



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

신선식품 소비자 물가지수 간의 동태적 인과관계 분석



2016년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

신 승 목

경 제 학 석 사 학 위 논 문

신선식품 소비자 물가지수 간의 동태적 인과관계 분석

지도교수 윤 형 모

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2016년 2월 26일

부 경 대 학 교 대 학 원

응 용 경 제 학 과

신 승 목

신승목의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2016년 2월 26일



위 원 장 경제학박사 남 중 오 (인)

위 원 경제학박사 신 용 민 (인)

위 원 경제학박사 윤 형 모 (인)

<목 차>

I. 서론	1
1. 연구배경 및 목적	1
2. 연구구성 및 방법	2
3. 선행연구 검토	3
II. 물가지수 이론 분석	7
1. 물가지수에 대한 이론	7
2. 물가지수의 종류	10
III. 추정 모형	18
1. 단위근 검정	18
2. 그랜저 인과성 검정	23
3. 벡터자기회귀모형	25
4. 충격반응함수	27
5. 예측오차분산분해	28
IV. 실증분석	29
1. 분석 자료	29
2. 인과관계 분석	31
3. 동태적 분석	39
V. 요약 및 결론	49
1. 요약	49
2. 연구의 시사점 및 한계점	51
참고문헌	52

〈표 목차〉

<표 1> 소비자물가지수 기본분류 가중치 및 연평균 지수	12
<표 2> 생산자물가지수 기본분류 가중치 및 연평균 지수	13
<표 3> 수출입물가지수(원화기준)의 가중치 및 연평균 지수	15
<표 4> 국내공급물가지수, 총산출물가지수의 가중치 및 연평균 지수	15
<표 5> 우리나라 주요 물가지수 비교	16
<표 6> 그랜저 인과성 검정의 결과 해석	25
<표 7> 신선식품 물가지수의 기초통계량	29
<표 8> 신선식품 물가지수 수준변수 단위근 검정결과	31
<표 9> 신선식품 물가지수 로그차분 변수 단위근 검정결과	32
<표 10> 신선식품 물가지수의 VAR 모형 시차 분석 결과	33
<표 11> 그랜저 인과성 검정 결과	34
<표 12> 신선식품 물가지수의 2시차 VAR모형 분석 결과	35
<표 13> 신선식품 물가지수의 4시차 VAR 모형 분석 결과	36
<표 14> 신선채소 물가지수 변화율의 충격에 대한 반응 결과	43
<표 15> 신선과실 물가지수 변화율의 충격에 대한 반응 결과	43
<표 16> 신선어개 물가지수 변화율의 충격에 대한 반응 결과	43
<표 17> 신선채소 물가지수 변화율의 분산분해분석 결과	47
<표 18> 신선과실 물가지수 변화율의 분산분해분석 결과	47
<표 19> 신선어개 물가지수 변화율의 분산분해분석 결과	48

<그림 목차>

<그림 1> 신선어개 물가지수	30
<그림 2> 신선채소 물가지수	30
<그림 3> 신선과실 물가지수	31
<그림 4> 신선채소 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과	39
<그림 5> 신선과실 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과	40
<그림 6> 신선어개 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과	41
<그림 7> 신선채소 물가지수 변화율의 분산분해 결과	44
<그림 8> 신선과실 물가지수 변화율의 분산분해 결과	45
<그림 9> 신선어개 물가지수 변화율의 분산분해 결과	46

An Analysis on the Dynamic Casual Relationship of CPI by Fresh Food

Seung Mok Shin

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

Abstract

The purpose of this study is to draw causality of a price index between vegetable, fruit, and marine products, by using a consumer price index, a representative price index of South Korea. To analyze, dynamic analysis was conducted by monthly data of a price index of perishable foods from January 1990 to August 2015.

As a result of analysis, there is a close relation between vegetable and fruit rather than the order of vegetable, fruit, and marine products, a result of Granger Causality Test in causality of a consumer price index of perishable foods. If the trend of above price index is examined, a vegetable price index that is variable according to the season reacts in advance, and then a fruit price index whose fluctuation is less than a vegetable price index reacts. After that, a marine products price index whose fluctuation according to the season is only a little reacts. In case of vegetable, supply of items such as Chinese cabbage concentrates in certain times such as the kimchi-making season, so price fluctuation according to the season grows bigger. As vegetable, fruit is shipped according to the season, so there is price fluctuation, but in case of vegetable, a characteristic as necessity is bigger than a characteristic in case of fruit, so price fluctuation of vegetable is bigger than price fluctuation of fruit, and seasonal characteristic of marine products is less than seasonal characteristic of vegetable and fruit, so causality of marine products is not big. In this fact, causality between vegetable, fruit, and marine products is showed between vegetable and fruit with big seasonal price fluctuation.

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

소비자물가지수는 평균적인 도시가계가 일상생활을 위해 구입하는 재화의 가격 및 서비스의 요금 변동을 측정하기 위해 통계청에서 작성하는 지수(네이버 지식백과, 2015)로써 도매물가지수와 함께 일상생활과 밀접하게 관련되어 직접적으로 영향을 주는 중요한 경제지표의 하나이다. 소비자들이 생활을 영위하기 위한 개별품목들 간에는 서로 대체관계와 보완관계가 존재하며 개별품목의 가격이 변할 때 소비자는 품목에 대해 수요를 조정하여 최적의 생활수준을 유지하려고 한다. 소비자 수요 조정은 수요측면에 작용해 생활물가 수준이 결정된다. 이와 같이 소비자물가지수는 생활물가 수준의 기준이 되는 지표 중의 하나로서 일반가계의 생활과 밀접하게 연관됐다 볼 수 있다.

특히, 농수산물 및 식품은 저장의 어려움으로 인한 높은 구매빈도, 높은 가격변동성, 가격에 대한 수요의 비탄력성과 같은 여러 요인으로 인해 다른 공산품과 비교했을 때 소비자들의 가격변동에 대한 체감되는 정도가 더욱 크게 느껴진다고 볼 수 있다. 이는 일반가계의 생활에 직접적으로 영향을 미친다고 볼 수 있기에 농수산물의 물가지수와 관련된 연구가 필요하다.

본 연구에서는 우리의 식생활과 관련된 과실, 채소, 수산물의 소비자물가지수인 신선식품소비자물가지수 중 신선과실, 신선채소, 신선어개 물가지수를 이용해 신선식품 소비자 물가지수간의 동태적 인과관계를 분석해 물가지수와 관련된 정책적 시사점을 찾고자 한다.

2. 연구구성 및 방법

신선식품 소비자 물가지수간의 인과관계를 알아보기 위해 본 연구에서는 1990년 1월부터 2014년 12월까지 2010년을 기준으로 한 신선식품 소비자물가지수의 신선어개, 신선채소, 신선과실 전국평균 월별자료를 이용하였다.

본 연구는 I 장에서 인과성 분석과 관련된 기존의 선행연구를 통해 연구의 방향성 및 연구방법에 대해 분석한 후, II 장에서는 소비자 물가지수를 어떤 식으로 조사하고 분석하는지에 대해 알아보고 소비자 물가지수의 현황에 대해 살펴보고자 한다. III 장에서는 추정 모형 및 방법에 대해 소개한다. IV 장에서는 앞에서 소개한 추정모형 및 방법을 이용해 신선식품 물가지수 간의 동태적 인과관계를 분석하고, V 장 결론에서는 연구의 결과를 요약 및 정리하고, 본 연구의 함의를 도출하면서 본 연구를 마무리 짓고자 한다.

본 연구에서는 다음의 분석방법을 사용하고자 한다. 먼저 시계열 자료의 안정성 여부를 확인하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 다음으로 모든 시계열 자료에 단위근이 존재하지 않을 경우 VAR모형(Vector Autoregression Model : 벡터자기회귀모형)을 이용해 분석한다. 하지만 모든 자료에 단위근이 존재할 경우 공적분 검정을 실시한 후 공적분이 존재한다면 VECM 모형(Vector Auto Correlation Model)을 이용해 분석한다. 만약 공적분이 존재하지 않는다면 자료들을 로그변환 및 차분하여 시계열자료들을 안정화 시킨 후 자료들 간의 인과관계를 알아보기 위해 시차선정을 실시한다. 시차선정 후 정보요인 값을 이용해 시차를 선정한다. 자료들 간의 인과관

계를 알아보기 위해 정보요인 값에 따라 선정된 적정시차로 그랜저 인과성 검정(Granger Causality test)을 실시해 자료들 간의 인과성 순서를 결정한다. 그 다음으로 인과성 검정을 통해 도출된 자료들 간의 순서를 이용해 VAR모형을 이용해 분석하고자 한다. 마지막으로 인과성 분석의 결과를 이용해 동태적 분석을 실시한다. 동태적 분석에는 충격반응함수와 예측오차분산분해가 있는데 이를 이용해 신선식품 소비자물가지수 사이의 인과관계가 시간의 변화에 따라서 어떻게 변하는지를 분석하고자 한다.

3. 선행연구 검토

수산물의 인과성 분석과 관련된 선행연구로는 강석규·이광진(1998), 강종호 외(2000), 이선영(2007), 차영기·김기수(2009), 남종오·심성현(2014), 남종오·김철현(2015)의 연구를 들 수 있다.

강석규·이광진(1998)은 부산지역에서 판매되는 갈치와 오징어의 산지도매시장과 소비지도매시장의 월별 가격자료를 이용해 유통단계별 가격간의 가격결정에 대한 장기균형관계 및 인과관계를 실증 분석하였으며, 분석 결과 갈치를 제외하고 오징어의 경우에는 장기적인 측면에서 산지도매시장 가격변화가 소비지도매시장 가격변화에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

강종호 외(2000)는 주요 선어류 어종이라고 할 수 있는 고등어, 오징어, 갈치 3개 어종을 분석대상으로 유통단계별 가격결정 구조와 그 요인에 대한 분석을 실시하였다. 분석대상인 3개 어종의 가격 변화는 모두 소비지도매시장이 주도하였으며, 기준이라고 할 수 있는 가격결정은 산지에서 이루어지는 것으로 나타났다.

이선영(2007)은 주요 선어류인 갈치, 고등어, 물오징어의 지역별 가격과

유통단계별 가격자료를 이용해 가격결정구조를 분석하였다. 유통단계별 가격결정구조를 분석한 결과, 장기적인 인과관계에서는 3가지 품목 모두에서 도매시장과 소매시장 사이에 양방향에서 상호작용하는 것을 확인할 수 있었다. 지역별 소비지 소매시장의 경우에는 가격결정구조가 서울과 부산의 영향보다 그 지역의 자체 가격정보에 의한 영향력이 크게 나타났으며, 광주, 대구, 대전 3개 지역은 인접한 지역의 가격정보에 대하여 다소 크게 상호작용하는 것으로 나타났다.

차영기·김기수(2009)는 대중적이며 수입비중이 높은 냉동갈치, 냉동명태, 냉동조기를 대상으로 국내산 수산물과 수입수산물 간의 가격 장기균형 및 인과관계에 대한 분석을 실시하였다. 냉동갈치의 경우 국내산 도매가격 및 소매가격과 수입가격이 장기적으로 유의한 관계가 나타난다는 사실을 확인하였다. 냉동명태의 경우 각각의 유통단계별 순환적인 인과관계라고 할 수 있는 수입가격, 도매가격, 소매가격, 수입가격 순으로 순환하는 연결고리가 있는 것으로 나타났으며, 이는 수입가격과 국내산 가격 간에는 밀접한 상호작용이 있다는 사실을 확인할 수 있었다.

남종오·심성현(2014)은 완도 전복의 크기별 월별 산지가격 자료를 이용해 전복 크기별 어떠한 인과관계가 나타나는지 분석하였다. 분석결과 유의성은 다소 높지 않지만 큰 전복의 산지가격이 중간 크기 및 작은 크기 전복 가격을 선도하는 것으로 나타났다.

김철현·남종오(2015)는 갈치의 격주 가격 자료를 이용해 산지가격, 도매가격, 소비자 가격 간에 어떠한 인과관계가 나타나는지를 분석하였다. 분석결과 각 유통단계별 갈치가격의 인과관계는 산지→도매→소비자 시장의 순으로 영향을 미친다고 분석되었는데 이는 산지에서 가격이 결정되면 산지가격에 의해 도매가격, 소비자가격 순으로 가격이 결정되는 최근의 시장 동향을 설명해 주고 있다.

수산물과 유사하다고 판단되는 농·축산물의 인과성 분석과 관련된 선행 연구로는 이철현(1998), 박호정·윤원철(2003), 최병옥·김원태(2007), 윤영석(2012), 김주일, 문규현(2013), 김효미(2014) 등의 연구가 있다.

이철현(1998)은 산지 소 가격과 쇠고기 소매가격 간의 인과관계를 알아보기 위해 월별가격자료를 이용해 각 유통단계 가격간의 인과관계를 분석한 결과 산지가격과 소매가격이 도매가격의 영향을 받는다고 나타났으며 쇠고기 가격을 안정시키기 위해서는 도매시장 가격조정을 위한 정책수단이 필요하다고 말하고 있다.

