



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 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

VAR 모형을 이용한 유통단계별
갈치가격의 인과성 분석



2015년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 철 현

경 제 학 석 사 학 위 논 문

VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석

지도교수 남 종 오

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2015년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

김 철 현

김철현의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2015년 2월 27일

지도교수 남 종 오



위원장	경제학박사	박철형 (인)
위원	경제학박사	윤형모 (인)
위원	경제학박사	남종오 (인)

<목 차>

I. 서론	1
1. 연구배경 및 목적	1
2. 연구구성 및 방법	2
3. 선행연구 검토	4
II. 갈치의 생산·가격 현황과 유통구조 분석	7
1. 갈치의 생산·가격 현황	7
2. 갈치의 유통구조	10
III. 추정모형	14
1. 분석방법	14
2. 단위근 검정	15
3. 그랜저인과성 검정	18
4. 벡터자기회귀모형	19
5. 충격반응분석	20
6. 예측오차 분산분해분석	21
IV. 실증분석	24
1. 자료 분석	24
2. 단위근 검정	26
3. 적정시차 선정	27
4. 그랜저인과성 검정	28
5. 벡터자기회귀모형	30
6. VAR모형의 안정성 검정	32
7. 충격반응분석	33
8. 예측오차 분산분해분석	38
V. 결론	43
참고문헌	46

〈표 목차〉

〈표 1〉 갈치의 유통비용	12
〈표 2〉 그랜저 인과성검정 결과의 해석	19
〈표 3〉 기초통계량	24
〈표 4〉 수준변수의 단위근 검정 결과	26
〈표 5〉 로그차분변수의 단위근 검정결과	27
〈표 6〉 적정시차검정 결과	28
〈표 7〉 그랜저인과성검정 결과	29
〈표 8〉 VAR 모형 분석결과	30
〈표 9〉 산지가격 변화율의 충격반응	36
〈표 10〉 도매가격 변화율의 충격반응	37
〈표 11〉 소비자가격 변화율의 충격반응	38
〈표 12〉 산지가격 변화율의 분산분해분석 결과	41
〈표 13〉 도매가격 변화율의 분산분해분석 결과	42
〈표 14〉 소비자가격 변화율의 분산분해분석 결과	42

<그림 목차>

<그림 1> 연구수행 체계도	3
<그림 2> 갈치 회유로 및 주 어장	7
<그림 3> 갈치의 최근 8년간의 생산량 및 생산금액 현황	8
<그림 4> 갈치의 연도별 도매가격	9
<그림 5> 갈치의 연도별 소매가격	10
<그림 6> 갈치의 일반적 유통경로	11
<그림 7> 갈치의 수입량 및 금액	13
<그림 8> 갈치의 실질가격 추세	25
<그림 9> VAR 모형의 안정성 검사 결과	32
<그림 10> 산지가격 변화율의 충격반응분석의 결과	34
<그림 11> 도매가격 변화율의 충격반응분석의 결과	35
<그림 12> 소비자가격 변화율의 충격반응분석의 결과	36
<그림 13> 산지가격 변화율의 분산분해 결과	39
<그림 14> 도매가격 변화율의 분산분해 결과	40
<그림 15> 소비자가격 변화율의 분산분해 결과	40

A Causality Analysis of the Hairtail Price by Distribution Channel
Using Vector Autoregressive Model

Cheol Hyun Kim

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

Abstract

This study aims to analyze causalities among Hairtail prices by distribution channel using vector autoregressive model. This study, as analyzing methods, applies unit-root test for stability of data, Granger causality test to know interaction among Hairtail Prices by distribution channel, and vector autoregressive model to estimate statistical impacts among t-2 period variables used in model.

As analyzing results, first, ADF, PP, and KPSS tests showed that change rate of Hairtail price by distribution channel differentiated by logarithm was stable. Second, Granger causality relationship analysis showed that producer price of Hairtail led wholesale price and then wholesale price led consumer price. Third, vector autoregressive model showed that change rate of Hairtail producer price of t-1 period variables statistically, significantly impacted change rates of own price, wholesale price and consumer price of current period. Fourth, impulse response analysis indicated that impulse responses of structural shocks with the respectively distribution channel of Hairtail price were relatively more powerful in own distribution channel than in other distribution channels. Fifth, variance decomposition of producer price indicated that own price had relatively more powerful influence than wholesale price and consumer price. Wholesale price indicated that own price had relatively more powerful influence than producer price and consumer price. Consumer price indicated that own price had relatively more powerful influence than producer price and wholesale price.

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

갈치는 주로 구이나 조림 등으로 이용되며 부드럽고 맛이 좋아 고등어·오징어와 함께 대표적인 대중성 어종이다. 난류성 저서어종으로 광택이 나는 은백색이며 연한 황록색을 띠는 등지느러미가 있다. 50~300m 정도의 깊은 바다 속에서 주로 살며, 바다 속에 서있는 것처럼 머리를 위로 세워서 곧바로 있기도 한다. 헤엄을 칠 때에는 꼬리를 W자 모양으로 움직여 이동한다(두산백과, 2014). 갈치는 서해안 및 제주도 서남해안 등 우리나라와 중국 사이에 어장이 형성되어 있기 때문에 중국의 영향을 받을 수밖에 없다. 최근 중국내에서 갈치의 인기가 상승하여, 중국 어선의 불법어업 및 어린 갈치어획 등으로 인해 갈치자원이 감소하였고 이는 우리나라의 어획량에 부정적 영향을 미치고 있다. 이에 따라 국내 갈치시장에서 수급 불균형이 발생하였고 가격변동이 심하게 나타났다. 어획량변동에 따른 수급불균형으로 인하여 위판가격이 변동이 심할 경우, 어업종사자들에게 소득불안정을 유발한다. 이는 소비자가격에도 영향을 미쳐 소비자들에게는 가격 신뢰도가 낮아지는 부정적 영향을 미친다. 이와 같이 갈치시장의 가격불안정은 어업종사자와 소비자 모두에게 피해를 준다. 따라서 어업종사자와 소비자의 피해를 최소화하기 위해서는 가격안정화 정책이 필요하며, 이를 위해서는 가격 결정구조에 관한 의미있는 정보가 필요하다. 갈치는 산지가격, 도매가격, 소비자가격 3단계의 유통단계를 거쳐 가격이 형성된다. 따라서 각 유통단계별 갈치의 가격은 서로 인과관계가 있을 수 있다. 한 유통단계의 갈치가격이 다른 유통단계의 가격에 영향을 미치는가에 대해 분석해보는 것은 갈치의 가격결정구조를 파악하는데 의미 있는 분석이라 판단된다. 아울러 현재의 시장현황을 반영한 갈치의 가격결정구조에 관한 분석은 갈치시장에서 가격정책을 펼치는 데에 있어 중요한 자료가 될 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 VAR모형을 이

용하여 산지, 도매, 소비자 유통단계별 갈치가격의 인과성분석을 실시하여 각 유통단계별 갈치가격이 어떠한 영향을 주고받으며 형성되었는지 분석하고자 한다.

2. 연구구성 및 방법

본 연구에 있어서 유통단계별 갈치가격의 인과성을 분석하기 위해 갈치의 2007년 1월부터 2014년 9월까지 격 주간 갈치의 산지가격, 도매가격, 소비자가격을 이용하였다.

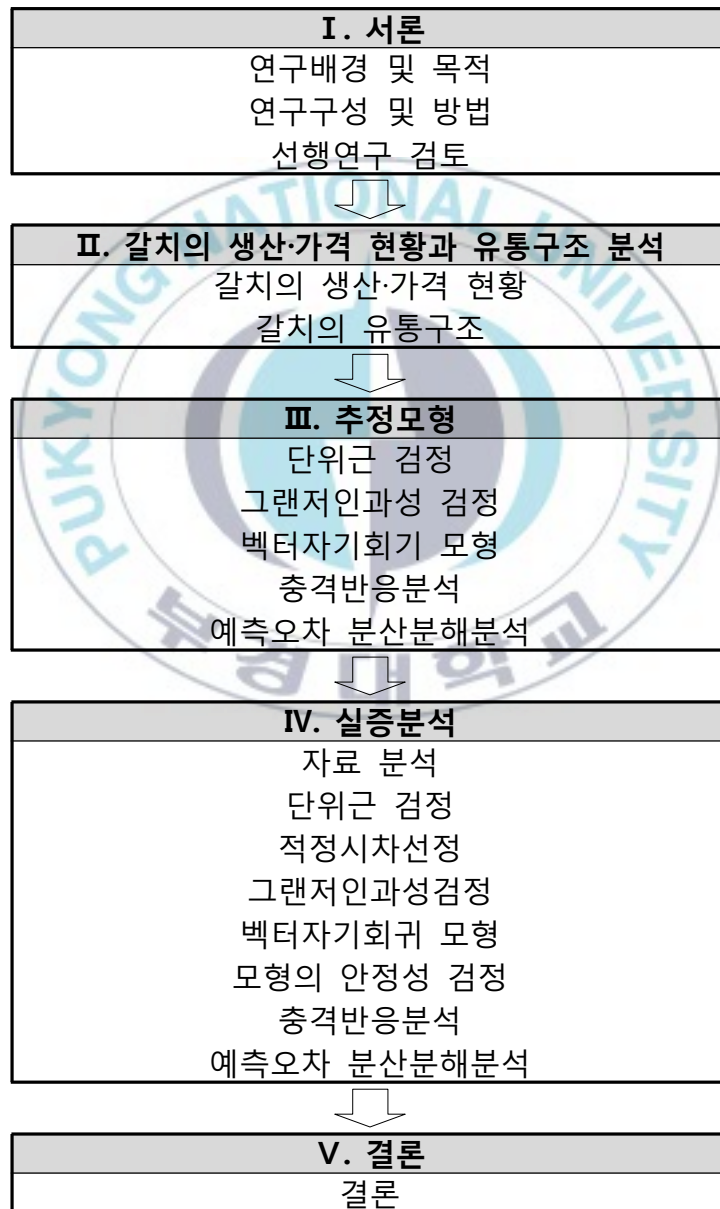
본 연구의 구성은 I장에서 인과성 분석에 관한 선행연구를 통하여 연구의 방향 및 방법에 대해 검토한 후 II장에서 갈치의 생산 및 가격현황과 유통구조에 대하여 살펴본다. III장에서는 추정모형에 대한 이론적 분석방법을 소개한다. IV장에서 앞의 이론적 방법과 분석절차에 따라 유통단계별 갈치가격을 실증분석하고, V장 결론에서는 연구의 결과를 요약 및 정리하고, 본 연구의 시사점을 도출하면서 글을 맺고자 한다.

본 연구의 방법은 먼저 시계열의 안정성 검정을 위하여 단위근 검정(unit-root test)을 한다. 검정결과 모든 변수에 단위근이 존재하지 않으면 벡터자기회귀(VAR, Vector Autoregressive)모형을 이용하여 분석한다. 그러나 모든 변수에 단위근이 존재 할 시, 공적분 검정을 실시하여 공적분이 존재하면 VECM모형을 이용하여 분석한다. 공적분이 존재하지 않을 시, 변수들을 로그 및 차분하여 시계열을 안정화시켜 단위근을 제거한 후 시차검정을 실시한다. 시차검정 후 AIC 정보요인에 따라 시차를 결정한다. 변수들 간의 인과성 분석을 위하여 정보요인에 따라 결정된 적정시차를 이용하여 그랜저인과성검정(Granger Causality test)을 실시하고, 검정결과에 따라 모형의 변수 순서를 정한다. 그 후 인과성검정 결과에 따른 변수 간 인과관계를 이용하여 VAR모형에 적용 후 분석을 실시한다. 분석 프로그램으로는 E-views 7을 사용하였다.

본 연구는 앞선 선행연구들과 같이 VAR모형 등의 계량 경제학적 기법

을 이용하여 유통단계별 가격간의 인과성을 분석하는 점은 같으나, 갈치라는 단일어종에 대한 가격의 인과성 분석을 시도하였고, 월별 자료가 아닌 2014년까지의 2주간 가격자료를 이용하여 분석하여 최근의 유통단계별 갈치가격의 인과성을 확인 할 수 있다는 점에서 선행연구와의 차별성이 있다고 할 수 있다.

본 연구의 수행체계도는 다음 <그림 1>과 같다.



<그림 1> 연구수행 체계도

3. 선행연구 검토

수산물의 가격결정구조에 관한 선행연구는 강석규·이광진(1998), 강종호 외(2000), 이선영(2007), 차영기·김기수(2009)의 연구를 들 수 있다. 강석규·이광진(1998)은 부산지역 갈치와 오징어의 월별 자료를 분석대상으로 수산물의 유통단계별 가격결정에 있어서 산지 및 소비지 도매시장가격 간에 장기균형관계가 성립함을 밝혔다. 또한 오징어는 장기에서 산지도매시장의 가격이 소비지 도매시장 가격변화를 주도하는 것으로 나타났다. 강종호 외(2000)는 주요 선어류 3개 어종인 갈치·고등어·오징어의 가격결정구조와 그 요인을 분석하였다. 분석결과 세가지 품목 모두 가격변화를 주도하는 시장은 소비지도매시장이었으며, 기준가격이 되는 가격결정은 산지에서 이루어지는 것으로 분석되었다. 또한 선어류의 가격지불시 고려되는 요인은 산지경매가격과 선도인 것으로 나타났다. 이선영(2007)은 지역별·유통단계별 갈치·고등어·물오징어의 가격결정구조에 대해 분석하였다. 그 결과 장기적인 인과관계에서는 세 품목 모두가 소비지도매시장과 소비지소매시장 간에 방향성을 띠고 상호작용을 하는 것으로 나타났다. 지역별 소비지소매시장 가격결정구조에 있어서는 서울 및 부산의 영향보다는 지역 자체의 가격정보에 관한 영향력이 크게 나타났다. 차영기·김기수(2009)는 국내산 수산물과 수입 수산물의 가격간 유통단계별 인과성 분석을 실시하였다. 냉동명태의 경우 유통단계별 인과관계가 수입가격, 도매가격, 소매가격, 수입가격 순의 순환적인 연결고리를 가지고 있음을 확인하였다. 냉동갈치의 경우에는 국내산 도매가격과 수입가격, 그리고 소매가격이 단기적으로는 유의성이 없으나 장기적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 냉동조기는 수입가격이 국내산 가격에 영향을 미치기는 하나 그 인과관계가 미미한 것으로 나타났다.

