



중국산 수입 변동이 지역노동시장에 미치는 영향

www.kli.re.kr

구 자 현

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 이론적 배경 및 관련 논문	7
제3장 데이터 및 분석 방법 소개	11
제1절 데이터	11
제2절 방법론	13
제4장 2000년대 이후 한국의 일자리 변동 및 기술통계	20
제1절 2000년대 이후 한국의 일자리 변동	20
제2절 기술통계	27
제5장 중국으로부터의 수입 증가가 지역노동시장에 미치는 영향	30
제1절 도구변수를 이용한 추정 결과 : 순효과	30
제2절 발틱 도구변수를 이용한 추정 결과 : 세부 효과	35
제3절 지역별 예상 고용변화	42
제4절 강건성 검증	48

제6장 결 론	54
제1절 연구 결과 요약	54
제2절 정책적 시사점	57
제3절 향후 연구 과제	59
참고문헌	61
부 록	65

표 목 차

〈표 3-1〉 광역도시통계권 도시 목록	18
〈표 4-1〉 주요 변수 기술통계	28
〈표 5-1〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향	31
〈표 5-2〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 순효과	32
〈표 5-3〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 전 산업	36
〈표 5-4〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 제조업	37
〈표 5-5〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 비제조업	39
〈표 5-6〉 대중국 수입 증가로 인한 지역 고용 예상 효과	43
〈표 5-7〉 대중국 수입 증가로 인한 지역 고용 예상 효과(성별 및 고용안정성 기준)	46
〈표 5-8〉 도구변수 국가 선택에 따른 결과 : 강건성 검증	50
〈표 5-9〉 고소득 국가에서의 수입 변화액과 국내제조업 특성과의 상관관계	52

그림목차

[그림 1- 1] 우리나라의 대중국 수출/수입액	1
[그림 1- 2] 우리나라의 1988년 고용 대비 산업별 고용비율	2
[그림 4- 1] 일자리의 순변화 대비 일자리 세부 변화 비율	21
[그림 4- 2] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출 : 전 산업	22
[그림 4- 3] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출 : 제조업	22
[그림 4- 4] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출 : 비제조업	23
[그림 4- 5] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 전 산업	24
[그림 4- 6] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 제조업	24
[그림 4- 7] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 비제조업	25
[그림 4- 8] 각 Margin으로 인한 일자리 변화: 전 산업	25
[그림 4- 9] 각 Margin으로 인한 일자리 변화: 제조업	26
[그림 4-10] 각 Margin으로 인한 일자리 변화: 비제조업	27
[그림 5- 1] 우리나라와 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액	53

요약

중국의 부상은 지난 30년간 세계 경제의 큰 변화 중 하나이다. 우리나라 또한 이 기간, 중국으로부터의 수입과 수출이 약 100배 정도 늘어나게 되었다. 같은 기간 우리나라의 경제구조를 살펴보면, 제조업 비중이 낮아진 반면, 비제조업의 고용은 거의 2배 정도 늘어나게 되었다. 인구구조의 경우, 혼인율과 출산율은 계속해서 낮아지고, 지방의 많은 사람이 자신의 출생지를 떠나 수도권에 정착하게 되었다. 이러한 무역구조의 변화와 경제 및 인구구조 변화의 강한 상관관계에도 불구하고, 대중국 무역 증가와 우리나라의 경제구조 및 인구구조 변화 간의 관계가 단순한 상관관계인지 어떠한 메커니즘에 의한 인과관계인지는 명확하지 않다. 따라서 본 연구는 대중국 무역 증가, 특히 수입 증가가 우리나라의 고용시장에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석함으로써 대중국 수입 증가에 따라 우리나라의 경제구조가 어떻게 바뀌었는지 살펴보았다.

대중국 수입 증가가 우리나라의 고용에 미치는 영향을 살펴본 선행연구로는 Koo and Whang(2018)과 구자현(2023)이 있다. 그러나 Koo and Whang(2018)의 경우 제조업 산업 간 비교를 통해 고용을 살펴보았기 때문에, 수입 증가에 따라 제조업 이외 산업의 고용에는 어떠한 영향을 미치는지는 알 수 없다. 구자현(2023)의 경우, 지역 간 비교를 통해 제조업과 비제조업 고용에 미치는 영향이 각각 어떤지 살펴보았다. 그러나 구자현(2023)이 사용한 지역의 수입 노출도가 내생적일 가능성이 크기 때문에, 추정된 효과가 인과관계가 아닌 상관관계일 가능성이 높다. 본 연구는 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액을 활용한 도구변수를 이용하여 내생성으로 인한 지난 연구의 추정치 편향을 제거하였다. 또한, 전국사업체조사의 사업체 코드를 활용하여 수입 증가로 인한 고용률 변화가 사업체의 어떠한 대응으로 인한 고용변화인지 살펴보았다.

분석 결과, 지역의 대중국 수입 노출도가 약 1 표준편차(약 0.5%p) 증가하였을 때, 지역의 고용변화는 생산가능인구 대비 약 1.29%p 감소하는 것으로 추정되었다. 수입 증가 효과를 산업별로 살펴보면, 제조업에서는 생산가능인구 대비 1.72%p 고용이 감소하는 것으로 추정되었고, 비제조업의 경우 0.44%p 고용이 증가하는 것으로 추정되었지만, 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 제조업의 경우, 종사자의 대부분이 남성이기 때문에, 수입 증가로 인해 남성의 일자리(1.58%p 감소)가 여성의 일자리(0.95%p)에 비해 훨씬 많이 줄어드는 것을 알 수 있었고, 사라진 일자리 대부분은 임시·일용직(0.12%p 감소)이 아닌 근로계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리(1.25%p 감소)였다. 또한, 남성근로자의 경우 많은 근로자가 제조업에서 직장을 잃었지만(-1.58%p 감소), 이 중 일부는 비제조업에서 일자리를 찾을 수 있었다(1.08%p 증가). 따라서 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 산업 간 인력 재배치가 발생하는 것으로 해석할 수 있다.

전국사업체조사의 사업체 코드를 활용하여 사업체의 대응을 조사한 결과, 추정된 일자리 감소분 1.29%p 중에서 0.89%p의 감소는 사업체의 폐쇄로 인해 발생하였고, 0.97%p의 감소는 사업체의 축소로 인한 고용 감소분이었다. 사업체의 대응 중, 사업체의 진입(0.39%p 증가)과 확장(0.18%p 증가)으로 인한 고용 증가분 또한 존재하였지만, 통계적으로 유의미하지 않았다. 산업별로 보면, 제조업에서 사업체의 폐쇄로 인해 0.82%p 고용 감소가 일어났고, 사업체의 축소로 인해 0.63%p 고용 감소가 발생하였다. 비제조업의 경우, 사업체의 축소로 인한 고용 감소가 인구 대비 약 0.31%p 발생하였다. 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 직접적으로 제조업뿐만 아니라 지역경제의 불황으로 비제조업까지 영향이 미친다는 것을 알 수 있다. 따라서 Acemoglu et al.(2016)이 지적한 지역의 부정적인 총수요 효과가 지역 고용에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다.

제조업에서의 사업체 대응을 남녀근로자별로 나눠 살펴보면, 남녀근로자 모두 사업체의 폐쇄와 축소(-1.83%p 감소 및 -1.07%p 감소)로 인해

일자리가 줄어들었다. 흥미로운 점은 여성근로자의 경우, 새로 진입한 제조업 사업체로 인해 일자리가 늘어났고(0.44%p 증가), 남성의 경우 제조업의 확장으로 인해 일자리가 늘어났다(0.39%p 증가). 이는 기술집약적인 제조업 사업체의 진입이 증가함에 따라, 남성노동력에 대한 여성노동력으로의 대체가 일어나고 있다는 것을 시사할 수 있다. 또한, 남성근로자의 경우 제조업에서 많은 사람이 직장을 잃었지만, 그중 일부는 제조업 내에서 다시 직장을 찾을 수 있었음을 알 수 있다. 이는 대중국 수입 증가로 인해 산업 내 일자리 재배치 현상이 제조업 내에서 발생하는 것을 알 수 있다. 비제조업의 경우, 사업체 수축으로 인한 고용 감소만이 남녀근로자의 일자리에서 통계적으로 유의미하게 발견되었다.

고용안정성을 기준으로 살펴보면, 제조업에서 주로 근로계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리가 사업체의 폐쇄(0.76%p 감소)와 축소(0.67%p)로 감소하는 것을 알 수 있었다. 임시·일용근로자 일자리의 경우, 사업체의 확장으로 인해 일자리의 증가(0.07%p 증가)가 발견되었지만, 줄어든 상용직 일자리에 비해 크기가 크지 않았다. 비제조업의 상용근로자 일자리의 경우, 사업체의 축소로 인한 고용 감소(0.24%p 감소)가 수입 증가로 인해 발생하였지만, 사업체의 진입(0.47%p 증가)과 사업체 확장(0.15%p 증가)으로 인한 일자리 증가 또한 발생하였다. 이는 제조업에서 일자리를 잃은 상용근로자의 일부를 비제조업에서 흡수하는 것으로 산업 간 고용 재배치 효과 또한 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생하는 것을 알 수 있다.

마지막으로 중국으로부터의 수입 증가로 인해 지역노동시장에 사라진 일자리가 어느 정도인지 계산하였다. 대중국 수입 증가로 가장 고용 감소가 심한 지역은 인천권, 천안-아산권, 구미 순으로 나타났다. 반면에 수입 증가로 인한 고용 감소가 적은 지역은 서울권, 대구권, 대전권 순으로 나타났는데, 이는 일자리가 수도권으로의 집중이 더욱 심화하였다는 것을 의미한다.

고용안정성을 기준으로 지역 예상 효과를 살펴보면, 고용안정성이 높은 지방의 상용근로자 일자리가 사라짐으로써 서울권과의 고용 격차가

더욱 커졌지만, 고용안정성이 낮은 임시·일용직 일자리로 인한 격차는 서울권과 다른 지방광역도시통계권 간의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 일자리의 질 측면에서의 서울권과 지방도시 통계권 격차 또한 늘어난다는 것을 의미한다.

고용의 남녀 격차 또한 벌어진 것을 알 수 있다. 일자리가 주로 사라진 지역인 인천권은 여성의 일자리에 비해 약 9,400개의 남성일자리가 더 사라졌고 안산-시흥권 7,600개, 수원-화성-오산권 6,200개, 구미 7,800개, 부산권 4,400개, 창원-마산-진해는 약 3,000개의 남성의 일자리가 여성의 일자리에 비해 추가로 사라지게 되었다. 이러한 고용의 남녀 격차는 Autor et al.(2019)에서 지적하였듯이 지역의 혼인율과 출산율에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

이러한 연구 결과들은 다음과 같은 정책적 시사점을 가진다. 첫째, 중국으로부터의 수입 증가 등 무역정책 변화로 인해 발생하는 실직자들을 위한 직업훈련 등, 산업 간 효율적인 인력 재배치를 위해 정부의 지원이 필요하다. 본 연구에서는 대중국 수입에 많이 노출된 지역에서, 특히 중국의 수입에 의해 대체되는 제조업 산업과 제조업 관련 산업에서 실업이 증가하는 것을 알 수 있었다. 또한 본 연구의 <표 5-5>에 따르면 일부 근로자들은 비제조업의 사업체 진입 및 확장으로 인해 일자리를 찾을 수 있었다. 대중국 무역 증가는 또 다른 고용변화로 이어졌는데, 대중국 수출이 늘어난 집적회로, 광학기기, LCD 등 기술집약적인 산업에서는 고용이 늘어나는 것을 알 수 있었다(Koo and Whang, 2018). 따라서 수입 산업에서 일자리를 잃은 근로자들이 대중국 수출산업 및 비제조업 산업에서 새로운 일자리를 얻고 정착할 수 있도록 직업훈련과 같은 지원책이 필요하다.

직업훈련과 같은 재취업 프로그램은 지역 발전을 위해서도 중요하다. 본 연구에 따르면, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생한 실업자의 상당수는 사업체의 폐쇄로 발생하였다. 사업체 폐쇄가 많은 지역에서, 해직자는 다른 지역의 해직자보다 재고용이 될 가능성이 낮으므로(Herzog and Schlottmann, 1995), 이 지역 사람들은 일자리를 위해 다른

지역으로 이주할 가능성이 높고(Greenland et al., 2019), 사망률과 입원율 또한 훨씬 높을 수 있다(Browning and Heinesen, 2012). 따라서 이들이 지역에서 새로운 직장을 찾을 수 있도록 지원해 줄 수 있는 재취업 프로그램이 지역의 쇠퇴를 막기 위해 요구된다.

둘째, 수입 증가로 인한 해고로 발생하는 근로자의 건강을 보호 및 지원할 수 있는 프로그램이 마련되어야 한다. 특히 사업체 폐쇄로 인한 해고는 해당 근로자의 육체적 건강뿐만 아니라(Browning and Heinesen, 2012), 스트레스, 우울증 등 해고로 인해 정신적 건강까지 악영향을 준다고 알려져 있다(Brand et al., 2008). 따라서 수입 증가로 일자리를 잃은 근로자의 취업 지원뿐만 아니라 상담 프로그램과 같은 정신건강에 대한 지원 또한 필요하다.

셋째, 무역환경의 변화로 인해 나빠진 일자리의 질에도 관심이 요구된다. 본 연구의 결과에 따르면 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사라지는 일자리 대부분은 고용계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리였다. 이에 반해 생겨나는 일자리는 임시·일용근로자의 일자리로 그 수 또한 사라지는 상용근로자의 일자리에 비해 턱없이 부족하였다. 따라서 무역환경 변화로 인한 고용대책을 수립할 때, 단순히 숫자뿐만 아니라 일자리의 질 또한 고려되어야 한다.

넷째, 수도권 집중화를 막기 위한 지방의 일자리 지원 정책이 필요하다. 연구 결과에 따르면, 대중국 수입 증가로 인해서 서울권에 비해 경상지역과 경기지역의 비서울권에서 더 많은 제조업 일자리가 사라지게 되었다. 이러한 일자리의 불균형은 인구의 서울 집중화의 주요 원인으로 지적되었다. 더욱 심각한 점은 수입 증가로 인한 지역 제조업의 고용 감소가 고용승수(Employment Multiplier)로 인한 추가적인 고용 감소와(이종관, 2019) 본 연구에서 밝힌 지역의 부정적인 총수요 효과로 인해 해당 지역 비제조업에서의 고용 감소가 또한 추가로 예상된다. 지역의 일자리 감소는 지역주민의 지역 이탈로 이어지기 때문에(Greenland et al., 2019), 지역소멸을 방지하기 위해서는 정부기관의 지방 이전 등 직접적인 지방의 일자리 창출과 기업의 지방 이전 유도를 위

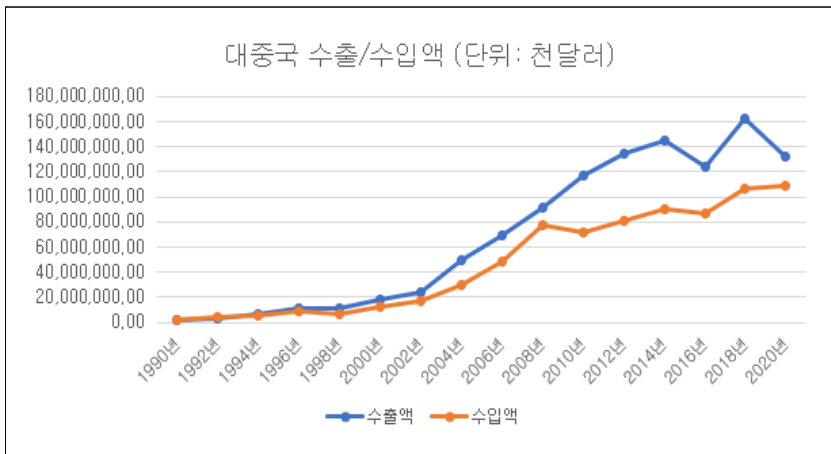
한 지원 정책이 요구된다.

마지막으로, 본 연구는 향후 무역환경 변화에 대한 시사점 또한 가지고 있다. 중국으로부터의 수입 증가로 인한 고용 감소의 경우 사업체의 폐쇄로 인한 해고가 고용 감소의 상당 부분을 차지하고 있었고, 이렇게 해고된 근로자의 일부는 제조업 내에서, 일부는 비제조업에서 일자리를 찾을 수 있었다. 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해, 제조업 내에서의 인력 재배치 및 제조업에서 비제조업으로의 인력 재배치가 발생하고 있음을 알 수 있다. 이러한 인력 재배치가 완료된 이후에는 수입 증가로 인한 고용 감소가 상당 부분 줄어들 것으로 예상된다. 한국조세재정연구원(2022)의 연구에 따르면, 2016년 한·중 자유무역협정으로 인한 고용 감소가 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 분석 기간인 2000년부터 2015년까지 수입 증가로 인한 인력 재배치가 어느 정도 이루어졌기 때문에 자유무역협정으로 인한 추가적인 고용 감소가 적어졌음을 시사할 수 있다.

제1장 서론

1990년대 한국과 중국의 무역대표부 설치 및 한·중 수교 이후 우리나라의 대중국 수출과 수입은 꾸준히 증가하였다(그림 1-1 참조). 수출은 1990년 14억 달러에서 2020년 1,326억 달러로, 수입은 1990년 15억 달러에서 2020년 1,089억 달러로 늘어나게 되었다(UNcomtrade). 그 결과, 1990년 기준 우리나라 수출입 규모 8위에 불과했던 중국은 현재 우리나라 최대 무역국이 되었다(한국무역협회). 이렇게 중국과의 교역이 지속해서 늘어나는 사이, 우리나라에서는 많은 경제적 변화와 인구구조의 변화가 진행되었다.

[그림 1-1] 우리나라의 대중국 수출/수입액

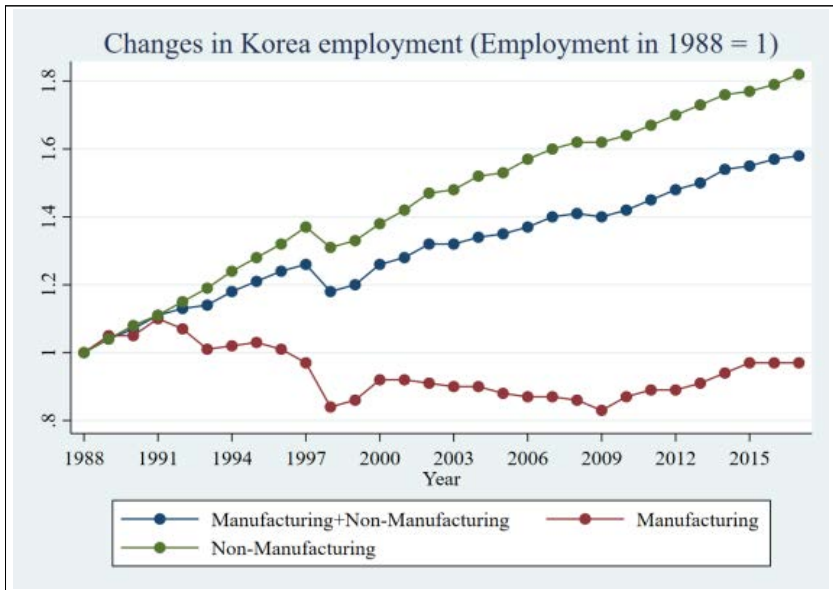


자료 : 구자현(2023).

무엇보다도 우리나라의 제조업 비중은 시간이 지남에 따라 비제조업에 비해 점점 줄어들게 되었다. [그림 1-2]에 따르면, 비제조업은 1988년 고용 대비 2015년 약 1.8배 이상 늘어났지만, 제조업은 1988년 고용보다 오히려 줄어든 모습을 볼 수 있다. 중국의 수출 품목 대부분이 제조업 분야인 것을 고려하였을 때, 이러한 제조업 비중의 하락은 비단 우리나라만의 문제는 아니다. 미국과 독일 또한 대중국 수입에 노출이 많이 된 지역에서 제조업 일자리가 많이 사라지게 되었고(Autor et al. 2013; Dauth et al. 2014), 우리나라의 경우 대중국 수입이 증가한 제조업 분야와 관련 제조업 분야에서의 일자리가 많이 사라지게 되었다(Koo and Whang, 2018).

제조업 비중의 하락뿐만 아니라 같은 기간 우리나라의 수도권 집중화는 더욱 심해졌다. 1990년 전체 인구의 43%가 살고 있던 수도권은 2020년 전체 인구의 절반을 넘어서게 되었다(오영환, 2023). 이러한 수도권 집중화의 가장 큰 원인 중 하나는 비수도권의 제조업 분야 불황으로 인해 많은 일자리가 수도권에 집중되고 있기 때문이다(최정훈, 2021). 특히 청년층 고용률

[그림 1-2] 우리나라의 1988년 고용 대비 산업별 고용비율



자료 : Koo(2023).

의 경우 수도권에 비해 비수도권이 현저히 뒤떨어져 있고(홍대선, 2021), 이에 따라 2019년 수도권으로의 인구 유입은 2007년 이후 사상 최대를 기록하였다(성수영, 2020).

마지막으로 수도권 집중화와 더불어 우리나라에서는 같은 기간 혼인율과 출산율이 지속해서 감소하였다. 통계청(2023a)에 따르면, 2022년 혼인 건수는 19만 2천여 건으로 관련 통계를 작성한 이후 가장 적은 건수였다. 출산율 또한 2021년 기준 0.81명으로, 이는 1985년 1.66명의 절반도 안 되는 수치에 해당한다. 미국의 경우, 대중국 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역에서 혼인율과 출산율이 낮아지는 현상이 발생하였는데, 이러한 원인은 주로 남성 근로자가 일하는 제조업의 고용 감소로 인해 결혼할 만한 남성(marriageable men)의 수가 줄어들었기 때문으로 지적하고 있다(Autor et al., 2019). 우리나라 또한 남성의 고용 감소가 역대 최저의 혼인율과 출산율의 원인일 수 있다. 2000년 이후 통계에 따르면 우리나라에서는 여성 고용률이 지속해서 상승하였지만, 남성 고용률은 1990년대에 비해 크게 바뀌지 않았다(여성가족부·통계청, 2020).

