



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

경 영 학 석 사 학 위 논 문

중국 도시와 농촌의 수산물 소비수요
비교 분석연구



2019년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

해양수산경영학과

LIU QIAN

경 영 학 석 사 학 위 논 문

중국 도시와 농촌의 수산물 소비수요
비교 분석연구

지도교수 표 희 동

이 논문을 경영학석사 학위논문으로 제출함

2019년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

해양수산경영학과

LIU QIAN

LIU QIAN의 경영학석사 학위논문을
인준함

2019년 8월



위 원 장 공학박사 엄 창 선 (인)

위 원 경제학박사 박 래 운 (인)

위 원 경제학박사 표 희 동 (인)

목 차

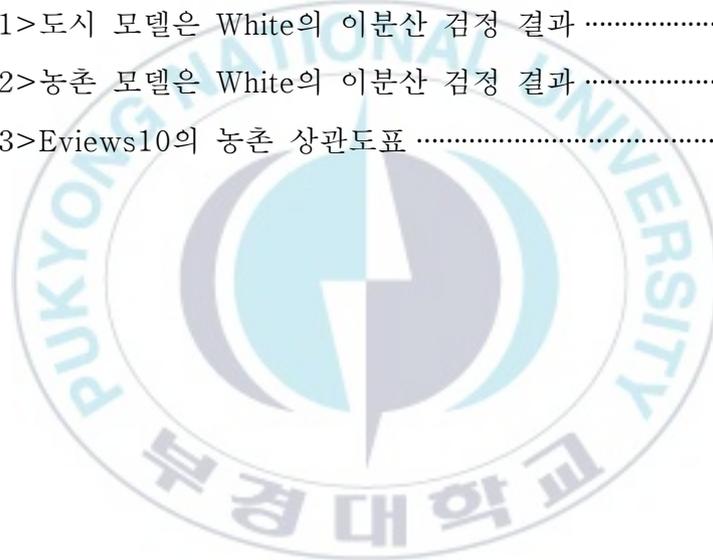
I. 서론	1
1. 연구 배경 및 목적	1
2. 연구방법 및 구성	4
3. 선행연구	7
II. 중국의 수산물 현황	12
1. 수산물 생산량의 현황	12
2. 중국의 수산물 소비 현황	14
3. 중국 주민의 수산물 소비특성	20
III. 수산물 소비의 영향요인	31
1. 경제적 요인	31
2. 인구요인	41
3. 문화적과 심리적 요인	41
4. 기타요인	42
VI. 분석방법과 실증분석	43
1. 분석방법 및 자료	43
2. 실증분석	49
V. 결론	61
참고 문헌	63
부록	65

표 목 차

<표 2-1> 2000년과 2017년 여러 가지종류 수산물 생산량	14
<표 2-2> 중국의 수산물 수출입량과 수출입액 현황	18
<표 2-3> 도시와 농촌 주민 가구 1인당 식품소비량	23
<표 2-4> 중국의 수산물 1인당 평균 소비량 추세	27
<표 3-1> 도시 LNQ와 LNI 단위근 검정 결과	33
<표 3-2> 도시 LNQ와 LNI 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과	34
<표 3-3> 농촌 LNQ와 LNI 단위근 검정 결과	34
<표 3-4> 농촌 LNQ와 LNI 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과	35
<표 3-5> 도시 LNPS 단위근 검정 결과	36
<표 3-6> 도시 LNQ와 LNPS 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과	36
<표 3-7> 농촌 LNPS단위근 검정 결과	37
<표 3-8> 농촌 LNQ와 LNPS 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과	37
<표 3-9> 도시 LNPT단위근 검정 결과	38
<표 3-10> 도시 LNQ와 LNPT 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과	39
<표 3-11> 농촌 LNPT 단위근 검정 결과	39
<표 3-12> 농촌 LNQ와 LNPT 2차 후에 그레인 검정 결과	39
<표 4-1> 도시 모델 샘플 데이터	47
<표 4-2> 농촌 모델 샘플 데이터	48
<표 4-3> 도시 각각 모델 Eviews 10회귀 분석 결과	49
<표 4-4> 농촌 각각 모델 Eviews 10회귀 분석 결과	53
<표 4-5> 농촌 양대수 모델 분석결과	55
<표 4-6> Eviews10에서 Cochrane-Orcutt 반복추정방법에 의한 결과	58
<표 4-7> 도시와 농촌 수산물 양대수 수요함수의 비교	60

그림 목 차

<그림 2-1> 중국의 수산물소비량	16
<그림 2-2> 수산물 가공 생산량	20
<그림 2-3> 도시와 농촌 주민 가처분소득	22
<그림 2-4> 동부, 중부, 서부지역의 수산물 생산량	26
<그림 2-5> 농촌 동부, 중부, 서부지역의 1인당 수산물소비량	26
<그림 4-1>도시 모델은 White의 이분산 검정 결과	52
<그림 4-2>농촌 모델은 White의 이분산 검정 결과	56
<그림 4-3>Eviews10의 농촌 상관도표	57



A Comparative Analysis of Seafood Consumption Demand between Urban and Rural Areas in China

LIU QIAN

Department of Marine Business and Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

During the last 20 years, the consumption demand of seafood has undergone tremendous changes. It not only has the fast growth in all food consumption in China, but also the internal variety structure of changes are quite significant. The development of the aquatic industry has been prosperous as the world's population and income grow, coupled with improvements in urbanization and dietary structure. This paper studies and analyzes the current consumption habits of Chinese and their aquatic products. This includes differences in consumption levels and consumption characteristics between urban residents and rural residents. The econometric models are used to conduct a detailed analysis of the main influencing factors affecting aquatic products.

This paper takes the consumption of aquatic products in urban residents and rural residents in China as the research objects, and uses the statistical method to establish the econometric model through the data obtained or calculated from relevant statistical yearbooks, databases, journals and professional research papers. First, the status quo of the production and consumption of aquatic products is described in detail.

Second, the characteristics of Chinese residents' aquatic products consumption are fully analyzed. After that, the main factors affecting the consumption of aquatic products in China are qualitatively used in the econometric model. The results of the study show that income, fishery prices and the prices of alternative goods are the main factors determining the level and structure change of China's marine product consumption, among which it is the price of fishery products that have the greatest influence on the consumption of rural products rather than cities, and that prices of urban marine products, income and replacement products have a large impact on the consumption of marine products, but the elasticity value is small. Also the price of aquatic products and the consumption of aquatic products is negatively correlated, in line with consumer demand theory. According to the consumption characteristics, the consumption of aquatic products will continue to increase, which indicates that China's aquatic product consumption market has great potential to wait for further development.

I. 서론

1. 연구 배경 및 목적

가. 연구 배경

중국 경제의 급속한 발전, 국민의 생활에 많은 변화가 생겼다. 국민들의 소비 구조는 소득의 증가와 도시화의 빠른 발전에 따라 크게 변화하였다. 소비 총지출에서 도시민의 식료품 지출이 차지하는 비율(엔겔계수)도 점점 감소하였다. 중국의 수산물 소비는 1990년 이전, 1990년부터 2009년은, 그리고 2009년부터는 지금까지는 총 세 단계로 나누어 볼 수 있다. 개혁개방으로부터 1990년까지의 중국 수산물 소비량은 매우 낮으며, 개혁개방 초기에 수산물의 생산량이 높지 않아 어업이 상대적으로 낙후되어, 주민의 소비 수준이 일반적으로 낮은 편이었다. 그리고 당시에 중국은 교통 및 가공 등 인프라(infratructure)가 구축되지 않아서 수산물이 생산되는 연해 지역에서 수산물을 주로 소비하였다. 1990년대에 이르러서는 중국의 수산물 소비가 증가하기 시작하였고, 어업 경제 발전으로 소비 수준이 높아졌으며, 과학기술의 진보가 수산물 생산을 촉진하였다. 수산물에는 인간의 생명 활동에 필요한 고단백, 비타민 등이 풍부하게 들어 있는 것으로 알려졌고 수산물 시장과 소비층도 점차 커지면서 도시주민의 수산물 소비량이 늘고 있다. 수산품 생산량이 가장 빠르게 증가하던 2000년대에 들어서 중국의 어업양식 규모가 커지고 기술이 계속 증진되면서 1인당 수산물의 공급량도 계속적으로 증가하였다. 특히, 교통 인프라 건설과 수산물 가공 시설의 현대화와 대형유통

업체의 확대 등은 주민 수산물의 소비량을 계속적으로 증가시켰다.

2007년 1인당 수산물의 공급량이 36.02kg, 2016년 50.59kg으로 10년간 40%가 증가하였다. 이처럼 중국은 현재 수산물 생산 대국이 되었다. 중국은 어업생산 대국으로 수산자원이 풍부하고 노동력이 풍부해 현재 수산물 생산량과 수출량 모두 세계 1위이다. 2017년 중국 수산물 총생산량은 6445만 3300톤이다. 2007년 수산물 수출 무역 총액은 47억4800만 달러였고, 수산물 수출은 2017년 204억074만 달러로 4배 이상 늘었다.

하지만 수산물 소비량은 해마다 늘고 있는 반면, 소비량의 증가 속도는 다소 둔화되었다. 2010년부터 2017년까지 도시 수산물 1인당 소비량은 연간 2%대 성장에 그쳤지만, 2010년 이전에는 도시 수산물 1인당 소비량이 모두 5% 안팎이었다.

중국의 수산물 생산량을 보면, 2007년부터 2017년까지 10년 동안 중국 수산물 총 생산량은 거의 2천만 톤이 증가했다는 것을 알 수 있고, 평균적으로 연간 0.9%정도 증가해왔다. 그 중 내수면 제품의 생산량은 해수 제품보다 0.56배 더 많이 증가하였다. 어류 생산량의 증가폭은 새우, 조개류, 게류 등 증가폭과 비슷한 반면 해면 조개류의 증가량은 내수면 조개류의 200배에 해당한다. 수산물 내부 생산량 증가의 이러한 변화는 소비 수요의 변화를 간접적으로 반영하고 있다. 사회와 경제가 발전함에 따라, 사람들은 수산물 총량에 대한 수요 증가를 유지하면서도, 전통적인 어류 수요 증가뿐만 아니라 새우, 조개, 게 등에 대한 수요 증가도 유지하고 있다. 중국 주민들의 생활 수준이 더욱 향상됨에 따라 수산물의 주민 음식에서의 소비 비율이 끊임없이 상승할 것이다. 장기적으로 볼 때, 육류보다 수산물은 비 주식 소비에서 주도적일 수 있으며, 사람들이 동물성 단백질을 섭취하는 주요 공급원 중 하나가 될 것이다. 수산물 소비는 수산업 발전에 영향을 미치는 중요한 요소인 동시에 주민 소득, 소비 습관, 수산물 가격, 수산물 생산과 가공업 발전에

많은 영향을 받는다. 예를 들어, 중국 동·서 지역 주민 가구 간의 1인당 연간 수산물 소비량은 4배 이상 차이가 난다. 중국의 수산물 소비는 기본적으로 내수면어종을 중심으로 소비되고 있으나, 동부 연안도시에서는 고소득층을 중심으로 외식을 통한 해양 수산물, 특히 고급 수산물에 대한 소비가 빠르게 늘어나고 있는 것으로 알려졌다. 동시에 계층별, 지역별, 어종별 수산물 소비의 변화가 급격히 일어나고 있어 중국 수산물 시장을 자세히 분석할 필요가 있다.

나. 연구 목적

수산물의 생산량과 소비량이 늘고, 인구 증가와 인간 건강의식 향상, 지속 가능한 발전형 경제 도입으로 중국의 수산물 시장은 커지고, 수산물 소비에 대한 품목과 질적 요구는 높아지고 있다. 수산물 소비 시장의 특징과 소비 수요를 더 잘 이해하기 위해 본 연구는 중국의 수산물 소비에 대한 분석을 통해 중국의 수산물 소비를 세부적으로 분석하였다. 동시에 중국 도시와 농촌주민을 대상으로 소비구조 및 특성을 분석하였다.

중국 음식 및 수산물 수요 시스템 모델을 수립하고 소득과 가격을 포함한 여러 요소가 수산물 소비에 미치는 영향을 고찰하여 미래의 수산물 수요 예측과 생산 구조조정의 근거를 마련하였다.

이를 통해 수산물 소비수요의 급격한 증가와 함께 국내 도시와 농촌 수산물의 수요와 영향을 파악하고 중국의 수산물 소비시장을 분석한다. 수산물의 생산, 소비, 정책에 대한 조언을 제공하는데 그 목적이 있다.

2. 연구방법 및 구성

가. 연구방법

한국과 중국의 문헌자료 및 통계자료와 관련한 데이터 수집을 통하여, 많은 수의 중외 문헌을 정리하여 연구 주제, 연구 대상, 연구 목표, 그리고 연구 방법을 선택하였다. 아울러 보고서, 학술 논문 등을 검토하여 중국의 수산물의 현황을 분석하였다. 본 문서는 경제학 이론을 바탕으로 수학적 방법을 사용하여 데이터를 가공하고, ADF 검사(Augmented Dickey-Fuller), 그랜저 인과관계 검사(Granger causality test), 양대수(double-log)모델 등의 방법을 사용하였다.

ADF 검사(Augmented Dickey-Fuller)는 시간 서열의 평온성의 단위근 검정(unit root hypothesis) 방법 중 하나이다. ADF 검정은 회귀방정식 오른쪽에 종속변수 Y_t 의 체후 차분항을 삽입함으로써 고계서열 관련을 제어한다. $\{Y_t\}$ 를 시간 순서로 가정하고, u_t 은 무작위 섭동 항목, 그것은 일반적인 평온한 과정이 될 수 있다. 가장 간단한 전후의존관계는 변수의 현재 값 가져오기가 주로 전기의 취득상황과 관련이 있다는 것이고, 전기 이전의 취사상태와는 직접적인 관계가 없다. 말하자면 Y_t 는 주요 Y_{t-1} 가 상관되고, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots 등은 상관없다. u_t 의 자가 상관성이 존재할 때 ADF 검사 일계 자기 회귀(Auto-regression) 모델은 다음과 같다.

$$Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 1-1})$$

Y_t 가 과거 시점부터 Y_{t-p} 까지의 취합과 관련이 있다면 $\{Y_t\}$ 의 동적 관계는 Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p} 가 포함된 p 클래스를 사용해야 한다. p 계 회귀 모형의 일반적인 형식은

$$Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 1-2})$$

만약 한 서열식이 무작위로 돌아다니는 과정이 있다면, 이 서열은 하나의 단위근 과정이라 할 수 있다. 랜덤 트래핑과 보다 일반적인 것은 일반적인 단위근 과정이다. 랜덤 프로세스 $\{Y_t\}$ 가 로드되면 $Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-i} + \epsilon_t, \gamma = 1; \epsilon_t$ 이 정지된 프로세스임, $E(\epsilon_t) = 0, Cov(\epsilon_t, \epsilon_{t-s}) = \epsilon_s < \infty, s = 1, 2, 3, \dots$, Y_t 은 단위근 과정이다. 드리프트와 시간 추세를 띠는 단위근의 과정은 다음과 같은 모형에 복종한다.

$$Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{식 1-3})$$

ADF 검사에서의 모델 설정은, $\Delta Y_{t-i} (i=1, 2, \dots, p)$ 항을 도입해, 자기상관성을 해소하는 것을 목적으로 하고 있다. 여기서 ϵ_t 은 순수백잡음 오차항이고 p 은 경험적으로 결정되는 최대 시차종속변수이다.

