



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](#)

碩士學位論文

한·미 FTA 이후 濟州産, 國內産과  
輸入産 豚肉 價格 關係 變化 分析

濟州大學校 大學院

農業經濟學科

金忠炫

2016年 2月

# 한·미 FTA 이후 濟州産, 國內産과 輸入産 豚肉 價格 關係 變化 分析

指導教授 金 倍 成

金 忠 炫

이 論文을 農業經濟學 碩士學位 論文으로 提出

2015 年 12月

金忠炫의 農業經濟學 碩士學位 論文을 認准함

審査委員長 \_\_\_\_\_ (印)

委 員 \_\_\_\_\_ (印)

委 員 \_\_\_\_\_ (印)

濟州大學校 大學院

2015 年 12月

An Analysis of Causal Relation Change among  
Jeju, Domestic, and Imported Pork Price before  
and after KORUS-FTA

Chung-Hyeon Kim  
(supervised by professor Bae-Sung Kim)

A thesis submitted in partial fulfillment of the requirement for the degree  
of Master of Economics.

2015. 12.

This thesis has been examined and approved by  
Seong-Bo Ko, prof. of Agriculture Economics.  
Dong-Il Kang, prof. of Agriculture Economics.  
Bae-sung Kim, prof. of Agriculture Economics.

2015. 12.

Department of Agricultural Economics  
GRADUATE SCHOOL  
JEJU NATIONAL UNIVERSITY

- 目 次 -

<b>I. 서 론</b> .....	<b>1</b>
제1절 연구의 필요성 및 목적 .....	1
가. 연구의 필요성 .....	1
나. 연구 목적 .....	2
제2절 선행연구 검토 .....	2
<b>II. 국내 및 제주 양돈 산업 수급 현황</b> .....	<b>4</b>
제1절 국내 및 제주 양돈 산업 수급 현황 .....	4
가. 사육 동향 .....	4
나. 양돈농가 동향 .....	5
다. 도축 및 생산 동향 .....	7
라. 가격동향 .....	8
제2절 수입현황 .....	10
가. 자유무역협정(FTA) 이행 현황 .....	10
나. 돼지고기 수입동향 .....	12
<b>III. 분석자료 및 분석방법 검토</b> .....	<b>14</b>
제1절 분석자료 .....	14
제2절 분석방법 .....	16
가. 단위근 검정 .....	17
나. 공적분 검정(Cointegration test) .....	18
다. 벡터자기회귀모형(VAR) .....	20
라. 벡터오차수정모형(VECM : vector error correction model) .....	21
마. Granger의 인과성 검정 .....	22
바. 충격반응함수(Impulse response function) .....	23

IV. 제주산, 국내산과 수입산 돼지고기 가격간의 인과관계 분석 .....	26
제1절 단위근 검정 .....	26
제2절 적정시차 선정 .....	27
제3절 공적분 검정(Cointegration test) .....	28
제4절 그랜저인과성 검정(Granger causality test) .....	29
제5절 벡터자기회귀모형(VAR) .....	30
제6절 충격반응분석(Impulse response analysis) .....	32
VI. 결    론 .....	34
참 고 문 헌 .....	37

- 表 目 次 -

[표Ⅱ-1] FTA 체결국별 주요 축산물의 양허 내용 .....	11
[표Ⅱ-2] 국가별 돼지고기 수입량 .....	12
[표Ⅱ-3] 한·미 FTA에 따른 수입 돼지고기 관세율 변화표 .....	13
[표Ⅲ-1] 분석자료 기초통계량 .....	16
[표Ⅲ-2] Granger Causality Test결과 해석 .....	23
[표Ⅳ-1] 수준변수 단위근 검정 결과(AIC기준, 절편과 추세 포함) .....	26
[표Ⅳ-2] 수준변수 단위근 검정 결과(AIC기준, 절편과 추세 포함) .....	27
[표Ⅳ-3] 적정시차검정 결과(한·미 FTA 이전) .....	27
[표Ⅳ-4] 적정시차검정 결과(한·미 FTA 이후) .....	28
[표Ⅳ-5] Johansen 공적분 검정결과 .....	29
[표Ⅳ-6] Granger 인과성 검정결과 .....	29
[표Ⅳ-7] 한·미 FTA 이전과 이후의 벡터자기회귀모형 분석결과(국내산, 수입산) .....	30
[표Ⅳ-8] 한·미 FTA 이전과 이후의 벡터자기회귀모형 분석결과(제주산, 수입산) .....	31
[표Ⅳ-9] 충격반응분석 결과 .....	33

- 圖 目 次 -

[도Ⅱ-1] 국내 돼지 사육마릿수와 모든 사육마릿수(2009:1~2015:2) ..... 4

[도Ⅱ-2] 제주 돼지 사육마릿수와 모든 사육마릿수(2009:2~2015:2) ..... 5

[도Ⅱ-3] 국내 사육 규모별 양돈 농가수(1983:1~2015:2) ..... 6

[도Ⅱ-4] 제주 지역 사육 규모별 양돈 농가수(1983:1~2015:2) ..... 6

[도Ⅱ-5] 국내산 돼지 도축 및 생산 동향(1998~2013) ..... 7

[도Ⅱ-6] 제주산 돼지 도축 및 생산 동향(1996~2014) ..... 8

[도Ⅱ-7] 국내산, 제주산 산지가격 변화추이(2005~2015) ..... 9

[도Ⅱ-8] 국내산, 제주산 도매가격(지육) 변화추이(2005~2015) ..... 10

[도Ⅲ-1] 국내산, 제주산, 수입산 돼지고기 가격추이(2005~2015) ..... 15

[도Ⅳ-1] 한·미 FTA 이전과 이후의 국내산과 수입산의 충격반응 분석결과 ..... 32

[도Ⅳ-2] 한·미 FTA 이전과 이후의 제주산과 수입산의 충격반응 분석결과 ..... 33

## 요 약

우리나라 양돈산업은 축산업에서 상당히 높은 비중을 차지하고 있으며, 특히 제주지역의 경우, 지역 특산품인 감귤을 제외하고 가장 높은 비중을 차지하고 있다. 그러나 2004년 한·칠레 FTA를 시작으로 52개 국가들과의 FTA 등을 통해 시장개방이 확대되면서 국내 양돈농가들은 어려움에 직면하게 되었다.

따라서, 본 연구에서는 한·미 FTA 발효에 따른 수입산 돼지고기 관세감축이 국내 양돈산업에 영향을 미치는지를 파악하기 위해 시계열분석기법 중 VAR모형을 기초한 그랜저인과성 검정을 통해 시장개방 이전과 이후의 국내산, 제주산과 수입산 돼지고기 가격 관계 변화 분석에 초점을 두었다.

분석방법으로는 첫째, 단위근 검정을 통해 시장개방이전과 이후의 제주산, 국내산, 수입산 가격 데이터의 시계열 안정성을 검토하고 안정적인 시계열자료를 확보하였다. 둘째, 각 가격데이터들이 개별적으로는 단위근을 갖지만 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격 간에 장기적으로 균형관계가 있는지를 검정하기 위하여 공적분 검정을 실시한 결과, 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격 간에는 장기적인 균형관계가 없는 것으로 나타났다. 셋째, 앞선 공적분 검정결과를 바탕으로 VAR모형을 설정하여 시장개방 이전과 이후의 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격간에 그랜저 인과성이 존재하는지 검정하였다. 분석결과, 한·미 FTA이전에는 제주산과 국내산 가격이 수입산 가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었으나 시장개방 이후에는 수입산 가격이 국내산, 제주산 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 넷째, 제주산과 수입산, 국내산과 수입산 가격간의 충격 반응분석을 통하여 시장개방과 이전의 충격지속력을 비교하여 시장개방 이전에 제주산과 국내산이 수입산 가격 오차항에 미치는 충격보다 시장개방 이후, 수입산이 국내산과 제주산 가격에 미치는 충격반응의 지속력이 더 오래 지속되는 것을 확인하였다.

이러한 분석을 통하여 한·미 FTA 발효 이후, 수입산 돼지고기 관세율의 감축이 국내 양돈산업에 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다.

본 연구 결과에서와 같이 한·미 FTA가 국내 및 제주지역 양돈산업에 영향을

미치는 것으로 나타났으며, 본 연구가 Mega-FTA시대를 맞아 양돈농가들의 소득보전을 위한 정책개발에 활용되어 농가의 소득향상에 보탬이 될 것으로 기대된다.

# I. 서 론

## 제1절 연구의 필요성 및 목적

### 가. 연구의 필요성

우리나라 축산업은 전체 농림업 중 약 34.8%(2013)를 차지하고 있으며, 축산업 가운데서는 양돈 산업이 가장 높은 비중(41.6%, 2013)을 차지하고 있다. 하지만, 국내 양돈 산업은 PED(Porcine epidemic diarrhea), 구제역, 돼지 인플루엔자 발생 등 식품안전과 관련된 문제의 대두로 많은 어려움을 겪고 있다.

이러한 상황에서 우리나라는 2004년 한·칠레 FTA를 시작으로 52개 국가들과 FTA를 체결하였고, 그중 11건이 발효되었다. 특히 한·미 FTA의 경우 우리 측, 농축산물에 대한 양허율이 98%로 타결되었다. FTA 발효 이후 미국산 농축산물은 2013년 기준 전체 FTA 국가 농축산물 수입의 약 39.2%를 차지하고 있으며, 양돈 부문에서도 미국산 수입 비중이 가장 높아 한·미 FTA가 국내 농림업 전체 뿐만 아니라 양돈 산업 부문에도 부정적인 영향을 미치고 있는 것으로 사료된다.

2011년 정부는 한·미 FTA 체결로 국내 양돈 부문 생산액이 연간 약 1,266억 원(15년 누적 2조 4,378억 원)이 감소될 것으로 분석하였다.(강승진 외, 2011)

또한, 제주지역은 농축산업 비중이 다른 지역보다 높아 한·미 FTA 영향이 클 것으로 예상되며, 특히 축산업 부문 중 가장 높은 비중을 차지하고 있는 양돈 산업에 대한 파급효과가 더 크게 나타나고 있을 것으로 추정된다. 강승진 외(2011)는 제주 양돈 산업 생산액이 한·미 FTA 발효 이후 연간 90억 원(15년 누적 1,350억 원) 감소될 것으로 전망하였으며, 이는 축산업 전체 예상 피해액(연간 122억 원, 15년 누적 1,830억 원)의 약 74%를 차지하는 것으로 나타났다.

이렇듯 한·미 FTA에 의한 파급영향은 국내 전체 양돈 산업뿐만 아니라 제주 지역 양돈 산업에도 나타나고 있을 것으로 파악된다. 때문에 정부의 농축산업정책과 관련하여 한·미 FTA 파급영향 분석 연구의 필요성이 제기되고 있다. 현재

까지 국내 양돈 산업에 대한 한·미 FTA 과급 영향 분석과 관련하여 많은 연구들이 진행되었으나 한·미 FTA 전후상황을 고려한 가격 관계 변화를 분석한 연구는 전무하다. 따라서 본 연구에서는 한·미 FTA 이전과 이후의 상황을 고려하여 국내산 및 제주산과 수입산 사이의 가격 관계 변화를 규명하고자 한다. 이는 한·미 FTA가 미치는 영향을 분석한 다른 선행연구들과는 분석방법에 있어서 차별적이며, 본 연구의 결과가 정부의 한·미 FTA에 따른 피해농가의 소득보전정책 시행에 있어서 참고자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

## 나. 연구 목적

본 연구에서는 시장개방 이후 관세감축으로 인한 수입산 가격의 변화가 국내산 및 제주산 가격에 영향을 미치는지를 파악하기 위해 한·미 FTA 전후 상황을 고려하여 가격 관계 변화를 분석하는데 초점을 두었다.

이 연구는 시계열분석기법 중 벡터자기회귀(VAR)모형을 기초한 그랜저인과성 검정을 실시하여 한·미 FTA 전후의 가격 관계 변화를 분석하고, 충격반응분석을 통해서 영향력을 파악하고자 한다.

