

# 제품시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향: 한-미 FTA를 통한 증거

**류두원** 고려대학교 경영학과 박사과정  
**류두진\*** 성균관대학교 경제학과 교수  
**황준호** 고려대학교 경영학과 교수

**요약** 본 연구는 한-미 FTA를 통한 관세변화를 시장경쟁정도에 미치는 외생적 충격으로 고려하여, 기존연구와는 차별화된 특수한 자료를 구성하고 분석하여 한국 시장에서 시장경쟁정도가 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는 지에 대하여 실증분석을 하였다. 시장경쟁정도가 주식수익률에 미치는 순수효과를 알아보기 위하여 기존의 HHI와 같은 시장경쟁의 대용변수를 사용하여 생길 수 있는 문제를 통제하고, 이중차분법을 활용한 실증분석 결과, 관세가 유지(소폭 하락)된 제품을 생산하는 기업에 비하여, 관세철폐 또는 하향 변경(대폭 하락)된 제품을 생산하는 기업의 주식수익률이 유의하게 낮아지는 변화를 관찰할 수 있었다. 이러한 결과는 시장경쟁이 증가함에 따라 기업의 주식수익률이 감소된다는 것으로, 기존 연구들이 시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향에 대하여 각 국가마다, 각 연구에서 상이한 연구결과들과 상반된 주장이 제시되고 있는 가운데, 한국시장에서는 외부경쟁자의 유입으로 인한 제품시장경쟁 심화가 기존 국내 경쟁기업들의 주식수익률을 감소시킨다는 증거를 제시한다.

**주요단어** 제품시장경쟁, FTA, 주식수익률, 이중차분법, 관세철폐

**투고일** 2015년 02월 16일  
**수정일** 2015년 05월 13일  
**게재확정일** 2015년 07월 22일

\* 교신저자. 주소: 03063, 서울시 종로구 성균관로 25-2 성균관대학교 경제학과; E-mail : sharpjin@skku.edu ; 전화: 02-760-0429.

본 연구에 대하여 유익한 조언과 도움을 주신 나원찬 교수님, 박광우 교수님, 최형석 교수님, 성균관대학교 경제연구소 (한국연구재단 중점연구소)에 감사드립니다. 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A5B8060964).

# Product Market Competition and Stock Market Returns: Evidence from the Korea-US Free Trade Agreement

**Doowon Ryu**  
**Doojin Ryu\***  
**Joonho Hwang**

Ph.D. Candidate, School of Business, Korea University  
Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University  
Professor, School of Business, Korea University

**Received** 16 Feb. 2015  
**Revised** 13 May 2015  
**Accepted** 22 Jul. 2015

## Abstract

This study examines how product market competition affects stock market returns by treating the advent of the Free Trade Agreement (FTA) between the United States and South Korea as an external shock. The relationship between product market competition and stock returns is unclear. For firms subject to strong product market competition, investors may demand higher rates of return to compensate for greater business risk or bankruptcy risk. For firms that face less market competition, investors may require lower returns because the business risk and risk of bankruptcy are correspondingly lower. However, the actual realized returns may not be as expected. Firms subject to strong market competition may earn low returns because of the stiff competition in the product market, and firms that face lower product market competition may earn higher returns because the lower market competition allows them to generate a steady cash flow.

We are motivated by the limitations of previous studies that measure the degree of product market competition by market share to construct a CR (concentration ratio) or HHI (Hirschman-Herfindahl Index). These studies ignore the possibility that firms in the same industry may have vertical

---

\* Corresponding Author. Address: College of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul 03063, Korea; E-mail: sharpjin@skku.edu; Tel: 82-2-760-0429.

relationships; some firms in the industry may not be competitors, but rather cooperators. We take a new approach by considering how the Korea-US FTA increases market competition for products supplied by individual companies.

We hypothesize that the decreased tariff resulting from the FTA induces a more competitive market environment and that the degree of tariff reduction is related to the degree of competition. We use the effective date of the FTA, March 15, 2012. By matching the degree of tariff reduction resulting from the FTA with product market sales, we construct a dataset for measuring product market competition. Specifically, we choose firms in the manufacturing industry that were listed on the Korea Stock Exchange between 2011 and 2013. We then match the firms' two highest-selling products with the tariff change resulting from the FTA. The final sample comprises 714 firms. This unique data design reduces the biases that have often produced confounding effects and inconsistent empirical results in previous studies.

We classify firms into a high-tariff-change group (the treatment group) and a low-tariff-change group (the control group). We use two different cutoff points for the change in tariff. The first is a tariff reduction of 1.6%, which places a similar number of firms in each group. Our results are robust when cutoff points for the change in tariff of 2%, 3%, and 4% are used. As an alternative way of dividing our sample, we group the firms based on whether they are subject to a tariff change (the positive-tariff-change group) or not (the no-tariff-change group).

We then use controlled difference-in-difference (DiD) analysis to mitigate the possible endogeneity problem. First, we use the annual returns of firms as the dependent variable and run a DiD regression. Second, we examine the periods surrounding the effective date of the FTA and test whether there are significant differences in the monthly stock returns of firms that are subject to different tariff changes. The DiD estimation results indicate that both the monthly and yearly stock returns of the high-tariff-change group (and positive-tariff-change group) are significantly lower than those of the low-tariff-change group (and no-tariff-change group). This is clear empirical evidence that tougher product market competition lowers stock returns.

Our results differ from those of previous studies, such as Hou and Robinson (2006) who examine the US market, Gallagher, Ignatieva, and McCulloch (2014) who examine the Australian market, and Ryu, Ryu, and Baek (2014) who examine the Korean market. Our results do support the argument of Bustamante and Donangelo (2014), who find that tougher product market competition reduces exposure to systematic risk and thus lowers stock market returns, rather than reducing profit margins and thus increasing exposure to systematic risk. When we examine a subgroup of firms that experienced the elimination of tariffs, we find that a greater increase in US imports is associated with a lower stock return.

Our study makes the following contributions to the literature. First, we use an external shock to mitigate the methodological problems that have plagued previous studies. Second, for a country which relies heavily on foreign trade and is in the process of negotiating FTAs, we show how such agreements affect market competition and the financial performance of local firms. Third, whereas previous studies on this topic have inconsistent or mixed results, our results are strong and robust to different model specifications and empirical methodologies.

**Keywords** Product Market Competition, FTA, Stock Market Returns, Difference-in-Difference (DiD), Tariff Elimination

## I. 서론

최근 들어, 재무금융 분야에서 제품시장경쟁이 주식수익률에 주는 영향에 관한 연구들이 이루어지고 있다(Hou and Robinson, 2006; Gallagher, Ignatieva, and McCulloch, 2014). 하지만, Ali, Klasa, and Yeung(2009)은 Compustat 자료를 사용하여 산업집중도(시장경쟁)의 대용변수를 계산하는데 사용되는 회계자료들은 대부분 상장기업들에 대해서만 사용할 수밖에 없기 때문에 기존연구들이 한계를 가지고 있다고 주장한다. 동일한 이유로 국내에서 제공되는 금융경제자료를 이용하여 시장경쟁정도를 측정하는 것도 한계가 있다고 볼 수 있다. 기존 연구들의 또 하나의 문제점으로 시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향에 대하여 실증분석하고 있으나, 해당 연구들에서 내생성(endogeneity)의 문제가 완전히 제거 되었다고 보기는 힘들다. 왜냐하면 국내 연구들을 포함하여 상당수의 연구에서 시장경쟁의 대용변수로 허쉬만-허핀달 지수(Hirschman-Herfindahl Index; 이하, HHI)를 사용하여 실증분석을 진행하기 때문이다(박경서, 변희섭, 이지혜, 2011; 류두원, 류두진, 2013; 류두원, 류두진, 양희진, 2013; 류두원, 류두진, 백재승, 2014).<sup>1)</sup> 한국표준산업분류(KSCI-9)를 기준으로 HHI를 계산한다고 할 때, 같은 산업분류에 속해 있더라도 서로 경쟁관계가 아닌 수직(vertical)구조 또는 협력관계의 기업일 가능성을 배제하기 어렵다. 기존의 연구들이 경제학적 함의를 제시함에는 틀림이 없으나, 연구방법론 상의 이러한 한계가 분명히 존재하기 때문에 보다 엄밀한 방법론을 이용하여 다양한 각도로 연구가 이루어져야 할 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 한국의 자유무역협정(Free Trade Agreement; 이하, FTA)이 제품시장경쟁에 변화를 주는 한 외생적 충격으로 보고 새로운 시각에서 분석을 진행하고자 한다. 특히 한-미 FTA에 의한 관세하락이 외국경쟁자의 시장진입장벽을 낮춰 국내제품 경쟁시장을 상승시키는 준-자연실험(semi-natural experiment)에 해당하는 외생적 충격이라고 보고, 기존 국내 경쟁기업들의 매출액 비중이 높은 제품에 적용되는 관세변화율과 제품시장경쟁을 연결한 독창적인 자료를 구성하고 이중차분법(Difference-in-Difference; DiD)을 사용하여 실증분석을 진행하였다.

1) 상당수의 기존 연구에서 HHI를 시장경쟁의 대용변수로 연구를 진행하였으며, 그와 같은 연구들이 큰 문제가 있어 결론을 신뢰하기 어렵다는 주장은 아니며, 본 연구에선 한-미 FTA를 이용한 준-자연실험(semi-natural experiment)을 이용한 연구라는데 그 의미가 크다고 하겠다.

