

중국 해양오염의 증대가 중국 수산물 수출에 미치는 영향에 관한 연구[†]

임설매 · 김기수*
부경대학교 국제통상학부

A Study on the Effect of Chinese Marine Pollution on Chinese Fisheries Export

Lin Xuemei and Ki-Soo Kim*

Division of International Commerce, Pukyong National University, Busan, 608-737, Korea

Abstract

With the increasing improvement of living standard, people pay more attention to the quality and security of their food. There is an increase in the consumption of aquatic products and a vast prospect of its trade. Fisheries as a major one of the traditional industries in China have significant price advantages and natural resources. However, marine pollution in China is more and more serious and the expecting of aquatic products has been seriously influenced by green barriers in the recent years.

This paper tries to examine the effect of Chinese marine pollution on export of aquatic products in China. This paper utilizes cointegration test to estimate long-run equilibrium between marine pollution and fisheries products export. The results indicate that real exchange rate and income variable have positive effects and fish price has negative effect on China's fisheries export to Korea. However, marine pollution variable has no statistically significant effect on dependant variable. And according to the result of China's fisheries export to Japan, exchange rate has positive effect and both fish price and marine pollution variable have negative effects on export. Lastly, marine pollution and income level have effects on dependant variable in the case of Hong Kong, but exchange rate and price variable have no significant effect on aquatic products export from China to Hong

Kong. In a word, marine pollution of China is a serious problem and it has negative effect on Chinese export of aquatic products.

Keywords : Marine pollution, Export of aquatic products, Long-run equilibrium, Unit-root test, Cointegration test

Received 16 December 2014 / Received in revised form 13 April 2015/ Accepted 15 April 2015

[†] 본 논문은 2014년도 부경대학교 자율창의학술연구비 지원사업으로 수행된 연구임.

* Corresponding author : 051-629-5757, kimks@pknu.ac.kr

I. 서 론

인류는 지구 표면의 약 70%를 차지하고 있는 해양에서 식량을 획득하고, 물류를 운송하며, 해저에 매장된 지하자원을 채굴하여 유용하게 사용하면서 해양이 무한한 포용력과 자정 및 자기회복(Self-recovery) 능력을 가진 것으로 오인하였기 때문에 해양에서의 오염은 크게 관심을 보이지 않았다. 그 결과, 해양에서 발생하는 오염량의 증가로 말미암아 자연생태계를 파괴함은 물론 어업에 미치는 영향이 크고 그 피해 또한 막대하다.

세계 무역 대국인 중국에서는 개혁개방 이후 도시화와 산업화의 급속한 발전에 따라 대량의 폐기가스와 폐기물 등 오염물질이 배출되고 있다. 수산물과 같은 동물성 식품의 질의 좋고 나쁨은 성장환경과 밀접한 연관이 있는데, 오염물질의 배출은 해양생태계의 극심한 파괴를 초래하며 수생생물의 서식환경에 막대한 영향을 미치고 있다. 어업자원환경의 악화는 수산물 질의 하락을 초래하기에 한국, 유럽, 일본, 미국 등 수산물 주요 수출국과 지역에서는 중국의 수산물 수출에 다양한 제한조치를 취하고 있다¹⁾.

기존의 선행연구들을 살펴보면, 환경과 무역사이의 상호영향에 관하여 학자들은 대부분 대외무역이 환경에 미치는 영향을 중심으로 연구들을 해온 반면(Crossman, Shafik, Jones 등 연구), 환경오염이 무역에 미치는 영향에 관한 연구는 적다. 더욱이 해양환경변화가 수산물 수출에 미치는 영향에 관한 실증분석 연구는 아주 드문 실정이다.

향후에도 중국의 수산물 무역구조의 변화는 한국 등 주요 수산물 교역국의 무역구조에도 아주 큰 영향을 미칠 것이다. 이에 환경오염이 전세계적으로 중요한 이슈로 대두되고 있는 현 시점에서 중국의 해양환경오염이 수산물 수출에

미치는 영향을 구체적으로 파악 및 예측하는 것은 향후 우리나라의 수산물 수출에 미치는 환경오염의 영향을 추론해 보는 데에 중요한 시사점을 제시할 수 있을 것으로 사료된다.

본 연구에서는 그동안 연구가 아주 미흡했던 중국 해양환경의 변화가 수산물 수출에 미치는 영향을 수집 가능한 범위에서 2차 자료를 이용하여 실증분석을 실시하여 향후 중국의 지속적인 수산물 수출의 증대를 위해 환경오염규제와 청정생산기반의 확충이라는 과제가 갖는 의미를 도출해 보고자 한다.

본 논문은 모두 VI장으로 구성되며, II장에서는 중국의 수산물 생산 및 무역동향을 구체적으로 살펴보았다. III장에서는 중국의 해양환경오염의 실태를 구체적으로 살펴보았고, IV장에서는 본 연구에서 사용될 계량경제 분석의 이론적 기초를 소개하고 추정모형과 변수를 제시하였다. V장에서는 실증분석결과를 제시하고 그 의미를 추론하였으며, 마지막으로 VI장은 결론 부분으로, 본 논문의 연구결과를 요약하고 실증분석에 의거한 시사점을 제시하였다.

II. 중국의 수산물 생산 및 무역동향

1. 중국의 수산물 생산

수산업은 중국 대농업의 중요한 구성부분으로서 어업생산은 국민경제에 중요한 영향을 미치고 있으며, 수산업 발전의 중요한 지표 중 하나인 수산물 생산량은 건국 이후 60여 년 동안 급속한 성장을 이루었다.

Table 1을 보면 중국의 수산물 총생산량은 매년 증가하고 있으며, 1997년 3,119만 톤에서 2012년에는 5,908만 톤에 달하는데, 이는 1997년 보다 약 1.9배 증가하였다. 또한 수산물 생산대국인 중국의 수산물 생산량이 세계 수산물 총생산량에서 차지하는 비중도 2012년에 조금 하락

1) <http://www.shuichan.cc/>.

Table 1. The Trend of Fishery Production in China

(unit : 10,000 tons, %)

Year	Fisheries production of China	World fisheries Production	Percentage of China's fisheries production
1997	3,119	12,254	25.45
2000	3,706	12,200	30.38
2003	4,247	13,430	31.62
2006	4,584	13,710	33.43
2009	4,896	14,230	34.40
2012	5,908	18,289	32.30
2000~2012 annual average rate of increase (%)	4.35	2.71	1.60

Source : 1) China Agriculture Yearbook by year 2) FAO

Table 2. The Trend of China's Fishery Trade

(unit : hundred million dollars)

Year	Total Value of Trade	Value of Export Trade	Value of Import Trade	Trade Surplus
1997	43.6	31.4	12.2	19.2
2000	56.8	38.3	18.5	19.8
2003	79.7	54.9	24.8	30.1
2006	136.6	93.6	43.0	50.6
2009	160.6	107.9	52.7	55.2
2012	269.8	189.8	80.0	109.8
Annual Average Growth Rate (%)	12.92	12.74	13.36	12.33

Source : China Fisheries Yearbook by year.

한 것 외에는 거의 매년 점진적인 증가추세를 보이고 있다.

2. 중국의 수산물 무역동향

세계 경제발전이 힘입어 세계 수산물 교역규모도 꾸준히 확대되고 있으며, WTO 가입 이후 중국의 수산물 교역도 급속하게 발전하고 있다. 2013년 중국의 수산물 수출액은 처음으로 200억 달러를 초과하여 2002년 태국을 초월한 이후 연속 12년 간 줄곧 세계 최대 수산물 수출국 자리를 굳게 다지고 있다.