수산물과 유사한 농·축산물의 가격결정구조와 관련된 선행연구로는 최병옥·김원태(2000), 정민국·허덕(2000), 양승룡(2003), 박미성·김태훈(2009), 최병옥(2011), 윤영석(2012) 등의 연구가 있다. 최병옥·김원태

(2000)는 성주참외를 대상으로 성주지역의 산지가격과 가락동 도매가격 간의 장·단기 균형 관계와 인과 관계를 분석하였다. 그 결과 두 시장가격 사이에 공적분관계가 나타나 두 시장가격이 밀접한 인과성을 가지는 통합된 시장임을 제시하였다. 또한 외부충격으로 인해 균형 상태에서 이탈했을 경우 산지시장이 도매시장보다 균형 상태로의 조정 속도가 빠른 것으로 나타났다. 그 외 동태적 인과관계 분석결과에서는 산지가격이 도매가격을 선도하였으며, 분산분해분석을 통하여 산지가격이 도매가격에 큰 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 정민국·허덕(2000)은 한우가격의 산지·도매·소매가격과 송아지가격 간의 인과성을 분석하였다. 그 결과 두 가격 모두 송아지 가격에 영향을 미쳤으며, 쇠고기 시장을 선도하는 가격은 산지가격과 도매가격으로 나타났다. 양승룡(2003)은 국제시장에서 사료와 곡물가격의 변동이 우리나라의 사료 및 축산물 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 사료업체들은 원료곡물가격보다 환율의 변동에 민감하게 반응하였고, 쇠고기·돼지고기·닭고기 가격은 사료가격의 변동에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 박미성·김태훈(2009)은 POS자료를 이용하여 쌀의 산지가격과 대형할인점 소매가격 간의 인과성을 분석하였다. 그 결과 대형할인점의 고가미의 경우 산지가격과 인과성이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 저가미 소매가격은 산지가격과 상호간에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 최병욱(2011)은 소비지 시장의 배추 가격 효율성과 인과성을 시계열 분석방법을 이용하여 분석하였다. 분석결과 도매시장과 소매시장은 효율적 시장으로 판단되었으며, 도매시장가격이 소매단계 가격에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 윤영석(2012)은 한우도소매가격과 수입산 쇠고기가격의 관계성을 분석하였다. 그 결과 한우소매가격과 한우도매가격, 호주산 쇠고기가격이 장기적으로 균형을 이루고 있는 것을 확인 하였다. 또한 단기적으로 한우의 소매가격에는 전기의 한우 소매가격과 한우 도매가격, 미국 쇠고기가격과 호주 쇠고기가격이 영향을 미치는 것으로 나타났다.

해외의 선행연구로 Shanta Dhoray, Sonja Sabita Teelucksingh (2005)는

민어와 꿀새우의 혼획 문제를 VAR 분석 및 분산분해, 충격반응분석을 통해 민어와 꿀새우의 혼획이 유의한 인과관계가 있음을 밝혔다. Ana I. Sanjuan, Jose M, Gil, Hector O. Zapata (1999)는 돼지가격, 생 돼지고기가격, 보리가격, 사료가격의 인과성 분석을 하였다. 그 결과 보리가격과 돼지가격의 경우에는 인과관계가 강하게 성립하였고, 사료가격과 돼지가격의 경우에는 약하게 성립하였으며, 수직적 유통단계별 가격과 생 돼지고기가격과의 인과관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다.

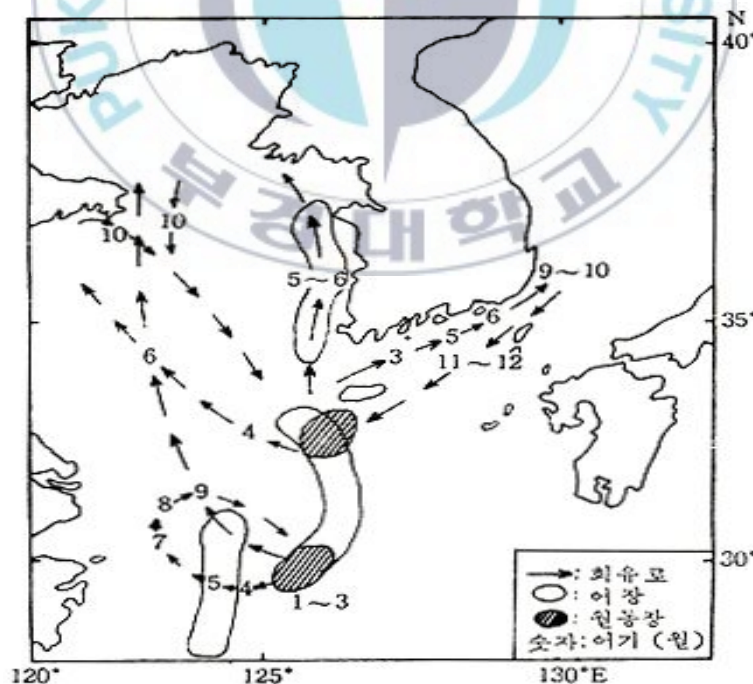


II. 갈치의 생산·가격 현황과 유통구조 분석

1. 갈치의 생산·가격 현황

우리나라의 갈치어획은 금어기가 설정되어 있지 않고, TAC제도가 도입되지 않아 연중 조업이 가능하다. 월간 어획량을 살펴보면 9월 어획량이 가장 많으며 1월 이후 감소하는 추세를 보인다. 연간 어획량은 90년대에 연간 10만 톤을 넘었으나, 2000년대 들어 점차 어획량이 감소하였고, 2010년대에 들어서는 단지 3~4만톤이 어획되고 있는 실정이다.

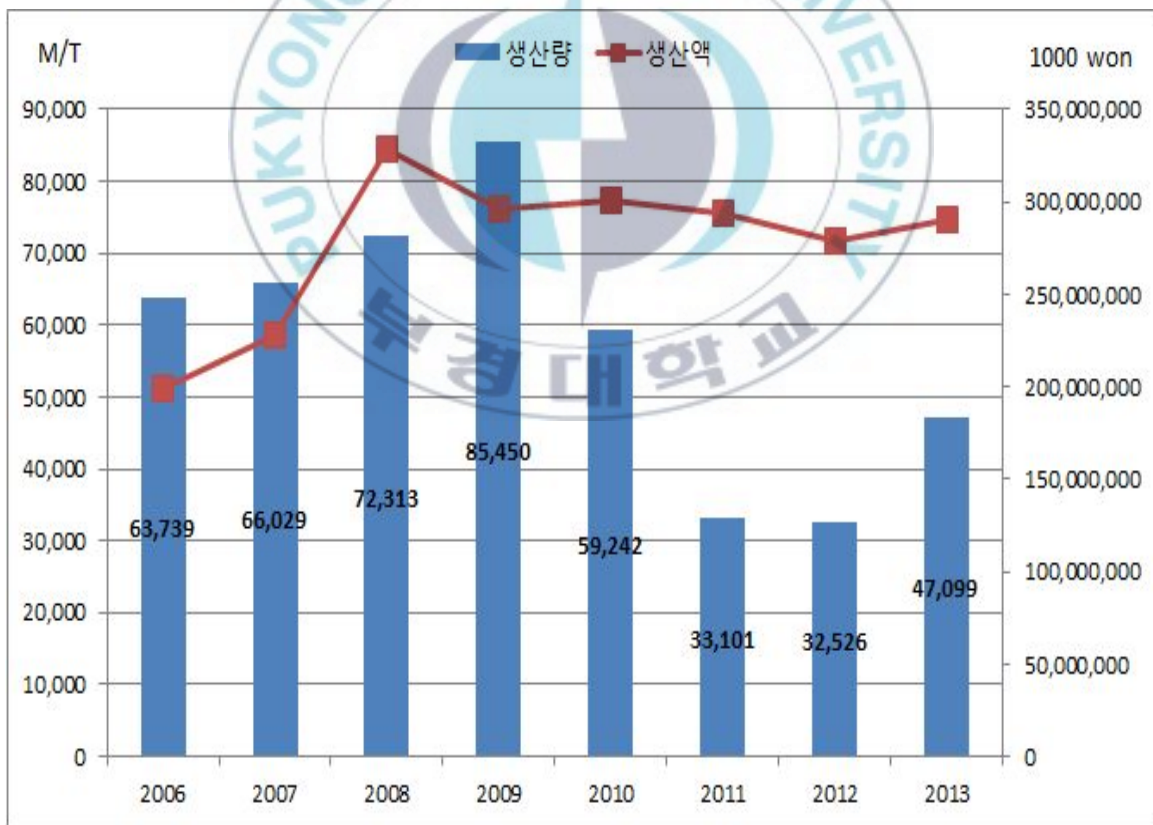
갈치의 주요어장은 <그림 2>와 같이 제주도 근해부근과 동중국해, 남해안 해역이다. 어획량은 근해연승이 어획량 중 가장 많은 비중을 차지하고 있고, 쌍끌이 대형기저, 연안복합, 근해안강망, 대형선망 등으로 이루어지고 있다.



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

<그림 2> 갈치 회유로 및 주 어장

<그림 3>은 우리나라의 최근 8년간 갈치의 생산량 및 생산금액 추이를 나타낸 것이다. 갈치의 생산량은 2006년부터 2009년까지 꾸준히 증가를 하였으나, 2010년 급락하여 최근에는 3~4만톤 수준을 보이고 있다. 이는 중국어선의 불법어획 및 남획으로 인하여 갈치자원이 감소한데다, 국내 어업종사자의 감소 및 어선의 노후화로 인한 생산성 하락이 주 영향인 것으로 보인다. 2013년에는 연승어업과 채낚기어업의 어획이 늘면서 갈치의 어획량이 다소 증가하였다. 생산금액의 추이를 보면 2006년부터 2008년까지 상승하다가 2009년 하락한 뒤 약 3,000억에서 2,700억대 사이로 유지되고 있다. 그래프에서 볼 수 있는 특이한 점은 생산량이 급격하게 하락하였음에도 생산금액이 비슷한 수준을 유지하고 있는데, 이는 어획량 감소에 따른 갈치가격의 상승에 기인한 것으로 보인다.



자료: 국가통계포털, 어업생산동향조사 (<http://kosis.kr/>)

<그림 3> 갈치의 최근 8년간의 생산량 및 생산금액 현황

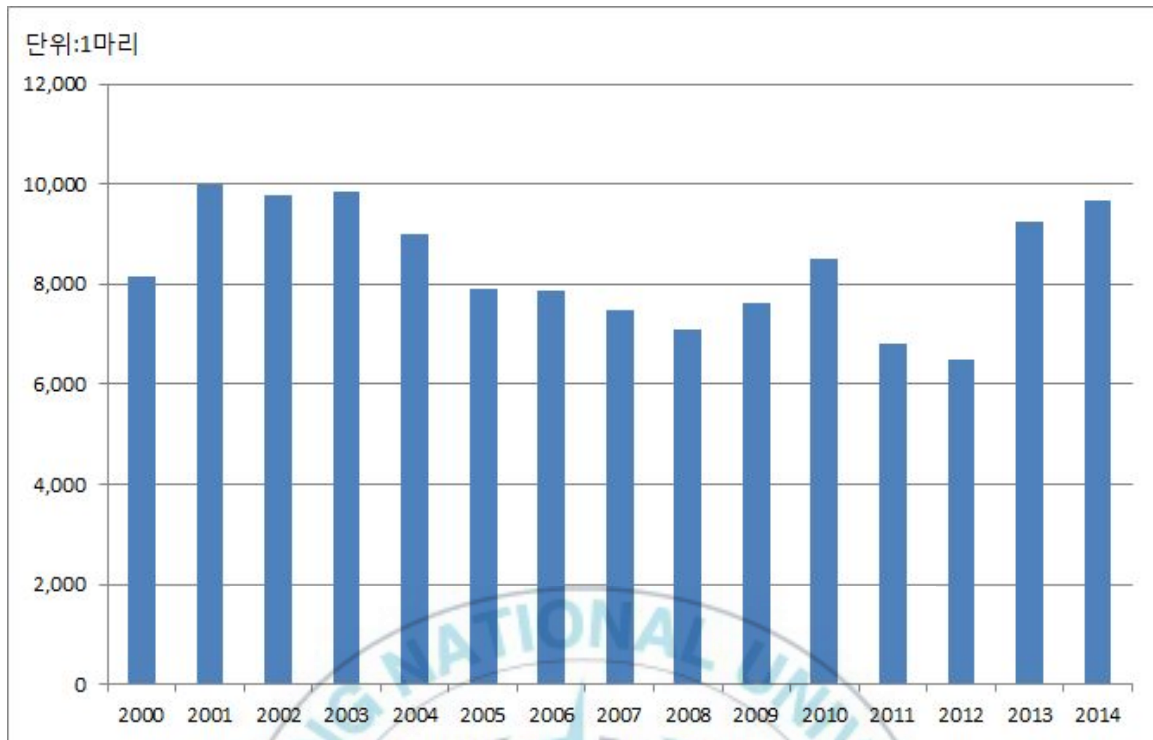
도매가격을 살펴보면 2009년도까지는 약 11,000원에서 형성되어 있다가 2010년부터 약 15,000원으로 상승한 후 2014년까지 약 17,000원으로 유지되고 있다. 2010년도의 경우 갈치 생산량이 급감하여 도매가격이 상승한 것으로 보이며, 갈치의 생산액이 생산량의 감소에도 불구하고 일정 수준이 유지되는 이유를 확인할 수 있다.

