J. Fish. Bus. Adm., 48(4), 045-066. 2017
DOI:http://dx.doi.org/10.12939/FBA.2017.48.4.045

pISSN 1225-1011 KSFBA
eISSN 2288-1727 www.fima.or.kr

자유무역협정(Free Trade Agreements : FTA)이 국내 수산물 수입시장통합에 미친 효과†

임은선 · 김기수[1]*
사우스캐롤라이나 대학교, [1]부경대학교 국제통상학부

The Effects of Free Trade Agreements on Korea's Fishery Products Import Market Integration

Eun-Son Lim and Ki-Soo Kim[1]*
Department of Economics, University of South Carolina, Columbia, SC 29208, USA
[1]*Division of International Commerce, Pukyong National University, Busan, 48513, Korea*

Abstract

Although the main objective of Free Trade Agreements (FTA) is market integration among member countries, there are limited studies supporting this impact. Our study explores whether FTA has enhanced market integration between South Korea and its FTA partners, focusing on South Korea's fishery product import market. We investigate two research questions concerning FTA impacts: first, whether trade costs declined when South Korea imported fishery products from its FTA partners after the FTA; second, if the speed of the convergence of South Korea-its FTA partners' price differential of imported fishery products on trade costs result to occur more quickly after the FTA. To determine these outcomes, we utilize a Threshold Autoregressive Model covering the sample periods from January 2002 to April 2017. Our findings demonstrate the effects of FTA on market integration are different among FTA partners. FTA has enhanced the market integration between South Korea and Norway, Vietnam, and Spain, respectively, but not for others. Therefore, we find positive evidence of FTA on fishery import market integration between South Korea and Norway, Vietnam and Spain, respectively.

Keywords : FTA, Market integration, Arbitrage, Threshold autoregressive model, PPP

Received 9 August 2017 / Revised 26 December 2017 / Accepted 26 December 2017
†본 논문은 2017년도 부경대학교 자율창의학술연구비 지원 사업으로 수행된 연구임.
*Corresponding author : +82-51-629-5757, kimks@pknu.ac.kr
ⓒ 2017, The Korean Society of Fisheries Business Administration

Ⅰ. 서 론

한국은 무역수지가 전체 명목 GDP의 70%를 차지할 정도로 대외무역 의존도가 높은 국가이다. 따라서 대외국가와의 관계와 이들 사이에서의 무역정책이 한국경제에 미치는 영향은 지대하다. 세계 여러 나라들은 제2차 세계 대전 이후, 주변국들과 무역장벽을 낮추어 교류를 원활하게 함으로써 경제통합을 이루려고 노력하였다. 한국 역시 이에 대해 예외가 아니다. 한국은 2004년 칠레와의 FTA 발효를 시작으로, 2016년 7월 콜롬비아와의 FTA를 포함하여 현재 53개국의 나라와 15건의 FTA를 체결하였다(2017년 10월 기준).

FTA의 근본적인 목적은 회원국들 사이의 관세와 비관세 장벽을 낮추어, 그들 사이에서 시장통합을 이루는 것이다. 시장통합은 회원국들 사이에서의 경쟁(competition)과 특화(specialization)를 증가시키고, 자원의 효율적 배분을 가능하게 하여, 시장의 전체적인 효율성을 증가시킨다. FTA 회원국들 사이에서 시장통합은 전체적으로 볼 때 시장의 효율성을 높이는 긍정적인 측면이 존재하지만 일부 산업 특히 가격 경쟁력이 약한 산업들의 경우, 가격이 저렴한 상대국으로부터의 수입으로 인해, FTA로 인한 혜택보다 오히려 그로 인한 피해가 더 클 가능성이 존재한다. 따라서 FTA 발효 시, 회원국들은 자국에서 경쟁력이 약한 산업들을 보호하기 위하여, 그들을 관세철폐 품목에서 제외하거나 혹은 그들의 관세철폐 스케줄을 장기간으로 정하려고 노력한다. 우리나라 수산업이 여기에 해당한다.

FTA가 국내 수산업에 미치는 영향에 관한 기존의 연구들은 주로 FTA의 관세 철폐에 따른 수입확대로 인한 국내 수산업의 피해 정도를 추정하거나(최성일 · 최홍배, 2004; 김기수 · 이상숙, 2012), 한국을 포함한 일부 FTA 발효 국가의 수출전략품목을 파악하여 무관세화 할 품목과 장기간에 걸쳐 관세를 철폐할 품목을 정하여, 관세철폐에 따른 국내 수산업의 피해를 최소화하기 위한 전략의 필요성(김기수 · 우지효, 2007) 등에 관한 연구가 대부분이었다. 이러한 연구들은 근본적으로 FTA로 인한 관세철폐 혹은 인하가 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 무역비용을 감소시킨다고 가정하였다. 또한 그들은 FTA 발효국들로부터의 수산물 수입 증대로 인한 국내 수산업의 피해에 대해서 초점을 두었다. 하지만 기존의 FTA에 관한 국내 수산업 연구들 가운데 FTA의 근본 목적인 회원국들 사이의 시장통합에 초점을 둔 연구는 미미했다. 따라서 본 연구는 FTA가 한국과 FTA 발효국들 사이의 수입시장 통합에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 살펴볼 것이다. 이를 위해, 본 연구는 두 가지를 살펴보는데 중점을 두었다.

첫째, FTA 이후 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용이 감소하였는지의 여부를 살펴보았다. FTA 이후, 관세 철폐 혹은 인하뿐만 아니라, 관세 철폐 혹은 인하로 인한 수산물 수입액의 증대는 규모의 경제효과를 일으켜, 전체 수입 수산물에 대해 단위당 수입비용의 감소를 초래할 것이다. 즉 한국과 FTA 발효국들 사이에서 존재하는 수산물 수입 장벽이 감소하면 수산물 수입비용의 감소에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. FTA 이후, 수산물 수입비용이 감소되었다면, 이를 통해 FTA가 한국과 FTA 발효국들 사이에서 수산물 수입시장통합에 긍정적인 영향을 미쳤음을 예상할 수 있을 것이다.

둘째, 시장통합에 관한 기존의 연구들과 같이, FTA 이후 국내 수산물 가격이 FTA 발효국들로부터 수입하는 수입 수산물의 가격에 수렴 여부 (i.e. 일물일가법칙 혹은 구매력평가의 성립유무) 혹은 수렴 속도의 증가 여부를 살펴보았다. 하지만 본 연구는 기존의 연구와 달리, 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입 시 발생하는 모든 수입비용을 0이라고 가정하지 않았다[1]. 또한 국내 수산물의 가격

이 수입 시 발생하는 수입비용을 포함한 수입가격보다 클 때만 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 것이라는 보다 현실적인 가정을 하였다. 따라서 두 국가의 수산물 가격차이가 0이 아닌, 국내 수산물 가격과 수입 수산물 가격의 차이가 수산물 수입비용에 수렴[2]하는지 여부와 만약 수렴한다면, FTA 이후 수렴속도가 증가 여부를 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. Ⅱ장에서는 한국의 자유무역협정 현황과 효과에 대해서 살펴보고, Ⅲ장에서는 본 연구의 이론적 모델인 차익거래(Arbitrage) 이론을 살펴보고, Ⅳ장에서는 본 연구에서 사용한 자료에 관해 제시할 것이다. 또한 Ⅴ장에서는 실증분석 모델인 임계값 자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model)과 추정절차 및 실증분석 결과를 제시할 것이다. Ⅵ장에서는 Ⅴ장에서 제시한 실증분석 결과를 바탕으로 FTA가 국내 수산물 수입시장에 미친 영향에 대한 결론을 제시하고, 향후 연구 과제를 제시할 것이다.

Ⅱ. 한국의 자유무역협정(Free Trade Agreements)현황 및 효과

한국은 2004년 4월 칠레와의 FTA를 시작으로 가장 최근 콜롬비아와의 FTA (2016년 7월)를 포함하여, 2017년 10월을 기준으로 15개의 FTA (Free Trade Agreements)가 53개국을 대상으로 발효 중이다 (표 1). 또한 2016년 11월, 중미 5개국[3]과의 FTA가 타결되었다. 이 외에도 현재 한-중-일 FTA, 한-이스라엘 FTA 등 많은 나라들과 FTA협상 중에 있다[4].

<표 2>는 한국과 FTA 발효국들 사이에서의 수산물 관세 양허스케줄을 나타내었다. <표 2>를 통해 FTA 발효 이후, FTA 체결국 사이에서의 수산물에 관한 관세는 즉시 철폐 되거나 혹은 일정한 기간을 두고 인하되었음을 알 수 있다[5]. 즉 FTA 발효국들로부터 수입되는 대부분 수산물의 관세가 철폐되기

<표 1> 한국의 주요 FTA 체결국과 발효일자

FTA	발효일자	FTA	발효일자	FTA	발효일자
한-EFTA(4)	2006.09.01	한-ASEAN(10)	2007.06.01	한-EU(28)	2011.07.01
한-칠레	2004.04.01	한-싱가포르	2006.03.02	한-인도	2010.01.01
한-페루	2011.08.01	한-미국	2012.03.15	한-터키	2013.05.01
한-호주	2014.12.12	한-캐나다	2015.01.01	한-중국	2015.12.20
한-뉴질랜드	2015.12.20	한-베트남	2015.12.20	한-콜롬비아	2016.07.15

자료출처 : 관세청(http://www.customs.go.kr.)
( )의 숫자는 각각의 국가연합 자유무역협정에 포함된 국가들의 수를 의미한다.