## 제2절 선행연구 검토

시장개방으로 인한 국내 양돈 산업에의 과급영향을 분석한 연구로는 김민경 외(2006)가 있으며, 이는 대한양돈협회의 지원으로 시장개방으로 인한 과급영향을 연구하였다. 연구결과, 시장개방에 의한 수입관세율의 철폐로 인해 연간 최대 4,496억 원, 연평균 3,311억 원에 달하는 피해액이 나타날 것으로 분석하였다. 안병일 외(2009)는 한·미 FTA 이후의 냉장육, 냉동육의 서로 다른 관세철폐 일정을 고려하여 국내 돼지고기 시장에 미치는 과급영향을 분석하였으며, 국내산 균형가격은 최소 2.69%에서 15.96%, 물량은 최소 1.35%에서 최대 5.6%까지 감소할 수 있을 것으로 분석하였다.

안병일 외(2010)는 고추, 마늘, 돼지고기, 쇠고기 4개 품목을 중심으로 수입산 가격과 국내산 가격의 인과성을 시계열분석기법을 기초로한 구조벡터자기회귀

(SVAR)모형을 이용하여 검증하였으며, 수입산 가격이 국내산 생산가격 및 도매 가격에 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

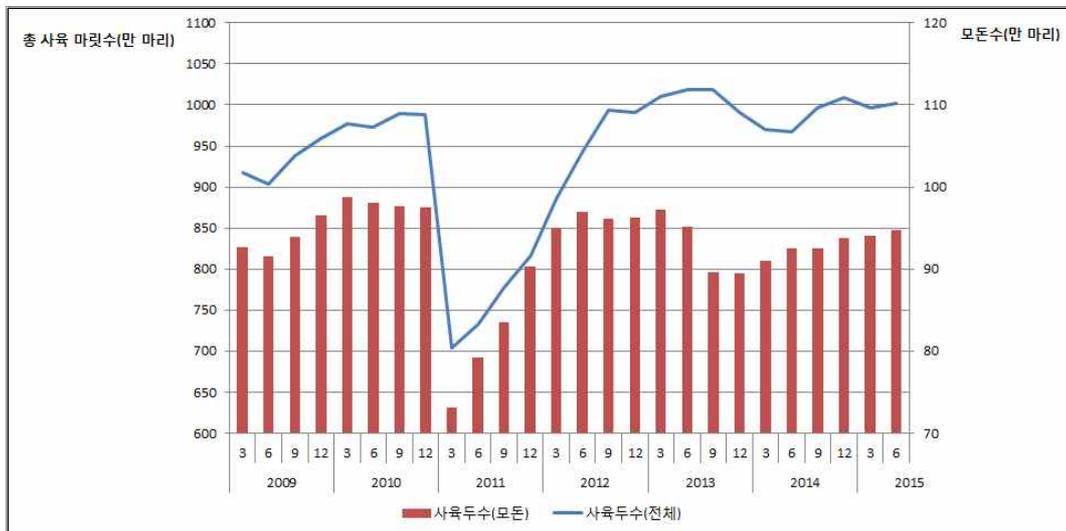
본 연구는 한·미 FTA 이전부터 2015년까지 축적된 돼지고기 가격 자료를 발효 시기(2012년 3월 15일)를 기준으로 시장개방 이전과 이후로 구분하여 가격 관계의 변화를 분석하고, 그 영향력을 분석하는데 목적을 두어 선행연구들과는 차별성을 가지도록 하였다.

## II. 국내 및 제주 양돈 산업 수급 현황

### 제1절 국내 및 제주 양돈 산업 수급 현황

#### 가. 사육 동향

[도II-1] 국내 돼지 사육마릿수와 모돈 사육마릿수(2009:1~2015:2)



자료 : 통계청, 「가축동향」

[도II-1]은 국내 돼지 사육마릿수의 최근 6년간 동향을 나타낸 그래프이다. 국내 총 사육마릿수는 2009년 1분기 약 917만 마리였으나 2015년 2분기(현재) 1,001만 마리로 약 9.1% 증가되었다. 특히, 2011년 사육 마릿수가 감소되었는데 이는 구제역 발생이 원인이 되어 폐사된 돼지마릿수가 증가되었기 때문인 것으로 파악된다. 2012년 2분기에는 약 943만 마리로 전년 동기 대비 28.6% 증가하여 평년 수준으로 빠르게 회복된 것으로 나타났다. 이는 구제역 직후, 국내 돼지고기 공급량이 급격하게 감소하여 국내 가격이 상승하였고, 양돈농가의 기대수익이 상승되면서 모돈을 증가시켰기 때문인 것으로 사료된다.

[도Ⅱ-2] 제주 돼지 사육마릿수와 모돈 사육마릿수(2009:2~2015:2)



자료 : 통계청, 「가축동향」

[도Ⅱ-2]는 제주 지역 돼지 사육마릿수와 모돈 사육마릿수의 최근 6년간 동향을 나타낸 그래프이다. 제주 지역 돼지 사육마릿수는 2009년 2분기 약 50만 마리에서 2015년 2분기(현재) 약 53만 7천 마리로 약 7.5% 증가하였다. 이는 제주 지역의 경우 2011년 구제역 영향을 받지 않아, 사육마릿수에 영향을 미치지 않았고, 또한 국내 돼지고기 공급량의 급격한 감소로 제주산 돼지고기 가격이 상승함에 따라 지역내 양돈농가가 모돈을 급격하게 증가시켰기 때문으로 파악된다.

#### 나. 양돈농가 동향

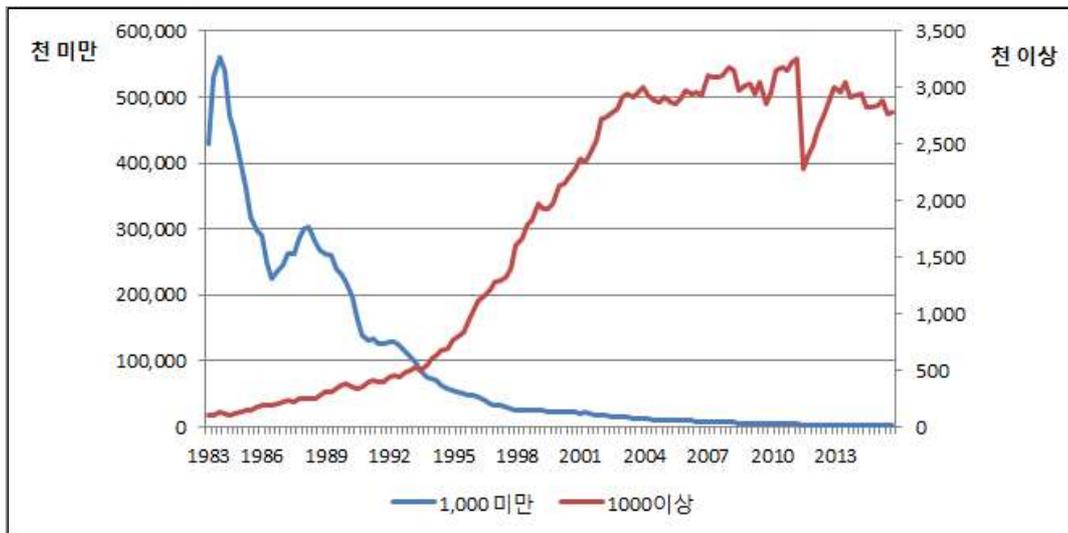
[도Ⅱ-3]은 국내 사육 규모별 양돈 농가의 추이를 나타낸 그래프이다. 사육농가의 경우 1983년 1분기 약 43만 가구에서 2015년 2분기(현재) 약 5천 가구로 약 99% 줄어든 것으로 나타났으며, 꾸준한 감소세를 보이고 있는 것으로 파악된다. 이는 양돈농가들의 규모화로 천 마리 이상 사육농가는 늘어나는 반면 일부 천 마리 미만 농가들은 4PI<sup>1)</sup>, 무역 정책 등으로 소득이 불안정하여 경영상 어려움을 겪게 되자, 이에 폐업을 결정하고 있기 때문인 것으로 사료된다. 특히, 구제역이 발생했던 2011년 1분기에는 약

1) 4대 질병 PRRS, PMWS, PRDC, PED

1,500가구가 폐업을 하였다. 이중 천 마리 미만 사육농가는 683가구, 천 마리 이상 사육농가는 959가구가 폐업한 것으로 나타났다.

[도Ⅱ-3] 국내 사육 규모별 양돈 농가수(1983:1~2015:2)

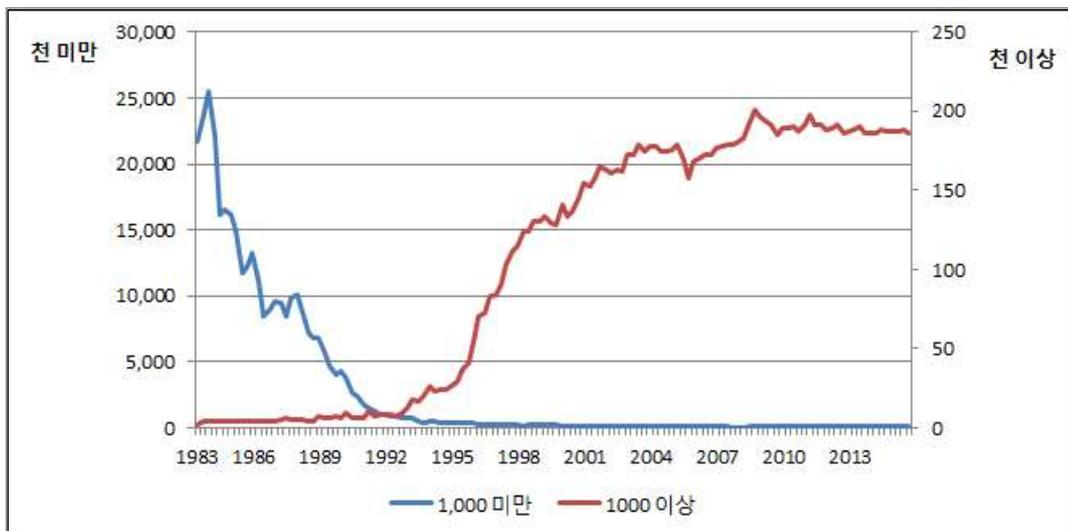
단위 : 가구 수



자료 : 통계청, 「가축동향」

[도Ⅱ-4] 제주 지역 사육 규모별 양돈 농가수(1983:1~2015:2)

단위 : 가구 수



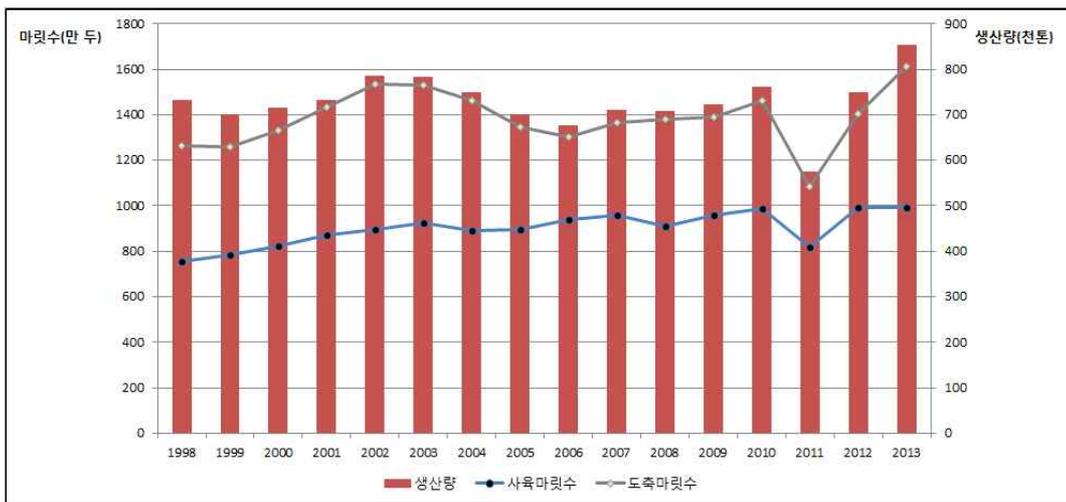
자료 : 통계청, 「가축동향」

[도Ⅱ-4]는 제주 지역 사육 규모별 양돈 농가 동향을 나타낸 그래프이다. 그래프를 살펴보면, 1983년 1분기 약 2만 가구였던 천 마리 미만 규모의 양돈 농가가 2015년 2분기(현재)에는 99%정도가 줄어들어 약 300가구가 현재 제주지역 양돈 산업에 종사하고 있다. 추세만을 본다면 이전보다는 많이 감소하였으나 2000년 이후는 비슷한 수준에서 유지되는 것으로 나타난다. 이처럼, 천 마리 미만 규모의 양돈농가가 위축된 반면 양돈농가의 규모화로 인하여 천 마리 이상 규모의 농가들은 꾸준히 증가하고 있는 것으로 나타났다. 2011년 구제역 발생의 영향을 받지 않아 구제역으로 인한 경영상 어려움으로 폐업을 결심한 농가는 없었던 것으로 파악된다.