갈치의 소매가격은 2000년대 초반 마리당 약 만원의 고가를 형성하였으나 2000년대 중 후반 약 8000원으로 하락하였고, 2011년과 2012년은 6000원대로 최저가를 기록하였다. 2011년도는 일본의 원전사고로 인하여 방사능오염 우려에 따른 수산물 소비 저하로 인한 가격하락의 영향이 컸으며, 2012년은 상대적으로 가격이 저렴한 저인망이나 안강망어업의 갈치 공급의 증가로 인하여 낮은 가격이 유지되었다. 2013년의 경우 전년에 비해 가격이 많이 상승하였는데, 이는 작은 크기의 갈치에 비해 큰 크기의 갈치어획량이 줄면서 큰 크기의 갈치가 가격이 상승했기 때문이다.



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

<그림 4> 갈치의 연도별 도매가격



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

<그림 5> 갈치의 연도별 소매가격

2. 갈치의 유통구조

갈치는 한림수협, 성산포수협, 부산공동어시장, 목포수협 4개 위판장에서 대부분 위판되고 있다. <그림 6>은 갈치의 일반적인 유통경로를 나타낸 것이다. 유통경로는 생산자 → 도매시장 → 중도매인 → 소매 및 직판상인 → 소비자의 5단계의 경로가 가장 대표적이다. 선어갈치의 경우 제주도의 서귀포 및 성산수협에서 대부분 위판되며, 주로 항공편을 통해 소비지로 운송되어 도매시장으로 분산된다. 채낚기를 통해 대부분 어획되어 어체의 손상이 적고, 어획부터 소비까지 유통시간이 짧아 가격이 높으며, 90%이상 제주도에에서 출하된다. 냉동갈치의 경우는 부산 및 목포 수협에서 대부분 위판되어 도매시장으로 유통된다. 이들 지역으로 유통되는 갈치의 경우, 어획에서 양륙까지 걸리는 시간이 길며, 어체의 손상이 심해 상대적으로 가격이 낮다.

갈치는 전통적으로 냉동보다는 선어형태로 유통되는 경우가 많으며 대부분 구이용으로 소비되는 경우가 많다. 또한 백화점이나 대형할인점 등의 구색용이나 전시용 상품으로 인기가 많다. 따라서 제주나 전남의 경우 생산지역 내의 소비나 인근지역, 및 대형할인점으로의 수요가 많은 반면, 부산지역의 냉동갈치는 상대적인 저가 품목으로 소비지도매시장으로 주로 유통된다.(강종호 외, 2000)



자료: 서울특별시 농수산식품공사 (www.garak.co.kr)

<그림 6> 갈치의 일반적 유통경로

다음의 <표 1>은 갈치의 유통비용을 나타낸 것이다. 갈치의 총 유통비용은 kg당 14,702원으로 이는 소비자가격의 58.1%를 차지한다. 유통비용 중 상업이윤이 46%로 대부분을 차지하였고, 운송비 및 수수료, 선별작업비 등이 12.1%를 차지하였다. 구체적으로 살펴보면 산지유통과 도매유통 단계에서는 간접비 및 이윤이 그리 크지 않았다. 그러나 소매단계에서의 이윤이 38.8%로 나타나 대부분의 이윤은 소매유통 단계에서 취하고 있는 것으로 확인 되었고, 금액으로는 kg당 9,828원으로 나타났다. 이는 갈치의 특성상 어획량의 변동에 따라 가격의 등락이 심하고 부패위험 등으로 인해 저장성이 낮아 상대적으로 소매단계에서 높은 이윤을 취하고 있기 때

문으로 보인다.

<표 1> 갈치의 유통비용

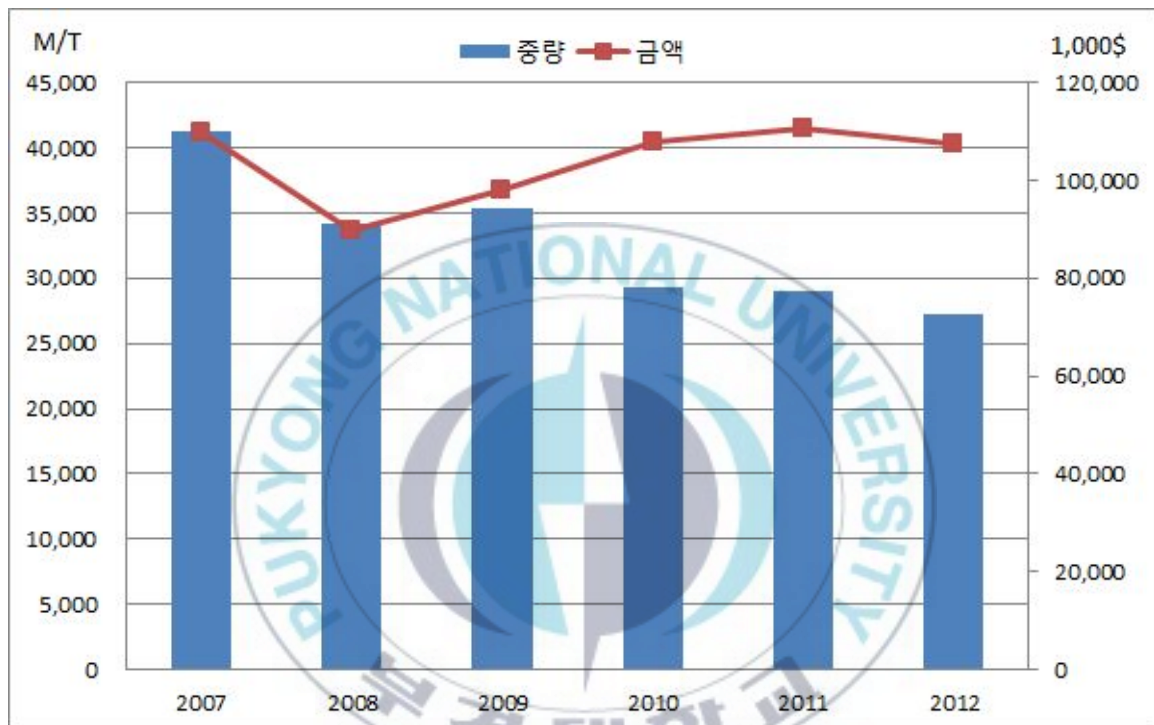
(단위 : 원/kg, %)

구분	내역	금액	비율	산출내역
	생산수취가격	10,604	41.9	산지경락가-하역비-위판수수료
	총 유통비용	14,702	58.1	
위판	하역비	15	0.1	10kg 상자당 150원
	상장수수료	477	1.9	산지 경락가격의 3.4%
	산지경락가	11,069	43.8	제주지역 수협 위판고
산지유통	선별 제 작업비	40	0.2	분류 및 포장(1인당 50,000원, 250상자 기준)
	포장비	400	1.6	스티로폼상자(350~400원)
	냉장비(얼음)	10	0.1	10kg 상자당 100원
	운송비	350	1.4	항공운송
	위탁수수료	572	2.3	하역비 + 순수위탁수수료
	-하역비	52	0.2	하역노임 협정가
	-순수위탁수수료	520	2.1	경락가의 4%
	간접비 및 이윤	532	2.1	
	도매시장 경락가	13,000	51.4	가락시장 경락가격
도매유통	배송료	14	0.1	하역노임 협정가
	감모	390	1.5	경매가격의 3%
	간접비 및 이윤	1,298	5.1	
	도매가격	14,692	58.1	농수산물 유통공사 조사가격
소매유통	운송비	51	0.2	50,000원(1톤) : 10km 이상
	감모	735	2.9	도매가격의 5%(자연 감모율)
	간접비 및 이윤	9,828	38.8	
	소비자가격	25,306	100	농수산물 유통공사 조사가격

주: 2007년 12월, 제주에서 가락시장으로의 갈치선어 운송 기준
 자료: 한국해양수산개발원 수산업관측센터 (<http://www.foc.re.kr/>)

<그림 7>은 갈치의 연도별 수입량을 나타낸 것이다. 총 수입량은 2007년 41,306톤에서 2012년 27,192톤으로 점차 감소하는 것을 알 수 있다. 수입 금액을 살펴보면 2007년 약 10,976만 달러였으나 2008년에 약 8,981만

달러로 감소하였다. 2009년부터 상승하기 시작하여 약 10,000만 달러를 유지하고 있다. 이러한 현상은 최근 중국내 갈치수요의 증가가 요인으로 분석된다. 중국의 수입증가로 인해 갈치가격이 상승하였고, 이에 따라 우리나라 갈치수입량은 감소하였음에도 수입총액은 전년도와 비슷한 수준으로 유지가 되는 것으로 보인다.



자료: 해양수산부, 수산물수출입통계 (www.mof.go.kr)

<그림 7> 갈치의 수입량 및 금액

Ⅲ. 추정모형

1. 분석방법

수산물의 유통단계는 크게 보았을 때 산지가격, 도매가격, 소비자가격의 3단계로 형성이 되어있고 각 단계별로 가격이 결정된다. 따라서 각각의 유통단계별 가격의 인과관계를 분석하면 서로 간에 가격이 어떠한 영향을 미치는지에 대한 결과 도출이 가능하다.

위와 같은 인과관계를 분석하는 방법으로 본 연구에서는 그랜저인과성 검정을 분석방법으로 사용하였다. 그랜저인과성 검정 결과를 이용하여 벡터자기회귀모형을 추정하였고, 동태적분석을 위해서 예측오차 분산분해분석(Forecast Error Variance Decomposition Analysis)과 충격반응분석(Impulse Response Analysis)을 실시하였다. 충격반응분석에서는 각 유통단계별 갈치가격의 충격 영향력 크기와 충격 반응이 지속되는 시간을 분석하였고, 예측오차 분산분해분석에서는 유통단계별 갈치가격의 예측오차 분산을 각 유통단계별로 분해하여 예측오차의 분산이 자체 가격 및 다른 유통단계의 가격에 의해 어떻게 설명되는지를 살펴보았다.

본 연구의 실증분석은 다음과 같은 과정으로 분석되었다. 우선, 각 유통단계별 갈치가격의 시계열 자료에 대한 단위근 검정을 통하여 시계열 자료의 안정성을 검정하였다. 단위근 검정 결과, 시계열 자료에 단위근이 존재하지 않는다면, 안정적인 자료이므로 자료를 이용하여 그랜저인과성 검정을 할 수 있지만, 단위근이 존재한다면 불안정한 자료이므로 원 자료를 이용하여 그랜저인과성 검정을 사용할 수 없다. 단위근이 존재하는 경우에는 원 자료를 이용할 수 없으므로 차분을 통하여 차분자료를 이용하거나 로그로 변환하여 자료의 안정성을 확보한 후 그랜저인과성 검정을 실시해야 한다. 따라서 본 연구에서는 단위근 검정을 통하여 시계열 자료의 안정성 검정결과 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 분석되어 1차 로그차분을 통하여 안정적인 시계열로 전환한 다음 그랜저인과성 검정을 실시하였다. 그리고 그랜저인과성 검정 결과를 바탕으로 변수의 순서를

정한 다음 VAR모형을 이용하여 분석을 실시하였다.

2. 단위근 검정

시계열자료가 불안정한 자료일 때 어떤 변수를 다른 변수에 대해서 회귀분석을 할 경우, 실제로 두 변수 사이에는 관계가 아무것도 없는데도 유의성이 높게 회귀식이 추정되는 가성적 회귀 또는 허구적 회귀(spurious regression) 현상이 발생할 수 있다. 이는 임의보행 과정을 따르는 시계열자료가 분산이 일정하지 않으며 증가하는 등 최소자승 추정치에 대하여 Gauss-Markov 정리 조건이 성립되지 않기 때문이다. 이 경우 주어진 시계열자료를 1차 차분으로 변환시켜 안정적인 시계열로 만든 후 이를 이용하여야 전통적 회귀분석 이론이 적용 가능하다. 그러므로 시계열 자료를 이용하여 분석을 실시할 경우에는 시계열 자료의 안정성 여부를 판별하여야 하며, 단위근이 존재한다는 것은 시계열 자료가 불안정성을 가진다는 것을 의미한다(남준우, 이한식 2010).

단위근 검정의 방법에는 기존의 DF(Dickey-Fuller) 검정에서 발생할 가능성이 있는 시계열 자료 오차항의 자기상관에 대한 문제를 제거한 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test) 검정과, 오차항의 이분산과 자기상관에 대한 문제를 제거한 PP(Phillips-Perron Test) 검정, 그리고 제1종 오류를 범할 문제를 제거한 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정 등의 방법이 존재한다(Dickey and Fuller, 1979; Phillips, 1987; Phillips and Perron, 1988; Kwiatkowski 등 1992).

