

한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 총요소생산성 효과 분석

우지에* · 허찬국**

본 연구는 관세율과 기업 단위 총요소생산성(TFP)의 관계를 1995~2014년 『광업제조업조사보고서』에서 구축한 사업체 패널 자료를 사용하여 실증분석하였다. 무역과 산업 데이터를 이용하여 산출품관세율과 투입품관세율, 그리고 사업체 단위의 자료를 사용하여 TFP를 계산하여 분석에 사용했다. 분석 결과 두 종류의 관세율 인하는 기업의 TFP에 긍정적 효과가 있음을 보였다. 관세인하의 긍정적 효과는 300인 이상의 사업체에 더 큰 것으로 나타났다. 종사자당 부가가치로 측정된 노동생산성에도 TFP의 경우와 같이 관세인하의 효과가 확인되었다. 추정치에 따르면 10%p의 관세인하는 TFP를 7% 높이는 것으로 나타났다. 이런 전체 사업체의 결과에 비해 300인 이상의 경우 관세인하 효과는 약 두 배 정도 크고 투입품 관세인하 효과가 산출품 관세의 경우보다 크다.

핵심주제어: 관세인하, 총요소생산성, 사업체 패널, 산출품관세율, 투입품관세율
경제학문헌목록 주제분류: F13, F14

I. 서론

수출주도 경제성장 정책을 채택한 한국은 1967년 최혜국대우원칙을 기반으로 하는 GATT에 가입한 이후 회원국들의 시장에서 관세인하를 받으며 놀라운 교역 규모 성장을 이룩하였다. 하지만 관세인하가 수출에만 적용되지 않았다. GATT와 WTO의 회원국으로서 한국은 각종 시장개방 조치를 시행하였으며 국내로 들어오는 수입품에 대한 관세도 지속적으로 인하하였다. 시장개방의 효과를 살핀 국내외 연구들은 대표적 무역장벽인 관세인하의 경제적 효과를 강조하고 있다.

미시적인 차원에서 보면 관세인하는 생산성 증가를 통해 경제성장에 기여하는

* 제1저자, 충남대학교 무역학과 박사과정, E-mail: jyewu91@gmail.com

** 교신저자, 충남대학교 무역학과 교수, 전화: (042) 821-5562, 팩스: (042) 821-8967, E-mail: chanhuh@cnu.ac.kr

논문투고일: 2018. 7. 20 수정일: 2018. 9. 3 게재확정일: 2018. 9. 29

6 한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 총요소생산성 효과 분석

긍정적 효과를 가져온다. 구체적으로 관세인하의 생산성 증가 경로는, 첫째 최종재 수입품 가격 하락으로 경쟁 압력의 증가가 간접적으로 가져오는 효과, 둘째 중간재 수입품의 가격 하락으로 생산비용을 낮추어 주는 직접적인 효과로 분류할 수 있다. 전자의 경우 최종재 수입품의 관세율이 낮아지면 해당 상품의 국내 가격이 하락하여 경쟁이 심화되며, 국내 생산자들이 이에 대응하면서 기업의 생산성이 향상된다. 그러나 만약 국내 기업들의 경쟁력 열위가 심각하면 일반적으로 시장점유율이 하락하는 등 부정적인 효과가 더 클 수도 있다. 이와 비해 수입 중간재의 관세인하로 중간재의 국내 가격이 하락하면 기업들의 생산비 절감으로 기업들의 생산성 증가를 가져올 것이다. 이런 정성적·이론적 예측에도 불구하고 결국 관세인하가 기업의 생산성 향상을 가져올 수 있는지, 또한 향상시킬 수 있으면 얼마나 영향을 미치는지는 정량적 실증분석이 있어야만 판단할 수 있다. 즉, 구체적인 데이터를 사용하는 검증이 필요하다.

본고는 다음과 같이 관세율과 생산성 간의 관계를 분석한다. 첫째, 무역과 산업 데이터를 이용하여 산출품관세율 및 투입품관세율을 구축했다. 산출품관세율은 각 산업 내의 모든 품목의 세율 평균이고 투입품관세율은 투입산출표(IO표)를 이용하여 구축하였다. 둘째, 두 가지 방법을 사용하여 기업들의 총요소생산성(Total Factor Productivity, 이하 TFP)을 계산하였다.¹⁾ 기업별 TFP 로그 수준을 종속변수로 하고, 설명변수로는 산업별 산출품관세율과 투입품관세율을, 통제변수로는 각종 기업, 산업 특성을 나타내는 벡터를 사용하여 관세인하가 생산성 증가와의 관계를 보여 주는 회기식을 추정하여 분석한다.

기존 연구에 비해 본 연구의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 총량변수 혹은 산업수준변수를 사용한 기존 연구와 달리 1995~2014년 기간 중 통계청 『광업제조업조사보고서』의 제조업 개별 사업체 수준 패널 자료를 사용했다. 둘째, 선행 연구들이 IO표를 기준으로 분류한 중분류 산업의 관세율을 사용했던 것에 비해 본 연구는 소분류 기준으로 산정된 관세율을 사용하였다. 셋째, 본 연구는 국내 연구에서 주로 쓰이는 비모수적 다변수연쇄지수법 외에도, 해외 생산성 연구에서 많이 쓰이는 半모수적 Olley-Pakes 생산성 추정 방법을 사용하였다. 넷째, 고정 효과 추정 방식과 변수들 간의 내생성을 감안한 2SLS 추정 방법을 적

1) 본 연구에서 사용하고 있는 한국 데이터의 기초 단위는 사업체(Plant)이지만 편의상 기업과 사업체라는 용어를 혼용하여 한다. 계산 방법은 Caves, Christensen, and Diewart(1982) 및 Good, Nadiri, and Sickles(1997) 등에 의해 개발한 비모수적인 방법인 다변연쇄지수법(Chained Multilateral Index Number Approach, 이하 CMI)과 Olley and Pakes(1996, 이하 OP)에 의해 개발한 半모수적인 추정 방법(Semi-parametric Estimation)을 사용하였다.

용하여 추정의 견고성을 높였다. 아울러 사업체 패널이 대부분 소규모 사업체로 구성된 것에 따른 결과의 편의를 감안하여 대규모 사업체를 대상으로 하는 더미 변수를 포함하여 유의미하고 흥미로운 결과를 도출했다. 마지막으로, TFP 대신 노동생산성을 종속변수로 하는 모형을 추정하여 관세율 인하의 긍정적 효과를 확인했다.

본 연구는 사용된 자료와 주요 변수인 관세율과 생산성의 산출 방법, 그리고 실증분석의 견고성 확인의 측면에서 국내의 관련 연구 분야에 기여한다. 아울러 투입품관세율 인하가 기업 수준의 생산성에 긍정적 효과를 미친다는 결과를 확인했다.

논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서 선행 연구를 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 국제통상품목분류, 산업분류, 투입산출표 등을 활용하여 산출품관세율, 투입품관세율을 계산하고, 사업체 자료를 이용하여 TFP를 측정한다. 그 다음 동태적 생산성 변화 요인을 분해한다. 제Ⅳ절에서는 앞서 얻은 관세율 자료와 기타 설명변수를 사용하여 사업체의 TFP를 종속변수로 하는 모형을 추정하고 실증분석 결과를 분석한다. 제Ⅴ절에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행 연구

관세인하가 생산성에 미치는 영향에 관련된 초기의 실증분석들은 산업 수준에서 진행되었다. Ferreira and Rossi(2003)는 1985~1997년 기간 중 브라질 16개 제조업 산업 자료를 이용하여 명목관세율 및 실효관세율의 인하가 해당 산업들의 노동생산성과 TFP에 긍정적인 영향을 미쳤다고 밝혔다. Trefler(2004)는 1980~1996년 기간 중 캐나다 213개 제조업 소분류 산업 자료를 이용하여 미국과의 FTA에 따른 관세인하가 노동생산성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 최근에 다국적으로 확장하여 Bas *et al.*(2016)는 1996~2007년 기간 중 16개 OECD 국가의 10개 제조업체의 자료를 이용하여 투입품 관세인하가 하류 제조업체(downstream manufacturing industries)의 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 그는 수입중간재에 관세 부과는 기술적인 수입재의 기술 수준에 따라 상이하게 나타나며 고기술 수준인 수입재에 관세를 부과하면 글로벌 프런티어와 차이가 작은 산업들에 특히 해로운 영향을 미친다고 했다.

산업수준변수를 이용한 산업분석의 경우 기업의 개별적인 특성을 고려하지 못

한다는 한계가 있다. 따라서 기업 데이터를 사용한 분석이 점차 늘어나기 시작했다. Schor(2004)는 1986~1998년 기간 중 4,484개의 브라질 제조업체를 대상으로 분석한 결과, 명목세율뿐만 아니라 투입품관세율도 같이 고려했을 때 관세인하가 기업의 TFP에 긍정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다. 또한 추정 과정에서 기업의 이질성을 어느 정도 고려했는가의 여부에 따라 시장개방의 효과가 매우 상이하게 나타난다는 점을 발견하였다. Fernandes(2007)는 콜롬비아 기업 자료를 사용하여 기업의 이질성을 고려한 후에 명목세율의 인하가 콜롬비아 기업의 생산성 향상에 긍정적인 영향을 미쳤으며 규모가 클수록 긍정적인 효과가 더 크게 나타난다는 결과를 얻었다. Bustos(2011)도 아르헨티나 자료를 사용하여 관세인하를 포함한 다자 간 무역 자유화는 기업의 생산성에 긍정적인 영향을 주고 있음을 발견하였다.

라틴아메리카의 경우 외에도 많은 연구자들이 투입품관세율에 초점을 맞추어 관세인하가 기업의 TFP에 어떤 영향을 미치는지 분석이 수행되었다. Amity and Konings(2007)는 인도네시아, Kasahara and Rodrigue(2008)는 칠레, Kugler and Verhoogen(2009)은 콜롬비아, Goldberg *et al.*(2010), Topalova and Khandelwal(2011)는 인도, Bas(2012)는 아르헨티나, Bas and Cause(2013), Bas and Strauss-Kahn(2014, 2015)는 프랑스의 자료를 사용한 연구에서 투입품관세율 인하가 기업의 생산성에 긍정적인 영향을 미치고 있는 것을 발견하였다. 또한 나라에 따라 추정된 효과의 크기가 다른 경우도 있다. Amity and Konings(2007)의 인도네시아 관련 연구는 투입품관세율의 인하 효과는 산출품관세율 인하보다 대략 두 배 정도 크다고 추정했다. 이에 비해, Topalova and Khandelwal(2011)의 인도를 대상으로 한 연구는 투입품관세율의 인하 효과는 산출품의 경우보다 대략 열 배 정도 크다는 결과를 얻었다.