#### 다. 도축 및 생산 동향

[도Ⅱ-5]는 국내 돼지 도축 및 생산 동향을 나타낸 그래프이다. 국내 돼지 도축마릿수는 1998년 약 1,263만 마리에서 2013년 1,568만 마리로 약 24% 증가하였다. 돼지는 품목 특성상 약 6개월령 이상의 돼지들만 도축되므로 사육마릿수와는 약 6개월 혹은 그 이상의 순환주기가 있게 된다. 따라서, 국내 돼지 도축률은 전체 사육마릿수의 약 1.6배로 나타났으며, 돼지의 순환주기에 따라서 직전년도 3분기 이후 사육되는 6개월령 이하의 돼지들이 차년 이월되어 도축되기 때문이다.

[도Ⅱ-5] 국내산 돼지 도축 및 생산 동향(1998~2013)

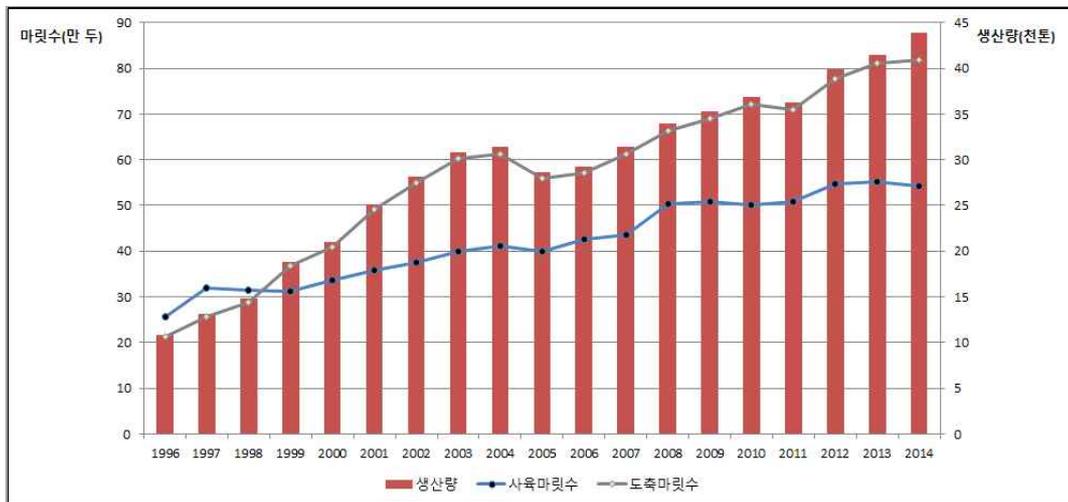


자료 : 축산물등급판정 통계연보, 각 년도

돼지고기 생산량 동향은 도축두수와 매우 비슷한 추세로, 1998년 약 73만 2천 톤 이 생산되었으나 2013년은 85만 3천 톤으로 약 17%가 증가하였다.

[도Ⅱ-6]은 제주산 돼지 도축 및 생산 동향을 나타낸 그래프이다.

[도Ⅱ-6] 제주산 돼지 도축 및 생산 동향(1996~2014)



자료 : 1) 통계청, 「가축동향」

2) 제주특별자치도청 내부자료, 축산물 생산 및 소비현황, 각 년도

제주지역의 경우, 도축마릿수가 1996년 약 21만 마리에서 2014년 약 82만 마리로 약 3배 증가하였으며, 생산량은 1996년 약 1만 톤에서 2014년 4만 4천 톤으로 4배 가까이 증가한 것으로 나타났다.

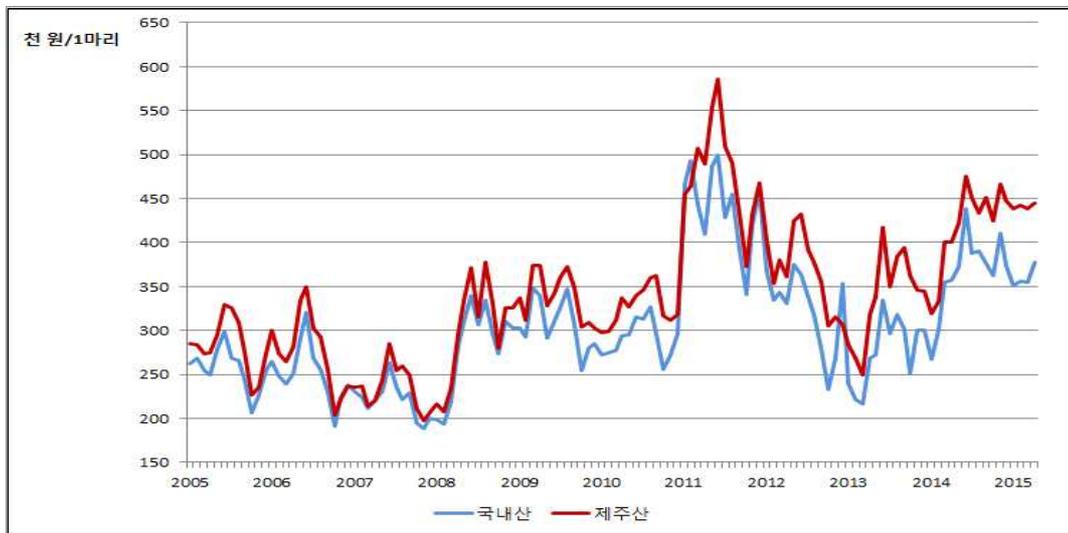
#### 라. 가격동향

[도Ⅱ-7]은 국내산 및 제주산 산지가격 변화추이를 나타낸 그래프이다.

국내산 및 제주산 돼지 산지가격의 경우, 매년 6월~8월사이 다른 시기보다 높게 형성된다. 이는 여름 휴가철의 계절수요에 의한 일시적인 산지가격 상승으로 볼 수 있다. 특히, 가격상승폭이 매우 컸던 2011년은 구제역발생에 의한 것이며, 2011년 6~8월 산지가격은 가격이 회복되는 시기이기 때문에 4, 5월과 큰 차이가

없는 것으로 나타났다. 2011년 이전에는 제주산과 국내산 가격의 큰 차이가 없었으나 구제역이 발생했던 2011년 이후, 가격차가 점점 커지고 있는 것으로 나타났다. 2013년 10월 기준, 제주산 산지가격(생체 100kg)이 약 10만 원 정도 더 높게 나타났는데 이는 돼지유행설사병(PED)으로 인한 것으로 파악된다. 제주지역은 가축질병 발생률이 상대적으로 낮기 때문에 제주산 돼지고기에 대한 소비자 인식이 점점 좋아지고 있으며, 매우 우수한 품질의 품목으로 간주되어 국내산과의 가격 차이도 크게 나타나고 있는 것이다.

[도 II-7] 국내산, 제주산 산지가격 변화추이(2005~2015)



자료 : 제주특별자치도청 내부자료, 돼지 출하 및 산지 가격 동향, 각 년도

[도 II-8]에서와 같이 도매가격(지육 가격)의 경우, 국내산과 제주산 모두 비슷한 수준에서 형성되나 2011년 구제역발생 직후, 가격차이가 점점 커지기 시작하는 것으로 나타났다.

[도Ⅱ-8] 국내산, 제주산 도매가격(지육) 변화추이(2005~2015)



자료 : 제주특별자치도청 내부자료, 돼지 출하 및 산지 가격 동향, 각 년도

## 제2절 수입현황<sup>2)</sup>

### 가. 자유무역협정(FTA) 이행 현황

세계 농업부문의 무역체제는 UR협상을 시작으로 다자체제로 편입되었으며, 협상결과에 따라서 각 회원국은 관세 및 보조금을 매년 감축하였다. 2001년 출범한 WTO/DDA 협상이 선진국과 개도국간의 대립으로 지연되면서 우리나라는 통상정책의 우선순위를 양자간의 자유무역협정(FTA)에 두었다.

2004년 한·칠레를 시작으로 52개국과 FTA를 체결하였으며, 2015년 정식 서명한 한·중 FTA를 포함하여 11건이 발효되었다. 특히, EU, 미국과 FTA를 체결하여 교역확대를 도모하였으나, 적극적인 FTA 추진으로 인해 국내 농업부문의 시장개방 역시 확대되고 있다. 이에 정부는 국내농업부문의 피해를 줄이고자 FTA 협상과정에서 주요 민감품목의 개방시기를 최대한 늦추거나 수입피해에 대한 구제 조치를 확보하는 전략을 추진하였다. 돼지고

2) 절은 최세균 외(2013), 박준기 외(2014), 박준기 외(2015)를 참조·인용 하였음.

기, 쇠고기 등과 같은 수입량이 많고 수요가 증가할 가능성이 있는 품목들은 ASG(Agricultural Safe Gurard)를 적용하여 수입량이 일정 수준 이상일 경우 추가관세를 부과할 수 있도록 하였다. 다음 [표Ⅱ-1]은 FTA 체결국별 주요 축산물의 양허 내용이다.

[표Ⅱ-1] FTA 체결국별 주요 축산물의 양허 내용<sup>3)</sup>

단위 : %

수입품목 (기준관세)	국가 (발효년도)	양허 내용	2013년 관세	2014년 관세	2015년 관세		
쇠 고 기 (40)	미국 (2012년)	15년+ASG(신선/냉장/냉동), 15년(육우 등)	34.6	32.0	29.3		
	호주 (2014년)	15년+ASG(신선/냉장/냉동)	40.0	37.3	34.6		
	캐나다 (2015년)	15년+ASG(신선/냉장/냉동)	40.0	40.0	37.3		
돼 지 고 기	냉장 (25)	EU (2011년)	10년+ASG(삼겹살/기타) 5년(도체/전·후지/어깨살)	16.3 11.2	14.3 7.5	12.3 3.7	
		미국 (2012년)	10년+ASG(삼겹살/기타), 2014.1.1(도체/이분도체/전·후지/어깨살)	18.0 7.5	15.7 0.0	13.5 0.0	
		호주 (2014년)	10년(삼겹살), 15년(갈비/목살) 5년(도체/이분도체/전·후지)	22.5 22.5	20.0 18.0	18.0 13.5	
		캐나다 (2015년)	13년+ASG(삼겹살, 갈비/목살) 5년(도체/이분도체/전·후지)	22.5 22.5	22.5 22.5	20.7 18.0	
		칠레 (2004년)	10년(도체/전·후지/삼겹살/기타)	2.1	0.0	0.0	
		냉동 (25)	EU (2011년)	10년(삼겹살) 5년(갈비/목살 등)	18.1 12.5	15.9 8.3	13.6 4.2
	미국 (2012년)		2014.1.1(삼겹살) ※2010.12 추가협상 결과	8.3 12.0	0.0 8.0	0.0 4.0	
	호주 (2014년)		5년(갈비/목살) 양허제외(삼겹살/기타 냉동육)	25.0 25.0	20.0 25.0	15.0 25.0	
	캐나다 (2015년)		5년(도체/이분도체/전·후지, 갈비/목살 ASG) 13년+ASG(삼겹살)	25.0 25.0	25.0 25.0	20.0 23.0	
	칠레 (2004년)		10년(전·후지/삼겹살/기타) DDA 이후 논의(도체/이분도체)	2.4	0.0	0.0	
	닭 고 기		냉장 (18 ~ 27)	EU (2011년)	10년(냉장육) 12년(미절단) 삼계탕(30%) 10년 철폐	13.0 13.8 21.8	11.4 12.4 19.0
		미국 (2012년)		10년(냉장육) 12년(미절단) 삼계탕(30%) 10년 철폐	14.4 15.0 24.0	12.6 13.5 21.0	10.8 12.0 18.0

