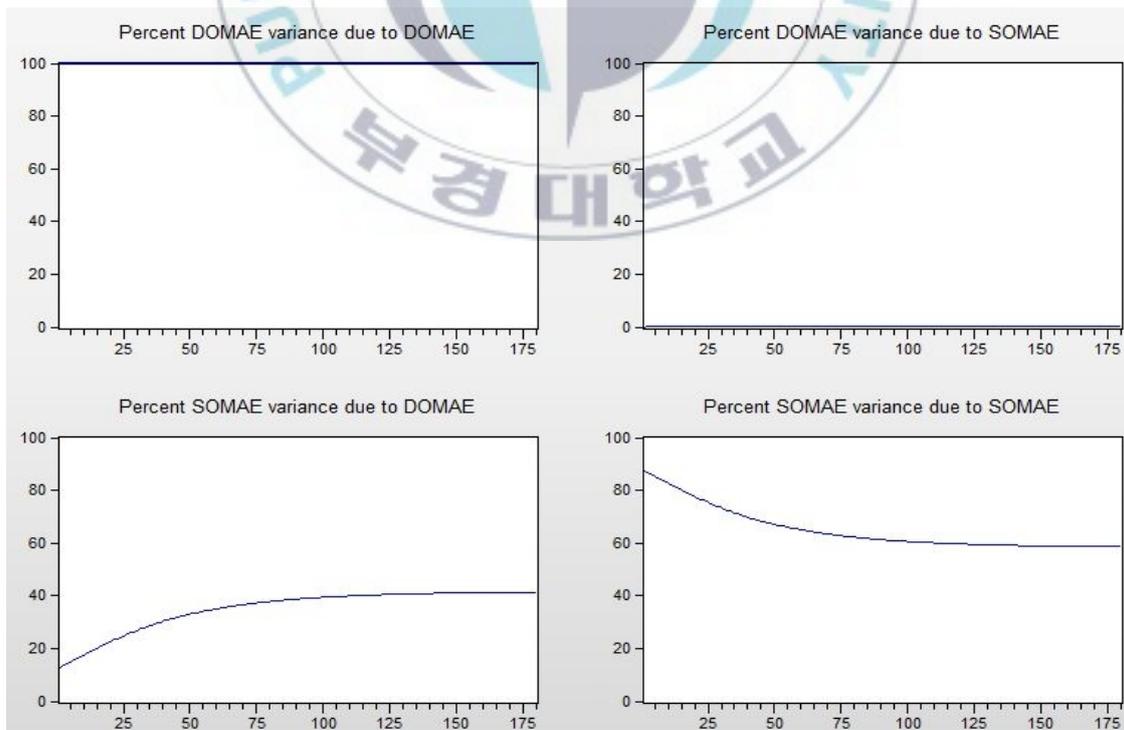
먼저 고등어 도매가격은 분석 전체의 기간에서 도매가격 자체의 영향력이 약 100%에 육박하는 것으로 보아 소매가격에 대해 영향력을 거의 받지 않는 것으로 나타났다.

고등어 소매가격의 경우 소매가격 자체의 영향력이 첫 번째 기간에 약 87.187%의 영향력을 미친 이후 지속적으로 감소하여 약 120일에 약 60%의 영향력에서 안정화 되었다. 이와 반대로 고등어 소매가격에 대한 도매가격의 영향력은 첫 번째 기간 약 12.813%의 영향력을 보인 후 지속적으로 증가하여 120일 약 40% 영향력에서 안정화 되었다.

결과적으로 고등어 소매가격은 도매가격에 거의 영향을 미치지 못하며, 소매가격은 시간이 흐름에 따라 도매가격의 영향을 점진적으로 받으며 약 4개월 후 영향력이 안정화 되었다.