그러나 중간투입품과 산출품관세율 인하의 효과 비교에서 후자가 전자보다 더 크게 추정된 결과도 있다. Yu(2015)는 2000~2006년 중 중국에 대한 분석에서 큰 무역기업들에 부과하는 산출품관세율의 인하 효과가 중간투입품 인하 효과보다 크게 나타난다고 주장하였다. 그는 중국 전체 무역에서 가공무역이 큰 비중을 차지하는 것을 그 원인으로 제시했다. 즉, 수입품 중 중간투입품으로 쓰이는 많은 상품이 수출품으로 가공되어 재수출되는 경우 수입관세를 환급 받게 된다. 따라서 가공무역과 관련된 수입품에 대한 관세율의 영향이 크지 않게 된다. 기업들의 가공수입 비중이 클수록 관세인하 효과가 더 작아진다는 분석 결과를 얻었다. 이에 비해 Hu and Liu(2014)는 산출품 관세인하가 중국 제조업 기업의 생산성 증

가에 부정적인 영향, 투입품의 관세인하는 긍정적인 영향을 미치는 것을 보고하였다. 毛其淋(2013)은 1998~2007년의 제조업 기업 데이터를 사용하여 투입품 및 산출품의 관세인하는 생산성에 긍정적인 영향을 미치고 있고 투입품의 관세인하 효과가 더 크게 나타났다는 결과를 얻었다.

한국과 관련해서 관세인하에 대한 연구로는 이시욱(2007)과 장용준·조미진(2015)이 있다. 이시욱(2007)은 1992~2003년 기간 중 한국 사업체 수준의 미시 자료를 이용하여 수입관세 변화가 제조업 내 개별 사업체의 TFP에 어떠한 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 그는 수입관세율이 1%p 하락할 경우 개별 사업체의 생산성은 평균적으로 1.3% 정도 증가한다는 결과를 도출하였다. 장용준·조미진(2015)은 칠레부터 미국까지 한국이 체결한 FTA에 초점을 맞추어 무역 자유화에 따른 중간재 수입 효과를 분석하였다. FTA 특혜세율과 일반관세에서 중간재에 대한 관세인하가 산업의 TFP에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 얻었다.

앞선 한국에 대한 연구와 본 연구와의 차이점은 다음과 같다. 먼저 이시욱(2007)은 산출품관세율과 중간투입품관세율을 나누지 않았고, 수입금액을 가중치로 하여 계산한 수입관세를 활용했다. 이와 달리 본 연구는 투입산출표를 사용해서 중간투입품관세율 및 산출품관세율을 추정하고 기업별 생산성 효과를 분석한다. 장용준·조미진(2015)의 경우 한국이 체결한 칠레, 싱가포르, ASEAN, EU, 미국 등과의 FTA를 대상으로 FTA를 통한 무역 자유화에 따른 중간재 교역 및 생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 생산성은 기업 단위가 아니라 산업을 사용하고 있다. 이에 비해 본 연구는 사전적 구분 없이 투입산출표를 이용하여 모든 HS 6단위 수입품을 대상으로 분석하여 최종 산출품과 중간투입품 관세율을 계산하여 분석에 사용하였다. 아울러 생산성을 이시욱(2007)과 마찬가지로 기업을 대상으로 계산하였다. 따라서 본 연구는 기업의 개별적인 특성을 최대한 고려할 수 있다. 아울러 이시욱(2007) 이후 약 7년간의 추가 자료를 사용하여 관세율 인하 효과의 추이를 업데이트하는 의미가 있다. 본 연구는 300인 이상 사업체에 대한 분석과 노동생산성을 종속변수로 하는 분석 결과도 제시한다.

III. 관세율 자료의 산출 및 TFP의 추정

1. 산출품관세율 및 투입품관세율 계산

수입품에 관세를 인하하면 일반적으로 수입품의 국내 가격이 하락하고 이로 인해 국내 생산품은 외국 수입체와의 경쟁 증대를 가져와 생산성이 낮은 기업들은 시장에서 퇴출되고 이를 통해 경제 전체의 생산성이 증가할 것이다. 또한 완제품 생산에 사용된 원료를 포함한 수입중간재에 대하여 함께 고려하면, 수입중간재의 국내 가격이 하락하고 국내 생산할 때 필요한 비용이 줄어 기업들의 생산성 증가를 가져올 것이다. 산출품관세율 및 투입품관세율이 다음과 같이 계산된다.

(1) 산출품관세율

Amiti and Konings(2007), Yu(2015)를 참고해서 산출품관세율을 다음과 같이 계산한다.

$$Output\ Tariff_{jt} = \frac{\sum_{s \in I_j} n_{st} \times Tariff_{st}^{HS_6}}{\sum_{s \in I_j} n_{st}} \quad (1)$$

여기서, $Output\ Tariff_{jt}$ 는 산업 j 의 t 년도의 수입관세율이다. s 는 6단위인 국제통상상품분류체계(HS) 분류된 상품, I_j 는 산업 j 의 집합, n_{st} 는 t 년도 산업 j 에 속하는 HS 6단위 품목 s 의 수량이다. 본 연구에서 사용한 관세율 데이터는 WTO에서 다운로드를 받았고 최혜국대우 실행세율(MFN Applied Rate)을 적용하였다.

산출품관세율 및 투입품관세율을 도출하기 위해 HS 무역통계를 투입산출표에 연결하여야 한다. HS 코드와 투입산출표 코드의 연결 방법은 다음과 같다.

① HS 버전 통계코드를 통일한다. HS 코드버전이 분석기간에 여러 번 바뀌기 때문에 UN 통계청(UNSD)에서 제공한 HS1996년, HS2002년, HS2007년, HS2012년 버전의 연결표²⁾를 이용하여 분석기간에 상품의 관세율의 통계 방식을 HS2002 버전으로 전환하였다.

② HS2002 코드와 국제표준산업분류(ISIC) 코드를 연결한다. 양자의 분류기준이 다르기 때문에 ISIC와 HS는 완벽하게 일 대 일로 대응하지 않는 한계점이 있

2) 자료: <https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>

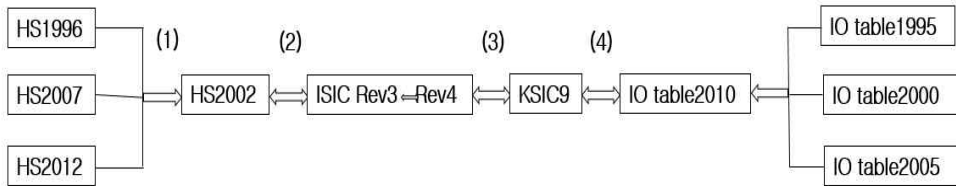
다. 미국 Purdue University의 Hutcheson 교수가 중앙생산물분류(Central Product Classification: CPC)³⁾를 매개체로 하여 HS2002 6자리 단위의 코드와 ISIC Rev3 4자리 단위의 코드를 연결한 자료를 제공하고 있다. 따라서 본 연구는 이 연결표를 이용하였다.

③ 국제표준산업분류(ISIC)와 표준산업분류를 연결한다. 한국의 표준산업분류(KSCI)는 기본적으로 ISIC에 기초하여 작성되기 때문에 통계청에 나오는 설명 자료에 따라 ISIC 4단위 코드와 KSCI 4단위 코드를 연결하였다.

④ 마지막으로 표준산업분류 코드와 투입산출표 코드를 연결한다. 통계청에서 나오는 설명 자료에 따라 KSCI 4단위 코드와 IO표 소분류 코드(2010년 IO표에 제조업 88개 소분류 항목으로 구성)를 연결하였다.

또한 산업 내에 구조적인 변화를 반영하기 위해서 한국의 1996~1999년의 투입산출 비중은 1995년 IO표에서, 2000~2004년의 투입산출 비중은 2000년 IO표에서, 2005~2009년의 투입산출 비중은 2005년 IO표에서, 2010~2014년 투입산출 비중은 2010년 IO표를 사용하였다. HS 품목 코드와 IO표 코드의 매칭 과정을 <그림 1>에서 볼 수 있다.⁴⁾

<그림 1> HS 코드와 산업연관표 코드의 매칭 과정



출처: 저자 작성.

(2) 투입품관세율

투입품관세율은 Schor(2004), Goldberg *et al.*(2010), Amiti and Konings(2007)

3) 자료: https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=1916

4) 코드 간에 매칭할 때 일 대 일, 일 대 다수, 다수 대 일의 경우 연결할 수 있지만 다수 대 다수일 경우 연결할 때 중복 계산하는 문제가 있을 수 있다. 따라서 다수 대 다수일 경우 최남석(2012)을 참고해서 한쪽을 평균을 내서 일 대 다수로 만들어 대응시켰다. 코드들의 연결 방법 및 문제점은 김혜란(2008), 최남석(2012), 유형선 외(2015)를 참고하기 바란다.

12 한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 총요소생산성 효과 분석
 에 따라 다음과 같이 계산한다.

$$Input\ Tariff_{jt} = \sum_{g \in G_j} \alpha_{gt} \times Output\ Tariff_{gt} \quad (2)$$

여기서, $Input\ Tariff_{jt}$ 는 산업 j 의 t 년도의 수입투입품 관세율이다. G_j 는 산업 j 의 투입집합을 의미하여 $\alpha_{gt} = Input_{gt} / \sum_{g \in G_j} Input_{gt}$ 는 t 년도의 g 투입 요소가 산업 j 에 차지한 투입 비중이다. 위에서 계산한 바와 같이 수입투입품 관세율은 실제로 각 투입품의 관세율을 투입산출표의 투입 비중을 가중치로 사용하여 계산한 가중평균값이다. 예를 들면, 최종재 산업 j 가 산출품을 생산하기 위해 3개 산업의 투입물을 사용한다고 가정하자. 그리고 각 산업의 수입관세율은 5%, 10%, 20%이며 투입 비중은 각각 0.4, 0.3, 0.3이면 산업 j 의 투입품관세율은 $5\% \times 0.4 + 10\% \times 0.3 + 20\% \times 0.3 = 11\%$ 이다.

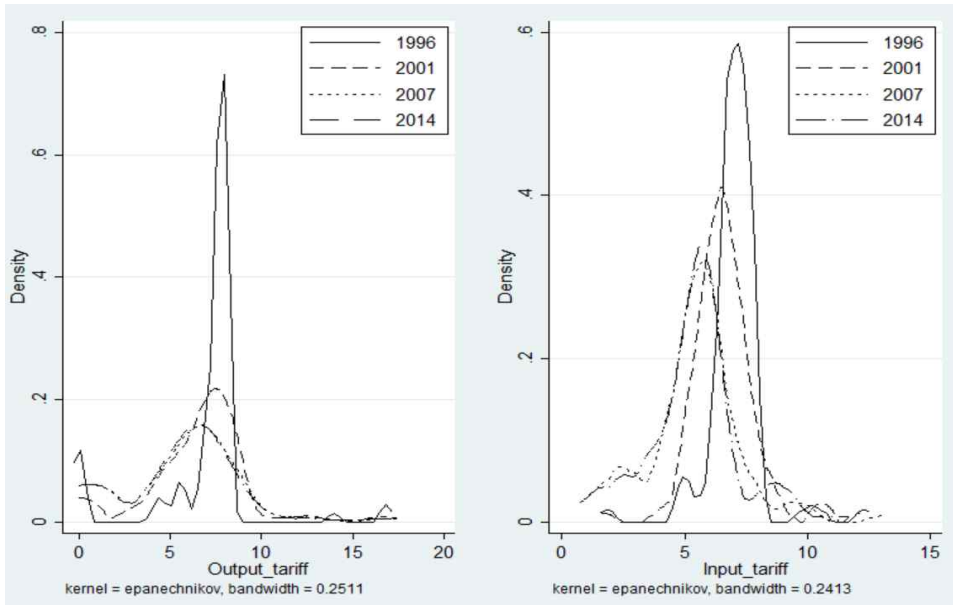
(3) 관세율 추세

한국의 무역 자유화 추세는 수입품관세율의 변화에 잘 나타나고 있다. <그림 2>에서 산출품과 투입품관세율 커널분포 추이를 보면 알 수 있듯이, 1996~2014년까지의 한국 평균관세율은 좌측으로 이동하고 있어 커널이 뾰족한 형태에서 완만한 형태로 바뀌고 있다. 즉, 산출품관세율과 투입품관세율이 계속 하락하는 추세이고 서로 다른 산업 간에 산출품관세율과 투입품관세율의 차이가 커지고 있다는 것을 의미한다. 또한 평균적으로 투입품관세율은 산출품관세율보다 작게 나타났다.