단순 DF 검정의 약점은 시계열변수가 AR(1)이고 오차항 ε_t 가 독립적이며 동분산을 가지는 분포를 갖는다는 가정($\varepsilon_t \sim iid$)에 기초하고 있다는 점이다. 추정결과로 도출된 잔차항 $\hat{\varepsilon}_t$ 는 자기상관을 가지고 있으면 일관성 있는 추정을 불가능하게 하므로 검정의 유효성에 대한 회의를 가지게 된다. ADF 검정은 이러한 자기상관 문제를 해결하기 위하여 기존의 DF 검정의 추정모형에 차분추가항(augmented terms)인 ΔY_{t-k} ($k=1, 2, \dots, p$)를

추가시켜 다음의 세 식과 같이 변형시켜 사용할 것을 제안하고 있다. Said-Dickey(1984, 1985)는 차분 추가항을 이와 같이 충분히 추가시켜 줄 경우 산출되는 검정통계량은 자기상관 효과가 제거된 상태에서 도출되어 지는 효과를 가지게 되므로 그 분포가 DF 검정통계량과 동일하게 된다는 사실을 증명하였다.

$$\text{모형 1 : } \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 2 : } \Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 3 : } \Delta Y_t = \alpha + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

DF 검정과 동일하게 ADF 검정 또한 F 통계량을 위 세 가지 모형에 적용 가능하고, 가설의 설정이나 검정요령 등도 DF 검정과 같다. 한 가지 유의점은 ADF 검정과 DF 검정은 시계열이 순수하게 AR 과정에 의하여 생성되었다는 가정에 입각해 전개되었다는 점이다. 그러나 Said-Dickey는 시계열이 현실적으로 MA 과정에 의해서 생성될 경우도 있다는 점을 감안 하였고, 이에 따라 일반적으로 시계열이 ARIMA 과정에 의하여 생성되었다는 가정 아래에서 단위근 검정을 실시하였다는 점이다. ADF 단위근검정법은 적용의 편리성으로 인하여 가장 널리 사용되는 방법이지만 제2종의 오류를 가질 확률이 비교적 크다는 단점이 존재한다(이종원 2009).

Phillips와 Perron의 PP검정은 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 와 같은 오차항에 대한 가정이 충족되지 못하는 포괄적 상황의 경우, 즉 ε_t 가 자기상관과 이분산이 모두 존재하는 경우에도 단위근 검정을 적용하고자 하여 DF 검정을 수정 하였다. PP 검정은 첫 번째 단계에서 DF 검정통계량을 추산하고, 두 번째 단계에서 추정되어진 오차항의 분산을 이용하여 DF 검정통계량을 변환시

켜 이분산과 자기상관의 영향을 제거한 검정통계량을 추정한 다음 검정을 실시한다(송일호, 정우수 2002).

KPSS 검정은 1종 오류의 발생가능성을 제거한 단위근 검정 방법으로 시계열자료가 안정적 시계열임을 검정하는 방법이다. ADF 검정과 Phillips-Peron 검정의 경우 귀무가설(H_0 , Null Hypothesis)이 단위근이 존재한다는 것이다. 그러나 KPSS 검정의 경우는 단위근 가설을 대립가설로 설정하여서 추세정상 귀무가설을 검정하는 방법을 제시하였으며 그 가설은 다음과 같다.

$$Y_t = \delta' Z_t + R_t + u_t$$

$Z_t =$ 확정적 추세, $R_t =$ 확률적 추세, $u_t =$ 확률적 오차항

위 식에서 $Z_t = [1, t]'$, $R_t = R_{t-1} + \eta_t$, $\eta_t \sim iid(0, \sigma_\eta^2)$, u_t 는 안정적인 ARMA 과정이다.

$\{Y\}_{t=1}^T$ 가 추세정상적 시계열이기 위해서 $\sigma_\eta^2 = 0$ 이 되어야 R_t 가 상수가 되어서 Y_t 가 안정적인 ARMA 과정과 확정적 추세의 합으로 구성되어 있기 때문이다. 반면에 단위근 대립가설은 $\sigma_\eta^2 > 0$ 을 의미하고 KPSS는 이와 같은 귀무가설을 검정하기 위하여 LM 검정통계량을 다음 식과 같이 제안하였다.

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2$$

위 식에서 S_t 는 귀무가설 하에서 회귀분석을 실시하였을 경우 만들어지는 잔차항(\hat{u}_t)의 부분합($S_t = \sum_{i=1}^t \hat{u}_i$)을 나타내며 s^2 는 u_t 의 비모수적 방법으로 추정된 장기분산의 추정량을 나타낸다(조하현, 황선웅 2007).

3. 그랜저인과성 검정

회귀분석에서 원인과 결과가 불투명한 경우 함수관계에 있어서 명확한 결정을 내리지 못하게 된다. 이러한 문제에 대해 시차분포모형을 이용하여 인과관계를 알아보는 검정방법이 그랜저인과성 검정이다.

그랜저인과성 검정은 Granger(1969)에 의해서 제시되었고, Sims(1972)에 의해서 일반화 되었다. 그랜저인과성 검정은 전통적인 F통계량을 이용하여 각 확률변수 사이의 인과관계를 검정하는 비교적 단순한 방법이다. Granger의 정의에 따르면 Y값을 추정할 때 Y자신의 과거값과 X의 과거값을 같이 사용하는 경우 Y의 과거값만을 이용하여 추정하는 것보다 정확하며 X에서 Y로의 인과방향이 존재하고 있다고 본다. 마찬가지로 X의 추정이 X자신의 과거값에 의존할 경우보다 Y의 과거값이 포함되었을 때 더 좋아진다면 Y에서 X로의 인과방향이 존재하고 있다고 본다. 만일 이런 관계가 두 방향 모두 성립하는 경우 Y와 X는 상호의존적인 관계로 인과방향이 쌍방으로 존재한다고 볼 수 있다. 그랜저인과성 검정은 ‘한 변수가 다른 변수를 추정하는데 도움이 되지 않을 것이다’ 라는 귀무가설에 대한 검정이라 할 수 있다.

그랜저인과성 검정방법은 아래와 같이 X와 Y 두 변수 중 어떠한 변수가 원인이 되었는지 확인하기 위한 분석모형으로써 회귀방정식을 두 가지로 나타냈을 경우 아래와 같다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$
$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

VAR을 이용하여 적정시차를 구하여 추정하며 회귀식의 설명력을 유의하게 증가시키는지에 대한 결정에는 F검정을 이용한다. 그랜저인과성 검

정의 귀무가설에 대한 네 가지 결과에 대한 해석은 다음과 같다(송일호, 정우수 2002).

<표 2> 그랜저 인과성검정 결과의 해석

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	인과관계의 방향
채택	기각	Y에서 X로의 인과관계
기각	채택	X에서 Y로의 인과관계
채택	채택	인과관계가 없으며 상호독립적임
기각	기각	X와 Y 양방향 인과관계

주: 귀무가설(H_0) : $\alpha_i = 0$ 또는 $\delta_j = 0$

4. 벡터자기회귀모형

VAR모형은 변수들 간의 구조적인 관계를 경제이론에 따라서 제약을 가하지 않아 유용한 정보들을 상실하지 않는 모형이다. 또한 모형작성자의 주관적 제약을 배제하고 사전적으로 경제이론에 입각함 없이 모든 가능성을 다 일반적 형태로 정형화시켜, 각 변수들 사이의 관계를 자료에 의해 판단하고 이론의 임의적인 적용을 배제하고자 하는 모형이다. 모형 내의 모든 시차변수들을 외생변수로, 그리고 모든 변수의 현재 관측치를 내생변수로 간주하고 있는 모형이다. VAR모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되어있으며, 각 방정식은 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 다른 변수들과 자신의 과거 관측치를 설명변수로 설정한다. 이러한 방정식 체계의 모형은 동태적형태의 연립방정식 모형으로 정의된 구조방정식을 유도형 방정식으로 전환시킨 모형과 같아진다. VAR모형을 추정 시, 기본 모형의 시차 수는 무한대이지만 실제 추정에서는 백색잡음($\hat{\varepsilon}_t$)에 회귀오차가 가까워 질 수 있는 시차 i로 축소하여 추정을 실시하며 그 식은 다음과 같다. 아래 식은 유도형 방정식의 일종으로 OLS를 적용할 경우

추정량이 일관성과 효율성을 가지게 된다(이종원 2007).

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

5. 충격반응분석

충격반응분석은 VAR모형의 추정계수를 이용하여 모형 내의 특정 변수에 대해서 일정한 충격을 가할 경우 시간의 흐름에 따라 모든 변수들이 어떻게 반응하는지를 확인하는 분석이다. 이는 정책변수들의 변화에 따른 파급효과 분석과, 변수간의 상호인과관계 분석에 이용된다(이종원 2009).

충격반응분석은 한 번의 충격이 가해 졌을 시 현재와 미래의 내생변수에 대한 충격의 반응을 측정한다. 충격반응함수는 일반적으로 아래의 식과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned}
 X_t &= \mu + \epsilon_t + \psi_t \epsilon_{t-1} + \dots \\
 &= \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \epsilon_{t-s} \\
 &= \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_N \end{pmatrix} + \sum_{s=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \dots & \Phi_{1N} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \dots & \Phi_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Phi_{N1} & \Phi_{N2} & \dots & \Phi_{NN} \end{pmatrix}^s \begin{pmatrix} \epsilon_{1s-s} \\ \epsilon_{2s-s} \\ \vdots \\ \epsilon_{Ns-s} \end{pmatrix} \\
 X_t &= \mu + \Psi(B)\epsilon_t
 \end{aligned}$$

위 식에서 $\psi(B)$ 계수는 시간 s 에 대한 함수로 ε_t 의 충격에 대한 X_1 의 효과를 나타내며, 이 함수를 충격반응함수(impulse response function)라 한다. $\psi(B)$ 의 개별원소인 $\phi_{ij}(s)$ 는 ε_j 가 1단위 변화되었을 경우에 i 번째 변수인 X_i 에 s 시점 1 기간 동안에 미치는 충격계수이다. ε_t 에 의한 단위충격의 누적효과는 충격반응계수의 누적합인 $\sum_{s=0}^{\infty} \psi_{ij}^s$ 에 의해 구해진다. 그러나 위에서 추정된 ε_t 는 서로 독립적이지 않기 때문에 $\psi(B)$ 를 충격과 반응으로 해석하기에는 무리가 있다. 즉, 한 변수에 충격이 발생 할 경우 다른 변수가 변화하고 이것이 다시 충격이 시작된 원래의 변수에 영향을 미치는 순환작용을 하여 서로 영향을 주고받기 때문이다(문권순 1997).

6. 예측오차 분산분해분석

예측오차 분산분해분석은 단일 변수의 움직임에 관한 설명으로 각 변수의 상대적인 중요성을 평가하는 방법이다. 이는 원래 예측오차에서는 여러 변수들의 충격이 섞여있기 때문에 이것을 각각 요인별로 그 중요성에 따라 분류가 될 때 경제적으로 유용한 정보를 얻을 수 있다. 따라서 VAR모형 내의 각 변수들의 오차에다가 예측오차의 분산을 중요성에 따라서 적당한 비율로 분할하는 방법을 이용한다. 결과적으로 각각 변수들의 오차항에 그 중요성에 따라서 적당한 비율을 분할한다는 의미로 분산분해라 한다. 즉, 예측오차 분산분해분석은 모형 내에서 영향을 미치는 각 변수들의 상대적인 중요성에 관한 정보를 제공하며 그 모형은 아래와 같다(송일호, 정우수 2002).

$$X_{t+k} = \Psi_0 \varepsilon_{t+k} + \Psi_1 \varepsilon_{t+k-1} + \dots + \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t+1} + \dots$$

$$E(X_{t+k} | X_t, X_{t-1}, \dots) = \Psi_k \varepsilon_t + \Psi_{k+1} \varepsilon_{t-1} + \dots$$

위 식은 X_{t+k} 와 이에 대한 예측값인 \widehat{X}_{t+k} 에 관한 식이다. 이 때 $\Sigma = E(\epsilon_t, \epsilon_t')$ 이며 $\epsilon_t = S U_t$ 가 된다. s_i 를 S 행렬 I번째 열이라면 U_i 는 상관관계가 서로 없으므로 아래 식과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned}\Sigma &= E[S U_t U_t' S'] \\ &= \sum_{i=1}^N s_i \text{Var}(U_i) s_i'\end{aligned}$$

이에 따라 X_{t+k} 의 예측오차 $\text{MSE}(\widehat{X}_{t+k})$ 는 다음 식과 같다.

$$\begin{aligned}\text{MSE}(\widehat{X}_{t+k}) &= E[(X_{t+k} - \widehat{X}_{t+k})(X_{t+k} - \widehat{X}_{t+k})'] \\ &= \Sigma + \Psi_1 \Sigma \Psi_1' = \Psi_2 \Sigma [\Psi_2 + \dots + \Psi_{k-1} s_i s_i' \Psi_{k-1}'] \\ &= \sum_{i=1}^N \text{Var}(U_i) [s_i s_i' + \Psi_1 s_i s_i' \Psi_1' + \dots + \Psi_{k-1} s_i s_i' \Psi_{k-1}']\end{aligned}$$

위의 정리들을 통해 $H = \Psi S$, $\Sigma = E(S U_t U_t' S')$ 이므로

$\Psi_s \Sigma \Psi_s' = \sum_{t=0}^N h_i^s \text{Var}(U_i) h_i^{s'}$ 이다. 이에 따라 X_{t+k} 의 예측오차 MSE

(\widehat{X}_{t+k}) 는 다음과 같이 정리된다.

$$\text{MSE}(\widehat{X}_{t+k}) = \sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^N h_i^s \text{Var}(U_i) h_i^{s'}$$

이에 따라 k기간의 예측오차에 대한 j번째의 잔차항에 대한 충격은 다음 식과 같다.

$$\begin{aligned} & \text{Var}(U_j)[s_j, s'_j + \Psi_1 s_j s'_j \Psi'_1 + \dots + \Psi_{k-1} s_j s'_j \Psi'_{k-1}] \\ &= \sum_{s=0}^{k-1} \text{Var}(U_j) h_j^s h_j'^s \end{aligned}$$

그리고 a번째 변수의 예측오차 분산 중 b번째의 변수가 차지하는 비율, 즉 b번째 변수의 기여도는 아래 식과 같으며 이를 예측오차 분산분해 분석이라 한다(문권순 1997).

$$C_{ab} = \frac{\sum_{s=0}^{k-1} (h_{sab})^2 \text{Var}(U_b)}{\sum_{s=0}^{k-1} \sum_{i=1}^N (h_{sai})^2 \text{Var}(U_i)} \times 100$$



IV. 실증분석

1. 자료 분석

VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석을 실시하기 위하여 본 연구에서는 한국해양수산개발원의 수산업관측센터 관측통계의 자료를 이용하였다. 2007년 1월부터 2014년 9월까지의 총 186개의 격주간 갈치의 가격자료를 이용하였으며, 유통단계별 갈치의 가격은 산지, 도매, 소비자가격의 3단계로 이루어져 있다. 그리고 물가상승률을 제외한 가격의 인과성 분석을 위하여 명목가격이 아닌 통계청의 소비자물가지수와 생산자물가지수를 이용하여 실질가격으로 변환 한 후 분석을 시도하였다. 유통단계별 갈치가격의 기초통계량 값은 다음 <표 3>과 같다.