<표. V-13.> 고등어 도매가격의 예측오차분산분해 <표. V-14.> 고등어 소매가격의 예측오차분산분해

기간	도매가격	소매가격	기간	도매가격	소매가격
1	100	0.000	1	12.813	87.187
2	100.000	0.000	2	13.319	86.681
3	100.000	0.000	3	13.830	86.170
4	100.000	0.000	4	14.344	85.656
5	99.999	0.001	5	14.861	85.139
6	99.999	0.001	6	15.380	84.620
7	99.999	0.001	7	15.899	84.101
8	99.998	0.002	8	16.420	83.580
9	99.998	0.002	9	16.939	83.061
10	99.997	0.003	10	17.458	82.542
11	99.997	0.003	11	17.975	82.025
12	99.996	0.004	12	18.489	81.511
13	99.996	0.004	13	19.001	80.999
14	99.995	0.005	14	19.508	80.492
15	99.994	0.006	15	20.012	79.988
30	99.985	0.015	30	26.777	73.223
60	99.972	0.028	60	30.053	64.947
120	99.963	0.037	120	40.337	59.663
180	99.961	0.039	180	41.434	58.566



[그림. V-5.] 고등어 도·소매가격의 예측오차분산분해 그래프

2) 고등어 지역 간 소매가격의 동태적 분석

(1) 충격반응함수

<표. V-15~18>과 [그림. V-5]에서는 VAR모형을 사용하여 나온 결과 값을 바탕으로 고등어 도매가격과 소매가격의 충격반응분석을 나타낸 것이다.

<표. V-15>에서는 서울의 충격에 대한 각 지역의 반응 크기를 시간의 흐름에 따라 보여주고 있다. 서울 고등어 소매가격은 자기 자신에 대한 1단위 표준오차만큼의 충격에 약 576.377의 양의 반응을 보인 후 지속적으로 최대 반응기간까지 하락하는 것을 볼 수 있다. 서울의 소매가격 충격에 대한 부산의 반응은 약 179.533의 반응이후 점차적으로 충격이 줄어들어 180일 후 0에 수렴해 간다. 대구와 광주의 경우 동일한 모습으로 약 15일차까지 충격이 증가한 후 0으로 점차적으로 수렴해가는 모습을 볼 수 있다.

<표. V-16>은 부산 소매가격에 1단위 표준오차의 충격에 대한 각 지역의 반응 크기를 보여주고 있다. 서울의 경우 거의 반응을 하지 않는 모습을 보여주고 있으며, 부산 자체 소매가격은 약 966.010의 반응을 보인 후 급격하게 반응이 감소하며 0으로 수렴하는 모습을 볼 수 있다. 대구와 광주의 경우 지속적으로 반응이 감소하는 동일한 패턴을 볼 수 있다.

<표. V-17>은 대구 소매가격에 1단위 표준오차의 충격에 대한 각 지역의 반응 크기를 보여주고 있다. 서울과 부산 그리고 광주의 경우 동일한 충격 반응의 모습을 보이며 각각 6일차, 15일 그리고 12일차에 최대 충격 반응을 보인 후 점차적으로 충격이 감소하는 모습을 보인다. 대구 자체의 반응은 약 838.666의 반응이후 급격하게 반응이 감소하며 0으로 수렴하는 모습을 볼 수 있다.

<표. V-18>은 광주 소매가격에 1단위 표준오차의 충격에 대한 각 지역

의 반응 크기를 보여주고 있다. 서울과 대구는 동일한 충격 반응의 모습을 보였으며 각각 18일차와 11일차 최대 충격 반응을 보인 후 점차적으로 충격이 감소하여 0에 수렴하는 모습을 보인다. 부산의 경우 광주에 대해 거의 영향을 보이지 않는 것으로 나타났으며 광주 자체의 반응은 약 1009.048의 반응 이후 급격하게 충격이 감소하여 0에 수렴하려는 모습을 볼 수 있다.

충격반응함수를 종합해보면 외부충격에 의해 자체 지역의 소매가격은 점차적으로 감소하여 0에 수렴하는 모습을 보였으며, 서울소매가격의 외부충격에 타 3개 도시의 반응이 크게 나타났다. 이는 인과관계상 가장 선행하는 도시인 서울의 가격 충격에 타 도시들의 가격 변동이 크다는 것을 알 수 있다. 자체 충격에서는 인과관계상 후행하는 지역일수록 충격반응이 급격하게 감소함을 볼 수 있다.