<표 1>은 1996~2014년 한국 제조업 산업별(ISIC3 2단위) 산출품관세율과 투입품관세율을 보여 주고 있다. 산업분류에 따라 관세율의 수준에 상당한 차이가 보였다. 1996년부터 2014년까지 펄프, 종이 및 종이제품 제조업(21), 사무, 계산 및 회계용 기계제조업(30), 영상, 음향 및 통신장비 제조업(32), 제1차 금속산업(27) 등의 산출품관세율은 크게 인하되었지만, 의복 및 모피제품 제조업(18), 섬유제품 제조업(17), 가죽, 가방, 마구류 및 신발 제조업(19), 음료식료 제조업(15) 등은 인상되었다. 이와 동시에 출판, 인쇄 및 기록매체 복제업(22), 펄프, 종이 및 종이제품 제조업(21), 제1차 금속산업(27)의 투입품관세율은 상대적으로 크게 인하되었다. 그러나 산출품과 투입품의 관세율은 2007년 이전에 뚜렷한 인하 추세

가 보이는 것에 비해 2007년 이후에는 매우 점진적인 움직임 보이고 있다. 한 가지 가능성은 관세율의 전반적 수준이 낮아지면서 그 이전에 비해 하락 추세가 둔화되었을 가능성이다. 또 다른 가능성은 본 연구에서 사용하는 MFN 관세율이 한국이 2000년대 후반부터 체결한 FTA에 따른 특혜 관세율을 포함하지 않기 때문이다.⁵⁾

<그림 2> 제조업체 산출품과 투입품의 관세율 분포 변화



주: 투입산출표 소분류 기준(2010년 기준 매년 88개 제조산업)으로 작성. X축 좌표는 산업들의 관세율의 수준, Y축 좌표는 커널 밀도 함수로 추정된 확률 밀도 값이다.
자료: 저자 작성.

그 다음 제조업 산업별 관세율에 자연평균을 취해서 연도별 관세율⁶⁾을 계산하였다. <그림 3>을 보면 한국의 제조업 최종 산업 평균관세율은 1996년의 7.75%에서 2007년의 6.23%로 인하되었고, 투입품 산업 평균세율은 1996년의

5) 본 연구에서 사용된 MFN 관세율이 FTA 특혜관세율을 포함하지 않는다는 한계점이 있지만, 장용준·조미진(2015)에 따르면 FTA 협정 세율의 활용률이 50% 미만인 것으로 나타나고 있다. 따라서 MFN 관세율 수준은 무역 자유화 정도를 대표할 수 있다고 판단된다.

6) 여기서 연도별 평균세율은 산업별의 평균을 취해서 구하기 때문에 수치적으로 세계은행에 제공한 제조업 품목의 연도평균세율과 조금 차이가 있다.

14 한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 중요소생산성 효과 분석

7.07%에서 2007년의 5.42%로 인하되었다. 2007년 이후에는 큰 변화가 없었다.

<표 1> 분석기간 중 산출품과 투입품의 세율 변화율

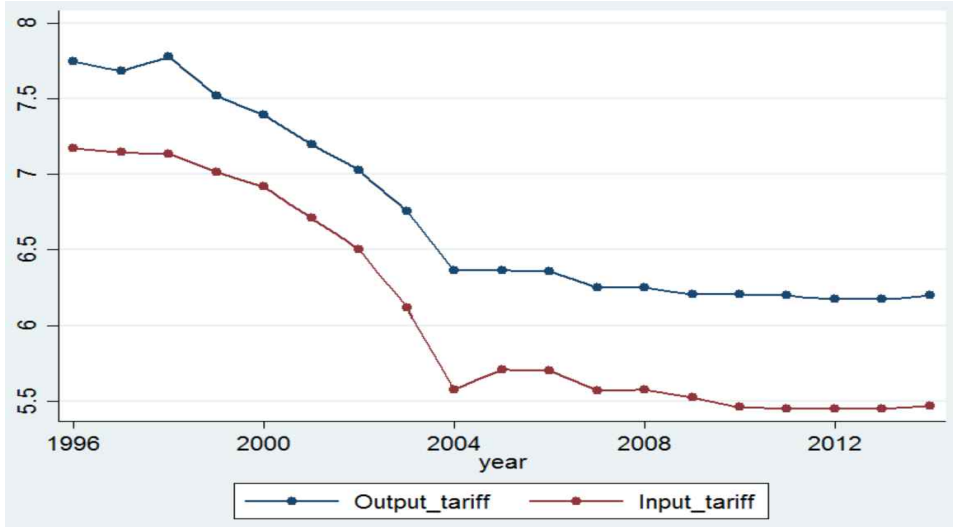
(단위: %)

제조업산업(코드)	산출품 관세 변화율		투입품 관세 변화율	
	2007 이전	2007 이후	2007 이전	2007 이후
음식료품 제조업(15)	0.91	-0.31	-0.65	-0.58
담배 제조업(16)			-3.08	0.23
섬유제품 제조업(17)	1.33	0.00	-0.06	-0.11
의복 및 모피제품 제조업(18)	4.46	-0.16	-0.24	-0.23
가죽, 가방, 마구류 및 신발 제조업(19)	1.14	-0.10	-1.79	-0.06
목재 및 나무제품 제조업(20)	-0.24	-0.03	-1.10	0.14
펄프, 종이 및 종이제품 제조업(21)	-7.08	0.23	-3.58	0.50
출판, 인쇄 및 기록매체 복제업(22)	-2.73	-0.22	-3.65	0.47
코크스, 석유 정제품 및 핵연료 제조업(23)	0.01	-0.17	-0.37	0.09
화합물 및 화학제품 제조업(24)	-1.98	-0.15	-0.81	0.01
고무 및 플라스틱 제품 제조업(25)	-0.64	-0.43	-1.68	-0.07
비금속 광물제품 제조업(26)	-0.27	0.04	-0.34	-0.11
제1차 금속산업(27)	-3.96	-0.14	-3.55	0.11
조립금속제품 제조업(28)	-0.73	-0.01	-2.32	0.33
달리 분류되지 않은 기계 및 장비 제조업(29)	-1.42	-0.01	-1.57	-0.14
사무, 계산 및 회계용 기계 제조업(30)	-5.95	-0.14	-2.21	-0.05
달리 분류되지 않은 기타 사무, 계산 및 회계용 기계 제조업(31)	-0.95	-0.01	-1.59	-0.13
영상, 음향 및 통신장비 제조업(32)	-4.06	0.17	-2.04	-0.05
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업(33)	-1.61	0.05	-1.62	-0.08
자동차 및 트레일러 제조업(34)	-0.05	0.00	-0.95	-0.22
기타 운송장비 제조업(35)	-0.18	0.00	-1.49	-0.04
가구 및 기타 제조업(36)	-1.31	-0.07	-1.71	-0.11

자료: 저자 작성.

<그림 3> 1996~2014년 연도별 산출품과 투입품의 관세율 변화

(단위: %)



자료: 저자 작성.

2. TFP의 추정 및 결정 요인 분석

(1) TFP 추정 방법

본 연구는 선행 연구들과 같이 총요소생산성(TFP)을 분석 대상 생산성으로 사용한다. Van Biesebroeck(2007)는 생산성을 추정하기 위해 자주 쓰는 두 개의 비모수적 방법 및 세 개의 모수적 방법을⁷⁾ 비교분석하여, 다른 분석 방법으로 추정한 생산성 간에 높은 상관관계를 가지고 있다는 것을 확인했다. 방법 중에 Caves, Christensen, and Diewart(1982) 및 Good, Nadiri, and Sickles(1997)에 의해 개발한 비모수적인 방법인 다변연쇄지수법은 복잡한 계량 과정이 필요 없이 수학적으로 계산할 수 있는 장점을 가지고 있어서 본 연구에서 사용한다. 그러나 이렇게 측정된 생산성은 가상 기업에 대한 상대적인 생산성이기 때문에 해당 기업의 실제 생산성으로 보기에 어렵다. 보완적으로 Olley and Pakes(1996)에 의해 개발한 반모수적인 추정 방법을 사용하여 각 기업의 생산성도 계산하였다. 각 방

7) 모수적인 방법은 확률변경 분석(Stochastic Frontiers), 도구변수(Instrumental Variables) 및 GMM 추정 방법이다.

16 한국 제조업 사업체 패널 자료를 이용한 관세인하의 중요소생산성 효과 분석
식에 대한 상세한 설명은 부록에 제시되었다.⁸⁾

(2) 데이터

사업체별 중요소생산성을 추정하기 위해 한국 통계청의 『광업제조업조사보고서』의 1995~2014년의 자료를 사용하였다. 한국 통계청의 『광업제조업조사보고서』는 광업 및 제조업의 종사자 5인(2007년부터 조사 대상은 10인 이상) 이상의 사업체에 대한 매년마다 조사를 기초로 만들어진 가장 광범위한 데이터베이스이다. 이 자료는 사업체 코드를 시계열로 일관성 있게 유지하고 있어 보다 정확한 미시적 분석이 가능하여 사업체의 진입 및 퇴출 효과(한진희, 2003), 관세인하로 본 경제 개방의 생산성 효과(이시욱, 2007) 등 미시적 패널분석에 쓰이고 있다.⁹⁾

본 연구와 관련하여 몇 가지 데이터와 관련된 이슈들이 있다. 첫 번째는 가용 관측치 수에 영향을 미치는 조사 대상 사업체 규모에 대한 기준이 표본기간 내에 바뀐 것인데, 2008년부터 조사 대상이 종사자 5인 이상 사업체에서 10인 이상으로 변경되었다. 한국 제조업에서 5인 이하의 사업체 수가 많기 때문에 이들의 표본 포함 여부에 따라 전체 관측치 수가 크게 달라지는 것을 <표 2>가 보여 준다. 관측치 수만 감안하면 5인 기준 자료가 바림직하지만 소규모 사업장이 전체에서 지나치게 큰 비중을 차지하고 있어 분석 결과에 영향을 미칠 개연성도 있다. 하지만 관측치 수를 최대한 확보하기 위해서 5인 이상 자료를 사용해서 분석한 결과를 사용한다. 하지만 향후 분석 내용 중 소규모 사업체가 많은 것에 따른 결과의 편의가 없는지를 검토하기 위해 대규모 사업체를 따로 분류하여 분석할 것이다.