Table 2를 살펴보면, 1997년부터 2012년에 이르기까지 중국의 수산물 교역규모는 급속하게 확대되어 2012년 수산물 교역규모(269.8억 달러)

는 1997년에 비해 16년 사이 6.2배 증가하였다. 이 기간 동안 중국의 수산물 수출액의 연평균 증가율은 12.7%이고 수입액의 연평균증가율은 13.4%로서 최근 중국의 수산물 수입의 증가속도가 수출보다 더 빠름을 알 수 있다. 이 밖에 중국의 수산물 교역은 1997~2012년 매년 무역흑자를 기록했을 뿐만 아니라 그 흑자 폭이 계속 확대되어 1997년의 19.2억 달러로부터 2012년의 109.8억 달러로 증가하여 10여 년 사이 6배 가까이 확대되었음을 알 수 있다.

Table 3은 중국의 수산물 주요 수출입국현황을 나타내고 있다. Table 3에서 제시되어 있는 바와 같이 2012년 중국의 수산물 주요 수출국은 일본(22.2%), 미국(15.5%), 홍콩(11.6%), EU(11.2%),

Table 3. China's Major Fish Exporting&Importing Countries in 2012

China's Major Fish-exporting Countries			China's Major Fish-importing Countries		
Rankings	Countries	Ratio(%)	Rankings	Countries	Ratio (%)
1	Japan	22.21	1	Russia	17.91
2	U.S.A	15.53	2	U.S.A	17.26
3	Hong Kong	11.64	3	Peru	14.68
4	EU	11.20	4	ASEAN	9.29
5	ASEAN	10.85	5	Chile	6.49
6	Korea	7.81	6	Norway	5.06
7	Tai Wan	5.66	7	Canada	4.33

Source : China Fisheries Yearbook by year.

ASEAN(10.9%), 한국(7.8%), 대만(5.7%) 등의 순위로서, 한국 역시 중국의 수산물 10대 수출국 중의 하나로서 아주 중요한 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 또한 이 7개국의 수산물 수출비중은 중국 전체 총 수출액의 약 85%를 차지하고 있음을 확인할 수 있다. 다음으로 2012년 중국 수산물 주요 수입국 순위를 살펴보면, 러시아(17.9%), 미국(17.3%), 페루(14.7%), ASEAN(9.3%), 칠레(6.5%), 노르웨이(5.1%), 캐나다(4.3%) 순이다.

Ⅲ. 중국의 해양오염 실태

인간 활동의 결과로 생긴 물질 또는 에너지는 직·간접적으로 해양에 유입된다. 이것이 어업을 포함한 해양활동에 장애가 되고, 해수의 질을 손상시키며, 해양환경의 쾌적성을 떨어뜨린다. 전 세계 어업의 대부분은 이 연안 해역에서 이루어지고 있다. 현재 동물성 단백질의 50% 가량이 바다에서 공급되는데, 농축된 폐기물은 이러한 식량자원에 심각한 영향을 미친다.

해양오염을 일반적으로 분류하면, 도시하수나 생활오수에 의한 오염과, 중금속이나 유류에 의한 오염, 난분해성 물질에 의한 오염, 방사성 물질에 의한 오염, 원자력 발전소의 오염물질 배출 등에 의한 열오염 등으로 나눌 수 있으나, 세부적으로 분류하면 이보다 훨씬 다양한 국면을

가지고 있다. 육상과 해상의 여러 가지 인간 활동은 고의적이든 무의식적이든 해양환경의 변화를 유발할 수 있는 잠재력을 가지고 있다. 인구 증가와 산업기술의 발달은 필연적으로 인간 활동의 부산물인 폐기물의 양과 종류를 증가시켰고, 특히 공업화 과정에서는 개발과 보전의 관계가 균형을 잃고 한쪽의 희생을 감수하는 쪽으로 기울어져 있었다고 해도 과언은 아니다. 해안에 인접한 도시와 공업단지에서는 폐기물의 처리 능력보다 과도한 양의 오염물질이 생산되었으며, 바다는 오랜 기간을 두고 그러한 부산물들을 맡없이 받아들이지 않을 수 없었다. 발표된 기초통계에 의하면 전 세계의 바다로 유입되고 있는 오염물질의 약 80%는 육상으로부터 비롯된 것이다. 육상에서 이루어지는 모든 인간 활동은 궁극적으로는 해양오염의 원인이라고 할 수 있다. 육상에서 버리는 생활오수와 공장에서 흘러버리는 폐수는 결국에는 모두 바다로 들어간다. 비료와 농약들도 물에 섞여 바다로 유입된다. 대기 중에 있던 오염물질들도 모두 바다로 가고 오염물질 외에도 굴뚝이나 자동차 배기통, 소각장 등에서 나오는 다이옥신 또는 납과 같은 독성물질들의 상당량이 대기에서 강물을 통해 바다로 유입되기도 한다. 반면 바다에서 발생하는 오염도 위험할 지경에 이르렀다. 바다 한가운데에 버려지는 각종 폐기물, 폐유 그리고 어민들이 버리는 폐기물 등도 상당한 양이다. 대형 유조선 충돌사고로

인한 해양오염 발생도 심각한 환경문제를 불러 일으킨다²⁾.

중국의 급속한 경제발전이 따른 환경오염 역시 세계적으로도 심각한 수준이다. 중국의 연해 지역은 중국대륙 전체의 약 1/3에 해당한다. 이 지역은 경제발전과 인간 활동이 가장 활발한 지역이다. 중국의 연안지역은 많은 양의 공업폐기물, 대도시의 폐기물과 육지로부터 버려지는 다른 오염물질이 엄격한 통제와 처리 없이 연안지역으로 유입되기 때문에 하천들이 오염되고 수산자원과 다른 연안자원들이 심하게 타격을 입어왔다.

먼저 해양으로 유입되는 중국의 주요 하천의 수질오염 정도를 살펴보면, 갈수기, 홍수기 및 평수기 72개 하천의 검측지점 중 수질오염이 심

각한 5급수 이하 지역의 비율은 각각 68%, 44%, 51%로서 아직도 반 이상 하천들의 수질오염이 아주 심각한 수준임을 알 수 있다. 이는 전년도에 비하여 갈수기와 평수기는 각각 18%와 6% 증가한 것이고 홍수기는 전년도에 비해 7% 감소한 셈이다. 수질의 오염도를 나타내는데 사용된 요소들로는 화학적 산소요구량(CODcr), 총인(T-P, 总磷), 암모니아질소와 석유류 유출 등이다.

다음으로 해양으로 유입되는 72개 하천의 오염물질의 양은 각각 CODcr 1,382만 톤, 암모니아질소 29.3만 톤, 초산염질소(硝酸盐氮) 221만 톤, 아질산염질소 5.7만 톤, 총인(T-P, 总磷) 27.2만 톤, 석유류 3.9만 톤, 중금속 2.7만 톤, 비소 2,976톤이다. 그 중 71개 하천의 화학적 산소요구량(CODcr), 암모니아질소, 초산염질소와 총인(总磷)

Table 4. Degree of China's Main River Contamination in 2013

Inspection Time	I ~ III	IV	V	Below V	Total
Dry Season	8	9	6	49	72
Flood Season	11	20	9	32	72
Normal Season	15	15	5	37	72

Source : Department of Environmental Monitoring of China.