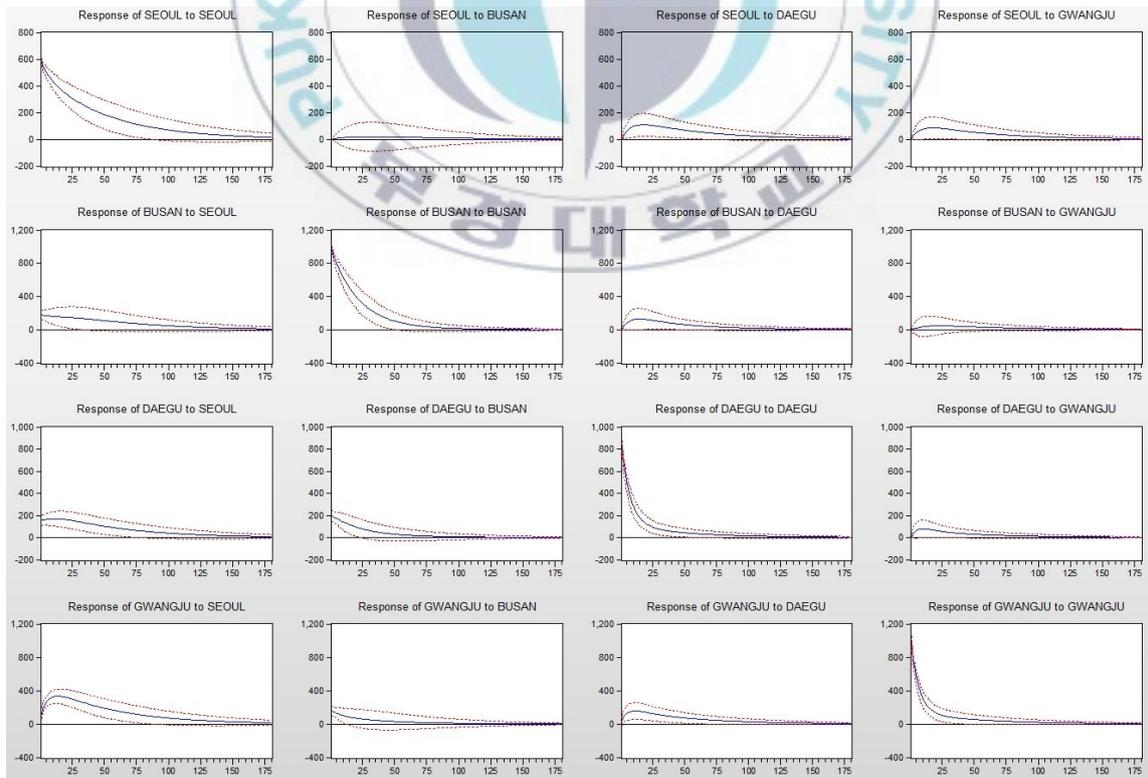
<표. V-15.> 서울 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과 **<표. V-16.> 부산 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과**

기간	서울	부산	대구	광주	기간	서울	부산	대구	광주
1	576.377	179.533	156.275	129.929	1	0.000	966.009	195.418	158.700
2	555.530	176.066	157.813	173.776	2	1.690	921.472	189.127	149.261
3	536.289	173.019	159.547	209.756	3	3.256	879.064	182.788	140.820
4	518.472	170.339	161.324	239.100	4	4.705	838.675	176.457	133.236
5	501.917	167.977	163.032	262.846	5	6.046	800.202	170.178	126.390
6	486.484	165.890	164.591	281.873	6	7.285	763.548	163.988	120.181
7	472.050	164.036	165.948	296.922	7	8.429	728.622	157.914	114.525
8	458.506	162.380	167.067	308.619	8	9.485	695.339	151.977	109.348
9	445.759	160.887	167.929	317.496	9	10.457	663.617	146.193	104.590
10	433.726	159.529	168.525	323.999	10	11.352	633.381	140.574	100.199
11	422.335	158.280	168.856	328.507	11	12.174	604.558	135.126	96.130
12	411.521	157.116	168.928	331.342	12	12.927	577.079	129.856	92.346
13	401.230	156.019	168.751	332.774	13	13.616	550.881	124.765	88.814
14	391.411	154.970	168.340	333.033	14	14.245	525.901	119.855	85.506
15	382.022	153.955	167.711	332.312	15	14.818	502.082	115.125	82.400
30	274.820	137.608	142.696	273.723	30	18.560	252.256	63.083	50.722
60	150.326	93.456	84.383	155.015	60	14.739	67.097	20.966	22.751
120	45.953	32.083	26.591	47.868	120	5.358	7.000	3.814	6.006
180	14.102	10.043	8.203	14.715	180	1.692	1.388	1.024	1.790