그 외에도 자료의 신빙성에 영향을 미치는 몇 가지 경우들에 대해 적절한 조치를 취했다. 사업체의 설립연도가 지나치게 오래 된 경우(130년 이상)가 있는데,

8) OP 방법은 추정 과정에서 여러 데이터를 사용하기 때문에 관련된 추가 자료들이 많다. Amiti and Konings(2007), Yu(2015)의 예를 보면 해당 기업의 수출기업 여부, 수입 중간투입재와 국산 투입재의 비중 등 본 연구에서 사용된 사업체들의 원자료에서 제공되지 않는 변수와 또 이 변수들의 불변화를 위한 각종 디플레이터 등 추가적인 정보를 사용하고 있다. 본고에서는 데이터의 제약으로 인용된 논문들에 비해 OP 추정의 엄밀도가 상대적으로 낮을 수 있음을 밝힌다.

9) 국내 연구에서 사업체 자료로 많이 이용되는 데이터베이스는 한국상장회사협의회회의 TS2000, 한국신용평가정보의 KisValue, FnGuide의 DATAGUIDE PRO가 있다. 오명전·이은철(2007)은 이 자료들의 문제점으로 시장에서 퇴출된 사업체들의 자료가 삭제된다는 점을 지적했다.

본 연구에서 사업체의 업력(業歷)을 설명변수로 쓰이기 때문에 문제가 되므로 이런 사업체를 제외시켰다. 또한 사업체 코드가 중복된 사업체는 분석에서 제외하였다. 투입요소의 비용 몫(share)이 음 또는 0이거나, 노동자 수, 자본 등 투입 항목이 없어 TFP가 계산할 수 없는 사업체는 다변연쇄지수법으로 TFP를 계산에서 제외하였다. OP 방법에서 따른 추정은 투입요소가 없어도 가능하기 때문에 추정 결과표에서 보듯이 CMI TFP 모형 추정에 사용된 관측치 수가 OP의 경우보다 작다. 마지막으로 대규모 패널 자료 사용의 관행에 따라 중요한 변수를 상위 0.05%와 하위 0.05%를 제외하였다.

<표 2> 제조업체 총 관측치 수와 필터링한 후에 관측치 수

연도	총 관측치	필터링 후 (고용인 수 5인 이상)	필터링 후 (고용인 수 10인 이상)
1995	86,131	85,287	47,717
1996	86,925	86,140	47,324
1997	82,379	81,734	42,604
1998	78,141	77,375	41,788
1999	89,394	88,708	47,259
2000	96,205	95,431	50,847
2001	103,758	102,990	51,760
2002	108,025	107,188	53,743
2003	110,390	109,680	53,971
2004	111,041	110,266	53,564
2005	114,891	114,030	55,943
2006	116,778	115,905	57,737
2007	61,783	60,149	59,652
2008	58,457	57,270	57,199
2009	57,994	56,582	56,524
2010 ¹⁾	326,811	56,414	56,353
2011	63,033	60,509	60,422
2012	63,907	61,796	61,644
2013	65,389	62,547	62,452
2014	68,640	63,931	63,762

주: 1) 2010년은 경제총조사를 실시한 해였으며 그 연도만 존재하는 사업체가 많다.
자료: 저자 작성.

제조업 사업체의 원 데이터 총 관측치 수와 위의 조건을 적용하여 필터링(filtering)한 후에 관측치 수는 <표 2>에 정리되었다. 1997년 아시아 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 때 사업체 도산으로 관측치 수가 감소했지만 그 이후 증가하고 있다.

기업별 TFP를 추정하는 데 있어서 총생산액을 한국은행의 산업별 생산자물가지수로 나눈 값을 기업 생산량으로 사용하였다. 자본스톡은 기말유형고정자산¹⁰⁾을 사용하였는데, 명목 금액인 기말유형고정자산을 국민계정의 고정자본형성 통계에 있는 자본재 형태별 디플레이터를 사용하여 실질화했다. 노동투입으로 종업원 수, 노동투입에 대응하는 노동비용은 연간 급여액, 퇴직금, 복리후생비를 활용하였다. 마지막으로 중간재 투입량으로 광업제조업조사의 제조원가에서 관관비 소계항목¹¹⁾을 사용하였다. 중간재 금액을 실질화하기 위해 한국은행의 산업별 중간재 디플레이터를 사용하였다.

(3) 생산성 추정 결과

앞서 언급한 바와 같이 각 산업마다 서로 다른 기술을 사용할 수 있으므로 OP추정법 추정 시 산업별로 추정했다. 이렇게 추정한 투입계수 결과는 <부표 1>에 제시했다. 산업별 추정 결과를 살펴보면 노동, 원재료, 자본의 투입 비중의 합은 1에 가깝다.

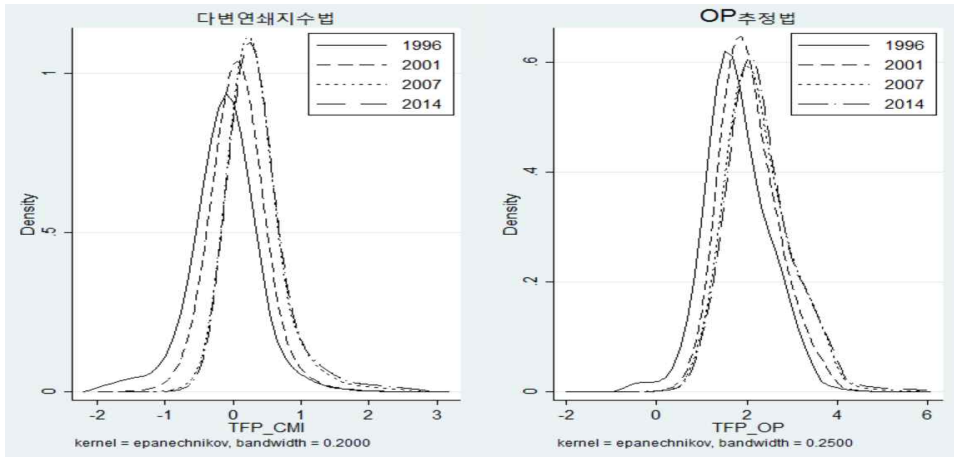
<그림 4>는 다변연쇄지수법 및 OP추정법으로 계산한 제조업체 주요 연도의 TFP 분포의 변화를 보여 준다.¹²⁾ X축 좌표는 기업의 TFP 정도, Y축 좌표는 커널 밀도 함수로 추정한 확률밀도이다. TFP는 자연로그 값으로 표현했기 때문에, 좌표 1단위 차이는 생산성의 약 2.7배 차이를 나타낸다. 종사자 수를 가중치로 사용하여 확률밀도를 계산했다. <그림 4>를 보면 두 가지 방법으로 추정한 TFP는 차이가 있지만 관세 추이와 반대로 1996년부터 2007년까지 생산성의 분포가 뚜렷하게 우측으로 이동하였음을 알 수 있다. 그러나 2007년부터 최근까지는 상대적으로 변화폭이 크지 않다. 관세인하와 생산성 간의 관계를 더 체계적으로 규명하기 위해 실증분석을 수행했다.

10) 기말유형고정자산은 고정자산 연말잔액에서 건설 중인 자산을 차감한 금액으로 계산된다.

11) 통계청에 따르면 관관비 소계는 원재료비, 연료비, 전력비, 용수비, 외주가공비, 수선비의 합으로 계산되며 부가가치는 생산액에서 관관비 소계를 차감한 금액으로 계산된다.

12) 두 가지 방법으로 계산된 생산성 간에 0.6의 상관관계를 가진다.

<그림 4> 제조업체 TFP 분포의 변화: 1996~2014



주: X축 좌표는 기업들의 TFP 정도, Y축 좌표는 커널 밀도 함수로 추정된 확률밀도이다. 종사자 수를 가중치로 사용하여 확률밀도를 계산한다.
 자료: 저자 작성.

IV. 실증분석

1. 모형 설정과 추정

관세인하와 생산성의 관계를 조사하기 위해 본 연구는 Amiti and Konings (2007) 및 Yu(2015)에 의해 제기된 모형을 기본 모형으로 사용한다.

$$\ln TFP_{ijt} = \beta_{0i} + \beta_1 Output\ Tariff_{jt} + \beta_2 Input\ Tariff_{jt} + \Phi' X_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

여기서, $\ln TFP_{ijt}$ 는 t 년도 기준 산업 j 에 속한 기업 i 의 TFP 로그 수준, $Output\ Tariff_{jt}$ 는 t 년도의 산출품관세율이며 $Input\ Tariff_{jt}$ 는 t 년도의 투입품 관세율이다. 따라서 투입 및 산출관세변수의 계수 β_1, β_2 는 반탄성치(semi-elasticity)의 의미이다. 즉, 관세의 1단위 변화가 생산성 로그 수준의 몇 %의 변화를 가져 오는가를 보여 준다. β_{0i} 는 기업 i 의 고유의 고정 효과이다. X_{ijt} 는 각종 기업의

특성변수, 산업특성변수 및 거시환경 변화를 반영하는 더미변수의 벡터이며 ϕ' 는 이들 변수들의 추정계수벡터이다. 통제변수 X_{ijt} 는 다음과 같이 구성된다.

$$X_{ijt} = \gamma_1 HHI_{jt} + \gamma_2 klratio_{ijt} + \gamma_3 age_{ijt} + \gamma_4 age_{ijt}^2 \quad (4)$$

통제변수를 각각 살펴보면 다음과 같다. HHI_{jt} 는 허핀달-허쉬만 지수(Hirschman-Heffindal Index)이다. 시장집중도를 나타내는 지표로서 산업 내 각 기업의 시장점유율을 제곱하여 합한 값으로 계산된다. 계산 공식은 $HHI_{jt} = \sum_{i \in I_j} (sale_{ijt}/sale_{jt})^2 = \sum_{i \in I_j} S_{ijt}^2$ 이다. 여기서 $sale_{ijt}$ 는 기업 i 의 매출금액, $sale_{jt}$ 는 기업 i 가 속한 산업 j 의 매출금액이며, S_{ijt} 는 산업 내 각 기업의 시장 점유율이다. 이 지수는 0과 1 사이에서 변화하고 커질수록 해당 산업에서 큰 기업이 시장지배적임을 나타낸다. 일반적으로 이 지수가 낮을수록 경쟁이 치열해진다고 본다. 하지만 Nickell(1996)은 경쟁이 생산성에 미치는 영향에 대한 이론적인 예측이 그렇게 뚜렷하지 않다. 이어진 실증분석에서 그는 경쟁이 생산성 증가와 양(+의 상관관계가 있음을 보여 주었다. 그러므로 HHI 추정계수에 대한 예측 부호는 불확실하다.

산업이나 기업에 따라 자본집약도가 다른 경우가 많고 이는 생산성에 영향을 미칠 수 있다. $klratio_{ijt}$ 는 기업 i 의 자본집약도이다. 즉, 각 기업 실질 기말유형 고정자산을 노동자 수로 나눈 비율로 계산된다. 자본집약적인 기업과 노동집약적인 기업 간의 생산성 증가율의 차이를 통제하기 위해 $klratio_{ijt}$ 를 통제변수로 사용하였다.