1) 수산물 시장 통합에 관한 국내 연구로는 임은선 · 김기수(2015, 2017)가 있다. 하지만 이들은 기존의 일물일가법칙 혹은 구매력평가 이론이 가정한 것처럼 서로 다른 두 국가 혹은 두 지역에서의 차익거래 시, 발생할 수 있는 모든 비용을 0으로 가정한 후, 이들 사이에서의 일물일가법칙 성립여부에 초점을 두었다.
2) 즉 $P_{Korea} - P_{FTA} = Trade\ Cost$
3) 파나마, 코스타리카, 온두라스, 엘사바도르 그리고 니카라과와의 한-중미FTA가 타결되었고, 과테말라의 경우, 협정발효 후, 정식절차를 거쳐 참여예정이다(2017년 10월을 기준).
4) 이 외에도 ASEAN 10개국, 중국, 일본, 호주, 뉴질랜드 그리고 인도와 FTA에 준하는 역내포괄적경제통반자협정(Regional Comprehensive Economic Partnership: RCEP)와 에콰도르와 전략적 경제협력 협정(Strategic Economic Cooperation Agreement:SECA)이 협상 중이다.
5) 2017년 현재, 국내 수산물 기본 수입관세율은 수산물의 품종 또는 그 보관상태 - 즉 활어, 신선냉장 혹은 냉동 - 에 따라 차이가 존재하긴 하지만 주로 10%에서 30% 사이에 있다.

위해서, 짧게는 5년 이내, 길게는 10년 이상이 걸리는 것을 알 수 있다.

FTA 이후, 비록 모든 수산물 수입 품목에 대해서 수입관세가 즉시 철폐된 것은 아니지만, 각 FTA 체결국으로부터 수입되는 전체 수산물 품목 중 적게는 3.3%(터키), 많게는 69.5%(칠레)의 관세가 FTA 이후 즉시 철폐되었다.

<표 3>은 국내 수산물 총 수입액에서 각 FTA 체결국들로부터의 수입액의 비중을 FTA 이전과 이후로 나누어 제시하였다[6]. 국가연합 FTA에는 적어도 4개국 이상이 포함되어 있기 때문에, 본 연구에서는 각각의 국가연합 FTA에 속하는 국가들 중, 국내 총 수산물 수입액 대비 가장 큰 비중을 차지하는 하나의 국가를 선택하였다. 즉 한-ASEAN FTA에서는 베트남, 한-EFTA FTA에서는 노르웨이, 한-EU FTA에서는 스페인을 선택하였다[7]. FTA 발효 이후, 대부분 FTA 체결국들로 부터의 수입액 비중은 최

<표 2> 우리나라 FTA 발효국 별 수산물 양허스케줄

관세철폐스케줄	한-칠레 [399(100%)]	한-싱가포르 [123(100%)]	한-인도 [262(100%)]	한-페루 [510(100%)]	한-미국 [255(100%)]
즉시 철폐	277(69.4%)	33(26.8%)	12(4.6%)	43(8.4%)	39(15.3%)
3-5년	86(21.6%)	70(56.9%)	53(20.3%)	261(51.2%)	89(34.9%)
6-8년			91(34.7%)	67(13.1%)	10년: 107(42%)
10년	36(9.0%)	20(16.3%)	SEN[8]: 36(13.7%)	139(27.3%)	10년 이상: 20(7.8%)
양허제외			70(26.7%)		

관세철폐스케줄	한-터키 [299(100%)]	한-EFTA [373(100%)]	한-ASEANFTA [120(100%)][9]	한-EUFTA [300(100%)]
즉시철폐	10(3.3%)	110(29.4%)	일반품목군 73(60.8%) - 2010년 1월 1일: 일반품목군에 관한 모든 관세 철폐	24(8%)
3-5년 철폐	3(1%)	108(29.0%)		83(27.7%)
6-8년 철폐	1(0.3%)	108(29.0%)		80(26.7%)
10년 이상	147(49.2%)		일반민감품목군 47(39.2%)) - 2012년 1월 1일까지: 20%로 인하 - 2016년 1월 1일까지: 0-5%로 인하	110(36.6)
양허제외	81(27.1%) RD[10]: 57(19.1%)	47(12.6%)		3(1%)

자료출처 : http://www.fta.go.kr

[ ] 숫자는 각 FTA 발효국으로부터 수입된 수산물 품목의 수를 의미한다.

( )의 숫자는 각 관세철폐 스케줄에 해당하는 수산물 수입 품목의 %를 의미한다.

모든 숫자는 각 FTA 체결국가들에 대한 한국의 양허표를 기반으로 재구성하였다.

6) 본 연구에서 살펴본 수입액의 추이는 2002년부터 2016년까지의 연도별 수산물 수입액을 기준으로 살펴본 것이다. 즉 FTA 이전은 2002년부터 한국과 각국의 FTA가 발효되기 이전까지를 의미하고, FTA 이후는 한국과 각국의 FTA의 발효시점으로부터 2016년까지의 수입액만을 포함한다. 또한, FTA 발효국들은 대부분 국내 주요 수산물 수입국가가 아니다. 따라서 FTA 이전, 이들로부터 수산물 수입비중은 대개 최대 7%를 넘지 않았다. 시간이 지남에 따라, FTA 발효국들이 아닌 주요 수산물 수입 국가들로 부터의 전체적인 수입액이 증가할 수 있기 때문에, 본 연구는 FTA 발효 이후, 단순한 수입액의 증가가 아닌, 국내 전체 수산물 수입액에서 FTA 발효국으로 수입하는 수입액 비중의 증가여부에 초점을 두었다.

<표 3> FTA 국가들과의 수산물 수입액의 변화 (FTA 이전 vs 이후)

FTA 체결국		FTA 이전(%)	FTA 이후(%)	수입액의 변화(%)
한-칠레		1.43	2.82	97.70
한-싱가포르		0.42	0.18	-56.80
한-페루		1.12	2.07	84.82
한-인도		0.89	0.83	-5.77
한-미국		5.62	5.31	-5.46
한-터키		0.33	0.36	9.57
한-ASEAN	베트남	6.80	12.24	80.00
한-EFTA	노르웨이	0.97	2.35	141.99
한-EU	스페인	0.31	0.39	28.02

자료출처 : 신성질별 국가별 분류, 수출입무역통계 (https://unipass.customs.go.kr:38030/ets/)
FTA 이전과 이후는 각 국의 FTA의 발효시점을 기점으로 분류한다.

소 9.57%(터키)에서 최대 141.99%(노르웨이)로 증가하였지만, 예상과 달리 일부 국가들 (e.g. 싱가포르, 인도, 미국)로부터 수입액의 비중은 FTA 이후 오히려 감소하였다. 시간이 지남에 따라, 소비자들의 소득과 수산물의 선호도 변화 혹은 수산자원확보경쟁 등으로 인해 FTA 이후, 수산물 수입액이 증감할 수 있다. 하지만 FTA 체결로 인한 관세철폐 혹은 인하는 국내 전체 수산물 수입액에서 FTA 발효국들로부터 수입하는 수산물의 비중의 증가에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 차익거래 모델(Arbitrage Model)

차익거래(arbitrage)는 근본적으로 서로 다른 두 국가에서, 동종 상품에 대해 가격차이가 존재할 때 발생한다. Buy Low, Sell High의 법칙에 따라, 가격이 싼 곳에서는 상품의 수요가 높고, 반대로 가격이 높은 곳에서는 상품의 수요가 낮을 것이다. 차익거래는 시간이 지남에 따라, 서로 다른 두 국가에서 동종 상품의 가격이 같게 만든다[11]. 하지만 현실적으로, 동종 상품의 가격차이만이 차익거래가 일어나는 근본적인 이유로 보기에는 무리가 있다. 이는 차익거래가 일어날 때 발생하는 여러 가지 무역비용의 존재 때문이다. 만약 서로 다른 두 국가에서 차익거래 시 발생하는 무역비용이 동종 상품의 가

7) 나머지 국가들로부터의 수입액 비중은 부록 1을 참조하기 바란다. 한-EU FTA국가들 중 아일랜드로부터 수입하는 수산물의 수입액이 국내 전체 수산물 수입액에서 차지하는 비중이 가장 높으나(0.4344%), FTA 이후, 아일랜드로부터 수입하는 수산물 수입액이 오히려 감소하였다(-26.56%). 따라서 본 연구는한-EU FTA 국가들 중 두 번째로 높은 수입비중을 차지하는 스페인을 대상으로 FTA가 수산물 수입시장에 미치는 효과를 분석하였다.

8) SEN은 FTA 발효 7년 후, 기준관세의 50%만 부과하는 것을 의미한다.

9) ASEAN FTA 경우, 다른 FTA 발효국들과 달리 전체 상품을 일반품목군과 민감품목군으로 분류하여 일률적으로 관세인하 혹은 철폐스케줄을 적용하였다. 정어리와 고등어와 같이 일부 수산물은 일반품목군으로 분류되는 품목들은 2010년 1월 1일까지 관세가 철폐되었고, 민대구와 방어와 같이 민감품목군으로 분류되는 수산물은 2016년 1월 1일까지 관세가 철폐되거나 혹은 0～5% 이내의 관세를 부과했다.

10) RD는 FTA 발효 후, 기본관세율 10%였던 품목의 관세를 7%로, 기본관세율 20%였던 품목의 관세를 16%로 낮추는 것을 의미한다.

11) 이는 Gustav Cassel(1922)이 주장한 일물일가법칙(Law of One Price)이다.

격차이보다 크다면 차익거래는 발생하지 않을 것이다. 따라서 Dumas(1992)를 비롯한 여러 학자들은 (Sercu et al., 1995; O'Connell, 1998) 동종 상품의 가격차이가 무역비용보다 클 때에만 차익거래가 발생하고, 이러한 차익거래는 그 가격차이가 차익거래 시 발생하는 무역비용과 같아질 때까지 발생한다고 주장하였다[12]. 이러한 주장에 근거하여, Anderson and Wincoop(2004)은 서로 다른 두 국가에서 존재하는 동종 상품의 가격차이를 통해, 차익거래 시, 두 국가 사이에서 발생할 수 있는 무역비용을 추정할 수 있다고 주장하였다. 이들의 주장을 바탕으로, 서로 다른 두 국가에서 차익거래가 일어나는 경우를 아래와 같이 도출할 수 있다.