박호정·윤원철(2003)은 미국의 메릴랜드 주에 위치한 5개 지역(중부 메릴랜드, 서부 메릴랜드, 남부 메릴랜드, 동남부 해안지역, 동북부 해안지역)의 대두 현물가격으로 VAR 모형을 이용한 분석을 실시하였다. VAR 모형 분석 결과 동남부 해안지역은 타 지역 가격 형성에 선도역할을 하는 반면, 중부 메릴랜드 지역은 타 지역으로부터 가격형성에 영향을 받는 것으로 나타났는데, 동남부 해안지역이 미국 내 대두 최대생산지역이며 중부 메릴랜드 지역의 경우에는 대두 수출항이라는 결과와 유사하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

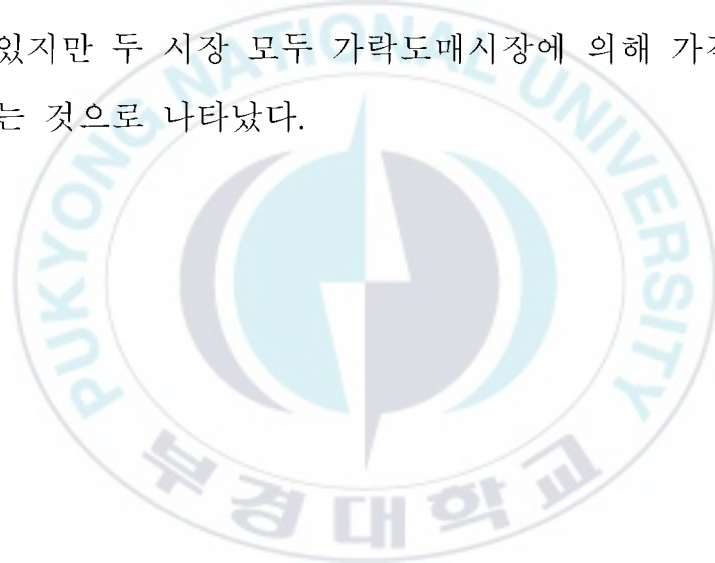
최병옥·김원태(2007)는 성주산 참외 월별 가격을 이용하여 성주지역 산지가격 및 가락동 도매시장 가격 사이에 장단기 균형관계 및 인과관계를 분석하였다. 분석 결과 두 시장가격간에 밀접한 인과관계가 나타나고 있으며, 동태적 분석에서도 산지가격이 도매가격을 선도하는 것으로 나타났다.

윤영석(2012)은 국내 쇠고기 시장의 한우 도·소매가격과 수입산인 뉴질랜드산 쇠고기 가격, 미국산 쇠고기가격, 호주산 쇠고기가격간의 인과성을 월별 가격자료를 이용하여 분석하였다. 분석 결과 한우 도매가격과 한우 소매가격·호주산 쇠고기가격이 장기 균형을 나타내고 있었다. 또한 수입

산 쇠고기가격인 호주산 쇠고기가격과 미국산 쇠고기가격이 한우 소매가격에 영향을 나타내고 있었다.

김주일·문규현(2013)은 쌀 물가지수를 이용해 생산자물가와 소비자물가간의 상호연관성을 살펴보았는데, 생산자물가가 소비자물가에 영향을 미치기에 생산자물가지수로 소비자물가지수를 예측할 수 있기에 상호연관성이 존재하는 것으로 분석하였다.

김효미(2014)는 일일 자료를 이용하여 가락도매시장, 강서경매제시장, 강서도매인제 시장 간 가격의 동태적 인과관계를 분석하였다. 분석결과 강서 도매인제시장은 강서경매제시장보다 상대적으로 자체가격 결정능력을 확보하고 있지만 두 시장 모두 가락도매시장에 의해 가격결정에 큰 영향을 받고 있는 것으로 나타났다.



II. 물가지수 이론 분석

1. 물가지수에 대한 이론¹⁾

가격이란 어떤 서비스나 상품을 구입할 때 대가로 지불하는 돈의 액수라고 정의한다. 시장에서는 헤아릴 수 없을 정도로 많은 상품과 서비스가 거래되기에 가격 또한 헤아릴 수 없으며 어떠한 상품이나 서비스의 가격이 제각각으로 오르고 내린다. 또한 가격이 오르거나 내려가는 정도도 각기 다르다.

이와 같이 개별 상품이나 서비스들에 대한 가격 수준 및 변화를 종합해 경제 전체의 전반적인 가격 수준 및 변화를 알 필요가 있으며 판단하기 위한 기준이 필요하다고 생각된다. 이를 판단하기 위한 기준으로 물가와 물가지수란 개념이 제시되었다. 물가(물가수준)란 시장에서 거래되는 개별 상품들의 가격과 서비스의 대가로 지불하는 금액을 경제생활에서 차지하는 중요도(비중)를 고려하여 평균값을 종합한 가격 수준을 말한다. 그런데 개별 제품이나 서비스들은 거래 단위나 규격 등이 모두 다르기에 이러한 점들을 종합해 하나의 단위로 나타내려면 지수의 개념을 도입할 필요가 있다. 따라서 현실에서 물가수준 측정을 위해 기준연도의 가격을 100으로 설정²⁾한 후 지수화하여 물가지수를 활용한다.

물가지수를 이용해 어느 두 시점 사이의 물가 변화수준을 파악할 수 있다. 예를 들어 어느 해의 물가지수가 110일 경우 이는 기준년도와 비교해 물가가 10% 올랐음을 의미한다. 또한 지난해 물가지수가 110이며 올해 물

1) 한국은행, 2014, 알기 쉬운 경제지표, 한국은행 pp.194-197

2) 우리나라의 대표적인 물가지수라고 할 수 있는 소비자 물가지수, 생산자 물가지수, 수출입 물가지수 등은 현재 기준연도가 모두 2010년이다.

가지수가 115라면 이는 1년 동안 물가가 4.5% $(=[(115-110)/110] \times 100)$ 상승하였다고 할 수 있다. 따라서 대표적인 물가지수인 생산자물가지수나 소비자물가지수 등의 지수를 이용해 전반적인 물가수준의 상승률을 나타내는 인플레이션율을 도출할 수 있다. 인플레이션율은 다른 경제지표들과 같이 주로 전월대비, 전년 동월 대비 및 전년 동기간 대비 기준으로 산출되어진다.

개별 상품이나 서비스의 가격은 시장에서 제품의 공급과 수요에 따라 결정된다. 즉 제품을 팔고자 하는 사람보다 사고자 하는 사람이 많을 경우 물건 값이 떨어지고 그 반대일 경우에는 물건 값이 오른다. 이 경우와 유사하게 국민경제의 총체적인 가격수준을 나타내는 물가도 총공급과 총수요에 따라 결정된다. 총공급이 감소하거나 총수요가 증가한다면 물가는 상승하게 되며 반대로 총공급이 증가하거나 총수요가 감소한다면 물가는 하락하게 된다.

총수요에 영향을 미치는 요소로는 가계소득과 통화량이 있다. 국제원자재가격 및 임금 등 생산요소가격은 총공급을 변화시키는 요소들이며 인플레이션 기대심리는 총공급과 총수요 모두에 영향을 미친다.

통화량은 물가를 결정하는 중요한 요인 중 하나이다. 통화량이 많아진다면, 즉 시중에 풀리는 돈이 많아진다면 상품의 수요가 증가하게 되며 이때 상품의 수요량을 공급량이 따라가지 못한다면 물가는 상승하게 된다. 한편 이자율과 통화량 사이에는 역(반비례)의 관계가 존재하기에 이자율이 하락한다면 물가를 상승시키는 요인으로 작용하게 된다. 단, 시장에 돈이 많이 풀린다고 할지라도 순환되지 않는다면 물가상승 요인으로 이어지지 않기에 물가와 통화량의 관계를 파악하는데 있어 통화유통속도(돈이 소비되는 속도)를 함께 주시해야 한다.

가계의 구매력을 결정짓는 요인인 소득도 총수요에 큰 영향을 미치는 요인 중 하나이다. 일반적으로 가계소득이 증가한다면 서비스 및 상품에 대한 수요가 증가하기에 물가가 상승하게 된다. 반대로 가계소득이 줄어든다면 수요는 감소하기에 물가는 하락하게 된다.

기대인플레이션은 총공급과 총수요의 두 가지 측면에서 물가를 상승시키는 요인으로 영향을 미칠 수 있다. 인플레이션 기대심리가 시장에서 확산될 때 가계는 보유 중인 저축이나 현금의 실질가치가 떨어지는 상황을 우려해 부동산과 같은 실물자산을 구입하거나 소비를 앞당기기에 총수요가 증가하게 된다. 또한 기대인플레이션율이 상승할 경우 투자의 실질비용이라고 할 수 있는 실질금리가 낮아지기에 투자의 증가도 총수요를 증가시키는 요인으로써 작용하게 된다. 총공급의 측면에서 보면 기대인플레이션이 상승해 임금과 같은 생산요소가격의 상승이 예측될 경우 총공급이 감소하여 물가가 상승할 수 있다. 이와 같이 기대인플레이션은 현시점에서 물가 상승을 불러일으킬 수 있는 매우 중요한 요소이기에 각국의 중앙은행에서는 기대인플레이션율을 안정적인 수준에서 유지하고자 한다.

임금이 상승한다면 물가도 상승하게 된다. 임금은 기업 제조원가의 주요 항목 중 하나로서 비용 측면에서 물가를 변동시키는 주요 요인이다. 다만 임금이 상승할지라도 노동생산성이 향상된다면 물가상승 압력을 완화시킬 수 있다. 예를 들어 임금이 10% 상승할지라도 노동 시간 대비 생산량을 나타내는 노동생산성이 10% 증가한다면 기업의 입장에서는 제품가격을 인상시키지 않고도 이전과 유사한 수준에서 이익을 유지할 수 있다. 반면 임금이 노동생산성보다 가파르게 상승할 경우 제조원가가 늘어나기에 물가는 상승하게 된다.

우리나라는 원자재의 대다수를 수입에 의존하기에 국제원자재 가격이 변동할 경우 국내물가에 영향을 미치게 된다. 1973~74년과 1978~80년에 발생한 석유파동(oil shocks) 당시와 2007~08년에 발생한 국제원자재가격 급등으로 인해 물가가 크게 오른 것을 예로 들 수 있다.

수입품의 가격변동이 물가에 영향을 주기에 환율도 물가에 영향을 미치는 요인이라고 할 수 있다. 외국에서 상품을 수입할 경우 미달러화 같은 결제통화가 기준인 수입가격의 경우 변화가 발생하지 않을지라도 원화환

율이 상승할 때 동일한 상품 한 단위를 수입하기 위해서는 더 많은 원화가 필요하다. 따라서 원화가치가 하락할 경우 나타나는 환율 상승은 국내 물가를 상승시키는 요인으로 작용한다. 반대로 원화가치가 상승하여 환율이 하락하게 되면 물가는 하락하게 된다. 외환위기로 인해 원달러 환율이 전년에 비해 47.1%가 상승한 1998년에는 소비자물가와 생산자물가도 각각 전년에 비해 7.5%, 12.2%가 상승하였으며 2008년에 발생한 글로벌 금융위기로 인해 환율이 급등하였을 때 물가도 상당히 큰 폭으로 상승했다.

경쟁이나 유통구조 같은 시장 구조적 요인들도 물가에 영향을 미치는 요인이라고 볼 수 있다. 유통과정이 복잡할수록 유통마진은 커지기에 물가수준 또한 높아진다. 또한 시장구조가 독과점일 경우에는 가격이 일부의 기업들에 따라 주도적으로 결정되기에 물가수준이 높아진다. 이와 반대로 인터넷 쇼핑물이나 해외 직접구매가 시장에 확산되면서 유통구조의 혁신이 발생했는데 이러한 현상들은 물가를 안정시키는 요인으로 작용한다.

대외시장 개방의 확대도 물가에 영향을 끼치고 있다. 우리나라와 중국 간의 무역이 급격히 증가했던 2000년대 중반에 중국에서 생산된 저렴한 공산제품의 수입은 국내 물가안정에 어느 정도 기여하였다. 그 외에 세율 변동으로 인한 세금 부담의 변화, 부동산 임차료의 상승과 같은 요인들도 물가에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

2. 물가지수의 종류³⁾

우리나라에서 발표하는 대표적인 물가지수로는 통계청에서 조사하는 소

3) 한국은행, 2014, 알기 쉬운 경제지표, 한국은행 pp.197-204

비자물가지수, 한국은행에서 조사하는 생산자물가지수와 수출입물가지수 등을 예로 들 수 있다. 소비자물가지수(CPI: Consumer Price Index)란 가계에서 기본적인 일상생활을 영위하는데 필요로 하는 서비스와 상품의 종합적인 가격수준을 측정해 지수화하여 나타낸 것이다.

소비자 물가지수는 대표적인 물가지표 중의 하나로 가계의 생활비나 화폐의 가치를 비교하는 데 이용하며 또한 국민연금이나 노·사간의 임금 조정 등에 있어 기초자료로 이용된다. 소비자물가지수(2010=100 기준)의 조사지역은 서울을 포함한 37개의 주요 도시이며, 조사대상인 품목은 가계동향조사의 결과에서 확인된 조사 항목 중 월평균 소비금액이 총 소비금액의 1/10,000 이상으로 나타난 481개 품목(서비스 154개, 상품 327개)이다.

통계청은 지출을 목적으로 하는 지수(식료품 및 비주류음료, 의류 및 신발, 주택, 수도, 전기 및 연료, 교통, 통신 등)를 기본으로 분류하여 소비자물가지수를 나타내고 있으며 품목성질별로 구분하는 지수(농축수산물, 공업제품, 전기·수도·가스 및 서비스)도 조사하여 발표하고 있다.

이와 함께 특수한 목적으로 분류하는 지수에는 농산물 및 석유류제외지수, 생활물가지수, 식료품 및 에너지제외지수 등을 조사해 발표하고 있다. 이 중 생활물가지수의 경우에는 소비자물가지수 품목들 중 구입 빈도가 높으며 지출비중이 높아서 가격변동에 민감하다고 판단되는 142개 품목을 조사 대상으로 한다.

한편 물가변동의 원인이라 볼 수 있는 여러 요인들 중 일시적 공급충격의 영향을 제외한 후에 도출되는 물가상승률을 근원 인플레이션율이라고 정의한다. 우리나라에서는 근원인플레이션을 지표로 「농산물 및 석유류제외지수」를 작성했으며 2010년 기준 지수부터 OECD 기준을 따르는 「식료품 및 에너지제외지수」를 추가로 조사, 발표하고 있다.

생산자물가지수(PPI: Producer Price Index)란 국내생산자가 국내(내수)시장에 판

매하는 서비스 및 상품의 종합적인 가격수준을 측정해 지수화하여 나타낸 것이다.

<표 1> 소비자물가지수 기본분류 가중치 및 연평균 지수

(지수 : 2010=100)

분 류	가중치	2010	2011	2012	2013
총 지 수	1000.0	100.0	104.0	106.28	107.67
식료품 및 비주류 음료	139.0	100.0	108.1	112.43	113.39
주택·수도·전기 및 연료	173.0	100.0	104.5	109.34	113.21
교 통	111.4	100.0	107.0	110.45	109.87
교 육	103.5	100.0	101.7	103.18	104.39
음식 및 숙박	121.6	100.0	104.3	105.54	107.18

주 : 1) 가중치가 100이상인 분류만 표시

2) 소수점 표시는 통계청 기준을 따름(2009년 이전 지수는 3자리, 2010~2011년 지수는 1자리, 2012년 이후 지수는 2자리로 표시)

자료 : 한국은행 알기 쉬운 경제지표 해설.

