

## 共積分分析을 利用한 우리나라 水產物 輸入函數 推定

김 기 수\* · 김 우 경\*\*

An Estimation of Korea's Import Demand Function for Fisheries Using  
Cointegration Analysis

Kim, Ki Soo · Kim, Woo Kyung

### 目 次

I. 서론	V. 요약 및 결론
II. 분석의 이론적 기초	참고문헌
III. 추정모형설정	Abstract
IV. 실증분석결과	

### I. 서 론

우리나라 수산물의 무역구조를 살펴보면 지난 10년간 수산물 수출은 정체내지는 감소추세에 있으나 수산물 수입은 빠른 증가추세를 보이고 있다. 즉 1988년부터 1997년까지의 10년간 수산물 수출은 연평균 성장률이 마이너스(-)1.9%를 보이고 있고 수산물수입은 연평균 성장률이 15.1%를 보이고 있다. 아울러 실질국민소득의 증가로 국민들의 수산물에 대한 인식이 바뀌면서 고기능 건강식품으로서의 수산물의 소비가 증대됨으로써 수산물이 중요한 음식물 소비지출 항목으로 자리를 잡아가고 있다. 이는 1993년부터 1997년까지 최근 5년 동안 용도별 및 품목별 수입내역을 살펴보면 짐작할 수 있는바 동기간동안 내수용 수입의 연평균 증가율이 31.9%를 기록하고 있으며, 품목별로는 活鮮魚 수입의 연평균 증가율이 29%의 기록을 보이고 있다. 따라서 향후 우리나라 수산물무역에 있어서는 수출보다 수입이 보다 중요한 비중을 차지할 것으로 판단되며 수산물수입과 관련하여 적절하고도 체계적인 정책대응이 요구된다 할 것이다.

그런데 수산물 수입과 관련한 효과적인 정책대응을 위하여서는 먼저 우리나라 수산물의 수급구조 파악이 선행되어야 할 필요가 있을 것이다. 다음으로 수산물 수입구조에 대한 분석이 있어야 하는바

\* 부경대학교 국제통상학부 부교수

\*\* 부경대학교 국제통상물류학과 대학원생

이에는 수산물 전체수입 및 국가별 수입 그리고 개별 품목별 수입함수를 추정해 보아야 할 것으로 판단된다. 하지만 우리나라의 수입함수추정과 관련한 기존연구를 검토해보면 이들 대부분이 제조업부문에 치중해 있는 반면 수산업부문의 수입에 대한 분석은 거의 시도된 적이 없다. 이는 그동안 수산물의 수입비중이 우리나라 전체수입중 차지하는 비중이 미미하여 관심이 적었던 것에 연유한다고 생각된다.

따라서 본 연구는 위와 같은 문제의식 하에 그동안 선행연구가 거의 없었던 우리나라 수산업부문의 수입함수 추정을 탐험적으로 시도하고자 하였다. 이에 더하여 수입함수의 추정에 사용되는 수입물량이나 국민소득 그리고 수입단가 및 수입물가 등이 실제로는 모두 비정상적인 시계열<sup>1)</sup>로 판명되고 있기 때문에 불안정 시계열을 다루는 최근의 시계열 분석 방법<sup>2)</sup>, 즉 단위근(Unit root)검정 및 공적분(Cointegration)분석방법을 적용하여 최근 1988년 1/4분기부터 1997년 4/4분기의 10년간의 분기별 자료<sup>3)</sup>에 기초한 우리나라 수산물 수입함수를 추정하고자 하였다.

본 연구의 구성은 우선 Ⅱ장에서는 분석의 이론적 기초를 제시하고 Ⅲ장에서는 추정모형의 설정 그리고 Ⅳ장에서는 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 본 논문의 요약 및 결론을 제시한다.

## Ⅱ. 분석의 이론적 기초

대부분의 수입함수에 관한 선행연구들의 수입함수모형설정에 있어서 사용되는 변수로서는 前期 수입량, 소득, 수입가격, 국내대체재가격, 환율, 외환수입, 前期의 외환보유액 등을 들 수 있다. 그러나 대부분의 추정결과를 보면 모형에 따라 차이는 있기는 하지만 소득과 가격변수는 거의 대부분 통계적으로 유의적인 결과를 보여주고 있었다.

따라서 본 분석에서는 이 분야의 초기연구로서의 성격 때문에 소득변수와 가격변수를 포함한 가장 기초적인 함수형태부터 분석하는 것이 의미가 있다고 판단된다. 아울러 동 분석의 표본수가 40개 밖에 되지 않는 상황하에서 많은 변수로 사용할 경우 자유도의 문제가 있을 수 있기 때문에 가능한 단순한 모형을 설정하여 분석하고자 한다.

### 1. 수입함수

전통적인 수입함수의 이론에 따르면 한 나라의 수입(IM)은 자국의 소득(Y)과 수입재의 국가간의 상대가격(Relative Price : 이하 RP)에 의존하는데, 이를 함수형태로 표시하면 다음의 식(1)과 같다.

1) 유윤하(1995)

2) 비정상적인 시계열자료를 이용한 회귀분석은 虛構的回歸(spurious regression)현상 즉, 실제로는 변수간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 의견상 의미있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 현상이 나타날 수 있다.