3) 위(2013) 참조·인용

수입품목 (기준관세)	국가 (발효년도)	양허 내용	2013년 관세	2014년 관세	2015년 관세
냉동 (22 ~ 27)	칠레 (2004년)	무관세 TRQ(2,000톤), DDA 이후 논의	18.0	18.0	18.0
	ASEAN (2007년)	20%만큼 관세감축(닭간장: 22.5%), 나머지 부위는 양허 제외	22.5	22.5	22.5
	EU (2011년)	10년(닭다리)	14.5	12.7	10.9
		12년(미절단)	15.3	13.8	12.3
		13년(가슴살/날개)	15.7	14.2	12.8
	미국 (2012년)	10년(닭다리/기타 절단육)	16.0	14.0	12.0
		12년(가슴살/날개/미절단)	16.6	15.0	13.3
	칠레 (2004년)	무관세 TRQ(2,000톤), DDA 이후 논의	20.0	20.0	20.0
	ASEAN (2007년)	2012년까지 20%로, 2016년까지 0~5%로 감축(닭 간장, 기타 설육) 나머지 부위는 양허 제외	20.0	20.0	20.0

자료 : 국가별 FTA 협정문

#### 나. 돼지고기 수입동향

[표 II-2] 국가별 돼지고기 수입량

단위 : 천 톤, %

구분	미국		캐나다		칠레		네덜란드		프랑스		전체 (F)
	수입량 (A)	비중 (A/F)	수입량 (B)	비중 (B/F)	수입량 (C)	비중 (C/F)	수입량 (D)	비중 (D/F)	수입량 (E)	비중 (E/F)	
2002	4.7	6.6	0.0	0.0	2.5	3.5	3.9	5.5	0.2	0.2	71.0
2003	5.1	8.5	3.4	5.6	12.1	19.9	4.6	7.6	7.3	12.0	60.8
2004	12.9	11.8	8.7	8.0	17.4	16.0	9.4	8.7	12.5	11.5	108.8
2005	43.1	24.8	20.2	11.6	25.4	14.6	9.5	5.5	18.3	10.5	173.6
2006	60.9	28.9	26.1	12.4	22.3	10.6	10.7	5.1	18.2	8.7	210.5
2007	70.4	28.3	29.5	11.9	31.9	12.8	13.5	5.4	21.5	8.7	248.3
2008	72.3	33.7	28.5	13.3	19.5	9.1	11.4	5.3	17.3	8.1	214.4
2009	74.8	39.2	26.3	13.8	36.3	19.0	11.3	5.9	14.2	7.4	190.8
2010	51.0	28.4	17.7	9.9	29.9	16.6	13.2	7.3	13.9	7.7	179.5
2011	143.0	38.6	47.6	12.8	25.0	6.7	18.9	5.1	16.5	4.4	370.4
2012	111.7	40.6	33.1	12.0	23.0	8.4	27.5	10.0	11.4	4.1	275.2
2013	75.7	40.9	24.6	13.3	10.4	5.6	19.5	10.5	6.4	3.5	185.0

자료 : 한국농촌경제연구원 농업전망, 각 년도

[표Ⅱ-2]는 우리나라의 국가별 돼지고기 수입량을 나타낸 표이다. 우리나라의 돼지고기 총 수입량은 2002년 7만 1천 톤에서 2013년 18만 5천 톤으로 약 160% 증가하였다. 특히, 2011년에는 전년대비 크게 증가하였는데 이는 구제역 발생으로 국내 공급량의 감소에 따른 것이다. 수입국별로는 미국산 수입비중이 가장 높아 2002년 약 4천 7백 톤이었으나 2013년 약 7만 6천 톤으로 15배 증가한 것으로 나타났다. 미국 다음으로는 캐나다, 네덜란드, 칠레, 프랑스 순이다.

수입비중이 가장 높은 미국과의 FTA체결 결과 우리나라는 돼지고기 부문에 대해서 [표Ⅱ-3]과 같이 발효시점인 2012년으로부터 10년이 되는 2022년까지 모든 부위에 대한 수입관세가 0이 되도록 양허하였다.

[표Ⅱ-3] 한·미 FTA에 따른 수입 돼지고기 관세율 변화표

단위 : (%)

분류		2011	2012	2013	2014	2015	2016
냉장	도체와 이분도체	22.5	22.5	7.5	0	0	0
	넓적다리살·어깨살과 이들을 절단한 것 (뼈가 있는 것에 한함)	22.5	22.5	7.5	0	0	0
	삼겹살	22.5	22.5	18.0	15.7	13.5	11.2
	기타	22.5	22.5	18.0	15.7	13.5	11.2
냉동	도체와 이분도체	25	25	8.3	0	0	0
	넓적다리살·어깨살과 이들을 절단한 것 (뼈가 있는 것에 한함)	25	25	8.3	0	0	0
	삼겹살	25	25	8.3	0	0	0
	기타	25	25	12	8	4	0

자료 : 관세청

### Ⅲ. 분석자료 및 분석방법 검토

#### 제1절 분석자료

본 연구에서 한·미 FTA 시장개방 이전과 이후의 국내산 및 제주산과 수입산 가격간의 인과관계를 밝히고 가격 관계 변화를 분석하기 위하여 분석에 이용되는 국내산, 제주산, 수입산 가격자료를 다음과 같이 구축하였다.

국내산, 제주산 가격의 경우, 축산물유통정보센터(ekapepia.com)에서 발표되는 지역별 돈육 대표가격 중 전국 평균을 국내산 가격으로, 제주축협 발표 가격을 제주산 가격으로 설정하였다. 하지만, 경락가격 자료가 매일 발표되지 않아 주간 가격의 일일평균을 이용하여 국내산과 제주산의 주간 평균가격 자료로 구축하였다.

수입산의 경우, 한국무역협회의 돼지고기 수입통계자료 중 한·미 FTA 발효 이후 2016년까지 관세율이 완전히 철폐되는 도체와 이분도체, 넓적다리살 등의 품목은 제외하고 FTA협상 당시 민감품목으로 분류되어 10년간 단계적으로 수입관세가 철폐되는 삼겹살(냉장)을 대표 수입산 가격으로 설정하였다. 또한, 월별로 발표된 자료를 주단위로 나누고 이를 한국은행의 주간환율(종가)<sup>4)</sup>을 적용시켜 주간 평균가격 자료로 구축하여 이용하였다.

분석자료는 한·미 FTA 발효 시기인 2012년 3월 15일을 기준으로 현재까지의 가격관계를 비교하기 위하여 한·미 FTA 발효일을 기준으로 2015년 3월 4주째까지(159주)를 시장개방 이후, 2009년 2월 4주째부터 2012년 3월 2주째까지(159주)를 시장개방 이전 가격자료로 구분하여 분석하였다.

[도Ⅲ-1]은 한·미 FTA 전후 국내산 및 제주산과 수입산 가격간의 관계 변화를 분석하기에 앞서 2005년부터 2015년 4월까지의 국내산, 제주산, 수입산 가격의 추이를 나타낸 그래프이다.

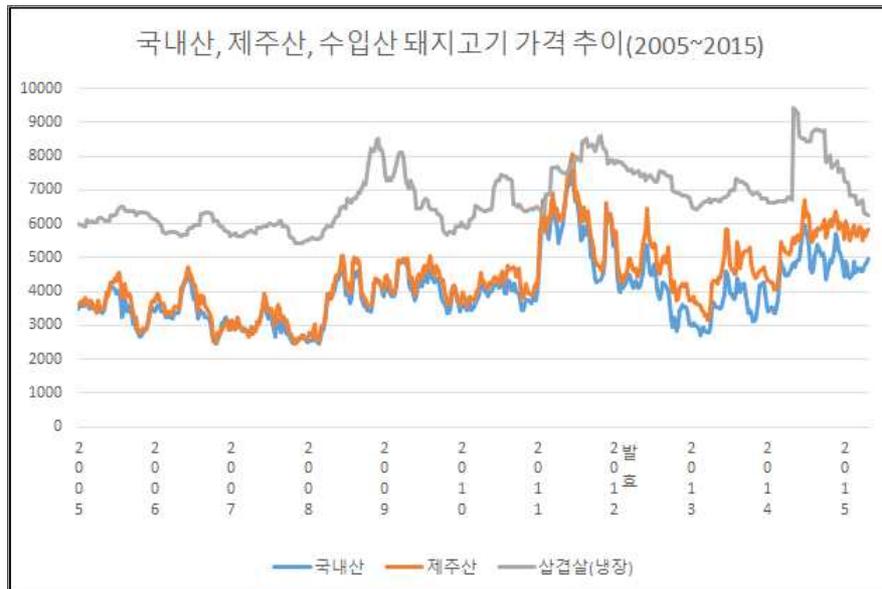
국내산과 제주산 가격의 경우 비슷한 수준에서 변동하는 추세를 보이지만 수

4) (www.bok.or.kr)의 일별환율(종가)를 평균내어 주간 환율로 이를 이용하였다.

입산의 경우, 자료성격상 국내산 및 제주산 보다 높은 수준에서 가격이 변동하고 있는 것으로 나타났다.

[도Ⅲ-1] 국내산, 제주산, 수입산 돼지고기 가격추이(2005~2015)

단위 : 원/kg



주 : 국내산, 제주산은 축산물유통정보센터(ekapepia.com)의 돈육대표가격, 수입산은 삼겹살(냉장) 기준.

또한, 제주산과 국내산의 경우 2011년 초부터 높은 수준에서 형성되는데 이는 구제역 발생으로 인한 것이며, 2014년 5월에 수입산 가격이 급상승한 것은 국내의 PED발생에 기인한 것으로 사료된다.

본 연구에서 한·미 FTA 전후의 가격관계 변화 분석 자료의 기초통계량은 다음 [표Ⅲ-1]와 같다.

[표Ⅲ-1] 분석자료 기초통계량

기간구분	원산지	sample (week)	평균 (원/kg)	표준편차 (원/kg)	최솟값 (원/kg)	최대값 (원/kg)
한·미 FTA이전	국내산	159	4,648.7	1,031.0	3,435	7,502.0
	제주산	159	4,939.0	1,041.2	3,807.0	8,067.0
	수입산	159	7,046.0	804.4	6,295.2	8,623.2
한·미 FTA이후	국내산	159	4,175.0	773.9	2,710.0	5,959.0
	제주산	159	4,986.2	816.7	3,164.0	6,714.0
	수입산	159	7,277.0	709.7	6,427.1	9,444.0

주 : 한·미 FTA 발효 시기인 2012년 3월 15일을 기점으로 이전과 이후를 각 159주로 구분함.  
 자료 : 축산물유통정보센터(ekapepia.com), 한국무역협회(kita.net)

제2절 분석방법<sup>5)</sup>

본 연구는 국내산 및 제주산 가격과 수입산 가격의 한·미 FTA이전과 이후의 관계 변화를 분석하기 위하여 돼지고기 가격 자료를 한·미 FTA 발효 이전(표본 159)과 발효 이후(표본 159)로 구분하여 시계열분석 기법 중 벡터자기회귀모형(VAR)을 기초로 한 그랜저인과성검정을 통하여 가격관계변화를 분석하였으며, 시장개방에 따른 영향력을 분석하기 위하여 충격반응분석을 실시하였다.

본 연구의 실증분석은 첫째, 각 시계열자료의 안정성 검토를 위하여 단위근을 검정하였으며, 단위근을 포함하고 있을 때, 1차 차분하여 단위근을 검정하고, 단위근을 포함하지 않는 안정적인 시계열자료를 확보하였다. 둘째, 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용한 검정시 효율적인 결과를 얻기 위해 AIC(Akaike Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion), HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion)지수를 이용하여 적정시차(lag)를 설정하였다. 셋째, Johansen의 검정법을 통해 변수들간에 공적분의 유무를 파악하고자 하였으며, 공적분이 존재할 경우, 벡터오차수정(VECM)모형을, 공적분이 존재하지 않을 경우, 벡터자기회귀모형을 통한 그랜저인과성 검정을 실시하였다. 넷째, 그랜저인과성 검정결과에 따라 벡터자기회귀모형 또는 벡터오차수정모형을 이용한 그랜저인과성 검정을 실시하고, 국내산, 제주산과 수입산 가격 오차항의 이동평균을 이용한 충격반응분석을 통해 제주산 또는 국내산이 국내산

5) 절은 강기춘(2010)을 참조·인용 하였음

에 미치는 영향력과 수입산이 제주산과 국내산에 미치는 영향력을 비교·분석하여 한·미 FTA 전후의 가격관계의 변화를 파악하였다.

#### 가. 단위근 검정

제주산과 국내산, 수입산 가격 시계열자료에서 발생할 수 있는 시계열적 불안정성 (unstationarity) 문제와 가성회귀(spurious regression)문제 진단을 위해 개별적으로 단위근이 내포되었는지를 검정하였다.