- t 시점에서, 외국(foreign country)이 자국(home country: 한국)으로부터 상품 i를 수입하는 경우 :

$$P_{i,t}(1+TC) < P^{*}_{i,t} S_t \tag{1}$$

- t 시점에서, 자국(home country: 한국)이 외국(foreign country)으로부터 상품 i를 수입하는 경우 :

$$P_{i,t} > P^{*}_{i,t} S_t(1+TC) \tag{2}$$

여기서 동종 상품에 대해, $P_{i,t}$는 자국에서 상품 i의 가격, $P^{*}_{i,t} S_t$는 자국의 화폐로 환산한 외국에서의 동종 상품의 i가격, 그리고 TC는 자국과 외국 사이에서 무역 시 발생하는 비용을 의미한다. 식 (1)과 식 (2)를 통하여 차익거래가 일어나지 않는 경우를 도출하면 식 (3)과 같다.

$$\frac{1}{1+TC} < \frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t} < 1+TC \tag{3}$$

식 (3)에서 $\frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t}$가 가질 수 있는 두 개의 임계점(Threshold Points)을 Heckscher(1916)는 Trade Points라고 명명했다. 이 두 개의 Trade Points는 차익거래가 일어나지 않는 범위를 나타내는 Band of Inaction을 형성한다. 만약, $\frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t}$이 Band of Inaction 내부에 존재하면, 이는 서로 다른 두 국가에서 동종 상품의 가격차이가 무역비용보다 작은 경우를 나타낸다. 이 경우, 차익거래는 일어나지 않을 것이다. 이와 반대로 $\frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t}$가 Band of Inaction 외부에 있는 경우, 이는 가격차이가 무역비용보다 크기 때문에, 서로 다른 두 국가 사이에서 차익거래가 일어날 것이다. Coleman(1995)과 O' Connell(1998)은 만약 차익거래가 일어난다면, 수출 혹은 수입에 따라, $\frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t}$은 $1+TC$ 혹은 $\frac{1}{1+TC}$로 수렴할 때까지, 차익거래는 계속 일어날 것이라고 주장하였다. 게다가 그들은 Heckscher(1916)를 비롯한 여러 학자들을 따라, 두 개의 Trade Points가 서로 대칭(Symmetric)을 이룬다고 주장하였다. 여러 학자(Obstfeld and Taylor, 1997; Sarno et al., 2004; Blavy and Juvenal, 2009)들은 Band of Inaction의 크기를 이용하여, 두 국가 사이의 차익거래 발생으로 인한 무역비용을 추정할 수 있다고 주장하였다.

본 연구는 한국이 FTA 발효국들로 부터 수산물을 수입하는 경우에 초점을 맞추고 있다. 따라서 앞에서 언급한 Band of Inaction을 변형하여 한국이 FTA 발효국들로 부터 수입을 하지 않는 경우를 나타

12) 이는 차익거래는 서로 다른 두 국가에서 동종 상품의 가격이 같아질 때까지 발생한다고 주장하는 기존의 일물일가법칙과 차이가 존재한다. 이러한 차이는 기존의 일물일가법칙이 교통비용, 관세 · 비관세와 같은 무역장벽 등, 차익거래 시 발생하는 모든 무역비용을 0이라고 가정한 데서 기인한다.

내면 식 (4)와 같다.

$$1 < \frac{P_{i,t}}{P^{*}_{i,t} S_t} < 1+TC \tag{4}$$

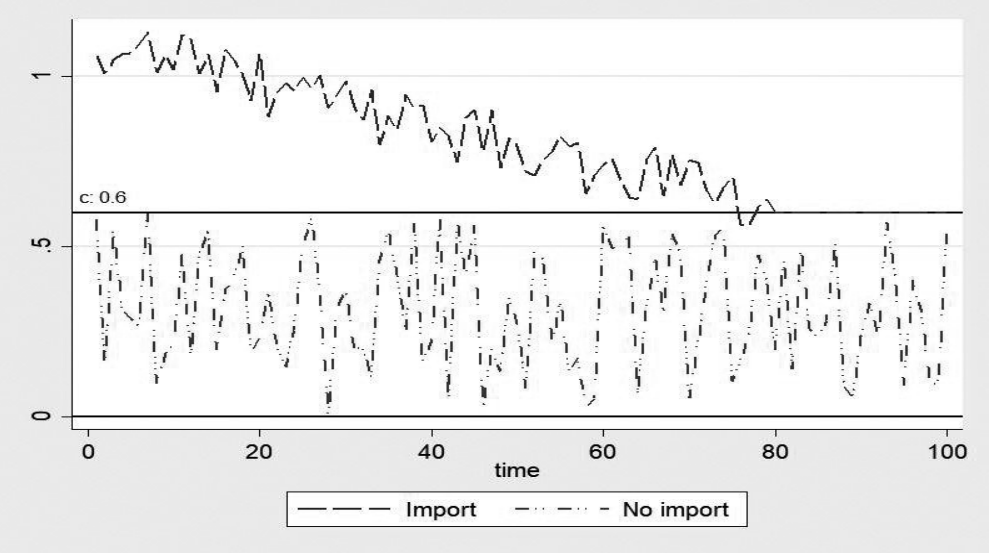
차익거래의 이론적인 모델과 일치하는 실증분석 모델을 도출하기 위해, 식 (4)의 각 변수에 자연로그를 취하였다. 서로 다른 두 국가에서 동종 상품의 가격차이를 $r_{i,t}=\ln(P_{i,t}) - \ln(P^{*}_{i,t} S_t)$을 이용하여 나타내었고, 한국이 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용을 $c=\ln(1+TC)$로 나타내었다. 또한 $r_{i,t}$가 그 평균 0을 벗어나는 정도를 $q_{i,t}$라고 정의하였다. 이론적으로 $r_{i,t}=q_{i,t}$가 성립[13]하기 때문에, 본 연구에서는 서로 다른 두 국가 사이에서 동종 상품의 가격차이를 나타내는 $r_{i,t}$ 대신, $q_{i,t}$를 이용하였다. 이들을 이용해 한국이 수산물을 수입을 하지 않는 경우와 수입을 하는 경우를 나타내면 아래와 같다.

- 한국이 수산물을 수입하지 않는 경우 :

$$0 < q_{i,t} < \mathrm{c} \tag{5}$$

- 한국이 수산물을 수입하는 경우 :

$$q_{i,t} > \mathrm{c} \tag{6}$$



<그림 1> 수산물 수입 발생 유무에 따른 q_t의 특징

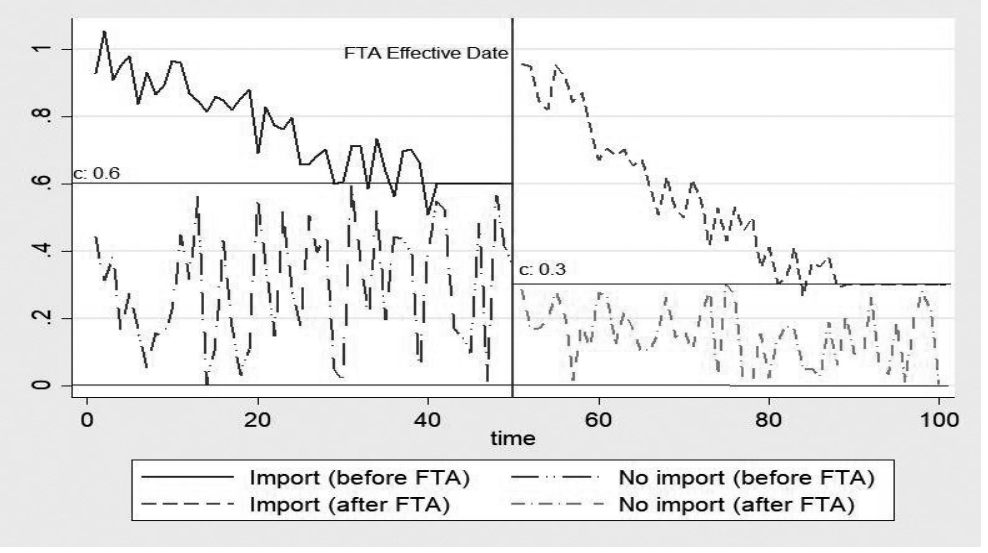
13) 이론적으로 $r_{i,t}$의 평균은 0이 되어야 한다. 따라서 $r_{i,t}=q_{i,t}$가 성립한다. 하지만 국가들마다 가격지수를 구성하고 있는 상품바스켓이 서로 상이한데서 비롯하는 문제를 포함한 측정오차(Measurement Error)로 인해, 실증분석에 있어서 $r_{i,t}$의 평균은 0이 아닌 일정한 상수가 될 수 있다. 대부분의 구매력평가 혹은 일물일가법칙에 관한 연구들은 이러한 이유로 인해, $r_{i,t}$를 그 평균(0 혹은 일정한 상수)에 대해 회귀분석을 한 후, 이를 통해 도출된 잔차항인 $q_{i,t}$를 이용한다. 본 연구 역시 이러한 이유로 $q_{i,t}$를 이용한다.

즉 한국이 수산물을 수입하는 경우, $q_{i,t}$는 수입 시 발생하는 비용인 c로 수렴할 것이다. 반면에, 수입을 하지 않으면 $q_{i,t}$는 c에 수렴하지 않을 것이다. 수입의 발생 여부에 따른 $q_{i,t}$의 다른 특징을 <그림 1>을 통해 나타낼 수 있다. 만약 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용이 0.6이라는 전제 하에($c=0.6$), $q_{i,t}$가 0과 0.6 사이에 존재하면, $q_{i,t}$는 확률보행을 따르고, $q_{i,t}$가 0.6보다 크면, $q_{i,t}$는 0.6에 수렴함을 알 수 있다.