그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)은: 2003년 노벨 경제학상 수상자인 그랜저(Granger 1969)는 계량 경제학의 관점에서 유명한 인과관계 점검을 제시해 시간 서열 경제변수 간의 인과관계를 분석하는 데 사용하였다. 인과관계를 현실적 자료 이용하여 확인하는 것이 전통으로 되어 있다. 따라서 원인과 결과가 불투명한 경우의 함수관계에 관해서는 뚜렷한 판정을 내릴 수 없다는 문제가 있었다. 이러한 문제에 대해서 시차분포모형을 이용하여 원인과 결과를 확인할 수 있는 간편한 검정방안이 Granger에 의해 개발된 것이다.

시계열 변수 X 와 Y 에 대해 X 가 Y 변화의 원인이라면 X 의 변화는 Y 가 변화하기 전에 발생해야 하며 X 의 과거 값은 Y 의 미래치를 예측하는 데 도움이 되어야 하지만 Y 의 과거 값은 X 의 미래 값을 예측하지 않아야 한다.

Y의 시차 변수(Lagging variable)의 회귀와 관련하여, 이것은 제약 회귀이다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i Y_{t-i} + u_{1t} \quad (\text{식 1-4})$$

상기 식에 X를 추가한 시차 변수(Lagging variable))는 해석변수로서 제약 없이 복귀해야 한다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (\text{식 1-5})$$

t은 시계열 또는 추세 변수를 나타내는데 여기서 오차항 u_{1t} 와 u_{2t} 은 서로 상관관계가 없다. X가 Y 변화의 원인인 경우, (식 1-5)식 모델은 (식 1-4)식과 비교하여 회귀 모형의 해석 능력을 현저히 증가시켜야 한다. 이런 관계가 있다면 X가 Y인 그랜저의 원인이라고 한다. 반대로 X의 시차 변수를 독립변수로 추가하면 X가 Y의 그랜저가 아닌 이유로 회귀모형의 해석능력을 현저히 증가시키지 않는다.

ADF 검사와 그랜저 인과관계 검사에서 수산물 소비량에 영향을 미치는 주요 요인을 선별하여 검사하고, 이중 로그 모델에서 계량 경제 분석을 적용하는 방법은 영향 요인에 대한 구체적인 연구 분석을 수행한다.

나. 논문의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제 I 장 서론에서는 연구의 배경과 연구 목적을 제시하고 연구 방법을 소개한다. 더불어 본 연구와 관련된 선행연구를 검토하였다.

제 II 장에서는 중국 수산물의 생산량과 중국 주민 수산물 소비의 현황에 대해 살펴보고자 하였다. 중국 도시와 농촌 주민의 수산물 소비량 차이가 크

고, 지역차이가 뚜렷하고, 소비량이 꾸준히 증가하고 있기에 가공품에 대한 주민들의 소비량이 점차 상승하고 있는 특성에 대해 자세히 설명하였다.

제Ⅲ장에서는 경제, 인구, 문화심리, 기타 등에서 수산물 소비량에 영향을 미치는 요인에 대해 분석 연구하였다.

제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장의 수산물 소비량에 영향을 미치는 요인분석 결과를 바탕으로 수산물 수요함수 모델을 수립하고 수요함수 모델을 검증하였다.

마지막으로 제Ⅳ장에서는 실증분석에 따라 정리하고 수산물 소비량을 높이는 합리적인 의견을 제시하였다.

3. 선행연구

가. 수산물 소비 영향 요인에 대한 선행연구

包 特力根白乙(2006)은, 중국의 수산물 소비를 저성장기, 급성장기, 정체기로 구분하고 시기별 특징에 대해 살펴보았다. 수산물 소비 급성장기는 1984년 이후 부터 1998년까지로, 개혁개방 정책을 시작으로 한 자유시장 전개가 수입 증가와 맞물리면서 진행되었다고 보았다. 중국의 수산물 소비는 지역적 격차, 어식문화의 독자성, 그리고 소비재로서의 성격이 강하다고 특정하고, 장래 수산물 수급 안정화를 위한 몇 가지 문제를 제기하였다는 특징이 있다. Sun jianfu & Lu li(2007)은, 중국의 수산물 생산량과 저소비량의 현황에 대해 연구하였다. 인구, 경제, 상품, 사회문화, 지역 환경 등 여러 방면에서 중국 수산물 소비시장의 영향 요소를 분석하여 수산물 소비 잠재력과 시장 수요를 확대해야 한다고 하였다. Wang lijuan & Tian zhihong

(2009) 은, 소득수준과 소득탄력도에 따라 분석하였다. 가처분소득이 증가함에 따라 도시인들의 수산물 소비지출은 가처분소득에 대한 변동비 소비량보다 가처분소득의 변동에 민감하게 반응한다고 하였다. Hu qiuguan g, 등 (2009) 은, 1990~2007년 수산물 생산소비에 관한 데이터를 연구한 결과, 주민 1인당 소득, 인구 수, 도시화 수준 모두 중국 수산물 소비에 영향을 줄 수 있는 것으로 나타났다. 일정 단계는 인구수와 1인당 수입의 영향이 적고, 빠른 도시화는 우리나라의 수산물 소비 수요의 증가를 높일 수 있다. Zhang huan & Sun chen(2009)은, 중국의 수산물 소비 수준의 현황과 추세, 원인과 중국 수산물 소비의 주요 특징 및 그 형성 원인을 분석하였다. 즉, 수산물 소비의 도시와 농촌 간의 절대 격차, 수산물과 기타 부식물 소비의 상대적 차이, 수산물 가공기술과 규모의 규제 및 각 지역의 사회경제 발전 불일치로 인한 수산물 소비지역적 차이, 야외 소비의 증가 추세 및 중국 수산물의 소비수준을 어떻게 높일 것인가에 대하여 논의하였다.

나. 수산물 소비에 대한 지역적 선행연구

고건, 도보산 (2002) 은, 중국 동부 지역의 수산물 생산 공급 잠재력과 소비 수준을 분석하였다. 중국 동부 지역의 수산물 유통과 공급의 균형 상태를 탐구하였다. 2000~2030년 3단계로 구성된 1인당 소비수준의 복귀방정식을 사용하였다. 2005, 2015, 2030의 1인당 소비량과 소비총량을 예측하였다. Gao jian & Guo miao (2008) 은, 중국에서도 연안지역에 입지한 대련과 상하이지역을 대상으로 수산물 소비 특징을 살펴보았다. 설문조사를 바탕으로 한 조사를 통해 구매 능력, 구매처, 구매 특성, 대체성(substituability)

등에 대해 분석하였다. 주목할 만한 사항은 조사 시점 당시 상하이지역의 수입 수산물에 대한 도는 대련 지역보다 높게 나타났다. 그러나 수입 수산물에 대한 소비는 높은 가격 등을 이유로 크게 높지는 않았으며, 일상적인 소비식재료로 인식하는 것은 아닌 것으로 나타났다. Chen zhi feng & Linguohua등(2011)은, 푸저우시 (福州市)주민들의 수산물 소비수준에 대한 연구에서 수산물가격지수, 대체재가격지수, 주민 1인당 가처분수입과 1인당 소비량을 통해 푸저우시(福州市) 주민 수산물 소비에 양대수 모형(double-log model)을 사용하였고 푸저우시의 향후 1인당 수산물 소비량을 예측하였다. Li Hexian & Tan Chunlan(2012)은 상하이 지역을 분석 대상으로 2000년 전후의 두 시간 동안 상하이시의 1인당 수산물 소비량의 변화와 영향 요인을 조사하였다. 실증분석 결과 2000년 전의 주요 영향 요인은 1인당 소득이었다. 2000년 이후에는 1인당 소득으로만 주민들의 수산물 소비에 영향을 줄 수 있을 뿐만 아니라 수산물의 가격과 생산량에도 영향을 미칠 수 있다. Lu feifei & Qiao juan (2013) 은, 장쑤성 (江苏省)의 예를 들어서 수산물의 소비 영향 요인을 실증분석 결과는 수산물의 자체 가격과 대체재 가격 및 도시화 수준이 장쑤성 (江苏省) 수산물 소비에 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다. 시장을 세분화하는 기초 위에 일정한 가격 전략을 실행하여 수산물 물류 채널을 완벽하게 하여, 주민 소득을 높이고 도시간의 격차를 줄여, 도시화의 진전을 가속화하는 것은 모두 장쑤성 (江苏省) 수산물 소비 수요의 증가를 촉진할 것이다.

다. 소비수준과 영향요소의 연구방법에 대한 선행연구

Liu Daan (2001) 은, MICRO TSP를 사용하고 18개의 변수를 이용하여 2000~2001년 전국의 도시와 농촌의 가정 수산물 소비 증가 수준을 예측하

였다. 동남남 (2006) 은, 도시 주민의 가처분소득이 증가하기 때문에, 소득 증가가 수산물 수요에 대한 영향과 소비 구조 변화가 수산물의 수요에 영향을 미쳐 수산물 소비가 육류와 난류(卵類)에 대한 대체성이 비교적 강하다고 한다. 2001-2020년 도시 주민들의 소득 예측을 통해 중국인의 수산물 소비는 지속적으로 증가할 것이라고 지적하였다. Wang Kun & Ping Ying (2012) 은, 수산물의 수요에 영향을 미치는 주요 요소를 이용하여 양대수 모형(double-log model)을 사용하였다. 그리고 Eviews를 이용하고 각 영향 요소에 대한 정량적인 분석을 진행하였다. 그 결과, 도시인 1인당 가처분소득, 수산물의 경우 도시민 1인당 가처분수입 수준이 수산물 수요와 비례해 수산물 자체 가격과 수산물 수요량에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 송춘효, 양딜리 (2013) 은, 상하이시는 1999~2010년 도시인 가구의 1인당 수산물 소비량, 도시화 수준, 수산물가격지수, 대체재가격지수, 주민소비가격지수, 주민가구 1인당 가처분수입 등과 관련된 데이터를 연구 대상으로 양대수 모형(double-log model)을 사용하였다. Eviews로 사용하고 상하이시 수산물 소비요구에 대해 회귀분석을 하였다. Gao Jintian & Li Jingmei & Liu Tieying (2013) 은, 시간서열 모형을 이용하여 1인당 가처분수입, 도시화 수준, 인구수 및 수산물 가격 수준 등 변수를 분석하여 수산물 소비수요를 탄력적으로, 가격수준이 기본적으로 안정될 경우, 수입탄력은 전반적으로 가격탄력, 즉 수입탄력보다 크다고 보았다. Yue Dongdong & Wang Lumin (2017)은, 계량경제 모형을 이용하고 ADF 검사 진행하였다. 중국 2000-2015년 도시민 1인당 가처분소득과 1인당 수산물 소비량 관계를 정량 연구하였다. 그 결과, 도시인의 1인당 가처분소득과 1인당 수산물 소비량 사이에는 조정계, 양식 농가 간에는 장기적으로 안정된 관계가 나타났다.

위의 서술에 따르면, 기존 연구의 기초 위에서 본 연구는 우선 수산물 소비량에 영향을 미칠 수 있는 요인을 경제 이론에 기초하여 분석하고, 그런

다음 그랜저 검정에 따라 각 영향 요인과 수산물 소비 수요량에 인과관계가 있는지 검사하였다. 그 후 양대수 모델(double-log model)을 사용하여 각 영향 요인의 탄성을 계산하고 각 영향 요인을 정량적으로 분석하였다.



<그림 I-1> 연구 수행 절차

Ⅱ. 중국의 수산물 현황

1. 수산물 생산량의 현황

가. 전국 수산물 생산 현황

중국 대륙은 발해, 황해, 동해, 남해, 내해와 변해의 수역 면적이 약 470만 킬로미터에 이른다. 약 해안선의 길이는 3.2만 km, 넓은 해역의 면적과 풍부한 인적자원이 중국의 어업발전에 천혜의 발전우위를 제공함으로써 중국은 세계 제일의 어업대국이 되었다. 1970년대 이전에는, 중국 수산물 생산이 주로 해양 어획 위주로 이루어져 있었지만 개혁개방 정책 이래, 중국의 어업 생산 경영 체제와 유통 체제의 개혁으로부터 어민의 생산 의욕이 높아졌다.

다음으로 내륙 양식을 살펴보면 중국 연안 지역의 어업자원이 고갈되면서 수산물 생산량이 지속적으로 감소하기 시작해 공급이 점점 부족해지고 있다. 그 후에 국가는 어업생산 경영체제와 수산물 유통체제의 개편을 제시함으로써 어민들의 의욕을 크게 북돋았다. 수산 양식 면적도 계속 증가하여, 양식 구역은 전통적인 연안에서 강을 따라 전국 각지와 다양한 수자원이 풍부한 곳으로 확장되었다. 게다가, 양식 기술의 지속적인 향상으로 양식 생산량이 크게 증가하여 어업 생산 능력이 현저히 증가하였다. 동시에 수산물 생산량이 대폭 증가하여 수산물 시장이 호황을 누리고 있다.

중국은 세계 최대의 수산물 생산국으로 16년간 지속적으로 세계 1위를 유지하고 있다. 중국 어업 통계 연감에 데이터에 따르면 2017년 전국 수산물

총 생산량 6445만3300톤, 전년 대비 1.03% 증가하였다. 그 중 양식 생산량은 4905만9900톤으로, 총 생산량의 76.12%를 차지해 전년 동기 대비 2.35% 증가하며, 어획량은 1539만3400톤으로 전체 생산량의 23.88%로 전년 대비 2.96% 줄었다. 2017년 총생산량에서 해면 어업 생산량은 3천322만톤으로 전체 생산량의 51.54%를 차지하고, 매년 0.62% 증가하였다. 내수면 어업의 생산량은 3천124만 톤으로 전체 생산량의 48.46%를 차지하고, 매년 1.47% 증가하였다.

나. 품종별 생산 현황

중국의 동해, 황해 수산자원은 700여 종으로 어류, 갑각류, 패류, 조류, 기타류 등이 포함된 것으로 집계되었다. 중국에는 천연 호수가 많고, 소라나 조개 같은 생물자원도 비교적 풍부하다. 전국 수산물 1인당 공급량 46.37 kg (인구139008만) , 수산물 생산량이 대폭 향상되었다. 2000년과 2017년의 각종 수산물 공급량은 어류 비중의 경우 61%에서 58%로 3% 감소한 것으로 나타났다. 갑각류 비중의 경우 9%에서 11%로 2% 증가한 것으로 나타났다. 패류 비중의 경우 25%에서 24%로 1% 감소한 것으로 나타났다. 해조류 비중의 경우 3%에서 4%로 1% 증가한 것으로 나타났다. 2017년 두족류 생산량은 61.66만 톤으로, 전체의 약 1%를 차지하고 있으며, 기타류는 2%에서 3%로 1% 증가한 것으로 나타났다.