본 연구에서는 단위근 검정시 최소자승법을 이용하여  $P_{t-1}$ 의 회귀계수가 0인지,  $-1$  인지를 검정하는 DF(Dickey-Fuller)검정방법에서 오차항의 자기상관 문제를 해결하기 위해  $P_t$ 의 시차분포를 포함하여 보완시킨 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정방법을 이용하였다.

$$[\text{식III-1}] \text{ (절편과 추세 제외)} \Delta P_t = (\rho - 1)P_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

$$[\text{식III-2}] \text{ (절편만 포함)} \Delta P_t = \alpha + (\rho - 1)P_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

$$[\text{식III-3}] \text{ (절편과 추세 포함)} \Delta P_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)P_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

단,  $P_{t-1}, i = 1, 2, 3, \dots, n$  : 국내산, 수입산, 제주산 가격 차분 추가항

$\beta t$  : 선형추세변동을 나타냄

시장개방 전후, 국내산과 제주산, 수입산 가격 자료의 수준변수(Level)를 이용하여 개별적으로 단위근을 검정하였다. 단위근 검정결과, 변수가 단위근을 포함하고 있을 경우, 1차 차분하여 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열자료를 확보해야 한다. 본 검정에선 절편(intercept)인  $\alpha$ 나 추세(trend)인  $\beta t$ 의 존재유무에 따라서 임계치가 다르게 나타난다. 검정은 [식III-1]과 같이 절편과 추세가 제외된 (none), [식III-2]의 절편이 포함된( $\alpha$ ), [식III-3]의 절편과 추세 모두 포함된( $\alpha + \beta t$ ) 경우를 고려하여 검정하고, 안정적인 시계열 자료를 확보하고자 한다.

나. 공적분 검정(Cointegration test)

일반적으로 경제적 시계열자료 대부분이 확률적 추세(stochastic trend)와 결정적 추세(Deterministic trend)를 갖고 있어 허구적 회귀현상(spurious regression)을 보이는 불안정한 시계열이다. 이러한 시계열 자료들은 대부분 단위근을 내포하고 있다. 하지만, 개별변수들이 단위근을 포함하고 있으나 여러 변수들 사이에서는 시계열적 안정성을 갖는 선형결합이 존재할 수 있다. 이는 변수들 간에 장기적으로 안정적인 균형관계(Long-run equilibrium relation)가 성립되는 것을 의미한다. 본 연구의 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격간의 공적분 검정식은 다음과 같다.

$$[식 III-4] \quad P_t^{d,j} = \alpha + \beta_1 P_t^i + u_t^{d,j}$$

$$[식 III-5] \quad P_t^i = \gamma + P_{t-1}^i + u_t^i$$

단,  $P_t^i$ : t기의 수입산 가격

$P_t^{d,j}$ : t기의 국내산 또는 제주산 가격

[식III-4], [식III-5]와 같은 국내산 또는 제주산과 수입산 가격 두 방정식이 있다고 했을 때, [식III-5]는  $\Delta P_t^i = \gamma + u_t^i$ 와 같이 나타낼 수 있으며, 수입산 가격에 대한 차분식  $P_t^i$ 는 단위근을 포함하고 있음을 확인할 수 있다. 또한, [식III-5]를 차분할 경우, 다음과 같이 나타난다.

$$[식III-6] \quad \Delta P_t^{d,j} = \beta_1 \gamma + \beta_1 u_t^i + u_t^{d,j} - u_{t-1}^{d,j}$$

이는 제주산 또는 국내산 가격  $P_t^{d,j}$ 이 단위근을 포함하고 있는 것을 의미하며, [식III-4], [식III-5]를 통해 각 변수들이 단위근을 포함하고 있는 시계열자료임이 증명된다. 하지만, [식III-4]를 제주산 또는 국내산 가격의 오차항인  $u_t^{d,j}$ 에 대해서 정리를 하면,

$$[식III-7] \quad j^d = \quad {}_t^{d,j} - \alpha - \beta_1 P_t^i$$

와 같이 나타나며, 이는 국내산, 제주산과 수입산 가격 모두 개별적으로는 단위근을 포함하지만 선형결합이 안정적인 시계열  $u_t^{d,j}$ 를 생성하므로 수입산 가격  $P_t$ 와 제주산 또는 국내산 가격  $P_t^{d,j}$ 는 서로 공적분관계가 있다고 볼 수 있음을 의미한다.

이러한, 공적분 관계의 유무를 검정하는 방법으로는 먼저, Engle and Yoo 공적분 검정방법이 있으며, 이는 단위근이 존재하는 두 변수를 보통최소자승법(OLS: Ordinary Least Square Estimation)으로 추정한 잔차항에 대한 단위근 검정을 실시하는 것이다. 단위근을 포함할 경우 변수가 공적분 관계를 갖는 것으로 판단하지만, 단위근이 존재하지 않을 경우에는 두 변수는 서로 공적분 관계에 있는 것으로 검정된다. Engle and Yoo의 검정식은 다음과 같이 나타난다.

$$[식III-8] \quad \Delta u_t = \alpha + (\rho - 1)u_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta u_{t-i} + e_t$$

단,  $u_{t-1}, i = 1, 2, 3, \dots$

하지만, Engle and Yoo의 공적분 검정방법은 3개 이상의 변수들이 개별적으로 단위근이 존재하는 경우 공적분을 검정하기가 쉽지 않은 단점이 있다. 따라서, 3개 이상 변수들 간의 공적분 관계를 검정하기 위해서는 Johansen의 공적분 검정법을 이용해야만 한다. Johansen의 검정방법은 개별적으로 단위근을 가진 n개의 변수로 이루어진 방정식에서 최대 n-1개의 서로 독립적인 공적분 관계의 유무를 검정하는 것이다. 이는 최우추정법(MLE: maximum likelihood estimation)으로 공적분 관계를 추정한 후 우도비검정방법(Likelihood ratio test)을 이용하여 공적분 관계식의 수를 결정하는 것이다. Johansen 공적분 관계의 검정식은 다음과 같다.

$$[식III-9] \quad \Delta P_t = (A_t - I)P_{t-1} + v_t = \Lambda P_{t-1} + v_t$$

[식III-9]의  $\Lambda(\text{rank})$ 가 n일 경우 국내산, 제주산, 수입산 가격의 수준변수들이 안정적

임을 뜻하며, 벡터자기회귀모형(VAR: vector autoregression model)을 설정할 수 있다. 하지만, (rank)가 0일 경우 각 수준변수들이 불안정 시계열이며 장기적인 연관성이 존재하지 않는 경우이다. 이때는 차분변수로 구성된 벡터자기회귀모형을 설정하여야 하며,  $\lambda(\text{rank})$ 가 0보다 크고 n보다 작은 경우, 각 수준변수들이 불안정 시계열이고 위수(rank)만큼의 공적분 관계가 존재한다는 것을 의미한다. 이러한 경우, 오차수정모형(ECM:error correction model)을 분석모형으로 설정해야한다.

#### 다. 벡터자기회귀모형(VAR)

본 연구에서 국내산 또는 제주산과 수입산 가격간의 인과관계를 규명하기 위한 분석모형 중 하나인 벡터자기회귀모형은 그랜저인과성검정(Granger causality test)을 다변량으로 일반화한 것이다. 이 모형은 처음 Keynesian 거시 계량모형 내 특정방정식의 식별을 위해 특정변수들만 포함시키고 나머지 변수들을 포함시키지 않는 ‘0의 제약’은 부적합하다는 인식하에 출발된 모형이다. 이는 OLS(ordinary least square estimation), SURE(seemingly unrelated regression estimation)를 이용하여 추정하며, 일반식은 다음과 같다.

$$[\text{식 III-10}] \quad \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_n \end{bmatrix} + A_1 \begin{bmatrix} P_{1t-1} \\ P_{2t-1} \\ \vdots \\ P_{nt-1} \end{bmatrix} + \dots + A_k \begin{bmatrix} P_{1t-k} \\ P_{2t-k} \\ \vdots \\ P_{nt-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \vdots \\ \mu_{nt} \end{bmatrix}$$

[식 III-10]을 행렬형태로 표현하면

$$[\text{식 III-11}] \quad P_t = \mu + A_1 P_{t-1} + \dots + A_k P_{t-k} + u_t$$

는

$$P_t = \mu + A(L)P_t + u_t$$

여기서,  $P_t$ 는  $n \times 1$  벡터로서 공분산정상시계열(covariance stationary time series)이며, 행렬  $A(L)$ 은 시차연산자 (lag operator)  $L$ 의 다항식행렬이다.

만약, 3개의 변수가 2개의 시차를 갖게 되면  $A(L)$ 은 다음과 같다.

$$[식III-12] \quad L = \begin{bmatrix} a_{11}L + a_{12}L^2 & a_{13}L + a_{14}L^2 & a_{15}L + a_{16}L^2 \\ a_{21}L + a_{22}L^2 & a_{23}L + a_{24}L^2 & a_{25}L + a_{26}L^2 \\ a_{31}L + a_{32}L^2 & a_{31}L + a_{32}L^2 & a_{31}L + a_{32}L^2 \end{bmatrix}$$

이렇게 추정된 벡터자기회귀모형은 상호연관이 있는 경제 시계열 분석 및 예측에 주로 이용된다.

라. 벡터오차수정모형(VECM : vector error correction model)

만약, 국내산 또는 제주산과 수입산 가격 간에 공적분이 존재할 경우, 이는 각 개별변수들이 단위근이 존재하는 불안정 시계열이지만 이들 사이에는 선형결합이 있음을 의미한다. 따라서, 분석모형에 포함시키기 위해서는 일반적인 벡터자기회귀모형이 아닌 벡터오차수정모형(VECM)으로 분석모형을 설정하여야 한다.

Enger and Granger(1987)는 ‘특정 경제 변수 사이에 공적분이 존재할 경우 이를 대변(represent)할 수 있는 오차수정모형이 존재한다.’는 대표정리 (Representation Theorem)<sup>6)</sup>를 제시하여 불안정한 시계열 변수들의 관계를 해결하고자 하였으며, 일반식은 다음과 같다.

[식III-12]을 오차수정모형으로 변환하면 다음 [식III-13]과 같다.

$$[식III-13] \quad \Delta P_t = \Gamma_1' \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1}' \Delta P_{t-k+1} + \Pi' P_{t-1} + \mu' + u_t$$

$$, \Gamma_i' \equiv -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_k) (i = 1, 2, \dots, k-1),$$

$$\Pi' \equiv (I_n - A_1 - \dots - A_k) = A(1)$$

$$[식III-14] \quad \Pi = \alpha\beta'$$

n개로 구성된 돼지고기 가격에 대한 시계열자료  $P_t$  간에 r개의 공적분 관계가

6)  $x_t, y_t$  단위근이 존재하면서 두 변수간의 공적분 관계가 성립될 경우 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta x_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-1} + \pi_1 z_{t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + \pi_2 z_{t-1} + \epsilon_{2t}$$

있다는 것은 [식Ⅲ-14]와 같이 나타낼 수 있다는 것이며,  $\alpha$  와  $\beta$ 는  $n \times r$ 행렬이다.  $\alpha$ 는 모형내의 모든  $n$ 개의 식에 부여되는 조정계수(adjustment coefficient)행렬로 계수가 클 경우 조정이 신속히 이루어지고 있는 것을 보여주는 오차수정행렬이며,  $\beta$ 는 공적분 벡터  $r$ 개로 구성된 행렬이다.

여기서,  $\Gamma(i=1,2,\dots,k-1)$ 는 증가율의 변화를,  $\Pi$ 는 각 변수들의 수준을 제시해 준다.

#### 마. Granger의 인과성 검정<sup>7)</sup>

상관관계 분석을 위한 설명변수 혹은 종속변수를 결정할 때, 일반적인 회귀분석에서는 경제이론을 기초로 설명변수 혹은 종속변수를 결정하여 분석을 하는데 중점을 둔다. 그러나, 실제로 변수간의 인과관계가 뚜렷하게 나타나지 않아 결정을 내리기 어려운 경우가 있다. 이러한 경우, 시차분포모형을 통해 인과관계를 검정할 수 있다.