Table 5. Pollutant Emissions of China's Main Rivers in 2013

(unit : ton)

Rivers	CODcr	Ammonical nitrogen	Acetate Nitrogen	Nitrate Nitrogen	Phosphorus	Crude Oil	Heavy Metal
Chang Jiang	6,264,780	132,366	1,549,677	8,938	171,288	11,471	15,455
Min Jiang	1,170,931	10,337	26,685	1,288	6,423	571	1,315
Zhu Jiang	536,180	15,069	318,886	25,652	20,149	11,288	2,888
Huang He	348,635	4,895	7,161	2,829	650	4,911	704
Nan Liu	246,030	1,462	11,721	619	5,789	425	150
Xiao Qing	178,884	585	1,284	544	936	332	26
Yong Jiang	148,154	6,029	12,424	430	2,033	112	72
Da Liao He	95,811	9,096	18,380	2,626	1,989	144	221
Jin Jiang	38,279	1,661	13,495	490	400	110	62
Fang Cheng	35,257	768	1,133	17	387	116	53

Source : Department of Environmental Monitoring of China.

2) 환경부 홈페이지(www.me.go.kr) 참조하여 재정리하였음.

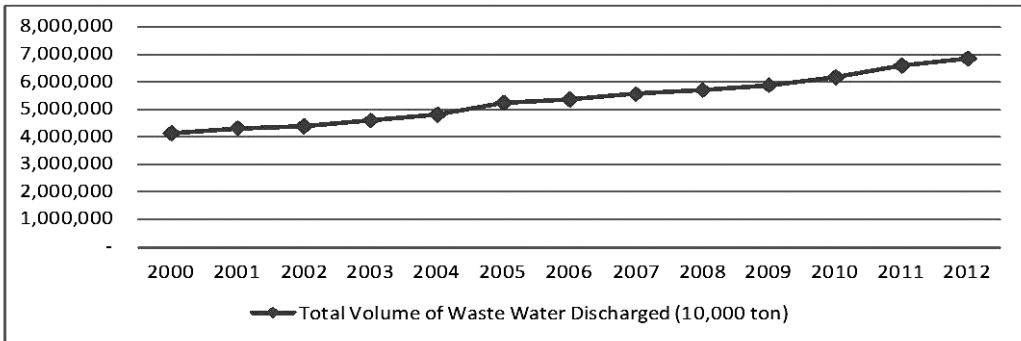


Fig. 1. The Trend of Total Volume of Waste Water Discharged.

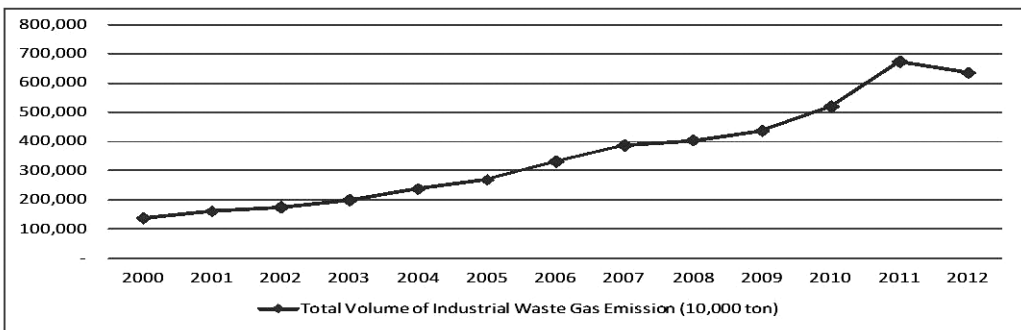


Fig. 2. The Trend of Total Volume of Industrial Waste Gas Emission.

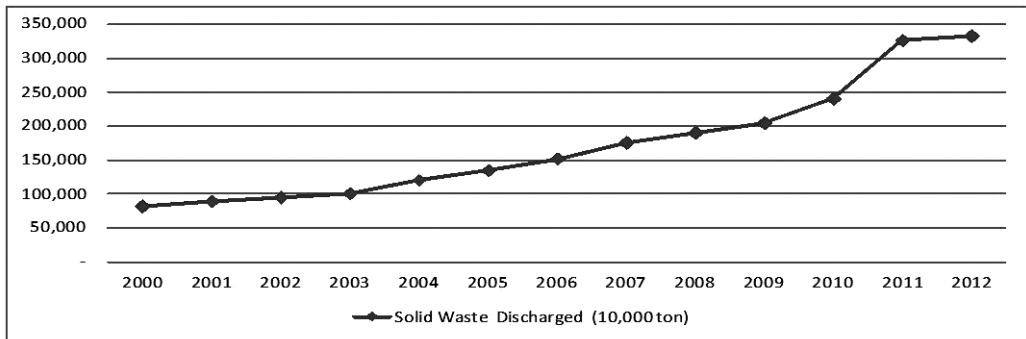


Fig. 3. The Trend of Solid Waste Discharged.

의 유출량은 전년도에 비해 각각 0.4%, 11%, 3%와 24% 감소하였다.

Fig. 1~Fig. 3은 각각 2000~2012년 중국의 연도별 폐수, 폐기가스, 고체폐기물의 연도별 배출량을 나타낸 것이다. 전반적으로 2003년부터 폐기물 배출량이 빠른 속도로 증가하기 시작하여

2007~2009년은 그 증가폭이 비교적 완만하다가 2009년 이후부터 2011년까지 또 다시 빠른 속도로 가파르게 급증하기 시작하다가 그 후에 증가속도가 느리거나 또는 폐기가스의 경우처럼 오히려 감소추세를 보이기도 하였다.

IV. 연구모형 및 분석방법

1. 추정모형의 이론적 기초³⁾

전통적 계량분석에서는 사용되는 자료가 안정적(Stationary)이라고 가정하였는데 현실적으로 대부분의 시계열자료는 불안정(Nonstationary)하다. 이러한 불안정한 시계열자료에 대해 안정적 시계열자료를 기초로 하는 회귀분석 등 전통적인 계량 이론을 적용하게 되면 변수 간에 아무런 상관관계가 없는데도 불구하고 외견상 의미 있는 것처럼 보이는 가성회귀(Spurious regression) 현상이 발생하게 된다. 다시 말해 변수 간에 서로 상관관계가 없음에도 불구하고 다중 결정계수값과 유의성 검정을 위한 검정통계량값이 높게 나타날 수 있는 것이다. 따라서 이러한 경우는 전통적인 회귀분석 방법을 적용할 수 있는지를 점검하는 작업이 필요한데, 단위근 및 공적분 검정이 바로 대표적 검정방법이다.

1) 단위근 검정

시계열자료를 분석하는 데 있어서 고려하여야 할 가장 중요한 것 중의 하나는 평균·분산 등 주어진 시계열의 확률적 특징이 시간변화에 관계없이 일정하나 또는 시간의 흐름에 따라 변하는가 하는 것이다. 안정적 시계열자료의 경우에는 일정한 계수를 갖는 모형으로 표현할 수 있으며, 이 계수들을 간단하게 추정할 수 있으나, 불안정 시계열자료의 경우에는 이 시계열 자료의 과거와 미래의 관계를 수식으로 표현하기 어려워진다.