<표 2-1> 2000년과 2017년 여러 가지종류 수산물 생산량

단위: 천 톤

	2000		2017	
	생산량	비중	생산량	비중
전체	37062.3	100%	64453.3	100%
해면	22039.1	59%	33217.4	51.54%
내수면	15023.2	41%	31235.9	48.46%
어류	26060.5	61%	3609.71	58%
갑각류	3853.9	9%	691.5	11%
패류	10849.8	25%	1528.09	24%
해조류	1222	3%	225.54	4%
기타류	798.6	2%	181.88	3%

자료: 중국통계청

2. 중국의 수산물 소비 현황

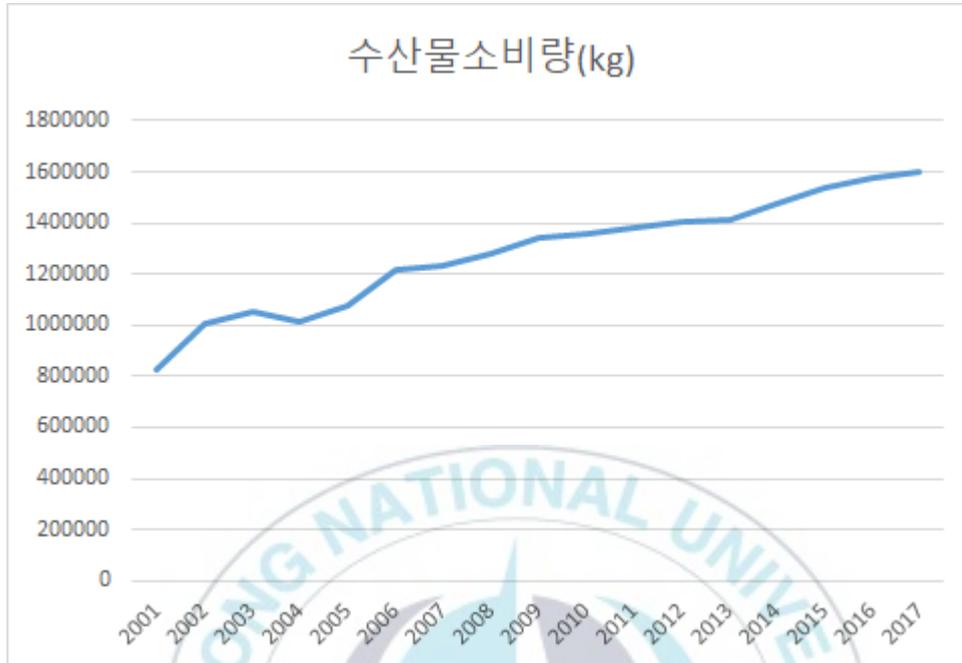
현재 중국의 수산물 소비시장은 전체적으로 도시와 농촌 주민의 식용 소비부분, 가공공업 원료 소비부분, 수출 무역분, 기타 소비부분으로 나눌 수 있으며 이 중 가장 중요한 소비수요는 도시와 농촌 주민의 식용 소비이다.

가. 중국주민의 수산물 소비 현황

중국 경제의 급속한 발전으로 인한 도시화의 증대로 중국 소비자들의 소비가 늘어나고 있다. 수산물은 현재 중국 주민들이 단백질을 섭취하는 주요 공급원 중 하나로, 수산물의 지방함량이 낮고, 단백질 함량이 높은 등의 특징이 점차 중국 국민들에게 사랑을 받고 있다. 수산물 중 어패류는 단백질뿐만

아니라 양질의 불포화지방산을 다량 함유하여 무기질과 비타민의 좋은 공급원이 되고 있다. 해조류도 각종 무기질의 공급원으로서 영양측면에서 중요한 역할을 하고 있는 것으로 알려져 있다. 그래서 수산물의 소비량은 해마다 늘고 있다. 또 중국에서는 '물고기 없는 잔치가 되지 않는 잔치이다'라는 말이 있어 중국 주민들의 식탁에서 수산물이 차지하는 지위가 크다.

1990년 중국의 수산물 총생산량은 1427만 2600톤으로 세계 1위로 올라섰다. 이후 중국의 양식 규모 확대와 양식 기술의 발달로 1인당 수산물 공급량이 증가하며, 1994년에는 세계 평균인 15.2kg을 넘었다. 전국 주민 1인당 수산물 소비량은 2001년 6.45kg에서 2017년 11.5kg으로 17년 사이 약 두 배로 증가하였다. 중국 경제의 빠른 성장에 따른 소득 증가로 수산물 소비가 점점 증가하고 있는 것으로 나타났다. 2001년부터 2017년까지 수산물의 소비량은 각각 823,194톤과 1,598,592톤으로, 거의 20년간 약 80만 톤이 증가하였다. 중국 경제가 성장하고 인민의 소득이 늘어나면서 수산물 생산과 소비시장이 그만큼 커졌다는 것을 알 수 있다. 하지만 중국 수산물의 1인당 소비량과 1인당 공급량은 큰 차이가 있는 것으로 보인다. 예를 들어 2017년 전국 수산물 생산량은 6445만 3300톤, 1인당 공급량은 46.37kg, 1인당 소비량이 11.5kg이다. 이처럼 수산물 소비 대국에 비해 중국의 1인당 수산물 소비량은 아직 제한적이다. 중국과 인접한 한국은 현재 세계에서 1인당 수산물 소비량이 가장 큰 국가로, 2009년의 1인당 수산물 소비량은 49.8kg으로 중국의 2017년 1인당 수산물 소비량의 4배가 넘는다. 그리고 1988년 일본은 소비량은 38.5kg이다. 이런 측면에서 미루어 보아, 중국 주민 수산물 소비량은 여전히 세계 평균을 밑돌고 있어 중국 수산물 시장의 성장 가능성은 무궁무진하다.

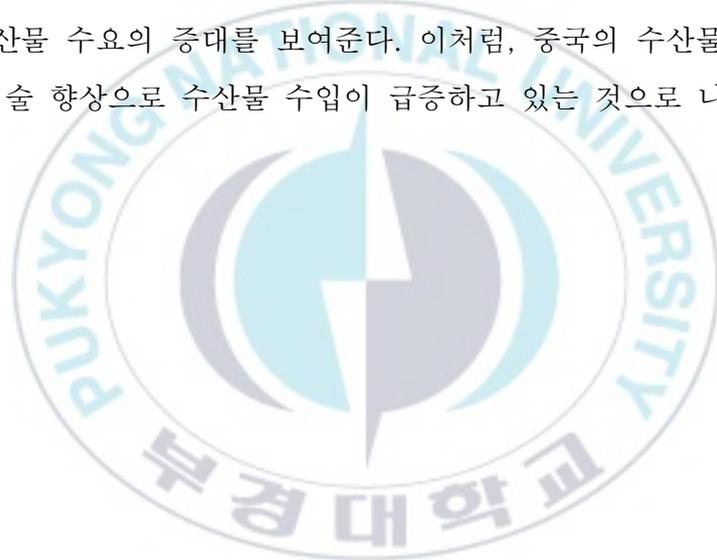


<그림 2-1> 중국의 수산물소비량

나. 중국의 수산물 교역현황

글로벌 경제의 급속한 발전과 더불어 세계의 농산물 교역규모는 끊임없이 확대되고 있다. 세계 수산물 교역이 바로 그중 하나의 대표적인 예라고 볼 수 있다. 구체적으로 중국의 수산물 교역현황은 <표 2-2>에서 보여주고 있다. 2004년부터 2017년까지 13년간 데이터를 정리해본 결과 그 동안 중국의 수산물 교역규모는 급속하게 증가하였다. 2017년의 수산물 교역규모(324.96억 달러)는 2004년의 약 3.2배임을 알 수 있다. 세관 통계에 의하면 2017년 중국 수산물 수출입 총량 923만 6500톤, 수출입 총액 324억 9600만 달러로 전년 동기 대비 각각 11.56%, 7.92% 증가하였으며, 모두 사상 최대치를 기록하였다. 2017년은 수산물 수출량 및 금액은 2004년에 비해서

각각 1.8배, 3배 늘어났으며, 수입은 각각 1.6배, 3.5배 상승한 것으로 나타났다. 연 평균 수산물 수출량 증가율은 6.1%이며, 수산물 수입량 증가율은 4.9%로 수출의 증가가 더 높은 것으로 분석되었다. <표2-2>에서 2004~2016년간 무역흑자는 계속 증가했을 뿐만 아니라 무역 총액도 계속 증가하였다. <표2-2>에서 보면 매년 수산물 수출량은 그해 수산물 생산량의 약 6%를 차지하고, 수산물 수입량은 그해 수산물 생산량의 약 7.6%를 차지하여 수산물 수입량은 수출량보다 약간 높은 결과를 알 수 있었다. 앞의 통계자료에서 정(+)의 무역흑자라는 결과가 도출되었기 때문에 수산물 수입의 증가는 수산물 수요의 증대를 보여준다. 이처럼, 중국의 수산물 소비 증대 및 가공 기술 향상으로 수산물 수입이 급증하고 있는 것으로 나타났다.



<표 2-2> 중국의 수산물 수출입량과 수출입액 현황

(단위: 만 톤/억 달러)

연도	수입량	수입액	수출량	수출액	무역흑자	무역총액
2004	298.56 (7%)	32.39	242.06 (5.7%)	69.66	37.27	102.05
2005	366 (8.3%)	41.2	257 (5.8%)	78.9	37.7	120.1
2006	332.2 (7.2%)	43	301.5 (6.6%)	93.6	50.6	136.6
2007	346.4 (7.3%)	47.2	306.4 (6.5%)	97.4	50.2	144.6
2008	388.4 (7.9%)	54	296.5 (6.1%)	106.1	52.1	160.1
2009	374 (7.3%)	52.64	296.51 (5.8%)	107.95	55.31	160.59
2010	382.18 (7.1%)	65.36	333.88 (6.2%)	138.28	72.92	203.64
2011	424.88 (7.6%)	80.17	391.24 (7.0%)	177.92	97.75	258.09
2012	412.38 (7.0%)	79.98	380.12 (6.4%)	189.83	109.85	269.81
2013	417.03 (6.8%)	86.38	395.91 (6.4%)	202.63	116.25	289.01
2014	428.1 (6.6%)	91.86	416.33 (6.4%)	216.98	125.12	308.84
2015	408.1 (6.1%)	89.82	406.03 (6.1%)	203.33	113.51	293.15
2016	404.15 (5.9%)	93.74	423.76 (6.1%)	207.38	113.64	301.12
2017	489.71 (7.6%)	113.46	433.94 (6.7%)	211.5	98.04	324.96

다. 수산물 가공 현황

어류 제품의 부패가 쉽기 때문에 수산물 가공은 수산물 소비 촉진의 중요한 일환이며, 국제 수산물 거래의 90% 이상이 가공 제품에 기반을 두고 있다. 현재 중국 수산물 무역은 일반 무역 위주로 되어 있으며, 일반 무역 비중은 60%, 가공 무역은 40% 정도이다. 수산물 가공무역은 수출에서 외화를 벌어들이는 것이든 고용을 촉진시키는 데 적지 않은 기여를 하였다. 근 20년 간 수산물 가공업체 수 증가와 더불어 수산물 가공 능력이 지속적으로 증가하고 있는 것으로 조사되었다. 가공기업은 2000년에 6922개 업체에서 2017년 9674개 업체로 꾸준히 증가하고 있다. 2017년 수산물 가공 총량은 2196만 2000톤, 전년 동기 대비 1.42% 증가하였다. 이 중 해수가공 제품은 1788만 600톤으로 전년 동기 대비 0.73% 증가해 수산물 가공 총량의 81.41%를 차지하였다. 내수 가공품은 408만 1900톤으로 전년 동기 대비 4.57% 증가하였다. 가공 수산물(2017년) 중 수산냉동품은 67.7% 만들어지고 있으며 그 외에 해조류, 수산사료(어분), 연육 및 염장품, 기타수산가공품 등으로 만들어지고 있다.

전술한 바와 같이 중국 수산물은 자국 국내산을 중심으로 소량 수입되는 고급 수산물 등을 공급하고 있다.



<그림 2-2> 수산물 가공 생산량

3. 중국 주민의 수산물 소비특성

경제가 발전하면서 중국 도시와 농촌주민들의 소비구조와 수준도 바뀌고 있다. 도시 주민 가구를 예로 들면 단백질 함량이 높은 제품인 생유의 소비량은 2013년 급증하면서 서서히 감소하기 시작하였다. 육류와 알류 제품은 큰 변동이 없다. 오히려 수산물은 1990년 7.69kg에서 2017년 14.8kg으로 크게 늘었다. 수산물은 단백질, 지방 함유량, 영양구조 등에서 알류보다 우수해 도시와 농촌 주민들에게 인기가 높다.

중국 수산물 소비는 주로 도시와 농촌 주민의 수산물 소비량 차이가 크고, 지역 차이가 뚜렷하며, 소비량은 꾸준히 증가하고, 주민들의 가공품 소비량 또한 점차 증가하고 있는 4가지 특성을 나타내고 있다.

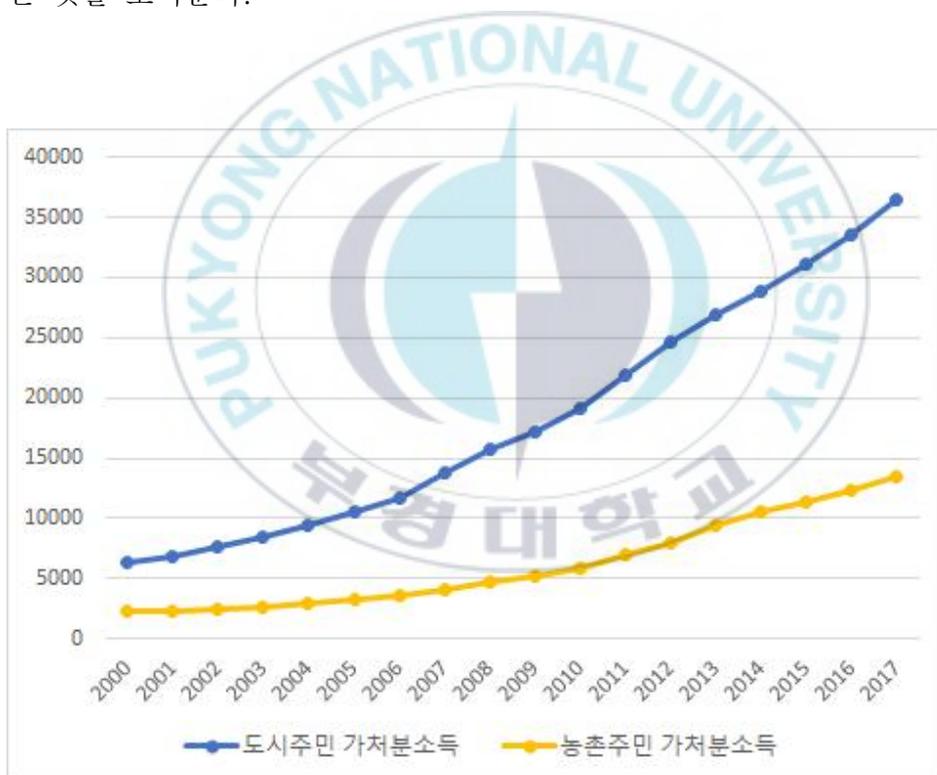
가. 도시와 농촌 주민들의 수산물 소비량의 큰 차이

중국의 개혁개방 정책에 따라 식품 구조에는 많은 변화가 있었다. 중국의 수산물 소비에 있어서 도시와 농촌은 매우 뚜렷한 차이가 있고, 이는 도시와 농촌 주민의 소비수준뿐만 아니라 소비구조에서도 나타난다. 농촌 주민의 소득은 줄곧 도시 주민들보다 낮았고, 소득수준은 소비수준을 결정하기 때문에 농촌 주민들은 곡물, 채소 위주로 소비를 하고 알, 고기, 가금과 수산물 등 동물 식품은 보조적으로 소비하는 상황이다. 반면에 도시 주민들은 농촌 주민들과 달리고 식량 소비량이 적어, 알, 육, 가금과 수산물 등 단백질 함량이 높은 제품에서 소비량이 높게 나타난다.