3) 이 기간을 선정한 이유는 1988년부터 수출입상품의 분류체계가 종전의 표준무역분류(SKTC)에서 국제통일상품분류(HS)로 변경되면서 추계방법이 개선되었고, 따라서 국가별·품목별 분석 등을 고려할 때 자료의 일관성을 유지하기 위해서이다.

$$IM = IM(Y, RP) \quad (1)$$

여기서  $RP = \frac{P_f * E}{P}$  이다.

$Y$ : 국내소득수준	$P_f$ : 수입상품가격
$E$ : 환율	$P$ : 국내가격

여기서 수입량과 소득간의 함수관계는 국내소득수준이 높아지면 국내상품뿐만 아니라 해외에서 생산된 상품에 대한 수요도 증가하게 되고, 소득수준이 낮아지면 반대성향이 나타난다는 것이다. 즉 수입은 국내소득수준의 변화에 양의 영향을 받는다. 또한 수입재의 상대가격은 수입상품가격과 국내 상품가격의 비율로 나타난다. 만일 국내물가의 상승이나 환율의 하락에 의해 수입품의 국내상품에 대한 상대가격이 하락하면 국내상품에 비해 수입상품의 가격이 상대적으로 저렴해지므로 수입이 증가하고 수입재의 가격의 상승이나 환율상승으로 인해 국내상품에 비해 수입재의 상대가격이 상승하면 반대의 효과가 나타난다. 따라서 수입은 수입재의 상대가격의 변화에 음의 영향을 받는다.

## 2. 단위근 검정과 공적분 검정

시계열 자료에 기초한 실증분석들은 시계열이 안정적(stationary)이라고 가정한다. 그러나 대부분의 거시 시계열 변수들이 불안정한 것으로 나타나 있다. 이러한 불안정한 시계열 자료를 가지고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 앞서 언급한 바와 같이 허구적회귀 현상이 발생할 수 있다. 따라서 회귀분석을 시행하기에 앞서 시계열자료가 안정성을 갖고 있는지의 여부를 확인해야 하는데 최근 많이 사용되고 있는 방법이 단위근검정방법이다<sup>4)</sup>.

### 1) 단위근검정

어떤 시계열이 단위근을 가진다는 것은 시계열의 시차다항식이 1이라는 근을 가진다는 것을 의미 한다. 시차다항식이 단위근을 가질 경우 시계열을 이동평균(moving average)형태로 변환시키면 과거 충격의 영향이 시간이 가도 소멸되지 않고 영속적으로 남게 된다는 점을 쉽게 알수 있다. 이는 곧 단위근을 가지는 시계열의 분산이 무한대가 되어 가장 효율적인 예측치란 결국 현재 값이라는 결론에 도달하게 된다. 뿐만 아니라 단위근을 가지는 시계열의 또다른 중요한 특징은 최소자승법과 같은 전통적인 통계방법을 적용할 경우 통계분석의 결과가 무의미해질 수 있다는 점이며, 허구적회귀 문제가 바로 그것이다.

따라서 단위근 검정 결과 시계열 자료가 불안정한 것으로 판정되면 차분과정을 거쳐 안정적 시계열을 도출한 다음 회귀분석을 수행하게 된다. 일단 여기서 어떤 시계열이 한번 차분된 후에 그 차분된 시계열이 안정적이라면 차분되기 이전의 시계열이 1차 적분되었다고 하고,  $I(1)$ 이라 표기 한다. 일반적으로 시계열이  $d$ 번 차분되어야 안정적 시계열이 된다면 이 시계열을  $d$ 차 적분되었다고 하고  $I(d)$ 로 표기한다.

4) D. N. Gujarati 저, 박완규 외2인 공역, 「기초계량경제학」, 진영사, 1998.

이러한 단위근의 검정방법으로는 DF검정법, ADF검정법, PP검정법 등이 있으나 현재 많이 사용되는 검정법으로는 ADF검정법이 있다.

ADF검정은 식(2)의 모형을 이용하여 시계열이 비정상적이라는 즉, 단위근이 존재한다는 귀무가설  $H_0 : \delta=0$ 를 검정하는 것이다.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

단,  $\Delta Y_t : Y_t - Y_{t-1}$

$T$  : 선형추세 변동을 나타내는 시간변수

$p$  : 1차차분( $\Delta Y_t$ )의 시차수

여기서  $p$ 가 0이라면 단순한 Dickey-Fuller(DF) 검정모형이 된다. 한편  $p$ 는 이 모형이 자기상관의 문제가 해결될 때까지 계속된다.

그리고 차분추가항 차수( $p$ )의 결정과 관련하여서 우선 고려할 수 있는 것은 시계열데이터의 평균오차제곱을 줄이기 위하여 차수를 지나치게 늘이면 추정모형의 편의는 줄지만 분산이 늘어나게 된다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위해서 높은 차수를 택하는데 따르는 벌칙(penalty)을 평균오차제곱행렬의 행렬식에 더한 통계량을 최소화하는 차수를 택한다. 여기의 대표적인 방법이 Akaike's Information Criterion(AIC)인데 이것은 최우추정법으로 추정된 모든 모형에 응용될 수 있는 아주 일반적인 기준이다.<sup>5)</sup>

AIC는 아래식 (3)과 같다.

$$AIC = \frac{-2 \log L}{n} + \frac{2k}{n} \quad (3)^{6)}$$

$k$  : 추정할 모수의 수     $n$  : 관찰치의 수

$$\log L : \log likelihood 즉, -\frac{n}{2} [1 + \log(2\pi) + \log(\frac{RSS}{n})]$$

단, RSS : residual sum of squares (오차자승합)