따라서 본 연구는 중국으로부터의 수입 증가가 우리나라의 탈제조업화에 영향을 주었는지, 지방의 일자리를 없앴으로써 수도권 집중화에 이바지하였는지, 여성보다 남성의 일자리에 악영향을 미침으로써 혼인율과 출산율 저하에 원인이 되었는지 알아보려고 한다. 구자현(2023)의 경우, 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역과 적게 받은 지역의 고용률 변화를 비교함으로써 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역에서 고용률이 줄어들고, 특히 남성, 그리고 고용계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리를 사라지게 한다는 것을 발견하였다. 그러나 저자는 지역 수입 노출도로 사용한 지역의 산업 고용비율과 우리나라의 대중국 산업별 수입액이 내생적일 수 있으므로 이를 이용한 추정치는 실제 효과보다 과소 혹은 과대 추정될 수 있다고 지적하였다. 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구는 지역의 이전 기간 산업 고용비율과 고소득 국가의 대중국 산업별 수입 변화액을 도구변수로 이용하여 추정하였다. 특히 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액은 우리나라의 지역 및 산업별 관측 불가능한 특성들(unobservable characteristics)과 상관관계가 존재할 확률이 낮고, 중국의 부상으로 인하여 우리나라뿐만 아니라 많은 나

라에서 대중국 수입이 증가하였기 때문에 인과관계 측정을 위한 도구변수로 사용하기에 적절하다. 이러한 도구변수는 대중국 수입 증가와 고용과의 인과관계를 추정하기 위해 이전 논문에서 많이 사용되었다(Autor et al., 2013; Dauth et al., 2014; Balsvik et al., 2015).

2000년부터 2015년까지 전국사업체조사¹⁾와 UNcomtrade 수출입 데이터를 분석한 결과, 대중국 수입 노출도가 약 1 표준편차(약 0.5%p) 증가하였을 때, 우리나라 지역의 고용변화는 생산가능인구 대비 약 1.29%p 감소하는 것으로 추정되었고, 이는 내생성을 고려하지 않았을 때(1.02%p)보다 훨씬 영향이 큰 것을 알 수 있다. 수입 증가 효과를 산업별로 살펴보면, 제조업에서의 고용 감소가 비제조업보다 컸으며, 이에 따라 여성과 비교하면 남성의 일자리가 훨씬 더 많이 감소하는 것을 알 수 있었다. 고용계약 기간에 따라 일자리를 나누어 분석하면 계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리가 임시·일용근로자의 일자리보다 훨씬 더 줄어들어서 일자리의 질이 훨씬 악화하는 것을 알 수 있었다. 마지막으로 수입 증가로 인한 고용 감소가 가장 적은 지역은 서울권이었지만, 가장 많은 지역은 경기도의 비서울권과 경상도 지역들이었다. 이는 중국으로부터의 수입 증가가 지방의 일자리를 사라지게 함으로써 인구의 수도권 집중화에 이바지한다는 것을 알 수 있었다.

본 연구에서는 한발 더 나아가 중국으로부터의 수입 증가에 따른 고용률의 순변화(net change)뿐만 아니라, 사업체의 어떠한 대응으로 인해 고용률이 변화하였는지 살펴보았다. 고용률의 순변화만을 살펴보는 것은 수입 증가로 인한 노동시장 고용변화의 일부분만을 의미할 수 있다. 예를 들어 대중국 수입 증가로 인한 사업체의 구조조정으로 고용이 줄어들 수도 있고, 사업체의 폐업으로 인해 지역의 일자리가 줄어들 수도 있다. 특히 폐업으로 인한 고용 감소는 영구적인 고용 감소를 의미하기 때문에, 구조조정보다 훨씬 더 지역경제에 악영향을 미칠 수 있다. 그뿐만 아니라, 구조조정으로 인한 해고와 폐업으로 인한 해고는 근로자에게도 미치는 영향이 서로 다를 수

1) 본 연구의 주목적은 중국으로부터의 수입 증가가 고용에 미치는 영향과 이에 대한 사업체 대응을 살펴보는 것이다. 전국사업체조사에서는 2020년부터 행정자료를 활용한 모집단을 도입해 작성하여 이전 조사(조사 기준 모집단)와 모집단이 다르므로 사업체의 대응을 살펴보기에 적당하지 않다. 따라서 2020년 조사는 분석 기간에서 제외하였다.

있다는 점에서 대중국 수입 증가로 인한 고용변화가 사업체의 어떠한 대응으로 인한 고용변화인지 아는 것이 중요하다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구는 전국사업체조사의 사업체 코드를 이용하여 대중국 수입 증가에 따라 사업체가 어떻게 대응하는지 살펴보았다. 사업체의 대응으로 인한 고용변화를 크게 사업체의 진입, 사업체의 폐쇄, 사업체의 확장, 사업체의 축소로 인한 고용변화로 나누어 살펴보았다.

그 결과, 사업체의 활동으로 인한 지역 고용의 변화(2.43%p)는 지역 고용 변화(1.29%p)의 약 1.89배인 것으로 나타났다. 특히 사업체의 고용변화 중 가장 큰 부분은 사업체의 축소로 인한 고용 감소로 전체 고용변화의 약 40%를 차지하는 것으로 나타났고, 사업체 폐쇄로 인한 해고 또한 36%로 고용변화 중 큰 비중을 차지하고 있었다. 이에 반해 사업체의 진입 및 확장으로 인한 고용 증가는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 흥미로운 점은 산업 및 성별 일자리의 변화를 사업체의 활동별로 분석한 결과, 사업체의 폐쇄 및 축소로 인한 일자리 감소가 큰 것을 알 수 있었지만, 동시에 사업체의 진입 및 확장으로 인한 일자리 증가 또한 크기는 작지만, 통계적으로 유의미한 수준으로 관찰되는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 추정치들을 통해 구체적으로 지역 내 일자리가 수입 증가로 인해 어떻게 재배치가 이루어졌는지, 산업 간 파급효과가 어떤지 가늠하게 함으로써 수입 증가가 지역경제에 미치는 메커니즘을 추론할 수 있었다.

본 연구는 다음의 순서로 구성되었다. 제2장에서는 중국으로부터의 수입 증가가 지역노동시장에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 이론적 모형을 간략하게 소개 후, 관련 선행연구를 소개한다. 제3장에서는 대중국 수입 증가와 지역 고용 간의 인과관계 추정을 위한 실증모형과 도구변수를 소개하고 본 연구에 사용한 데이터를 소개한다. 제4장에서는 데이터를 활용하여 2000년대 이후 우리나라의 일자리 변동과 사업체의 대응을 살펴보고 관련 기술통계를 살펴본다. 제5장에서는 실증모형을 활용하여 대중국 수입 증가와 지역 고용 간의 인과관계를 추정하고 어떠한 사업체의 대응으로 지역 고용이 변화하였는지 분석한다. 그리고 남성과 여성의 일자리가 어떻게 변화하였는지, 제조업과 비제조업, 고용계약 기간에 따라 상용근로자와 임시·일용근로자의 일자리는 어떻게 변화하였는지 비교한다. 마지막으로 지역별

6 중국산 수입 변동이 지역노동시장에 미치는 영향

로 대중국 수입 증가에 따라 일자리 변화가 어떻게 일어났는지 비교하여 수입 증가로 인해 일자리의 수도권 집중화가 심화하였는지를 살펴본다. 끝으로 제6장에서는 분석 결과를 요약한 뒤 분석을 바탕으로 정책적 시사점과 향후 연구 과제를 제시한다.

제 2 장

이론적 배경 및 관련 논문

본 장에서는 중국으로부터의 수입 증가로 인한 지역노동시장의 노동수요 변화에 대한 이론적 배경 및 국내외 관련 논문들을 살펴볼 것이다.

우선 수입 증가로 인한 전체적인 노동수요가 어떻게 바뀔 것인지를 살펴 보기 위해 Autor et al.(2013)에서 사용된 모형의 예측을 정리하기로 한다.²⁾ Autor et al.(2013)은 모형의 간소화를 위해 교역재(주로 제조업)와 비교역재(주로 비제조업) 산업만 존재한다고 가정한다. 중국의 생산성 향상은 국내 상품의 경쟁력 약화로 이어지고 이는 더 많은 국내 소비자의 중국 상품 소비로 이어질 것이다. 이로 인한 국내 상품의 판매 저하는 해당 상품 산업 노동수요에 부정적인 영향을 미치게 될 것이다. 하지만 중국 또한 높아진 소득을 바탕으로 비교 열위인 상품을 한국으로부터 수입할 것이기 때문에 해당 산업 노동수요에는 긍정적인 효과가 예상된다. 따라서 우리나라의 대중국 수출과 수입이 비슷(balanced trade)하다면, 산업 간 노동력 이동은 발생하겠지만 전체적인 노동수요에는 변화가 없을 것이다. 그러나 많은 국가의 대중국 무역수지는 오랜 기간 적자였고, 이는 지난 30년간 우리나라도 예외가 아니었다. 무역수지가 적자인 경우, 대중국 수입으로 인한 부정적인 효과가 대중국 수출로 인한 긍정적인 효과보다 훨씬 클 것이고, 제조업의 낮아진 노동수요로 인해 많은 사람이 직장을 잃을 것이다. 제조업에서의 실업자 증가는 지역노동시장의 임금 하락으로 이어질 것이고, 이는 수입에 직접적인 피

2) Autor et al.(2013) 모형의 함의는 구자현(2023)의 내용을 재정리하였다.

해가 없는 비제조업 노동수요 상승으로 이어질 수 있다. 하지만 비제조업의 경우, 지역시장의 실업자 증가와 낮아진 임금으로 인해 낮아진 구매력 때문에 노동수요가 낮아질 가능성 또한 존재하고 있다. 따라서 무역수지가 적자인 경우, 제조업의 노동수요는 낮아질 것이고 비제조업의 노동수요는 늘어날 수도, 줄어들 수도 있다고 Autor et al.(2013)의 모형은 예측하였다.

Acemoglu et al.(2016)은 중국과의 수입 증가로 인한 고용 효과를 다음과 같은 네 가지 효과로 분리하였다.

- 무역에 노출된 산업에 대한 직접 효과 (Direct impact on exposed industries)
- + 연관된 산업에 대한 간접 효과 (Indirect impact on linked industries)
- + 재배치 효과 (Aggregate reallocation effects)
- + 총수요 효과 (Aggregate demand effects).

여기서 무역에 노출된 산업에 대한 직접효과는 중국산 수입 상품과 직접적으로 경쟁하는 상품의 산업에 대한 고용 감소를 의미한다. 연관된 산업에 대한 간접효과는 직접적으로 경쟁하는 산업과 연관된 산업에 대한 고용변화를 의미한다. 예를 들어, 중국과 직접적으로 경쟁하는 산업에 중간재를 공급하는 산업은 수입 증가로 인해 고용 감소가 예상된다. 간접효과의 또 다른 예는 국내 상품을 중간재로 사용하는 산업이다. 값싼 중국 상품의 등장은 이들 산업의 비용감소로 이어지고 따라서 고용 증가 등 투자의 확대로 이어질 수 있다. 따라서 간접효과는 이 둘의 효과 중 어느 것이 크냐에 따라서 고용 증가 혹은 감소일 수 있다. 재배치 효과는 직·간접 효과로 인해 해고된 근로자의 산업 간 일자리 이동을 말하는 것으로 Autor et al.(2013)의 모형에서 밝힌 제조업에서 비제조업으로의 일자리 이동이 하나의 예라고 할 수 있다. 마지막으로 총수요 효과는 지역의 경제 변동으로 인한 추가적인 고용변화로 호황 혹은 불황으로 인한 고용 변동이 하나의 예시라고 할 수 있다. Acemoglu et al.(2016)은 위의 네 가지 효과를 식별하기 위해 투입·산출표, 산업 및 지역 간 고용비교를 통해, Asquith et al.(2019)은 여기에 더해 산업체 패널 데이터를 이용하였다. 그 결과, 위의 네 가지 효과 모두 미국의 대중국 수입 증가로 인한 고용변화에 중요한 역할을 한다는 것을 밝혔다.

무역환경 변화로 인한 사업체의 대응은 주로 무역의 직접적인 영향을 받는 제조업 사업체 데이터를 분석하는 연구로 진행되었다.³⁾ Bernard et al. (2006a)에 따르면 무역자유화로 인해 제조업의 생산성은 전반적으로 향상했지만, 동시에 생산성이 낮은 사업체의 퇴출 가능성 또한 높인다고 지적하고 있다. Trefler(2004)는 미국·캐나다의 자유무역협정은 수입과 연관된 산업의 생산성을 향상시켰지만, 이러한 생산성 향상은 생산성이 낮은 사업체의 퇴출과 여기서 퇴출당한 노동력이 생산성이 높은 사업체로 옮겨감으로써 발생하였다고 밝혔다. Bernard et al.(2006b)는 저임금 국가로부터의 수입은 생산성이 낮은 사업체의 고용과 생존율을 낮춘다고 밝혔다. 마지막으로 Groizard et al.(2015)은 무역 비용 혹은 소비재 가격의 하락 역시 생산성이 낮은 사업체의 고용과 생존율을 낮춘다고 밝혔다. 이러한 결과는 미국 뿐만 아니라 칠레, 콜롬비아 등 다양한 국가에서 발견되었다(Eslava et al., 2013; Pavcnik, 2002). 위 논문들을 요약하자면, 수입 증가는 생산성이 낮은 제조업 사업체의 퇴출 가능성을 높임으로써 고용을 감소시킨다고 밝히고 있다.

최근 들어 대중국 수입과 우리나라 고용과의 관계에 관한 연구가 활발하게 진행되고 있다. Koo and Whang(2018)은 제조업 산업 간 고용비교를 통해 제조업의 고용 감소는 주로 수입 산업에 중간재를 제공하는 산업에서 발생하였다고 지적하였다. 이에 반해 Choi and Xu(2019)는 수입 증가가 임금에는 부정적인 영향을 미쳤지만, 고용에 미치는 영향은 미미하다고 지적하였다. 하지만 두 연구 모두 제조업에 한정된 결과로 제조업이 다른 산업의 고용에 미치는 영향은 분석하지 못하였다. 한국조세재정연구원(2022)은 한·중 자유무역협정 체결이 지역노동시장에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 무역자유화는 전반적인 고용에는 크게 영향을 미치지 못하였지만, 직종별, 종사상 지위별, 교육 수준별로 노동시장에 미치는 영향이 다르게 나타났다. 하지만 한국조세재정연구원(2022)은 2015년 체결된 한·중 자유무역협정을 분석하였기 때문에 무역협정의 장기 효과는 추정할 수 없었다. 구자현(2023)의 경우 2000년부터 2015년까지의 대중국 수입 증가가 지역 고

3) 본 단락의 내용은 Asquith et al.(2019)의 논의를 재정리하였다.

용에 미치는 영향을 연구하였다. 이 연구에 따르면 수입 증가에 노출이 많이 된 지역에서 고용이 감소하였으며, 특히 상용근로자의 일자리 감소가 심각하여 일자리의 질 또한 악화하는 것을 알 수 있었다. 하지만 이 연구의 경우, 지역의 수입 노출도의 내생성으로 인해 추정치가 편향될 가능성이 존재하고, 사업체의 어떠한 대응으로 인해 노동수요가 변하였는지 알 수 없다는 한계를 가지고 있다.

제3장 데이터 및 분석 방법 소개

제1절 데이터

본 연구는 이전 구자현(2023)에서 사용한 데이터와 같은 데이터를 사용하였다. 구자현(2023)은 전국사업체조사와 UN(United Nations)에서 제공하는 UNcomtrade를 활용하였다. 전국사업체조사는 전국의 모든 사업체를 대상으로 지역별 사업체 규모를 파악하기 위해 실시한 것으로 사업체의 위치, 사업체의 주산업이 무엇인지, 총종사자 수가 얼마인지, 남녀 종사자 수, 상용 및 임시·일용근로자 수 등을 조사하고 있다. UNcomtrade는 UN에서 제공하는 무역 데이터로 국가별·산업별 수출입액을 매해 제공하고 있다.

본 연구와 구자현(2023)의 차이는 본 연구는 마이크로데이터 통합서비스(MDIS)의 원격접근 서비스를 이용하여 전국사업체조사의 사업체 코드를 활용한 점이다. 구자현(2023)은 사업체 코드 활용 없이 지역 코드를 이용하여 중국으로부터의 수입 변화가 지역 노동수요에 미치는 영향을 파악하였다. 본 연구는 사업체 코드를 활용하여 지역의 사업체가 수입 변화에 어떠한 대응을 하는지 살펴볼 것이다. 예를 들어 수입 증가로 인해 지역 사업체가 근로자 수를 줄일 수도, 사업체 폐쇄를 결정할 수도 있다. 그뿐만 아니라, 수입 증가를 또 다른 기회로 여긴 사업체는 새로 사업에 진입할 수도, 사업체의 근로자 수를 늘릴 수도 있다. 본 연구에서는 수입 증가에 따라 사업체의 진입·폐쇄·확장·축소를 통한 노동수요 변화를 살펴봄으로써 단순한 지역

노동수요 변화가 아닌 수입 증가에 따른 사업체의 대응을 좀 더 면밀하게 살펴볼 것이다. 이를 위해 본 연구는 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 총 4개년의 전국사업체조사와 UNcomtrade를 활용하였다. 본 연구에서는 전국사업체조사의 사업체 코드를 이용하여 사업체 레벨의 패널 데이터를 만든 후, 사업체의 대응을 다음과 같이 식별하였다.

- 사업체 진입 : 2005년 또는 그 이후 조사에서 사업체 코드가 처음으로 식별되는 경우
- 사업체 폐쇄 : 2000년 혹은 그 이후 조사에서 사업체 코드가 발견되었으나 이후 조사에서 식별되지 않은 경우
- 사업체 확장 : 연속된 2개년 조사에서 사업체 코드가 식별되고 총종사자 수가 늘어난 경우
- 사업체 축소 : 연속된 2개년 조사에서 사업체 코드가 식별되고 총종사자 수가 감소한 경우⁴⁾

사업체의 대응을 식별하기 위해 위 기간 중 조사에 응하지 않은 사업체는 제외하였다. 예를 들어, 2000년과 2010년의 조사에 응하였지만, 2005년에 응하지 않은 사업체는 표본에서 제외하였는데 그 이유는 2000년과 2005년 사이, 그리고 2005년과 2010년 사이 사업체의 고용변화를 알 수 없기 때문이다. 이러한 사업체를 제외하고 표본에 사용된 사업체의 개수는 총 1,207만 9,872개로 제조업 123만 1,315개 사업체, 비제조업 1,084만 8,557개 사업체로 이루어져 있다.

전국사업체조사와 UNcomtrade 데이터를 함께 사용하여 분석하는 데 가장 큰 문제는 이 두 데이터는 각각 다른 산업분류코드를 사용한다는 점이다. 전국사업체조사의 경우 표준산업분류(KSIC-8, KSIC-9)로 데이터가 작성되었고, UNcomtrade의 경우 HS코드⁵⁾ 기준으로 데이터가 작성되었다. 따

4) 본 연구는 지역노동시장의 고용변화를 살펴보기 때문에, 사업체의 진입·폐쇄·확장·축소 이외에 사업체의 이동으로 인해 고용변화가 일어날 수 있다. 사업체 이동으로 인한 고용변화는 전체 고용변화 대비 크지 않기 때문에(약 2.9%) 본 분석에서 제외하였다.

5) HS코드(국제통일상품분류체계, Harmonized Commodity Description and Coding System)는 대외 무역 거래 상품을 숫자 코드로 분류하여 상품분류 체계를 통일함

라서 이 두 데이터를 함께 사용하기 위해서 본 연구는 첫째, 통계청에서 제공하는 KSIC-HS 연계표를 사용하여 UNcomtrade의 HS-2017 산업분류를 KSIC-10차 분류로 바꾸었다. 이후 HS-2017보다 이전 분류로 사용된 데이터에 대해서는 UN에서 제공하는 HS 산업분류 연계표를 이용하여 HS 산업코드를 모두 KSIC-10차 분류로 재지정하였다. 전국사업체조사의 경우 KSIC-10차 이전 분류로 입력된 데이터의 경우 통계청에서 제공하는 KSIC 산업분류 연계표를 이용하여 모두 KSIC-10차 산업코드로 재지정하였다. 그 결과, 본 연구에서 사용된 데이터의 제조업 산업 개수는 204개이다.

이 데이터 외에 각 지역의 특성을 통제하기 위해 인구주택총조사를 활용하였고 지역의 고용률(employment rate)을 계산하기 위해 행정안전부의 주민등록인구 현황 데이터를 통해 각 지역의 생산가능인구(15~64세) 자료를 사용하였다.

제2절 방법론

본 연구는 중국으로부터 제조업 상품 수입에 많이 노출된 지역과 적게 노출된 지역의 고용률 변화를 비교함으로써 중국으로부터의 수입 변화가 지역노동시장, 특히 일자리에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 사용한 방법은 회귀분석으로(regression analysis) 구체적으로 사용한 회귀식은 Asquith et al.(2019)에서 사용한 것과 유사하다.

$$\frac{\Delta L_{it}}{P_{it}} = \beta \cdot \Delta IP_{it}^{ck} + \gamma \cdot X_i + \delta_{pt} + \epsilon_{it} \quad (\text{회귀식 1})$$

위의 식에서 사용한 ΔIP_{it}^{ck} , X_i 는 각각 지역 i , 기간 t 의 대중국 수입 노출도, 인구주택총조사를 통해 계산한 2000년의 인구·경제적 특징을 말한

으로써 국제무역을 원활하게 하고 관세를 적용에 일관성을 유지하기 위해 주로 사용된다.