생산자물가지수의 경우에는 서비스 및 상품의 전체적인 수급 상황을 파악하는데 이용하거나 명목생산액에서 실질생산액을 도출하는데 이용한다. 생산자물가지수는 1910년부터 작성되고 있는 우리나라에서 역사가 가장 오래된 통계 중 하나로서 1991년까지 도매물가지수로 발표되다가 1990=100을 기준으로 하는 지수부터 명칭을 생산자물가지수라고 변경하였다. 또한 1995=100을 기준으로 하는 지수부터는 경제의 서비스화 진전에 따라 금융, 부동산, 운수, 통신 등 주로 기업을 대상으로 하는 서비스를 포함하였다. 2010=100을 기준으로 하는 지수부터는 교육, 음식점, 문화·오락 등 일부의 개인을 대상으로 하는 서비스도 추가하였다.

생산자물가지수의 조사대상 품목에는 서비스의 경우 모집단거래액(내수출하액)의 1/2,000 이상, 상품의 경우 1/10,000 이상으로 소속된 상품군의 가격변동을 대표하며 가격 시계열 자료가 유지 가능한 896개(서비스 102개, 상품 794개)이다. 이렇게 선정된 품목들을 이용하여 산업별 기본분류 지수를 도출하며 특수분류 지수(신선식품과 신선식품이외, 신선식품 및 에너지이외, 식료

품과 식료품이외, 에너지와 에너지이외, IT와 IT이외 등)도 조사하고 있다.

한편 생산자물가지수와 소비자물가지수는 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 먼저 소비자물가지수의 경우 상품 부문에 소비재만을 포함하지만, 생산자물가지수의 경우에는 소비재뿐만 아니라 자본재도 포함하며 생산과정에 순차적으로 투입되는 원재료와 중간재까지 포함한다. 서비스 부문의 경우 소비자물가지수는 개인서비스만을 대상으로 하지만 생산자물가지수는 주로 기업을 대상으로 하는 서비스를 포함하며 일부 개인을 대상으로 하는 서비스도 포함한다. 생산자물가지수는 이와 같이 가격변동이 심하게 나타나는 자본재, 원재료 및 중간재 등을 포함하기에 소비자물가지수와 비교했을 때 상대적으로 높은 변동성이 나타난다. 이어서 조사가격에서도 차이가 나타나는데 소비자물가지수의 경우 부가가치세 등을 포함해 소비자가 실제로 지불하게 되는 소비자가격을 조사하지만, 생산자물가지수의 경우에는 생산자가 제품 당 실제로 취득하게 되는 기초가격을 조사한다.

<표 2> 생산자물가지수 기본분류 가중치 및 연평균 지수

(지수 : 2010=100)

분 류	가중치	2010	2011	2012	2013
총지수	1000.0	100.00	106.71	107.45	105.73
농림수산물	31.5	100.00	107.43	108.33	101.86
광산물	2.4	100.00	102.14	105.68	108.17
공산물	615.4	100.00	109.00	108.57	105.32
전력·가스 및 수도	59.2	100.00	105.82	113.74	120.19
서비스	291.5	100.00	102.47	104.15	104.52

주 : 소수점 표시는 한국은행 기준을 따름(1990년 이전 지수는 4자리, 이후 지수는 2자리로 표시)

자료 : 한국은행 알기 쉬운 경제지표 해설.

수출입물가지수(XMPI: eXport and iMport price Indexes)란 수출 상품과

수입 상품의 가격수준을 종합적으로 측정하고 지수화하여 도출한 것이다. 수출입물가지수의 경우 수출입업체들의 수출수익성 변동이나 수입원가 파악, 수출물가지수와 수입물가지수 간의 상호 비교를 통해 교역조건(terms of trade) 측정에 이용한다. 또한 명목가격을 기준으로 수출액 및 수입액을 실질화시키는 경우에도 이용된다. 수출물가지수 및 수입물가지수 중 조사품목은 각각 213개와 239개로 통관기준에서 총수출액 및 총수입액 중 차지하는 비중이 1/2,000 이상이라고 판단되는 품목들이다. 조사가격의 경우 수출은 FOB가격이며 수입은 CIF가격이 원칙이지만 일부 품목의 경우 조사대상처의 거래관행을 따른다. 또한 국제시세를 반영하며 국내물가에 대한 선행성을 갖도록 하기 위해 통관시점이 아니라 계약시점 가격을 조사하고 있다.

수출입물가지수는 원화, 달러화, 계약통화 3종류의 통화를 기준으로 하여 작성되며 원화가 주지수로서 활용된다. 계약통화기준 지수란 수출입 계약에 있어 실제로 이용되는 결제통화를 기준으로 산출되는 지수이며, 달러기준 및 원화기준 지수의 경우에는 계약통화가 각각 미달러화와 원화를 기준으로 환산하여 작성되는 지수이다.

또한 원화기준과 계약통화기준 수출입물가지수 간의 차이점에 대해서도 확실히 구분해야할 필요가 있다. 계약통화기준 지수의 경우에는 수출입 상품이 국제적인 공급 및 수요 여건에 따라 변동하게 되며 원화기준 지수는 추가적으로 원화환율 변동에 따라 영향을 받게 된다. 계약통화기준 지수에는 변화가 없을지라도 원화환율에서 변화가 발생하면 원화기준 지수는 변동이 발생한다. 예를 들면 우리나라 기업이 미달러화를 결제통화로 미국시장에 자동차를 수출할 경우 이 기업에서 미국의 경제 상황과 같은 여러 조건을 고려해 미달러화 수출가격을 유지한다면 계약통화 기준에서 자동차 수출물가지수에 변화는 나타나지 않는다. 하지만 원달러 기준 환율이 외환시장에서 전월에 대비하여 3% 하락할 경우에는 원화기준에서

자동차 수출물가지수도 3% 하락하게 된다. 이와 같이 위와 같은 예를 통하여 알 수 있듯이 원화기준에서 수출물가지수가 하락한 경우만을 통해 국내제품의 수출시장 수요가 감소하였다고 간단히 판단해서는 안된다.

<표 3> 수출입물가지수(원화기준)의 가중치 및 연평균 지수

(지수 : 2010=100)

분 류		가중치	2010	2011	2012	2013
수출 물가 지수	총지수	1000.0	100.00	100.24	97.87	93.69
	농림수산물	4.6	100.00	114.73	111.53	97.68
	공산품	995.4	100.00	100.16	97.79	93.66
수입 물가 지수	총지수	1000.0	100.00	111.60	110.79	102.66
	원재료	361.4	100.00	126.71	128.18	118.17
	중간재	453.1	100.00	106.11	103.03	95.03
	최종재	185.5	100.00	99.29	100.53	95.93
	자본재	87.3	100.00	99.79	101.04	94.08
	소비재	98.2	100.00	98.74	99.74	97.44

주 : 소수점 표시는 한국은행 기준을 따름(1990년 이전 지수는 4자리, 이후 지수는 2자리로 표시)

자료 : 한국은행 알기 쉬운 경제지표 해설.

끝으로 생산자물가지수와 함께 편성되는 총산출물가지수(TOPI: Total Output Price Index)와 국내공급물가지수(DSPI: Domestic Supply Price Index)가 있다.

<표 4> 국내공급물가지수, 총산출물가지수의 가중치 및 연평균 지수

(지수 : 2010=100)

분 류		가중치	2010	2011	2012	2013
국내 공급 물가 지수	총지수	1000.00	100.00	108.08	108.56	105.15
	원재료	95.19	100.00	125.55	129.29	119.83
	중간재	599.45	100.00	108.09	107.51	103.70
	최종재	305.36	100.00	103.13	104.70	104.02

분 류		가중치	2010	2011	2012	2013
총산물 물가 지수	총지수	1000.00	100.00	105.44	105.55	103.23
	농림수산물	25.15	100.00	107.50	108.33	101.23
	광산물	1.82	100.00	102.14	105.68	108.17
	공산물	702.79	100.00	106.44	105.46	101.89
	전력·가스 및 수도	45.72	100.00	105.82	113.74	120.19
	서비스	224.52	100.00	102.47	104.15	104.52

주 : 소수점 표시는 한국은행 기준을 따름(1990년 이전 지수는 4자리, 이후 지수는 2자리로 표시)

자료 : 한국은행 알기 쉬운 경제지표 해설.

국내공급물가지수는 생산자물가지수의 포괄범위뿐만 아니라 수입품까지 포함해 국내시장에 공급되는 서비스 및 상품의 가격수준을 종합적으로 측정하여 지수화하여 나타낸 지수이다. 국내공급물가지수는 가공단계별로 원료, 중간재화 및 최종재화(소비재 및 자본재)로 지수를 구분하기 때문에 물가가 단계별로 파급되는 과정을 파악하는 데 있어 용이하다.

또한 2010=100 기준 지수부터 생산자물가지수에 수출품까지 포함하여 국내기업에서 산출한 서비스 및 상품의 종합적인 가격수준을 측정해 지수화하여 나타낸 총산출물가지수를 편제 및 발표하고 있다.

지금까지 살펴본 것과 같이 물가지수는 목적에 따라 가중치, 조사가격 그리고 조사대상 품목 등이 달라진다. 따라서 물가지수를 올바르게 사용하기 위해선 지수별 성격과 이용 범위 등에 대해서 숙지할 필요가 있다. 아래의 표는 우리나라를 대표하는 물가지수들의 특징들에 대해 비교 정리한 것이다.

<표 5> 우리나라 주요 물가지수 비교

구 분	소비자물가지수	생산자물가지수	수출입물가지수
작성기관	통계청	한국은행	한국은행
조사범위	가계가 소비하는 상품 및 서비스의 가격 수준 측정	국내생산자가 국내 시장에 출하하는 상품 및 서비스의 가격수준 측정	수출 및 수입 상품의 가격수준 측정

구 분	소비자물가지수	생산자물가지수	수출입물가지수
대상품목	가계소비지출 비중이 큰 소비재와 개인서비스 481개 품목	국내 거래규모가 큰 상품 및 서비스 896개 품목	수출 및 수입 규모가 큰 수출 213개, 수입 239개 품목
대상품목 선정기준	가계동향조사 소비 지출액이 총소비지출액의 1/10,000 이상인 품목	국내 출하액의 1/10,000 이상인 상품 및 1/2,000 이상인 서비스 품목	수출액 및 수입액의 1/2,000 이상인 품목
지수 기준연도	2010년	2010년	2010년
조사가격	소비자구입가격	기초가격	수출입계약가격
지수산식	연쇄가중 라스파이레스식	연쇄가중 로우식	연쇄가중 로우식
이용범위	생계비 또는 화폐가치 비교, 국민연금 수령액 및 노·사간 임금 조정 등을 위한 기초자료 등	상품 및 서비스의 전반적인 수급 파악, 실질국내총생산 산출 등	수출 채산성 및 수입 원가 변동 측정, 교역 조건 계산, 실질국내총생산 산출 등

주 : 1) 소비자물가지수는 2010=100 기준 지수에 사용되는 품목 수 기준이며, 생산자물가지수와 수출입물가지수는 2014년 연환지수 산출에 사용된 품목 기준임

2) 5년마다 변경

자료 : 한국은행 알기 쉬운 경제지표 해설.

Ⅲ. 추정모형

1. 단위근 검정

시계열에 단위근이 존재한다는 것은 시계열이 확률적 추세를 내포하기에 차분시켜 안정적인 시계열로 회복시켜야하는 의미이다. 예를 들어, I(1)시계열은 1차 차분했을 때 안정적인 시계열이므로 단위근이 존재한다. 단위근의 존재 여부는 단위 자체가 의미하는 대로 특성방정식의 근이 단위(unit), 1이라는 값을 지니는가에 달려 있다. 예를 들면, 확률보행과정 $Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t$ 의 특성방정식은 $(1-L)Y_t = \epsilon_t$ (단, L은 후방전위연산자)로부터 $1-\lambda=0$ 으로 표시되며, 이 때 근은 $\lambda=1$ 이란 값을 가지기에 단위근이 존재한다고 얘기한다. 그러나 주어진 시계열자료에서 특성방정식은 선형적으로 알 수 없기에 일정한 검정방법이 필요하며, 이를 단위근 검정이라고 한다.

단위근의 유무를 검정하는 단위근 검정방법으로는 DF(Dickey-Fuller) 단위근 검정법과 DF 단위근 검정법에서 발생할 수 있는 오차항의 자기상관 문제를 해결한 ADF 단위근 검정법, 오차항의 자기상관과 이분산 문제를 해결한 PP 단위근 검정법, 그리고 제1종 오류를 범할 수 있는 문제를 해결한 KPSS 단위근 검정법 등이 있는데 본 연구에서는 ADF 단위근 검정법, PP 단위근 검정법, KPSS 단위근 검정법을 이용하고자 한다.