기업의 업력도 체계적으로 영향을 미칠 수 있기 때문에 창설연도 이래의 업력 변수 age_{ijt} 를 포함했다. 이는 창설연도 이래의 총 연수를 100으로 나눈 값을 이용하였다. 기업수명주기이론에 의하면 기업들도 제품과 유사하게 창업기, 초기성장, 고속성장, 성숙기, 쇠퇴기 등 수명주기를 가지며 각 수명주기에 따라 생산성 수준은 차이를 보이게 된다.¹³⁾ 이로 인하여 업력과 기업의 생산성 간에 다차함수 관계를 가질 수도 있다. 이점을 고려하여 추정식에 업력변수의 자승항(age_{ijt}^2)을 포함하였다. 그러므로 age_{ijt} 추정계수에 대한 예상부호는 플러스이며 자승항(age_{ijt}^2)에 대한 예상부호는 양과 음이 다 가능하다. 모형에 포함된 변수들의 기

13) 기업수명주기에 관한 자세한 설명은 노용환·홍성철(2011)을 참조.

초통계량과 변수들 간의 상관관계를 각각 <표 3>과 <표 4>에 제시하였다.

<표 3> 모형에서 사용된 변수들의 기초통계량

변수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
<i>TFP_CMI</i> (로그 수준)	0.12	0.48	-3.20	4.49
<i>TFP_OP</i> (로그 수준)	2.02	0.60	-8.22	8.99
<i>Output Tariff</i>	0.08	0.03	0.00	0.18
<i>Input Tariff</i>	0.06	0.02	0.01	0.13
<i>HHI</i>	0.03	0.05	0.00	1.00
<i>klratio</i> (로그 수준)	3.19	1.57	-5.84	13.45
<i>age</i>	0.09	0.08	0	1.27

자료: 저자 작성.

<표 4> 모형에서 사용된 변수들의 상관관계

변수	<i>Output Tariff</i>	<i>Input Tariff</i>	<i>HHI</i>	<i>klratio</i>	<i>age</i>
<i>Output Tariff</i>	1				
<i>Input Tariff</i>	0.71	1			
<i>HHI</i>	-0.20	-0.14	1		
<i>klratio</i>	-0.15	-0.18	0.01	1	
<i>age</i>	-0.05	-0.10	-0.00	0.26	1

자료: 저자 작성.

본 연구의 관심 사항은 산출품 관세인하로 인한 경쟁압력 효과 및 투입품 관세인하로 인해 생기는 생산비용 절감 효과가 TFP 변화에 유의미하게 영향을 미치는가이다. 만약에 β_1 와 β_2 의 추정치가 통계적으로 유의한 음의 값을 갖게 된다면, 이런 효과들이 존재한다고 말할 수 있고 관세장벽이 낮을수록 기업의 생산성 증가율이 높음을 의미한다.

그러나 기본 모형 (3)의 추정 결과의 견고성에 영향을 미칠 수 있는 두 가지 중요한 사항이 있다. 첫째는 앞서 데이터 설명 부분에서 논의했던 바와 같이 전

체 표본에서 종사자 10명 정도의 소규모 사업체가 차지하는 비중이 절대적이어서 분석 결과에 편의를 발생시킬 수 있다. 관측치 중 차지하는 비중은 작지만 종사자 수가 수백 명이 넘는 사업체도 있다. 이런 대규모 사업체는 소규모에 비해 규모의 경제면에서 차이가 클 것으로 예상된다. 아울러 기업의 이질성에 바탕을 둔 Melitz(2003)의 이론에 따르면 대규모 사업체의 경우 생산성이 높은 수출기업일 가능성이 높다. 주 8)에서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 원자료의 한계로 이 분야의 대표적 해외 연구들과 달리 개별 기업의 수출기업 여부를 생산성 계산 단계에서 반영하지 못하고 있다. <표 5>는 표본 중 대규모 사업체가 관측치 수, 종사자, 생산액 등에서 차지하는 비중을 보여 준다. 전체 관측치 수에서 1%도 차지하지 않는 이들 사업체는 고용의 약 1/4, 전체 생산액과 부가가치의 반 이상을 차지하고 있음을 알 수 있다. 따라서 규모의 경제, 수출기업 가능성 등을 감안하여 대규모 사업체의 경우 관세율 인하의 효과가 非대규모 사업체에 비해 다른지를 검증할 필요가 있다. 이를 위해 종사자 300인 이상 사업체를 특정하는 더미변수(Large)를 설정하여 이 더미변수와 투입품 및 산출품관세율을 교차시킨 항을 식 (3)에 추가한 아래의 식 (5)를 추정할 것이다.

$$\begin{aligned} \ln TFP_{ijt} = & \beta_{0i} + \beta_1 Output\ Tariff_{jt} + \beta_2 Input\ Tariff_{jt} \\ & + \beta_3 Output\ Tariff_{jt} \times Large + \beta_4 Input\ Tariff_{jt} \\ & \times Large + \Phi' X_{ijt} + \epsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

<표 5> 종사자 300인 이상 대규모 사업체의 평균 및 비중

	300인 이상 사업체	300인 이하 사업체
전체 관측치 수	13,130(0.8%)	1,640,801(99.2%)
사업체당 종사자 수(명)	1,046(26.6%)	23(73.4%)
사업체당 생산액(백만 원)	706,179(53.3%)	4,957(46.7%)
사업체당 부가가치(백만 원)	239,637(51.8%)	1,787(48.2%)

출처: 저자 작성.

만약 300인 이상의 사업체에서 관측되는 관세율과 TFP와의 관계가 그 이하 규모의 사업체들과 다르지 않다면 교차항들의 계수(β_3, β_4) 추정치가 유의하지

않게 나올 것이다. 하지만 이들이 유의미하면 그 부호와 크기가 추가적인 정보를 제공할 것이다.

둘째, 관세율을 설명변수로 사용한 실증분석의 한 가지 잠재적 문제점은 생산성과 관세율 사이의 내생성이 있을 수 있다는 점을 기존 연구들이 언급하고 있다. 즉, 관세 당국이 어떤 산업의 생산성 증가율이 낮아 소위 경쟁력이 취약하다고 판단될 때 이 산업을 보호하기 위해 관세율을 높게 설정하고, 이러한 우려가 적을 때 관세율을 낮출 개연성이 있다. 또는 산업 간에서도 생산성이 낮은 산업에 높은 관세율을 설정하는 경향이 있을 수 있다.¹⁴⁾ 이점을 감안하여 Amity and Konings(2007) 및 Yu(2015)를 참조하여 산출품과 중간투입품 관세율의 시차변수를 도수변수로 사용하는 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하여 모형을 다시 추정하여 특이점이 있는지 검토할 것이다. 모든 추정식에 사업체와 연도 고정 효과를 포함하였다.

2. 추정 결과

기본 모형과 대규모 사업체 더미를 추가한 모형, 식 (3)과 식 (5)의 추정 결과를 <표 5>에서 볼 수 있다. 먼저 식 (3)의 추정 결과를 보면 CMI 방법 생산성을 사용한 추정식(*TFP_CMI*)에서 산출품 및 투입품관세율의 추정계수는 유의미하게 마이너스로 나타난다. 이에 비해 OP 방법 생산성을 사용한 추정식(*TFP_OP*)에서 산출품관세율의 추정계수가 통계적으로 유의미하게 마이너스로 나타났다. 그러나 투입품관세율의 추정계수가 마이너스이지만 통계적으로 유의미하지 않다. 두 관세율 변수가 동시에 포함된 경우 투입품관세율 계수가 유의미하게 양(+)의 부호를 보인다. 그런데 설명변수들의 상관관계를 보여 준 <표 4>에 따르면 투입품관세율과 산출품관세율 간의 값이 0.71로 높다. 따라서 두 변수를 동시에 포함시킨 추정식에서는 다중공산성 문제가 될 개연성이 높다.

통제변수의 추정 결과를 보면 먼저 HHI지수가 생산성 증가에 미치는 영향은 기본 모형의 모든 추정식에서 유의미하게 마이너스로 나타난다. 이는 HHI지수가 낮을수록(경쟁이 심해지며) 기업의 생산성 증가율에 양(+)의 영향을 미친다는 것이다. 자본집약도(*klratio*)도 기본 모형 모든 추정식에서 통계적으로 유의하게 음(-)으로 나타나고 있다. 이것은 자본집약도가 높은 것이 TFP에 부정적으로 영향

14) 이점을 지적해 주신 익명의 검토자에게 감사드린다.

을 미친다는 의미이다. 그런데 OP 방법으로 계산된 TFP를 사용한 모형에서 이들 두 통제변수의 계수추정치 절대 값이 훨씬 작다. 즉, 관세율 효과에 비해 이들 변수들의 영향은 상대적으로 크지 않음을 시사한다. 업력변수 계수는 양(+)으로 자승항의 계수는 음(-)으로 생명주기이론에 맞게 나타난다. 즉, 새로 설립한 기업에는 창설 이후 연수에 따라 생산성은 증가하지만 증가폭이 줄어들고, 설립된 지 오래된 기업은 활동 연수가 커짐에 따라 생산성 증가율이 오히려 하락한다고 해석할 수 있다.

다음으로 대규모 사업체 더미변수를 추가한 식 (5)의 추정 결과를 살펴본다. 투입품과 산출품관세율 계수의 추정치만 보면 앞의 식 (3) 추정 결과와 거의 같다. 하지만 더미변수의 계수 추정치는 두 관세율 변수를 개별적으로 포함한 네 개의 추정식에서 매우 뚜렷하게 유의미하게 마이너스 값을 보일뿐 아니라 추정치 절대 값이 상대적으로 더 크다. 예를 들어, 투입품관세율만 포함한 식 (3)의 TFP_{OP} 경우 투입품관세율 계수 값이 마이너스 값을 보였으나 유의미하지 않았다(-0.10). 하지만 더미변수를 포함한 식 (5)의 투입품관세율 계수와 더미 교차항 계수 값은 각각 -0.08과 -1.75이다. 전자는 통계적으로 유의미하지 않지만 후자는 1% 수준에서 유의미하다. 즉, 최소한 대규모 사업체의 경우 투입품관세율 인하는 확실하게 TFP에 긍정적으로 영향을 미친다는 결과이다. 이런 결과는 두 관세율을 다 포함한 마지막 칼럼의 결과에서도 비슷하게 볼 수 있다. 즉, 투입품관세율 인하는 대규모 사업체의 TFP에 긍정적으로 영향을 미친다는 것이다.