그 결과, 관세변화가 없는(소폭 하향) 집단과 관세변화가 있는(대폭 하향) 집단으로 나누어서 이중차분법을 실시한 실증분석에서 관세변화가 있는 집단(대폭 하향)의 주식수익률이 관세변화가 없는(소폭 하향) 집단의 주식수익률에 비하여 유의하게 낮은 것이 관찰되었다.<sup>2)</sup> 단순 집단 비교가 아니라 이중차분법을 사용한 분석의 결과이므로, 한-미 FTA로 인한 제품시장 경쟁정도의 증가가 기존 시장경쟁자들의 주식수익률을 감소시킨다는 것을 의미한다. 이는 기존의 국내 연구에서는 제시되어지지 않았던 매우 흥미로운 발견이다. 또한, FTA로 인한 관세변화가 제품시장경쟁에 영향을 주는 요인으로 간주한 국외 연구들은 일부 존재하나, 본 연구와 같이 특수한 구성으로 실증분석을 진행한 연구는 존재하지 않는다는 면에서 연구의 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향에 대한 몇몇 선행연구와 이론적 배경에 대하여 설명한다. 제 III장에서는 한-미 FTA 사건(event)을 적절하게 이용하기 위한 표본, 변수의 구성과 분석 방법을 설명하고 요약통계량을 제시한다. 제 IV장에서는 이중차분법을 이용한 분석 결과를 살펴본다. 제 V장에서는 분석 결과를 토대로 결론을 도출하고 제언으로 마무리한다.

## II. 선행연구

먼저, 경쟁정도가 높은 시장에 속해있는 기업의 경우에는 시장경쟁이 낮은 독과점형태에 가까운 기업에 비하여 파산위험이 크다고 볼 수 있다. 즉, 높은 위험을 가지고 있기 때문에 투자자들은 높은 주식수익률을 요구할 것이다. 반면, 독과점에 가까운 기업들은 특별한 투자 비용이나 새로운 자금조달 없이도 꾸준한 이익을 얻는 것이 가능하기 때문에 굳이 높은 주식수익률이 주어지지 않더라도 안정적인 수익률을 원하는 투자자들이 존재하기 때문에 무리하게 주식수익률을 높일 유인이 적다고 할 수 있다. 그러나 동시에 시장경쟁이 낮은

---

2) 혼동을 막고 이해를 돕기 위하여, 본 연구에서의 FTA로 인한 관세 변화는 곧 관세의 하락을 의미한다는 것을 밝혀둔다. 상품에 따라서는 관세가 유지 되는 경우도 있으며, 철폐 되는 경우도 있다. 관세가 변경되었다는 것은 관세가 대폭 하락(변경) 또는 철폐 되었다는 것과 비슷한 의미로 사용하며, 반대로 관세가 유지되었다는 것은 관세가 소폭 하락(변경) 되었다는 것과 비슷한 의미로 사용된다. 본 연구에서, 표본의 구성이나 방법론 등에 대하여 설명할 때 이러한 의미 하에서 논의가 전개됨을 밝혀둔다.

시장에 속한 기업들이 안정적인 이익을 기반으로 높은 수익률을 유지할 공산도 존재한다. 때문에 시장경쟁과 기업의 수익률의 관계는 실증분석을 통하여 명확히 하고자 한다.

국내외의 시장경쟁과 관련된 연구들의 상당수는 시장경쟁 또는 산업집중도의 대응변수로 HHI를 사용하여 실증적으로 분석하였다(Hou and Robinson, 2006; Giroud and Mueller, 2010; Bustamante and Donangelo, 2014; Gallagher et al., 2014; 류두원, 류두진, 2013; 류두원 외, 2013, 2014). HHI를 계산하는 방법은 여러 가지가 있으며, 학자나 연구들에 따라서 다양한 방법으로 계산하고 있다. 그러나 기본적으로 각 기업들의 시장점유율에 대한 제품의 합을 이용한다. 시장점유율은 매출액 기준(sales-based)으로 계산하여 사용하는 것이 일반적이며, 이 결과를 그대로 사용하거나 자연로그를 취하는 등의 형태로 최종 분석변수로 사용한다. 물론, 연구들마다 HHI를 이전 몇 년간의 평균치를 이용한다거나, HHI를 계산하는데 있어서 상장기업 뿐만 아니라 최대한 많은 수의 기업을 계산에 사용한다거나 하는 등의 방법을 통하여 분석에서 생길 수 있는 오류를 최소화 하고자 노력하였음엔 틀림없다. 그러나 앞에서 언급한 Ali et al.(2009)의 주장대로 사용된 회계자료가 존재하는 모든 기업에 대한 자료가 있는 것이 아니기 때문에 생길 수 있는 오류들이 완전히 제거되었다고 보기는 어렵다.

기존 연구의 이러한 한계로 인하여 제품시장경쟁정도가 주식수익률에 미치는 영향에 대한 경로는 아직 뚜렷하게 정립되지 않았다고 할 수 있다. 이론적으로도 각기 다른 방향으로 제시되고 있으며, 실증연구 또한 상이한 분석 결과를 제시하고 있다. 미국 시장을 대상으로 연구를 진행한, Hou and Robinson(2006)의 연구는 산업집중도가 높을수록 주식수익률이 하락하는 즉, 경쟁이 낮은 산업의 주식수익률이 낮다고 주장하였으나, 같은 미국 시장을 대상으로 한 Bustamante and Donangelo(2014)의 실증분석 결과에서는 경쟁의 증가에 따라 체계적 위험에 대한 노출을 줄이는 영향이, 경쟁의 증가가 기업의 이익을 감소시켜 체계적 위험에 대한 노출을 증가시키는 영향보다 강하기 때문에 결과적으로 주식수익률을 감소시키게 되어 시장경쟁이 높은 산업의 주식수익률이 낮다는 상반되는 주장을 제시하였다.

최근의 국내 시장을 대상으로 조사한 류두원 외(2014)의 연구는 시장경쟁과 역의 상관 관계를 가지는 산업집중도가 주식수익률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 그 결과 Hou and Robinson(2006)이 주장한 산업집중도가 높을수록 주식수익률이 유의하게 낮은 미국 시장의 결과나 Gallagher et al.(2014)에서의 산업집중도가 높을수록 유의하게 주식수익률이 높은 호주시장에 대한 결과와는 다르게 산업집중도가 주식수익률에 유의한 음(-)의

영향을 미치는 결과는 산업집중도가 낮은 그룹에서만 관찰되었다. 이를 토대로 한국의 시장 구조가 다른 국가와는 신흥시장에서 선진시장으로 변해가는 과도기적 시장형태를 띄고 있다고 주장하였다. 해당 연구에서 내생성 문제의 통제와 재무자료를 사용하여 산업집중도를 계산하는데 있어서의 한계를 극복하기 위한 방법들을 사용하여 의미 있는 결론과 주장을 내놓았지만, 여전히 HHI를 제품시장경쟁의 대응변수로 사용함에 따른 한계가 존재한다.

이러한 한계를 해결하기 위하여 FTA를 제품시장경쟁에 대한 외생적인 충격으로 본 연구들은 비교적 최근에 이루어지고 있다. 먼저, Alimov(2014)는 미국과 캐나다 간 FTA 협정을 통한 관세변화를 제품시장경쟁 영향을 준다고 보고 기업의 현금보유(corporate cash)의 가치와 제품시장경쟁간의 관계에 대하여 연구하였으며, Flammer(2015)는 FTA 협정을 통한 관세변화가 제품시장경쟁에 영향을 주며, 그로 인하여 기업의 사회적 책임(corporate social responsibility)에 영향을 주는지에 대하여 연구하였다.

본 연구에서 한-미 FTA를 국내 기업들에게 제품시장경쟁에 대한 중요한 외생적 요인으로 보고자 하는 근거는 다음과 같다. 외국 제품이 국내 시장에 수입되어서 국내 기업들이 생산한 제품과 경쟁하기 위해서는 각종 규제와 관세, 운송비용, 물류비용 등의 여러 비용이 들게 된다. 한-미 FTA는 이러한 요인들 중에 관세를 철폐하여 외국 기업이 국내 시장에 진입하는데 주는 어려움을 완화시켜 준다고 할 수 있다. 때문에, FTA는 국내 제품시장경쟁에 관련된 연구를 진행하는데 있어서 아주 적합한 현상으로 사용될 수 있을 것이다. 물론, 연구에 적절하게 적용하기 위한 정확한 기준들이 반드시 필요하다. FTA를 본 시장경쟁 관련 연구에 적용하기 위한 방법론적 절차들은 다음 장에서 자세하게 설명하도록 한다.

### Ⅲ. 표본 및 변수의 설정

#### 1. 관세 변화 분류에 따른 표본선정 방법

가설 검증을 위해 본 연구에서는 한-미 FTA 발효일인 2012년 3월 15일을 기준으로 연구를 진행한다. 최초타결일(2007년 4월 2일) 등을 기준으로 삼지 않은 이유는 실제 관세율이 적용되는 것은 발효일 이후이며, 한-미 FTA의 경우 최초 타결일 이후, 많은 논의를 거쳐

타결을 반복하고 새로운 조건을 제시하는 등의 난항을 겪다가 5년여가 지난 2012년 3월 15일에서야 최종적으로 발효되었기 때문이다. 2007년 17대 국회에선 한-미 FTA 비준이 사실상 무산되었고, 18대 국회에서도 2008년 10월경 비준 동의안이 제출되었으나, 난항을 겪다가 2011년 11월 22일이 되어서야 비준동의안이 통과되었다. 그러므로 최초 타결일이나 추가 협상 타결일인 2010년 12월 말경에 주식투자자들이 한-미 FTA를 통한 관세변화에 대한 정확한 예측을 하는 것은 어려웠을 것으로 보인다. 한-미 FTA 일정에 대한 개괄적인 정보전달을 위하여 기본적인 내용을 부록의 <부록 1>로 정리하였다.