Dickey-Fuller(DF) 검정법은 우선 시계열 Y_t 가 AR(1)의 과정으로 표현 가능하다고 보며 Y_t 와 Y_{t-1} 의 회귀계수인 ρ 가 1과 일치하는지(단위근을 갖는지) 여부를 검정하는 방법론이다. 그러나 절편과 선형추세의 가능성

이 함께 존재하므로 Dickey-Fuller는 다음의 3가지 모형을 상정하고 상황에 따라 적절한 모형을 선정하여 검정할 것을 제안하였다.

$$\text{모형 I : } Y_t = \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{모형 II : } Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{모형 III : } Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

그런데 DF 검정은 보통 검정과정의 편의를 위하여 위의 세 추정식 대신에 아래와 같은 식을 이용해 수행된다.

$$\text{모형 I : } \Delta Y_m = \gamma Y_{m-1} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 II : } \Delta Y_m = \alpha + \gamma Y_{m-1} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 III : } \Delta Y_m = \alpha + \beta T + \gamma Y_{m-1} + \epsilon_m$$

이 때 귀무가설은 $H_0 : \gamma = 0$ 이 되며($H_0 : \gamma = 1$ 의 경우 성립되는 가설임), 검정통계량은 t검정과 비슷한 경우이지만 비표준적 분포를 따르는 τ 비율이다.

$$\tau = \frac{\hat{\alpha}}{s_{\hat{\alpha}}}$$

(단, $s_{\hat{\alpha}}$ 는 $\hat{\alpha}$ 의 표준오차임)

여기서 주의할 점은 위 식들 중 어떤 식이 적절한지는 우선 세 번째 식에서 $H_0 : \beta = 0$ 에 대하여 DF 검정을 실시한 후에 판정할 수 있다. 이 때의 검정통계량은,

$$\tau = \frac{\hat{\beta}}{s_{\hat{\beta}}}$$

가 된다. 만일 Y_m 에 추세선이 있음에도 불구하고 이를 무시할 경우 Y_m 과 Y_{m-1} 이 모두 장기에서는 추세선보다 압도될 것이기에 결국 추세선을 추세선에 회귀시킨다는 결과를 초래하게 되고, 향후에는 $H_0: \rho=1$ 또는 $H_0: \gamma=0$ 을 기각할 수 있는 가능성이 희박하게 되기에 추세선의 존재 가능성은 사전에 확실히 확인해야 한다. 마찬가지로 논리에 의해 상수항의 유의성 검정($H_0: \alpha=0$)을 통해 모형 I 과 모형 II 중에서 어떤 것으로 단위근 검정을 수행하는 것이 적절한지 사전에 검증가능하다.

이상에서 살펴본 Dickey-Fuller 검정방법은 처음 개발된 단위근 검정법이라는 점에서 의의를 부여할 수 있지만 오차항에 자기상관이 존재하지 않는다는 비현실적인 가정을 하고 있기에 문제점을 가지고 있다. 일반적으로 이 가정을 만족하지 못한다고 판단되기에, 자기상관이 존재할 경우를 가정한 단위근 검정법이 필요하다. 이러한 요구에 의해 개발된 검정방법 중 대표적으로 ADF 검정방법과 Phillips-Perron 검정방법 등이 있다. 그러나 DF검정법은 오차항의 자기상관 문제를 고려하는 이러한 검정방법들을 개발하는 데 기본이 되는 검정방법이다. 즉, 이러한 방법들은 보통 자기상관의 문제를 추정한 다음 이를 이용해 검정통계량을 변화시키는데, 결국 이러한 검정통계량의 분포가 DF 검정통계량의 분포와 동일하도록 조정을 하는 것이다.

단순한 DF 검정의 치명적인 약점은 시계열변수를 AR(1), 오차항 ϵ_t 는 상호 독립적이며 동일한 (공)분산이 나타난다고 가정($\epsilon_t \sim iid$)한다는 점이다. 일반적으로 추정 결과 도출되는 잔차항 $\hat{\epsilon}_t$ 은 대부분 자기상관 현상을 갖고 있기에, 일관성 있는 추정량의 도출을 불가능하게 하므로 DF 검정의

유효성은 심각한 회의를 갖게 된다.

ADF(augmented Dickey-Fuller test) 검정방법은 이러한 자기상관의 문제를 해결하기 위해, 위의 세 가지 모형의 식에 차분추가항(augmented terms), ΔY_{m-l} , $l=1, \dots, q$ 을 추가시키고 난 뒤 추정해야 한다고 주장하고 있다. Said-Dickey(1984, 1985)는 이렇게 차분추가항을 충분히 추가시키면, 산출되는 검정통계량은 자기상관의 문제가 해결된 상태에서 도출되기에 분포가 DF 검정통계량과 점차 동일해 진다는 것을 증명했다.

$$\text{모형 I : } \Delta Y_m = \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 II : } \Delta Y_m = \alpha + \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 III : } \Delta Y_m = \alpha + \beta m + \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

ADF 검정은 DF 검정과 동일하게 F 통계량을 위의 세 가지 모형에 적용시키며(이 때의 ADF 통계량은 DF 통계량과 점차 동일한 분포로 바뀐), 검정요령이나 가설의 설정 등도 DF 검정과 같다.

ADF 검정법은 적용이 편리하기에 가장 널리 사용되는 방법이지만, 근래에는 검정능력(power of the test)이 취약하다는 비판이 나타나고 있다. 즉, ADF 검정방법의 Type-II 오차의 확률이 비교적 크다는 점이 단점으로 지적된다.⁴⁾

ADF 검정방법은 오차항이 독립적이며 동일한 분포(i.i.d)를 갖는다고 가정하고 있다. ADF 검정방법의 이 가정은 실제로는 상당히 제약적인 가정이라고 할 수 있다. Philips & Perron(1988)은 오차항이 자기상관의 문

4) 이종원, 2009, 계량경제학, 박문사 pp.875-880

제와 이분산(heteroscedasticity)을 갖는 경우로서 ADF검증을 일반화했다.

Phillips-Perron(PP) 검정방법에서 사용하는 모형들의 경우 ADF 검정 방법에서 이용된

$$\text{모형 I : } \Delta Y_m = \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 II : } \Delta Y_m = \alpha + \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

$$\text{모형 III : } \Delta Y_m = \alpha + \beta m + \gamma Y_{m-1} + \sum_{k=1}^q \delta_k \Delta Y_{m-k} + \epsilon_m$$

모형 I 부터 모형 III까지와 기본적으로 동일하다. PP검정방법의 검정통계량의 점근분포(asymptotic distribution)는 ADF와 동일하기에, PP 검정방법의 임계값은 ADF 검정방법과 동일하다.⁵⁾

Kwiatkowski, Philips, Schmidt, and Shin(1992: KPSS)은 단위근 가설을 대립가설로 설정하여 추세정상 귀무가설을 검정하는 방법을 제시하였다. y_t 가 다음과 같이 확정적 추세 Z_t 와 확률적 추세 r_t , 확률적 오차항 u_t 의 합으로 구성된다고 생각해보자.

$$y_m = \delta' Z_m + r_m + u_m$$

여기서, $Z_m = [1, m]'$, $r_m = r_{m-1} + \eta_m$, $\eta_m \sim \text{iid}(0, \sigma_\eta^2)$, u_m 는 안정적 ARMA과정을 나타낸다. $\{y_m\}_{m=1}^M$ 가 추세정상 시계열이기 위해서는 $\sigma_\eta^2 = 0$ 이어야 한다. 그래야만 r_m 가 상수가 되어, y_m 가 확정적 추세와 안정적 ARMA 과정의 합으로 구성되기 때문이다. 반면, 단위근 대립가설은 $\sigma_\eta^2 > 0$ 을 의미

5) 조담, 2006, 금융계량분석, 청람 pp.273-278

한다. KPSS(1992)는 이와 같은 가설을 검정하기 위하여 다음과 같은 LM 통계량을 제안하였다.

$$LM = M^{-2} \sum_{m=1}^M S_m^2 / s^2$$

여기서, S_m 는 귀무가설 하에서 구한 잔차항 $\hat{u}_m$ 의 부분합(partial sum: $S_m = \sum_{l=1}^m \hat{u}_l$)을, s^2 는 u_m 의 장기분산(long-run variance) 추정량을 나타낸다. 6)

2. 그랜저 인과성 검정⁷⁾

회귀분석에서 한 변수가 원인변수이고 다른 변수가 결과변수인가에 관한 문제는 경제이론에 의해 결정된 것으로 판단하고 이러한 인과관계를 현실자료를 이용해 확인하는 것이 보통이었다. 하지만 원인과 결과가 불투명할 경우 함수관계에 대하여 명확한 결정을 내릴 수 없다. 이러한 문제와 관련하여 시차분포모형을 통해 원인과 결과를 알아보는 검정방법이 인과관계검정으로 Granger에 의해 개발되었다.

확률변수 간의 인과관계를 검정하는데 일반적으로 사용되는 Granger 인과관계 검정은 F통계량을 이용하는 단순한 방법이다. Granger의 정의에 따르면 Y를 예측(추정)할 때 Y의 과거값과 함께 X의 과거값도 함께

6) 조하연·황선웅, 2007, 한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성

7) 송일호·정우수, 2002, SAS와 EVIEWS를 이용한 계량경제실증분석, 삼원사 pp.349-350

이용하는 것이 Y의 과거값 만을 이용해 예측(추정)하는 것보다 정확하며 X에서 Y로의 인과성이 존재한다고 판단한다. 이와 마찬가지로 X의 예측(추정)이 자신의 과거값 만에 의존하는 것보다 Y의 과거값이 포함되어 좋아질 경우 Y에서 X로의 인과성이 존재한다고 본다. 이러한 관계가 두 방향 모두 성립될 때 X와 Y는 상호의존적인 관계로서 쌍방의 인과방향이 존재한다고 볼 수 있다. Granger 인과관계 검정은 한 변수가 또다른 변수를 예측하는데 있어 도움이 되지 않는다는 귀무가설에 대한 검정이라고 할 수 있다.

Granger 인과성 검정법은 아래와 같이 X와 Y 중 어떤 것이 원인이 되었는지 확인하기 위한 분석모형으로 두 회귀방정식으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y_t = \sum_{k=1}^m \alpha_k X_{t-k} + \sum_{p=1}^m \beta_p X_{t-p} + \epsilon_{1t}$$

$$X_t = \sum_{k=1}^j \gamma_k X_{t-k} + \sum_{p=1}^j \delta_p Y_{t-p} + \epsilon_{2t}$$

벡터자기회귀(VAR)을 이용한 정보요인 값을 이용해 적정시차를 구하여 추정하되 두 식을 각각 한번은 그대로 추정하고, 한번은 $\alpha_i = 0$ for, $\delta_j = 0$ for 라는 조건하에 추정한 후 조건의 현실성 여부를 검정한다. ϵ_t 는 오차항이며 상호 독립적이고 동분산(iid; independently and identically distributed)이다. X의 과거값이 첫 번째 회귀식의 설명력을 유의적으로 증가시켰는지를 결정하는데 F검정이 이용된다.

$$F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/p}{(RSS_1)/(T - 2p - 1)}$$

단, T: 총관측치수

p: 제약조건이 부과된 회귀계수의 수

RSS_0 : 제약조건을 부여했을 때 잔차제곱합

RSS_1 : 제약조건을 부여하지 않았을 때 잔차제곱합

F값이 $F(p, T-2p-1)$ 분포에 대하여 5% 임계치보다 크다면 Y는 X를 Granger Cause 하지 않는다는 귀무가설을 기각한다. 위 식에서 RSS_0 과 RSS_1 은 $\alpha_i = 0$ 또는 $\delta_j = 0$ 이란 조건을 부여했을 때와 부여하지 않고 추정했을 때의 RSS 값을 나타낸다. 이 검정통계량의 값이 임계치보다 크면 부여된 조건의 영향이 큰 것으로 보고 귀무가설 $H_0 : \alpha_i = 0$ 또는 $H_0 : \delta_i = 0$ 을 기각하게 된다. 이러한 검정을 통해 다음의 네 가지 상황에 대하여 요약하면 다음과 같다.

<표 6> 그랜저 인과성 검정의 결과 해석

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	인과관계의 방향
채택	기각	$Y \rightarrow X$ 로의 인과관계
기각	채택	$X \rightarrow Y$ 로의 인과관계
채택	기각	인과관계가 존재하지 않는 상호독립적 관계
기각	채택	$X \rightleftharpoons Y$ 상호작용 인과관계

3. 벡터자기회귀모형

VAR(Vector Autoregressive)모형은 변수들 사이의 구조적 관계를 특정한 경제이론에 의해 제약을 가하지 않기에 현실에서 유용한 정보를 상실하지 않는 모형이다. 즉 모형작성자의 주관적인 판단을 배제하고 사전적

으로 특정 경제이론에 의존하지 않고 모든 가능성을 다 열어두는 일반적인 형태로 정형화시켜, 경제변수들 간의 구조적 관계를 경제자료에 근거해 판단하며 이론의 임의적인 적용을 배제시키는 모형이다.

VAR은 1980년 Sims가 처음 제안하였으며, 다수의 시계열자료에 대한 분석을 위해 변수 상호간에 영향이 나타나는 동적 연립방정식모형이라고 볼 수 있다. 대부분은 동태적인 시스템 속에서 변수 사이의 관계를 단일 방정식 형태로 표현하기 힘들다는 이유로 적절한 데이터 생성 프로세스를 표현하기 위하여 동태적인 식들이 필요한데, VAR에서는 내생변수의 벡터를 자신과 자신 이외 다른 변수의 시차치(lagged value)에 대한 선형함수로 나타낸다. 그리고 시스템 속에 동일한 시점의 외생변수나 시차를 갖는 외생변수의 경우에도 포함가능하다.

VAR모형에서 시차를 넓게 잡을수록 잔차항의 자기상관이 줄어든다는 이점이 있지만 반대로 효율성이 떨어진다는 상충관계가 존재한다. 이러한 이유로 적정시차의 선정이 필요하다. 적정시차를 선정할 때는 정보요인값을 일반적으로 이용하며, AR과정의 경우에는 적정시차를 선정할 때 편상관계수를 이용하여 결정할 수 있다.⁸⁾

VAR모형은 서로 인과관계가 나타나는 변수들의 현재 값을 종속변수로, 자신과 다른 변수들의 과거 값을 독립변수로 구성한 N개의 선형회귀방정식을 이용해 시계열모형을 추정하는 방법이다. 모형내의 모든 변수들을 내생변수로, 모든 시차변수들을 외생변수로 간주하는 것이다. 그러나 VAR모형은 시차, 변수 배열순서 등에 따라 결과가 달라질 수 있다. VAR모형은 일반적으로 아래의 식과 같다.

8) 송일호·정우수, 2002, SAS와 EVIEWS를 이용한 계량경제실증분석, 삼원사 pp.295-297

$$X_i = A(L)X_{i-1} + \epsilon_i = \sum_{k=1}^p A_k X_{i-k} + \epsilon_i$$

X_i : n벡터, $A(L) = \sum_{k=1}^p A_k L_{k-1}$: 시차 연산자로 표현된 p차 (n^*, n) 다항식

VAR모형은 모형 내 변수들 사이의 정보전달 속도에 관해 분석이 가능하며, 추정모형내의 시계열들이 높은 수준의 자기상관이 존재할 경우 적절하다.⁹⁾

4. 충격반응분석

충격반응분석은 내생변수의 현재 값과 미래 값에 대한 하나의 오차항에 관하여 1표준편차 충격만큼의 효과를 측정한다. k번째 변수에 미치는 충격은 k번째 변수에 직접적으로 영향이 나타난다. 또한 VAR모형에 의해 모든 내생변수들에게 그 충격이 전달된다.¹⁰⁾ 그 식은 아래와 같다.