다. δ_{pit} 는 우리나라의 9개 도와 기간 고정효과의 교차항(Interaction term)으로 도의 시변 변수(time-varying variable)를 통제하기 위해 포함하였다. 여기서 기간은 2000-2005, 2005-2010, 2010-2015, 세 기간을 의미한다. ΔL_{it} 는 지역 i , 기간 t 의 고용 차이($L_{it_{end}} - L_{it_{begin}}$), \bar{P}_{it} 는 지역 i , 기간 t 의 생산가능인구 중간값을 말한다 ($\bar{P}_{it} = \frac{P_{it_{begin}} + P_{it_{end}}}{2}$). 따라서 종속변수로 사용된 $\frac{\Delta L_{it}}{\bar{P}_{it}}$ 는 평균 노동가능인구 대비 고용변화 비율이라고 볼 수 있다. 6) X_i 에 사용된 특징은 2000년 지역의 여성비율, 15~29세 인구비율, 비제조업 비율, 그리고 단순근로자 비율을 포함하고 있다. 수입 노출도 $\Delta IP^{ck_{it}}$ 는 Acemoglu et al.(2016)과 같은 방식으로 다음과 같이 정의한다.

$$\Delta IP_{it}^{ck} = \sum_j \frac{L_{ijt}}{L_{it}} \cdot \Delta IP_{jt}^{ck} \quad (\text{수식 1})$$

$\Delta IP^{ck_{it}}$ 의 첫째 항은 지역 i , t_{begin} 연도에서의 산업 j 의 고용비율을 의미하고 두 번째 항 $\Delta IP^{ck_{jt}}$ 는 2000년 산업 j 의 국내 유통량 대비 기간 t 동안의 대중국 수입 변화량이다. 7) 따라서 $\Delta IP^{ck_{it}}$ 는 대중국 수입 변화량을 지역의 산업 고용비율로 가중평균한 값을 뜻한다. $\Delta IP^{ck_{it}}$ 를 직관적으로 설명하기 위해 예를 들면, 지역 i' 의 산업 고용비율이 대중국 수입이 많이 늘어난 산업에서 높다면, 지역 i' 는 다른 지역에 비해 대중국 수입에 대한 노

6) 수식 1의 종속변수는 Autor et al.(2013), Acemoglu et al.(2016), 구자현(2023)의 종속변수와 다르다. 이전 연구에서 사용된 종속변수는 노동가능인구 대비 고용인구 차이로($\Delta \frac{L_{it}}{P_{it}} = \frac{L_{it_{end}}}{P_{it_{end}}} - \frac{L_{it_{begin}}}{P_{it_{begin}}}$)임에 반해 Asquith et al.(2019)과 본 연구의 종속변수는 평균 생산가능인구 대비 노동수요 변화 비율($\frac{\Delta L_{it}}{\bar{P}_{it}} = \frac{L_{it_{end}} - L_{it_{begin}}}{\frac{P_{it_{begin}} + P_{it_{end}}}{2}}$)이다.

이러한 종속변수를 사용한 이유는 이후 사업체의 대응으로 인한 노동수요 변화를 종속변수로 이용하여 분석하기 위해서이다.

7) $\Delta IP^{ck_{jt}}$ 를 수식으로 표현하면 $\frac{\Delta M_{jt}^{ck}}{Y_{j2000} + M_{j2000} - EX_{j2000}}$ 이다 (달려 가치 기준, Y_{j2000} : 2000년 산업 j 의 국내 생산량, M_{j2000} : 2000년 산업 j 의 수입량, EX_{j2000} : 2000년 산업 j 의 수출량).

출도가 높다는 것을 의미한다.

회귀식 1에서의 관심 파라미터는 β 로 시간 효과와 지역의 인구·경제적 특징을 통제한 뒤 제조업 상품 수입에 많이 노출된 지역과 적게 노출된 지역의 노동수요 변화 비율의 차이를 나타낸다. β 를 통해 중국으로부터의 수입 증가로 인한 지역의 전체 노동수요 변화를 알 수 있다. 여기에 더해 본 연구에서는 전국사업체조사의 사업체 코드를 활용하여 단순히 지역의 노동수요 변화뿐만 아니라, 중국으로부터의 수입 증가에 사업체가 어떠한 대응을 하는지 살펴보는 것이다. 예를 들어, 수입이 많이 일어난 지역에서 사업체는 구조조정을 통해서 고용을 줄일 수도 있고, 사업체를 폐쇄할 수도 있다. 구체적으로, 지역의 노동수요 변화 ΔL_{it} 는 사업체의 진입·폐쇄·확장·축소를 통한 고용변화로 나눌 수 있다.

$$\Delta L_{it} = \Delta B_{it} - \Delta D_{it} + \Delta E_{it} - \Delta C_{it} \quad (\text{수식 2})$$

여기서 ΔB_{it} , ΔD_{it} , ΔE_{it} , ΔC_{it} 는 각각 사업체의 진입으로 인한 고용 증가, 사업체의 폐쇄로 인한 고용 감소, 사업체의 확장으로 인한 고용 증가, 사업체의 축소로 인한 고용 감소를 뜻한다.⁸⁾ 본 연구에서는 사업체 코드를 활용하여 ΔB_{it} , ΔD_{it} , ΔE_{it} , ΔC_{it} 를 식별한 이후, $\frac{\Delta B_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta D_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta E_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta C_{it}}{P_{it}}$ 를 회귀식 1의 종속변수로 넣어 중국으로부터의 수입 증가로 사업체가 진입·폐쇄·확장·축소를 통해 얼마나 많은 노동수요의 변화가 있는지를 살펴볼 것이다. 수식 2에 의해 β 값은 다음과 같은 관계를 맺는다.

$$\beta = (\beta_B - \beta_D) + (\beta_E - \beta_C) = \beta_{\text{Extensive}} + \beta_{\text{Intensive}} \quad (\text{수식 3})$$

여기서 β_B , β_D , β_E , β_C 은 각각 $\frac{\Delta B_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta D_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta E_{it}}{P_{it}}$, $\frac{\Delta C_{it}}{P_{it}}$ 를 회귀식 1의 종속변수로 넣고 추정된 ΔIP_{it}^{ck} 의 계수를 의미한다. 본 연구에서는

8) 2000년부터 2015년까지의 사업체 이동으로 인한 노동수요 변화는 전체 노동수요 변화의 3%에 미치지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 사업체의 이동으로 인한 지역의 노동수요 변화는 포함하지 않았다.

전체 노동수요 변화($\frac{\Delta L_{it}}{P_{it}}$)를 넣고 구한 β 값과 $\beta_B, \beta_D, \beta_E, \beta_C$ 값을 비교함으로써 중국으로부터의 노동수요 변화가 사업체의 주로 어떠한 대응으로 일어났는지를 살펴볼 것이다. 한편 사업체의 수가 변함에 따라 발생하는 지역의 고용변화 $\beta_B - \beta_D$ 와 사업체의 수가 변하지 않고 발생하는 지역의 고용변화 $\beta_E - \beta_C$ 를 각각 $\beta_{Extensive}$ (Extensive margin)와 $\beta_{Intensive}$ (Intensive margin)로 정의하였다. 이러한 $\beta_{Extensive}$ 와 $\beta_{Intensive}$ 를 추정함으로써 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사업체의 수 변화가 고용변화의 주원인인지 아니면 사업체의 노동수요 변화가 주원인인지 파악할 수 있다. 마지막으로 대중국 수입 증가로 인해 주로 고용 증가 혹은 고용 감소가 발생하는지 살펴보기 위해 $\beta_B + \beta_E$ 와 $-(\beta_D + \beta_C)$ 를 각각 β_{Create} (일자리 증가)와 $\beta_{Destroy}$ (일자리 감소)로 정의한 후 추정하였다.

(회귀식 1)에서 β 를 통해 알고 싶은 것은 중국으로부터의 수입과 지역 노동수요의 상관관계가 아닌 인과관계이다. (회귀식 1)의 β 가 이러한 인과관계를 나타내기 위해서는 시간고정효과와 인구·경제적 특징 X_i 를 통제한 후에 수입 노출도 $\Delta IP^{ck_{it}}$ 와 지역의 노동수요가 독립적이라는 조건부 독립가정(conditional independence assumption)이 필요하다. 하지만 이러한 가정은 성립하지 않을 가능성이 높다. 예를 들어 X_i 와 도의 시변 변수가 아닌 수입 노출도와 지역의 노동수요와 상관관계를 가지고 있는 Z_{it} 가 존재한다면, (회귀식 1)에 포함되지 않은 Z_{it} 에 의해 발생하는 편의(omitted variable bias)가 존재하고, 이러한 편의가 존재한다면 (회귀식 1)의 β 는 인과관계가 아닌 상관관계를 나타낸다.

이러한 누락 변수 편의를 제거하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 발틱 도구변수(Bartik instrument variable)⁹⁾를 사용하였다.

$$\Delta IP_{it}^{co} = \sum_j \frac{L_{ij,t-1}}{L_{it-1}} \cdot \Delta IP_{jt}^{co} \quad (\text{수식 4})$$

9) 발틱 도구변수에 대한 자세한 설명은 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)과 Borusyak et al.(2022)을 참조하기 바란다.

발틱 도구변수로 사용된 ΔIP_{it}^{co} 와 ΔIP_{it}^{ck} 는 두 가지 차이가 있다.¹⁰⁾ 첫째, 지역의 t_{begin} 연도 산업 고용비율 대신 $t-1_{begin}$ 연도의 산업 고용비율을 사용하였다. 둘째, 중국으로부터의 우리나라 수입액 (ΔM_{jt}^{ck}) 대신 고소득 국가¹¹⁾에서 대중국 수입액(ΔM_{jt}^{co})을 사용하였다. $t-1_{begin}$ 연도의 산업 고용비율과 고소득 국가에서 대중국 수입액은 t 기의 노동수요에 영향을 미치는 다른 비관측 변수들과 상관관계가 있을 확률이 낮다(배제 제약 및 외생성, exclusion restriction and exogeneity). 또한 중국으로부터의 제조업 수입 증가는 중국의 경제 개혁과 개방, 노동력의 도시 유입, 세계무역기구 가입 등 중국의 생산력 상승으로 인해 여러 국가에서 관찰되었다. 따라서 우리나라와 다른 고소득 국가에서의 대중국 수입액은 강한 상관관계를 맺을 확률이 높기 때문에(Strong correlation in first stage regression) ΔIP_{it}^{co} 는 ΔIP_{it}^{ck} 에 대한 적절한 도구변수라고 할 수 있다. 이러한 방식의 지역 수입 노출도와 도구변수는 많은 경제학 논문에서 사용되었다(예: Dauth et al., 2014; Balsvik et al., 2015 등). 본 연구에서는 제5장 제4절에서 이러한 두 가지 검증을 통하여 도구변수의 적절성을 시험하였다.

분석에서 사용한 지역의 단위는 김동수 외(2009)가 제안한 광역도시통계권(Metropolitan Statistical Area)을 사용하였다. 광역도시통계권은 현재 행정구역상의 구분이 지역경제를 대표하기에는 적절하지 못하기 때문에(김동수 외, 2009) 사용된 지역단위로, 특히 대중국 무역이 미국 지역경제에 미친 영향을 연구한 많은 연구에서(Autor et al., 2013; Acemoglu et al., 2016 등) 광역도시통계권을 사용했다. 김동수 외(2009)에서 광역도시통계권을 설정하기 위해 사용된 기준은 중심도시와 주변 도시의 인구밀도, 그리고 도시 간의 통근율이다. 통근율 · 역통근율 10% 이상을 하나의 광역도시통계권으로 설정하였을 때, 우리나라는 50개의 광역도시통계권을 가지고 있고 도시

10) ΔIP_{it}^{co} 를 수식으로 표현하면 $\frac{\Delta M_{jt}^{co}}{Y_{j2000} + M_{j2000} - EX_{j2000}}$ 이다.

11) 본 연구에서 도구변수로 사용된 고소득 국가는 호주, 덴마크, 핀란드, 독일, 일본, 뉴질랜드, 스페인, 캐나다, 영국, 노르웨이, 스웨덴으로 모두 대중국 수입 증가의 효과를 연구한 이전 연구들(Autor et al., 2013; Dauth et al., 2014; Balsvik et al., 2015)에서 도구변수로 사용된 국가들이다.

목록은 다음과 같다.

〈표 3-1〉 광역도시통계권 도시 목록

광역도시통계권	통계권 도시 목록
서울권	서울, 성남, 의정부, 안양, 광명, 부천, 고양, 과천, 구리, 남양주, 군포, 의왕, 하남, 용인, 파주, 김포, 광주, 양주, 포천
부산권	부산, 김해, 양산
대구권	대구, 경산
인천	인천
대전권	대전, 논산, 계룡
광주권	광주, 나주
수원-화성-오산권	수원, 화성, 오산
창원-마산-진해권	창원, 마산, 진해
안산-시흥권	안산, 시흥
울산	울산
천안-아산권	천안, 아산
전주-김제권	전주, 김제
청주-증평권	청주, 증평
평택-안성권	평택, 안성
포항	포항
진주-사천권	진주, 사천
순천-광양권	순천, 광양
구미	구미
제주	제주
익산	익산
원주	원주
여수	여수
경주	경주
춘천	춘천
군산	군산
목포	목포
강릉	강릉

〈표 3-1〉의 계속

광역도시통계권	통계권 도시 목록
충주	충주
거제	거제
이천	이천
안동	안동
서산	서산
김천	김천
제천	제천
공주	공주
통영	통영
정읍	정읍
영주	영주
밀양	밀양
상주	상주
영천	영천
보령	보령
동해	동해
남원	남원
속초	속초
동두천	동두천
서귀포	서귀포
문경	문경
삼척	삼척
태백	태백

자료 : 광역도시통계권 설정은 김동수 외(2009)를 따름.

마지막으로 회귀식 계수의 표준오차는 도 단위 군집표준오차(clustered standard error)로 계산하였고, 가중치의 경우 지역 i 의 t_{begin} 연도 전체 인구를 사용하여 가중회귀분석을 시행하였다.

제 4 장

2000년대 이후 한국의 일자리 변동 및 기술통계

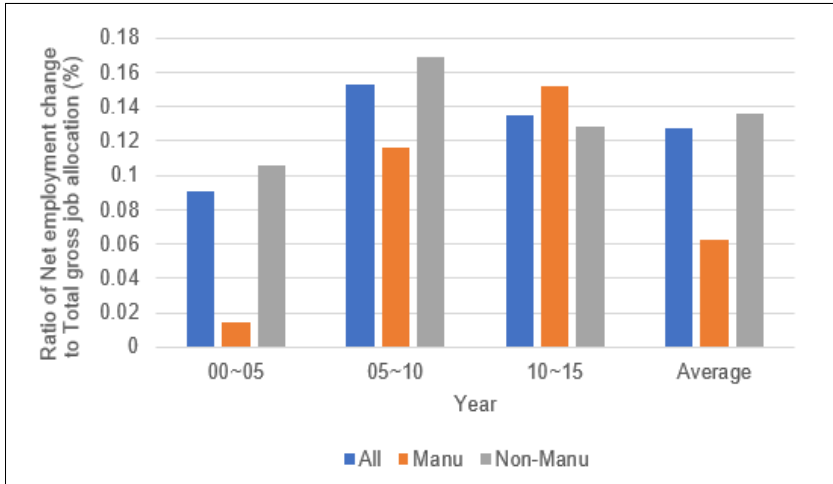
제1절 2000년대 이후 한국의 일자리 변동

본 장에서는 2000년부터 2015년까지의 일자리 변동을 전국사업체조사 데이터를 이용하여 살펴보았다. 2000년부터 2005년까지 5년 동안 우리나라의 일자리 변화는 총 156만여 개의 일자리가 생겨났고, 다음 5년간은 232만여 개, 마지막 2010년부터 2015년까지는 총 258만여 개의 일자리가 생겨났다. 하지만 이러한 일자리 순변화(net change)는 일자리 세부 변화로 인한 총변화(aggregate change)의 극히 일부분에 지나지 않을 수 있다. 사업체의 진입과 확장으로 인한 일자리 창출과 사업체 폐쇄 및 축소로 인한 일자리 소멸 등 다양한 방식으로 일자리가 생겨나고 없어질 수 있고, 이들을 살펴보는 것은 우리나라의 일자리가 어떠한 메커니즘으로 발생하고 소멸하는지 이해하는 데 중요하다고 할 수 있다.

[그림 4-1]은 일자리의 순변화 대비 일자리 세부 변화의 비율이 얼마인지를 살펴본 것이다. 2000~2005년간 순변화 대비 세부 변화의 비율은 약 9.1%였다가 2005~2010년 15.2%, 마지막 2010년부터 2015년까지의 비율은 약 13.5%였다. 이는 일자리의 순변화만으로 우리나라 노동시장을 분석하는 것은 노동시장의 많은 경제활동 중 극히 일부분만을 분석·이해하는 것이라고 할 수 있다.

[그림 4-1] 일자리의 순변화 대비 일자리 세부 변화 비율

(단위 : %)



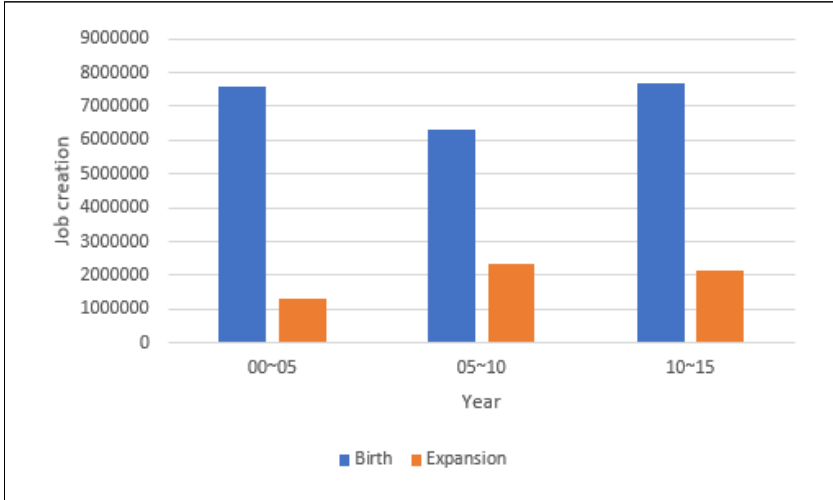
주: 왼쪽 막대는 전 산업의 일자리 세부 변화 비율, 가운데 막대는 제조업 일자리 세부 변화 비율, 오른쪽 막대는 비제조업 세부 변화 비율을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

특히 흥미로운 점은 중국으로부터의 수입이 급격히 늘어난 2000~2005년 사이의 비율이 가장 낮은 점이다. 이는 수입 증가에 우리나라 사업체들이 적극적으로 근로자의 수를 늘리거나 줄임으로써 대응하였다는 것을 알 수 있다. 이러한 점은 특히 중국 수입의 대부분을 차지하는 제조업에서 잘 드러나고 있다. 같은 기간 일자리의 순변화 대비 일자리의 세부 변화 비율에서 제조업은 약 6.2%에 불과하지만, 비제조업의 경우 13.6%에 달하고 있다. 특히 중국 수입이 급격히 늘어난 2000~2005년 동안에 제조업의 세부 변화 비율은 1.4%에 불과하다. 이는 특히 제조업 사업체들이 중국으로부터의 수입 증가에 대응하여 많은 근로자를 채용하거나 해고함으로써 이에 대응했다는 것을 알 수 있다.