어떤 시계열자료가 불안정 시계열이라면 실증 분석에 앞서 분석에 사용될 원시계열 자료에 대한 안정성 검정을 진행해야 한다. 시계열 자료의 안정성을 검정하기 위해 단위근 검정(Unit root test)방법이 사용된다. 불안정 시계열은 시간의 변화에 따라 평균값이 변하므로 특정 시간 구간을 정하지 않을 경우 평균의 개념을 사용할 수 없

다. 이 같은 시계열은 단위근(Unit root)을 갖는다.

대부분 경제변수의 시계열은 불안정 시계열로서 단위근을 가지므로 차분을 통하여 안정화시킨다. 불안정 시계열이 안정성을 갖기 위하여 차분되는 횟수를 적분차수라고 한다. 시계열 X가 d차 차분 후에 안정성을 갖는다면 시계열 X는 d차 차분되었다고 말하고 I(d)라고 쓴다. 제일 많이 사용되는 단위근 검정법에는 ADF(Augmented Dickey Fuller)검정법과 PP(Phillips-Perron)검정법이 있다.

ADF검정은 자기상관의 영향을 제거하기 위하여 차분추가항 ΔY_{t-j} 를 추가시키고 추정할 것을 제안하고 있다. ADF 검정은 오차항이 iid (Independently and identically distributed)라는 가정을 충족시키지 못할 경우 피설명변수의 시차 차분변수를 설명변수로 추가시킴으로써 오차항을 백색잡음(White noise)으로 만들어 오차항의 자기상관성을 제거할 수 있게 되며, 다음의 식 (1)로 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \lambda_t + (\rho - 1) Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \\ &= \alpha + \beta_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$H_0 : \rho = 1 \text{ or } r = 0$$

위의 식 (1)에서 ε_t 는 평균이 0, 분산이 σ^2 이고 iid는 오차항이다. 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되면 그 시계열은 안정적 시계열이다.

ADF검정법은 시차를 포함시킴으로써 이분산하는 잔차를 설명한다. ADF검정의 경우에는 시차변수가 검정회귀식에 포함되어야 하므로 그 시차가 얼마인지를 결정하여야 한다. 과다하게 시차를 선정하면 자유도의 손실이 커질 수 있다. 이런 자유도의 손실을 반영하는 방법이 AIC(Akaike's Information Criteria)기준이다. 표본크기가 큰 경우 AIC기준을 적용할 때 시차를 과다하게 포함하게 되는 문제를 해결하기 위해

3) 이종원(2007)의 『계량경제학』을 참조하여 재정리하였음.

SIC(Schwarz Information Criteria)기준도 많이 사용되고 있다.

PP(Phillips-Perron)검정은 $\varepsilon_t \sim idd(0, \sigma^2)$ 와 같은 오차항에 대한 가정이 충족되지 못하는 보다 포괄적인 상황, 즉 오차항이 자기상관성은 물론 이분산 현상까지 갖게 되는 경우를 상정하여 단위근 검정을 적용하고자 다시 한 번 DF검정을 수행하게 된다. PP검정은 1차적으로 DF통계량을 추산한 이후 2차 단계에서는 추정된 오차항의 분산값을 이용하여 DF검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 창출한 다음 검정을 실시한다.

2) 공적분 검정

단위근 검정결과 불안정한 시계열로 확인이 된 변수에 대해 전통적인 회귀분석을 하게 되면 가성회귀의 문제가 발생한다. 따라서 불안정한 시계열 사이의 상관관계를 단순회귀에 의해 분석한다는 것은 통계적으로 의미가 없게 된다. 하지만 비록 불안정한 시계열이더라도 그들 사이에 공적분 관계가 존재하게 되면 전통적인 회귀 분석결과가 통계적으로 유의미해질 수 있다.

공적분이란 통계적으로 개별적으로는 불안정한 시계열 사이에 안정적인 잔차항을 생성시키는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 말한다. 이러한 통계적 정의가 의미하는 바는 비록 개별적으로는 불안정한 시계열들이지만, 이들 사이에 공적분관계가 존재하면 이들 변수는 장기적으로 안정적인 균형관계를 형성한다는 점이다. 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계가 존재한다는 것은 한 변수가 어떤 이유에서건 변화하여 공적분 관계에 있는 다른 변수와의 안정적인 관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지는 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 갖는 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 존재하는가를 검증하는 것은 경제적으로 이들 변수 사이에 안정적인 장기균형관계가 있는지를

검증하는 것과 같은 의미이다.

공적분의 존재여부를 확인하기 위하여 Engle & Granger(1987)의 회귀잔차에 기초한 검정(residual based tests)방법이 사용되고 있다. 하지만 이러한 방법은 단일방정식 형태로 공적분 방정식을 이용하고 있어 오직 1개의 공적분 관계만을 판별할 수 있기 때문에 변수가 3개 이상의 불안정한 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는 가능성을 무시하고 있다. 즉 만약 변수가 n개일 때 공적분의 벡터방정식이 최대 (n-1)개 생길 수 있기 때문에 Engle & Granger(1987)의 공적분 관계는 진정한 장기균형관계를 나타낸다고 할 수 없다. 따라서 공적분 검정 시 OLS를 사용하는 Engle & Granger(1987)의 공적분 검정의 한계점을 극복하기 위하여 방정식 체계에 의한 다변량 시계열분석을 통하여 검정방법을 수행하는 방법이 제시되고 있다. 이러한 공적분 검정방법으로는 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 사용하는 Johansen(1988, 1990)과 Johansen & Juselius(1990)의 공적분 검정법이 있다. 이 방법은 단순히 공적분을 검정하는 데 그치지 않고 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련된 여러 가설검정까지도 실행할 수 있다는 장점이 있다.

Johansen(1988, 1990) 등의 공적분 검정법에 따라 VAR모형을 설정하여 공적분 검정식을 설정하면 다음과 같다. 먼저 X_t 를 (n×1)차원의 통합된 시계열이라고 할 때 n차원의 VAR모형은 다음 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = c + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

또한 경제관련 시계열 자료가 불안정성을 갖는다는 특성을 반영하여 1차 차분형태로 나타내면 위의 식을 다음 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = c + \theta_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \theta_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } \theta_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), \\ \text{단, } i &= 1, 2, \dots, k-1 \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \end{aligned}$$

계수행렬(Coefficient matrix) Π 는 $(n \times r)$ 차원의 행렬 A와 B에 대하여 $\Pi = A \times B'$ 로 표현된다. 여기서 불안정한 시계열변수인 X_t 에 $(n \times r)$ 계수행렬 B를 곱하면 X_t 의 선형결합인 $B'X_t$ 가 도출되는데, $B'X_t$ 열(row)에 의해 주어진 선형결합은 정상성을 가지며, X_t 는 공적분 벡터인 B' 의 열에 의한 공적분 벡터로 공적분되어 있는데, 이 경우 계수행렬 Π 는 Engle & Granger(1987)의 오차수정모형으로 해석된다. 이러한 경우에는 $0 < \Pi$ 계수 $= r < p$ (시스템내의 변수의 개수)일 때 장기관계 또는 공적분 관계가 존재하게 되며, n 개의 벡터시계열 간에는 r 개의 공적분 관계가 존재하게 된다. 변수들의 단위근 검정결과 단위근이 존재하는 것으로 판명됨으로써 이들 사이에 공적분이 존재하는지의 여부를 살펴볼 수 있다.

