

정책연구
2024-04

중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와 청년층 혼인 및 출산

구자현 · 안균원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(구자현) 1
제1절 연구 배경	1
제2절 분석 방법	4
제2장 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와 고용 (안균원)	10
제1절 서 론	10
제2절 선행연구	15
제3절 기초통계	17
제4절 분석 결과	21
제5절 소 결	34
제3장 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와 청년층 혼인 및 출산	(구자현) 36
제1절 연구 배경	36
제2절 이론적 배경 및 관련 논문	39
제3절 데이터 및 관련 기술통계	41
제4절 분석 결과	45
1. 인구동향조사	45

2. 인구주택총조사	51
제5절 추가 분석 결과	57
1. 수입 증가가 가구구조 및 출산 자녀 수에 미친 영향	57
2. 중·장년층 분석	61
제6절 결 론	63
제4장 연구 요약 및 정책적 시사점 (구자현·안균원)	64
제1절 연구 요약	64
제2절 정책적 시사점	66
참고문헌	68
[부록] 부표	73

표 목 차

〈표 1- 1〉 광역도시통계권 도시 목록	7
〈표 2- 1〉 연도별, 산업별, 성별 취업자 수	12
〈표 2- 2〉 청년층(15-29세) 연도별, 산업별, 성별 취업자 수	13
〈표 2- 3〉 제조업 종사자 비율	13
〈표 2- 4〉 종사상 지위별 비율	14
〈표 2- 5〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량	18
〈표 2- 6〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량(남성)	19
〈표 2- 7〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량(여성)	19
〈표 2- 8〉 지역 수입 노출도 및 지역 통제변수 기술통계	20
〈표 2- 9〉 1단계 회귀분석 결과	20
〈표 2-10〉 전 산업 고용효과(15-64세)	21
〈표 2-11〉 제조업 고용효과(15-64세)	22
〈표 2-12〉 비제조업 고용효과(15-64세)	23
〈표 2-13〉 전 산업 고용효과(25-44세)	24
〈표 2-14〉 제조업 고용효과(25-44세)	25
〈표 2-15〉 비제조업 고용효과(25-44세)	25
〈표 2-16〉 전 산업 고용효과(45-64세)	26
〈표 2-17〉 제조업 고용효과(45-64세)	27
〈표 2-18〉 비제조업 고용효과(45-64세)	27
〈표 2-19〉 전 산업 고용효과(15-64세) : 이동통제	28
〈표 2-20〉 제조업 고용효과(15-64세) : 이동통제	29
〈표 2-21〉 비제조업 고용효과(15-64세) : 이동통제	29
〈표 2-22〉 전 산업 고용효과(25세-44세) : 이동통제	30
〈표 2-23〉 제조업 고용효과(25-44세) : 이동통제	31

〈표 2-24〉 비제조업 고용효과(25-44세) : 이동통제	31
〈표 2-25〉 전 산업 고용효과(45-64세) : 이동통제	32
〈표 2-26〉 제조업 고용효과(45-64세) : 이동통제	33
〈표 2-27〉 비제조업 고용효과(45-64세) : 이동통제	33
〈표 3- 1〉 주요 변수 기술통계	44
〈표 3- 2〉 도구변수가 지역의 대중국 수입 노출도에 미치는 영향	46
〈표 3- 3〉 대중국 수입 노출도가 지역 혼인율에 미치는 영향	47
〈표 3- 4〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 혼인율에 미치는 영향	48
〈표 3- 5〉 대중국 수입 노출도가 지역 이혼율에 미치는 영향	49
〈표 3- 6〉 대중국 수입 노출도가 지역 출산율에 미치는 영향	50
〈표 3- 7〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 출산율에 미치는 영향	51
〈표 3- 8〉 대중국 수입 노출도가 지역 혼인 여성 비중에 미치는 영향	52
〈표 3- 9〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 혼인 여성 비중에 미치는 영향	53
〈표 3-10〉 대중국 수입 노출도가 지역 이혼 여성 비중에 미치는 영향	54
〈표 3-11〉 대중국 수입 노출도가 지역 유자녀 여성 비중에 미치는 영향	55
〈표 3-12〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 유자녀 여성 비중에 미치는 영향	55
〈표 3-13〉 대중국 수입 노출도가 지역 미혼 여성 비중에 미치는 영향	57
〈표 3-14〉 대중국 수입 노출도가 부부 근로 여부에 미친 영향	58
〈표 3-15〉 대중국 수입 노출도가 배우자 교육 수준에 미친 영향	59
〈표 3-16〉 대중국 수입 노출도가 출산에 미치는 영향 : 자녀 수	60
〈표 3-17〉 대중국 수입 노출도가 중·장년층 지역 혼인율에 미치는 영향 ..	61
〈표 3-18〉 대중국 수입 노출도가 중·장년층 지역 이혼율에 미치는 영향 ..	62
〈표 3-19〉 대중국 수입 노출도가 중·장년층 지역 출산율에 미치는 영향 ..	62

그림목차

[그림 2-1] 대중국 수출/수입액 규모	11
[그림 3-1] 우리나라의 혼인, 이혼 및 출산율(1990-2020)	38
[그림 3-2] 우리나라의 남녀 고용률(2000-2020)	38
[그림 3-3] 50개 광역도시통계권의 혼인 추이	42
[그림 3-4] 50개 광역도시통계권의 이혼 추이	43
[그림 3-5] 50개 광역도시통계권의 출산 추이	43

요 약

지난 30년간 국제경제의 가장 큰 변화는 바로 중국의 부상이다. 우리나라 또한 중국과의 무역 규모는 빠르게 성장하여, 현재는 우리나라의 수출입액 중 가장 큰 규모를 차지할 정도로 커지게 되었다. 중국과의 교역 증가는 다양한 국가에서 많은 변화를 불러일으켰는데, 특히 경제적으로 가장 큰 변화는 바로 제조업의 감소이다(Autor et al., 2013, Acemoglu et al., 2016).

중국과의 무역은 경제적 영향뿐만 아니라, 많은 국가의 인구구조에도 영향을 미쳤다. 미국의 경우, 1990년대와 2000년대 초반 대중국 수입 증가는 특히 남성의 일자리에 악영향을 미쳐, 이는 결혼할 만한 남성의 수 감소로 인해 혼인율과 출산율이 낮아지는 원인이 되었다(Autor et al., 2019). 독일 또한 중국과의 수입에 더 많이 노출된 지역에서 출산율과 혼인율이 낮아지는 것이 관찰되었다(Giuntella et al., 2021).

흥미로운 점은 이러한 패턴이 우리나라에서 또한 관찰되는 것이다. 수출과 수입이 1990년 14억 달러에서 2020년 1,326억 달러로, 1990년 15억 달러에서 2020년 1,089억 달러로 각각 늘어나는 동안 혼인율은 1,000명당 24.9명에서 9.4명으로, 합계출산율은 가임 여성 1명당 1.57에서 0.84로 줄어들게 되었다. 그러나 이러한 시계열 데이터의 상관관계 만으로는 미국과 독일의 연구 결과처럼 우리나라의 혼인율과 출산율 감소가 대중국 수입 증가로 인해 영향을 받았다는 인과관계로 단정 짓기 어렵다.

이에 본 연구는 수입 증가에 노출이 많이 된 지역과 적게 된 지역의 혼인, 출산, 이혼율을 비교하여 수입 증가가 우리나라의 인구구조에 어떠한 영향을 미쳤는지 파악하고자 한다. 이 과정에서 발생하는 추정치의 편의를 최소화하기 위해 다른 연구에서 많이 활용된 선진국에서의 대중

국 수입액 변화를 도구변수로 사용하였다. 또한 혼인 및 출산에 큰 영향을 미치는 “결혼할 만한 남성” 수의 변화를 살펴보기 위해 25세에서 44세 청년층 고용이 수입 증가에 어떠한 변화를 겪는지 살펴보았다.

산업 및 연령별 노동시장을 분석한 결과, 15-64세 전체 집단의 경우 전 산업과 비제조업에서는 여성 고용에 긍정적인 효과를 나타냈고 남성과 전체 집단에 대해서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 반면, 제조업에서는 성별에 무관하게 모두 대중국 수입 노출도 증가에 따라 고용에 부정적인 효과가 관찰되었다. 특히, 남성에게 미친 영향이 더 크게 나타났다는데 이는 저임금을 바탕으로 저부가가치 상품에 특화된 중국으로부터의 수입이 남성들이 많이 종사하는 제조업에 더 큰 영향을 미쳤기 때문이라고 볼 수 있다.

다음으로, 대중국 수입 노출도가 고용에 미치는 효과를 연령집단별로 세분화하여 살펴보기 위해 25-44세와 45-64세의 두 집단으로 나누어 분석하였다. 분석 결과, 먼저 25-44세 청년과 중년층 집단의 경우 제조업에 종사하는 남성의 고용에 큰 폭의 부정적인 효과가 나타났지만, 비제조업 부문에서는 성별과 무관하게 전반적인 고용에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 25-44세 집단이 대중국 수입 증가에 따른 노동시장의 구조적 변화에 더욱 민감하게 반응하는 특성을 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 45-64세 집단은 25-44세 집단과 전반적으로 유사한 결과를 보였으나 일부에서 차이가 존재했다. 전 산업과 비제조업 부문에서는 여성의 고용에 유의미하게 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났고, 제조업 부문에서는 남성의 고용에 부정적인 효과가 크게 나타났다. 다만, 제조업 종사 여성은 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났고, 비제조업의 경우 남성보다 여성이 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

혼인 및 출산에 미친 영향은 다음과 같다. 수입 증가는 제조업의 남성 고용 감소(“결혼할 만한 남성”의 감소)로 인해 25세부터 44세 여성 혼인율이 낮아지는 것을 확인할 수 있었다. 특히 이러한 감소는 25세에서 34세의 청년 여성에게 집중되었으며, 여성 배우자가 남성보다 높은 교육

수준을 갖춘 부부의 혼인 감소가 유의미한 수준으로 나타났다. 같은 연령대의 출산 또한 수입 증가로 인해 감소하는 모습을 볼 수 있었는데, 이에 대한 원인은 여성의 출산 의도가 감소한 것이 아니라, 여성의 출산 자녀의 수가 감소함에 따라 나타난 것으로 드러났다. 결혼 생활의 안정성에 대한 지표라 할 수 있는 이혼율의 경우 수입 증가에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

추가적으로 제3장에서는 수입 증가로 인해 맞벌이 가구 비율이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 남성들이 고용의 질이 높은 제조업 분야에서 고용의 질이 낮은 비제조업으로 이동함(구자현, 2024)에 따라 임금이 감소하면서 발생한 것으로 추정된다. 또한 지역의 수입 노출도 증가는 청년층의 이주에 유의미한 변화를 일으키지 않았다. 이는 본 연구의 결과가 특정 인구 계층의 이동으로 인한 구성 효과(composition effect)가 아니라는 것을 시사하고 있다.

분석 결과를 바탕으로 다음의 정책적 시사점을 고려해 볼 수 있다. 첫째, 제조업과 비제조업의 고용 변화에 대응하는 체계적인 고용안정화 정책이 요구된다. 특히 제조업 남성 고용의 지속적 감소 추세를 고려할 때, 해당 부문 종사자들의 직무 전환을 지원하는 직업훈련 프로그램 강화와 고부가가치 산업으로의 이동을 촉진하는 지원체계 구축이 필요하다. 둘째, 연령집단별 이질적인 효과를 고려하여 연령대별 특성을 고려한 맞춤형 고용지원 정책의 도입이 필수적이다. 청년·중년층이 대중국 수입 증가에 더욱 민감하게 반응하는 점을 감안하여, 이들을 위한 취업 지원 프로그램과 창업 지원 등 다각적 진로 모색을 위한 지원책 마련이 시급하다.