다음으로는 더미변수를 포함한 식 (5) 추정 결과에 앞서 논의한 내생성 문제의 영향이 없었는지를 검토한다. 이를 위해 내생성 문제가 있을 수 있는 설명변수 대신 도구변수를 사용하는 2단계 최소자승법(2SLS)을 사용하여 모형을 다시 추정하여 결과를 비교하였다. 투입관세율, 산출품관세율 및 각각의 더미변수 교차항의 시차변수를 도구변수로 이용하여 모형을 재추정한 결과를 <표 7>에서 볼 수 있다. 표에 제시된 Kleibergen-Paap rank 검증 및 1단계에서 추정된 도구변수의 추정치는 사용된 도구변수의 적정성을 평가하는 것으로 검증치의 값은 도구변수가 적절하다는 것을 시사한다. 추정 결과를 보면 추정치의 절대 값이 약간씩 차이가 있으나 추정치의 부호가 <표 6>의 식 (5) 추정치들과 동일하여 정성적으로 다르지 않다고 볼 수 있다. TFP를 종속변수로 사용한 추정식 결과의 견고성을 노동생산성(LP)으로 대체하여 검증하는 결과를 <표 8>에서 보여 주고 있다. LP는 부가가치를 종사자 수로 나누어 계산한 것이며 앞에서와 마찬가지로 고정효과 모형을 사용하였다. 산출관세율과 투입관세율 계수 추정치는 대규모 더미의

<표 6> 관세인하가 기업의 TFP에 미치는 영향: 식 (3)과 식 (5)의 추정 결과

종속변수	식 (3): 기본 모형						식 (5): 대규모 사업체 더미 모형					
	TFP_CMI			TFP_OP			TFP_CMI			TFP_OP		
<i>Out Tariff</i>	-0.69*** (0.03)		-0.66*** (0.03)	-0.44*** (0.05)		-0.52*** (1.41)	-0.68*** (0.03)		-0.66*** (0.03)	-0.43*** (0.05)		-0.53*** (0.05)
<i>Input Tariff</i>		-0.70*** (0.05)	-0.13* (0.06)		-0.10 (0.09)	0.36*** (0.10)		-0.69*** (0.05)	-0.12* (0.06)		-0.08 (0.09)	0.38*** (0.10)
<i>Out Tariff</i> × <i>Large</i>								-0.99*** (0.10)	0.14 (0.29)		-1.32*** (0.14)	0.92** (0.36)
<i>Input Tariff</i> × <i>Large</i>								-1.26*** (0.12)	-1.41*** (0.35)		-1.75*** (0.16)	-2.78*** (0.44)
<i>HHI</i>	-0.36*** (0.01)	-0.33*** (0.01)	-0.36*** (0.01)	-0.07*** (0.03)	-0.05** (0.03)	-0.07*** (0.03)	-0.36*** (0.01)	-0.33*** (0.01)	-0.36*** (0.01)	-0.07*** (0.03)	-0.05** (0.03)	-0.07*** (0.03)
<i>klratio</i>	-0.21*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.21*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
<i>age</i>	0.38*** (0.02)	0.38*** (0.02)	0.38*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.39*** (0.02)	0.13*** (0.02)	0.13*** (0.02)	0.13*** (0.02)
<i>age</i> ²	-0.72*** (0.04)	-0.72*** (0.04)	-0.72*** (0.04)	-0.34*** (0.04)	-0.34*** (0.04)	-0.34*** (0.04)	-0.73*** (0.04)	-0.73*** (0.04)	-0.73*** (0.04)	-0.35*** (0.04)	-0.36*** (0.04)	-0.36*** (0.04)
Constant	1.01*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.01*** (0.00)	2.22*** (0.01)	2.19*** (0.01)	2.20*** (0.01)	1.01*** (0.00)	1.00*** (0.00)	1.01*** (0.00)	2.22*** (0.01)	2.19*** (0.01)	2.20*** (0.01)
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No. of obs.	1,525,402	1,525,402	1,525,402	1,568,644	1,568,644	1,568,644	1,525,402	1,525,402	1,525,402	1,568,644	1,568,644	1,568,644
<i>R</i> ²	0.34	0.34	0.34	0.02	0.02	0.02	0.34	0.34	0.34	0.02	0.02	0.02

주: ()는 표준편차, *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.

<표 7> 관세인하가 기업의 TFP에 미치는 영향(대기업 구분, 2SLS 모형)

종속변수	TFP_CMI			TFP_OP		
<i>Out Tariff</i>	-0.72***		-1.16***	-0.35***		-0.71***
	(0.05)		(0.05)	(0.07)		(0.08)
<i>Input Tariff</i>		-0.61***	1.45*		-0.61***	1.13***
		(0.06)	(0.07)		(0.09)	(0.10)
<i>Out Tariff</i> × <i>Large</i>	-1.25***		0.25	-1.57***		1.29***
	(0.08)		(0.24)	(0.11)		(0.30)
<i>Input Tariff</i> × <i>Large</i>		-1.55***	-1.82***		-2.09***	-3.49***
		(0.09)	(0.28)		(0.12)	(0.36)
<i>HHI</i>	-0.30***	-0.27***	-0.32***	-0.03	-0.01	-0.04**
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
<i>klratio</i>	-0.21***	-0.21***	-0.21***	-0.01***	-0.01***	-0.01***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
<i>age</i>	0.15***	0.15***	0.15***	-0.02	-0.02	-0.02
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
<i>age</i> ²	-0.31***	-0.31***	-0.31***	-0.05*	-0.05*	-0.06*
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Kleibergen-Paap rank LM test P _{rank}	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
Kleibergen-Paap rank Wald test P _{rank}	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No. of obs.	1,052,588	1,052,588	1,052,588	1,082,985	1,082,985	1,082,985
<i>R</i> ²	0.36	0.36	0.35	0.02	0.02	0.02
First-stage regressions						
IV1: output tariffs with a lag	0.49***		0.46***	0.49***		0.46***
	(0.00)		(0.00)	(0.00)		(0.00)
IV2: output tariffs with a lag*large firm	0.96***		0.71***	0.96***		0.71***
	(0.00)		(0.00)	(0.00)		(0.00)
IV3: input tariffs with a lag		0.69***	0.82***		0.69***	0.82***
		(0.00)	(0.02)		(0.00)	(0.02)
IV4: input tariffs with a lag*large firm		0.98***	0.97***		0.98***	0.97***
		(0.00)	(0.00)		(0.00)	(0.01)

주: ()는 표준편차, *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.

포함 여부와 상관없이 유의미하게 음(-)의 부호를 보이고 있고 관세율과 대규모 더미와의 교차항은 뚜렷하게 음(-)의 부호를 보이고 있다. 즉, 산출품(투입품)관세율 인하는 TFP 증가에 긍정적인 영향을 미치고 있고 대규모 사업체의 TFP에 더 큰 영향을 미치고 있다. TFP 모형의 결과와 상이한 점은 자본집약도(*k/ratio*)가 양(+)의 부호를 보인다는 것이다. 즉, 자본 투입이 노동생산성에 긍정적 효과가 있음을 보여 준다.

끝으로 이하에서는 계수 추정치에 대한 해석을 제시한다. 첫째, 투입품관세율과 산출품관세율이 생산성에 미치는 영향에 대한 상대적 크기이다. 추정 모형 대부분에서 두 관세율 계수의 추정치의 크기가 비슷하다. 노동생산성의 경우는 투입품관세율이 산출품관세율보다 단위 변화에 따른 긍정적 효과가 더 큰 것으로 나오지만 총요소생산성의 경우 뚜렷한 차이를 보이지 않는다. 대규모 사업체의 경우 제한적으로 투입품관세율의 효과가 산출품관세율 효과보다 큰 것으로 보인다.

둘째, 추정된 계수 값이 의미하는 관세율 인하 효과의 구체적 크기이다. 우리는 <표 6> CMI 방식으로 추정한 결과를 바탕을 두어 해석할 것이다. 모형 설정에서 언급하였듯이 총요소생산성은 로그 수준이며 관세율은 로그를 취하지 않은 수준이다. 따라서 관세율 변수들의 계수는 半탄성치의 의미이다. 또한 <표 4>에서 보고된 바와 같이 산출품관세율의 평균값이 0.08이며 모형 회귀에서 사용된 관세율은 자연수이다. 그럼 <표 6>의 대기업 더미변수를 추가한 기본 모형을 사용한 CMI 추정에서 얻은 산출품관세율의 추정계수는 -0.69, 투입품관세율은 -0.70이다. 관세율을 퍼센트 포인트로 변경하면, 산출품(투입품)관세율 계수는 -0.0068(-0.0069) 혹은 -0.69%(-0.70%)가 된다. 즉, 산출품(투입품)관세율이 10%p 내리면 로그 수준인 TFP가 6.9% (7.0%) 증가를 가져온다는 것이다.

본 연구의 추정 결과는 Amiti and Konings(2007), Yu(2015), 이시욱(2007)의 연구 결과와 비슷하게 나타났다. Amiti and Konings(2007)는 인도네시아 데이터를 사용하여 한 분석에서는 산출품(투입품)관세율이 10%p 하락하면 6.4%(12.7%)의 TFP 증가를, Yu(2015)는 중국 기업에 대한 분석에서 산출품(투입품)관세율이 10%p 하락하면 13.2%(17.1%)의 TFP 증가를 가져온다는 결과를 얻었다. 한국의 경우 이시욱(2007)은 관세율이 10%p 하락하면 TFP가 13%로 증가할 것이라는 추정 결과를 얻었다. 마지막으로 본 연구에서 관세인하가 생산성 증가에 미치는 긍정적 효과는 300인 이상의 사업체에 더 큰 것으로 나타났다. 특히, 산출품관세율과 투입품관세율 인하 효과의 상대적 크기가 전체 표본 결과에서 확실치 않은 것에 비해 대규모의 사업체에는 산출품(투입품)관세율이 10%p 하락하면 16.7%

(19.5%)의 TFP 증가를 가져와 투입품관세율 인하 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

<표 8> 관세인하가 기업의 노동생산성에 미치는 영향¹⁾

종속변수	LP					
<i>Out Tariff</i>	-1.78*** (0.06)		-1.60*** (0.06)	-1.77*** (0.06)		-1.59*** (0.06)
<i>Input Tariff</i>		-2.14*** (0.11)	-0.75*** (0.12)		-2.12*** (0.11)	-0.74*** (0.12)
<i>Out Tariff* Large</i>				-1.94*** (0.23)		-0.58 (0.72)
<i>Input Tariff* Large</i>					-2.34*** (0.28)	-1.68* (0.88)
<i>HHI</i>	-0.82*** (0.03)	-0.76*** (0.03)	-0.82*** (0.03)	-0.82*** (0.03)	-0.76*** (0.03)	-0.82*** (0.03)
<i>klratio</i>	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.10*** (0.00)
<i>age</i>	0.89*** (0.03)	0.89*** (0.03)	0.89*** (0.03)	0.90*** (0.03)	0.90*** (0.03)	0.90*** (0.03)
<i>age²</i>	-1.66*** (0.08)	-1.66*** (0.08)	-1.66*** (0.08)	-1.67*** (0.08)	-1.67*** (0.08)	-1.68*** (0.08)
Constant	3.78*** (0.01)	3.78*** (0.01)	3.81*** (0.01)	3.78*** (0.01)	3.78*** (0.01)	3.81*** (0.01)
Firm fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
No. of obs.	1,561,377	1,561,377	1,561,377	1,561,377	1,561,377	1,561,377
<i>R²</i>	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07

주: 1) 노동생산성은 (총부가가치/종사자 수)로 측정하였다.

2) ()는 표준편차, *는 p<0.10, **는 p<0.05, ***는 p<0.01.

V. 결론

본 연구는 1995~2014년 기간 중 통계청의 『광업제조업조사보고서』를 바탕으로 구축한 사업체 수준 패널 자료를 이용하여 산출품과 투입품의 관세인하가 개별 기업의 생산성에 미치는 영향을 실증분석하였다.

