경 제 학 박 사 학 위 논 문

국내 수산물 소비지시장의 지역별 가격결정구조에 관한 연구

2007년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

자 원 경 제 학 과

이 선 영

경 제 학 박 사 학 위 논 문

국내 수산물 소비지시장의 지역별 가격결정구조에 관한 연구

지 도 교 수 유 동 운

이 논문을 박사학위논문으로 제출함

2007년 2월

부 경 대 학 교 대 학 원

자 원 경 제 학 과

이 선 영

이선영의 경제학박사 학위논문을 인준함

2007년 2월 23일

주 심 김 수 관 인

위 원 유 동 운 인

위 원 장 영 수 인

위 원 윤 형 모 인

위 원 박 철 형 인

목 차

제Ⅰ장 서 론 ····· 1

제1절 연구의 필요성 및 목적 ····· 1

제2절 연구범위 및 방법 ····· 2

제Ⅱ장 선행연구 ····· 4

제1절 가격결정구조 분석의 선행연구 ····· 4

제2절 효율성 분석의 선행연구 ····· 12

제Ⅲ장 주요 선어류의 생산·유통구조와 수산물 도소매업의 현황 ····· 21

제1절 주요 선어류의 생산·유통구조 ····· 21

1. 고등어의 생산·유통구조 ····· 21

1) 생산구조 ····· 21

2) 유통구조 ····· 23

2. 갈치의 생산·유통구조 ····· 26

1) 생산구조 ····· 26

2) 유통구조 ····· 28

3. 오징어의 생산·유통구조 ····· 31

1) 생산구조 ····· 31

2) 유통구조 ····· 33

제2절 수산물 도소매업의 현황 ····· 36

1. 수산물 도소매업의 산업분류 ····· 36
2. 수산물 도소매업의 현황 및 추이 ····· 36
1) 사업체수 기준 현황 및 추이 ····· 36
2) 종사자수 기준 현황 및 추이 ····· 39

제Ⅳ장 가설설정 및 분석기법 ····· 42

제1절 가설설정 ····· 42

제2절 분석자료 ····· 47

제3절 분석기법 ····· 50

1. 단위근 검정과 공적분 검정 ····· 50
1) 단위근 검정(Unit Root Test) - ADF(Augmented Dickey - Fuller) ····· 52
2) 공적분 검정(Cointegration Test) - Johansen 공적분 검정법 ····· 56
2. 인과관계 분석 ····· 58
1) Granger's Causality 분석 ····· 59
2) 벡터자기회귀분석(VAR; Vector Auto Regression) ····· 61
3) 벡터오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model) ····· 63
3. 효율성 분석기법 - DEA(Data Envelopment Analysis)모형 ····· 64

제Ⅴ장 분석결과 ····· 71

제1절 단위근 검정과 공적분 검정결과 ····· 71

1. ADF 단위근 검정법을 이용한 각 시계열의 단위근 검정결과 ····· 71
1) 유통단계별 가격결정구조 분석에 있어서 각 시계열의 단위근 검정결과 ····· 71
2) 지역별 가격결정구조 분석에 있어서 각 시계열의 단위근 검정결과 ····· 73

2. Johansen 공적분 검정법을 이용한 시계열간 공적분 검정결과 ····· 80
1) 유통단계별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과 ····· 81
2) 지역별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과 ····· 82
3) 유통단계별, 지역별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과 ··· 85
3. VECM을 이용한 인과관계 분석 ····· 87
1) VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조의 분석결과 ····· 87
2) VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조의 분석결과 ····· 90
3) VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조의 분석결과 ····· 97
4) VECM을 이용한 유통단계별, 지역별 가격결정구조의 분석결과 ····· 102
4. DEA모형을 이용한 효율성 분석결과 ····· 117

제Ⅵ장 결 론 ····· 121

제1절 요약 ····· 121

제2절 향후 연구과제 ····· 123

참고문헌 ····· 124

부 록 ····· 130

1. 지역별 수산물 도소매업체의 비효율성 원인과 규모의 경제형태 ····· 132

1) 분석방법 ····· 132

2) 수산물 도매업체의 비효율성 원인 ····· 132

3) 수산물 소매업체의 비효율성 원인 ····· 134

4) 수산물 도소매업체의 규모의 경제형태 ····· 136

2. 효율성 결정요인 분석 ····· 138

1) 효율성 결정요인 분석모형 : Tobit 모형 ····· 138

2) 효율성 결정요인 분석자료 ····· 149

3) Tobit 모형을 이용한 효율성 결정요인 분석결과 ····· 142

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

표

<표 Ⅱ-1> 가격결정구조 분석에 관한 선행연구의 비교분석 ····· 9
<표 Ⅱ-2> DEA모형을 이용한 선행연구의 비교분석 ····· 18
<표 Ⅲ-1> 고등어의 생태 및 주어기 ····· 22
<표 Ⅲ-2> 2004년 기준 고등어의 시도별 주요 출하지 ····· 24
<표 Ⅲ-3> 고등어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 반입동향 (2004년 기준) ····· 25
<표 Ⅲ-4> 고등어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준) ····· 25
<표 Ⅲ-5> 갈치의 생태 및 주어기 ····· 27
<표 Ⅲ-6> 2004년 기준 갈치의 시도별 주요 출하지 ····· 29
<표 Ⅲ-7> 갈치의 월별 주요출하 시군별 분포 : 물량기준(2004년 기준) ····· 30
<표 Ⅲ-8> 갈치의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준) ····· 30
<표 Ⅲ-9> 오징어의 생태 및 주어기 ····· 32
<표 Ⅲ-10> 2004년 기준 물오징어의 시도별 주요 출하지 ····· 34
<표 Ⅲ-11> 오징어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 물량기준(2004년 기준) ····· 35
<표 Ⅲ-12> 오징어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준) ····· 35
<표 Ⅲ-13> 수산물 도소매업의 한국표준산업분류상의 정의 및 예시 ····· 36
<표 Ⅲ-14> 수산물 도소매업의 사업체수 ····· 37
<표 Ⅲ-15> 수산물 도소매업의 사업체수 기준 연평균 증감률 ····· 38
<표 Ⅲ-16> 수산물 도소매업의 종사자수 ····· 40
<표 Ⅲ-17> 수산물 도소매업의 종사자수 기준 연평균 증감률 ····· 41
<표 Ⅲ-18> 백화점, 대형종합소매업, 슈퍼마켓의 사업체수 및 종사자수 ····· 41
<표 Ⅳ-1> 지역별 인구수 및 전국대비 지역별 비중 ····· 45
<표 Ⅳ-2> 지역별 냉동·냉장시설 및 전국대비 지역별 비중 ····· 46
<표 Ⅴ-3> 신선식품 신선어개의 소비자물가지수(2000년 기준) ····· 49

<표 Ⅳ-4> 수산물 도소매업의 효율성 분석에 선정된 투입·산출변수의 상관계수 ····· 50
<표 Ⅳ-5> Granger's Causality 분석 ····· 60
<표 Ⅴ-1> 유통단계별 각 시계열의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 72
<표 Ⅴ-2> 유통단계별 각 시계열의 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 73
<표 Ⅴ-3> 지역별 소비지도매시장 가격의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 75
<표 Ⅴ-4> 지역별 소비지도매시장 가격의 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 76
<표 Ⅴ-5> 지역별 소비지소매시장 가격 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 78
<표 Ⅴ-6> 지역별 소비지소매시장 가격 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정 ····· 79
<표 Ⅴ-7> 유통단계별 시계열간의 Johansen 공적분 검정 ····· 82
<표 Ⅴ-8> 지역별 소비지도매시장 가격 시계열간의 Johansen 공적분 검정 ····· 83
<표 Ⅴ-9> 지역별 소비지소매시장 가격 시계열간의 Johansen 공적분 검정 ····· 84
<표 Ⅴ-10> 지역별 시계열간의 Johansen 공적분 검정 ····· 86
<표 Ⅴ-11> VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조 ····· 88
<표 Ⅴ-12> VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조의 인과관계 방향 ····· 90
<표 Ⅴ-13> 고등어 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조 ····· 91
<표 Ⅴ-14> 갈치 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조 ····· 93
<표 Ⅴ-15> 물오징어 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조 ····· 95
<표 Ⅴ-16> 고등어 : VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조 ····· 98
<표 Ⅴ-17> 갈치 : VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조 ····· 100
<표 Ⅴ-18> 물오징어: VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조 ····· 101
<표 Ⅴ-19> 고등어 : VECM을 이용한 지역별, 유통단계별 가격결정구조 ····· 104
<표 Ⅴ-20> 갈치 : VECM을 이용한 지역별, 유통단계별 가격결정구조 ····· 108
<표 Ⅴ-21> 물오징어 : VECM을 이용한 지역별, 유통단계별 가격결정구조 ····· 112
<표 Ⅴ-22> 수산물 도매업의 지역별 효율성 ····· 118
<표 Ⅳ-23> 수산물 소매업의 지역별 효율성 ····· 120

<부표 1> 유통단계별·지역별 가격결정구조 분석에 사용된 시계열 자료의 변수명 ····· 130
<부표 2> 수산물 도소매업의 효율성 분석에 선정된 투입·산출변수의 기술통계량 ····· 131
<부표 3> 수산물 도매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인 ····· 133
<부표 4> 수산물 소매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인 ····· 135
<부표 5> 수산물 도매업의 규모의 경제에 대한 형태 ····· 136
<부표 6> 수산물 소매업의 규모의 경제에 대한 형태 ····· 137
<부표 7> 수산물 도소매업의 효율성 결정요인변수의 기술통계량 ····· 140
<부표 8> 수산물 도소매업의 산업집중지수 ····· 141
<부표 9> Tobit모형을 이용한 효율성 결정요인 분석 ····· 143

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

그 림

[그림 Ⅲ - 1] 고등어의 일반적 유통경로 ····· 23
[그림 Ⅲ - 2] 고등어의 계통출하 유통경로 ····· 23
[그림 Ⅲ - 3] 갈치의 일반적 유통경로 ····· 28
[그림 Ⅲ - 4] 오징어의 일반적 유통경로 ····· 33
[그림 Ⅳ - 1] Farrell의 효율성 개념 ····· 65
[그림 Ⅳ - 2] 1개의 투입물과 산출물 공간의 효율성 ····· 69
[그림 Ⅴ - 1] 지역별 수산물 도매업체의 효율성(CRS, VRS, SE) ····· 117
[그림 Ⅴ - 2] 지역별 수산물 소매업체의 효율성(CRS, VRS, SE) ····· 119

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

A Study on Regional Pricing Structure of Fishery Market at the Consumers Sector in Korea

Lee, Sun-Young

Department of Resource Economics, Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

This paper analyses pricing structure at the distribution phase and regional areas of main fresh fishes with Vector Error Correction Model(VECM). In this study, we use the data of wholesale and retail market price of mackerel, hairtail, squid at Seoul, Busan, Daegu, Kwangju, and Daejeon in the period from January 1996 to September 2006. In order to estimate the relative efficiency of regional wholesale and retail market, we use many input-output variables from the data of 6,318 wholesale businesses and 21,036 retail businesses.

We use several empirical methods in this paper. To find out the stability of each pricing variables, we use ADF(Augmented Dickey-Fuller) unit root test. To determine the number of long-run equilibrium relationships, we apply the Johansen cointegration test. By using the VECM, we describe the long-run and short-run dynamics of price change demonstrates. By doing the Data Envelopment Analysis(DEA; CRS model, VRS model) model, we evaluate relative efficiency of regional wholesale and retail business.

The main findings of the study may be summarized as follows;

Firstly, regarding the pricing structure of the regional wholesale market, Seoul Central Wholesale Market is stronger relative to other regions for the connection

role of collection - distribution in case of the small quantity and dispersed distribution. Therefore, as we expect that Seoul plays a leading role in the pricing structure, we can conclude that the function of Seoul Central Wholesale Market in two goods, hairtail and squid is stronger comparing to other cities. And Busan, which has the biggest output of mackerel, hairtail, and squid, plays a leading role.

Secondly, the regional price information itself has stronger power influence on the pricing structure of the regional retail market than from that of Seoul and other regions which have high output ratios. And we also find that three regions(Daegu, Kwangju, and Daejeon) show a higher reaction from the price information of adjacent areas. We can conclude that this result comes from real efforts in order to reduce the distribution cost such as decreasing a distribution time from consumers through retail market, keeping marine products fresh and improving facilities.

Thirdly, on the assumption that price information of the efficiently operated marine products wholesale and retail markets plays a leading role, the results from the regional efficiency analysis about the marine products wholesale and retail markets by using the DEA(Data Envelopment Analysis) model are as follows; as we expect that Seoul plays a leading role in the price information of regional consumers wholesale and retail markets, she is the first in marine products wholesale markets, and the second in retail markets from the mean value for overall technical efficiency among the sixteen cities and provinces. Busan is the second in wholesale markets and the first in retail markets respectively. These two regions have higher means value comparing to the other regions. Finally, we can draw the conclusion that these two regions(Seoul and Busan), which have efficient operations relatively to others play leading roles in the price information of pricing structure for marine products.

Key Words : Regional Pricing Structure, Wholesale and Retail Market, Price Information, Vector Error Correction Model, Data Envelopment Analysis

제Ⅰ장 서 론

제1절 연구의 필요성 및 목적

수산물은 상품의 특성상 부패성이 강하고 부피가 크며, 질적인 차이가 매우 크다. 그리고 그 생산량도 환경적인 영향에 의하여 변동폭이 크며, 이에 따라 가격의 진폭도 크게 나타나는 것이 일반적이다. 또한 공산품의 경우 가격 교섭력이 생산자에게 크게 부여되어 있으나, 수산물은 이와 달리 생산자인 어민의 가격 교섭력이 낮다. 이러한 특성으로 인하여 타산업의 상품유통과 비교할 때, 수산물의 유통은 신속한 거래가 필수적이며, 수송이나 저장시설의 비용이 과다하게 소요된다. 그리고 공산품보다 다단계의 복잡한 유통경로를 형성하여 유통비용이 과다하게 소요되고, 유통경로상의 상인도 많은 편이다.

일반적으로 시장경제는 시장에서 형성되는 가격을 신호로 자원이 배분되며, 생산물이 분배되는 구조를 갖는다. 따라서 수산물 유통과정에서 유통단계별 가격결정요인과 유통단계별 가격 그리고 지역별 가격결정요인, 지역별 가격은 유통주체가 보내는 가격신호와 지역간 상호영향을 나타내며, 이러한 정보들이 결합하여 최종소비자가격이 형성되는 것이다.

또한 다단계의 복잡한 유통경로를 단축시키고, 유통비용을 줄이기 위해서는 수산물 도매시장의 기능이 더욱 강조된다. 특히 우리나라와 같이 다품종·소량 생산형태를 취하고, 생산지역이 광범위하며, 어민들의 가격 교섭력이 약한 경우에는 수산물 도매시장의 역할이 더욱 중요하겠다. 소비지에 위치하고 있는 수산물 도매시장은 대규모 수산물의 수집·분산 기능, 수산물의 가격형성 및 조정 기능, 그리고 유통정보의 수집·분산 기능 등을 수행하고 있다. 또한 산지출하 수산물을 거래인과 유통참가자들의 능력, 거래방법, 유통조직, 유통조성 등에 관한 제도적 장치가 조화를 이루어 수행되어야 하는 곳이다.

최근의 수산물 유통환경의 변화는 유통단계의 주체의 변화, 즉 소비지소매시장, 그 중에서도 대형할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등의 소비지소매시장의 유통기구에 의한 영향이 수산물 시장의 변화를 가져오고 있다는 점에 초점이 맞추어져 있다. 이러한 상황하에서 생산 및 소비의 지역성으로 인한 차이, 특히 가격에 있어서 선도적인 역할을 하는 지역을 파악하여 수산물 시장의 효율성과 합리성을 고조시킬 필요성이 있겠다. 이와 같은 측면에서 중요한 기능을 수행하고 있는 수산물 소비지도매시장의 기반침하로 인한 가격형성 및

조정에 대한 기능의 저하와 수산물 소비지소매시장의 유통환경 변화로 인한 국내 수산물의 가격결정구조를 분석하고자 한다. 따라서 수산물 시장의 유통단계별 가격결정구조의 분석과 지역간 공간적인 시장의 가격결정구조 분석은 상기와 같은 현상분석에 귀중한 자료가 될 것이다.

또한 국내 수산물 소비지도·소매시장 사업체들의 효율성을 분석하고, 상대적으로 효율적인 운영이 이루어지고 있는 유통단계 및 지역이 수산물의 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 하고 있는지를 평가하였다. 이러한 결과를 통하여 지역별 유통단계별 효율성 제고를 위한 정부 및 지방자치단체 그리고 수산물 생산자, 유통업체 및 소비자가 시대적인 변화에 맞추어 보다 합리적으로 유통구조의 개선에 대응할 수 있겠다.

제2절 연구범위 및 방법

본 연구에 있어서 유통단계별 가격결정구조 분석대상은 분석의 복잡성과 결과 해석의 오류를 피하기 위하여 생산량이 가장 많고 대중적으로 소비되고 있는 주요 선어류 3가지 어종인 고등어, 갈치, 물오징어의 1996년 1월부터 2006년 9월까지의 소비지도·소매시장의 일별가격자료로 한정한다. 이는 각 어종마다 생산시기와 생산지역, 생산량 등의 생산특성과 가격, 소비행태 등의 유통특성이 상이하므로 일반화시키기 곤란한 부분, 즉 어종별 특성이 강하게 내재되어 있기 때문이다. 그리고 지역별 가격결정구조 분석에서는 유통단계별 가격결정구조의 분석대상과 분석시기를 동일하게 하되 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 5개 지역의 소비지도·소매시장의 일별가격자료로 한정한다.

유통단계별, 지역별 가격결정구조에 대한 분석기법은 다음과 같다. 첫째, 단위근 검정법(Unit Root Test)을 통하여 각 가격변수들의 안정성 여부를 판정한다. 둘째, 공적분 검정법(Cointegration Test)을 통하여 가격변수들간의 선형결합 여부를 판정한다(Johansen, 1988). 이 두 단계는 불안정한 시계열 가격변수들의 인과관계 분석에 있어서 기본적인 과정이라 할 수 있겠다. 즉 일반적으로 단위근이 있는 경우에 차분(differenced) 벡터자기회귀(VAR ; Vector Auto regression)분석을 이용함으로써 시계열 자료의 특징 중의 하나인 공적분에 대한 고려없이 분석을 시행하게 되면, 장기균형관계로 설명되는 공적분을 포함하지 않게 되어 관련된 변수의 누락(omitted variable)과 모형설정오류(misspecifica·

tion error)를 범하게 된다. 셋째, 단위근이 있는 변수들 사이에 공적분이 존재하는 경우 단순히 차분하여 분석을 하는 VAR모형을 이용하지 않고, 벡터오차수정모형(VECM ; Ve·ctor Error Correction Model)을 이용하여 분석한다.

그리고 효율적인 운영이 이루어지고 있는 유통단계 또는 지역이 가격결정구조에 있어서 가격정보 전달에 선도적인 역할을 수행하는지를 살펴보기로 한다. 분석대상은 2001년 12월 31일 기준의 도·소매 및 서비스업 총조사의 원자료를 이용하여 수산물 도매업과 수산물 소매업에 해당하는 사업체를 각각 6,318개, 21,036개 추출하고, 각 지역별 도·소매업체의 상대적 효율성을 분석하는데 자료포락분석(DEA ; Data Envelopment Analysis)모형을 이용한다.

본 논문의 개요는 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 농수산물 가격결정구조의 인과관계를 분석한 선행연구들과 DEA모형을 이용하여 효율성을 분석한 선행연구들을 각각 비교분석한다. 그리고 제Ⅲ장에서는 본 연구의 가격결정구조 분석대상인 주요 선어류 고등어, 갈치, 물오징어의 생산 및 유통구조에 대하여 설명하고, 유통구조에 있어서 수산물 도·소매업의 현황과 추이를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 이용된 실증분석기법들에 관하여 자세히 설명하고, 제Ⅴ장에서는 앞서 설명한 실증분석기법들을 이용하여 주요 선어류의 유통단계별 가격결정구조, 지역별 가격결정구조, 유통단계별 및 지역별 가격결정구조를 분석한 후, 지역별 수산물 도·소매업체의 효율성에 대한 분석결과를 검토한다. 제Ⅵ장에서는 본 논문의 연구결과를 요약하고 결론을 내리고자 한다.

제Ⅱ장 선행연구

제1절 가격결정구조 분석의 선행연구

기존의 농축수산물의 가격결정구조에 관한 선행연구결과를 <표 Ⅱ-1>에 비교·분석하여 제시하였다. Granger의 인과관계 개념을 이용하여 변수들간의 관계를 분석한 연구들이 다수 있으나, 대부분이 시계열 자료의 안정성에 대한 엄밀한 검정을 실시하지 않았고, 모형에 포함되어 있는 변수의 시차결정에 있어서도 임의성이 개재되어 있어 분석결과에 대한 신빙성이 저하된다고 할 수 있겠다.

그래서 이 장에서는 <표 Ⅱ-1>에 제시되어 있는 선행연구 결과 가운데 시계열 자료의 안정성에 대한 검정과 VECM을 분석기법으로 하여 장기와 단기의 인과관계를 파악한 선행연구결과를 간략하게 소개하고자 한다.

먼저 Ana I. Sanjuán, José M. Gil, Hector O. Zapata(1999)[1]는 보리가격, 사료가격, 돼지가격, 생돼지고기가격의 1987년 7월~1996년 7월 사이의 월별자료를 분석대상으로 하여 스페인 돼지산업의 가격에 있어서 수직적 통합이 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. VECM을 이용하여 수직적 통합[2]에 의한 유통단계별 시계열 가격자료들의 장기인과관계와 단기인과관계를 파악하였다. 그리고 동태적 분석을 위하여 예측오차분산분해와 충격반응함수를 이용하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 각 시계열 자료의 안정성 여부를 판정하기 위해 PP단위근 검정법(Phillips·Perron unit root test)을 이용하여 단위근 검정을 하였다. 시차는 AIC(Akaike Information Crite·rion)를 이용하여 결정하였다. 결과를 살펴보면, 보리가격, 사료가격, 돼지가격, 생돼지고

1) Ana I. Sanjuán, José M. Gil and Hector O. Zapata, "Vertical Integration, Causation and Price Transmission in the Spanish Hog Industry", 「Vertical Relationships and Coordination in the Food System」, Physica-Verlag Heidelberg, 1999.

2) 수직적 통합이란 생산과 유통 사이에 발생하는 경제활동을 지시하고 제어하도록 제휴가 이루어지는 현상을 의미한다. 농업과 어업의 유통기구 사이에는 수직적 통합이 자연발생적으로 나타나며, 생산자인 농어민이 협동조합을 만들어 자신들이 구매하는 생산요소에 대한 구입비용을 절약하고, 생산물의 가치를 향상시키기 위하여 가공업자와 수직적 통합을 이루는 것은 전형적인 사례가 되겠다. 양계업자, 축산업자, 소채류 생산자, 해조류 생산자 등은 소유권의 형태로 생산단계를 지배하기보다는 계약을 통하여 수직으로 결합하게 된다. 이를 통하여 생산자는 안정된 가격과 처분장소를 보장받고 가공업자와 판매상인은 안정된 공급과 일관된 품질을 보장받을 수 있게 되는 것이다.(유동운, 「현대수산경제론」, p243 참조)

기가격의 각 시계열 자료의 수준변수에 단위근이 존재하였다. 즉 각 시계열 자료는 1차 적분되어 있으며, 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 시계열 자료간 장기균형관계의 성립여부를 판정하기 위해 Johansen 공적분 검정(Cointegration Test)을 하였다. 결과를 살펴보면, 수직적 유통단계에 있어서 가격들 간에 장기적인 균형관계가 성립한다는 것을 알 수 있었다.

셋째, 장기인과관계와 단기인과관계를 포함하고 있는 VECM 분석결과를 살펴보면, 보리가격과 돼지가격의 경우에는 강한 인과관계가 성립하였으며, 이에 반해 사료가격과 돼지가격의 경우에는 약한 인과관계가 성립하였다. 그리고 각 수직적 유통단계별 가격과 생고기가격 즉 소비자가격과의 인과관계는 성립하지 않았다.

넷째, 예측오차분산분해(Forecast Error Variance)의 결과를 살펴보면, 각 수직적 유통단계별 가격의 예측오차분산분해에 대한 자기변수의 설명비율이 가장 높게 나타났으며, 기간이 증가할수록 돼지가격의 예측오차분산분해에 대한 보리가격의 설명비율이 높아지는 것을 알 수 있었다. 마지막으로 충격반응함수(Impulse Response Function)의 결과를 살펴보면, 보리가격에 대한 충격의 경우에는 돼지가격이 강한 반응을 나타내었으며, 생돼지고기가격에 대한 충격의 경우에는 각 수직적 유통단계별 가격들이 거의 반응하지 않는다는 것을 알 수 있었다.

전체적인 결론을 살펴보면, 보리가격과 돼지가격의 강한 인과관계의 성립을 토대로 하여 스페인 돼지산업에 있어서, 보리 생산자와 돼지 생산자간에는 강한 수직적 통합이 이루어지고 있다고 할 수 있겠다.

강석규, 이광진(1998)[3]은 부산지역의 갈치와 오징어에 대하여 각각 1984년 8월～1997년 12월, 1989년 5월～1997년 12월의 월별자료를 분석대상으로 하여 유통단계별 가격결정에 있어서 장기균형관계와 인과관계를 분석하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 각 시계열 자료의 안정성 여부를 판정하기 위해 단위근 검정을 하였다. 결과를 살펴보면, 각 시계열 자료의 수준변수에 단위근이 존재하였으며, 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있었다. 이는 장기균형관계의 필요조건인

3) 강석규, 이광진, "수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석 - 부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로 -", 「수산경영론집」, 제29권 제2호, 한국수산경영학회, 1998.

시계열들의 동차적분 조건을 만족시키고 있다는 것을 의미한다. 둘째, 시계열 자료간 장기균형관계의 성립여부를 판정하기 위해 공적분 검정을 하였다. 결과를 살펴보면, 갈치와 오징어의 산지도매시장 가격과 소비지도매시장 가격간에 장기균형관계가 성립하였다.

셋째, 장기인과관계와 단기인과관계를 포함하고 있는 VECM 분석결과를 살펴보면, 장기인과관계의 경우에는 산지도매시장 가격변화가 소비지도매시장 가격변화에 영향을 미치고 있으며, 단기인과관계의 경우에는 각 시장가격간에 피드백(feedback) 효과, 즉 상호영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다.

강종호, 이광진, 홍성걸, 정명생(2000)[4]은 주요 선어류 중에서 고등어, 갈치, 오징어의 1990년 1월～1998년 12월의 월별자료를 분석대상으로 하여 산지도매시장과 소비지도매시장 가격의 장기균형관계와 인과관계를 분석하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 각 시계열 자료의 안정성 여부를 판정하기 위해 ADF 단위근 검정법을 이용하여 단위근 검정을 하였다. 시차는 AIC를 이용하여 결정하였다. 결과를 살펴보면, 3가지 품목에 대한 산지도매시장 가격과 소비지도매시장 가격에 대한 각 시계열의 수준변수에 단위근이 존재하였으며, 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 시계열 자료간 장기균형관계의 성립여부를 판정하기 위해 회귀잔차에 의한 공적분 검정을 하였다. 결과를 살펴보면, 3가지 품목의 산지도매시장 가격과 소비지도매시장 가격간의 장기균형관계가 성립하였다.

셋째, 장기인과관계와 단기인과관계를 포함하고 있는 VECM 분석결과를 살펴보면, 3가지 품목에 따라서 시장간 서로 다른 인과관계가 나타났다. 갈치의 장기인과관계의 경우에는 소비지도매시장 가격변화가 산지도매시장 가격변화에 영향을 미치고 있었으며, 단기인과관계의 경우에는 그 영향력이 일방적인 것이 아니고, 피드백 효과, 즉 상호영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다. 고등어의 장기인과관계의 경우에는 소비지도매시장 가격변화가 산지도매시장 가격변화에 영향을 미치고 있었으나, 단기인과관계의 경우에는 두 시장간에 아무런 영향을 미치지 않았다. 오징어의 장기와 단기인과관계에 있어서는 모두 소비지도매시장 가격변화가 산지도매시장 가격변화에 영향을 미치고 있었다.

수산물 산지도매시장과 소비지도매시장 두 시장간에 불균형이 발생하여 수산물시장이 효율적인 시장이 아님을 알 수 있었다.

---

4) 강종호, 이광진, 홍성걸, 정명생, 「주요 선어류의 가격결정 구조에 관한 연구」, 한국해양수산개발원, 2000.

최규섭, 권용덕(2000)[5]은 안강, 김천, 고령, 영주 4개 시장의 암소가격과 안강, 김천, 영주 3개 시장의 수소가격의 1996년 4월~1999년 12월의 일별자료를 분석대상으로 하여 경북지역의 각 산지별로 형성되어 있는 한우의 산지시장이 어떠한 시장범위와 시장구조적 관계를 갖고 있는지를 규명하였다. VECM을 이용하여 각 산지간 장기인과관계와 단기인과관계를 파악하였다. 그리고 동태적 분석을 위하여 예측오차분산분해와 충격반응함수를 이용하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 각 시계열 자료의 안정성 여부를 판정하기 위해 PP 단위근 검정법을 이용하여 단위근 검정을 하였다. 시차는 AIC를 이용하여 결정하였다. 결과를 살펴보면, 각 시계열 자료의 수준변수에 단위근이 존재하였다. 즉 각 시계열 자료는 1차 적분되어 있으며, 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있었다. 둘째, 시계열 자료간 장기균형관계의 성립여부를 판정하기 위해 Johansen 공적분 검정을 하였다. 결과를 살펴보면, 암소 및 수소 시장의 경우 권역별 주요 시장간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 지리적으로 분리되어 있음에도 불구하고, 공간적으로 하나의 단일 시장으로 연계되어 이들 가격 움직임이 밀접한 관계가 있다는 것을 알 수 있었다.

셋째, 장기인과관계와 단기인과관계를 포함하고 있는 VECM 분석결과를 살펴보면, 암소시장의 경우에는 남부권의 고령시장과 북부권의 영주시장이 타지역 또는 시장가격에 영향을 미치고 있었으며, 수소시장의 경우에는 3개 지역의 시장간에 피드백 효과, 즉 상호영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다.

넷째, 예측오차분산분해의 결과를 살펴보면, 암소가격의 경우 4개 시장가격의 예측오차분산분해에 대한 자기변수의 설명비율이 가장 높게 나타났다. 기간이 증가할수록 안강시장의 예측오차분산분해에 대한 고령, 영주시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높은 편이며, 김천시장의 예측오차분산분해에 대한 고령시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높게 나타났다. 고령시장의 예측오차분산분해에 대한 안강, 영주시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높으며, 영주시장의 예측오차분산분해에 대한 안강시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높게 나타났다. 전반적으로 암소가격의 경우에는 타시장의 가격변동에 고령과 영주시장이 미치는 영향이 크다는 것을 알 수 있었다. 수소가격의 경우에도 3개 시장가격의

5) 최규섭, 권용덕, "Point - Location 모델을 이용한 산지시장가격의 동태적 구조 분석", 「농업경영·정책연구」, 제27권, 2000.

예측오차분산분해에 대한 자기변수의 설명비율이 가장 높게 나타났다. 기간이 증가할수록 안강시장의 예측오차분산분해에 대한 김천시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높은 편이며, 김천시장의 예측오차분산분해에 대한 안강시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높게 나타났다. 그리고 영주시장의 예측오차분산분해에 대한 김천시장의 설명비율이 타시장에 비하여 높게 나타났다. 전반적으로 수소가격의 경우에는 타시장의 가격변동에 상호영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있었다.

마지막으로 충격반응함수의 결과를 살펴보면, 암소가격의 경우에는 영주시장이 미치는 강도가 가장 큰 것으로 나타났다. 그리고 김천시장의 충격은 타시장에 미치는 충격의 강도는 약하나 지속력에 있어서 나머지 시장보다 큰 것으로 나타났다. 수소가격의 경우 3개 시장에서 외부 충격이 발생할 경우 충격의 강도는 반응 시점에서 차이를 보이나 유사한 형태를 보이는 것으로 나타났다.

이상의 선행연구에서 살펴보면, 최규섭, 권용덕(2000)을 제외한 기존의 연구에서 각 시계열 자료의 안정성 여부를 판정하기 위한 단위근 검정시 모형의 선택에 대한 언급이 없거나 모형을 임의로 결정하여 분석을 하였다. 그러므로 본 연구에서는 단위근 검정시 ADF 단위근 검정법을 이용하여 각 시계열 자료의 상수항과 시간추세항의 유의성을 살펴보고, 이에 적절한 모형을 선택하여 검정하였다.

강종호, 이광진, 홍성걸, 정명생(2000)의 분석대상을 살펴보면, 주요 선어류의 유통단계에 있어서 산지도매시장과 소비지도매시장의 가격의 인과관계를 분석하였는데, 본 연구에서는 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간의 인과관계를 분석하였다. 이는 최근 성장추세에 있는 소비지소매시장 즉, 대형할인점이나 백화점[6] 슈퍼마켓 등이 가격결정구조에 있어서 그 영향력을 분석하기 위한 것이다.

또한 유통단계별 가격결정구조뿐만 아니라 지역별 가격결정구조를 함께 분석함으로써 지역별 시장의 가격 차이와 가격에 있어서 선도적인 역할을 하는 지역을 파악하고자 하였다.

---

6) 서용구, 배상근의 “우리나라 유통업태별 성장예측 모형 연구”(「유통연구」, 한국유통학회, 제6권 2호 p40~63, 2000)에 의하면 백화점과 편의점, 전문점의 성장은 민간소비지출과 가장 밀접한 관련이 있으며, 할인점은 소비지출의 증감과 무관하게 매년 40% 이상 성장하고 있어 할인점 전성시대라 할 수 있겠다.

<표 Ⅱ-1> 가격결정구조 분석에 관한 선행연구의 비교분석

저 자	분 석 대 상	분석시기	분 석 결 과	분 석 모 형
Ana I. Sanjuán, Jose M. Gil, Hector O. Zapata (1999)	보리가격 사료가격 돼지가격 생돼지고기 가격	1987년 7월 ~ 1996년 7월 ※월별자료	◦ 스페인 돼지산업의 가격에 있어서 수직적 통합의 영향을 분석 ◦ 보리가격 → 돼지가격**(강)** ◦ 사료가격 → 돼지가격 ◦ 각 단계별 가격은 생고기가격 즉 소비자 가격과 인과성이 없음	◦ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정 **: PP** 단위근 검정 ◦ **Johansen** 공적분 검정 ◦ 시차는 **AIC**를 기준량으로 하여 결정 ◦ 인과관계 **:** VECM ◦ 동태적 분석 **:** 예측오차분산분해**,** 충격반응함수
신해식 (1985)	일본 쇠고기시장 공급측 변수 가격변수	1968년 1분기 ~ 1981년 4분기 ※분기별 자료	◦ 공급측 변수(지육생산량, 도살두수, 쇠고기 수입량) ◦ 가격변수(도매가격, 생체출하자 수취가격, 송아지 농가판매가격) ◦ 도매시장에 있어서 일본소, 일본수소, 폐낙농우의 도매시장가격은 각각 상호인과관계를 가지고 가격이 형성 [쇠고기시장] 공급량 ↔ 가격변수 ◦ 도매가격 ↔ 생체출하자 수취가격(강) ◦ 송아지 농가판매가격 ↔ 생체출하자 수취가격(강) ◦ 도매시장가격 → 쇠고기 수입량 ◦ 쇠고기 수입량 ↛ 도매가격	※ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하지 않았으며, 시차를 일률적으로 선택(임의성 개재)
김병률 (1988)	소 돼지 산지가격 소매가격 송아지가격 새끼돼지가격 임금	1975년 1월 ~ 1986년12월 ※월별자료	◦ 산지, 도매, 소매의 각 시장단계별 가격간에는 동시적 인과관계가 강하게 나타남 → 우리나라 축산물 유통과정이 매우 신속하며, 상품의 변형이 심하지 않기 때문에 시장단계별 가격간 반응이 동시에 상호영향을 받는 것임 ◦ 도매가격 → 산지가격, 도매가격 → 소매가격(강) ◦ 공급측 변수 [소] 도매가격 → 계통출하두수 [돼지] 계통출하두수 → 산지가격 계통출하두수 ↔ 도매가격 ◦ 수요측 변수: [소] 임금 → 소매가격	◦ Granger인과관계검정 ※ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하였으나 완전히 제거하지 않았으며, 시차를 일률적으로 선택(임의성 개재)

저 자	분 석 대 상	분석시기	분 석 결 과	분 석 모 형
박준근 (1989)	우리나라 27개 농축산물의 도매가격 소매가격	1970년 1월 ~ 1982년12월 ※월별자료	◦ 도매가격 → 소매가격(44.5%) ◦ 소매가격 → 도매가격(3.7%) ◦ 도매가격 ↔ 소매가격(33.3%)	※ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하지 않았으며, 시차를 정하는 시도가 구체적으로 이루어지지 않음
권오상 (1990)	쇠고기 돼지고기 닭고기의 산지가격 도매가격 소매가격	1983년 1월 ~ 1988년 7월 ※월별자료	[쇠고기, 돼지고기] ◦ 도매가격 → 산지가격 도매가격 → 소매가격 산지가격 → 소매가격 ◦ 도매시장이 가격형성에 선도적 역할을 수행 [닭고기] ◦ 산지가격 → 소매가격	※ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하지 않았으며, 시차를 정하는 시도가 구체적으로 이루어지지 않음
이병서 · 고성보 (1992)	송아지 새끼돼지 큰 소 큰 돼지의 도매가격 소매가격	1978년 1월 ~ 1990년 12월 ※월별자료	[소] ◦ 도매가격 → 소매가격 도매가격 → 큰 소 소매가격 ◦ 송아지가격 ↔ 큰 소 가격 [돼지] ◦ 도매가격 → 소매가격 도매가격 → 새끼돼지가격 도매가격 → 큰 돼지가격 ◦ 소매가격 → 새끼돼지가격, 소매가격 → 큰 돼지가격 ⇒ 소와 돼지의 단계별 가격형성은 소비지 시장의 도매가격과 소매가격에 의해서 선도	※ VAR모형을 통한 인과관계 검정은 장기적인 정보를 상실할 가능성이 있음
강석규 · 이광진 (1998)	부산지역 갈치와 오징어의 산지시장가격 소비지시장가격	1984년 8월 ~ 1997년 12월 ※ 월별자료	[장기] ◦ 산지도매시장의 가격 → 소비지도매시장의 가격 [단기] ◦ 산지도매시장의 가격 ↔ 소비지도매시장의 가격	◦ VECM ※ 분석 대상이 두 어종에 국한되어 있어 표본편의(sampling bias)가 발생할 가능성이 있음

저 자	분 석 대 상	분석시기	분 석 결 과	분 석 모 형
강종호 · 이광진 · 홍성걸 · 정명생 (2000)	갈치 고등어 오징어 산지 및 소비지 도매시장가격	1990년 1월 ~ 1998년12월 ※월별자료	[갈치] ◦ 장기 : 소비지도매시장 → 산지도매시장 ◦ 단기 : 산지도매시장 ↔ 소비지도매시장 [고등어] ◦ 장기 : 소비지도매시장 → 산지도매시장 ◦ 단기 : 산지도매시장 ↛ 소비지도매시장 [오징어] ◦ 장기 : 소비지도매시장 → 산지도매시장 ◦ 단기 : 소비지도매시장 → 산지도매시장 ⇒ 수산물 산지도매시장과 소비지도매시장 두 시장간에 불균형이 발생하여 수산물시장이 효율적인 시장이 아님을 알 수 있음	◦ VECM ※ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정하기 위하여 ADF 단위근 검정, 회귀잔차를 이용한 공적분 검정을 실시하였으며, 시차는 AIC를 기준량으로 하여 결정
최규섭 · 권용덕 (2000)	암소가격 4개시장 안강, 김천, 고령, 영주 수소가격 3개시장 안강, 김천, 영주	1996년 4월1일 ~ 1999년 12월31일 ※일별자료	◦ 경북 지역의 각 산지별로 형성되어 있는 한우 산지시장이 어떠한 시장범위와 시장 구조적 관계를 갖고 있는지를 규명 ◦ 암소 및 수소 시장의 경우 권역별 주요 시장간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 지리적으로 분리되어 있으나 공간적으로 하나의 단일 시장으로 연계되어 이들 가격 움직임에 밀접한 관계가 있음 [암소시장] ◦ 남부 고령시장과 북부 영주시장이 다른 지역 또는 시장 가격 선도 ⇒ 경북지역에서 암소 가격의 형성 및 결정에 중요한 위치를 점하고 있음 [수소시장] ◦ 북부 영주시장, 동부 안강시장, 서부 김천시장의 3개 시장에서 상호 영향을 미치는 피드백 관계가 있음	◦ 시계열 자료의 안정성 여부를 검정 **: PP** 단위근 검정 ◦ **Johansen** 공적분 검정 ◦ 시차는 **AIC**를 기준량으로 하여 결정 ◦ 인과관계 **:** VECM ◦ 동태적 분석 **:** 예측오차분산분해**,** 충격반응함수

주 ; → : 일방향, ↔ : 양방향의 인과관계를 나타며, ↛ : 인과관계가 전혀 없다는 것을 나타냄
각 선행연구들의 분석대상, 분석시기, 분석방법 및 분석결과를 재정리하였음

제2절 효율성 분석의 선행연구

Sean Pascoe and Ines Herrero(2002)[7]는 스페인 북대서양 Conil항만의 낙지어업 어선 70척을 분석대상으로 하여 자원량 지수의 변화를 평가하였으며, 분석시기는 1991년부터 1997년까지 8년이다. 투입변수로는 어선의 생산력(CRT)과 마력(HP), 월별 항해일수를 선정하였으며, 산출변수로는 낙지의 어획량의 단일변수를 선정하였다. 분석기법은 낙지어업에 있어서 전체 시기의 전체 어선에 대한 각 시기별 각 어선의 효율성값을 DEA모형 가운데 규모의 보수에 대한 제약이 없는 BCC 또는 VRS(Banker, Charnes and Cooper)모형[8]을 적용하였으며, 그 결과값 즉 VRS를 이용하여 DEA지수를 도출하였다. 그리고 CPUE(Catch Per Unit of Effort)[9]의 결과값을 CPUE지수라 하여 DEA지수와 비교분석하였다.

분석결과에 의하면, 두 모형의 지수는 유사한 추세를 가지고 있으나, CPUE지수의 경우에 명목노력단위당 산출량이 증가하는 어선의 평균어획력이 증가하면, 자원량 수준이 과대평가되는 경향이 있었다. 이는 1996년 11월에서 1997년 5월의 DEA지수와 CPUE지수를 비교하여 보았을 때, CPUE지수가 DEA지수의 약 2배로 평가된 것을 보면 알 수 있다. 그리고 어선에 관한 투입변수의 탄력성과 효율성 분배는 확률적 생산프론티어에 의하여 평가되었다. 모든 투입변수는 비탄력적이며, 투입변수의 탄력성의 합은 1에 근접하게 나타났다. 이는 어업이 규모의 보수 불변의 형태에 가깝다는 것을 의미한다. 기술적 효율성의 배분에 있어서 두 유형의 지수간에 차이가 크게 나타났다. CPUE지수에 의한 어선의 비효율성 값이 DEA지수에 의한 어선의 비효율성 값보다 더 높았으며, 이는 CPUE지수에 있어서 어선이 좀 더 비효율적으로 평가되었기 때문에 과대평가되었을 것으로 간주된다.

Sean Pascoe, Parastoo Hassaszahed, Jesper Anderson와 Knud Korsbrekke(2002)[10]는 덴마크의 예인망어선과 자망어선에 관한 효율성 분석에 있어서 분석대상은 예인망어

7) Sean Pascoe and Ines Herrero, Estimation Of Stock Indices Using DEA, Technical efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.
8) 규모에 대한 보수 가변을 가정한 DEA모형.
9) 노력단위당 어획량의 평균치로서 자원량 규모의 변화를 의미하며, 자원량 지수로 사용하였다.
10) Sean Pascoe, Parastoo Hassaszahed, Jesper Anderson and Knud Korsbrekke, Economic versus physical input measures in the analysis of technical efficiency in fisheries, Technical efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.

선 13척(1그룹)과 자망어선 26척(2그룹)이며, 분석시기는 1995년에서 1998년까지이다. 투입변수는 물리적 고정 투입변수와 자본가치 투입변수, 가변 투입변수로 구분하여 선정하였다. 물리적 고정 투입변수로는 어선의 생산력(GR), 마력수(HP), 어선의 길이(Length)를 선정하였고, 자본가치 투입변수로는 선체와 엔진의 소매가격, 총자본금액, 총고정자본을 선정하였으며, 가변 투입변수로는 어업일수, 연료비, 승무원수를 선정하였다. 그리고 산출변수는 실질가치(real value)로 선정하였다. 그리고 노르웨이의 트롤어선에 관한 효율성에 있어서 분석대상은 트롤어선 46척(3그룹)이며, 분석시기는 1994년에서 1998년까지이다. 투입변수는 물리적 고정 투입변수로는 마력수(HP)를 선정하였고, 자본가치 투입변수로는 항해일지의 가치, 고정가치를 선정하였으며, 가변 투입변수로는 연료비, 어업일수를 선정하였다. 그리고 산출변수는 실질수익(real revenue)을 선정하였다. 이를 통하여 각 특징별 투입변수의 상관계수를 살펴보고, 기술적 비효율성의 여부를 분석하였다.