본 연구에서는 2011년부터 2013년까지 한국거래소에 상장된 기업 중 제조업을 대상으로 실증분석을 진행한다.<sup>3)</sup> 다음 절에서 설명하기 위한 연구방법 적용을 위하여 이러한 연구기간을 설정하였다. 또한, 제조업으로 한정된 이유는 한-미 FTA를 통한 관세철폐로 인한 시장경쟁 정도에 주는 영향을 가장 적절하게 반영할 수 있는 업종으로 사료되기 때문이다. 물론, 유통업, 물류업, 건축업, 금융업 등 거의 모든 업종이 한-미 FTA를 통한 관세완화 또는 철폐의 영향을 받는 것은 사실이지만, 관세완화를 통하여 외부경쟁자의 시장진입을 촉진시켜 제품시장경쟁 정도에 직접적인 영향을 미치는 외생적 요인의 역할을 하는 것은 제조업종에서 뚜렷하게 나타나기 때문이다. 해당기간 동안의 주식수익률 및 개별 기업의 재무자료는 FnDataGuide를 사용하여 추출하였으며, 해당 연구기간의 일부에 거래소에 상장이 되어 있지 않은 기업(분석 기간 내에 상장폐지 또는 신규상장), 자본잠식 등의 이유로 결과에 편향(bias)을 가져올 수 있는 기업과 연구에서 사용하는 기업의 일부 또는 전체 재무자료를 구할 수 없는 경우에는 표본에서 제외 하였다.

무엇보다도 본 연구를 진행하는데 있어 중요한 점은, 어떤 기업이 한-미 FTA를 통한 관세 변화가 얼마나 이루어졌는가, 또한 그로 인하여 어떤 기업들이 얼마만큼 영향을 받는지와 같은 것들을 정확하게 구분하는 것이다. 기존의 HHI를 이용하여 시장경쟁정도를 측정하는 방법에 문제가 있을 가능성이 있는 만큼, 해당 기업이 어떠한 관세기준의 적용을 받는지를 정확하게 구분하지 못한다면 유의미한 분석 결과를 기대할 수 없다. 마찬가지로 관세기준은 국내에서 사용되는 산업구분(한국산업분류코드, KSIC-9)이나, 한국거래소에서 구분하는 업종구분을 적용할 수 없을 정도로 상이하며, 다양하다. 때문에 관세기준을 표본에 적절하게

3) 한-미 FTA 관련 자료는 관세청 홈페이지([www.customs.go.kr](http://www.customs.go.kr))와 산업통상자원부 FTA 홈페이지([www.fta.go.kr](http://www.fta.go.kr)) 그리고 FTA 무역종합지원센터(<http://okfta.kita.net>)에서 제공하는 자료를 이용하여 FTA의 진행과정 및 내용을 파악하였다.



연결시키는 작업이 적절하게 진행되지 않는다면 한-미 FTA가 시장경쟁에 대한 외생적인 충격임이 분명함에도 명확한 결과가 나오지 않을 수 있다. 한국산업분류코드를 따르는 분류 방법으로는 해당기업이 한-미 FTA로 인한 관세장벽 변화가 얼마나 이루어졌는지를 명확히 할 수 없다. 왜냐하면 한국산업분류코드는 대분류, 중분류, 소분류, 세분류, 세세분류까지 기업이 속해있는 산업을 구분하고 있는데, 관세는 이것보다 훨씬 자세하고 세밀하게 항목을 나누어 부과하고 있기 때문이다. 또한 그 기준이 되는 산업코드는 기업을 기준으로 나누는데 반해 관세는 수입이 되는 상품 자체에 대한 품목을 대상으로 부과하기 때문에 차이가 존재한다. 따라서 본 연구에서 사용된 특수한 표본선정 방법과 관련한 설명을 본문과 주석을 통해 가능한 자세하게 설명하였다.

Alimov(2014)의 경우 관세변화율 5%를 기준으로 관세의 변화가 큰 집단과 관세 변화가 적은 집단으로 구분하였다. 또한, 많은 기업들이 여러 사업을 하고 있기 때문에 매출기준 가중평균(sales-weighted average)과 산업기준 분류(segment's primary four-digit SIC industries)를 통하여 각각의 기업이 미-캐나다 무역자유화에 노출되는 정도를 측정하였다. 한 기업이 다양한 사업을 하는 것은 국내에서도 마찬가지이며, 위와 같은 방법은 기존의 허쉬만-허핀달 지수를 사용하는 것보다는 나은 방법일 수 있으나, 국내 시장에 대하여 그대로 적용하기에는 문제가 있다. 그러므로 Alimov(2014)의 방법 보다는 기업의 매출구성비가 가장 높은 품목에 대한 관세를 적용하는 것이 해당기업이 FTA를 통한 관세 하락이 제품시장경쟁에 대한 직접적 영향을 더 잘 반영할 뿐만 아니라, 보다 합리적이고 적절하다고 판단된다. 이러한 이유로 본 연구에서는 해당 기업의 최대 매출량을 차지하는 제품(1대 매출구성비 상품)과 두 번째로 큰 매출량을 차지하는 제품(2대 매출구성비 제품)을 고려하여 해당 품목이 속한 품목을 찾아 적용하고, 3대 매출구성비가 차지하는 비율이 큰 경우 해당 제품까지도 고려하여 관세기준을 적용하였다.<sup>4)</sup> 이 중 해당 제품에 대한 적절한 관세기준을 찾지 못하거나, 관세의 적용이 용이하지 않은 경우<sup>5)</sup>는 기업은 표본에서 제외하였다.

4) 본문에서 설명한 기준에 부합하지 않아, 필요한(가능한) 경우 해당 기업의 홈페이지에서 제공하는 제품비중을 확인하여 적용하였다.

5) 예를 들어 H주식회사의 1, 2대 제품은 각각 소주(약, 51%)와 맥주(약, 43%)이다. 이러한 경우 두 품목의 관세가 동일하다면 해당 관세를 적용하여 표본으로 사용가능하지만, 이 경우 소주는 즉시철폐, 맥주는 7년 균등철폐이기 때문에 적절한 관세율 적용이 용이하지 않아 표본에서 제외하였다. 이외는 반대로 반도체, 직접전자회로, 자동차, 자동차부품 등은 하위 구분의 관세적용 스케줄이 동일하므로 같은 값을 용이하게 적용이 가능하다.

### 〈표 1〉 관세율에 대한 요약통계량

Panel A는 본 연구에서 사용된 표본들의 2011년부터 2013년까지의 관세율을 정리한 표이다. 각 연도별로 714개의 기업으로, 실제 DID 분석을 사용할 때는 2013년도를 제외하고 분석하였으며, 강건성 분석 시에는 2011년을 제외하고 2012년과 2013년 표본을 이중차분법을 사용하여 분석하였다. Panel B는 표본들의 관세철폐 스케줄의 표본수를 정리한 것이다.

**Panel A: Summary of Tariff Rate**

Tariffs (%)	0	1	2	2.1	2.5	2.6	3	3.3	3.9	4	4.2	4.3	4.8	5	5.2	5.3	5.5	5.8
2011	329	2	3	0	0	0	4	0	0	0	9	0	0	12	0	0	5	0
2012	652	0	0	0	0	0	0	1	0	7	0	11	0	0	1	12	0	3
2013	652	0	0	11	1	12	4	0	1	3	0	0	14	0	3	0	0	0
Total	1633	2	3	11	1	12	8	1	1	10	9	11	14	12	4	12	5	3
Tariffs (%)	6.4	6.5	7.2	8	10.4	11.7	13	24	27	30	47.3	48.6	50	234	252	270	Total	
2011	0	44	0	274	0	0	26	0	0	2	0	0	1	0	0	3	714	
2012	14	0	7	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	3	0	714	
2013	7	0	0	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	3	0	0	714	
Total	21	44	7	274	1	1	26	1	1	2	1	1	1	3	3	3	2142	

**Panel B: Tariff Elimination Schedule**

Schedule	무관세 지속	즉시 철폐	4년까지 4%, 5년차에 철폐 (추가협상)												Total			
			3년 균등 철폐	5년 균등 철폐	10년 균등 철폐	15년 균등 철폐	16년 비선형 철폐											
2011	329	323	25	18	12	3	1	714										
2012	329	323	25	18	12	3	1	714										
2013	329	323	25	18	12	3	1	714										

추가적으로 의약품과 같이 하위항목별로 각각 다른 기준의 관세율이 적용되는 제품을 생산하는 기업들을 표본에서 제외하였다. 예를 들어 같은 의약품의 하위구분인 ‘비타민 또는 제2936호의 기타 물품을 함유한 기타 의약품’의 하위구분에서 비타민 A, B1, E제제 등은 관세인하 스케줄 A(즉시철폐)를 따르며, 비타민 C, 비타민 D 등은 관세인하 스케줄C(3단계 균등철폐)를 따르기 때문에 의약품업 기업이 적용을 받는 관세인하정도에 대하여 적절하게 판단할 수 없기 때문이다.<sup>6)</sup> 이와는 반대로 최대 매출량을 차지하는 상품과 두 번째 매출량을 차지하는 제품이 상이하더라도 같은 관세인하 스케줄의 영향을 받는다면 해당 관세인하 스케줄을 적용하여 분석에 이용하였다.<sup>7)</sup>

결과적으로 같은 산업에 속해있더라도 서로 다른 관세의 영향을 받는 경우가 생길 수도 있으며, 기존의 산업구분상 다른 산업군인 경우라도 같은 영향을 받을 수도 있다. 이러한 점은 기존의 HHI를 사용하여 시장경쟁을 측정할 것과는 차이가 생길 가능성이 있다.<sup>8)</sup> 이와 같은 기준으로 714개 기업표본을 선정하여 분석에 사용하였다. 먼저, 표본기업들의 관세 관련 통계량은 <표 1>과 같다.