Granger(1969)는 현재의  $X$ 가 과거의  $Y$ 를 이용하여 예측이 더 정확할 경우  $X$ 는  $Y$ 에 그랜저인과성(Granger causality)이 있다고 보며, 반대의 경우  $Y$ 는  $X$ 에 영향을 미치는 그랜저인과성이 존재한다고 한다.

국내산, 제주산과 수입산 가격 간의 Granger인과관계를 검정하기 위한 일반식은 다음과 같다.

$$[식Ⅲ-15] \quad P^{d,j} = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_i P_{t-j}^{d,j} + \sum_{j=1}^k \beta_j P_{t-i}^i + u_{1t}$$

단,  $P_t^{d,j}$ :  $t$ 기의 국내산 또는 제주산 돼지고기 가격,

$P_t^i$ :  $t$ 기의 수입산 돼지고기 가격

여기서,  $\mu$ 는 절편, 추세, 더미변수 등 확정적(deterministic)요소를 모두 포함한다. 또한, 효과적인 추정을 위해 차분 연산자를 이용하고, 인과변수의 규정 방법에 따라 다음과 같은 두 종류의 시차분포 모형이 성립하게 된다.

7) (2007) 참조·인용

$$[식Ⅲ-16] \quad P_t^{d,j} = \mu_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta P_{t-i}^{d,j} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta P_{t-i}^i + u_{1t}, \quad H_0^1: \beta_j = 0$$

$$P_t^i = \mu_2 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta P_{t-i}^i + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta P_{t-j}^{d,j} + u_{2t}, \quad H_0^2: \delta_j = 0$$

[표Ⅲ-2] Granger Causality Test결과 해석<sup>8)</sup>

$H_0^1: \beta_j = 0$	$H_0^2: \delta_j = 0$	인과관계 방향
채택	기각	$P_t^{d,j}$ 에서 $P_j^i$ 로의 인과관계
기각	채택	$P_j^i$ 에서 $P_t^{d,j}$ 로의 인과관계
채택	채택	인과관계가 없으며 서로 독립적
기각	기각	$P_t^{d,j}$ 와 $P_i^i$ 사이 쌍방향 인과관계

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

#### 바. 충격반응함수(Impulse response function)

벡터자기회귀모형에서 도출된 이동평균모형(MA(p))으로 예상치 못한 충격이 주어졌을 때 시간이 흐름에 따라 모형 내 변수들이 어떻게 각 충격에 반응하는 가를 나타낸 것이다. 이는 주로 정책변수들의 변화에 따른 파급효과 및 변수 간의 상호인과관계 분석에 이용되며, 충격반응함수의 일반식은 다음과 같다.

$$[식Ⅲ-17] \quad B(L)X_t = \mu + u_t$$

단,  $B(L) = I - A(L)$ 이고,  $I$ 는  $3 \times 3$  단위행렬(identity matrix)

[식Ⅲ-17]에서 p차의 벡터자기회귀모형이 안정적일 때 wold의 정리(Wold's theorem)에 의하여 아래와 같은 무한차수 벡터이동평균모형(VMA : vector moving-average model)으로 나타낼 수 있다.

$$[식Ⅲ-18] \quad X_t = \mu^* + C(L)u_t$$

8) , 정우수(2002), 김철현(2015) 참조·인용

$$\text{단, } \quad = (L)^{-1}\mu, C(L) = B(L)^{-1}$$

[식Ⅲ-18]의  $C(L)$ 은 각 변수의 충격인  $u_{1t}, u_{2t}, u_{3t}$ 가  $t$ 기 및 무한한 시간의 흐름 속에 각 변수의 미치는 영향을 나타내는 계수항의 행렬이다.

$$[\text{식Ⅲ-19}] \quad C(L) = \begin{bmatrix} C_{11}L & C_{12}L & C_{13}L \\ C_{21}L & C_{22}L & C_{23}L \\ C_{31}L & C_{32}L & C_{33}L \end{bmatrix}$$

[식Ⅲ-19]의 각 원소들은 시차연산자(lag operator)  $L$ 의 다항식으로 구성되어 모형 내 두 번째 변수의  $t$ 기 충격이 첫 번째 변수에 미치는  $t$ 기( $c_{12}^0$ ),  $t+1$ 기( $c_{12}^1$ ) 및 무한 미래까지 영향을 미친다.

하지만, [식Ⅲ-11]에서 도출된  $u_t$ 의 공분산행렬이 대각행렬(diagonal matrix)이 아니기 때문에 한 변수의 충격이 다른 변수들에 영향을 미치게 되고 이는 다시 처음 충격이 시작된 변수에 영향을 미치게 된다. 그래서  $C(L)$ 을 그대로 이용해서 충격과 반응의 관계로 해석하기는 어렵다.

따라서, 각 충격이 독립적인 충격이 될 수 있도록  $u_t$ 의 공분산행렬을 다음과 같이 직교화(orthogonalization)한다.

$$[\text{식Ⅲ-20}] \quad \epsilon_t = D(L)^{-1}u_t$$

이와 같이 직교화 과정을 거쳐  $\epsilon_t$ 의 공분산 행렬이 항등행렬이 되게 하는  $D(L)$ 을 찾아 변수에 미치는 충격을 각 변수별로 분리시켜 파악할 수 있다.

$$[\text{식Ⅲ-21}] \quad E(\epsilon_t \epsilon_t') = D(L)^{-1}u_t u_t' D(L)^{-1'} = I$$

[식Ⅲ-20]과 [식Ⅲ-21]의 식을 만족시키는 하삼각행렬(lower triangular matrix)을 찾는 것을 출레스키분해(Choleski factorization)라고 하며, 출레스키분해로 구한 하삼각행렬을 이용하여 [식Ⅲ-18]을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

[식Ⅲ-22]  $F(L)\epsilon_t$

단,  $F(L) = C(L)D(L)$ ,  $\epsilon_t = D(L)^{-1}u_t$  이며, 상수항은 제외됨.

[식Ⅲ-22]의  $F(L)$ 은 시차연산자  $L$ 의 다항식으로 구성되어 있으므로  $F(L)$ 이 보여주는 충격반응관계는 다른 변수들로부터 환류되는 영향을 배제한 영향만을 나타낸 독립적인 충격반응관계이다. 또한 충격반응함수의 표준편차의 크기를 보고서 충격의 정도를 파악할 수 있다.

#### IV. 제주산, 국내산과 수입산 돼지고기 가격간의 인과관계 분석

##### 제1절 단위근 검정

분석에 이용되는 시계열 자료의 안정성을 검토하기 위해 한·미 FTA 이전과 이후 국내산, 제주산, 수입산 가격에 대한 단위근 검정을 실시하였으며, 결과는 다음 [표IV-1]과 [표IV-2] 같다.

[표IV-1] 수준변수 단위근 검정 결과(AIC기준, 절편과 추세 포함)

		절편	추세	ADF 검정통계량	임계치		D.W
					1%	5%	
이 전	국내산	Y	Y	-1.96468	-4.02169	-3.44068	1.94558
	제주산	Y	Y	-2.40061	-4.01757	-3.43870	1.98033
	수입산	Y	Y	-2.32523	-4.01719	-3.43852	1.71140
이 후	국내산	Y	Y	-2.69471	-4.01796	-3.43889	2.00071
	제주산	Y	Y	-2.66192	-4.02082	-3.44026	1.99406
	수입산	Y	Y	-2.27823	-4.01719	-3.43852	1.99580

단위근 검정은 모든 변수들에 대해 추세와 절편을 포함하여 실시하였으며, 시장개방 전후의 국내산, 제주산, 수입산 가격 모두 수준변수(level-variable)에서 Durbin-Watson 검정 통계량이 2에 근사하는 것으로 나타났다. 이는 자기상관 문제가 없으므로 추정된 회귀식의 계수(parameter)값을 신뢰할 수 있다는 것이다. 하지만, 수준변수에서는 단위근을 포함하고 있다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

이에 변수들을 1차 차분(1st difference)을 하고 추세와 절편을 포함한 단위근 검정을 다시 실시한 결과 국내산, 제주산, 수입산 가격 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였으며, 이는 불안정한 시계열자료를 1차 차분하여 분석자료의 시계열적 안정성을 확보했다고 볼 수 있다.

[표Ⅳ-2] 수준변수 단위근 검정 결과(AIC기준, 절편과 추세 포함)

		절편	추세	ADF 검정통계량	임계치		D.W
					1%	5%	
이	국내산	Y	Y	-4.27495	-4.02169	-3.44068	1.93918
	제주산	Y	Y	-10.89603	-4.01757	-3.43870	1.96851
전	수입산	Y	Y	-10.98277	-4.01757	-3.43870	2.02342
이	국내산	Y	Y	-6.79009	-4.01956	-3.43966	2.00605
	제주산	Y	Y	-4.39139	-4.02125	-3.44047	2.01854
후	수입산	Y	Y	-12.82577	-4.01757	-3.43870	2.00024

### 제2절 적정시차 선정

벡터자기회귀모형을 이용하여 분석을 할 때, 시차가 너무 길게 설정될 경우 효율성이 떨어지므로 적정시차의 설정은 매우 중요하다. 본 연구에서는 적정시차의 설정을 위해 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Information Criterion), 그리고 HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion)지수를 사용하였으며, 가장 값이 낮은 값의 lag를 적정시차로 결정하였다. 적정시차 결과는 [표Ⅳ-3], [표Ⅳ-4]와 같다.

[표Ⅳ-3] 적정시차검정 결과(한·미 FTA 이전)

Lag	국내산 가격 & 수입산 가격			제주산 가격 & 수입산 가격		
	AIC	SC	HQIC	AIC	SC	HQIC
1	27.11565	27.23608	27.16458	27.17516	27.29558*	27.22408*
2	26.98895**	27.18966*	27.07049*	27.13919**	27.3399	27.22073
3	27.02573	27.30672	27.13989	27.1786	27.4596	27.29276
4	27.0625	27.42378	27.20928	27.21478	27.57605	27.36155
5	27.05598	27.49754	27.23537	27.21496	27.65652	27.39435
6	27.08948	27.61132	27.30148	27.25875	27.78059	27.47076
7	27.13818	27.74031	27.38281	27.30499	27.90712	27.54961
8	27.18086	27.86327	27.45811	27.3566	28.03901	27.63384
9	27.19136	27.95405	27.50122	27.3795	28.14219	27.68935

주 : 1) \*는 각 지수(AIC,SC,HQIC)에서의 최솟값

2) \*\*는 벡터자기회귀모형에서의 적정시차를 결정하는 최솟값

한·미 FTA 이전의 국내산과 수입산 가격의 관계를 분석하기 위한 적정시차는 2, 제주산과 수입산 가격간의 적정시차는 2로 나타났다.

[표 IV-4] 적정시차검정 결과(한·미 FTA 이후)

Lag	국내산 가격 & 수입산 가격			제주산 가격 & 수입산 가격		
	AIC	SC	HQIC	AIC	SC	HQIC
1	27.74419	27.86461	27.79311	27.99353	28.11395*	28.04245*
2	27.57389**	27.7746*	27.65543*	27.97981**	28.18052	28.06136
3	27.57768	27.85867	27.69184	28.00126	28.28225	28.11542
4	27.62405	27.98533	27.77083	28.04275	28.40403	28.18953
5	27.6699	28.11146	27.8493	28.07789	28.51945	28.25728
6	27.67177	28.19361	27.88378	28.10439	28.62624	28.3164
7	27.70782	28.30995	27.95244	28.13214	28.73427	28.37677
8	27.71795	28.40036	27.99519	28.14625	28.82866	28.42349
9	27.73599	28.49868	28.04585	28.09502	28.85771	28.40487

주 : 1) \*는 각 지수(AIC,SC,HQIC)에서의 최솟값

2) \*\*는 벡터자기회귀모형에서의 적정시차를 결정하는 최솟값

한·미 FTA 이후의 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 돼지고기 가격의 관계분석에 있어서의 적정시차는 이전과 동일하게 모두 2인 것으로 나타났다.

### 제3절 공적분 검정(Cointegration test)

앞의 단위근 검정결과 국내산, 제주산, 수입산 가격 자료는 수준변수에서 개별적으로 단위근을 포함하고 있는 시계열 자료인 것으로 나타났다. 따라서, 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격 간의 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하여 장기적으로 안정적인 균형관계를 가지고 있는지를 파악하고자 Johansen 공적분 검정을 실시하였다.