또한 수입 증가에 따른 고용 감소가 혼인 및 출산 감소로 이어졌다는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 혼인지원금, 혹은 현재 시행 중인 출산장려금과 같은 일시적인 정책이 아니라, 청년층의 안정적인 경제활동을 지원할 수 있는 보다 장기적인 정책이 필요하다. 다시 말해, 혼인과 출산에 관한 정책적 지원보다 청년층이 경제적으로 자립할 수 있는 환경을 일차적으로 마련해 주고, 이를 토대로 혼인 및

출산과 같은 장기적인 미래를 계획할 수 있도록 지원할 필요가 있다.

또 다른 결과로, 남성의 제조업 고용 감소에 따라 가정의 생계가 어려워지고, 이에 맞벌이 가구가 증가하는 것을 관찰할 수 있었다. 이는 여성의 노동시장 진입에 따른 가구의 육아 부담이 커지는 것과도 연결된다. 따라서 일과 자녀 양육의 양립이 가능한 환경을 조성하는 데 더욱 박차를 가해야 할 것이다. 구체적으로 세금 감면 혜택, 보육 지원 강화, 유연 근무제 확대 등과 같은 적극적인 정책이 출산과 육아에 대한 비용 부담을 감소시킴으로써 출산율을 제고할 방안이 될 수 있다.

마지막 결과로, 특정 지역에 제조업 고용 비중이 큰 경우에는 대중국 수입 증가로 인해 경제적 타격을 받을 위험이 크다는 점을 알 수 있었다. 이러한 경제적 불안정성을 해소하기 위해서는 지역 경제의 다변화가 필요하다. 무엇보다 지역의 특성에 맞는 대체 산업을 육성하고 신성장 동력을 발굴하여, 지역경제의 자립성과 회복력을 강화하는 것이 중요하다. 최근 급속히 바뀌고 있는 산업 전환의 흐름을 고려하면서 지역 간 격차를 줄이기 위한 정책적 방안을 모색해야 한다.

제 1 장 서 론

제1절 연구 배경

지난 30년간 국제경제의 가장 큰 변화는 바로 중국의 부상이다. 미국과 유럽뿐만 아니라, 많은 나라에서 중국과의 무역이 크게 증가하였고, 우리나라 또한 여기에 예외는 아니었다. 중국과의 교역 증가는 다양한 국가에서 많은 경제적, 사회적 변화를 불러일으켰는데, 가장 큰 경제적 변화는 제조업의 감소이다. 여기에 관한 연구 또한 지난 10년간 활발히 이루어져 왔는데, 미국의 경우, 1999년부터 2011년까지 200만여 개에서 240만여 개의 일자리가 중국으로부터의 수입 증가로 인해 사라진 것으로 추정되었으며(Acemoglu et al., 2016), 유럽의 경우, 독일 또한 상당수의 일자리가 중국과의 수입 증가로 인해 감소하였다(Dauth et al., 2014). 구자현(2024)에 따르면, 우리나라 또한 대중국 수입으로 인해 제조업에서 많은 일자리가 사라졌으며, 이렇게 사라진 일자리의 상당 부분은 사업체 폐쇄로 인한 해고였기 때문에 지역 경제에 미친 영향 또한 치명적일 가능성이 높다고 지적하였다.

중국과의 무역은 경제적 영향뿐만 아니라, 많은 국가의 인구구조에도 영향을 미쳤다. 미국의 경우, 1990년대와 2000년대 초반 대중국 수입 증가는 특히 남성의 일자리에 악영향을 미쳐, 이는 결혼할 만한 남성의 수 감소로 인해 혼인율과 출산율이 낮아지는 원인이 되었다(Autor et al., 2019).

유럽에서는 독일의 경우, 중국과의 수입에 더 많이 노출된 지역에서 출산율과 혼인율이 낮아지는 것이 관찰되었다(Giuntella et al, 2021).¹⁾

중국으로부터의 수입 증가와 혼인 및 출산율 감소는 우리나라의 시계열 데이터에서도 확인할 수 있다. [그림 2-1]과 [그림 3-1]은 우리나라의 대중국 수출/수입액 규모와 혼인 및 출산율을 연도별로 나타낸 것이다. 수출과 수입이 1990년 14억 달러에서 2020년 1,326억 달러로, 1990년 15억 달러에서 2020년 1,089억 달러로 각각 늘어나는 동안 혼인율은 1,000명당 24.9명에서 9.4명으로, 합계 출산율은 가임 여성 1명당 1.57에서 0.84로 줄어들게 되었다(한국무역협회, 2023; 통계청, 2023). 그러나 이러한 시계열 데이터의 상관관계만으로는 우리나라의 혼인율과 출산율 감소가 대중국 수입 증가로 인한 영향이라고 단정 짓기 어렵다.²⁾

이에 본 연구는 수입 증가에 노출이 많이 된 지역과 적게 된 지역의 혼인·출산·이혼율을 비교하여 수입 증가가 우리나라의 인구구조에 어떠한 영향을 미쳤는지 파악하고자 한다.³⁾ 이 과정에서 발생하는 추정치의 편의를 최소화하기 위해 다른 연구에서 많이 활용된 다른 국가에서의 대중국 수입액 변화를 도구변수로 사용하였다. 또한 혼인 및 출산에 큰 영향을 미치는 “결혼할 만한 남성” 수의 변화를 살펴보기 위해 25세에서 44세 청년층 고용이 수입 증가에 어떠한 변화를 겪는지 살펴보았다.

분석 결과, 청년층에서는 특히 제조업에 종사하는 남성이 상대적으로 큰 고용 감소가 나타난 것을 알 수 있었다. 특히 제조업의 고용은 고용의 질이 높은 상용직 일자리이기 때문에, 이는 “결혼할 만한 남성”의 수 감소를 의미한다고 할 수 있다. 또한 혼인과 출산율을 분석한 결과, 수입 증가는 이러한 “결혼할 만한 남성”의 수 감소로 인해 25세부터 44세의 여성 혼인율이 낮아지는 것을 관찰할 수 있었다. 특히 이러한 감소는 25세에서 34세 청년 여성에게 집중되었으며, 여성 배우자가 남성보다 높은 교육 수준을 갖춘 부부의

1) 반면 덴마크의 경우, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 임금 성별 격차가 오히려 늘어남에 따라 혼인과 출산이 늘고 이혼율이 감소하였다(Keller and Utar, 2018).

2) 구체적으로 같은 시기의 IMF 사태, 글로벌 금융위기 등 경제위기 또한 혼인 및 출산의 감소로 이어질 수 있다.

3) 여기서 수입 증가에 노출이 많이 된 지역은 수입이 많이 증가한 산업의 고용 비중이 큰 지역을 말한다.

혼인 감소가 가장 크게 나타났다. 이는 여성들이 혼인을 고려할 때 혼인 상대의 교육 수준과 같이 배우자의 질을 더 중시하는 경향이 강해진 것으로 추측된다. 가임기 여성의 출산 또한 수입 증가로 인해 감소하였는데, 이 역시 청년층에서의 출산 감소가 가장 큰 것으로 나타났다. 수입 증가로 인한 출산율 감소는 여성의 출산 의도가 감소한 것이 아니라, 여성의 출산 자녀의 수가 감소함에 따라 나타난 것으로 드러났다. 마지막으로 결혼 생활의 안정성에 대한 지표라 할 수 있는 이혼율의 경우 수입 증가에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

본 보고서 구성은 다음과 같다. 제2장은 수입 증가가 연령별 고용률에 미친 영향을 살펴본다. 특히 혼인과 출산이 주로 발생하는 25세부터 44세의 고용률에는 어떠한 영향을 미치는지, 남성과 여성의 고용에는 어떠한 영향을 미치는지 살펴봄으로써 노동시장의 남녀 격차, 특히 고용의 성별 격차가 수입 증가로 인해 어떻게 바뀌었는지 살펴볼 것이다. 또한 이를 제조업과 비제조업으로 나누어 살펴봄으로써 이들이 수입 증가로 인해 노동시장에서 어떠한 방식으로 대응하고 있는지 살펴볼 것이다. 제3장은 수입 증가로 인해 25세부터 44세까지 여성의 혼인, 이혼 및 출산에 미친 영향에 대한 추정치를 제시한다. 여기에 대해 수입 증가로 인해서 부부의 근로 여부와 배우자의 교육 수준이 어떻게 바뀌었는지 살펴봄으로써 혼인 및 가구의 형태가 어떻게 바뀌었는지 살펴보고, 출산 또한 자녀의 수에 따라 어떻게 바뀌었는지 살펴보고자 한다. 마지막으로 45세부터 64세까지 여성의 혼인, 이혼, 출산에 미친 영향을 살펴봄으로써 종합적으로 수입 증가로 인해 우리나라의 인구구조가 어떻게 바뀌었는지 살펴보고자 하였다. 마지막으로 제4장에서는 연구 결과를 요약하고 정책 시사점을 도출하고자 한다.

제2절 분석 방법4)

본 연구는 중국으로부터 제조업 상품 수입에 많이 노출된 지역과 적게 노출된 지역의 고용률, 그리고 혼인 및 이혼, 출산율 변화를 비교함으로써 중국으로부터의 수입 변화가 지역노동시장의 고용과 혼인, 출산에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 사용한 방법은 회귀분석(regression analysis)으로 구체적으로 사용한 식 (1)은 다음과 같다.

$$\Delta Y_{it}(\text{혼인} \frac{Y_{it}}{F_{it}}) = \beta \cdot \Delta IP_{it}^{ck} + \gamma \cdot X_{it} + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

위의 식에서 사용한 ΔIP_{it}^{ck} , X_{it} 는 각각 지역 i , 기간 t 의 대중국 수입 노출도, 「전국사업체조사」와 「인구주택총조사」를 통해 계산한 지역 i , 기간 t 의 인구 및 경제적 특징을 말한다. 특히 X_{it} 의 경우 각 기간 첫째 지역 i 의 인구 및 경제적 특성을 통제변수로 사용하였다. δ_t 는 기간 고정효과로, 여기에서 기간은 2000-2005, 2005-2010, 2010-2015, 세 기간을 의미한다. 제2장의 종속변수 ΔY_{it} 는 기간별 고용률의 변화를 사용하여 수입 증가에 따른 고용의 변화를 분석하였다. 제3장의 종속변수 $\frac{Y_{it}}{F_{it}}$ 의 Y_{it} 는 지역 i , 기간 t 동안의 혼인, 이혼 및 출산 신고 건수를 나타낸 것이다. 이를 각 기간 첫째 지역 i 의 여성의 숫자 F_{it} 로 나눈 것이다. 따라서 종속변수로 사용된 $\frac{Y_{it}}{F_{it}}$ 는 각 기간의 혼인율, 이혼율 및 출산율이라고 볼 수 있다.⁵⁾

4) 본 연구의 연구 방법은 구자현(2023)과 같은 방법을 사용하였기 때문에, 구자현(2023)의 내용을 재정리하였다.

5) 「인구동향조사」 마이크로데이터의 경우 2001년부터 사용이 가능하며, 2001-2005, 2006-2010, 2011-2015, 세 기간의 혼인, 이혼, 출산 신고 건수를 Y_{it} 로 사용하였다.