[그림 4-2]부터 [그림 4-4]까지는 일자리의 순변화에서 일자리 창출 부분을 산업별로 살펴본 것이다. 2000년부터 2015년까지 2,156만 9,100개의 일자리가 사업체 진입으로 인해 발생하였고 584만 2,900개의 일자리가 사업체의 확장으로 인해 생겨났다. 이를 산업별로 살펴보면, 제조업에서 사업체

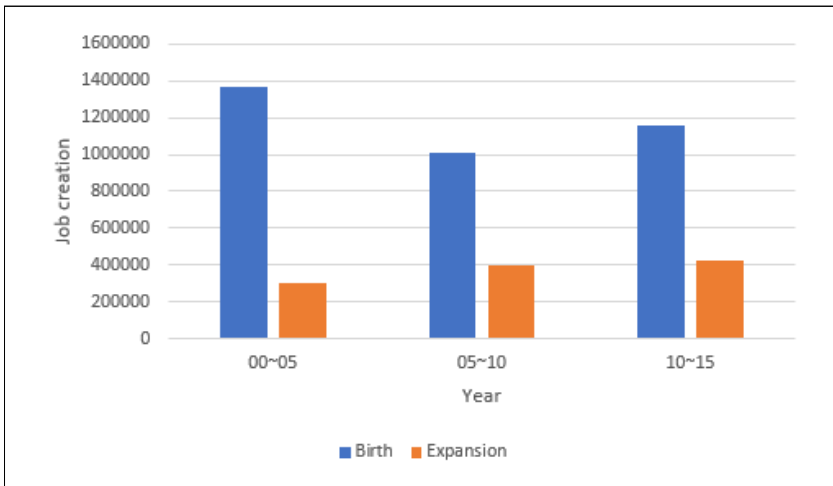
[그림 4-2] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출: 전 산업



주: 왼쪽 막대는 사업체 진입으로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 확장으로 인한 일자리 창출을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

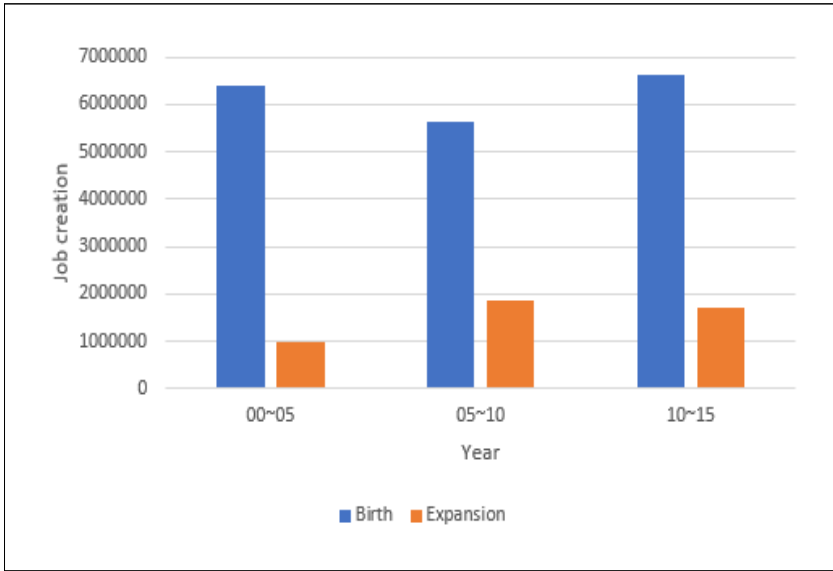
[그림 4-3] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출: 제조업



주: 왼쪽 막대는 사업체 진입으로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 확장으로 인한 일자리 창출을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

[그림 4-4] 사업체 진입과 사업체 확장으로 인한 일자리 창출 : 비제조업



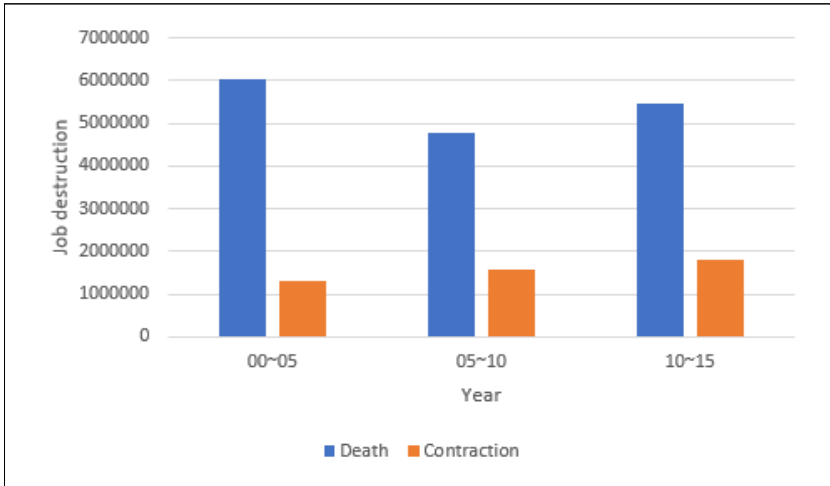
주: 왼쪽 막대는 사업체 진입으로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 확장으로 인한 일자리 창출을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

진입으로 생겨난 일자리가 약 352만 7,600개, 사업체의 확장으로 생겨난 일자리가 약 113만 2,900개인 것으로 나타났다. 비제조업의 경우, 같은 기간 사업체 진입으로 약 1,865만 6,800개의 일자리가, 사업체의 확장으로 453만 7,100개의 일자리가 생겨났다. 일자리 창출에서 사업체 진입이 차지하는 부분은 약 79%인 것으로 나타났다.

[그림 4-5]부터 [그림4-7]까지는 일자리의 순변화에서 일자리 소멸 부분을 산업별로 살펴본 것이다. 2000년부터 2015년까지 소멸한 일자리는 사업체 폐쇄로 162만 72,400개, 사업체 축소로 584만 2,900개인 것으로 나타났다. 산업별로 살펴보면, 제조업에서 약 298만 9,100개의 일자리가 사업체 폐쇄로, 100만 500개의 일자리가 사업체 축소로 각각 사라지게 되었다. 비제조업의 경우 사업체 폐쇄로 약 138만 81,400개의 일자리가 없어지게 되었고, 사업체 축소로 약 352만 7,000개의 일자리가 사라지게 되었다. 일자리 소멸에서 사업체의 폐쇄가 차지하는 부분은 약 77%인 것으로 드러났다.

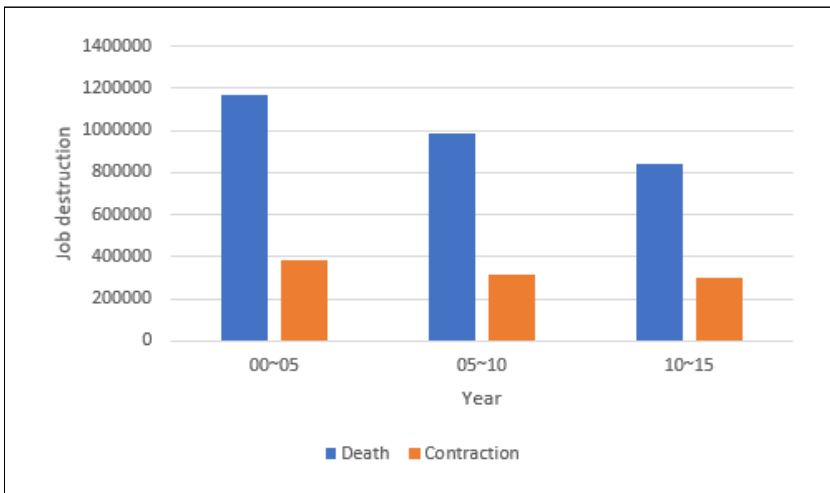
[그림 4-5] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 전 산업



주: 왼쪽 막대는 사업체 폐쇄로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 축소로 인한 일자리 소멸을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

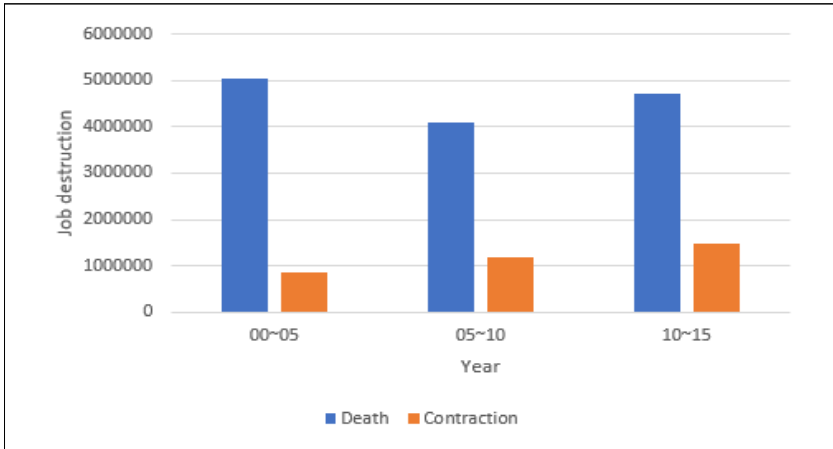
[그림 4-6] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 제조업



주: 왼쪽 막대는 사업체 폐쇄로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 축소로 인한 일자리 소멸을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

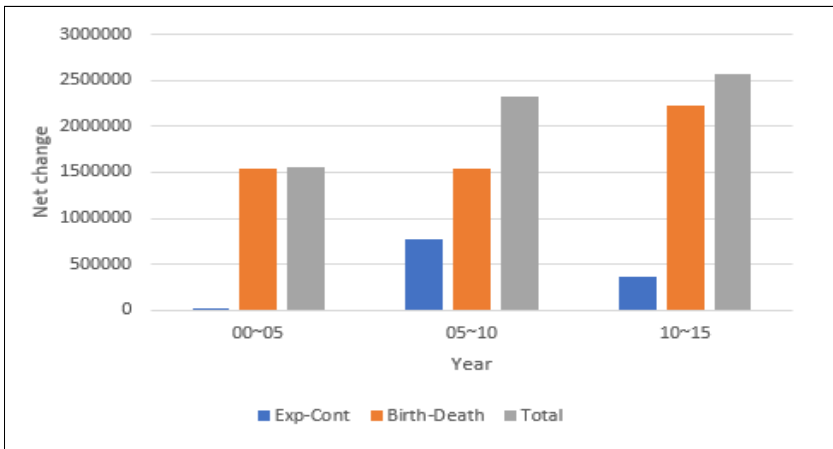
[그림 4-7] 사업체 폐쇄와 사업체 축소로 인한 일자리 소멸 : 비제조업



주: 왼쪽 막대는 사업체 폐쇄로 인한 일자리 창출, 오른쪽 막대는 사업체 축소로 인한 일자리 소멸을 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

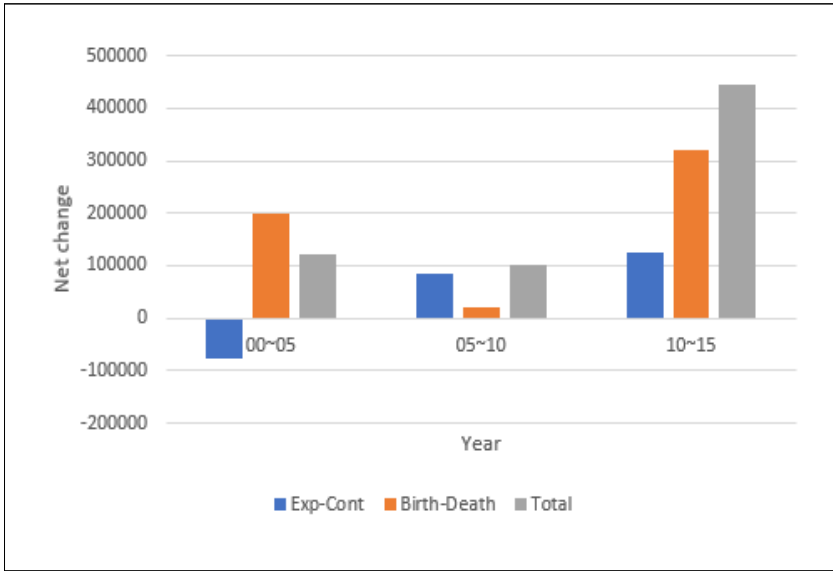
[그림 4-8] 각 Margin으로 인한 일자리 변화: 전 산업



주: 왼쪽 막대는 intensive margin(사업체 확장으로 인한 일자리 창출 - 사업체 축소로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 가운데 막대는 extensive margin(사업체 진입으로 인한 일자리 창출 - 사업체 폐쇄로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 오른쪽 막대는 intensive와 extensive margin으로 인한 일자리 변화를 뜻함.

자료: 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

[그림 4-9] 각 Margin으로 인한 일자리 변화 : 제조업

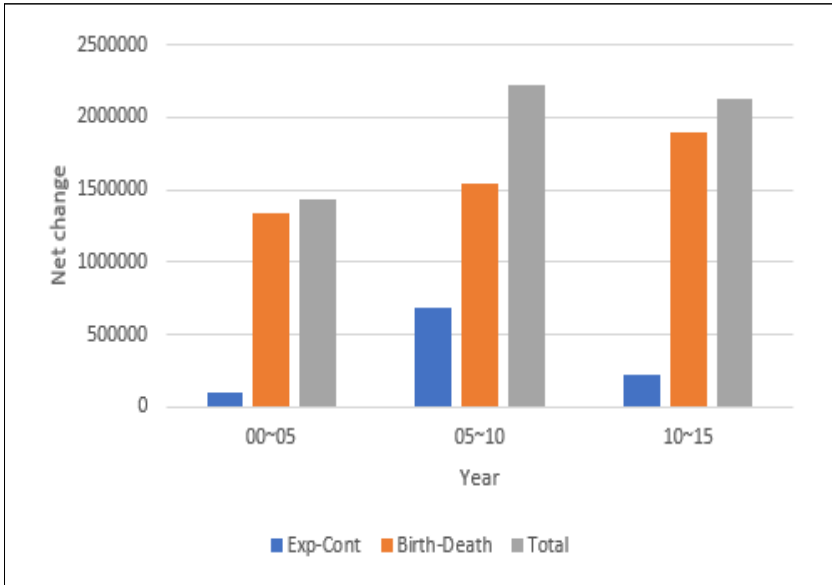


주 : 왼쪽 막대는 intensive margin(사업체 확장으로 인한 일자리 창출 - 사업체 축소로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 가운데 막대는 extensive margin(사업체 진입으로 인한 일자리 창출 - 사업체 폐쇄로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 오른쪽 막대는 intensive와 extensive margin으로 인한 일자리 변화를 뜻함.

자료 : 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

[그림 4-8]부터 [그림 4-10]까지는 일자리의 변동을 intensive margin(사업체 확장으로 인한 고용증가 - 사업체의 축소로 인한 고용감소) extensive margin(사업체의 진입으로 인한 고용증가 - 사업체의 폐쇄로 인한 고용감소)을 산업별로 나타낸 것이다. 2000년부터 2015년까지 주로 extensive margin으로 일자리가 늘어나는 것을 알 수 있다. 하지만 제조업의 경우, 2000년부터 2005년까지 intensive margin으로 일자리가 감소하는 것을 알 수 있는데, 이는 중국으로부터의 수입이 늘어난 이 기간에 사업체의 축소로 많은 일자리가 사라졌다는 것을 알 수 있다.

[그림 4-10] 각 Margin으로 인한 일자리 변화 : 비제조업



주 : 왼쪽 막대는 intensive margin(사업체 확장으로 인한 일자리 창출 - 사업체 축소로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 가운데 막대는 extensive margin(사업체 진입으로 인한 일자리 창출 - 사업체 폐쇄로 인한 일자리 소멸)로 인한 일자리 변화, 오른쪽 막대는 intensive와 extensive margin으로 인한 일자리 변화를 뜻함.

자료 : 「전국사업체조사」 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

제2절 기술통계

〈표 4-1〉은 본 분석에서 사용된 종속변수와 설명변수의 기술통계를 나타낸 것이다. 우리나라의 대중국 산업별 수입액의 평균은 2000년 국내 총수요(국내 생산량 + 수입량 - 수출량)의 약 4% 정도지만, 다른 고소득 국가의 대중국 수입액의 평균은 2000년 우리나라 총수요의 약 28%인 것으로 나타났다. 이를 이용한 지역의 수입 노출도 평균은, 우리나라의 대중국 수입액을 사용했을 때는 약 0.29, 고소득 국가의 수입액을 사용했을 때는 2.36인 것으

〈표 4-1〉 주요 변수 기술통계

패널 A - 산업별 국내 수요량 대비 수입 변화량				
	평균	표준편차	최솟값	최댓값
$\Delta IP^{ck_{jt}}$	0.0372	0.1318	-0.4858	1.7105
$\Delta IP^{co_{jt}}$	0.2815	0.9165	-7.3838	6.7349
N	204(산업)×3(기간)=612			
패널 B - 지역 노동가능인구 대비 고용변화량 $\frac{\Delta L_{it}}{P_{it}}$				
	평균	표준편차	최솟값	최댓값
전 산업	0.0650	0.0355	-0.0267	3.1380
제조업	0.0068	0.0183	-0.0525	0.2417
비제조업	0.0582	0.0296	-0.0957	0.1335
남성근로자	0.0652	0.0432	-0.1416	0.2438
여성근로자	0.0647	0.0302	-0.1128	0.1383
상용근로자	0.0431	0.0302	-0.0570	0.1504
임시·일용근로자	0.0138	0.0114	-0.0309	0.0469
기타 근로자	0.0081	0.0089	-0.0480	0.0682
N	50(지역)×3(기간)=150			
패널 C - 지역 통제변수				
	평균	표준편차	최솟값	최댓값
$\Delta IP^{ck_{it}}$	0.2869	0.3550	-0.0267	3.1380
$\Delta IP^{co_{it}}$	0.0068	0.0183	-0.0525	0.2417
2000년 지역 여성 비율	0.5073	0.0061	0.4759	0.5281
2000년 혼인 인구 비율	0.6338	0.0253	0.5995	0.7348
2000년 15~29세 인구 비율	0.3388	0.0157	0.2642	0.3737
2000년 단순노무직 비율	0.0414	0.0058	0.0263	0.0821
2000년 비제조업 비율	0.1115	0.0141	0.0794	0.1604
2000년 대졸자 비율	0.3088	0.0476	0.1463	0.3811
N	50(지역)×3(기간)=150			

자료: 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

로 나타났다.¹²⁾

2000년부터 2015년까지의 우리나라 50개 지역의 평균 고용 순변화는 지역 노동가능인구의 약 6.5% 정도가 늘어났다. 이 중 대부분의 증가는 비제조업에서 이루어졌고 이는 노동가능인구의 약 5.8%였다. 제조업의 증가는 지역 노동가능인구의 0.6%였다. 고용안정성을 기준으로 살펴보았을 때 이 기간 50개 지역의 평균 고용의 순변화는 상용근로자 일자리는 노동가능인구의 4.3%, 임시 및 일용 근로자의 일자리는 1.4% 늘어났고, 나머지 기타 근로자의 경우 약 0.8% 정도 늘어났다. 남성과 여성의 일자리로 살펴보았을 때, 남성의 일자리는 지역 남성 노동가능인구의 6.5% 정도 늘어났고 여성의 경우 또한 여성 노동가능인구의 약 6.5% 정도 일자리 수가 증가하였다.

패널 C는 통제변수로 사용된 지역의 경제·인구 특성 등의 기술통계를 나타낸 것이다. 50개 지역의 여성 비율은 전체 노동가능인구의 50.7%였고, 15~29세의 비율은 노동가능인구의 33.9%였다. 이들 중 결혼한 사람의 비율과 대졸자 비율은 각각 63.4%, 30.9%였고, 이들 중 단순노무직과 비제조업에 일하는 사람의 비율은 4.1%와 11.2%인 것으로 나타났다.

12) 각 기간 지역별 수입 노출도를 표시한 지도는 부록에 첨부하였다.

제 5 장

중국으로부터의 수입 증가가 지역노동시장에 미치는 영향

제1절 도구변수를 이용한 추정 결과 : 순효과

〈표 5-1〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 생산가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 회귀식 1을 사용하여 지역의 수입 노출도 내생성을 고려하지 않고 다중회귀분석(OLS)으로 분석하였을 때, 수입 노출도가 0.5%p 증가할 때 고용변화는 노동가능인구 대비 약 1.02%p 감소하는 것으로 나타났다. 하지만 다른 선진국의 대중국 수입량을 외생변수로 이용하여 이를 도구변수를 통해 추정한 결과, 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 지역의 고용변화는 인구 대비 약 1.29%p 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 지역의 비관측 변수들과 수입 노출도의 상관관계로 인해 외생적인 도구변수를 사용하지 않을 경우, 실제 인과관계에 비해 고용 감소의 정도를 과소 추정한다는 것을 의미한다. 이러한 추세는 제조업의 일자리 변화 또한 마찬가지인 것으로 드러났다. 지역 수입 노출도의 내생성을 고려하지 않았을 때의 수입 노출도 효과는 약 0.76%p 감소로 나타났지만, 도구변수를 통해 추정한 결과 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 지역의 제조업 고용변화는 인구 대비 약 1.72%p 감소하는 것으로 추정되었다. 반면 비제조업의 경우 OLS로 추정한 경우와 도구변수로 추정하였을 때 모두 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못하였다.

〈표 5-1〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향

패널 A	다중회귀분석 (OLS)				
	전체	남성	여성	제조업	비제조업
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0102 *** (0.0036)	-0.0119 ** (0.0052)	-0.0084 *** (0.0022)	-0.0076 *** (0.0025)	-0.0026 (0.0027)
패널 B	도구변수 (IV)				
	전체	남성	여성	제조업	비제조업
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0129 ** (0.0065)	-0.0158 * (0.0084)	-0.0095 * (0.0051)	-0.0172 *** (0.0048)	0.0045 (0.0042)
N	150				
1 st st. F-stat.	52.28				

주 : 1) 〈표 5-1〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 사업체의 개수는 총 1,207만 9,872개임. 패널 A는 다중회귀분석을 통해 분석한 결과이고, 패널 B는 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용하여 추정함.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-1〉의 결과는 구자현(2023)의 결과와 어느 정도 차이가 있다. 우선 중국으로부터의 수입 증가로 인해 지역의 노동수요가 줄어든다는 결과는 본 연구의 결과와 일치하였지만, 구자현(2023)의 경우 수입 증가로 인해 주로 비제조업의 노동수요가 줄어든다고 밝혔으나, 본 연구의 경우 비제조업이 아닌 제조업의 노동수요가 주로 줄어든 결과를 발견하였다. 본 연구의 종속변수와 구자현(2023)의 종속변수가 달라서 결과의 차이가 나타난 측면도 있겠지만, 〈표 5-1〉에서 보였듯이 누락 변수로 인한 편이로 구자현(2023)의 추정치는 실제 인과관계보다 과대 추정되었을 것으로 예상된다.

따라서 본 연구에서는 지역의 비관측 변수들로 인한 추정치의 오류를 최대한 제거한 도구변수를 이용한 추정치로 논의를 진행하고자 한다. 〈표

5-2)는 (수식 4)를 도구변수로 활용하여 추정한 대중국 수입 증가가 지역의 일자리에 미치는 영향이다.

중국으로부터의 수입 증가로 인해 지역의 일자리는 크게 줄어드는 것으로 나타났고, 그 크기는 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 지역 생산가능인구의 약 1.29%p 감소로 나타났다. 이러한 감소의 대부분은 중국으로부터의 수입 대부분을 차지하는 제조업에서 비롯되었으며 (1.72%p) 비제조업의 경우 0.45%p 늘어났으나 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다.