<표 3> 기초통계량

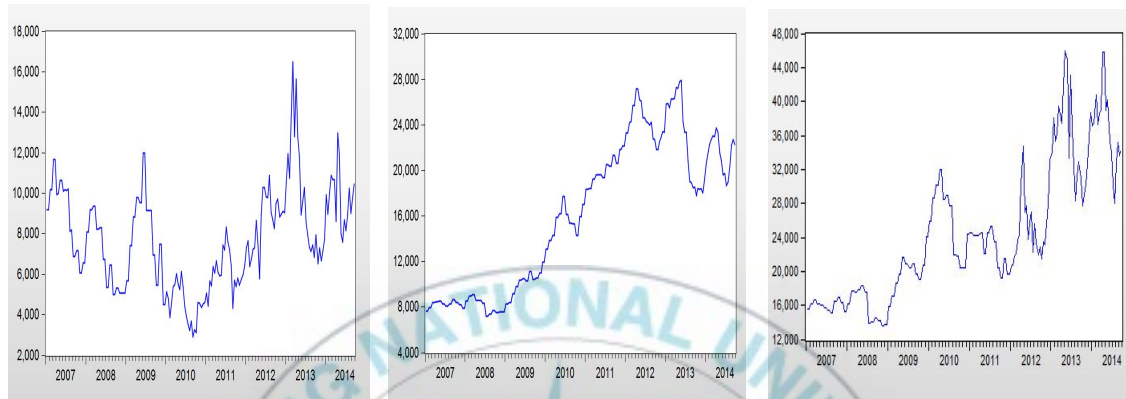
단위 : 원

구분	산지가격	도매가격	소비자가격
평균	7,740.68	16,124.92	24,335.75
중앙값	7,467	17,018	22,124
표준편차	2,443.36	6,551.33	7,998.66
최솟값	2,913	7,180	13,606
최댓값	16,492	27,913	45,887
합계	1,439,766	2,999,235	4,526,449
관측치	186	186	186

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

격주간의 갈치가격 기초통계량을 살펴보면 산지가격의 평균은 약 7,741 원, 최솟값은 2,913원, 최댓값은 16,492원이었다. 도매가격의 평균은 약

16,125원, 최솟값은 7,180원, 최댓값은 27,913원이었다. 소비자가격의 평균은 약 24,336원, 최솟값은 13,606원, 최댓값은 45,887원이었다. 도매가격의 평균은 산지가격 보다 두 배 이상 높으며 가장 높은 평균 가격은 소비자가격으로 나타났다.



(a) 산지가격

(b) 도매가격

(c) 소비자가격

<그림 8> 갈치의 실질가격 추세

<그림 8>은 분석에 이용된 갈치 실질가격들의 격주별 추세를 나타낸 그래프이다. 갈치의 산지가격은 비슷한 수준에서 증감을 반복하고 있으나 2010년에 급격히 하락하였다. 대체로 산지가격은 겨울인 12월에서 1월부터 가격이 상승하고 봄에서 여름으로 넘어가는 5월경부터 가격이 하락하는 추세가 반복되고 있다.

도매가격은 2009년부터 꾸준히 상승을 하다가 2012년에 가장 높은 가격을 기록한 뒤 2013년 이후로 다소 하락하였다. 또한 다른 유통단계에 비해 상대적으로 가격변동이 심하지 않음을 확인할 수 있다.

소비자가격은 2008년에 급락한 후 꾸준히 상승과 하락을 반복하고 있으나 평균적으로 꾸준히 상승하는 추세를 보이고 있다. 특히 2012년부터는 가격의 추세가 거의 비슷한 형태로 진행되고 있으며 계절별로 가격변동이 매우 심하게 나타나고 있다.

그래프를 보면 2007년 한 때 산지가격이 도매가격보다 높은 시기도 존

재한다. 이는 명목가격자료에서는 나타나지 않는 현상이나 실질가격으로 변환시킨 후 나타난 결과이기에 2007년에는 실질적으로 산지가격이 도매 가격보다 높았음을 알 수 있다. 그리고 2011년과 2012년 사이에는 도매 가격이 소비자가격보다 높은 현상이 나타났다. 이는 일본의 원전사고로 인한 방사능유출 피해로 인하여 소비자들의 수산물에 대한 수요가 급감하여 이러한 현상이 나타난 것으로 보인다. 2011년과 2012년에 나타난 도매 가격이 소비자가격을 역전하는 현상은 명목가격의 추세에서도 똑같이 발견되어져 일본의 원전사고로 인한 방사능 유출이 국내 수산물시장의 가격에 미친 영향이 매우 컸음을 확인할 수 있다.

2. 단위근 검정

분석에 앞서 시계열 자료의 안정성을 검정하기 위해 ADF 검정과 PP 검정, KPSS 검정을 이용하여서 단위근 검정을 실시하였다. ADF 검정에서 차분추가항 차수에 대한 결정은 AIC(Akaike information criterion) 정보요인을 이용하였고, PP 검정과 KPSS 검정 시 이용되는 시차는 Newey and West 방법을 이용하여 분석을 실시하였다. 세 검정 모두 추세와 절편을 추가하여 분석하였다.

<표 4> 수준변수의 단위근 검정 결과

검정		산지	도매	소비자
ADF	t-Stat	-3.3757	-2.0660	-3.6838
	Prob.	0.0577	0.5608	0.0258
PP	t-Stat	-3.3225	-1.9954	-3.8614
	Prob.	0.0658	0.5996	0.0156
KPSS	LM-Stat	0.2414	0.2224	0.0988
	5% level	0.1460	0.1460	0.1460

<표 4>는 갈치의 산지가격, 도매가격, 소비자가격의 수준변수에 대한 단위근 검정 결과이다. ADF검정, PP검정, KPSS검정 결과 5%의 유의수준에서 ADF검정결과 소비자가격은 단위근이 존재하지 않으나 산지가격과 도매가격이 단위근이 존재하는 것으로 확인되었다. PP검정에서도 마찬가지로 소비자가격은 단위근이 존재하지 않았으나 산지가격과 도매가격은 단위근이 존재하는 것으로 판정되었다. 또한 KPSS검정에서도 산지가격과 도매가격이 단위근이 존재하는 것으로 확인되었고 소비자가격은 단위근이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 단위근 검정결과 각 유통단계별 갈치 가격의 수준변수들 중 소비자가격을 제외한 산지가격과 도매가격은 불안정한 시계열로 판정되었다. 따라서 이들 변수들을 안정적인 시계열로 만들기 위하여 1차 차분 및 로그를 취하여 3가지 단위근 검정을 시도해 본 결과 <표 5>의 결과와 같이 모두 안정적인 시계열로 판명되었다.

<표 5> 로그차분변수의 단위근 검정결과

검정		산지	도매	소비자
ADF	t-Stat	-15.7051	-7.4606	-14.9807
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
PP	t-Stat	-15.8105	-12.5196	-14.8531
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
KPSS	LM-Stat	0.0281	0.0799	0.0281
	5% level	0.1460	0.1460	0.1460

3. 적정시차 선정

VAR모형을 이용한 분석을 위해서는 적정시차의 선정이 매우 중요하다. VAR모형에서는 시차를 넓게 잡을 경우 잔차항의 자기상관이 줄어들

지만 효율성이 떨어지기 때문이다. 안정적인 시계열로 검정된 자료를 이용하여 무제약 VAR모형을 구성한 후 적정시차 분석을 실시하였다. 다음 <표 6>은 적정시차 분석 결과이다. 적정시차 분석 결과, AIC기준의 2시차에서 최솟값이 나와 적정시차로 결정되었다. 따라서 VAR모형에 모두 적정시차로 검정된 2시차를 이용하여 분석을 시도하였다.

<표 6> 적정시차검정 결과

Lag	LogL	LR	FPE	AIC
0	641.471	NA	1.48E-07	-7.214
1	655.509	27.442	1.40E-07	-7.271
2	665.689	19.554	1.38E-07*	-7.285*
3	671.792	11.516	1.42E-07	-7.252
4	677.871	11.266	1.47E-07	-7.219
5	680.531	4.839	1.58E-07	-7.147
6	686.128	9.993	1.65E-07	-7.109
7	690.161	7.063	1.74E-07	-7.053
8	700.724	18.143*	1.72E-07	-7.070

주: *은 각 기준에 의해 선정된 시차를 나타냄, LogL은 로그 우도 함수, LR은 우도비 검정 통계량, FPE는 최종예측오차, AIC는 Akaike 정보기준임

4. 그랜저인과성 검정

그랜저인과성 검정은 회귀분석에서 원인과 결과가 불투명한 함수관계에 관한 명확한 결정을 내릴 수 있게 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 알아보는 검정방법이다. VAR모형은 변수를 적는 순서에 따라 결과가 달라지기 때문에, 그랜저인과성 검정을 통해 변수의 순서를 결정한 후 분석을 실시하였다. 갈치의 유통단계별 가격의 그랜저인과성 검정 결과는 다음 <표 7>과 같다.

<표 7> 그랜저인과성검정 결과

귀무가설	Lag 1		Lag 2		Lag 3	
	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.
DLP↔DLW	2.00014	0.1590	1.27813	0.2811	1.33853	0.2635
DLW↔DLP	1.40529	0.2374	3.20949	0.0427	3.20742	0.0245
DLH↔DLW	2.72791	0.1003	4.66077	0.0106	4.24241	0.0064
DLW↔DLH	0.24354	0.6223	0.43214	0.6498	0.57478	0.6323
DLH↔DLP	3.09467	0.0802	2.86298	0.0597	3.67947	0.0133
DLP↔DLH	2.24510	0.1358	2.32655	0.1006	1.78478	0.1518

주: DLH : 산지가격 변화율, DLW : 도매가격 변화율, DLP : 소비자가격 변화율

그랜저인과성 검정 결과 1시차에서는 산지가격의 변화율이 도매와 소비자가격의 변화율에 영향을 미치고 소비자가격의 변화율이 도매가격의 변화율에 영향을 미치는 것으로 결과가 도출되었다. 도매가격의 변화율은 다른 변수와 아무런 인과성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 적정 시차로 결정된 2시차의 인과성 검정결과 산지가격의 변화율은 도매가격의 변화율에 영향을 미치고 소비자가격과는 상호간에 인과성이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 도매가격은 소비자가격에는 영향을 미치고 있으나 산지가격에는 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 영향력의 세기 또한 산지가격의 변화율이 도매가격의 변화율에 미치는 영향이 가장 크게 나왔으며 그 다음으로 도매가격의 변화율이 소비자가격의 변화율에 미치는 영향 순서로 나타났다. 따라서 본 연구에서 사용할 VAR모형 변수의 순서를 2시차에서의 그랜저인과성 검정결과에 따라 산지→도매→소비자의 순서로 분석을 실시하였다.

5. 벡터자기회귀모형

VAR 모형은 시차의 길이와 변수의 입력순서에 따라 결과가 달라진다. 따라서 적정시차 검정 결과와 그랜저인과성 검정 결과에 따라 VAR모형의 시차는 적정시차인 2시차로 결정하였고, 변수의 순서는 산지→도매→소비자의 순서로 작성하여 분석을 시도하였다. 유통단계별 갈치의 가격 변화율의 VAR모형 분석 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> VAR 모형 분석결과

	DLH	DLW	DLP
DLH(-1)	-0.149484** [-1.96012]	0.040347* [1.92793]	0.072973* [1.74116]
DLH(-2)	-0.128123* [-1.68759]	0.050935** [2.44480]	0.053731 [1.28780]
DLW(-1)	0.439545 [1.35068]	-0.018956 [-0.21227]	0.152997 [0.85550]
DLW(-2)	-0.128094 [-0.40347]	0.177587** [2.03839]	0.354141** [2.02979]
DLP(-1)	-0.272061* [-1.65354]	0.052288 [1.15809]	-0.188925** [-2.08942]
DLP(-2)	0.226247 [1.34905]	-0.013308 [-0.28917]	-0.074453 [-0.80782]
C	-0.001546 [-0.14571]	0.004544 [1.56116]	0.002205 [0.37819]
R-squared	0.071334	0.100681	0.068075
Adj. R-squared	0.039675	0.070023	0.036304
Sum sq. resids	3.465064	0.260936	1.046492
F-statistic	2.253183	3.283951	2.142721
Log likelihood	103.2923	339.9308	212.8442
Akaike AIC	-1.052375	-3.638588	-2.249663
Schwarz SC	-0.929608	-3.51582	-2.126896
Log likelihood		695.2468	
Akaike information criterion		-7.368818	
Schwarz criterion		-7.000516	