부록에 수록된 관세양허표 <부록 2>와 비교해보면, 모든 관세철폐 스케줄 유형의 표본들을 해당 연구에서 이용하지는 않은 것을 알 수 있다. 또한 다른 스케줄을 차지하더라도 무관세지속 표본과 즉시철폐 표본이 비슷한 수로 이루어져 있어, 표본 수가 이중차분법을 사용하기에 적합하게 구성되어 있는 것을 알 수 있다. 다음 <표 2>는 표본기업들의 변수들의 요약통계량을 정리한 것이다. Panel A는 관세변화율 1.6%를 기준으로 관세변화가 많이 이루어진 집단과 그렇지 않은 집단으로 나누어서 각 연도별 요약통계량을 정리한 내용이며, Panel B는 관세변화가 없는 집단과 관세변화가 있는(낮아진) 집단으로 나누어서 요약통계량을 제시한 것이다. 관세변화율 기준을 1.6%로 삼은 이유는 전체표본 개수(714개)를 상·하위 그룹으로 가장 비슷한 수의 표본으로 나누는 기준이기 때문이다. 두 방법 모두 크게 다르지 않은 표본 수를 가지고 있는 것을 알 수 있다. 연도 별로 나누어서 요약통계량을 제시한 이유는 이후 주 분석(main analysis)에서는 한-미 FTA 발효 이전(2011년)과 FTA 발효 이후(2012년)로

6) 관세양허표에 대한 자세한 내용은 부록의 <부록 2>로 정리하였다.

7) 이외에도 모터사이클, 매트리스 제품의 경우 참고한 자료에서의 적용관세가 0%, 한-미 FTA 이후의 관세 또한 0%로 되어 있으나, 실제 관세철폐 유형은 A-즉시철폐로 구분되어있다. 이것은 어느 하나가 잘못된 것이나, 확인할 수 없으므로 마찬가지로 표본에서 제외하였다.

8) HHI외에도 시장경쟁의 대용변수는 다양하게 사용되고 있다. 이와 관련하여 Bustamante and Donangelo(2014)를 참고하십시오.

〈표 2〉 기초통계량

본 연구에서 사용된 표본기업들의 요약통계량을 제 III장에서 설정한 연구방법에 따라 관세율의 변화가 높고 낮음 그리고 연도별로 나누어 표시한 것이다. 먼저, Panel A는 관세율 변화 기준을 1.6%로 하여 그룹을 나눈 것이고, Panel B는 관세율 변화가 없는 그룹을 Low Tariff Change Group(Not changed)으로, 관세변화가 있는 그룹을 High Tariff Change Group(Changed)으로 구분한 뒤, 요약통계량을 제시한 결과이다. 본 통계량에서 제시되는 각 그룹의 표본 수(N)는 한-미 FTA 발효 1년차(2011~2012)를 기준으로 변화량을 계산하여 구분한 것이다. Tariff는 해당 년도에 적용관세를 의미하며, Size는 총자산의 자연로그 값, Lev는 총부채를 기업의 시장가치와 총부채의 합으로 나눈 값이며, 기업의 시장가치는 총발행주식수와 주가의 곱으로 계산하였다. B/M은 장부-시장가치비율의 자연로그 값이며, Beta는 시장대미기업의 위험을 의미한다.

Panel A: Summary Statistics of Each Group

Year	N	Low Tariff Change Group (below $\Delta 1.6\%$ )				High Tariff Change Group (excess $\Delta 1.6\%$ )						
		Variable	Mean	Std. Dev.	Max.	Year	N	Variable	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
2011	363	Tariff	0.0000	3.3575	0.0000	50.0000	2011	Tariff	10.2510	24.2760	2.0000	270.000
		Size	12.0430	1.4281	9.0689	18.8641		Size	12.1769	1.2772	9.6156	18.5113
		Lev	0.4888	0.2313	0.0175	0.9692		Lev	0.5202	0.2160	0.0347	0.9027
		B/M	0.0718	0.8094	-3.4976	1.9738		B/M	0.1934	0.6959	-2.2024	1.7402
		Beta	0.9907	0.4113	0.0500	1.9300	Beta	0.8740	0.3839	-0.0200	1.8600	
2012	363	Tariff	0.6672	3.0989	0.0000	48.6000	2012	Tariff	2.5809	23.2681	0.0000	252.000
		Size	12.0899	1.4352	9.0096	19.0144		Size	12.2043	1.3242	9.3583	18.6157
		Lev	0.4734	0.2288	0.0241	0.9516		Lev	0.5084	0.2155	0.0346	0.9733
		B/M	0.0368	0.7474	-3.1708	1.9705		B/M	0.1644	0.6951	-3.7359	1.7810
		Beta	0.8712	0.4425	-0.6200	2.2600	Beta	0.7757	0.3991	-0.0800	1.8900	
2013	363	Tariff	0.5612	2.8687	0.0000	47.3000	2013	Tariff	2.2573	21.5958	0.0000	234.000
		Size	12.1276	1.4334	9.0782	19.1818		Size	12.2390	1.3390	9.1894	18.7090
		Lev	0.4759	0.2320	0.0232	0.9655		Lev	0.4971	0.2185	0.0355	0.9721
		B/M	-0.0038	0.7561	-3.4500	2.2508		B/M	0.1616	0.6281	-2.8148	1.6324
		Beta	0.9214	0.4538	-0.2000	2.1700	Beta	0.7345	0.3919	-0.1900	2.5200	

Panel B: Summary Statistics of Each Group (Changed or Not Changed)

Year	N	Low Tariff Change Group(Not changed)				High Tariff Change Group (Changed)						
		Variable	Mean	Std.Dev.	Max.	Year	N	Variable	Mean	Std.Dev.	Min.	Max.
2011	329	Tariff	0.0000	0.0000	0.0000	2011	Tariff	10.0813	23.2917	1.0000	270.000	
		Size	11.9751	1.3746	9.0689		18.8641	Size	12.2420	1.3299	9.6156	18.5113
		Lev	0.4794	0.2313	0.0175		0.9492	Lev	0.5255	0.2162	0.0347	0.9443
		B/M	0.0560	0.8065	-3.4976		1.9738	B/M	0.1962	0.7079	-2.2024	1.9427
		Beta	1.0048	0.4086	0.0500	1.9000	Beta	0.8723	0.3866	-0.0200	1.9300	
2012	329	Tariff	0.0000	0.0000	0.0000	2012	Tariff	2.9821	22.3632	0.0000	252.000	
		Size	12.0028	1.3837	9.0096		19.0144	Size	12.2686	1.3704	9.3583	18.6157
		Lev	0.4457	0.2285	0.0241		0.9516	Lev	0.5119	0.2160	0.0346	0.9733
		B/M	0.0211	0.7510	-3.1708		1.9705	B/M	0.1666	0.6950	-3.7359	1.7810
		Beta	0.8876	0.4458	-0.6200	2.2600	Beta	0.7702	0.3974	-0.0800	1.8900	
2013	329	Tariff	0.0000	0.0000	0.0000	2013	Tariff	2.5870	20.7627	0.0000	234.000	
		Size	12.0418	1.3843	9.0782		19.1818	Size	12.3025	1.3815	9.1894	18.7090
		Lev	0.4707	0.2333	0.0232		0.9655	Lev	0.4997	0.2181	0.0355	0.9721
		B/M	-0.0143	0.7643	-3.4500		2.2508	B/M	0.1559	0.6316	-2.8148	1.7078
		Beta	0.9356	0.4471	-0.2000	2.1700	Beta	0.7389	0.4022	-0.1900	2.5200	

나누어서 분석을 진행하며, 결과를 보고하지는 않지만 추가적인 강건성 분석에서 2012년과 2013년에 해당하는 기간 또한 분석하였기 때문이다. 특히 변화유무로 구분한 Panel B의 실제 적용관세(tariff)를 보게 되면 관세변화가 없는 집단의 표본 수가 329개로 <표 1>에서 제시한 ‘무관세 지속’ 표본 329개와 완벽하게 일치함을 알 수 있다.

## 2. 이중차분법을 이용한 실증분석 방법

앞에서 추출한 표본을 대상으로 시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향을 정확하게 파악하기 위하여 이중차분법(DiD)을 사용하여 분석한다. 본 연구에서는 이중차분법을 두 가지 방법으로 이용한다. 먼저, 연수익률을 종속변수로 하고 통제변수들을 추가한 이중차분법 회귀식(difference-in-difference regression)을 이용하여 계수 값을 확인하는 방법이다. 두 번째로, 월별 주식수익률을 이용하여 한-미 FTA 발효일을 기준으로 전후 기간에 주식수익률에 유의한 변화가 있었는지를 확인한다.<sup>9)</sup>

이와 같이 두 가지 방법을 이용하여 분석하는 이유는 첫 번째 방법은 여러 가지 다른 변수들을 통제할 수 있으며 그에 따른 신뢰할 만한 유의성을 도출할 수 있다는 장점이 있으나 기업의 재무자료들이 연 기준으로 되어있고, 한-미 FTA의 시행을 통하여 첫 관세변화가 이루어지는 시기는 연 중이기 때문에 여기서 작은 오차가 생길 수 있다. 그러나 한-미 FTA의 발효일이 3월로 연초이기 때문에 여기서 비롯되는 문제는 적을 것으로 보인다. 이중차분법은 기본적으로 시간의 다른 영향이 없다면 시간의 흐름에 대한 영향이 같다고 가정하고 있으나 월 수익률만을 가지고 분석하는 두 번째 방법의 결과는 원수익률(raw returns) 뿐만 아니라 조정수익률로도 비교를 함에도 불구하고 DiD 추정량에 대한 유의도가 과소추정 될 가능성이 있다. 또한 두 번째 방법과 관련하여 한-미 FTA의 기대효과가 본 연구에서 사용하는 시행일 이전인 한-미 FTA의 타결이나 협의가 이루어진 시점부터 어느 정도 주식수익률에 반영이 되어있을 가능성을 무시할 수 없다. 때문에 위의 두 가지 방법을 각각 이용하여 분석한다면 더욱 정확한 효과를 파악할 수 있을 것으로 예상된다.

기본적으로 이중차분법을 사용하기 위하여 한-미 FTA 전후 기간으로 나누고, 한-미

9) 사실 두 방법 모두 이중차분법 회귀분석을 사용한 것이지만, 구별을 위하여 다르게 서술하였다. 물론 어떠한 방법을 사용하던지간에 동일한 자료를 사용한다면 DID 추정량은 정확하게 일치하지만, 본 연구에서는 월과 연 기준으로 사용하여, 각 기준에 따른 추정량은 달라질 것이다.