분석결과를 살펴보면, Translog 생산함수를 이용하여 얻은 각 설명변수의 상관계수의 값이 Cobb - Douglas 생산함수의 경우보다 높게 나타났다. 그리고 비효율성이 존재하지 않는다는 가설에 대한 검정결과를 살펴보면, 노르웨이의 트롤어선의 투입변수인 HP, 자본, 연료는 비효율성이 존재하는 것으로 나타났고, 덴마크의 예인망어선의 투입변수인 GT & HP, 자본, 연료는 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 자망어선의 투입변수인 GT & HP, 자본은 비효율성이 존재하나 연료는 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

시간의 불변량에 있어서 효율성의 검정($\eta = 0$)의 결과를 살펴보면, 노르웨이의 트롤어선의 투입변수인 HP, 자본, 연료 모두 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났고, 덴마크의 예인망어선의 투입변수인 GT & HP, 자본, 연료 모두 비효율성이 존재하는 것으로 나타났으며, 자망어선의 투입변수인 GT & HP, 자본, 연료 모두 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. Half - Normal과 Truncated Normal 검정의 결과를 살펴보면, 노르웨이 트롤어선의 투입변수인 HP를 제외한 모든 투입변수에 비효율성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 프론티어의 존재에 대한 단측검정의 결과를 살펴보면, 3가지 어업형태의 모든 투입변수에 비효율성이 존재하는 것으로 나타났다.

투입물의 기술적 효율성 비교에 있어서 노르웨이 트롤어선의 투입물인 연료와 마력수의 효율성값 간의 상관관계가 상대적으로 낮게 나타났다. 그리고 각 투입변수를 한쌍으로 조

합하여 wise t-검정을 하였다. 노르웨이 트롤어선의 투입변수 쌍인 (자본, 연료)의 상관계수는 0.535이며, (자본, HP)의 상관계수는 0.546으로, 가설검정의 결과 두 투입변수 쌍은 각각 비효율성이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 (연료, HP)의 상관계수는 0.263으로 비효율성이 존재하지 않았다. 그리고 덴마크의 예인망어선의 투입변수 쌍인 (자본, GT와 HP)의 상관계수는 0.597로 비효율성이 존재하지 않았다. (자본, 연료)의 상관계수는 0.813이며, (연료, GT와 HP)의 상관계수는 0.802로, 두 투입변수 쌍은 각각 비효율성이 존재하는 것으로 나타났다. 자망어선의 투입변수 쌍인 (GT와 HP, 연료)의 상관계수는 0.475로 비효율성이 존재하였고, (GT와 HP, 자본)의 상관계수는 0.616이며, (연료, 자본)의 상관계수는 0.595로 두 투입변수 쌍은 각각 비효율성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

Sean Pascoe, Diana Tingley and Ben Cattermoul(2002)[11]은 영국해협에서 이루어지고 있는 어업의 4가지 형태(빔트롤, 오터트롤(Otter Trawl)[12], 형망(Dredge)[13], 통발(Pots)[14])별로 그룹을 나누어 SPF(Stochastic Production Frontiers)모형과 DEA모형을 통하여 분석결과를 비교하였다. 각 모형의 투입변수로는 월별 평균 어업일수, 어선별 선체의 넓이, 어선별 엔진력(kw)을 선정하였으며, 산출변수로는 SPF모형에서는 어선별 평균가치(£)를 선정하였고, DEA모형에서는 어선별 평균 어획량(kg)과 어선별 평균 가치(£)를 선정하였다.

SPF모형의 분석결과를 살펴보면, 빔트롤어업, 오터트롤어업, 형망어업은 1%의 유의수준에서, 그리고 통발어업은 5%의 유의수준에서 기술적 비효율성이 존재하는 것으로 나타났으며, DEA모형의 분석결과와 비교하였을 때, 빔트롤어업과 오터트롤어업의 경우에는 DEA모형의 효율성 값이 SPF모형의 효율성 값에 비하여 높게 나타났으며, 형망어업과 통발어

---

11) Sean Pascoe, Diana Tingley and Ben Cattermoul, Estimating the efficiency of UK English Channel vessels using DEA and Stochastic Production Frontiers, Centre for the Economics and Management of Aquatic Resources, Technical efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.

12) 빔트롤의 틀을 없애고 자루그물의 양쪽에 날개(wing)가 달린 그물을 쓰되, 그 날개 앞에다 전개판(展開板:Otter Board)이라는 판자를 해저에는 수직으로, 예망방향에 대해서는 30～40°각도를 가지도록 장치하고 끌어서, 수압에 의하여 전개판 사이가 벌어지고, 그에 따라 그물이 좌우로 벌어지도록 하는 오터트롤로 발달하였다.

13) 일반적으로는 형망 즉, 자루모양의 그 물 입구에 조개와 같은 틀을 부착한 그물을 사용하는 어업으로 수산업법에 따른 연안·근해형망어업을 포괄한다.

14) 통발 즉, 미끼를 먹거나 은신처를 얻기 위해 수산동물이 들어올 수 있도록 설치된 통을 사용하는 어업으로 수산업법에 따라 연안·근해·원양통발어업을 포괄하며, 주 어획대상은 게·장어·새우 등이다.

업의 경우에는 DEA모형의 효율성 값이 SPF모형의 효율성 값에 비하여 낮게 나타났다.

E H Feroz, S Kim, R L Raab(2003)[15]은 기업의 경영실적을 평가하는데 광범위하게 이용되는 비율분석법과 이를 보완하기 위하여 적용된 DEA모형을 사용하여 석유·가스 산업분야의 26개 기업을 비교·분석하였으며, 분석기간은 1973년부터 1992년까지 20년간이다. 비율분석법에서는 총 16가지의 재무지표를 구하고 이러한 지표들의 연도별 편차를 구하였으며, DEA모형에서는 총자산, 보통주, 재화의 판매비용을 투입변수로 선정하고, 판매량은 산출변수로 선정하여 효율성 값을 도출한 후 연도별 효율성 값의 편차를 구한 후 두 분석법에 의하여 도출된 각각의 편차간의 상관계수의 유의성을 살펴보았다. 그리고 20년 동안 가장 안정적이고, 효율적으로 경영이 이루어진 기업은 Exxon사로 나타났으며, Wainoco사는 26위로 가장 비효율적으로 경영이 이루어졌다.

강상곤(2001)[16]의 연구를 살펴보면, 세계 50대 항만 중 98년에는 투입, 산출 자료가 명확한 33개의 항만, 97년에는 35개의 항만을 채택하였으며, 터미널은 50대 항만에 속하는 항만 중에서 98년 97년에 비교적 자료가 명확한 각각 68개의 터미널을 대상으로 효율성을 분석하였다. 각 항만과 터미널에 대한 투입변수로는 시설현황 가운데 항만 및 터미널에 필수 요소인 선석, 총면적, 겐트리 크레인, 트랜스퍼크레인, 야드트랙터 등을 고려하였고, 비슷한 기능을 수행하는 장비에 대해서는 하나의 변수로 각각 통합하여 총 8개의 변수를 선정하였으며, 산출변수는 양하시의 적 컨테이너 처리물량, 양하시의 공 컨테이너 처리물량, 적하시의 적 컨테이너 처리물량, 적하시의 공 컨테이너 처리물량의 4개 변수를 선정하였다.

그리고 항만 및 터미널의 효율성을 비교하기 위해서 다수의 투입변수 및 산출변수를 통해 상대적인 효율성을 파악할 수 있는 CRS와 VRS모형을 이용하여 분석하였는데, CRS를 이용한 분석결과에 의하면, 우선 1998년과 1997년의 처리물량을 기준으로 선정된 세계 50대 항만 및 각 항만에 속하는 터미널(1997년에는 35개의 항만 및 68개의 터미널, 1998년에는 33개의 항만 및 68개의 터미널)을 대상으로 하여, 항만은 1997년 18개, 1998년 13개의 항만이 효율적인 것으로 분석되었고, 터미널은 1997년 47개, 1998년 48개

15) E H Feroz, S Kim, R L Raab, Financial statement analysis: A data envelopment analysis approach, The Journal of the Operational Research Society. Oxford: Jan 2003. Vol. 54, Iss. 1; p. 48.

16) 강상곤, 'DEA 모형을 이용한 컨테이너 항만 및 터미널의 효율성 평가에 관한 실증연구', 한국해양대학교 일반대학원 석사학위논문, 2001.

의 터미널이 효율적인 것으로 분석되었다. 효율적인 항만과 터미널들은 비교적 전체적인 시설(특히, 면적)과 장비의 측면에서 규모가 큰 항만 및 터미널인 것으로 파악되었다.

강기봉·강태숙(2002)[17]의 연구를 살펴보면, 제주도 내 제주마 사육농가의 경영실태를 조사하고, 이를 분석하기 위하여 도내 제주마 사육농가 241개 농가 중에서 관광시즌 경기에 영향을 받고 있는 승마장을 제외한 총 66개 농가를 대상으로 경영효율성을 평가하였다. 투입변수로는 농후사료비, 건초대, 기타사료, 초지조성비 등을 포함한 사료비, 유동자본을 제외한 자본이자와 감가상각비를 포함한 고정비, 그 이외의 비목 등을 포함한 유동비 그리고 자가노력비를 선정하였으며, 산출변수로는 제주마 생산활동에 있어서 주요 수입원이 되는 망아지와 육성마 판매수입, 종모마와 종빈마 판매수입, 폐마 판매수입을 포함한 조수입으로 선정하였다. 분석결과에 의하면, 개별적인 66개의 제주마 사육농가를 대상으로 한 DEA 효율성에서 총 66개 사육농가 가운데 효율적인 농가로 판명된 농가는 16개 농가였으며, 효율성이 0.8미만의 비효율적인 농가는 48개 농가로 72.7%를 차지하였다.

김윤두(2005)[18]의 연구를 살펴보면, 2003년 말 기준 30개 가운데 개장 후 3년 이상이 경과한 23개 도매시장을 대상으로 효율성을 분석하였으며, 투입변수는 시설면적, 유통인수, 임직원을, 산출변수로는 생산 및 중개 기능을 반영하는 장려금 합계, 고객만족도 점수, 1일평균거래물량을 선정하였다. 분석결과, 전체 기술적 효율성의 평균값은 0.8429, 순수 기술적 효율성의 평균값은 0.9023, 규모의 효율성의 평균값은 0.9301로 나타났다. 이들 도매시장을 중앙도매시장[19]과 지방도매시장[20]으로 구분하여 각각의 효율성을 살펴보면, 중앙도매시장의 효율성이 지방도매시장에 비하여 높게 평가되었다.

백승우(2005)[21]의 연구를 살펴보면, 전라북도에 있는 지역 농협 중 최근 5년간 판매·구매·마트 사업의 실적이 있고, 조합원 규모가 1,000명 이상인 전라북도 51개 농협(2002

17) 강기봉·강태숙, 「DEA를 이용한 제주마 사육농가의 경영효율성 분석」, 농업경영·정책연구, Vol.29, No.2, 2002.
18) 김윤두, “농산물 유통산업의 효율성 측정에 관한 연구 -농산물도매시장을 중심으로-”, 「한국국제농업개발학회지」, 제17권, 제2호, 한국국제농업개발학회, 2005.
19) 특별시 또는 광역시가 개설한 농수산물도매시장 중 당해 관할구역 및 인접지역의 도매의 중심이 되는 농수산물도매시장으로서 현재 서울가락, 부산엄궁, 대전오정, 대전노은, 인천구월, 인천삼산, 대구북구, 광주, 울산 총 9개가 포함된다.
20) 중앙도매시장을 제외한 그 이외의 농수산물도매시장을 말한다.
21) 백승우, “DEA 모형을 이용한 지역농협 유통사업의 효율성 분석”, 「한국식품유통연구」, 제22권, 2호, 한국식품유통학회, 2005.

년 기준)을 대상으로 하였다. 투입변수로는 경지면적, 조합원수, 직원수를 선정하였으며, 산출변수로는 판매, 구매, 마트 실적을 선정하였다. 분석결과에 의하면, 지역농협 51개소의 유통사업의 효율성의 평균값은 0.7356으로 나타났으며, 효율성이 '1'인 효율적인 농협은 6개소(11.8%)로, 그 이외 45개소의 유통사업은 비효율적인 것으로 나타났다.

박종수·김남철·연규영(2006)[22]의 연구를 살펴보면, 2002년도 전국 146농가를 대상으로 하여 조사농가 중 성우환산 두수를 기준으로 10두 미만을 사육하는 23농가, 100두 이상을 사육하는 2농가, 사육 규모에 비하여 자가 노력비가 과다 계산된 12농가, 자본이자가 (-)인 3농가를 제외한 100 농가를 분석대상으로 하였다. 투입변수로는 농후사료비, 조사료비, 감가상각비, 자가노력비, 고정자본이자, 유동자본이자, 노동투여시간을 선정하였으며, 산출변수는 총원유 생산량, 부산물 수입을 선정하였다. 분석결과에 의하면, 분석 대상 농가가 규모를 변경하지 않고 현재의 규모에서 비효율의 요인만 개선한다면 분석대상 농가 전체에서 투입량 수준을 5.9% 감소시킬 수 있고, 현재 규모의 비효율이 개선되고 있는 상황에서 분석대상 농가 규모를 투입요소가 가장 적게 투입되는 규모로 변경한다면 전체에서 투입량 수준을 8.1% 감소시킬 수 있는 것으로 나타났다. 사육규모별 효율성은 사육규모가 대규모가 될수록 효율적으로 나타났으며, 생산효율성에 있어서 유의적인 영향을 미치는 변수는 사육두수, 노동투입시간, 번식률, 우유총생산량으로 나타났다.

DEA모형은 공공기관, 금융기관 및 자연환경 관련산업을 분석하는데 있어서 경영활동을 보다 현실적으로 반영할 수 있으며, 최적의 산출수준을 보다 용이하게 추정할 수 있어 과잉투입을 감축하기 위한 대안을 강구하는데 매우 효과적이다.

본 절에서 제시한 선행연구 가운데 국외논문의 경우에는 최적의 산출에 근거한 주어진 시장의 여건, 어업자원의 상태 및 기술적 상황하에서 조업활동에 아무런 제약이 없다는 가정하에서 일정 기간 동안 어선이 어획가능한 최대어획량을 산출하였으며, 이에 근거하여 과잉어획능력을 감축하기 위한 방안을 효과적으로 제시하였다. 그리고 유통구조와 관련하여 효율성을 분석한 국내논문의 경우 효율적으로 운영되고 있는 그룹과 비효율적으로 운영되고 있는 그룹으로 구분하거나, 규모별 또는 그 외의 특징별 그룹화를 통하여 상대적 효율성을 비교분석하였다. 본 연구에서는 효율성 분석대상인 수산물 도소매업체를

22) 박종수·김남철·연규영, "DEA분석법에 의한 낙농농가의 생산효율성 분석", 「농업경영·정책연구」, 제33권, 제1호, 한국축산경영학회·한국농업정책학회, 2006.

각각 16개 시도별로 구분하여 효율성을 분석하였으며, 이를 통하여 효율적인 운영이 이루어지고 있는 유통단계 또는 지역이 가격결정구조에 있어서 가격정보 전달에 선도적인 역할을 수행하는지를 파악하기로 한다.

<표 Ⅱ-2> DEA모형을 이용한 선행연구의 비교분석

저 자	분 석 대 상	분 석 시 기	변수의 선정		분 석 모 형
			투입변수	산출변수	
Sean Pascoe & Ines Herrero (2002)	스페인 북대서양 Conil 항만의 낙지어업 어선 70척	1991년 ~ 1997년	① 어선의 생산력(CRT) ② 어선의 마력(HP) ③ 월별 항해일수	① 낙지어획량	※ BCC(VRS)효율성 값을 이용하여 DEA 지수와 CPUE 지수의 결과 비교
Sean Pascoe, Parastoo Hassaszahed, Jesper Anderson & Knud Korsbrekke (2002)	<분석대상 I> 덴마크 예인망어선 13척(1그룹)과 자망어선 26척(2그룹) <분석대상 II> 노르웨이 트롤어선 46척(3그룹)	분석시기 <I> 1995년 ~ 1998년 분석시기 <II> 1994년 ~ 1998년	<I>의 투입변수 ◦물리적 고정 투입변수 ① 어선 생산력(CRT) ② 어선 마력(HP) ③ 어선 길이(Length) ◦자본가치 투입변수 ④ 선체 ⑤ 엔진 소매가격, ⑥ 총자본금액 ⑦ 총고정자본 ◦가변 투입변수 ⑧ 어업일수 ⑨ 연료비 ⑩ 승무원수 <II>의 투입변수 ◦물리적 고정 투입변수 ① 어선 마력(HP) ◦자본가치 투입변수 ② 항해일지 가치 ③ 고정가치 ◦가변 투입변수 ④ 연료비 ⑤ 어업일수	<I>의 산출변수 ① 실질가치 (real value) <II>의 산출변수 ① 실질수익 (real revenue)	※ 각 특징별 투입변수의 상관계수를 살펴보고, 생산함수를 이용한 분석과 DEA모형을 이용한 기술적 비효율성의 여부를 분석

저 자	분 석 대 상	분 석 시 기	변수의 선정		분 석 모 형
			투입변수	산출변수	
Sean Pascoe, Diana Tingley & Ben Cattermoul (2002)	영국해협의 4가지 형태 : 빔트롤, 오터트롤, 형망, 통발		① 월별 평균어업일수 ② 어선별 선체넓이 ③ 어선별 엔진력(*kw*)	<SPF - 산출변수> ① 평균가치(£) <DEA - 산출변수> ① 평균어획량(*kg*) ② 평균가치(£)	※ SPF모형과 DEA모형을 이용하여 도출된 분석결과를 비교
E H Feroz, S Kim & R L Raab (2003)	석유·가스 산업분야 26개 기업	1973년 ~ 1992년	① 총자산 ② 보통주 ③ 재화의 판매비용	① 판매량	※ 비율분석법을 이용한 지표의 편차와 DEA모형을 이용하여 도출된 효율성의 편차간 상관계수를 비교
강상곤 (2001)	세계 50대 항만과 터미널 중 97년 35개 항만, 98년 33개 항만, 97년 98년 각각 68개 터미널.	1997년 ~ 1998년	① 선석 ② 총면적 ③ 겐트리 크레인 ④ 트랜스퍼크레인 ⑤ 야드트랙터 ⑥ 그 외 기타장비대수	<양하시> ① 적 컨테이너 처리물량 ② 공 컨테이너 처리물량 <적하시> ③ 적 컨테이너 처리물량 ④ 공 컨테이너 처리물량	※ DEA모형을 이용한 상대적 효율성 분석 → CRS와 VRS를 이용한 분석결과 비교
강기봉 강태숙 (2002)	제주마 사육농가 241개 농가 중에서 승마장을 제외한 총 66개 농가		① 사료비 ② 고정비 ③ 유동비 ④ 자가노력비	① 망아지, 성마 ② 종모마, 종빈마 ③ 폐마 각각의 판매수입	※ DEA모형을 이용한 상대적 효율성 분석 → CRS와 VRS를 이용한 분석결과 비교 ◦ 효율적인 농가와 비효율적인 농가를 구분하여 비교분석
김윤두 (2005)	농수산물도매시장 30개소 가운데 개장 후 3년 이상 경과한 23개 도매시장	2003년 기준	① 시설면적 ② 유통인수 ③ 임직원수	① 장려금 합계 ② 고객만족도점수 ③ 1일평균거래물량	※ DEA모형을 이용한 상대적 효율성 분석 → CRS와 VRS, SE를 이용한 분석결과 비교 ◦ 중앙도매시장과 지방도매시장으로 구분하여 비교분석

저 자	분 석 대 상	분 석 시 기	변수의 선정		분 석 모 형
			투입변수	산출변수	
백승우 (2005)	전라북도 농협 최근 5년간 판매·구매·마트 실적 & 조합원 규모 1,000명이상인 51개 농협	2002년 기준	① 경지면적 ② 조합원수 ③ 직원수	① 판매실적 ② 구매실적 ③ 마트실적	※ DEA모형을 이용한 상대적 효율성 분석 ◦ 효율적인 농협과 비효율적인 농협을 구분하여 비교분석
박종수 김남철 연규영 (2006)	전국 100 농가	2002년 기준	① 농후사료비 ② 조사료비 ③ 감가상각비 ④ 자가노력비 ⑤ 고정자본이자 ⑥ 유동자본이자 ⑦ 노동투여시간	① 총원유 생산량 ② 부산물 수입	※ DEA모형을 이용한 상대적 효율성 분석 → CRS와 VRS, SE를 이용한 분석결과 비교 ◦ 사육규모에 따른 효율성 비교분석

주 : 각 선행연구들의 분석대상, 분석시기, 분석방법 및 분석결과를 재정리하였음

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

제Ⅲ장 주요 선어류의 생산·유통구조와 수산물 도·소매업의 현황

본 절에서 제시한 고등어, 갈치, 물오징어의 생산 및 유통구조에 대한 내용에 있어서 생산 및 유통구조의 일부는 서울특별시 농수산물유통공사에서 발간한 「주요농수산물의 특성」을 재정리하였다. 그리고 도별, 시·군별 주요 출하지의 점유비율과 누적비율 및 월별 반입물량과 금액의 주요출하 시군별 분포는 「농수축산물 2004 거래연보」와 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」을 재정리하였다. 후자의 경우 가락동 농수산물 도매시장과 양계동 양곡 도매시장에서 거래된 모든 품목을 종합 수록하였으며, 반입물량 및 거래 금액은 부류별 도매시장법인의 거래실적과 중도매인이 집적 취급하는 상장 예외거래 품목의 거래실적을 모두 합산한 것이다.

1. 고등어의 생산·유통구조

1) 생산구조

<표 Ⅲ-1>은 고등어의 생태 및 주어기를 요약·정리한 것이다. 가다랭이, 삼치, 참다랭이를 포함하는 고등어과에는 전세계적으로 49종이 서식하는 것으로 알려져 있으며, 우리나라에는 17종이 기재되어 있다. 산란장은 동중국해의 양쯔강 연안 해역과 제주도 동부해역 및 대마도 연안해역이다. 산란시 적정수온은 15~23℃이며, 만 1년이 되면 약 50%가 성숙하고, 2세가 되면, 대부분 산란에 참가하여 1회 산란시 약 3만개의 알을 산란한다. 산란을 마치면 먹이를 닥치는 대로 먹기 시작하는 탐식성을 가지며, 이러한 활동은 가을철 월동장에 들어가기 전까지 계속된다. 성장 속도가 빨라 만 1년이면 체장 25~30㎝, 2년이면 32~35㎝, 3년이면 35㎝이상 자라며, 최대 체장은 40㎝이다. 다 자란 어미 고등어는 보통 체장이 36㎝정도이며, 체중은 약 776g, 수명은 6년 정도이다.

고등어의 조업은 목포 포구를 기지로 남서부 해역, 제주도 서방 및 서남방 해역을 중심으로 하는 근해안강망어업과 부산에서 출항하여 제주도 연근해, 남해 동부해역, 대마도 부근, 동중국해역을 중심으로 하는 대형선망어선[23]에 의해 주로 어획되고 있다.

23) 고등어와 전갱이를 주대상으로 하고 있으며, 선단(통)으로 허가를 받고 있다. 한 통은 본선(100~150톤급) 1척과 등선(35~50톤급) 두 척 및 운반선(150~250톤급) 세 척으로 구성된다. 등선은 어군 탐지기를

이 중 부산에서 출어되는 대형선망의 어획량이 90%이상을 차지한다. 고등어는 대부분을 연근해산이 차지하고 있으며, 어획량의 절반가량이 원형 동결되어 유통된다.

<표 Ⅲ-1> 고등어의 생태 및 주어기

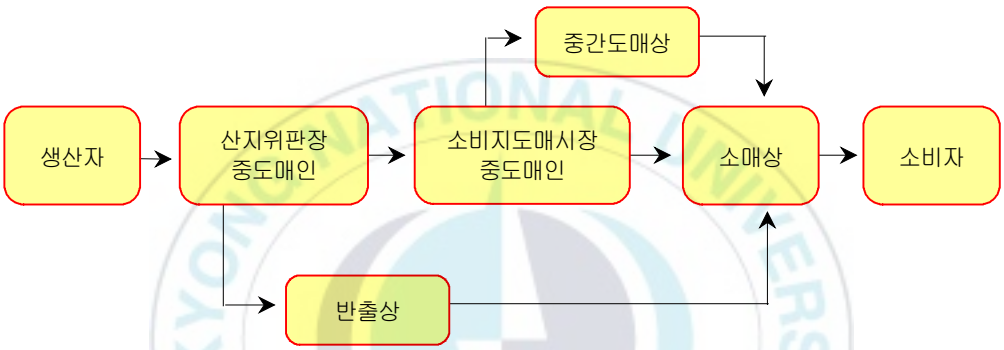
분 포	○ 우리나라 동·서·남해 전 연근해, 전 세계의 아열대 및 온대 해역으로 연안수의 영향을 강하게 받는 대륙붕 해역
형 태	○ 몸 빛깔 - 등쪽은 녹색 바탕에 청흑색의 물결무늬가 옆줄까지 분포하고 있으며, 배쪽은 은백색으로 반점이 없음 ○ 몸의 형태 - 전형적인 방추형으로 몸의 횡단면은 타원형이며, 주둥이는 뾰족한 편 - 등지느러미는 가시부와 연조부로 잘 분리되어 있으며, 가시부가 붙는 자리에 얕은 홈이 있어 뒷 쪽으로 눕혀 홈안에 넣을 수 있음 - 등지느러미와 뒷지느러미 뒷쪽에는 각각 5개의 토막지느러미가 있음 - 꼬리자루의 등뼈 좌우에는 강한 힘살이 있어 꼬리를 좌우로 강하게 움직일 수 있으며, 꼬리자루 뒷끝에는 좌우로 각각 2 줄의 융기선이 아래위로 나란히 있음 - 제 1등지느러미의 신경간극 수는 12 - 16개
회 유	○ 난류성, 추광성, 군집 회유성 탐식성으로, 봄~여름에는 따뜻한 물을 따라 북쪽으로 이동하여 산란 및 먹이를 섭취
산 란	○ 산란장 - 동중국해의 양쯔강 연안 해역과 제주도 동부해역, 대마도 연안해 역 ○ 산란성기 - 동중국해에서는 3~5월, 제주도와 대마도 연안에서는 5~6월, 만 1년이 되면 약 50%가 성숙하며, 2세가 되면 대부분 산란에 참가하여 1회 산란시 약 3만개의 알을 산란, 산란기간 중 여러번 산란 - 산란시각은 야간 21 - 24시 사이이며, 수심 50 m 수층에서 암컷,수컷이 동시에 방란, 방정하여 수정
성 장	○ 성장속도가 빨라 만 1년이면 가랑이체장 25~30 cm, 2년이면 32~35 cm, 3년 이면 35 cm 이상이 자라며, 최대 체장은 40cm
식 성	○ 식성은 부유성 갑각류, 오징어류, 작은 어류 등을 주식으로 하고 있으며, 특히 산란을 마치면 먹이를 닥치는 대로 먹기 시작하는 탐식성을 가지며, 이러한 활동을 가을철 월동장에 들어가기 전까지 계속됨
기 타	○ 가을~겨울에는 월동을 위해 남쪽으로 이동하는 수평이동 외에 봄~여름에는 얕은 곳으로, 가을에는 깊은 곳으로 이동하는 계절적 수직이동도 함 ○ 가을철에 가장 맛이 좋음

자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사,「주요 농수산물의 특성」, 2001.

이용하여 어장이 형성되는 곳을 계속 탐색하며, 어군을 찾으면 등선이 불을 밝혀 어군을 모으고, 본선은 어군에 그물을 둘러친다. 운반선은 고등어가 잡히는 대로 계속 항구로 나른다.(서울특별시 농수산물유통공사,「주요 농수산물의 특성」, p518 , 2001)

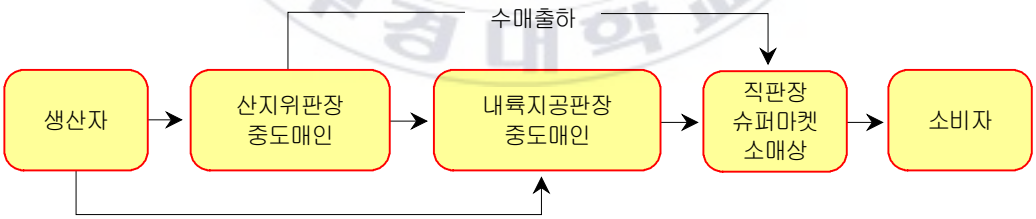
2) 유통구조

[그림 Ⅲ-1]과 [그림 Ⅲ-2]는 각각 고등어의 일반적 유통경로와 계통출하 유통경로를 도식화한 것이다. 고등어의 일반적인 유통경로는 대체로 생산자 → 산지위판장 → 소비지 도매시장 → 중간도매상 → 소매상 → 소비자의 5~6단계의 경로가 대표적이며, 경우에 따라서 산지반출상(대체로 산지위판장의 중도매인 또는 중간도매상)이 개입하는 경우가 있고, 수협의 내륙지공판장을 통하는 계통출하의 경우에는 생산자 → 산지위판장 → 내륙지공판장 → 소매상 → 소비자의 4~5단계가 일반적이다.



자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

[그림 Ⅲ-1] 고등어의 일반적 유통경로



자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

[그림 Ⅲ-2] 고등어의 계통출하 유통경로

고등어의 산지출하는 산지위판장의 비율이 가장 높고, 다음이 산지수집상, 소비지도매시장, 산지위탁상, 재래시장 등의 순으로 나타난다. 1997년 8월까지 고등어의 의무상장제

에도 불구하고 전체의 65%정도만이 위판장을 통해 유통된 것으로 나타나 자유판매제 실시 후 위판장을 통한 유통비율이 더욱 낮아질 전망이다. 산지위판장의 고등어 거래방법은 경매 또는 입찰방식을 통하고 있으며, 위판장 중도매인의 판매처는 소비지 도매시장의 중도매인이나 위탁상 판매비율이 매우 높다.

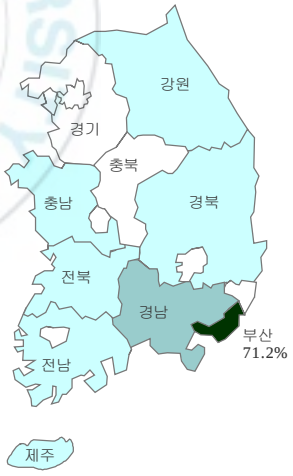
유통형태는 냉동 동결품과 생선품이 일반적이며, 여름철에는 염장품도 많이 유통되고 있다. 고등어는 가을철에 어획된 것이 제일 맛이 있는데, 일반적으로 구이, 자반, 찌개 등으로 이용되며 봄철인 3~5월의 소비가 특히 많은 편이다.

<표 Ⅲ-2>에는 2004년 기준 고등어의 도별, 시·군별 주요 출하지의 점유비율과 누적비율을 제시하였다. 도별 출하비율을 살펴보면, 기타(부산광역시 71.2%), 경남, 제주의 순으로 각각 71.3%, 3.9%, 1.1%의 비중을 차지하고 있다. 시군별 출하비율은 부산, 외국수입, 경남 고성군 순으로 각각 71.2%, 23.0%, 2.5%의 비중을 차지하고 있으며, 총 반입량 가운데 3개 시군에서 96.7%가 출하되고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅲ-2> 2004년 기준 고등어의 시도별 주요 출하지

(단위 : %)

순위	도 별	점유비율	비고	순위	시 군 별	점유비율	누적비율
1	기 타	71.3	최 대	1	부 산	71.2	71.2
2	경 남	3.9		2	외 국 수 입	23.0	94.3
3	제 주	1.1		3	경 남 고 성	2.5	96.7
4	충 남	0.3		4	제 주	1.1	97.8
5	전 남	0.2		5	경 남 사 천	1.0	98.8
6	경 북	0.2		6	경 남 통 영	0.3	99.1
7	전 북	0.1		7	충 남 태 안	0.3	99.4
8	강 원	0.0		8	전 남 여 수	0.1	99.5
	충 북	-		9	전 남 목 포	0.1	99.6
	경 기	-		10	경 남 마 산	0.1	99.7
	외국수입	-					



자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」http://www.youtonginfo.co.kr

주 ; 도별 자료의 기타는 부산광역시가 71.2% 차지

총 출하 시군수는 25개 지역이며, 출하지역은 출하주의 주소와 혼용되어 생산지와는 다소 차이가 있을 수 있음

<표 Ⅲ-3>은 고등어의 월별 반입물량과 주요출하 시군별 분포를, <표 Ⅲ-4>는 월별 반입금액과 주요출하 시군별 분포를 제시한 것이다.

<표 Ⅲ-3> 고등어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 반입동향 (2004년 기준)

월	반입량 (톤)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	1,015	7.6	부 산	73.4	외국수입	20.4	제 주	4.8	전북군산	0.8	경북포항	0.3
2	918	6.9	부 산	84.3	외국수입	14.7	전남여수	0.6	전남목포	0.2	제 주	0.1
3	895	6.7	부 산	77.8	외국수입	21.6	경북울진	0.2	전남여수	0.2	제 주	0.1
4	870	6.5	부 산	78.4	외국수입	20.1	제 주	1.0	경북울진	0.3	전남목포	0.1
5	972	7.3	부 산	70.1	외국수입	28.4	제 주	1.5	경북울진	0.1	-	-
6	843	6.3	부 산	58.9	외국수입	37.9	제 주	2.4	경남고성	0.8	경남사천	0.0
7	1,019	7.7	외국수입	62.8	부 산	34.8	경남고성	2.2	제 주	0.2	전남여수	0.0
8	1,035	7.8	외국수입	47.6	부 산	46.8	경남고성	2.7	제 주	2.3	경북영양	0.2
9	1,144	8.6	부 산	65.1	외국수입	25.7	경남고성	7.9	제 주	0.7	전남보성	0.3
10	1,319	9.9	부 산	82.2	외국수입	13.1	경남고성	2.6	경남사천	1.1	인 천	0.3
11	1,821	13.7	부 산	77.2	경남고성	6.8	경남사천	6.2	외국수입	5.8	경남통영	2.3
12	1,438	10.8	부 산	90.5	외국수입	4.8	충남태안	1.7	경남고성	1.3	제 주	1.0

총 반 입 량	13,289	최고반입량	1,107	최저반입량	843	평균반입량	1,107

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

<표 Ⅲ-4> 고등어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준)

월	금액 (백만원)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	1,417	6.4	부 산	74.0	외국수입	20.2	제 주	4.0	전북군산	1.2	울 산	0.3
2	1,117	5.1	부 산	81.1	외국수입	17.8	전남여수	0.8	전남목포	0.2	경남고성	0.1
3	1,568	7.1	부 산	82.0	외국수입	16.6	제 주	0.6	경북울진	0.4	전남여수	0.3
4	1,576	7.2	부 산	83.8	외국수입	15.2	제 주	0.7	경북울진	0.2	전남목포	0.1
5	1,768	8.0	부 산	71.6	외국수입	26.7	제 주	1.6	경북울진	0.0	-	
6	1,701	7.7	부 산	65.5	외국수입	30.7	제 주	2.6	경남고성	1.2	경남사천	0.0
7	2,141	9.7	외국수입	63.2	부 산	33.3	경남고성	3.2	제 주	0.2	전남여수	0.0
8	2,103	9.6	부 산	48.5	외국수입	45.8	제 주	3.6	경남고성	1.7	경북영양	0.2
9	2,304	10.5	부 산	69.5	외국수입	24.9	경남고성	4.7	제 주	0.6	전남보성	0.1
10	2,251	10.2	부 산	80.3	외국수입	16.3	경남고성	1.6	경남사천	0.8	경북경주	0.3
11	2,116	9.6	부 산	76.4	경남고성	11.0	경남사천	5.0	경남고성	4.5	경남통영	1.7
12	1,922	8.7	부 산	86.2	외국수입	9.0	충남태안	2.0	제 주	1.4	경남고성	0.6

총 금 액	21,984	최 고 금 액	2,304	최 저 금 액	1,117	평 균 금 액	1,832

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

2004년도 고등어의 총반입물량은 13,289톤(월평균 1,107톤)이며, 이는 수산물 총반입량의 10.5%, 어류 반입량의 26.9%수준이다. 2004년 최고반입월은 11월로 1,821(13.7%)톤이었고, 최저 반입월은 6월로 843(6.3%)톤이었다. 월별 주요출하 시군별 분포에서는 부산과 외국수입이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다. 그리고 총금액은 13,289백만원(월평균 1,832백만원)이며, 최고가격은 9월로 2,304(10.5%)백만원, 최저가격은 6월로 843(5.1%)백만원이었다. 금액기준 시군별 분포에 있어서도 부산과 외국수입이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다.

2. 갈치의 생산·유통구조

1) 생산구조

<표 Ⅲ-5>는 갈치의 생태 및 주어기를 요약·정리한 것이다. 갈치는 우리나라 전 연근해(특히, 서해와 남해), 일본, 동중국해, 세계의 온대 또는 아열대 해역에 분포한다. 2~3월경 제주도 서쪽 해역에서 월동하다가 4월경 북쪽으로 이동하여 연안에서 산란하고, 일부는 더욱 북상하여 압록강 하구까지 이른다. 9월경 수온이 내려가면 남쪽으로 이동하여 제주도 서방해역에서 월동하며, 낮에는 바닥이 모래나 펄질인 깊은 곳에 있다가 밤이 되면 수면 가까이 떠 올라온다. 산란장은 우리나라 서·남해의 연안과 중국 연안이며, 우리나라 연안에서는 4~8월이 산란 성어기이다. 두동장이 28㎝가 되면 산란에 참가하고, 26~44㎝이면 약 14,000~76,000개의 알을 가지며, 25㎝이하에서는 수컷이 많지만, 그 이상에서는 암컷이 증가한다. 갈치는 부화 후 만 1년이면 두동장 12㎝, 2년이면 21㎝, 3년이면 28㎝, 4년이면 34㎝, 5년이면 39㎝, 6년이면 45㎝, 7년이면 49㎝로 자라며, 전장 150㎝에 달한다. 갈치는 두동장 25㎝까지는 젓새우, 곤쟁이 등 동물성 플랑크톤을 먹지만, 성장함에 따라 날카로운 이빨을 가지게 되어 그 이후부터는 주로 소형어류를 잡아먹는다. 특히 통영의 근해에서 잡힌 갈치는 멸치를 주로 먹고 있으며, 멸치의 이동에 따라 갈치어군이 이동하는 경향이 있다. 그 외 오징어류, 새우류, 게류 등도 잡아먹으며, 어군 밀집기인 월동기와 7월에는 서로 잡아먹는 공식현상도 많이 일어난다.

<표 Ⅲ-5> 갈치의 생태 및 주어기

분 포	○ 우리나라 전 연근해(특히 서해와 남해), 일본, 동중국해, 세계의 온대 또는 아열대 해역
형 태	○ 몸 빛깔은 은백색, 손으로 만지면 은분이 묻어 나오는데 이것은 구아닌이라는 유기염기이며, 비늘은 없음 ○ 몸은 아주 길며 측편되어 있고, 꼬리쪽은 띠모양으로 긴 줄과 같음 ○ 입은 크고, 양턱에는 크고 억센 이빨이 있으며, 특히 양턱 앞쪽에 있는 송곳니의 끝은 갈고리와 같이 되어 있음 ○ 아래턱은 윗턱보다 앞쪽으로 튀어 나와 있으며, 배지느러미와 꼬리지느러미가 없음 ○ 등지느러미의 기저는 매우 길며 뒷지느러미의 연조는 퇴화되어 매우 짧고, 대부분 피부 아래에 묻혀 있어서 손으로 만지면 깔깔함을 느낄 수 있을 정도임 ○ 옆줄은 1줄로서 가슴지느러미 위쪽에서 비스듬히 내려와 그 이후부터는 몸 중앙부보다 아래쪽에 치우쳐 꼬리쪽에 도달 ○ 두 눈 사이의 머리부분은 편평함
회 유	○ 2~3월경 제주도 서쪽 해역에서 월동하다가 4월경 북쪽으로 이동하여 연안에서 산란, 일부는 더욱 북상하여 압록강 하구까지 이름
산 란	○ 산란장은 우리나라 서·남해의 연안과 중국 연안이며, 우리나라 연안에서는 4~8월이 산란성기, 두동장 28cm이면 산란에 참가하고, 26~44cm이면 약 14,000~76,000개의 알을 가지며, 25cm 이하에서는 수컷이 많지만 그 이상에서 암컷이 증가
성 장	○ 부화후 만 1년이면 두동장 12cm, 2년이면 21cm, 3년이면 28cm, 4년이면 34cm, 5년이면 40cm, 6년이면 45cm, 7년이면 49cm 로 자라며 전장 150cm 에 달함
식 성	○ 두동장 25cm 까지는 젓새우, 곤쟁이 등 동물성 플랑크톤을 먹다가 그 이후부터는 주로 어류를 먹으며, 그 외 오징어류, 새우류, 게류 등도 포식, 어군 밀집기인 월동기와 7월에는 서로 잡아먹는 공식현상이 많이 발생
기 타	○ 9월경 수온이 내려가면 남쪽으로 이동하여 제주도 서방 해역에서 월동, 낮에는 바닥이 모래나 펄질인 깊은 곳에 있다가 밤이 되면 수면 가까이 떠 올라옴 ○ 몸을 덮고 있는 은백색의 구아닌은 인조진주의 광택원료로서 많이 이용

자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사,「주요 농수산물의 특성」, 2001.

갈치의 주요어장은 제주도 근해와 동중국해, 남해 해역이며, 조업 형태는 안강망의 어획량이 많은 비중을 차지하고 있는 가운데 기선저인망, 건자망, 대형트롤, 채낚기[24] 등으로 어획이 이루어지고 있다. 한국의 남서해안과 바렌~원저우만(溫州灣)의 대륙 연안에

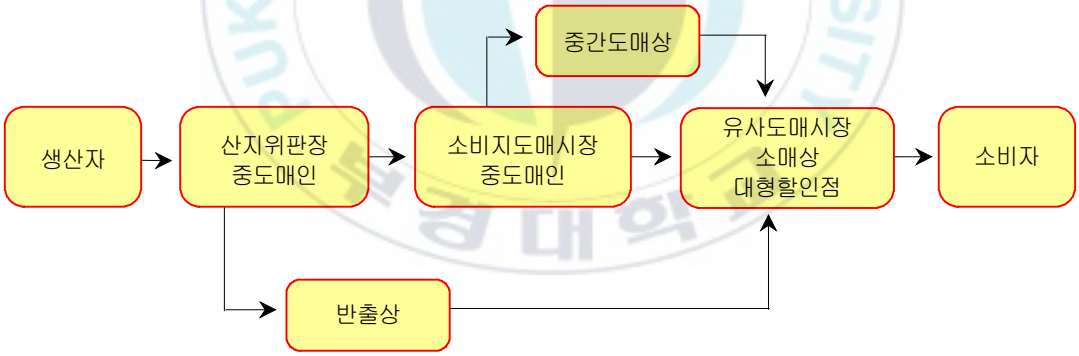
24) 채낚기는 한밤중에 조업이 이루어지기 때문에 집어등을 사용하며, 조업 현장은 대낮처럼 밝다. 보통 한 척 당 15~30조의 집어등을 설치하며, 1틀에 13~17개의 낚시 바늘을 달아 조업한다. 한 사람이 보통 2틀을 갖고 조업을 하며, 이때 주로 쓰이는 미끼는 꽁치, 정어리 등이다. 한편 그날 첫 번째 손질로 낚아낸 어린 갈치, 즉 풀치나 갓 잡아낸 갈치의 꼬리를 잘라내 미끼로 쓰기도 하는데, 뜻밖에도 갈치들이 가장 좋아하는 미끼는 바로 이 풀치나 제 꼬리이다. 낚시로 잡힌 갈치는 끌어올리자마자 몸통을 홅어 올리듯 하여 낚시 바늘과 미끼를 토해 내도록 한다. 이는 미끼를 뱃속에 그대로 두면 입항 무렵엔 뱃속에서 부패하여 가장 맛있는 뱃살의 선도가 떨어져 상품성이 저하되기 때문이다.(「주요 농수산물의 특성」, p529~530, 2001, 서울특별시농수산물공사)

5~8월에 주산란을 하며, 7월에 주성어기를 이룬다. 불과 3~4년 전만 해도 갈치를 잡는 방법이 채낚기 하나여서 8~12월까지 5개월 동안이 주어기였으나, 몇 년 전에 연승어업[25]이 개발·보급됨으로써 연중 조업이 가능해졌다. 제주도와 흑산도 및 남해를 포함한 동중국해 해역에서 주요어장이 형성된다.

냉동 갈치는 주로 제주도와 흑산도 주변 해역에서 어획한 후 냉동시설을 갖춘 선상 위에서 급냉시켜 선도를 유지한 연근해산의 반입 및 거래 비중이 높고, 수입산은 일본, 중국, 인도네시아, 인도, 파키스탄 등 주로 아시아 지역에서 반입된다.

2) 유통구조

[그림 Ⅲ-3]는 갈치의 일반적 유통경로를 도식화한 것이다. 주 유통경로는 생산자 → 현지위판장, 대도시도매상, 유사도매시장 → 중간도매상 → 소매상 → 소비자의 5~6단계의 경로가 대표적이다. 소매상이나 유사도매시장에 출하하는 비율이 평균 37%로 가장 높고, 그 다음을 차지하는 것이 대형할인점이나 백화점 등이다.