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

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

여기서 ϵ_{1t} 의 변화는 즉시 현재 Y_t 의 값의 변화로 나타난다. 또한 양 방정식에 후행된 Y_t 가 나타나기에 X_t 와 Y_t 의 모든 미래 값은 변하게 된다.

9) 박송춘 외, 「통화안정증권이 환율·주가지수·물가지수에 미치는 파급 효과에 관한 연구」, 산업경제연구, 2009, p.7

10) 이흥재 외, 「E-views를 이용한 금융경제 시계열 분석」, 경문사, 2005, p.495

이 때 만약 오차항 ϵ_{1t} 와 ϵ_{2t} 에 상관관계가 나타나지 않는다면 충격반응에 대한 해석은 선형적이다.

오차항 ϵ_{1t} 는 Y_t 와 관련된 것이고, ϵ_{2t} 는 X_t 와 관련된 것이기에 오차항 ϵ_{2t} 의 충격반응함수는 현재와 미래의 Y_t 와 X_t 의 1표준편차에 가해지는 통계량 충격효과를 측정한다.¹¹⁾

5. 예측오차분산분해

예측오차 분산분해분석은 단일변수의 움직임에 대한 설명으로서 각 변수의 상대적인 중요성을 예측오차의 분산분해라는 방법으로 평가하는 것이다. 이는 원래의 예측오차에 여러 변수들의 충격이 섞여있기에 이것을 각 요인별로 그 중요성에 따라 분류할 때 경제적으로 유용한 정보를 얻게 된다. 따라서 VAR모형 내 각 변수의 오차항에 예측오차의 분산을 그 중요도에 따라 적당한 비율로 분할하여 나타내는 방법이다. 즉, 예측오차분산분석은 변수의 오차항을 그 중요성에 따라 적당한 비율로 분할한다는 의미에서 분산분해라고 한다. 그 모형은 아래의 식과 같다.¹²⁾

$$X_{m+n} = \Psi_0 \epsilon_{m+n} + \Psi_1 \epsilon_{m+n-1} + \dots + \Psi_m \epsilon_n + \Psi_{m+1} \epsilon_{n+1} + \dots$$

$$E(X_{t+k} | X_m, X_{m-1}, \dots) = \Psi_m \epsilon_n + \Psi_{m+1} \epsilon_{n-1} + \dots$$

11) 김효미 「농산물도매시장 간 가격의 동태적 분석 -가락도매시장과 강서도매시장을 중심으로-」, 석사논문, 2014, p.25

12) 송일호·정우수, 「계량경제 실증분석」, 삼영사, 2002, p.295

IV. 실증분석

1. 분석 자료

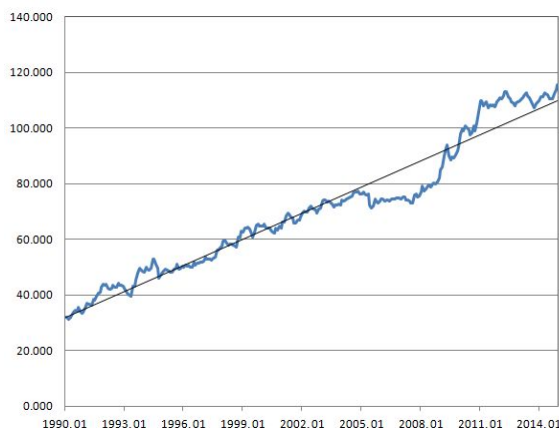
신선식품 소비자 물가지수간의 인과관계를 알아보기 위해 본 연구에서는 국가통계포털에서 제공하는 1990년 1월부터 2014년 12월까지 2010년을 기준으로 한 신선식품 소비자물가지수의 신선어개, 신선채소, 신선과실 전국평균 월별자료를 이용하였다. 신선어개 물가지수는 갈치, 명태, 조기, 고등어, 꽂치, 오징어, 게, 굴, 조개, 전복의 전국평균 물가지수 자료다. 신선채소 물가지수는 배추, 상추, 양상추, 시금치, 양배추, 미나리, 깻잎, 부추, 무, 열무, 당근, 감자, 고구마, 도라지, 콩나물, 버섯, 오이, 풋고추, 호박, 가지, 토마토, 파, 양파, 브로콜리, 고사리, 피망의 전국평균 물가지수 자료다. 신선과실 물가지수는 사과, 배, 복숭아, 포도, 밤, 감, 귤, 오렌지, 참외, 딸기, 바나나, 키위의 전국평균 물가지수 자료다. 이 세 종류의 물가지수 외에도 기타신선 물가지수 자료가 있지만 기타신선 물가지수의 품목이 마늘, 생강으로 가짓수가 작아 본 연구에서는 제외하였다. 신선식품 소비자 물가지수의 기초통계량 값은 아래의 <표 7>과 같다.

<표 7> 신선식품 물가지수의 기초통계량

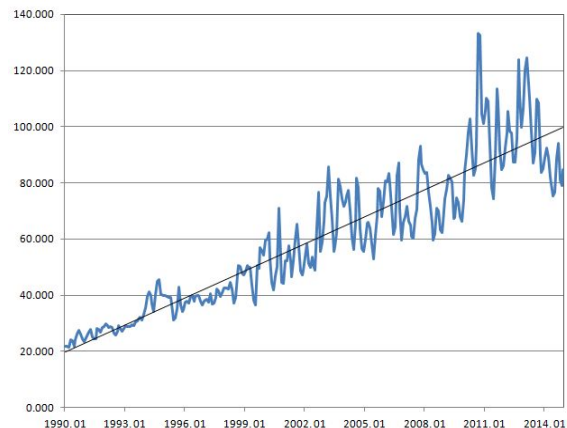
	신선어개	신선채소	신선과실
평균	70.80	59.92	76.30
중간값	70.76	57.52	72.00
최솟값	31.26	21.57	31.71
최댓값	115.40	133.30	131.22
분산	539.52	636.76	665.78

월별 신선식품 소비자 물가지수의 기초통계량을 살펴보면, 먼저 신선어개 물가지수의 평균은 70.8, 최솟값은 31.26, 최댓값은 115.4였다. 다음으로 신선채소의 평균은 59.92, 최솟값은 21.57, 최댓값은 133.3이었으며, 신선과실의 평균은 76.3, 최솟값은 31.71, 최댓값은 131.22였다. 기초통계량 분석 결과, 신선어개 물가지수와 신선과실 물가지수 평균에 비해 신선채소 물가지수의 평균은 낮았으며, 최솟값도 낮은 것을 알 수 있다. 하지만 최댓값을 살펴보면 신선어개 물가지수의 최댓값이 제일 낮으며 신선채소 물가지수와 신선과실 물가지수의 최댓값은 비슷해 신선채소 물가지수의 추세가 상당히 가파르다는 것을 알 수 있다.

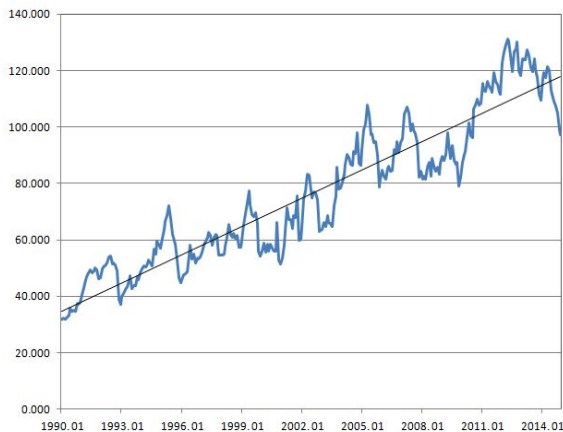
아래의 <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>은 분석에 사용한 신선식품 소비자 물가지수의 추세를 보여주고 있다. 세 가지의 물가지수 모두 상승하는 추세를 나타내고 있지만, 신선어개 물가지수에 비해 신선채소 물가지수와 신선과실 물가지수는 변동폭이 크다. 이는 어개에 비해 채소와 과실은 계절에 따른 변동성으로 인해 이런 추세가 나타난다는 것을 생각해 볼 수 있다. 특히 과실보다 채소가 계절에 따른 변동이 더욱 심하게 나타나고 있다.



<그림 1> 신선어개 물가지수



<그림 2> 신선채소 물가지수



<그림 3> 신선과실 물가지수

2. 인과관계 분석

가. 단위근 검정

시계열 자료가 안정적인지를 판단할 수 있는 단위근의 존재유무를 판단하기 위해 ADF 검정과 PP 검정, KPSS 검정을 이용하여 수준변수에 대해 단위근 검정을 실시하였다. 세 종류의 검정 모두 절편과 추세를 추가하여 분석을 실시하였다.

<표 8> 신선식품 물가지수 수준변수 단위근 검정결과

검정		신선채소	신선과실	신선어개
ADF	t-Stat	-4.71107	-4.60030	-2.42225
	Prob.	0.0008	0.0012	0.3672
PP	t-Stat	-6.83981	-3.97062	-2.00948
	Prob.	0.0000	0.0106	0.5934

검정		신선채소	신선과실	신선어개
KPSS	LM-Stat	0.057113	0.096154	0.243350
	1% level	0.216000	0.216000	0.216000
	5% level	0.146000	0.146000	0.146000
	10% level	0.119000	0.119000	0.119000

<표 8>은 신선어개, 신선과실, 신선채소의 수준변수에 대한 단위근 검정결과이다. ADF 검정, PP 검정, KPSS 검정 결과 5%의 유의수준에서 ADF 검정의 경우 신선채소와 신선과실은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났지만, 신선어개는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. PP 검정에서도 ADF 검정과 마찬가지로 신선채소와 신선과실에서는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났지만 신선어개는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. KPSS 검정의 경우에도 신선채소와 신선과실은 단위근이 존재하지 않았지만 신선어개에서는 단위근이 존재하는 것으로 확인되었다. 단위근 검정을 실시한 결과 신선식품 물가지수의 수준변수들 중 신선어개를 제외한 신선채소와 신선과실이 안정적인 시계열로 판정되었다. 따라서 이 변수들을 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 만들기 위해 로그변환과 1차 차분을 실시한 후 단위근 검정을 시도한 결과 아래의 <표 9>와 같이 모든 변수가 안정적인 시계열인 것으로 판정된다.

<표 9> 신선식품 물가지수 로그차분 변수 단위근 검정결과

검정		신선어개	신선과실	신선채소
ADF	t-Stat	-15.3879	-4.91031	-16.8554
	Prob.	0.0000	0.0004	0.0000
PP	t-Stat	-15.3406	-17.0049	-28.0457
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000

검정		신선어개	신선과실	신선채소
KPSS	LM-Stat	0.068906	0.025916	0.183287
	1% level	0.216000	0.216000	0.216000
	5% level	0.146000	0.146000	0.146000
	10% level	0.119000	0.119000	0.119000

나. 적정시차 선정

<표 10> 신선식품 물가지수의 VAR 모형 시차 분석 결과

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1483.314	NA	1.01E-08	-9.90177	-9.86464	-9.88691
1	1512.353	57.30164	8.79E-09	-10.0358	-9.8873	-9.97637
2	1563.315	99.53793	6.64E-09	-10.3165	-10.05659*	-10.2125
3	1580.055	32.36027	6.31E-09	-10.3683	-9.99698	-10.2197
4	1597.267	32.92664	5.97E-09	-10.4232	-9.94053	-10.23001*
5	1606.794	18.0348	5.95e-09*	-10.42672*	-9.83267	-10.189
6	1612.061	9.864471	6.10E-09	-10.4018	-9.69631	-10.1194
7	1621.312	17.14070*	6.09E-09	-10.4034	-9.58661	-10.0765
8	1627.378	11.11761	6.22E-09	-10.3838	-9.4556	-10.0123

VAR 모형을 이용하는데 있어 모형의 시차 선정은 중요한 요소이기에 정보기준에 근거해 적정시차를 선정해야한다. 위의 <표 10>은 적정시차를 선정하기 위한 정보기준 분석결과이다.

정보기준 분석결과, AIC 정보기준에서는 5시차, SC 정보기준에서는 2시차 HQ 정보기준에서는 4시차에서 최솟값이 나왔다.

다. 그랜저 인과성 검정

VAR모형은 변수 순서에 따라 결과값이 달라지기 때문에 그랜저 인과성 검정을 통해 변수의 인과관계에 대한 순서를 살펴보고자 한다. 2시차

와 4시차 중 정보기준으로 적정시차를 선정하는데 어려움이 있어 그랜저 인과성 검정을 바탕으로 VAR 모형의 AIC 정보기준 값을 통해 적정시차를 선정하고자 한다.

아래의 <표 11>은 신선식품 소비자 물가지수의 그랜저 인과성 검정 결과값이다.

<표 11> 그랜저 인과성 검정 결과

귀무가설	시차 2		시차 4	
	F-Stat	Prob.	F-Stat	Prob.
신선어개↔신선과실	1.01393	0.364	2.41645	0.0489
신선과실↔신선어개	9.10516	0.0001	5.85429	0.0002
신선채소↔신선과실	25.2346	7.00E-11	11.9583	5.00E-09
신선과실↔신선채소	10.1401	5.00E-05	4.4824	0.0016
신선채소↔신선어개	0.24319	0.7843	0.9328	0.4452
신선어개↔신선채소	3.04617	0.049	0.94874	0.4361

2시차에서는 신선과실 변화율과 신선어개 변화율간의 인과성은 상호간에 유의적인 인과관계는 나타나지 않으며 신선과실 변화율에서 신선어개 변화율로만 유의적인 인과관계가 나타나고 있기에 신선과실에서 신선어개로 방향을 설정한다. 신선채소 변화율과 신선과실 변화율은 상호간에 유의적인 인과관계가 나타나지만 p값이 더 낮은 신선채소 변화율에서 신선과실 변화율로 방향을 설정한다. 신선채소 변화율과 신선어개 변화율간의 인과성은 상호간에 유의적인 인과관계는 나타나지 않으며 신선어개 변화율에서 신선채소 변화율로만 유의적인 인과관계가 나타나고 있기에 신선어개에서 신선채소로 방향을 설정한다. 그 결과 그랜저 인과관계는 신선채소→신선과실→신선어개→신선채소라는 인과관계가 나타나기에 순환구조가 나타난다고 볼 수 있지만 p값이 더 낮아 반응이 강하게 나타난 신선채소→신선과실→신선어개 이 순서에 따라 2시차 VAR 모형 검정을 진행

한다.