중국으로부터의 수입 증가로 인한 일자리 감소와 없어진 일자리 대부분이 제조업이라는 점은 Autor et al.(2013)의 발견과 유사하다. 이는 중국으로

<표 5-2> 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 순효과

도구변수 (IV)					
전 산업	전체	남성	여성	상용	임시·일용
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0129*** (0.0065)	-0.0158* (0.0084)	-0.0095* (0.0051)	-0.0125** (0.0051)	-0.0012 (0.0021)
제조업	전체	남성	여성	상용	임시·일용
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0172*** (0.0048)	-0.0265*** (0.0087)	-0.0069*** (0.0023)	-0.0180*** (0.0045)	0.0003 (0.0005)
비제조업	전체	남성	여성	상용	임시·일용
ΔIP_{it}^{ck}	0.0045 (0.0042)	0.0108* (0.0065)	-0.0025 (0.0037)	0.0055 (0.0035)	-0.0015 (0.0019)
N	150				
1st st. F-stat.	52.28				

주: 1) <표 5-2>는 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 사업체 개수는 총 1,207만 9,872개로 이 중 제조업 123만 1,315개, 비제조업 1,084만 8,557개로 이루어짐.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

부터의 수입으로 인해 국내 제조업 상품의 수요가 줄어들고, 따라서 노동수요가 줄어든 직접효과와 대체되는 제조업 상품에 투입되는 중간재 상품의 수요가 줄어들에 따라 노동수요가 줄어든 간접효과가 크다는 것을 추론할 수 있다. 이에 반해 비제조업의 노동수요 변화는 그렇게 크지 않은 걸 알 수 있는데, 이는 일자리를 잃은 사람들로 인한 재배치 효과는 비제조업의 노동수요를 늘리지만, 지역의 경기 또한 나빠짐에 따라 발생하는 총수요 효과로 인해 비제조업의 노동수요가 줄어들기 때문에, 두 효과의 상충으로 인하여 변화가 크지 않다는 것을 추론할 수 있다. 직접 및 간접효과, 재배치 및 총수요 효과를 좀 더 자세히 살펴보기 위해 다음 절에서는 사업체 패널을 이용하여 대중국 수입에 영향을 많이 받은 지역의 사업체들이 어떻게 대응하는지를 구체적으로 살펴볼 것이다.

중국으로부터의 수입 증가로 인해 없어진 일자리를 성별로 나눠보면, 지역의 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 남성의 경우 남성 생산가능인구 대비 약 1.58%p 감소하였고, 여성의 경우 여성 생산가능인구 대비 약 0.95%p 감소하는 것을 알 수 있었다. 즉 중국으로부터의 수입 증가로 인해 여성보다 남성의 일자리가 더 많이 없어지는 것을 알 수 있다. 이를 산업별로 살펴보면, 근로자의 약 70%가 남자인 제조업의 경우 수입 증가로 인해 여성의 일자리에 비해 남성의 일자리가 훨씬 많이 감소하는 것을 알 수 있다. 비제조업에서 남성의 경우 오히려 노동수요가 늘어났지만, 여성의 경우 통계적으로 유의미한 변화를 발견할 수 없었다. 남성에 대한 추정치를 살펴보면 중국으로부터의 수입 증가로 인해 많은 남성의 일자리가 없어졌지만, 이들의 일부를 비제조업에서 흡수하는 것을 알 수 있다. 이러한 지역노동시장의 재배치 효과(job reallocation effect)는 미국에서도 관찰할 수 있는데, 특히 제조업에서 많은 사람이 직장을 잃었지만, 이들의 일부는 서비스 산업에서 직장을 되찾게 되었다(Bloom et al., 2019). 우리나라에서도 제조업 대부분을 차지하는 남성에게서 이러한 재배치 효과가 나타나는 것을 추론할 수 있었다.

〈표 5-2〉에서 살펴본 수입 증가로 인한 고용 효과가 성별로 다르게 나타나는 점은 미국과 비슷하다. 이러한 고용 효과의 성별 불균형은 지역에 또 다른 효과를 초래할 수 있다. Autor et al.(2019)에 따르면, 중국으로부터의

수입 증가로 인해 미국 남성의 일자리, 특히 제조업에서의 남성의 일자리가 많이 사라지게 되었고, 이러한 효과의 불균형은 결혼 준비가 된 남성(marriageable men)이 이전에 비해 많이 사라졌다는 것을 의미한다. 이에 따라 혼인율과 출산율이 낮아지고, 조산으로 인한 사망(premature mortality)과 한부모 가정이 늘어나는 결과를 가져왔다. Autor et al.(2019)의 연구는 중국으로부터의 수입 증가로 인한 남성 실업 증가가 우리나라의 현재 낮은 혼인율과 출산율의 원인이 될 수 있다는 점을 시사하고 있다.

마지막으로 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사라진 일자리를 일자리의 안정성 기준으로 살펴보았다. 수입 증가로 없어진 노동가능인구 대비 1.29%p 중 약 1.25%p가 1년 이상의 고용계약을 맺은 상용 임금근로자임을 알 수 있었다. 이에 반해 고용계약이 1년 미만인 임시·일용 임금근로자와 무급가족종사자와 같은 기타 근로자의 경우 수입 증가로 인해 사라진 일자리의 수가 노동가능인구 대비 약 0.1%p로 효과가 굉장히 미미한 것을 알 수 있다. 따라서 중국으로부터의 수입 증가로 인해 일자리의 질이 악화하였다는 것을 알 수 있다. 일자리의 안정성을 산업별로 살펴보자면, 성별 효과와 유사하게 제조업에서 상용 임금근로자의 일자리가 대부분이 사라진 것을 알 수 있었고, 임시·일용 임금근로자에 대한 효과 또한 매우 작은 것을 알 수 있었다. 비제조업의 경우 일자리의 안정성을 기준으로 살펴보았을 때, 통계적으로 유의미한 수준의 변화를 발견할 수 없었다.

상용직 일자리와 같은 양질의 일자리 부족은 많은 사람이 지역을 이탈하게 함으로써 지역의 인구에 부정적인 영향을 주는 또 하나의 요소일 수 있다. 특히 수입 증가와 같은 무역환경의 변화는 지역 간 인구 이동에도 큰 영향을 미칠 수 있다. Greenland et al.(2019)의 연구에서는 중국에 대한 미국의 항구적 최혜국(permanent normal trade relations) 지정에 영향을 많이 받은 지역주민들의 이주 가능성을 높임으로써 지역 인구를 감소시키는 데 이바지하고 있다고 지적하고 있다. 최혜국 지정에 영향을 많이 받은 지역의 일자리가 많이 감소한 것을 보았을 때(Pierce and Schott, 2016), 이러한 지역 인구 감소는 일자리 부족으로 인한 이주에 따른 인구 감소로 보아야 할 것이다. 따라서 미국의 사례를 살펴보았을 때, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 양질의 일자리가 사라진 우리나라에서는 이러한 추세가 더욱 심하게

나타날 것으로 예상된다. 제5장 제3절에서는 수입 증가에 따른 지역의 일자리가 얼마나 감소했는지 살펴보면서 어느 지역에서 인구 이탈이 가장 많이 일어날지 예상해 볼 것이다.

제2절 발틱 도구변수를 이용한 추정 결과: 세부 효과

〈표 5-3〉은 중국으로부터의 사업체 패널 자료를 이용하여 수입 증가로 인한 지역 고용변화를 사업체의 진입, 폐쇄, 확장, 수축으로 인한 고용변화로 나눠본 결과이다. 사업체의 각 활동으로 인한 지역 고용의 변화($0.39+0.89+0.18+0.97=2.43$)는 지역 고용 순효과(1.29)의 약 1.89배인 것으로 나타났다. 이는 수입 증가로 인한 순효과만을 추정하는 것은 지역노동시장에서 사업체의 많은 경제활동을 놓칠 수 있다는 것을 의미한다.

수입 증가로 인해 발생하는 사업체의 고용변화 중 가장 큰 부분은 바로 사업체의 축소로 인한 해고인 것으로 드러났다. 이는 수입 증가로 인한 고용변화의 약 40%를 차지하는 것으로 나타났고 이는 지역의 생산가능인구 대비 0.89%p 감소한 것으로 나타났다. 사업체의 폐쇄로 인한 해고는 전체 고용변화의 약 36%를 차지, 노동가능인구 대비 0.97%p 감소로 나타났다. 따라서 수입 증가로 인한 근로자 해고는 지역 인구의 약 1.86%p인 것으로 나타났다. 이에 반해 사업체의 진입 및 확장으로 인한 근로자 고용은 지역 인구의 약 0.57%p로 매우 미미한 수준의 고용이 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생하는 것으로 나타났다. 사업체의 진입 및 확장으로 인한 고용 증가 추정치는 통계적으로 유의미한 만큼 크지 않았다.

다음은 사업체의 진입, 폐쇄, 확장 및 축소로 인한 고용변화를 산업별로 나눠 분석하였다. 〈표 5-4〉에 따르면 중국으로부터의 수입 대부분을 차지하는 제조업의 경우, 사업체의 고용변화 중 가장 큰 부분을 차지하는 것은 바로 사업체의 폐쇄로 인한 해고인 것으로 나타났다. 지역의 수입 노출도가 1 표준편차만큼 증가할 때 폐쇄로 인한 고용 감소는 인구 대비 약 0.82%p 감소, 전체 고용변화의 약 40%를 차지하는 것으로 나타났다. 이는 제조업에서

〈표 5-3〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 전 산업

	전 산업 고용변화				
	전체	남성	여성	상용	임시·일용
순효과	-0.0129*** (0.0065)	-0.0158* (0.0084)	-0.0095* (0.0051)	-0.0125*** (0.0051)	-0.0012 (0.0021)
사업체 진입	0.0039 (0.0062)	0.0042 (0.0078)	0.0039 (0.0048)	0.0059 (0.0048)	-0.0004 (0.0010)
사업체 폐쇄	0.0089** (0.0041)	0.0114** (0.0053)	0.0064** (0.0031)	0.0104*** (0.0029)	0.0005 (0.0010)
사업체 확장	0.0018 (0.0025)	0.0042 (0.0027)	-0.0005 (0.0026)	0.0014 (0.0026)	0.0001 (0.0007)
사업체 축소	0.0097*** (0.0029)	0.0129*** (0.0044)	0.0065*** (0.0019)	0.0094*** (0.0028)	0.0003 (0.0007)
Extensive Margin	-0.0050 (0.0059)	-0.0072 (0.0074)	-0.0025 (0.0046)	-0.0045 (0.0038)	-0.0010 (0.0014)
Intensive Margin	-0.0079*** (0.0024)	-0.0087** (0.0041)	-0.0070*** (0.0016)	-0.0080*** (0.0027)	-0.0002 (0.0010)
일자리 증가	0.0057 (0.0077)	0.0084 (0.0094)	0.0034 (0.0064)	0.0073 (0.0069)	-0.0003 (0.0013)
일자리 감소	-0.0186*** (0.0061)	-0.0243*** (0.0077)	-0.0129*** (0.0047)	-0.0199*** (0.0049)	-0.0009 (0.0016)
N	150				
1st st. F-stat.	52.28				

주 : 1) 〈표 5-3〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 사업체의 개수는 총 1,207만 9,872개임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

〈표 5-4〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 제조업

	제조업 고용변화				
	전체	남성	여성	상용	임시·일용
순효과	-0.0172 ^{***} (0.0048)	-0.0265 ^{***} (0.0087)	-0.0069 ^{***} (0.0023)	-0.0180 ^{***} (0.0045)	0.0003 (0.0005)
사업체 진입	-0.0044 (0.0038)	-0.0121 ^{**} (0.0061)	0.0044 ^{**} (0.0021)	-0.0045 (0.0034)	-0.0002 (0.0004)
사업체 폐쇄	0.0082 ^{***} (0.0030)	0.0094 ^{**} (0.0044)	0.0070 ^{***} (0.0016)	0.0076 ^{***} (0.0026)	0.0005 (0.0004)
사업체 확장	0.0017 (0.0024)	0.0039 [*] (0.0023)	-0.0006 (0.0026)	0.0009 (0.0024)	0.0007 ^{***} (0.0001)
사업체 축소	0.0063 ^{**} (0.0026)	0.0089 ^{**} (0.0044)	0.0037 ^{***} (0.0014)	0.0067 ^{**} (0.0026)	-0.0004 ^{**} (0.0002)
Extensive Margin	-0.0126 ^{***} (0.0043)	-0.0215 ^{***} (0.0072)	-0.0026 [*] (0.0015)	-0.0121 ^{***} (0.0038)	-0.0007 (0.0005)
Intensive Margin	-0.0046 ^{**} (0.0022)	-0.0050 (0.0041)	-0.0042 ^{***} (0.0015)	-0.0059 ^{**} (0.0023)	0.0011 ^{***} (0.0002)
일자리 증가	-0.0027 (0.0049)	-0.0082 (0.0067)	0.0038 (0.0043)	-0.0036 (0.0045)	0.0004 (0.0005)
일자리 감소	-0.0145 ^{***} (0.0047)	-0.0183 ^{***} (0.0068)	-0.0107 ^{***} (0.0028)	-0.0144 ^{***} (0.0043)	-0.0001 (0.0005)
N	150				
1st st. F-stat.	52.28				

주 : 1) 〈표 5-4〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 제조업 사업체의 개수는 총 123만 1,315개임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

많은 사업체가 중국으로부터의 수입으로 인해 사업체를 폐쇄하거나 산업을 변경함으로써 근로자들을 해고하여 대응하는 것을 알 수 있다. 사업체 축소로 인한 근로자 해고는 전체 사업체 고용변화의 약 31%로 이 또한 통계적으로 유의미한 수준의 고용 감소세를 보였다. 이에 반해 사업체들의 진입·확장으로 인한 고용 증가는 통계적으로 유의미한 수준을 보이지 않았다. 중국으로부터의 수입 증가로 인한 제조업 사업체의 폐쇄와 산업의 변경으로 인한 고용 감소가 고용변화의 가장 큰 부분을 차지하는 것은 미국 또한 마찬가지였다(Bloom et al., 2019). 그러나 우리나라와 미국의 차이는 미국의 경우 수입에 많이 노출된 제조업 사업체의 축소로 인해 통계적으로 유의미한 수준의 고용 감소를 발견할 수 없었지만, 우리나라의 경우 사업체의 축소 또한 고용 감소의 주요 채널 중 하나였다.

〈표 5-5〉에 따르면, 비제조업의 경우 사업체 축소로 인한 고용 감소 외에는 다른 활동으로 인한 고용변화가 통계적으로 유의미한 수준으로는 발견되지 않았다. 이는 수입 증가로 인한 지역경제 침체 및 제조업 고용 감소가 비제조업에 또한 영향을 미친다는 것을 의미하는 것으로 수입 증가로 인한 부정적인 총수요 효과를 시사한다고 볼 수 있다.

다음은 각 사업체의 활동들로 인한 고용변화를 성별로 나눠 분석하였다. 〈표 5-3〉에 따르면, 남성의 경우 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사라진 일자리는 사업체의 폐쇄로 인해 1.14%p, 사업체의 축소로 인해 1.29%p 사라졌고, 여성의 경우 사업체 폐쇄로 인해 0.64%p, 그리고 사업체의 축소로 0.65%p 사라진 것을 알 수 있다. 〈표 5-4〉의 결과를 살펴보면, 제조업에서 남성과 여성의 경우 사업체의 진입과 확장으로 고용 증가가 있었지만, 고용 감소의 크기에 비해 미미한 정도인 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 사업체 진입으로의 고용 증가를 살펴보면 남성의 경우 수입 증가로 인해 1.21%p 감소하였지만, 여성의 경우 오히려 0.44%p 증가하는 것을 알 수 있다. 이는 수입 증가로 인해 새로 진입하는 제조업 사업체의 경우 남성보다 여성을 더 많이 필요로 한다는 것을 의미한다. Koo and Whang(2018)에 따르면 2000년대 우리나라에서 대중국 수입이 가장 늘어난 품목은 신발, 가방 및 핸드백, 봉제의류 등 노동집약적 품목이었고 수출이 가장 늘어난 품목은 집적회로, 광학기기, LCD 등 기술집약적인 산업이었다. 이 두 결과를 중

〈표 5-5〉 대중국 수입 증가가 지역 고용변화에 미치는 영향 : 비제조업

	비제조업 고용변화				
	전체	남성	여성	상용	임시·일용
순효과	0.0045 (0.0042)	0.0108* (0.0065)	-0.0025 (0.0037)	0.0056 (0.0035)	-0.0015 (0.0019)
사업체 진입	0.0024 (0.0040)	0.0056 (0.0046)	-0.0009 (0.0035)	0.0047* (0.0024)	-0.0004 (0.0010)
사업체 폐쇄	-0.0038 (0.0025)	-0.0072 (0.0047)	0.0001 (0.0020)	-0.0017 (0.0028)	0.0001 (0.0008)
사업체 확장	0.0013 (0.0014)	0.0020 (0.0017)	0.0007 (0.0013)	0.0015** (0.0007)	-0.0003 (0.0007)
사업체 축소	0.0031** (0.0014)	0.0040** (0.0019)	0.0021** (0.0010)	0.0024*** (0.0008)	0.0007 (0.0006)
Extensive Margin	0.0063 (0.0040)	0.0128** (0.0061)	-0.0011 (0.0035)	0.0064* (0.0035)	-0.0005 (0.0011)
Intensive Margin	-0.0018 (0.0016)	-0.0021 (0.0022)	-0.0015 (0.0013)	-0.0009 (0.0010)	-0.0010 (0.0009)
일자리 증가	0.0037 (0.0043)	0.0076 (0.0051)	-0.0003 (0.0037)	0.0062** (0.0026)	-0.0008 (0.0013)
일자리 감소	0.0007 (0.0028)	0.0032 (0.0049)	-0.0023 (0.0025)	-0.0007 (0.0028)	-0.0008 (0.0013)
N	150				
1st st. F-stat.	52.28				

주 : 1) 〈표 5-5〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 비제조업 사업체의 개수는 총 1,084만 8,557개임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

합하면, 대중국 수입 증가로 인해 노동집약적 제조업 사업체의 진입이 감소하고, 대신 기술집약적인 제조업 사업체의 진입이 증가함에 따라, 남성노동력에 대한 여성노동력으로의 대체가 일어나고 있다는 것을 시사할 수 있다. 또한 남성의 경우 수입 증가로 인해 사업체 확장으로 0.39%p 고용이 증가하는 것을 알 수 있다. 이는 제조업에서 일자리를 잃은 많은 남성의 일부분이 다시 제조업에서 일하는 재배치 효과가 관찰된다는 것을 알 수 있다.

〈표 5-5〉를 살펴보면, 비제조업의 경우 사업체 폐쇄로 인한 고용 감소가 남성과 여성 모두에게서 통계적으로 유의미한 수준으로 발견되었다. 하지만 사업체의 진입과 사업체 폐쇄의 감소(extensive margin)로 인한 고용 증가로 인해 남성의 경우 고용이 1.28%p 증가하였기 때문에 비제조업에서의 남성의 고용은 증가하는 것을 알 수 있다.

마지막으로 고용안정성을 기준으로 사업체의 고용이 어떻게 변화하였는지를 살펴보면, 수입 증가로 인한 사업체 폐쇄·축소로 인해 상용근로자의 일자리들이 사라지는 것을 알 수 있었다. 지역의 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 인구 대비 약 1.99%p의 상용근로자의 일자리가 사라졌다. 이에 반해 임시·일용직 근로자의 일자리는 통계적으로 유의미한 수준의 고용변화를 사업체 패널 데이터에서 찾을 수 없었다(표 5-3 참조). 이를 산업별로 살펴보면 중국으로부터의 수입 대부분이 제조업에서의 사업체 폐쇄와 수축으로 인해 상용근로자의 일자리가 사라졌다. 임시·일용직 일자리의 경우 사업체의 확장 혹은 사업체 수축의 감소로 인해 일자리가 통계적으로 유의미한 수준으로 늘어나긴 하였지만 그 크기는 상용근로자 일자리 감소의 크기에 비해 매우 작은 수준인 것으로 나타났다(표 5-4 참조). 비제조업에서 상용근로자 일자리의 경우, 사업체의 진입·확장을 통해 약 0.62%p의 고용 증가가 있었지만, 사업체 축소로 인해 0.24%p의 고용 감소 또한 존재하였다(표 5-5 참조).

남성근로자에 대한 제조업과 비제조업 사업체의 노동수요 변화를 통해 중국으로부터의 수입 증가에 대해 고용이 어떠한 메커니즘을 통해 변하였는지 추론할 수 있다. 사업체 폐쇄 및 축소로 인한 고용 감소로 일자리를 잃은 남성근로자(1.83%p 감소)의 일부분은 산업 내 재배치 효과로 인해 확장한 사업체에 일자리를 되찾을 수 있었지만(0.39%p 증가), 그 수는 많지 않았

다. 이는 산업 내 재배치 효과가 우리나라의 지역노동시장에 존재한다는 것을 의미한다. 그뿐만 아니라 비제조업에서 사업체의 축소로 인한 노동수요 감소(0.4%p 감소) 또한 존재하고 있는데 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인한 지역경제의 불황이 비제조업에서의 노동수요 감소로 이어지는 것을 알 수 있다. 이는 총수요 효과 또한 노동수요를 변화시키는 하나의 요인인 것을 알 수 있다.