공적분의 경제적인 의미는 변수들 사이에 안정적인 장기균형관계가 있다는 것이며, 따라서 단위근을 갖는 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는지를 검증하는 것은 경제적으로 이들 변수사이에 안정적인 장기균형관계가 있는지를 검증하는 것이 된다.

2. 변수설정

기존 선행연구들을 종합해 보면 수출에 영향을 미칠 수 있는 요인으로는 수입국의 국민소득, 가격경쟁성, 환율, 무역장벽 등 아주 다양하다. 이에 선행연구들을 참고해서 본 연구는 수산물

수출량을 종속변수로, 수출대상국의 소득수준, 중국과 수출대상국의 환율, 수출가격을 독립변수로 채택하고 여기에 환경오염을 변수로 설정하여 최근 이슈로 대두되는 환경오염이 수출에 미치는 영향정도를 함께 살펴보고자 한다. 단, GDP는 월별자료를 구할 수 없기 때문에 기존의 선행 연구를 따라서 이에 대한 대용변수로서 산업생산지수를 사용한다.

본 논문은 2차 자료의 수집 가능한 범위 내에서 중국의 수산물 주요 교역상대국인 한국, 일본과 홍콩을 분석대상지역으로 국한하며, 분석기간은 2000년 1월부터 2012년 12월까지이다.

중국의 대한국, 대일본, 대홍콩의 수산물 수출 가격 자료의 경우 중국해관총서에서 제공하는 달러 표시 수출가격(\$/kg)에 위안/달러 환율을 곱하여 위안화 표시 명목가격을 구한 다음 이를 다시 2010년 기준 불변가격으로 환산한 값을 사용하였다. 중국과 교역대상국 간의 환율은 월별 평균 자료를 사용하였으며, 해외국의 소득수준의 측정변수로는 IMF의 International Financial Statistics(IFS)에서 수집 가능한 산업생산지수를 사용하였다. 마지막으로 해양오염의 측정변수로 해양오염의 주요 오염원인 폐수배출량을 사용하였다.

그리고 실증분석을 하기 전에 각 변수에 대해 계절조정을 실시하였다. 계절조정은 경제통계의 원 계수에서 계절변동을 제거하는 것을 가리킨다. 월별 또는 분기별 데이터는 일반적으로 매년 같은 시기에 같은 변화를 나타내는 경향이 있다. 이것은 주로 생활상의 습관이나, 사회적 관

Table 6. Variables and Definition

Variables	Definition of Variable
$LEXPORT_t$	Log value of the volume of aquatic products export at t period
$LPOLLUT_t$	Log value of the quantity of China's wastewater discharge at t period
IPI_t	Industrial production index at t period
$LPRICE_t$	Log value of fishery products export price at t period
$LEXR_t$	Log value of the real exchange rate at t period

습에 의해 나타는 것으로 계절변동이라 한다. 본 연구에서 사용된 계절조정 방법은 Eviews 프로그램의 X12 방법을 사용하였다.

종합적으로 중국의 해양오염의 증대가 수산물 수출에 미치는 영향을 분석하기 위하여 본 논문은 기존의 선행 연구 및 이론적 배경을 기초로 해양환경오염(LPOLLUT), 교역상대국의 산업생산지수(IPI), 환율(LEXR), 수출가격(LPRICE)을 설명변수로 최종 추정모형에 사용하였다. 종속변수로는 중국의 대한민국, 대일본, 대홍콩 월별 수산물 수출량(LEXPORT)을 사용하였다. 구체적인 변수의 설정을 요약정리하면 Table 6과 같다.

3. 추정함수식의 제시

중국의 해양오염의 증대가 수산물 수출에 미치는 영향정도를 파악하기 위하여 구성한 함수 추정식은 다음의 식 (4)와 같다.

$$LEXPORT_t = \alpha_i + \beta_1 IPI_t + \beta_2 LPRICE_t + \beta_3 LEXR_t + \beta_4 LPOLLUT_t + \epsilon_t \quad (4)$$

4. 자료의 수집 및 분석

1) 자료의 수집

중국의 해양환경의 변화가 수산물 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해서 수집 가능한 범위에서 2000년 1월부터 2012년 12월까지의 월별 자료를 사용하여 실증분석을 실시하였다.

종속변수로 본 연구는 2000년 1월부터 2012년 12월까지 중국의 일본, 한국, 홍콩으로의 월별

수산물 수출량에 로그를 취한 값을 활용하였다. 이 자료는 중국 해관총서(中国海关总署)에서 구할 수 있었다.

독립변수 관련 자료들의 수집 및 분석은 다음과 같다. 해양오염의 측정변수인 폐수 배출량은 2000~2012년까지의 월별 폐수배출량에 로그를 취한 값을 최종 활용하였다. 이 자료는 “중국 환경통계연감”과 “중국 해양환경보(海洋环境公报)”에서 구하였다. 다음 해외국의 GDP의 월별자료 대응으로 선행 연구를 참조하여 본 논문에서도 산업생산지수를 사용하였는데, 이 자료는 IMF의 International Financial Statistics(IFS)에서 수집하였다. 그 다음 중국의 대한민국, 대일본, 대홍콩의 수산물 수출가격은 달러표시 수출가격(\$/kg)에 위안/달러 환율을 곱하여 위안화 표시 명목가격을 구하여 이를 2010년 기준 불변가격으로 환산한 값을 취하였다. 그리고 최종분석에서는 이를 로그변수로 변환한 값을 실증분석에 사용하였다. 이에 관련된 자료는 중국의 해관총서(中国海关总署)에서 구하였다. 마지막으로 환율의 경우, 월별 평균 자료이며 해당 자료는 한국은행 경제통계정보시스템과 중국인민은행에서 구하였다.

이상의 분석에 사용된 자료는 2000년 1월부터 2012년 12월까지의 총 156개의 표본을 사용하였다. 본 논문은 실증분석을 위해 Eviews 7.0 통계프로그램을 사용하였다.

2) 자료의 분석

Table 7~ Table 9는 해양오염의 증대가 중국

Table 7. Descriptive Statistics (Korea)

Variable	Mean	Stdv	Min.	Max.
<i>LEXPORT_t</i>	10.406	0.307	9.444	11.206
<i>LPOLLUT_t</i>	12.141	0.079	11.957	12.274
<i>IPI_t</i>	77.788	18.472	51.600	109.300
<i>LPRICE_t</i>	2.790	0.186	2.079	3.188
<i>LEXR_t</i>	4.206	0.151	3.845	4.444
Observations	156			

Table 8. Descriptive Statistics (Japan)

Variable	Mean	Stdv	Min.	Max.
$LEXPOR_t$	10.349	0.319	9.276	11.318
$LPOLLUT_t$	12.141	0.079	11.957	12.274
IPI_t	101.716	7.751	77.600	116.400
$LPRICE_t$	3.299	0.208	2.353	3.604
$LEXR_t$	1.980	0.078	1.824	2.118
Observations	156			

Table 9. Descriptive Statistics (Hong Kong)

Variable	Mean	Stdv	Min.	Max.
$LEXPOR_t$	9.211	0.210	8.571	9.900
$LPOLLUT_t$	12.141	0.079	11.957	12.274
IPI_t	111.316	12.108	93.939	140.945
$LPRICE_t$	2.946	0.392	2.296	4.005
$LEXR_t$	4.573	0.102	4.387	4.672
Observations	156			

의 대한민국, 대일본, 대홍콩의 수산물 수출에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 논문에서 사용된 각 변수들에 대한 기본 통계값을 나타낸 것이다.