4시차에서는 신선과실 변화율과 신선어개 변화율간의 인과성은 상호간에 유의적인 인과관계는 나타나고 있지만 p값이 더 낮은 신선과실 변화율에서 신선어개 변화율로 방향을 설정한다. 신선채소 변화율과 신선과실 변화율은 상호간에 유의적인 인과관계가 나타나지만 p값이 더 낮은 신선채소 변화율에서 신선과실 변화율로 방향을 설정한다. 신선채소와 신선어개 간에는 유의적인 인과관계가 나타나지 않는다. 그 결과 그랜저 인과관계는 신선채소→신선과실→신선어개로 인과관계를 설정하며 이 순서에 따라 4시차 VAR 모형 검정을 진행한다.

라. VAR모형 분석

VAR 모형은 변수의 입력순서와 시차의 길이에 따라서 결과가 달라진다. 보통의 경우 적정시차 검정결과와 그랜저 인과성 검정 결과에 따라 VAR모형의 시차와 순서를 결정하지만 본 연구의 경우 정보요인으로 적정시차를 선정하는데 어려움이 있어 2시차와 4시차의 VAR 모형 Schwarz 정보요인 값을 비교해 적정시차를 선정한다.

<표 12> 신선식품 물가지수의 2시차 VAR모형 분석 결과

	신선채소	신선과실	신선어개
신선채소(-1)	0.25219	0.204575	-0.01591
	[4.78134]	[6.51194]	[-1.40727]
신선채소(-2)	-0.39835	-0.1203	0.010002
	[-7.21451]	[-3.65816]	[0.84512]
신선과실(-1)	-0.02967	0.03991	0.027106
	[-0.31055]	[0.70137]	[1.32369]
신선과실(-2)	-0.40358	0.060976	-0.0845
	[-4.35881]	[1.10568]	[-4.25789]

	신선채소	신선과실	신선어개
신선어개(-1)	-0.33779 [-1.25336]	-0.11465 [-0.71422]	0.157667 [2.72938]
신선어개(-2)	0.539941 [2.01408]	-0.03905 [-0.24455]	-0.00306 [-0.05324]
C	0.006488 [1.26559]	0.003867 [1.26642]	0.003763 [3.42398]
R-squared	0.267126	0.146755	0.079138
Adj. R-squared	0.25237	0.129576	0.060597
Sum sq. resids	2.190029	0.776922	0.100618
F-statistic	18.10304	8.542496	4.268308
Log likelihood	320.0243	478.0645	789.7762
Akaike AIC	-2.05262	-3.08895	-5.13296
Schwarz SC	-1.96723	-3.00356	-5.04758
Log likelihood			1595.749
Akaike information criterion			-10.3262
Schwarz criterion			-10.0701

주: t-statics in [],

*, **, ***가 의미하는 것은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨

<표 13> 신선식품 물가지수의 4시차 VAR 모형 분석 결과

	신선채소	신선과실	신선어개
신선채소(-1)	0.091925 [1.55866]	0.161029* [4.47146]	-0.00968 [-0.74008]
신선채소(-2)	-0.38897* [-6.47866]	-0.11703* [-3.19233]	0.018237 [1.36972]
신선채소(-3)	-0.22917* [-3.79141]	-0.04959 [-1.34348]	0.00516 [0.38495]
신선채소(-4)	-0.19821* [-3.23646]	-0.07014*** [-1.87551]	0.007463 [0.54952]
신선과실(-1)	-0.13291 [-1.40515]	0.001399 [0.02423]	0.027953 [1.33259]
신선과실(-2)	-0.35501* [-3.77144]	0.071646 [1.24649]	-0.08567* [-4.10419]
신선과실(-3)	0.041622 [0.43325]	0.001062 [0.01810]	0.010166 [0.47715]
신선과실(-4)	-0.0491 [-0.52309]	0.022582 [0.39397]	0.051652** [2.48119]
신선어개(-1)	-0.12135 [-0.44990]	-0.00792 [-0.04809]	0.153935*** [2.57353]

	신선채소	신선과실	신선어개
신선어개(-2)	0.476503*** [1.75598]	-0.06969 [-0.42057]	0.038803 [0.64481]
신선어개(-3)	-0.02519 [-0.09512]	0.19387 [1.19910]	-0.12026** [-2.04812]
신선어개(-4)	0.021953 [0.08364]	0.534288* [3.33361]	-0.0247 [-0.42434]
C	0.008553 [1.65524]	0.001213 [0.38460]	0.003707 [3.23474]
R-squared	0.342299	0.197447	0.113363
Adj. R-squared	0.315083	0.164238	0.076674
Sum sq. resids	1.958176	0.730129	0.096302
F-statistic	12.57746	5.945566	3.089874
Log likelihood	333.8821	483.344	790.2429
Akaike AIC	-2.11803	-3.10458	-5.13032
Schwarz SC	-1.9587	-2.94525	-4.97098
Log likelihood			1617.5
Akaike information criterion			-10.4191
Schwarz criterion			-9.94114

주: t-statics in [],

*, **, ***가 의미하는 것은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각됨

위의 <표 12>의 2시차와 <표 13>의 4시차 VAR 모형간의 Schwarz 정보요인 값을 비교한 결과 2시차의 Schwarz 값이 더 낮기에 적정시차로 2시차를 선정하였으며, 변수의 순서는 신선채소→신선과실→신선어개의 순으로 모형을 설정하여 분석을 시도하였다. 신선식품 물가지수 변화율의 2시차 VAR 모형 분석결과는 위의 <표 12>와 같다.

신선식품 물가지수 변화율의 2시차 VAR 모형을 살펴보면, 신선채소의 1시차 전 변화율은 1% 유의수준에서 신선채소 자체변화율과 신선과실에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으며 신선어개에는 유의한 영향이 나타나지 않았다. 신선채소 2시차 전 변화율은 1% 유의수준에서 신선채소 자체 변화율과 신선과실 변화율에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 신선어개변화율에는 유의한 영향이 나타나지 않는 것을 확인할 수 있다.

신선과실 1시차 전 변화율은 신선채소, 신선과실, 신선어개 변화율 모두에서 유의적인 영향이 나타나지 않았다. 신선과실 2시차 전 변화율은 1% 유의수준에서 신선채소, 신선어개 변화율에서 유의적인 영향이 나타났으며 신선과실 자체 변화율에는 유의적인 영향이 나타나지 않았다.

신선어개의 1시차 전 변화율은 1% 유의수준에서 신선어개 자체 변화율에 유의적인 영향이 나타났으나, 신선채소와 신선과실 변화율에서는 유의적인 영향이 나타나지 않았다. 신선어개의 2시차 전 변화율은 5% 유의수준에서 신선채소와 유의적인 영향이 나타났지만, 신선과실과 신선어개 자체 변화율에서는 유의적인 영향이 나타나지 않은 것을 확인할 수 있었다.

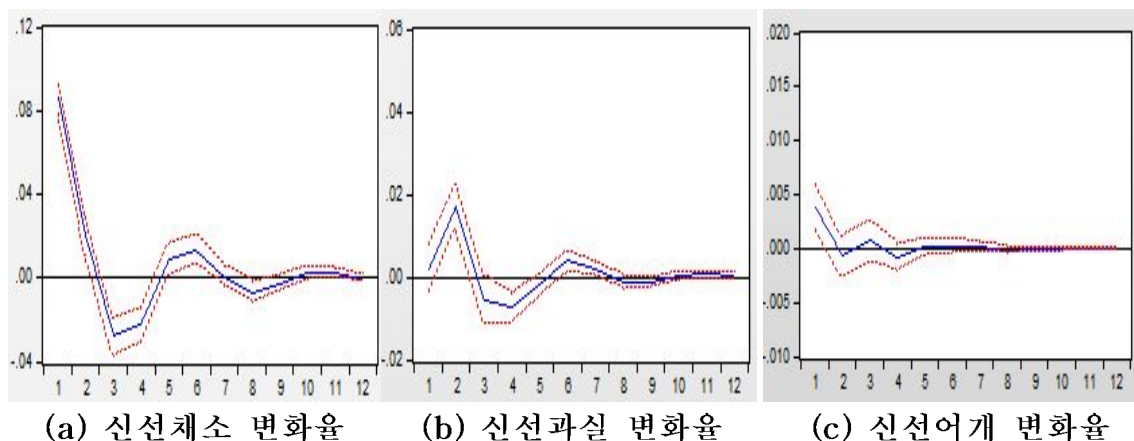
VAR 모형을 분석한 결과 1시차 전의 변화율과 각 물가지수 변화율에 대해 유의적인 영향을 미치는지 살펴보면 신선채소의 변화율은 신선채소 자체 변화율과 신선과실에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타난 것을 확인할 수 있다. 그러나 신선과실의 변화율은 어떠한 변수에도 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 신선어개의 변화율은 신선어개 자체 변화율에만 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이어서 2시차 전의 물가지수 변화율에 대한 각각의 물가지수 변화율에 대한 유의적인 영향을 미치는지 살펴보면, 신선채소 변화율은 신선채소 자체 변화율과 신선과실 변화율에 유의적인 관계가 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 또한 신선과실 변화율은 신선채소와 신선어개에 유의적인 영향이 있는 것으로 나타났으며, 신선어개 변화율은 신선채소에만 유의적인 영향이 나타났다. 위의 결과를 요약해서 살펴보면 그랜저 인과성검정의 결과와 마찬가지로 신선채소는 신선과실에 영향을 주고 신선과실은 신선어개에 신선어개는 신선채소에 영향을 준다는 결과가 VAR 모형 분석결과에서도 대체적으로 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

3. 동태적 분석

앞서 논의한 부분에서는 신선식품 소비자물가지수 간에 미치는 인과관계에 대해 살펴보았다. 만약 각 변수들 간에 충격이 발생했을 때 물가지수에서는 어떠한 영향이 나타날 것인가? 또한 변수들 간의 동태적인 영향을 고려할 경우, 각 변수들에 나타나는 움직임에 대한 상대적인 중요성은 어떻게 판단해야할지 살펴보기 위해 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 이용해 동태적 변화를 알아보려 한다.

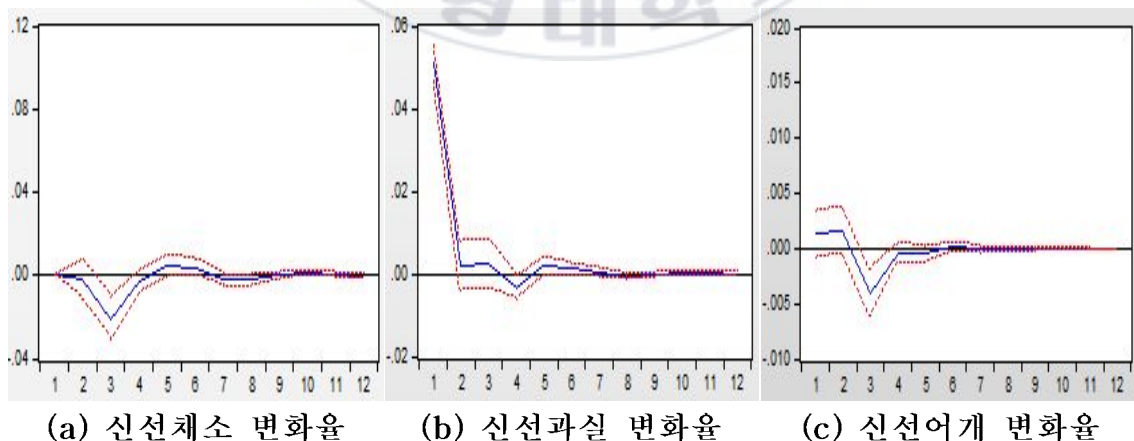
가. 충격반응함수

충격반응함수란 VAR 모형 내에 어떠한 특정 변수에게 일정한 정도의 충격(shock)을 가했을 때 그 충격에 의해 VAR 모형에 각각의 변수들이 시간의 경과에 따라서 어떻게 반응하는지, 다시 말해 한 변수에 가해지는 충격이 VAR 모형내의 다른 변수에 나타나는 동태적 반응을 알아보는 분석이다. 다음의 <그림 4>, <그림 5>, <그림 6>은 신선채소 물가지수 변화율의 오차항에 충격이 가해졌을 때 나타나는 12개월까지의 충격반응분석 결과를 나타낸 것이다.