제조업과 비제조업의 상용 및 임시·일용직 근로자 노동수요 변화 또한 주목할 만하다. 제조업 사업체의 경우, 사업체의 폐쇄와 축소를 통해 상용근로자의 노동수요를 감소(1.44%p 감소)시켰지만, 사업체의 확장을 통해 임시·일용직 근로자의 일자리를 늘렸다(0.07%p 증가). 산업 간 재배치 효과로 인해 상용근로자의 노동수요는 비제조업에서 또한 상승하였는데(0.62%p 증가) 그 크기는 제조업에서 줄어든 상용근로자의 일자리(1.44%p 감소) 절반에도 미치지 못하였다. 그뿐만 아니라, 총수요 효과로 인한 비제조업 사업체의 축소로 상용근로자의 일자리가 일부 사라지기도 하였다(0.24%p 감소). 따라서 이러한 변화는 중국으로부터의 수입 증가로 일자리의 질 또한 악화되었다는 것을 알 수 있다.

사업체의 노동수요 변화는 수입 증가로 인한 고용변화의 메커니즘뿐만 아니라 지역경제에 대한 여러 시사점 또한 안겨주고 있다. 사업체의 진입, 폐쇄, 확장, 수축으로 인한 고용변화는 지역경제에도 각각 다른 영향을 미칠 수 있다. 특히 사업체 폐쇄로 인한 고용 감소는 일시적인 고용 감소가 아닌 영구적인 고용 감소이기 때문에 사업체 진입과 확장의 감소 혹은 사업체 수축으로 인한 고용 감소보다 훨씬 지역경제에 악영향을 미칠 수 있다. Herzog and Schlottmann(1995)는 사업체 폐쇄가 많은 지역에서 해직자는 다른 지역의 해직자보다 재고용이 될 가능성이 낮다고 지적하고 있다. <표 5-3>에서 보았듯이 사업체의 폐쇄로 인한 고용 감소가 지역의 총고용 효과의 적지 않은 부분을 차지하는 것을 고려하면, 중국으로부터의 수입 증가는 우리나라 지역 해직자들의 재고용 가능성을 낮춤으로써 지역 경제에 장기 간 악영향을 미칠 수 있다는 것을 시사하고 있다.

사업체의 폐쇄는 근로자의 건강에도 영향을 미칠 수 있다. Browning and Heinesen(2012)에 따르면 사업체의 폐쇄가 높은 사망률 및 높은 입원율과

연관이 있다는 점을 덴마크 데이터를 통해 발견하였고, Brand et al.(2008)의 연구에서는 사업체의 폐쇄로 인한 우울증이 남성보다 여성에게서 더 많이 발견되었다고 지적하였다. <표 5-3>과 이후 소개될 <표 5-6>에 따르면 적지 않은 지역근로자들과 여성들이 대중국 수입 증가로 인해 해고되었다. 이들의 육체적·정신적 건강 악화 또한 사업체 폐쇄에 따른 수입 증가의 비용이라고 할 수 있다.

제3절 지역별 예상 고용변화

본 장에서는 <표 5-2>와 <표 5-3>을 이용하여 중국으로부터의 수입 증가로 인해 지역노동시장에서 사라진 일자리가 어느 정도인지 계산하였다. Asiquith et al.(2019)는 미국에서 대중국 수입으로 인한 고용변화를 계산하기 위해 다음과 같은 식을 활용하였다.

$$\text{지역예상효과}_i = \hat{\beta} \cdot (IP_{i2015}^{ck} - IP_{i2000}^{ck}) \cdot \hat{\rho} \cdot P_{i2015} \quad (\text{수식 5})$$

여기서 $\hat{\beta}$ 은 <표 5-2>와 <표 5-3>의 값으로 회귀식 1을 통해 추정된 것을 말한다. $IP_{i2015}^{ck} - IP_{i2000}^{ck}$ 은 지역 i 의 2000년부터 2015년까지의 수입 노출도 변화, $\hat{\rho}$ 는 도구변수와 내생변수 회귀식(first-stage regression)과의 R^2 를 뜻한다. 마지막으로 P_{i2015} 은 지역 i 의 2015년 생산가능인구를 의미한다.

지역예상효과 $_i$ 를 해석할 때 주의해야 할 점은 여기서 나온 수치가 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생한 고용변화의 절대치(absolute value)가 아니라는 점이다. Topalova(2010)와 Caliendo and Parro(2022)에서 밝혔듯이, (회귀식 1)과 지역 간의 고용변화 비교를 통한 수입 증가 효과 추정으로 식별되는 것은 대중국 수입 증가로 인해 발생한 고용변화의 상대치(relative value)이다. 즉 (회귀식 1)에서 식별하는 것은 수입 증가의 평균 효과에 대비해 수입 증가에 노출이 많이 된 지역의 상대 효과이다. 따라서 지역 예상 효

과,는 한 지역이 다른 지역에 비해 고용변화가 얼마나 크고 적은지 비교하기에 적절한 측도(measure)라고 할 수 있다. <표 5-6>은 (수식 5)로 구한 각 광역도시통계권의 예상 효과이다.

<표 5-6> 대중국 수입 증가로 인한 지역 고용 예상 효과

광역도시통계권	순효과	진입	폐쇄	확장	축소
인천	-30,800	9,300	-21,200	4,400	-23,300
천안-아산	-26,100	7,900	-18,000	3,700	-19,700
구미	-25,500	7,700	-17,500	3,600	-19,300
안산-시흥	-24,900	7,500	-17,100	3,500	-18,800
수원-화성-오산	-20,300	6,200	-14,000	2,900	-15,400
평택-안성	-19,200	5,800	-13,200	2,700	-14,500
부산권	-14,500	4,400	-10,000	2,100	-11,000
청주-증평	-11,900	3,600	-8,200	1,700	-9,000
창원-마산-진해	-9,800	2,900	-6,700	1,400	-7,400
이천	-9,300	2,800	-6,400	1,300	-7,000
순천-광양	-400	100	-300	100	-400
김천	200	0	100	0	100
공주	300	-100	200	-100	300
문경	400	-100	200	0	300
익산	400	-100	200	0	300
태백	400	-100	300	-100	300
남원	500	-100	300	-100	300
밀양	500	-200	400	-100	400
삼척	500	-200	400	-100	400
보령	600	-200	400	-100	500
영천	700	-200	500	-100	500
속초	700	-200	500	-100	500
동해	700	-200	500	-100	500
동두천	800	-200	500	-100	600
상주	800	-200	500	-100	600
충주	800	-300	600	-100	600

〈표 5-6〉의 계속

광역도시통계권	순효과	진입	폐쇄	확장	축소
정읍	900	-200	600	-100	600
통영	900	-300	600	-100	700
영주	900	-300	600	-100	700
경주	900	-300	600	-100	700
원주	1,000	-300	700	-100	700
제천	1,100	-300	700	-100	800
안동	1,100	-300	800	-200	800
서산	1,100	-400	800	-200	900
서귀포	1,300	-400	900	-200	1,000
목포	1,300	-400	900	-200	1,000
강릉	1,500	-400	1,000	-200	1,000
군산	1,500	-400	1,000	-200	1,000
여수	1,600	-500	1,100	-200	1,200
포항	2,000	-600	1,400	-300	1,500
춘천	2,100	-600	1,400	-300	1,600
거제	2,100	-600	1,400	-300	1,600
전주-김제	2,400	-800	1,700	-400	1,900
진주-사천	2,600	-800	1,800	-400	2,000
제주	3,900	-1,100	2,600	-500	2,900
광주권	4,900	-1,500	3,400	-700	3,700
울산권	6,200	-1,900	4,300	-900	4,700
대전권	7,700	-2,300	5,300	-1,100	5,800
대구권	10,100	-3,000	6,900	-1,400	7,600
서울권	31,400	-9,500	21,600	-4,400	23,700

주: 〈표 5-6〉은 2000년부터 2015년까지의 지역 대중국 수입 노출도 변화가 일차리에 미치는 예상 효과를 제시함. 제시된 결과는 〈표 5-3〉에 제시된 추정 계수, 도구변수와 내생변수 회귀식(First-stage regression)과의 R^2 , 지역 노동가능인구, 2000년부터 2015년까지의 수입 노출도 변화를 (식 5)와 같이 사용하여 구한 값임.

자료: 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

중국으로부터의 수입 증가로 인해 가장 고용 감소가 심한 지역은 인천권, 천안-아산권, 구미 순으로 나타났다. 이에 반해 수입 증가로 인해 고용 감소가 적은 지역은 서울권, 대구권, 대전권인 것으로 나타났다. 흥미로운 점은 중국으로부터의 수입 증가로 인해 가장 고용 감소가 적은 지역은 서울권이 라는 점이다. 이는 대중국 수입 증가로 인해 우리나라의 일자리가 서울로의 집중이 더욱 심해졌다는 것을 의미한다. 이에 반해 주로 사라진 지역은 인천권, 안산-시흥권, 수원-화성-오산권 등의 경기도의 비서울권과 구미, 부산권, 창원-마산-진해권 등의 경상도 지역인 것으로 나타났다. 이들 지역의 수입 증가로 인한 서울권과의 격차는 6만 2,200개, 5만 6,300개, 5만 1,800개, 5만 6,900개, 4만 5,900개, 4만 1,100개로 벌어진 것으로 나타났다. 현재 우리나라의 수도권 집중화의 주요 원인 중 하나가 지방의 일자리 부족이란 것을 고려했을 때, 중국으로부터의 수입 증가는 지방의 일자리를 사라지게 함으로써 인구의 수도권 집중화에 이바지한 하나의 요인이 될 수 있다는 것을 알 수 있다.

사업체의 대응으로 인한 지역 예상 효과를 계산하면, 사업체의 폐쇄와 축소로 인한 고용 감소가 가장 큰 원인인 것으로 나타났다. 인천권의 경우 서울권에 비해 일자리 격차가 사업체의 폐쇄로 인해 4만 2,800개, 축소로 인해 약 4만 7,000개의 일자리 격차가 더 벌어진 것으로 드러났다. 이에 반해 사업체의 진입, 확장으로 인한 일자리 격차는 인천권과 서울권의 경우 약 1만 8,800개와 8,800개로 그리 크지 않은 것을 알 수 있다.

〈표 5-7〉과 같이 고용안정성을 기준으로 수입 증가로 인한 지역 예상 효과를 살펴보면 고용안정성이 높은 지방의 상용근로자의 일자리가 사라짐으로써 서울권과의 고용 격차가 더욱 커짐을 알 수 있다. 이에 반해 고용안정성이 낮은 임시·일용직 일자리로 인한 격차는 서울권과 다른 지방광역시·시·군·구 간의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 단순히 일자리의 수로 표시되는 일자리의 절대적 격차가 늘어날 뿐만 아니라, 이러한 격차가 고용안정성이 높은 상용근로자 일자리의 격차로서 일자리의 질 측면에서의 서울권과 지방도시 통계권의 격차 또한 늘어남다는 것을 의미한다.

〈표 5-7〉에서 볼 수 있듯이 고용의 남녀 격차 또한 벌어진 것을 알 수 있

〈표 5-7〉 대중국 수입 증가로 인한 지역 고용 예상 효과(성별 및 고용안정성 기준)

광역도시통계권	순효과	남성	여성	상용	임시·일용
인천	-30,800	-20,100	-10,700	-30,000	-2,900
천안-아산	-26,100	-17,100	-9,100	-25,400	-2,400
구미	-25,500	-16,600	-8,900	-24,800	-2,400
안산-시흥	-24,900	-16,200	-8,600	-24,200	-2,300
수원-화성-오산	-20,300	-13,300	-7,100	-19,800	-1,900
평택-안성	-19,200	-12,500	-6,700	-18,600	-1,800
부산권	-14,500	-9,500	-5,000	-14,100	-1,300
청주-증평	-11,900	-7,800	-4,200	-11,600	-1,100
창원-마산-진해	-9,800	-6,400	-3,400	-9,500	-900
이천	-9,300	-6,000	-3,200	-9,000	900
순천-광양	-400	-300	-200	-500	0
김천	200	100	100	200	0
공주	300	200	100	300	0
문경	400	200	100	300	0
익산	400	200	100	400	0
태백	400	300	100	400	0
남원	500	300	200	400	0
밀양	500	400	200	500	100
삼척	500	400	200	600	100
보령	600	400	200	600	100
영천	700	400	200	600	100
속초	700	500	200	700	100
동해	700	500	200	700	100
동두천	800	500	300	700	100
상주	800	500	300	700	100
충주	800	500	300	800	100
정읍	900	600	300	800	100
통영	900	600	300	900	100
영주	900	600	300	900	100
경주	900	600	300	900	100

〈표 5-7〉의 계속

광역도시통계권	순효과	남성	여성	상용	임시·일용
원주	1,000	600	300	900	100
제천	1,100	700	400	1,000	100
안동	1,100	700	400	1,100	100
서산	1,100	800	400	1,200	100
서귀포	1,300	900	500	1,300	100
목포	1,300	900	500	1,300	100
강릉	1,500	900	500	1,400	100
군산	1,500	1,000	500	1,400	100
여수	1,600	1,000	500	1,500	100
포항	2,000	1,300	700	1,900	200
춘천	2,100	1,400	700	2,000	200
거제	2,100	1,400	700	2,000	200
전주-김제	2,400	1,600	900	2,400	200
진주-사천	2,600	1,700	900	2,500	200
제주	3,900	2,500	1,300	3,700	400
광주권	4,900	3,200	1,700	4,800	500
울산권	6,200	4,100	2,200	6,100	600
대전권	7,700	5,000	2,700	7,500	700
대구권	10,100	6,600	3,500	9,800	900
서울권	31,400	20,500	10,900	30,500	2,900

주: 〈표 5-7〉은 2000년부터 2015년까지의 지역 대중국 수입 노출도 변화가 일자리에 미치는 예상 효과를 제시함. 제시된 결과는 〈표 5-3〉에 제시된 추정 계수, 도구변수와 내생변수 회귀식(First-stage regression)과의 R^2 , 지역 노동가능인구, 2000년부터 2015년까지의 수입 노출도 변화를 (식 5)와 같이 사용하여 구한 값임.

자료: 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

다. 일자리가 주로 사라진 지역은 인천권의 경우 여성의 일자리에 비해 약 9,400개의 남성일자리가 더 사라졌고 안산-시흥권의 경우 7,600개, 수원-화성-오산권 6,200개, 구미 7,800개, 부산권 4,400개, 창원-마산-진해의 경우 약 3,000개의 남성의 일자리가 여성의 일자리에 비해 추가로 사라지게 되었

다. 이러한 고용의 남녀 격차는 앞서 Autor et al.(2019)에서 지적하였듯이 지역의 혼인율과 출산율에도 부정적인 영향이 미칠 수 있다. 따라서 지방의 취업 남성 감소는 일자리 부족에 따른 이주로 인한 지역 인구 감소에 더해 출산율 감소를 통해서 지방 인구의 감소를 더욱 심화할 가능성이 높고, 이는 우리나라의 수도권 집중화를 더욱 가속화할 가능성이 높다.

제4절 강건성 검증

본 연구는 중국으로부터의 수입 증가에 노출이 많이 된 지역과 적게 된 지역의 고용변화율을 비교함으로써 수입 증가가 지역의 노동수요에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 지역 수입 노출도의 경우 우리나라의 산업별 대중국 수입액을 지역의 산업 고용비율로 가중평균한 값을 사용하였다. 하지만 (회귀식 1)에 포함된 통제변수 이외의 다른 변수가 노동수요, 지역의 수입 노출도에 사용된 산업 고용비율 및 산업별 수입액과 관계가 있을 수 있으며, 이 경우 누락 변수의 편의로 인해 추정된 값은 인과관계가 아닌 상관관계일 가능성이 높다. 이러한 편의를 제거하기 위해 본 연구는 이전 기의 산업 고용비율과 다른 고소득 국가에서의 대중국 수입액을 사용하여 이를 지역 수입 노출도에 대한 도구변수로 사용하였다. 본 장에서는 도구변수를 통해 인과관계 추정 시 필요한 가정에 대한 검증을 진행하고자 한다.

도구변수를 사용한 2단계 최소자승법(Two Stage Least Squares: 2SLS)으로 인과관계를 추정하기 위해서는 세 가지 가정이 필요하다. 첫째, 내생변수와 도구변수 간 강한 상관관계가 필요하다. 이 두 변수 간 강한 상관관계가 낮을 경우, 2단계 최소자승법으로 구한 추정치는 실제 인과관계와 크게 다를 수 있다(weak instrument problem). 이를 검증하기 위해서는 내생변수와 도구변수 간의 1단계 회귀식¹³⁾에서 구한 F-통계값(1st stage F-statistic)이 10보다 커야 한다(Stock and Yogo, 2005). 그 결과 F-통계값은 52.28로 관

13) 여기서 1단계 회귀식은 $\Delta IP_{it}^k = \theta_1 \cdot \Delta IP_{it}^{co} + \theta_2 \cdot X_i + \theta_{pt} + \epsilon'_{it}$ 로 말한다.

행적으로 사용되는 10보다 충분히 크다고 할 수 있다.

다음으로 2단계 최소자승법으로 구한 추정치가 인과관계를 나타내기 위해 필요한 가정은 배제 제약이다. 구체적으로 이 가정이 뜻하는 건, 도구변수는 내생변수를 통해서만 종속변수와 연관이 있다는 것이다. 이 연구의 맥락에서 배제 제약 가정은 어떠한 국가의 대중국 수입액을 이용하여 도구변수로 사용할 것인지에 관한 질문과 관련이 있다. 예를 들어 우리나라와 밀접한 관계가 있는 국가의 수입액을 사용한다면, 이 국가의 대중국 수입액이 우리나라의 지역 수입 노출도 이외의 다른 변수에 영향을 줄 가능성이 높고 이는 배제 제약 가정을 위배하는 경우라고 볼 수 있다. 따라서 이를 검증하기 위해 도구변수로 사용된 고소득 국가 중 우리나라와 연관성이 깊은 나라를 제외한 새로운 도구변수를 만들어 이를 통해 추정된 추정치와 기존 도구변수로 추정한 추정치를 비교하였다. 만약 기존 도구변수에 우리나라와 연관성이 깊은 나라가 포함되어 다른 변수에도 영향을 준다면, 기존 도구변수의 추정치와 새로운 도구변수의 추정치가 매우 다를 것이다. <표 5-8>은 기존 도구변수로 구한 고용 순효과와 연관성이 깊은 나라를 제외한 새로운 도구변수로 구한 고용 순효과를 나타낸 것이다.

<표 5-8>의 패널 A는 기존 도구변수로 구한 추정치로 <표 5-1> 패널 B의 결과와 같다. <표 5-8>의 패널 B는 우리나라의 10대 수출입 국가인 호주, 독일, 일본¹⁴⁾을 제외한 결과이다. 호주, 독일, 일본을 제외한 도구변수로 추정하였을 때, 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 지역 노동가능인구의 약 2.23%p 감소하는 것으로 나타났다. 이는 기존의 추정치인 1.29%p보다 훨씬 높은 수치로 오히려 배제 제약을 만족할 가능성이 높을수록 효과가 훨씬 더 높게 나온다는 것을 의미한다. 따라서 기존 도구변수로 구한 추정치는 수입 증가로 인한 노동 감소 정도의 하한(lower bound)이라고 볼 수 있다. 하지만 호주, 독일, 일본을 제외하였을 때 추정치의 표준편차가 커짐에 따라 추정치의 통계적 유의성이 사라지고, 1단계 회귀식의 F-통계값 또한 13.43으로 낮아졌다.

<표 5-8>의 패널 C는 도구변수에서 사용된 국가 중 아시아 국가인 일본

14) 2000년 교역규모 기준(한국무역협회).

〈표 5-8〉 도구변수 국가 선택에 따른 결과 : 강건성 검증

도구변수 - 고소득 12개국 수입 변화					
패널 A	전체	남성	여성	제조업	비제조업
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0129** (0.0065)	-0.0158* (0.0084)	-0.0095* (0.0051)	-0.0172*** (0.0048)	0.0045 (0.0042)
1st st. F-stat.	52.28				
도구변수 - 12개국 중 호주, 독일, 일본 제외한 수입 변화					
패널 B	전체	남성	여성	제조업	비제조업
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0223 (0.0156)	-0.0239 (0.0178)	-0.0203 (0.0136)	-0.0200*** (0.0061)	-0.0024 (0.0114)
1st st. F-stat.	13.43				
도구변수 - 12개국 중 일본, 싱가포르 제외한 수입 변화					
패널 C	전체	남성	여성	제조업	비제조업
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0166* (0.0100)	-0.0193 (0.0123)	-0.0136* (0.0081)	-0.0146*** (0.0044)	-0.0019 (0.0073)
1st st. F-stat.	62.08				
N	150				

주 : 1) 〈표 5-8〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때 지역 노동가능인구 대비 고용변화량에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 9개 도와 기간 고정효과의 교차항과 지역의 2000년 인구, 경제 특성 효과를 반영하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액과 전 기간 지역의 산업별 고용비율을 도구변수로 사용함. 표본에 사용된 50개 광역도시통계권의 사업체의 개수는 총 1,207만 9,872개임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

과 싱가포르를 제외한 국가의 수입액을 이용하여 추정한 추정치이다. 그 결과, 수입 노출도가 0.5%p 늘었을 때 지역 노동가능인구의 약 1.66%p 감소하는 것으로 나타났다. 이 또한 기존 추정치보다 높은 수치로 배제 제약을 만족할 가능성이 높을수록 효과가 훨씬 더 높게 나온다는 것을 의미한다. 그

러나 일본과 싱가포르의 대중국 수입액을 제외하였을 때 앞서 호주, 독일, 일본을 제외했을 때와는 달리 추정치가 통계적으로 유의하였고, 1단계 회귀식의 F-통계값 또한 62.08로 나타났다.

요약하자면 우리나라와 연관성이 깊은 나라를 제외한 도구변수를 통해 수입 증가의 효과를 추정한 결과 기존 도구변수와 추정한 추정치와 비슷하거나 높은 수치가 나오는 것을 알 수 있었다. 따라서 2단계 최소자승법에 필요한 가정인 배제 제약 가정에 반하는 증거를 찾을 수 없었다.