<표. V-17.> 대구 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과

<표. V-18.> 광주 소매가격의 충격에 대한 지역 간 반응결과

기간	서울	부산	대구	광주	기간	서울	부산	대구	광주
1	0.000	0.000	838.666	40.932	1	0.000	0.000	0.000	1,009.048
2	18.564	26.110	736.050	71.048	2	14.842	4.835	22.749	871.894
3	34.432	47.826	647.659	94.552	3	27.481	9.474	40.062	755.764
4	47.949	65.787	571.450	112.678	4	38.207	13.859	53.022	657.362
5	59.419	80.539	505.681	126.439	5	47.271	17.952	62.512	573.911
6	69.108	92.554	448.863	136.667	6	54.895	21.730	69.249	503.074
7	77.247	102.235	399.724	144.045	7	61.268	25.185	73.815	442.884
8	84.038	109.926	357.176	149.133	8	66.558	28.315	76.680	391.681
9	89.656	115.926	320.289	152.388	9	70.909	31.128	78.223	348.069
10	94.257	120.489	288.266	154.182	10	74.448	33.636	78.749	310.871
11	97.974	123.834	260.426	154.820	11	77.283	35.851	78.502	279.094
12	100.925	126.148	236.186	154.550	12	79.510	37.792	77.677	251.900
13	103.212	127.591	215.044	153.571	13	81.213	39.477	76.428	228.585
14	104.925	128.303	196.572	152.047	14	82.463	40.924	74.878	208.552
15	106.142	128.400	180.402	150.108	15	83.323	42.151	73.121	191.300
30	95.727	100.127	75.218	110.280	30	74.130	44.530	47.172	86.773
60	55.455	47.568	34.218	59.050	60	42.321	28.393	24.365	44.064
120	17.165	12.723	10.094	17.976	120	12.984	9.183	7.539	13.540
180	5.278	3.801	3.080	5.513	180	3.986	2.846	2.320	4.160



[그림. V-6.] 지역 간 소매시장의 충격반응함수 그래프

(2) 예측오차분산분해

각 지역별 예측오차의 분산이 자신 및 타지역에 의해 어느 정도의 영향력을 가지는가를 보여주는 예측오차분산분해의 결과는 <표. V-19~22>와 [그림. V-5]에 나타나 있으며 분석결과 해석의 편의를 위하여 그랜저 인과관계의 순서에 따라 해석을 실시하였다.

서울 소매가격의 예측오차분산분해에서 서울 자체의 가격 영향력이 180일에 이르기까지 약 90%를 가지며 타 지역의 영향력은 낮은 것으로 분석되었다.

부산 소매가격의 예측오차분산분해에서 부산 자체의 가격 영향력은 1일차에 약 96%에서 점차 줄어들어 180일 약 83% 수준으로 안정화되었다. 대구와 광주의 부산 소매가격에 대한 영향력은 미미한 수준에 그쳤다.

대구 소매가격의 예측오차분산분해에서 대구 자체의 가격 영향력은 1일차에 약 91%였으며 시간의 흐름에 따라 점차 줄어들어 180일 약 63% 수준으로 안정화되어간다. 서울의 소매가격 영향력은 1일차 약 3% 영향력에 머물렀지만 시간의 흐름에 따라 약 24%까지 증가하는 모습을 보였으며 부산의 소매가격은 1기 약 5%의 영향력을 미치며 180일 약 9.5%의 영향력을 보이며 미약하게 증가하는 모습을 보였다. 광주 소매가격의 경우 대구 소매가격에 미치는 영향력이 미약한 것으로 나타났다.