V. 실증분석 결과

1. 단위근 검정결과

중국 해양오염의 정도와 수산물 수출 사이에 장기적인 균형관계가 있는지, 또 어떠한 인과관계에 있는지 등을 올바르게 분석하기 위하여 우선 각 변수에 대한 단위근 검정을 통해 시계열 자료의 안정성 여부를 확인해야 한다. 이로 인해 불안정한 자료 분석 시 발생하는 허구적 회귀현상을 예방하고, 불필요한 차분과정을 통한 정보 유실을 막을 수 있다.

시계열자료의 안정성 여부를 판단하는 단위근 검정방법으로 본 연구에서는 가장 보편적으로 이용되고 있는 ADF(Augmented Dickey-

Fuller)검정법과 PP (Phillips-Perron)검정법을 사용하였다. ADF검정을 실시하기 위해 먼저 Dolado 등(1990)의 방법⁴⁾을 따라서 절편항과 시간추세항이 모두 포함된 회귀모형을 추정하여 귀무가설의 기각여부를 확인한 뒤 사후적으로 검정한다. 또한 적정 시차를 결정하기 위해 최대 시차를 12기로 놓고, AIC와 SIC기준 값을 모두 고려하여 최적 시차를 최종 결정하였다.

1) 한국

한국의 경우, ADF검정법과 PP검정법을 이용한 단위근 검정결과는 다음의 Table 10에 제시한 바와 같다. 즉 거의 모든 수준변수에서 “단위근을 가지고 있다”는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타나 본 연구에서 사용할 시계열 변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다.

다음 불안정한 시계열 자료를 안정화시키기 위한 과정으로 1차 차분을 한 뒤 다시 단위근 검정을 수행한 결과, 고려 대상인 모든 변수가 대

4) Dolado 등(1990)의 단위근 검정절차에 따르면, 먼저 상수항과 시간추세항을 모두 고려한 모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하면 정상성 시계열이라는 결론을 내릴 수 있지만, 가설기각에 실패하면 시간추세항이 없고 상수항만 포함된 모형에 기초하여 단위근 검정을 하여야 한다.

Table 10. Result of Unit Root Test (Korea)

Variable	Level		1st difference	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>LEXPORT_t</i>	0.483	0.043	- 5.278***	- 21.587***
<i>LPOLLUT_t</i>	- 0.421	- 2.133	- 3.283*	- 8.892***
<i>IPI_t</i>	- 0.213	- 0.250	- 11.408***	- 11.375***
<i>LPRICE_t</i>	- 1.329	- 4.771***	- 4.159***	- 14.054***
<i>LEXR_t</i>	- 2.054	- 1.612	- 7.566***	- 7.949***

Note : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

체적으로 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 되므로 모든 변수는 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

2) 일본

일본의 경우, ADF검정법과 PP검정법을 이용한 단위근 검정결과는 다음의 Table 11에 제시한 바와 같다. 구체적으로 ADF검정법을 이용한 단위근 검정결과에서는 모든 수준변수에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타나 본 연구에서 사용할 시계열변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다. 다음으로 PP검정법을 이용한 시계열자료의 안정성 여부 확인 결과,

수산물 수출변수를 제외한 모든 시계열변수에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

다음 불안정한 시계열 자료를 안정화시키기 위한 과정으로 1차 차분을 한 뒤 다시 단위근 검정을 수행한 결과, 고려 대상인 모든 변수가 대체적으로 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 되므로 모든 변수는 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

3) 홍콩

홍콩의 경우, ADF검정법과 PP검정법을 이용한 단위근 검정결과는 Table 12와 같다. 구체적으로 ADF검정법을 이용한 단위근 검정결과 산

Table 11. Result of Unit Root Test (Japan)

Variable	Level		1st difference	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>LEXPORT_t</i>	- 1.377	- 7.959***	- 9.726***	- 24.572***
<i>LPOLLUT_t</i>	- 0.421	- 2.133	- 3.283*	- 8.892***
<i>IPI_t</i>	- 2.231	- 2.297	- 10.117***	- 10.174***
<i>LPRICE_t</i>	- 0.050	- 0.112	- 11.076***	- 17.344***
<i>LEXR_t</i>	- 2.430	- 2.465	- 10.383***	- 10.406***

Note : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

Table 12. Result of Unit Root Test (Hong Kong)

Variable	Level		1st difference	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>LEXPORT_t</i>	0.220	0.577	- 12.945***	- 41.674***
<i>LPOLLUT_t</i>	- 0.421	- 2.133	- 3.283*	- 8.892***
<i>IPI_t</i>	- 3.429*	- 2.247	- 2.228**	- 10.843***
<i>LPRICE_t</i>	0.375	- 0.626	- 15.120***	- 27.640***
<i>LEXR_t</i>	- 1.844	- 1.796	- 7.039***	- 7.254***

Note : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

업생산지수가 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각한 것 외에는 모든 수준변수에서 ‘단위근이 존재한다’는 귀무가설을 기각할 수 없어 본 연구에서 사용할 시계열변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다. 다음으로 PP 검정법을 이용한 시계열자료의 안정성 여부 확인결과 모든 시계열 변수에서 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

다음 불안정한 시계열 자료를 안정화시키기 위한 과정으로 1차 차분을 한 뒤 다시 단위근 검정을 수행한 결과, ADF검정과 PP검정에서 고려대상인 모든 변수가 대체적으로 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하게 되므로 모든 변수는 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다.

2. 공적분 검정

앞에서 살펴본 바와 같이 본 연구에서 사용하는 시계열변수 모두 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 차분변수를 가지고 회귀분석을 하여야 한다. 하지만 이러한 차분변수를 이용한 회귀분석은 장기효과를 잃어버리게 되므로 회귀분석에 사용된 각 수준변수들이 서로 공적분 관계를 가지고 있는지 여부를 판단할 필요가 있다. 본 연구에서는 공적분 검정을 위해

Johansen 공적분 검정을 사용하여 해양오염수준, 수입국의 소득수준, 가격수준, 환율 및 수산물 수출 사이에 공적분 관계가 존재하는지를 검토할 것이다. 검정결과 공적분이 존재할 경우에는 이들 간의 회귀방정식이 바로 장기균형관계를 나타내므로 이를 통해 모형의 장기균형관계를 분석할 수 있다.

1) 한국

한국의 경우, Johansen 공적분 검정결과는 Table 13과 같다. 첫 번째 귀무가설인 ‘공적분관계가 없다($r=0$)’를 1% 유의수준에서 기각한다. 즉, 공적분 벡터는 적어도 존재한다. 그리고 귀무가설($r \leq 1$)은 10% 유의수준에서 기각하지 못하고 있어 공적분 벡터가 1개라는 결론을 내리게 해준다. 종합해보면 1% 유의수준에서 공적분이 1개 존재함을 알 수 있다. 이는 비록 각각의 시계열이 일정한 패턴 없이 움직이더라도 특정한 모형 내에서 이 시계열 변수들이 일정한 장기균형관계를 유지하고 있음을 의미한다. 공적분의 존재를 통해 변수들 간의 장기적인 균형관계를 도출할 수 있다.