FTA로 인하여 관세의 변화가 없거나 크지 않은 제품을 생산하는 기업들을 대조군(control group)으로 관세가 철폐 되는 등 변화가 큰 제품을 생산하는 기업들을 실험군(treatment group)으로 삼아 분석한다. FTA로 인한 관세 변화가 이루어지는 제품을 생산하는 기업과 관세변화가 없는 제품(변화율이 0%)을 생산하는 기업으로 구분하는 방법과 해당 관세 변화의 기준이 각각 1.6% 초과, 1.6% 이하로 나누는 방법을 사용하였다.<sup>10)</sup>

첫 번째 방법을 사용하기 위하여 Hou and Robinson(2006)에서 사용한 회귀방정식을 본 연구에 맞게 수정하여 사용한다. Fama and French(1993)의 3요인 모형을 기반으로 하여 몇 가지 변수를 추가하여 회귀식을 구성하였다. 이중차분 추정량을 구하기 위하여 다음의 식 (1)을 사용한다.

$$r_{i,t} - r_{p,t} = \alpha + \delta_1 \cdot postFTA + \delta_2 \cdot H\Delta Tariff + \delta_3 \cdot postFTA \cdot H\Delta Tariff \quad (1) \\ + \gamma \cdot X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

여기서,  $r_{i,t}$ 는 개별기업  $i$ 의  $t$ 시점 주식수익률이고,  $r_{p,t}$ 는 개별기업  $i$ 가 속해있는 포트폴리오  $p$ 의  $t$ 시점 주식수익률이다. 포트폴리오의 구성은 2011년부터 2013년까지 3년간의 총자산의 자연로그 값과 장부-시장가치 비율의 자연로그 값의 평균을 낸 뒤, 각각 작은 순서대로 5개씩의 그룹으로 나누어 총 25개의 포트폴리오 그룹을 생성하였다.  $postFTA$ 는 한-미 FTA 이후(2012년)면 1, 이전(2011년)이면 0을 갖는 더미변수이며, 강건성 분석 시에는 2013년이면 1의 값을, 2012년이면 0의 값을 갖는 더미변수를 뜻한다.  $H\Delta Tariff$ 는 관세변화(감소)가 1.6%를 초과하면 1의 값을, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 또한, 해당 기준을 특정 수치를 기준으로 하는 것과는 다른 측면에서 분석할 필요성이 있다고 판단되기 때문에 관세 변화가 있으면 1의 값을, 변화가 없는 경우(대부분 무관세 정책에 해당되는 품목)는 0의 값을 갖는 더미변수로 구성하여 분석에 사용한다.  $X_{i,t}$ 는 통제변수들을 의미한다. 통제 변수로는 총자산(Assets)과 장부-시장가치(B/M)비율의 자연로그 값과 총부채를 시가총액과 총부채의

10) 관세 변화의 계산은 기준관세율(FTA 이전)에서 그 다음해의 관세를 빼는 방법으로 계산하였다. 즉 예를 들어 기준 관세율이 10%이고 한-미 FTA 시행 직후 관세율이 2%라고 하면, 관세변화율은 8%이다. 한-미 FTA로 인하여 관세가 증가하는 경우는 거의 없으며, 본 연구의 샘플들 또한 관세가 증가하는 표본은 없다. 때문에, 관세변화가 크다 작다는 절댓값을 의미하며, 관세변화가 크다는 것은 그만큼 관세가 많이 줄어들었음을 의미하며 결과적으로 외부 경쟁자의 진입이 용이해져서 시장경쟁정도가 증가했다는 뜻으로 해석이 가능하다.

합으로 나눈 레버리지(Lev) 변수 그리고 베타(Beta) 등을 사용하였다. 결국, 여기서  $\delta_3$ 는 시장경쟁정도의 변화가 주식수익률에 미치는 DiD 추정량이라고 할 수 있다.

또한 추가적인 분석으로 관세철폐가 이루어진 집단에서 대미수입 변화정도에 따라서 다른 결과가 나올 가능성에 대해 알아보기 위하여 다음과 같은 이중차분 회귀식 (2)를 구성하여 분석에 이용한다.

$$r_{i,t} - r_{p,t} = \alpha + \delta_1 \cdot postFTA + \delta_2 \cdot H\Delta Import + \delta_3 \cdot postFTA \cdot H\Delta Import \quad (2) \\ + \gamma \cdot X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

다른 변수들은 식 (1)과 동일하며,  $H\Delta Import$ 는 대미수입량 변화율이 많은 기업은 1의 값을 변화율이 적은 기업은 0의 값을 가지는 더미변수이다. 또한, 해당 분석에서 사용되는 표본들은 앞의 관세변화 기준 1.6%를 넘는 집단 또는 관세철폐가 이루어진(관세변화 기준 0%) 집단만을 대상으로 분석한다.

이중차분법을 사용한 두 번째 방법은 다음과 같다. 먼저 다음과 같은 선형회귀모형 식 (3)을 설정하였다.

$$(adjusted) return_{i,t} = \alpha + \beta Tariff_{i,t} + \delta Post_t + u_i + e_{i,t}, \quad t = 0, 1 \quad (3)$$

여기서,  $(adjusted) return_{i,t}$ 는 (조정)수익률이고,  $Tariff_{i,t}$ 는 관세 변화가 기준 이상이면 1, 기준 이하면 0을 갖는 더미변수이며,  $Post_t$ 는 해당 기간이 한-미 FTA 이전( $t = 0$ )이면 0, 이후( $t = 1$ )이면 1을 갖는 더미변수,  $u_i$ 는 패널의 개체특성이다. 즉, 여기서의 실험군은 관세 변화가 큰 기업 대조군은 관세변화가 작은 기업이라고 할 수 있다. 식 (3)을 1차 차분하면 다음 식 (4)와 같다.

$$\Delta return_i = \beta \Delta Tariff_i + \delta + \Delta e_i \quad (4)$$

여기서 한-미 FTA 이후에 관세변화가 큰 기업은 한-미 FTA의 영향을 받아 시장경쟁이 증가하였다는 뜻으로 해석이 가능하다. 최종적으로 다음과 같은 식 (5)를 도출해 낼 수 있다.

$$\hat{\beta}^{DiD} = \left\{ \overline{(r_{(H\Delta Tariff)}^{t=1})} - \overline{(r_{(H\Delta Tariff)}^{t=0})} \right\} - \left\{ \overline{(r_{(L\Delta Tariff)}^{t=1})} - \overline{(r_{(L\Delta Tariff)}^{t=0})} \right\} \quad (5)$$

$$= \overline{\Delta return_{i(High\Delta Tariff)}} - \overline{\Delta return_{i(Low\Delta Tariff)}}$$

이것은 관세변화가 큰 제품을 생산하는 기업과 관세변화가 적은 제품을 생산하는 기업의 시점 간의 평균수익률차이를 계산하여, 다시 그 둘 간의 차이를 계산한 값으로 위의 식과 같이 구한  $\hat{\beta}$ 가 DiD 추정량이 된다. 본 연구에서는 한-미 FTA 시행 월인 2012년 3월 기준으로 해당 월 및 직전, 직후 1개월을 제외하고 전후 각 10개월, 12개월, 15개월씩을 대상으로 DiD 추정량을 확인하도록 한다.<sup>11)</sup>

## IV. 실증분석 결과

### 1. 회귀식을 통한 이중차분법 분석 결과

본 절에서는 제 III장에서 설정한 이중차분법을 통한 실증분석 중 연 수익률을 기준으로 제 III장에서 설정한 변수들과 식을 이용한 이중차분 회귀분석 결과를 알아보려고 한다. 분석 결과는 다음 <표 3>과 <표 4>로 정리하였다. <표 3>은 제품의 관세변화율 1.6%를 기준으로 그룹을 구성하였으며, <표 4>는 제품에 대한 관세변화 유무를 기준으로 그룹을 구성하여 분석을 진행한 결과이다.<sup>12)</sup>

먼저, 1.6%를 기준으로 이중차분법을 실시한 <표 3>을 보면, 무엇보다도 이중차분항 (Post×HΔTariff)이 주식수익률에 유의한 음의 영향을 미친다는 흥미로운 결과를 관찰해 낼 수 있었다.<sup>13)</sup> 이는 한-미 FTA로 인하여 관세하락(철폐)이 이루어짐에 따라 외부 경쟁자들의 진입으로 인하여 영향을 받는 국내 기업들의 주식수익률이 유의하게 감소하였다는 것을

11) 이중차분법에 대한 자세한 설명은 Card and Kruger(1994)와 류두원, 류두진, 홍기택(2014)에서 사용한 방법을 참고하십시오. 또한, 식 (1)과 같이 추정하는 것과 식 (3), 식 (4), 그리고 식 (5)의 과정을 거쳐 추정한 DiD 추정량은 동일하다. 단지 본 연구에서는 월 수익률과 연 수익률을 종속변수로 삼아 각기 다른 차원에서 분석하였기 때문에 각 방법을 조금 더 쉽게 구별하고 이해하기 위해 별도의 설명을 했음을 밝혀둔다.

12) 다중공선성이 발생할 것에 대한 우려로 분산팽창계수를 확인하였으나, 모든 모형에서 문제 될 만한 수치는 관찰되지 않아, 다중공선성으로 인한 문제는 크지 않다고 판단된다.

13) 관세 변화율 기준을 2%, 3%, 4% 등으로 나누어서도 추가분석을 실시한 결과, 해당 결과들 또한 본 연구의 주장을 지지할 수 있는 유사한 실증분석 결과를 관찰할 수 있었다. 또한, 원수익률로 분석한 결과도 대동소이하다.



의미한다. 이는 기존의 연구결과들과는 사뭇 다른 결과로 Ali et al.(2009)의 주장과 같이 단순히 재무·회계자료를 이용하여 시장경쟁 변수를 생성하여 사용하는 것에 문제가 있었을 가능성을 뒷받침해주는 증거이다.