먼저 산출품관세율과 투입품관세율을 산출하였다. 산출품관세율 및 투입품관세율을 도출하기 위해 4개 과정을 통해서 HS-6단위의 HS 무역통계 자료를 투입 산출품의 소분류 코드(한국 2010년 IO표에 제조업이 88개 소분류 항목으로 구성)

에 연결하였다. 산출품과 투입품의 관세율 커널분포의 추이를 살펴보면, 1996~2007년까지의 평균관세율은 좌측으로 이동하고 있어 상대적으로 높은 수준에 집중되었던 분포는 완만한 형태로 바뀌고 있다. 즉, 산출품관세율과 투입품관세율이 계속 하락하는 추세이고 서로 다른 산업 간 산출품관세율과 투입품관세율의 차이가 커지고 있다는 것을 의미한다. 그러나 2007년 이후 뚜렷한 움직임을 보이지 않고 있다.

그 다음에 다변연쇄법과 OP 방법을 사용하여 개별 기업의 총요소생산성을 계산하였다. 제조업 기업들의 TFP 분포는 1996년부터 2007년까지 관세율 분포와 반대로 우측으로 이동하였다. 그러나 2007년부터 최근으로 관세율 분포 변화의 경우와 유사하게 TFP 분포도 큰 변화가 없었다.

TFP의 로그 수준을 종속변수로 하고 산출품관세율과 투입품관세율 및 통제변수들을 설명변수로 하는 모형을 기업과 연도 고정 효과 추정 방식을 사용하여 추정하였다. 분석 결과에 따르면, 산출품 및 투입품관세율의 인하가 기업의 TFP 수준에 긍정적인 효과가 있음을 확인했다. 구체적으로 관세율이 10%p 내려가면 TFP는 7% 증가하는 것으로 추정되었다. 이 규모는 대표적 해외 연구와 국내 연구에서 얻어진 결과와 비슷한 규모이다. 표본 관측치의 대부분이 종사자 10인 전후로 분포된 소규모 사업체이어서 이에 따른 편이가 없는지를 검증하였다. 관측치 수는 적으나 고용이나 생산액 비중이 큰 300인 이상 사업체의 터미변수를 포함한 결과에 따르면, 관세인하의 효과가 더 유의미하고 크게 나타나고 투입품 관세인하의 효과가 산출품 관세인하보다 더 큰 것으로 나타났다. 10%p의 산출품(투입품) 관세인하는 16.7%(19.5%)의 TFP 증가시키는 효과가 있는 것으로 추정되었다.

이런 결과의 견고성은 관세와 생산성 수준 간 존재할 수 있는 내생성을 감안한 2SLS 추정 방식을 사용하여 변화가 없음을 확인하였다. 아울러 총부가가치를 종사자 수로 나눈 노동생산성을 종속변수로 사용하여 추정한 모형에서도 관세인하의 뚜렷한 긍정적 효과를 확인할 수 있었다.

본 연구의 결과는 산출품 관세인하가 최종재 시장에서의 경쟁 촉진이라는 간접경로를 통해서, 그리고 투입품 관세인하가 투입원가 절감이라는 직접적인 경로를 통해서 기업들의 생산성에 긍정적 효과를 가져 오는 구조가 한국에서도 존재한다는 것을 확인하는 의미가 있다. 이런 증거를 사업체 수준의 패널 자료와 정치하게 계산한 산출품 및 투입품관세율을 사용하여 확인하였다는 것이 본 연구의 기여라 하겠다. 이런 결과는 한국 경제의 지속적인 개방이 광범위한 제조업

산업의 생산성 향상을 통해 국제적인 경쟁력을 제고하는 길이라는 중요한 정책적 시사점을 준다.

본 연구는 MFN 관세율을 사용하여 관세율을 계산하였다. 하지만 2010년 이후 확산되고 있는 주요 교역국들과의 FTA에 따라 특혜관세의 영향이 더 커지고 있을 개연성이 있다. 향후 연구에서 구체적으로 의미 있는 변화가 있었는지를 검증하는 것이 추후 연구 과제가 될 것이다.

참고문헌

- 김혜란, “통합경제분류체계 구축방안 연구: ISIC-KSIC-CPC 연계표,” 고려대학교 대학원 석사학위논문, 2008.
- 배찬권·김영귀·금혜윤, “국내 제조업 생산성의 결정요인과 수출 간의 관계에 대한 분석,” 대외경제정책연구원, 2015.
- 오명전·이은철, “재무제표 데이터베이스 간의 금액 차이에 대한 고찰 - 현상과 원인에 대하여,” 『대한경영학회지』 제20권 제6호, 2007, 2955~2978.
- 유형선·서주환·전승표·서진이, “표준통계분류를 이용한 내수시장 규모 추정방법에 관한 연구,” 『기술혁신회지』 제18권 제3호, 2015, 387~415.
- 이병기, “기업 진입·퇴출의 생산성 효과와 진입규제 개혁과제,” 『한국경제연구원』, 2014.
- 이시욱, “수입관세 인하가 기업 생산성에 미치는 효과 분석,” 『한국개발연구』 제29권 제3호, 2007.
- 장용준·조미진, “한국의 무역 자유화에 따른 중간재 수입 효과 분석,” 『국제통상연구』 제20권 제3호, 2015, 1~31.
- 최남석, “한국 다국적기업 해외직접투자의 산업내무역 파급효과: 전기·전자·자동차 산업 동태패널자료분석,” 『경제학연구』 제60권 제2호, 2012, 99~136.
- 한진희, “진입·퇴출의 창조적 파괴과정과 TFP 증가에 대한 실증분석,” 『KDI 정책연구』 제25권 제2호, 2003, 3~53.
- 毛其淋, “貿易自由化, 異質性與企業動態: 對中國製造業企業的經驗研究,” 南開大學博士論文, 2013.
- Ahn, J., E. Dabla-Norris, R. Duval, B. Hu, and L. Njie, “Reassessing the Productivity Gains from Trade Liberalization,” IMF Working Paper No.

- 16/77, International Monetary Fund, Washington, DC, 2016.
- Amiti, M. and J. Konings, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia,” *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, 2007, 1611~1638.
- Bas, M., “Input-trade Liberalization and Firm Export Decisions: Evidence from Argentina,” *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, 481~493.
- Bas, M., A. Johansson, F. Murtin, and G. Nicoletti, “The effects of input tariffs on productivity: panel data evidence for OECD countries,” *Review of World Economics*, Vol. 152, No. 2, 2016, 401~424.
- Bas, M. and V. Strauss-Kahn, “Does importing more inputs raise exports? Firm level evidence from France,” *Review of World Economics*, Vol. 150, No. 2, 2014, 241~275.
- _____, “Input-trade liberalization, export prices and quality upgrading,” *Journal of International Economics*, Vol. 95, No. 2, 2015, 250~262.
- Biesebroeck, V. J., “Robustness of Productivity Estimates,” *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 55, No. 3, 2007, 529~569.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing,” *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, 339~351.
- Bustos, P., “Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms,” *American Economic Review*, Vol. 101, No. 1, 2011, 304~340.
- Cai, H. and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms,” *The Economic Journal*, Vol. 119, No. 537, 2009, 764~795.
- Caves, D. W., L. R. Christensen, and W. E. Diewert, “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity,” *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, 1982, 1393~1414.
- Fernandes, A. M., “Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries,” *Journal of International Economics*, Vol. 71, No. 1, 2007, 52~71.

- Ferreira, P. C. and J. L. Rossi, "New Evidence from Brazil on Trade Liberalization and Productivity Growth," *International Economic Review*, Vol. 44, No. 4, 2003, 1383~1405.
- Foster, L., J. Haltiwanger, and C. J. Krizan, "Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence," in Charles Hulten, Edwin Dean, and Michael Harper (eds.), *New Developments in Productivity Analysis, Studies in Income and Wealth*, Vol. 63, University of Chicago Press, 2011.
- _____, "Market Selection, Reallocation, and Restructuring in the U.S. Retail Trade Sector in the 1990s," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, 2006, 748~758.
- Goldberg P. K., A. K. Khandelval, N. Pavcnik, and P. Topalova, "Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, No. 4, 2010, 1727~1767.
- Good, D. H., M. I. Nadiri, and R. C. Sickles, "Index Number and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity," in M. H. Pesaran and P. Schmidt (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Volume 2: Microeconomics, Oxford: Blackwell, 1997.
- Griliches, Z. and H. Regev, "Productivity and firm turnover in Israeli industry: 1979-1988," *Journal of Econometrics*, Vol. 65, No. 1, 1995, 175~203.
- Hu, A. G., and Z. Liu, "Trade liberalization and firm productivity: Evidence from Chinese manufacturing industries," *Review of International Economics*, Vol. 22, No. 3, 2014, 488~512.
- Kasahara, H. and J. Rodrigue, "Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant-level Evidence," *Journal of Development Economics*, Vol. 87, No. 1, 2008, 106~118.
- Kiyota, K. and M. Takizawa, "The Shadow of Death: Pre-exit Performance of Firms in Japan," RIETI Discussion Paper Series 06-E-033, August 2006.
- Kugler, M. and E. Verhoogen, "The Quality-Complementarity Hypothesis: Theory and Evidence from Colombia," NBER Working Paper No. 14418, 2008.
- Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry. Reallocations and

- Aggregate Industry Productivity,” *Econometrica*, Vol. 71, No. 6, 2003, 1695~1725.
- Nickell, J. S., “Competition and Corporate Performance,” *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 4, 1996, 724~746.
- Olley, S. and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, 1996, 1263~1297.
- Schor, A., “Heterogeneous Productivity Response to Tariff Reduction. Evidence from Brazilian Manufacturing Firms,” *Journal of Development Economics*, Vol. 75, No. 2, 2004, 373~396.
- Topalova, P. and A. Khandelwal, “Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, 2011, 995~1009.
- Trefler, D., “The long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement,” *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 2004, 870~895.
- Van Biesebroeck, J., “Robustness of Productivity Estimates,” *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 55, No. 3, 2007, 529~569.
- Yu, M., “Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms,” *Economic Journal*, Vol. 125, No. 585, 2015, 943~988.

부록

가) 다변연쇄지수법

Caves, Christensen, and Diewart(1982)는 기업 단위의 TFP를 측정하기 위해 다변지수(multilateral index)법을 개발하였다. TFP는 일반적으로 투입 요소 대비 산출물의 비율로 정의하며 산출물과 투입 요소를 로그변환 후 차분하여 생산성을 계산한다. Caves, Christensen, and Diewart(1982)는 서로 다른 기업 간에 TFP 수준을 횡단면적으로 비교하기 위해 모든 횡단면 관측치의 평균 자료를 이용하여 가상기업(hypothetical firm)을 설정하고, 가상기업의 생산성 수준을 준거(reference)로 보고, 이 준거를 기준으로 각 횡단면 기업 자료에 대한 상대적인 생산성을 측정하였다.