광주 소매가격의 예측오차분산분해에서 광주 자체의 가격 영향력은 1일차에 약 96%에 달했지만 시간이 지남에 따라 점차 감소하여 180일 약 45%까지 영향력이 하락함을 볼 수 있었다. 서울 소매가격의 경우 1일차 약 1.6%의 영향력을 가졌지만 시간의 흐름에 따라 점차적으로 증가하여 180일 약 44.3%까지 영향력이 증가함을 볼 수 있으며 부산과 대구의 경우 영향력이 미약하게 증가하여 1일차 각각 약 2.3%와 0.2%를 보였으며 180일 약 3%와 8%의 영향력을 가지는 것으로 나타났다.

전체적으로 고등어 소매가격은 자기 자신의 영향력이 높게 나타났으며 그랜저 인과관계상 후행하는 지역보다 선행하는 지역에서 영향력을 상대

적으로 많이 받는 것으로 나타났다. 서울의 경우 타 지역에 높은 영향력을 미쳤으며 특히 광주소매가격의 대하여 장기에 약 44.3%까지의 영향력을 미치는 것으로 확인되었다.

<표. V-19.> 서울 소매가격의 예측오차분산분해

기간	서울	부산	대구	광주
1	100.000	0.000	0.000	0.000
2	99.911	0.000	0.054	0.034
3	99.729	0.001	0.164	0.105
4	99.477	0.003	0.318	0.202
5	99.172	0.005	0.504	0.320
6	98.831	0.007	0.711	0.450
7	98.466	0.010	0.934	0.590
8	98.087	0.013	1.165	0.735
9	97.703	0.017	1.400	0.881
10	97.318	0.020	1.635	1.027
11	96.938	0.024	1.867	1.171
12	96.567	0.028	2.094	1.311
13	96.206	0.033	2.315	1.447
14	95.857	0.037	2.528	1.577
15	95.522	0.042	2.733	1.703
30	92.096	0.114	4.829	2.961
60	89.877	0.217	6.174	3.731
120	89.168	0.276	6.595	3.960
180	89.105	0.283	6.632	3.980