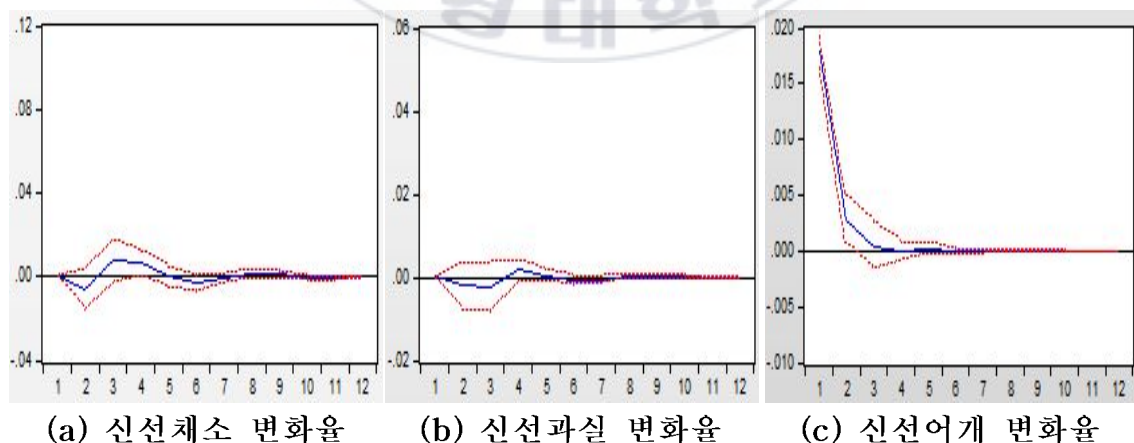
<그림 4> 신선채소 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과

분석결과를 살펴보면 신선채소 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 때 그 충격은 대부분 12개월 정도에 충격이 0으로 수렴하는 것으로 나타났다. 신선채소 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 때 나타나는 각 물가지수 변화율 변수의 반응을 보면 신선채소 자체 변화율이 가장 크게 반응이 나타나고 있다. 또한 신선어개 변화율에 비해 신선과실 변화율이 상대적으로 반응이 강하게 나타나고 있다. 좀 더 자세히 살펴보면, 신선채소 물가지수 변화율의 오차항에 단위당 충격을 가했을 때, 신선채소 자체 변화율은 한달 후 약 0.0857의 양의 반응이 나타난다. 이후 음과 양의 반응이 반복되다가 12개월 후 5%의 유의수준에서 0으로 수렴하는 움직임이 나타났다. 신선과실 변화율은 3개월 후 약 0.02의 음의 반응이 나타난다. 그 후 음과 양의 반응이 반복되다가 9개월 후 5%의 유의수준에서 반응이 0으로 수렴하는 움직임이 나타났다. 신선어개 변화율은 가장 반응이 미약하게 나타나고 있으며 2개월 후 약 0.0007 만큼의 음의 반응을 나타낸 후 미약하게 음과 양의 반응을 오가는 움직임이 나타나며 8개월 후 5% 유의수준에서 반응이 0으로 수렴하는 움직임이 나타났다.



<그림 5> 신선과실 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과

신선과실 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 때 신선채소 물가지수 변화율, 신선과실 물가지수 자체 변화율, 신선어개 변화율 모두 9개월 이후에는 5% 유의수준에서 반응이 0으로 수렴하였다. 또한 충격이 가해졌을 때 각각의 물가지수 변화율의 반응을 보면 신선과실 물가지수 자체 변화율이 가장 민감하게 반응하였으며, 신선어개 변화율보다 신선채소 변화율에서 상대적으로 민감한 반응이 나타났음을 알 수 있었다. 좀 더 자세히 살펴보면 신선과실 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 때 신선채소 물가지수 변화율은 2개월 후 약 0.002만큼의 음의 반응을 나타내고 5개월 후 약 0.005만큼의 양의 반응이 나타나며 미세하게 양과 음의 반응이 반복되다가 9개월 이후 5% 유의수준에서 반응이 점차 0으로 수렴하고 있다. 신선과실 자체 변화율은 1개월 이후 약 0.05만큼의 양의 반응을 나타난 후 대부분 양의 반응을 나타내다가 7개월 이후 반응이 점차 0으로 수렴하고 있다. 신선어개 변화율은 1개월 후에는 0.001만큼의 양의 반응을 나타냈으나 3개월 후에는 약 0.004만큼의 음의 반응을 나타내다가 7개월 이후 반응이 5% 유의수준에서 점차 0으로 수렴하고 있다.



<그림 6> 신선어개 물가지수 변화율의 충격반응함수 결과

신선어개 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 때 신선채소 물가지수 변화율, 신선과실 물가지수 자체 변화율, 신선어개 변화율 모두 7개월 이후에는 5% 유의수준에서 반응이 0으로 수렴하였다. 또한 충격이 가해졌을 때 각각의 물가지수 변화율의 반응을 보면 신선어개 물가지수 자체 변화율이 가장 민감하게 반응하였으며, 신선과실 변화율보다 신선채소 변화율에서 상대적으로 민감한 반응이 나타났음을 알 수 있었다. 좀 더 자세히 살펴보면 신선어개 물가지수 변화율의 오차항에 충격을 가했을 경우 신선채소의 변화율은 2개월 후 약 0.006만큼의 음의 반응을 나타낸 후 지속적으로 양과 음을 오가며 반응을 나타내며 7개월 후 5% 유의수준에서 반응이 점차 0으로 수렴한다는 것을 알 수 있다. 신선과실 변화율은 처음에는 미약한 반응을 나타내지만 점차 반응이 증가하여 3개월 약 0.0023만큼의 음의 반응을 나타낸 후 점차 반응이 감소해 6개월 후 반응이 점차 0으로 수렴하고 있다는 것을 알 수 있다. 신선어개 자체 변화율은 가장 큰 반응을 나타내 2개월 후 약 0.0028만큼의 양의 반응을 나타낸 이후 점차 반응이 감소해 4개월 후에는 점차 0으로 수렴하는 반응이 나타나고 있다.

충격반응함수 분석 결과 신선채소 변화율에 충격이 발생했을 때 그랜저 인과성 검정의 결과와 마찬가지로 신선과실 변화율에 상대적으로 큰 반응이 나타났으나 신선과실 변화율에 충격이 발생했을 때는 그랜저 인과성 검정의 결과와 다르게 신선어개 변화율보다 신선채소 변화율에서 큰 반응이 나타났다. 하지만 신선어개 변화율에 충격이 발생했을 때는 그랜저 인과성 검정결과와 같이 신선채소 변화율에 상대적으로 큰 반응이 나타나 충격반응함수의 분석 결과가 비교적 그랜저 인과성 검정결과와 유사하게 나왔다고 볼 수 있다.

아래의 <표 14>, <표 15>, <표 16>은 충격반응분석의 결과를 수치로써 나타낸 결과이다.

<표 14> 신선채소 변화율의 충격에 대한 반응 결과

Period	신선채소	신선과실	신선어개
1	0.085727	0.002148	0.003840
2	0.020259	0.017183	-0.000700
3	-0.028110	-0.005420	0.000697
4	-0.022550	-0.007410	-0.000840
5	0.008577	-0.001790	0.000201
6	0.013667	0.003954	0.000250
7	0.000658	0.001776	0.000165
8	-0.006850	-0.001230	-0.000130
9	-0.002540	-0.001410	-8.95E-05
10	0.002583	0.000190	2.35E-05
11	0.002169	0.000756	6.20E-05
12	-0.000590	0.000167	5.48E-06

<표 15> 신선과실 변화율의 충격에 대한 반응 결과

Period	신선채소	신선과실	신선어개
1	0.000000	0.051015	0.001304
2	-0.001950	0.001887	0.001588
3	-0.020970	0.002553	-0.003980
4	-0.003140	-0.003440	-0.000410
5	0.004620	0.002100	-0.000520
6	0.003700	0.001273	0.000162
7	-0.002130	0.000382	-0.000130
8	-0.002410	-0.000780	-4.71E-05
9	5.70E-05	-0.000230	-4.34E-05
10	0.001283	0.000251	2.79E-05
11	0.000355	0.000250	1.12E-05
12	-0.000520	-5.89E-05	-5.56E-06

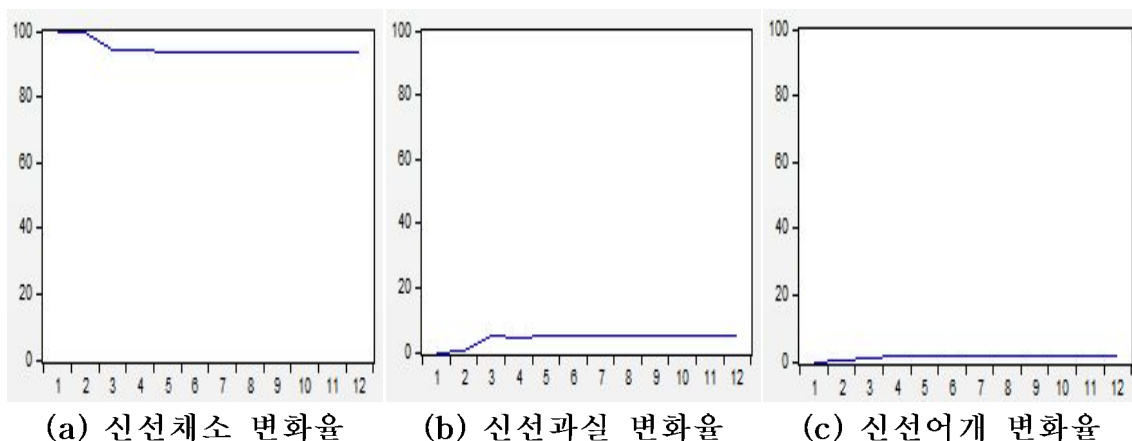
<표 16> 신선어개 변화율의 충격에 대한 반응 결과

Period	신선채소	신선과실	신선어개
1	0.000000	0.000000	0.017922
2	-0.006050	-0.002060	0.002826
3	0.007257	-0.002340	0.000431
4	0.006520	0.001834	-6.56E-06

Period	신선채소	신선과실	신선어개
5	-0.000120	0.000375	0.000214
6	-0.003460	-0.000710	-4.39E-05
7	-0.000820	-0.000700	-4.65E-06
8	0.001452	0.000178	1.86E-05
9	0.000963	0.000359	3.57E-05
10	-0.000420	4.27E-05	-5.79E-07
11	-0.000620	-0.000180	-1.30E-05
12	4.19E-06	-7.85E-05	-4.93E-06

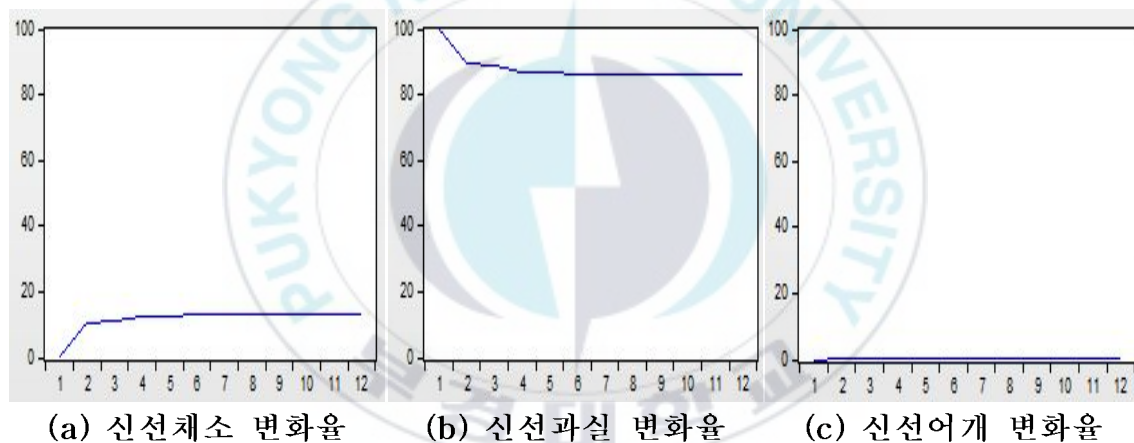
나. 예측오차 분산분해 분석

신선식품 물가지수들에 대한 예측오차를 나타내는데 있어 한 변수의 변화가 다른 변수와 비교했을 때 상대적으로 어떤 변수가 큰 변화를 나타내는지 알아보기 위해 예측오차 분산분해를 실시하였다. 분산분해 분석 결과는 그랜저 인과관계 검정의 순서인 신선채소, 신선과실, 신선어개 순으로 실시하였다. <그림 7>, <그림 8>, <그림 9>는 신선식품 물가지수들의 예측오차 분산이 현재와 1~2시차 전 자신과 다른 변수들에 의해 얼마만큼의 영향을 받는지 12개월까지의 예측오차 분산분해를 분석한 결과이다.



<그림 7> 신선채소 변화율의 분산분해 결과

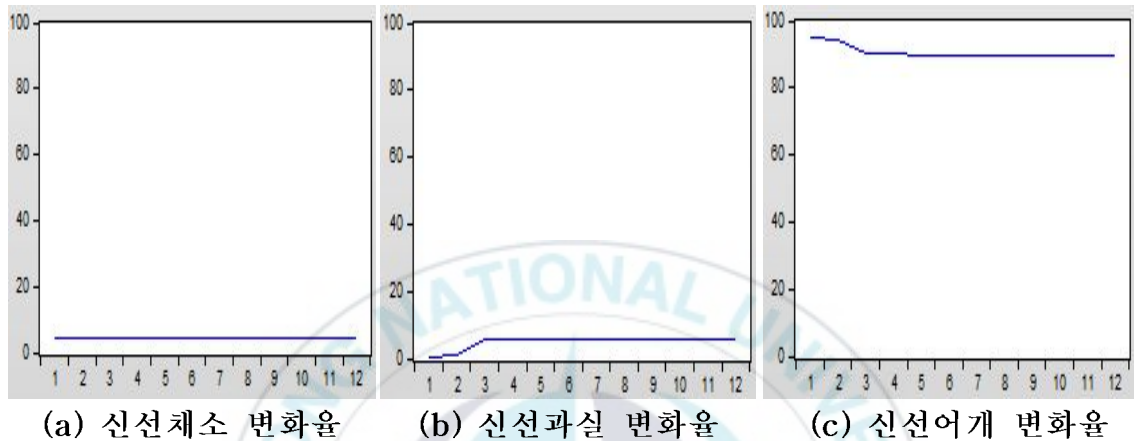
먼저 신선채소 물가지수 변화율의 분산분해를 분석한 결과 신선채소 물가지수 자체의 변화율로 설명되는 부분은 1개월 후에는 100%였으나 4개월 이후 약 93%로 나타났다. 신선과실 변화율로 설명되는 부분이 약 5%였으며 신선어개 변화율로 설명되는 부분은 거의 나타나지 않았다. 따라서 신선채소 변화율은 신선채소 자체 변화율로 대부분 설명이 가능하다. 신선채소 변화율에 대해 신선과실 변화율로 설명되는 부분이 미약하게 나타났다으나 신선어개 변화율은 신선채소 변화율에 거의 영향이 나타나지 않았다. 이러한 점에서 신선채소 변화율은 상대적으로 신선어개 변화율에 비해 신선과실 변화율과 유의적인 관계가 있다는 것을 알 수 있다.