기존의 일물일가법칙은 차익거래가 발생할 경우, 발생할 수 있는 모든 무역비용을 0이라고 가정하고, 서로 다른 두 국가 사이에서 동종 상품의 가격이 같아질 때 즉 두 국가의 가격차이가 0으로 수렴할 때, 일물일가법칙이 성립한다고 주장하였다. 하지만 본 연구는 한국이 수산물을 수입할 때 발생하는 모든 비용을 0이라고 가정하지 않고, 두 국가의 가격차이는 수입비용 c에 수렴한다고 가정하였다. 즉 $q_{i,t}$는 수입비용을 0이라고 가정할 때보다 c만큼 높은 상수에서 수렴한다. 이는 한국이 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용이 한국과 수산물 수입국가에서 동종 수산물 가격차이의 100x%가 될 것임을 의미한다. 예를 들어, $c=0.6$은 한국이 수산물을 수입할 때 발생하는 모든 수입비용은 한국과 수산물 수입국가에서 동종 상품 가격차이의 60%임을 의미한다.

또한 수산물 수입비용(c)은 특정 사건이 일어난 후(e.g. 무역정책의 변화), 변화할 수 있을 것이다. FTA로 인해, 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때, 수입 수산물에 대해서 관세가 철폐되거나 인하되었음을 앞에서 확인하였다. 관세 철폐 혹은 인하는 전체 수산물 수입비용의 감소에 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 뿐만 아니라, FTA 이후, 관세 철폐 혹은 인하로 인한 FTA 발효국들로부터의 수산물 수입액의 증대는 규모의 경제효과를 발생시켜, 교통비용을 비롯한 수산물 수입과 관련한 수입비용의 감소를 야기할 수 있다. 따라서 FTA 이후, 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 경우 발생하는 수입비용은 감소할 것이라 예상된다. 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

- 수입이 일어나지 않는 경우 :



<그림 2> FTA 이후 수산물 수입비용의 변화

$$0 < q_{i,t} < c^{\lambda} \tag{7}$$

- 수입이 일어나는 경우 :

$$q_{i,t} > c^{\lambda} \tag{8}$$

여기서, $\lambda = a, b$를 의미하고, b는 FTA 이전, a는 FTA 이후를 의미한다. 또한 FTA 이후, 수입비용은 감소할 것이라 예상되기 때문에, $c^{a} < c^{b}$를 만족시킬 것이다. 이는 <그림 2>와 같이 나타낼 수 있다.

FTA 이후, 관세 철폐 혹은 관세 인하로 인한 FTA 발효국들로부터 수산물 수입액의 증대는 한국 수산물 시장에서 동종 상품에 대해 수입된 수산물의 가격과 국내 수산물 가격의 차이가 더 빠른 속도로 수입비용에 수렴할 수 있도록 할 것이다. 동종의 수입 수산물과 국내 수산물의 가격차이가 수입 시 발생하는 수입비용에 수렴하는 속도는 Half-life의 값을 통해 추정할 수 있다. Half-life의 공식은 아래 (9)와 같다.

$$Harf-Life = \frac{1n(0.5)}{1n\rho} \tag{9}$$

여기서, $\rho = 1+\beta$을 의미하고, β는 ADF 단위근 검정에서 q_{t-1}의 계수를 의미한다. 차익거래모델 이론에 따르면, q_{t-d}가 Band of Inaction의 외부에 존재할 때 차익거래가 발생하므로, Half-life 값의 추정을 위해, $\beta^{\lambda,\ outside}$의 값을 고려한다. $\beta^{\lambda,\ outside}$의 절대값이 작을수록, 즉 ρ가 1에 가까울수록, 수렴 속도는 느릴 것이고, 이와 반대로, $\beta^{\lambda,\ outside}$의 절대값이 클수록, 즉 $\rho^{\lambda,\ outside}$이 0에 가까울수록 수렴 속도는 빠를 것이라고 예상된다. 따라서 본 연구는 FTA 이후, 수입비용의 감소 여부뿐만 아니라, FTA 전 · 후, $1+\beta^{\lambda,\ outside}$, 즉 $\rho^{\lambda,\ outside}$의 비교를 통해, 동종의 수산물에 대해, 국내 수산물과 FTA 발효국들로부터 수입한 수산물들의 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도의 증가 여부 역시 살펴보았다.

Ⅳ. 자료수집

본 연구는 FTA 발효국을 대상으로 FTA 이후, 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용의 감소 여부와 국내산과 수입산 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는지 여부, 만약 수렴한다면 수렴 속도의 증가 여부를 통해, FTA가 한국과 FTA 회원국들 사이에서 수산물 수입시장의 통합에 긍정적인 영향을 미치는지 여부를 살펴보았다.

개별 수산물 수입품의 실질 가격을 이용하여, FTA 이후 개별 수입품목들의 수입비용 변화 여부를 살펴보는 것이 가장 이상적이지만, 이용할 수 있는 자료의 제약으로 인해, 본 연구는 각 개별 FTA 발효국들로 부터의 전체 수산물 수입가격지수를 수산물 수입가격의 대리변수로 사용하였고, 국내 전체 수산물 소비자 물가지수(Consumer Price Index, CPI(2015=100))를 국내 수산물 가격의 대리변수로 사용하였다. 따라서 본 연구에서 국내가격과 수산물 수입가격의 차이는 전체 수산물의 평균 가격 차이를 의미하며, 국내가격과 수입가격의 차이로부터 계산한 수입비용은 각 개별 품목의 수입비용이 아닌 전체 평균비용을 의미한다. 또한 수입가격을 국내가격으로 환산하기 위하여, 대미달러를 이용해 계산한 각 발효국에 대한 한국의 교차환율(Korean Won/a FTA partner's currency)을 이용하였다.

국내 수산물 소비자 물가지수와 한국을 포함한 FTA 발효국들의 대미달러환율은 한국은행 경제통계정보시스템(http://ecos.bok.or.kr/)에서 제공하는 자료를 이용하였다. 수산물 수입가격지수의 경우,

FTA 발효국 별로 이용할 수 있는 수산물 수입가격지수에 관한 자료가 제한적이었다. 따라서 본 연구는 관세청(https://unipass.customs.go.kr)에서 제공하는 FTA 발효국별 전체 수산물 수입중량과 수입액을 이용하여, kg당 전체 수산물의 단위가격을 구하였다. 하지만 관세청에서 제공하는 수입액은 모두 $US로 표시되어 있었기 때문에, 각 발효국들의 $US 환율을 이용하여 각 국가별 화폐단위로 kg당 전체 수산물의 단위가격을 계상한 후, 2015년을 기준년도로 하는 각 국가별 수산물 수입가격지수를 계산하였다. 관세청은 2002년 1월부터 국가별 수산물 수출입 자료를 제공하였기 때문에, 충분한 관찰치 확보를 위해 2004년 한국의 첫 FTA 발효국인 칠레와 2013년 이후 발효된 FTA 국가들(e.g. 터키, 호주, 캐나다 등)은 본 연구에서 제외하였다. 본 연구는 2002년 1월부터 2017년 4월까지 월별자료를 이용하였다.

Ⅴ. 실증분석 모델 및 실증분석 결과

1. 임계값 자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model(TAR))과 추정절차

1) 임계값 자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model)

일반적으로, 시계열의 안정성(stationarity)여부를 살펴보기 위해, 아래와 같이 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 단위근 검정(Unit Root Test)을 이용한다.

$$\Delta q_t = \beta q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{j-1} \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t \tag{10}$$

만약 $-1 < \beta < 0$을 만족시키면, q_t는 일정한 상수에 수렴 즉 q_t는 안정적이다. 반면에 $\beta = 0$인 경우, q_t는 확률보행을 따른다. 하지만 ADF 단위근 검정을 통해, 단지 시계열 자료 q_t의 안정성 여부만을 살펴볼 수 있고, 임계점을 기점으로 서로 다른 q_t의 특성, 즉 임계효과를 살펴볼 수 없다. 따라서 Hansen(1997)을 비롯한 여러 연구자들은(Obstfeld and Taylor, 1997; Zussman, 2002; Blavy and Juvenal, 2009) 임계값에 따라 다른 행동 패턴을 나타내는 시계열 자료의 특성을 연구하기 위하여, 임계값 자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model : 이하 TAR)[14]을 이용하였다. Hansen(1997)은 임계점을 중심으로, 시계열 자료의 행동 패턴이 달라지는 것을 임계효과(Threshold Effect)라고 정의하였다. 차익거래 모델에 따르면, 차익거래가 일어나는지 여부는 q_t와 무역비용(c)의 상대적인 크기에 따라 달려있다. 즉 무역비용이 q_t보다 크면 차익거래는 일어나지 않고, 무역비용이 q_t보다 작으면 차익거래는 일어난다. 본 연구는 수산물 수입 시장에 초점을 두고 있으므로, 무역비용은 수산물 수입 시 발생하는 모든 수입비용을 의미한다. 따라서 본 연구에서 수입비용은 TAR 모형에서 임계점이라 할 수 있다. 일반적으로 사용되는 TAR 모형은 아래 식 (11)로 나타낼 수 있다.

$$\Delta q_t^{\tau} = [\beta^{inside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{inside} \Delta q_{t-j}](1 - I(q_{t-d} > c)) + [\beta^{outside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{outside} \Delta q_{t-j}] I(q_{t-d} > c) + \varepsilon_t^{\tau} \tag{11}$$

여기서, τ는 Band of Inaction의 내부(inside) 혹은 외부(outside)를 가리킨다. p는 차수(lag), c는 무역비용, d는 지연 매개변수(delay parameter, $1 \le d \le p$), $I(\cdot)$는 식별함수(indication function), ε_t^{τ}는 백색오차(white noise)를 의미한다. 일반적으로 가격은 경직적(sticky)이다. 따라서 어떠한 충격에 대해 가격

14) 임계값 자기회귀모형(Threshold Autoregressive Model)은 다양한 국면전환모형(Regime Switching Model) 중 한 모형이다. 다른 국면전환모형, 예를 들어, Smooth Threshold Autoregressive Model(STAR)과 달리, TAR 모형은 그 임계값을 추산할 수 있다. 이에 대한 더 자세한 사항은 Zussman(2002)의 연구를 참조하기 바란다.