자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

[그림 Ⅲ-3] 갈치의 일반적 유통경로

25) 연승갈치는 대량 어획을 목적으로 15t 이상의 근해 연승어선이 10~15일 정도 일정으로 어획한 갈치를 일컫는 것으로, 판매 시 보통 1척 당 150~200상자 정도의 어획량을 보인다. 연승갈치는 조업 기간동안 어획한 갈치를 크기별로 세밀하게 구분하고 일정하게 정리 한 후에 위판장에 상장시키기 때문에 선별도가 높아 일반적으로 중매인들이 선호하는 종류 중의 하나이다.(「주요 농수산물의 특성」, p529 , 2001, 서울특별시농수산물공사)

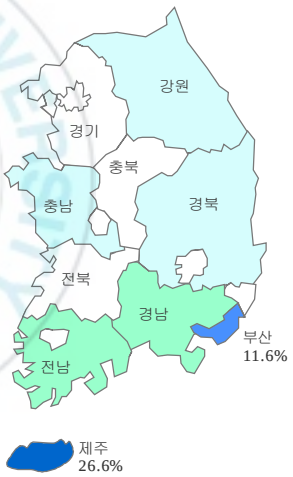
갈치는 전통적으로 선어형태의 구이용으로 소비되는 경우가 많고, 대형할인점이나 백화점 등의 구색용 상품으로 인기가 많다. 따라서 제주와 전남의 경우 생산지역 내의 소비나 인근지역, 혹은 대형할인점 등의 수요가 많은 반면, 부산의 냉동갈치는 상대적인 저가품으로 소비지도매시장 유통이 주류를 이룬다.[26]

<표 Ⅲ-6>에는 2004년 기준 갈치의 도별, 시·군별 주요 출하지의 점유비율과 누적비율을 제시하였다. 도별 출하비율을 살펴보면, 제주, 기타(부산광역시 11.6%), 전남의 순으로 각각 26.6%, 11.6%, 2.4%의 비중을 차지하고 있다. 시군별 출하비율은 외국수입, 제주, 부산의 순으로 각각 57.6%, 26.6%, 11.6%의 비중을 차지하고 있으며, 총 반입량 가운데 3개 시군에서 95.7%가 출하되고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅲ-6> 2004년 기준 갈치의 시도별 주요 출하지

(단위 : %)

순위	도 별	점유비율	비고	순위	시 군 별	점유비율	누적비율
1	제 주	26.6	최대	1	외 국 수 입	57.6	57.6
2	기 타	11.6		2	제 주	26.6	84.1
3	전 남	2.4		3	부 산	11.6	95.7
4	경 남	1.8		4	경 남 마 산	1.3	97.0
5	충 남	0.0		5	전 남 완 도	1.1	98.1
6	경 북	0.0		6	전 남 목 포	0.6	98.7
7	강 원	0.0		7	전 남 여 수	0.6	99.3
	경 기	-		8	경 남 남 해	0.2	99.5
	충 북	-		9	경 남 고 성	0.2	99.6
	전 북	-		10	전 남 보 성	0.1	99.7
	외국수입	-					



자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

주 ; 도별 자료의 기타는 부산광역시가 11.6% 차지

총 출하 시군수는 20개 지역이며, 출하지역은 출하주의 주소와 혼용되어 생산지와는 다소 차이가 있을 수 있음

<표 Ⅲ-7>은 갈치의 월별 반입물량과 주요출하 시군별 분포를, <표 Ⅲ-8>은 월별 반입금액과 주요출하 시군별 분포를 제시한 것이다.

26) 강종호, 이광진, 홍성걸, 정명생, 「주요 선어류의 가격결정 구조에 관한 연구」, p30, 2000, 한국해양수산개발원.

<표 Ⅲ-7> 갈치의 월별 주요출하 시군별 분포 : 물량기준(2004년 기준)

월	반입량 (톤)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	324	7.8	외국수입	61.6	부 산	20.2	제 주	16.0	경남마산	1.3	전남목포	0.8
2	315	7.6	외국수입	83.8	부 산	7.9	제 주	6.7	경남마산	1.1	전남목포	0.2
3	361	8.7	외국수입	78.6	부 산	11.2	제 주	8.4	경남마산	1.6	전남목포	0.2
4	350	8.4	외국수입	79.8	부 산	9.0	제 주	7.6	경남마산	2.3	전남목포	0.9
5	312	7.5	외국수입	69.9	부 산	15.9	제 주	12.5	경남마산	1.0	전남목포	0.7
6	344	8.3	외국수입	53.5	부 산	28.5	제 주	16.2	경남마산	1.2	불 명	0.4
7	340	8.2	외국수입	49.3	제 주	30.6	부 산	18.2	경남마산	1.6	전남목포	0.3
8	339	8.2	외국수입	47.3	제 주	37.6	부 산	13.6	전남목포	0.6	경남마산	0.6
9	391	9.4	제 주	58.5	외국수입	29.5	부 산	6.9	전남완도	2.6	경남마산	0.9
10	387	9.3	외국수입	44.9	제 주	41.3	전남완도	5.6	부 산	3.4	전남여수	1.6
11	361	8.7	외국수입	47.2	제 주	38.9	전남완도	3.3	전남여수	3.3	부 산	1.8
12	321	7.7	외국수입	54.2	제 주	34.1	부 산	6.5	전남목포	1.9	경남마산	1.2

총 반 입 량	4,146	최고반입량	391	최저반입량	312	평균반입량	345

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

<표 Ⅲ-8> 갈치의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준)

월	금액 (백만원)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	963	6.1	외국수입	46.9	제 주	27.5	부 산	23.4	경남마산	1.6	전남목포	0.4
2	817	5.2	외국수입	75.7	제 주	15.8	부 산	7.1	경남마산	0.8	전남여수	0.3
3	1,255	8.0	외국수입	64.3	제 주	26.3	부 산	8.5	경남마산	0.7	전남목포	0.1
4	1,093	6.9	외국수입	60.9	제 주	26.4	부 산	9.9	경남마산	1.7	전남목포	0.9
5	1,185	7.5	외국수입	51.9	제 주	29.6	부 산	17.0	경남마산	0.7	불 명	0.5
6	1,253	8.0	제 주	34.1	외국수입	32.5	부 산	29.0	불 명	3.5	경남마산	0.9
7	1,475	9.4	제 주	49.5	외국수입	31.9	부 산	17.4	경남마산	0.9	전남목포	0.4
8	1,501	9.5	제 주	52.8	외국수입	38.2	부 산	8.3	경남마산	0.3	전남목포	0.3
9	1,699	10.8	제 주	66.1	외국수입	22.7	부 산	7.4	전남완도	1.9	전남보성	0.7
10	1,622	10.3	제 주	55.9	외국수입	33.0	전남완도	4.9	전남여수	2.0	부 산	2.0
11	1,486	9.4	제 주	57.9	외국수입	30.9	전남여수	2.9	전남완도	2.7	경남남해	1.5
12	1,389	8.8	제 주	59.9	외국수입	35.3	부 산	1.5	전남목포	0.8	경남마산	0.6

총 금 액	15,738	최 고 금 액	1,699	최 저 금 액	817	평 균 금 액	1,312

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

2004년도 갈치의 총반입물량은 4,146톤(월평균 345톤)이며, 이는 수산물 총반입량의 3.3%, 어류 반입량의 8.4%수준이다. 2004년 최고 반입월은 9월로 391(9.4%)톤이었고, 최저 반입월은 5월로 312(7.5%)톤이었다. 월별 주요출하 시군별 분포에서는 외국수입, 제주, 부산이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다. 그리고 총금액은 15,738백만원(월평균 1,312백만원)이며, 최고가격은 9월로 1,699(10.8%)백만원, 최저가격은 2월로 817(5.2%)백만원이었다. 금액기준 시군별 분포에 있어서도 외국수입, 제주, 부산이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다.

3. 오징어의 생산·유통구조

1) 생산구조

<표 Ⅲ-9>는 오징어의 생태 및 주어기를 요약정리한 것이다. 오징어는 세계적으로 460여종이 거의 모든 바다에 분포하고 있으며, 우리나라 연근해에도 약 80여종이 서식하며, 세계적으로 잠재 자원량이 약 1,000만 톤으로 추정된다. 이 중에서 어업적으로 중요한 것은 살오징어, 날오징어, 반딧불오징어, 쇠오징어, 날개 꼴뚜기, 갑오징어, 칼오징어 등 8종이며, 주 어획대상은 동해에서 많이 잡히는 살오징어로 일반적으로 오징어라 하면 이 오징어를 가리키는 것이다. 오징어는 근년에 20만톤 내외의 괄목할 만한 생산량을 기록하면서 연근해 어업의 주요 어종으로 자리매김하고 있으며, 원양산 오징어까지 합하면 그 생산량이 40만 톤에 달해 우리나라의 대표적 수산물이라 하겠다.

산란시기는 동기 1~3월, 하기 6~8월, 추기 9~11월이며, 산란시 적정수온은 10~21℃이다. 서식수온은 4~27℃이며, 서식수층이 주간에는 수심 100~200m, 야간에는 2~50m내외의 수면으로 부상하기 때문에 추광성을 이용한 야간조업이 주로 이루어지고 있다. 어린 오징어는 동물성 부유생물을 먹고 자라며, 성숙하면 체장이 20cm 정도에 달하고 주로 동물성 부유생물이나 작은 어류, 갑각류, 연체류의 치어 등을 먹고 서식한다. 수명은 약 1년이며 부화한 후 8개월이면 외투장 20cm정도로 성숙하며, 11~12개월이 되면 30만~50만립의 알을 낳고 수명을 다한다. 우리나라 연안에서는 12~3월 사이 남중국해에서 월동하며, 3~4월부터 제주도 근해를 거쳐 북상회유한다.

<표 Ⅲ-9> 오징어의 생태 및 주어기

분 포	○ 동중국해, 홍콩, 한국, 일본, 쿠릴 열도
형 태	○ 외투장은 30cm 이상, 외투막은 가는 원통형, 미부는 원추형 ○ 지느러미는 옆으로 긴 마름모꼴이고 뒤끝에 붙어 있으며, 길이는 외투장의 30% 정도이나 뒤끝으로 갈수록 안으로 패여 좁아짐 ○ 전배연 돌기는 돌출하지 않아 둥글게 보이며, 전복연 돌기는 약간 돌출하였으나 매우 약하여 고정된 표본에서는 둥글게 보임 ○ 완장식은 2>3>1>4이며, 최장완은 외투장의 40% 정도이고 전완에는 넓은 보호막이 있음 ○ 흡반열은 2열 ○ 촉완은 외투장의 2분의 1, 흡반은 4줄이며, 중앙부의 2줄은 특히 큼 ○ 외투 등쪽 중앙에 넓고 검은 띠가 있으며, 복벽에는 융기선이 없음
회 유	○ 수표면~100m에 서식하는 회유성 어종으로 먹이를 따라 이동하며, 유영속도는 1마일/1일이나 남하군은 10~30마일/1일. 서식수온은 10~21℃
산 란	○ 겨울 1~3월, 여름 6~8월, 가을 9~11월에 걸쳐 산란하고, 산란장은 동중국해 중북부~동해 200m보다 얕은 곳의 해저 또는 해저 부근, 산란수온은 10~21℃, 산란염분 19.00‰ 이상, 포란수 50만개, 산란수 3~50만개, 난경 1.0×0.7mm, 생물학적최소형은 20cm(외투장)
성 장	○ 부화후 6개월은 매월 3~4cm 성장, 그 후는 매월 2cm씩 성장, 만 1년에 성장하고 사망, 만1세의 외투장 크기는 겨울발생군 24cm, 여름발생군 24cm, 가을발생군 27cm임
식 성	○ 어린오징어는 동물성플랑크톤, 큰 오징어는 동물성 부유생물 및 소형어류, 갑각류, 연체동물을 섭이
기 타	○ 동서남해 전 연안에서 채집

자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

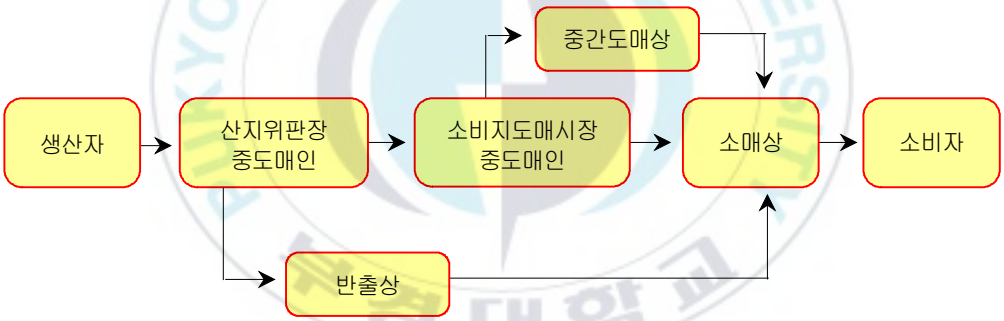
오징어의 조업은 주로 채낚기[27]를 통하여 8~70톤급 어선으로 어획하고 있으며, 어장은 어군의 북상시기에 맞추어 동서남 전해역에서 형성되는데, 남해는 제주도~대마도간 해역을 중심으로 12월부터 익년 5월까지, 서해는 격렬비열도를 중심으로 7~11월, 동해는 울릉도 근해 및 대화퇴근해에서 6~12월에 형성된다. 오징어의 성어기는 6월 하순부터 10월까지로 연중 생물 출하량이 가장 많을 때이고, 채낚기 조업분이 6월 하순부터 동해안 북부해역인 속초, 주문진, 묵호항에서 출하되기 시작하여 수온하강과 더불어 점차 남하하여 동해 남부해역인 죽변, 감포, 포항, 구룡포 지역으로 출하지가 이동한다. 원양산은 남

27) 오징어는 고기처럼 미끼를 직접 입으로 무는 것이 아니라 일단 미끼를 발로 잡는 습성이 있어 이러한 습성을 이용한 채낚기 어법이 옛부터 이용되어 왔다. 채낚기 어법은 외줄낚시나 주낙처럼 미끼를 사용하지 않는 대신에 낚시채에 플라스틱이나 나무 또는 납 등으로 미끼를 만들고 여기에 색을 넣거나 형광물질을 발라 자연산 미끼처럼 보이도록 하고 집어등을 이용, 오징어를 수면위로 밀집시켜 어획효과를 높이는 것이다. 최근에는 낚싯줄에 30개 내외의 복합낚시를 일렬로 달고 이것을 수동롤러나 자동조획기를 이용하여 감아올리는 방법을 이용하고 있다.(농수산물유통공사: http://www.kati.net/ 자료실 참조)

태평양 포클랜드, 뉴질랜드산이 주종을 이루며, 연근해 오징어의 비수기인 3~5월에 반입이 활발하다. 생산의 계절적인 요인에 따라 비어기인 6월까지는 냉동품이 출하되며 주종을 이룬다.

(2) 유통구조

[그림 Ⅲ-4]는 오징어의 일반적 유통경로를 도식화한 것이다. 오징어의 경우 일반 선어물과 같이 생산자 → 산지위판장(중도매인) → 반출상(주로 위판장 중도매인) → 소비지도매시장(중도매인, 위탁상) → 중간도매상 → 소매상 → 소비자의 경로와 생산자 → 산지수집상(반출상) → 소비지도매시장(법정, 유사, 공판장) → 소매상 → 소비자의 경로가 대표적이다. 오징어는 유사도매시장과 소비지도매시장 등에서 유통되는 비율이 높다. 대량생산되는 다획성 어종으로 타 품목에 비해 할인소매점이나 생산지 지역내의 소비가 적은 것도 하나의 특징이다.



자료출처 : 서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

[그림 Ⅲ-4] 오징어의 일반적 유통경로

오징어는 옛날부터 기호식품으로 대중성이 있는 어종이며, 최근에는 각종 영양소를 포함한 건강식품으로 각광받고 있을 뿐만 아니라, 여러 가지 형태의 가공제품이 개발되어 그 수요가 대폭 증가하고 있다. 생물, 건조, 염장, 조제 등 다양하게 가공, 이용되고 있으며 특히 생물과 건조품 소비가 많다.

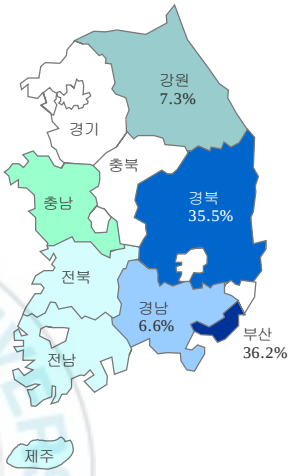
<표 Ⅲ-10>에는 2004년 기준 물오징어의 도별, 시·군별 주요 출하지의 점유비율과 누적비율을 제시하였다. 도별 출하비율을 살펴보면, 기타(부산광역시 36.2%), 경북, 강원

의 순으로 각각 41.5%, 35.5%, 7.3%의 비중을 차지하고 있다. 시군별 출하비율은 부산, 경북 울진군, 경북 경주의 순으로 각각 36.2%, 10.6%, 9.4%의 비중을 차지하고 있으며, 총 반입량 가운데 3개 시군에서 56.2%가 출하되고 있음을 알 수 있다.

<표 Ⅲ-10> 2004년 기준 물오징어의 시도별 주요 출하지

(단위 : %)

순위	도 별	점유비율	비고	순위	시 군 별	점유비율	누적비율
1	기 타	41.5	최대	1	부 산	36.2	36.2
2	경 북	35.5		2	경 북 울 진	10.6	46.8
3	강 원	7.3		3	경 북 경 주	9.4	56.2
4	경 남	6.6		4	경 북 영 양	9.2	65.4
5	충 남	2.7		5	울 산	5.3	70.7
6	전 남	1.0		6	경 북 포 항	5.1	75.8
7	제 주	0.8		7	경 남 고 성	4.9	80.7
8	전 북	0.1		8	강 원 속 초	4.4	85.1
	경 기	-		9	외 국 수 입	3.5	88.6
	충 북	-		10	충 남 태 안	2.2	90.8
	외국수입	-					



자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 『2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)』
주 ; 도별 자료의 기타는 부산광역시가 36.2% 차지
총 출하 시군수는 30개 지역이며, 출하지역은 출하주의 주소와 혼용되어 생산지와는 다소 차이가 있을 수 있음

<표 Ⅲ-11>은 물오징어의 월별 반입물량과 주요출하 시군별 분포를, <표 Ⅲ-12>는 월별 반입금액과 주요출하 시군별 분포를 제시한 것이다.

2004년도 물오징어의 총반입물량은 12,339톤(월평균 1,028톤)이며, 이는 수산물 총반입량의 9.7%, 패류기타 반입량의 23.7%수준이다. 2004년 최고 반입월은 1월로 1,615톤(13.1%)이었고, 최저 반입월은 4월로 693(5.6%)톤이었다. 월별 주요출하 시군별 분포에서는 부산, 경북, 울산이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다. 그리고 총금액은 23,294백만원(월평균 1,941백만원)이며, 최고가격은 9월로 2,633(11.3%)백만원, 최저가격은 4월로 1,271(5.5%)백만원이었다. 금액기준 시군별 분포에 있어서도 부산, 경북, 불명이 월별 1위와 2위를 차지하고 있다.

<표 Ⅲ-11> 오징어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 물량기준(2004년 기준)

월	반입량 (톤)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	1,615	13.1	부 산	39.4	경북경주	29.9	경북영양	8.9	경북울진	5.7	울 산	5.7
2	1,072	8.7	부 산	60.3	경북경주	10.1	울 산	7.4	경북울진	6.1	경북포항	5.5
3	900	7.3	부 산	69.5	경북포항	5.9	제 주	55	외국수입	5.5	울 산	3.7
4	693	5.6	부 산	68.5	울 산	9.9	경북포항	8.0	외국수입	4.9	경북영양	1.8
5	719	5.8	부 산	55.8	울 산	14.4	경북포항	9.4	경북영양	5.2	외국수입	4.8
6	857	6.9	부 산	44.1	울 산	11.8	경북영양	10.5	경북포항	6.5	경북울진	5.7
7	870	7.0	부 산	43.3	경북울진	14.6	충남태안	7.9	전남보성	6.5	강원속초	5.1
8	997	8.1	경북울진	17.9	경남고성	17.7	부 산	16.9	충남태안	14.1	경북영양	9.7
9	1,284	10.4	경북울진	23.2	강원속초	16.8	경북영양	13.1	경남고성	12.4	부 산	12.0
10	1,148	9.3	경북영양	17.2	부 산	15.8	경북울진	15.5	경남고성	8.1	경북경주	8.0
11	939	7.6	부 산	23.1	경북경주	18.5	경북영양	15.0	경북울진	13.4	경북포항	7.4
12	1,245	10.1	경북경주	19.4	부 산	17.5	경북영양	13.9	경북울진	12.3	경북포항	8.9

총 반 입 량	12,339	최고반입량	1,615	최저반입량	693	평균반입량	1,028

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

<표 Ⅲ-12> 오징어의 월별 주요출하 시군별 분포 : 금액기준(2004년 기준)

월	금액 (백만원)	구성비 (%)	1위		2위		3위		4위		5위	
			시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)	시군별	(%)
1	2,292	9.8	부 산	36.0	경북경주	20.0	불 명	14.6	경북영양	7.0	울 산	5.2
2	1,389	6.0	부 산	47.9	불 명	11.1	경북경주	7.4	울 산	6.6	외국수입	6.0
3	1,434	6.2	부 산	52.1	불 명	13.8	외국수입	10.1	경북포항	5.1	제 주	3.5
4	1,271	5.5	부 산	51.1	불 명	13.0	외국수입	9.2	울 산	8.5	경북포항	6.9
5	1,419	6.1	부 산	41.9	불 명	13.7	울 산	11.9	경북포항	9.1	외국수입	8.6
6	1,827	7.8	부 산	32.2	불 명	12.1	경북영양	9.9	울 산	8.0	경북울진	6.9
7	1,906	8.2	부 산	33.0	경북울진	3.6	불 명	10.6	충남태안	9.2	강원속초	7.1
8	2,016	8.7	경남고성	16.1	경북울진	15.4	부 산	15.0	충남태안	13.0	불 명	9.8
9	2,633	11.3	경북울진	20.5	강원속초	15.3	경북영양	11.7	경남고성	11.4	부 산	10.2
10	2,458	10.6	경북영양	16.4	경북울진	14.5	부 산	13.6	강원속초	8.3	경남고성	7.7
11	2,059	8.8	부 산	22.0	경북경주	15.7	경북영양	14.7	경북울진	12.7	경북포항	7.6
12	2,590	11.1	부 산	17.3	경북경주	16.9	경북영양	13.6	경북울진	11.7	경북포항	8.3

총 금 액	23,294	최 고 금 액	2,633	최 저 금 액	1,271	평 균 금 액	1,941

자료출처 ; 서울특별시 농수산물유통공사 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」

제2절 수산물 도소매업의 현황

1. 수산물 도소매업의 산업분류

한국표준산업분류는 1965년과 1968년 두 차례에 걸친 개정작업 이후, 유엔의 국제표준산업분류의 2·3차 개정(1968년, 1989년)과 국내의 산업구조 및 기술변화를 반영하기 위하여 1970년, 1975년, 1984년, 1991년, 1998년, 2000년 주기적으로 개정되었다. 그러므로 연도별 비교를 위해서는 각 코드의 연계작업이 요구된다.

본 연구에 있어서 지역별 수산물 도소매업의 효율성 분석에 사용되는 사업체의 산업분류는 수산물 도매업(51313)과 수산물 소매업(52213)으로 각각의 정의 및 예시는 <표 Ⅲ-13>과 같이 정리하였다.

<표 Ⅲ-13> 수산물 도소매업의 한국표준산업분류상의 정의 및 예시

분류명		정 의	예 시
51313	수산물 도매업	해산물 및 민물고기 등의 산것·신선한 상품이나 냉동·건조·염장 등과 같이 단순 가공한 수산물을 도매하는 산업활동	바닷물고기, 해조류, 관상어(바다 및 민물고기), 열대어, 어란, 어개류, 건어물, 젓갈류
52213	수산물 소매업	바다 및 민물의 신선·건조·냉동 및 염장 등의 수산물을 소매하는 산업활동	수산동물소매(활어포함), 어개류, 염수장 어류 및 어란, 젓갈류

자료출처 ; 「한국표준산업분류(2000)」, 통계청.

2. 수산물 도소매업의 현황 및 추이

지역별 수산물 도소매업의 현황 및 추이는 사업체기초통계조사보고서의 지역별 산업별 사업체수와 종사자수에 대한 1995년, 2000년, 2004년 각 연도별 비중 및 연평균 증감률을 제시하며, 분석자료는 연도별 산업분류 코드의 연계작업을 거친 후 <표 Ⅲ-14>~<표 Ⅲ-17>를 작성하였다.

1) 사업체수 기준 현황 및 추이

<표 Ⅲ-14>에 제시된 2004년 기준 수산물 도소매업의 전국 대비 지역별 사업체수 비중을 살펴보면, 수산물 도매업의 경우 전국의 사업체수는 7,624개로, 서울이 26.89%

(2,050개)로 전국 대비 비중이 가장 높으며, 부산 18.77%(1,431개), 전남 8.16%(622개), 경기 7.28%(555개), 경남 6.99%(533개)의 순으로 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-14> 수산물 도소매업의 사업체수

(단위: 개소)

구 분	수산물 도매업(51313)				수산물 소매업(52213)			
	1995년	2000년	2004년		1995년	2000년	2004년	
전 국	4,671 (100.00)	6,466 (100.00)	7,624 (100.00)		28,265 (100.00)	24,004 (100.00)	21,385 (100.00)	
서 울	1,603 (34.32)	1,939 (29.99)	2,050 (26.89)	[1]	5,508 (19.49)	4,096 (17.06)	2,940 (13.75)	[2]
부 산	983 (21.04)	1,128 (17.45)	1,431 (18.77)	[2]	4,127 (14.60)	3,637 (15.15)	3,054 (14.28)	[1]
대 구	114 (2.44)	283 (4.38)	375 (4.92)	[6]	1,368 (4.84)	1,096 (4.57)	824 (3.85)	[11]
인 천	101 (2.16)	337 (5.21)	334 (4.38)	[7]	1,477 (5.23)	1,256 (5.23)	1,260 (5.89)	[7]
광 주	129 (2.76)	153 (2.37)	331 (4.34)	[8]	709 (2.51)	688 (2.87)	556 (2.60)	[13]
대 전	150 (3.21)	148 (2.29)	145 (1.90)	[13]	580 (2.05)	447 (1.86)	341 (1.59)	[15]
울 산	-	106 (1.64)	130 (1.71)	[14]	-	504 (2.10)	535 (2.50)	[14]
경 기	249 (5.33)	550 (8.51)	555 (7.28)	[4]	2,179 (7.71)	1,950 (8.12)	1,742 (8.15)	[4]
강 원	74 (1.58)	135 (2.09)	173 (2.27)	[12]	1,202 (4.25)	1,227 (5.11)	1,194 (5.58)	[9]
충 북	47 (1.01)	65 (1.01)	102 (1.34)	[16]	427 (1.51)	310 (1.29)	268 (1.25)	[16]
충 남	131 (2.80)	152 (2.35)	279 (3.66)	[9]	1,104 (3.91)	1,246 (5.19)	1,205 (5.63)	[8]
전 북	93 (1.99)	185 (2.86)	243 (3.19)	[10]	1,322 (4.68)	1,143 (4.76)	1,134 (5.30)	[10]
전 남	377 (8.07)	594 (9.19)	622 (8.16)	[3]	2,410 (8.53)	2,002 (8.34)	2,420 (11.32)	[3]
경 북	105 (2.25)	137 (2.12)	192 (2.52)	[11]	1,658 (5.87)	1,668 (6.95)	1,500 (7.01)	[6]
경 남	432 (9.25)	481 (7.44)	533 (6.99)	[5]	3,733 (13.21)	2,079 (8.66)	1,717 (8.03)	[5]
제 주	83 (1.78)	73 (1.13)	129 (1.69)	[15]	461 (1.63)	655 (2.73)	695 (3.25)	[12]

자료출처 ; 통계청, 사업체기초통계조사보고서,1995년, 2000년, 2004년 기준

주 : ( )내 수치는 전국 대비 지역별 비중을, [ ]내 수치는 지역별 순위를 나타냄

울산의 경우 1997년 7월 15일 광역시로 승격되었으므로, 1997년 이전 자료는 경남에 포함된 수치임

<표 Ⅲ-15> 수산물 도소매업의 사업체수 기준 연평균 증감률

(단위: %)

구 분	수산물 도매업(51313)			수산물 소매업(52213)		
	1995년~2000년	2000년~2004년		1995년~2000년	2000년~2004년	
전 국	6.72	4.20		-3.22	-2.28	
서 울	3.88	1.40	[12]	-5.75	-6.42	[16]
부 산	2.79	6.13	[9]	-2.50	-3.43	[11]
대 구	19.94	7.29	[6]	-4.34	-5.55	[15]
인 천	27.25	-0.22	[15]	-3.19	0.06	[4]
광 주	3.47	21.28	[1]	-0.60	-4.17	[13]
대 전	-0.27	-0.51	[16]	-5.08	-5.27	[14]
울 산	-	5.23	[10]	-	1.20	[2]
경 기	17.17	0.23	[14]	-2.20	-2.23	[9]
강 원	12.78	6.40	[8]	0.41	-0.54	[6]
충 북	6.70	11.92	[4]	-6.20	-2.87	[10]
충 남	3.02	16.40	[2]	2.45	-0.67	[7]
전 북	14.75	7.06	[7]	-2.87	-0.16	[5]
전 남	9.52	1.16	[13]	-3.64	3.87	[1]
경 북	5.46	8.80	[5]	0.12	-2.10	[8]
경 남	2.17	2.60	[11]	-11.05	-3.75	[12]
제 주	-2.53	15.30	[3]	7.28	1.19	[3]

주 : [ ]내 수치는 지역별 순위를 나타냄

울산의 경우 1997년 7월 15일 광역시로 승격되었으므로, 1995년~2000년 연평균 증감률은 제외되어 있음

수산물 소매업의 경우 전국 사업체수는 21,385개로 16개 시도별 사업체수를 살펴보면, 수산물 소매업의 경우 부산이 14.28%(3,054개)로 전국 대비 비중이 가장 높으며, 서울 13.75%(2,940개), 전남 11.32%(2,420개), 경기 8.15%(1,742개), 경남 8.03%(1717개)의 순으로 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-15>에 제시된 수산물 도소매업의 사업체수 기준 2000년과 2004년 연평균 증감률을 살펴보면, 수산물 도매업의 경우 광주가 21.28%로 증가폭이 가장 크며, 충남, 제주, 충북, 경북, 대구, 전북, 강원, 부산, 울산, 경남, 서울, 전남, 경기 순으로 증가추세를, 인천과 대전은 각각 -0.22%, -0.51%로 감소추세를 보이고 있다.

수산물 소매업의 경우 전남이 3.87%로 증가폭이 크며, 울산, 제주, 인천 순으로 증가추세를, 전북, 강원, 충남, 경북, 경기, 충북, 부산, 경남, 광주, 대전, 서울의 순으로 감소추세를 보이고 있다.

2) 종사자수 기준 현황 및 추이

<표 Ⅲ-16>에 제시된 2004년 기준 수산물 도소매업의 전국 대비 지역별 종사자수 비중을 살펴보면, 수산물 도매업의 경우 전국의 종사자수는 23,084명으로, 서울이 23.48%(5,416명)로 전국 대비 비중이 가장 높으며, 부산 20.67%(4,772명), 경기 9.77%(2,255명), 경남 7.36%(1,699명), 전남 7.29%(1,682명)의 순으로 높게 나타나고 있다.

수산물 소매업의 경우 전국 종사자수는 35,029명으로 16개 시도별 종사자수를 살펴보면, 수산물 소매업의 경우 서울이 14.56%(5,099명)로 전국 대비 비중이 가장 높으며, 부산 13.38%(4,686명), 전남 11.47%(4,019명), 경기 8.99%(3,149명), 경남 7.18%(2,516)의 순으로 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅲ-17>에 제시된 수산물 도소매업의 종사자수 기준 2000년과 2004년 연평균 증감률을 살펴보면, 수산물 도매업의 경우 광주가 22.22%로 증가폭이 가장 크며, 충북, 대구, 충남, 제주, 경북, 울산, 상원, 부산, 전북, 대전, 경기, 인천 순으로 증가추세를, 서울, 전남, 경남은 각각 -0.91%, -1.36%, -5.81%%로 감소추세를 보이고 있다.

수산물 소매업의 경우 전남이 3.03%로 증가폭이 크며, 울산, 충남, 제주 순으로 증가추세를, 전북, 인천, 강원, 부산, 경기, 경북, 경남, 충북, 대구, 대전, 광주, 서울의 순으로 감소추세를 보이고 있다.

사업체 및 종사자 기준 연평균 증감률에 있어서 수산물 도매업은 전반적으로 증가추세를 보이고 있으나, 수산물 소매업은 감소추세를 보이고 있으며, 이는 <표 Ⅲ-18>에 제시된 바와 같이 대형 할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등 산업분류상 수산물 소매업에서 제외된 수산물 소매업체 부문에서의 사업체수 및 종사자수 증가와 이를 기축으로 한 소비의 활성화, 재래시장의 위축 및 소규모 영세 소매업체의 감소현상에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 이러한 수산물 도소매업의 사업체 및 종사자 기준 현황과 추이를 통하여 살펴본 유통환경의 변화는 가격결정구조에 있어서 소비지소매시장의 가격 영향력이 강화될 것으로 예상되며,

이를 반영하여 다음 장에서 가설을 설정하고자 한다.

<표 Ⅲ-16> 수산물 도소매업의 종사자수

(단위: 개소)

구 분	수산물 도매업(51313)				수산물 소매업(52213)			
	1995년	2000년	2004년		1995년	2000년	2004년	
전 국	17,209 (100.00)	20,303 (100.00)	23,084 (100.00)		40,805 (100.00)	38,538 (100.00)	35,029 (100.00)	
서 울	6,655 (38.67)	5,618 (27.67)	5,416 (23.46)	[1]	8,401 (20.59)	7,028 (18.24)	5,099 (14.56)	[1]
부 산	2,709 (15.74)	3,887 (19.14)	4,772 (20.67)	[2]	5,434 (13.32)	5,016 (13.02)	4,686 (13.38)	[2]
대 구	367 (2.13)	593 (2.92)	1,116 (4.83)	[6]	2,072 (5.08)	1,683 (4.37)	1,333 (3.81)	[11]
인 천	753 (4.38)	967 (4.76)	1,042 (4.51)	[7]	2,195 (5.38)	2,004 (5.20)	1,978 (5.65)	[9]
광 주	401 (2.33)	410 (2.02)	915 (3.96)	[8]	1,157 (2.84)	1,197 (3.11)	889 (2.54)	[12]
대 전	317 (1.84)	374 (1.84)	430 (1.86)	[14]	832 (2.04)	767 (1.99)	599 (1.71)	[15]
울 산	(0.00)	243 (1.20)	329 (1.43)	[15]	(0.00)	758 (1.97)	804 (2.30)	[14]
경 기	758 (4.40)	2,026 (9.98)	2,255 (9.77)	[3]	3,401 (8.33)	3,435 (8.91)	3,149 (8.99)	[4]
강 원	214 (1.24)	471 (2.32)	597 (2.59)	[11]	1,834 (4.49)	2,103 (5.46)	2,017 (5.76)	[8]
충 북	143 (0.83)	158 (0.78)	304 (1.32)	[16]	763 (1.87)	567 (1.47)	461 (1.32)	[16]
충 남	363 (2.11)	455 (2.24)	802 (3.47)	[9]	1,635 (4.01)	2,067 (5.36)	2,160 (6.17)	[7]
전 북	332 (1.93)	490 (2.41)	600 (2.60)	[10]	1,838 (4.50)	1,889 (4.90)	1,870 (5.34)	[10]
전 남	1,302 (7.57)	1,777 (8.75)	1,682 (7.29)	[5]	3,472 (8.51)	3,461 (8.98)	4,019 (11.47)	[3]
경 북	410 (2.38)	364 (1.79)	589 (2.55)	[12]	2,220 (5.44)	2,547 (6.61)	2,313 (6.60)	[6]
경 남	2,093 (12.16)	2,159 (10.63)	1,699 (7.36)	[4]	4,831 (11.84)	2,887 (7.49)	2,516 (7.18)	[5]
제 주	392 (2.28)	311 (1.53)	536 (2.32)	[13]	720 (1.76)	1,129 (2.93)	1,136 (3.24)	[12]

자료출처 ; 통계청, 사업체기초통계조사보고서,1995년, 2000년, 2004년 기준

주 : ( )내 수치는 전국 대비 지역별 비중을, [ ]내 수치는 지역별 순위를 나타냄

울산의 경우 1997년 7월 15일 광역시로 승격되었으므로, 1997년 이전 자료는 경남에 포함된 수치임

<표 Ⅲ-17> 수산물 도소매업의 종사자수 기준 연평균 증감률

(단위: %)

구 분	수산물 도매업(51313)			수산물 소매업(52213)		
	1995년~2000년	2000년~2004년		1995년~2000년	2000년~2004년	
전 국	3.36	3.26		-1.14	-1.89	
서 울	-3.33	-0.91	[14]	-3.51	-6.22	[16]
부 산	7.49	5.26	[9]	-1.59	-1.35	[8]
대 구	10.07	17.13	[3]	-4.07	-4.56	[13]
인 천	5.13	1.89	[13]	-1.80	-0.26	[6]
광 주	0.44	22.22	[1]	0.68	-5.78	[15]
대 전	3.36	3.55	[11]	-1.61	-4.82	[14]
울 산	-	7.87	[7]	-	1.19	[2]
경 기	21.73	2.71	[12]	0.20	-1.72	[9]
강 원	17.09	6.11	[8]	2.78	-0.83	[7]
충 북	2.02	17.78	[2]	-5.77	-4.05	[12]
충 남	4.62	15.22	[4]	4.80	0.88	[3]
전 북	8.10	5.19	[10]	0.55	-0.20	[5]
전 남	6.42	-1.36	[15]	-0.06	3.03	[1]
경 북	-2.35	12.79	[6]	2.79	-1.91	[10]
경 남	0.62	-5.81	[16]	-9.78	-2.71	[11]
제 주	-4.52	14.58	[5]	9.41	0.12	[4]

주 : [ ]내 수치는 지역별 순위를 나타냄

울산의 경우 1997년 7월 15일 광역시로 승격되었으므로, 1995년~2000년 연평균 증감률은 제외되어 있음

<표 Ⅲ-18> 백화점, 대형종합소매업, 슈퍼마켓의 사업체수 및 종사자수

(단위: 개소, 명)

업 종	사업체			종사자		
	1995년	2000년	2004년	1995년	2000년	2004년
백 화 점 (52111)	160	110	87	54,607	42,676	28,350
기타대형종합소매업 (52119)	25	478	284	3,100	39,153	58,268
슈 퍼 마 켓 (52121)	4,779	5,285	6,898	40,917	31,736	52,815
계	4,964	5,873	7,269	98,624	113,565	139,433

자료출처 ; 통계청, 사업체기초통계조사보고서,1995년, 2000년, 2004년 기준

제Ⅳ장 가설설정 및 분석기법

제1절 가설설정

제Ⅰ장에서 제시한 연구의 목적은 다음과 같다. 주요 선어류인 고등어, 갈치, 물오징어의 소비지도·소매지장의 가격결정구조와 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 5개 지역의 소비지도·소매지장의 가격결정구조, 즉 가격정보에 대한 선도 및 지연 역할을 수행하는 유통단계와 지역을 파악하고, 이를 통해 최근 유통환경의 변화를 살펴보고자 한다. 그리고 수산물 유통기구에 있어서 수산물 도·소매업체의 효율성을 분석한 후, 효율적인 운영이 이루어지고 있는 사업체의 비중이 높은 지역이 지역별 가격결정구조에 있어서도 선도적인 역할을 수행하는지를 분석한다. 제시된 바와 같은 연구 목적에 대한 분석을 위하여 3가지 가설을 설정하고자 한다.

[가설 1] : 유통단계별 가격결정구조에 있어서 소비지소매시장의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

소비지도매시장은 생산지에서 대도시 등의 소비자들에게 수산물을 원활히 공급·유통시키기 위해서 개설·운영되는 도매시장을 의미하며, 소비지도매시장의 기능을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 농수산물의 매매거래에 관한 기능으로 가격형성, 대금결제, 금융기능 및 위험부담 감소 등의 기능을 수행하는 상적유통기능, 둘째, 생산물 즉 재화의 이동에 관한 기능으로서 집하, 분산, 저장, 보관, 하역, 운송 등의 기능을 수행하는 물적유통기능, 셋째, 각종 유통관련 자료인 시장동향, 가격정보 등의 수집 및 전달 등의 기능을 수행하는 유통정보기능, 넷째, 도매시장법인 및 중도매인에 의한 물량반입, 반출, 저장, 보관 등을 통해 수산물의 공급량을 조절하고 가격변동을 통하여 수요량을 조절하는 수급조절기능을 대표적인 소비지도매시장의 기능으로 제시할 수 있다.

이러한 기능적 측면에서 유통단계별 가격정보에 있어서 선도적인 역할은 소비지도매시장의 주요기능이다. 그러나 최근의 수산물 유통환경의 변화에 따른 유통단계상의 주체의

변화, 즉 소비지소매시장, 그 중에서도 대형할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등의 소비지소매시장의 유통기구에 의한 영향이 수산물유통에 있어서 가격결정구조에 큰 변화를 가져오고 있다는데 근거하였다. 대형할인점과 백화점의 수산물코너의 운영형태를 살펴보면 다음과 같다.

대형할인점은 운영형태 측면에서 임대보다는 직영비율이 높으며, 수산물 전체를 직영으로 운영하는 할인점도 있다. 초기 임대비율이 높았지만, 임대를 할 경우 상품구색 맞추기가 어려울 뿐만 아니라 판매가격의 결정에 있어서도 입주 업체마다의 차이가 발생하는 문제점이 있어 직영으로 점차 전환하였다. 대형할인점들이 대형화·체인화 됨으로써 대량구매와 대량판매가 가능하게 되었으며, 다점포화에 따른 가격경쟁 우위확보를 위한 일률적인 구매와 판매를 실현함으로써 유통마진의 절감을 도모하였다.

그리고 대형할인점마다 산지와 소비지도매시장의 구입비율은 다소 차이가 나지만 전반적으로 산지를 통한 구매가 소비지도매시장보다 높은 비중을 차지하고 있으며, 수산물 구매팀과 물류센터를 통해 상적물적기능을 구분하고, 대부분의 수산물 구입은 각 지점에서 사전에 통보한 물량을 토대로 본사 구매팀에서 담당하고 있다. 산지구매의 경우 산지중도매인이 다음날의 예정반입물량과 예정경매가격 등을 본사에 통보하면, 본사는 이를 토대로 구입물량과 구입가격을 설정하여 산지중도매인에게 통보한다. 그리고 특수한 경우를 제외하고는 선어뿐만 아니라 냉동이나 가공품 등 물량 전체가 물류센터에 입고되며, 각 지점에 다시 배송하게 되는데, 이 때 단순가공을 거치게 되는 경우도 있다.

백화점은 대형할인점과는 달리 직영보다는 임대비율이 높으며, 상품도 제조업자 상표를 취급하는 소극적인 경영 형태를 취하고, 특히 리스크가 높은 상품일수록 직영을 회피하는 것이 일반적이다. 그러나 지금까지 취급하기 어려운 분야로 여겨져 온 수산품 특히 선어를 매일 수산물도매시장에서 구입하여 판매하고 있어 직접 상품을 설계하여 판매하는 적극적인 소매활동을 하는 상업기관으로서의 역할을 수행하고 있는데, 상품구입의 주된 경로는 수산물도매시장의 의존도가 높게 나타나고 있다. 대량구매가 가능한 대중 선어의 경우는 본사측에서 구매의 역할을 담당하는 경우도 있으며, 판매가격의 설정에 있어서도 백화점 측이 상당부분 관여하고 있다. 이는 백화점이 단순히 판매대행의 대가로서 일정수수료를 취해 받는 수수료 상업자본으로서의 성격을 갖고 있지만 타업체와의 경쟁력 확보를 위해서 백화점측이 수산물 유통관리에 직·간접적으로 관여를 할 수밖에 없기 때문이다[28].

이와 같은 수산물유통의 환경변화에 따른 소비지소매시장의 수산물의 대량구매를 통한 가격결정에 대한 선도적인 역할의 수행 및 가격형성에 대한 영향력 강화가 본 연구의 실증분석결과에 반영될 것이라고 본다.

[가설 2] : 지역별 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서 서울과 부산의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

수산물의 생산과 소비를 연결시켜주는 수산물 유통은 그 단계를 크게 산지유통과 소비지유통으로 구분할 수 있으며, 생산된 수산물이 1차적으로 처리·배분되는 산지유통은 주로 산지도매시장을 중심으로 매매·거래활동이 이루어지고 있으며, 이 단계에서 매매·거래된 수산물은 가공, 보관, 소비지에로의 출하 등과 같은 형태로 이용·배분된다. 또한 산지에서 1차적으로 이용 배분된 수산물은 대도시의 수요를 위해 공급되게 되는데 이러한 산지와 대도시의 수급을 연결시켜주는 역할을 소비지도매시장이 주로 담당하고 있다.

소비지유통단계에 있어서 수산물을 직접적으로 수요하는 최종소비자는 대도시 등에 집중하여 경제활동을 영위하고 있기 때문에 각 소비단위는 소량이라고 하더라도 우선 대도시의 총체적 수요에 적응할 수 있도록 상품을 대량으로 수집하여 이를 재차 분할해서 소비단위에 연결시키는 과정을 필요로 한다. 이와 같이 소량분산적으로 생산되는 상품이 소량분산적 소비에 통합되기 위해서는 이를 수집·분산 연결시킬 수 있어야 한다.

이러한 측면에서 지역별 수산물 소비량의 간접지표로 볼 수 있는 지역별 인구를 살펴보면 <표 Ⅳ-1>과 같다. 2006년 전국대비 서울의 인구비중은 20.71%로 16개 시도 가운데 2위를 차지하고 있으며(1996년과 2000년은 각각 1위), 서울, 인천, 경기를 포함한 수도권은 48.67%(1996년과 2000년은 각각 45.48%, 46.26%)로 나타나고 있다. 전국적으로 분산되어 있는 산지시장으로부터 수산물을 수집하는 강한 집하력, 수집된 수산물의 공정·타당한 가격형성기능, 도시소비자에 유통시키는 분산기능, 신속하고 신용력이 높은 현금에 의한 대금결제기능을 통하여 다양·다종의 수산물을 대량으로 취급하는 소비지도매시장의 기능에 있어서 지역별 인구수를 수산물 소비량의 간접지표로 본다면, 서울 소비지도매시장의 영향력은 매우 크다고 하겠다.