도시와 농촌 주민의 수산물 소비량의 차이를 살펴보자면 도시민들의 수산물 소비량은 1990년 이미 7.69kg으로 2017년 농촌 수산물 소비량보다 높았다. 2012년 농촌 주민 수산물 소비량 5.4kg은 2001년 도시 주민 수산물 소비량의 겨우 절반 수준이다. 1990년 중국 농촌 주민의 수산물 소비량은 음식 소비량의 0.5%에 불과하지만 도시 주민의 수산물 소비량은 2.1%로 농촌의 4배에 달하였다. 2017년에도 중국 도시 주민들의 수산물 소비량이 음식 소비량의 4%, 농촌 주민의 수산물 소비량은 음식 소비량의 1.2%로 차이가 나타난다. 수산물 생산량이 해마다 증가하면서 최근 몇 년간 농촌 주민들의 수산물 소비량도 크게 늘었지만 노농 격차는 여전히 크다.

중국 수산물 소비량에 대한 도시와 농촌 간의 차이의 주요 원인은 도시와 농촌 주민의 소득수준과 생활수준의 차이이다. 농촌 주민의 소득 수준은 줄곧 도시 주민보다 낮으며, 최근 몇 년 동안 농민들의 소득은 증가하였지만, 도시 주민 소득에 비해서는 여전히 도시 주민의 소득보다 훨씬 적다. 2000년 중국의 농촌 주민 1인당 가처분소득은 3,146.21위안으로, 도시 주민 1인당 가처분소득의 절반에 해당한다. 그러나 2017년 중국의 농촌 주민 1인당

가처분소득은 13432.4위안으로 도시 주민 1인당 가처분소득의 3분의 1에 불과하다. 농촌 주민의 연간 소득은 도시 주민의 연간 소득보다 훨씬 낮아 농촌 주민의 소비 지출도 도시 주민보다 훨씬 적다. 도시민의 2017년 1인당 연간 소비 지출은 24445위안이며, 이 중 식료품 소비에 사용되는 부분은 7001위안이다. 반면 농촌 주민의 2000년 1인당 연간 소비지출은 10954.5위안으로 이 중 식료품 소비에 사용된 부분은 3415.4위안이었다. 도시민들이 식료품 소비에 사용하는 금액은 농촌 주민의 식료품 소비의 두 배가 넘는다는 것을 보여준다.



<그림 2-3> 도시와 농촌 주민 가처분소득

도시와 농촌 주민의 수산물 소비 차이 외에 다른 부식물 소비의 차이도 존재하지만 수산물 소비의 차이가 더 큰 것으로 나타났다. 또한 차감은 서서히 감소하고 있지만 격차는 여전히 큰 것으로 보인다. 육금알과 채소의 차이는 그다지 뚜렷하게 나타나지 않았다. 2000년의 경우 도시 주민 1인당 수산물 소비량은 11.74kg으로 농촌 주민 1인당 수산물 소비량 3.92kg의 3배에 이르지만 도시민 1인당 고기, 금, 알, 채소류 소비량과 농촌 주민 1인당 소비량 차이는 크지 않다.

<표 2-3> 도시와 농촌 주민 가구 1인당 식품소비량

단위: kg

도시주민가구 1인당 식품소비량 (kg/인/년)					농촌주민가구 1인당 식품소비량 (kg/인/년)			
연도	수산물	육류	가금류	채소류	수산물	육류	가금류	채소류
2000	11.74	20.06	16.65	114.7	3.92	18.3	7.58	106.7
2005	12.55	23.86	19.37	118.6	4.94	22.42	8.38	102.3
2010	15.21	24.51	20.21	116.1	5.15	22.15	9.29	93.3
2011	14.62	14.58	20.71	114.6	5.36	23.3	9.94	89.4
2012	15.2	24.9	21.3	112.3	5.36	23.45	10.36	84.7
2013	14	28.5	17.5	103.8	6.6	22.4	13.2	90.6
2014	14.4	28.4	18.9	104	6.8	22.5	13.9	88.9
2015	14.7	28.9	19.9	104.4	7.2	23.1	15.4	90.3
2016	14.8	29	20.9	107.5	7.5	22.7	16.4	91.5
2017	14.8	29.2	20.6	106.7	7.4	23.6	16.8	90.2

자료 : 중국 통계청 <중국통계연감 1999-2018> 중국 도시 주민 가구의 1인당 연간 주요 상품 구매 수와 중국 농촌 주민 가구의 1인당 연간 주요 상품 구매 수 등을 계산한 결과

소비량 차이의 주요 원인은 다음과 같다. 첫째, 중국 농촌에서는 농민들이 스스로 가금류(家禽類)를 사육하고 채소를 스스로 재배하며, 농촌 주민의 대다수가 음식을 자급자족할 수 있어 시장에서 많은 공급을 필요로 하지 않는다. 수산물은 수자원과 기술 등을 이유로 대다수 농촌지역 주민들이 양식을 하지 않기 때문에 경제적이면서도 편리한 고기와 가금류(家禽類), 알, 채소류를 소비하는 경향이 강하다. 둘째, 수산물도 지역에 따라 제한된다. 수산물의 산지 분포는 고르지 않고, 해면 수산물 산지는 중국 연안 지역에 집중되어 있으며, 내수면 수산물 산지는 중국의 강남, 화남 등에 집중되어 있다. 반면 서북, 화북 지역은 수자원과 기후관계 생산이 적어 서북, 화북지역 농촌 주민들의 수산물 소비는 어려운 편이다. 셋째, 비축과 운송 조건의 제한이다. 서북, 화북 지역의 기후와 지형 등으로 수송이 어려운 데다 중국의 수산물 보존과 비축기술이 국제기준에 비해 아직 높지 않아 농촌 수산물 시장의 공급이 부족해 가격이 비싼 편이다.

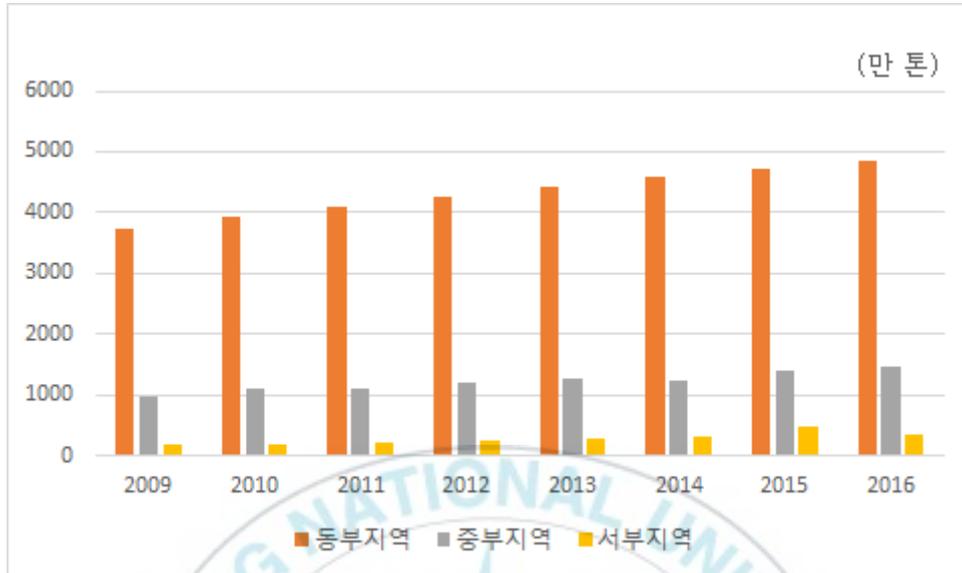
나. 지역별 수산물 소비량의 뚜렷한 차이

중국은 넓은 국토 면적을 지니고 있는 국가로 지역별로 사회경제적 발전하고, 지리적 환경과 지리적 위치의 차이로 인해, 다양한 지역의 문화적 전통과 소비 습관은 단백질 섭취에 큰 차이를 보인다.

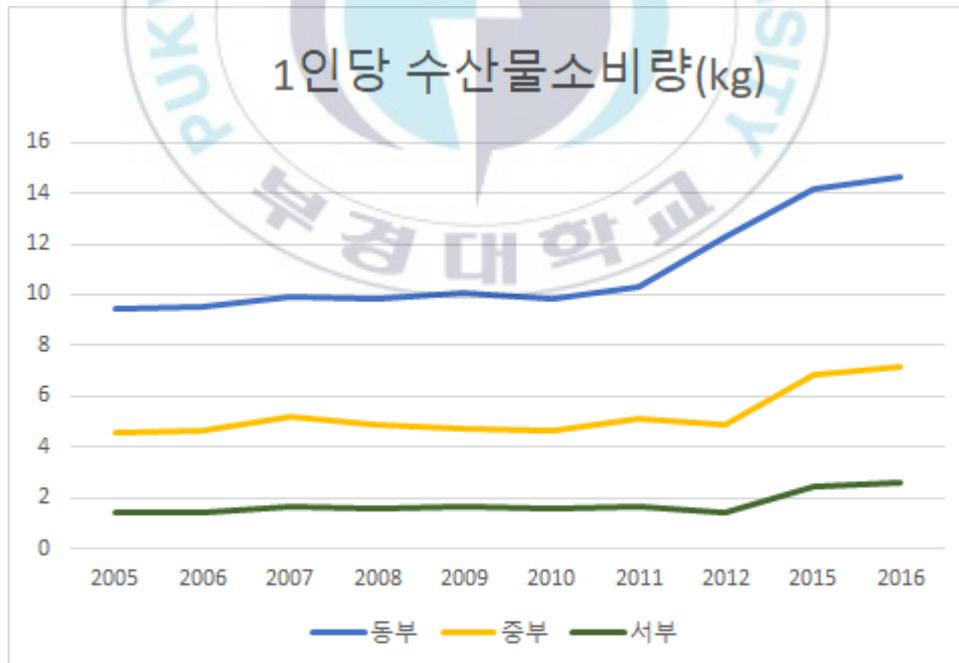
하지만 중국의 수산물 생산으로 연해성과 호수가 비교적 많은 주요 10개 지역 랴오닝(辽宁), 산둥(山东), 광시(广西), 장수(江苏), 상하이(上海), 저장(浙江), 푸젠(福建), 광둥(广东), 후베이(湖北), 안후이(安徽)에서 생산한다. 10개 지역의 수산물 생산량은 전국 총 수산물생산량의 80%이상을 차지한다. 지리적 환경과 기후의 원인으로 서부 지역의 어업 생산량은 가장 적다. 반면 동부지역 신선한 수산물을 생산할 수 있기 때문에 소비할 수 있을 뿐만 아니

라 가격도 더 싸다. 그래서 지역의 수산물 소비량의 차이가 뚜렷하다. 동, 중, 서부 지역의 육류 소비량 차이는 그다지 크지 않으며, 2017년에는 동, 중, 서부 지역의 육류 1인당 소비량이 각각 38.42kg, 30.52kg, 22.79kg이다. 그러나 동 중 서부 지역의 수산물 소비량 차이는 매우 크고, 2017년 최대 수산물 소비 지역인 동부지역 1인당 17.42 kg의 수산물을 소비하고 있는 것으로 나타났으며 이는 중부지역 8.54kg, 서부지역 3.00kg 이다. 데이터에서 알 수 있듯이 동부지역 수산물 소비량은 중부지역의 2배, 서부지역의 5배가 넘는다. 수산물을 많이 소비하고 있는 동부지역은 수산물 소비가 가장 적은 서부지역에 비해 수산물 소비 증가 속도가 빠른 것으로 나타났다. 동부지역의 경우에는 2005년 9.42kg에서 2017년 17.42kg으로 8kg 증가하였다. 반면, 서부지역의 경우에는 2000년 1.35kg에서 2017년 3.00kg으로 1.65kg 증가하였지만 성장 속도는 매우 느린 것을 알 수 있다. 중부와 서부의 수산물 수요, 특히 해수 제품의 수요는 훨씬 충족되지 못하며, 수산물 수급 사이에는 심각한 지역적 불균형이 존재한다.

이러한 차이의 주된 원인은, 첫째, 기후차이가 큰 것과 관련이 있다. 서부 지역은 날씨가 추워 주민들이 더 칼로리가 높은 육류를 음식으로 선택하는데 이는 수산물이 단백질 함량은 높지만 칼로리가 적기 때문이다. 둘째, 지역에 따라 음식문화와 식습관이 다르고 민족마다 음식의 특색이 달라 수산물의 소비분포가 고르지 못한 것에 있다. <그림 2-4>와 <그림 3-5>을 살펴보면 수산물의 소비량 분포와 산출량 분포 추세가 기본적으로 일치한다는 것을 알 수 있다. 수산물 소비량이 제일 높은 곳은 동부지역이고 다음으로 중부지역이다. 그리고 서부지역의 수산물 소비량이 가장 적다.



<그림 2-4> 동부, 중부, 서부지역의 수산물 생산량



<그림 2-5> 농촌 동부, 중부, 서부지역의 1인당 수산물소비량

다. 수산물 소비량의 지속적 증가

개혁개방 정책 이래, 소득수준과 생활수준이 향상됨에 따라 주민들의 식료품 소비구조와 질도 아주 많이 개선되었다. 저지방, 고단백을 주요특징으로 하는 수산물은 나날이 식료품 소비에서 중요한 부분을 차지하고 있으며, 수산물의 소비량도 해마다 높아지고 있다. 경제가 발전하고 가공기술이 진보함에 따라, 중국 수산물 시장의 공급 종류가 점점 더 많아져 1인당 소비량이 해마다 증가하고 있다.

그리고 중국의 풍부한 해양자원, 노동력 자원과 사회경제의 신속한 발전, 운송수단, 인프라 및 가공기술의 급속한 발전 등의 영향으로 인해 중국의 수산물 공급도 갈수록 확대되어 이에 따른 수산물 총 소비량 및 1인당 평균 소비량 또한 모두 빠른 증가추세를 보이고 있다.

<표 2-4> 중국의 수산물 1인당 평균 소비량 추세

단위: kg

연도	1인당수산물공급량(kg)	1인당전국수산물소비량(kg)
2007	36.02	9.32
2008	36.96	9.63
2009	38.43	10.05
2010	40.2	10.15
2011	41.7	10.23
2012	43.74	10.37
2013	45.47	10.4
2014	47.36	10.8
2015	49.11	11.2
2016	50.59	11.4
2017	46.37	11.5

자료: 중국 통계청

수산물 생산량 증가에 따라 수산물의 1인당 공급량은 지속적으로 높아지고 있으며, <표 2-4>을 살펴보면 2007~2016년 10년간 1인당 수산물 공급량은 14.57kg 증가하고, 1인당 소비량은 2.08kg 증가하였다. 농촌과 도시 주민의 1인당 수산물 소비량은 1990년 각각 2.13kg, 7.69kg에서 2016년 7.5kg, 14.8kg으로 증가하는 것으로 나타났다. 이처럼 수산물 소비가 늘어난 것은 국민소득의 향상과 건강에 대한 사회 전반의 관심이 높아져, 수산물이 건강식품으로서 소비자의 선호가 높아졌기 때문인 것으로 분석된다. 도시 수산물 소비량은 농촌 소비량에 비해 2배 크다. 수산물의 소비량은 늘고 있지만 수산물 생산량에 비하면 적은 편이다.

그 중 1인당 공급량이 높고 1인당 소비량이 낮은 4가지 원인은 다음과 같다.

(1) 중국의 수산물 소비시장은 도시와 농촌 주민의 식용 소비부분, 가공공업 원료 소비부분, 수출 무역부분, 기타 소비부분으로 이루어지는데 그 중 식용 소비는 일부일 뿐이다.