각 연도의 생산성 변화를 반영할 수 있도록 Good, Nadiri, and Sickles(1997)는 다변지수법을 보완하여 각 연도의 관측치에 대해 준거점을 설정하고 각 준거점을 Tornqvist index 지수처럼 시계열로 연결시켰다. 구체적으로 t 년도 i 기업의 TFP 수준은 다음과 같이 계산된다.¹⁵⁾

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & (\ln Y_{it} - \overline{\ln Y_t}) - \sum_{\tau=2}^t (\overline{\ln Y_{\tau}} - \overline{\ln Y_{\tau-1}}) \\ & - \sum_{j=1}^N \frac{1}{2} (S_{jit} + \overline{S_{jt}}) (\ln X_{jit} - \overline{\ln X_{jt}}) \\ & - \sum_{\tau=2}^t \sum_{j=1}^N \frac{1}{2} (S_{j\tau} + \overline{S_{j\tau-1}}) (\overline{\ln X_{j\tau}} - \overline{\ln X_{j\tau-1}}) \end{aligned} \quad (A1)$$

여기서 TFP_{it} , Y_{it} , S_{jit} 및 X_{jit} 는 각각 t 년 i 기업의 총요소생산성 수준, t 년 i 기업의 총생산액, t 년 i 기업의 j 투입 요소의 비용점유율, t 년 i 기업의 j 투입 요소의 투입량을 의미한다. 투입 요소로 고려한 것은 자본투입, 노동투입, 중간재투입이다. 위에 막대기 표시가 된 변수들은(기업의 산출량, 비용점유율 및 투입요소) 각 관측치의 가상의 기업에 대한 평균값을 나타낸다. 따라서 이 변수들은 기업을 나타내는 아래 첨자 i 가 없다. 본 연구에서 사용된 기준연도는 1995년

15) 이병기(2014)에서 재인용.

으로 설정하였다.

위의 계산식에서 알 수 있는 바와 같이 다변연쇄지수 방법은 계량적으로 추정할 필요 없이 수학적으로 계산하는 방식이다. 이 방식에서는 모든 기업의 TFP 수준을 시계열 및 횡단면적으로 비교할 수 있으며 TFP 수준이 기업별로 계산되므로 산업별 및 연도별의 TFP 및 증가율을 쉽게 계산할 수 있다.

나) OP추정법

콕-더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수에 따르면 TFP는 생산액 중 투입 요소인 노동, 자본, 원재료로 설명되지 않는 부분을 의미하는 것이다. 먼저 기업의 TFP를 추정하기 위해 다음과 같이 콕-더글라스 생산함수를 가정해 보자.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} \quad (A2)$$

여기서, Y_{it} 는 t 년도 i 기업의 생산량, K_{it} , L_{it} , M_{it} 는 각각 자본, 노동 및 원재료투입이며 A_{it} 는 기업의 생산성을 나타낸다. 식 (A2)의 양변에 로그를 취하여 생산함수를 선형화하면,

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \psi_{it} \quad (A3)$$

여기서 소문자 알파벳은 로그 값을 나타내며, $\ln(A_{it}) = \beta_0 + \psi_{it}$ 이다. β_0 가 기업, 연도에 걸친 기술 수준의 평균치라면 ψ_{it} 는 기업 특성, 연도 간 차이를 나타낸다. 더 나아가 ψ_{it} 를 두 부분으로 나눌 수 있다. 즉, $\psi_{it} = \omega_{it} + \epsilon_{it}$ 이다. ω_{it} 는 생산자에 의해 관측 가능한 충격으로 생산 요소의 투입량에 영향을 미치는 부분인 반면 ϵ_{it} 는 예측 불가능한 충격에 따른 오차이다. 식 (A3)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it} \quad (A4)$$

생산자는 ω_{it} 의 충격 수준에 따라 투입 결정을 할 것이기 때문에 이는 내생변수이다. 이 부분이 연구자에게는 관측되지 않기 때문에 ω_{it} 를 분리해서 추정할

수 없다.¹⁶⁾ 그럼 식 (A3)을 사용해서 OLS로 추정하면 독립변수 L_{it} , K_{it} 와 M_{it} 는 오차항 ψ_{it} 과의 독립적 관계를 유지할 수 없게 되기 때문에 추정계수의 일치성을 보장할 수 없게 된다. 즉, $E[L_{it}\psi_{it}] \neq 0, E[K_{it}\psi_{it}] \neq 0$ 또는 $E[M_{it}\psi_{it}] \neq 0$ 이므로 추정계수의 불편 추정량(unbiased estimator)을 얻을 수 없다. 또한 기업이 시장에 진입하면 관측 가능하고 퇴출되면 관찰할 수 없으므로 기업의 진입과 퇴출에 의한 표본선택편의(sample selection bias) 문제도 야기한다.

이로 인하여 본 연구에서는 생산함수 추정상의 문제를 최소화하기 위하여 OP의 방법론¹⁷⁾을 채택하였다. OP추정법은 투자함수를 시간에 따라 변하는 관측 불가능한 생산성의 대리변수(proxy variable)로 사용한다. 투자는 영구재고법(Perpetual Inventory Method, $I = K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}$ ¹⁸⁾)으로 계산된다. 또한 금융위기 더미변수(1997, 1998; 2008, 2009년=1, 기타 연도=0)를 투자함수에 추가한다. 따라서 투자함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.¹⁹⁾

$$I_{it} = \tilde{I}_{it}(\omega_{it}, k_{it}, FC_{it}) \quad (A5)$$

투자함수가 생산성 (ω_{it})에 대해 단조증가한다면 투자함수에 대해 역함수가 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\omega_{it} = i^{-1}(i_{it}, k_{it}, FC_{it}) \quad (A6)$$

식 (A6)을 식 (A4)에 대입하고

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + i^{-1}(i_{it}, k_{it}, FC_{it}) + \epsilon_{it} \quad (A7)$$

$\phi_{it} = \beta_k k_{it} + i^{-1}(i_{it}, k_{it}, FC_{it})$ 로 정의하면 식 (A7)은 다음과 같이 표현할

16) 만약 ω_{it} 가 시간에 대해 고정되어 있다면, 고정 효과 모형을 추정함으로써 간단히 내생성을 통제할 수 있다. 그러나 생산함수에서 ω_{it} 를 ω 로 고정시켜 놓을 근거가 부족하다.

17) OP 방법에 관련 설명은 배찬권·김영귀·김혜윤(2015) 참조.

18) Brandt *et al.*(2012)를 참고하여 $\delta = 9\%$ 으로 설정한다.

19) Amiti and Kongs(2007), Yu(2015) 참고하여 기업의 수출 여부도 투자함수에 추가해야 하지만 『광공업통계조사보고서』는 사업체의 수출 여부를 보고하지 않기 때문에 본 연구에서는 이를 고려하지 못했다.

수 있다.

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \phi_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{A8})$$

Amiti and Konings(2007), Yu(2015)를 참고하여 ϕ_{it} 를 교차항(interaction term)을 포함한 i_{it} , k_{it} , FC_{it} 에 대한 4차 다항식으로 근사한 후 OLS를 적용하여 β_l , β_m 의 불편추정량을 도출하고 $R \equiv y_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_l l_{it}$ 의 값을 추정할 수 있다.

다음에 β_k 의 불편추정량을 다음과 같이 추정한다. 앞서 언급한 선택편의를 제거하기 위해 Amiti-Konings(2007)에 따라 자본과 투자의 4차 다항식으로 생존 확률지표를 근사한다.

$$R_{it} = \beta_k k_{it} + i^{-1}(\Phi_{i,t-1} - \beta_k k_{i,t-1}, \hat{P}_{i,t-1}) + \epsilon_{it} \quad (\text{A9})$$

여기서, $\hat{P}_{i,t-1}$ 는 기업의 차기 생존확률로 생존더미(survive=1, exit=0)를 종속변수로 하는 Probit 모형에 의해 추정된 예측 값이다. 위와 같이 역함수 $i^{-1}(\cdot)$ 에 대해 4차 다항식으로 근사한 후 비선형추정법으로 추정하여 자본의 계수인 β_k 에 대한 불편추정량을 얻는다. 결과적으로 TFP은 $TFP_{it}^{OP} = y_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_m m_{it}$ 으로 계산된다. 그 외에 각 산업마다 서로 다른 기술을 적용할 수 있다는 점을 고려해서 위의 추정식을 산업마다 따로 적용하여 추정한다.

<부표 1> OP추정법을 이용한 산업별 생산함수 추정 결과

산업명	β_l (노동)	β_m (원재료)	β_k (자본)	$\beta_l + \beta_m + \beta_k$
식품 제조업(10)	0.243	0.714	0.089	1.047
음료 제조업(11)	0.414	0.658	0.077	1.149
담배 제조업(12)	0.671	0.584	0.126	1.380
섬유제품 제조업; 의복 제외(13)	0.412	0.556	0.059	1.028
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업(14)	0.506	0.463	0.029	0.998
가죽, 가방 및 신발 제조업(15)	0.518	0.497	0.055	1.070
목재 및 나무제품 제조업; 가구 제외(16)	0.419	0.655	0.050	1.124
펄프, 종이 및 종이제품 제조업(17)	0.393	0.623	0.078	1.094
인쇄 및 기록매체 복제업(18)	0.590	0.453	0.069	1.112
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업(19)	0.320	0.660	0.164	1.144
화학물질 및 화학제품 제조업(20)	0.314	0.654	0.102	1.069
의료용 물질 및 의약품 제조업(21)	0.369	0.685	0.079	1.133
고무제품 및 플라스틱제품 제조업(22)	0.386	0.621	0.058	1.066
비금속 광물제품 제조업(23)	0.309	0.710	0.066	1.084
1차 금속 제조업(24)	0.352	0.626	0.047	1.025
금속가공제품 제조업(25)	0.509	0.507	0.049	1.065
전자부품 및 통신장비 제조업(26)	0.435	0.594	0.030	1.058
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업(27)	0.423	0.624	0.040	1.087
전기장비 제조업(28)	0.401	0.613	0.050	1.063
기타 기계 및 장비 제조업(29)	0.411	0.619	0.043	1.073
자동차 및 트레일러 제조업(30)	0.495	0.495	0.011	1.001
기타 운송장비 제조업(31)	0.770	0.296	0.056	1.122
가구 제조업(32)	0.486	0.643	0.031	1.159
기타 제품 제조업(33)	0.401	0.621	0.050	1.071

자료: 저자 작성.

[Abstract]

The Effects of Tariff Reduction on Total Factor Productivity in the Korean Manufacturing Sector: A Plant-Level Analysis

Jie Wu* · Chan-Guk Huh**

This study investigates the effects of tariff reduction on firm level total factor productivity(TFP) using the manufacturing sector plant level panel data of Korea from the 1995~2014 period. We derive input and output tariff rates linking international and Korean commodity and industry data, and input-output tables. Two firm level TFP measures are used. We found that input and output tariff reductions have significantly contributed to increases of manufacturing firms' productivity, both TFP and labor productivity. A 10%p fall in tariffs would raise TFP by 7%. This magnitude is close to the findings of key preceding studies. Additionally, we found input tariff reduction to have a bigger positive effect than an equal output tariff reduction for plants with more than 300 employees.

Keywords: tariff reductions, total factor productivity, manufacturing plant panel, output tariff, input tariff

JEL Classification: F13, F14

* First Author, Doctoral candidate, Department of International Trade, Chungnam National University, E-mail: jyewu91@gmail.com

** Corresponding Author, Professor, Department of International Trade, Chungnam National University, Tel: +82-42-821-5562, Fax: +82-42-821-8967, E-mail: chanhuh@cnu.ac.kr