28) 장영수, “대형할인점의 수산물유통효율성에 관한 연구”(2004)의 연구결과를 토대로 작성

<표 Ⅳ-1> 지역별 인구수 및 전국대비 지역별 비중

구 분	1996년	2000년	2006년
전 국	45,524,674	47,008,111	48,497,166
서 울	10,195,352 (22.40)	10,078,434 (21.44)	10,043,258 (20.71)
부 산	3,826,168 (8.40)	3,732,630 (7.94)	3,591,677 (7.41)
대 구	2,488,905 (5.47)	2,528,863 (5.38)	2,547,186 (5.25)
인 천	2,375,816 (5.22)	2,522,462 (5.37)	2,603,480 (5.37)
광 주	1,292,483 (2.84)	1,382,426 (2.94)	1,440,096 (2.97)
대 전	1,315,028 (2.89)	1,396,869 (2.97)	1,469,304 (3.03)
울 산	998,430 (2.19)	1,035,658 (2.20)	1,097,679 (2.26)
경 기	8,131,905 (17.86)	9,146,445 (19.46)	10,954,856 (22.59)
강 원	1,483,026 (3.26)	1,515,607 (3.22)	1,473,661 (3.04)
충 북	1,431,461 (3.14)	1,494,376 (3.18)	1,485,544 (3.06)
충 남	1,804,044 (3.96)	1,879,273 (4.00)	1,921,046 (3.96)
전 북	1,923,449 (4.23)	1,927,005 (4.10)	1,793,980 (3.70)
전 남	2,077,343 (4.56)	2,034,970 (4.33)	1,820,250 (3.75)
경 북	2,724,100 (5.98)	2,773,340 (5.90)	2,622,822 (5.41)
경 남	2,943,238 (6.47)	3,035,571 (6.46)	3,090,575 (6.37)
제 주	513,926 (1.13)	524,182 (1.12)	541,752 (1.12)

자료출처 : 통계청, 1996년, 2000년, 2002년 추계인구자료

그리고 제Ⅲ장에서 제시한 바와 같이 지역별 출하비율에 있어서 고등어는 부산이 71.2%로 1위, 갈치는 11.6%로 3위, 물오징어는 36.2%로 1위를 차지하고 있으며, 고등어와 물오징어의 경우 이외 지역에서의 출하비율은 매우 미비한 상황이다. 특히 고등어의 이와 같은 강한 지역적 특성은 대형선망어업의 어획물은 일시·다량으로 이루어지며, 대부분이 선어형태로 위판되기 때문에 대단위의 양륙장소 및 시설이 구비되어 있어야 함은 물론이고 일시·다량의 생산물량을 흡수할 수 있는 중매인체제가 갖추어져 있는 부산의 대형위판장에서만 가능하기 때문이다. 또한 선어형태로 위판된 다음에는 냉동, 가공, 사료 등에 대응하기 위해 냉동 저장기능을 전제조건으로 하고 있어야 하므로 <표 Ⅳ-2>에 제시된 바와 같이 전국의 31.74%, 52.83%를 차지하고 있는 부산의 냉동 및 냉장 능력은 매우 중요하다.

이러한 측면에서 선어의 출하비율이 매우 높은 부산은 타지역의 산지유통과 소비지유통 가운데 소비지도매시장의 가격정보에 대한 강한 영향력을 미칠 것이다.

<표 Ⅳ-2> 지역별 냉동·냉장시설 및 전국대비 지역별 비중

(단위 : 천톤, 백만달러)

구 분	사업체수	동결(T/D)	냉장(M/T)	제빙(T/D)	저빙(M/T)
전 국	701	14,534	2,015,929	12,054	71,749
서 울	6 (0.86)	115 (0.79)	27,580 (1.37)	25 (0.21)	50 (0.07)
부 산	117 (16.69)	4,613 (31.74)	1,064,713 (52.82)	1,161 (9.63)	9,380 (13.07)
대 구	9 (1.28)	75 (0.52)	7,500 (0.37)	70 (0.58)	1,900 (2.65)
인 천	17 (2.43)	680 (4.68)	53,142 (2.64)	170 (1.41)	3,200 (4.46)
광 주	1 (0.14)	10 (0.07)	2,280 (0.11)	0 (0.00)	0 (0.00)
대 전	4 (0.57)	104 (0.72)	10,720 (0.53)	15 (0.12)	460 (0.64)
울 산	5 (0.71)	53 (0.36)	7,560 (0.38)	140 (1.16)	1,250 (1.74)
경 기	32 (4.56)	302 (2.08)	353,166 (17.52)	7,718 (64.03)	1,165 (1.62)
강 원	67 (9.56)	637 (4.38)	105,013 (5.21)	228 (1.89)	4,405 (6.14)
충 북	1 (0.14)	25 (0.17)	4,000 (0.20)	0 (0.00)	0 (0.00)
충 남	32 (4.56)	526 (3.62)	25,478 (1.26)	243 (2.02)	3,858 (5.38)
전 북	32 (4.56)	445 (3.06)	26,224 (1.30)	176 (1.46)	7,440 (10.37)
전 남	96 (13.69)	3,170 (21.81)	88,031 (4.37)	482 (4.00)	15,557 (21.68)
경 북	68 (9.70)	967 (6.65)	69,604 (3.45)	471 (3.91)	9,900 (13.80)
경 남	165 (23.54)	2,394 (16.47)	145,413 (7.21)	989 (8.20)	9,274 (12.93)
제 주	49 (6.99)	418 (2.88)	25,505 (1.27)	166 (1.38)	3,910 (5.45)

자료출처 : 해양수산부 품질위생팀(2004.12.31. 현황)

[가설 3] : 지역별 소비지소매시장의 가격결정구조에 있어서 지역 자체 및 공간적으로 근접한 지역의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

수산물의 상품적 특성으로 선도변화가 심하고, 규격표준화가 어렵고, 부피가 크며, 일반적으로 생산물 단가에 비해 운송비용이 너무 높다는 것을 지적할 수 있다. 특히 본 연구의 분석대상으로 선정한 고등어, 갈치, 물오징어는 선어로서 선도유지는 매우 중요한 요인이 되며, 이를 위한 신속한 운송이 요구된다. 따라서 소비지유통에 있어서 소비지소매시장을 통한 소비자 또는 수요자에 도달하기까지의 유통시간의 단축이나 선도유지를 위한 방법, 시설개선 등에 각별히 유념하지 않으면 안 된다. 상품거래는 상적유통과 물적유통을 분리할 수 없기 때문에 유통비용이 더 많이 들 수 있다. 상품단가에 비해 운송비용의 부담이 높기 때문에 자연히 상품의 유통범위는 협소해질 수밖에 없고 일반적으로 수

산물의 유통은 다른 상품에 비해 국지화되는 경향이 강하다고 할 수 있다. 그러므로 이러한 수산물의 상품적 특성으로 인하여 소비지소매시장의 가격결정구조에 있어서는 지역 자체 소비지소매시장의 가격과 공간적으로 근접한 지역의 가격정보가 상대적으로 선도적인 역할을 할 것으로 예상된다.

[가설 4] : 효율적인 운영이 이루어지고 있는 지역의 가격정보가 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 할 것이다.

가격결정에 있어서 우선 선정된 제품의 특정한 가격을 설정하여 달성하려고 하는 목표가 무엇인지를 결정하고, 보다 구체적인 목표를 설정해야 한다. 그리고 목표는 두 가지 이상이 동시에 추구되기도 하며, 간혹 목표들이 상충되는 경우도 있다. 이러한 측면에서 일정한 기간동안 특정한 제품계열에 대한 모든 가격결정 활동들을 조정하는 역할을 수행하여야 하며, 이후 가격결정 전략을 선정하고, 그러한 전략을 수행하기 위한 가격결정구조[29]를 개발해야 한다. 정확한 가격수준을 결정하기 위해서는 객관적인 수치로의 전환뿐만 아니라 다양한 실무적 사항[30]들을 고려해야 한다. 이와 같은 가격결정구조를 실현하기 위해서는 효율적인 운영이 매우 중요하며, 이를 기반으로 가격결정에 있어서 선도적인 기업의 가격을 타업체가 추종하는 경향이 있다.

이러한 경향을 전제로 하여 효율적인 운영이 이루어지고 있는 수산물 도소매업체가 속하는 지역의 가격정보가 이들의 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 할 것이라는 가설을 설정하였다.

제2절 분석자료

앞서 제시한 4가지 가설 가운데 [가설 1]을 검증하기 위하여 본 연구에서 유통단계별 가격결정구조의 분석에 사용된 자료는 농수산물유통공사[31]의 수산물 일별도소매가격 통

29) 가격결정구조란 제품의 어느 측면들에 대해 가격을 부과할 것인지, 고객과 제품에 따라 가격들을 어떻게 다르게 할 것인지, 지불시기와 지불조건 등에 관련되는 것 등을 고려함으로써 개발될 수 있다.

30) 실무적 사항이란 대체로 가치지각을 근거로 하여 수용될 수 있는 가격수준의 범위를 발견하는 일, 단수가격을 구사할지의 여부를 결정하는 일, 한 제품계열 내의 품목들 사이의 의미 있는 차이가 가격에 충분히 반영되도 록 하는 일, 최종가격(final price)을 결정할 때 세금문제를 고려하는 일 등을 포함한다.

계자료실에서 제공하는 주요 선어류인 고등어, 갈치, 물오징어의 일별자료를 사용하였으며, 분석기간은 1996년 1월 1일부터 2006년 9월 30일까지이다. 분석기간에 해당되는 3,926일 가운데 주말, 주일 및 휴일의 경우 전일가격 자료를 적용하였다.

그리고 분석대상 어종인 고등어, 갈치, 물오징어는 생선이며, 고등어의 경우 마리당 30㎝정도의 중품, 갈치의 경우 전장 80㎝, 1상자당 30마리정도의 중품, 물오징어의 경우 상자당(8㎏) 30마리정도의 중품으로 규격을 선정하였다.

농수산물유통공사에서 제시한 도매가격은 조사지역관내에서 조사품목의 거래량이 가장 많고 그 지역의 가격을 선도할 수 있는 1개의 도매시장을 선정하며, 조사시장으로 선정된 도매시장에서 조사품목의 거래량이 많고 가격을 선도할 수 있는 3개 이상의 중도매인이 운영하는 상회를 지정하여 평균가격을 조사한 것이다. 품목별로 주거래시장이 없거나 기타 사정에 의하여 도매시장 거래가격조사가 곤란할 경우에는 조사지역 관내에서 조사품목을 취급하는 3개소이상의 중도매인이 운영하는 상회를 지정하여 평균가격을 조사한다. 그리고 지정상회의 변두리에서부터 당일 거래가격의 등락경향을 파악한 다음, 지정상회의 실거래가격을 확인·조사하며, 경매에 의하여 거래된 경우에는 중도매인 판매가격으로 조사한다.

소매가격은 조사지역 관내에서 소비자가격을 선도할 수 있는 대형유통업체 1~5개소, 일반 소매시장 1개소를 각각 선정하여 조사하며, 일반소매시장은 조사 품목의 거래비중이 큰 3개 이상 소매상회를 지정하여 조사한 후 평균가격을 산출한 것이다.

그리고 [가설 2]와 [가설 3]을 검정하기 위하여 지역별 가격결정구조의 분석에 사용된 자료 또한 농수산물유통공사의 수산물 일별도소매가격 통계 자료실에서 주요 선어류인 고등어, 갈치, 물오징어의 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 5개 주요 도시의 소비지도매시장, 소비지소매시장의 가격자료이며, 분석기간은 동일하다.

그리고 명목가격 시계열 자료의 실질가격화를 위하여 통계청 신선식품 신선어개의 소비자물가지수를 적용하였으며, 신선식품의 소비자물가지수가 품목별로 구분되어 제시되고 있으나 물오징어의 경우 제외되어 있어 신선식품의 총지수를 사용하였다. 지역별 소비자물가지수 또한 제시되어 있으나, 지역별로 기준시점(2000년)의 가격수준이 다르기 때문에 지역별 소비자물가지수를 이용하여 지역별 가격차를 비교할 수 없으며, 이에 지역별

31) http://www.kamis.co.kr

명목가격 시계열 자료에 동일한 총지수를 사용하여 실질가격으로 전환하였다.

<표 Ⅴ-3> 신선식품 신선어개의 소비자물가지수(2000년 기준)

년도 / 월	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
1	78.3	81.7	93.0	98.0	101.5	103.3	108.4	115.6	115.8	119.5	116.1
2	79.0	83.9	93.5	100.3	102.4	103.7	110.0	115.7	115.4	120.5	116.3
3	78.5	82.7	91.8	100.4	100.3	106.8	109.0	115.7	116.1	119.9	115.0
4	79.0	82.5	90.8	100.8	100.0	108.4	109.4	115.1	116.4	118.8	115.7
5	78.4	82.8	91.1	99.8	100.1	108.3	111.6	115.2	117.3	118.9	115.9
6	78.0	82.2	91.1	96.9	98.9	106.4	112.7	114.7	117.5	113.4	115.3
7	81.0	83.1	90.8	95.0	98.2	105.9	111.2	113.7	118.5	111.7	116.1
8	79.2	83.7	90.0	97.8	97.5	103.2	111.1	112.2	119.9	112.8	116.2
9	80.5	87.9	89.5	101.6	100.4	102.9	110.5	113.0	120.4	116.8	116.2
10	80.2	87.9	95.1	102.5	99.3	104.6	108.7	113.3	120.7	115.2	
11	81.0	88.8	95.4	101.1	101.2	104.7	111.0	113.9	121.3	114.0	
12	81.3	90.1	98.8	101.1	100.3	106.6	111.4	113.0	119.6	114.6	

자료출처 : 통계청 (물가 ⊃ 소비자물가지수 ⊃ 신선식품 ⊃ 신선어개)

마지막으로 [가설 4]를 검증하기 위한 지역별 수산물 도소매업체의 효율성을 분석하기 위한 자료는 통계청의 도·소매 및 서비스업 총조사(2001년 12월 31일 기준)[32]의 원자료(raw data)이며, 지역별·산업별 분류작업을 거친 후 분석하였다. 수산물 도매업은 6,318개 사업체, 수산물 소매업은 21,036개 사업체로, 각각의 지역별 표본수와 투입산출변수의 기술통계량은 <부표 2>에 제시하였다.

한편 분석에 있어서 적합하지 않은 투입변수와 산출변수를 선정하였을 경우 산출된 효율성에 왜곡된 평가를 가져오게 된다. 그러므로 투입변수와 산출변수를 어떠한 요소들로 선정할 것인가라는 문제는 매우 중요하다.

본 연구의 분석대상인 부산지역의 수산물 도소매업은 그 산업분야가 서비스업으로, 서비스업의 특징을 잘 반영할 수 있는 변수들을 선정하여 분석하였다. 투입변수로 선정된 종사자수의 경우 2001년 영업기간 중에 사업체에 종사한 월평균 종사자수이며, 3개월 이상 장기 결근자, 군복무자 및 하청업체 종사자, 다른 회사에서 파견 받은 종사자 등은 제

32) 도·소매업 및 서비스업을 영위하는 모든 사업체의 구조와 분포 및 경영실태 등을 종합적으로 파악하여 국가 및 지방자치단체의 각종 정책 수립 및 학계, 연구소 등이 연구·분석을 위한 기초자료를 제공하고, 동 부문의 관련 각종통계조사의 표본틀을 제공하기 위하여 5년 주기로 통계청에서 조사 및 공표한다.

외되었다. 사업경비는 1년간 영업활동과 관련하여 지출된 비용으로써 영업외비용은 제외하였으며, 매출원가와 판매비 및 관리비의 합계로 계산된다. 사업체 건물면적은 영업을 목적으로 직접 사용한 건물의 전체면적을 말하며, 매장, 창고, 타인으로부터 임차하여 사용한 면적은 포함하였으나 타인에게 임대한 면적, 영업이외 목적으로 사용한 면적은 제외되었다.

산출변수는 선정된 투입변수와 DMU의 생산활동간에 상관관계가 있는 영업이익과 매출액을 선정하여 분석하였다. 수산물 도소매업체의 효율성 분석에 선정된 투입변수와 산출변수 간의 상관계수는 <표 Ⅳ-4>에 제시하였다.

<표 Ⅳ-4> 수산물 도소매업의 효율성 분석에 선정된 투입·산출변수의 상관계수

구 분			투입변수			산출변수	
			종사자	사업경비	사업체 건물면적	영업이익	매출액
수산물도매업	투입변수	종사자수	1.0000	0.4350	0.3570	0.1605	0.4236
		사업경비	0.4350***	1.0000	0.3028	0.5160	0.9934
		사업체건물면적	0.3570***	0.3028***	1.0000	0.3195	0.3227
	산출변수	영업잉여	0.1605***	0.5160***	0.3195***	1.0000	0.6107
		매출액	0.4236***	0.9934***	0.3227***	0.6107***	1.0000
수산물소매업	투입변수	종사자수	1.0000	0.5670	0.3668	0.3729	0.5667
		사업경비	0.5670***	1.0000	0.3944	0.5944	0.9868
		사업체건물면적	0.3668***	0.3944***	1.0000	0.1692	0.3761
	산출변수	영업잉여	0.3729***	0.5944***	0.1692***	1.0000	0.7168
		매출액	0.5667***	0.9868***	0.3761***	0.7168***	1.0000

주 : *** : 1%의 유의수준에서 유의함

본 연구의 [가설 1]~[가설 3]의 가격결정구조에 대한 실증분석에 이용된 통계패키지는 EViews 5[33]로 시계열 자료의 분석이 매우 용이한 프로그램이며, [가설 4]를 검증하기 위한 수산물 도소매업체의 효율성 분석에 이용된 통계패키지는 OnFront이다.

33) EViews는 Econometric Views의 약자로 Windows 운영체제 환경에서 정교한 자료분석(data analysis), 회귀분석(regression analysis), 예측(forecasting)을 수행할 수 있는 여러 가지 틀들을 제공하는 통계패키지이다. 이 프로그램은 과학적인 데이터 분석(scientific data analysis)과 시뮬레이션(simulation), 판매예측(sales forecasting) 그리고 비용분석(cost analysis) 등을 포함하는 여러 가지 분야의 분석에서 이용할 수 있는 통계분석 프로그램이다.

제3절 분석기법

1. 단위근 검정과 공적분 검정

시계열 분석에 있어서 설명변수로 시차변수가 포함된다. 일반적인 계량분석에서는 시차의 길이(lag length)를 알지 못하므로 시차의 길이를 정하는 것은 매우 중요하다. 왜냐하면 시차의 길이에 따라서 결과가 달라지거나 잘못된 결과가 도출될 수 있기 때문이다. 너무 많은 시차를 주면 자유도가 적어지는 반면에 너무 적은 시차를 주면 충분히 종속변수를 설명하는데 유의적인 변수를 고려하지 못하는 경우가 생긴다[34]. 그러므로 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하기 위하여 적정 시차의 길이를 설정하여야 한다.

다음과 같은 $AR(p)$모형을 고려하여 보자.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} + \epsilon_t \qquad (4.1.1)$$

식 (4.1.1)의 모형에서 시차(p)를 결정하는 데 있어 일반적으로 이용되는 방법은 Akaike(1973)의 AIC(Akaike Information Criterion)이다. AIC는 다음과 같은 방식으로 구해지는데 Akaike(1973)는 AIC가 최소값을 갖는 p를 적정 시차로 정할 것을 제안하였다.

$$AIC = -\frac{2\iota}{T} + \frac{2k}{T} \qquad (4.1.2)$$

$$\iota = -\frac{T}{2}(1 + \log(2\pi) + \log(\frac{\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}}{T}))$$

T : 표본의 수

k : 시차(p)의 수

그러나 AIC를 이용한 적정 시차의 결정은 과다모수화(overparameterization)하는 경향이 있으므로 이러한 문제점을 보안하기 위해서 Schwarz(1978)는 SIC(Schwarz Information Criterion)방식을 제안하였다. SIC방식은 AIC에 비하여 추가되는 변수들에 더 큰 벌점(penalty)을 부가한다.

---

34) 유의적인 변수를 모형에서 고려하지 못하면 추정치의 분산이 잘못 추정되는 변수의 누락(omitted variable) 문제를 야기한다.

$$SC = -\frac{2\iota}{T} + \frac{k \log T}{T} \quad (4.1.3)$$

Schwarz(1978)는 식 (4.1.3)에서 구한 SIC값 중 가장 적은 값을 갖는 시차를 적정 시차로 결정할 것을 제안하였다.

1) 단위근 검정(unit root test) - ADF(Augmented Dickey - Fuller)

시계열 분석의 기본적인 가정은 분석대상에 사용되는 시계열들이 안정적이라는 것이다. 안정적인 시계열은 평균과 분산이 표본기간에 상관없이 일정한 성격을 가지며, 어떤 외부충격이 발생할 때 그로 인해 발생하는 효과 또한 평균을 중심으로 일정 한도 내에서의 변동으로 나타나되 항상 평균으로 복귀하려는 성향을 갖는다. 그러나 만일 불안정적인 시계열을 이용하여 전통적인 계량분석을 하게 되면 변수간에 아무런 상관관계가 없는 데도 불구하고 외견상 관련이 있는 것처럼 보이는 가상적 회귀(spurious regression)현상이 발생하게 된다. 불안정적인 시계열은 추세 안정적(TS; Trend Stationary)인 자료와 차분 안정적(DS; Difference Stationary)인 자료로 구분할 수 있는데, 최근의 공통적인 결과들은 시계열 자료들이 차분 안정적이라는 것이다.[35] 불안정적인 시계열을 이용하면 전통적인 계량분석을 적용할 수 없으므로 계량분석을 하기 위해서는 자료의 안정성 여부에 대한 검정이 선행되어야 한다. 본 연구에 이용되는 자료가 차분 안정적 자료인지의 여부를 검정하기 위하여 단위근 검정을 하였다. 1차 적분된 자료를 I(1) 과정을 따른다고 하며, 이러한 자료는 1차 차분하면 안정적인 자료가 된다.[36]

AR(1) 과정을 따르는 시계열을 고려하여 DF 단위근 검정법을 설명하기로 한다.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.4)$$

여기서 ρ의 값은 아직 알려져 있지 않으나, ρ의 값에 따라 y_t의 성격이 결정된다. 만약 $|\rho| < 1$이면, 이는 통상의 AR(1) 모형으로 간주되어 회귀계수 ρ의 분포는 통상의 t분포

35) Nelson - Plosser(1982), Perron - Phillips(1986), Stock - Watson(1986)은 대부분의 거시 시계열들이 단위근을 갖는다는 것을 보여 주었다.

36) $I(r)$ 과정은 r차 차분을 하면 안정적인 자료가 된다.

를 따르게 된다. 만약 $\rho=1$이면, 즉 단위근이 존재할 경우에는 $\Delta y_t = \epsilon_t$로 표시되어 시계열은 1차 차분하여야 비로소 안정적인 자료가 된다. Dickey - Fuller(1979)는 귀무가설을 검정하는데 일반적으로 이용되는 통계량이 비표준적인 분포를 따른다는 것을 보여주었으며, 또한 선정된 표본크기에서의 임계치를 모의시험과정(Monte Carlo simulation)을 이용하여 계산하였다. 따라서 DF 단위근 검정법은 일단 시계열 y_t와 y_{t-1}의 회귀계수가 단위근을 갖는지의 여부를 검정하는 방법이다. 그 후에 Mackinnon(1991)은 표본의 크기를 확장하여 표본의 크기와 우변 변수의 크기에 상관없이 Dickey - Fuller 임계치를 계산할 수 있는 방법을 보여주었다.

그러나 DF 단위근 검정법은 상수항과 선형추세의 가능성이 함께 존재하므로 Dickey - Fuller는 다음의 3가지 모형을 상정하고 상황에 따라 적절한 모형을 선정하여 검정할 것을 제안하였다.

귀무가설 : H_0: $\rho = 1$ 대립가설 :H_1: $|\rho| < 1$

[모형 Ⅰ] : 상수항과 확정적 추세치를 포함하지 않는 경우

$$y_t = \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.5)$$

[모형 Ⅱ] : 상수항은 포함하고 있으나, 확정적 추세치는 포함하지 않는 경우

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.6)$$

[모형 Ⅲ] : 상수항 및 확정적 추세치를 포함하는 경우

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.7)$$

α : 상수항

$\epsilon_t = white\ noise\ (\epsilon_t \sim iid\ (0,\ \sigma_\epsilon^2))$[37] : 확률적 오차항

t : 선형추세변동을 나타내는 시간변수

그리고 3가지의 모형에 의거하여 다음의 검정통계량, τ비율(τ ratio)을 제시하였다.

37) ϵ_t는 0의 평균과 일정한 분산 σ_ϵ^2 를 갖는 상호독립적인 정규분포를 따르는 확률분포변수, 이러한 가정 또는 조건을 만족시키는 변수를 white noise라고 한다.

$$\tau_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}}{se_{\hat{\rho}}} \tag{4.1.8}$$

$se_{\hat{\rho}}$: $\hat{\rho}$의 표준오차

위의 검정통계량은 3가지 모형에 대해 적용될 수 있으며, 귀무가설 하에서 이 분포는 비표준적 분포를 따른다. 즉 회귀계수 $\hat{\rho}$의 분포는 1을 중심으로 한 정규분포를 따르지 않고, 검정통계량 $\tau_{\hat{\rho}}$ 도 0을 중심으로 대칭이 아니라 부(負)의 값으로 치우친 분포를 가진다.

일반적으로 DF 단위근 검정법은 검정상의 편의를 위해 위의 3가지 모형의 양변에서 y_{t-1}을 뺀 후 정리한 아래와 같은 식을 이용하여 수행된다.

귀무가설 : H_0: $\gamma = 0$ 대립가설 : H_1: $|\gamma| < 0$

[모형 Ⅰ] : 상수항과 확정적 추세치를 포함하지 않는 경우

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \tag{4.1.9}$$

[모형 Ⅱ] : 상수항은 포함하고 있으나, 확정적 추세치는 포함하지 않는 경우

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \tag{4.1.10}$$

[모형 Ⅲ] : 상수항 및 확정적 추세치를 포함하는 경우

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \tag{4.1.11}$$

α : 상수항

$\epsilon_t = white\ noise\ (\epsilon_t \sim iid\ (0,\ \sigma_\epsilon^2))$: 확률적 오차항

t : 선형추세변동을 나타내는 시간변수

Δ : 차분연산자

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$

$\gamma = (\rho - 1)$

이 때 검정통계량은 다음 식 (4.1.12)와 같이 비표준 분포를 따르는 $\tau_{\hat{\gamma}}$ 비율이 될 것이다.

$$\tau_{\hat{\gamma}} = \frac{\hat{\gamma}}{se_{\hat{\gamma}}} \quad (4.1.12)$$

$se_{\hat{\gamma}}$: $\hat{\gamma}$의 표준오차

위의 DF 단위근 검정법의 치명적인 취약점은 시계열 변수는 $AR(1)$이고 오차항 ϵ_t가 white noise라는 가정에 기초를 두고 있다는 점이다. 이와 같은 가정은 일반적으로 시계열 분석에 있어 오차항에 자기상관이 존재한다는 사실과 대치되며, 따라서 일관성 있는 추정량의 도출을 불가능하게 한다. ADF 단위근 검정법은 이러한 자기상관 문제를 해결하기 위해서 $AR(1)$을 따른다는 가정을 완화하여 $AR(p)$과정을 따른다고 가정한다. 즉 DF 단위근 검정법에서 살펴본 3가지의 모형에 각각 차분추가항(augmented terms)인 y_{t-i} ($i = 1,2,\cdots,p$)를 추가시킨 식 (4.1.13), 식 (4.1.14), 식 (4.1.15)와 같이 변형하여 추정할 것을 제안한다.

귀무가설 : H_0: $\gamma = 0$ 대립가설 : H_1: $|\gamma| < 0$

[모형 Ⅰ] : 상수항과 확정적 추세치를 포함하지 않는 경우

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.1.13)$$

[모형 Ⅱ] : 상수항은 포함하고 있으나, 확정적 추세치는 포함하지 않는 경우

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.1.14)$$

[모형 Ⅲ] : 상수항 및 확정적 추세치를 포함하는 경우

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.1.15)$$

α : 상수항

$\epsilon_t = white\ noise\ (\epsilon_t \sim iid\ (0,\ \sigma_\epsilon^2))$: 확률적 오차항

t : 선형추세변동을 나타내는 시간변수

Δ : 차분연산자

$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$

$\gamma = (\rho - 1)$

n : 시차(ϵ_t가 $white\ noise$가 되는 조건하에서 결정)

Said - Dickey(1984, 1985)는 이와 같이 차분추가항을 충분히 추가시켜 주면 이 때 산출되는 검정통계량은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지므로 그 분포가 DF 검정통계량과 점근적으로 동일하게 된다는 사실을 증명하였다.

ADF 단위근 검정법은 통계량과 동일한 근사적 분포를 따르므로 DF 단위근 검정법과 같은 임계치를 사용하지만 상수항과 시간추세항의 포함여부에 따라서 임계치는 다른 값을 갖는다. 본 연구에서는 ADF 단위근 검정법을 이용하였다.

2) 공적분 검정(cointegration test) - Johansen 공적분 검정법

불안정한 시계열의 회귀분석 결과는 전통적인 계량이론을 적용할 수 없다. 불안정한 시계열의 경우에 회귀분석을 하면 높은 R^2와 낮은 Durbin - Watson값이 도출되는 가상적 회귀현상이 나타나게 된다. 그러나 불안정 시계열에 대해서도 전통적 계량이론을 적용할 수 있는 특별한 경우가 있는데, 공적분이 존재하는 경우에 이러한 적용이 가능하다.

공적분이란 n개의 시계열로 구성된 벡터 y_t의 구성 요소들이 모두 I(1) 적분 계열이고, y_t의 선형결합 $A'y_t$가 존재하며 안정적일 때 공적분 관계가 있다고 한다[38]. 이 경우 A'을 공적분 벡터(cointegration vector)라고 하고, $z_t = A'y_t \neq 0$인 경우 z_t를 균형오차(equilibrium error)라고 한다. 공적분 관계는 시계열간에 장기적 균형관계가 있다고 해석할 수 있는데, 만약 공적분 관계가 있는 벡터 y_t를 단순 차분하여 VAR모형을 추정하면 변수들간의 장기적 균형관계에 대한 중요한 정보를 잃게 된다.

공적분의 검정방법은 크게 2가지로 나누어진다. 첫째는 회귀잔차($\hat{\epsilon_t}$)에 의한 공적분 검정법, 둘째는 공적분이 존재할 때 공적분모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련한 여러 가지 가설 검정까지도 수행할 수 있는 Johansen 공적분 검정법이 있다.

공적분 검정법에서 최근에 가장 우월하다고 인정을 받고 있는 분석기법인 Johansen 공적분 검정법에 대하여 살펴보면, 공적분 계수와 모형의 파라미터들을 최우추정법(MLE; Maximum Likelihood Estimators)으로 추정·검정하는 방법으로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며, 여러 개의 공적분 관계를 식별해

38) $z_t = A'y_t \sim I(0)$일 때 안정적이라고 한다.

낼 수 있다. 최우추정법을 이용하여 벡터자기회귀분석(VAR; Vector Autoregression)을 통한 공적분 관계를 추정하는 한편, 우도비 검정을 바탕으로 공적분 계수를 결정할 수 있도록 한다. 따라서 단순히 공적분을 검정하는데 지나지 않고, 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련한 여러 가지 가설검정까지도 수행하는 장점을 지니고 있는 것이다.

시계열 자료의 경우, 확률적 추세와 확정적 추세 그리고 상수항을 포함하고 있을 가능성이 있는 것과 마찬가지로 공적분 방정식도 확률적 추세와 확정적 추세, 상수항을 포함하고 있을지 모른다. 이러한 일방적 모형을 모두 고려해 주기 위해서 다음과 같이 5가지 모형으로 분류하였다.

[모형 Ⅰ]: 계열 y_t에는 확정적 추세가 없고, 공적분 방정식에는 상수항이 없는 경우

$$H_2(r) : \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1}\gamma_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.16)$$

[모형 Ⅱ] : 계열 y_t에는 확정적 추세가 없고, 공적분 방정식에는 상수항이 있는 경우

$$H_1^*(r) : \Delta y_t = \mu + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1}\gamma_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.17)$$

[모형 Ⅲ] : 계열 y_t에는 선형추세가 있고, 공적분 방정식에는 상수항만 있는 경우

$$H_1(r) : g + \sum_{i=1}^{t} v_i = \mu + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1}\gamma_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.18)$$

[모형 Ⅳ] : 계열 y_t와 공적분 방정식 모두에 선형추세가 있는 경우

$$H^*(r) : g + \sum_{i=1}^{t} v_i = \mu + kt + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1}\gamma_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.1.19)$$

[모형 Ⅴ] : [모형 Ⅳ]와 형식은 같으나, 계열 y_t에는 2차 추세가 있고, 공적분 방정식에는 선형추세가 있는 경우

g : 성장률

$\sum_{i=1}^{t} v_i$: 확정적 추세

μ : 상수항

ϵ_t = $white\ noise$ ($\epsilon_t \sim iid\ (0,\ \sigma_\epsilon^2)$) : 확률적 오차항

t : 선형추세변동을 나타내는 시간변수

[모형 Ⅰ]이 가장 제약적이고, [모형 Ⅴ]가 가장 덜 제약적이다. 이것을 특정한 공적분 위수 r에서 제약의 강약을 비교하면 식 (4.1.20)과 같다.

$$H_2(R) \subset H_1^*(r) \subset H_1(r) \subset H^*(r) \subset H\ (r) \tag{4.1.20}$$

식 (4.1.21)은 h개의 공적분이 있다는 귀무가설하의 MLE값이다. 이에 대한 대립가설 H_A는 n[39]개의 공적분이 있다는 것이다.

$$\tilde{L}_A = -(Tn/2)\log(2\pi) - (Tn/2) - (T/2)\log \mid \widetilde{\sum}_{uu} \mid -(T/2)\sum_{i=1}^{n}\log(1-\tilde{\lambda}_i) \tag{4.1.21}$$

H_A에 대한 H_0의 우도비(Likelihood ratio)검정은 식 (4.1.22)를 바탕으로 한다.

$$\tilde{L}_A - \tilde{L}_0 = -(T/2)\sum_{i=h+1}^{n}\log(1-\hat{\lambda}_i) \tag{4.1.22}$$

식 (4.1.22)는 식 (4.1.23)으로 바꿔 쓸 수 있다.

$$2(\tilde{L}_A - \tilde{L}_0) = -T\sum_{i=h+1}^{n}\log(1-\hat{\lambda}_i) \tag{4.1.23}$$

식 (4.1.23)의 통계량은 일반적인 χ^2분포를 따르지 않고 비표준 분포를 따른다.

2. 인과관계 분석

전통적 Granger's Causality 검정은 시계열 자료가 안정적이라는 전제하에서 실행될 수 있다. 만약 시계열이 불안정하고, 공적분 관계가 없는 경우에는 비인과관계 검정통계량이 비정규분포를 갖는다. 반대로 변수들 간에 공적분 관계가 있다면, 수준변수와 차분변수로

39) n은 모형에 포함된 변수의 개수를 말한다.

구성된 벡터오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 사용하여 Granger's Causality 분석을 할 수 있다.

1) Granger's Causality 분석

Granger's Causality 분석은 Granger(1969)에 의해 제시되었고, Sims(1972)에 의해서 일반화되었다. Granger(1988)는 단순한 확률변수의 상관관계는 어떤 변수가 다른 변수를 설명하는 데 불완전하며, 원인이란 결과 이전에 발생하고, 시간경과가 원인과 결과간의 구별에 도움이 된다는 관점에서 다음과 같이 인과관계를 정의하였다.

a. 만약 $f(x_{t+1} \mid I_t) = f(x_{t+1} \mid I_t')$이면, $y_t \not\rightarrow x_t$

b. 만약 $f(x_{t+1} \mid I_t) \neq f(x_{t+1} \mid I_t')$이면, $y_t \rightarrow x_t$

c. 만약 $E(x_{t+1} \mid I_t) = E(x_{t+1} \mid I_t')$이면, 평균에서 $y_t \not\rightarrow x_t$

d. 만약 $E(x_{t+1} \mid I_t) \neq E(x_{t+1} \mid I_t')$이면, 평균에서 $y_t \rightarrow x_t$

여기서 $I_t' = x_{t-p}, y_{t-p}$, $I_t = x_{t-p}$, f는 조건부 분포, $y_t \rightarrow x_t$는 y가 x의 Granger's Causality 분석이 있다는 것을 의미하고, $y_t \not\rightarrow x_t$는 y가 x의 Granger-인과관계가 없다는 것을 의미한다. 전통적 Granger's Causality 분석은 c, d의 정의에 의거하고 있다. 만약 $y_t \rightarrow x_t$이면 y가 일방향(uni-directional 또는 one-way directional)으로 Granger cause x라고 하고, $y_t \rightarrow x_t$이고, $x_t \rightarrow y_t$이면 y가 양방향으로(bi-directional 또는 two-way directional) Granger cause x라고 한다. 만약 $y_t \not\rightarrow x_t$이고 $x_t \not\rightarrow y_t$이면 두 변수간에 Granger-인과관계가 없다고 한다.

시계열 자료가 단위근을 갖고, 변수 간에 공적분 관계가 없다면 다음의 식 (4.2.1), 식 (4.2.2)와 같이 차분변수를 회귀하고, 전통적 통계량을 이용하여 Granger's Causality 검정을 할 수 있다.

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j y_{t-j} + \epsilon_{yt} \qquad (4.2.1)$$

$$x_t = \sum_{i=1}^{n} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j y_{t-j} + \epsilon_{xt} \quad (4.2.2)$$

인과관계분석은 다음과 같은 F-검정을 통해 이루어진다.

$$F \equiv \frac{(RSS_0 - RSS_1) / p}{RSS_1 / (t - 2p - 1)} \quad (4.2.3)$$

T : 총관측치의 수

p : 제약조건이 부과된 회귀계수의 수

RSS_0 : 제약조건을 부여했을 때의 잔차제곱합

RSS_1 : 제약조건을 부여하지 않았을 때의 잔차제곱합

만약 값이 $F(p, T - 2p - 1)$에 대해서 5% 임계치보다 크다면 귀무가설(x does not Granger-cause y)을 기각한다. 하지만 시차변수가 있는 경우에 정확한 F 분포를 사용할 수 없다. 그러므로 다음과 같은 점근적인 분포로서 검정을 행한다.

$$F \equiv \frac{T(RSS_0 - RSS_1)}{RSS_1} \quad (4.2.4)$$

y cause x에 대한 Granger 인과관계 분석도 위와 동일하다. 검정을 통하여 4가지 상황의 인과관계를 살펴보면 <표 Ⅳ-5>와 같다.

<표 Ⅳ-5> Granger's Causality 분석

$H_0 : \alpha_i = 0$	$H_0 : \delta_j = 0$	인과관계의 방향	
기 각	채 택	인과관계는 x에서 y로의 일방향	$x_t \rightarrow y_t$
채 택	기 각	인과관계는 y에서 x로의 일방향	$y_t \rightarrow x_t$
기 각	기 각	인과관계는 양방향	$x_t \leftrightarrow y_t$
채 택	채 택	인과관계는 없으며, x와 y는 상호독립적	x_t, y_t

자료출처; 송일호·정우수, 『SAS와 EVIEWS를 이용한-계량경제 실증분석』, 삼영사, p350, 2002.

2) 벡터자기회귀분석(VAR; Vector AutoRegression)

VAR모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되는데, 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 결국 VAR모형은 모형 내의 모든 변수의 현재 관측치들을 내생변수로, 그리고 모든 시차변수들은 외생변수로 간주하고 있는 것이다.

VAR를 설명하기 위해 우선 안정적인 시계열인 y_t와 z_t를 이용하여 다음과 같이 시차를 1로 갖는 1계 VAR모형을 만들어 보면 식 (4.2.5)과 식 (4.2.6)과 같다.

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \epsilon_{yt} \tag{4.2.5}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \epsilon_{zt} \tag{4.2.6}$$

$\epsilon_{yt} = white\ noise\ (\epsilon_{yt} \sim iid\ (0,\ \sigma^2_{\epsilon y}))$: 확률적 오차항

$\epsilon_{zt} = white\ noise\ (\epsilon_{zt} \sim iid\ (0,\ \sigma^2_{\epsilon z}))$: 확률적 오차항

이와 같은 1계 VAR을 이용하여 두 변수간의 상호의존성을 분석해 보면, 우선 $-b_{12}$ $(-b_{21})$는 $y_t(z_t)$에 대한 $z_t(y_t)$한 단위 변화의 동시효과를 나타내고, $\gamma_{21}(\gamma_{12})$는 $z_t(y_t)$에 대한 $y_{t-1}(z_{t-1})$한 단위 변화의 효과를 나타낸다. ϵ_{yt}, ϵ_{zt}는 각각 y_t와 z_t에 존재하는 순수 변동이나 충격을 의미하는데 만약 $b_{12}(b_{21})$이 0이 아니라면, $\epsilon_{zt}(\epsilon_{yt})$은 $y_t(z_t)$에 간접적인 효과를 주게 된다. 그러므로 이러한 VAR는 변수간의 피드백 효과를 추적하는데 이용되어질 수 있다. y_t에 대해 z_t가 동시효과를 갖고 z_t에 대해 y_t가 동시효과를 갖기 때문에 식 (4.2.7)과 같이 행렬대수로 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \epsilon_t \tag{4.2.7}$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix},\ x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix},\ \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix},\ \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix},\ \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

B^{-1}을 모든 항에 곱하여 식 (4.2.7)을 식 (4.2.8)과 같은 표준형태의 VAR를 얻을 수

있다.

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \tag{4.2.8}$$

$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$, $e_t = B^{-1}\epsilon_t$.

식 (4.2.8)의 표준형식에 맞추어 식 (4.2.9)과 (4.2.10)을 다시 정리하면 다음과 같다.

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + e_{1t} \tag{4.2.9}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + e_{2t} \tag{4.2.10}$$

두 그룹의 형식을 구분하기 위해 식 (4.2.5)과 식 (4.2.6)을 원시적 혹은 구조적 VAR 모형(이하 구조적 VAR모형)[40]이라 부르고, 식 (4.2.9)와 식 (4.2.10)을 표준형식 VAR 모형이라고 부른다. 표준형식 VAR모형을 구성하는 오차항 $e_t = B^{-1}\epsilon_t$을 통하여 구조적 VAR모형의 두 충격(ϵ_{yt}, ϵ_{zt})들로 형성된다는 것을 알 수 있다. ϵ_{yt}과 ϵ_{zt}은 white noise 이기 때문에 e_{1t}, e_{2t}의 평균은 0이며, 고정 분산 그리고 개별적으로 상호 독립적이다. 그래서 e_{1t}, e_{2t}의 분산은 시차독립적이다. e_{1t}, e_{1t-i}의 자기공분산을 계산하면 식 (4.2.11)과 같이 0의 값을 갖는다. 이는 e_{2t}도 동일하다.

$$Ee_{1t}e_{1t-i} = E[(\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt})(\epsilon_{yt-i} - b_{12}\epsilon_{zt-i})]/(1-b_{12}b_{21})^2 = 0 \tag{4.2.11}$$

$i \neq 0$

e_{1t}와 e_{2t} 사이의 관계를 알아보기 위해 공분산을 계산하면 식 (4.2.12)와 같다.

$$\begin{aligned} Ee_{1t}e_{2t} &= E[(\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt})(\epsilon_{zt} - b_{21}\epsilon_{yt})]/(1-b_{12}b_{21})^2 \\ &= -(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2)/(1-b_{12}b_{21})^2 \end{aligned} \tag{4.2.12}$$

일반적으로 식 (4.2.13)의 값은 0이 아니며, 이는 두 충격이 상호관련이 있다는 것이다. 특별한 경우인 $b_{12} = b_{21} = 0$일 때에만 충격들은 상호 독립적이 될 것이다.

---

40) Dhrymes, Phoebus J., 『Time series, unit roots, and cointegration』, p95~96, San Diego : Academic Press, 1998.

$$\sum = \begin{bmatrix} var(e_{1t}) & cov(e_{1t}, e_{2t}) \\ cov(e_{1t}, e_{2t}) & var(e_{2t}) \end{bmatrix} \quad (4.2.13)$$

$\sum$의 모든 요소들은 시차독립적이므로 다음과 같은 단순 형식을 이용할 수 있다.

$$\sum = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \quad (4.2.14)$$

$var(e_{it}) = \sigma_i^2,\ \sigma_{12} = \sigma_{21} = cov(e_{1t},\ e_{2t})$

3) 벡터오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)

공적분이 있는 경우에 공적분항을 고려하기 위해서 VECM을 사용하는데, p차 VAR모형을 이용하여 VECM을 설명하면 식 (4.2.15)와 같다.

$$y_t = \alpha + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (4.2.15)$$

y_t: I(1) 시계열로 구성된 $n \times 1$ 벡터

$$E(\epsilon_t) = 0,\quad E(\epsilon_t\ \epsilon_s') = \Omega \qquad (t = s)$$
$$E(\epsilon_t) = 0,\quad E(\epsilon_t\ \epsilon_s') = 0 \qquad (t \neq s) \quad (4.2.16)$$

위의 식 (4.2.15)는 공적분 관계가 h개 있는 경우 식 (4.2.17)과 같이 바꿔 쓸 수 있다.

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha - BA' y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2.17)$$

앞에서 보았듯이 공적분 관계는 $z_t = A' y_t$ 가 되며 이러한 관계식을 적용하여 식 (4.2.17)을 다시 쓰면 식 (4.2.18)과 같다.

$$\Delta y_t = \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \alpha - Bz_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2.18)$$

식 (4.2.18)을 VECM이라고 한다. B는 균형관계로부터의 이탈이 얼마나 빨리 해소되는가를 측정하는 오차수정 속도파라미터의 행렬로 볼 수 있다. 오차수정항이 포함된 VECM에서의 모든 변수들은 안정적이다. 양변에 기대값을 취하면 식 (4.2.19)와 같다.

$$(I_n - \zeta_1 - \zeta_2 - \cdots - \zeta_{p-1})\,\delta = \alpha - B\mu_1^* \quad (4.2.19)$$

$\delta = E(\Delta y_t)$

$\mu_1^* = E(z_t)$

$|I_n - \zeta_1 L - \zeta_2 L^2 - \cdots - \zeta_{p-1} z^{p-1}| = 0$의 근이 모두 단위근 밖에 있다면, $(I_n - \zeta_1 - \zeta_2 - \cdots - \zeta_{p-1})$은 비특이행렬이 된다. 이 경우 $\delta = 0$이라는 모형을 설정하고자 한다면 $\alpha = B\mu_1^*$라는 제약을 두면 된다. α에 대한 어떠한 제약도 없는 경우 VECM 식 (4.1.47)에서 n-차원 상수 벡터 α는 γ개의 공적분 관계의 상수항과 n개의 변수에 공통인 $n - r = s$ 개의 시간추세의 효과가 혼재한 것이 된다.