또한, 관세변화가 있고, 없는 것을 기준으로 이중차분법을 실시한 결과를 정리한 <표 4>의 결과 또한 앞의 <표 3>의 결과와 매우 유사한 것을 알 수 있다. 한-미 FTA로 인한 결과로 관세하락에 따른 제품시장경쟁정도의 심화로 인하여 주주의 부가 줄어들었다고도 해석이 가능하다.

**<표 3> 이중차분법 분석결과: 연수익률(1.6% 관세변화 기준)**

본 결과표는 연간조정수익률을 종속변수로 삼아 이중차분 회귀분석을 실시한 결과이다. 각각의 변수의 계산방법과 의미는 다음과 같다. Post는 2012년(한-미 FTA 발효일 이후) 이면 1의 값을, 2011년(한-미 FTA 발효일 이전)이면 0의 값을 갖는 더미변수, HΔTariff는 한-미 FTA 발효 1년차(2011~2012)를 기준으로 관세 변화율이 1.6%보다 크면 1, 작으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. Post×HΔTariff는 두 변수의 곱으로, 이중차분 항이다. Leverage는 총부채를 시가총액과 총부채의 합으로 나눈 값, ln(Assets)은 총자산의 자연로그 값, 통제 변수로는 총자산(Assets)과 ln(B/M)은 장부-시장가치(B/M)비율의 자연로그 값을 의미한다. Beta는 시장대비기업의 위험, R&D와 CashFlow는 각각 연구개발비와 현금흐름을 시가총액으로 나눈 값을 의미한다. 괄호 안은 t-통계량 값이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미한다.

Dependent Variable: Yearly Return (N = 1428)				
Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
Intercept	-6.4428 (-0.45)	-4.6693 (-0.33)	-5.2474 (-0.37)	4.6055 (0.33)
Post	6.8783 (1.58)	6.6142 (1.52)	6.5998 (1.52)	6.6996 (1.56)
HΔTariff	11.5271*** (2.62)	11.7829*** (2.69)	11.6065*** (2.64)	9.8039** (2.26)
Post×HΔTariff	-17.8049*** (-2.88)	-17.738*** (-2.88)	-17.689*** (-2.87)	-17.5341*** (-2.88)
Leverage		-26.285*** (-3.12)	-26.1171*** (-3.1)	-17.5887** (-2.09)
ln(Assets)	1.1678 (1.01)	2.0454* (1.72)	2.0972* (1.76)	0.9053 (0.76)
ln(B/M)	-16.7739*** (-7.55)	-12.7236*** (-4.95)	-12.6104*** (-4.9)	-15.951*** (-6.16)
Beta	-11.9672*** (-2.99)	-11.7679*** (-2.95)	-11.6004*** (-2.91)	-12.772*** (-3.24)
R&D			-10.5257 (-0.78)	-11.1441 (-0.84)
Cash Flow				27.7489*** (6.47)
R-Square	0.0448	0.0513	0.0517	0.0788
Adj. R-Sq	0.0407	0.0466	0.0463	0.073

〈표 4〉 이중차분법 분석결과: 연수익률(0% 관세변화 기준)

본 결과표는 연간조정수익률을 종속변수로 삼아 이중차분 회귀분석을 실시한 결과이다. 각각의 변수의 계산방법과 의미는 다음과 같다. Post는 2012년(한-미 FTA 발효일 이후) 이면 1의 값을, 2011년(한-미 FTA 발효일 이전)이면 0의 값을 갖는 더미변수, H $\Delta$ Tariff는 한-미 FTA 발효 1년차(2011~2012)를 기준으로 관세 변화율이 있으면 1, 관세변화가 없으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. Post $\times$ H $\Delta$ Tariff는 두 변수의 곱으로, 이중차분 항이다. Leverage는 총부채를 시가총액과 총부채의 합으로 나눈 값, ln(Assets)은 총자산의 자연로그 값, 통제변수로는 총자산(Assets)과 ln(B/M)은 장부-시장가치(B/M)비율의 자연로그 값을 의미한다. Beta는 시장대비기업의 위험, R&D와 CashFlow는 각각 연구개발비와 현금흐름을 시가총액으로 나눈 값을 의미한다. 괄호 안은 t-통계량 값이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미한다.

Dependent Variable: Yearly Return (N = 1428)				
Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
Intercept	-5.865 [-0.41]	-4.0721 [-0.29]	-4.643 [-0.33]	4.842 [0.34]
Post	6.3391 [1.38]	6.1225 [1.34]	6.104 [1.34]	6.2754 [1.39]
H $\Delta$ Tariff	11.1334** [2.51]	11.585*** [2.62]	11.381** [2.57]	9.5755** [2.19]
Post $\times$ H $\Delta$ Tariff	-15.1889** [-2.45]	-15.2135** [-2.46]	-15.1642** [-2.45]	-15.173** [-2.49]
Leverage		-26.6306*** [-3.15]	-26.4601*** [-3.13]	-17.8753** [-2.12]
ln(Assets)	1.0772 [0.93]	1.9542 [1.64]	2.0079* [1.68]	0.8577 [0.72]
ln(B/M)	-16.8005*** [-7.55]	-12.6992*** [-4.94]	-12.592*** [-4.89]	-15.9385*** [-6.15]
Beta	-11.7667*** [-2.93]	-11.5263*** [-2.88]	-11.3775*** [-2.84]	-12.6222*** [-3.19]
R&D			-10.0764 [-0.74]	-10.8143 [-0.81]
Cash Flow				27.6794*** [6.44]
R-Square	0.0436	0.0503	0.0506	0.0776
Adj. R-Sq	0.0396	0.0456	0.0453	0.0718

본문에서 결과를 제시하지는 않았으나 추가적인 강건성 분석으로 이중차분법의 기준이 되는 시점을 2011~2012년이 아닌, 2012~2013년을 사용한 분석 결과 이중차분항(Post $\times$ H $\Delta$ Tariff)이 5% 또는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나서 2012년도에 한-미 FTA로 인한 관세철폐(하락)의 영향을 받은 기업들이 지속적으로 주식수익률이 하락하고 있음을 알 수 있었다.<sup>14)</sup>

다음 〈표 5〉는 관세철폐가 이루어진 집단 중에서도 대미수입량 변화에 따라 주식수익률

14) 이 분석 결과는 저자들에게 요청 시 제공가능하다.

〈표 5〉 이중차분법 분석결과: 대미수입량

본 결과표는 연간조정수입률을 종속변수로 삼아 이중차분 회귀분석을 실시한 결과이다. 이전 분석에서 한-미 FTA 발효 1년차(2011~2012)를 기준으로 관세 변화율이 있는(많은) 집단만을 대상으로 하여 분석하였다. Panel A는 관세변화율이 1.6% 이상인 집단만을 대상으로 분석한 것이며, Panel B는 관세 철폐가 이루어진 집단만을 대상으로 하여 분석한 것이다. Post는 2012년(한-미 FTA 발효일 이후)이면 1의 값을, 2011년(한-미 FTA 발효일 이전)이면 0의 값을 갖는 더미변수, H $\Delta$ Import는 해당 품목의 대미수입량 변화가 많은 품목이면 1의 값을, 적으면 0의 값을 갖는 더미변수, Post $\times$ H $\Delta$ Import는 두 변수의 곱으로, 이중차분 항이다. Lev는 총부채를 시가총액과 총부채의 합으로 나눈 값, Size은 총자산의 자연로그 값, B/M은 장부-시장가치비율의 자연로그 값을 의미한다. Beta는 시장대비기업의 위험, R&D와 CF는 각각 연구개발비와 현금흐름을 시가총액으로 나눈 값을 의미한다. 괄호 안은 t-통계량 값이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미한다.

Variable	Dependent Variable: Yearly Return			
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
	Panel A: By 1.6% $\Delta$ Tariff (N = 702)			
Post	-1.1119 (-0.18)	-1.2357 (-0.2)	-0.9004 (-0.15)	-0.4754 (-0.08)
H $\Delta$ Import	12.7557** (2.05)	12.0865* (1.95)	11.5938* (1.87)	13.4105** (2.18)
Post $\times$ H $\Delta$ Import	-17.7995** (-2.04)	-17.7503** (-2.04)	-18.0408** (-2.07)	-18.2539* (-2.13)
Control Variables	Size, B/M, Beta	Size, B/M, Beta, Lev	Size, B/M, Beta, Lev, R&D	Size, B/M, Beta, Lev, R&D, CF
R-Square	0.0258	0.0326	0.0355	0.0620
Adj. R-Sq	0.0173	0.0229	0.0243	0.0498
	Panel B: By 0% $\Delta$ Tariff (N = 770)			
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
Post	-0.0474 (-0.01)	-0.2315 (-0.04)	0.0751 (0.01)	0.4014 (0.07)
H $\Delta$ Import	11.5466** (1.98)	10.7191* (1.84)	10.4185* (1.79)	11.8621** (2.07)
Post $\times$ H $\Delta$ Import	-15.9335* (-1.95)	-15.8653* (-1.95)	-16.1399** (-1.98)	-16.4075** (-2.04)
Control Variables	Size, B/M, Beta	Size, B/M, Beta, Lev	Size, B/M, Beta, Lev, R&D	Size, B/M, Beta, Lev, R&D, CF
R-Square	0.0241	0.0314	0.0342	0.0616
Adj. R-Sq	0.0164	0.0225	0.024	0.0504

〈표 6〉 이중차분법 분석결과: 월수익률

한-미 FTA 시행일 전(3)과 후(4)를 기준으로 관세(철폐)변화가 이루어진 그룹을 실험군(2), 관세변화가 이루어지지 않은 그룹을 대조군(1)으로 삼아 이중차분법을 통하여 월별 수익률의 차이를 알아본 결과를 정리한 표이다. 기준월 2012년 3월 작진 · 후 각 1개월을 제외하고 분석하였다. 기준월 전 후, 각 10개월, 12개월, 15개월간의 월 수익률의 평균을 이용하였다. 소괄호( ) 안의 값은 표준편차이며, 대괄호[ ] 안의 값은 p값이다.