(2) 수산물 소비 중에서 식용이 불가능한 부분 외에는 저장, 운송 과정에서의 손실도 크기 때문에 수산물 통계 생산량 중에서 식용이 가능한 부분은 사실상 70% 정도에 불과하다.

(3) 중국의 수산물 통계에는 조류와 같은 수생식물의 생산량이 포함되어 있는데, 유엔 식량농업기구 통계에는 이 품목이 포함되지 않는다.

(4) 중국이 수출하는 수산물의 90%는 직접 먹을 수 있으며, 반면 수입 수산물은 대부분 사료 가공과 수출 가공품 원료로 쓰이고 있고 사료용 어묵은 매년 수산물 수입량의 60%가량을 차지하고 있다.

라. 가공 제품에 대한 주민의 소비량 상승

도시와 농촌 주민들이 먹는 수산물은 냉동수산물, 활수제품과 반제품, 숙제품, 건제품 등 가공 수산물이 주요 소비되는데, 이 중 활수제품과 가공품이 갈수록 인기를 끌고 있다. 孙琛(2013)등 <중국 대도시 거주자의 수산물 소비수준과 소비특성 비교분석> 연구에 따르면 상하이 주민들은 전통적으로 수산물의 신선도에 대한 요구가 높기에 신선한 수산물을 선호해 왔으며, 따라서 활어 수산물 소비 비중은 67%를 차지한다. 베이징, 시안 주민은 상하이 주민에 비해 신선도가 떨어진다고 답하였는데, 베이징은 49%, 시안은 47%였다. 중국 주민들의 현재 수산물 소비는 신선하고 냉동된 전통 수산물을 소비를 주로 하고 있음을 알 수 있다. 하지만 수산물 소비 시장이 다변화되면서 대도시를 중심으로 수산물 소비가 다양화되고, 고급화되었다. 중국의 수산물 가공은 어미제품 가공, 조미품, 캔과 연포장 가공, 건제품 가공, 냉동제품 가공과 보선수제품 가공, 어분, 어피 제혁 및 수산 공예품 등을 포함한다. 다양한 형태의 가공 수산물이 대두되고 있는 상황이다. 가공 수산물은 먹기 편하고 영양보조, 색미 조절이 가능하기 때문에, 신선도 보호 및 보존과 같은 특징을 가지고 있으며, 오늘날에도 서서히 수산물 소비의 중요한 방식 중 하나가 되고 있다. 나날이 빨라지는 생활 리듬 때문에 영양과 건강을 추구하는 형태로 발전하고 식 가공품은 점점 더 많은 소비자들의 인기를 얻고 있으며, 최근 몇 년 동안 급속한 발전으로 수요량이 배로 증가하였다.

일반적으로 동일한 품질 조건에서 수산물의 가격은 가공 깊이가 증가함에 따라 높아질 수 있다. 중국 도시 주민들의 소득 수준의 꾸준한 증가와 건강보건의식의 증대로 인해, 사람들은 수산물을 구입할 때 가격에 대한 고려가 적어지고, 식품 안전과 조리의 편리성 등에 더 관심을 갖게 되었다. 또한 정

교하게 가공된 반제품과 완제품은 나날이 빨라지는 생활 리듬 속에서 시간을 절약할 수 있어 각광받고 있다. 2012년에는 2007년에 비해 도시민들이 수산물을 구입할 때 가장 중점을 두는 요소인 가격 요인이 19.09%에서 9.74%로 10% 가까이 낮아졌다. 안전성과 조리 편의성이 차지하는 비중은 각각 3.24%와 2.27%에서 5.52%와 2.6%로 높아졌다. 도시 주민들의 수산물 소비에서 원어와 초급 가공 수산물의 소비 비중은 항상 80%에 육박한다. 2012년 53.61%였던 연어 비중은 2007년 56.57%에 비해 2.96%포인트 하락하였다. 심 가공 수산물은 소비 비중이 크지 않지만 상승세를 보이고 있다. 2007년에는 어묵, 어육 등 수산물과 어미제품의 소비비중이 각각 4.87%와 8.05%였으며, 2012년에는 6.63%, 10.44%로 높아졌다.



Ⅲ. 수산물 소비의 영향요인

미시경제학 이론에 따르면 제품의 소비량은 소비자의 선택에 달려 있으며, 소비자 선택 행위의 목표는 일정한 구속조건 하에서 최대 효용을 추구하는 것이기 때문에, 소비자 선택에 영향을 미치는 원인을 제품 소비량의 영향 요소로 볼 수 있다. 소비자 구매 행위에는 심리, 생리, 사회 등 다방면에 걸쳐 영향을 미치는 것으로 간주되며, 일반적으로 몇 가지 영향 요소가 교차하여 소비자 구매 행위에 영향을 미친다. 이 글은 소득, 수산물 가격, 대체재 가격 등 경제적 요인, 소비자 선호, 시장 발전 수준 등을 구체적으로 분석하였다.

1. 경제적 요인

가. 주민의 가처분소득

소비 이론에서 케인스(John Maynard Keynes)의 절대 소득 가설(Absolute Income Hypothesis)과 프리드먼(Milton Friedman)의 지속적 소득 가설(Permanent income hypothesis), 그것들은 각각 케인스주의와 통화주의 거시경제 이론의 중요한 초석을 이루고 있다. 소득은 음식 소비 수요의 실현 여부에 영향을 미치는 중요한 요소이다. 서양 경제학 운용의 한계 효용(Marginal Utility) 이론에서, 소비자는 효용 극대화를 추구하면서 소비자 소득의 영향을 받아야 하며, 소비자의 예산선 과 효용의 무차별곡선

(indifference curve)이 접선일 때는 소비자 효용 극대화에 도달한다고 명시한다. 균형 상태일 때 소비자가 구매한 상품의 수량, 소득뿐만 아니라 상품 가격에도 영향을 받았다 (일정 예산의 제약 하에, 효용 극대화를 위해 소비자는 최적의 상품 포트폴리오를 선택해야 하고, 두 상품의 한계 대체율은 두 상품의 가격의 비율과 같다. $MRS_{12} = -\frac{dx_2}{dx_1} = \frac{M_1}{M_2} = \frac{P_1}{P_2}$). 소비자의 소득, 상품의 가격과 상품의 수요량, 3가지 요인 사이에는 밀접한 관계가 있으며 이러한 관계는 소득 효과와 대체 효과에서 보여줄 수 있다. 만약 한 상품이 수요소득의 탄력도가 충분하다면, 가격이 비교적 안정된 상황에서 소비자 소득의 향상에 따라 그 수요는 종종 증가한다. 음식 소비에서 수산물 중·고급 상품으로 소득탄력도가 뛰어나고 소득 증가로 수산물 수요가 늘어난다.

본 연구는 시계열에 기초한 데이터로 수산물 수요를 검토하지만 계량 경제 모델을 사용하여 시계열 경제 문제를 연구할 때 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 자주 발생한다. 즉, 2개의 매우 현저한 경제적 의미가 없는 변수가 회귀 결과는 의미가 있는 관계가 존재한다는 잘못된 결론을 내린다. 경제 변수 데이터가 시계열 데이터일 때, 회귀 분석 방법을 사용하여 경제 변수가 유의미한 경제 관계를 논의하기 전에 경제 변수 시계열의 안정적(stationarity)변수와 불안정적(non-stationarity)변수에 대해 먼저 판단해야 한다. 시간 열의 안정적이란 시간 열의 통계 규칙은 시간이 경과함에 따라 변경되지 않는 다 것이다. 정시 계열 데이터를 계량 경제 모형의 관측치(觀測値)로 사용하는 경우, 단위근 검정의 주요 방법에는 DF 검사, ADF 검사, PP 검사 등이 포함되며, 본 연구에서는 일반적으로 사용되는 ADF 검사법을 선택하였다. Eviews10 변수를 사용하여 단위근 검정(unit root tests)하고, 수치가 평온한지 아닌지 판단하고, 데이터가 평온이라는 전제하에 두

경제 변수에 인과관계가 있는지 그레인저인과 검사를 사용할 수 있다. 먼저 $\ln Q$ 와 $\ln I$ 의 추세를 그렸는데, 그 중 아래 그림을 보면 대략적으로 $\ln Q$ 와 $\ln I$ 가 비 안정성 서열로 일정한 증가 추세를 나타내고 있음을 알 수 있다.

(1) 도시 가치분소득

수산물 수요량 $\ln Q$, 도시민의 가치분소득 $\ln I$ 변수의 단위근 검정한다.

<표 3-1> 도시 LNQ와 LNI 단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic
$\ln Q$	0.2441	-2.1078	0.0077	-4.0602	0.0001	-6.6058
$\ln I$	0.5752	-1.3548	0.24666	-2.1008	0.0058	-4.3117

<표 3-1> 검사 결과를 보면 $\ln Q$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 1차와 2차 차분의 경우 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln Q$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 안정서열임을 나타낸다.

$\ln I$ 가 원함수와 1차 차분에서는 통계적으로 유의성이 없고, 2차 차분에서 1%, 5%, 10%에서 유의성을 보이고 있다. $\ln I$ 의 2차 차분서열이 단위근이 존재하지 않는 안정서열임을 나타낸다.

<표3-2> 도시 LNQ와 LNI 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNI does not Granger Cause LNQ	0.3801	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNI	0.7619	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNI가 LNQ의 granger causality 원인이며, LNQ는 LNI의 Granger causality 의 원인이 아니다. 그러므로 도시주민 1인당 평균 가치분소득의 변동은 중국도시주민 수산물 수요량 변동에 영향을 미치는 원인이다.

(2) 농촌 가치분소득

수산물 수요량 $\ln Q$, 농촌민의 가치분소득 $\ln I$ 변수의 단위근 검정한다.

<표 3-3> 농촌 LNQ와 LNI 단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic
$\ln Q$	0.8342	-0.6493	0.0016	-4.8945	0.0000	-8.5521
$\ln I$	0.9955	1.0974	0.1429	-2.4585	0.0017	-4.9446

<표 3-3> 검사 결과를 보면 $\ln Q$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 1차와 2차 차분의 경우 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln Q$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 안정서열임을 나타낸다.

$\ln I$ 가 원함수와 1차 차분에서는 통계적으로 유의성이 없고, 2차 차분에

서만 1%, 5%, 10%에서 유의성을 보이고 있다. $\ln I$ 의 2차 차분서열이 단위근이 존재하지 않는 안정서열임을 나타낸다.

<표 3-4> 농촌 LNQ와 LNI 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNI does not Granger Cause LNQ	0.1157	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNI	0.5197	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNI가 LNQ의 granger causality 원인이며, LNQ는 LNI의 Granger causality 의 원인이 아니다. 그러므로 농촌주민 1인당 평균 가처분소득의 변동은 중국도시주민 수산물 수요량 변동에 영향을 미치는 원인이다.

나. 수산물 가격

상품의 가격이 수요량에 가장 직접적인 영향을 미치며, 가격은 자원 배치를 유도하는 신호이다. 수요정리에 따르면 정상 상품의 경우 가격이 오를 때 소비자는 해당 상품의 구매량을 줄인다. 상품 가격이 내려갈 때 소비자들은 정해진 수입 상황에서 그 상품의 구매량을 늘릴 수 있다. 수산물의 가격과 수요량에 대해서도 먼저 단위근 검정을 한다. 그 후, Granger causality test를 하였다.

(1) 도시 수산물 가격

<표 3-5> 도시 LNPS 단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic
$\ln P_s$	0.9525	0.06434	0.0319	-3.3094	0.0013	-5.2969

<표 3-5> 검사 결과를 보면 $\ln P_s$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 1차와 2차 차분의 경우 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의하다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln P_s$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 측점서열임을 나타낸다.

<표 3-6> 도시 LNQ와 LNPS 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNPS does not Granger Cause LNQ	0.1515	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNPS	0.3614	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNPS가 LNQ의 Granger causality인 이유를 알 수 있는데, LNQ가 LNPS의 Granger causality 의 이유가 아니다. 즉, 수산물의 시장가격 변동이 중국 도시 수산물의 수요 변동에 영향을 미치는 원인이다.

(2) 농촌 수산물 가격

<표 3-7> 농촌 LNPS단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic
$\ln P_s$	0.9236	0.6908	0.5549	-3.367	0.0002	-3.3122

<표3-7> 검사 결과를 보면 $\ln P_s$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 2차 차분의 경우 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln P_s$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 측점서열임을 나타낸다.

<표 3-8> 농촌 LNQ와 LNPS 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNPS does not Granger Cause LNQ	0.1994	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNPS	0.5615	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNPS가 LNQ의 Granger causality인 이유를 알 수 있는데, LNQ가 LNPS의 Granger causality 의 이유가 아니다. 수산물의 시장가격 변동이 중국 농촌 수산물의 수요 변동에 영향을 미치는 원인이다.

다. 대체재(육류) 가격

소비자는 일정한 소득 하에서, 효용을 최대화하기 위해서 2가지 품목에 대한 소비자 선호가 기본적으로 동일하다고 가정하고, 둘 다 강력한 대체성이 존재한다면 소비자는 해당 상품을 소비할 때 해당 상품의 가격뿐만 아니라 대체재의 가격을 고려할 것이다. 이 상품에 대한 대체가격이 하락하면 소비자들은 해당 상품의 구매량을 줄이고 대체재의 구입을 두 배로 늘릴 것이며, 그 반대도 마찬가지이다. 경제학에서 흔히 말하는 대체재, 즉 육류, 금(禽)알류와 같은 단백질 상과의 부식품 가격의 변화는 수산물 소비 수요에도 일정한 영향을 미친다.

대체재 가격과 수요량에 대하여 똑같이 먼저 하는 단위근 검정은 그랜저인과 분석을 하고 있다.

(1) 도시 대체재(육류) 가격

<표 3-9> 도시 LNPT단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(Pvalue)	t-statistic
$\ln P_t$	0.3384	-1.8639	0.4891	-1.5314	0.0000	-8.0127

<표3-9> 검사 결과를 보면 $\ln P_t$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 2차 차분의 경우 각각1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의한다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln P_t$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 측점서열임을 나타낸다.

<표 3-10> 도시 LNQ와 LNPT 2차 차분 후에 그랜저 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNPT does not Granger Cause LNQ	0.2343	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNPT	0.7134	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNPT가 LNQ의 granger causality 의 원인이고 LNQ가 LNPT의 granger causality 가 아닌 이유를 알 수 있다. 즉, 대체재의 시장 가격 변동이 중국 도시의 수산물 수요 변동에 영향을 미치는 원인이다.

(2)농촌 대체재(육류) 가격

<표 3-11> 농촌 LNPT 단위근 검정 결과

변수	차분이 없음		1차 차분		2차 차분	
	(P value)	t-statistic	(P value)	t-statistic	(Pvalue)	t-statistic
$\ln P_t$	0.3652	-1.8020	0.0125	-3.8026	0.0025	-4.8931

<표3-11> 검사 결과를 보면 $\ln P_t$ 가 원함수에서는 통계적으로 유의성이 없고 1차와 2차 차분의 경우 각각1% ,5%, 10%에서 통계적으로 유의한다. 따라서 H_0 을 거부하며, $\ln P_t$ 의 차분 서열이 단위근이 존재하지 않는 측점서열임을 나타낸다.