<표. V-20.> 부산 소매가격의 예측오차분산분해

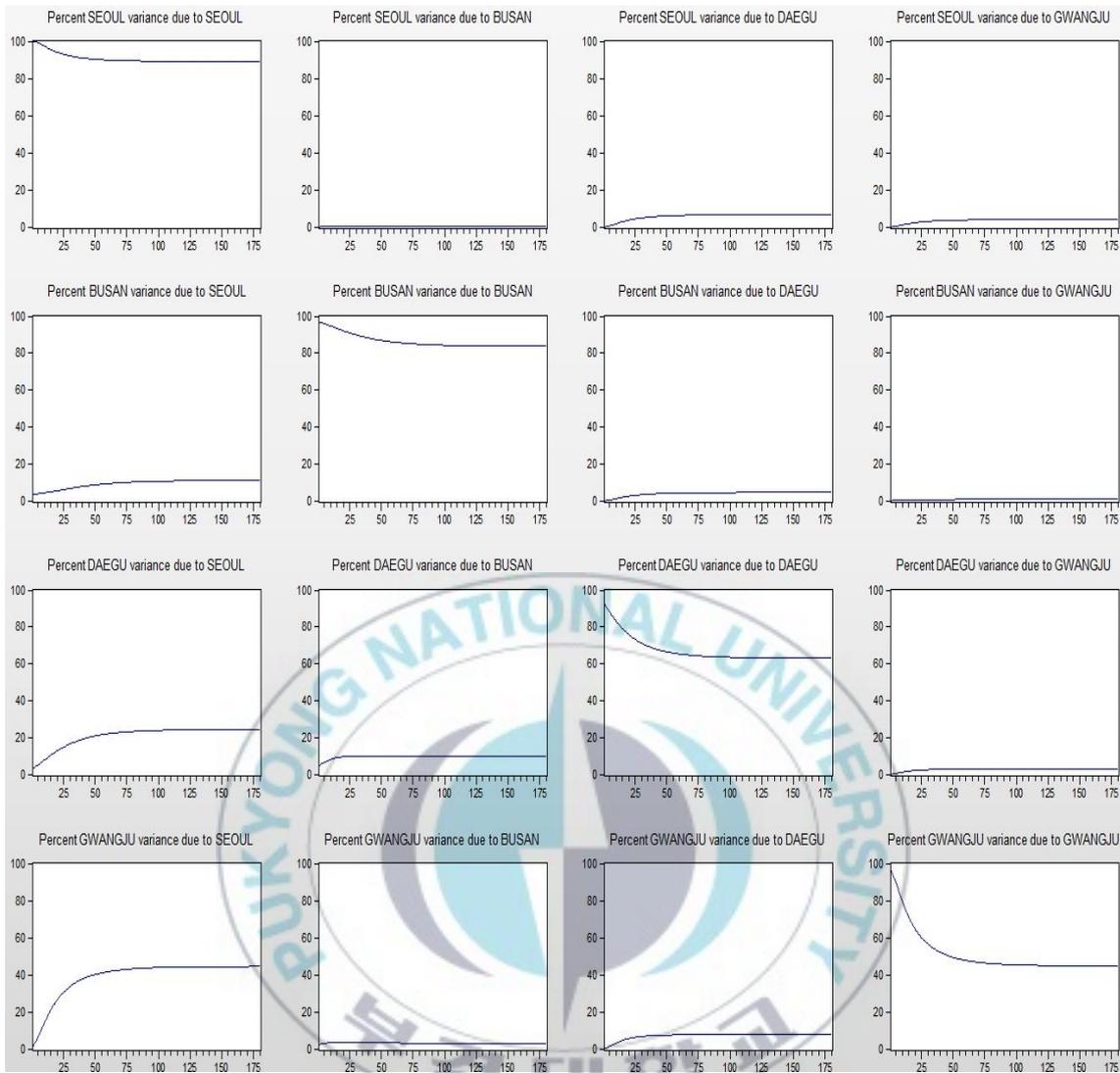
기간	서울	부산	대구	광주
1	3.339	96.661	0.000	0.000
2	3.425	96.537	0.037	0.001
3	3.514	96.370	0.112	0.004
4	3.606	96.170	0.215	0.009
5	3.701	95.944	0.339	0.015
6	3.799	95.700	0.477	0.023
7	3.900	95.442	0.625	0.033
8	4.004	95.175	0.777	0.044
9	4.110	94.902	0.932	0.056
10	4.218	94.625	1.088	0.069
11	4.329	94.346	1.241	0.083
12	4.442	94.068	1.392	0.098
13	4.557	93.791	1.538	0.114
14	4.673	93.516	1.680	0.130
15	4.792	93.245	1.817	0.146
30	6.604	89.757	3.246	0.394
60	9.249	85.895	4.171	0.684
120	10.754	84.007	4.421	0.819
180	10.916	83.813	4.439	0.832

<표. V-21.> 대구 소매가격의 예측오차분산분해

기간	서울	부산	대구	광주
1	3.188	4.986	91.826	0.000
2	3.603	5.403	90.956	0.038
3	4.045	5.807	90.033	0.115
4	4.510	6.196	89.074	0.221
5	4.994	6.566	88.093	0.347
6	5.496	6.915	87.104	0.485
7	6.010	7.241	86.119	0.630
8	6.534	7.544	85.145	0.777
9	7.063	7.824	84.191	0.922
10	7.596	8.081	83.261	1.063
11	8.129	8.315	82.359	1.197
12	8.659	8.528	81.489	1.324
13	9.185	8.720	80.652	1.443
14	9.704	8.893	79.848	1.554
15	10.215	9.048	79.079	1.657
30	16.408	10.010	71.079	2.503
60	21.930	9.851	65.306	2.913
120	24.099	9.594	63.259	3.047
180	24.304	9.565	63.072	3.060