주: t-statistics in [],

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함

유통단계별 갈치가격의 변화율을 VAR 모형으로 분석한 결과, 산지가격의 1시차 전 가격변화율은 산지가격 변화율 자체와는 5%의 유의수준에서 유의한 영향을 주는 것으로 나타났고, 도매가격의 변화율과 소비자가격의 변화율과는 10%의 유의수준에서 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 2시차 전의 산지가격의 변화율은 산지가격의 변화율 자체에는 10%의 유의수준에서 유의한 영향을 미치고, 도매가격의 변화율에는 5%의 유의수준에서 유의한 영향을 미치고 있다. 그러나 소비자가격의 변화율에는 유의한 영향을 미치지 않음을 확인 할 수 있다. 도매가격의 1시차 전의 가격 변화율은 각 유통단계의 어떠한 가격변화율과도 유의한 영향을 주고받는 것이 없음을 확인할 수 있다. 또한 2시차 전의 도매가격의 변화율은 도매가격 변화율 자체와 소비자가격의 변화율과는 5%의 유의수준에서 유의한 영향을 가지고 있지만 산지가격의 변화율과는 아무런 영향을 주고받지 못하는 것으로 나타났다. 소비자가격의 1시차 전의 가격변화율은 산지가격의 변화율과는 10%의 유의수준에서 유의한 영향을 미치고 있으나 도매가격의 변화율과는 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 그리고 소비자가격의 변화율 자체와는 5%의 유의수준에서 유의한 영향을 미치고 있다. 2시차 전의 소비자가격의 변화율은 산지, 도매, 소비자 가격의 변화율과 아무런 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

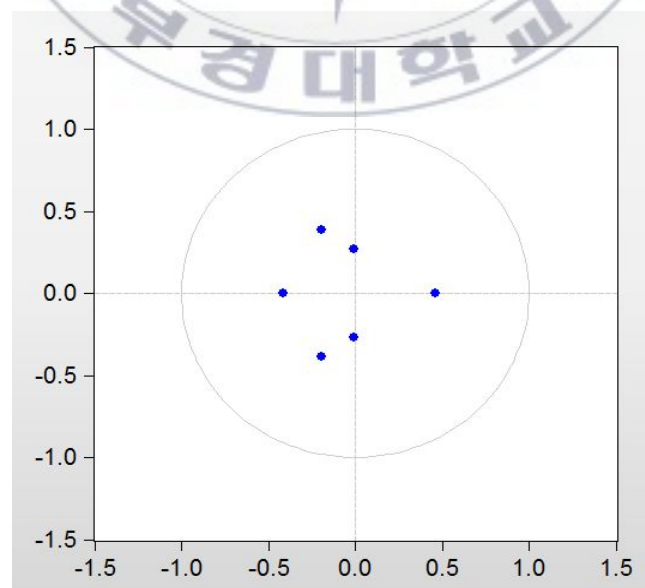
VAR 모형 분석결과 1시차 전의 가격변화율과 각 가격변수들에 대한 유의적인 영향을 살펴보면 산지가격의 변화율은 산지가격 변화율과 도매가격 변화율, 소비자가격 변화율 세 변수와 모두 유의적인 영향이 있음을 확인하였다. 또한 소비자가격의 변화율은 소비자가격 자체의 변화율과 산지가격 변화율 두 변수와 유의적인 영향이 있는 것으로 나타났으며, 도매가격의 변화율은 어떤 변수와도 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 다음으로 2시차 전의 가격변화율과 각 가격변수들에 대한 유의적인 영향을 살펴보면, 산지가격의 변화율은 산지가격 변화율과 도매가격 변화율과 유의적인 영향이 있음을 확인하였다. 또한 도매가격의 변화율은 도매가격 자체의 변화율과 소비자가격 변화율 두 변수와 유의적인 영향이 있는 것

으로 나타났다. 소비자가격의 변화율은 2시차에서는 다른 변수들과 유의적인 관계가 없는 것으로 확인되었다. 결과적으로 그랜저 인과성검정의 결과와 마찬가지로 산지가격은 도매가격에 영향을 주고 도매가격은 소비자가격에 영향을 주는 결과가 VAR 모형 분석결과 도출되었음을 확인 할 수 있다.

6. VAR모형의 안정성 검정

VAR모형이 만일 안정적이지 못하면 충격반응분석과 예측오차분산분해 분석의 결과는 모두 유의하지 않은 결과가 되기 때문에 충격반응분석과 예측오차분산분해분석에 앞서서 VAR모형의 안정성을 검정해 보았다.

VAR모형의 안정성 검정 결과 다음 <그림 9>과 같이 나타났다. VAR모형 안정성 검정은 근이 1보다 작고, 모든 관측치가 단위원 내에 존재할 경우 VAR모형은 안정적이게 된다. 따라서 각 유통단계별 갈치가격 변화율의 관측치가 단위원 내에 모두 존재하기 때문에 추정된 VAR모형이 안정적인 것으로 나타났다.



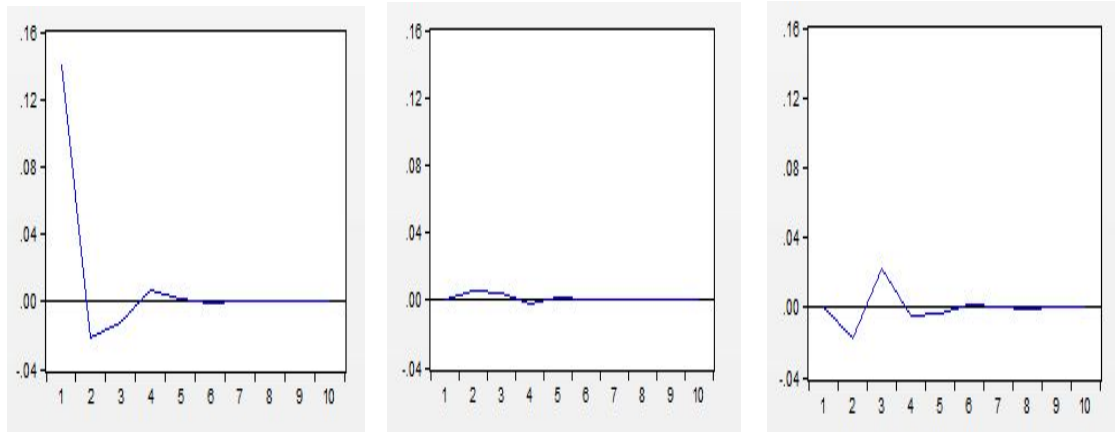
<그림 9> VAR 모형의 안정성 검사 결과

7. 충격반응분석

VAR모형은 단기의 인과성에 있어서 각 변수간의 영향은 잘 제시해 주지만 시간의 흐름에 의한 동태적인 영향은 구체적으로 제시해주지 못한다는 한계점이 존재한다. 이를 해결하기 위해서는 시간의 흐름에 의한 영향이 얼마나 미치는지에 대한 분석이 필요하다. 따라서 VAR모형을 이용한 인과성 분석의 결과를 이용하여 동태적 분석방법인 충격반응분석과 예측오차분산분해분석을 실시하였다.

충격반응분석은 특정 변수에 가해진 단위당 충격이 자기변수 및 나머지 변수들에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 다음의 <그림 10>, <그림 11>, <그림 12>는 각 유통단계별 갈치가격의 변화율의 오차항에 충격이 발생하였을 경우 10시차까지 즉 5개월까지의 충격 영향에 대한 충격반응분석의 결과이다.

분석결과 산지가격 변화율의 오차항에 단위당 충격이 가해졌을 경우 그 충격은 대부분 4개월 정도에 충격이 모두 0으로 수렴함을 알 수 있다. 또한 산지가격 변화율의 오차항에 대한 충격으로부터 각 가격변화율 변수의 반응을 살펴보면 산지가격 자체의 변화율이 가장 심하게 반응이 나타났다. 또한 도매가격 변화율은 거의 반응이 없는 것에 비해서 소비자가격 변화율의 반응은 상대적으로 강하게 나타나고 있음을 확인 할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 산지가격 변화율의 오차항에 단위당 충격이 가해졌을 경우, 산지가격의 변화율자체는 2주 후에는 약 0.1403의 양의 영향을 받는다. 1개월 2주 후까지는 음의 영향을 받다가 4개월 후에 충격이 0에 가깝게 수렴함을 확인할 수 있다. 도매가격의 변화율은 1개월 2주 후까지는 양의 영향을 매우 약하게 받다가 4개월 후에는 충격이 0으로 수렴하였다. 소비자 가격의 변화율은 1개월 2주까지 양의 영향을 받는 것으로 나타났다으며 2개월 후에는 약 0.0006의 음의 영향을 받았다. 그 후 약하게 양의 영향을 받으며, 4개월 2주부터 충격이 0으로 수렴하는 움직임을 보였다.



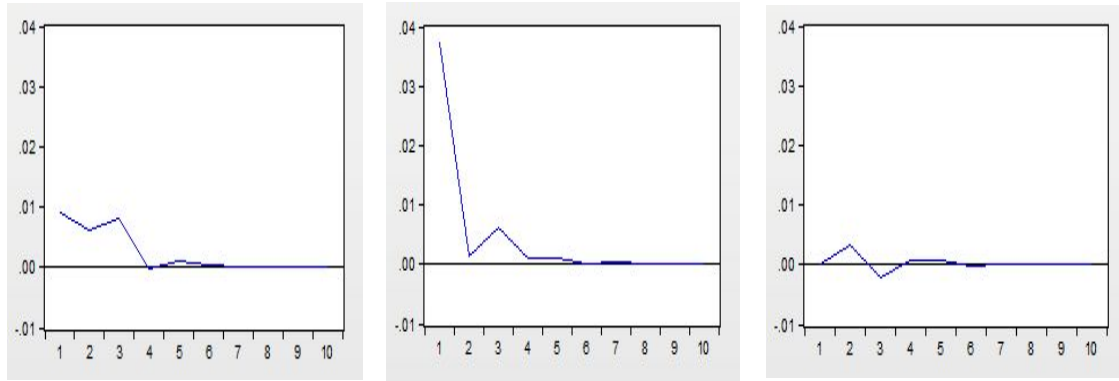
(a) 산지가격 변화율

(b) 도매가격 변화율

(c) 소비자가격 변화율

<그림 10> 산지가격 변화율의 충격반응분석의 결과

도매가격 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 경우 산지가격의 변화율과 도매가격 자체의 변화율은 2개월 후 충격이 0으로 수렴하였으며, 소비자가격의 변화율은 4개월 후 모든 충격이 0으로 수렴하였다. 도매가격 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 때 세 가격변화율 변수들의 반응을 살펴보면 도매가격 자체의 변화율이 가장 민감하게 반응을 하였다. 또한 산지가격 변화율의 반응이 소비자가격 변화율의 반응보다 상대적으로 강하게 나타나고 있음을 확인하였다. 구체적으로 살펴보면 도매가격 변화율의 오차항에 단위당 충격이 가해진 경우, 산지가격의 변화율은 처음 2주간 0.009의 반응을 하였고 2개월 후부터 0에 가깝게 수렴하였다. 도매가격의 변화율 자체는 세 변수 중 가장 큰 반응을 보였다. 2주 후부터 3개월 2주까지 계속해서 양의 영향을 받다가 4개월 후 0으로 수렴함을 확인할 수 있다. 소비자가격의 변화율은 첫 2주는 반응이 존재하지 않았다. 그 후 양의 영향과 음의영향이 미세하게 반복되다가 2개월 후에는 0으로 수렴함을 확인하였다. 아울러 세 변수의 분석결과 중 도매가격 변화율의 오차항에 대한 충격반응이 수치상으로 가장 약하게 나타났다.



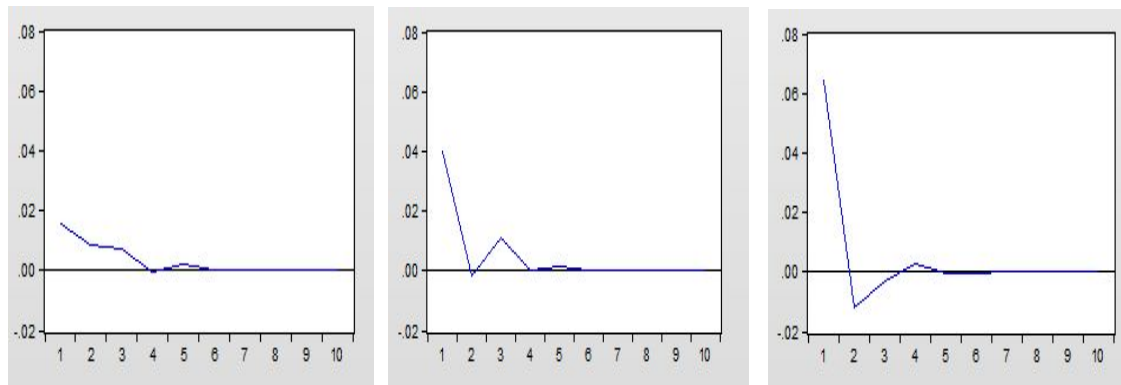
(a) 산지가격 변화율

(b) 도매가격 변화율

(c) 소비자가격 변화율

<그림 11> 도매가격 변화율의 충격반응분석의 결과

소비자가격 변화율의 오차항에 대한 충격은 약 4개월 후 모든 충격이 0으로 수렴함을 확인하였다. 또한 소비자가격 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 경우 산지가격 변화율과 도매가격 변화율의 반응을 살펴보면 산지가격 변화율 보다 도매가격 변화율의 반응이 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 소비자가격 변화율은 도매가격 변화율과 좀 더 밀접한 관계가 있음을 확인하였다. 구체적으로 살펴보면 소비자가격 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 경우, 산지가격의 변화율은 1개월 후 약 0.0174의 음의 영향을 받고, 1개월 2주 후에는 약 0.0219의 양의 영향을 받았다. 2개월 후 다시 음의 영향을 받고 3개월 후 약 0.002의 양의 영향을 받은 후 3개월 2주 후부터 0으로 수렴하는 것을 확인 할 수 있다. 도매가격의 변화율은 2주 후부터 1개월까지 약한 양의 영향을 받고, 1개월 2주 후 약 0.0023의 음의 영향을 보인다. 2개월 후부터 양의 영향을 보인 뒤 3개월 2주후에 0으로 수렴하는 것을 확인 할 수 있었다. 소비자가격 변화율 자체는 2주 후 약 0.064의 영향을 보이고 1개월 후 음의 영향을 보이다가 2개월 후 약 0.003의 양의 영향을 보였다. 2개월 2주 후부터 음의 영향을 보인 후 4개월이 지난 뒤 0으로 충격이 수렴하는 것을 확인할 수 있다.