<표 3-12> 농촌 LNQ와 LNPT 2차 후에 그레인 검정 결과

Null Hypothesis:	Prob.	
LNPT does not Granger Cause LNQ	0.1653	본래의 가설을 불인정
LNQ does not Granger Cause LNPT	0.6916	본래의 가설을 인정

Granger causality test를 통해 5%의 유의수준에서 LNPT가 LNQ의 granger causality 의 원인이고 LNQ가 LNPT의 granger causality 가 아닌 이유를 알 수 있다. 즉, 대체재의 시장 가격 변동이 중국 농촌의 수산물 수요 변동에 영향을 미치는 원인이다.

라. 시장 발전 수준

시장경제의 수립은, 상품의 자유로운 선택이 증가함에 따라 소비자의 선택의 범위가 증가하여, 소비자들은 상품을 선택할 때 기본적으로 더 이상 상품 수량의 한도, 부족, 그리고 할당량에 제한을 받지 않는다. 시장이 성장함에 따라 가격 수입이 일정하게 유지되더라도 식품 시장의 발전에 제약을 받는 생선, 고기 등의 상품 수요는 계속 증가하고, 단속을 받지 않는 식품 등의 상품 수요는 낮아질 것이다. 이 같은 분석은 개혁개방 전 시장 발전 수준이 낮고 수산물에 대한 주민 수요 증가량이 뚜렷하지 않을 뿐만 아니라 개방을 개혁한 뒤 특히 중국의 WTO 가입 이후 시장 발전 수준이 높아지고 수산물 소비시장도 꾸준히 성장했음을 알 수 있다. 중국에서는 시장의 발전 수준이 수산물 수요에 큰 영향을 미친다. 그러나 본 연구는 계량 경제 모형이 수산물 소비에 영향을 미치는 요인을 분석하는 것으로, 시장 발전 수준을 수치로 기술하기 어렵기 때문에 여기에서는 수산물 소비에 영향을 미치는 주요 요인으로서 구체적으로 분석하지 않는다.

2. 인구요인

인구요인이 수산물 소비에 미치는 영향은 주로 인구 규모와 인구 구조의 두 가지 측면이 있다. 중국의 도시화 진행에 따라 도시 주민 수는 계속 증가하고 있고 인구의 총량 확대는 곧 소비의 증가를 가져올 것이며, 막대한 인구수는 거대한 소비 시장을 내포하고 있다. 인구수가 소비자 수를 직접 결정할 수는 없지만 시장 용량과 시장 규모에 큰 영향을 미친다. 동시에, 인구 구조의 변화는 수산물의 소비 구조에 영향을 줄 수 있다. 한 가구당 1인당 소득, 가격 등의 요인이 같은 상황에서 인구가 많은 가구는 주식 소비량이 많아 곡물 등 주식의 수요 곡선이 올라가고 수산물 등 부식의 수요 곡선이 낮아진다. 반면 인구가 적은 가구는 주식의 수요 곡선이 내려가고 부식의 수요 곡선이 올라간다.

3. 문화적과 심리적 요인

문화적 배경과 지역적 차별 그리고 풍습에 따라 소비자마다 상품 구매에 대한 선호가 다를 수 있다. 예를 들어 동부 연안 지역의 주민들은 기후가 쾌적하고 물에 의존하여 살기 때문에 칼로리가 높은 소나 양고기보다 자연적으로 수산물에 대한 선호도가 높다. 서북부 지역은 중국 회족이 많이 사는 지역으로 추운 기후와 식습관까지 더해져 양고기를 많이 먹는다. 소비자 선호의 전환은 수산물의 소비량에 큰 영향을 미칠 수 있지만, 본 연구에서는 계량 경제 모형을 사용하여 수산물에 영향을 미치는 소비의 주요 요인을 분석하였다. 그래서 여기서는 수산물 소비에 영향을 미치는 주요 요인으로 구체적인 분석을 하지 않는다.

4. 기타 요인

주민의 교육정도, 인구수, 수산물 시장의 발전 정도, 문화적 심리적 요인 등 수산물 소비시장에 영향을 미치는 요인에 대해서는 중국 도시민의 수산물 소비 요인만을 연구하고 숫자로 묘사할 수 있는 데에는 한계가 있기 때문에 모든 요소를 면밀히 분석하지는 않는다. 그래서 소비경제학 이론을 바탕으로 소득, 가격, 대체재 가격 등 주요 요인의 영향을 분석한다.



VI. 분석방법과 실증분석

1. 분석방법 및 자료

가. 분석방법

계량 경제학에서 흔히 쓰이는 소비 이론 중 상용하는 수요함수 모델은: 선형 모델(linear model), 반대수 선형모델(semi-log model), 양대수 선형모델(double-log model)등이 있다.

Q 는 1인당 수산물 소비량

I 은 주민 1인당 소득

P_s 은 수산물 가격지수

P_t 은 대체재(육류) 가격지수

선형 모델 (보통식 $Q_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \alpha_j P_j + \gamma I + \epsilon$)은 수요, 가격, 수입과의 관계를 반영할 수 있지만, 이 모델은 경제학적 해석이 부족하고, 그 숫자는 경제학적 합리적으로 의미가 없다. 모델 양쪽 끝을 P_j 에 대해 편도수를 구

하고 $\frac{\frac{\Delta Q}{Q}}{\frac{\Delta P_j}{P_j}} = \frac{P_j}{Q} \frac{\Delta Q}{\Delta P_j}$ (기울기). 선형 모델의 탄력도는 $\alpha_j^* \frac{P_j}{Q}$.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P_s + \alpha_2 P_t + \gamma_1 I \quad (\text{식 4-1})$$

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \gamma_1$ 대표예측계수.

$$\alpha_1 = \frac{P_s}{Q} * \frac{\partial Q}{\partial P_s}, \alpha_2 = \frac{P_t}{Q} * \frac{\partial Q}{\partial P_t}, \gamma_1 = \frac{I}{Q} * \frac{\partial Q}{\partial I}$$

반대수 선형모델 (1)선형-로그 모델(lin-log model)의 종속변수는 선형이고, 한 개 또는 그 이상의 설명변수가 로그 형태인 회귀분석모델이다. (1)선형-로그 모델 (보통식 $Q_i = \theta_0 + \sum_{j=1}^n \theta_j P_j + \gamma \ln I + \epsilon$)의 특징은 가격의 미약한 변화가 수요에 미치는 영향을 반영할 수 있지만, 파라미터는 직접 탄성치를 반영하지 못한다. 모델 양쪽 끝을 P_j 에 대해 편도수를 구하고 $E_p = \theta_j * \frac{1}{Q}$ (반대수 모델의 탄력도). P_j 가 1%를 변화에 따른, Q_i 가 $\theta_j * \frac{1}{Q}$ 단위를 변동할 것이다. 이 모델에서 기울기 계수는 아는 바와 같아, 기울기 계수는 설명변수의 1단위 변화량에 Q_i 의 변화량을 나타낸다. 그러므로 다음과 같다.

$$Q_i = \theta_0 + \theta_1 \ln P_s + \theta_2 \ln P_t + \gamma_2 \ln I + \epsilon \quad (\text{식 4-2})$$

$$\theta_1 = \frac{\partial Q}{\partial \ln P_s} = \frac{\partial Q P_s}{\partial P_s}, \theta_2 = \frac{\partial Q}{\partial \ln P_t} = \frac{\partial Q P_t}{\partial P_t}, \gamma_2 = \frac{\partial Q}{\partial \ln I} = \frac{\partial Q I}{\partial I}$$

(2)로그-선형 모델 (log-lin model)의 종속변수는 로그 형태이고, 설명변수는 로그 형태이거나 선형 형태인 회귀분석모델이다. 로그-선형 모델의 보통

식을 다음과 같다.

$$\ln Q_i = \theta_0 + \sum_{j=1}^n \theta_j P_j + \gamma I + \epsilon \quad (\text{식 4-3})$$

(식 4-3)은 일반적인 OLS 분석방법으로 추정하였다. 기울기 계수 θ_i 는 설명변수의 절대변화에 따른 종속변수의 상대변화를 측정할 수 있다는 것에 주목하자. 로그-선형 모델의 탄력도는 $\theta_j * P_j$.

$$\ln Q = \theta_0 + \theta_3 P_s + \theta_4 P_t + \gamma_3 I \quad (\text{식 4-4})$$

$$\theta_3 = \frac{\partial \ln Q}{\partial P_s} = \frac{\partial Q}{\partial Q P_s}, \theta_4 = \frac{\partial \ln Q}{\partial P_t} = \frac{\partial Q}{\partial Q P_t}, \gamma_3 = \frac{\partial \ln Q}{\partial I} = \frac{\partial Q}{\partial Q I}$$

양대수 선형모델은 설명변수 및 종속변수 모두 로그 형태인 더블-로그(double-log models) 회귀분석모델이다. 양대수 선형모델의 특징은 기울기 계수가 탄력도로 해석된다는 것이다. (보통식

$$\ln Q_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln P_j + \gamma \ln I + \epsilon) \beta_j, j = 1, 2, 3, \dots, n. \gamma \text{ 표시 수요탄력도. 모델 양}$$

쪽 끝을 P_j 에 대해 편도수를 구하고, $\frac{1}{Q_i} \frac{\partial Q}{\partial P_j} \beta_j \frac{1}{P_j}, \beta_j = \frac{\partial Q}{\partial P_j} \frac{P_j}{Q_i} = E_p$, 합리

적으로 설명되는 경제학적 해석이 있고, 파라미터는 명확한 경제적 의미를 가지고 있는 상용 수요함수 모델이다. 주민가구의 수산물 1인당 소비량은 독립변수, 수산물 가격지수, 대체재가격지수, 가구 1인당 소득으로 종속변수, 모델을 세워 수산물 소비에 영향을 미치는 요소를 분석하였다.

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P_s + \beta_2 \ln P_t + \gamma_0 \ln I + \epsilon \quad (\text{식 4-5})$$

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \gamma_0$ 대표예측계수.

$$\beta_1 = \frac{\partial Q}{\partial P_s} \frac{P_s}{Q} = E_{P_s}, (\text{가격 탄력도}) \quad \beta_2 = \frac{\partial Q}{\partial P_t} \frac{P_t}{Q} = E_{P_t}, (\text{대체재가격 탄력도})$$

$$\gamma_0 = \frac{\partial Q}{\partial I} \frac{I}{Q} = E_I (\text{소득 탄력도})$$

경제학에서 탄력도는 한 변수의 변화가 얼마나 다른 변수에 영향을 줄 수 있는지 계량하는데 사용된다. 탄성은 종속변수의 변화율과 독립변수의 변화율의 비율로 표시한다. 탄력도의 개념은 인과관계를 갖는 모든 변수 사이에 적용할 수 있다.

나. 분석 자료

본 연구에서 채택한 데이터는 관련 통계연감, 저널과 전문 논문에서 얻거나 산출한다. 모델에 채택된 데이터는 2000-2017년 데이터를 샘플로 도농 주민 1인당 연간 수산물 소비량, 수산물 가격, 도시 주민 1인당 소득, 대체재 가격을 모두 통제할 수 있다. 데이터 PS, PT, I, Q 지표에 있을 수 있는 이분산성을 해소하기 위해 PS, PT, I, Q 지표에 대해 각각 자연 로그를 취하여 LNPS, LNPT, LNI, LNQ로 기입한다.

<표 4-1>도시 모델 샘플 데이터

연도	수산물 가격(%)	대체재 가격(%)	도시인 소득(₩)	도시인 수산물 소비량(kg)
2000	102.3	97.8	6280	11.74
2001	99.2	99.5	6859.6	12.34
2002	96.3	98.8	7702.8	13.2
2003	96.8	101.6	8472.2	13.4
2004	108.7	119.5	9421.61	12.5
2005	114.8	121.6	10493	12.6
2006	116.3	118.7	11759.5	13
2007	120.8	150.3	13785.8	14.2
2008	134.6	172.9	15780.8	14.3
2009	137.3	164.4	17174.7	15
2010	145.8	167	19109.4	15.2
2011	158.1	189.2	21809.8	14.6
2012	165.8	192	24564.7	15.2
2013	169.9	196.4	26955.1	14
2014	174.4	197	28843.9	14.4
2015	176.1	201.8	31194.8	14.7
2016	181	205.3	33616.2	14.8
2017	185.6	201	36396.2	14.8

<표 4-2>농촌 모델 샘플 데이터

연도	수산물 가격(%)	대체재 가격(%)	농촌인 소득(₩)	농촌인 수산물 소비량(kg)
2000	100.8	99.4	2253.4	3.9
2001	98.6	100.8	2366.4	4.1
2002	94.2	100.8	2475.6	4.4
2003	94.1	105	2622.2	4.7
2004	108.8	122.1	2936.4	4.5
2005	114.3	125.2	3254.9	4.9
2006	114.9	122.2	3587	5
2007	121.4	154	4140.4	5.4
2008	136.4	174	4760.6	5.2
2009	138.1	175.7	5153.2	5.3
2010	145	179.2	5919	5.2
2011	156.2	202.9	6977.3	5.4
2012	165.2	203.1	7916.6	5.4
2013	169.8	207.1	9429.6	6.6
2014	173.8	206.8	10488.9	6.8
2015	176	212.3	11421.7	7.2
2016	179.3	224.5	12363.4	7.5
2017	182.9	218	13432.4	7.4

2. 실증분석

가. 도시 모델 실증분석

데이터를 보면 수산물의 소비량과 각 영향 요인의 차이가 확연히 드러나고 모두 성장형 데이터로 서로 관련성이 있을 수 있으며, Eviews 10으로 회귀 분석을 한 것도 이를 뒷받침한다.

<표 4-3> 도시 각각 모델 Eviews 10회귀 분석 결과

수산물수요함수모델				
종속변수	Q		LN(Q)	
함수형태	선형	반대수	반대수	양대수
P_s	-0.06659(*)		-0.005329(*)	
P_t	0.0527(***)		0.00402(**)	
I	0.0089		0.000732	
LNP_s		-8.4769(**)		-0.6755(***)
LNP_t		4.7867(**)		0.3565(**)
LNI		2.7067(**)		0.2184(**)
상수	13.2589	5.2880	2.6042	2.0418
R^2	0.7850	0.8241	0.7915	0.8363
수정된 R^2	0.7389	0.7865	0.7468	0.8013
F값	17.034(***)	21.869(***)	17.717(***)	23.849(***)
D.W	1.82	1.44	1.81	1.41

주)*** P<0.01,**P<0.05,*P<0.1

수산물 수요함수는 최소자승법(OLS)을 통해서 도출한 결과<표 5-3>와 같이 나타났다. 추정결과 중국 도시 주민 수산물 수요함수의 회귀선의 형태중 반대수 선형모델에서 조정된 R^2 이 0.7468로 나타나며, 모델에 대한 적합도를 나타내는 F값이 17.717로 유의한 모델로 나타났고 P_s 와 P_t 의 계수에 대해서 각각 10%와 5% 수준에서 통계적 유의성을 갖고 있지만 I 의 계수에 대해서 유의성을 확보하고 있지 못하다.

양변에 자연대수를 취한 양대수 선형모델 조정된 R^2 0.8013고 F값이 23.849로 유의한 모델을 나타냈고 LNP_s , LNP_t , LNI 의 계수에 대해서 각각 1%, 5% 및 5%에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 반대수 모델보다 양대수 모델이 보와 적합한 것으로 보인다.

Eviews10을 이용하여 통계처리 하였으며, 모델을 파라미터로 이와 같이 추정된 중국 도시주민 수산물 소비수요함수는 다음(식 5-6)와 같이 정리할 수 있다.

$$\ln Q = 2.041794 - 0.675526 \ln P_s + 0.356458 \ln P_t + 0.218395 \ln I \quad (\text{식 4-6})$$

(1) R^2 검정

R^2 은 종속변수에 대한 독립변수의 설명력을 나타내는 계량이다. $R^2 = 0.836347$, 조정된 $R^2 = 0.8013$ 으로 종속변수에 대한 독립변수의 설명력이 매우 높다.