## 2) 공적분 검정

공적분의 개념을 직관적으로 다음과 같이 설명할 수 있다. 시계열변수  $Y_t$ 와  $X_t$ 가 모두 I(1)이어서 불안정적이라고 한다면 두 시계열은 모두 시간이 지남에 따라 평균값이 증가하게 된다. 따라서 이들의 선형결합도 역시 불안정적이게 되나 두 변수 모두 평균값이 증가하기 때문에 그 차가 안정적일 수가 있다. 즉  $u_t = Y_t - rX_t$ 를 I(0)로 해주는 상수  $r$ 이 존재할 수 있게 된다. 이는 비록 두 변수가 모두 불

5) Maddala(1992), p 500 참조

6) 회귀모형에 대해서는 최종적으로  $RSS * \exp(\frac{2k}{n})$ 의 수치가 가장 적은 것을 선택하며 이상의 AIC의 수치는 대부분의 통계프로그램에서 제공하고 있다.

안정적이라고 할지라도 그 선형결합은 안정적일 수가 있음을 의미하며, 이와 같이 불안정적인 시계열의 선형결합이 안정적인 경우 두 변수가 공적분되었다고 말한다.

공적분의 개념이 가지는 의미를 보다 자세하게 살펴볼 때 크게 계량학적인 의미와 경제적 의미로 나눌 수 있다. 먼저 계량학적인 의미를 살펴보면 다음과 같다. 일반적으로 볼 때 불안정한 시계열의 선형결합도 역시 불안정적이어서 안정성을 전제로 하는 기존의 계량경제학적인 기법을 이용할 수 없다. 그러나 이들 사이에 공적분이 존재하는 경우에는 수준변수를 사용한 전통적인 회귀분석의 결과가 의미를 지니게 된다는 것이다. 또한 통상의 회귀분석에서 문제를 일으킬 수 있는 여러 가지 오차들이 공적분이 존재하는 경우에는 회귀분석의 일치성을 손상하지 못한다는 것을 의미한다.

다음으로 공적분개념이 갖는 경제적 의미는 많은 경우 경제이론들은 두 변수들이 공적분되어야 한다는 것을 의미한다. 따라서 공적분의 테스트는 곧 이론의 테스트가 될 수 있다. 시계열 상호간에 공적분이 있으면 그들 사이의 선형결합 후에 남는 잔차항이 안정적이어서 종국에는 그 균형치인 0에 이른다는 결론이 되어 공적분의 존재는 누적적 시계열 사이에 안정적인 상관관계(co-movement)가 있다는 사실을 강하게 지지한다.

이러한 공적분의 검정방법에는 DF 또는 ADF공적분 검정방법, Phillips-Ouliaris 검정방법, CRDW검정방법, Johansen 검정방법 등이 있다. 본 분석에서는 종속변수인 우리나라 수산물 수입량과 상대가격 그리고 소득(국내총생산)의 회귀방정식의 추정시 얻어진 잔차에 대해서 Johansen의 공적분검정을 실시한다.

본 분석에 이용된 검정방법은 다른 검정법들에 비하여 몇가지 장점을 가지고 있다. 이 분석방법은 축약된 랭크 회귀분석의 문제로서 공적분 가설을 나타내고 있을 뿐만 아니라 ADF검정이 단일방정식방법인데 비해 이는 다중방정식방법이다. 그리고 이것은 VAR시스템에 대한 공적분백터의 최우추정으로부터 나왔으며 가능한 모든 공적분 백터를 고려하여 이것이 존재한다는 가설에 대한 우도비율을 제공하는 강력한 검정방법이다.

먼저  $I(1)$ 변수들이  $k$ 차의 백터자기회귀과정(vector autoregressive process)을 따르는 것으로 가정하면 식(4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ 는  $\Pi N_p(0, \Lambda)$ 로서 평균0, 분산 $\Lambda$ 인 정규분포로서 잔차간에 상호독립이며, 모집단과 동일하게 분포하는 확률변수를 나타낸다. 일반적으로 경제관련 시계열자료는 불안정과정을 갖는다는 특성을 갖기 때문에 1차 차분형태로 표현하며 이는 아래의 식(5)로 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \cdots - \Pi_i) \quad \Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \Pi_k)$$

단 ( $i=1, \dots, k-1$ )

위의 식은  $\Pi X_{t-k}$ 항을 제외하고는 VAR모형인데  $\Pi X_{t-k}$ 항의 계수행렬(coefficient matrix) $\Pi$ 는 변

수들 사이의 공적분 관계에 관한 정보를 포함하고 있다. 여기에는 3가지 경우가 가능하다.

- 1)  $\Pi$ 의 계수(rank)=p :  $\Pi$ 가 완전계수(full rank)이며 이는 백터과정  $X_t$ 가 안정적임을 의미한다.  
여기에서 p는 시스템 내 변수의 개수를 나타낸다.
- 2)  $\Pi$ 의 계수=0 :  $\Pi$ 가 공행렬(null matrix)이며 이는 변수들간에 장기적 관계가 존재하지 않음을 의미한다.
- 3)  $0 < \Pi$ 계수=r < p : 이 경우 장기관계 혹은 공적분관계가 존재하게 된다.

공적분 관계가 존재하는 위 3)번의 경우 계수행렬인  $\Pi$ 는 두 개의  $p \times r$ 메트릭스로 분리될 수 있는 바  $\Pi = \alpha\beta'$ 와 같이 표현된다. 여기서 불안정한 시계열변수인  $X_t$ 에  $p \times r$ 계수행렬인  $\beta$ 를 곱하면  $X_t$ 의 선형결합인  $\beta X_t$ 가 도출되는데 이것이 안정시계열이 된다는 것이다. 보다 상세한 내용은 Johansen and Juselius(1992)를 참조하기 바란다.