인과관계 분석은 표본기간에서의 변수간의 방향을 설명해 주기는 하지만 표본 기간 이후의 동태적인 효과를 보여주지는 못한다. 이러한 동태적 효과를 보여줄 수 있는 것이 예측오차분산분해(FEVD; Forecast Error Variance Decomposition)와 충격반응함수(IRF; Impulse-Response Function)이다. 예측오차분산분해와 충격반응함수는 모두 여타 변수 오차항의 변화(shock)에 대해 변수가 변화하는 정도를 측정하는 도구로써 사용된다. 예측오차분산분해는 내생변수의 변동을 그 자신과 다른 내생변수들이 얼마나 잘 설명하고 있는지를 보여준다. 즉 영향을 미치는 정도가 다른 변수에 비해 어느 정도인지 설명해 준다. 반면 충격반응함수는 변수가 다른 변수에 영향을 미치는 정도를 측정하는데 중점을 두고, 모형 내에 포함되어 있는 변수들에 대한 내생변수의 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는지를 보여준다.

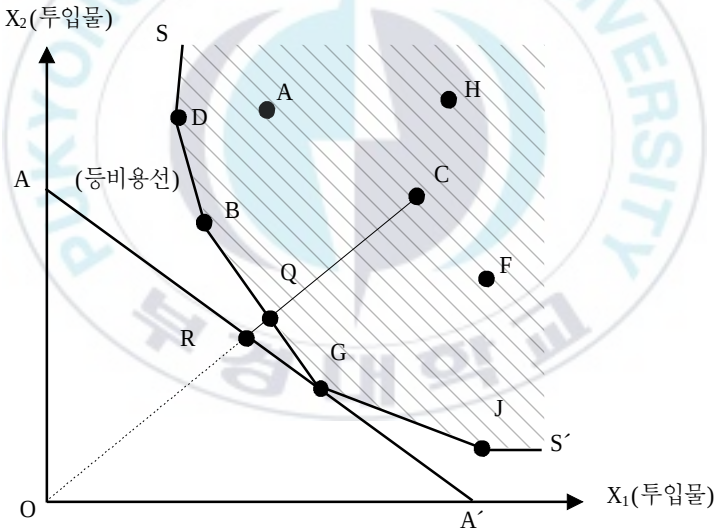
3. 효율성 분석기법 - DEA(Data Envelopment Analysis)모형

본 연구에서 지역별 수산물 도소매업의 효율성 분석에 사용되는 DEA모형은 비모수적 접근방법 가운데 확정적 프론티어 생산함수(Deterministic Frontier Production Functions)에 속하며, 종래의 비용함수법이나 회귀분석법에서와 같이 모수적 형태로 표현되어진 사전적 생산함수에 대한 추정이 필요 없으며, 다수의 투입변수와 다수의 산출변수를 동시에 고려할 수 있다. DEA모형에 있어서 효율성 측정은 유사한 다수의 투입변수를 사용하여 유사한 다수의 산출변수를 얻기 위하여 유사한 기술을 사용하는 의사결정단위(Decisio

n Making Unit: DMU)들 간의 상대적 효율성을 측정하기 위한 선형계획기법(linear Programming technique)이다. 여기에서 상대적이란 의미는 한 기관의 효율성이 다른 기관의 효율성에 의해 전해지는 것을 의미하며, 이는 곧 참조조합(Reference Set)이 되는 다른 유사기관들과의 비교를 통해 기관의 효율성을 측정하는 것을 말한다.

DEA 모형을 이용한 효율성 측정의 기본논리는 Farrell(1957)이 제시한 경계를 기준으로 측정되는 기술 효율성(technical efficiency)과 배분 효율성(allocative efficiency)에서 찾을 수 있다.

Farrell은 두 가지 투입요소 X_1과 X_2와 하나의 산출물을 생산하는 규모의 수익불변(CRS : Constant Returns to Scale)의 조건에 있는 DMU[41]를 예로 들어 [그림 Ⅳ-1]을 통해 효율성 개념을 설명하였다. 효율적으로 운영되는 DMU은 등량곡선(isoquant) SS'상에 위치하므로 이를 기준으로 상대적 효율성을 측정할 수 있다.



[그림 Ⅳ-1] Farrell의 효율성 개념

DMU C는 등량곡선 SS'상에 있는 DMU Q와 동일한 비율로 투입요소 X_1, X_2를 결합하여 한 단위의 산출물을 생산한다. 이때, DMU Q는 DMU C와 비교하여 $\overline{QC}$ 의 거리

41) 의사결정단위(Decision Making Unit: DMU)라고 하며, DEA모형을 이용하여 분석하고자 하는 평가대상을 의미한다.

만큼 투입요소의 사용비율을 $\overline{QC}$ 의 거리만큼 덜 사용하면서도 동일한 산출이 가능하며, 이때 $\overline{QC}$ 의 거리는 DMU C의 비효율성을 나타낸다.

DMU C의 기술 효율성(technical efficiency)은 (OQ/OC)로 표현되고 기술적 비효율성은 $1-(OQ/OC)$이다. 이렇게 측정되는 기술효율성은 '0'과 '1' 사이의 값을 취하게 되며, 등량곡선상에 있는 DMU Q의 효율성은 1이 된다.

만일 등비용곡선(iso-cost curve)이 AA'이라면, 기술효율성과 함께 배분효율성(allocative efficiency)도 측정할 수 있다. DMU Q와 DMU G는 모두 같은 기술효율성을 갖고 있지만 등량곡선과 등비용곡선이 접하는 점에서 생산하는 DMU G만이 기술효율성과 배분효율성을 동시에 달성하고 있으며, DMU Q의 배분적 비효율성은 $\overline{RQ}$ 로 측정된다. 이때 DMU C의 비용효율성(cost efficiency) 혹은 전체 효율성(overall efficiency)은 기술효율성과 배분효율성의 곱으로 나타난다.

따라서 DMU C의 효율성은 아래와 같다.

$$\text{기술효율성(technical efficiency)} = \frac{OQ}{OC}$$

$$\text{배분효율성(allocative efficiency)} = \frac{OR}{OQ}$$

$$\text{전체효율성(overall efficiency)} = \text{기술효율성}\times\text{배분효율성} = \frac{OR}{OC}$$

특정 DMU의 상대적 효율성의 척도(h_o)는 투입변수의 가중합에 대한 산출변수의 가중합의 비율의 극대값으로 표현되며, 이때 제약조건은 평가되는 DMU를 포함한 모든 DMU의 효율성 값이 '1'과 같거나 혹은 '1'보다 작아야 한다는 것이다. 특정 DMU O의 효율성을 측정하는 방법은 다음과 같다.

$$\text{목적함수 : } Max \quad h_o = \frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{ro}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{io}} \tag{4.3.1}$$

제약조건 : $\frac{\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ij}} \leqq 1$

$$\frac{u_r}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ij}} \geqq \epsilon > 0 ,$$

$$\frac{v_i}{\sum_{i=1}^{m} v_i x_{ij}} \geqq \epsilon > 0$$

j=1, 2,..., n : DMU의 수

i=1, 2,..., m : 투입변수x의 수

r=1, 2,..., s : 산출변수y의 수

이 식은 (s+m)개의 변수와 (n)개의 제약식을 갖는 nonlinear(nonconvex) programming 문제이다. 여기서 ϵ은 non-Archimedean 상수로 u_r과 v_i가 양의 값이 되도록 u_r과 v_i를 제약한다. 여기서 x_{ij}, y_{rj}(모든 양수)는 각각 j번째 DMU의 측정된 투입과 산출의 벡터를 나타낸다. 그리고 u_r, v_i(>0)는 이 문제의 해(解) 즉 참조조합으로 사용되는 DMU들의 표본자료에 의해 결정되는 변수의 가중치이다.

만약 DMU O가 동일한 투입요소를 사용하여 동일한 산출을 생산하는 다른 DMU들과 비교해서 효율적인 경우에만 $h_o^* = 1$이 성립되며, 이 때 최적의 u_r^*, v_i^*(>0)는 DMU가 가능한 최고의 효율성 값을 주도록 선택된다. 따라서 식 (4.3.1)의 해는 DMU O의 효율성 값을 극대화(h_o^*)시킬 수 있는 (u_r^*, v_i^*)의 값이다. 식 (4.3.1)의 모형은 비선형이고 비볼록(nonconvex)이므로 Charnes와 Cooper가 제시한 분수계획법(fractional programming)에 따라 이를 통상의 선형계획문제(LPO)로 대체할 수 있다.

목적함수: $(LP_o)\ Max \quad \sum_{r=1}^{s} u_r y_{ro}$ (4.3.2)

제약조건 :

$$\sum_{r=1}^{s} u_r y_{rj} - \sum_{i=1}^{m} v_i x_{ij} \leqq 0$$

$$\sum_{i=1}^{m} v_i x_{io} = 1$$

$$u_r \text{ and } v_i \geqq 0$$

j=1, 2,..., n : DMU의 수

i=1, 2,..., m : 투입변수x의 수

r=1, 2,..., s : 산출변수y의 수

또는 쌍대문제(DLPO)

목적함수 : $(DLP_o)\ Min\ \ \theta_o$ (4.3.3)

제약조건 : $$\sum_{j=1}^{n} \lambda_j y_{rj} \geq y_{ro}$$

$$\theta_o x_{io} - \sum_{j=1}^{n} \lambda_j x_{ij} \geq 0$$

j=1, 2,..., n : DMU의 수

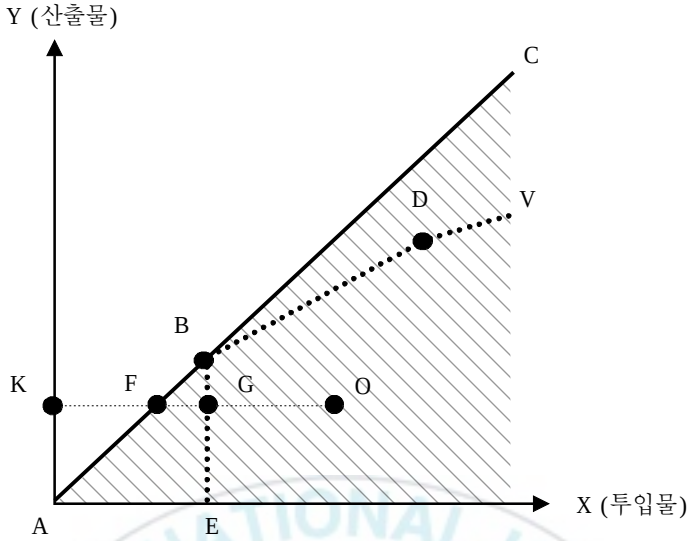
i=1, 2,..., m : 투입변수x의 수

r=1, 2,..., s : 산출변수y의 수

$\lambda_j \geqq 0$

θ_o : free

식 (4.3.3)에서 θ_o는 전체 기술적 효율성(overall technical efficiency : OTE)으로써 0 $\leqq \theta_o \leqq 1$ 이다. 식 (4.3.2)와 식 (4.3.3)의 선형계획문제는 규모에 대한 수익 불변(constant returns to scale : *CRS*)을 가정하고 있다. [그림 Ⅳ-2]는 각각 1가지 투입변수와 산출변수를 선정하여 분석하는 경우의 예를 보이고 있다(W. W. Cooper, L M Seiford, Kaoru Tone. 2002).



[그림 Ⅳ-2] 1개의 투입물과 산출물 공간의 효율성

[그림 Ⅳ-2]에서 *CRS* 문제의 해는 AC로 나타난다. 이 선상에 있는 DMU는 효율적인 DMU(θ_o=1)를 의미한다. 이 직선의 아래에 있는 DMU O는 비효율적인 경우를 의미한다. 이 경우 전체 기술적 효율성(θ_o)은 KF/KO의 비율로 측정되며 1보다 작다. 그러므로 ($1-\theta_o$)는 F점에 있는 효율적인 DMU와 같은 수준의 생산물을 산출하기 위하여 줄여야 하는 투입물의 비율을 나타낸다.

이와 같이 구성된 DLP모형은 LP모형과는 다른 관점에서 경제적인 해석이 가능하다. 식 (4.3.3)의 제약 식에서 투입·산출에 관한 여유변수(slack variable) s^-와 s^+를 취하면, $\theta x_o - X\lambda \geq 0$는 $s^- = \theta x_o - X\lambda$가 되며, $Y\lambda \geq y_o$는 $s^+ = Y\lambda - y_o$가 된다. 또한 이에 따라서 DLP_O의 목적함수 $Min\theta$는, $Min\theta - \epsilon s^- - \epsilon s^+$가 되며, 이는 다음의 식 (4.3.4)와 같다.

$$\begin{aligned} &\text{목적함수 } (DLP_0) \quad Min.\ \theta - \epsilon s^- - \epsilon s^+ \\ &\qquad \theta,\ \lambda, s^+, s^- \\ &\text{제약함수} \quad s^+ = Y\lambda - y_o \\ &\qquad\qquad s^- = \theta x_o - X\lambda \end{aligned} \tag{4.3.4}$$

$$\lambda,\ S^{+},\ S^{-} \geqq 0$$

그리고 전체 기술적 효율성은 순수 기술적 효율성(pure technical efficiency : PTE)과 규모의 효율성(scale efficiency : SE)으로 나누어진다. PTE와 SE는 규모에 대한 변동수익(variable returns to scale : VRS)을 측정할 수 있도록 하는 $\sum\lambda_j = 1$의 제약식을 부가하여 구할 수 있다. 이러한 기술조건은 [그림 Ⅳ-2]에서 EBDV로 나타나 있으며, 점 O에서 *DMU O*의 순수 기술적 효율성은 $KG/KO = \pi_o$로 주어지며, 이는 전체 기술적 효율성인 θ_o보다 크다. 또한 규모의 효율성은 $\mu_o = \theta_o/\pi_o$로 측정된다. $(1-\mu_o)$는 규모의 비효율성에 기인한 생산물의 부족분을 나타낸다. 기술수준이 CRS인 경우 규모의 효율성은 1이 된다.

PUKYONG NATIONAL UNIVERSITY 부경대학교

제Ⅴ장 분석결과

제1절 단위근 검정과 공적분 검정

1. ADF 단위근 검정법을 이용한 각 시계열의 단위근 검정결과

단위근을 갖는 불안정적인 자료는 전통적인 계량이론을 적용할 수 없으므로 단위근 검정을 통해 자료의 안정성 여부를 먼저 검정한다. 적정시차 결정은 AIC(Akaike Information Criterion)의 값이 최저가 되는 것으로 하였다. 단위근 검정의 경우 제Ⅳ장에서 언급한 바와 같이 상수항과 시간추세항의 포함 여부에 따라 다음의 3가지 모형 중 하나를 선택하여 단위근 검정을 한다.

[모형 Ⅰ] : 상수항과 확정적 추세치를 포함하지 않는 경우
[모형 Ⅱ] : 상수항은 포함하고 있으나, 확정적 추세치는 포함하지 않는 경우
[모형 Ⅲ] : 상수항 및 확정적 추세치를 포함하는 경우

즉 시간추세항의 추정치가 유의적이면 상수항과 시간추세항을 고려한 [모형 Ⅲ]을 이용하여 단위근 검정을 하고, 만약 시간추세항이 비유의적이면 상수항만 고려한 [모형 Ⅱ]를 이용하여 단위근 검정을 한다. 하지만 상수항도 비유의적이라면 상수항을 제거한 [모형 Ⅰ]을 이용하여 단위근 검정을 하도록 한다.

1) 유통단계별 가격결정구조 분석에 있어서 각 시계열의 단위근 검정결과

<표 Ⅴ-1>에는 유통단계별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목(주요 선어류 고등어, 갈치, 물오징어)의 소비지도매시장 가격과 소비지소매시장 가격의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정결과를 제시하였으며, 적정시차는 AIC(Akaike Information Criterion)가 최소값이 되는 p를 선택하였다.

고등어의 유통단계별 수준변수는 상수항과 시간추세항이 모두 유의적으로 나타나 [모형 Ⅲ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$이다. 그리고 갈치와 물오징어의 유통단계별 수준변수는 상수항의 경우 유의적으로 나타났으나, 시

간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]를 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 갈치의 경우 각각 $p = 3$, $p = 4$, 물오징어의 경우 $p = 3$, $p = 4$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설 H_0: $\rho = 1$ 또는 H_0: $\gamma = 0$를 기각할 수 없다. 그러므로 고등어, 갈치, 물오징어의 유통단계별 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 고등어의 유통단계별 수준변수의 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다.

<표 Ⅴ-1> 유통단계별 각 시계열의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고등어	도매시장 가격	Ⅲ	-3.6024	11.0879	1.9977	2
	소매시장 가격	Ⅲ	-3.4309	9.8527	1.9958	2
갈치	도매시장 가격	Ⅱ	-3.3076	12.3058	2.0030	3
	소매시장 가격	Ⅱ	-2.5067	12.3169	2.0042	4
물오징어	도매시장 가격	Ⅱ	-2.7879	10.7800	2.0002	2
	소매시장 가격	Ⅱ	-2.3650	8.6666	2.0004	2

1) AIC: Akaike Information Criterion
2) DW: Durbin - Watson 통계량

<표 Ⅴ-2>에는 유통단계별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목의 소비지도매시장 가격, 소비지소매시장 가격의 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다. 각 차분변수의 상수항과 시간추세항 모두가 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅰ]을 이용하여 단위근 검정을 하였다.

고등어의 유통단계별 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 1$, 갈치의 유통단계별 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 3$, $p = 4$, 물오징어의 유통단계별 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$이다. 각 차분변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

즉 고등어, 갈치, 물오징어 3가지 품목에 대한 소비지도매시장 가격과 소비지소매시장 가격의 수준변수는 ADF 단위근 검정결과, 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 안정성 조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있다. 이는 장기균형관계의 필요조건인 시계열들의 동차적분 조건을 만족시키고 있다는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-2> 유통단계별 각 시계열의 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고 등 어	도매시장 가격	Ⅲ	-36.5987**	11.0878	2.0002	2
	소매시장 가격	Ⅰ	-36.9973**	9.8508	2.0007	1
갈 치	도매시장 가격	Ⅰ	-35.3450**	12.3077	2.0020	3
	소매시장 가격	Ⅱ	-34.9330**	12.3170	2.0020	4
물오징어	도매시장 가격	Ⅰ	-38.1712**	10.7798	2.0068	2
	소매시장 가격	Ⅰ	-35.6078**	8.6677	2.0000	2

1) AIC: Akaike Information Criterion
2) DW: Durbin - Watson 통계량
3) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

2) 지역별 가격결정구조 분석에 있어서 각 시계열의 단위근 검정결과

<표 Ⅴ-3>에는 지역별 소비지도매시장 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목(주요 선어류 고등어, 갈치, 물오징어)에 해당하는 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 소비지도매시장 가격의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다.

고등어의 지역별 소비지도매시장 가격 수준변수에 있어서 서울, 부산, 대구, 광주의 경우 상수항과 시간추세항이 모두 유의적으로 나타나 [모형 Ⅲ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 서울과 부산의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 고등어의 서울, 부산의 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 고등어의 서울, 부산 소비지도매시장 가격의 수준변수는 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다. 그러나 대구와 광주의 ADF 검정통계량의 절대값

은 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 고등어의 대구, 광주 소비지도매시장 가격의 수준변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 대전의 소비지도매시장 가격의 수준변수는 상수항은 유의적, 시간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]를 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 $p = 2$이다. 대전 또한 ADF 검정통계량의 절대값은 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

갈치의 지역별 소비지도매시장 가격 수준변수에 있어서 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 상수항은 유의적, 시간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 3$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 서울, 부산, 대구, 대전의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5%임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 갈치의 서울, 부산, 대구, 대전의 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 갈치의 서울, 부산, 대구, 대전 소비지도매시장 가격의 수준변수는 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다. 그러나 대구의 ADF 검정통계량의 절대값은 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 갈치의 대구 소비지도매시장 가격의 수준변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격 수준변수에 있어서 대구, 광주의 상수항과 시간추세항이 모두 유의적으로 나타나 [모형 Ⅲ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 대구의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 물오징어의 대전 소비지도매시장 가격의 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다. 그러나 광주의 ADF 검정통계량의 절대값은 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 안정적인 시계열이라는 것을 알 수 있다. 그리고 서울, 부산, 대전의 경우 상수항은 유의적, 시간추

세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]를 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 서울의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 물오징어의 서울 소비지도매시장 가격의 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다. 그러나 부산, 대전의 ADF 검정통계량의 절대값은 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 안정적인 시계열이라는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-3> 지역별 소비지도매시장 가격의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고 등 어	서울 도매시장 가격	Ⅲ	-8.4390**	13.5739	1.9990	2
	부산 도매시장 가격	Ⅲ	-6.2116**	12.8723	2.0039	2
	대구 도매시장 가격	Ⅲ	-3.4020	11.3091	2.0009	2
	광주 도매시장 가격	Ⅲ	-3.8425	11.2118	2.0002	2
	대전 도매시장 가격	Ⅱ	-2.0164	10.5328	2.0028	2
갈 치	서울 도매시장 가격	Ⅱ	-6.1046**	14.8122	2.0054	3
	부산 도매시장 가격	Ⅱ	-3.4678**	12.9990	2.0000	2
	대구 도매시장 가격	Ⅱ	-3.8971**	11.9742	2.0001	2
	광주 도매시장 가격	Ⅱ	-2.8806	13.1698	1.9998	2
	대전 도매시장 가격	Ⅱ	-7.1285**	13.0065	1.9984	2
물오징어	서울 도매시장 가격	Ⅱ	-7.6454**	13.5611	2.0056	2
	부산 도매시장 가격	Ⅱ	-3.3557	11.2655	1.9950	2
	대구 도매시장 가격	Ⅲ	-4.1300**	11.2477	2.0023	2
	광주 도매시장 가격	Ⅲ	-2.6960	10.7113	2.0001	2
	대전 도매시장 가격	Ⅱ	-2.6070	10.6055	2.0000	2

1) AIC: Akaike Information Criterion
2) DW: Durbin - Watson 통계량
3) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

<표 Ⅴ-4>에는 지역별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목의 5개 지역(서울, 부산, 대구, 광주, 대전) 소비지도매시장 가격의 수준변수 가운데 단위근이 존재하며, 1차 차분

이 필요한 불안정적인 시계열에 대한 차분변수의 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다.

각 해당지역의 소비지도매시장 가격의 경우 각각 상수항과 시간추세항 모두가 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅰ]을 이용하여 단위근 검정을 하였다.

고등어의 대구, 광주, 대전 소비지도매시장 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이며, 각 차분변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

갈치의 광주 소비지도매시장 차분변수에 대한 적정시차는 $p = 2$이며, 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-4> 지역별 소비지도매시장 가격의 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고 등 어	서울 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	대구 도매시장 가격	Ⅰ	-34.9574**	11.3111	2.0000	2
	광주 도매시장 가격	Ⅰ	-37.8075**	11.2178	1.9998	2
	대전 도매시장 가격	Ⅰ	-32.9064**	10.5293	1.9988	2
갈 치	서울 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	대구 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	광주 도매시장 가격	Ⅰ	-38.0241**	13.1705	2.0000	2
	대전 도매시장 가격	-	-	-	-	-
물오징어	서울 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 도매시장 가격	Ⅰ	-36.0316	11.2631	2.0002	2
	대구 도매시장 가격	-	-	-	-	-
	광주 도매시장 가격	Ⅰ	-36.6281	10.7126	1.9999	2
	대전 도매시장 가격	Ⅰ	-36.4564	10.6070	1.9999	2

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) DW: Durbin - Watson 통계량

3) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

물오징어의 부산, 광주, 대전 소비지도매시장 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이며, 각 차분변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

즉 3가지 품목의 지역별 소비지도매시장 가격의 시계열 자료에 대한 ADF 단위근 검정결과, 고등어의 경우 대구, 광주, 대전, 갈치의 경우 광주, 물오징어의 경우 부산, 광주, 대전 소비지도매시장 가격의 수준변수가 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 안정성 조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-5>에는 지역별 소비지소매시장 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목에 해당하는 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 소비지소매시장 가격의 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다.

고등어의 지역별 소비지소매시장 가격 수준변수에 있어서 서울, 부산, 광주의 경우 상수항과 시간추세항이 모두 유의적으로 나타나 [모형 Ⅲ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 고등어의 서울, 부산, 광주 소비지소매시장 가격의 수준변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 대구, 대전의 소비지소매시장 가격의 수준변수는 상수항은 유의적, 시간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]를 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 $p = 2$, $p = 2$이다. 대구, 대전의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 고등어의 대구, 대전 소비지소매시장 가격 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다.

갈치의 지역별 소비지도매시장 가격 수준변수에 있어서 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 상수항은 유의적, 시간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 서울, 부산의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 1% 임계

치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 갈치의 서울, 부산 소비지소매시장 가격의 수준변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 그러나 대구, 대전, 광주의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다. 그러므로 갈치의 대구, 대전, 광주 소비지소매시장 가격 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다.

<표 Ⅴ-5> 지역별 소비지소매시장 가격 수준변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고등어	서울 소매시장 가격	Ⅲ	-7.6571**	12.2936	2.0012	2
	부산 소매시장 가격	Ⅲ	-4.8376**	11.1264	1.9951	2
	대구 소매시장 가격	Ⅱ	-1.8052	9.3061	2.0000	2
	광주 소매시장 가격	Ⅲ	-4.9421**	10.6869	2.0055	2
	대전 소매시장 가격	Ⅱ	-2.2263	9.7047	2.0045	2
갈치	서울 소매시장 가격	Ⅱ	-4.9211**	14.1367	2.0045	2
	부산 소매시장 가격	Ⅱ	-3.6539**	12.1489	2.0001	2
	대구 소매시장 가격	Ⅱ	-2.3500	11.0434	1.9999	2
	광주 소매시장 가격	Ⅱ	-3.0258	12.6094	2.0036	2
	대전 소매시장 가격	Ⅱ	-2.1940	11.8295	1.9998	2
물오징어	서울 소매시장 가격	Ⅱ	-5.0487**	10.6133	2.0015	2
	부산 소매시장 가격	Ⅱ	-2.7623	8.9556	2.0019	2
	대구 소매시장 가격	Ⅱ	-3.4598**	9.5163	2.0031	5
	광주 소매시장 가격	Ⅱ	-3.7648**	10.8419	2.0008	8
	대전 소매시장 가격	Ⅱ	-3.7081**	9.9915	1.9993	2

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) DW: Durbin - Watson 통계량

3) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격 수준변수에 있어서 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 또한 상수항은 유의적, 시간추세항은 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅱ]을 이용하여 단위근 검정을 하였으며, 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$, $p = 5$, $p = 8$, $p = 2$이다. 각 수준변수에 대한 단위근 검정결과, 서울, 대구, 대전, 광주의 경우 ADF 검정통계량의

절대값이 1% 임계치보다 크게 나타나 귀무가설을 기각하게 되므로, 각 수준변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 물오징어의 서울, 대구, 대전, 광주 소비지소매시장 가격의 수준변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 그러나 부산의 경우 ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1%, 5% 임계치보다 작으므로 귀무가설을 기각할 수 없다.

그러므로 물오징어의 부산 소비지소매시장 가격 수준변수에 단위근이 존재하며, 이는 각 수준변수가 불안정적인 시계열이라는 것을 의미한다. 따라서 안정성 조건을 만족시키기 위하여 1차 차분이 필요하다.

<표 Ⅴ-6>에는 지역별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목의 5개 지역 소비지소매시장 가격의 수준변수 가운데 단위근이 존재하며, 1차 차분이 필요한 불안정적인 시계열에 대한 차분변수의 ADF 단위근 검정결과가 제시되어 있다.

각 해당지역의 소비지도매시장 가격의 경우 각각 상수항과 시간추세항 모두가 비유의적으로 나타나 [모형 Ⅰ]을 이용하여 단위근 검정을 하였다.

<표 Ⅴ-6> 지역별 소비지소매시장 가격 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정

구 분		모형	ADF 검정통계량	AIC	DW	시차(p)
고등어	서울 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	대구 소매시장 가격	Ⅰ	-36.7339**	9.3068	1.9992	2
	광주 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	대전 소매시장 가격	Ⅰ	-33.1219**	9.70331	2.0004	2
갈치	서울 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	대구 소매시장 가격	Ⅰ	-36.6998**	11.0445	2.0000	2
	광주 소매시장 가격	Ⅰ	-39.2160**	12.6101	2.0025	2
	대전 소매시장 가격	Ⅰ	-36.2210**	11.8304	2.0000	2
물오징어	서울 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	부산 소매시장 가격	Ⅰ	-34.0616**	8.9570	2.0006	2
	대구 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	광주 소매시장 가격	-	-	-	-	-
	대전 소매시장 가격	-	-	-	-	-

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) DW: Durbin-Watson 통계량

3) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

고등어의 대구, 대전 소비지소매시장 차분변수에 대한 적정시차는 각각 $p = 2$, $p = 2$이며, 각 차분변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

갈치의 대구, 광주, 대전 소비지소매시장 차분변수에 대한 적정시차는 $p = 2$이며, 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

물오징어의 부산 소비지소매시장 차분변수에 대한 적정시차는 $p = 2$이며, 각 차분변수에 대한 단위근 검정결과, ADF 검정통계량의 절대값이 모두 1% 임계치보다 크므로 귀무가설을 기각하게 된다. 그러므로 각 차분변수에 단위근이 존재하지 않으며, 이는 각 시계열의 차분변수가 안정적인 시계열이라는 것을 의미한다.

즉 3가지 품목의 지역별 소비지도매시장 가격의 시계열 자료에 대한 ADF 단위근 검정결과, 고등어의 경우 대구, 대전, 갈치의 경우 대구, 광주, 대전 물오징어의 경우 부산 소비지도매시장 가격의 수준변수가 각각 1차 적분되어 있으며, 각 시계열의 안정성 조건을 만족시키기 위해 1차 차분이 필요하다는 것을 알 수 있다.

2. Johansen 공적분 검정법을 이용한 시계열간 공적분 검정결과

불안정한 자료를 이용한 계량분석은 전통적인 계량이론을 적용할 수 없지만, 공적분이 있는 경우에는 그러한 적용이 가능하다. 그러나 공적분이 있는 경우 1차 차분하여 VAR 분석을 하면 장기균형관계를 제거하는 오류를 범할 우려가 있으므로, 먼저 변수들간에 공적분 관계가 존재하는지를 판단하는 것이 매우 중요하다. 적정시차 결정은 AIC의 값이 최저가 되는 것으로 하였다. 공적분 검정의 경우 제Ⅳ장에서 언급한 바와 같이 상수항과 확정적 추세, 선형추세의 포함 여부에 따라 다음의 5가지 모형 중 하나를 선택하여 공적분 검정을 한다.

[모형 Ⅰ] : 계열 y_t에는 확정적 추세가 없고, 공적분 방정식에는 상수항이 없는 경우

[모형 Ⅱ] : 계열 y_t에는 확정적 추세가 없고, 공적분 방정식에는 상수항이 있는 경우

[모형 Ⅲ] : 계열 y_t에는 선형추세가 있고, 공적분 방정식에는 상수항만 있는 경우

[모형 Ⅳ] : 계열 y_t와 공적분 방정식 모두에 선형추세가 있는 경우

[모형 Ⅴ] : 계열 y_t에는 2차 추세가 있고, 공적분 방정식에는 선형추세가 있는 경우

1) 유통단계별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과

<표 Ⅴ-7>에는 유통단계별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목(주요 선어류 고등어, 갈치, 물오징어)의 소비지도매시장 가격과 소비지소매시장 가격에 대한 Johansen 공적분 검정결과가 제시되어 있다. 5가지 모형 중 [모형 Ⅲ]을 선택하여 공적분 검정을 하였으며, 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 p를 선택하였다. 고등어, 갈치, 물오징어의 소비지도매시장 가격과 소비지소매시장 가격간의 적정시차는 각각 $p = 4$, $p = 6$, $p = 1$이다.

고등어의 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$의 경우 우도비 검정통계량 1%, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 1$의 경우 우도비 검정통계량 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 고등어의 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 2$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

갈치의 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$의 경우 우도비 검정통계량 5%, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 1$의 경우 우도비 검정통계량 1%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 갈치의 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 2$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

물오징어의 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$, $H_0: \gamma \geq 1$가 각각 우도비 검정통계량 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 물오징어의 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에도 $\gamma = 2$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

즉 3가지 품목의 소비지도매시장, 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 2$의 장기균형관계가 있다는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-7> 유통단계별 시계열간의 Johansen 공적분 검정

구 분		모형	귀무가설	우도비 검정통계량	시차(p)	공적분 관계
고 등 어	도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	39.9476**	4	2
	소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	5.7550*		
갈 치	도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	17.4850*	6	2
	소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	6.1852**		
물오징어	도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	17.9622*	1	2
	소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	4.9962*		

주 : **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

2) 지역별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과

<표 Ⅴ-8>에는 지역별 가격결정구조의 분석대상인 3가지 품목의 5개 지역(서울, 부산, 대구, 광주, 대전) 소비지도매시장 가격에 대한 Johansen 공적분 검정결과가 제시되어 있다. 5가지 모형 중 [모형 Ⅲ]을 선택하여 공적분 검정을 하였으며, 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 p를 선택하였다. 고등어, 갈치, 물오징어의 5개 지역 소비지도매시장 가격간의 적정시차는 각각 $p = 3$, $p = 4$, $p = 9$이다.

고등어의 지역별 소비지도매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$, $H_0: \gamma \geq 1$, $H_0: \gamma \geq 2$, $H_0: \gamma \geq 3$의 경우 우도비 검정통계량이 1%, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 4$의 경우 우도비 검정통계량이 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 고등어의 지역별 소비지도매시장 가격간에 $\gamma = 5$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

갈치의 지역별 소비지도매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$, $H_0: \gamma \geq 1$, $H_0: \gamma \geq 2$, $H_0: \gamma \geq 3$, $H_0: \gamma \geq 4$의 우도비 검정통계량이 1%의 임계치보다 모두 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격간에도 $\gamma = 5$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$, $H_0: \gamma \geq 1$, $H_0: \gamma \geq 2$의 경우 우도비 검정통계량이 1%, 귀무가설

H_0: $\gamma \geq 3$의 경우 우도비 검정통계량이 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으나, 귀무가설 H_0: $\gamma \geq 4$은 우도비 검정통계량이 1%, 5%의 임계치보다 작게 나타나 기각할 수 없으므로, 고등어의 지역별 소비지도매시장 가격간에 $\gamma = 4$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

즉 고등어와 갈치의 지역별 소비지도매시장 가격간에는 $\gamma = 5$, $\gamma = 5$, 물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격간에는 $\gamma = 4$의 장기균형관계가 있다는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-8> 지역별 소비지도매시장 가격 시계열간의 Johansen 공적분 검정

구 분		모형	귀무가설	우도비 검정통계량	시차(p)	공적분 관계
고등어	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	322.2338**	3	5
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	178.7472**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	86.3926**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	33.5758**		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	4.4734*		
갈치	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	155.1746**	4	5
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	84.29652**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	50.3593**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	22.0110**		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	6.7573**		
물오징어	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	166.4618**	9	4
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	89.4099**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	40.8974**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	18.4482*		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	2.8596		

주 : **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

<표 Ⅴ-9>에는 지역별 소비지소매시장 가격에 대한 Johansen 공적분 검정결과가 제시되어 있다. 적정시차는 각각 $p = 5$, $p = 1$, $p = 7$이다.

고등어의 지역별 소비지소매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 H_0: $\gamma = 0$, H_0: $\gamma \geq 1$, H_0: $\gamma \geq 2$, H_0: $\gamma \geq 3$의 경우 우도비 검정통계량이 1%의 임계치보다 크게

나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으나, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 4$은 우도비 검정통계량이 1%, 5%의 임계치보다 작게 나타나 기각할 수 없으므로 고등어의 지역별 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 4$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

갈치의 지역별 소비지소매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$, $H_0: \gamma \geq 1$, $H_0: \gamma \geq 2$의 경우 우도비 검정통계량이 1%, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 3$의 경우 우도비 검정통계량이 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으나, 귀무가설 $H_0: \gamma \geq 4$은 우도비 검정통계량이 1%, 5%의 임계치보다 작게 나타나 기각할 수 없으므로, 갈치의 지역별 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 4$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-9> 지역별 소비지소매시장 가격 시계열간의 Johansen 공적분 검정

구 분		모형	귀무가설	우도비 검정통계량	시차(p)	공적분 관계
고등어	서울 소매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	192.6489**	5	4
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	113.7621**		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	69.8106**		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	28.0444**		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	3.0602		
갈치	서울 소매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	136.5840**	1	4
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	85.7736**		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	50.4499**		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	17.4732*		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	3.7081		
물오징어	서울 소매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	187.0408**	7	5
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	124.8042**		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	75.1463**		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	30.0785**		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	6.8753**		

주 : **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설

H_0: $\gamma = 0$, H_0: $\gamma \geqq 1$, H_0: $\gamma \geqq 2$, H_0: $\gamma \geqq 3$, H_0: $\gamma \geqq 4$의 우도비 검정통계량이 1%의 임계치보다 모두 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 물오징어의 지역별 소비지소매시장 가격간에는 $\gamma = 5$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

즉 고등어와 갈치의 지역별 소비지소매시장 가격간에는 각각 $\gamma = 4$, $\gamma = 4$, 물오징어의 지역별 소비지소매시장 가격간에는 $\gamma = 5$의 장기균형관계가 있다는 것을 의미한다.

3) 유통단계별·지역별 가격결정구조 분석에 있어서 시계열간의 공적분 검정결과

<표 Ⅴ-10>에는 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격에 대한 Johansen 공적분 검정결과가 제시되어 있다. 적정시차는 각각 $p = 3$, $p = 4$, $p = 6$이다.

고등어의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 H_0: $\gamma = 0$, H_0: $\gamma \geqq 1$, H_0: $\gamma \geqq 2$, H_0: $\gamma \geqq 3$, H_0: $\gamma \geqq 4$, H_0: $\gamma \geqq 5$, H_0: $\gamma \geqq 6$, H_0: $\gamma \geqq 7$, H_0: $\gamma \geqq 8$의 경우 우도비 검정통계량이 1%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으므로, 고등어의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 9$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

갈치의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 H_0: $\gamma = 0$, H_0: $\gamma \geqq 1$, H_0: $\gamma \geqq 2$, H_0: $\gamma \geqq 3$, H_0: $\gamma \geqq 4$의 경우 우도비 검정통계량이 1%, 귀무가설 H_0: $\gamma \geqq 5$, H_0: $\gamma \geqq 6$의 경우 우도비 검정통계량이 5%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으나, 귀무가설 H_0: $\gamma \geqq 7$은 우도비 검정통계량이 1%, 5%의 임계치보다 작게 나타나 기각할 수 없으므로, 갈치의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 7$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

물오징어의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격에 대한 공적분 검정결과, 귀무가설 H_0: $\gamma = 0$, H_0: $\gamma \geqq 1$, H_0: $\gamma \geqq 2$, H_0: $\gamma \geqq 3$, H_0: $\gamma \geqq 4$, H_0: $\gamma \geqq 5$, H_0: $\gamma \geqq 6$, H_0: $\gamma \geqq 7$의 경우 우도비 검정통계량이 1%의 임계치보다 크게 나타나 각각의 귀무가설을 기각할 수 있으나, 귀무가설 H_0: $\gamma \geqq 8$은 우도비 검정통계량이 1%, 5%의 임계치보다 작게 나타나 기각할 수 없으므로, 물오징어의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에 $\gamma = 8$의 공적분 관계가 있다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-10> 지역별 시계열간의 Johansen 공적분 검정

구 분		모형	귀무가설	우도비 검정통계량	시차(p)	공적분 관계
고등어	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	702.1763**	3	9
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	522.8216**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	369.9031**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	273.3192**		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	196.7876**		
	서울 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 5$	134.3971**		
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 6$	87.6795**		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 7$	48.5265**		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 8$	20.9757**		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 9$	3.3234		
갈치	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	362.9750**	4	7
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	262.1810**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	198.3476**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	144.8249**		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	105.2985**		
	서울 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 5$	72.8276*		
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 6$	47.7302*		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 7$	26.5826		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 8$	12.1770		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 9$	4.2376*		
물오징어	서울 도매시장 가격	Ⅲ	$H_0: \gamma = 0$	480.6839**	6	8
	부산 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 1$	370.6417**		
	대구 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 2$	282.0318**		
	광주 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 3$	210.9467**		
	대전 도매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 4$	150.9166**		
	서울 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 5$	106.0516**		
	부산 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 6$	67.9393**		
	대구 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 7$	36.9232**		
	광주 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 8$	11.6140		
	대전 소매시장 가격		$H_0: \gamma \geq 9$	3.4724		

주 : **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

즉 고등어, 갈치, 물오징어의 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간에는 각각 $\gamma = 9$, $\gamma = 7$, $\gamma = 8$의 장기균형관계가 있다는 것을 의미한다.

고등어, 갈치, 물오징어의 유통단계별, 지역별, 유통단계별·지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간의 공적분 분석을 통하여 각각의 공적분 관계를 살펴보았으며, 이를 통하여 장기의 유통단계 시스템에 있어서 가격정보에 대한 선도 및 지연 관계가 존재하고, 지역별 장기 인과관계에 있어서도 공간적인 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 선도 및 지연 메커니즘이 작동하고 있다는 것을 알 수 있다.

3. VECM을 이용한 인과관계 분석

만약 두 변수간에 공적분이 있다면 어느 방향으로든 인과관계가 있다는 것을 의미한다. 하지만 공적분만으로는 인과관계의 방향에 대한 판단을 내릴 수 없으므로 이러한 방향을 판단하기 위해서는 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 사용해야 한다. VECM은 대부분의 계량구조모형이 장기균형관계를 중시하는 정태모형의 성격을 갖고 있는데 반해, 경제이론에 입각한 장기균형관계에 불균형상태를 나타내는 항목을 포함시켜 단기동태구조를 파악할 수 있다는 장점이 있다. 즉 VECM은 변수들간에 존재하는 장기와 단기의 인과관계를 구분할 수 있게 해주는데, 공적분항에서는 변수들간의 장기인과관계를, 차분항에서는 단기인과관계를 살펴볼 수 있다. 1차 차분된 설명변수의 F-검정은 단기(short - run)인과관계의 효과를 보여주고, 장기(long - run)인과관계는 공적분항의 t-검정에 의해 보여진다.

1) VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조의 분석결과

<표 Ⅴ - 11>에는 고등어, 갈치, 물오징어의 유통단계별 가격결정구조의 인과관계를 VECM을 이용하여 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 공적분 검정시 AIC가 최소값이 되는 p를 동일하게 적용하였다. 고등어, 갈치, 물오징어의 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격간의 적정시차는 각각 $p = 4$, $p = 6$, $p = 1$이다.

<표 Ⅴ-11> VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수			도매시장가격	소매시장가격	AIC	시차(p)
고등어	공적분항계수		1.0000	-2.1872	11.0890[WM] 9.8384[RM]	4
	공적분항상수		1645.2500			
	오차수정항계수		-0.0026**	0.0071**		
	상수		0.3445	0.2089		
	도매시장가격 후행계수	(t-1)	0.0034*	0.0211**		
		(t-2)	0.0014*	0.0367**		
		(t-3)	-0.0143*	0.0158**		
		(t-4)	0.0016*	0.0155**		
	소매시장가격 후행계수	(t-1)	-0.0629*	-0.1151*		
		(t-2)	0.0455*	-0.0319*		
		(t-3)	0.0238*	0.0073*		
		(t-4)	-0.0402*	-0.0203*		
갈치	공적분항계수		1.0000	-0.5000	12.2949[WH] 12.3126[RH]	6
	공적분항상수		-7017.6120			
	오차수정항계수		-0.0062**	-0.0007**		
	오차수정항상수		1.6193	0.5963		
	도매시장가격 후행계수	(t-1)	-0.1410*	-0.0716*		
		(t-2)	-0.0525*	0.0159*		
		(t-3)	-0.0753*	-0.0002*		
		(t-4)	-0.0326*	-0.0226*		
		(t-5)	-0.0340*	0.0072*		
		(t-6)	-0.0079*	0.0560*		
	소매시장가격 후행계수	(t-1)	-0.1076*	-0.2570*		
		(t-2)	0.0035*	-0.2327*		
		(t-3)	0.0396*	-0.1192*		
		(t-4)	0.0083*	-0.0697*		
		(t-5)	-0.0024*	-0.0428*		
		(t-6)	0.0103*	-0.0459*		
물오징어	공적분항계수		1.0000	-1.6698	10.7799[WC] 8.6669[RC]	1
	공적분항상수		-374.2761			
	오차수정항계수		-0.0044**	0.0012**		
	오차수정항상수		0.1101	-0.0904		
	도매시장가격 후행계수	(t-1)	-0.0305*	0.0030**		
	소매시장가격 후행계수	(t-1)	0.0424*	-0.0216*		

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

유통단계별 가격결정구조의 분석결과에서 장기인과관계를 살펴보면, 3품목의 소비지도매시장과 소비지소매시장 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 그 영향력이 어떤 단계의 시장이든 간에 일방향으로 작용하는 것이 아니라 양방향으로 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 소비지 도소매시장가격의 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉 유통단계별 가격결정구조에 있어서 소비지도매시장과 소비지소매시장의 가격정보에 대한 영향력은 양 단계간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 오차수정항계수의 부호가 음(－)으로 나타난 것은 균형가격에서 이탈한 가격이 복귀하려는 성향이 있다는 것을 의미한다. 따라서 3품목의 경우 만약 소비지도·소매지장 가격자료에 대한 편차가 양(＋)이라고 할 때, 종속변수가 소비지도매시장 가격인 모형의 오차수정항계수의 부호가 음(－)이므로, 소비지도·소매지장 가격이 미치는 영향으로 인하여 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다. 반면에 종속변수가 소비지소매시장 가격인 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(＋)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가지지 않는다.