Panel A: By 1.6%△Tariff												
Period \ Group		- 10 ~ + 10			- 12 ~ + 12			- 15 ~ + 15				
		Low (1)	High (2)	[2] - (1)	Low (1)	High (2)	[2] - (1)	Low (1)	High (2)	[2] - (1)		
Pre (3)		-0.1938 (15.4593)	0.2004 (14.6623)	0.3942	-0.4678 (15.2455)	0.4838 (15.9109)	0.9516	-0.2446 (15.2048)	0.2529 (15.3630)	0.4975		
Post (4)		0.2560 (14.2825)	-0.2648 (13.1256)	-0.5208	0.2667 (14.2429)	-0.2758 (13.1977)	-0.5425	0.0854 (14.0306)	-0.0883 (12.9124)	-0.1737		
(4) - (3)		0.4498	-0.4652	-0.9151* [0.0721]	0.7345	-0.7596	-1.4941*** [0.0014]	0.3300	-0.3412	-0.6712* [0.0998]		
Panel B: By 0%△Tariff												
Period \ Group		- 10 ~ + 10			- 12 ~ + 12			- 15 ~ + 15				
		Low (1)	High (2)	[2] - (1)	Low (1)	High (2)	[2] - (1)	Low (1)	High (2)	[2] - (1)		
Pre (3)		-0.2414 (15.5693)	0.2063 (14.6345)	0.4478	-0.5477 (15.3594)	0.4680 (15.7574)	1.0157	-0.2701 (15.3708)	0.2308 (15.2071)	0.5009		
Post (4)		0.1521 (14.5174)	-0.1300 (13.0150)	-0.2820	0.2157 (14.5010)	-0.1843 (13.0551)	-0.4000	0.0339 (14.2334)	-0.0290 (12.8260)	-0.0629		
(4) - (3)		0.3935	-0.3363	-0.7298 [0.1526]	0.7633	-0.6523	-1.4157*** [0.0026]	0.3040	-0.2598	-0.5639 [0.1681]		

하락 정도가 달라지는지에 대하여 알아보기 앞의 회귀식 (2)를 이용하여 분석한 결과이다. Panel A와 B 모두에서 이중차분항(Post×H△Import)이 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나서, 대미수입량이 많이 증가한 집단에 속한 기업들이 그렇지 않은 집단에 속한 기업들에 비하여 유의하게 더 큰 주식수익률 하락을 겪었음을 알 수 있다.

## 2. 월 수익률 이중차분법 분석 결과

다음으로 시장경쟁이 월 수익률에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 알아보려고 한다. 2012년 3월 기준으로 해당 월 및 직전, 직후 1개월을 제외하고 전후 각 10개월, 12개월, 15개월씩을 대상으로 분석한 결과이다. <표 6>의 Panel A는 관세변화율 1.6%를 기준으로 관세가 많이 감소한 제품을 생산하는 그룹과 관세가 적게 감소한 제품을 생산하는 그룹으로 나누어서 각 기간 별로 이중차분법을 분석한 결과이며, Panel B는 관세변화가 없는 제품을 생산하는 그룹과 관세변화가 있는 제품을 생산하는 그룹으로 나누어서 분석을 진행한 결과이다. Panel A에서는 모든 결과에서 10%와 1% 유의수준에서 한-미 FTA를 통한 시장경쟁심화가 기업의 주식수익률을 하락시켰다는 결과가 나타났으며, Panel B에서 전후 12개월 분석 결과에서만 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

## V. 결론 및 제언

본 연구는 한-미 FTA에 따른 관세변화를 외부 경쟁자의 제품시장진입 장벽완화를 국내 시장경쟁정도에 영향을 줄 수 있는 외생적 충격으로 보고, 시장경쟁이 주식수익률에 미치는 영향에 대하여 다각도의 이중차분법을 이용하여 실증적으로 분석하였다. 회계자료를 이용한 연수익률 분석 결과는 상·하위 비슷한 수의 표본을 나눈 경우와 생산제품의 관세변화가 없는 집단과 관세변화가 있는 집단으로 구분하여 이중차분 회귀식을 적용한 결과 모두에서 흥미롭게도 관세 철폐(하락)가 이루어져서 시장경쟁 정도가 높아지면 주식수익률이 낮아진다는 유의한 결과를 도출해 낼 수 있었다. 월 수익률을 분석한 결과에서도 관세 철폐(하락)가 이루어진 집단의 수익률이 그렇지 않은 집단 보다 유의하게 수익률이 낮아지는 결과를 관찰해 낼 수 있었다. 즉, 한-미 FTA로 인한 진입장벽완화 영향이 해당 제품시장에 대한 외부경쟁자들의

손쉬운 진입을 가속시켜 기존 국내 제품시장경쟁자들의 주식수익률을 유의하게 낮추는 영향을 주고 있음을 의미한다.

본 연구는 기존의 연구들과는 다른 결과들을 제시해 준다. 구체적으로, 외국 시장을 대상으로 한 Hou and Robinson(2006)과 Gallagher et al.(2014), 그리고 국내 시장을 대상으로 분석한 류두원 외(2014)의 연구결과와는 차이가 있다. 또한, 최근에 진행 중인 Bustamante and Donangelo(2014)의 연구결과와는 비슷한 결과를 나타내고 있다. Bustamante and Donangelo (2014)의 논리에 따르면, 한-미 FTA의 결과 국내 제품시장경쟁의 증가에 따라 체계적 위험에 대한 노출을 줄이는 영향이, 경쟁의 증가에 따른 이익의 감소로 체계적 위험에 대한 노출을 증가시키는 영향보다 강하기 때문에 결과적으로 시장경쟁의 증가가 주식수익률을 감소시킨다는 뜻이 될 수도 있다.

본 연구는 다음과 같은 의의를 갖는다. 첫째, 단순히 선행연구와의 연결선상에서 한 단계 발전된 연구로써의 의의뿐만 아니라, 기존 연구들에서 문제가 되었던 방법론이나 사용하는 자료에 있어서의 한계를 외생적 충격을 이용하여 잘 통제된 연구로써 큰 의의를 갖는다고 할 수 있다. 둘째, FTA를 이용한 많은 연구들이 존재하고, FTA 그 자체에 대한 많은 연구도 이루어지고 있는 것은 사실이다. 그러나 본 연구와 같이 FTA를 외생적인 충격으로 이용한 연구는 많이 존재하지 않는다. 특히, 한국 같은 경우 내수시장보다 외수시장에 대한 의존도가 크고, 여러 나라와 FTA를 체결·협상·진행 중에 있기 때문에, 국내에서 이를 이용하여 많은 금융재무 분야의 연구가 이루어 질 수 있는 초석을 마련했다고 할 수 있다. 셋째, 기존 연구들과는 차별화된 독창적인 자료를 구성하여 분석에 사용함으로써 연구의 신뢰도를 높여, 한국 시장에서 시장경쟁정도가 주식수익률에 미치는 영향에 대한 강력한 증거를 제시하였다. 넷째, 시장경쟁정도가 주식수익률에 미치는 영향에 관하여 많은 이론과 실증 분석들이 각기 다른 결과를 주장하고 있는 가운데 뚜렷하고 신뢰할 만한 결과를 제시하였다.

본 연구의 자료를 바탕으로 분석한 유의한 결과는 신뢰할 수 있으나, 해당 연구에서 사용하지 못한 기업이나 시장에까지 본 논문의 결과를 직접 적용할 수 있는지에 대해서는 추후 연구가 필요하다. 본 논문에서 분석한 기간 이후의 회계자료들을 이용하여, 추후에 단계적으로 철폐되는 관세기준의 영향을 받는 기업들을 대상으로 동일한 방법으로 분석을 진행하거나, 이중차분법을 사용하는데 있어서 대조군과 실험군에 해당하는 전·후 기간을 늘려서 연구를 확장하는 후속 연구, 또는 시장경쟁의 측면에서 뿐만 아니라 다양한 국가와의 외생적인 효과나 영향으로서의 FTA를 이용한 연구가 이루어질 것을 기대한다.

## 참고문헌

- 박경서, 변희섭, 이지혜, “상품시장에서의 경쟁과 기업지배구조의 상호작용이 투자와 배당에 미치는 영향,” 재무연구, 제24권 제2호 (2011), pp. 483-522.
- (Translated in English) Park, K. S., H. S. Byun, and J. H. Lee, “A Study on the Interaction of Product Market Competition and Internal Corporate Governance on Corporate Payout Policy and Investment Decision,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 24, No. 2 (2011), pp. 483-522.
- 류두원, 류두진, “시장경쟁정도는 기업에 어떠한 영향을 미치는가?: 산업집중도와 기업가치 및 부채비율의 관계에 관한 실증연구,” 경영학연구, 제42권 제2호 (2013), pp. 435-456.
- (Translated in English) Ryu, D. and D. Ryu, “How Does Industrial Concentration Affect Firms? An Empirical Study of the Relationships among Industrial Concentration, Firm Value, and Debt Ratio,” *Korean Management Review*, Vol. 42, No. 2 (2013), pp. 435-456.
- 류두원, 류두진, 백재승, “산업집중도에 따른 주식수익률 차이는 존재하는가?,” 한국증권학회지, 제43권 제4호 (2014), pp. 657-678.
- (Translated in English) Ryu, D., D. Ryu, and J.-S. Baek, “Industrial Concentration and Stock Market Returns,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 4 (2014), pp. 657-678.
- 류두원, 류두진, 양희진, “시장경쟁은 회사채 신용등급 변경공시에 따른 주가가격반응에 어떠한 영향을 주는가?,” 경영학연구, 제42권 제4호 (2013), pp. 929-957.
- (Translated in English) Ryu, D., D. Ryu, and H. Yang, “Market Competition, Bond Rating Changes and Stock Market Reactions,” *Korean Management Review*, Vol. 42, No. 4 (2013), pp. 929-957.
- 류두원, 류두진, 홍기택, “정부기관의 중소기업 포상이 나아가야 할 방향: 기업가치에 미치는