(2) 회귀 모델의 전반적 유의성 검정: F 통계 검정

$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$, 유의수준 $\alpha = 0.05$ 을 정하고, F 확률분포 통계를 따르는데, 자유도 $k-1=3$ 과 $n-k=15$ 의 임계값 검출하고, F 통계 검정을 통한 모든 회귀모델의 유의성은 1%수준에서 만족하고 있다. 그러므로 수

산물 가격($\ln P_s$), 대체재 가격($\ln P_t$), 도시민 가처분소득($\ln I$)이 연합하면 도시주민 수산물 1인당 소비량($\ln Q$)에 현저한 영향을 미친다는 것이다.

(3) 회귀 계수의 유의성 검정: t 통계량 검정

$H_0: \beta_j = 0 (j=1,2,3,4)$ 에 대해 분별이 있다. 현저한 수준 $\alpha=0.05$ 을 정하고, t 분포 표 $n-k=15$ 의 임계값 검출 $t_{\frac{0.05}{2}}(n-k)=1.753, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 대응

하는 t 통계량은 각각 7.487, -2.787, 2.501, 2.213, 그 절대치는 모두 $t_{\frac{0.05}{2}}(n-k)=1.753$, 보다 크다. 이는 유의 수준 $\alpha=0.05$ 에서 각각

$H_0: \beta_j = 0 (j=1,2,3,4)$ 을 거부해야 한다는 것을 나타낸다. 수산물 가격 ($\ln P_s$), 대체재 가격($\ln P_t$), 도시민 가처분소득($\ln I$) 모든 계수는 5%이내에서 통계적으로 유의성을 갖고 있다.

(4) 이분산 여부의 검정

이분산 검정에는 많은 방법이 있으나 이 절에서는 가장 일반적이라 할 수 있는 White의 이분산 검정방법을 사용하였다.

아래<그림4-1>에서 $nR^2=5.073444$, White검정결과에 따르면 유의수준 $\alpha=5\%$ 에서, 이 값은 자유도가 9인 χ^2 분포를 따르는 통계치가 $\chi_{0.05}^2(9)=23.5893 > nR^2=5.073444$, 동시에 독립변수는 t통계량이 현저하지 않고, 그러므로 원래는 가설을 불인정한다. <그림5-1>에 나타난 바와 같이 도시모델을 이분산이 발생하지 않는 것으로 나타났다.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.348873	Prob. F(9,8)	0.9312
Obs*R-squared	5.073444	Prob. Chi-Square(9)	0.8279
Scaled explained SS	5.049344	Prob. Chi-Square(9)	0.8300

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 04/23/19 Time: 13:45
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001148	0.001322	-0.868000	0.4107
LNPT^2	-0.000285	0.000269	-1.058841	0.3206
LNPT*LNPS	0.000904	0.001041	0.868191	0.4106
LNPT*LNI	-0.000131	0.000303	-0.430878	0.6779
LNPT	-0.000303	0.000985	-0.307069	0.7666
LNPS^2	-0.000298	0.000667	-0.447548	0.6663
LNPS*LNI	-0.000235	0.000455	-0.515240	0.6203
LNPS	0.000648	0.002003	0.323616	0.7545
LNI^2	8.97E-05	0.000150	0.597727	0.5666
LNI	6.83E-05	0.000501	0.136292	0.8950
R-squared	0.281858	Mean dependent var	1.50E-06	
Adjusted R-squared	-0.526052	S.D. dependent var	2.79E-06	
S.E. of regression	3.45E-06	Akaike info criterion	-22.01537	
Sum squared resid	9.53E-11	Schwarz criterion	-21.52072	
Log likelihood	208.1383	Hannan-Quinn criter.	-21.94716	
F-statistic	0.348873	Durbin-Watson stat	2.755785	
Prob(F-statistic)	0.931162			

<그림 4-1> 도시 모델은 White의 이분산 검정 결과

(5) 자기상관 검정

도시 양대수 모델의 독립변수 5%의 유의수준에서 관측치수가 $n=18$, $D.W=1.41$ 으로 이는 $d_U(=1.40)$ 와 $4-d_U$ 의 사이 영역 채택 영역에 속하기 때문에 자기상관 문제가 발생하지 않는다.

나. 농촌 모델 실증분석

<표 4-4> 농촌 각각 모델 Eviews 10회귀 분석 결과

수산물수요함수모델				
종속변수	Q		LN(Q)	
함수형태	선형	반대수	반대수	양대수
P_s	-0.03726		-0.006771	
P_t	0.016035		0.003697	
I	0.000414(***)		0.000643(***)	
LNP_s		-6.029785		-1.224865(***)
LNP_t		-0.383748		0.147667
LNI		4.22629(***)		0.708327(***)
상수	5.432642	0.795471	1.612651	0.875078
R^2	0.947651	0.957633	0.930898	0.9589
수정된 R^2	0.936434	0.948555	0.91609	0.95009
F값	84.48(***)	105.48(***)	62.87(***)	108.89(***)
D.W	0.848	1.185	0.776	0.96

주)*** P<0.01,**P<0.05,*P<0.1

농촌모델의 회귀분석은 <표 5-4>에 나타난 비와 같이, 조정된 R^2 은 모든 모델에서 90%이상의 설명력을 나타내고, F통계량도 1%이내의 수준에서 통계적으로 유의성을 나타낸다. 한편, 양대수 모델을 제외한 다른 모델들의 계수는 10%이내에서 유의성을 확인하지 못하고, 양대수 모델의 계수는 LNP_t 를 제외한 LNI 와 LNP_s 의 경우 1%이내의 유의수준을 갖고 있다. 양대수 모델로 수정된 수산물소비 수요 방정식은 다음(식 4-7)과 같다.

$$\ln Q = 0.875078 - 1.224865 \ln P_s + 0.147667 \ln P_t + 0.78327 \ln I \quad (\text{식 } 4-7)$$

(1) R^2 검정

R^2 은 샘플의 복귀와 표본 관측치의 최적도를 나타내는 계량이다. 결과에 따르면 $R^2=0.9589$, 조정된 $R^2=0.95009$ 으로 종속변수에 대한 독립변수의 설명력이 매우 높다.

(2) 회귀 모델의 전반적 유의성 검정: F 통계량 검정

$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$, 유의수준 $\alpha = 0.05$ 을 정하고, F 확률분포 통계를 따르는데, 자유도 $k-1=3$ 과 $n-k=14$ 의 임계값 검출하고, F 통계 검정을 통한 모든 회귀모델의 유의성은 1%수준에서 만족하고 있다.

(3) 회귀 계수의 유의성 검정: t 통계량 검정

$H_0 : \beta_j = 0 (j = 1, 2, 3, 4)$ 에 대해 분별이 있다. 유의 수준 $\alpha = 0.05$ 을 정하고, t 분포 표 $n-k=15$ 의 LNP_s , LNI 대응한 t통계량은 -3.151478 , 6.833975 , 그 절대치는 $t_{\frac{0.05}{2}}(n-k) = 1.753$ 보다 크기 때문에 농촌 양대수 모델의 LNP_t 의 계수는 통계적 유의성은 확보하지 못하고 있어서 LNP_t 을 제외한 LNP_s 와 LNI 의 변수만 활용하여 회귀방정식을 다시 적정하였다 (<표 4-5>).

그러므로 농촌주민 수산물 소비량에 영향을 미친 원인이 농촌 주민 수산물 가격($\ln P_s$), 가처분소득($\ln I$)이다. Eviews10을 채용하여 통계처리 하였으며, 모델을 파라미터로 이와 같이 추정된 중국 농촌주민 수산물 소비수요함수는 다음(식 5-8) 와 같이 정리할 수 있다.

<표 4-5> 농촌 양대수 모델 분석결과

Variable	coefficient	t-Statistic	Prob
$\ln P_s$	-1.003808	-3.882783	0.0015
$\ln I$	0.69403	6.900236	0.0000
C	0.661248	1.491352	0.1566
$R^2=0.957159$, 수정된 $R^2=0.951447$, $F=167.5676$, $D \cdot W=0.995$			

$$\ln Q = 0.661248 - 1.003808 \ln P_s + 0.69403 \ln I \quad (\text{식 4-8})$$

(4) 이분산 여부의 검정

아래 <그림 4-2>에 나타난 바와 같이 $nR^2 = 4.534058$, White 검정 결과에 따르면 유의수준 $\alpha = 5\%$, 자유도가 5인 χ^2 분포를 따르는 통계치가 $\chi_{0.05}^2(5) = 16.7496 > nR^2 = 4.534058$, 동시에 해설변수는 t값이 현저하지 않고, 그러므로 원래는 가설을 불인정하여, 원래 회귀모델은 이분산이 발생하지 않는 것으로 나타났다.

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.808093	Prob. F(5,12)	0.5656
Obs*R-squared	4.534058	Prob. Chi-Square(5)	0.4753
Scaled explained SS	1.756096	Prob. Chi-Square(5)	0.8818

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 04/23/19 Time: 14:52
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.245001	0.721717	0.339470	0.7401
LNPS^2	0.073230	0.312386	0.234422	0.8186
LNPS*LNI	-0.044899	0.256033	-0.175366	0.8637
LNPS	-0.316462	0.898543	-0.352195	0.7308
LNI^2	0.005418	0.051849	0.104497	0.9185
LNI	0.120980	0.372210	0.325030	0.7508

R-squared	0.251892	Mean dependent var	0.001614
Adjusted R-squared	-0.059820	S.D. dependent var	0.001754
S.E. of regression	0.001806	Akaike info criterion	-9.534678
Sum squared resid	3.91E-05	Schwarz criterion	-9.237888
Log likelihood	91.81211	Hannan-Quinn criter.	-9.493755
F-statistic	0.808093	Durbin-Watson stat	2.485539
Prob(F-statistic)	0.565589		

<그림 4-2> 농촌 모델은 White의 이분산 검정 결과

(5) 자기상관 검정

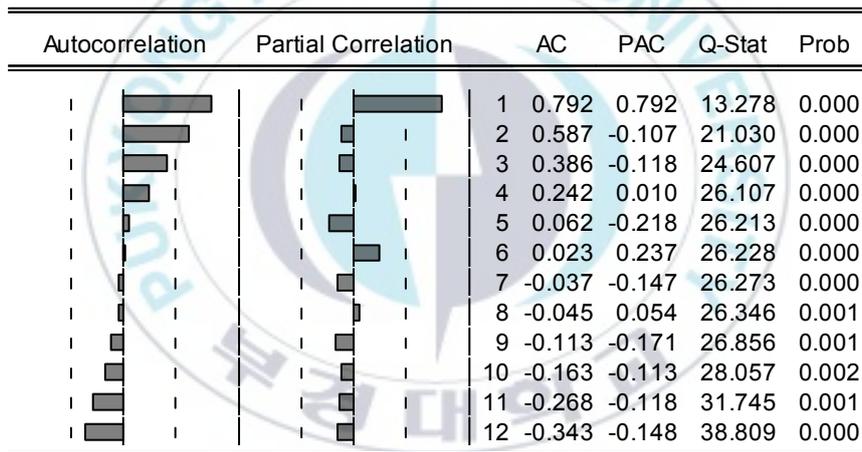
양대수 모델의 d 값 0.995로 5% 유의수준에서 관측치수가 $n=18$, $k'=2$ 의 통계표로부터 $d_L=1.046$, $d_U=1.535$ 의 임계치를 구하였다. 검정결과 $d < d_L$ 의 결과에 해당하므로 자기상관이 없다는 가설을 기각하며 이는 소비함수의 추정에 있어서 양의 자기상관이 발생하였을 알 수 있다.

아래<그림 4-3>에 나타난 바와 같이 점선은 자기상관 계수 값 또는 부분 자기상관 계수 값이 통계적으로 유의한지 판단하는 기준선이다. 1차에서

보이는 큰 값은 추세가 있는 불안정 시계열이라는 것을 나타내고 있어 자기상관이 존재하였을 보인다.

자기상관 문제를 해결하기 위해 AR(1)의 오차항 구조를 활용한 Cochrane-Orcutt 반복추정방법을 사용한 결과<표 5-6>과 같다.

<표4-6>에서 $D.W=1.862278$, 원래 가설 $H_0: \rho=0$, 샘플은 18, 두 개의 해석변수 5%의 유의 수준, $d_L=1.046, d_U=1.535$ D.W통계표를 조회하면 알 수 있다. 모델 중 $d_U < D.W=1.862278 < 4-d_U$, 자기상관 문제가 해결된 것으로 판단된다.



<그림4-3>Eviews10의 농촌 상관도표

<표4-6>Eviews10에서 Cochrane-Orcutt 반복추정방법에 의한 결과

Variable	coefficient	t-Statistic	Prob
$\ln P_s$	-0.992471	-2.373067	0.0337
$\ln I$	0.690761	4.665119	0.0004
C	0.631153	0.714266	0.4877
AR(1)	0.477855	1.900411	0.0798
$R^2=0.9674$, 수정된 $R^2=0.9574$, $F=96.55$, $D.W=1.862278$			

추정하는 소비함수의 경우 Cochrane-Orcutt 반복추정기법을 사용하여 추정한 수정된 회귀방정식은 다음과 같다.

$$\ln Q = 0.631153 - 0.992471 \ln P_s + 0.690761 \ln I \quad (\text{식 4-9})$$

$$e_t = 0.477855 e_{t-1} + \text{error}$$

다. 도시와 농촌 수산물 수요함수의 비교분석

소비수요함수에서 수산물 가격의 수요변화를 살펴보면, 도시 소비수요의 탄력도를 ϵ 이라 할 때, 전술한 바와 같이 양대수를 취한 대수 선형모델 $\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P_s + \beta_2 \ln P_t + \gamma_0 \ln I + \epsilon$ 에서 계수 β_1 의 값이 수산물 가격의 탄력도는 $\epsilon = -0.676$ 이다. 즉 가격이 1% 오를 때마다 도시주민 수산물 소비수요가 0.676% 떨어진다는 것을 보여준다. 농촌 소비수요함수에서 수정 전 수산물 가격의 탄력도는 $\epsilon = -1.225$, 수정 후 수산물 가격의 탄력도는 $\epsilon = -1.004$ 로 나타났다. 도시 수요함수 도출된 탄력도 값에서 알 수 있는 바와 같이 가격 탄력도가 1보다 작기 때문에 탄력도가 그다지 뚜렷하

지 않은 것이라고 할 수 있다. 반면에 농촌 수요함수 도출된 탄력도 값에서 알 수 있는 바와 같이 가격 탄력도가 1보다 크기 때문에 탄력도가 뚜렷하는 것이라고 할 수 있다. 그러므로 도시 수산물 가격 탄력도에 대비하면 농촌 수산물 가격 탄력도가 더 크고 농촌 수산물 가격이 주민 수산물 소비량에 미치는 영향은 더 크게 나타났다.

소비수요함수에서 도시 소득은 탄력도가 0.218, 농촌 소득은 수정 전 탄력도가 0.708, 수정 후 탄력도가 0.691로 나타났다. 수산물의 수요량은 가처분 소득이 양(+)의 관계를 나타내고 있어 이론과 일치한다. 도시와 농촌 주민의 소득 탄력도를 비교해볼 때 도시 소득 탄력도가 농촌 소득 탄력도보다 훨씬 낮게 나타났는데, 이는 도시주민이 농촌주민보다 일반적으로 소득이 높아 농촌주민이 도시주민보다 수산물 수요가 덜 민감하다는 것을 의미한다.