수입 노출도 ΔIP_{it}^{ck} 는 Acemoglu et al.(2016)과 같은 방식으로 다음과 같이 정의한다.

$$\Delta IP_{it}^{ck} = \sum_j \frac{L_{ijt}}{L_{it}} \cdot \Delta IP_{jt}^{ck} \quad (2)$$

ΔIP_{it}^{ck} 의 첫째 항은 지역 i , 기간 첫째 연도에서의 산업 j 의 고용 비율을 의미하고 둘째 항 ΔIP_{jt}^{ck} 는 2000년 산업 j 의 국내 유통량 대비 기간 t 동안의 대중국 수입 변화량이다.⁶⁾ 따라서 ΔIP_{it}^{ck} 는 대중국 수입 변화량을 지역의 산업 고용 비율로 가중 평균한 값을 뜻한다. ΔIP_{it}^{ck} 를 직관적으로 설명하기 위해 예를 들면, 지역 i' 의 산업 고용 비율이 대중국 수입이 많이 늘어난 산업에서 높다면 지역 i' 는 다른 지역에 비해 대중국 수입에 대한 노출도가 높다는 것을 의미한다.

식 (1)에서의 관심 파라미터는 β 로 시간 효과와 지역의 인구·경제적 특징을 통제한 뒤 제조업 상품 수입에 많이 노출된 지역과 적게 노출된 지역의 고용률 변화 또는 혼인 및 이혼, 출산을 변화를 의미한다. β 를 통해 중국으로부터의 수입 증가로 인한 고용 및 혼인, 이혼, 출산을 통해 지역의 고용 및 인구구조가 어떻게 바뀌었는지 알 수 있다.

식 (1)에서 β 를 통해 알고 싶은 것은 중국으로부터의 수입과 인구구조의 상관관계가 아닌 인과관계이다. 식 (1)의 β 가 이러한 인과관계를 나타내기 위해서는 시간 고정효과와 인구·경제적 특징 X_{it} 를 통제한 후에 수입 노출도 ΔIP_{it}^{ck} 와 지역의 노동수요가 독립적이라는 조건부 독립 조건(conditional independence condition)이 필요하다. 하지만 이러한 조건은 성립하지 않을 가능성이 높다. 예를 들어 X_{it} 와 시변변수가 아닌 수입 노출도와 지역의 종속변수와 상관관계를 가지고 있는 Z_{it} 가 존재한다면, 식 (1)에 포함되지

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

않은 Z_{it} 에 의해 발생하는 편의(omitted variable bias)가 존재하고, 이러한 편의가 존재한다면 식 (1)의 β 는 인과관계가 아닌 상관관계를 나타낸다.

이러한 누락변수 편의를 제거하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 발틱 도구변수(bartik instrument variable)를 사용하였다.

$$\Delta IP_{it}^{co} = \sum_j \frac{L_{ijt}}{L_{it}} \cdot \Delta IP_{jt}^{co} \quad (3)$$

발틱 도구변수로 사용된 ΔIP_{it}^{co} 와 ΔIP_{it}^{ck} 의 차이는⁸⁾ 중국으로부터의 우리나라 수입액 (ΔM_{jt}^{ck}) 대신 고소득 국가⁹⁾에서 대중국 수입액(ΔM_{jt}^{co})을 사용하였다. 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 크기 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 : Autor et al., 2013, Dauth et al., 2014, Balsvik et al., 2015, Acemoglu et al., 2016 등). 본 연구에서는 ΔIP_{it}^{co} 를 ΔIP_{it}^{ck} 에 대한 도구변수로 사용하여 2단계 최소 제곱 추정법(two stage least squares estimation)을 통해 지역의 수입 노출도

7) 발틱 도구변수에 대한 자세한 설명은 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)과 Borusyak et al.(2022)를 참조하길 바란다.

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

9) 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.

가 혼인, 이혼 및 출산율에 미치는 영향을 추정하였다.

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 주변도시의 인구밀도, 그리고 도시 간의 통근율이다. 통근율 $\cdot$ 역 통근율 10% 이상을 하나의 광역도시통계권으로 설정하였을 때, 우리나라는 50개의 광역도시통계권을 가지고 있고 도시 목록은 다음과 같다.

〈표 1-1〉 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

〈표 1-1〉의 계속

광역도시통계권	통계권 도시 목록
구미	구미
제주	제주
익산	익산
원주	원주
여수	여수
경주	경주
춘천	춘천
군산	군산
목포	목포
강릉	강릉
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.

회귀식 계수의 표준오차는 지역도시통계권 단위 군집표준오차(clustered standard error)로 계산하였고, 가중치의 경우 지역 i 의 t_{begin} 연도 생산가능 인구를 사용하여 다중회귀분석을 시행하였다.

제 2 장

중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와 고용

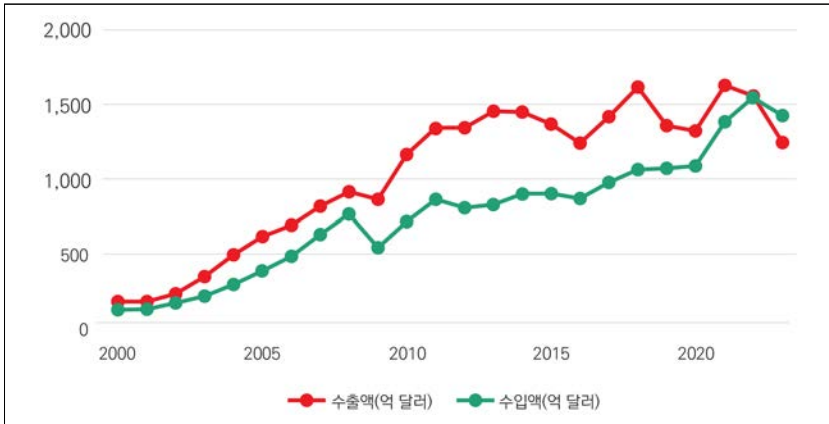
제1절 서론

한 국가의 경제가 무역을 개방하여 얻는 주된 이점은 자원의 효율적 재배분이다. 이를 통해 생산성의 향상과 가격경쟁력 제고를 꾀하여 경제 전반에 긍정적인 영향을 미친다(Melitz, 2003; Eaton and Kortum, 2002). 하지만, 무역 개방으로 인한 자원의 재배분은 모든 경제 주체에 동일한 효과를 나타내지 않으며, 혜택을 보는 집단과 피해를 보는 집단이 존재하기 마련이다. 최근 몇십 년 동안 중국은 국제무역에서 차지하는 비율이 크게 증가하며 국제경제에 많은 영향력을 미치기 시작했다. 특히, 2001년 중국이 세계무역기구(WTO)에 가입한 이후 무역량이 급증하여 2011년에는 세계 상품 무역 점유율에서 미국을 넘어섰다(De Lyon and Pessoa, 2021). 중국의 이러한 부상 은 저임금이라는 강점을 바탕으로 제조업 상품에서 비교우위를 가지며, 여러 선진국들의 제조업 고용률 하락의 원인으로 지목되었다(Autor et al., 2013; Acemoglu et al., 2016; Balsvik et al., 2015; Branstetter et al., 2019; Malgouyres, 2017).

우리나라의 대중국 수출액 규모는 2000년 184.5억 달러에서 2021년 1,629.1억 달러로 최고점을 기록한 후 감소하여 2023년 1,248.2억 달러를 기록하였다. 반면, 대중국 수입액 규모는 2000년 128억 달러에서 2022년 1,545.8억 달러로

[그림 2-1] 대중국 수출/수입액 규모

(단위 : 억 달러)



자료 : 「SITC에 의한 무역통계」, 한국무역협회.

최고점을 기록하고 2023년 1,428.6억 달러로 줄어들었으나, 2023년에 수입액이 수출액을 2000년대 들어 최초로 역전하는 현상이 나타났다.

대중국 무역 규모가 이렇게 증가하는 기간 동안, 한국의 경제구조 및 노동시장에도 많은 변화가 일어났다. <표 2-1>은 연도별 취업자 수를 제조업과 비제조업으로 구분하여 제시하고 있다. 인구구조의 변화와 높아진 경제활동 참가율 등으로 인해 전 산업 전체 취업자 수는 2000년 이후 시간이 지날수록 증가해 왔으며, 특히 비제조업의 경우 2000년 대비 2020년 여성 취업자 수는 거의 두 배에 달하는 모습을 볼 수 있다. 반면, 제조업은 비제조업과 반대의 양상을 보이고 있다. 2000년 약 392만 명을 기록하던 제조업 취업자 수는 2020년 기준 약 455만 명 수준에 그치며 상당히 적은 폭의 증가를 나타냈다. 제조업 취업자 수를 성별로 구분하여 보면 남성의 취업자 수 변화가 전체 제조업 취업자 수 증가를 설명하고 있는 반면, 여성 제조업 취업자 수는 20년에 걸쳐 비슷한 수준을 나타내고 있다. 한편, 경제구조와 노동시장의 변화는 모든 연령집단에 동질적으로 나타나지 않는다. 산업의 변화는 연령별, 성별로 다른 노동수요를 발생시키고, 연령집단별로 이질적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서, 산업별, 성별 취업자 수를 연령을 구분하여 살펴본다. <표 2-2>는 청년층에 해당하는 15-29세의 연도별 취업자 수를 산업

별로 구분하였다. 15세 이상 인구를 대상으로 한 <표 2-1>의 결과와 가장 눈에 띄는 큰 차이는 2005년에 비해 제조업 취업자 수가 크게 감소했다는 점이다. 특히, 남성과 여성을 구분하여 보면, 15세 이상 인구 집단과는 달리 남녀 모두 큰 폭으로 줄어든 것을 확인할 수 있다. 이는 연령집단별로 산업별 취업자 수에 이질적인 모습이 존재하는 현상을 잘 나타낸다. 한편, 비제조업의 경우 15세 이상 인구의 흐름과 유사하게 꾸준히 증가하는 모습을 보였다.

<표 2-3>은 15세 이상 인구와 청년층(15-29세)의 제조업 종사자 수와 그 비율을 나타낸다. 표에서 두 집단의 연도별 제조업 종사자 비율을 살펴보면 그 변화의 양상이 다른 점을 확인할 수 있다. 특히 눈에 띄는 점은 청년층의 제조업 종사자 비율이 큰 폭으로 감소했다는 것이다. 2005년 기준 청년층의 제조업 종사자 비율은 24.1%로 15세 이상 인구의 19.7%를 상회했으나, 2020년에는 청년층의 제조업 종사자 비율이 16.7%로 하락하여 15세 이상

<표 2-1> 연도별, 산업별, 성별 취업자 수

(단위 : 천 명)

	전 체	남 성	여 성
전 산업			
2000	18,456	11,540	6,916
2005	19,277	11,902	7,375
2010	22,200	12,846	9,355
2015	23,870	14,044	9,826
2020	25,840	14,756	11,084
제조업			
2000	3,923	2,731	1,192
2005	3,804	2,720	1,084
2010	3,901	2,729	1,172
2015	4,286	3,111	1,175
2020	4,545	3,290	1,255
비제조업			
2000	14,533	8,809	5,724
2005	15,473	9,182	6,291
2010	18,300	10,117	8,183
2015	19,584	10,933	8,651
2020	21,295	11,466	9,829

자료 : 「인구주택총조사」, 통계청.