이 변화하는데 일정한 시간이 걸린다. d-시점 이전의 q_t, 즉 q_{t-d}가 Band of Inaction의 내부 혹은 외부에 위치하느냐에 따라 q_t가 확률보행을 따르는지, 혹은 c에 수렴하는지 여부가 결정된다. 식별함수 $I(\cdot)$는 q_{t-d}가 Band of Inaction의 내부에 있으면($0 \leq q_{t-d} \leq c$) 그 값이 0이고, 그렇지 않으면($q_{t-d} > c$), 그 값은 1을 가짐으로써, 임계점을 기점으로 서로 다른 q_t의 특성을 살펴보는 것을 가능하게 한다. 만약 q_{t-d}가 Band of Inaction 내부에 존재하면, 식(11)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta q_t^{inside} = \beta^{inside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{inside} \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t^{inside},\ 0 < c < q_{i,\,t-d} \tag{12}$$

이 경우, 한국이 외국으로부터 수산물을 수입하지 않기 때문에, $\beta^{inside} = 0$을 만족시킬 것이다. 즉 q_t는 확률보행을 따를 것이다. 반면에 q_{t-d}가 Band of Inaction 외부에 존재하면, 식 (11)은 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta q_t^{outside} = \beta^{outside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{outside} \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t^{outside},\ c > q_{i,\,t-d} \tag{13}$$

여기서, $-1 < \beta^{outside} < 0$을 만족시킬 것이다. 즉 q_t는 c에 수렴할 것이다.

앞에서 FTA 이후, 수산물 수입과 관련된 비용이 감소할 수 있음을 예상하였다. 따라서 FTA 이후, 수산물 수입비용의 감소가 실제적으로 일어났는지 살펴보기 위해, 기존의 TAR 모형을 변형하여 특정시점을 기점으로 임계점의 변화를 포함하는 TAR 모형을 추정하였다. 이를 통해 FTA 이후, FTA 발효국들로부터 수산물 수입 시 발생하는 비용이 통계적으로 유의하게 감소하는지 여부를 살펴볼 수 있고, 또한 얼마나 감소되었는지를 알 수 있다. 본 연구에서 사용한 변형된 TAR 식은 아래 식 (14)와 같다.

$$\Delta q_t^{\lambda,\,\tau} = [\beta^{\lambda,\,inside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{\lambda,\,inside} \Delta q_{t-j}](1 - I(q_{t-d}^{\lambda} > c^{\lambda})) + [\beta^{\lambda,\,outside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{\lambda,\,outside} \Delta q_{t-j}] I(q_{t-d}^{\lambda} > c^{\lambda}) + \varepsilon_t^{\lambda,\,\tau} \tag{14}$$

여기서, $\lambda = a,\ b$를 의미하고, b는 FTA 이전을 의미하고, a는 FTA 이후를 의미한다. 만약 한국이 FTA 발효국들로 부터 수산물을 수입하지 않는다면 식 (15)를 만족시킬 것이고, 수입을 한다면 식 (16)을 만족시킬 것이다.

$$\Delta q_t^{\lambda,\,inside} = \beta^{\lambda,\,inside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{\lambda,\,inside} \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t^{\lambda,\,inside},\ 0 < c^{\lambda} < q_{t-d}^{\lambda} \tag{15}$$

$$\Delta q_t^{\lambda,\,outside} = \beta^{\lambda,\,outside} q_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j^{\lambda,\,outside} \Delta q_{t-j} + \varepsilon_t^{\lambda,\,outside},\ c^{\lambda} > q_{t-d}^{\lambda} \tag{16}$$

2) TAR 추정절차

FTA 이후, 한국이 FTA 발효국들로 부터 수산물 수입 시 발생하는 수입비용의 감소여부와 국내 수산물 가격과 수입 수산물 가격의 차이가 수산물 수입비용에 수렴하는지 여부와 수렴 속도의 증가 여부를 살펴보기에 앞서, 먼저 임계효과의 유무를 살펴보았다. 임계효과가 존재하여야 수입비용을 추정할 수 있기 때문이다. 임계효과의 유무를 살펴보기 위해, Hansen(1996, 1997)의 접근 방식을 따르고자 한다[15]. 절차는 아래와 같다.

15) 일부 연구자들(Obstefeld and Taylor, 1997; Zussman, 2002)은 임계효과의 유무를 살펴보기 위해, Tsay(1989)의 방식을 따랐다. 하지만 이전보다 더 발달된 컴퓨터 기술과 통계프로그램을 이용해, Hansen(1997)은 좀 더 정확하고, 체계적인 방법을 이용하여 시계열 자료가 가진 임계효과의 유무를 살펴보았다. 따라서 본 연구는 Hansen(1996, 1997)의 접근 방식을 따른다.

Step 1. 임계효과의 유무를 살펴보기 이전, 전체 분석기간의 자료를 이용하여, AR(p)와 TAR(p) 모형을 먼저 추정한다. 이를 위해 다음의 절차를 따른다.

(1) 차수(lag) p는 Akaike Information Criterion(AIC)와 Schwarz's Bayesian Information Criterion(SBIC)을 이용해서 정하고, AR(p)와 TAR(p) 모형에 동일한 차수 (p)를 적용한다[16].

(2) 지연변수(delay parameter, d)와 수입비용, c를 찾기 위해, 여기서, d는 1부터 차수 p까지 증가율 1로, c는 절대값의 최하위 15%를 최소값, 최상위 15% 를 최대값으로 하여 0.005를 증가율로 하여 grid search를 한다. 그리고 grid search를 통해 얻은, 각각의 c와 d에서 계산된 최소자승제곱의 합을 아래와 같이 계산한다.

$$\hat{\sigma}^2(c, d)=\frac{1}{N}\sum_{t=1}^{N}\hat{\varepsilon}_t^j(c, d)^2 \tag{17}$$

여기서, $c=[c^{\min}, c^{\max}]$, $d=[1, p]$을 의미한다. 이들 중에서 최소 자승제곱의 합을 도출하는 c와 d를 아래와 같이 선택한다.

$$(\hat{c}, \hat{d})=\arg\min \hat{\sigma}^2(c, d) \tag{18}$$

Step 2. 임계효과가 있는지 여부를 살펴보기 위해 Wald 검정을 실시하였다. 여기서, 귀무가설 "AR(p) 모형이 TAR(p) 모형보다 더 적절하다.(AR(p) is a better fit than TAR(p))"이다. TAR(p) 모형은 임계효과를 지닌 AR(p) 모형을 의미하므로, 귀무가설이 기각되면, 주어진 시계열 자료에서, TAR(p) 모형이 AR(p) 모형보다 더 적합함을 의미하고, 이는 임계효과가 존재함을 의미한다. Wald 검정 통계량은 아래와 같다.

$$W_T=T\left[\frac{\tilde{\sigma}^2-\hat{\sigma}^2(\hat{c}, \hat{d})}{\hat{\sigma}^2(\hat{c}, \hat{d})}\right] \tag{19}$$

여기서, W_T는 grid search를 통해 추정된 c와 d에서 도출할 수 있는 Wald 검정통계량이다.$\tilde{\sigma}^2$은 임계효과가 없는 모형, 즉 AR(p) 모형에서 얻을 수 있는 오차항의 제곱을 의미하고, $\hat{\sigma}^2(\hat{c}, \hat{d})$는 추정된 c에서 임계효과가 존재하는 모형, 즉 TAR(p)에서 얻을 수 있는 오차항의 제곱을 의미한다. 귀무가설 하에서 c와 d를 추정할 수 없기 때문에, W_T는 표준 χ^2분포를 따르지 않는다. Hansen(1996, 1997)은 이러한 문제를 해결하기 위해 bootstrapping을 제안하였다. bootstrapping을 통해서 얻은 p값을 이용하여 임계효과의 유무를 판단한다. 즉 W_T가 10% 유의수준에서 혹은 그보다 더 나은 유의수준에서 0과 통계적으로 유의하게 다르다는 것을 나타내면, 이는 임계효과가 존재함을 나타낸다[17].

Step 3. 전체 분석기간을 FTA 이전과 이후로 나눈 sample을 대상으로 Step 1과 Step 2를 반복하여 실

16) 본 연구 분석 대상에서 AIC와 SBIC는 대개 같은 차수(p)를 선택하였다. 하지만 일부의 경우, AIC와 SBIC가 선택한 차수(p)는 달랐다. 이 경우, 작은 값을 선택하였다. 이는 Sarno et al.(2004)연구에서, 임계값의 크기와 상관없이, 작은 차수(smaller lag p)가 임계효과 유무를 검정하는데, 더 효율적이라는 것을 Monte Carlo Simulation 결과를 통해 주장하였기 때문이다.

17) bootstrapping에 대한 자세한 절차는 **부록** 2-(1)을 참고하기 바란다.

시한다. 이 단계에서 FTA 시점을 전 · 후로 하여, 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물 수입 시 발생하는 수입비용 c와 q_t가 c에 수렴하는 속도를 결정하는 $\rho^{outside}$를 비교할 수 있다. 즉 c^b와 c^a 그리고 $\rho^{b,\ outside}$와 $\rho^{a,\ outside}$를 비교할 수 있다. 하지만 이들을 비교하기에 앞서, 먼저 전체 분석기간에서 하나의 TAR(p) 모형을 가지는지 아니면, FTA 발효 시점을 기점으로, FTA 이전과 이후 서로 다른 형태의 TAR(p) 모형을 가지는지 여부를 살펴보아야 한다. 만약 FTA 시점을 기점으로, 서로 다른 형태의 TAR(p) 모형을 가지지 않는다면, 이는 c^b와 c^a 그리고 $\rho^{b,\ outside}$와 $\rho^{a,\ outside}$ 사이에 차이가 존재하지 않음을 의미한다. 즉 , $c^b = c^a = c$, 그리고 $\rho^{b,\ outside} = \rho^{a,\ outside} = \rho^{outside}$를 의미한다. 따라서 FTA 발효 시점을 기점으로 통계적으로 유의하게 수입비용(c)과 q_t가 수입비용(c)에 수렴하는 속도의 변화 여부(즉 $c^b \neq c^a \neq \rho^{a,\ outside}$)를 살펴보기 위해 FTA 전 · 후 서로 다른 형태의 TAR(p) 모형 여부를 살펴보아야 한다. 따라서 Step 4를 실시했다.