### 3) 오차수정모형

일단 공적분검정을 통해 공적분관계가 확인되면 최종적인 장기적인 예측을 수행하기에 앞서 오차수정모형을 구성하여 추정할 필요가 있다.

오차수정모형은 장기균형의 특징을 파악함과 동시에 단기적 조정과정을 동태적인 측면에서 파악할 수 있게 해주고 있는데, 결국 장기적 균형관계는 공적분회귀식에서 추정될 수 있는 반면에 단기 동태적 조정과정은 오차수정모형에서 고려될 수 있는 것이라 할 수 있다.

한편 Engle과 Granger는 오차수정모형에 가장 보편적으로 적용되고 있는 2단계추정법을 제시하였다. 이에 대한 오차수정모형의 일반형식은 식 (6)과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p (\theta_i \Delta Y_{t-i}) + \sum_{i=1}^p (\delta_i \Delta X_{t-i}) + \gamma EC_{t-1} + u_t \quad (6)$$

(단, 시차의 길이는  $u_t$ 가 백색오차가 될 때까지의 연장)

식(6)에서  $EC_{t-1}$ 은 공적분이 존재할 때 前期의  $X_{t-1}$ 과  $Y_{t-1}$ 사이의 불균형 오차를 반영한 오차수정항 ( $EC_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$ )이다. 이 오차수정항의 계수( $\gamma$ )는 장기균형에서 이탈한 불균형오차 ( $EC_{t-1}$ )가  $Y_t$ 에 얼마나 빨리 균형상태에 복귀하게 되는가를 나타내는 속도조정계수(speed adjustment coefficient)를 의미한다. 본 연구에서도 식(6)에 근거한 분석을 진행한다.

이상에서 논의한 단위근과 공적분검정 및 오차수정모형에 관한 분석 내용을 활용하는 구체적인 절차를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 분석에 사용할 시계열자료를 변수별로 단위근 검정을 실시하고 그 적분의 차수를 확인한다.

둘째, 불안정한 시계열로 판명될 경우 동일적분 차수의 변수로 구성된 여러모형에 대하여 각각 공적분 검정을 실시한다.

셋째, 공적분이 존재하는 방정식을 확인하여 수준변수를 이용한 장기적 합수관계를 추정한다.

넷째, 추정결과 얻어진 공적분잔차를 이용하여 오차수정항을 도출하고 이에 기초한 오차수정모형(ECM)을 추정하여 단기불균형 상황이 어떻게 조정되는지를 분석한다.

### III. 추정모형설정

#### 1. 변수설정

앞의 이론에서 나타난 모형을 가지고 <표 1>에서 보는 바와 같은 변수들을 설정하였다. 우선 종속변수로는 t기간 동안 우리나라 전체수산물 수입량( $FTIW_t$ )을 사용하였다. 독립변수로는 국내상품가격( $P_t^d$ )과 수입상품가격( $P_t^f$ )의 비율인 상대가격( $RP_t$ )과 소득변수인 국내총생산( $GDP_t$ )으로 구성되어 있다. 단 상대가격은 식(1)에서 같이 산출된다.

<표 1> 변수의 설명

변수명	설명내용
$FTIW_t$	t기의 수산물 전체수입량
$RP_t$	t기의 상대가격
$GDP_t$	t기의 국내총생산

#### 2. 추정함수식

위에서 논의된 변수들을 가지고 구성한 우리나라 수산물 전체수입함수 추정식은 식(7)과 같다.

$$FTIW_t = \alpha_0 + \alpha_1 RP_t + \alpha_2 GDP_t + u_t \quad (7)$$

여기서 실제추정에 있어서는 소득 및 가격탄성치 계산을 용이하게 하기 위하여 이상의 변수들을 로그변환하여 추정하였고 최종추정식은 식(8)과 같다.

$$LFTIW_t = \beta_0 + \beta_1 LRP_t + \beta_2 LGDP_t + u_t \quad (8)$$

단,  $LFTIW : LOG(FTIW)$     $LRP : LOG(RP)$

$LGDP : LOG(GDP)$

여기서  $u_t$ 는 평균 0 및 분산  $\sigma_u^2$ 를 갖는다고 가정한다.

#### 3. 자료수집

식(8)을 추정하기 위하여 본 연구에서는 1988년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지의 분기별 자료를 이용하였다. 우선 종속변수인 전체수산물 수입량자료의 경우 관세청에서 발행하는 무역통계월보에서 분기별로 각 수산물 수입품목의 중량(ton)을 합산하여 구하였다. 다음 독립변수의 경우 상대가격에 있어서 첫구성요소인 실질수입단가산출의 경우 무역통계월보에서 분기별 수산물 수입전품목의 금액(천\$)을 분기별로 전품목을 합산한 중량(ton)으로 나누어 분기별 수입단가(\$/kg)를 구한다음 환율을 곱하여 국내가격으로 환산하고 여기에 국내 GDP 디플레이터(1990년 기준)로 나누어 산출하였다.<sup>7)</sup> 환율의 경우는 한국은행에서 발행하는 조사통계월보에서 1988년에서 1997년까지 월별 변동환율을 분기별로 평균한 대미 달러환율을 구하였다.<sup>8)</sup>

7) 수입단가를 먼저 \$기준 불변가격으로 환산한 다음 환율을 나중에 곱하여 실질수입단가를 산출할 수도 있을 것이다.