<표. V-22.> 광주 소매가격의 예측오차분산분해

기간	서울	부산	대구	광주
1	1.590	2.372	0.158	95.881
2	2.505	2.525	0.358	94.612
3	3.609	2.667	0.621	93.104
4	4.871	2.795	0.932	91.402
5	6.256	2.908	1.277	89.559
6	7.730	3.007	1.642	87.621
7	9.259	3.093	2.015	85.633
8	10.814	3.165	2.387	83.633
9	12.371	3.225	2.752	81.652
10	13.909	3.275	3.102	79.714
11	15.412	3.315	3.436	77.837
12	16.870	3.347	3.750	76.033
13	18.274	3.372	4.043	74.311
14	19.619	3.391	4.316	72.675
15	20.901	3.404	4.568	71.126
30	33.561	3.352	6.639	56.449
60	41.575	3.144	7.585	47.697
120	44.156	3.035	7.846	44.963
180	44.384	3.024	7.868	44.724



[그림. V-7.] 지역 간 소매가격의 예측오차분산분해 그래프

제 VI 장 결론 및 제언

제 1 절 연구의 결론

본 연구에서는 국내산 고등어의 도·소매시장 실질가격을 이용하여 인과관계를 확인하고 이에 대한 동태적 분석을 실시하였으며, 국내산 고등어의 지역 간 소매가격 인과관계 확인과 동태적 분석을 시행하였다. 이에 대한 결과는 아래와 같다.

1) 고등어 도매가격과 소매가격과의 관계

고등어 도매가격과 소매가격의 인과관계를 확인하는 그랜저 인과관계 검정에서는 도매가격이 소매가격에 유의적인 인과관계를 가지는 것으로 나타났다.

VAR모형을 이용한 분석에서도 도매가격이 소매가격에 유의적인 관계를 가지는 것으로 나타나 도매가격이 소매가격에 선행하는 가격임을 확인시켜 주었다.

충격반응함수의 결과에서는 도매가격에 대한 충격에 소매가격은 양의 반응 이후 시간의 흐름에 따라 지속적으로 줄어들어 0에 가까워짐을 확인하였다.

예측오차분산분해에서는 도매가격에 대해 소매가격은 거의 영향력을 미치지 못하였지만 소매가격에서는 도매가격의 영향력이 첫 시점부터 지속적으로 증가하여 4개월 이전까지 약 40%의 영향력을 가지며 이후에는 영향력이 40%에서 안정화 되었다.

실증분석 결과, 고등어 도매가격이 고등어 소매가격에 일방적인 영향을 미치는 것으로 나타났으므로 고등어 소매가격의 안정화를 위해서는 고등어 도매시장에서의 가격 안정화가 우선시 되어야 할 것으로 판단된다.

2) 지역 간 고등어 소매가격의 관계

지역 간 고등어 소매가격의 인과관계를 확인할 수 있는 그랜저 인과관계 검정에서는 서울→부산→대구→광주의 순서에서 유의적인 인과관계를 가지는 것으로 나타났다.

VAR모형을 이용한 분석에서는 서울과 대구, 광주의 소매가격이 서로 순환적 관계를 가졌으며 부산과 대구의 소매가격이 서로 순환적 관계를 가지는 것으로 확인되었다.

충격반응함수에서는 서울 소매가격의 외부충격에 부산, 대구, 광주가 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 예측오차분산분해의 결과 역시 서울 소매가격의 영향력이 타 지역 영향력에 많은 부분을 차지하는 것으로 나타났다.

제 2 절 연구의 제언

본 연구에서는 국내산 도매 고등어 가격이 소매 고등어 가격에 일방적인 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 지역 간 소매가격에서는 서울의 고등어 소매시장의 가격이 타지역의 고등어 소매가격에 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

이는 일반적인 공산품과는 달리 시간이 지나면 상품성이 떨어지는 수산물의 특성에 따라 지리적인 위치가 가까운 곳 또는 고속도로로 연결된 - 수송이 편리한- 지역에 대해 영향을 많이 받기 때문이라 판단된다. 또한 유통의 중심지이자 인구의 절반이상이 밀집되어있는 서울의 영향력이 클 것으로 생각된다. 이러한 결과를 바탕으로 고등어 가격의 안정화정책을 위해서는 서울의 고등어 가격의 안정화 시킬 수 있는 대책이 우선시 되어야 할 것이다.