또한 2단계 최소자승법에 필요한 가정은 도구변수의 외생성이다. 특히 본 연구와 Autor et al.(2013)과 같이 대중국 수입의 효과를 분석한 연구에서는 도구변수에 사용된 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액의 외생성이 필요하다(Borusyak et al., 2022). 대중국 수입변화액의 외생성을 테스트하기 위해서 Koo(2023)는 고소득 국가에서의 t 기 산업별 수입 변화액과 $t-1$ 기의 우리나라 제조업 특성과의 상관관계를 다중회귀분석으로 구하였다. 만약 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액이 외생적이라면, t 기의 수입 변화액과 $t-1$ 기의 제조업 특성의 상관관계는 없거나 낮아야 한다. 이와 반대로 만약 수입 변화액이 내생적이라면 이들의 상관관계는 통계적으로 유의미하여야 한다. 이를 테스트하기 위해 Koo(2023)는 고소득 국가에서의 t 기 수입 변화액과 광업·제조업 조사에서 구한 우리나라 $t-1$ 기 제조업 특성과의 상관관계를 다중회귀분석으로 구하였다.

〈표 5-9〉는 Koo(2023)의 다중회귀분석 결과이다. 그 결과 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액과 우리나라 제조업 특성과의 상관관계는 낮고 통계적 유의성 또한 나타나지 않았다. 그뿐만 아니라, 모든 독립변수의 계수가 0인지 아닌지 판별하기 위해 결합가설검증(joint hypotheses test)을 한 결과 P-value 또한 0.2873으로, 모든 독립변수의 계수가 0이라는 결합가설을 유의미하게 기각할 수 없었다. 이는 도구변수의 외생성, 특히 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액이 외생적이라는 가설을 유의미하게 기각할 수 없다는 것을 의미한다.

마지막으로 우리나라의 대중국 수입 변화액과 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액의 관계를 살펴보았다. 앞서 밝혔듯이, 본 연구는 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액의 외생성이 인과관계 추정을 위한 중요한 가정

〈표 5-9〉 고소득 국가에서의 수입 변화액과 국내제조업 특성과의 상관관계

	고소득 국가에서의 t기 산업별 수입 변화액
판매액(로그)	696.1 (2412.0)
근로자 수(로그)	54.94 (89.80)
여성근로자 비율	-33.07 (207.4)
생산액(로그)	-682.2 (2427.6)
부가가치액(로그)	13.28 (49.26)
임금 액수(로그)	-152.2 (101.3)
결합가설 P-value	0.2873

주 : 1) 〈표 5-9〉는 고소득 국가에서의 t기 산업별 수입 변화액과 t-1기의 우리나라 제조업 특성과의 상관관계를 다중회귀분석을 분석한 결과임.

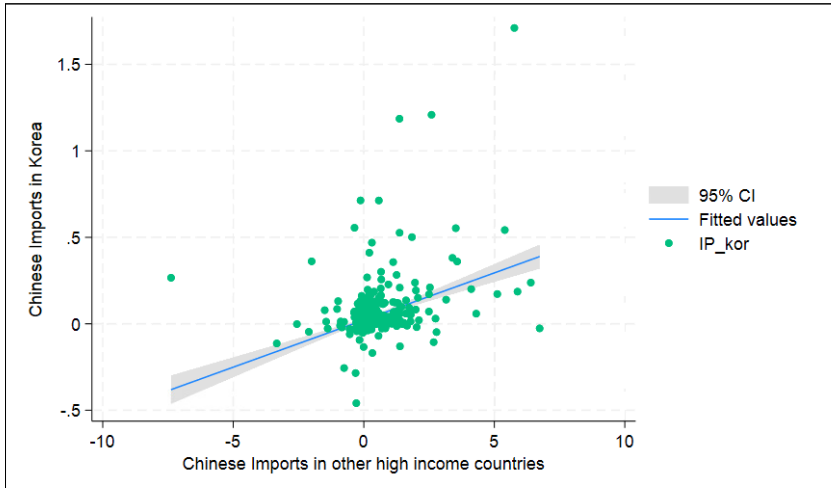
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : Koo(2023).

이기 때문에 (Borusyak et al., 2022), 1단계 회귀식의 내생변수와 도구변수 간 강한 상관관계 중 특히 우리나라의 대중국 수입 변화액과 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액 간의 강한 상관관계를 가지는 것이 중요하다.

[그림 5-1]은 우리나라와 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액을 산업 별로 산포도로 나타낸 것이다. 여기서 X축은 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액, Y축은 우리나라에서의 대중국 수입 변화액을 나타낸 것이고, 파란 선과 회색 띠는 두 수입 변화액의 선형관계와 선형관계의 95% 신뢰구간을 나타낸 것이다. [그림 5-1]에서 알 수 있듯이, 우리나라와 고소득 국가에서의 수입 변화액은 양의 관계를 보인다. 이는 앞서 밝혔듯이, 중국의 경제 개혁과 개방, 노동력의 도시 유입, 세계무역기구 가입 등 중국의 생산력 상승으로 인한 것이라고 할 수 있다. 두 수입 변화액을 단순회귀모형으로 선형관계를 구하면 t-통계값 또한 3.78로 통계적으로 유의미한 수준의 강한

[그림 5-1] 우리나라와 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액



주: [그림 5-1]은 우리나라와 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액 간의 산포도임. X축은 우리나라의 대중국 수입 변화액, Y축은 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액임. 여기서의 고소득 국가는 호주, 덴마크, 핀란드, 독일, 일본, 뉴질랜드, 스페인, 캐나다, 영국, 노르웨이, 스웨덴으로 모두 대중국 수입 증가의 효과를 연구한 이전 연구들(Autor et al., 2013; Dauth et al., 2014; Balsvik et al., 2015)에서 도구변수로 사용된 국가임. [그림 5-1]에서의 선과 띠는 두 수입 변화액의 선형관계와 선형관계의 95% 신뢰구간을 나타냄.

자료: 「UNcomtrade」 자료의 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 데이터를 이용하여 저자 작성.

상관관계를 보이는 것을 알 수 있다. 따라서 1단계 회귀식의 높은 F-통계값은 우리나라의 대중국 수입 변화액과 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액 간의 강한 상관관계에서 온 것임을 알 수 있다.

제 6 장

결 론

제1절 연구 결과 요약

중국의 부상은 지난 30년간 세계 경제의 큰 변화 중 하나이다. 우리나라 또한 이 기간, 중국으로부터의 수입과 수출이 약 100배 정도 늘어나게 되었다. 같은 기간 우리나라의 경제구조를 살펴보면, 제조업 비중이 낮아진 반면, 비제조업의 고용은 거의 2배 정도 늘어나게 되었다. 인구구조의 경우, 혼인율과 출산율은 계속해서 낮아졌고, 지방의 많은 사람이 자신의 출생지를 떠나 수도권에 정착하게 되었다. 이러한 무역구조의 변화와 경제 및 인구구조 변화의 강한 상관관계에도 불구하고, 대중국 무역 증가와 우리나라의 경제구조 및 인구구조 변화 간의 관계가 단순한 상관관계인지 어떠한 메커니즘에 의한 인과관계인지는 명확하지 않다. 따라서 본 연구는 대중국 무역 증가, 특히 수입 증가가 우리나라의 고용시장에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석함으로써 대중국 수입 증가에 따라 우리나라의 경제구조가 어떻게 바뀌었는지 살펴보았다.

대중국 수입 증가가 우리나라의 고용에 미치는 영향을 살펴본 선행연구로는 Koo and Whang(2018)과 구자현(2023)이 있다. 그러나 Koo and Whang(2018)의 경우 제조업 산업 간 비교를 통해 고용을 살펴보았기 때문에, 수입 증가에 따라 제조업 이외 산업의 고용에 어떠한 영향을 미치는지는 알 수

없다. 구자현(2023)의 경우, 지역 간 비교를 통해 제조업과 비제조업 고용에 미치는 영향이 각각 어떤지 살펴보았다. 그러나 구자현(2023)이 사용한 지역의 수입 노출도가 내생적일 가능성이 크기 때문에 추정된 효과가 인과관계가 아닌 상관관계일 가능성이 높다. 본 연구는 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액을 활용한 도구변수를 이용하여 내생성으로 인한 지난 연구의 추정치 편향을 제거하였다. 또한, 전국사업체조사의 사업체 코드를 활용하여 수입 증가로 인한 고용률 변화가 사업체의 어떠한 대응으로 인한 고용변화인지 살펴보았다.

분석 결과, 지역의 대중국 수입 노출도가 약 1 표준편차(약 0.5%p)가 증가하였을 때, 지역의 고용변화는 생산가능인구 대비 약 1.29%p 감소하는 것으로 추정되었다. 수입 증가 효과를 산업별로 살펴보면, 제조업에서는 생산가능인구 대비 1.72%p 고용이 감소하는 것으로 추정되었고, 비제조업의 경우 0.44%p 고용이 증가하는 것으로 추정되었지만 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다. 제조업의 경우, 종사자의 대부분이 남성이기 때문에, 수입 증가로 인해 남성의 일자리(1.58%p 감소)가 여성의 일자리(0.95%p)에 비해 훨씬 많이 줄어드는 것을 알 수 있었고, 사라진 일자리 대부분은 임시·일용직(0.12%p 감소)이 아닌 근로계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리(1.25%p 감소)였다. 또한, 남성근로자의 경우 많은 근로자가 제조업에서 직장을 잃었지만(-1.58%p 감소), 이 중 일부는 비제조업에서 일자리를 찾을 수 있었다(1.08%p 증가). 따라서 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 산업 간 인력 재배치가 발생하는 것으로 해석할 수 있다.

전국사업체조사의 사업체 코드를 활용하여 사업체의 대응을 조사한 결과, 추정된 일자리 감소분 1.29%p 중에서 0.89%p의 감소는 사업체의 폐쇄로 인해 발생하였고, 0.97%p의 감소는 사업체의 축소로 인한 고용 감소분이었다. 사업체의 대응 중, 사업체의 진입(0.39%p 증가)과 확장(0.18%p 증가)으로 인한 고용 증가분 또한 존재하였지만, 통계적으로 유의미하지 않았다. 산업별로 보면, 제조업에서 사업체의 폐쇄로 인해 0.82%p 고용 감소가 일어났고, 사업체의 축소로 인해 0.63%p 고용 감소가 발생하였다. 비제조업의 경우, 사업체의 축소로 인한 고용 감소가 인구 대비 약 0.31%p 발생하였다. 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 직접적으로 제조업뿐만 아니라 지

역경제의 불황으로 비제조업까지 영향이 미친다는 것을 알 수 있다. 따라서 Acemoglu et al.(2016)이 지적한 지역의 부정적인 총수요 효과가 지역 고용에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다.

제조업에서의 사업체 대응을 남녀근로자별로 나눠 살펴보면, 남녀근로자 모두 사업체의 폐쇄와 축소(-1.83%p 감소 및 -1.07%p 감소)로 인해 일자리가 줄어들었다. 흥미로운 점은 여성근로자의 경우, 새로 진입한 제조업 사업체로 인해 일자리가 늘어났고(0.44%p 증가), 남성의 경우 제조업의 확장으로 인해 일자리가 늘어났다(0.39%p 증가). 이는 기술집약적인 제조업 사업체의 진입이 증가함에 따라, 남성노동력에 대한 여성노동력으로의 대체가 일어나고 있다는 것을 시사할 수 있다. 또한, 남성근로자의 경우 제조업에서 많은 사람이 직장을 잃었지만, 그중 일부는 제조업 내에서 다시 직장을 찾을 수 있었음을 알 수 있다. 이는 대중국 수입 증가로 인해 산업 내 일자리 재배치 현상이 제조업 내에서 발생하는 것을 알 수 있다. 비제조업의 경우, 사업체 수축으로 인한 고용 감소만이 남녀근로자의 일자리에서 통계적으로 유의미하게 발견되었다.

고용안정성을 기준으로 살펴보면, 제조업에서 주로 근로계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리가 사업체의 폐쇄(0.76%p 감소)와 축소(0.67%p)로 감소하는 것을 알 수 있었다. 임시·일용근로자 일자리의 경우, 사업체의 확장으로 인해 일자리의 증가(0.07%p 증가)가 발견되었지만, 줄어든 상용직 일자리에 비해 크기가 크지 않았다. 비제조업에서의 상용근로자 일자리의 경우, 사업체의 수축으로 인한 고용 감소(0.24%p 감소)가 수입 증가로 인해 발생하였지만, 사업체의 진입(0.47%p 증가)과 사업체의 확장(0.15%p 증가)으로 인한 일자리 증가 또한 발생하였다. 이는 제조업에서 일자리를 잃은 상용근로자의 일부를 비제조업에서 흡수하는 것으로 산업 간 고용 재배치 효과 또한 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생하는 것을 알 수 있다.

마지막으로 중국으로부터의 수입 증가로 인해 지역노동시장에 사라진 일자리가 어느 정도인지 계산하였다. 대중국 수입 증가로 인해 가장 고용 감소가 심한 지역은 인천권, 천안-아산권, 구미 순으로 나타났다. 반면에 수입 증가로 인해 고용 감소가 적은 지역은 서울권, 대구권, 대전권 순으로 나타났는데, 이는 일자리의 수도권으로의 집중이 더욱 심화하였다는 것을 의미

한다.

고용안정성을 기준으로 지역 예상 효과를 살펴보면, 고용안정성이 높은 지방의 상용근로자 일자리가 사라짐으로써 서울권과의 고용 격차가 더욱 커졌지만, 고용안정성이 낮은 임시·일용직 일자리로 인한 격차는 서울권과 다른 지방광역도시통계권 간의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 일자리의 질 측면에서 서울권과 지방도시 통계권의 격차 또한 늘어난다는 것을 의미한다.

고용의 남녀 격차 또한 벌어진 것을 알 수 있다. 일자리가 주로 사라진 지역인 인천권은 여성의 일자리에 비해 약 9,400개의 남성일자리가 더 사라졌고 안산-시흥권 7,600개, 수원-화성-오산권 6,200개, 구미 7,800개, 부산권 4,400개, 창원-마산-진해는 약 3,000개의 남성 일자리가 여성의 일자리에 비해 추가로 사라지게 되었다. 이러한 고용의 남녀 격차는 Autor et al.(2019)에서 지적하였듯이 지역의 혼인율과 출산율에도 부정적인 영향이 미칠 수 있다.

제2절 정책적 시사점

본 연구는 다음과 같은 정책적 시사점을 가진다.

첫째, 중국으로부터의 수입 증가 등 무역정책 변화로 인해 발생하는 실직자들을 위한 직업훈련 등 산업 간 효율적인 인력 재배치를 위해 정부의 지원이 필요하다. 본 연구에서는 대중국 수입이 많이 노출된 지역에서, 특히 중국의 수입에 대체되는 제조업 산업과 제조업 관련 산업에서 실업이 증가하는 것을 알 수 있었다. 또한 본 연구의 <표 5-5>에 따르면 일부 근로자들은 비제조업의 사업체 진입 및 확장으로 인해 일자리를 찾을 수 있었다. 대중국 무역 증가는 또 다른 고용변화로 이어졌는데, 대중국 수출이 늘어난 집적회로, 광학기기, LCD 등 기술집약적인 산업에서는 고용이 늘어나는 것을 알 수 있었다(Koo and Whang, 2018). 따라서 수입 산업에서 일자리를 잃은 근로자들이 대중국 수출산업 및 비제조업 산업에서 새로운 일자리를 얻고

정착할 수 있도록 직업훈련과 같은 지원책이 필요하다.

직업훈련과 같은 재취업 프로그램은 지역의 발전을 위해서도 중요하다. 본 연구에 따르면, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 발생한 실업자의 상당수는 사업체의 폐쇄로 발생하였다. 사업체 폐쇄가 많은 지역에서 해직자는 다른 지역의 해직자보다 재고용이 될 가능성이 낮으므로(Herzog and Schlottmann, 1995), 이 지역 사람들은 일자리를 위해 다른 지역으로 이주할 가능성이 높고(Greenland et al., 2019), 사망률과 입원을 또한 훨씬 높을 수 있다(Browning and Heinesen, 2012). 따라서 이들이 지역에서 새로운 직장을 찾을 수 있도록 지원해 줄 수 있는 재취업 프로그램이 지역 쇠퇴를 막기 위해 요구된다.

둘째, 수입 증가로 인한 해고로 발생하는 근로자의 건강을 보호하고 지원할 수 있는 프로그램이 마련되어야 한다. 특히 사업체 폐쇄로 인한 해고는 해당 근로자의 육체적 건강뿐만 아니라(Browning and Heinesen, 2012), 스트레스, 우울증 등 해고로 인해 정신적 건강에까지 악영향을 준다고 알려져 있다(Brand et al., 2008). 따라서 수입 증가로 일자리를 잃은 근로자의 취업 지원뿐만 아니라 상담 프로그램과 같은 정신건강에 대한 지원 또한 필요하다.

셋째, 무역환경의 변화로 인해 나빠진 일자리의 질에도 관심이 요구된다. 본 연구의 결과에 따르면 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사라지는 일자리 대부분은 고용계약 기간이 긴 상용근로자의 일자리였다. 이에 반해 생겨나는 일자리는 임시·일용근로자의 일자리로 그 수 또한 사라지는 상용근로자의 일자리에 비해 턱없이 부족하였다. 따라서 무역환경의 변화로 인한 고용대책을 수립할 때, 단순히 숫자뿐만 아니라 일자리의 질 또한 고려되어야 한다.

넷째, 수도권 집중화를 막기 위한 지방의 일자리 지원 정책이 필요하다. <표 5-6>에 따르면, 대중국 수입 증가로 인해 경상지역과 경기지역의 비서울권에서 많은 제조업 일자리가 서울권에 비해 사라지게 되었다. 이러한 일자리의 불균형은 인구 서울 집중화의 주요 원인으로 지적되었다. 더욱 심각한 점은 수입 증가로 인한 지역 제조업 고용 감소는 고용승수(Employment Multiplier)로 인한 추가적인 고용 감소와(이종관, 2019) 본 연구에서 밝힌

지역의 부정적인 총수요 효과로 인해 해당 지역 비제조업에서의 고용 감소 또한 추가로 예상된다. 지역의 일자리 감소는 지역주민의 지역 이탈로 이어지기 때문에(Greenland et al., 2019), 지역소멸을 방지하기 위해서는 정부기관의 지방 이전 등 직접적인 지방의 일자리 창출과 기업의 지방 이전 유도를 위한 지원 정책이 마련되어야 한다.

마지막으로, 본 연구는 향후 무역환경 변화에 대한 시사점 또한 가지고 있다. 중국으로부터의 수입 증가로 인한 고용 감소의 경우 사업체의 폐쇄로 인한 해고가 고용 감소의 상당 부분을 차지하고 있었고, 이렇게 해고된 근로자의 일부는 제조업 내에서, 일부는 비제조업에서 일자리를 찾을 수 있었다. 이는 중국으로부터의 수입 증가로 인해, 제조업 내에서의 인력 재배치 및 제조업에서 비제조업으로의 인력 재배치가 이루어지고 있음을 알 수 있다. 이러한 인력 재배치가 완료된 이후에는 수입 증가로 인한 고용 감소가 상당 부분 적어질 것으로 예상된다. 한국조세재정연구원(2022)의 연구에 따르면 2016년 한·중 자유무역협정으로 인한 고용 감소는 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 분석 기간인 2000년부터 2015년까지 수입 증가로 인한 인력 재배치가 어느 정도 이루어졌기 때문에 자유무역협정으로 인한 추가적인 고용 감소는 적어진 것을 시사할 수 있다.

제3절 향후 연구 과제

서론에서 살펴보았듯이, 중국으로부터의 수입 증가와 제조업 비중 하락, 수도권 집중화, 혼인율 및 출산율 하락 등 다양한 경제·인구 변수들이 세계 열 측면에서 상관관계를 갖고 있음을 알 수 있었다. 본 연구는 이러한 변수 중 가장 기초적인 변수인 고용을 살펴보았다. 특히 혼인, 출산, 이주 등을 결정할 때 지역의 경제 상황은 중요한 고려 요소이므로 대중국 수입 증가가 지역 고용에 미치는 영향을 살펴보는 것은 수입 증가가 다른 변수에 미치는 영향을 연구하는 데 필수적이라고 할 수 있다.

그러나 본 연구는 전국사업체조사의 한계로 인해 연령별 고용에 미치는

영향은 살펴보지 못하였다. Autor et al.(2019)의 연구에 따르면 미국의 경우, 중국으로부터의 수입 증가가 특히 남성의 청년층 일자리에 악영향을 미쳤기 때문에 혼인율과 출산율의 하락으로 이어졌다고 지적하고 있다. 우리나라 또한 청년층의 혼인율과 출산율이 세계 최저에 육박하고 있으므로, 이러한 청년층의 낮은 혼인율과 출산율의 원인이 무엇인지 아는 것이 중요하다. 따라서 향후 과제에서는 대중국 수입 증가가 성별 및 연령별 고용에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보는 것이 인구 사회적 변수를 살펴보기 전 필요하다고 볼 수 있다.

연령별 지역의 노동시장을 이해한 이후, 중국의 수입 증가와 혼인 및 이혼율, 그리고 출산율 간의 관계를 우리나라 데이터로 분석하는 것 또한 향후 살펴보아야 할 문제 중 하나이다. 우리나라는 대표적인 무역 의존적 국가로 2022년 수출입액이 전체 GDP의 약 85%를 차지하고 있고(통계청 2023), 이에 따라 무역이 우리나라 경제 및 인구 사회적으로 미치는 영향은 다른 나라에 비해 훨씬 클 것으로 예상된다. 따라서 무역환경의 변화가 혼인 및 이혼율, 출산율 등 우리나라의 인구구조에 어떠한 영향을 주는지 이해하는 것 또한 정책 및 학술적으로 흥미로운 연구과제가 될 것이다.