<그림 8> 신선과실 변화율의 분산분해 결과

이어서 신선과실 물가지수 변화율의 분산분해를 분석한 결과 1개월 후에는 신선과실 자체변화율로 설명되는 부분이 99%였으나 4개월 후에는 신선과실 자체변화율로 설명되는 부분이 86%, 신선채소 변화율로 설명되는 부분이 약 13%로 증가했다. 신선어개의 변화율로 설명되는 부분은 거의 나타나지 않았다. 처음에는 신선과실 자체 변화율로 대부분 설명이 가능했으나 점차 시간이 흐르면서 신선채소 변화율로 설명되는 부분이 늘어

났다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 신선과실 물가지수의 변화율은 상대적으로 신선어개 물가지수의 변화율보다는 신선채소의 변화율로 설명되는 부분이 많았기에, 신선과실 변화율은 신선어개 변화율보다 신선채소 변화율과 유의적인 관계가 나타나고 있다는 것을 알 수 있었다.



<그림 9> 신선어개 변화율의 분산분해 결과

마지막으로, 신선어개 물가지수 변화율의 분산분해를 분석한 결과 신선채소의 변화율로 설명되는 부분은 약 4%이고 신선과실의 변화율은 약 5%정도 설명이 가능했다. 신선어개 자체의 변화율로 설명되는 부분은 4개월 후 약 89%였으며 그 상태를 12개월 후 까지 유지했다. 처음에는 신선어개 물가지수의 자체 변화율로 대부분 설명이 가능했으나 신선채소 변화율과 신선과실 변화율로 설명되는 부분이 점차 증가해, 신선어개 변화율에 신선과실 물가지수 변화율과 신선채소 물가지수 변화율이 비슷하게 유의적인 영향을 준다는 것을 알 수 있다.

지금까지의 예측오차 분산분해분석 결과를 종합해보면 각각의 물가지수들은 자체 물가지수에 의해 설명되는 부분이 가장 많은 것으로 나타났다. 또한 신선채소 변화율은 신선과실 변화율로 미약하게 설명이 가능했으며,

신선과실 변화율은 신선채소 변화율로 설명되는 부분이 상대적으로 많은 것으로 나타났다. 신선어개 변화율은 신선채소 변화율과 신선과실 변화율로 설명되는 부분이 비슷하게 나타나 예측오차 분산분해의 경우에는 그랜저 인과성 검정의 결과나 충격반응함수의 결과와는 상당히 다른 결과가 도출되었다.

다음의 <표 17>, <표 18>, <표 19>는 신선식품 물가지수 변화율에 대한 예측오차 분산분해의 분석결과를 표로 나타낸 것이다.

<표 17> 신선채소 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	신선채소 변화율	신선과실 변화율	신선어개 변화율
1	0.085727	100	0	0
2	0.088317	99.48119	0.048950	0.469857
3	0.095301	94.13303	4.883667	0.983305
4	0.098199	93.93075	4.702226	1.367019
5	0.098681	93.77059	4.875567	1.353840
6	0.099752	93.64603	4.909085	1.444888
7	0.099780	93.59731	4.951811	1.450882
8	0.100054	93.55350	4.982490	1.464009
9	0.100091	93.54894	4.978864	1.472194
10	0.100134	93.53623	4.991065	1.472708
11	0.10016	93.53455	4.989727	1.475727
12	0.100163	93.53226	4.992106	1.475637

<표 18> 신선과실 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	신선채소 변화율	신선과실 변화율	신선어개 변화율
1	0.051060	0.177038	99.82296	0
2	0.053946	10.30443	89.55049	0.145073
3	0.054328	11.15576	88.51501	0.329229
4	0.054970	12.71329	86.85378	0.432927
5	0.055040	12.78636	86.77718	0.436464
6	0.055201	13.22485	86.32486	0.450296
7	0.055236	13.31183	86.22232	0.465845
8	0.055255	13.35174	86.18170	0.466559
9	0.055275	13.40746	86.12210	0.470436

Period	S.E.	신선채소 변화율	신선과실 변화율	신선어개 변화율
10	0.055276	13.40820	86.12132	0.470480
11	0.055282	13.42396	86.10461	0.471433
12	0.055282	13.42471	86.10367	0.471629

<표 19> 신선어개 변화율의 분산분해분석 결과

Period	S.E.	신선채소 변화율	신선과실 변화율	신선어개 변화율
1	0.018375	4.366201	0.503536	95.13026
2	0.018672	4.369133	1.211323	94.41954
3	0.019109	4.304462	5.499101	90.19644
4	0.019132	4.485696	5.531727	89.98258
5	0.019142	4.49232	5.600432	89.90725
6	0.019144	4.508237	5.606212	89.88555
7	0.019145	4.515162	5.610044	89.87479
8	0.019146	4.519836	5.610334	89.86983
9	0.019146	4.521884	5.610678	89.86744
10	0.019146	4.522018	5.610869	89.86711
11	0.019146	4.523015	5.61084	89.86615
12	0.019146	4.523022	5.610847	89.86613

V. 요약 및 결론

1. 요약

본 연구에서는 신선식품 소비자물가지수의 신선어개, 신선과실, 신선채소 물가지수 사이에 인과관계가 존재하는지 월별 물가지수 자료를 이용해 계량적 분석을 실시하였다. 먼저, 시계열 자료가 안정적인지를 확인하기 위해 1차 로그 차분한 자료에 단위근 검정을 실시하여 안정성을 검증하였으며, 다음으로 적정시차 선정 및 그랜저 인과성 검정을 실시해 적정시차와 물가지수간 인과성을 확인하였다. 마지막으로, 적정시차와 인과성을 이용한 VAR모형으로 물가지수 간에 어떤 인과관계가 나타나는지 동태적으로 분석하였다.

본 연구의 결과를 요약하면, 첫째, VAR모형에 필요한 적정시차는 2시차였으며 그랜저 인과성 검정을 통한 인과관계의 순서는 신선채소→신선과실→신선어개→신선채소의 순환구조가 나타났다.

둘째, 적정시차가 2시차인 VAR모형의 신선채소 물가지수 변화율은 자체 변화율과 신선과실에 유의한 관계가 나타났으며, 신선과실 물가지수 변화율은 신선채소와 신선어개에 대한 유의한 관계를 확인할 수 있었으나, 신선어개 물가지수의 변화율은 자체 변화율과 신선채소 변화율에 대해서 유의한 관계가 나타났다.

셋째, 신선식품 물가지수 간의 충격반응분석을 실시한 결과 충격반응을 줬을 때 신선채소 변화율은 신선채소 자체 변화율이 가장 크게 반응했으며, 신선과실 변화율은 자체 변화율에 가장 크게 반응했지만, 신선채소 변화율이 신선어개 변화율보다 상대적으로 큰 반응이 나타났다. 신선어개

변화율은 신선어개 자체변화율에서 충격을 가했을 때 가장 큰 반응이 나타났으며, 상대적으로 신선과실 변화율보다 신선채소 변화율에서 큰 반응이 나타났다.

넷째, 신선식품 물가지수 간의 분산분해 분석을 실시한 결과, 신선채소는 대부분 신선채소 변화율로 설명됐지만 상대적으로 신선과실로 설명되는 부분이 신선어개보다는 상대적으로 크게 나타났으며, 신선과실 변화율은 신선채소 변화율로 설명되는 부분이 신선어개 변화율보다는 크게 나타났다. 하지만 신선어개 변화율은 신선채소와 신선과실로 설명되는 부분이 비슷하게 나타났다.

이와 같이, 신선식품 소비자물가지수의 인과성에 있어 채소→과실→어개의 순보다는 채소와 과실 간에 보다 밀접한 관련이 있다는 사실을 알 수 있었다. 이는 위에서 나온 물가지수 추세를 살펴보면 알 수 있듯이 계절에 따른 변동이 크게 발생하는 채소 물가지수가 먼저 반응이 나타나고 채소보다는 작은 변동이 발생하는 과실에 반응이 나타난 이후 상대적으로 계절에 따른 변동이 거의 나타나지 않는 어개에 반응이 나타난다는 것을 알 수 있었다. 채소의 경우 배추와 같은 품목들이 김장철과 같은 특정기간에 물량이 집중되기에 계절에 따른 가격변동성이 커지게 된다고 생각된다. 과실의 경우에도 채소의 경우와 같이 계절에 따라 출하되기에 가격변동성이 나타나지만 채소의 경우 과실보다는 필수재의 성격이 크기에 채소의 가격변동성이 더 커진다고 생각되며 어개는 채소와 과실보다는 계절적인 특성이 적게 나타나기에 인과성이 크게 나타나지 않는다고 추정된다. 이와 같은 사실에서 채소, 과실, 어개 간의 인과성은 계절적인 가격변동성이 큰 채소와 과실 간에 나타난다고 추측해볼 수 있다.

2. 연구의 시사점 및 한계

결론적으로 신선식품 소비자물가지수의 안정을 위해서는 채소와 과일 물가지수를 우선적으로 안정시킬 필요가 있다. 채소와 과일의 경우 특정 계절에만 수확가능하기에 계절에 따른 변동성은 커질 수 있다. 이러한 소비자물가지수의 계절적 변동성을 안정화시키기 위해서는 정부의 정책인 농수산물 구매·비축 사업의 기능 확대를 하나의 방안으로 제시 할 수 있다. 이 구매·비축 사업이 보다 효과적으로 실행되기 위해서는 사전에 충격반응에 대비하여 그 충격을 최소화시키는 방향으로 구매·비축 사업을 시행해 나갈 필요가 있다. 이와 같은 대응은 신선식품 물가지수의 안정화로 인해 일반가계의 생활물가 안정화에도 기여할 수 있다고 판단된다.

끝으로, 본 연구과정에서 나타난 한계점으로는 먼저, 신선식품 물가지수의 인과성 분석을 위해 사용한 VAR모형의 결정계수 값이 그렇게 높지 않다는 점이다.

다음으로, 일반가계의 생활에 보다 밀접한 관련이 있는 곡물류나 축산물 등이 신선식품 물가지수에는 포함되지 않아 다양한 변수로써 활용하지 못했다. 따라서 향후 연구에서는 신선식품 소비자물가지수가 아닌 곡물류와 축산물 등이 포함된 다른 물가지수로 인과관계를 분석할 필요가 있다고 생각된다.

참고문헌

- 강석규·이광진 (1998), 수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석, 수산경영론집, 제29권 제2호, 한국수산경영학회.
- 강종호 외 (2000), 주요 선어류의 가격결정 구조에 관한 연구, 한국해양수산개발원.
- 김주일, 문규현 (2013), 쌀 지수를 이용한 생산자물가와 소비자물가와의 상호 연관성에 관한 연구, 전문경영인연구, 제16권 제1호, 한국전문경영인학회.
- 김철현·남종오 (2015), VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석, 수산경영론집, 제46권 제1호, 한국수산경영학회.
- 김효미 (2014), 농산물도매시장 간 가격의 동태적 분석 -가락도매시장과 강서도매시장을 중심으로-, 석사학위 논문, 건국대학교 농업경제학과.
- 남종오·심성현 (2014), VAR 모형을 이용한 크기별 완도 전복가격의 선도가격 분석, Ocean and Polar Research, 제36권 제4호, 한국해양과학기술원.
- 박호정·윤원철 (2002), VAR과 그래프이론을 이용한 시계열의 인과성 분석 -미국 대두 가격 사례분석-, 자원환경경제연구, 제12권 제4호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회.
- 송일호·정우수 (2002), 계량경제 실증분석, 삼영사.
- 윤영석 (2012), 한우 도소매가격과 수입산 소고기 가격의 관계성 분석, 석사학위 논문, 전남대학교 농업경제학과.
- 이선영 (2007), 국내 수산물 소비지시장의 지역별 가격결정구조에 관한 연구, 박사학위 논문, 부경대학교 자원경제학과.

이홍재 외 (2005), E-views를 이용한 금융경제 시계열 분석, 경문사.

조하연·황선웅 (2007), 한국 거시경제 시계열의 구조변화와 충격의 지속성에 대한 연구, 경제학연구, 제55권 제3호, 한국경제학회.

차영기·김기수 (2009), 수입 수산물과 국내산 수산물의 가격간 유통단계별 인과성 분석 : 명태, 갈치, 조기 냉동품을 대상으로, 수산경영론집, 제40권 제2호, 한국수산경영학회.

최병욱·김원태 (2007), 참외 주산지와 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석, 농촌경제, 제30권 제3호, 한국농촌경제연구원

한국은행 (2014), 알기 쉬운 경제지표, 한국은행.

네이버 지식백과, <http://terms.naver.com/>, 검색일 : 2015.06.12.

Bergtold., J. E. Akobundo, and E. B. Peterson (2004), The Fast Method: Estimating unconditional demand elasticities for processed foods in the presence of fixed effects, Journal of Agricultural and Resource Economics, 29, pp. 276-295.

Chidmi, B. R. A. Lopez, and R. W. Cotterill (2005), Retail Oligopoly Power, Dairy Compact and Boston Milk Prices, Agribusiness, pp. 477-491.

Dhar. T. and J. D. Foltz (2005), Milk by any Other Name Consumer Benefits From Labeled Milk, American Journal of Agricultural Economics, pp. 214-228.

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: pp. 427-431.

Dickey, D. A and W. A. Fuller (1981), Likelihood Ratio Statistics for

- Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49: pp. 1057–1072.
- Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica* 37 (3): pp. 424 - 438.
- Johanson M. E. and A. Tenenbein. (1981), A Bivariate Distribution Family with Specified Marginals”, *Journal of American Stat. Association* 76, pp. 198–201.
- Kuo S. Huang and Biing-Hwan Lin (2000), Estimation of food demand and nutrient elasticities from household survey data, U.S. Department of Agriculture Technical Bulletin No. 1887.
- Park, J. L., R. B. Holcomb, K. C. Raper, and O. Capps Jr. (1996), Demand System Analysis of food Commodities by US Households Segments by Income”, *American Journal of Agricultural Economics*, 78, pp. pp. 290–300.
- Phillips, P. C. B. (1987), Time Series Regressions with Unit Roots. *Econometrica*, 55, pp. 227–302.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75(2): pp. 335 - 346.
- Schmit, T. M. and H. M. Kaiser (2002), Changes in Advertising Elasticities Over Time, *NICPRE QUARTERLY*
- Sims C.A (1972), Money, Income, and Causality. *The American Economic Review*, 62(4): pp. 540–552.
- Song, J. H. and D. A. Sumner, Dairy Demand (1999), Supply and Policy in Korea: Potential for international Trade, *Canadian*

Journal of Agricultural Economics, pp. 133-142.