- 영향을 중심으로,” 한국증권학회지, 제43권 제1호 (2014), pp. 47–69.
- (Translated in English) Ryu, D., D. Ryu, and K. Hong, “The Effects of Government Awards to Small Business on Firm Values,” *Korean Journal of Financial Studies*, Vol. 43, No. 1 (2014), pp. 47–69.
- Ali, A., S. Klasa, and E. Yeung, “The Limitations of Industry Concentration Measure Constructed with Compustat Data: Implications for Finance Research,” *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 10 (2009), pp. 3839–3871.
- Alimov, A., “Product Market Competition and the Value of Corporate Cash: Evidence from trade liberalization,” *Journal of Corporate Finance*, Vol. 25, (2014), pp. 122–139.
- Bustamante, M. C. and A. Donangelo, “Product Market Competition and Industry Returns,” *Working Paper*, (2014), The London School of Economics and Political Science.
- Card, D. and B. Krueger, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4 (1994), pp. 772–793.
- Fama, E. F. and K. R. French, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1 (1993), pp. 3–56.
- Flammer, C., “Does Product Market Competition Foster Corporate Social Responsibility? Evidence from Trade Liberalization,” *Strategic Management Journal*, Early View, (2015).
- Gallagher, D. R., K. Ignatieva, and J. McCulloh, “Industry Concentration, Excess Returns and Innovation in Australia,” *Accounting and Finance*, Vol. 55, No. 2 (2014), pp. 443–466.
- Giroud, X. and H. M. Mueller, “Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries?,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 95, No. 3 (2010), pp. 312–331.
- Hou, K. and D. Robinson, “Industry Concentration and Average Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 4 (2006), pp. 1927–1956.



## 〈부 록〉

### 〈부록 1〉 한-미 FTA 일정

본 표는 FTA 무역종합지원센터(<http://www.fta.go.kr/us/>) 상의 한-미 FTA 일정 중 2006년 6월 5일의 공식협상부터 2014년 현재까지의 내용을 정리 한 것이다. 타결, 발효 등의 중요일정은 굵은 글씨로 표기하였다.

일시	내용
<b>2006. 02. 03</b>	<b>한-미 FTA 추진 발표(워싱턴 미 상원의사당)-본부장-USTR대표 공동 기자회견</b>
2006. 03. 06	한-미 FTA 제1차 비공식 사전준비협의 개최
2006. 04. 17-18	한-미 FTA 제2차 비공식 사전준비협의 개최
2006. 06. 05-09	한-미 FTA 제1차 공식협상 개최(워싱턴)
2006. 06. 27	한-미 FTA 추진 관련 공청회 개최
2006. 07. 10-14	한-미 FTA 제2차 공식협상 개최(서울)
2006. 09. 06-09	한-미 FTA 제3차 공식협상 개최(시애틀)
2006. 10. 23-27	한-미 FTA 제4차 공식협상 개최(제주)
2006. 12. 04-08	한-미 FTA 제5차 공식협상 개최(몬타나)
2007. 01. 15-19	한-미 FTA 제6차 공식협상 개최(서울)
2007. 02. 11-14	한-미 FTA 제7차 공식협상 개최(워싱턴)
2007. 03. 08-12	한-미 FTA 제8차 공식협상 개최(서울)
2007. 03. 19-22	한-미 FTA 고위급 협상 개최(워싱턴)
2007. 03. 26-04. 02	한-미 FTA 통상장관 회의 개최(서울)
<b>2007. 04. 02</b>	<b>한-미 FTA 협상 타결</b>
2007. 05. 29-06. 06	법률검토회의(워싱턴)
2007. 06. 21-22	추가 협의(서울)
<b>2007. 06. 30</b>	<b>한-미 FTA 서명(워싱턴)</b>
2007. 09. 07	한-미 FTA 비준 동의안 17대 국회 제출
2008. 10. 08	한-미 FTA 비준 동의안 18대 국회 제출
2009. 04. 22	국회 외교통상통일위원회 통과
2010. 11. 30-12. 03	한-미 FTA 통상장관 회의 개최(메릴랜드 주 콜롬비아 시) - 12.03 추가협상 타결
2011. 02. 10	한-미 FTA 추가협상 합의문서 서명 및 교환
2011. 05. 04	한-미 FTA 비준동의안 철회(외교통상통일위원회)
2011. 06. 03	한-미 FTA 비준동의안 국회 제출
2011. 09. 16	한-미 FTA 비준동의안 외교통상통일위원회 상정
2011. 10. 03	한-미 FTA 이행법안 미 의회 제출
2011. 10. 05	미 하원 세입위 한-미 FTA 이행법안 통과
2011. 10. 11	미 상원 재무위 한-미 FTA 이행법안 통과
2011. 10. 12	미 상·하원 본회의 한-미 FTA 이행법안 통과
2011. 10. 21	미 오바마 대통령 한-미 FTA 이행법안 서명
2011. 11. 22	한-미 FTA 비준동의안 국회 통과
2011. 12. 05-06	한-미 FTA 이행준비상황 점검협의(워싱턴)
2011. 12. 19-20	한-미 FTA 이행준비상황 점검협의(워싱턴)
2012. 01. 27-28	한-미 FTA 이행점검협의(LA)
2012. 02. 19-20	한-미 FTA 이행준비상황 점검협의(시애틀)
2012. 02. 21	발효일자 합의(외교 공한 교환)
<b>2012. 03. 15</b>	<b>한-미 FTA 발효</b>
2012. 05. 15-18	제1차 한-미 FTA 공동위원회(워싱턴)
2012. 12. 24	한-미 FTA 섬유원산지 규정에 관한 각서 교환
2013. 10. 05	제2차 한-미 FTA 공동위원회 개최(발리)
2014. 01. 01	개정된 한-미 FTA 품목별 원산지 규정(HS 2012 기준) 발효

## 〈부록 2〉 관세철폐 양허표

본 표는 한-미 FTA의 〈한-미 FTA 국문 협정문〉의 부속서 2-나 ‘관세 철폐’ 및 일반 주해의 대한민국 관세양허표와 FTA무역종합지원센터 제공하는 자료를 정리한 것이다. 양허 설명 용어는 외교통상부 통상교섭본부 블로그를 참고하여 정리하였다. 단, 양허유형 Z의 경우 설명이 되어있지 않아 공백으로 표시하였다.

유형	설 명	비고(상세 내용)
A	즉시철폐	협정 발효일을 기준으로 무관세 적용
B	2년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 2단계에 걸쳐 매년 균등철폐 이행 2년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용 (아래 균등철폐 유형들에도 같은 방식이 적용됨)
C	3년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 3년차 1월 1일부터 무관세 적용
D	5년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 5년차 1월 1일부터 무관세 적용
E	6년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 6년차 1월 1일부터 무관세 적용
F	7년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 7년차 1월 1일부터 무관세 적용
G	10년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 10년차 1월 1일부터 무관세 적용
H	15년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 15년차 1월 1일부터 무관세 적용
I	10년 비선형철폐	협정 발효일을 기준으로 기준세율의 5퍼센트 인하 관세는 이행 2년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 5퍼센트, 이행 3년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 7퍼센트, 이행 5년차까지 매년 추가적으로 기준세율의 7퍼센트를 인하 이행 6년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 10퍼센트, 이행 7년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 10퍼센트를 인하 이행 8년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 12퍼센트, 이행 9년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 17퍼센트, 이행 10년차 1월 1일부터 추가적으로 기준세율의 20퍼센트를 인하하여, 이행 10년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
J	12년 비선형철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 1년차부터 8년차까지 기준세율 유지 이행 9년차 1월 1일부터 4단계에 걸쳐 매년 균등 철폐 이행 12년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
K	무관세 지속	지속적 무관세 대우
L	9년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 9년차 1월 1일부터 무관세 적용
M	12년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 12년차 1월 1일부터 무관세 적용
N	16년 비선형철폐	협정 발효일을 기준으로 15단계에 걸쳐 매년 균등 철폐 이행 15년차에 종가세 30퍼센트로 인하되며, 이행 16년차부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
O	18년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 18년차 1월 1일부터 무관세 적용
P	20년 균등철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 20년차 1월 1일부터 무관세 적용
Q	2014년 1월 1일 철폐	협정 발효일을 기준으로 매년 균등 철폐 후 2014년 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
T	15년 비선형철폐	협정 발효일을 기준으로 이행 1년차부터 10년차까지 기준관세 유지 이행 11년차 1월 1일부터 5단계에 걸쳐 매년 균등 철폐 이행 15년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
U	계절관세	1) 12월 1일부터 4월 30일까지 수입되는 상품의 관세는 완전 철폐 이 협정 발효일에 그 상품에 대한 무관세를 적용 2) 5월 1일부터 11월 30일까지 수입되는 상품의 관세는 이행 1년차부터 7년차까지 기준관세를 유지 이행 8년차 1월 1일부터 8단계에 걸쳐 균등 철폐 후 이행 15년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
V	계절관세	1) 5월 1일부터 10월 15일까지 수입되는 상품의 관세는 이 협정 발효일부터 17단계에 걸쳐 매년 균등 철폐 후 이행 17년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용 2) 10월 16일부터 4월 30일까지 수입되는 상품의 관세는 협정 발효일에 종가세 24퍼센트로 인하 이행 2년차 1월 1일부터 4단계에 걸쳐 균등 철폐 후 이행 5년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용
W	계절관세	1) 9월 1일부터 2월 말일까지 수입되는 상품은 기준관세 유지 2) 3월 1일부터 8월 31일까지 수입되는 상품은 협정 발효일에 종가세 30퍼센트로 인하 (관세는 이행
X	기준관세 유지	원산지 상품에 대한 기준관세를 유지
Y	양허 제외	관세에 대한 어떠한 의무도 적용되지 않음
Z		협정 발효일에 종가세 20퍼센트로 인하 이행 2년차 1월 1일부터 9단계에 걸쳐 매년 균등 철폐 후 이행 10년차 1월 1일부터 그 상품에 대한 무관세를 적용