(a) 산지가격 변화율

(b) 도매가격 변화율

(c) 소비자가격 변화율

<그림 12> 소비자가격 변화율의 충격반응분석의 결과

충격반응분석결과 그랜저 인과성검정의 결과와 마찬가지로 도매가격 변화율은 산지가격 변화율의 충격에 대해 상대적으로 크게 반응이 나타났으며, 소비자가격 변화율은 도매가격 변화율의 충격에 대해 반응이 크게 나타났다. 또한 도매가격 변화율의 충격반응이 세 변수 중 가장 낮은 수치를 기록하였다. 아울러 각 유통단계별 갈치가격의 변화율의 오차항에 대한 충격들은 약 4개월 후 대부분 0으로 수렴하여 사라짐을 확인하였다.

아래의 <표 9>, <표 10>, <표 11>은 충격반응분석의 결과를 수치로 표현한 것이다.

<표 9> 산지가격 변화율의 충격반응

Period	DLH Impulse	DLW Impulse	DLP Impulse
1	0.140313	0.000000	0.000000
2	-0.021175	0.005540	-0.017423
3	-0.012106	0.004570	0.021857
4	0.007216	-0.002320	-0.004309
5	0.001129	0.002010	-0.003147

Period	DLH Impulse	DLW Impulse	DLP Impulse
6	-0.001366	-0.000100	0.001991
7	0.000609	0.000007	-0.000070
8	0.000066	0.000080	-0.000332
9	-0.000076	0.000039	0.000147
10	0.000034	-0.000014	0.000006

<표 10> 도매가격 변화율의 충격반응

Period	DLH Impulse	DLW Impulse	DLP Impulse
1	0.009043	0.03743	0.0000000
2	0.006292	0.00139	0.0033490
3	0.008031	0.00621	-0.0022510
4	-0.000333	0.00121	0.0006230
5	0.000977	0.00108	0.0007280
6	0.000460	0.00024	-0.0002990
7	0.000144	0.00028	0.0000405
8	0.000042	0.00005	0.0000628
9	0.000062	0.00005	-0.0000157
10	0.000008	0.00002	-0.0000003

<표 11> 소비자가격 변화율의 충격반응

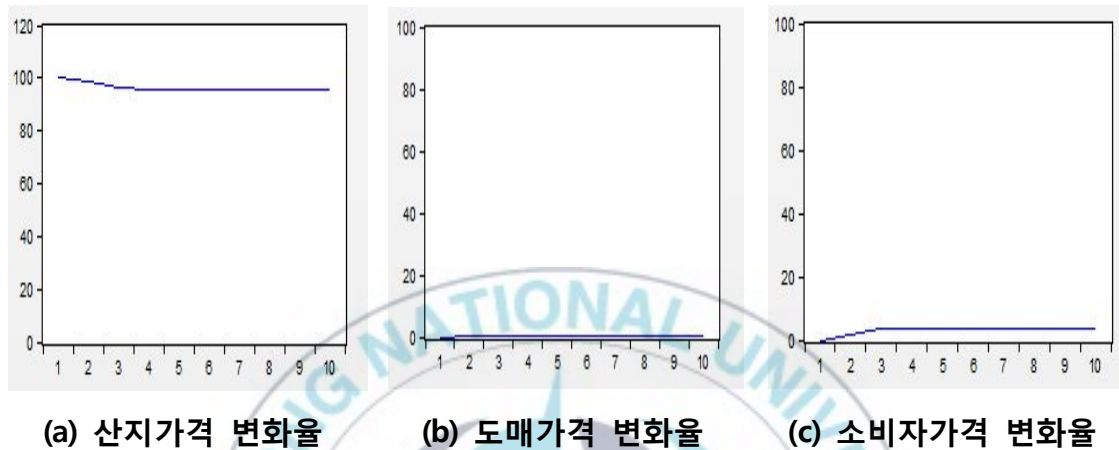
Period	DLH Impulse	DLW Impulse	DLP Impulse
1	0.015345	0.04012	0.06404
2	0.008724	-0.00185	-0.01210
3	0.007369	0.01123	-0.00324
4	-0.000606	0.00009	0.00301
5	0.002235	0.00161	-0.00017
6	0.000125	0.00030	-0.00032
7	0.000188	0.00034	0.00026
8	0.000111	0.00004	-0.00002
9	0.000060	0.00008	-0.00002
10	0.000003	0.00001	0.00002

8. 예측오차 분산분해분석

유통단계별 갈치가격의 예측오차를 설명하는데 있어 모형 내의 유통단계별 갈치가격들 중 어떤 변수의 변화가 상대적으로 큰 영향을 미치는지를 측정하기 위해 예측오차 분산분해분석을 실시하였다. 다음 <그림 13>, <그림 14>, <그림 15>는 각 유통단계별 갈치가격 변화율의 예측오차 분산이 금기와 1시차 전 및 2시차 전의 자신 및 다른 변수에 의해서 어느 정도 설명되는가에 대한 5개월까지의 예측오차 분산분해분석 결과이다.

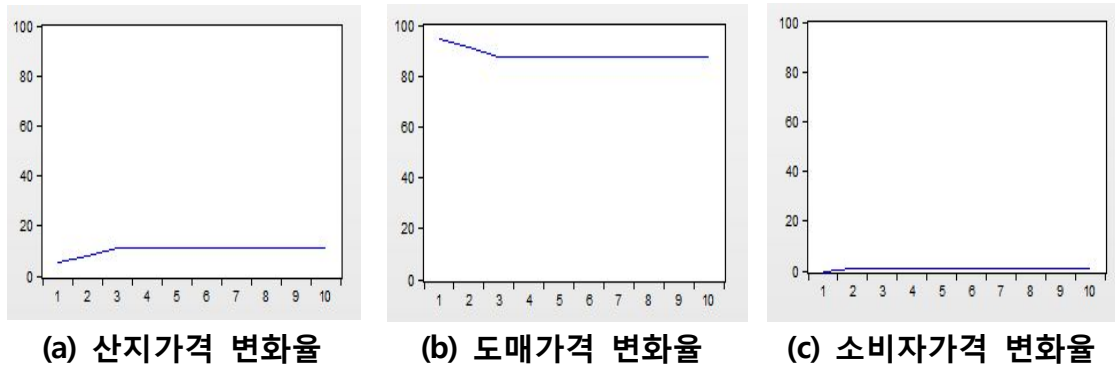
산지가격의 변화율의 분산분해분석결과 2주후에는 산지가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 100%이나 5개월 후에는 산지가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 약 96%이다. 소비자가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 4%이고, 도매가격의 변화율로 설명이 되는 부분은 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 산지가격의 변화율은 산지가격 자체의 변화율로 대부분 설명이 되며 소비자가격의 변화율로 일부분 설명이 가능한 것으로

나타났다. 따라서 산지가격의 변화율에 도매가격의 변화율은 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며, 소비자가격의 변화율은 미세한 영향을 주고 있음을 확인 할 수 있다. 이는 산지가격의 변화율은 소비자가격의 변화율과 상대적으로 유의적인 관계가 있음을 나타낸다.



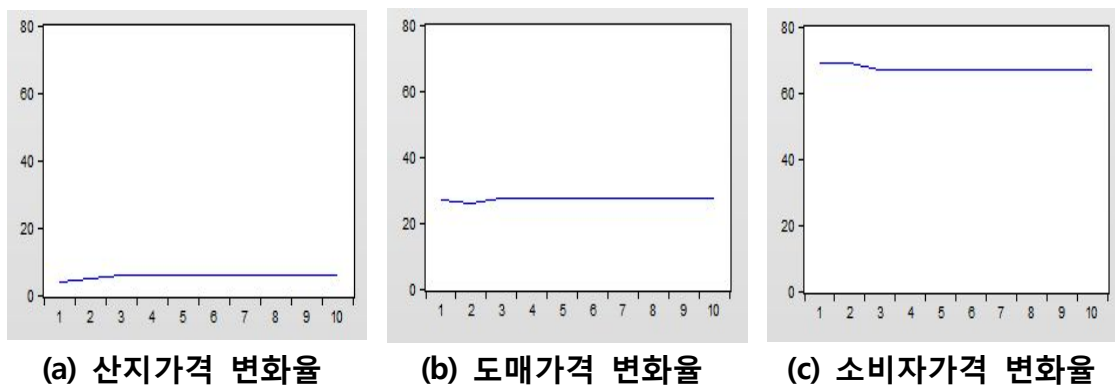
<그림 13> 산지가격 변화율의 분산분해 결과

도매가격의 변화율에 대한 분산분해분석 결과를 살펴보면, 2주 후 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 6%이고 도매가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 약 94%이다. 그러나 5개월 후에는 도매가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 약 88%이고, 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 늘어나 약 11%임을 확인할 수 있다. 소비자가격의 변화율로 설명되는 부분은 약 1%로 나타났다. 결과적으로 도매가격은 도매가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 대부분으로 나타났으나, 시간이 흐를수록 산지가격의 변화율로 설명가능한 부분이 늘어났다. 또한 산지가격의 변화율로 설명이 되는 부분이 소비자가격의 변화율로 설명되는 부분보다 많은 것으로 확인되었다. 따라서 산지가격의 변화율이 도매가격의 변화율에 좀 더 영향을 주고 있음으로 나타나, 도매가격 변화율은 소비자가격변화율 보다는 상대적으로 산지가격 변화율과 관계가 있음을 확인하였다.



<그림 14> 도매가격 변화율의 분산분해 결과

소비자가격 변화율의 분산분해분석 결과 2주후 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 4%이고, 도매가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 27%이며, 소비자가격 자체의 변화율로 설명되는 부분이 약 69%로 나타났다. 마지막 시차인 5개월 후에는 산지가격의 변화율로 설명되는 부분이 약 6%이며, 도매가격의 변화율로 설명 가능한 부분이 약 27%로 나타났으며, 소비자가격 자체의 변화율로 설명이 가능한 부분이 약 67%로 나타났다. 결과적으로 소비자가격 또한 자체의 가격변화율로 설명되는 부분이 가장 많은 것으로 나타났다. 그리고 산지가격의 변화율로 설명되는 부분보다 도매가격의 변화율로 설명되는 부분이 높아 상대적으로 산지가격의 변화율보다 도매가격의 변화율에 영향을 조금 더 많이 받음을 확인할 수 있었다. 따라서 소비자가격의 변화율은 도매가격의 변화율과 상당히 유의적인 관계가 있음을 알 수 있다.



<그림 15> 소비자가격 변화율의 분산분해 결과

종합해보면 예측오차 분산분해분석의 결과 각각의 변수들은 자기변수에 의해서 가장 많은 부분이 설명되는 것으로 나타났다. 그리고 산지가격 변화율은 소비자가격 변화율로 설명되는 부분이 미세하게 존재하였고, 도매가격 변화율은 산지가격 변화율로 설명되는 부분이 상대적으로 많았다. 소비자가격 변화율은 도매가격 변화율로 설명되는 부분이 많은 것으로 나타나 그랜저 인과성 검정과 충격반응분석의 결과와 일치하는 것으로 확인되었다.

다음의 <표 12>, <표 13>, <표 14>는 유통단계별 갈치의 가격변화율에 대한 분산분해분석의 결과를 수치로 나타낸 것이다.

<표 12> 산지가격 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	DLH	DLW	DLP
1	0.140313	100	0.000000	0.000000
2	0.143075	98.36736	0.149755	1.482890
3	0.145312	96.05600	0.244031	3.699969
4	0.145573	95.95724	0.268443	3.774316
5	0.145626	95.89433	0.287359	3.818306
6	0.145646	95.87673	0.287331	3.835940
7	0.145647	95.87678	0.287326	3.835895
8	0.145647	95.87625	0.287355	3.836395
9	0.145647	95.87615	0.287362	3.836491
10	0.145647	95.87615	0.287363	3.836491

<표 13> 도매가격 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	DLH	DLW	DLP
1	0.038504	5.51573	94.48427	0.000000
2	0.039183	7.90505	91.36463	0.730319
3	0.040540	11.30925	87.70010	0.990647
4	0.040564	11.30253	87.68439	1.013080
5	0.040597	11.34236	87.61398	1.043658
6	0.040601	11.35276	87.59841	1.048838
7	0.040602	11.35332	87.59780	1.048874
8	0.040602	11.35338	87.59752	1.049108
9	0.040602	11.35356	87.59732	1.049119
10	0.040602	11.35356	87.59732	1.049118

<표 14> 소비자가격 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	DLH	DLW	DLP
1	0.077110	3.960295	27.06670	68.97300
2	0.078561	5.048359	26.13158	68.82006
3	0.079768	5.750121	27.33064	66.91924
4	0.079827	5.75E+00	27.29021	66.96245
5	0.079875	5.818796	27.29819	66.88301
6	0.079876	5.818847	27.29874	66.88241
7	0.079877	5.819198	27.29962	66.88118
8	0.079877	5.819379	27.29958	66.88104
9	0.079878	5.819426	27.29963	66.88094
10	0.079878	5.819425	27.29964	66.88094

V. 결론

본 연구에서는 갈치의 산지, 도매, 소비자 가격이 상호간에 어떠한 인과관계가 존재하는지를 갈치의 격 주간 가격을 이용하여 계량분석을 하였다. 시계열 데이터의 안정성을 위하여 1차 로그차분된 데이터의 단위근을 검정하였고, 적정 시차 검정 및 그랜저인과성 검정을 통하여 유통단계별 갈치가격의 인과성과 적정시차를 확인 한 후 VAR 모형을 통하여 유통단계별 갈치의 가격이 적정 시차로 검정된 2시차에서 상호간 어떠한 인과관계를 맺고 있는지를 분석하였다.