〈표 2-2〉 청년층(15-29세) 연도별, 산업별, 성별 취업자 수

(단위 : 천 명)

	전 체	남 성	여 성
전 산업			
2005	3,455	1,622	1,833
2010	3,585	1,659	1,926
2015	3,381	1,595	1,786
2020	3,811	1,850	1,960
제조업			
2005	833	522	311
2010	682	444	239
2015	625	413	212
2020	637	433	204
비제조업			
2005	2,622	1,100	1,522
2010	2,903	1,216	1,687
2015	2,757	1,182	1,575
2020	3,174	1,417	1,756

자료 : 「인구주택총조사」, 통계청.

인구의 17.6%에 미치지 못하게 되었다. 이러한 현상은 산업구조의 변화와 청년층의 직업 선호도 변화가 복합적으로 작용한 결과로 해석된다. 제조업 분야의 일자리 감소 추세와 더불어, 청년층의 제조업 기피 현상이 맞물려 이와 같은 감소세를 야기한 것으로 보인다.

한편, 중국으로부터의 수입 증가가 노동의 질에 미친 영향을 살펴보기 위해 〈표 2-4〉에서는 연도별 종사상 지위별 비율을 살펴본다. 전 산업의 경우,

〈표 2-3〉 제조업 종사자 비율

(단위 : 천 명, %)

	15세 이상 전체			청년층(15-29세)		
	전체	제조업	비율	전체	제조업	비율
2005	19,277	3,804	19.7	3,455	833	24.1
2010	22,200	3,901	17.6	3,585	682	19.0
2015	23,870	4,286	18.0	3,381	625	18.5
2020	25,840	4,545	17.6	3,811	637	16.7

자료 : 「인구주택총조사」, 통계청.

〈표 2-4〉 종사상 지위별 비율

(단위 : %)

	2000	2005	2010	2015	2020
전 산업					
상용직	63.2	60.9	60.6	64.4	66.6
임시 및 일용직	7.9	11.1	14.3	12.5	12.2
자영업 및 무급가족 종사자	28.9	28.0	25.0	23.2	21.2
제조업					
상용직	84.5	81.4	81.3	83.3	84.2
임시 및 일용직	5.0	7.8	8.4	6.1	5.4
자영업 및 무급가족 종사자	10.6	10.7	10.3	10.6	10.5

자료 : 「인구주택총조사」, 통계청.

상용직 비율은 소폭 감소했다가 다시 증가하여 2020년에는 66.6%를 기록했으며, 임시 및 일용직은 2000년에 비해 2010년에 약 두 배 가까이 증가한 후 소폭 감소하여 2020년에는 12.2%를 나타냈다. 자영업 및 무급가족 종사자의 비율은 꾸준히 감소하는 경향을 보였다. 제조업의 경우, 전 산업과는 달리 전반적으로 일정한 수준을 유지한 것으로 나타났다. 자영업 및 무급가족 종사자의 비율이 거의 비슷하게 유지되는 가운데, 상용직과 임시 및 일용직의 구성 비율이 반대 방향으로 소폭 변동했으나 임금근로자의 비율은 일정 수준을 유지하는 모습을 보였다.

이러한 배경하에 제2장에서는 중국으로부터의 수입 증가가 한국의 노동시장에 미친 영향에 대해 성별에 따라 제조업과 비제조업으로 구분하여 분석한다. 「UNcomtrade」 자료와 「전국사업체조사」 자료를 이용하여 구한 지역 수입 노출도와 「인구주택총조사」의 2000·2005·2010·2015년 자료를 이용하여 구한 지역 노동가능인구 대비 고용변화량을 결합하여 대중국 수입 노출도의 증가가 고용에 미친 영향을 살펴본다. 또한, 지역 이동을 통제한 표본에 대해 강건성 검증을 실시한다.

글의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가가 노동시장에 미친 영향에 관련된 선행연구를 개관한다. 제3절에서는 분석에 사용된 데이터의 기초통계를 제시한다. 제4절에서는 실증분석 결과를 제시하며, 지역 이동을 통제한 표본에 대한 강건성 검증 결과도 함께 보인

다. 끝으로 제5절에서는 연구 결과를 요약한 뒤, 정책적 시사점을 제시한다.

제2절 선행연구

본 절에서는 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가가 노동시장에 미친 영향을 분석한 선행연구들에 대해 검토한다.

먼저 해외 연구에서는 Autor et al.(2013)과 Acemoglu et al.(2016)의 연구가 중국산 수입재의 수입경쟁(import competition)과 관련한 연구 분야를 개척한 주요한 연구로서, ‘차이나 쇼크’로 불리는 중국의 급격한 수출 증가가 미국의 제조업 고용 및 다른 산업에 미친 영향을 분석했다. Autor et al.(2013)은 중국과의 무역 증가가 미국 제조업 일자리에 큰 충격을 주었으며, 특정 지역의 고용 감소와 임금 하락을 초래했다고 분석했다. 이후 Acemoglu et al.(2016)은 Autor et al.(2013)의 연구를 확장하여 무역이 미국 전체 노동시장에 미친 장기적 영향을 다각도로 분석하였다. 이들은 산업 연관관계를 활용한 분석을 통해 제조업뿐만 아니라 다른 산업들에도 전반적인 고용 감소가 발생했음을 밝혀냈다.

중국으로부터의 수입 증가가 고용에 미치는 영향은 미국을 제외한 다른 국가들에서도 많은 연구가 진행되었다. Balsvik et al.(2015)의 연구는 노르웨이의 자료를 이용하였는데 저숙련 노동자 계층이 부정적 영향을 받은 것으로 나타났으며, Branstetter et al.(2019)의 연구에서는 포르투갈 노동시장을 관찰하여 유럽 수출 시장에서 중국과의 수입 경쟁에 노출도가 높은 기업일수록 고용 감소가 두드러진 것을 확인했다. 또한, De Lyon and Pessoa (2021)는 영국 노동시장에서 중국 수입 노출도가 높은 산업 종사자들의 임금 상승률이 저조하고 실업 기간이 장기화되는 경향을 보고하였다. Malgouyres (2017)의 연구도 프랑스에서 중국과의 수입 경쟁이 제조업과 비제조업 모두에서 지역 고용과 총노동소득에 부정적 효과를 초래한 것으로 분석하였다. 이와는 대조적으로, Dauth et al.(2014, 2017)의 독일 노동시장에 대한 연구에서는 긍정적 효과가 더 크게 나타났다. 독일의 경우, 중국으로부터의 중간

재 수입이 기존의 유럽 인접국 수입을 대체하는 양상을 보였으며, 수입 경쟁 산업이 밀집된 지역의 고용 감소에도 불구하고, 수출 중심 산업이 특화된 지역에서 더욱 큰 폭의 고용 창출이 이루어져 전반적인 노동시장에 미친 영향이 긍정적으로 나타난 것으로 분석되었다.

국내 노동시장에 미친 영향을 살펴본 연구에는 먼저 Koo and Whang (2018)이 있다. 이들의 결과는 대중국 수입 노출도의 증가에 따라 한국의 제조업 고용이 감소한 것을 확인했으며, 대중국 수출 증가는 반대로 국내 고용을 증가시켰다고 밝혔다. 구자현(2023, 2024)의 이전 연구들에서는 「전국 사업체조사」 자료와 UN의 무역데이터(UNcomtrade)를 이용하여 중국으로부터의 수입 증가가 국내 노동시장의 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저, 구자현(2023)의 연구에서는 성별, 고용안정성을 기준으로 나눈 하위 집단에 대한 회귀분석 결과, 지역의 대중국 수입 노출도 증가에 따라 모든 그룹에서 고용률이 감소하였으나, 제조업에서는 여성의 고용률만 유의한 감소를 나타냈고, 비제조업에서는 모두 유의하게 감소하는 결과가 나타났다. 그러나, 해당 연구는 도구변수를 활용하지 않은 단순회귀분석 모형을 이용하여 내생성의 한계를 갖고 있다. 이어진 구자현(2024)의 연구는 선진국에서의 대중국 수입 변화액을 활용한 도구변수를 활용하여 내생성 문제를 해결하였고, 분석 결과 제조업 고용은 감소하였으나 비제조업 고용에는 통계적으로 유의한 영향이 나타나지 않았다.

이와는 달리, 허정·정지은(2021)의 연구는 「기업활동조사」 자료를 이용하여 중국으로부터의 수입 증가가 국내 제조업체의 시장 진출입에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과, 대중국 수입 증가는 국내 기업들의 퇴출률에는 영향을 미치지 않았으나, 신규 기업들의 시장 진입을 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 제조업 부문의 대중국 수입 개방도 상승이 저숙련 산업에서의 국내 기업 진입을 위축시키는 요인으로 작용하는 것을 시사한다. 조미진·장용준(2023)의 연구는 한중 FTA가 중국으로부터의 수입과 국내 생산성 및 고용에 미친 영향을 분석하였다. 분석 결과, 한중 FTA는 전반적으로 수입을 증가시켰으나, 이러한 증가는 주로 중간재 부문에서 발생했으며 국내 산업의 생산성과 고용에는 실질적 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다. 또한, 이예림·김의정(2024)의 연구는 산업연관분석을 통해 1995

년부터 2019년에 걸친 대중국 수입 증가가 지역 생산 및 고용에 미친 영향을 분석하였다. 연구 결과는 대중국 수입 증가의 긍정적 효과가 부정적 효과보다 큰 것으로 나타났다. 이들은 주요국과 비교하여 부정적 영향이 상대적으로 작게 나타난 현상의 원인으로 한국의 대중국 수입이 중간재를 중심으로 이루어지는 것에 기인한다고 추정하였다.

본 연구는 구자현(2024)의 연구와 유사하게, 고소득 국가에서의 대중국 수입 변화액을 도구변수를 활용하여 중국으로부터의 수입 증가가 고용에 미친 영향을 분석하였다. 구자현(2024)의 연구가 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 사업체의 진입, 폐쇄, 확장, 축소 등 순효과를 추정한 것과 달리 본 연구는 「인구주택총조사」 자료를 활용하여 연령집단별 차이에 주목하였고, 지역 이동을 통제한 표본에 대한 분석을 시행하여 강건한 결과를 얻고자 한 차이가 있다.

제3절 기초통계

〈표 2-5〉는 2000-2005년, 2005-2010년, 2010-2015년의 세 기간에 대해 지역 노동가능인구 대비 고용자 수의 변화에 대한 기술통계를 제시한다. 분석의 대상이 되는 전 산업, 제조업, 비제조업에 속하는 15-64세, 25-44세, 45-64세 집단에 대해 각각 기술통계량을 볼 수 있다. 먼저, 전 산업을 살펴보면, 15-64세 집단의 평균 0.178로 해당 기간 중 고용률이 1.78% 증가했다. 연령별로 구분하여 보면, 25-44세 집단의 1.58%에 비해 45-64세는 2.95% 늘어나며 장년층 및 노년층의 고용률이 더 크게 증가했음을 확인할 수 있다. 한편, 제조업과 비제조업은 서로 상반된 양상을 보이고 있다. 제조업의 경우 45-64세의 고용률 증가에도 불구하고 25-44세 및 15-24세 집단의 감소폭이 더 크게 작용하여 15-64세의 전체 고용률 변화는 감소하는 것으로 나타났다. 비제조업은 제조업과는 달리 모든 집단에서 고르게 2%가 넘는 증가세를 보였다. 이는 분석 대상 기간 중 산업별 고용의 변화가 이질적으로 나타났음을 보여준다.