Step 4. 로그우도비(Log-likelihood: 이하 LLR)를 이용하여 귀무가설, "구조변화가 없는 TAR(p) 모형(TAR(p) without a structural break)이 구조변화가 있는 TAR(p) 모형보다 더 적합하다. (TAR(p) without a structural break is a better fit than TAR(p) with a structural break)"의 기각여부를 살펴보았다[18]. 즉 Step 3에서 추정된 FTA 이전의 TAR(p)과 FTA 이후의 TAR(p)를 결합한 모형(이는 구조변화가 있는 TAR(p)를 나타낸다.)과 Step 1과 2에서 추정된 전체 분석기간의 TAR(p) 모형(구조변화가 없는 TAR(p))를 이용하여 LLR 검정을 실시하였다. 만약 이 귀무가설이 기각되면, FTA 전 · 후 시점으로 서로 다른 TAR(p) 모형을 가진다고 결론을 내릴 수 있다. 이는 Step 3에서 추정된 c^λ와 $\rho^{\lambda,\ outside}$의 값의 변화에 따라 FTA 이후, 수입비용의 감소 여부와 한국과 FTA 발효국들 사이에서 q_t가 c^λ에 수렴하는 속도의 증가 여부를 판단할 수 있는 근거를 마련한다.

2. 분석결과

전체 분석기간을 대상으로 수입비용을 추산하기 위해, 한국과 FTA 발효국들 사이에서 임계효과의 존재 여부를 TAR 모형을 통해 살펴보았다. 그 결과는 <표 4>에 제시하였다. <표 4>를 통해, 모든 분석대상 국가들에서 임계효과가 존재함을 알 수 있었으며, 전체 분석 기간에서 한국과 이들 사이에서의 수산물 수입 시 발생하는 수입비용을 추정할 수 있었다. 또한 스페인이 62%로 수입비용이 가장 높고, 미국이 4.5%로 가장 낮음을 알 수 있었다. 차익거래모델이론과 부합하여, q_{t-d}가 Band of Inaction 내부에 존재할 때, q_t는 확률보행을 따름을 알 수 있었다. 하지만 q_{t-d}가 Band of Inaction 외부에 존재하는 경우, 페루, 베트남 그리고 스페인을 제외한 FTA 발효국들과 한국 사이에서 q_t가 수입비용 c에 수렴함을 알 수 있었다. 한국과 페루, 한국과 베트남 그리고 한국과 스페인의 경우, q_{t-d}가 Band of Inaction 외부에 존재함에도 불구하고, q_t가 수입비용 에 수렴하지 않았다. 이는 <표 4>에서 한국과 모든 FTA 발효국들 사이에서 임계효과가 존재함을 확인하였기 때문에, Band of Inaction의 외부에 존재하는 q_t가 확률보행을 따른다고 해석하는 것에는 무리가 있다고 사료된다. 이는 기존의 일물일가법칙 혹은 구매력평가의 선행연구에서 주장한 것처럼 q_t가 수렴하는 속도가 느려, 이를 측정할 수 있는 충분한 기간의 자료수가 존재하지 않아서 발생한 문제라고 사료된다. 만약 본 연구에서 사용한 분석기간보다 더 오랜 기간의 자료를 이용하였다면, 페루, 베트남 그리고 스페인에서, q_{t-d}가 Band of Inaction 외부에 존재할 때, q_t는 수렴하였을 것이라고 예상된다.

FTA 발효 시점을 기점으로, 분석기간을 FTA 이전과 FTA 이후로 나누어 TAR 모형을 추정하였다.

18) 이에 대한 로그우도비(Log-likelihood) 검정에 관한 식은 **부록** 2-(2)를 참고하기 바란다.

<표 4> TAR 모형 추정결과(전체 분석기간)

국가	|c|	p d	obs	$\rho^{\tau}=1+\beta^{\tau}$		R^2	Wald Statistics Bootstrapping p-value
				ρ^{inside}	$\rho^{outside}$		
싱가포르	0.58	3 1	181	0.4968	0.8010***	0.41	25.59 0.00
인도	0.35	1 1	183	0.9079	0.6770***	0.15	5.81 0.03
페루	0.38	2 1	180	0.9827	0.8942	0.23	18.34 0.06
미국	0.045	2 1	182	-1.2598***	0.6844***	0.41	7.68 0.02
노르웨이	0.185	2 1	182	1.3023	0.5991***	0.23	8.43 0.03
베트남	0.16	3 1	177	1.1020	0.8976	0.33	16.18 0.00
스페인	0.62	4 1	176	0.7835	0.8293	0.40	14.17 0.01

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

<표 5> TAR 모형 추정결과 (FTA 이전)

국가	|c|	p d	obs	$\rho^{b,\tau}=1+\beta^{b,\tau}$		R^2	Wald Statistics Bootstrapping p-value
				$\rho^{b,inside}$	$\rho^{b,outside}$		
싱가포르	0.22	2 2	49	-0.6545**	0.8837	0.27	5.07 0.08
인도	0.11	1 1	95	-0.3132**	0.7347***	0.18	4.05 0.13
페루	0.38	1 1	114	0.9570	0.6794***	0.13	6.94 0.02
미국	0.03	2 1	120	-3.5943***	0.7515***	0.29	7.18 0.06
노르웨이	0.185	2 1	54	2.7130***	0.7330***	0.38	26.79 0.00
베트남	0.17	1 1	64	1.2977***	0.8379***	0.16	16.11 0.00
스페인	0.60	4 1	110	0.7990	0.9305	0.25	14.47 0.03

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

<표 6> TAR 모형 추정결과(FTA 이후)

국가	|c|	p d	obs	$\rho^{a,\tau}=1+\beta^{a,\tau}$		R^2	Wald Statistics Bootstrapping p-value
				$\rho^{a,inside}$	$\rho^{a,outside}$		
싱가포르	0.23	2 2	133	0.4398	0.7511***	0.31	6.51 0.17
인도	0.17	2 2	88	1.6653	0.7927***	0.32	11.03 0.01
페루	0.35	2 1	67	1.0843	0.8526*	0.37	6.08 0.08
미국	0.045	2 2	62	-2.0997***	0.2734***	0.58	3.17 0.13
노르웨이	0.10	1 1	128	2.1802	0.6084***	0.22	5.28 0.04
베트남	0.16	3 1	115	1.0072	0.8933	0.41	16.05 0.00
스페인	0.25	1 1	66	2.6293*	0.3959***	0.02	8.27 0.03

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

<표 5>와 <표 6>은 FTA 이전과 이후의 TAR 모형 추정결과를 각각 제시하였다. <표 5>를 통해 FTA 이전, 인도를 제외한 모든 FTA 발효국들 사이에서 임계효과가 존재함을 알 수 있었다. 이를 통해, 한국이 인도를 제외한 나머지 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 경우, 발생하는 수입비용을 추정할 수 있었다. FTA 이전, 한국이 미국으로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 비용은 3%로 가장 낮음을 알 수 있었고, 스페인으로부터의 수입비용은 60%로 가장 높음을 알 수 있었다.

FTA 이후, 싱가포르와 미국을 제외한 나머지 FTA 발효국들과 한국 사이에서 임계효과가 존재함을 알 수 있었고, 이를 통해 한국이 이들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용을 추정할 수 있었다. FTA 이후, 노르웨이로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용은 10%로 가장 낮고, 페루는 35%로 가장 높았다.

FTA 이후, 수산물 수입 시 발생하는 수입비용의 변화와 q_t가 수입비용에 수렴하는 속도의 변화가 통계적으로 유의하게 나타났는지 살펴보기 위하여 LLR 검정을 실시하였다. 즉 FTA 발효시점을 기점으로 구조변화가 있는 TAR 모형이 구조변화가 없는 TAR 모형보다 더 적합한지 여부를 살펴 보았다. 구조변화가 있는 TAR 모형이 더 적합하다면, 이는 FTA 발효시점을 기점으로 수입비용 c^b와 c^a, q_t가 c에 수렴하는 속도를 나타내는 $\rho^{b,outside}$와 $\rho^{a,outside}$이 다름을 나타낸다. 이를 통해, <표 5>와 <표 6>의 TAR 추정결과를 바탕으로 FTA 이후, 수입비용이 감소 여부와 국내산과 FTA 발효국들로 부터의 수입산 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도의 증가 여부를 살펴볼 수 있다.

인도의 경우, FTA 이전 추정된 임계값에서 임계효과가 존재하지 않는 반면, 미국과 싱가포르의 경우, FTA 이후에 각각의 추정된 임계값에서 임계효과가 존재하지 않아, FTA 이전, 인도로부터 수입하

<표 7> 로그우도비(Log-likelihood) 검정결과

국가	LLR Statistics	국가	LLR Statistics
페루	-0.45	노르웨이	15.26***
스페인	194.69***	베트남	25.47***

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

는 수산물 수입비용을 FTA 이후, 싱가포르와 미국으로부터 수입하는 수입비용을 추정할 수 없었다. 따라서 이들을 제외한 나머지 국가들에 대해서 LLR 검정을 실시하였다.