2) 일본

일본의 경우, Johansen 공적분 검정결과를 살펴보면 Table 14와 같다. 구체적으로 살펴보면

Table 13. Result of Johansen Cointegration Test (Korea)

$H_0 : \text{rank} = r$	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	0.412	122.799***	69.819
$r \leq 1$	0.130	42.682	47.856
$r \leq 2$	0.077	21.686	29.797
$r \leq 3$	0.054	9.592	15.495

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Table 14. Result of Johansen Cointegration Test (Japan)

$H_0 : \text{rank} = r$	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	0.201	79.581***	69.819
$r \leq 1$	0.144	45.789	47.856
$r \leq 2$	0.091	22.252	29.797
$r \leq 3$	0.029	7.910	15.495

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

첫 번째 귀무가설인 ‘공적분관계가 없다($r=0$)’를 1% 유의수준에서 기각하게 된다. 즉 공적분 벡터는 적어도 존재한다. 그러나 다음 귀무가설인 $r \leq 1$ 은 기각하지 못했기에 공적분 벡터가 1개라는 결론을 내리게 해준다. 종합해 보면 1% 유의수준에서 공적분이 1개 존재함을 확인할 수 있다. 이는 비록 각각의 시계열이 일정한 패턴이 없이 움직이더라도 특정한 모형 내에서 이 시계열 변수들이 일정한 장기균형관계를 유지하고 있음을 의미한다.

3) 홍콩

홍콩의 경우, Johansen 공적분 검정결과를 확인한 결과 Table 15와 같다. 구체적으로 살펴보면 첫 번째 귀무가설 ‘공적분관계가 없다($r=0$)’를 1% 유의수준에서 기각하게 된다. 즉 공적분 벡터는 적어도 존재한다. 하지만 다음 귀무가설인 $r \leq 1$ 은 기각하지 못했기에 공적분 벡터가 1개라는 결론을 내릴 수 있다. 종합해보면 1% 유의수준에서 공적분이 1개 존재함을 확인할 수 있다. 이는 비록 각각의 시계열이 일정한 패턴이 없이 움직이더라도 특정한 모형 내에서 이 시계열 변수들이 일정한 장기균형관계를 유지하고 있음을 의미한다.

3. 함수 추정결과

앞에서 살펴본 한국, 일본, 홍콩 관련 추정함수식에서 제시한 추정변수들은 단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 변수들이 비록 1차 차분 안정시계열이지만 모두 공적분이 존재하므로 이는 일반 회귀분석을 통하여 중국의 해양환경오염과 한국, 일본, 홍콩으로의 수산물 수출 간 통계적으

로 유의한 인과관계가 있음을 알 수 있다.

1) 한국

중국의 해양오염이 중국의 대한민국 수산물 수출에 미치는 영향을 추정하기 위한 장기균형식의 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} LEXPORT_t = & 10.743 + 0.337^{**} IPI_t \\ & (2.276) \\ & - 0.977^{***} LPRICE_t \\ & (-9.768) \\ & + 0.974^{***} LEXR_t \\ & (6.608) \\ & - 0.162LPOLLUT_t + \varepsilon_t \\ & (-0.510) \end{aligned}$$

$$R^2=0.48, \bar{R}^2=0.46, F=34.67 (P<0.000)$$

()안은 t-value이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

먼저 모형의 적합성은 F값이 34.67로서, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 모형이며, 변수들의 설명력은 Adj-R²가 0.46으로 약 46% 정도이다. 그리고 추정계수는 환경오염을 제외한 나머지 변수들 즉, 산업생산지수는 5% 유의수준에서, 수출가격변수와 환율변수는 1% 수준에서 종속 변수인 중국의 대한민국 수산물 수출량에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

실증분석 결과에 의한 독립변수들의 수산물 수출에 미치는 구체적인 영향 정도를 살펴보면 다음과 같다. 즉 한국의 산업생산지수가 1% 증가하면 중국의 대한민국 수산물 수출량은 약 0.34% 증가하고 수산물 수출가격이 1% 증가할

Table 15. Result of Johansen Cointegration Test (Hong Kong)

$H_0 : \text{rank} = r$	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	0.242	78.648***	69.819
$r \leq 1$	0.107	36.801	47.856
$r \leq 2$	0.070	19.740	29.797
$r \leq 3$	0.049	8.739	15.495

Note : * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

때 대한민국 수산물 수출은 0.98% 감소하며 환율이 1% 증가하게 될 때 약 0.97%의 수산물 수출이 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 산업생산지수, 수출가격, 환율변수에 대한 추정계수의 부호는 일반적으로 우리의 경제적 직관과는 잘 부합되고 있음을 알 수 있다. 마지막으로 해양환경오염수준의 측정변수인 폐수배출량의 대한민국 수산물 수출에 미치는 영향정도를 살펴보면 비록 종속변수에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나지만, t-value값이 -0.51이기에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 즉 한국의 경우는 중국의 해양오염의 영향보다는 가격과 환율변수가 중국의 대한민국 수산물 수출에 있어서 더욱 중요한 요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다.

2) 일본

$$LEXPORT_t = 20.367 + 0.174^{**} IPI_t$$

(0.576)

$$- 0.754^{***} LPRICE_t$$

(-5.229)

$$+ 0.648^{***} LEXR_t$$

(1.906)

$$- 0.741 LPOLLUT_t + \varepsilon_t$$

(-2.121)

$$R^2 = 0.32, \bar{R}^2 = 0.30, F = 17.873 (P < 0.000)$$

() 안은 t-value이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

먼저 모형의 적합성은 F값이 17.87이므로, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 모형이며 Adj-R²는 0.30이다. 그리고 독립변수들의 추정계수의 유의수준을 살펴보면, 일본의 소득수준 측정변수인 산업생산지수는 중국의 대일본 수산물 수출에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 수산물 수출가격은 1% 유의수준에서, 환율은 10%, 해양환경오염 측정변수인 폐수배출량은 5% 유의수준에서 종속변수

에 유의한 영향을 미침을 알 수 있다.

다음 실증분석 결과에 의한 독립변수들의 수산물 수출에 미치는 구체적인 영향 정도를 살펴보면 다음과 같다. 즉 수산물 수출가격이 1% 증가하면 중국의 대일본 수산물 수출량은 약 0.75% 하락하며 환율이 1% 증가할 때 중국이 일본으로의 수산물 수출은 0.65% 정도 증가한다. 그리고 폐수배출량이 1% 증가하게 되면 중국의 대일본 수산물 수출량은 0.74% 정도 크게 감소함을 확인할 수 있다. 마지막으로 산업생산지수는 종속변수에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없어 결과적으로 통계적으로 유의하지 않다. 즉 일본의 소득수준은 중국의 대일본 수산물 수출량에 유의한 영향을 미치지 않는다. 이상을 종합하면 일본의 경우 환경오염이 수산물 수출가격 및 환율과 함께 종속변수인 중국의 대일본 수산물 수출에 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 환경선진국인 일본의 경우 중국으로부터의 수입수산물에 대해 엄격한 환경기준을 적용하고 있음을 간접적으로 나타내고 있다고 할 수 있을 것이다.

3) 홍콩

$$LEXPORT_t = 28.135 + 0.786^{**} IPI_t$$

(-3.520)

$$- 0.076^{***} LPRICE_t$$

(-0.852)

$$+ 0.232^{***} LEXR_t$$

(0.694)

$$- 1.555 LPOLLUT_t + \varepsilon_t$$

(-5.619)

$$R^2 = 0.22, \bar{R}^2 = 0.20, F = 10.671 (P < 0.000)$$

() 안은 t-value이고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 뜻함.