본 연구의 한계점으로는 일반 신선 고등어와 시장에서 유통되는 냉동고등어 그리고 최근 상품성이 없는 작은 고등어의 어획이 늘어나는 추세에

대비하여 증가하는 고등어 수입과 그 가격 관계에 대한 실증분석이 필요한 것이라 생각된다. 또한 단순히 도매시장과 소매시장의 실질가격에만 국한되어있었던 본 연구에서 발전하여 고등어의 산지 가격과 중간 유통 단계의 고등어 가격자료가 추가되었으면 더욱 현실적인 분석결과가 나올 수 있을 것으로 보인다.

마지막으로 타 대중어종의 인과관계 분석을 통해 대중어종들의 물가안정을 위한 정책의 근거를 만들 수 있는 통합적인 접근이 필요할 것으로 보인다.



참고문헌

- 차영기, 김기수 (2009) 수입 수산물과 국내산 수산물의 가격간 유통단계별 인과성 분석 : 명태, 갈치, 조기 냉동품을 대상으로. 수산경영론집, 40(2): 105-126.
- 최병욱 (2011) 소비지 시장의 배추 가격 효율성과 인과성 분석. 한국식품유통학회지, 28(2): 45-65.
- 김두한 (2011) 농산물도매시장 출하주체별 판매가격의 인과관계 및 동태적 영향력 분석. 한국식품유통학회지, 28(2): 131-149.
- 박호정, 윤원철 (2003) VAR와 그래프이론을 이용한 시계열의 인과성 분석. 자원·환경경제연구, 12(4): 687-708
- 윤영석 (2012) 한우도소매가격과 수입산 쇠고기가격의 관계성 분석. 석사학위논문, 전남대학교.
- 김효미, 김운두 (2014) 농산물도매시장 간 가격의 동태적 분석 : 가락도매시장과 강서도매시장을 중심으로. 산업경제연구, 27(3): 1011-1032.
- 원윤조 (2013) 광역지역별 정규직과 비정규직 취업자간 통계적 연관성 분석. 석사학위논문, 충북대학교
- 채광석, 이태호, 김관수 (2005) 지대별 농지가격에 영향을 미치는 요인들의 인과성 분석 - 도시근교지역과 평야지역을 중심으로 -. 농업경제학회, 46(4): 47-66
- 문권순 (1997) 벡터자기회귀(VAR)모형의 이해. 통계분석연구, 2(1): 23-56.
- 한국해양수산물개발원 2014 KMI 해양수산물 전망대회 : 2014 글로벌 해양수산물 동향과 전망.
- 이흥재 외 (2005) EViews를 이용한 금융경제 시계열분석, 경문사.
- 김해경, 이명숙 (2005) 경제 및 금융자료를 위한 시계열분석, 경문사
- 이종원 (2007) 계량경제학, 박영사
- 남준우, 이한식 (2010) 계량경제학 - 이론과 EViews/Excel 활용 -, 흥문사.
- 송일호, 정우수 (2002) 계량경제실증분석, 삼영사.

김명직, 장국현 (2002) 금융시계열분석, 경문사.

조담 (2006) 금융계량분석, 청람.

농산물유통정보 품목별 유통실태 (2012,2013) 자료. <http://www.kamis.co.kr>

한국해양수산개발원 수산업관측센터 (2014) 관측자료. <http://www.foc.re.kr>

낚시 춘추 자료. <http://fish.darakwon.co.kr>

엔하위키 미리. mirror.enha.kr

국립수산과학원 해양생물종다양성정보시스템. <http://portal.nfrdi.re.kr>

Granger, C. W. J. (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica* 37 (3): 424-438.

Dickey, D. A and W. A. Fuller (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, Vol.74: 427-431.

Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54: 159-178

Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75(2): 335-346.

Phillips, P. C. B (1987) Time series regression with a unit root. *Econometrica*, Vol.55: 277-301

Sims, C. A. (1972) Money, Income, and Causality. *The American Economic Review*, Vol.62(4):540-552.