<표 7>에서 제시된 LLR 검정 결과를 통해 FTA 이후, 페루로부터 수산물을 수입할 시 발생하는 수입비용과 국내산과 이들로부터 수입한 수산물의 가격차이인 q_t가 수입비용에 수렴하는 속도가 FTA 이전과 통계적으로 유의하게 다름을 살펴볼 수 없었다. 하지만 이들을 제외한 나머지 국가들에 대해서는 FTA 이전과 비교하여 FTA 이후, 통계적으로 유의하게 수입비용의 변화 그리고 국내산과 이들로부터 수입한 수입 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도의 차이가 존재함을 알 수 있었다. 즉 노르웨이, 베트남, 스페인의 경우, FTA 이후 수입비용이 FTA 이전 대비, 적게는 5.8% (베트남), 많게는 58.3%(스페인) 감소하였음을 알 수 있다. 또한 한국 전체 수산물 가격과 이들 각각으로부터 수입한 전체 수산물들의 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도는 노르웨이와 스페인의 경우, 빨라짐을 알 수 있으나, 베트남의 경우, FTA 이후 수입비용이 감소됨에도 불구하고, 가격차이가 수입비용에 수렴하는 근거를 발견하지 못하였다.

시장통합에 관한 기존의 선행연구들은 일물일가법칙 혹은 구매력평가 성립의 근거를 바탕으로 국가들 사이에서의 시장통합여부를 주장하였다. 하지만 Donrbush (1985)를 비롯한 여러 학자들(Dumas, 1992; Breuer et al., 2015)은 서로 다른 두 국가에서, 동종 상품의 가격차이가 일정한 상수에 수렴하는 속도에 미치는 요인은 관세 · 비관세와 같은 무역장벽 뿐만 아니라, 시장의 구조와 같은 여러 가지 요인들이 존재한다고 주장하였다. FTA 이후, 베트남으로부터의 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용이 감소하고, 그로인해 베트남으로부터 수입한 수입 수산물의 금액이 전체 국내 수산물 수입액에서 차지하는 비중이 FTA 이전의 6.8%에서 FTA 이후 12.24%로 80%가 증가함에도 불구하고[19], 국내 수산물의 가격과 베트남으로부터의 수산물 수입가격차이가 수입비용에 수렴하는 근거를 발견하지 못함을 통해, 일물일가법칙 혹은 구매력평가를 바탕으로 FTA가 회원국들 사이에서 시장통합이 이루어지는데 긍정적인 영향을 미치는지 여부를 판단하는 것은 한계가 있다고 사료된다.

Ⅵ. 결 론

대외무역의존도가 높은 우리나라는 비회원국으로서의 차별대우를 받지 않고, 주변국가와의 시장통합을 추구하는 세계정세와 발맞추기 위해, 2004년 4월 칠레와의 FTA 발효 이후, 2016년 7월 콜롬비아와의 FTA 발효를 포함하여 2017년 10월을 기준으로 53개국과 15개의 FTA가 발효 중이다. FTA의 근본목적이 회원국들 사이에서의 시장통합의 달성임에도 불구하고, 대부분 국내 연구들은 FTA가 회원국들 사이에서의 교역량에 미치는 영향에 중점을 두어, FTA로 인한 경쟁력이 약한 국내산업의 피

19) 부록 1 <표 2> 한-ASEA FTA를 참고 바람.

해규모를 예측하고, 피해를 줄이기 위한 방법을 도모하는 데 주력했다. FTA가 국내 수산업에 미친 영향에 관한 기존의 연구들(최성일 · 최홍배, 2004; 김기수 · 이상숙, 2012) 역시 이를 벗어나지 못하였다. FTA가 국내 수산업에 미친 영향에 관한 기존의 연구들과 달리, 본 연구는 두 가지 관점에서 FTA가 한국과 FTA 발효국들 사이에서의 수산물 수입시장의 통합에 미친 긍정적인 영향을 간접적으로 살펴보았다. 첫째, FTA가 한국이 FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때, 발생하는 수입비용의 감소에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 살펴봄으로써 한국과 FTA 발효국들 사이의 수산물 수입시장의 통합여부를 살펴보았다. 둘째, 기존의 시장통합에 관한 국내외 연구들처럼, FTA 이후, 국내 수산물과 FTA 발효국들로부터 수입한 수입 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는지 여부 혹은 수렴속도의 증가여부를 통해 이들 사이에서 수산물 수입시장의 통합여부를 살펴보았다.

본 연구의 분석 결과를 바탕으로, 한국과 국가연합 FTA를 대표하는 노르웨이, 베트남, 스페인으로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용이 FTA 이후 통계적으로 유의하게 감소하였음을 확인할 수 있었고, 나머지 FTA 국가들에 대해서는 FTA 이후 통계적으로 유의한 수입비용의 변화가 없음을 알 수 있었다. 이를 바탕으로 FTA가 한국과 노르웨이, 베트남, 스페인과의 수산물 수입시장의 통합에 각각 긍정적으로 영향을 미친 것을 알 수 있었다. 하지만 FTA 이후, 베트남으로부터 수산물을 수입하는 비용이 감소하고, 또한 베트남으로부터 수입한 수산물 수입액이 국내 전체 수산물 수입액에 차지하는 비중이 증가함에도 불구하고, 국내 수산물가격과 베트남으로부터 수입한 수산물가격의 차이가 수입비용에 수렴하는 근거를 발견하지 못하였다. 이러한 연구 결과를 바탕으로, FTA 이후, 국내산과 수입산 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴 여부 혹은 이들 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도의 증가 여부에 따라 FTA가 한국과 FTA 발효국들 사이에서 수산물 수입시장통합의 달성에 긍정적인 영향을 미쳤는지 여부를 판단하는 것에는 한계가 있다는 것을 알 수 있었다.

본 연구는 FTA 이후, FTA 발효국들로부터 수산물을 수입할 때 발생하는 수입비용의 감소여부와 국내산과 수입 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴여부, 더 나아가 수렴속도의 증가여부를 살펴봄으로써, 그동안 미미했던 FTA가 수산물 수입시장통합 여부에 미치는 영향을 살펴보았다. 비록 확보할 수 있는 자료의 한계로 인해 직접적으로 FTA 발효국들로부터 수입하는 개별 수입품목에 대한 수입비용을 측정할 수 없었지만, 차익거래모델 이론을 바탕으로, 임계값자기회귀모형을 이용하여, 국내 전체 수산물 가격과 전체 수입 수산물 가격의 차이를 바탕으로 평균 수입비용을 추산하였다. 이러한 시도는 현재까지 진행된 수산물 연구들을 고려해 볼 때, 본 연구가 처음으로 시도한 것이라고 사료된다. 하지만 FTA가 수산물 수입비용에 미치는 영향 혹은 국내 수산물 가격과 수입 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는지 여부, 그리고 수렴 속도의 증가 여부는 각 개별 품목마다 다를 것이다. 또한 신선 · 냉장 혹은 냉동품목인지에 따라 다를 것이다. 본 연구는 이용할 수 있는 자료의 한계로 FTA가 미치는 각 개별 수산물 수입품목의 수입비용에 미치는 영향과 상품의 다른 특성에 따른 FTA가 수입비용에 미치는 영향의 차이, 그리고 FTA가 개별 수산물 수입품목에 대한 국내가격과 수입가격의 차이가 수입비용에 수렴여부 혹은 수렴속도의 증가에 미치는 영향에 관해 살펴보지 못한 한계가 존재한다. 이는 향후 연구과제로 남긴다.

REFERENCES

김기수 · 우지효 (2007), “한 · 중 · 일 수산물 부문에 있어 한국의 경쟁력 수준과 수출 전략품목 분석에 관한 연구”, **수산경영론집**, 38 (3), 1－24.

김기수 · 이상숙 (2012), “한 · 중 FTA 체결 시 관세 철폐가 우리나라 수산물 교역에 미치는 영향”, **수산경영론집**, 43 (2), 1－14.

임은선 · 김기수 (2015), "국내 주요 수산물 수입시장의 통합정도: 냉동명태, 냉동낙지, 냉동갈치 시장을 중심으로”, **수산경영론집**, 46 (3), 31－49.

임은선 · 김기수 (2017), “주요 수산물의 국내 소비시장에서의 일물일가법칙의 성립 여부 : 냉동오징어, 냉동갈치, 건멸치를 중심으로”, **수산경영론집**, 48 (1), 51－71.

최성일 · 최홍배 (2004), “한 · 싱가포르 FTA 체결에 따른 수산부문의 영향분석”, **수산경영론집**, 35 (2), 71－90.

Anderson, J. E. and Wincoop, E. (2004), “Trade costs,” *Journal of Economic iterature*, 42 (3), 691－751.

Blavy, R. and venal, L. (2009), “Mexico's Integration Into NAFTA Markets: A View from Sectoral Real Exchange Rates and Transaction Costs,” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, No. 2008-046B, 1－36.

Breuer, J. B., Kumar, V. and Suresh, S. G. (2015), “Inter-Temporal Purchasing Power Parity,” *Open Economies Review*, 26 (5), 869－891.

Cassel, G. (1918), “Abnormal Deviation in International Exchanges,” *The Economics Journal*, 28, 413－415.

Dornbusch, R. (1985), “Purchasing power parity,” NBER Working Paper No.1591, 1－37.

Dumas, B. (1992), “Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World,” *Review of Financial Studies,* 2 (5), 1257－1286.

Hansen, B. E. (1996), “Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64 (2), 413－430.

_____ (1997), “Inference in TAR models,” *Studies in nonlinear dynamics & econometrics*, 2 (1), 1－14.

Obstfeld, M. and Taylor, A. M. (1997), “Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited,” *Journal of Japanese and International Economics*, 11 (4), 411－479.

O'Connell, P. G. J. (1998), "The Overvaluation of the Purchasing Power Parity,” *Journal of International Economics*, 44, 71－95.

Sarno, L., Taylor, M. P. and Chowdhury, I. (2004), “Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study,” *Journal of International Money and Finance*, 23 (1), 1－25.

Sercu, P., Uppal, R. and Hulle, C. V. (1995), “The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity,” *The Journal of Finance*, 50 (4), 1309－1319.