<표4-7>보면 도시와 농촌 대체재인 육류의 가격 탄력도인 교차탄력도가 모든 낮게 나타났다. 도시 대체재는 탄력도가 0.357, 농촌은 수정 전 대체재는 탄력도가 0.148로 나타났다. 농촌 수정 전 소비수요함수가 대체재는 t통계량 유의성을 통과하지 않기 때문에 농촌 대체재가 제외를 확정하였다. 그러므로 대체재가 도시수산물 소비에 영향을 미치고 농촌 수산물 소비에 영향을 주지 못한다.

전술한 바와 같이 수산물가격 및 주민 소득은 도시보다 농촌주민에 큰 영향을 준다.

<표 4-7> 도시와 농촌 수산물 양대수 수요함수의 비교

독립변수	도시의 수요함수	농촌의 수요함수	
		수정 전	수정 후
LNP_s	-0.676	-1.225	-1.004
LNP_t	0.357	0.148	-
LNI	0.218	0.708	0.691



V. 결론

도시 소비수요함수에서 수산물 가격의 수요변화를 살펴보면, 수요의 탄력도를 ϵ 이라 할 때, 전술한 바와 같이 양대수를 취한 대수 선형모델 $\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P_s + \beta_2 \ln P_t + \gamma_0 \ln I + \epsilon$ 에서 계수 β_1 의 값이 곧 점탄력도기 때문에 수산물 가격의 점탄력도는 $\epsilon = -0.676$ 이다. 수산물 가격의 상승은 일반 도시 주민들의 수산물 소비량을 억제할 것이다. 도출된 점탄력도 값에서 알 수 있는 바와 같이 가격 탄력도가 1보다 작기 때문에 탄력도가 그다지 뚜렷하지 않은 것이라고 할 수 있다. 하지만 수산물의 가격 탄력도는 소득 탄력도(0.218)와 대체재인 육류의 가격탄력도인 교차탄력도(0.357)보다 크기 때문에 수산물 수요에 상대적으로 민감하다고 할 수 있다.

한편, 가격탄력도의 계수는 (-), 소득탄력도의 계수는(+)을 나타내고 있어 이론적 탄력도를 확보하고 있고, 교차탄력도의 계수는 (+)을 나타내고 있어 수산물과 육류는 서로 대체관계를 할 수 있다. 소득탄력도가 낮은 주요 원인은 다음과 같다. 수산물은 생선 새우, 게, 조개, 조류 등 4가지 수산물 종류로 다양하며, 다수의 품목 간 소비대체성이 높아 선택적으로 다양한 수산물을 구입할 수 있다. 중·고급 수산물 소비는 고소득층이 주요하고 수요의 소득탄력도가 크고, 저급 수산물은 저소득층이 많이 사들이고, 소득탄력도가 심지어 마이너스가 될 수 있다.

수요의 교차가격 탄력도(cross price elasticity of demand)는 다른 제품의 가격이 1% 증가할 때 한 제품의 수요량이 몇 % 변화하는가를 나타낸다. 수요의 교차탄력도의 값을 보면 두 제품 사이의 관계를 알 수 있다.

두 제품이 서로 대체재일 경우 교차가격 탄력도는 양(+)¹의 값을 가지며, 보완재일 경우 교차가격 탄력도는 음(-)의 값을 갖는다. 육류 가격은 수산물 소비량과 양(+)¹의 관계에 있으며, 육류가 대체재이고, 분석 결과와 일치한다.

농촌 소비수요함수에서 수산물 가격의 수요변화를 살펴보면, 수요의 탄력도를 ϵ 이라 할 때, 전술한 바와 같이 양대수를 취한 대수 선형모델 $\ln Q = \beta_0 + \beta_1 \ln P_s + \gamma_0 \ln I + \epsilon$ 에서 계수 β_1 의 값이 곧 점탄력도기 때문에 수산물 가격의 점탄력도는 $\epsilon = -0.993$ 이다. 도출된 점탄력도 값에서 알 수 있는 바와 같이 가격 탄력도가 1보다 조금 작기 때문에 단위 탄력적이라고 할 수 있는데 이는 수산물 가격의 변화에 따른 소비량의 변화가 도시주민의 것 보다 크다는 것을 의미한다.

농촌주민 가처분소득의 탄력도가 0.691로 가처분소득이 1% 오를 때마다 농촌주민 수산물 소비수요가 0.691% 증가한다는 것을 보여준다. 수산물의 수요량은 가처분소득이 양(+)¹의 관계를 나타내고 있어 이론과 일치한다. 도시와 농촌 주민의 소득 탄력도를 비교해볼 때 도시 소득탄력도가 농촌 소득탄력도보다 훨씬 낮게 나타났는데, 이는 도시주민이 농촌주민보다 일반적으로 소득이 높아 농촌주민이 도시주민보다 수산물 수요가 덜 민감하다는 것을 의미한다.

전술한 바와 같이 중국 수산물의 소비 잠재력을 충분히 발굴하고 수요량을 지속적으로 늘려 수산물 생산대국으로 군림하던 중국이 수산물 소비 대국으로 전환할 수 있는 전략이 필요할 것이다.

참고 문헌

- 강형덕 · 박지훈 · 김우경 · 조용준, [상하이 수산물시장 분석 및 수출 마케팅 방향], 2014
- 강형덕, [중국의 수산물 소비패턴 연구],수협중앙회 수산경제연구원, 2013
- 김민주, [우리나라 인구의 연령구조변화가 수산물의 소비에 미치는 영향], 부경대학교 대학원 석사학위논문, 2007
- 김충재, [한·중 FTA와 강원도 수산업], 강원발전연구원, 2014
- 이제명, [일본 원전사고가 국내 수산물 소비에 미친 영향에 관한 연구],2012
- 이계임, 김성용. “수산물 소비구조 분석”. 농촌경제 제26권 제3호. 2003
- 임경희 · 정명화 · 장춘봉. [중국 상해권역의 수산물 소비와 수출 전략에 관한 연구],2014
- 임설매, [패널자료를 이용한 중국 수산물 소비지출에 영향을 미치는 요인에 관한 연구] ,부경대학교 대학원 박사학위논문 , 2014
- 박윤선, [중국 도시 지역별 식품 소비에 관한 연구—대(대)중 수출에 대한 시사점], 서울대학교 대학원 석사학위논문, 2016
- 중국국가통계국, [중국통계연감], 각 연도.
- 중국 농업부 어업국, [중국어업통계연감], 각 연도.
- 陈志峰,林国华,曾玉荣. 基于双对数模型的福州市水产品消费需求预测与对策 [J]. 江苏农业科学, 2011,6:664-668.
- 董楠楠. 近二十年来消费结构变化对中国水产品需求的影响[J]. 生产力研究,2006(05)
- 董昭阳. 我国海岸线的形成和海疆的分布.地理教育. 2010(7)
- 郭森,高健. 我国沿海地区水产品消费特征的调查分析 ——对大连和上海的实证调查, 2008.

- 胡求光,王艳芬. 中国水产品的消费特征及其影响因素分析[J]. 农业经济问题,2009(04)
- 刘锐,李冉,陈洁. 中国水产品消费特征及增长潜力[J]. 农业展望,2011,7(03)
- 刘大安. TSP——把握水产品消费动态的重要方法[J]. 中国渔业经济,2001.
- 孙建富, 鹿丽. 中国水产品消费市场影响因素分析[J]. 大连海事大学学报: 社科版,2007(6)
- 孙琛. 中国水产品市场分析. 中国农业大学, 博士学位论文,2000.
- 孙琛, 王建国, 张海青. 中国大城市居民水产品消费水平和消费特征对比分析[J]. 中国农学通报,2013(14)
- 谭城, 张小栓. 中国城镇居民水产品消费影响因素分析[J]. 中国渔业经济, 2005(05)
- 王丽娟, 田志宏. 中国城镇居民水产品消费特征分析[J]. 渔业经济研究, 2009(01):
- 张欢,孙琛. 中国居民水产品消费水平与消费特征分析[J]. 农业现代化研究, 2009,30(04):
- Gao Jintian, Li Jingmei, Liu Tieying, [Chian's Aquatic Products Consumption Demand Tendency and the Influence Factors Analysis], International Conference on Marine Economy and Marine Power Construction,2013,May.
- United Nations Food and Agriculture Organization. The status of fishery and aquaculture in 2018.

부록

Dependent Variable: Q
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/19 Time: 11:37
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PT	0.052669	0.015901	3.312302	0.0051
PS	-0.066489	0.039065	-1.702016	0.1108
I	8.82E-05	8.53E-05	1.033582	0.3189
C	13.25882	2.227273	5.952936	0.0000

R-squared	0.784951	Mean dependent var	13.87944
Adjusted R-squared	0.738869	S.D. dependent var	1.095958
S.E. of regression	0.560045	Akaike info criterion	1.871532
Sum squared resid	4.391112	Schwarz criterion	2.069393
Log likelihood	-12.84379	Hannan-Quinn criter.	1.898815
F-statistic	17.03378	Durbin-Watson stat	1.824422
Prob(F-statistic)	0.000060		

도시 선형 모델

Dependent Variable: Q
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/19 Time: 11:40
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPT	4.786630	2.002542	2.390277	0.0314
LNPS	-8.476817	3.406290	-2.488578	0.0260
LNI	2.706670	1.386825	1.951703	0.0713
C	5.287993	3.832151	1.379902	0.1893

R-squared	0.824136	Mean dependent var	13.87944
Adjusted R-squared	0.786450	S.D. dependent var	1.095958
S.E. of regression	0.506458	Akaike info criterion	1.670378
Sum squared resid	3.590992	Schwarz criterion	1.868239
Log likelihood	-11.03340	Hannan-Quinn criter.	1.697660
F-statistic	21.86893	Durbin-Watson stat	1.442920
Prob(F-statistic)	0.000015		

도시 선형-로그 모델

Dependent Variable: LNQ
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/19 Time: 11:41
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PT	0.004020	0.001155	3.480877	0.0037
PS	-0.005329	0.002837	-1.877964	0.0814
I	7.32E-06	6.20E-06	1.180982	0.2573
C	2.604196	0.161773	16.09786	0.0000
R-squared	0.791515	Mean dependent var	2.627371	
Adjusted R-squared	0.746840	S.D. dependent var	0.080846	
S.E. of regression	0.040678	Akaike info criterion	-3.373149	
Sum squared resid	0.023165	Schwarz criterion	-3.175289	
Log likelihood	34.35834	Hannan-Quinn criter.	-3.345867	
F-statistic	17.71708	Durbin-Watson stat	1.809204	
Prob(F-statistic)	0.000049			

도시 로그-선형 모델

Dependent Variable: LNQ
 Method: Least Squares
 Date: 04/03/19 Time: 11:42
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPT	0.356458	0.142501	2.501439	0.0254
LNPS	-0.675526	0.242392	-2.786915	0.0146
LNI	0.218395	0.098687	2.213016	0.0440
C	2.041794	0.272697	7.487424	0.0000
R-squared	0.836347	Mean dependent var	2.627371	
Adjusted R-squared	0.801278	S.D. dependent var	0.080846	
S.E. of regression	0.036040	Akaike info criterion	-3.615266	
Sum squared resid	0.018184	Schwarz criterion	-3.417405	
Log likelihood	36.53739	Hannan-Quinn criter.	-3.587983	
F-statistic	23.84894	Durbin-Watson stat	1.404599	
Prob(F-statistic)	0.000009			

도시 양대수 도텔 분석

Dependent Variable: Q
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/19 Time: 16:48
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PT	0.016035	0.009835	1.630491	0.1253
PS	-0.037264	0.020160	-1.848391	0.0858
I	0.000414	7.72E-05	5.359611	0.0001
C	5.432642	0.970751	5.596332	0.0001
R-squared	0.947651	Mean dependent var		5.494444
Adjusted R-squared	0.936434	S.D. dependent var		1.127972
S.E. of regression	0.284388	Akaike info criterion		0.516179
Sum squared resid	1.132275	Schwarz criterion		0.714039
Log likelihood	-0.645611	Hannan-Quinn criter.		0.543461
F-statistic	84.47897	Durbin-Watson stat		0.848107
Prob(F-statistic)	0.000000			

농촌 선형 모델 분석

Dependent Variable: Q
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/19 Time: 16:49
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPT	-0.383748	1.099312	-0.349081	0.7322
LNPS	-6.029785	2.228725	-2.705486	0.0171
LNI	4.226289	0.594351	7.110765	0.0000
C	0.795471	3.029627	0.262564	0.7967
R-squared	0.957633	Mean dependent var		5.494444
Adjusted R-squared	0.948555	S.D. dependent var		1.127972
S.E. of regression	0.255842	Akaike info criterion		0.304615
Sum squared resid	0.916370	Schwarz criterion		0.502476
Log likelihood	1.258463	Hannan-Quinn criter.		0.331897
F-statistic	105.4825	Durbin-Watson stat		1.185260
Prob(F-statistic)	0.000000			

농촌 선형-로그 모델 분석

Dependent Variable: LNQ
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/19 Time: 16:51
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PT	0.003697	0.002001	1.848143	0.0858
PS	-0.006771	0.004101	-1.651067	0.1210
I	6.43E-05	1.57E-05	4.098472	0.0011
C	1.612651	0.197477	8.166291	0.0000
R-squared	0.930898	Mean dependent var		1.684587
Adjusted R-squared	0.916090	S.D. dependent var		0.199716
S.E. of regression	0.057852	Akaike info criterion		-2.668720
Sum squared resid	0.046856	Schwarz criterion		-2.470860
Log likelihood	28.01848	Hannan-Quinn criter.		-2.641438
F-statistic	62.86627	Durbin-Watson stat		0.776065
Prob(F-statistic)	0.000000			

농촌 로그-선형 모델 분석

Dependent Variable: LNQ
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/19 Time: 16:51
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPT	0.147667	0.191707	0.770275	0.4539
LNPS	-1.224865	0.388664	-3.151478	0.0071
LNI	0.708327	0.103648	6.833975	0.0000
C	0.875078	0.528332	1.656304	0.1199
R-squared	0.958901	Mean dependent var		1.684587
Adjusted R-squared	0.950094	S.D. dependent var		0.199716
S.E. of regression	0.044616	Akaike info criterion		-3.188326
Sum squared resid	0.027868	Schwarz criterion		-2.990465
Log likelihood	32.69493	Hannan-Quinn criter.		-3.161043
F-statistic	108.8808	Durbin-Watson stat		0.960129
Prob(F-statistic)	0.000000			

농촌 양대수 모델 분석(1)

Dependent Variable: LNQ
 Method: Least Squares
 Date: 04/18/19 Time: 14:59
 Sample: 2000 2017
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPS	-1.003808	0.258528	-3.882783	0.0015
LNI	0.694030	0.100581	6.900236	0.0000
C	0.661248	0.443388	1.491352	0.1566
R-squared	0.957159	Mean dependent var		1.684587
Adjusted R-squared	0.951447	S.D. dependent var		0.199716
S.E. of regression	0.044007	Akaike info criterion		-3.257930
Sum squared resid	0.029049	Schwarz criterion		-3.109535
Log likelihood	32.32137	Hannan-Quinn criter.		-3.237468
F-statistic	167.5676	Durbin-Watson stat		0.995279
Prob(F-statistic)	0.000000			

농촌 양대수 모델 분석(2)