단기인과관계를 살펴보면, 고등어, 갈치, 물오징어의 소비지도매시장 가격변화에 대한 소비지소매시장 가격변화의 후행계수가 각각 5%, 5%, 5% 수준에서 유의적이며, 소비지소매시장 가격변화에 대한 소비지도매시장 가격변화의 후행계수는 각각 1%, 5%, 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 즉 3품목의 소비지도매시장과 소비지소매시장의 가격변화에 대한 영향력이 양방향으로 작용하고 있으며, 소비지소매시장의 가격변화가 소비지도매시장 가격에 미치는 영향이 다소 크게 나타나고 있으나, 소비지도매시장 가격변화가 소비지소매시장 가격에 미치는 영향이 보다 유의적으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

[가설 1] : 유통단계별 가격결정구조에 있어서 소비지소매시장의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

그러므로 최근 수산물 유통환경 변화에 따른 소비지도·소매지장의 가격결정구조를 살펴보기 위하여 제Ⅳ장에서 제시한 [가설 1]의 검증결과, 3가지 품목의 소비지도매시장과

소비지소매시장간의 장기균형관계에 있어서 가격정보는 상호작용하여 양방향으로 영향을 미치며, 고등어와 물오징어의 경우 소비지소매시장 가격에 대한 소비지도·소매시장 가격의 영향으로 인하여 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가지지 않는 것으로 나타났다. 그러나 고등어와 물오징어의 소비지도매시장 가격에 대한 소비지도·소매지장 가격의 영향으로 인한 복귀성향과 갈치의 유통단계별 상호 복귀성향은 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 보이고 있다.

그리고 단기인과관계에서는 3가지 품목에서 모두 소비지도매시장 가격에 대한 소비지소매시장 가격의 후행계수가 미치는 영향력이 다소 크게 나타나 소비지도매시장의 가격결정 및 정보전달 기능이 과거에 비해 다소 약화되었으며, 소비지소매시장의 대형할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등 유통업체들의 이러한 기능강화가 결과에 반영되었다고 볼 수 있다.

VECM을 통한 분석결과를 토대로 3가지 품목의 유통단계별 가격결정구조의 장기와 단기의 인과관계 방향을 <표 Ⅴ-12>로 요약하였다.

<표 Ⅴ-12> VECM을 이용한 유통단계별 가격결정구조의 인과관계 방향

구 분	장기인과관계	단기인과관계
고 등 어	도매시장 가격 ↔ 소매시장 가격	도매시장 가격 ↔ **소매시장 가격**
갈 치	도매시장 가격 ↔ 소매시장 가격	도매시장 가격 ↔ **소매시장 가격**
물 오 징 어	도매시장 가격 ↔ 소매시장 가격	도매시장 가격 ↔ **소매시장 가격**

↔: 양방향의 인과관계를 나타냄, 밑줄 친 유통단계의 가격정보의 영향력이 다소 강함

2) VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조의 분석 결과

<표 Ⅴ-13>에는 고등어의 VECM을 이용한 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 3$을 선택하였다.

고등어의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 지역의 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 단일지역에만 작

용하는 것이 아니라 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉 고등어의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-13> 고등어 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공적분항계수		1.0000	0.6594	-1.6205	0.7634	-0.3379		
공적분항상수		-1562.5920						
오차수정항계수		-0.0292**	-0.0055**	0.0145**	-0.0016**	0.0023**		
상수		0.0518	0.4664	0.3693	0.3529	0.3883		
서울	(t - 1)	-0.0888*	0.0399*	0.0111**	0.0095**	0.0055**		
	(t - 2)	-0.0322*	0.0324*	-0.0006**	0.0082**	0.0031**		
	(t - 3)	-0.0397*	0.0251*	-0.0010**	0.0153**	-0.0008**	13.5737^{WMSO}	
부산	(t - 1)	0.1092*	-0.0608*	0.0207**	0.0105**	0.0004**		
	(t - 2)	0.0371*	-0.0617*	0.0148**	0.0034**	-0.0008**	12.8769^{WMBS}	
	(t - 3)	0.0187*	-0.0621*	0.0100**	0.0033**	0.0010**	11.2742^{WMDG}	3
대구	(t - 1)	-0.0335	0.0404*	0.0021*	0.0947*	0.0407*		
	(t - 2)	-0.0665	-0.0162*	0.0047*	0.0153*	0.0123*	11.2040^{WMGG}	
	(t - 3)	-0.1852	-0.0119*	0.0121*	0.0129*	0.0059*	10.5259^{WMDJ}	
광주	(t - 1)	0.0341	0.0078*	0.0456*	0.0034*	0.0332*		
	(t - 2)	0.1043	0.0879*	0.0058*	-0.0127*	0.0121*		
	(t - 3)	0.0822	0.0397*	-0.0215*	-0.0497*	0.0132*		
대전	(t - 1)	0.0608	0.0386*	0.0388	0.0224*	0.0275*		
	(t - 2)	0.0695	0.0222*	-0.0031	-0.0189*	0.0084*		
	(t - 3)	-0.0318	0.0281	0.0104*	0.0300*	0.0599*		

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

그리고 서울, 부산, 광주의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(－)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에

대구, 대전의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

소비지도매시장의 지역별 단기인과관계에 있어서는 고등어의 경우 출하량의 비중이 높은 부산이 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 하고 있다. 서울과 부산의 소비지도매시장에 대한 부산의 영향력은 타지역에 비하여 크게 나타나고 있으며, 그 외 대구, 광주, 대전의 경우 그 영향력의 크기는 다소 작게 나타나고 있으나 매우 유의적이다. 그리고 지역별 도매시장에 있어서 허브(Hub)로서의 역할을 하고 있는 서울 중앙도매시장의 가격영향력 또한 지역별 차이는 있으나 매우 유의하게 나타나고 있다.

<표 Ⅴ-14>에는 갈치의 VECM을 이용한 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 4$를 선택하였다.

갈치의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 갈치의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조 또한 지역의 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉 갈치의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 서울의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 서울의 경우 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 부산, 대구, 대전, 광주의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

갈치의 소비지도매시장의 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 대구를 제외한 지역에서는 자체 소비지도매시장 가격의 영향력이 크게 나타나고 있으며, 특히 서울은 그러한 현상이

더욱 강하게 나타났다.

<표 Ⅴ-14> 갈치 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공 적 분 항 계 수		1.0000	0.5022	-0.0868	-0.4535	-2.0639		
공 적 분 항 상 수		12983.30						
오 차 수 정 항 계 수		-0.0237**	0.0001**	0.0007**	0.0028**	0.0093**		
상 수		0.6655	1.0364	-0.2124	-1.0738	1.2630		
서울	(t - 1)	-0.1208*	0.0014**	0.0088**	0.0000**	-0.0033**		
	(t - 2)	-0.0482*	0.0087**	-0.0036**	0.0019**	-0.0013**		
	(t - 3)	-0.1135*	0.0147**	0.0064**	-0.0059**	-0.0094**		
	(t - 4)	-0.0249*	0.0079**	0.0088**	0.0071**	-0.0031**		
부산	(t - 1)	0.0502*	0.0384*	0.0205**	0.0023*	-0.0136*	14.8130^{WHSO}	
	(t - 2)	0.0619*	-0.0112*	0.0095**	-0.0013*	0.0054*		
	(t - 3)	-0.0464*	-0.0039*	0.0129**	-0.0204*	0.0080*	13.0057^{WHBS}	
	(t - 4)	0.0874*	-0.0065*	-0.0148**	-0.0065*	-0.0019*		
대구	(t - 1)	-0.0800	0.0231*	-0.0011*	0.0017*	-0.0054*	11.9642^{WHDG}	4
	(t - 2)	0.0114	-0.0294*	0.0004*	0.0023*	0.0073*		
	(t - 3)	-0.0177	0.0029*	0.0010*	0.0126*	0.0063*	13.1782^{WHGG}	
	(t - 4)	-0.0911	0.0023*	0.0019*	0.0293*	0.0531*		
광주	(t - 1)	0.0289*	-0.0141*	-0.0015**	-0.0509*	0.0372*	12.9249^{WHDJ}	
	(t - 2)	0.0751*	-0.0138*	0.0220**	0.0003*	0.0175*		
	(t - 3)	0.1094*	0.0441*	0.0080**	-0.0335*	0.0017*		
	(t - 4)	-0.0636*	0.0228*	0.0657**	0.0008*	0.0105*		
대전	(t - 1)	-0.0053*	-0.0011*	0.0097**	0.0089*	0.0036*		
	(t - 2)	-0.0003*	-0.0084*	0.0081**	-0.0151*	0.1440*		
	(t - 3)	-0.0191*	-0.0107*	-0.0032**	0.0063*	-0.0084*		
	(t - 4)	-0.0216*	0.0099*	0.0000**	0.0052*	-0.2844*		

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

즉, 갈치의 지역별 소비지도매시장 가격정보에 대한 영향력 또한 다지역간 상호작용에 의하여 영향을 받고 있으나, 자체 가격정보에 보다 민감하며, 서울의 경우 중앙도매시장의 기능이 타지역에 비하여 강하게 작용하고 있다고 볼 수 있겠다. 그리고 대구는 자체 가격정보에 의한 영향력에 비하여 부산의 영향력이 다소 더 높게 나타나고 있다. 그 외

광주, 대전 소비지도매시장에 대한 부산 소비지도매시장의 가격 영향력의 크기는 다소 작게 나타나고 있으나 매우 유의적이다. 그리고 갈치의 경우에도 지역별 도매시장에 있어서 허브(Hub) 역할을 하고 있는 서울 중앙도매시장의 가격 영향력 또한 지역별 차이는 있으나 타지역에 비하여 매우 유의하게 나타나고 있다.

<표 Ⅴ-15>에는 물오징어의 VECM을 이용한 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 9$를 선택하였다.

물오징어의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 물오징어의 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조 또한 지역의 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉 물오징어 또한 소비지도매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다.

그리고 서울, 광주, 대전의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 이들 지역의 경우 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 부산, 대구의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

즉, 갈치의 지역별 소비지도매시장 가격정보에 대한 영향력 또한 다지역간 상호작용에 의하여 영향을 받고 있으나, 자체 가격정보에 보다 민감하며, 서울의 경우 중앙도매시장의 기능이 타지역에 비하여 강하게 작용하고 있다고 볼 수 있겠다. 그리고 대구는 자체 가격정보에 의한 영향력에 비하여 부산의 영향력이 다소 더 높게 나타나고 있다. 그 외 광주, 대전 소비지도매시장에 대한 부산 소비지도매시장의 가격 영향력의 크기는 다소 작게 나타나고 있으나 매우 유의적이다. 그리고 갈치의 경우에도 지역별 도매시장에 있어서 허브(Hub) 역할을 하고 있는 서울 중앙도매시장의 가격 영향력 또한 지역별 차이는 있으

나 타지역에 비하여 매우 유의하게 나타나고 있다.

물오징어의 소비지도매시장의 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 갈치와 유사하게 대구를 제외한 지역에서는 자체 소비지도매시장 가격의 영향력이 크게 나타나고 있으며, 특히 서울은 그러한 현상이 더욱 강하게 나타났다. 물오징어의 지역별 소비지도매시장 가격정보에 대한 영향력 또한 다지역간 상호작용에 의하여 영향을 받고 있으나, 자체 가격정보에 보다 민감하며, 지역별 소비지도매시장에 있어서 허브(Hub)로서의 역할을 하고 있는 서울의 가격 영향력 또한 지역별 차이는 있으나 타지역에 비하여 매우 유의하게 나타나고 있다. 그리고 대구는 자체 가격정보에 의한 영향력에 비하여 부산의 영향력이 다소 더 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅴ-15> 물오징어 : VECM을 이용한 지역별 소비지도매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공 적 분 항 계 수		1.0000	-1.5572	-0.7753	0.8076	0.6100		
공 적 분 항 상 수		-441.0430						
오 차 수 정 항 계 수		-0.0144**	0.0121**	0.0067**	-0.0015**	-0.0017**		
상 수		0.1463	0.1223	0.4701	0.4421	0.2185		
서울	(t - 1)	-0.1209**	0.0081**	0.0047**	0.0189**	0.0089**		
	(t - 2)	-0.0927**	-0.0010**	0.0167**	0.0113**	0.0075**		
	(t - 3)	-0.1074**	-0.0080**	0.0127**	0.0115**	-0.0012**		
	(t - 4)	-0.1242**	-0.0012**	0.0018**	-0.0041**	0.0039**		
	(t - 5)	-0.1016**	0.0058**	0.0067**	0.0163**	0.0088**		
	(t - 6)	-0.0809**	-0.0022**	0.0079**	0.0083**	0.0089**		
	(t - 7)	-0.0328**	0.0055**	0.0160**	0.0042**	0.0065**		
	(t - 8)	-0.0365**	0.0068**	-0.0064**	0.0088**	0.0099**		
	(t - 9)	-0.0380**	-0.0059**	0.0051**	0.0074**	0.0023**		
부산	(t - 1)	0.0302	-0.0060*	0.0432*	0.0105*	-0.0223*		
	(t - 2)	-0.0931	0.0199*	0.0411*	0.0196*	0.0024*		
	(t - 3)	-0.0147	-0.0012*	0.0088*	0.0022*	-0.0051*		
	(t - 4)	-0.0741	-0.0388*	0.0244*	-0.0107*	0.0064*		
	(t - 5)	0.0282	-0.0404*	0.0150*	-0.0016*	-0.0183*		
	(t - 6)	-0.0426	0.0460*	0.0384*	-0.0021*	0.0110*		
	(t - 7)	-0.0057	0.0370*	0.0366*	-0.0059*	-0.0033*		
	(t - 8)	-0.0179	-0.0519*	0.0332*	0.0022*	-0.0021*		
	(t - 9)	0.0215	-0.0080*	-0.0046*	0.0048*	-0.0048*		

대구	(t - 1)	-0.0190	0.0398*	-0.0163*	0.0165*	-0.0097*		
	(t - 2)	-0.0048	0.0016*	0.0379*	-0.0033*	-0.0026*		
	(t - 3)	0.0033	0.0192*	0.0060*	0.0147*	0.0006*		
	(t - 4)	-0.1018	0.0069*	0.0160*	0.0039*	0.0147*		
	(t - 5)	0.0384	0.0096*	0.0195*	0.0218*	-0.0006*		
	(t - 6)	-0.0044	0.0140*	0.0112*	0.0008*	-0.0012*		
	(t - 7)	-0.0227	0.0044*	-0.0625*	0.0236*	-0.0051*		
	(t - 8)	-0.2220	-0.0218*	0.0026*	-0.0062*	-0.0009*		
	(t - 9)	-0.1499	0.0120*	-0.0044*	0.0096*	0.0220*		
광주	(t - 1)	0.1768	0.0511*	-0.0176*	-0.0139*	0.0342*	13.5421^{WCSO}	9
	(t - 2)	0.2329	0.0092*	0.0110*	-0.0211*	0.0082*		
	(t - 3)	0.0653	-0.0122*	0.0316*	-0.0135*	-0.0514*	11.2457^{WCBS}	
	(t - 4)	-0.1080	0.0049*	-0.0144*	0.0053*	-0.0081*		
	(t - 5)	0.0735	0.0095*	0.0225*	0.0590*	0.0029*	11.2337^{WCDG}	
	(t - 6)	-0.0109	0.0593*	0.0432*	-0.0088*	0.0082*		
	(t - 7)	-0.1001	-0.0104*	0.0404*	-0.0395*	-0.0006*	10.7034^{WCGG}	
	(t - 8)	-0.0595	-0.0059*	0.0856*	-0.0276*	0.0367*		
	(t - 9)	0.2126	-0.0096*	0.0211*	-0.0522*	0.0257*	10.6113^{WCDJ}	
대전	(t - 1)	0.0265	0.0005*	-0.0077*	0.0579*	-0.0229*		
	(t - 2)	0.0479	-0.0021*	0.0138*	-0.0130*	-0.0081*		
	(t - 3)	0.0828	0.0196*	-0.0002*	-0.0058*	0.0065*		
	(t - 4)	0.1259	-0.0293*	-0.0313*	0.0088*	-0.0142*		
	(t - 5)	-0.1013	-0.0350*	-0.0118*	0.0127*	0.0011*		
	(t - 6)	0.0559	-0.0292*	-0.0031*	-0.0141*	0.0031*		
	(t - 7)	-0.0757	-0.0134*	-0.0240*	-0.0114*	0.0043*		
	(t - 8)	-0.1011	0.0492*	-0.0050*	0.0293*	-0.0713*		
	(t - 9)	-0.0218	-0.0061*	0.0433*	-0.0458*	-0.0044*		

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

[가설 2] : 지역별 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서 서울과 부산의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

그러므로 다양·다종한 수산물을 대량으로 취급하는 소비지도매시장의 기능에 있어서 지역별 인구수를 수산물 소비량의 간접지표로 보았을 때 소량·분산적으로 생산되는 상품을 소량·분산적 소비에 통합하기 위하여 수집·분산 연결하는 기능이 타지역에 비하여 강하며, 이에 따라 가격결정구조에 있어서도 선도적인 역할을 할 것이라고 예상하였던 서울의 소

비지도매시장은 갈치와 물오징어의 경우 서울 자체가격의 영향력이 매우 강하게 작용하고 있다. 그러므로 이 2상품에 있어서는 서울의 경우 중앙도매시장의 기능이 타지역에 비하여 강하게 작용하고 있다는 것을 알 수 있다.

그러나 대구의 경우 자체 가격정보에 의한 영향력에 비하여 부산의 영향력이 다소 더 높게 나타나고 있어 5개 지역 가운데 갈치, 물오징어의 선어 출하비율이 상대적으로 매우 높은 부산의 타지역에 대한 가격 영향력에 있어서 선도적인 역할을 하고 있다는 것을 알 수 있다. 그리고 고등어의 경우에도 출하량의 비중이 매우 높은 부산이 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서 대구, 광주, 대전에 비하여 가격 영향력의 정도는 다소 낮으나 매우 유의적으로 나타나고 있다.

3) VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조의 분석결과

<표 Ⅴ-16>에는 고등어의 VECM을 이용한 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 5$을 선택하였다.

고등어의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지소매시장의 경우에도 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다.

그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 지역별 소비지도매시장의 경우와 유사하게 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났으며, 특히 대구의 경우 더욱 그러하다. 즉 고등어의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 서울, 부산, 대전의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(－)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 대구, 광주의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는

양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-16> 고등어 : VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공 적 분 항 계 수		1.0000	0.2518	-0.1588	-1.1699	0.1184		
공 적 분 항 상 수		-215.8777						
오 차 수 정 항 계 수		-0.0369**	-0.0032**	0.0000**	0.0086**	-0.0017**		
상 수		0.0592	0.1816	0.3604	0.3816	0.1312		
서울	(t - 1)	0.0095*	0.0031**	0.0022**	0.0019**	0.0056**		
	(t - 2)	-0.0735*	0.0016**	-0.0011**	0.0044**	0.0038**		
	(t - 3)	-0.0134*	0.0241**	0.0073**	-0.0106**	0.0037**		
	(t - 4)	-0.0530*	-0.0042**	0.0005**	-0.0024**	0.0074**		
	(t - 5)	-0.0296*	0.0021**	-0.0037**	-0.0020**	0.0028**		
부산	(t - 1)	0.0814*	0.0463*	-0.0049**	0.0180*	0.0098**		
	(t - 2)	0.0375*	0.0050*	0.0140**	0.0035*	0.0034**		
	(t - 3)	0.0383*	0.0242*	0.0017**	0.0031*	0.0017**	12.2910RMSO	
	(t - 4)	0.0783*	-0.0138*	0.0021**	-0.0128*	0.0001**		
	(t - 5)	-0.0076*	-0.0333*	0.0057**	-0.0105*	0.0133**	11.1285RMBD	
대구	(t - 1)	0.0078	0.0396*	-0.0162*	0.0304*	0.0209*	9.3104RMDG	5
	(t - 2)	0.1307	0.0944*	-0.0029*	0.0160*	0.0095*		
	(t - 3)	-0.0421	0.0182*	-0.0159*	-0.0388*	-0.0134*	10.6931RMGG	
	(t - 4)	-0.0004	0.0698*	0.0314*	0.0199*	0.0672*		
	(t - 5)	0.0069	-0.0317*	-0.0061*	0.0094*	0.0255*	9.7058RMSDJ	
광주	(t - 1)	0.0117*	0.0448*	0.0132**	0.0212*	-0.0019**		
	(t - 2)	0.0198*	0.0296*	0.0102**	-0.0645*	0.0096**		
	(t - 3)	-0.0147*	0.0237*	0.0145**	-0.0515*	0.0012**		
	(t - 4)	-0.0093*	0.0164*	0.0179**	-0.0153*	0.0295**		
	(t - 5)	-0.0584*	-0.0077*	0.0093**	-0.0344*	-0.0002**		
대전	(t - 1)	0.0491	-0.0001*	0.0064*	-0.0042*	0.0173*		
	(t - 2)	0.0824	-0.0091*	-0.0002*	0.0336*	0.0397*		
	(t - 3)	-0.0321	0.0039*	0.0168*	-0.0031*	0.0473*		
	(t - 4)	-0.0263	-0.0157*	0.0114*	-0.0004*	-0.0007*		
	(t - 5)	0.0272	-0.0389*	0.0047*	-0.0312*	-0.0200*		

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

고등어의 소비지소매시장의 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 서울은 자체 가격정보에 의한 영향력에 비하여 부산의 영향력이 더 크게 나타나 부산의 소비지소매시장 가격이 선도적인 역할을 하고 있는 것으로 나타났으며, 부산, 대구, 광주, 대전의 경우 자체 가격정보의 영향력이 타지역의 영향력에 비하여 다소 크고, 서울보다는 인접지역 간의 가격정보에 반응 영향력이 다소 높으나 서울이 미치는 가격영향력이 보다 유의적임을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-17>에는 갈치의 VECM을 이용한 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 1$을 선택하였다.

갈치의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계 또한 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지소매시장의 경우에도 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 반응의 크기를 살펴보면, 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났다. 즉 갈치의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서도 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 서울, 광주의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 부산, 대구, 대전의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

갈치의 소비지소매시장의 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 서울과 부산은 부산의 소비지소매시장 가격이 가격정보에 대해 선도적인 역할을 하고 있으나, 대구, 광주, 대전은 자체 소비지소매시장 가격의 영향력이 크게 나타나고 있다. 갈치의 지역별 소비지소매시장 가격정보에 대한 영향력 또한 다지역간 상호작용에 의하여 영향을 받고 있으나, 자체 가격정보에 보다 민감하게 반응하고 있으나 서울이 미치는 가격영향력이 보다 유의적이다.

<표 Ⅴ-17> 갈치 : VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공적분항계수		1.0000	-2.0818	-1.5589	10.4550	-8.5154		
공적분항상수		10062.3900					14.1454^{RHSO}	
오차수정항계수		-0.0006**	0.0007**	0.0004**	-0.0013**	0.0006**	12.1510^{RHBS}	
상수		0.3340	0.1680	0.0516	0.1558	0.0059		
서울	(t - 1)	0.0079*	0.0017**	0.0023**	0.0037**	-0.0041**	11.0435^{RHDG}	1
부산	(t - 1)	-0.0161*	0.0248*	0.0009*	-0.0068*	-0.0216*	12.6104^{RHGG}	
대구	(t - 1)	-0.0027*	-0.0133*	-0.0464**	0.0176*	-0.0100*		
광주	(t - 1)	0.0172	-0.0010*	0.0050*	-0.0254*	-0.0016*	11.8292^{RHDJ}	
대전	(t - 1)	-0.0052*	0.0240*	0.0079**	0.0075*	0.0007*		

1) AIC: Akaike Information Criterion
2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

<표 Ⅴ-18>에는 물오징어의 VECM을 이용한 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 7$을 선택하였다.

물오징어의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지소매시장의 경우에도 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 지역상호간에 작용하고 있으나, 그 반응정도는 아주 미약하게 나타났다. 즉 물오징어의 소비지소매시장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 서울, 부산, 대구, 광주의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형으로 한 오차수정항계수의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 광주의 소비지소매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 오차수정항계수의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-18> 물오징어: VECM을 이용한 지역별 소비지소매시장 가격결정구조

설명변수 \ 종속변수		서 울	부 산	대 구	광 주	대 전	AIC	시차(p)
공 적 분 항 계 수		1.0000	1.4520	-0.6463	-2.2765	0.7506		
공 적 분 항 상 수		-218.4856						
오 차 수 정 항 계 수		-0.0062**	-0.0013**	-0.0013**	0.0125**	-0.0019**		
상 수		-0.0751	-0.0057	-0.0278	-0.1453	-0.1104		
서울	(t - 1)	0.0222*	0.0146**	0.0053**	0.0507*	0.0210*		
	(t - 2)	-0.0276*	0.0026**	-0.0239**	-0.0124*	0.0110*		
	(t - 3)	-0.0511*	-0.0026**	-0.0076**	0.0005*	0.0002*		
	(t - 4)	-0.0588*	0.0124**	0.0111**	0.0065*	-0.0009*		
	(t - 5)	-0.0229*	0.0134**	-0.0042**	0.0104*	0.0146*		
	(t - 6)	-0.0760*	0.0075**	0.0078**	-0.0022*	-0.0028*		
	(t - 7)	-0.0005*	0.0079**	-0.0031**	0.0350*	0.0162*		
부산	(t - 1)	0.0731*	0.0167*	0.0187*	0.0048*	0.0291*		
	(t - 2)	0.0296*	0.0562*	0.0438*	0.0046*	0.0221*		
	(t - 3)	0.0323*	0.0130*	0.0164*	0.0038*	0.0264*		
	(t - 4)	0.0496*	0.0228*	-0.0072*	-0.0515*	-0.0103*		
	(t - 5)	0.0895*	0.0228*	0.0082*	-0.0394*	0.0135*	10.6113^{RCSO}	
	(t - 6)	-0.0357*	-0.0269*	0.0082*	0.2375*	0.0038*		
	(t - 7)	-0.0807*	-0.0122*	0.0368*	-0.0094*	0.0156*	8.9656^{RCBS}	
대구	(t - 1)	0.0236*	-0.0003*	-0.0676*	0.0644*	0.0076*		
	(t - 2)	0.0000*	-0.0072*	-0.2151*	0.0183*	0.0198*	9.5204^{RCDG}	7
	(t - 3)	0.0200*	-0.0046*	0.1453*	0.0220*	0.0178*		
	(t - 4)	-0.0228*	-0.0022*	0.0335*	-0.0701*	-0.0051*	10.8226^{RCGG}	
	(t - 5)	0.0136*	0.0192*	-0.0888*	-0.0390*	0.0186*		
	(t - 6)	0.0205*	0.0117*	-0.0315*	-0.1519*	-0.0017*	10.0000^{RCDJ}	
	(t - 7)	-0.0156*	0.0251*	-0.0420*	0.0727*	0.0147*		
광주	(t - 1)	0.0060*	0.0013**	-0.0050**	0.0032*	0.0151*		
	(t - 2)	-0.0101*	0.0080**	0.0053**	-0.0104*	0.0109*		
	(t - 3)	0.0203*	0.0031**	0.0040**	-0.0273*	-0.0019*		
	(t - 4)	0.0016*	-0.0025**	-0.0142**	0.0102*	0.0105*		
	(t - 5)	-0.0463*	-0.0038**	0.0179**	0.0092*	0.0011*		
	(t - 6)	-0.0105*	-0.0013**	0.0005**	-0.2001*	-0.0012*		
	(t - 7)	-0.0077*	0.0060**	-0.0271**	-0.0346*	0.0094*		
대전	(t - 1)	0.0275*	0.0095**	0.0124*	0.0047*	0.0561*		
	(t - 2)	0.0108*	0.0109**	0.0018*	-0.0023*	0.0361*		
	(t - 3)	0.0101*	0.0085**	-0.0135*	-0.0052*	-0.0170*		
	(t - 4)	0.0341*	-0.0010**	0.0208*	0.0024*	0.0676*		
	(t - 5)	-0.0084*	-0.0056**	-0.0091*	0.0173*	0.0118*		
	(t - 6)	0.0133*	0.0072**	0.0108*	-0.0034*	-0.0402*		
	(t - 7)	0.0258*	0.0048**	0.0230	-0.0448	-0.0307		

1) AIC: Akaike Information Criterion
2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

물오징어의 소비지소매시장의 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 갈치와 유사하게 서울과 부산은 부산의 소비지소매시장 가격이 가격정보에 대해 선도적인 역할을 하고 있으나, 대구, 광주, 대전은 자체 소비지소매시장 가격의 영향력이 크게 나타나고 있다. 즉 물오징어의 지역별 소비지소매시장 가격정보에 대한 영향력 또한 다지역간 상호작용에 의하여 영향을 받고 있으나, 자체 가격정보에 보다 민감하게 반응하였다.

[가설 3] : 지역별 소비지소매시장의 가격결정구조에 있어서 지역 자체 및 공간적으로 근접한 지역의 가격정보가 선도적인 역할을 할 것이다.

지역별 소비지소매시장 가격결정구조에 있어서는 지역별 소비지도매시장 가격결정구조에 비하여 서울 및 출하량의 비중이 높은 지역의 영향력보다 그 지역 자체 가격정보에 대한 영향력이 크게 나타나고 있다. 그리고 대구, 광주, 대전 이들 3개 지역은 인접지역의 가격정보에 대해 상호작용하는 반응정도가 다소 크게 나타났다. 이는 소비지유통에 있어서 소비지소매시장을 통하여 소비자 또는 수요자에 도달하기까지 유통시간의 단축이나 선도유지, 시설개선 등에 대한 유통비용의 부담을 감소시키기 위한 현실적인 대응의 결과를 반영한다. 그러나 지역별 공간적 한계에도 불구하고 5개 지역이 모두 그 영향력의 크기에는 다소 차이가 있지만, 상호작용하여 가격정보가 연계되어 있다는 것을 알 수 있다.

4) VECM을 이용한 유통단계별, 지역별 가격결정구조의 분석 결과

<표 Ⅴ-19>에는 고등어의 VECM을 이용한 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 3$을 선택하였다.

고등어의 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 소비지도·소매지장 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지도·소매지장의 경우에도 유통단계별 시스템의 기능적 차이 및 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 유통단계별, 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 5개 지역의 소비지도매시장에 대한 유통단계별 지역별 오차수정항계수는 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났으며, 특히 광주

와 대전의 소비지도매시장에 대한 계수의 크기가 매우 작아 장기적인 유통단계별, 지역별 영향력이 타지역에 비하여 약하다는 것을 알 수 있다. 그리고 5개 지역의 소비지소매시장에 대한 유통단계별 지역별 오차수정항계수는 소비지도매시장에 대한 오차수정항계수의 크기보다 작게 나타나, 각 유통단계별, 지역별 가격정보에 대한 장기적 영향력이 소비지도매시장에 비하여 약하게 나타났다. 즉, 고등어의 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 유통단계별 및 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 소비지도매시장의 지역별 오차수정항계수 가운데 서울과 대전의 도매시장가격을 종속변수로 하는 모형의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 부산, 대구, 대전의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

유통단계별, 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 서울 소비지도매시장 가격변화에 대한 영향력에 있어서 서울의 자체 소비지소매시장의 가격정보가 미치는 영향력에 비하여 소비지도매시장 가격정보의 영향력이 다소 크게 나타나고 있으나, 부산의 소비지소매시장 가격정보가 유통단계별, 지역별 가장 큰 영향력을 미치고 있다. 그리고 각 지역별 소비지소매시장 가격의 후행계수가 소비지도매시장 가격의 후행계수에 비하여 다소 크게 나타나고 있으나 유의성이 낮다.

부산 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서는 부산의 자체 소비지도매시장의 가격정보가 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, 부산 소비지소매시장의 $(t-2)$기의 후행계수는 -0.1143으로 매우 크게 나타나고 있다. 그리고 각 지역별 소비지소매시장 가격의 후행계수가 소비지도매시장 가격의 후행계수에 비하여 높으므로 지역별 소비지도매시장에 비하여 소비지소매시장의 가격정보가 부산 소비지도매시장에 미치는 영향력이 크다는 것을 알 수 있다.

<표 Ⅴ-19> 고등어 : VECM을 이용한

설명변수 \ 종속변수			도매시장가격				
			서 울	부 산	대 구	광 주	대 전
공적분항계수			1.0000	-0.9696	-0.3972	-0.0823	0.2795
공적분항상수							-91.8389
오차수정항계수			-0.0369**	0.0262**	0.0101**	0.0016**	-0.0001**
상수			0.0501	0.4131	0.2437	0.4029	0.4392
도매시장가격	서울	(t-1)	-0.0835*	0.0186*	0.0130**	0.0074**	0.0068**
		(t-2)	-0.0270*	0.0145*	0.0022**	0.0068**	0.0043**
		(t-3)	-0.0355*	0.0078*	0.0020**	0.0141**	0.0003**
	부산	(t-1)	0.0629*	-0.0577*	0.0272**	0.0109**	0.0039**
		(t-2)	0.0121*	-0.0395*	0.0210**	0.0018**	-0.0014**
		(t-3)	-0.0020*	-0.0639*	0.0223**	0.0030**	0.0034**
	대구	(t-1)	-0.0276	0.0305*	-0.0020*	0.0947*	0.0422*
		(t-2)	-0.0600	-0.0263*	0.0034*	0.0178*	0.0136*
		(t-3)	-0.1812	-0.0295*	0.0112*	0.0135*	0.0073*
	광주	(t-1)	0.0190	-0.0031*	0.0528*	-0.0021*	0.0344*
		(t-2)	0.0910	0.0831*	0.0147*	-0.0153*	0.0114*
		(t-3)	0.0655	0.0255*	-0.0147*	-0.0540*	0.0137*
	대전	(t-1)	0.0464	0.0216	0.0429*	0.0217*	0.0260*
		(t-2)	0.0626	0.0172	0.0000*	-0.0208*	0.0164*
		(t-3)	-0.0460	0.0283	0.0224*	0.0380*	0.0514*
소매시장가격	서울	(t-1)	-0.0305*	0.0191*	0.0153**	0.0026**	0.0038**
		(t-2)	-0.0109*	0.0563*	0.0003**	0.0082**	0.0041**
		(t-3)	-0.0576*	0.0493*	0.0174**	-0.0036**	0.0053**
	부산	(t-1)	0.0957	0.0279*	0.0284*	-0.0058*	-0.0134*
		(t-2)	-0.0336	-0.1143*	0.0270*	0.0079*	0.0124*
		(t-3)	-0.0347	0.0499*	-0.0274*	-0.0032*	-0.0113*
	대구	(t-1)	0.0634	-0.1024	0.0572*	-0.0739*	-0.0181*
		(t-2)	-0.0822	0.1516	0.0822*	-0.0226*	0.0056*
		(t-3)	0.0383	0.0650	0.0346*	-0.0605*	-0.1135*
	광주	(t-1)	0.0301	0.0692*	0.0397	0.0626	-0.0325
		(t-2)	0.1268	-0.0043*	0.0444	0.0417	-0.0059
		(t-3)	-0.0601	0.0628*	-0.0118	-0.0147	0.0049
	대전	(t-1)	0.1334	0.0297	0.0008	-0.0117	0.0523
		(t-2)	0.0233	0.0015	0.0268	0.0153	-0.0703
		(t-3)	0.0197	-0.1016	-0.0541	-0.0895	0.0507

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

지역별 유통단계별 가격결정구조

소매시장가격					AIC	시차(p)
서 울	부 산	대 구	광 주	대 전		
-1.4704	0.9048	0.3612	0.2256	0.2847		
0.0197**	-0.0013**	0.0000**	-0.0013**	-0.0008**		
-0.0105	0.1585	0.3792	0.3472	0.1437		
0.0090**	0.0058**	-0.0009**	-0.0067**	-0.0029**		
-0.0091**	0.0051**	0.0011**	0.0070**	-0.0005**		
0.0013**	-0.0013**	0.0009**	-0.0042**	0.0001**		
0.0383*	0.0195**	-0.0015**	-0.0046**	-0.0023**		
0.0209*	0.0164**	0.0036**	0.0060**	0.0009**		
0.0010*	0.0057**	-0.0017**	-0.0061**	-0.0014**	13.5782^{WMSO}	
-0.0003*	0.0031*	0.0202**	-0.0047*	0.0002**		
-0.0481*	0.0114*	0.0007**	0.0032*	0.0061**	12.8686^{WMBS}	
0.0213*	0.0067*	0.0015**	0.0123*	0.0109**		
0.0256*	-0.0262*	-0.0010**	-0.0058*	0.0043**	11.2920^{WMDG}	
0.0517*	0.0156*	0.0013**	0.0572*	0.0193**		
0.0253*	-0.0269*	0.0175**	0.0102*	0.0048**	11.2045^{WMGG}	
0.0120*	0.0270*	-0.0174**	-0.0200*	-0.0344*		
0.0091*	-0.0022*	-0.0004**	0.0219*	0.0476*	10.5245^{WMDJ}	3
-0.0116*	0.0214*	-0.0059**	-0.0055*	0.0158*		
0.0070*	-0.0020**	0.0021**	0.0048**	0.0040**	12.2992^{RMSO}	
-0.0717*	-0.0010**	-0.0008**	0.0071**	0.0016**		
-0.0149*	0.0197**	0.0080**	-0.0083**	0.0020**	11.1277^{RMBS}	
0.0362*	0.0257*	-0.0039**	0.0240*	0.0126**		
0.0101*	-0.0108*	0.0107**	-0.0001*	0.0047**	9.3088^{RMDG}	
0.0380*	0.0214*	0.0030**	0.0081*	0.0044**		
0.0057	0.0341*	-0.0156*	0.0276*	0.0263*	10.6913^{RMGG}	
0.1364	0.0967*	-0.0035*	0.0115*	0.0114*		
-0.0412	0.0142*	-0.0142*	-0.0383*	-0.0093*	9.7033^{RMDJ}	
0.0356*	0.0510*	0.0102**	0.0205*	-0.0037**		
0.0408*	0.0312*	0.0080**	-0.0699*	0.0071**		
0.0025*	0.0265*	0.0120**	-0.0568*	0.0025**		
0.0337	-0.0085*	0.0113*	-0.0006*	0.0284*		
0.0703	-0.0134*	0.0016*	0.0229*	0.0314**		
-0.0348	-0.0032*	0.0165*	-0.0066*	0.0388*		

대구 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서는 대구 자체 소비지도매시장 가격에 비하여 서울, 부산, 광주, 대전 등 타지역이 미치는 영향력이 크며, 서울과 부산의 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력은 매우 유의적이다. 특히 부산의 소비지도매시장 가격정보가 대구 소비지도매시장 가격에 미치는 영향력이 다소 크게 나타났다. 그러나 지역별 소비지도매시장 가격보다 소비지소매시장 가격, 그리고 그 가운데 대구의 소비지소매시장 가격이 더 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

광주 소비지도매시장의 가격변화에 있어서는 광주 자체 소비지도매시장 가격에 비하여 서울, 부산, 광주, 대전 등 타지역이 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, 지역별 소비지소매시장 가격의 단기적 영향력이 더욱 크게 나타나고 있다. 그리고 타지역에 비하여 대구와 광주의 소비지소매시장 가격이 광주의 소비지도매시장에 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, 광주 자체가격의 경우 유의성이 낮다.

고등어의 대전 소비지도매시장의 가격변화에 있어서 대전 자체 소비지도매시장 가격에 비하여 대구와 광주 등 타지역이 미치는 영향력이 다소 크게 나타나고 있으나, 지역별 소비지소매시장 가격의 단기적 영향력이 더욱 크게 나타나고 있다. 그리고 타지역에 비하여 대전의 소비지소매시장 가격의 영향력이 소비지도매시장에 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, 유의성이 낮다. 즉 대전의 경우 또한 소비지도매시장 가격정보를 결정하는 가격결정구조에 있어서 지역별 소비지도매시장 가격보다 소비지소매시장 가격, 그리고 그 가운데 대전의 소비지소매시장 자체가격이 더 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

지역별 소비지소매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서의 특징은 대구 소비지소매시장의 경우 타지역에 비하여 지역적인 한계가 상대적으로 나타나고 있으며, 단기적인 영향력 또한 미약하다는 것을 알 수 있다. 그리고 타지역의 소비지소매시장 가격정보가 미치는 영향력이 소비지도매시장의 경우보다 크게 나타났다. 그 외 지역의 경우 자체 소비지소매시장의 영향력과 타지역의 소비지소매시장의 영향력이 지역별 소비지도매시장의 영향력에 비하여 다소 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅴ-20>은 갈치의 VECM을 이용한 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 4$를 선택하였다.

갈치의 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 5

개 지역의 소비지도·소매지장 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지도·소매지장의 경우에도 유통단계별 시스템의 기능적 차이 및 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 유통단계별, 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 이들 지역의 소비지도매시장에 대한 유통단계별 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났으며, 특히 대구의 소비지도매시장에 대한 계수크기가 매우 작아 장기적인 유통단계별, 지역별 영향력이 타지역에 비하여 약하다는 것을 알 수 있다. 그리고 5개 지역의 소비지소매시장에 대한 유통단계별 지역별 오차수정항계수가 소비지도매시장에 대한 오차수정항계수의 크기보다 작게 나타나, 각 유통단계별, 지역별 가격정보에 대한 장기적 영향력이 소비지도매시장에 비하여 약하게 나타났다. 즉, 갈치 또한 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 유통단계별 및 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

그리고 소비지도매시장의 지역별 오차수정항계수 가운데 서울, 부산, 대구의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 부호가 음(－)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 광주, 대전의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

유통단계별, 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 서울 소비지도매시장 가격변화에 대한 영향력에 있어서 서울의 자체 소비지소매시장의 가격정보가 미치는 영향력에 비하여 소비지도매시장 가격정보의 영향력이 다소 크게 나타나고 있으나, 부산의 소비지소매시장 가격정보가 유통단계별, 지역별 가장 큰 영향력을 미치고 있다. 그리고 각 지역별 소비지소매시장 가격의 후행계수가 소비지도매시장 가격의 후행계수에 비하여 다소 크게 나타나고 있으나 유의성이 낮다.

갈치의 소비지도매시장의 유통단계별, 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 단기적인 영향력이 미약한 가운데 타지역에 비해 서울 자체 가격정보에 대한 단기 영향력이 다소 크게 나타나지만, 서울 이외 부산, 광주의 소비지도매시장 가격에 대한 영향력 또한 높게 나타나고 있다.

<표 Ⅴ-20> 갈치 : VECM을 이용한

설명변수 \ 종속변수			도매시장가격				
			서 울	부 산	대 구	광 주	대 전
공적분항계수			1.0000	0.4449	0.0317	-0.6026	-2.3679
공적분항상수							11,881.6800
오차수정항계수			-0.0271**	-0.0021**	-0.0001**	0.0040**	0.0109**
상수			0.7551	1.0728	-0.2035	-1.0426	1.2577
도매시장가격	서울	(t-1)	-0.1211*	0.0016**	0.0091**	-0.0009**	-0.0048**
		(t-2)	-0.0491*	0.0085**	-0.0036**	0.0015**	-0.0024**
		(t-3)	-0.1153*	0.0150**	0.0061**	-0.0069**	-0.0111**
		(t-4)	-0.0237*	0.0083**	0.0088**	0.0059**	-0.0040**
	부산	(t-1)	0.0508*	0.0090*	0.0209*	0.0036*	-0.0119*
		(t-2)	0.0659*	-0.0344*	0.0116*	-0.0095*	0.0048*
		(t-3)	-0.0464*	-0.0034*	0.0059*	-0.0412*	0.0059*
		(t-4)	0.1037*	-0.0098*	-0.0201*	-0.0142*	-0.0063*
	대구	(t-1)	-0.0811	0.0244*	-0.0029*	0.0051*	-0.0155*
		(t-2)	0.0131	-0.0293*	0.0015*	0.0037*	0.0083*
		(t-3)	-0.0198	0.0030*	0.0027*	0.0155*	0.0075*
		(t-4)	-0.0929	0.0022*	0.0024*	0.0276*	0.0531*
	광주	(t-1)	0.0248*	-0.0156*	-0.0008**	-0.0474*	0.0359*
		(t-2)	0.0710*	-0.0108*	0.0221**	0.0018*	0.0208*
		(t-3)	0.1087*	0.0363*	0.0055**	-0.0379*	0.0031*
		(t-4)	-0.0681*	0.0271*	0.0689**	0.0068*	0.0092*
	대전	(t-1)	-0.0308*	-0.0053*	0.0104**	0.0138*	-0.0028*
		(t-2)	-0.0168*	-0.0146*	0.0039**	-0.0135*	0.1565*
		(t-3)	-0.0412*	-0.0198*	-0.0127**	0.0077*	-0.0062*
		(t-4)	-0.0362*	0.0054*	0.0010**	0.0051*	-0.2944*
소매시장가격	서울	(t-1)	-0.0130*	0.0033**	0.0015**	0.0073**	-0.0030**
		(t-2)	-0.0033*	-0.0022**	0.0061**	-0.0040**	0.0044**
		(t-3)	0.0038*	0.0000**	-0.0036**	0.0186**	0.0121**
		(t-4)	-0.0382*	0.0074**	-0.0081**	-0.0076**	0.0036**
	부산	(t-1)	-0.0092	0.1106*	-0.0002*	-0.0031*	-0.0096*
		(t-2)	-0.0056	0.0695*	-0.0202*	0.0136*	0.0018*
		(t-3)	0.0143	-0.0073*	0.0283*	0.0891*	0.0045*
		(t-4)	-0.0565	0.0010*	0.0212*	0.0048*	0.0015*
	대구	(t-1)	-0.0793	-0.0239*	0.0048*	0.0152*	0.0915*
		(t-2)	0.0181	0.0347*	0.0417*	0.0093*	0.0179*
		(t-3)	-0.0786	0.0345*	0.0894*	-0.0171*	-0.0210*
		(t-4)	-0.0887	0.0172*	0.0090*	0.0110*	0.0252*
	광주	(t-1)	-0.0027*	0.0404*	0.0014*	-0.0410*	0.0150*
		(t-2)	-0.0050*	-0.0144*	0.0133*	-0.0457*	0.0072*
		(t-3)	-0.0532*	0.0522*	0.0375*	0.0258*	0.0121*
		(t-4)	0.0195*	-0.0201*	-0.0027*	-0.0639*	-0.0018*

지역별 유통단계별 가격결정구조

소매시장가격					AIC	시차(p)
서 울	부 산	대 구	광 주	대 전		
-0.5023	0.6748	0.8638	-0.5004	0.0885		
0.0051**	-0.0027**	0.0002**	0.0023**	0.0017**		
0.3379	0.0728	0.0405	0.1707	-0.0036		
-0.0023*	0.0037**	0.0018**	0.0040**	0.0020**		
-0.0223*	0.0034**	-0.0005**	-0.0026**	0.0037**		
-0.0037*	0.0033**	0.0010**	-0.0100**	-0.0028**		
0.0088*	0.0014**	0.0003**	0.0056**	-0.0010**		
0.0630*	0.0323*	-0.0029**	0.0466*	0.0007**		
-0.0214*	0.0306*	-0.0012**	-0.0168*	-0.0043**		
0.0175*	0.0001*	0.0081**	-0.0190*	0.0213**		
0.0348*	-0.0023*	-0.0003**	-0.0097*	0.0038**	14.8182WHSO	
0.0022*	0.0121*	0.0006*	-0.0007*	-0.0050*		
-0.0078*	-0.0008*	-0.0004*	0.0013*	-0.0002*	13.0038WHBS	
-0.0610*	-0.0031*	-0.0001*	-0.0006*	-0.0006*		
0.0125*	-0.0050*	0.0000*	0.0005*	0.0534*	11.9559WHDG	
-0.0168*	-0.0031**	-0.0004**	-0.0293*	-0.0053**		
0.0135*	0.0155**	-0.0027**	0.0041*	0.0006**	13.1796WHGG	
0.0583*	-0.0388**	-0.0006**	0.0201*	0.0083**		
-0.0214*	-0.0009**	0.0021**	0.0233*	0.0017**	12.9206WHDJ	
0.0304*	0.0002*	-0.0009**	0.0092*	-0.0085**		4
0.0100*	0.0028*	0.0000**	-0.0017*	0.0049**	14.1443RHSO	
-0.0019*	-0.0131*	0.0053**	-0.0035*	0.0019**		
-0.0079*	-0.0006*	0.0003**	0.0034*	0.0015**	12.1523RHBS	
0.0009*	0.0009**	0.0025**	0.0043**	-0.0028**		
-0.0398*	0.0036**	0.0013**	0.0036**	0.0003**	11.0629RHDG	
-0.0714*	0.0014**	0.0001**	0.0089**	-0.0011**		
-0.0789*	0.0038**	-0.0019**	0.0033**	0.0005**	12.6173RHGG	
-0.0569*	0.0060**	0.0027**	-0.0302**	-0.0238**		
-0.0086*	-0.0126**	0.0002**	0.0072**	-0.0051**	11.8410RHDJ	
-0.0596*	0.0002**	-0.0048**	0.0180**	0.0109**		
-0.0898*	0.0183**	0.0017**	0.0377**	0.0049**		
-0.0003	-0.0096*	-0.0457*	0.0134*	-0.0115*		
0.0162	-0.0043*	-0.0097*	0.0074*	0.0075*		
0.0213	-0.0102*	0.0052*	0.0088*	-0.0092*		
-0.0257	-0.0090*	-0.0024*	0.0130*	0.0007*		
0.0255*	0.0035*	0.0072	-0.0364*	0.0027*		
0.0049*	0.0636*	0.0019	-0.0633*	0.0143*		
-0.0037*	0.0045*	-0.0012	-0.0412*	0.0031*		
-0.0042*	0.0128*	-0.0054	-0.0390*	-0.0045*		

설명변수 \ 종속변수			도매시장가격				
			서 울	부 산	대 구	광 주	대 전
	대전	(t - 1)	0.1545	0.0184*	-0.0062*	-0.0165*	0.0969*
		(t - 2)	0.0919	0.0002*	-0.0158*	-0.0005*	-0.0546*
		(t - 3)	0.1297	0.0446*	0.0742*	0.0125*	-0.0179*
		(t - 4)	0.0742	0.0220*	-0.0091*	0.0099*	0.1056*

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

부산 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서, 부산의 소비지도매시장 자체 가격정보와 광주의 소비지도매시장 가격정보에 대한 영향력이 크게 나타나고 있으나, 부산의 소비지소매시장의 가격정보가 소비지도매시장에 미치는 영향력이 상대적으로 매우 높게 나타나고 있다. 그리고 타지역의 영향력 또한 소비지도매시장에 비하여 소비지소매시장이 높은 것을 알 수 있다.