Taylor, M., David, A. P. and Lucio, S. (2001), “Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Puzzles,” *International Economic Review*, 42 (4), 1015－1042.

Tsay, R. S. (1989), “Testing and modeling threshold autoregressive processes,” *Journal of the American Statistical Association*, 84 (405), 231－240.

Zussman, A. (2002), “The limits of arbitrage: trading frictions and deviations from purchasing power parity,” *Standford Institute For Economic Policy Research*, 1－23.

부록 1 FTA 이후, 각 FTA 발효국들로부터의 수산물 수입액 비중의 변화

<표 1> 한-EFTA FTA[20]

FTA 체결국	전체기간(%)	FTA 이전(%)	FTA 이후(%)	수입액 비중의 변화(%)
노르웨이	1.89	0.97	2.35	141.99
스위스	1.85	0.91	2.32	153.91
아이슬랜드	0.21	0.15	0.24	62.74
리히텐슈타인	N/A	N/A	N/A	N/A (no exports and imports)

<표 2> 한-ASEAN FTA[21]

FTA 체결국	전체기간(%)	FTA 이전(%)	FTA 이후(%)	수입액 비중의 변화(%)
싱가포르	0.24	0.41	0.16	-60.26
말레이시아	0.78	0.33	1.00	200.46
인도네시아	1.65	1.28	1.84	44.40
필리핀	0.81	1.11	0.66	-40.44
태국	4.07	4.92	3.64	-25.90
베트남	10.42	6.80	12.24	79.93
미얀마	0.11	0.16	0.08	-47.89
캄보디아	0.04	0.01	0.05	224.58
브루나이	0.00	0.00	0.00	0.00
라오스	N/A	N/A	N/A	N/A

20) Iceland(2006년 10월 발효)를 제외하고, 나머지 국가들에 대해서는 2006년 9월에 FTA가 발효되었음. (자료출처: http://www.fta.go.kr/)

21) 한국과 ASEAN FTA 발효일자는 국가별로 상이함: 싱가포르, 인도네시아, 말레이시아, 미얀마, 베트남(2007년 6월 발효), 필리핀 (2008년 1월 발효), 브루나이(2008년 7월 발효), 라오스 (2008년 10월 발효), 캄보디아 (2008년 11월 발효),태국(2010년 1월 발효) (자료출처: http://www.fta.go.kr/)

<표 3> 한-EU FTA[22)]

FTA 체결국	전체기간(%)	FTA 이전(%)	FTA 이후(%)	수입액 비중의변화(%)
오스트리아	0.0003	0.0005	0.0001	-72.61
불가리아	0.1123	0.1191	0.1020	-14.37
사이프러스	0.0347	0.0473	0.0094	-80.21
덴마크	0.2647	0.2884	0.2290	-20.62
핀란드	0.0194	0.0013	0.0556	4178.77
독일	0.0469	0.0287	0.0741	157.75
헝가리	N/A	N/A	N/A	N/A
이탈리아	0.2206	0.2179	0.2247	3.15
리투아니아	0.0438	0.0726	0.0006	-99.16
몰타	0.1311	0.1541	0.0966	-37.36
폴란드	0.0047	0.0058	0.0001	-98.49
루마니아	0.0072	0.0012	0.0102	728.56
슬로베니아	0.0008	N/A	0.0008	0.0008
스웨덴	0.0092	0.0096	0.0086	-10.40
벨기에	0.0015	0.0020	0.0007	-65.49
크로아티아	0.0409	0.0338	0.0516	52.45
체코공화국	0.0009	0.0011	0.0006	-47.76
에스토니아	0.0051	0.0043	0.0058	37.16
프랑스	0.3156	0.3097	0.3244	4.73
그리스	0.0422	0.0666	0.0179	-73.18
아일랜드	0.4344	0.4861	0.3570	-26.56
라트비아	0.0060	0.0079	0.0050	-36.94
룩셈부르크	0.0013	0.0026	0.0000	-99.16
네덜란드	0.1519	0.1227	0.1955	59.29
포루투칼	0.0854	0.0574	0.1275	122.30
슬로바키아	N/A	N/A	N/A	N/A
스페인	0.3412	0.3068	0.3917	28.02
영국	0.9183	0.9333	0.8958	-4.02

22) 크로아티아를 제외한 나머지 국가들에 대해서는 2011년 7월에 잠정적 발효, 크로아티아는 2014년 5월 잠정적 발효. 2015년 12월 한-EU FTA 전체발효. 하지만 2011년 7월에 잠정적 발효하였기에, 본 연구는 2011년 7월을 FTA 발효시점으로 함. (자료출처: http://www.fta.go.kr/)

부록 2-(1) Bootstrapping을 이용한 Threshold Autoregressive (TAR) Model의 추정절차

Hansen(1996, 1997)이 제안한 bootstrapping의 절차는 아래와 같다.

1. 먼저 전체 분석기간과 동일한 수(n)의 정규분포(N(0,1))를 따르는랜덤변수, u_t를 만든다.
2. AR(p)로부터 도출된 오차항($\hat{\varepsilon}_t$)을 이용하여, $y_t^* = u_t \times \hat{\varepsilon}_t$를 생성한다.
3. y_t^*와 q_{t-1}, $\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta q_{t-i}$을 이용해 AR(p)와 TAR(p)를 다시 추정하여, 각각의 모형으로부터 $\tilde{\sigma}^{*2}, \hat{\sigma}^{*2}(\hat{c}, \hat{d})$를 도출한다. 이들을 바탕으로 아래와 같이 bootstrapped Wald 검정통계량을 계산한다.

$$W_T^b = T\left[\frac{\tilde{\sigma}^{*2} - \hat{\sigma}^{*2}(\hat{c}, \hat{d})}{\hat{\sigma}^{*2}(\hat{c}, \hat{d})}\right]$$

4. Bootstrapped Wald 검정통계량, $W_T^b(1), \ldots, W_T^b(10{,}000)$을 얻기 위해 1-3을 10,000 반복한다.

5. W_T^b가 W_T을 넘는 bootstrapped sample의 수를 계산하여, asymptotic p값을 계산한다.

부록 2-(2) 로그우도비 검정을 통한 구조변화가 있는 TAR 모형의 적합성 검정절차

FTA 이후, FTA 발효국들로 부터 수입 시 발생하는 수입비용의 감소 여부와 국내산과 수입산 수산물의 가격차이가 수입비용에 수렴하는 속도의 증가여부를 살펴보기 위해 로그우도비(Log-lkelihood) 검정을 실시하였다. 이에 대한 귀무가설은 "구조 변화가 없는 TAR 모형이 구조변화가 있는 TAR 모형보다 더 적합하다."이다. 구조 변화가 없는 TAR은 아래 식 (i)과 같다.

$$\Delta q_t^{\tau}=[\beta^{inside}q_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i^{inside}\Delta q_{t-i}](1-I(q_{t-d}>\mathrm{c}))\,\beta^{outside}q_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i^{outside}\Delta q_{t-i}I(q_{t-d}>\mathrm{c})+\varepsilon_t^{\tau} \quad \text{(i)}$$

여기서, t는 band of inaction의 내부(inside) 혹은 외부(outside)를 가리키고, et t는 백색오차이다. 구조변화가 없는 TAR에 대한 로그우도함수(log-likelihood function)는 식 (ii)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} L_n &= L_n(\lambda^{outside}, \lambda^{inside}, \sigma^{outside}, \sigma^{inside}; \hat{c}, \hat{d}) \\ &= -\sum_{I_{outside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{outside^2})+\frac{\varepsilon_t^{outside^2}}{\sigma^{outside^2}} \\ &\quad -\sum_{I_{inside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{inside^2})+\frac{\varepsilon_t^{inside^2}}{\sigma^{intside^2}} \end{aligned} \quad \text{(ii)}$$

반면에 대립가설 즉 구조 변화가 있는 TAR은 아래 식 (iii)과 같다.

$$\Delta q_t^k = A(\cdot)FTA+A(\cdot)(1-FTA)+\varepsilon_t^k \quad \text{(iii)}$$

여기서, k는 FTA 이전 혹은 이후를 나타내고, FTA는 FTA를 나타내는 더미변수이다. 또한 , $A(\cdot)=[\beta^{inside}q_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i^{inside}\Delta q_{t-i}](1-I(q_{t-d}))+[\beta^{outside}q_{t-1}+\sum_{i=1}^{p-1}\gamma_i^{outside}\Delta q_{t-i}]I(q_{t-d})$, ε_t^k는 백색오차를 나타낸다. 이에 대한 로그우도함수(log-likelihood function)는 식 (iv)와 같다.

$$\begin{aligned} L_a &= L_a(\lambda^{before,\ outside}, \lambda^{before,\ inside}, \lambda^{after,\ outside}, \lambda^{after,\ inside}, \sigma^{before,\ outside}, \sigma^{before,\ inside}, \sigma^{after,\ outside}, \sigma^{after,\ inside}; \hat{c}, \hat{d}) \\ &= -\sum_{I_{before,\ outside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{before,\ outside^2})+\frac{\varepsilon_t^{before,\ outside^2}}{\sigma^{before,\ outside^2}} \\ &\quad -\sum_{I_{before,\ inside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{before,\ inside^2})+\frac{\varepsilon_t^{before,\ inside^2}}{\sigma^{before,\ inside^2}} \\ &\quad -\sum_{I_{after,\ outside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{after,\ outside^2})+\frac{\varepsilon_t^{after,\ outside^2}}{\sigma^{after,\ outside^2}} \\ &\quad -\sum_{I_{after,\ inside(q_{t-d})=1}}\frac{1}{2}(\log(2\pi)+\log(\sigma^{after,\ inside^2})+\frac{\varepsilon_t^{after,\ inside^2}}{\sigma^{after,\ inside^2}} \end{aligned} \quad \text{(iv)}$$

로그우도비(log-likelihood)를 $LLR=2(L_a=L_n)$으로 정의하고, 이의 최대값을 찾아 귀무가설의 기각 여부를 살펴본다.