첫째, 갈치가격의 경우 적정시차인 2시차에서의 인과성을 살펴보면 산지가격의 변화율은 도매가격의 변화율에 영향을 미치고, 도매가격의 변화율은 소비자가격의 변화율에만 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 소비자가격의 변화율은 산지가격의 변화율과 상호간 영향을 주고받는 것으로 확인되었다. 이에 따라 인과성 검정의 결과를 종합해보면, 가장 강하게 인과관계가 나타난 것은 산지가격의 변화율이 도매가격의 변화율에 미치는 영향이었고, 그 다음이 도매가격의 변화율이 소비자 가격의 변화율에 미치는 영향이었다. 따라서 VAR 모형을 이용하기 위한 변수의 순서는 산지→도매→소비자 가격의 변화율 순서로 적정시차인 2시차에서 분석을 실시하여야 하는 것을 알 수 있었다.

둘째, VAR모형 분석결과 적정시차인 2시차에서 산지가격의 변화율은 자기변수 및 도매가격의 변화율에 유의적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 도매가격의 변화율은 자기변수의 가격변화율과 소비자가격의 변화율에 유의한 영향을 주고 있었다. 소비자가격의 변화율은 어떠한 가격변화율에도 영향을 미치지 못하였으나 1시차 전의 소비자가격 변화율은 산지가격의 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

셋째, 충격반응분석과 예측오차 분산분해분석 결과, 충격반응분석은 산지가격 변화율의 오차항에 대한 충격이 상대적으로 산지가격 자체의 변화율뿐만 아니라 도매가격과 소비자가격의 변화율에도 영향을 미치는 것

으로 나타났다. 도매가격의 변화율의 오차항에 가해진 충격은 도매가격의 변화율과 소비자가격의 변화율에 영향을 미쳤으나, 산지가격의 변화율에는 상대적으로 적은 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 소비자가격 변화율의 오차항에 대한 충격은 소비자가격 자체의 변화율에는 비교적 큰 영향을 미쳤으나, 산지가격의 변화율과 도매가격의 변화율에는 상대적으로 적은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 분산분해분석결과 산지가격의 변화율은 약 96%가 산지가격 자체의 변화율로 설명이 가능하였다. 도매가격의 변화율은 거의 영향을 미치지 못하였으며, 소비자가격의 변화율이 나머지 약 4%를 설명하는 것으로 나타났다. 도매가격의 변화율 또한 도매가격 자체의 변화율로 약 88%가 설명가능 하였고, 산지가격이 약 11%, 소비자가격이 약 1%의 설명이 가능한 것으로 확인되었다. 따라서 소비자가격의 변화율보다는 산지가격 변화율의 영향을 상대적으로 많이 받는 것으로 나타났다. 소비자가격의 변화율은 소비자가격 자체의 변화율로 약 67%가 설명 가능하고 도매가격의 변화율로 약 27%, 산지가격의 변화율로 약 6%의 설명이 가능한 것으로 확인되었다. 소비자가격의 변화율은 도매가격 변화율의 영향을 상대적으로 많이 받는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과 각 유통단계별 갈치가격의 인과성에 있어 유의성은 다소 떨어지지만 산지→도매→소비자 시장의 순서로 영향을 미치고 있는 것으로 분석되었다. 이는 산지 위판장에서 가격이 결정되어지면 그 가격에 기초하여 도매가격과 소비자가격이 순차적으로 결정되어지는 시장의 동향을 어느 정도 설명해 주는 것으로 나타났다. 이에 따라 최근 갈치가격의 상승요인은 어획량의 감소로 인한 위판가격의 상승이 도매가격 및 소비자가격의 상승이라는 결과로 나타난 것으로 보인다. 따라서 산지의 어획량변동에 따른 위판가격변동이 도매시장의 가격에도 영향을 미치며, 도매시장의 가격변동은 소비지소매시장까지 영향이 이어지고 있음이 통계적으로 확인되었다. 결과적으로 가격변동이 심하고 지속적으로 상승하는 추세에 있는 갈치가격의 안정화를 위해서는 산지가격의 안정화가 이루어져야 한다. 본 연구는 2014년까지의 자료를 이용하여 분석함으로써 현재

의 갈치시장 상황을 어느 정도 설명할 수 있다. 이에 따라 최근 높아지는 국내 갈치가격의 안정화를 위해서는 산지 위판가격의 안정화가 필요하다는 결과가 도출되었다. 위판가격이 안정화 되었을 경우 각 유통단계별 갈치가격의 인과성에 따라 도매가격과 소비자가격이 안정되기 때문이다. 또한 VAR 분석결과에서 전기의 소비자가격 변화율이 산지가격 변화율에 영향을 미치고 있는 만큼 수입산 갈치의 수급을 통하여 소비자가격을 안정화시키는 것도 한 방안이 될 것이다. 소비자가격의 하락이 산지가격의 하락을 유도할 수 있기 때문이다.

향후 연구에서는 유통 단계와 지역별 일별 가격자료를 가지고 지역과 유통단계의 복합적인 인과성 분석을 시도해볼 필요성이 있다고 생각된다. 아울러 산지가격, 도매가격, 소비자가격, 수입가격에 관한 유통단계별 갈치 가격의 인과성 검정도 고려해 볼 만하다. 또한 수입산 갈치의 수요가 증가함에 따라 수입 갈치가격과 국내의 갈치가격의 각 유통단계별 인과성 분석을 통해 수입가격이 국내가격에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다고 생각된다.

그러나 본 연구의 한계점으로는 VAR모형을 이용한 분석결과 통계적 결정계수의 값이 낮아 모형의 설명력이 다소 떨어지는 한계가 있다. 또한 지역별로 선도하는 지역과 도매가격, 소비자가격이 다양하게 형성되어 있으나 지역을 고려하지 않고 단순히 유통단계만의 인과성 검정을 시도한 점을 들 수 있다.

참고문헌

- 강석규, 이광진 (1998) 수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석 -부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로-. 수산경영론집, 29(2): 77-96
- 강종호 외 (2000) 주요 선어류의 가격결정구조에 관한 연구. 한국해양수산개발원, pp.1-129
- 정민국, 허덕 (2000) 유통단계별 쇠고기가격의 인과성 분석. 농촌경제, 23(1): 55-66
- 최병욱, 김원태 (2000) 참외 주산지과 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석. 농촌경제, 30(3): 69-85
- 양승룡 (2003) 축산물 가격의 인과성 검증 : 사료곡물에서 소매단계까지. 농업경제연구, 44(2): 91-110
- 이선영 (2007) 국내 수산물 소비시장의 지역별 가격결정구조에 관한 연구. 박사학위논문, 부경대학교
- 박미성, 김태훈 (2009) POS 자료를 활용한 쌀 소비지가격과 산지가격의 인과성 분석. 농촌경제, 31(6): 1-16
- 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
- 윤영석 (2012) 한우 도소매가격과 수입산 쇠고기가격의 관계성 분석, 전남대학교 농업경제학과 석사학위논문
- 김명직, 장국현 (2003) 제2판 금융시계열분석, 경문사, 822 p
- 이종원 (2007) 계량경제학, 박영사, 1058 p
- 남준우, 이한식 (2010) 제3판 계량경제학, 이론과 Eviews Excel 활용, 홍문사, 301 p

- 이흥재 외 (2005), Eviews를 이용한 금융경제 시계열분석, 경문사, 539 p
- 송일호, 정우수 (2002), 계량경제 실증분석. 삼영사. 295p
- 조하현, 황선웅 (2007) 한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성
에 대한 연구. 경제학연구 55(3): 85-117
- 문권순 (1997), 벡터자기회귀(VAR)모형의 이해. 통계분석연구 2(1): 23-56
- 통계청 국가통계포털 (2014) <http://kosis.kr/> 검색일 : 2014.10.05
- 한국해양수산개발원 수산업관측센터 (2014) 관측자료. <http://www.foc.re.kr>
검색일 : 2014.09.15.
- 두산백과 (2014) <http://www.doopedia.co.kr/> 검색일 : 2014.10.10.
- 서울특별시 농수산식품공사 (2014) www.garak.co.kr 검색일 : 2014.09.20
- 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.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1985) Hypothesis Testing in ARIMA (p, 1,
q) Models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.80:
369-374
- Phillips, P. C. B. (1987) Time Series Regressions with Unit Roots.
Econometrica, 55, 227-302
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988) Testing for a Unit Root in Time
Series Regression. *Biometrika* 75(2): 335-346
- SHANTA DHORAY, SONJA SABITA TEELUCKSINGH (2005) The
Implications of ecosystem dynamics for fisheries management : a
case study of selected fisheries in the gulf of paria, trinidad.
Presented at the 26th Annual Review Seminar: 310-327
- Ana I. Sanjuan. Jose M. Gil and Hector O. Zapata (1999), "Vertical

Intergration, Causation and Price Transmission in the Spanish Hog Industry“, 「Vertical Relationships and Coordination in the Food System」, Physica-Verlag Heidelberg

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

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

Dickey, D. A and W. A. Fuller (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49: 1057-1072



부 록

<부록 1> 갈치의 생산자 물가지수

연도	월	물가지수	연도	월	물가지수
2007	1	115.15	2011	1	101.99
2007	2	141.69	2011	2	100.49
2007	3	147.09	2011	3	96.21
2007	4	133.88	2011	4	113.47
2007	5	134.84	2011	5	120.31
2007	6	132.68	2011	6	145.67
2007	7	142.41	2011	7	168.77
2007	8	113.83	2011	8	147.1
2007	9	87.89	2011	9	110.93
2007	10	84.53	2011	10	107.1
2007	11	91.37	2011	11	107.92
2007	12	100.62	2011	12	107.55
2008	1	105.66	2012	1	107.55
2008	2	119.59	2012	2	107.73
2008	3	141.93	2012	3	108.03
2008	4	120.91	2012	4	108.11
2008	5	101.94	2012	5	107.83
2008	6	83.45	2012	6	107.55
2008	7	74.32	2012	7	104.21
2008	8	90.77	2012	8	104.21
2008	9	74.32	2012	9	104.58
2008	10	78.17	2012	10	104.21
2008	11	75.53	2012	11	105.27
2008	12	69.76	2012	12	106.37
2009	1	75.29	2013	1	110.2
2009	2	86.57	2013	2	110.3
2009	3	90.65	2013	3	111.26
2009	4	103.5	2013	4	112.71
2009	5	108.79	2013	5	112.81
2009	6	128.84	2013	6	100.75
2009	7	120.31	2013	7	95
2009	8	129.56	2013	8	85.48
2009	9	115.51	2013	9	87.32
2009	10	71.56	2013	10	87.95
2009	11	83.81	2013	11	86.06
2009	12	75.65	2013	12	88.21
2010	1	88.75	2014	1	96.78
2010	2	88.52	2014	2	101.34
2010	3	95.08	2014	3	100.97
2010	4	103.87	2014	4	100.03
2010	5	123.05	2014	5	93.06
2010	6	116.56	2014	6	89.78
2010	7	100.71	2014	7	90.67
2010	8	100.68	2014	8	97.17
2010	9	97.3	2014	9	100.28
2010	10	91.5			
2010	11	95.23			
2010	12	98.73			

<부록 2> 갈치의 소비자 물가지수

연도	월	물가지수	연도	월	물가지수
2007	1	67.159	2011	1	108.9
2007	2	68.876	2011	2	108.9
2007	3	71.760	2011	3	109.2
2007	4	72.309	2011	4	112.2
2007	5	71.004	2011	5	112.1
2007	6	70.249	2011	6	109.7
2007	7	68.876	2011	7	110.9
2007	8	68.944	2011	8	110.7
2007	9	72.309	2011	9	110.8
2007	10	72.858	2011	10	106.6
2007	11	71.897	2011	11	112.7
2007	12	70.867	2011	12	114.9
2008	1	74.918	2012	1	120.74
2008	2	78.489	2012	2	125.34
2008	3	77.528	2012	3	132.51
2008	4	76.017	2012	4	140.02
2008	5	77.047	2012	5	135.09
2008	6	75.742	2012	6	127.71
2008	7	70.043	2012	7	129.68
2008	8	70.867	2012	8	129.07
2008	9	72.172	2012	9	121.19
2008	10	69.150	2012	10	116.59
2008	11	68.052	2012	11	120.17
2008	12	68.326	2012	12	122.50
2009	1	74.026	2013	1	130.82
2009	2	76.635	2013	2	130.82
2009	3	82.953	2013	3	131.62
2009	4	87.004	2013	4	134.67
2009	5	90.644	2013	5	137.44
2009	6	89.202	2013	6	132.00
2009	7	85.082	2013	7	129.19
2009	8	88.927	2013	8	123.68
2009	9	84.876	2013	9	118.11
2009	10	87.691	2013	10	115.02
2009	11	91.124	2013	11	119.08
2009	12	94.901	2013	12	117.78
2010	1	99.9	2014	1	121.00
2010	2	103.3	2014	2	123.66
2010	3	105.1	2014	3	126.91
2010	4	109.4	2014	4	131.28
2010	5	104.8	2014	5	126.72
2010	6	101.7	2014	6	122.31
2010	7	95.2	2014	7	115.82
2010	8	93.9	2014	8	122.28
2010	9	93.9	2014	9	125.02
2010	10	90.7			
2010	11	98.8			
2010	12	103.3			