8) 만일 상대가격( $RP$ )를 분리하여 환율변수를 따로 설정하여 추정할 경우 통상 이를 실질실효환율로 바꾸어서 추정하는 것이 일반적임.

실질국내가격은 국내 소비자가격을 파악하기가 용이하지 아니함으로써 국내산지가격을 이용하기로 하고 수협중앙회의 수산물 계통판매고통계연보에서 월별 계통판매 가격을 분기별 평균가격으로 환산하여 구하고 GDP디플레이터로 나누어 산출하였다.

마지막으로 실질국내총생산은 한국은행의 조사통계월보에서 동기간의 국내총생산(GDP)을 1990년 불변가격(10억 원)으로 환산하여 구하였다.<sup>9)</sup>

이상의 변수들을 이용한 실증분석을 위한 통계패키지는 Eviews 2.0을 사용하였으며 분석에 사용된 자료는 1988년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지 총40개의 표본을 사용하였다. 그리고 각각의 표본은 분기별 자료이므로해서 계절변동조정<sup>10)</sup>을 실시한 후 분석에 사용하였다.

식(7) 및 실증분석에 이용된 식(8)의 각 변수들에 대한 기본 통계값은 다음 <표 2>와 같다.

<표 2> 표본자료에 대한 기본 통계값

변수	관찰개수	최소치	최대치	평균	표준편차
FTIW	40	33534	162409	79016	26538
RP	40	0.68	2.15	1.27	0.33
GDP	40	33366	81357	54358	12451
LFTIW	40	10.59	11.90	11.22	0.30
LRP	40	-0.28	0.77	0.20	0.21
LGDP	40	10.51	11.21	10.88	0.21

#### IV. 실증분석결과

##### 1. 단위근 검정결과

추정에 앞서 변수로 선정된 우리나라 수산물 수입량과 상대가격, 국내소득에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)단위근 검정결과는 <표 3>에 제시된 바와 같다.

단, 이들 시계열변수들이 추세치를 포함하는 여부가 명확하지 않아서 추세항을 포함한 경우와 포함하지 않은 경우 모두 고려하여 단위근 검정을 실시하였다.

<표 3>의 검정결과에서 추세항을 포함시키는 경우와 포함시키지 않는 경우 모두를 살펴볼 때 시

<표 3> 단위근 검정결과

시차수	ADF 검정(추세항 포함)			ADF 검정(추세항 미포함)		
	LFTIW	LRP	LGDP	LFTIW	LRP	LGDP
1	-4.44	-7.43	3.33**	-3.22*	-7.49	1.22**
2	3.89*	-4.04*	2.55**	-1.74**	-4.07	0.90**
3	3.45**	-1.99**	1.11**	-1.52**	2.01**	0.71**
4	4.39	2.63**	2.35**	0.83**	2.67**	1.50**

주) \*, \*\*는 각각 1%, 5% 수준에서 단위근이 존재하는 것으로 추정됨.

9) 혹자는 가처분소득(Disposable Income)을 대용변수로 쓰기도 함.

10) 계절변동조정은 Eviews 2.0의 계절변동조정 프로그램을 사용하였다.

### 共積分分析을 利用한 우리나라 水產物 輸入函數 推定

차수가 2와 3의 경우 대부분이 1% 또는 5% 유의수준에서  $\delta=0$ , 즉 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 기각하지 못하여 모든 변수가 불안정적인 것으로 밝혀졌다. 그리고 최적차수결정은 각 변수들이 1차를 제외한 2차 또는 3차중에서 AIC가 가장 낮은 것으로 나타났기 때문에 2차 또는 3차가 적당한 것으로 판정되었다.

따라서 본 분석에 이용된 시계열 변수들은 모두 불안정한 시계열임을 알 수 있고 또한 이들을 1차 차분한 결과 모두 안정적인 시계열로 판명되었다. 이상의 1차 차분한 변수에 대한 단위근 존재유무의 분석결과는 <표 4>에 제시하였고 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1%수준에서 기각하고 있다. 단 차분변수를 대상으로 안정성 여부를 검증할 때 수준변수의 적정시차가 2차와 3차로 판명되었기 때문에 여기서 적정시차수는 1차와 2차가 된다.<sup>11)</sup>

<표 4> 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과

시차수	ADF 검정(추세항 포함)			ADF 검정(추세항 미포함)		
	DLFITIW	DLRP	DLGDP	DLFITIW	DLRP	DLGDP
1	9.44	9.53	5.62	9.31	9.68	5.62
2	4.94	9.23	7.62	4.91	9.36	7.66

주) 귀무가설  $H_0 : \delta=0$  (단위근 존재)을 모두 기각함.

단, DLFITIW, DLRP, DLGDP는 각각 LFTIW, LRP, LGDP를 1차 차분한 변수임.

## 2. 공적분 검정결과

변수들의 단위근 검정결과 단위근이 모두 존재하는 것으로 판명됨으로써 이들 사이에 의한 공적분 관계가 존재하는지 여부를 살펴본 결과는 <표 5>와 같다.