〈표 2-5〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량

변 수		지역 노동가능인구 대비 고용변화량			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
전 산업	15-64세	0.0178	0.0137	-0.0403	0.0876
	25-44세	0.0158	0.0165	-0.0618	0.0983
	45-64세	0.0295	0.0228	-0.0596	0.1065
제조업	15-64세	-0.0032	0.0142	-0.0908	0.0583
	25-44세	-0.0061	0.0200	-0.0786	0.0827
	45-64세	0.0052	0.0133	-0.1473	0.0883
비제조업	15-64세	0.0209	0.0175	-0.0883	0.1207
	25-44세	0.0218	0.0261	-0.0999	0.0987
	45-64세	0.0243	0.0251	-0.1141	0.1673

주: 관측치는 50개 지역과 세 기간을 곱한 150개임.
 자료: 「인구주택총조사」, 통계청.

다음으로, 〈표 2-6〉과 〈표 2-7〉은 〈표 2-5〉의 기술통계를 남성과 여성 집단별로 구분하여 제시한다. 〈표 2-6〉에서 남성의 통계치들을 봤을 때 가장 눈에 띄는 점이 25-44세 집단의 경우 전 산업, 제조업, 비제조업 모두에서 고용률 변화가 감소한 현상이다. 전 산업에서는 45-64세의 고용률이 증가한 폭이 25-44세의 감소 폭보다 크게 나타나며 15-64세 전체 집단에서도 고용률이 평균적으로 증가한 모습을 보였다. 제조업은 〈표 2-5〉와 유사하게 45-64세 집단에서만 증가한 반면, 15-64세와 25-44세 모두에서 감소하였다. 비제조업의 경우 25-44세 집단에서만 고용률 변화가 소폭 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 2-7〉은 여성 집단에 대한 통계치를 보여주고 있다. 제조업에 종사하는 15-64세, 25-44세 집단만 소폭의 고용률 감소 변화를 나타낸 반면, 전 산업과 비제조업에서는 모두 남성에 비해 상대적으로 매우 큰 증가를 보였다. 구체적인 수치를 살펴보면, 〈표 2-6〉에서 남성의 15-64세 전 산업과 비제조업의 통계치는 각각 0.65%, 0.95% 였으나 여성의 통계치는 각각 2.79%, 3.18%로 매우 큰 차이를 나타내고 있다. 이러한 점은, 단순 통계치를 보더라도 해당 기간 중 고용률의 변화가 성별에 따라 차이를 보였다는 점을 제시하고 있다.

〈표 2-6〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량(남성)

변 수		고용률			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
전 산업	15-64세	0.0065	0.0162	-0.0575	0.1044
	25-44세	-0.0090	0.0213	-0.1417	0.0826
	45-64세	0.0200	0.0175	-0.0966	0.0912
제조업	15-64세	-0.0030	0.0207	-0.1028	0.1078
	25-44세	-0.0078	0.0304	-0.0782	0.1450
	45-64세	0.0096	0.0204	-0.2180	0.1431
비제조업	15-64세	0.0095	0.0170	-0.0753	0.1425
	25-44세	-0.0012	0.0264	-0.1426	0.0865
	45-64세	0.0104	0.0256	-0.1505	0.1960

주: 관측치는 50개 지역과 세 기간을 곱한 150개임.

자료: 「인구주택총조사」, 통계청.

〈표 2-7〉 지역 노동가능인구 대비 고용변화량(여성)

변 수		고용률			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
전 산업	15-64세	0.0279	0.0205	-0.0937	0.0955
	25-44세	0.0392	0.0341	-0.1313	0.1415
	45-64세	0.0409	0.0336	-0.0817	0.1555
제조업	15-64세	-0.0039	0.0096	-0.0811	0.0532
	25-44세	-0.0053	0.0127	-0.1107	0.0522
	45-64세	0.0013	0.0106	-0.0775	0.0326
비제조업	15-64세	0.0318	0.0218	-0.1020	0.1055
	25-44세	0.0445	0.0354	-0.1239	0.1235
	45-64세	0.0395	0.0308	-0.1049	0.1418

주: 관측치는 50개 지역과 세 기간을 곱한 150개임.

자료: 「인구주택총조사」, 통계청.

〈표 2-8〉은 분석에 통제변수로 사용된 지역 수입 노출도와 지역 특성 변수들의 기술 통계를 나타낸다. 먼저 ΔIP_{it}^{ck} 와 ΔIP_{it}^{co} 는 각각 한국 및 고소득 국가들의 지역 수입 노출도의 분석 기간 중 변화를 나타낸다. 구체적으로는 대중국 수입 변화량을 지역의 산업 고용 비율로 가중평균한 값을 의미한다. 2000-2005년, 2005-2010년, 2010-2015년의 세 기간 동안의 평균적인 변화

〈표 2-8〉 지역 수입 노출도 및 지역 통제변수 기술통계

변 수	평균	표준편차	최솟값	최댓값
ΔIP_{it}^{ck}	0.0081	0.0070	-0.0249	0.0406
ΔIP_{it}^{co}	0.0380	0.0357	-0.0245	0.2135
제조업 비중	0.1827	0.0981	0.0197	0.5356
단순노무직 비중	0.0341	0.0258	0.0000	0.1028

주: 관측치는 50개 지역과 세 기간을 곱한 150개임.

자료: 「인구주택총조사」, 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 자료를 사용하여 저자 작성.

를 살펴보면, 한국은 0.0081만큼 증가한 데 비해 고소득 국가들은 0.038만큼 증가하며 더 큰 지역 수입 노출도의 변화를 보였다. 다음으로 지역 특성 변수로 이용한 제조업 비중과 단순노무직 비중을 보면, 50개 광역도시통계권의 제조업 비중은 약 18.3%, 단순노무직 비중은 약 3.4%로 나타났다.

〈표 2-9〉는 앞서 제1장에서 언급한 발틱 도구변수 추정식에서 1단계 추정 결과로, 내생변수인 한국의 대중국 수입액과 도구변수인 고소득 국가의 대

〈표 2-9〉 1단계 회귀분석 결과

변 수	1단계 회귀분석
	std_IP_ck
std_IP_co	0.369*** (0.0855)
제조업 비중	2.630*** (0.505)
대졸인구 비중	2.636 (8.290)
Constant	-1.031*** (0.343)
1단계 F-통계값	86.27
관측치	150
R-squared	0.698

주: 〈표 2-9〉는 도구변수가 1표준편차(약 0.8ppts)가 증가하였을 때 지역의 대중국 수입 노출도에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였음. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

중국 수입액 간의 다중회귀분석 결과를 나타낸다. 도구변수의 추정 계수는 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 1단계 F-통계값은 86.27로 나타났다. 이는 약한 도구변수 문제(weak instrumental variable problem)를 피하기 위해 충분히 높은 수치로, 일반적으로 강한 도구변수를 평가하는 기준을 크게 초과한다.

제4절 분석 결과

〈표 2-10〉은 「인구주택총조사」 자료를 사용하여 2000년에서 2015년까지 중국으로부터의 제조업 수입 변화가 전 산업 고용에 미치는 영향을 분석한 결과를 나타낸다. 전 산업을 대상으로 한 효과는 여성 집단에 양(+)의 효과를 나타냈으며, 남성-여성 간 차이에 있어서는 음(-)의 값을 기록하며 대중국 수입 노출도가 성별 고용에 차이를 초래할 가능성을 보였다. 한편, 전체 집단과 남성 집단에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 2-10〉 전 산업 고용효과(15-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.00260 (0.00342)	-0.00416 (0.00456)	0.0102** (0.00439)	-0.0144** (0.00565)
상수항	0.0259*** (0.00843)	0.0115 (0.0107)	0.0410*** (0.0112)	-0.0295* (0.0152)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.328	0.318	0.485	0.538

주: 〈표 2-10〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 15-64세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-11〉과 〈표 2-12〉는 제조업과 비제조업으로 구분하여 고용효과를 살펴보았다. 먼저 〈표 2-11〉에서 제조업을 대상으로 분석한 결과, 중국으로부터의 수입재 증가는 모든 그룹에 대해서 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 나타냈다. 즉, 중국으로부터의 수입재 증가로 인해 제조업에서의 고용이 감소하였다는 사실을 확인할 수 있고, 특히 그 효과는 여성보다 남성에게서 두드러지게 나타났다. 남녀노소를 모두 포함한 전체 그룹에서는 추정계수가 -0.0152로 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가했을 때 제조업 종사자의 고용이 약 1.52ppts 감소하는 것으로 나타났다. 남성과 여성을 구분하여 살펴보면, 남성의 경우 2.30ppts 감소한 데 비해 여성은 0.661ppts 감소하여 남성의 고용이 여성에 비해 1.639ppts 더 많이 줄어든 것으로 나타났다. 이러한 결과는, 중국 수입재의 경쟁력이 남성들이 주로 종사하는 제조업 분야에 더 큰 영향을 미쳤을 가능성이 있으며, 이는 산업 구조적 변화와 관련이 있을 수 있다.

한편, 대중국 수입 노출도가 비제조업에 미친 영향은 〈표 2-12〉에서 볼 수 있듯이 모든 그룹에서 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 나타냈다. 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가했을 때 남녀 전체 그룹의 고

〈표 2-11〉 제조업 고용효과(15-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0152*** (0.00356)	-0.0230*** (0.00593)	-0.00661*** (0.00197)	-0.0164*** (0.00543)
상수항	-0.0231** (0.0114)	-0.0295* (0.0159)	-0.0158** (0.00772)	-0.0137 (0.0112)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.262	0.216	0.254	0.138

주: 〈표 2-11〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 15-64세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-12〉 비제조업 고용효과(15-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0178*** (0.00495)	0.0188*** (0.00584)	0.0168*** (0.00470)	0.00197 (0.00365)
상수항	0.0490*** (0.0123)	0.0409*** (0.0130)	0.0568*** (0.0130)	-0.0159* (0.00863)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.284	0.007	0.479	0.366

주: 〈표 2-12〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 15-64세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

용은 1.78ppts, 남성 그룹의 고용은 1.88ppts, 그리고 여성 그룹의 고용은 1.68ppts 증가한 것으로 나타났다. 비제조업의 경우 제조업과는 다르게 남성과 여성이 대중국 수입 노출도에 반응한 크기가 유사하게 나타났으며, 제조업의 고용이 줄어든 데 반해 비제조업의 고용은 늘어난 모습을 보였다. 비제조업에서 대중국 수입 노출도의 증가가 고용 증가를 초래한 것은, 서비스업 및 기타 비제조업 부문이 중국에서의 저렴한 수입재로 인한 비용 절감 효과를 누리면서 고용 창출 효과로 이어졌을 가능성에 기인한다.

〈표 2-13〉부터 〈표 2-15〉는 청년층 및 중년층에 해당하는 25-44세 그룹에 대해 대중국 수입 노출도 증가가 고용에 미치는 영향에 대해 분석했다. 앞선 〈표 2-10〉의 15-64세 집단에 대한 분석과 달리 전 산업에 대해서도 남성의 경우 대중국 수입 노출도가 1표준편차 증가하였을 때, 0.761ppts만큼 고용이 감소하는 것으로 나타났다. 여성의 경우는 앞선 전 연령 대상 분석에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 나타냈으나, 25-44세의 경우 유의하지 않은 것으로 나타났다. 남성과 여성의 차이, 전체 집단에 대한 결과도 앞선 분석과 마찬가지로 통계적으로 유의한 영향은 없는 것으로 관찰되었다.