[표IV-5] Johansen 공적분 검정결과

기간	귀무가설	Trace Statistic	
		국내산, 수입산	제주산, 수입산
이전	no cointegration	23.81942(25.87211)	22.10267(25.87211)
이후	no cointegration	11.7187(15.49471)	10.66459(15.49471)

검정 결과는 [표IV-5]와 같이 한·미 FTA 전과 후 모두 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격 간 공적분이 존재하지 않는 것으로 판명되었다. 이는 시장개방 전후에 국내산 및 제주산과 수입산 가격간의 선형결합이 성립하지 않음을 의미한다. 따라서, 분석모형으로는 벡터자기회귀모형을 설정해야한다.

제4절 그랜저인과성 검정(Granger causality test)

Johansen 공적분 검정결과, 시장개방 전후 모두 국내산과 수입산, 그리고 제주산과 수입산 간에는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타나 각 변수들 간의 상호 인과성을 검정하기 위해 벡터자기회귀모형을 기초한 그랜저인과성 검정을 실시하였으며, 검정결과는 다음 [표IV-6]와 같다.

[표IV-6] Granger 인과성 검정결과

구분	귀무가설		P-value
이전	국내산↔수입산	10.57254	0.0051*
	수입산↔국내산	1.832644	0.4000
	제주산↔수입산	10.06532*	0.0065*
	수입산↔제주산	3.588184	0.1663
이후	국내산↔수입산	4.547690	0.1029
	수입산↔국내산	8.070613	0.0177*
	제주산↔수입산	1.997997	0.3682
	수입산↔제주산	6.334386	0.0421*

주 : \*는 5% 유의수준에서 유의함.

검정결과 국내산과 수입산 가격 간에는 한·미 FTA 이전 국내산이 수입산에 5% 유의수준에서 영향을 미치는 그랜저인과성이 존재한다고 분석되었으나 반대로 시장개방 이후에는 5% 유의수준에서 수입산이 국내산에 영향을 미치는 그랜저 인과성이 존재한다고 검정되었다.

또한, 제주산과 수입산 가격의 경우, 시장개방 이전에는 제주산이 수입산에 5% 유의수준에서 영향을 미치는 그랜저인과성이 존재하는 것으로 나타났으나 시장개방 이후에는 수입산이 제주산에 영향을 미치는 그랜저인과성이 존재하는 것으로 파악되었다.

#### 제5절 벡터자기회귀모형(VAR)

벡터자기회귀모형은 원인변수와 결과변수에 따라서 결과가 달라진다. 따라서, 그랜저인과성 검정을 토대로 원인변수와 결과변수를 설정하고, 적정시차(2)를 이용하여 벡터자기회귀모형을 구성하였다. 추정 결과는 다음 [표IV-7], [표IV-8]과 같다.

[표IV-7] 한·미 FTA 이전과 이후의 벡터자기회귀모형 분석결과(국내산, 수입산)

	변수구분	수입산	국내산
이 전	수입산(-1)	1.086847 (13.8506)***	0.149552 (1.6992)*
	수입산(-2)	-0.142954 (-1.85063)*	-0.115401 (0.13760)
	국내산(-1)	-0.055109 (-1.29107)	1.276020 (16.7819)***
	국내산(-2)	0.096297 (2.22999)**	-0.346008 (-4.49818)***
이 후	수입산(-1)	0.898394 (10.9755)***	-0.081681 (-1.18029)
	수입산(-2)	-0.013740 (-0.16846)	0.155576 (2.25613)**
	국내산(-1)	0.106245 (1.22557)	1.333826 (18.1987)***
	국내산(-2)	-0.035933 (-0.40812)	-0.443818 (-5.96216)**

주 : 1) ( )안은 t통계량을 나타냄.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서의 유의함을 나타냄.

분석결과, 한·미 FTA 이전에는 2차 전의 국내산 가격이 수입산 가격에 5% 유의수준에서 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으나 한·미 FTA 이후에는 2차 전의 수입산 가격이 국내산 가격에 5% 유의수준에서 영향을 주는 것으로 나타났다.

[표IV-8] 한·미 FTA 이전과 이후의 벡터자기회귀모형 분석결과(제주산, 수입산)

	변수구분	수입산	제주산
이 전	수입산(-1)	1.113253 (14.1735)***	0.277316 (1.87499)**
	수입산(-2)	-0.163067 (-2.09431)**	-0.248308 (-1.69358)**
	제주산(-1)	-0.054802 (-1.30578)	1.088799 (-1.92168)**
	제주산(-2)	0.088889 (2.09988)**	-0.153176 (-1.92168)**
이 후	수입산(-1)	0.916496 (11.2039)***	-0.085987 (-1.03109)
	수입산(-2)	-0.006589 (-0.07995)	0.163480 (1.94583)**
	제주산(-1)	0.080590 (1.03799)	1.124160 (14.2025)***
	제주산(-2)	-0.043620 (-0.55630)	-0.230706 (-2.88611)***

주 : 1) ( )안은 t통계량을 나타냄.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서의 유의함을 나타냄.

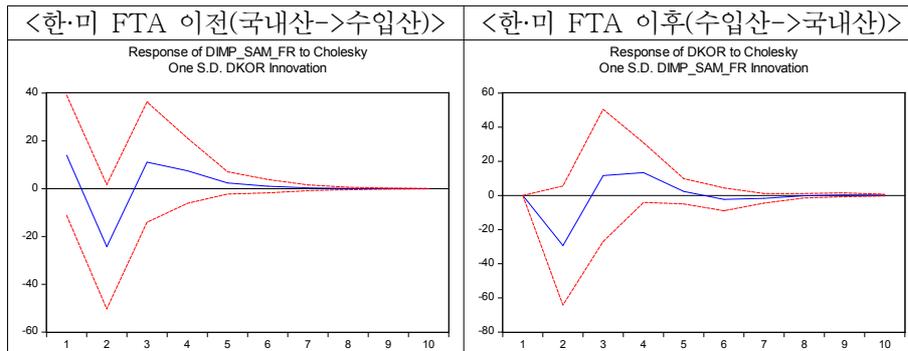
제주산과 수입산의 경우, 시장개방 이전에는 2시차 전의 제주산이 수입산 변화에 5% 유의수준에서 영향을 미치는 것으로 분석되었으나 시장개방 이후에는 2시차 전의 수입산이 제주산에 5% 유의수준에서 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

제6절 충격반응분석(Impulse response analysis)

벡터자기회귀모형은 각 변수들의 단기영향을 잘 나타내지만 동태적인 영향에 대해서는 구체적으로 제시해 주지 못한다. 이에 시간의 흐름에 의한 영향과 영향력을 분석하기 위해 충격반응분석을 실시하였다.

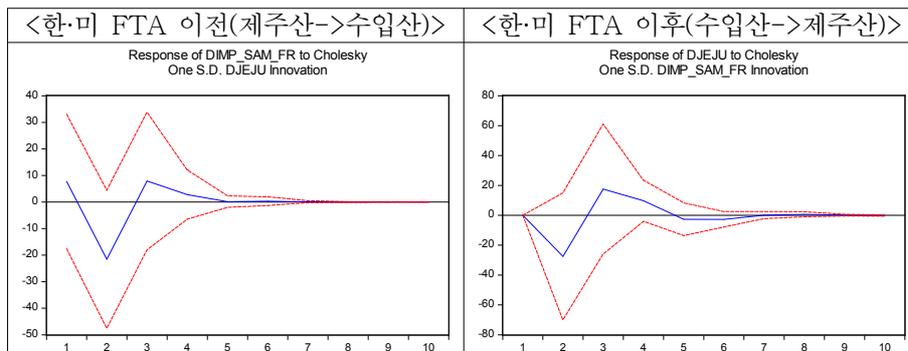
그랜저인과성 검정결과에 따라 한·미 FTA 발효 이전에는 국내산이 수입산에 미치는 영향, 제주산이 수입산에 미치는 충격반응을 분석하였고, 한·미 FTA 발효 이후에는 수입산이 국내산 및 제주산에 미치는 충격반응분석을 실시하였다. 분석결과는 다음 [도IV-1], [도IV-2]와 같다.

[도IV-1] 한·미 FTA 이전과 이후의 국내산과 수입산의 충격반응 분석결과



한·미 FTA 발효 이전 국내산 오차항의 충격이 가해졌을 때, 수입산은 2시차에서 약 24.30906의 부(-)의 반응을 보이다가 3시차에 급격하게 커져 11.08659의 정(+)의 반응을 보이고, 이후 점차 작아져 0으로 수렴하는 것으로 나타났다. 반면에 시장개방 이후 수입산 오차항의 충격이 가해졌을 때, 국내산은 2시차에 29.30626의 부(-)의 반응을 보이지만 3시차에는 반응이 커져 11.67857의 정(+)의 반응을 보였다. 그리고 점차 반응이 작아지면서 6시차에는 2.31713의 부(-)의 반응을 보이고 0으로 수렴되었다.

[도IV-2] 한·미 FTA 이전과 이후의 제주산과 수입산의 충격반응 분석결과



한·미 FTA 이전 제주산의 오차항 충격으로 수입산은 충격이 일어나고, 2시차에 21.54131의 부(-)의 반응을 보였다가 3시차에는 반응이 커져 7.90196의 정(+)의 반응을 보였다가 점점 0으로 수렴되었다. 한·미 FTA 이후에는 수입산의 오차항 충격으로 제주산은 2시차 27.48457의 부(-)의 반응을 보이며, 3시차에 17.55219의 정(+)의 반응을 보였다. 이후 반응이 줄어들어 5시차에는 2.65868의 부(-)의 반응이 나타나고 점차 0으로 수렴되는 것으로 나타났다. [표IV-9]은 충격반응분석 결과를 상세하게 나타낸 표이다.

[표IV-9] 충격반응분석 결과

Period	이전		이후	
	국내산->수입산	제주산->수입산	수입산->국내산	수입산->제주산
1	13.983	7.759	0	0
2	-24.309	-21.541	-29.306	-27.484
3	11.087	7.901	11.678	17.552
4	7.487	2.804	13.395	9.721
5	2.395	0.116	2.411	-2.658
6	1.011	0.304	-2.317	-2.726
7	0.340	0.105	-1.667	0.113
8	0.065	0.011	-0.179	0.648
9	0.001	0.008	0.343	0.094
10	-0.007	0.002	0.205	-0.131

## VI. 결 론

본 연구에서는 국내산 및 제주산과 수입산 돼지고기 가격 간의 관계가 한·미 FTA 발효 이전과 이후 어떻게 변화하고 있는지 규명하기 위하여 시계열분석기법 중 벡터자기회귀모형을 기초로 한 그랜저인과성 여부를 검정하고, 충격반응분석을 실시하였다.

먼저, 분석을 위한 국내산, 제주산, 수입산 가격 자료의 시계열적 안정성 검토를 위하여 단위근 검정을 실시하였으며, 분석결과의 효율성을 높이기 위해 적정시차를 설정하였다. 다음으로 공적분 검정을 실시하여 개별적으로는 단위근을 갖는 변수 간의 선형결합이 성립하는지를 검정하고 이를 토대로 그랜저인과성 검정을 실시하였다. 그랜저인과성 결과와 설정된 적정시차에 따라서 벡터자기회귀모형을 구축, 분석 하였다. 마지막으로 충격반응분석을 통해 시간의 흐름에 따라 수입산 또는 국내산과 제주산 가격에 가해진 충격의 지속력을 비교하여 한·미 FTA 전후의 관계변화를 파악하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫 째, 국내산, 제주산, 수입산 가격 자료의 시계열적 안정성 확보를 위하여 단위근 검정을 하였다. 검정결과 수준변수에서는 단위근을 포함한다는 귀무가설을 기각하지 못하였으나, 1차 차분된 변수에서는 임계치 1% 수준에서 단위근을 포함한다는 귀무가설을 기각하였으며, 실증분석에 이용되는 안정적인 국내산, 제주산, 수입산 가격 자료를 확보하였다.

둘 째, 벡터자기회귀모형을 이용하여 적정시차(2)를 설정하고 이를 바탕으로 Johansen 공적분 검정을 실시하였다. 그 결과, 시장개방 이전과 이후 국내산과 수입산, 제주산과 수입산 가격 모두 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 이를 토대로 벡터자기회귀모형을 실증분석 모형으로 설정하였다.