대구 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서는 대구 자체 소비지도매시장 가격에 비하여 서울, 부산, 광주, 대전 등 타지역이 미치는 영향력이 크며, 특히 부산의 소비지도매시장 가격정보가 대구 소비지도매시장 가격에 미치는 영향력이 다소 크게 나타났다. 그러나 지역별 소비지도매시장 가격보다 소비지소매시장 가격, 그리고 그 가운데 대구의 소비지소매시장 가격이 더 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

광주 소비지도매시장의 가격변화에 있어서는 광주 자체 소비지도매시장 가격의 $(t-1)$기와 $(t-3)$기가 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, $(t-2)$기와 $(t-4)$기는 소비지소매시장 가격의 영향력이 더 크게 나타나고 있다. 전반적으로 광주는 자체 소비지도소매가격의 영향력이 크게 나타나고 있으며, 타지역 소비지소매시장의 가격 영향력이 소비지도매시장에 비하여 다소 높다.

대전 소비지도매시장의 가격변화에 있어서는 대전 자체 소비지도매시장 가격의 $(t-2)$기와 $(t-4)$기가 미치는 영향력이 크게 나타나고 있으나, $(t-1)$기와 $(t-3)$기는 소비지소매시장 가격의 영향력이 더 크게 나타나고 있다. 전반적으로 대전은 자체 소비지도소매가격의 영향력이 크게 나타나고 있으며, 대구와 광주의 소비지도·소매지장의 가격 영향력이 타지역에 비하여 다소 높다.

소매시장가격					AIC	시차(p)
서 울	부 산	대 구	광 주	대 전		
-0.0127*	0.0207*	0.0061*	0.0166*	0.0017*		
-0.0609	-0.0032*	0.0010*	0.0246*	-0.0175*		
0.0167	0.0161*	-0.0024*	0.0495*	0.0080*		
0.0322	0.0116*	0.0002*	0.0048*	0.0000*		

지역별 소비지소매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서의 특징은 대구와 광주 소비지소매시장의 경우 타지역에 비하여 자체 소비지소매시장의 가격 영향력이 상대적으로 높게 나타나고 있으며, 타지역의 소비지소매시장 가격정보가 미치는 영향력이 소비지도매시장의 경우보다 크게 나타났다.

<표 Ⅴ-21>은 물오징어의 VECM을 이용한 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 인과관계를 분석한 결과가 제시되어 있다. 적정시차는 AIC가 최소값이 되는 $p = 6$을 선택하였다.

물오징어의 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 대한 장기인과관계를 살펴보면, 5개 지역의 소비지도·소매지장 가격의 오차수정항계수가 모두 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 소비지도·소매지장의 경우에도 유통단계별 시스템의 기능적 차이 및 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 인과관계가 유통단계별, 지역상호간에 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 5개 지역의 소비지도매시장에 대한 유통단계별, 지역별 오차수정항계수가 아주 미약하게 반응하는 것으로 나타났으며, 특히 대구의 소비지도매시장에 대한 계수크기가 매우 작아 장기적인 유통단계별, 지역별 영향력이 타지역에 비하여 약하다는 것을 알 수 있다. 그리고 5개 지역의 소비지소매시장에 대한 유통단계별 지역별 오차수정항계수가 소비지도매시장에 대한 오차수정항계수의 크기보다 작게 나타나, 각 유통단계별, 지역별 가격정보에 대한 장기적 영향력이 소비지도매시장에 비하여 약하게 나타났다. 즉, 물오징어 또한 소비지도·소매지장의 지역별 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 영향력은 유통단계별 및 지역간 상호작용에 의하여 이루어지고 있으나, 가격정보에 대한 불균형 상황을 균형 상태로 조정하는 영향력이 매우 약하다는 것을 의미한다.

<표 Ⅴ-21> 물오징어 : VECM을 이용한

설명변수 \ 종속변수			도매시장가격				
			서 울	부 산	대 구	광 주	대 전
공적분항계수			1.0000	-1.5347	-0.4232	1.1687	-0.0024
공적분항상수							-639.7157
오차수정항계수			-0.0225**	0.0121**	0.0068**	-0.0015**	0.0011**
상수			-0.1145	0.1514	0.5042	0.4045	0.2465
도매시장가격	서울	(t-1)	-0.1109*	0.0072**	0.0025**	0.0186**	0.0049**
		(t-2)	-0.0811*	-0.0001**	0.0145**	0.0109**	0.0030**
		(t-3)	-0.0931*	-0.0089**	0.0113**	0.0100**	-0.0045**
		(t-4)	-0.1048*	-0.0003**	-0.0019**	-0.0059**	-0.0011**
		(t-5)	-0.0886*	0.0048**	0.0043**	0.0140**	0.0046**
		(t-6)	-0.0688*	-0.0030**	0.0057**	0.0049**	0.0052**
	부산	(t-1)	-0.0073	-0.0182*	0.0471*	0.0075*	-0.0222*
		(t-2)	-0.1106	0.0155*	0.0430*	0.0205*	0.0060*
		(t-3)	-0.0022	0.0006*	0.0055*	0.0027*	0.0013*
		(t-4)	-0.0608	-0.0360*	0.0184*	-0.0092*	0.0077*
		(t-5)	0.0363	-0.0455*	0.0114*	-0.0028*	-0.0148*
		(t-6)	-0.0512	0.0433*	0.0388*	-0.0064*	0.0108*
	대구	(t-1)	-0.0081	0.0356*	-0.0126*	0.0124*	-0.0064*
		(t-2)	0.0044	-0.0043*	0.0393*	0.0004*	0.0007*
		(t-3)	0.0019	0.0163*	0.0049*	0.0172*	0.0027*
		(t-4)	-0.1128	0.0015*	0.0150*	0.0023*	0.0136*
		(t-5)	0.0287	0.0077*	0.0207*	0.0233*	-0.0004*
		(t-6)	-0.0085	0.0125*	0.0170*	0.0039*	-0.0014*
	광주	(t-1)	0.1655	0.0446*	-0.0194*	-0.0119*	0.0301*
		(t-2)	0.2070	0.0022*	0.0086*	-0.0190*	0.0076*
		(t-3)	0.0345	-0.0194*	0.0265*	-0.0146*	-0.0524*
		(t-4)	-0.1078	-0.0031*	-0.0120*	0.0070*	-0.0079*
		(t-5)	0.0861	0.0108*	0.0235*	0.0590*	0.0005*
		(t-6)	-0.0084	0.0561*	0.0422*	-0.0022*	0.0102*
	대전	(t-1)	0.0246	0.0038*	-0.0027*	0.0578*	-0.0195*
		(t-2)	0.0255	0.0006*	0.0178*	-0.0117*	-0.0101*
		(t-3)	0.0600	0.0214*	-0.0028*	-0.0060*	0.0043*
		(t-4)	0.1309	-0.0275*	-0.0325*	0.0106*	-0.0128*
		(t-5)	-0.1086	-0.0325*	-0.0128*	0.0173*	-0.0044*
		(t-6)	0.0523	-0.0296*	-0.0010*	-0.0126*	0.0021*
	서울	(t-1)	0.1665	0.0175*	-0.0054*	0.0334*	0.0481*
		(t-2)	-0.0010	-0.0108*	-0.0091*	0.0150*	0.0047*
		(t-3)	-0.0571	-0.0303*	-0.0192*	-0.0191*	-0.0229*
		(t-4)	0.0030	-0.0151*	0.0288*	0.0243*	0.0165*
		(t-5)	0.0126	0.0190*	0.0045*	0.0013*	-0.0192*
		(t-6)	0.0120	0.0119*	0.0043*	0.0178*	0.0105*

지역별 유통단계별 가격결정구조

소매시장가격					AIC	시차(p)
서 울	부 산	대 구	광 주	대 전		
0.5719	-0.1538	-1.3559	0.2493	0.4429		
-0.0015**	0.0015**	0.0018**	0.0025**	0.0000**		
-0.1191	-0.0282	-0.0644	-0.2270	-0.0698		
0.0068**	0.0002**	-0.0043**	0.0067**	0.0014**		
0.0098**	-0.0003**	-0.0028**	-0.0039**	0.0010**		
0.0136**	-0.0007**	-0.0012**	0.0018**	0.0012**		
0.0118**	0.0016**	-0.0012**	0.0003**	0.0004**		
0.0156**	0.0009**	0.0030**	0.0070**	0.0039**		
0.0141**	0.0002**	0.0017**	-0.0084**	-0.0026**		
0.0058*	0.0051**	0.0139**	0.0071*	-0.0041**		
0.0076*	0.0160**	-0.0017**	0.0025*	0.0028**		
0.0041*	0.0137**	-0.0115**	0.0147*	-0.0101**		
-0.0134*	0.0156**	-0.0011**	0.0210*	-0.0055**		
0.0118*	-0.0115**	0.0043**	-0.0185*	0.0025**		
0.0222*	0.0024**	0.0108**	-0.0339*	-0.0113**		
-0.0222*	0.0106**	0.0398**	-0.0193*	-0.0038**		
-0.0110*	0.0106**	-0.0004**	0.0107*	-0.0069**		
0.0201*	0.0011**	0.0153**	-0.0053*	-0.0030**		
-0.0001*	0.0138**	-0.0160**	0.0346*	-0.0032**		
0.0004*	-0.0032**	0.0015**	0.0040*	0.0003**		
-0.0055*	0.0052**	0.0033**	0.0198*	0.0023**	13.5503^{WCSO}	
0.0352*	0.0043**	0.0001**	0.0251*	0.0003*		
0.0124*	-0.0061**	0.0116**	0.0528*	-0.0024*	11.2443^{WCBS}	
-0.0131*	-0.0054**	0.0030**	0.0080*	-0.0222*		
0.0111*	-0.0311**	0.0016**	0.0210*	0.0009*	11.2546^{WCDG}	
0.0194*	-0.0094**	-0.0020**	-0.0360*	-0.0085*		
0.0020*	0.0030**	0.0116**	-0.0110*	0.0042*	10.7102^{WCGG}	
0.0180*	0.0022**	0.0064**	0.0306*	0.0134*		
0.0212*	0.0008**	0.0011**	0.0125*	0.0022*	10.6196^{WCDJ}	
-0.0011*	0.0032**	-0.0016**	-0.0056*	-0.0064*		
0.0162*	-0.0014**	-0.0131**	-0.0144*	-0.0082*	10.6103^{RCSO}	
-0.0118*	0.0040**	0.0012**	0.0134*	-0.0176*		
0.0183*	0.0060**	-0.0073**	0.0134*	-0.0282*	8.9596^{RCBS}	
0.0086*	0.0098**	0.0001**	0.0455*	0.0197*		
-0.0415*	-0.0026**	-0.0243**	-0.0131*	0.0095*	9.5186^{RCDG}	
-0.0660*	-0.0059**	-0.0096**	-0.0046*	0.0005*		
-0.0650*	0.0080**	0.0089**	0.0030*	0.0024*	10.8324^{RCGG}	6
-0.0321*	0.0143**	-0.0090**	0.0146*	0.0141*		
-0.0852*	0.0069**	0.0018**	0.0073*	0.0010*	10.0089^{RCDJ}	

설명변수			종속변수: 도매시장가격				
			서 울	부 산	대 구	광 주	대 전
소매시장가격	부산	(t - 1)	0.1097	0.2097	0.0805	-0.0327*	-0.0439*
		(t - 2)	0.0734	-0.0049	0.0169	-0.0099*	0.0037*
		(t - 3)	0.0957	-0.0147	0.0282	0.0167*	-0.0088*
		(t - 4)	-0.4108	-0.1318	-0.0488	-0.0327*	0.0173*
		(t - 5)	-0.4317	-0.0572	0.0470	-0.0141*	-0.0259*
		(t - 6)	0.2094	0.1395	-0.0001	0.0960*	0.0148*
	대구	(t - 1)	-0.0465	-0.0231*	0.0737*	-0.0265*	-0.0035*
		(t - 2)	0.0722	-0.0268*	0.0274*	-0.0137*	0.0098*
		(t - 3)	0.1898	0.0183*	-0.0049*	-0.0212*	0.0241*
		(t - 4)	-0.1047	-0.1034*	-0.0399*	-0.0206*	0.0141*
		(t - 5)	-0.0149	-0.0319*	-0.0148*	-0.0426*	0.0450*
		(t - 6)	-0.0997	-0.0073*	-0.0170*	0.0086*	0.0127*
	광주	(t - 1)	0.1330	0.0353*	0.0209*	0.0413*	0.0379*
		(t - 2)	0.0520	0.0376*	-0.0196*	-0.0070*	-0.0066*
		(t - 3)	0.0264	0.0148*	0.0008*	-0.0229*	-0.0080*
		(t - 4)	0.0431	-0.0101*	0.0209*	0.0123*	0.0012*
		(t - 5)	-0.1449	-0.0106*	-0.0030*	-0.0080*	-0.0003*
		(t - 6)	-0.0488	0.0223*	-0.0115*	0.0034*	0.0023*
	대전	(t - 1)	0.0665	0.0240*	-0.0131*	0.0562*	-0.0279*
		(t - 2)	0.1427	-0.0354*	0.0038	-0.0169*	0.0288*
		(t - 3)	-0.0476	0.0024*	0.0006*	0.0109*	-0.0227*
		(t - 4)	-0.0302	-0.0297*	0.0124*	0.0045*	0.0022*
		(t - 5)	0.1958	0.0673*	0.0043*	-0.0334*	0.0121*
		(t - 6)	-0.0469	0.0336*	0.0045*	0.0232*	-0.0010*

1) AIC: Akaike Information Criterion

2) **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

그리고 소비지도매시장의 지역별 오차수정항계수 가운데 서울, 광주의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형의 부호가 음(−)으로 나타났으며, 이는 이들 지역이 장기균형가격 상태에서 이탈하더라도 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향을 가진다는 것을 의미한다. 반면에 부산, 대구, 대전의 소비지도매시장 가격을 종속변수로 하는 모형 부호는 양(+)으로 나타났으므로, 장기균형가격 상태에서 이탈시 균형가격 수준으로 되돌아가려는 성향이 없다는 것을 알 수 있다.

물오징어의 소비지도매시장의 유통단계별, 지역별 단기인과관계를 살펴보면, 단기적인 영향력이 미약한 가운데 타지역에 비해 서울 자체 가격정보에 대한 단기 영향력이 다소

소매시장가격					AIC	시차(p)
서 울	부 산	대 구	광 주	대 전		
0.0620*	0.0062*	0.0109*	-0.0059*	0.0294*		
0.0127*	0.0421*	0.0348*	0.0192*	0.0287*		
0.0175*	0.0017*	0.0176*	0.0148*	0.0322*		
0.0401*	0.0110*	-0.0142*	-0.0490*	-0.0075*		
0.0760*	0.0185*	0.0053*	-0.0289*	0.0102*		
-0.0459*	-0.0245*	-0.0027*	0.2813*	0.0063*		
0.0272*	-0.0044*	-0.0667*	0.0439*	0.0114*		
0.0043*	-0.0086*	-0.2197*	0.0005*	0.0246*		
0.0326*	-0.0091*	0.1490*	-0.0003*	0.0226*		
-0.0218*	0.0043*	0.0263*	-0.0749*	0.0001*		
0.0187*	0.0104*	-0.0742*	-0.0737*	0.0173*		
0.0231*	0.0107*	-0.0268*	-0.1682*	0.0004*		
0.0089*	-0.0004**	0.0038**	-0.0105*	0.0163*		
-0.0066*	0.0083**	0.0044**	-0.0328*	0.0131*		
0.0224*	0.0039**	0.0034**	-0.0419*	0.0026*		
0.0058*	-0.0034**	-0.0133**	-0.0044*	0.0136*		
-0.0438*	-0.0044**	0.0190**	-0.0012*	0.0051*		
-0.0053*	-0.0010**	-0.0021**	-0.2103*	0.0024*		
0.0204*	0.0079**	0.0100*	0.0109*	0.0542*		
0.0062*	0.0100**	0.0005*	-0.0011*	0.0344*		
0.0086*	0.0086**	-0.0140*	-0.0073*	-0.0202*		
0.0282*	-0.0020**	0.0211*	0.0098*	0.0703*		
-0.0097*	-0.0044**	-0.0128*	0.0201*	0.0123*		
0.0077*	0.0063**	0.0090*	-0.0001*	-0.0389*		

크게 나타나지만, 서울 이외 부산, 광주, 대전의 소비지도매시장 가격에 대한 영향력 또한 다소 높게 나타나고 있다. 그리고 부산, 광주, 대전 소비지소매시장 가격에 대한 영향력이 소비지도매시장에 비하여 다소 높게 나타나고 있으나 비유의적이다.

부산 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서, 부산 소비지소매시장의 가격정보와 타지역의 소비지소매시장 가격정보에 대한 영향력이 크게 나타나고 있다.

대구 소비지도매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서는 대구 자체 소비지도매시장과 부산, 광주, 대전 소비지도매시장 가격정보가 미치는 영향력이 크며, 특히 부산의 소비지도매시장 가격정보가 대구 소비지도매시장 가격에 미치는 영향력이 다소 크게 나타났

다. 그러나 지역별 소비지도매시장 가격보다 소비지소매시장 가격, 그리고 그 가운데 부산과 대구의 소비지소매시장 가격이 더 큰 영향을 미치고 있다는 것을 알 수 있다.

광주와 대전의 소비지도매시장 가격변화에 있어서는 전반적으로 타지역 소비지소매시장의 가격 영향력이 소비지도매시장에 비하여 다소 높게 나타나고 있으며, 광주는 자체 소비지도소매가격의 영향력이 크게 나타나고 있으나, 대전은 서울, 부산, 광주의 $(t-1)$기 소비지소매시장의 가격이 다소 큰 영향력을 미치고 있다.

지역별 소비지소매시장의 가격변화에 대한 영향력에 있어서의 특징은 서울, 부산, 대구, 대전 소비지소매시장의 경우 타지역에 비하여 자체 소비지소매시장의 가격 영향력이 상대적으로 높게 나타나고 있으며, 광주의 경우 소비지도매시장의 가격 영향력이 다소 더 높게 나타났다. 그리고 타지역의 소비지소매시장 가격정보가 미치는 영향력이 소비지도매시장의 경우보다 큰 것을 알 수 있다.

유통단계별, 지역별 가격결정구조 분석결과에 의하면, 오차수정항계수가 모두 유의적이나 그 크기가 작아 가격정보에 대한 선도적인 지역의 유통단계에 대한 영향력이 매우 미약하게 나타났다. 그러나 유통단계별 시스템의 기능적 차이 및 지역별 공간적 제약에도 불구하고 가격정보에 대한 안과관계가 유통단계 및 지역상호간에 미약하게 작용하고 있다는 것을 알 수 있다.

단기적인 인과관계에 있어서 서울의 고등어와 물오징어는 서울 소비지도매시장의 자체 가격정보가 미치는 영향력이 다소 크게 나타나고 있다. 그러나 타지역의 단기적 소비지소매시장 가격정보가 미치는 영향력은 소비지도매시장의 경우보다 크나 유의성이 낮거나 유의적이지 않았다. 그리고 갈치의 경우 서울 소비지도매시장 자체 가격정보가 미치는 영향력이 다소 크게 나타나고 있으며, 소비지도매시장의 단기적 지역별 가격정보가 미치는 영향력이 소비지소매시장의 경우보다 크며 보다 유의적이었다. 서울을 제외한 4개 지역은 전반적으로 각 지역의 자체 및 타지역의 소비지소매시장 가격의 영향력이 소비지도매시장의 영향력에 비하여 크게 나타났다.

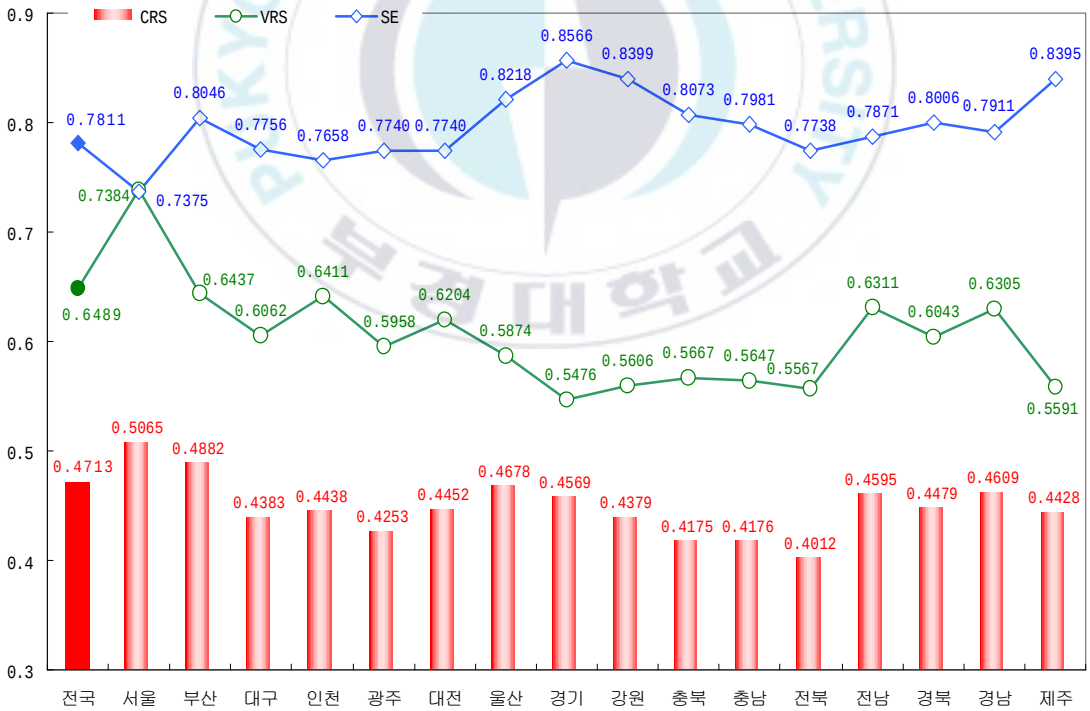
종합적으로 살펴보면, 서울과 부산의 소비지도매시장은 타지역에 비하여 상대적으로 상적유통기능 및 유통정보기능에 있어서 가격형성과 가격정보의 수집·전달 기능을 충분히 수행하고 있다. 그러나 그 외 타지역의 경우 소비지도매시장의 기능약화가 실증분석결과에 반영되고 있다. 즉 최근의 수산물 유통환경의 변화에 따른 대형할인점, 백화점, 슈퍼마

켓 등의 소비지소매시장 유통기구에 의한 영향이 수산물유통에 있어서 가격결정구조에 큰 변화를 가져오고 있는 것이다.

4. DEA모형을 이용한 효율성 분석결과

<표 Ⅴ-22>와 <표 Ⅴ-23>은 DEA모형을 사용하여 측정한 지역별 수산물 도소매업의 전체 기술적 효율성(θ_o : CRS), 비체증 수익 조건하의 효율성(δ_o : NIRS) 및 순수 기술적 효율성(π_o : VRS), 그리고 규모의 효율성(μ_o : SE)에 대한 측정결과이다.

수산물 도소매업의 효율성 분석결과, 수산물 도매업의 경우 6,318개 사업체의 전국 전체 기술적 효율성(CRS)의 평균값은 0.4713, 순수 기술적 효율성(VRS)의 평균값은 0.6489, 전체 기술적 효율성과 순수 기술적 효율성의 비율로 정의되는 규모의 효율성($SE = CRS/VRS$)의 평균값은 0.7375로 나타났다.



[그림 Ⅴ-1] 지역별 수산물 도매업체의 효율성(CRS, VRS, SE)

수산물 도매업의 지역별 효율성을 살펴보면, 전체 기술적 효율성의 평균값이 가장 높은 지역은 서울로 0.5065(1위), 순수 기술적 효율성의 경우도 0.6489(1위)로 서울이 가장 높게 나타났으나, 규모의 효율성의 평균값은 0.7375(16위)로 가장 낮게 나타났다.

부산은 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성의 평균값이 각각 0.4882(2위), 0.6437(2위), 0.8046(6위), 대구는 각각 0.4383(11위), 0.6062(7위), 0.7756(11위), 광주는 각각 0.4253(13위), 0.5958(9위), 0.7740(13위), 대전은 각각 0.4452(8위), 0.5958(6위), 0.7740(12위)을 나타내고 있다.

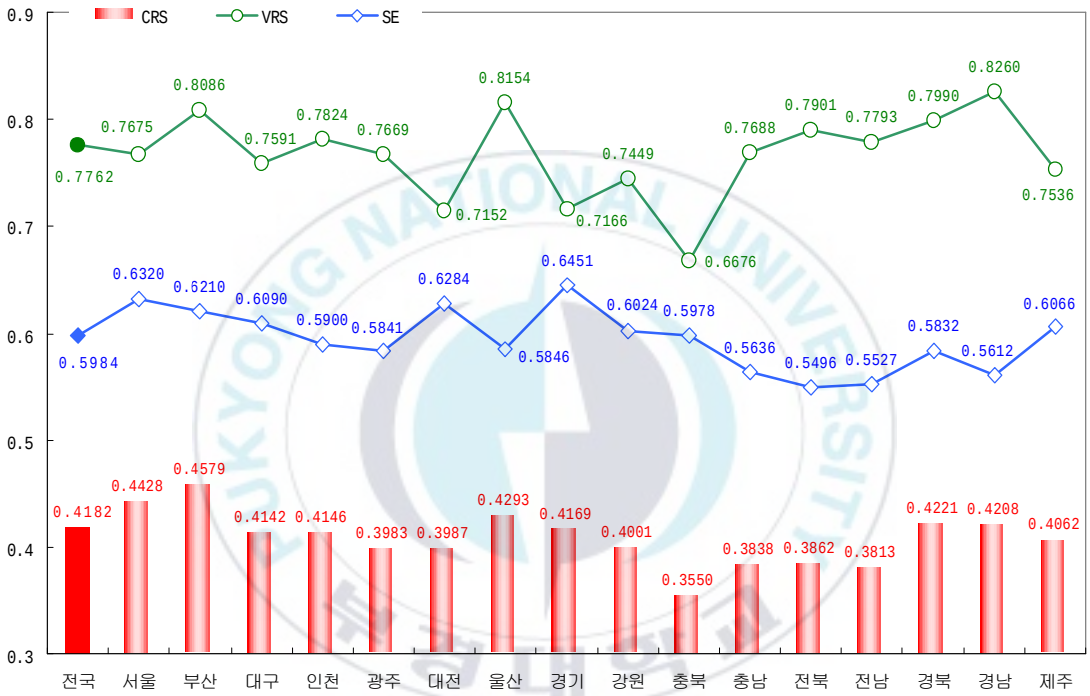
<표 Ⅴ-22> 수산물 도매업의 지역별 효율성

구 분	$CRS(\theta_o)$	$NIRS(\delta_o)$	$VRS(\pi_o)$	$SE(\mu_o)$
전 국	0.4713	0.4741	0.6489	0.7811
서 울	0.5065 (1)	0.5082 (1)	0.7384 (1)	0.7375 (16)
부 산	0.4882 (2)	0.4928 (2)	0.6437 (2)	0.8046 (6)
대 구	0.4383 (11)	0.4392 (12)	0.6062 (7)	0.7756 (11)
인 천	0.4438 (9)	0.4454 (10)	0.6411 (3)	0.7658 (15)
광 주	0.4253 (13)	0.4266 (13)	0.5958 (9)	0.7740 (13)
대 전	0.4452 (8)	0.4456 (9)	0.6204 (6)	0.7740 (12)
울 산	0.4678 (3)	0.4694 (3)	0.5874 (10)	0.8218 (4)
경 기	0.4569 (6)	0.4595 (6)	0.5476 (16)	0.8566 (1)
강 원	0.4379 (12)	0.4402 (11)	0.5606 (13)	0.8399 (2)
충 북	0.4175 (15)	0.4186 (15)	0.5667 (11)	0.8073 (5)
충 남	0.4176 (14)	0.4199 (14)	0.5647 (12)	0.7981 (8)
전 북	0.4012 (16)	0.4028 (16)	0.5567 (15)	0.7738 (14)
전 남	0.4595 (5)	0.4637 (5)	0.6311 (4)	0.7871 (10)
경 북	0.4479 (7)	0.4504 (8)	0.6043 (8)	0.8006 (7)
경 남	0.4609 (4)	0.4660 (4)	0.6305 (5)	0.7911 (9)
제 주	0.4428 (10)	0.4542 (7)	0.5591 (14)	0.8395 (3)

주 : 1) $CRS(\theta_o)$: 규모에 대한 수익불변 조건하의 전체 기술적 효율성 값
2) $NIRS(\delta_o)$: 규모에 대한 비체증 수익 조건하의 기술효율성 값
3) $VRS(\pi_o)$: 규모에 대한 수익변동 조건하의 순수 기술적 효율성 값
4) $SE(\mu_o)$: 규모의 효율성 값

수산물 소매업의 경우 21,036개 사업체의 전국 전체 기술적 효율성의 평균값은 0.4182, 순수 기술적 효율성의 평균값은 0.7762, 규모의 효율성의 평균값은 0.5984로 나타났다.

전체 기술적 효율성의 평균값이 가장 높은 지역은 부산으로 0.4579(1위), 순수 기술적 효율성은 0.8086(3위), 규모의 효율성의 평균값은 0.6210(4위), 서울은 각각 0.4428(2위), 0.7675(9위), 0.6320(2위), 대구는 각각 0.4142(8위), 0.7591(11위), 0.6090(5위), 광주는 각각 0.3983(12위), 0.7669(10위), 0.5841(11위), 대전은 각각 0.3987(11위), 0.7152(15위), 0.6284(3위)로 나타났다.



[그림 Ⅴ-2] 지역별 수산물 소매업체의 효율성(CRS, VRS, SE)

[가설 4] : 효율적인 운영이 이루어지고 있는 지역의 가격정보가 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 할 것이다.

[가설 4]에 제시된 바와 같이 효율적인 운영이 이루어지고 있는 수산물 도소매업체가 속하는 지역의 가격정보가 이들의 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 할 것이라는 가설을 설정하였다. DEA모형을 이용한 수산물 도소매업체의 지역별 효율성 분석결과를 살펴보면, 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장에서 가격정보에 대하여 선도적인 역

할을 하는 서울의 경우 전체 기술적 효율성에 대한 평균값이 16개 시도별 분석결과에서 수산물 도매업은 1위, 수산물 소매업은 2위를, 부산 또한 각각 2위와 1위를 차지하였으며, 전국 평균값에 비하여 높게 나타났다. 타지역에 비하여 상대적으로 효율적인 운영이 이루어지고 있는 이들 지역이 수산물의 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 선도적인 기능을 수행하고 있다는 결과가 도출되었다.

<표 Ⅳ-23> 수산물 소매업의 지역별 효율성

구 분	$CRS(\theta_o)$	$NIRS(\delta_o)$	$VRS(\pi_o)$	$SE(\mu_o)$
전 국	0.4182	0.4196	0.7762	0.5984
서 울	0.4428 (2)	0.4445 (2)	0.7675 (9)	0.6320 (2)
부 산	0.4579 (1)	0.4585 (1)	0.8086 (3)	0.6210 (4)
대 구	0.4142 (8)	0.4152 (8)	0.7591 (11)	0.6090 (5)
인 천	0.4146 (7)	0.4154 (7)	0.7824 (6)	0.5900 (9)
광 주	0.3983 (12)	0.3998 (11)	0.7669 (10)	0.5841 (11)
대 전	0.3987 (11)	0.3997 (12)	0.7152 (15)	0.6284 (3)
울 산	0.4293 (3)	0.4300 (3)	0.8154 (2)	0.5846 (10)
경 기	0.4169 (6)	0.4194 (6)	0.7166 (14)	0.6451 (1)
강 원	0.4001 (10)	0.4026 (10)	0.7449 (13)	0.6024 (7)
충 북	0.3550 (16)	0.3559 (16)	0.6676 (16)	0.5978 (8)
충 남	0.3838 (14)	0.3863 (14)	0.7688 (8)	0.5636 (13)
전 북	0.3862 (13)	0.3878 (13)	0.7901 (5)	0.5496 (16)
전 남	0.3813 (15)	0.3828 (15)	0.7793 (7)	0.5527 (15)
경 북	0.4221 (4)	0.4230 (4)	0.7990 (4)	0.5832 (12)
경 남	0.4208 (5)	0.4213 (5)	0.8260 (1)	0.5612 (14)
제 주	0.4062 (9)	0.4085 (9)	0.7536 (12)	0.6066 (6)

주 : 1) $CRS(\theta_o)$: 규모에 대한 수익불변 조건하의 전체 기술적 효율성 값
2) $NIRS(\delta_o)$: 규모에 대한 비체증 수익 조건하의 기술효율성 값
3) $VRS(\pi_o)$: 규모에 대한 수익변동 조건하의 순수 기술적 효율성 값
4) $SE(\mu_o)$: 규모의 효율성 값

제Ⅵ장 결 론

제1절 요 약

본 연구에서는 주요 선어류 고등어, 갈치, 물오징어의 유통단계별 가격과 지역별 가격 자료를 이용하여 국내 수산물의 가격결정구조를 분석하였다. 각 가격자료가 시계열 자료이므로 자료 자체의 안정성 여부와 장기균형관계의 여부를 검정하기 위하여 단위근 검정과 공적분 검정을 각각 시행하였다. 검정결과에 의하면, 각 시계열 자료에 장기균형관계가 존재하였으며, 이에 장·단기관계를 모형내에 포함하고 있는 VECM을 이용하여 분석대상인 주요 선어류 3품목에 대한 유통단계별·지역별 가격결정구조를 분석하였다. 분석결과를 통하여 가격정보에 대해 선도적인 역할을 하는 지역을 파악하고, 향후 수산물 유통구조에 있어서 가격결정구조의 조정 및 유통시스템의 구조를 개선하는데 도움이 될 것이다.

그리고 지역별 수산물 도·소매업체의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성 및 규모의 효율성을 DEA모형을 이용하여 도출하였으며, 타지역에 비하여 상대적으로 효율적인 운영이 이루어지고 있는 지역의 수산물 도·소매업체들이 가격결정구조에 있어서도 선도적인 역할을 수행하는지의 여부를 분석하였다. 이를 바탕으로 저비용 고효율의 효과를 기대할 수 있는 수산물 유통체제로의 전환이 요구된다는 점을 인식할 수 있는 계기를 마련해야 하겠다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

유통단계별 가격정보에 있어서 선도적인 역할은 소비지도매시장의 주요기능이나 최근 수산물 유통환경의 변화에 따른 유통단계의 주체의 변화를 살펴보기 위하여 유통단계별 가격결정구조를 분석한 결과, 장기인과관계에서는 3가지 품목이 모두 소비지도매시장과 소비지소매시장간 양방향성을 띠고 상호작용하는 것으로 나타났다. 그러나 단기인과관계에서는 3가지 품목에서 모두 소비지도매시장 가격에 대한 소비지소매시장 가격의 후행계수가 미치는 영향력이 다소 크게 나타나 소비지도매시장의 가격결정 및 정보전달 기능이 과거에 비해 다소 약화되었으며, 소비지소매시장의 대형할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등의 유통업체들의 이러한 기능강화가 결과에 반영되었다.

지역별 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서는 소량·분산적으로 생산되는 상품의 소량·분산적 소비에 대한 수집·분산 연결기능이 타 지역에 비하여 강하며, 이에 따라 가격결정구조에 있어서도 선도적인 역할을 할 것이라고 예상하였던 서울 중앙도매시장의 기능이 갈치와 물오징어 2상품의 경우 타지역에 비하여 강하게 작용하고 있다는 것을 알 수 있다. 그리고 5개 지역 가운데 고등어, 갈치, 물오징어의 출하량의 비중이 매우 높은 부산이 소비지도매시장의 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 하고 있으나 대구, 광주, 대전 이들 3개 지역은 가격정보에 대한 영향력에 대한 유의성이 낮거나 비유의적으로 나타났다.

그리고 지역별 소비지소매시장 가격결정구조에 있어서는 서울 및 출하량의 비중이 높은 부산의 영향력보다 그 지역 자체 가격정보에 대한 영향력이 크게 나타나고 있으며, 대구, 광주, 대전 이들 3개 지역은 인접지역의 가격정보에 대해 상호작용하는 반응정도가 다소 크게 나타났다. 이는 소비지유통에 있어서 소비지소매시장을 통하여 소비자 또는 수요자에 도달하기까지 유통시간의 단축이나 선도유지, 시설개선 등에 대한 유통비용의 부담을 감소시키기 위한 현실적인 대응의 결과를 반영한다.

유통단계별, 지역별 가격정보에 있어서 서울과 부산의 소비지도매시장은 타지역에 비하여 상대적으로 상적유통기능 및 유통정보기능에 있어서 가격형성과 가격정보의 수집·전달기능을 충분히 수행하고 있다. 그러나 대구, 광주, 대전의 경우 대형할인점, 백화점, 슈퍼마켓 등의 소비지소매시장 유통기구에 의한 영향력 강화가 수산물유통에 있어서 가격결정구조에 큰 변화를 가져오고 있다. 즉 최근 유통환경의 변화로 인하여 소비지도매시장의 기능이 저하되고, 소비지소매시장의 영향력 강화로 인하여 가격결정구조에 있어서 소비지소매시장이 선도적인 역할을 수행하고 있다는 것이다. 이에 지역별 유통단계별 효율성 제고를 위한 정부 및 지방자치단체 그리고 수산물 생산자, 유통업체 및 소비자가 시대적인 변화에 맞추어 보다 합리적으로 유통구조의 개선에 대응하여야 할 것이다.

마지막으로 효율적인 운영이 이루어지고 있는 수산물 도소매업체가 속하는 지역의 가격정보가 이들의 가격결정구조에 있어서 선도적인 역할을 할 것이라는 가설하에 DEA모형을 이용한 수산물 도소매업체의 지역별 효율성 분석결과를 살펴보면, 지역별 소비지도매시장과 소비지소매시장에서 가격정보에 대하여 선도적인 역할을 하는 서울의 경우 전체 기술적 효율성에 대한 평균값이 16개 시도별 분석결과에서 수산물 도매업은 1위, 수

산물 소매업은 2위를, 부산 또한 각각 2위와 1위를 차지하였으며, 전국 평균값에 비하여 높게 나타났다. 타지역에 비하여 상대적으로 효율적인 운영이 이루어지고 있는 이들 지역이 수산물의 가격결정구조에 있어서 가격정보에 대한 선도적인 기능을 수행하고 있다는 결과가 도출되었다.

제2절 향후 연구과제

본 연구의 가격결정구조 분석은 고등어, 갈치, 물오징어의 3가지 품목, 서울, 부산, 대구, 광주, 대전의 5개 지역에 한정하였으므로 수산물 전체 유통구조에 적용할 경우 확대해석하게 되는 문제점이 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 보완하기 위하여 향후 분석 품목 및 지역에 대한 선정에 주의해야 할 것이다. 그리고 유통단계에 있어 소비지도매시장과 소비지소매시장의 가격결정구조를 살펴보았지만, 산지시장의 각 유통단계에 대한 가격정보의 영향력을 분석할 필요성이 있겠다. 소비지소매시장의 대형할인점 및 백화점이 점차 직영화 또는 산지시장과의 직거래를 통한 경영활동이 이루어지고 있기 때문에 수산물 유통단계에 있어서 전반적인 가격결정구조를 분석하기 위해서는 산지시장의 가격정보를 포함하는 연구가 매우 중요하다.

또한 수산물 도·소매업체에 대한 지역별 효율성 분석에 있어서도 수산물 소매업체의 경우 수산물을 취급하는 대형할인점, 백화점 등은 제외되어 있으므로 유의하여야 할 것이다. 그리고 수산물 도소매업체의 지역별 효율성 비교분석과 더불어 각 유통구조에서의 사업체별 최적규모와 최적의 투입·산출 수준을 파악하여 비효율적인 요인을 제거하고, 운영에 있어서 효율성을 극대화 할 수 있는 개성방안이 제시되어야 할 것이다. 그리고 본 연구에서는 2001년 기준의 횡단면 자료에 의하여 한 시점의 효율성을 분석하였으나, 다기간의 자료가 확보된다면 Malmquist 생산성 지수를 이용하여 시간의 흐름에 따른 기술효율성변화(TEC; Technical Efficiency change)와 기술진보변화(TC; Technological change)를 각각 분석할 수 있겠다.

참 고 문 헌

< **국 내 문 헌** >

강기봉 · 강태숙, 「DEA를 이용한 제주마 사육농가의 경영효율성 분석」, 농업경영·정책연구, Vol.29, No.2, 2002.

강상곤, 'DEA 모형을 이용한 컨테이너 항만 및 터미널의 효율성 평가에 관한 실증연구', 한국해양대학교 일반대학원 석사학위논문, 2001.

강석규 · 이광진, "수산물의 유통단계별 가격간 장기균형관계와 인과성 분석-부산지역의 갈치, 오징어를 중심으로-", 「수산경영론집」, 제29권 제2호, 한국수산경영학회, 1998.

강재성 · 서정규, 「가스소매시업의 생산효율성 비교 분석」, 에너지경제연구원, 2004.

김도훈, "DEA 기법을 이용한 우리나라 대형선망어업의 어획능력 측정에 관한 연구", 「자원환경경제연구」, 제15권, 제1호, 한국환경경제학회·한국자원경제학회, 2006.

김수관 · 강연실, "한국 수산물시장이 나아갈 방향-사회적 마케팅컨셉트의 관점에서-", 「수산경영론집」, 한국수산경영학회, 1999.

김재홍 · 김태일, 「공공부문의 효율성 평가와 측정」, 아산재단 연구총서 제 83집.

강종호 · 이광진 · 홍성걸 · 정명생, 「주요 선어류의 가격결정 구조에 관한 연구」, 한국해양수산개발원, 2000.

권오상, 「육류의 시장단계간 가격과정에 관한 계량분석」, 서울대학교, 1990.

, "인과성 검정을 이용한 쇠고기 시장가격의 특성분석", 「농촌경제」, 제13권 제4호, 한국농촌경제연구원, 1990.

김병률, 「주요 축산물의 경제변수간 인과성 분석」, 서울대학교, 1988.

김윤두, “농산물 유통산업의 효율성 측정에 관한 연구 -농산물도매시장을 중심으로-”, 「한국국제농업개발학회지」, 제17권, 제2호, 한국국제농업개발학회, 2005.

김현제 · 윤원철, “DEA 기법과 토빗모형을 활용한 효율성 차이에 대한 분석 : 서울시 고등학교의 교육성과를 대상으로”, 「재정논집」, 제21집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2006.