마지막으로 중국으로부터의 수입 증가로 인해 수도권으로의 인구 이동이 심해졌는지에 대해서도 연구가 필요하다. 앞서 제5장의 제3절에서 살펴보았듯이 서울권에 비해 많은 지방의 일자리들이 수입 증가로 인해 사라졌다. 따라서 이러한 변화로 인해 실제로 많은 사람이 지방을 떠났는지, 지방을 떠났다면 어디로 이주했는지, 그리고 이주의 이유가 무엇인지 이해하는 것이 향후 우리나라 수도권 집중 문제 등 많은 국토 개발 관련 문제를 해결하는데 도움이 될 것이다.

참고문헌

- 구자현(2023), 「중국으로부터의 수입증가와 지역노동시장」, 『지역산업과 고용』 2023년 겨울호, pp.92~107.
- 김동수 · 허문구 · 이두희(2009), 「광역도시통계권 설정에 따른 지역경쟁력과 특성분석」, 『국토계획』 44(1).
- 여성가족부 · 통계청(2020), 「2020 통계로 보는 여성의 삶」.
- 오영환(2023), 「이제는 지방시대 열어젖힐 때」, 『나라경제 연중기획』 01월호.
- 이종관(2019), 제3장 「지식경제 시대의 일자리 창출 결정요인 : 지역 고용 승수효과 추정」, 최경수 편, 『지식경제 시대의 일자리창출 전략』, 연구보고서 2019-12, 한국개발연구원.
- 성수영(2020), 「지방경기 침체… 수도권 인구 유입 12년來 최대」, 한국경제, 2020년 1월 29일자.
- 최정훈(2021), 「지역 간 일자리 격차 원인은 수도권 탈제조업… “일자리 사업 지역맞춤으로”」, 이데일리, 2021년 11월 15일자.
- 통계청(2023a), 「2022년 혼인 · 이혼 통계」.
- _____ (2023b), 「무역의존도(수출입의 대 GDP비율)」, 국가통계포털.
- 한국무역협회, 국가 수출입, <https://stat.kita.net/stat/kts/ctr/CtrTotalImpExpList.screen> (2023. 1. 31.)
- 한국조세재정연구원(2022), 「한중 FTA 체결이 국내 노동시장에 미치는 영향」, 재정전문가네트워크 최종보고서.
- 홍대선(2021), 「일자리 찾아가 떠나는 청년들… “지역 기반 · 특성 살린 고용 전략 필요”」, 한겨레, 2021년 12월 20일자.
- Acemoglu, Daron, David Autor, David Dorn, Gordon H. Hanson, and Brendan Price(2016), “Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s,” *Journal of Labor Economics* 34:S1,

S141-S198.

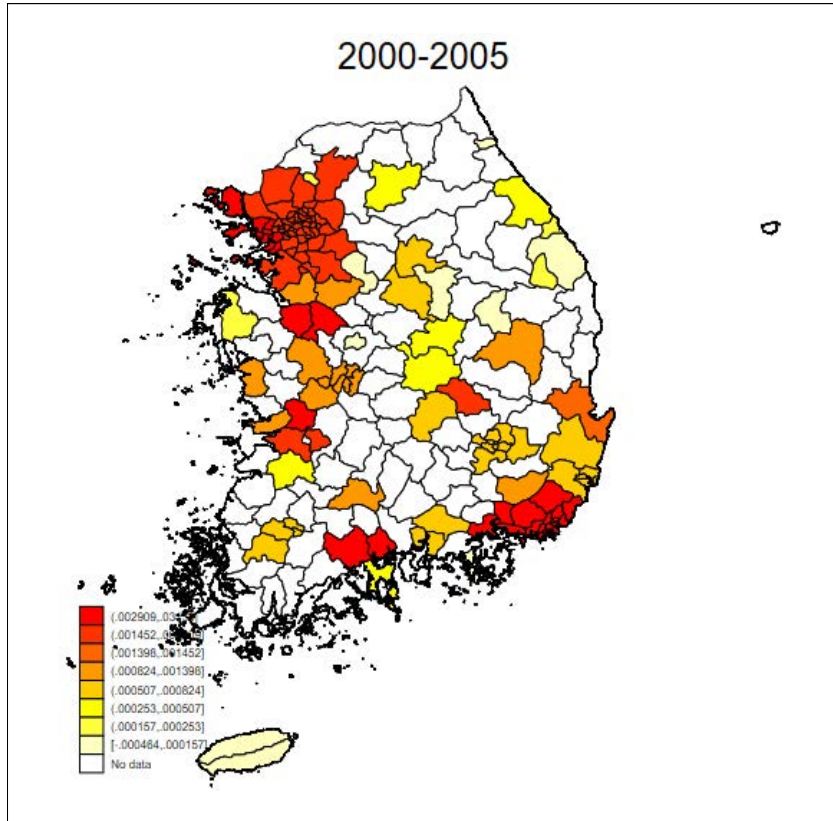
- Asquith, Brian, Sanjana Goswami, David Neumark, and Antonio Rodriguez-Lopez(2019), "U.S. job flows and the China shock," *Journal of International Economics* 118, pp.123~137.
- Autor, David H., David Dorn, and Gordon H. Hanson(2013), "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States," *American Economic Review* 103(6), pp.2121~2168.
- _____(2019), "When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage Market Value of Young Men," *American Economic Review: Insights* 1(2), pp.161~178.
- Balsvik, Ragnhild, Sissel Jensen, and Kjell G. Salvanes(2015), "Made in China, sold in Norway: Local labor market effects of an import shock," *Journal of Public Economics* 127, pp.137~144.
- Bernard, Andrew B, J. Bradford Jensen, Peter K. Schott(2006a), "Trade costs, firms and productivity," *Journal of Monetary Economics* 53(5), pp.917~937.
- _____(2006b), "Survival of the best fit: Exposure to low-wage countries and the (uneven) growth of U.S. manufacturing plants," *Journal of International Economics* 68(1), pp.219~237.
- Bloom, Nicholas, Andre Kurmann, Kyle Handley, and Philip Luck(2019), "The Impact of Chinese Trade on U.S. Employment: The Good, The Bad, and The Apocryphal," 2019 Meeting Papers 1433, Society for Economic Dynamics.
- Borusyak, Kirill, Peter Hull, and Xavier Jaravel(2022), "Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs," *The Review of Economic Studies* 89(1) pp.181~213.
- Brand, Jennie E., Levy, Becca R. Levy, and William T Gallo(2008), "Effects of Layoffs and Plant Closings on Subsequent Depression among Older Workers," *Research on Aging* 30(6), pp.701~721.
- Browning, Martin, and Eskil Heinesen(2012), "Effect of Job Loss due to

- Plant Closure on Mortality and Hospitalization,” *Journal of Health Economics* 31(4), pp.599~616.
- Caliendo, Lorenzo, and Fernando Parro(2022), “Trade Policy,” *Handbook of International Economics* 5, pp.219~295.
- Choi, Jaerim, and Mingzhi Xu(2020), “The labor market effects of the China Syndrome: Evidence from South Korean manufacturing,” *The World Economy* 2020 43, pp.3039~3087.
- Dauth, Wolfgang, Sebastian Findeisen, and Jens Suedekum(2014), “The Rise of the East and the Far East: German Labor Markets and Trade Integration,” *Journal of the European Economic Association* 12(6), pp.1643~1675.
- Eslava, Marcela, John Haltiwanger, Adriana Kugler, and Maurice Kugler(2013), “Trade and market selection: Evidence from manufacturing plants in Colombia,” *Review of Economic Dynamics* 16(1), pp.135~158.
- Greenland, Andrew, John Lopresti, and Peter McHenry(2019), “Import Competition and Internal Migration,” *The Review of Economics and Statistics* 2019 101(1), pp.44~59.
- Groizard, Jose L., Priya Ranjan, and Antonio Rodriguez-Lopez(2015), “Trade costs and Job Flows: Evidence from establishment-level data,” *Economic Inquiry* 53(1), pp.173~204.
- Goldsmith-Pinkham, Paul, Isaac Sorkin, and Henry Swift(2020), “Bartik Instruments: What, When, Why, and How,” *American Economic Review* 110(8), pp.2586~2624.
- Herzog Jr, Henry W., and Alan M. Schlottmann(1995), “Worker Displacement and Job-Search: A Regional Analysis of Structural Impediments to Reemployment,” *Journal of Regional Science* 35(4), pp.553~577.
- Koo, Jahyeon(2023), “The Impact of Import Competition on College Choice”, UCSB Working Paper.
- Koo, Kyonghyun, and Whang Unjung(2018), “The Rise of China and the

- Rebound in Korea's Manufacturing Employment," KIEP Working Paper 18-07.
- Pavcnik, Nina(2002), "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants," *The Review of Economic Studies* 69(1), pp.245~276.
- Pierce, Justin R., and Peter K. Schott(2016), "The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment," *American Economic Review* 106(7), pp.1632~1662.
- Stock, James H., and Motohiro Yogo(2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," In: Andrews DWK Identification and Inference for Econometric Models, New York: Cambridge University Press, pp.80~108.
- Trefler, Daniel(2004), "The Long and Short of the Canada-U. S. Free Trade Agreement," *American Economic Review* 94(4), pp.870~895.
- Topalova, Petia(2010), "Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India," *American Economic Journal: Applied Economics* 2(4), pp.1~41.
- United Nations, "UN Comtrade Database," <https://comtradeplus.un.org/>

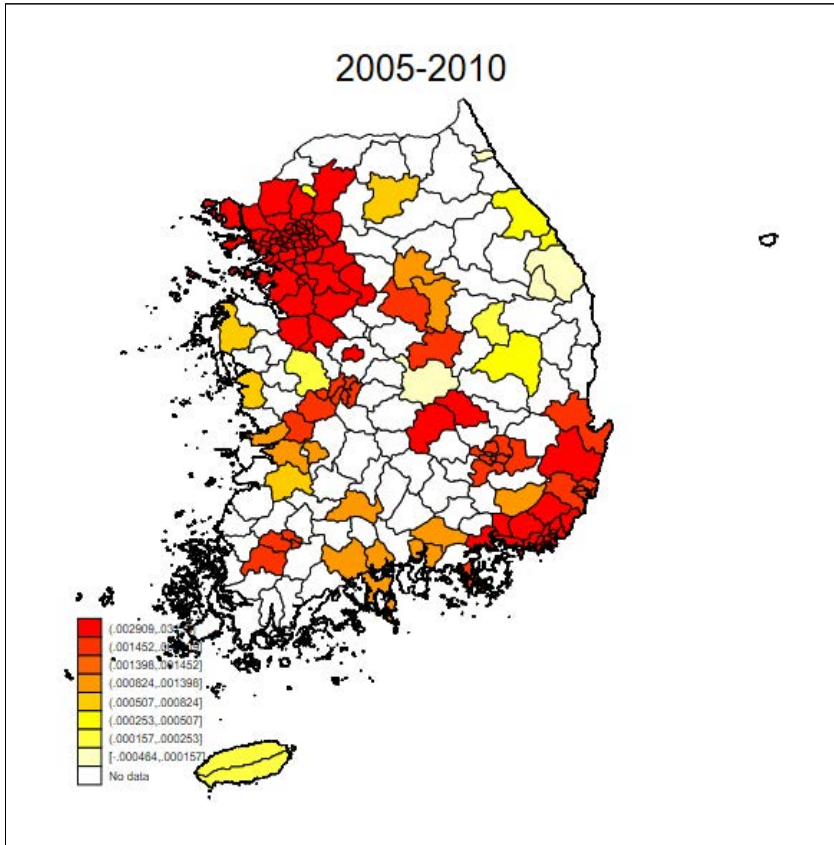
[부록]

[부도 1] 우리나라의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2000~2005년



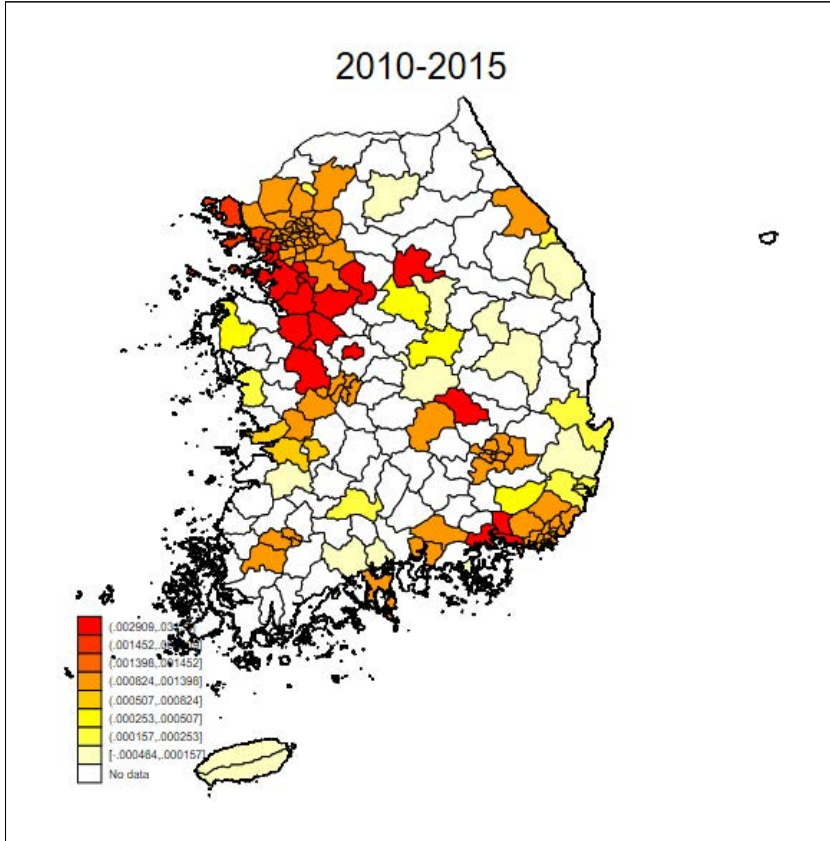
자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년 및 2005년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

[부도 2] 우리나라의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2005~2010년



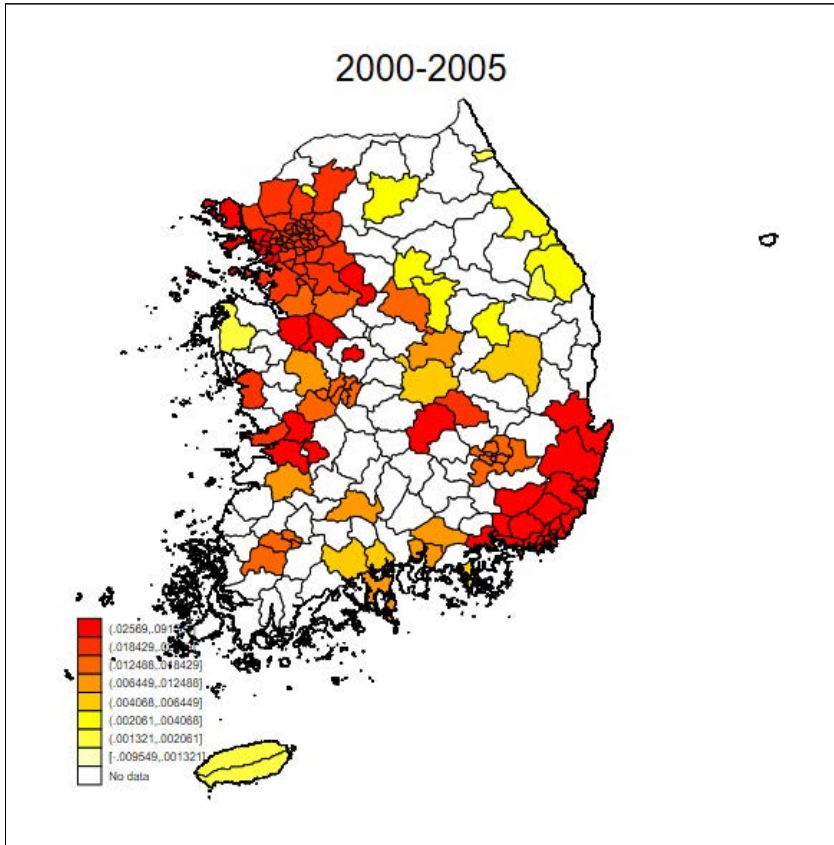
자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2005년 및 2010년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

[부도 3] 우리나라의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2010~2015년



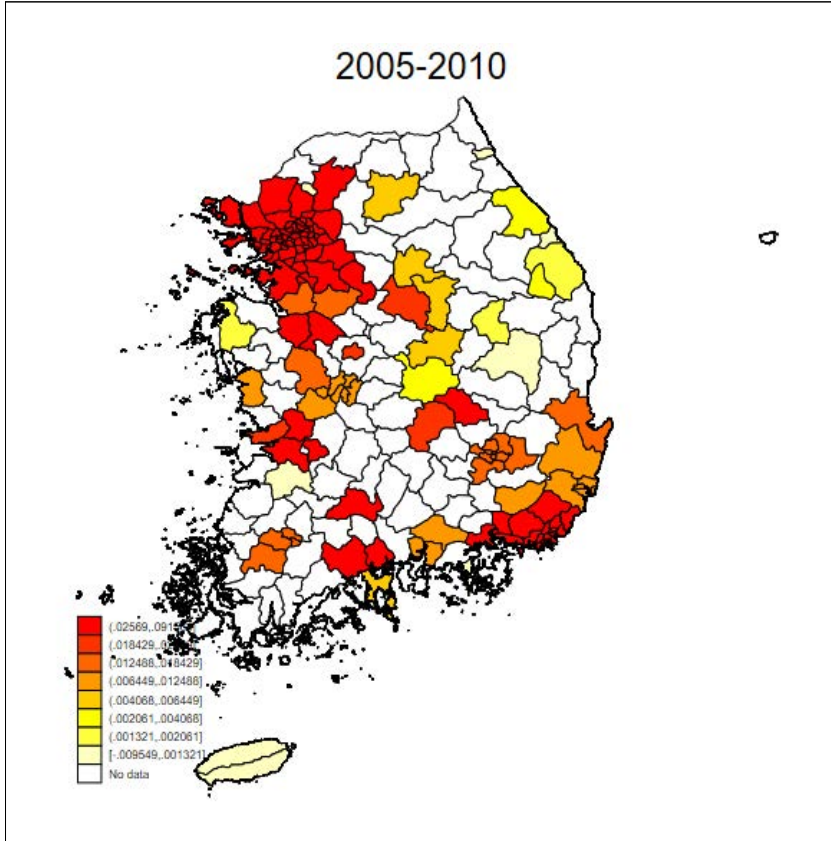
자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2010년 및 2015년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

[부도 4] 고소득 국가의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2000~2005년



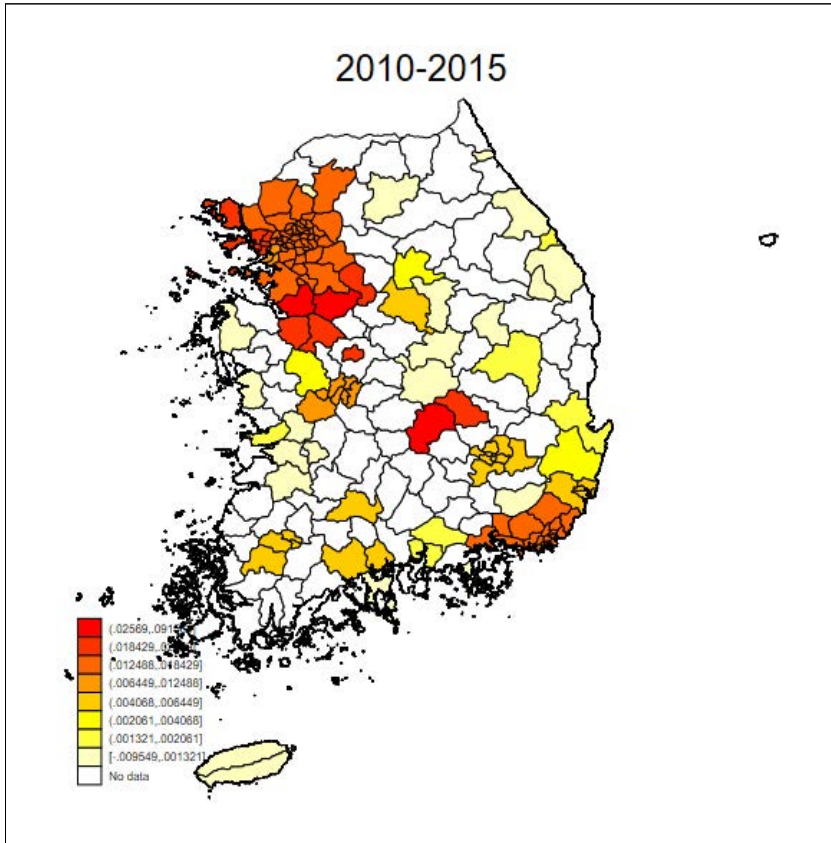
자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2000년 및 2005년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

[부도 5] 고소득 국가의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2005~2010년



자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2005년 및 2010년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

[부도 6] 고소득 국가의 대중국 수입액을 이용한 지역 수입 노출도 분포 : 2010~2015



자료 : 「전국사업체조사」 및 「UNcomtrade」 자료의 2010년 및 2015년, 데이터를 이용하여 저자 작성.

◆ 執筆者

- 구자현(한국노동연구원 부연구위원)

중국산 수입 변동이 지역노동시장에 미치는 영향

- 발행연월일 | 2024년 4월 18일 인쇄
2024년 4월 22일 발행
- 발행인 | 허재준
- 발행처 | 한국노동연구원
310147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 사단법인 남북장애인교류협회 인쇄사업부
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제2015-000013호