먼저 모형의 적합성은 F값이 10.67이므로, 1% 수준에서 통계적으로 유의한 모형이며 Adj-R²

는 0.20이다. 그리고 독립변수들의 유의수준을 살펴보면 폐수배출량과 홍콩의 산업생산지수는 1% 유의수준에서 종속변수인 중국의 대홍콩 수산물 수출량에 통계적으로 유의한 영향을 미침을 알 수 있다. 반면 수산물 가격과 환율은 종속변수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

실증분석 결과에 의한 독립변수들의 수산물 수출에 미치는 구체적인 영향 정도를 살펴보면 다음과 같다. 즉 홍콩의 산업생산지수가 1% 증가하면 중국의 대홍콩 수산물 수출량은 약 0.79% 감소하고, 중국의 폐수배출량이 1% 증가하게 되면 홍콩으로의 수산물 수출량은 1.56% 정도 크게 감소함을 확인할 수 있다. 하지만 수산물 수출가격은 대홍콩 수산물 수출에 부(-)의 영향을, 환율은 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만 귀무가설을 기각할 수 없어 결과적으로 이 두 변수는 종속변수인 중국의 일본으로의 수산물 수출량에 유의한 영향을 미치지 않음을 알 수 있다. 이상을 종합하면 홍콩의 경우 소득변수의 대용인 산업생산지수의 추정계수가 우리의 직관과 유의하지 않지만 대용변수의 한계에 기인할 수도 있는 것으로 보인다. 하지만 환경오염의 추정계수가 유의한 부(-)의 값을 나타내고 있다는 사실은 홍콩의 중국으로부터의 수입수산물은 고가의 식재료가 적지 않음으로 해서 엄격한 환경기준이 적용됨을 보여주고 있다고 할 것이다.

VI. 결 론

본 논문은 중국의 해양오염의 증대가 수산물 수출에 미치는 영향을 수집 가능한 범위에서 수출비중이 큰 한국, 일본, 홍콩 3개 지역을 중심으로 실증분석을 실시하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

실증분석 결과, 먼저 한국의 경우는 다음과 같다. 한국의 소득수준과 환율은 중국의 대한국 수산물 수출에 양(+)의 영향을 미치고 수산물 수

출가격은 종속변수에 음(-)의 영향을 미치고 있으므로 우리의 직관에 부합된다. 하지만 중국 해양오염의 측정변수인 폐수배출량은 대한국 수산물 수출에 미치는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만 귀무가설을 기각할 수 없어 통계적으로 수산물 수출에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다.

다음으로, 원인변수들이 중국의 대일본 수산물 수출에 미치는 영향은 다음과 같다. 원인변수 중 산업생산지수를 제외한 모든 변수는 수산물 수출에 유의한 영향을 미치는데, 수산물 수출가격과 폐수배출량은 중국의 대일본 수산물 수출량에 음(-)의 영향을 미치고 환율은 종속변수에 양(+)의 영향을 미침을 알 수 있다. 즉 중국의 수산물 수출가격과 폐수배출량이 증가할수록 대일본 수산물 수출은 감소하고 환율이 상승할수록 수산물 수출은 증가한다.

마지막으로, 중국의 대홍콩 수산물 수출에 영향을 미치는 요인들의 실증분석 결과, 중국의 해양오염 수준과 수출대상국 홍콩의 소득수준은 중국의 대홍콩 수산물 수출에 유의한 영향을 미치는 반면 수산물 가격과 환율은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 구체적으로 홍콩의 산업생산지수가 1% 증가하면 중국의 대홍콩 수산물 수출량은 약 0.79% 감소하고, 중국의 폐수배출량이 1% 증가하게 되면 홍콩으로의 수산물 수출량은 1.56% 정도 크게 감소하게 되어 중국의 대홍콩 수산물 수출에 영향을 미치는 요인 중 해양오염수준이 홍콩으로의 중국 수산물 수출에 압도적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

이상과 같은 실증분석 결과를 종합해 보면, 중국의 해양오염 증대는 중국의 주요 수산물 수출국으로의 수출확대에 부정적인 영향을 미칠 것으로 추정된다. 따라서 이러한 실증분석 결과는 향후 중국의 지속적인 수산물 수출의 성장을 위해서는 환경오염에 대한 규제와 지속가능한 청정생산기반이 반드시 필요함을 시사해 주고 있다 하겠다.

REFERENCES

- Antweiler, W., Copeland, B. R. and Taylor, M. S. (2001), "Is Free Trade Good for the Environment," *American Economic Review*, 91 (4), 877 – 908.
- Arize and Malindretos (1998), "The Long Run and Short Run Effects of Exchange Rate Volatility on Exports: The Case of Australia and New Zealand," *Journal of Economics and Finance*, 122, 43 – 56.
- Chiu, A. K. (2010), "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the Marshall-Lerner Condition Hold?," *Journal of International Economics*, 30, 301 – 316.
- Chowdhury (1993), "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models," *The Review of Economics and Statistics*, 75 (4), 700 – 706.
- Chua, J. H. and Sharma, P. (1998), "An Investigation of the Effects of Price and Exchange Rates on Trade Flows in East Asia," *Asia Economics Journal*, 12, 253 – 271.
- Copeland, B. R. and Taylor, M. S. (1994), "North-South Trade and Environment," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 755 – 787.
- Fountas and Aristotelous (2003), "Does the Exchange Rate Regime Affect Export Volume? Evidence from Bilateral Exports in US – UK Trade," *The Manchester School*, 71, 51 – 64.
- Grossman, G. M. (1994), "Economic growth and the environment," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 353 – 377.
- Hong, H. P. and Lee, H. D. (2005), "A Study on the Periodic Characteristics and the Structural Change in Korean Fisheries," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 36 (3), 65 – 88.
- Choe, J. Y. and Kim, J. B. (2003), "An Analysis on the Competitive Structure of Fishery Products Export and Import between Korea and Japan," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 34 (2), 141 – 164.
- Kim, K. S. and Kim, W. K. (2006), "A Study on the Effect of Exchange Rate and Exchange Risk about the Import of Korea's Fisheries," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 37 (2), 1 – 18.
- Park, S. K. and Han, K. S. (2006), "A Study on Information Asymmetry and the Country of Origin Labeling in Live Small Fish Trade for Aquaculture and Naturalization," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 37 (1), 45 – 71.
- Sercu and Uppal (2003), "Exchange Rate Volatility and International Trade: A General Equilibrium Analysis," *European Economic Review*, 47, 429 – 441.
- Shafik, N. and Bandyopadhyay, S. (1992), "Economic Growth and Environmental Quality: Time series and crosscountry evidence," *Washington DC: World Bank*.
- Zhang, T. H. and Wang, F. (2014), "Pollution of Marine Environment and Its Impacts on Fisheries," *Journal of Anhui Science of Agriculture*, 42 (12), 3654 – 3666.
- Jang, Y. S. (2005), "An Analysis of the Chinese Fishery Products Competitiveness in Korean Market," *The Journal of Fisheries Business Administration*, 36 (1), 51 – 79.
- Zhang, Z. F. and Han, G. C. (2012), "Analysis of Marine Environmental Pollution Trend Under the Influence of Economic Growth and Proposal for Pollutant Discharge Reduction Strategy," *Marine Sciences*, 36 (4), 24 – 29.