박준근, “농축산물의 도매가격이 소매가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 「한국식품유통연구」, 제6권 제1호, 한국식품유통학회, 1989.

박종수 · 김남철 · 연규영, “DEA분석법에 의한 낙농농가의 생산효율성 분석”, 「농업경영·정책연구」, 제33권, 제1호, 한국축산경영학회·한국농업정책학회 , 2006.

백승우, “DEA 모형을 이용한 지역농협 유통사업의 효율성 분석”, 「한국식품유통연구」, 제22권, 2호, 한국식품유통학회, 2005.

서울특별시 농수산물유통공사, 「주요 농수산물의 특성」, 2001.

서울특별시 농수산물유통공사, 「2005년도판 출하지 분석집(2004년 거래실적)」, 2005.

서용구 · 배상근의 “우리나라 유통업태별 성장예측 모형 연구”, 「유통연구」, 한국유통학회, 제6권, 제2호 p40～63, 2000.

송일호 · 정우수, 「SAS와 EVIEWS를 이용한-계량경제 실증분석」, 삼영사, 2002.

신해식, “일본의 쇠고기 시장구조에 관한 계량경제분석”, 「한국축산경영학회지」, 창간호, 한국축산경영학회, 1985.

오호성 · 이해춘 · 김태영, “친환경농산물 전자상거래 업체의 효율성 분석”, 「농업경제연구」, 제45권, 제2호, 한국농업경제학회, 2004.

유동운, 「현대수산경제론」, 태화출판사, 2000.

유지성, 「계량경제학원론」, 박영사, 1998.

이병서 · 고성보, “주요 축산물의 시장단계별 가격간 인과성 분석”, 「농촌경제」, 제15권

제2호, 한국농촌경제연구원, 1992.

이종원, 「계량경제학」, 박영사, 1997.

이철현, “쇠고기시장의 가격결정구조 분석”, 「농촌경제」, 제20권 제2호, 한국농촌경제연구원, 1997.

장영수, 「수산물유통론」, 부경대학교 수산기업연구소, 1997.

장영수, “대형할인점의 수산물유통효율성에 관한 연구”, 「수산경영논집」, 제35권, 제1호, 한국수산경영학회, 2004.

장영수 · 박광호, “수산물 도매시장의 유통정보화 구축 효과”, 「한국식품유통연구」, 제22권, 제1호, 한국식품유통학회, 2005.

최규섭 · 권용덕, “Point-Location 모델을 이용한 산지시장가격의 동태적 구조 분석”, 「농업경영·정책연구」, 제27권, 2000.

홍성걸, 「유통환경 변화와 수산물 거래제도 개선방안」, 한국해양수산개발원, 2001.

박정현, ‘제조기업의 경영효율성 분석에 관한 연구= 자동차 부품 산업중심으로’, 아주대학교 대학원 석사학위논문, 2003.

백자욱 · 최문홍, 「DEA를 통한 합병농협의 경영효율성 분석」, 산업경제연구, Vol.13, No.2, 2000.

최홍 · 손소영, 「불확실한 상황하에서의 효율성 평가를 위한 DEA」, 대한산업공학회지, Vol.26, No.1, 2000.

통계청, 「사업체기초통계조사보고서」, 1995년, 2000년, 2004년 기준.

통계청, 「도·소매 및 서비스업 총조사」, 2001년 기준.

통계청, 「한국표준산업분류(2000)」, 2000.

홍봉영, “DEA를 이용한 소매점의 효율성측정”, 「경영학연구」, 제32권, 제2호, 한국경영학회, 2003.

홍봉영 · 기현희, “DEA를 이용한 백화점의 효율성 분석”, 「회계정보연구」, 제32권, 제2호, 한국회계정보학회, 2003.

홍봉영 · 정요섭, 「DEA를 이용한 규모의 경제분석」, Hanyang Business Review, Vol.12 No.1, 2000.

< 국 외 문 헌 >

Ana I. Sanjuán, José M. Gil and Hector O. Zapata, “Vertical Integration, Causation and Price Transmission in the Spanish Hog Industry", 「Vertical Relationships and Coordination in the Food System」, Physica-Verlag Heidelberg, 1999.

Ansley, C. F., Kohn, R., and Shively, T. S., "Computing p - values for the Generalized Durbin - Watson and Other Invariant Test Statistics," Journal of Econometrics, 54, 277～300, 1992.

Dhrymes, Phoebus J., 『Time series, unit roots, and cointegration』, San Diego : Academic Press, 1998.

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

Enders and Walter, 『Applied Econometric Time Series』, New York : John Wiley & Sons Inc, 1995.

, 『RATS : Handbook for Econometric Time Series』, New York : John Wiley & Sons Inc, 1996.

Engle, R. F., and W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation, and Testing", Econometrica, 55, 1987.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic

Dynamics and Control, 12, 231～254, 1988.

Johansen, S. and Juselius, K., "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," Journal of Econometrics, 53, 211～244, 1992.

Maddala, G. S., 『Introduction to Econometrics』, New York : Toronto : New York : Macmillan Pub. Co. ; Maxwell Macmillan Canada ; Maxwell Macmillan International, 1992.

Perron, P., "The Great Crash, the Oil Shock, and the Unit Root Hypothesis", Econometrica, 57, 1361～1401, 1989.

Phillips, P. C. B., "Time Series Regressions with Unit Roots", Econometrica , 55, 277～302, 1987.

Quantitative Micro Software, EViews User Guide, Version 5.0, 2001.

E H Feroz, S Kim, R L Raab, Financial statement analysis : A data envelopment analysis approach, The Journal of the Operational Research Society. Oxford : Jan 2003. Vol. 54, Iss. 1; p. 48.

Sean Pascoe and Ines Herrero, Estimation Of Stock Indices Using DEA, Technical efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.

Sean Pascoe, Parastoo Hassaszahed, Jesper Anderson and Knud Korsbrekke, Economic versus physical input measures in the analysis of technical efficiency in fisheries, Technical efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.

Sean Pascoe, Diana Tingley and Ben Cattermoul, Estimating the efficiency of UK English Channel vessels using DEA and Stochastic Production Frontiers, Centre for the Economics and Management of Aquatic Resources, Technical

efficiency in EU fisheries: implications for monitoring and management through effort controls, TEMEC project, 2002.

W. W. Cooper, L M Seiford, Kaoru Tone, Data Envelopment Analysis : A Comprehensive Text with Models, Application, References and DEA - Solver Software, third printing, 2002.

Charnes, A., W. W. Cooper, E. Rhodes(1978), "Measuring the efficiency of Decision Making Units,", European Journal of Operational Research, Vol.2, pp.429 - 444.

Charnes, A., W. W. Cooper, E. Rhodes(1981), "Evaluating Program and Managerial Efficiency : an application of Data Envelopment Analysis to program Follow Through," Management Sciences, Vol 27, No.6, pp.668 - 697.

Pascoe, S; Herrero, I Estimation of a composite fish stock index using data envelopment analysis, Fisheries Research (Amsterdam) [Fish. Res.]. Vol. 69, no. 1, pp. 91 - 105. Aug 2004.

Vestergaard, N., Squires, D., Kirkley, J., Measuring capacity and capacity utilization in fisheries: the case of the Danish gill - net fleet, Fisheries Research (Amsterdam) [Fish. Res.]. Vol. 60, no. 2 - 3, pp. 357 - 368. Feb 2003.

Walden, JB., Kirkley, JE., Kitts, AW, A Limited Economic Assessment of the Northeast Groundfish Fishery Buyout Program, Land Economics [Land Econ.]. Vol. 79, no. 3, pp. 426 - 439. Aug 2003.

부 록

<부표 1> 유통단계별·지역별 가격결정구조 분석에 사용된 시계열 자료의 변수명

변수에 대한 설명						변수명
Whole sale	Mackerel		도매	고등어		*WM*
		Seoul			서울	*WMSO*
		Busan			부산	*WMBS*
		Daegu			대구	*WMDG*
		Gwangju			광주	*WMGG*
		Daejeon			대전	*WMDJ*
	Hairtail			갈치		*WH*
		Seoul			서울	*WHSO*
		Busan			부산	*WHBS*
		Daegu			대구	*WHDG*
		Gwangju			광주	*WHGG*
		Daejeon			대전	*WHDJ*
	Cuttlefish			오징어		*WC*
		Seoul			서울	*WCSO*
		Busan			부산	*WCBS*
		Daegu			대구	*WCDG*
		Gwangju			광주	*WCgg*
		Daejeon			대전	*WCDJ*
Retail sale	Mackerel		소매	고등어		*RM*
		Seoul			서울	*RMSO*
		Busan			부산	*RMBS*
		Daegu			대구	*RMDG*
		Gwangju			광주	*RMGG*
		Daejeon			대전	*RMDJ*
	Hairtail			갈치		*RH*
		Seoul			서울	*RHSO*
		Busan			부산	*RHBS*
		Daegu			대구	*RHDG*
		Gwangju			광주	*RHGG*
		Daejeon			대전	*RHDJ*
	Cuttlefish			오징어		*RC*
		Seoul			서울	*RCSO*
		Busan			부산	*RCBS*
		Daegu			대구	*RCDG*
		Gwangju			광주	*RCGG*
		Daejeon			대전	*RCDJ*

<부표 2> 수산물 도소매업의 효율성 분석에 선정된 투입·산출변수의 기술통계량

(단위 : 명, 백만원, 평)

구 분		표본수	평균					표준편차				
			투입변수			산출변수		투입변수			산출변수	
			종사자	사업경비	사업체 건물면적	영업이익	매출액	종사자	사업경비	사업체 건물면적	영업이익	매출액
수산물도매업	전국	6,390	3.0	628.4	24.0	79.4	707.7	5.0	2,101.6	91.9	304.0	2,273.4
	서울	1,966	2.7	447.9	9.0	65.1	513.0	3.4	1,556.4	50.1	199.0	1,602.6
	부산	1,067	3.5	1,440.6	19.3	127.9	1,568.5	8.4	3,700.9	43.6	322.8	3,992.8
	대구	256	2.5	332.4	23.7	54.3	386.7	1.9	1,112.2	143.3	125.3	1,207.8
	인천	289	3.4	432.2	24.3	58.4	490.6	5.8	941.1	42.4	127.1	1,041.7
	광주	203	2.6	243.6	19.0	41.8	285.3	2.0	434.7	37.3	57.9	483.8
	대전	140	2.6	505.2	23.6	55.2	560.4	1.6	728.4	78.2	63.5	782.4
	울산	97	3.3	446.2	70.0	249.1	695.3	5.5	1,132.0	290.1	1,691.4	2,761.2
	경기	518	3.4	723.2	29.1	84.9	808.1	3.2	1,373.7	99.3	245.6	1,529.3
	강원	115	3.3	356.8	50.4	73.8	430.6	3.8	620.4	149.3	137.2	718.2
	충북	68	2.7	251.9	24.1	46.9	298.8	1.5	409.5	25.3	81.2	482.2
	충남	199	2.7	164.4	42.0	35.6	200.0	2.2	304.9	58.5	47.7	324.5
	전북	201	2.8	217.9	28.0	39.2	257.1	3.1	356.0	51.8	68.1	412.9
	전남	586	3.1	402.0	32.1	62.8	464.8	4.4	1,009.9	57.6	116.6	1,088.5
	경북	161	2.9	210.5	49.9	42.9	253.4	4.1	467.5	83.2	50.6	504.0
	경남	446	3.5	774.1	48.4	101.9	876.0	6.0	2,921.4	203.5	332.6	3,151.2
	제주	78	4.7	1,284.0	43.8	149.9	1,433.8	6.0	4,428.0	66.3	458.7	4,774.4
수산물소매업	전국	21,129	1.6	44.5	7.3	19.0	63.5	1.0	125.4	18.8	29.1	144.6
	서울	3,427	1.7	59.5	5.2	22.6	82.1	1.1	191.3	15.7	46.0	220.7
	부산	3,012	1.5	36.7	4.2	19.8	56.4	0.7	91.8	7.0	19.4	102.6
	대구	852	1.6	40.8	6.6	18.5	59.2	1.3	146.7	16.5	19.5	161.0
	인천	1,249	1.6	49.6	5.4	17.6	67.2	1.1	84.0	11.6	18.4	97.2
	광주	570	1.6	40.9	6.4	17.9	58.9	0.9	83.4	7.8	26.1	104.1
	대전	338	1.7	92.3	8.1	22.7	115.0	0.7	172.9	8.2	27.7	197.2
	울산	499	1.5	30.6	4.6	17.2	47.8	0.7	34.1	5.4	16.5	47.6
	경기	1,751	1.7	56.9	7.9	23.2	80.1	1.1	131.4	15.7	26.7	141.5
	강원	1,158	1.7	44.0	10.5	18.4	62.4	1.3	78.7	17.8	22.3	96.0
	충북	276	1.8	44.5	16.0	17.1	61.5	0.9	54.3	32.7	16.8	66.9
	충남	1,117	1.7	42.7	13.1	17.2	59.9	1.2	97.1	27.5	28.5	113.4
	전북	1,063	1.6	37.1	9.6	15.9	53.0	1.0	144.8	17.2	31.0	172.3
	전남	2,012	1.6	35.5	10.9	16.7	52.3	1.0	76.0	29.4	25.2	96.3
	경북	1,518	1.5	31.8	6.7	16.9	48.7	0.7	53.6	8.7	15.2	64.8
	경남	1,667	1.4	30.2	5.5	15.3	45.5	0.7	82.5	10.1	25.3	99.2
	제주	620	1.8	63.9	11.2	21.5	85.4	1.5	248.5	49.9	46.3	284.7

1. 지역별 수산물 도소매업체의 비효율성 원인과 규모의 경제형태

1) 분석방법

○ 만약 규모의 비효율성이 존재한다면($\mu_o \neq 1$), 이는 규모에 대한 수익체증(increasing returns to scale : IRS) 또는 규모에 대한 수익체감(decreasing returns to scale : DRS)에 기인하는 것

- 규모의 비효율성($\mu_o \neq 1$)이 있을 때, 비효율성은 $\delta_o = \pi_o$이면, DRS에 기인,
  $\delta_o \neq \pi_o$이면, IRS에 기인,
  $\theta_o = \delta_o = \pi_o = \mu_o = 1$이면, CRS기인

전체 기술적 효율성(θ_o : CRS),
비체증 수익 조건하의 효율성(δ_o : NIRS)
순수 기술적 효율성(π_o : VRS)
규모의 효율성(μ_o : SE)

2) 수산물 도매업체의 비효율성 원인

○ 수산물 도소매업의 효율성 분석결과, 수산물 도매업의 경우 6,318개 사업체의 전국 전체 기술적 효율성(CRS)의 평균값은 0.4713으로 현재의 산출물(매출액, 영업이익) 수준에 대한 투입물(종사자수, 건물면적, 사업경비)의 수준에 0.5287의 상대적인 비효율성이 존재

- 전체 수산물 도매업체가 현재의 산출물 수준에서 최소한의 투입물 수준으로 생산가능하다면 투입물의 수준을 52.87% 감소시켜야 함

○ 순수 기술적 효율성(VRS)의 평균값은 0.6489로 상대적인 비효율성이 0.3511 존재

- 규모의 불변 하에서 주어진 산출물 수준을 달성하는데 있어 현재 규모에서 비효율을 유발하는 투입물의 수준을 35.11% 감소시켜야 함

○ 전체 기술적 효율성과 순수 기술적 효율성의 비율로 정의되는 규모의 효율성($SE = CRS/VRS$)의 평균값은 0.7375로 0.2625의 상대적인 비효율성이 존재

- 수산물 도매업체의 규모를 투입물이 최소한으로 투입되는 규모로 변경한다면 투입물을 26.25% 감소시켜야 함

○ 수산물 도매업에 있어서 전국 사업체의 순수 기술적 효율성의 평균값은 0.6489, 규모의 효율성에 대한 평균값은 0.7375로 순수 기술적 효율성이 규모의 효율성에 비하여 0.1322 낮게 나타났으므로, 전체 기술적 효율성($CRS = VRS \cdot SE$)에 있어서 비효율성이 존재하

는 원인은 규모에 따른 비효율성보다 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성에 기인

○ 수산물 도매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인을 살펴보면, 전체 기술적 효율성의 평균값이 가장 높은 지역은 서울로 0.5065(1위), 순수 기술적 효율성의 경우도 0.6489(1위)로 서울이 가장 높게 나타났으나, 규모의 효율성의 평균값은 0.7375(16위)로 가장 낮게 나타났으므로, 서울의 비효율성의 원인은 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 부산은 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성의 평균값이 각각 0.4882(2위), 0.6437(2위), 0.8046(6위)으로 순수 기술적 효율성이 규모의 효율성에 비하여 낮게 나타나 부산 수산물 도매업 사업체에서 발생하는 비효율성은 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성에 기인

<부표 3> 수산물 도매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인

구 분	$CRS(\theta_o)$	$NIRS(\delta_o)$	$VRS(\pi_o)$	$SE(\mu_o)$	비효율성원인
전 국	0.4713	0.4741	0.6489	0.7811	VRS
서 울	0.5065 (1)	0.5082 (1)	0.7384 (1)	0.7375 (16)	SE
부 산	0.4882 (2)	0.4928 (2)	0.6437 (2)	0.8046 (6)	VRS
대 구	0.4383 (11)	0.4392 (12)	0.6062 (7)	0.7756 (11)	VRS
인 천	0.4438 (9)	0.4454 (10)	0.6411 (3)	0.7658 (15)	VRS
광 주	0.4253 (13)	0.4266 (13)	0.5958 (9)	0.7740 (13)	VRS
대 전	0.4452 (8)	0.4456 (9)	0.6204 (6)	0.7740 (12)	VRS
울 산	0.4678 (3)	0.4694 (3)	0.5874 (10)	0.8218 (4)	VRS
경 기	0.4569 (6)	0.4595 (6)	0.5476 (16)	0.8566 (1)	VRS
강 원	0.4379 (12)	0.4402 (11)	0.5606 (13)	0.8399 (2)	VRS
충 북	0.4175 (15)	0.4186 (15)	0.5667 (11)	0.8073 (5)	VRS
충 남	0.4176 (14)	0.4199 (14)	0.5647 (12)	0.7981 (8)	VRS
전 북	0.4012 (16)	0.4028 (16)	0.5567 (15)	0.7738 (14)	VRS
전 남	0.4595 (5)	0.4637 (5)	0.6311 (4)	0.7871 (10)	VRS
경 북	0.4479 (7)	0.4504 (8)	0.6043 (8)	0.8006 (7)	VRS
경 남	0.4609 (4)	0.4660 (4)	0.6305 (5)	0.7911 (9)	VRS
제 주	0.4428 (10)	0.4542 (7)	0.5591 (14)	0.8395 (3)	VRS

○ 대구의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각 0.4383(11위), 0.6062(7위), 0.7756(11위)으로 순수 기술적 효율성이 규모의 효율성에 비하여 낮게 나타나 대구의 수산물 도매업 사업체에서 발생하는 비효율성의 원인도 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성에 기인

○ 광주의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각

0.4253(13위), 0.5958(9위), 0.7740(13위)으로 순수 기술적 효율성이 규모의 효율성에 비하여 낮게 나타나 광주의 수산물 도매업 사업체에서 발생하는 비효율성의 원인도 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성에 기인

○ 대전의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각 0.4452(8위), 0.5958(6위), 0.7740(12위)으로 순수 기술적 효율성이 규모의 효율성에 비하여 낮게 나타나 대전의 수산물 도매업 사업체에서 발생하는 비효율성의 원인 또한 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성에 기인

○ 서울을 제외한 그 외 지역에서 전체 기술적 효율성의 비효율성의 원인은 규모에 따른 비효율성보다 투입물과 산출물에 따른 **기술적인 비효율성에 기인**

3) 수산물 소매업체의 비효율성 원인

○ 수산물 소매업의 경우 21,036개 사업체의 전국 전체 기술적 효율성의 평균값은 0.4182로 현재의 산출물 수준에 대한 투입물의 수준에 0.5818의 상대적인 비효율성이 존재

- 전체 수산물 도매업체가 현재의 산출물 수준에서 최소한의 투입물 수준으로 생산가능하다면 투입물의 수준을 58.18% 감소시켜야 함

○ 순수 기술적 효율성의 평균값은 0.7762로 상대적인 비효율성이 0.2238 존재

- 규모의 불변 하에서 주어진 산출물 수준을 달성하는데 있어 현재 규모에서 비효율을 유발하는 투입물의 수준을 22.38% 감소시켜야 함

○ 규모의 효율성의 평균값은 0.5984로 0.4016의 상대적인 비효율성이 존재

- 수산물 소매업체의 규모를 투입물이 최소한으로 투입되는 규모로 변경한다면 투입물을 40.16% 감소시켜야 함

○ 수산물 소매업에 있어서 전국 사업체의 순수 기술적 효율성의 평균값은 0.7762, 규모의 효율성에 대한 평균값은 0.5984로 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하여 0.1778 낮게 나타났으므로, 전체 기술적 효율성에 있어서 비효율성이 존재하는 원인은 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성보다 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 수산물 소매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인을 살펴보면, 전체 기술적 효율성의 평균값이 가장 높은 지역은 부산으로 0.4579(1위), 순수 기술적 효율성은 0.8086(3위), 규모의 효율성의 평균값은 0.6210(4위)로 나타나, 부산의 비효율성의 원인은 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하여 낮게 나타나 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 서울의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성의 평균값은 각각 0.4428(2위), 0.7675(9위), 0.6320(2위)으로 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하

여 낮게 나타나 부산 수산물 도매업 사업체에서 발생하는 비효율성은 투입물과 산출물에 따른 기술적인 비효율성보다 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 대구의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각 0.4142(8위), 0.7591(11위), 0.6090(5위)으로 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하여 낮게 나타나 대구도 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 광주의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각 0.3983(12위), 0.7669(10위), 0.5841(11위)로 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하여 낮게 나타나 광주의 수산물 소매업 사업체에서 발생하는 비효율성의 원인은 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 대전의 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성 평균값은 각각 0.3987(11위), 0.7152(15위), 0.6284(3위)로 규모의 효율성이 순수 기술적 효율성에 비하여 낮게 나타나 대전의 수산물 소매업 사업체에서 발생하는 비효율성의 원인 또한 규모에 따른 비효율성에 기인

○ 수산물 소매업 사업체의 전체 기술적 효율성의 비효율성의 원인은 투입물과 산출물에 따른 기술적 비효율성보다 **규모에 따른 비효율성에 기인**

<부표 4> 수산물 소매업의 지역별 효율성과 비효율성의 원인

구 분	$CRS(\theta_o)$	$NIRS(\delta_o)$	$VRS(\pi_o)$	$SE(\mu_o)$	비효율성원인
전 국	0.4182	0.4196	0.7762	0.5984	SE
서 울	0.4428 (2)	0.4445 (2)	0.7675 (9)	0.6320 (2)	SE
부 산	0.4579 (1)	0.4585 (1)	0.8086 (3)	0.6210 (4)	SE
대 구	0.4142 (8)	0.4152 (8)	0.7591 (11)	0.6090 (5)	SE
인 천	0.4146 (7)	0.4154 (7)	0.7824 (6)	0.5900 (9)	SE
광 주	0.3983 (12)	0.3998 (11)	0.7669 (10)	0.5841 (11)	SE
대 전	0.3987 (11)	0.3997 (12)	0.7152 (15)	0.6284 (3)	SE
울 산	0.4293 (3)	0.4300 (3)	0.8154 (2)	0.5846 (10)	SE
경 기	0.4169 (6)	0.4194 (6)	0.7166 (14)	0.6451 (1)	SE
강 원	0.4001 (10)	0.4026 (10)	0.7449 (13)	0.6024 (7)	SE
충 북	0.3550 (16)	0.3559 (16)	0.6676 (16)	0.5978 (8)	SE
충 남	0.3838 (14)	0.3863 (14)	0.7688 (8)	0.5636 (13)	SE
전 북	0.3862 (13)	0.3878 (13)	0.7901 (5)	0.5496 (16)	SE
전 남	0.3813 (15)	0.3828 (15)	0.7793 (7)	0.5527 (15)	SE
경 북	0.4221 (4)	0.4230 (4)	0.7990 (4)	0.5832 (12)	SE
경 남	0.4208 (5)	0.4213 (5)	0.8260 (1)	0.5612 (14)	SE
제 주	0.4062 (9)	0.4085 (9)	0.7536 (12)	0.6066 (6)	SE

4) 수산물 도소매업체의 규모의 경제형태

○ **수산물 도매업**을 구성하고 있는 사업체의 지역별 규모의 형태에 있어서 **수익체증**(88.75%)의 비중이 매우 높음

- 서울은 수산물 도매업에 속하는 사업체 1,966개 가운데 1,845개(93.85%),
- 부산의 경우 1,067개 가운데 926개(86.79%),
- 대구는 256개 가운데 235개(91.80%),
- 광주는 203개 가운데 183개(90.15%),
- 대전은 140개 가운데 132개(94.29%)가 수익체증의 형태로 나타났음

<부표 5> 수산물 도매업의 규모의 경제에 대한 형태

(단위: 개소, %)

구 분	*DRS*		*CRS*		*IRS*		합 계	
전 국	12	0.19	707	11.06	5,671	88.75	6,390	100.00
서 울	3	0.05 (0.15)	118	1.85 (6.00)	1,845	28.87 (93.85)	1,966	30.77 (100.00)
부 산	3	0.05 (0.28)	138	2.16 (12.93)	926	14.49 (86.79)	1,067	16.70 (100.00)
대 구	0	0.00 (0.00)	21	0.33 (8.20)	235	3.68 (91.80)	256	4.01 (100.00)
인 천	0	0.00 (0.00)	31	0.49 (10.73)	258	4.04 (89.27)	289	4.52 (100.00)
광 주	0	0.00 (0.00)	20	0.31 (9.85)	183	2.86 (90.15)	203	3.18 (100.00)
대 전	0	0.00 (0.00)	8	0.13 (5.71)	132	2.07 (94.29)	140	2.19 (100.00)
울 산	1	0.02 (1.03)	5	0.08 (5.15)	91	1.42 (93.81)	97	1.52 (100.00)
경 기	1	0.02 (0.19)	55	0.86 (10.62)	462	7.23 (89.19)	518	8.11 (100.00)
강 원	0	0.00 (0.00)	21	0.33 (18.26)	94	1.47 (81.74)	115	1.80 (100.00)
충 북	0	0.00 (0.00)	8	0.13 (11.76)	60	0.94 (88.24)	68	1.06 (100.00)
충 남	0	0.00 (0.00)	29	0.45 (14.57)	170	2.66 (85.43)	199	3.11 (100.00)
전 북	0	0.00 (0.00)	22	0.34 (10.95)	179	2.80 (89.05)	201	3.15 (100.00)
전 남	1	0.02 (0.17)	122	1.91 (20.82)	463	7.25 (79.01)	586	9.17 (100.00)
경 북	1	0.02 (0.62)	28	0.44 (17.39)	132	2.07 (81.99)	161	2.52 (100.00)
경 남	1	0.02 (0.22)	64	1.00 (14.35)	381	5.96 (85.43)	446	6.98 (100.00)
제 주	1	0.02 (1.28)	17	0.27 (21.79)	60	0.94 (76.92)	78	1.22 (100.00)

○ **수산물 소매업**을 구성하고 있는 사업체의 지역별 규모의 형태에 있어서는 수산물 도매업과 마찬가지로 **수익체증**(95.02%)의 비중이 매우 높음

- 서울은 수산물 소매업에 속하는 사업체 3,427개 가운데 3,243개(94.63%)
- 부산의 경우 3,012개 가운데 2883개(95.72%),
- 대구는 852개 가운데 823개(96.60%),
- 광주는 570개 가운데 537개(94.21%),
- 대전은 338개 가운데 317개(93.79%)가 수익체증의 형태로 나타났음

○ 국내 지역별 수산물 도소매업체의 비효율성을 제거하기 위해서는 규모의 확장을 통한 효율성 제고방안이 강구되어야 함

<부표 6> 수산물 소매업의 규모의 경제에 대한 형태

(단위: 개소, %)

구 분	*DRS*		*CRS*		*IRS*		합 계	
전 국	23	0.11	1,029	4.87	20,077	95.02	21,129	100.00
서 울	6	0.03 (0.18)	178	0.84 (5.19)	3,243	15.35 (94.63)	3,427	16.22 (100.00)
부 산	9	0.04 (0.30)	120	0.57 (3.98)	2,883	13.64 (95.72)	3,012	14.26 (100.00)
대 구	0	0.00 (0.00)	29	0.14 (3.40)	823	3.90 (96.60)	852	4.03 (100.00)
인 천	1	0.00 (0.08)	47	0.22 (3.76)	1,201	5.68 (96.16)	1,249	5.91 (100.00)
광 주	0	0.00 (0.00)	33	0.16 (5.79)	537	2.54 (94.21)	570	2.70 (100.00)
대 전	0	0.00 (0.00)	21	0.10 (6.21)	317	1.50 (93.79)	338	1.60 (100.00)
울 산	0	0.00 (0.00)	23	0.11 (4.61)	476	2.25 (95.39)	499	2.36 (100.00)
경 기	2	0.01 (0.11)	124	0.59 (7.08)	1,625	7.69 (92.80)	1,751	8.29 (100.00)
강 원	0	0.00 (0.00)	102	0.48 (8.81)	1,056	5.00 (91.19)	1,158	5.48 (100.00)
충 북	0	0.00 (0.00)	11	0.05 (3.99)	265	1.25 (96.01)	276	1.31 (100.00)
충 남	2	0.01 (0.18)	81	0.38 (7.25)	1,034	4.89 (92.57)	1,117	5.29 (100.00)
전 북	0	0.00 (0.00)	48	0.23 (4.52)	1,015	4.80 (95.48)	1,063	5.03 (100.00)
전 남	1	0.00 (0.05)	102	0.48 (5.07)	1,909	9.03 (94.88)	2,012	9.52 (100.00)
경 북	2	0.01 (0.13)	40	0.19 (2.64)	1,476	6.99 (97.23)	1,518	7.18 (100.00)
경 남	0	0.00 (0.00)	32	0.15 (1.92)	1,635	7.74 (98.08)	1,667	7.89 (100.00)
제 주	0	0.00 (0.00)	38	0.18 (6.13)	582	2.75 (93.87)	620	2.93 (100.00)

2. 효율성 결정요인 분석

1) 효율성 결정요인 분석모형 : Tobit 모형

○ 추정된 효율성 값에 대해 어떤 특성변수가 영향을 미치는지 분석하기 위해 Tobit 모형을 적용 - 추정된 효율성 값에 역수를 취할 경우 종속변수의 값은 1 이하의 값을 가질 수 없게 단절됨

$$IE_j^* = X_j^{'}\beta + \epsilon_j$$

$$IE_j = 1, \quad \text{if } IE_j^* \leq 1$$

$$IE_j = IE_j^*, \quad \text{if } IE_j^* > 1$$

IE_j^* : j번째 기업의 효율성 값의 역수
X_j : 특성변수
ϵ_j는 정규분포

○ 효율성의 역수 값이 1보다 작은 IE_j^*의 값은 정확히 관측될 수 없기 때문에 1의 값으로만 표현 - 종속변수의 값이 단절된 경우 최소자승법에 의한 추정결과는 편의를 갖게 되므로 최우추정법(Maximum Likelihood Method)에 근거한 Tobit 모형을 통하여 추정

$$L = \prod_{IEj>1} \varnothing(IE_j) \prod_{IEj=1} \Phi(IE_j)$$

○ 효율성의 역수가 1보다 큰 표준정규밀도함수($\varnothing$)와 효율성의 역수가 1과 같은 효율적인 기업을 나타내는 표준누적분포함수(Φ)를 나타냄 - 상기 식을 로그 형태로 정리하면,

$$\ln L = \sum_{IE_j>1} -\frac{1}{2}[\ln(2\pi) + \ln\sigma^2 + \frac{(IE_j - X_j^{'}\beta)^2}{\sigma^2}] + \sum_{IE_j=1} \ln[\Phi(\frac{-X_j^{'}\beta}{\sigma})]$$

○ 첫 번째 항은 양적 정보를 위한 밀도함수를 나타내는 로그우도함수이고, 두 번째 항은 질적 정보를 나타내기 위한 누적함수의 로그우도함수 형태로 밀도함수와 누적함수의 혼합된 형태로 구분

2) 효율성 결정요인 분석자료

○ CRS, NIRS, VRS, SE 각각에 영향을 미치는 결정요인변수로 전자상거래 활용 여부에 대한 더미변수, 조직형태에 대한 더미변수, 자본금 및 출자금, 산업집중지수를 선정

- 전자상거래 활용 여부에 대한 더미변수는 판매 및 구매, 판매 또는 구매에 활용할 경우 '1', 전혀 활용하지 않는 경우 '0',
- 사업체의 조직형태에 대한 더미변수는 개인사업체를 제외한 형태를 모두 '1', 개인사업체는 '0'을 적용
- 산업의 공간적 분포양태가 일부지역에 얼마나 집중되어 있는지를 분석하기 위한 다양한 지수들 가운데, 본 논문에서는 Ellison and Glaeser(1994)의 산업집중지수(Index of Industry Concentration ; EG)를 사용

$$EG = \sum_{j=1}^{m} \left(\frac{E_{ij}}{E_{i\cdot nat}} - \frac{POP_j}{POP_{nat}} \right)^2$$

st, m ; 지역의 수
E_{ij} ; i산업의 j지역 종사자수
$E_{i\cdot nat}$; i산업의 전국 종사자수
POP_j ; j지역의 인구
POP_{nat} ; 전국 인구

○ 수산물 도매업에 있어서 경기는 사업체 기준, 부산은 종사자 및 매출액 기준 집적성향이 강함

○ 수산물 소매업에 있어서는 경기가 사업체, 종사자 및 매출액 기준 모두에서 타지역에 비하여 집적성향이 강함

- 종사자수 기준 산업집중지수를 효율성 결정요인 변수로 선정하여 분석

○ 종속변수로는 CRS^I, VRS^I, SE^I을 선정하여 각각 비교분석 : 종속변수인 효율성 값들의 범위가 $0 < (CRS,\ VRS,\ SE) \leq 1$이므로 역수를 취한 후 분석 ⇒ 그러므로 독립변수들의 계수의 의미는 부호와 반대방향으로 해석하여야 함

<부표 7> 수산물 도소매업의 효율성 결정요인변수의 기술통계량

(단위 : 백만원)

구 분		평균			표준편차		
		전자상거래	조직형태	자본금출자금	전자상거래	조직형태	자본금출자금
수산물도매업	전국	1.0194	1.1097	16.3606	0.2122	0.3329	179.1706
	서울	1.0214	1.1185	15.3347	0.2335	0.3341	193.9833
	부산	1.0159	1.2455	41.5942	0.1906	0.4306	251.6637
	대구	1.0195	1.0313	2.2656	0.2068	0.1955	20.7776
	인천	1.0104	1.0450	3.4948	0.1314	0.2387	22.7127
	광주	1.0197	1.0246	2.7094	0.1980	0.1554	18.7492
	대전	1.0000	1.0571	7.8571	0.0000	0.2329	61.2435
	울산	1.0000	1.0412	3.0928	0.0000	0.2465	22.6090
	경기	1.0193	1.1371	28.1660	0.2234	0.3498	311.8062
	강원	1.0174	1.0174	9.5652	0.1865	0.1313	102.5755
	충북	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	충남	1.0000	1.0302	2.2613	0.0000	0.2227	23.7285
	전북	1.0100	1.0249	6.0199	0.1411	0.1854	71.2466
	전남	1.0580	1.0495	4.8276	0.3605	0.2601	47.8020
	경북	1.0124	1.0497	1.8012	0.1576	0.3500	12.8884
	경남	1.0067	1.0830	6.5605	0.0818	0.3608	62.8582
	제주	1.0000	1.1282	39.4872	0.0000	0.4372	275.2279
수산물소매업	전국	1.0040	1.0064	0.8519	0.0947	0.1239	98.6011
	서울	1.0061	1.0102	0.5194	0.1119	0.1062	9.1059
	부산	1.0010	1.0010	4.7809	0.0547	0.0315	260.5663
	대구	1.0000	1.0153	0.0000	0.0000	0.2395	0.0000
	인천	1.0000	1.0064	0.0000	0.0000	0.1600	0.0000
	광주	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	대전	1.0030	1.0000	0.0000	0.0544	0.0000	0.0000
	울산	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	경기	1.0057	1.0034	0.2570	0.1170	0.0585	6.8613
	강원	1.0130	1.0328	0.0000	0.1684	0.3362	0.0000
	충북	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	충남	1.0063	1.0018	0.0000	0.1303	0.0598	0.0000
	전북	1.0038	1.0075	0.5644	0.0867	0.1146	18.4028
	전남	1.0050	1.0055	0.1491	0.1136	0.0970	4.1692
	경북	1.0020	1.0000	0.0000	0.0444	0.0000	0.0000
	경남	1.0012	1.0006	0.0120	0.0346	0.0245	0.4898
	제주	1.0129	1.0161	0.7258	0.1881	0.2043	16.1862

<부표 8> 수산물 도소매업의 산업집중지수

(단위 : 명, 개소, 백만원)

구 분		인 구	사업체	종사자	매 출 액	사업체기준	종사자기준	매출액기준
수산물도매업	전 국	47,342,828	6,390	19,454	4,522,278			
	서 울	10,060,193	1,966	5,212	1,008,484	0.0091 (2)	0.0031 (3)	0.0001 (15)
	부 산	3,716,837	1,067	3,729	1,673,573	0.0078 (3)	0.0128 (1)	0.0850 (1)
	대 구	2,535,524	256	647	99,000	0.0002 (8)	0.0004 (7)	0.0010 (4)
	인 천	2,557,153	289	983	141,782	0.0001 (10)	0.0000 (15)	0.0005 (8)
	광 주	1,398,596	203	532	57,926	0.0000 (15)	0.0000 (16)	0.0003 (12)
	대 전	1,419,667	140	360	78,450	0.0001 (12)	0.0001 (12)	0.0002 (14)
	울 산	1,046,588	97	320	67,444	0.0000 (13)	0.0000 (14)	0.0001 (16)
	경 기	9,395,545	518	1,777	418,618	0.0138 (1)	0.0115 (2)	0.0112 (2)
	강 원	1,519,180	115	382	49,520	0.0002 (7)	0.0002 (10)	0.0004 (10)
	충 북	1,503,645	68	186	20,316	0.0004 (6)	0.0005 (6)	0.0007 (7)
	충 남	1,890,296	199	531	39,803	0.0001 (11)	0.0002 (9)	0.0010 (5)
	전 북	1,922,751	201	558	51,680	0.0001 (9)	0.0001 (11)	0.0009 (6)
	전 남	2,021,739	586	1,819	272,352	0.0024 (4)	0.0026 (4)	0.0003 (11)
	경 북	2,775,834	161	467	40,804	0.0011 (5)	0.0012 (5)	0.0025 (3)
	경 남	3,051,481	446	1,582	390,687	0.0000 (14)	0.0003 (8)	0.0005 (9)
	제 주	527,799	78	369	111,839	0.0000 (16)	0.0001 (13)	0.0002 (13)
수산물소매업	전 국	47,342,828	21,129	33,655	1,342,632	0.0000	0.0000	0.0000
	서 울	10,060,193	3,427	5,679	281,327	0.0025 (4)	0.0019 (4)	0.0000 (14)
	부 산	3,716,837	3,012	4,403	170,012	0.0041 (2)	0.0027 (2)	0.0023 (2)
	대 구	2,535,524	852	1,387	50,470	0.0002 (10)	0.0002 (10)	0.0003 (7)
	인 천	2,557,153	1,249	1,991	83,914	0.0000 (14)	0.0000 (14)	0.0001 (9)
	광 주	1,398,596	570	901	33,561	0.0000 (15)	0.0000 (15)	0.0000 (11)
	대 전	1,419,667	338	584	38,870	0.0002 (9)	0.0002 (9)	0.0000 (16)
	울 산	1,046,588	499	724	23,864	0.0000 (16)	0.0000 (16)	0.0000 (12)
	경 기	9,395,545	1,751	3,057	140,241	0.0134 (1)	0.0116 (1)	0.0088 (1)
	강 원	1,519,180	1,158	1,989	72,277	0.0005 (5)	0.0007 (5)	0.0005 (5)
	충 북	1,503,645	276	497	16,979	0.0003 (6)	0.0003 (7)	0.0004 (6)
	충 남	1,890,296	1,117	1,889	66,898	0.0002 (12)	0.0003 (8)	0.0001 (8)
	전 북	1,922,751	1,063	1,672	56,331	0.0001 (13)	0.0001 (11)	0.0000 (15)
	전 남	2,021,739	2,012	3,189	105,133	0.0028 (3)	0.0027 (3)	0.0013 (3)
	경 북	2,775,834	1,518	2,237	73,921	0.0002 (11)	0.0001 (12)	0.0000 (13)
	경 남	3,051,481	1,667	2,365	75,886	0.0002 (8)	0.0000 (13)	0.0001 (10)
	제 주	527,799	620	1,091	52,948	0.0003 (7)	0.0005 (6)	0.0008 (4)

3) Tobit 모형을 이용한 효율성 결정요인 분석결과

○ 전체 기술적 효율성 및 순수 기술적 효율성을 종속변수로 한 모형에서 전자상거래활용 여부를 나타내는 더미변수 ECD의 경우 각각 5%, 1% 수준에서 유의

- 전자상거래를 통하여 수산물을 판매 또는 구매하는 사업체일수록 오히려 전체 기술적 효율성이 저하되었음
- 이는 정부 및 지방자치단체가 수산물 유통 및 활성화 정책의 시행에 있어서 전자화, 정보화를 추진하기 위해 여러 가지 방안을 도입하였으나, 이러한 시책들이 제대로 정착되지 않은 현실을 반영
- 즉, 수산물 도매업자 또는 소비자들을 대상으로 한 교육 및 홍보활동의 기반이 형성되어야 하며, 형식적인 인터넷 시스템의 가동과 포털 사이트의 연결로 인한 판매 및 구매의 보조적 수단으로써의 운용에서 탈피해야 함
- 그러나 규모의 효율성에 있어서는 전자상거래를 활용하는 사업체의 효율성이 높은 것으로 나타나, 규모의 불변수익 형태로 운영되고 있는 사업체의 경우 전자상거래가 효율성을 증가시키는 결정요인으로 작용한다는 것을 알 수 있음

○ 조직형태를 나타내는 OFD의 경우 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성에 대하여 1% 수준에서 유의하게 나타났으며, 전체 기술적 효율성 및 규모의 효율성에 있어서는 조직형태가 법인, 국가 및 지방자치단체일 때 효율성이 높게 나타났으나, 투입물과 산출물의 적정화에 의한 생산 증대를 통한 순수 기술적 효율성에 있어서는 개인사업체일 때 효율성이 높게 나타났음

○ 산업의 공간적 분포양태가 일부지역에 얼마나 집중되어 있는지를 나타내는 산업집중지수 EG의 경우 전체 기술적 효율성과 규모의 효율성에 대해 1% 수준에서 유의하게 나타났으며, 산업에 속하는 사업체의 집중도가 높을수록 효율성이 높게 나타났음

○ 수산물 소매업에 속하는 사업체의 효율성 분석결과에 대한 결정요인을 살펴보면, 순수 기술적 효율성을 종속변수로 한 모형에서 전자상거래활용 여부를 나타내는 더미변수 ECD의 경우 1% 수준에서 유의하게 나타났으나, 전자상거래를 통하여 수산물을 판매 또는 구매하는 사업체일수록 오히려 전체 기술적 효율성이 저하

- 그러나 규모의 효율성에 있어서는 수산물 도매업의 경우와 동일하게 전자상거래를 활용하는 사업체의 효율성이 높은 것으로 나타나, 규모의 불변수익 형태로 운영되고 있는 사업체의 경우 전자상거래가 효율성을 증가시키는 결정요인으로 작용

○ 조직형태를 나타내는 OFD의 경우 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성에 대하여 1% 수준에서 유의하게 나타났으며, 규모의 효율성에 있어서는 조직형태가 법인, 국가 및 지방자치단체일 때 효율성이 높게 나타났으나, 순수 기술적 효율성에 있어서는 반대의 영향을 미치는 것으로 나타났음

○ 산업집중지수 EG의 경우 전체 기술적 효율성, 순수 기술적 효율성, 규모의 효율성에 대해 모두 1% 수준에서 유의하게 나타났으며, 수산물 소매업에 속하는 사업체의 집중도가 높을수록 전체 기술적 효율성 및 규모의 효율성은 높게 나타났으나, 순수 기술적 효율성의 경우 오히려 낮아짐

<부표 9> Tobit모형을 이용한 효율성 결정요인 분석

구 분		종속변수					
		CRS^I		VRS^I		SE^I	
수산물도매업	독립변수	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
	C 상수	1.2717**	156.2986	0.5912**	44.1143	0.4372**	54.8111
	ECD 전자상거래활용여부	0.1461*	2.3208	0.3611**	3.6287	-0.1514*	-2.4544
	OFD 조직형태	-0.1435**	-6.8862	0.2706**	8.1987	-0.2861**	-13.9990
	CP 자본금 및 출자금	0.0000	-1.4275	-0.0001	-1.1631	0.0000	0.3257
	EG 산업집중지수	-7.1839**	-5.5938	-1.1810	-0.5722	-3.4913**	-2.7729
	Loglikelihood	-4,345.51		-6,989.90		-4,211.88	
수산물소매업	독립변수	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic	Coefficient	z-Statistic
	C 상수	1.5511**	296.0966	-0.0750**	-6.5331	0.9829**	152.6320
	ECD 전자상거래활용여부	0.0907	0.9284	0.5513**	3.1383	-0.2757*	-2.2965
	OFD 조직형태	-0.0624	-0.8574	0.8562**	6.5499	-0.5450**	-6.0879
	CP 자본금 및 출자금	0.0000	-0.6998	-0.0003	-0.4793	0.0000	0.8343
	EG 산업집중지수	-5.5327**	-3.8902	23.4451**	8.7867	-18.2615**	-10.4438
	Loglikelihood	-20,444.02		-22,236.98		-24,792.07	

주 : **: 1%에서 귀무가설 기각, *: 5%에서 귀무가설 기각

$CRS^I = CRS^{-1}$, $VRS^I = VRS^{-1}$, $SE^I = SE^{-1}$