여기서 공적분 검정의 경우 수입물량·상대가격·소득의 3변수 모형과 수입물량·상대가격 및 수입물량·소득의 2변수 모형으로 각각 구분하여 추정하였다. 물론 이 경우에 있어서 상수항과 추세가 없는 경우와 상수항만 존재할 경우를 나누어서 살펴보았다. 검정방법은 여러 가지가 있으나 Eviews

<표 5> 공적분 검정결과

시 차 수	Johansen Cointegration Test					
	상수항 및 추세가 없는 경우			상수항만 있는 경우		
	LFTIW LGDP	LFTIW LRP	LFTIW LGP	LFTIW LRP	LFTIW LRP	LFTIW LGP
1	87.26*	36.17*	35.38*	89.90*	42.41*	40.12*
2	60.03*	19.14*	43.32*	62.57*	19.40	45.35*
3	34.19*	8.21	42.44*	37.34**	8.98	45.37*
4	23.43	8.13	16.68*	28.74	8.16	18.81

주) \*, \*\* 은 각각 1% 및 5%수준에서 공적분이 존재하는 것으로 추정됨.

11) 이들 변수들이 I(1)변수인 것은 이들의 1차 차분한 변수의 그림을 통해서도 직관적으로 판단할 수 있다.

2.0에 나타나 있는 Johansen의 공적분검정 결과로 판정하였다. 검정결과는 시차가 2와 3의 경우 LFTIW-LRP-LGDP의 3변수 모형 및 LFTIW-LGDP 2변수 모형 모두 공적분관계가 있음을 보여주고 있다.

이상에서 추정변수들의 단위근 검정 및 공적분 검정을 통하여 각 변수들이 1차적분 불안정 시계열이지만 공적분관계를 가짐으로 해서 일반 회귀분석을 통하여 우리나라 수산물수입과 상대가격 및 소득간에 유의적인 장기적 함수관계가 있음을 알 수 있다.

### 3. 수산물수입함수의 추정

우리나라 수산물수입함수는 식(8)에 따라 추정하였다. 1988년 1/4분기부터 1997년 4/4분기까지 40개 표본을 대상으로 최소자승법(OLS)을 실시한 추정결과는 식(9)와 같다.

$$LFTIW_t = 2.94 - 0.47^{**}LRP_t + 0.77^{*}LGDP_t \quad (9)$$

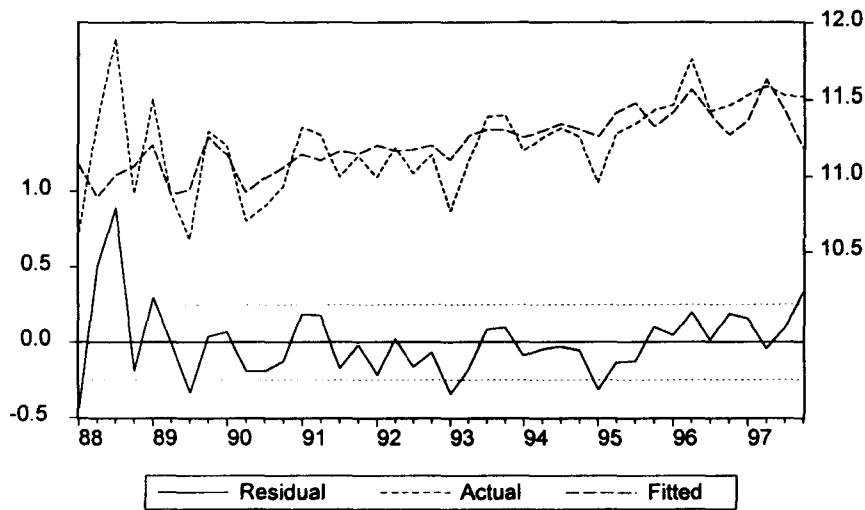
(1.42) (-2.55) (4.05)

$$\bar{R}^2 = 0.33 \quad D.W = 1.66 \quad F = 10.45 (P < 0.0003)$$

( )안은 t-value이며 \*, \*\*는 각각 1%, 5% 수준에서 유의적임.

식(9)의 추정결과를 살펴보면 추정식의  $R^2$ 가 높은 수준은 아니지만 F값이 1%수준에서 유의적이다. 또한 자기상관의 문제도 없는 것으로 나타났다. 그리고 추정계수는 상수만 제외하고 상대가격, 소득 변수 모두 각각 5%, 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 <그림 1>의 아래부분에 있는 회귀분석의 잔차분석결과를 살펴볼 때 잔차가 0을 중심으로 일정범위 안에서 분포되어 있는 것으로 미루어 보아 앞서 살펴본 공적분검정결과가 타당하였음을 미루어 짐작해 볼 수 있겠다.

결과에 대한 분석은 우선 변수들의 추정계수의 부호가 경제적 직관과 부합된다. 즉 수입량의 변화



<그림 1> 회귀분석에 대한 잔차분포도

는 가격의 변화와 음의 관계를 보여주고 있고 수입량의 변화와 소득은 양의 관계를 보여주고 있음을 알 수 있다.

그리고 추정식의 모든 변수에 자연대수를 취하였음으로 추정계수들은 각각 가격 및 소득에 대한 탄성치를 나타내주고 있는데 수입에 대한 가격탄성치는 0.47로서 우리나라 수산물의 수입은 상대가격에 대해서 비탄력적임을 보여주고 있다. 그리고 수입에 대한 소득탄성치는 0.77로서 역시 비탄력적인 것으로 나타났으나 우리나라의 수산물수입에 있어서는 상대가격보다는 소득변수가 상대적으로 더욱 뚜렷한 관계를 가지는 것으로 나타났다.