〈표 2-13〉 전 산업 고용효과(25-44세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.00215 (0.00341)	-0.00761** (0.00379)	0.00473 (0.00652)	-0.0123 (0.00801)
상수항	0.00598 (0.00644)	-0.0385*** (0.00895)	0.0556*** (0.0136)	-0.0941*** (0.0188)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.543	0.656	0.703	0.770

주: 〈표 2-13〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

한편, 〈표 2-14〉를 보면 제조업에 종사하는 25-44세의 경우 가장 큰 폭의 영향을 받는 것으로 나타났다. 대중국 수입 노출도가 1표준편차 증가할 때, 전체 그룹은 2.04ppts의 고용이 감소하는 것으로 나타나며 〈표 2-11〉에서 보고한 15-64세의 추정치 1.52ppts에 비해 더 큰 폭의 감소를 보였다. 또한, 남성과 여성 각각 3.0ppts, 0.886ppts 감소하며 모든 그룹에서 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다. 15-64세의 결과와 비교하면 〈표 2-11〉에서 남성 2.3ppts, 여성 0.661ppts 감소에 비해 25-44세 그룹에서 남성의 감소 폭이 더욱 큰 것으로 관찰되었다. 25-44세 그룹에서 대중국 수입 노출도의 영향이 15-64세 연령 그룹에 비해 더 크게 나타난 이유는 젊은 연령층이 노동 시장에서의 경쟁에 더 민감하게 반응하는 경향이 있음을 나타낸다. 이들 연령대가 주로 종사하는 직종이 중국 수입재와 더 큰 경쟁에 직면했을 가능성이 있는 것으로 보인다.

한편, 〈표 2-15〉의 25-44세 비제조업 고용효과는 모든 집단에서 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가 나타났으나, 남성과 여성의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 대중국 수입 노출도가 1표준편차 증가했을 때 전체 집단은 1.83ppts, 남성은 2.24ppts, 여성은 1.36ppts 증가한 것으로 나타나며

〈표 2-12〉의 15-64세 결과보다 추정 결과는 소폭 큰 것으로 나타났다.

〈표 2-14〉 제조업 고용효과(25-44세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0204*** (0.00533)	-0.0300*** (0.00876)	-0.00886*** (0.00332)	-0.0211** (0.00823)
상수항	-0.0387** (0.0155)	-0.0513** (0.0212)	-0.0220** (0.0109)	-0.0293* (0.0157)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.200	0.214	0.143	0.257

주: 〈표 2-14〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함

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

〈표 2-15〉 비제조업 고용효과(25-44세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0183*** (0.00664)	0.0224*** (0.00827)	0.0136** (0.00669)	0.00877 (0.00731)
상수항	0.0447*** (0.0156)	0.0128 (0.0182)	0.0776*** (0.0171)	-0.0648*** (0.0164)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.401	0.053	0.669	0.539

주: 〈표 2-15〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

다음으로는, 45-64세 연령 그룹을 대상으로 고용효과를 살펴보았다. 먼저 <표 2-16>은 대중국 수입 노출도 증가에 따른 전 산업 고용효과를 나타낸다. 분석 결과, 1표준편차 증가에 따라 남성을 제외한 모든 집단에서 유의한 결과가 나타났으며, 전체 집단과 여성 모두 양(+)의 효과를 기록했다. 전체 집단은 1.33ppts, 여성은 2.6ppts 증가를 나타내며 특히 여성의 고용이 다른 연령 집단에 비해 크게 증가하는 것을 확인할 수 있다. 남성 집단의 결과는 통계적으로 유의하지 않았으며 계수 추정치도 매우 작아, 남성과 여성의 차이가 큰 폭의 음(-)의 값을 기록했다.

한편, 제조업의 경우에는 여성을 제외한 모든 집단에서 유의하게 고용이 감소하는 것으로 나타났다. <표 2-17>에서 볼 수 있듯이, 대중국 수입 노출도의 증가가 각 집단에 미치는 고용 감소 영향은 전체 집단 1.08ppts, 남성 1.96ppts로 나타났다. 앞선 25-44세 연령 그룹과 마찬가지로 남성에게 특히 상대적으로 큰 효과가 나타났음을 확인할 수 있으며, 여성은 통계적으로 유의하지 않은 작은 계수 추정치를 기록하여 남성과 여성의 차이가 제조업의 경우와 마찬가지로 꽤 큰 폭의 음(-)의 값을 기록했다.

<표 2-16> 전 산업 고용효과(45-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0133** (0.00620)	0.00363 (0.00625)	0.0260*** (0.00944)	-0.0224*** (0.00909)
상수항	0.0358*** (0.0113)	0.0256*** (0.00885)	0.0539*** (0.0185)	-0.0283 (0.0185)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.368	0.231	0.341	0.233

주: <표 2-16>은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-17〉 제조업 고용효과(45-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0108*** (0.00304)	-0.0196*** (0.00627)	-0.00171 (0.00232)	-0.0179** (0.00746)
상수항	-0.0179 (0.0121)	-0.0212 (0.0193)	-0.0125* (0.00720)	-0.00871 (0.0168)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.199	0.095	0.384	0.100

주: 〈표 2-17〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-18〉 비제조업 고용효과(45-64세)

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0241*** (0.00819)	0.0232** (0.00968)	0.0277*** (0.00951)	-0.00444 (0.00891)
상수항	0.0537*** (0.0187)	0.0468** (0.0196)	0.0664*** (0.0204)	-0.0196 (0.0120)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.206	0.105	0.235	0.132

주: 〈표 2-18〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-18〉에서는 마찬가지로 대중국 수입 노출도의 증가가 45-64세 그룹의 비제조업 고용에 미치는 영향을 볼 수 있다. 앞선 〈표 2-15〉의 25-44세 결과와는 달리 45-64세의 경우 대중국 수입 노출도의 증가는 모든 그룹의

고용을 증가시키는 것으로 나타났다. 그룹별로 구분하여 살펴보면 대중국 수입 노출도가 1표준편차 증가했을 때, 전체 2.41ppts, 남성 2.32ppts, 여성 2.77ppts만큼 고용이 늘어났으며 남성과 여성 모두 고르게 증가한 모습을 확인할 수 있다.

다음으로 <표 2-19>부터 <표 2-27>은 강건성 검증의 일환으로 지역 이동을 통제한 경우의 대중국 수입 노출도에 의한 고용효과에 대해 살펴보았다. 「인구주택총조사」의 문항 가운데 5년 전 거주지 항목 답변이 조사 시점의 현재 거주지와 동일한 경우 이동을 하지 않은 것으로 판단하였고, 이들만 선별적으로 분석 대상에 포함하였다. 앞선 <표 2-10>부터 <표 2-12>의 분류와 유사하게 전 산업, 제조업, 비제조업에 대해 각각 구분하여 효과를 추정하였다.

먼저 15-64세 전체 집단에 대해 분석한 결과를 <표 2-19>부터 <표 2-21>에 제시하였다. 앞서 지역 이동을 제한하지 않은 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과와 정성적, 정량적으로 모두 유사한 결과가 나타났다. 대중국 수입 노출도의 증가는 제조업에 종사하는 남녀 고용에 모두 부정적인 영향을 미쳤지만, 비제조업의 경우 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 성별을 구분하여 비교해 보면 제조업 남성은 -2.16ppts, 여성은 -0.76ppts

<표 2-19> 전 산업 고용효과(15-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.00403 (0.00352)	-0.00137 (0.00465)	0.00955** (0.00430)	-0.0109** (0.00538)
상수항	0.0316*** (0.00828)	0.0251** (0.0111)	0.0377*** (0.0110)	-0.0126 (0.0157)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.430	0.224	0.549	0.492

주: <표 2-19>는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 15-64세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-20〉 제조업 고용효과(15-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0146*** (0.00401)	-0.0216*** (0.00676)	-0.00760*** (0.00199)	-0.0140** (0.00623)
상수항	-0.0242* (0.0127)	-0.0302 (0.0184)	-0.0176** (0.00818)	-0.0126 (0.0135)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.247	0.226	0.265	0.208

주: 〈표 2-20〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 15-64세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

를 기록했으며, 비제조업 남성은 2.02ppts, 여성은 1.71ppts로 모두 남성의 계수 추정치 절대값이 더 큰 것으로 나타났다. 지역 이동을 통제한 결과가 모두 유사하게 나타난 점은 지역 이동이 고용효과에 미치는 영향이 제한적임을 시사하며, 이는 분석의 신뢰성을 높여준다.

〈표 2-21〉 비제조업 고용효과(15-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0187*** (0.00539)	0.0202*** (0.00666)	0.0171*** (0.00498)	0.00307 (0.00442)
상수항	0.0558*** (0.0127)	0.0554*** (0.0139)	0.0554*** (0.0131)	9.73e-06 (0.00962)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.352	0.120	0.478	0.269

주: 〈표 2-21〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 15-64세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-22〉부터 〈표 2-24〉는 25-44세의 청년층 및 중년층에 대해 지역 이동을 제한한 집단에 대해 분석한 결과를 보여준다. 먼저 〈표 2-22〉는 지역 이동을 통제한 25-44세의 표본에 대해 대중국 수입 노출도의 증가가 전 산업 고용에 미치는 영향을 보여준다. 분석 결과, 인구 이동을 통제하지 않은 〈표 2-13〉의 결과와 유사하게 남성의 경우에만 통계적으로 유의한 수준의 고용률 감소가 나타났다. 다른 그룹에서는 모두 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보인다.

〈표 2-23〉도 마찬가지로 〈표 2-14〉와 유사하게 25-44세를 대상으로 하지만, 지역 이동을 통제한 표본에 대해 대중국 수입 노출도 증가가 제조업 고용에 미치는 영향을 나타낸다. 이동을 통제하지 않은 〈표 2-14〉의 결과와 정성적, 정량적으로 모두 유사하게 모든 그룹에서 고용이 감소하는 것으로 나타났다. 전체 집단은 대중국 수입 노출도의 1표준편차 증가에 따라 2.15ppts 만큼 고용이 감소하는 것으로 나타났고, 남성과 여성은 각각 2.93ppts, 1.27ppts 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 〈표 2-24〉에서 비제조업의 경우에는 〈표 2-15〉와 다르게 여성 고용에 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 이는 지역 이동을 제한한 경우 여성의 비제조업 고용에 유의한 영향이

〈표 2-22〉 전 산업 고용 효과 (25세-44세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.00407 (0.00357)	-0.00675* (0.00389)	-0.00167 (0.00606)	-0.00508 (0.00718)
상수항	-0.00117 (0.00775)	-0.0337*** (0.0110)	0.0324** (0.0158)	-0.0661*** (0.0226)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.660	0.650	0.708	0.731

주: 〈표 2-22〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 25-44세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-23〉 제조업 고용효과(25-44세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0215*** (0.00636)	-0.0293*** (0.00979)	-0.0127*** (0.00398)	-0.0166* (0.00859)
상수항	-0.0440** (0.0185)	-0.0572** (0.0255)	-0.0288** (0.0128)	-0.0284 (0.0185)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.213	0.283	0.101	0.363

주: 〈표 2-23〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 25-44세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-24〉 비제조업 고용효과(25-44세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0174** (0.00698)	0.0226** (0.00895)	0.0111 (0.00721)	0.0115 (0.00836)
상수항	0.0429** (0.0185)	0.0235 (0.0214)	0.0612*** (0.0200)	-0.0377** (0.0188)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.472	0.148	0.641	0.463

주: 〈표 2-24〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 25-44세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

없음을 의미하며, 지역 이동 제한이 없을 때 유의한 양(+)의 효과가 있었던 점을 고려할 때 비제조업에서 청년층 및 중년층 여성들이 지역 이동을 통해 더 나은 고용 기회를 찾을 가능성이 있음을 시사한다. 따라서 지역 이동이

제한될 경우 이들의 고용 기회가 상대적으로 영향을 받을 확률이 있음을 암시한다.