셋 째, 벡터자기회귀모형을 이용한 한·미 FTA 이전과 이후의 제주산 및 국내산과 수입산 가격 간의 그랜저인과성 여부를 검정하였으며, 국내산과 수입산 가격 사이에는 시장개방 이전 국내산이 수입산에 그랜저인과성이 있는 것으로 분석되었다. 반대로 시장개방 이후에는 수입산이 국내산에 그랜저인과성이 있는 것으로 분석되었다. 또한 제주산과 수입산 가격의 경우, 시장개방 이전에는 제주산

이 수입산 가격에 그랜저인과성이 존재하였으나, 개방 이후에는 수입산이 제주산에 그랜저인과성이 있는 것으로 파악되었다.

넷째, 벡터자기회귀모형을 이용하여 분석한 결과, 한·미 FTA 발효 이전의 경우, 2주 간격을 두고 국내산과 제주산이 수입산에 5% 유의수준에서 유의한 영향을 미쳤으나, 한·미 FTA 발효 이후에는 2주 간격으로 수입산이 국내산 및 제주산에 5% 유의수준에서 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다섯째, 국내산과 제주산이 수입산에, 수입산이 국내산과 제주산에 미치는 영향력을 파악하기 위하여 충격반응을 분석하였다. 분석결과, 국내산과 수입산의 경우, 시장개방 이전에는 국내산 오차항에 의한 충격으로 수입산 가격은 초기 2시차에 부(-)의 반응을 보이다가 3시차에 반응이 커져 정(+)의 반응을 나타내고 수렴하는 것으로 나타났다. 시장개방 이후 국내산은 수입산 오차항의 충격으로 인하여 2시차에 부(-)의 충격반응을 보이다가 3시차에 정(+)의 반응을 띠고 6시차에 다시 부(-)의 반응을 보이다 점차 수렴되었다.

또한 제주산과 수입산의 경우, 시장개방 이전 제주산 오차항의 충격으로 수입산의 충격반응은 2시차에 부(-)의 반응을 보이고, 3시차에는 반응이 커져 정(+)의 반응을 보였다가 점차 0으로 수렴하는 것으로 나타났다. 반면에, 한·미 FTA 이후는 수입산의 오차항 충격으로 제주산은 2시차에 부(-)의 반응을 보이고, 3시차에 정(+)의 반응을 보였다가 다시 5시차에 부(-)의 반응을 보이더니 점차 0으로 수렴되는 것으로 분석되었다.

이상의 분석 결과 한·미 FTA 발효를 기준으로 이전과 이후의 국내산 및 제주산과 수입산 돼지고기 가격 간의 인과성 검정결과 시장개방 이전에는 국내시장에서 제주산, 국내산 가격이 수입산 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 시장개방 이후에는 수입산 가격이 제주산과 국내산 가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 충격반응분석을 통해서 시장개방 이전 국내산 및 제주산이 수입산 가격에 영향을 미치는 충격 지속력보다 시장개방 이후 수입산 가격이 국내산 및 제주산 가격에 미치는 충격이 더 오래 지속되는 것으로 파악됐다. 이는 한·미 FTA 이전에는 수입산 가격이 국내산 및 제주산 가격의 영향을 받았으나 시장개방 이후는 수입산 가격이 국내산과 제주산 가격에 각각 영향을 미치고 있는 것으로 판단된다.

이러한 분석 결과는 현재 단계적으로 철폐되고 있는 미국산 돼지고기(냉장)에 대한 수입관세율이 0%에 가까워지면 가까워질수록 수입산 가격은 하락하게 될 것이고, 이러한 결과는 국내 양돈농가에 부정적인 영향을 보다 직접적으로 미치게 될 것임을 의미한다.

본 연구에서는 한·미 FTA 시장개방 전후의 상황을 고려한 사후적 영향분석을 실시하였으며, 양돈산업에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이 같은 연구의 결과를 토대로 양돈농가들의 소득보전을 위한 실효성 있는 다양한 정책개발의 기초자료로 활용할 수 있을 것으로 기대된다.

그러나, 본 연구에 이용된 자료는 한·미 FTA 발효 이후 약 2년까지의 자료이므로 좀 더 시간이 지나 분석에 사용되는 자료의 기간이 길어진다면 시장개방에 따른 가격 관계 변화 분석을 보다 정교하게 할 수 있을 것으로 사료된다.

## 참 고 문 헌

- 강기춘, 2010, 『계량경제학 이론과 실습』, 도서출판 온누리.
- 강승진·고봉현 外(2012), “제주지역 FTA 대응 및 활용방안 연구”, 제주발전연구원.
- 고성보·김배성, 2012, “한라봉 수급전망 모형 개발 연구”, 『산학기술연구』, Vol.13, No.11 pp.5163~5168.
- 고성보·김배성, 2014, “한·중 FTA 체결에 따른 노지감귤 파급영향 분석”, 『산학기술연구』, Vol.15, No.2 pp.838~844.
- 권오복·최세균 外, 2005, “자유무역협정(FTA) 체결에 따른 농업부문 대응 방안”, 한국농촌경제연구원.
- 김경덕·김태훈 外. 1999. “농업전망시물레이션모형”, 한국농촌경제연구원.
- 김명직·장국현, 2002, 『금융시계열분석』, 경문사.
- 김명환·김배성 外, 2006. “농업부문 전망모형 KREI-ASMO 2006 보완 및 운용에 관한 연구”, 한국농촌경제연구원.
- 김민경·정찬길 外, 2006, “한미 FTA 체결이 양돈 산업에 미치는 영향”, 대한양돈협회.
- 김명환·권오복 外, 2008, “농업부문 전망모형 구축 연구”, 한국농촌경제연구원.
- 김명환·한석호 外, 2013, “농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2013 운용·개발 연구”, 한국농촌경제연구원.
- 김배성·서진교 外, 2003, “농업부문 전망모형 KREI-ASMO 2003 개발 연구”, 한국농촌경제연구원.
- 김배성·이용호 外, 2005, “농업부문 전망모형 KREI-ASMO 2005 운용·개발 연구”, 한국농촌경제연구원.
- 김배성·고봉현, 2014, “제주 월동무 증장기 수급전망 모형의 개발”, 『산학기술연구』, Vol.15, No.3 pp1471~1477.
- 김배성·고성보 外, 2014, “2014년 수산물 품목별 수급전망모형 개발 연구(품목 : 미역, 우럭, 전복, 송어)”, 제주대학교 산학협력단.

- 김수이, 2007, “배출권 거래가격 결정요인 분석과 전망”, 에너지경제연구원, 기본연구서 07-07.
- 김연중·김배성 外, 2006, “배추 계절별 수급모형 개발”, 한국농촌경제연구원.
- 김충현·은중호 外, 2014. “제주 양돈 수급 중장기 전망 분석”, 2014 년 축산경영학회.
- 김철현, 2015, “VAR 모형을 이용한 유통단계별 갈치가격의 인과성 분석”, 부경대학교 대학원.
- 김태훈·김배성, 2009, “곡물가공품 가격의 반응시차와 비대칭적 가격전이 분석”, 『농촌경제』, Vol.32, No.1, pp.21~40.
- 남준우·이한식, 2010, 『계량경제학 제3판』, 홍문사.
- 박미성·김태훈, 2008, “POS 자료를 활용한 쌀 소비지가격과 산지가격의 인과성 분석”, 『농촌경제』, Vol.31, No.6, pp.1~16.
- 박준기·지성태 外, 2014. “2013년도 FTA 피해보전직불금 지원 대상 농축산물 조사·분석 연차보고서”, 한국농촌경제연구원.
- 박준기·한석호 外, 2015. “2014년도 FTA 피해보전직불금 지원 대상 농축산물 조사·분석 연차보고서”, 한국농촌경제연구원.
- 송일호·정우수, 2002, 『계량경제 실증분석』, 삼영사.
- 안병일·조영득, 2009, “한·미 FTA가 국내산 돼지고기 시장에 미치는 영향분석”, 『농업생명과학연구』, Vol.43, No.2, pp.53~63.
- 안병일·김수민, 2010, “수입가격은 국내 시장 가격에 영향을 미치는가?”, 『식품유통연구』, Vol.27, No.3, pp.97~115.
- 안현정, 2011, “VAR모형을 이용한 해외금융충격이 국내 주가 및 금리, 환율에 미치는 영향 분석”, 영남대학교 대학원.
- 양승룡, 2003, “축산물 가격의 인과성 검정 : 사료곡물에서 소매단계까지”, 『농업경제연구』, Vol.44, No.2, pp.91~110.
- 오치주·이장호 外, 1991, “주요 농산물의 수급전망 모형 개발”, 연구보고 276. 한국농촌경제연구원.
- 이병서·고성보, 1992, “주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석”, 『농촌경제』, Vol.15, No.2, pp.25~36.

이병석, 2013, “양돈산업 생산성 변화와 가격안정 정책 방향에 관한 연구”, 건국대학교 농축대학원.

이은정, 2009, “주택가격 시계열 변화에 관한 연구”, 숭실대학교 대학원.

정민국 외, 2014, “2013년도 FTA 피해보적직불금 지원 대상 농축산물 조사·분석 연차보고서”, 한국농촌경제연구원.

최병욱, 김원태, 2000, “참외 주산지과 도매시장 가격의 동태적 인과성 분석”, 『농촌경제』, Vol.30, No.3, pp.69~85.

최세균, 2001, “시장개방이 양돈산업에 미치는 영향”, 『농촌경제』, Vol. 24, No.1, pp.1~13.

최세균 외, 2013, “2012년도 FTA 피해보전직불금 지원 대상 농축산물 조사·분석 연차보고서”, 한국농촌경제연구원.

한석호·김명환 외, 2010, “농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2010 운용·개발 연구”, 한국농촌경제연구원.

한석호·이정민 외, 2010, “중기선행관측 기본모형 개발연구”, 한국농촌경제연구원.

한석호·김명환 외, 2011, “농업부문 전망모형 KREI-KASMO 2011 운용·개발 연구”, 한국농촌경제연구원.

관세청(<http://www.customs.go.kr>)

농림축산식품 주요통계 각 년도, 농림축산식품부

축산유통종합정보센터(<http://www.ekapepia.com>)

축산물 등급판정통계연보 각 년도, 축산물품질평가원

농업전망 각 년도, 한국농촌경제연구원

한국무역협회(<http://www.kita.net>)

국가통계포털(<http://kosis.kr>)

D. A. Dicky and W. F. Fuller, 1979, 'Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.', Journal of the American Statistical Association, Vol.74, No.366, pp.427~431

Eviews 6 User's Guide. Quantitative Micro Software, LLC., 2007

H. Wold, 1939, 「A Study in Analysis of Stationary Time Series」, Journal of the Royal Statistical Society, Vol. 102, No. 2, pp.295~298.

R. F. Engle and C. W. J. Granger, 1987, 「Cointegration and Error Collection:Representation, Estimation and Testing」, Econometrics, Vol.55, No.2, pp.251~276.

R. F. Engle and C. W. J. Granger, 1979, 「Co-integrated and Error Correction : Representation, Estimation and testing」 Econometrica, Vol.55, No.2, pp.251~276.

S. Johansen, 1988, 「Statistical Analysis of Cointegrating Vectors」, Journal of Economics Dynamics and Control 12, pp.231~254.

S. Johansen, 1991 「Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models」, Econometrica, Vol.59, No.6, pp.1551~1580.

## ABSTRACT

### **An Analysis of Causal Relation Change among Jeju, Domestic, and Imported Pork Price before and after KORUS-FTA**

Pork industry in Korea has represented a considerably high percentage of the livestock industry. Especially in Jeju, it occupies the highest position except for citrus, which is one of principal products produced in Jeju island. However, domestic farms raising hogs have faced economic difficulties due to the expanded market opening such as KOR-Chile FTA in 2004 and other FTAs.

I examine the effects of tariff reductions by KORUS-FTA on the Korean pork industry. For this study, I use a Granger Causality Test based on VAR model. It shows a change in the causal relations between domestic pork price, Jeju pork price, and imported pork price before and after KORUS-FTA.

The result indicates that Jeju and Domestic pork price had an impact on the imported price before KORUS-FTA, but the causal relation was reversed after KOR-FTA. It implies that tariff reduction by KORUS-FTA has a considerable impact on the pork industry in Korea.

Throughout the result of this study, it figured out, KORUS-FTA cause reducing income on korea pork industry. By facing Mega-FTA, When the government is about to enact rural policy, the result of this study will be expected to consider as baseline data. and bring prosperity to stockbreeding houses.