#### 4. 오차수정모형의 추정결과

장기균형관계 분석에서 수산물 수입량과 상대가격 그리고 소득간에 장기균형관계가 성립함을 검증하였으므로 오차수정모형을 가지고 단기불균형 상황이 조정되는 과정을 살펴보았다. 오차수정모형의 추정은 추정식 식(6)에 따라 추정하였다. 여기서 여러 가지 추정모형에 대해서 나타난 결과를 모형의 적합도, 자기상관문제 등을 종합하여 살펴볼 때 가장 적합한 추정결과를 제시하면 식(10)과 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta LFTIW_t = & -0.091 - 0.307^{***} \Delta LFTIW_{t-1} - 0.155 \Delta LFTIW_{t-2} \\
 & (-1.97) (-1.76) \quad (-1.30) \\
 & - 0.160 \Delta LRP_{t-1} + 4.171^{**} \Delta LGDP_{t-1} - 0.849^* e_{t-1} \\
 & (-0.97) \quad (2.24) \quad (-3.83) \\
 \bar{R}^2 = & 0.66 \quad D.W = 1.71 \quad F = 14.68 \quad (P < 0.000)
 \end{aligned} \tag{10}$$

( )안은 t-value이며 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임.

식(10)의 오차수정모형에 대한 결과를 보면 1기전의 수산물수입량 차분변수의 추정계수는 -0.31로 나타났고 1기전의 소득 차분변수의 추정계수는 4.17로 나타났으며 이들 변수들은 각각 10%, 5%에서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 우리나라 수산물 수입량의 단기변동은 前期의 수산물 수입량 변동량과 前期의 소득변동량에 의해 유의적 영향을 받고 있는 것으로 추정된다. 물론 가격변수의 경우에도 추정계수의 부호는 경제적 직관에 부합되지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 오차수정항의 계수는 -0.85로써 이는 추정시기에 균형상태로부터의 이탈, 즉 前期의 실제치와 균형치 간의 괴리 중 약 85%정도가 今期의 수산물 수입량에 수정 반영됨을 의미한다.

#### V. 요약 및 결론

이상에서 단위근검정 및 공적분검정을 통한 우리나라 수산물 수입함수 추정의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 우리나라 수산물 수입함수추정에 앞서 대부분의 거시경제시계열들이 불안정한 시계열로 알

려져 있어 본 분석에 사용된 시계열 변수들에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 검정결과 추정에 사용된 수입량(LFTIW), 상대가격(LRP), 소득(LGDP)의 3변수 모두 불안정한 시계열로 판명이 되었다. 이런 경우 불안정한 시계열을 차분시켜 시계열을 안정시킨후에 분석을 실시해야 하나 차분과정은 시계열의 고유한 잠재 정보를 상실시키므로 동태적이고 안정적인 장기균형을 도출할 수 없기 때문에 문제 가 된다. 따라서 이들 3변수간에 공적분검정을 실시하였다. 검정결과는 추정식의 LFTIW-LRP-LGDP 의 3변수 모형 및 LFTIW-LGDP 2변수 모형 모두 공적분 관계가 있음을 보여주고 있다.

따라서 LFTIW-LRP-LGDP의 3변수 모형에 대한 회귀분석을 실시하여 추정계수의 유의성 및 잔 차의 자기상관문제 등을 검토해볼 때 우리나라 수산물 수입량은 장기적으로 수입수산물의 상대가격 및 소득과 긴밀한 함수관계를 가지고 있으며, 그 중에서도 소득의 영향이 보다 뚜렷하게 나타났다. 즉 수입에 대한 상대가격의 탄성치는 0.47, 수입에 대한 소득탄성치는 0.77로 나타났다.

또한 오차수정모형을 가지고 단기불균형 상황이 조정되는 과정을 살펴본 결과 우리나라 수산물 수입량의 단기변동은 前期의 수산물 수입량변동량과 前期의 소득변동량에 의해 유의적 영향을 받고 있는 것으로 추정된다. 그리고 오차수정항의 계수는 -0.85로써 이는 추정시기에 균형상태로부터의 이탈, 즉 前期의 실제치와 균형치간의 괴리 중 약 85%정도가 本期의 수산물 수입량에 수정 반영됨을 보여주었다.

이상의 분석으로 본 연구는 우리나라 수산물수입의 변수간 함수관계를 규명하고자 시도하였으나 다음과 같은 한계를 인정하지 않을 수 없다.

첫째, 분석기간이 10년이라는 기간이 수산물수입함수의 장기적 관계를 분석하기에는 충분하지 못 하다는 점이다.

둘째, 분석자료에 있어서 수산물 국내가격자료로서 우리나라 수산물 계통 판매가격을 사용하였으나 비계통 판매가 점점 확대되고 있는 현 추세하에서는 이를 감안한 변수설정이 요구된다 하겠다.

셋째, 본 연구에서 적용한 추정모형 외에 다른 형태의 모형추정을 통해 가격 및 소득탄성치의 차이를 살펴보는 것과 국가별·품목별 수입함수추정을 병행실시하는 것도 본 추정의 신뢰성을 더욱 높이기 위해서 꼭 필요한 작업이나 다음 연구과제로 남겨둔다.