마지막으로, <표 2-25>부터 <표 2-26>은 45-64세 집단에서 지역 이동을 통제한 표본을 분석한 결과를 보여준다. 먼저, <표 2-25>에서는 전 산업 고용효과를 볼 수 있는데, 전체 집단의 경우 대중국 수입 노출도가 고용을 1.19ppts만큼 증가시키는 것으로 나타났다. 성별로 구분해서 보면, 남성의 경우 유의미한 효과가 없었으나 여성은 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 보였고 남성과 여성의 차이 또한 유의미한 음(-)의 효과를 나타냈다. 이는 전반적으로 여성이 남성보다 더 큰 고용효과를 경험했음을 시사한다.

<표 2-26>에서는 지역 이동을 통제한 45-64세 그룹을 살펴봤는데, 지역 이동을 통제하지 않았던 <표 2-17>의 결과와 정성적, 정량적으로 모두 매우 유사한 결과를 나타내며, 대중국 수입 노출도에 전반적으로 고용이 감소하는 모습을 확인할 수 있었다. 마지막으로, <표 2-27>에서는 지역 이동을 통제했을 때 비제조업에 미치는 영향을 볼 수 있는데 이동통제 여부와 상관없이 <표 2-18>과 유사하게 일관되게 고용이 증가하는 모습을 나타낸다.

<표 2-25> 전 산업 고용효과(45-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0119** (0.00608)	0.00282 (0.00613)	0.0242*** (0.00913)	-0.0214** (0.00862)
상수항	0.0375*** (0.0112)	0.0268*** (0.00960)	0.0548*** (0.0176)	-0.0280 (0.0178)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.397	0.261	0.374	0.253

주: <표 2-25>는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 45-64세 인구의 전 산업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-26〉 제조업 고용효과(45-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	-0.0111*** (0.00337)	-0.0201*** (0.00672)	-0.00226 (0.00267)	-0.0178** (0.00789)
상수항	-0.0193 (0.0124)	-0.0228 (0.0197)	-0.0146* (0.00773)	-0.00815 (0.0170)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.171	0.093	0.361	0.138

주: 〈표 2-26〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 45-64세 인구의 제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

〈표 2-27〉 비제조업 고용효과(45-64세) : 이동통제

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
	전체	남성	여성	남성-여성
std_IP_ck	0.0230*** (0.00805)	0.0229** (0.00969)	0.0264*** (0.00936)	-0.00354 (0.00887)
상수항	0.0568*** (0.0187)	0.0496** (0.0203)	0.0694*** (0.0203)	-0.0198 (0.0139)
관측치	150	150	150	150
R-squared	0.235	0.157	0.239	0.128

주: 〈표 2-27〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 5년 전과 거주지가 동일한 지역 45-64세 인구의 비제조업 고용효과를 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 단순노무직 비중을 통제하여 추정하였고 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

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

제5절 소 결

한국의 대중 무역 규모는 지난 20년간 매우 큰 폭으로 증가하였고, 이러한 변화 속에 한국의 산업구조 역시 빠른 변화가 있었다. 가장 큰 변화는 제조업 비중의 감소와 비제조업 비중의 증가이며, 여성의 경제활동참가율 증가에 따른 산업별 취업자 수 비율 변화도 관찰되었다. 본 장에서는 중국으로부터의 수입 증가가 고용에 미치는 영향을 산업별, 연령별로 분석하였다.

분석 결과, 15-64세 전체 집단의 경우 전 산업과 비제조업에서는 여성 고용에 긍정적인 효과를 나타냈고 남성과 전체 집단에 대해서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 반면, 제조업에서는 성별에 무관하게 모두 대중국 수입 노출도 증가에 따라 고용에 부정적인 효과가 관찰되었다. 특히, 남성에게 미친 영향이 더 크게 나타났는데 이는 저임금을 바탕으로 저부가가치 상품에 특화한 중국으로부터의 수입이 남성들이 많이 종사하는 제조업에 더 큰 영향을 미쳤기 때문이라고 볼 수 있다.

다음으로, 대중국 수입 노출도가 고용에 미치는 효과를 연령집단별로 세분화하여 살펴보기 위해 25-44세와 45-64세의 두 집단으로 나누어 분석하였다. 분석 결과, 먼저 25-44세 청년층 및 중년층 집단의 경우 제조업에 종사하는 남성의 고용에 큰 폭의 부정적인 효과를 나타낸 반면, 비제조업 부문에서는 성별과 무관하게 전반적인 고용에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 25-44세의 젊은 세대가 대중국 수입 증가에 따른 노동시장의 구조적 변화에 더욱 민감하게 반응하는 특성을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

다음으로, 45-64세 집단은 25-44세 집단과 전반적으로 유사한 결과를 보였으나 일부에서 차이가 존재했다. 전 산업과 비제조업 부문에서는 여성의 고용에 유의미하게 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났고, 제조업 부문에서는 남성의 고용에 부정적인 효과가 크게 나타났다. 다만, 제조업 종사 여성은 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났고, 비제조업의 경우 남성보다 여성이 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

한편, 강건성 검증의 일환으로 지역 이동을 통제한 표본에 대해 대중국 수입 증가에 의한 고용효과를 살펴본 결과, 지역 이동성 통제 여부와 관계 없이 고용에 미치는 효과는 일관되게 나타났다. 이러한 결과는 분석의 강건성을 입증하는 것으로 볼 수 있다.

이를 바탕으로 정책적 제언을 다음과 같이 제시할 수 있다. 첫째, 제조업과 비제조업의 고용 변화에 대응하는 체계적인 고용안정화 정책이 요구된다. 특히 제조업 남성 고용의 지속적 감소 추세를 고려할 때, 해당 부문 종사자들의 직무 전환을 지원하는 직업훈련 프로그램 강화와 고부가가치 산업으로의 이동을 촉진하는 지원체계 구축이 필요하다. 둘째, 연령집단별 이질적인 효과를 고려하여 연령대별 특성을 고려한 맞춤형 고용지원 정책의 도입이 필수적이다. 청년·중년층이 대중국 수입 증가에 더욱 민감하게 반응하는 점을 감안하여, 이들을 위한 취업지원 프로그램과 창업 지원 등 다각적 진로 모색을 위한 지원책 마련이 시급하다.

제3장

중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와 청년층 혼인 및 출산

제1절 연구 배경

1990년대 이후 우리나라의 대중국 수출과 수입은 꾸준히 증가하였다. 수출은 1990년 14억 달러에서 2020년 1,326억 달러로, 수입은 1990년 15억 달러에서 2020년 1,089억 달러로 증가하였다(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.

인구구조와 관련하여 살펴보면, 2022년 혼인 건수는 19만 2,000여 건으로 관련 통계를 작성한 이후 가장 적은 건수였다(통계청, 2023). 출산율 또한 2021년 기준 0.81로, 이는 1985년 1.66의 절반에도 못 미치는 수준이다. 미국의 경우, 대중국 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역에서 혼인율과 출산율이 낮아지는 현상이 발생하였는데, 이러한 원인은 주로 남성 근로자가 일하는 제조업에서의 고용 감소로 인해 결혼할 만한 남성(marriageable men)의 수가 줄어들었기 때문으로 지적하고 있다(Autor et al., 2024). 또한 미국에서는 로봇 도입으로 인해 줄어든 고용 및 임금의 남녀 격차로 인해 혼인이 감소하는 현상 또한 발견되었다(Anelli et al., 2021). 우리나라 또한 남성의 고용 감소로 인한 결혼할 만한 남성의 수 감소 혹은 줄어든 노동시장의

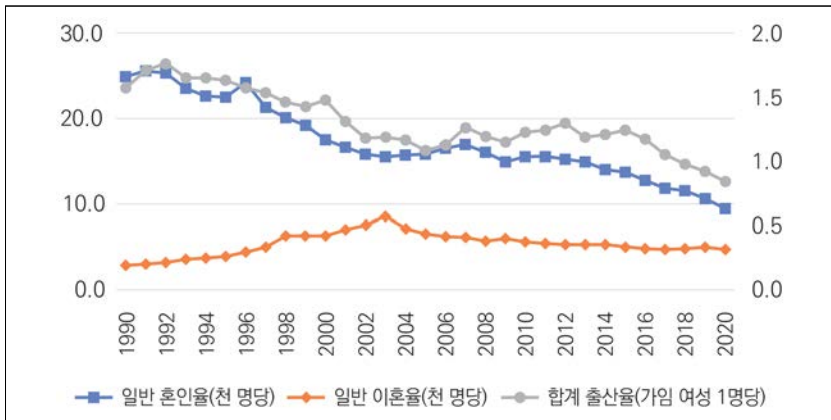
남녀 격차가 역대 최저의 혼인율과 출산율의 원인일 수 있다. 2000년 이후 통계(그림 3-3 참조)에 따르면, 우리나라에서는 여성의 고용률이 지속해서 상승하였지만, 남성의 고용률은 1990년대에 비해 크게 바뀌지 않았다.

따라서 본 연구는 중국으로부터의 수입 증가가 우리나라의 혼인 및 출산에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보고자 한다. 앞서 살펴본 고용률의 남녀 격차 감소는 우리나라 여성들의 결혼에 대한 기대이익(expected value)을 감소시킴으로써 혼인에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 고용률의 남녀 격차가 아닌 남성의 고용 감소 또한 결혼할 만한 남성의 수 감소로 인해 혼인에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 혼인에 대한 기대이익 감소는 결혼 생활의 안정성에도 영향을 미칠 수 있어 이혼 또한 증가할 가능성이 있다. 마지막으로, 출산의 경우 남성의 고용 감소는 가구의 수익 감소로 이어지기 때문에 이에 따라 출산율 또한 감소할 수 있다. 고용의 남녀 격차가 여성의 고용 증가 때문에 발생하였다면, 출산에 대한 기회비용의 증가로 인해 이는 출산율에도 부정적인 영향이 미칠 것으로 예상된다.

이를 검증하기 위해 본 연구는 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역과 적게 받은 지역의 여성 인구 대비 혼인, 이혼 및 출산 비중을 비교함으로써 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역에서 이들의 변화가 그렇지 않은 지역에 비해 어떤지 살펴보았다. 또한 지역의 수입 노출도 내생성 문제를 해결하기 위해 지역의 이전 기간 산업 고용 비율과 고소득 국가의 대중국 산업별 수입 변화액을 도구변수로 이용하여 추정하였다. 그 결과, 수입 증가에 영향을 많이 받은 지역의 25-44세 여성의 혼인율과 출산율이 감소하는 것을 알 수 있었다. 특히 이러한 추세는 청년층(25-34세) 여성에게서 두드러지게 나타났다. 이는 인구 이동을 통제한 뒤에도 유지되었다. 그럴 뿐만 아니라, 중국으로부터의 수입 증가는 맞벌이 부부의 비중을 증가시켰고, 감소한 혼인은 주로 여성보다 남성의 교육 수준이 낮은 부부인 것으로 나타났다. 마지막으로 감소한 출산의 경우, 대부분 둘째 이후의 출산이 감소하는 것으로 나타났다. 본 장에서는 중국과의 수입 증가가 특히 제조업 비중의 감소와 양질의 상용직 일자리 축소로 이어졌으며(구자현, 2024), 이러한 변화가 우리나라 인구구조에 미친 영향을 실증적으로 제시하는 데 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다.