## 참 고 문 헌

- 김기수, “미국의 수산물 수요함수의 추정,” 「산업과 경영」, 1995.
- 김기수·김진건, “일본의 주요신선어류의 수요함수의 추정,” 「경제학논집」 제5권 1호, 1996.
- 김동민, “일본의 수산물 수입분석과 한국의 대일 수출전략,” 「박사학위논문」, 서울대, 1992.
- 김석원, “공적분과 오차수정모형을 이용한 구매력평가이론의 실증연구,” 「석사학위논문」, 서울대, 1991.
- 노진욱, “우리나라 수입수요함수에 대한 실증분석,” 「석사학위논문」, 홍익대, 1991.
- 류후규, “우리나라의 품목별 수출입행태와 수출입구조 변화,” 「조사통계월보」, 1992, 4.
- 박성쾌·정명생, “수산물의 소비패턴 변화와 수요전망,” 「한국농촌경제연구원」, 1994.
- 신세돈, “우리나라의 산업별 수출입 분석,” 「조사통계월보」, 1986, 8.
- 왕형근, “단위근(Unit root)이 존재할 경우의 인과관계검정,” 「석사학위논문」, 서울대, 1990.

共積分分析을 利用한 우리나라 水產物 輸入函數 推定

- 유정호, "상품군별 수출입함수의 추정," 「한국개발연구」 제6권 3호, 1984.
- 유윤하, "우리나라 수입함수추정에 있어서 수입단가와 수입물가의 비교," 「KDI 정책연구」 제17권 3호, 1995.
- 이항용, "한국의 국별·산업별 수입수요 추정," 「석사학위논문」, 서울대, 1990.
- 정경민, "오차수정모형을 이용한 이자율 예측모형," 「석사학위논문」, 서울대, 1992.
- 최범수, "단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요," 「한국개발연구」 제11권 2호, 1989.
- 김인준, 「국제경제론」, 다산출판사, 1993.
- 안충영 외 2인 공역, 「기초 계량경제학」, 진영사, 1998.
- 이종원, 「계량경제학」, 박영사, 1994.
- 관세청, 「관세율표의 해석에 관한 통칙 및 주해설」, 1988.
- 관세청, 「무역통계월보」, 각호.
- 농수산물 유통공사, 「농수산물 유통조사월보」, 1997.
- 수협중앙회, 「수산물계통판매 통계연보」, 1997.
- 수협중앙회, 「수협통계조사월보」, 1998, 3.
- 한국개발연구원, 「경제동향지표」, 1998, 2.
- 한국관세연구소, 「CCCN종합편람」, 1982.
- 한국관세연구소, 「HS종합편람 관세율표」, 1996.
- 한국수산회, 「수산연감」, 각년도.
- 한국은행, 「조사통계월보」, 각호.
- 한국해양수산개발원, 「해양수산동향」, 1998, 3.
- 해양수산부, 「수산업 동향에 관한 연차보고서」, 1997~1998.
- King, Alan, "The Functional Form of Import Demand : The Case of UK Motor Vehicle Imports, 1980 - 90," *Journal of Economic Studies*, Vol. 20, 1993, pp. 36~50.
- Johansen, S. and K. Juselius. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol. 52, 1990, pp. 169 ~ 210.
- Khan, Mohsin S. and Knud Z. Ross, "The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation," *Journal of International Economics* 7, 1977, pp. 149 ~ 160.
- Goldstein, M. and Mohsin S. Khan, "Income and Price Effect in Foreign trade," *Handbook of International Economics* vol. II, Edited by Jones, R. W. and P. B. Kenen, North - Holland, 1985, pp. 1041 ~ 1105.
- Phillips, P. C. B., "Understanding Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp. 311 ~ 340.
- Sinha, Dipendra, "An aggregate import demand function for Pakistan," *Atlantic Economic Journal*, Mar97, Vol. 25 Issue 1, p. 114.
- Senhadji, Abdelhak, "Time - Series of Structural Import Demand Equations-Across-Country Analysis," I.M.F Staff Papers, Vol. 45, No. 2, June 1998
- Boylan, T. A., M. P. Cuddy and L. O' muircheartaigh, "The Functional Form of the Aggregate Import Demand Equation," *Journal of International Economics*, 10, 1980, pp. 561 ~ 566.
- Deyak, Timothy A., W. Charles Sawyer and Richard L. Sprinkle, "The adjustment of Canadian import demand to changes in income, prices, and exchange rates," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 26, 1993, pp. 890 ~ 900.
- Maddala, G. S., 「Introduction to Econometrics」, Second edition, Prentice Hall, 1992.
- Quantitive Micro Software, 「EVViews User Guide, version 2.0」, 1994.

## An Estimation of Korea's Import Demand Function for Fisheries Using Cointegration Analysis

Kim, Ki Soo · Kim, Woo Kyung

### Abstract

This paper tries to estimate Korea's import demand function for fisheries using cointegration analysis. The estimation function consists of one dependent variable-import quantity of fisheries(FTIW) and two independent variables-relative price(RP) between importable and domestic products and real income(GDP).

As it has been empirically found out that almost all of time series of macro-variables such as GDP, price index are nonstationary, existing studies which ignore this fact need to be reexamined. Conventional econometric method can not analyze nonstationary time series in level. To perform the analysis, time series should be differentiated until stationarity is guaranteed. Unfortunately, the difference method removes the long run element of data, and so leads to difficulties of interpretation. But according to new developed econometric theory, cointegration approach could solve these problems. Therefore this paper proceeds the estimation on the basis of cointegration analysis, because the quarterly variables from 1988 to 1997 used in the model is found out to be nonstationary.

The estimation results show that all of the variables are statistically significant. Therefore Korea's import demand for fisheries has been strongly affected by the variation of real income and the relative price.