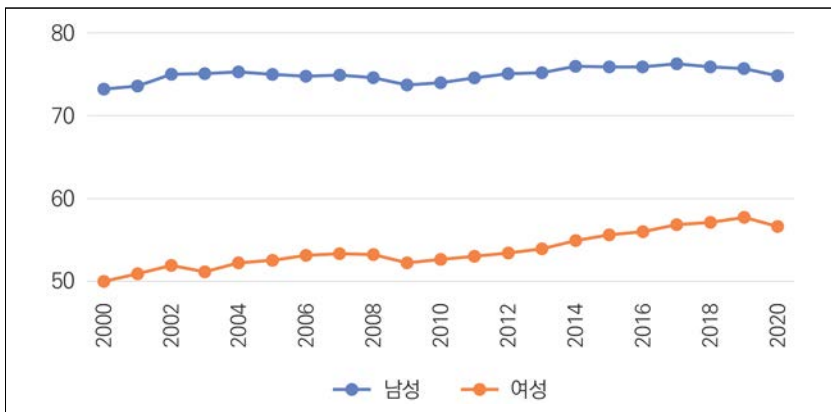
본 장의 구성은 다음과 같다. 연구 배경에 이어 제2절에서는 이론적 배경 및 관련 논문을 소개한다. 제3절에서는 분석에 사용한 데이터 소개와 기술 통계를 제시하고 제4절에서는 수입 증가로 인해 25세부터 44세까지 여성의 혼인, 이혼 및 출산에 미친 영향에 대한 추정치를 제시한다. 그뿐만 아니라, 인구 이동을 통제한 추정치를 추가로 제시함으로써 본 분석 결과의 강건성

[그림 3-1] 우리나라의 혼인, 이혼 및 출산율(1990-2020)



자료 : 「국가통계포털」(접속일자 : 2024.8.19.).

[그림 3-2] 우리나라의 남녀 고용률(2000-2020)



자료 : 「지표누리」(접속일자 : 2024.8.19.).

을 더하고자 하였다. 제5절에서는 추가 분석으로 수입 증가로 인해서 부부의 근로 여부와 배우자의 교육 수준이 어떻게 바뀌었는지 살펴봄으로써 혼인 및 가구의 형태가 어떻게 바뀌었는지 살펴보고, 출산 또한 자녀의 수에 따라 어떻게 바뀌었는지 살펴보고자 한다. 마지막으로 45세부터 64세까지의 여성의 혼인, 이혼, 출산에 미친 영향을 살펴봄으로써 종합적으로 수입 증가로 인해 우리나라의 인구구조가 어떻게 바뀌었는지 살펴보고자 하였다. 마지막 제6절은 연구 결과를 요약하였다.

제2절 이론적 배경 및 관련 논문

Becker(1973)는 성별 간 임금 격차의 감소는 생계비를 책임지는 전통적인 남성의 역할 감소로 인해 여성의 결혼에 대한 가치를 감소시킬 것으로 예측하였다. Becker(1973)에서 파생된 모델(Shenhav, 2021; Bertrand et al., 2015) 또한 여성의 상대 임금이 증가하면 노동시장 활동에 대한 수익이 높아지기 때문에 결혼으로 인한 자녀 양육 이익이 줄어들고, 더 많은 여성이 본인 경력과 더 높은 상대적 임금을 추구하기 위해 결혼과 출산을 포기할 것으로 예측하였다. 이미 결혼을 한 부부의 경우, 결혼 생활 유지에 대한 이익이 낮으므로 이에 따라 이혼율이 상승할 것으로 예측하였다. Becker의 모델들이 남녀의 상대적 소득의 역할에 초점을 맞췄다면, Wilson은 미국의 생산직 고용 감소로 인한 남성의 경제적 지위의 절대적인 하락이 여성의 결혼 가치를 감소시키고, 이에 따라 결혼과 출산에 영향을 미칠 것으로 예측하였다(Wilson et al., 1986; Wilson, 1987, 1996). 사실 Becker의 가설과 Wilson의 가설은 서로 구별하여 실증적으로 검증하기가 어려운데, 그 이유는 남성의 임금 감소는 성별 간 임금 격차의 감소로 이어지기 때문이다.

Wilson의 가설을 실증적으로 검증한 논문으로는 Black et al.(2003, 2013)과 Kearney and Wilson(2018)이 있다. Black et al.(2003)은 애플래치아 석탄 붐(1970년대)과 불황(1980년대)을 통해 저숙련 남성 근로자의 고임금 일자리 확대가 혼인율을 높였으며, 여성이 가장인 가구 비중이 줄어들었다는

것을 발견하였다. 이후 Black et al.(2013)은 이러한 석탄 붐이 결혼 내 출산율 증가와 비혼 출산율 감소로 이어졌다고 지적하였다. Kearney and Wilson(2018)은 최근 수압파쇄 기술의 발전이 노동시장 및 혼인과 출산에 미친 영향을 조사한 결과, 파쇄 기술의 발전은 저숙련 남성의 소득을 상승시켰고 이에 따라 출산율이 증가하였지만, 혼인율에는 영향을 미치지 않는다는 것을 발견하였다. Black et al.(2013)과 Kearney and Wilson(2018)에서 기술의 발전이 혼인에 미치는 영향에 차이가 보이는 것은 1970년대와 2000년대의 사회적 규범 변화로 인한 것으로 보인다.

Schaller(2016)는 남성 노동시장 여건의 개선이 출산율 증가와 연관됐지만, 여성 노동시장 여건 개선은 출산율에 부정적인 영향을 미쳤다고 지적하였다. 이는 Becker의 가설과 일치한 발견이라고 할 수 있다. Anelli et al.(2024) 또한 마찬가지로 로봇 도입으로 인해 줄어든 고용 및 임금의 남녀 격차로 인해 혼인이 감소하였다고 보고하였다. Shenhav(2021)는 성별에 따른 경제적 충격과 직업 선택의 성별 차이를 사용하여 상대적인 성별 소득의 변화를 예측하고, 여성 대 남성의 임금 비율이 높을수록 여성 배우자의 질이 향상되고, 혼인율이 감소한다는 것을 발견하였다. 마지막으로 Watson and McLanahan(2011)은 저소득 남성이 고소득 대도시에서 거주할 경우 결혼할 가능성이 낮고, 고소득층과 저소득층 간 결혼 격차의 절반이 남성의 절대 소득이 아닌 상대적 소득에 의해 결정된다고 지적하였다.

중국으로부터의 수입 증가가 혼인 및 출산에 미친 영향을 연구한 해외 연구는 Autor et al.(2019), Giuntella et al.(2021), Keller and Utar(2018)가 있다. Autor et al.(2019)에서는 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가로 인한 노동시장 변화가 성별 간 고용률 격차 및 임금 격차에 미친 영향과 이에 따라 결혼과 출산에 어떻게 영향을 미쳤는지 연구하였다. 그 결과, Becker의 모델과 일관되게 남성 소득에 대한 부정적인 충격이 결혼과 출산율을 감소시킨다는 것을 발견하였다. Giuntella et al.(2021)은 이러한 패턴을 독일에서 발견하였는데, 구체적으로 중국과의 수입에 더 많이 노출된 지역에서 출산율과 혼인율이 낮아지는 것이 관찰되었다. Keller and Utar(2018)는 오히려 반대로 중국으로부터의 수입 증가로 인해 혼인율과 출산율이 상승하고 이혼율이 떨어지는 것을 발견하였는데 그 이유는 덴마크에서 수입 증가는

남녀 임금 격차를 크기 만들었기 때문인 것으로 밝혀졌다.

본 연구와 가장 유사한 국내 연구는 이철희(2023)가 있다. 이철희(2023)의 경우, 지역 제조업 고용 증가가 출산율, 혼인율 등의 증가를 유발했다는 것을 실증적으로 밝혔다. 이철희(2023)와 본 연구의 차이는, 이철희(2023)의 경우 산업단지 건설로 인해 제조업 비중이 증가하였을 때 혼인과 출산에 미친 영향을 파악하였지만, 본 연구는 중국으로부터의 수입 증가로 인해 제조업 비중이 줄었을 때 혼인과 출산에 미친 영향을 파악하였다. 또한 본 연구에서는 수입 증가에 따라 혼인의 형태가 어떻게 바뀌었는지(e.g. : 맞벌이 여부, 배우자 간 교육 수준 차이), 출산의 경우 출산 의도의 변화, 자녀 수의 변화를 구별하여 출산율 변화의 요인이 구체적으로 무엇인지를 추가적으로 분석하였다. 따라서 본 연구는 이철희(2023)의 연구와 상호 보완적인 관계로 볼 수 있다.

제3절 데이터 및 관련 기술통계

본 장에서는 「인구동향조사」와 「인구주택총조사」(2% 샘플)를 사용하여 분석하였다. 「인구동향조사」는 우리나라의 인구 규모 및 구조를 변동시키는 기본적인 요인인 출생, 사망, 혼인, 이혼에 대한 현황을 파악하기 위해 출생신고서, 사망신고서, 혼인신고서, 이혼신고서의 항목을 자료화하여 제공하고 있다. 본 연구에서는 2001년부터 2015년까지의 데이터를 사용하여 중국으로부터의 수입 증가가 혼인, 이혼 및 출생에 미치는 영향을 추정하고자 하였다.

「인구주택총조사」는 매 5년마다 실시되는 조사로, 우리나라의 인구와 주택에 대한 통계조사이다. 이 조사는 인구 및 가구 실태를 조사하는 「인구총조사」와 주택 실태를 조사하는 「주택총조사」로 나뉜다. 조사 항목에는 개인의 성별, 나이, 교육 수준, 고용상태, 산업 및 직업, 출생지 등이 포함되며, 가구구성과 주거형태, 주택 보유 여부와 같은 정보도 포함되어 있다. 본 연구에서는 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 총 4개년의 「인구주택총조사」를

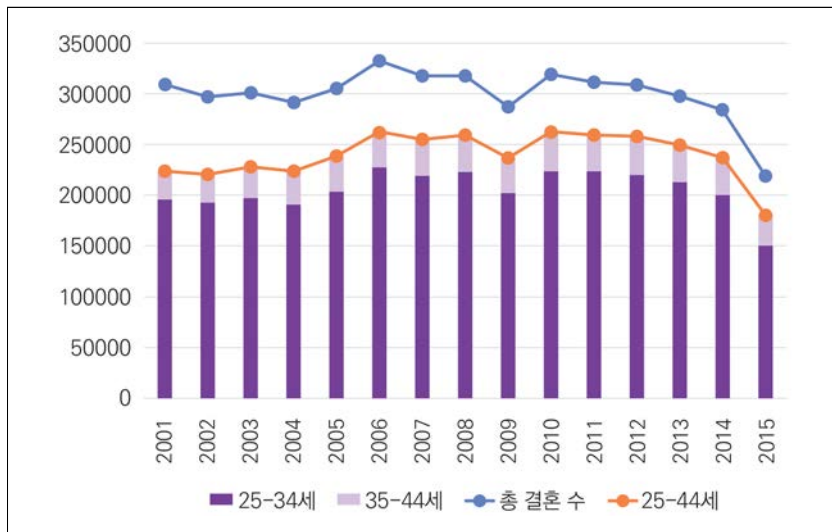
사용하여 혼인 여부, 자녀 여부, 이혼 여부를 이용해 수입 증가가 이들에게 어떠한 영향을 미치는지 다시 한번 살펴보아 「인구동향조사」의 추정치에 신뢰성을 더하고자 하였다. 여기에 더해 통제변수 또한 2000년 「인구주택총조사」를 사용하여, 지역의 관찰 가능한 변수들을 통제하고자 하였다.

[그림 3-3]은 2001년부터 2015년까지의 분석 대상인 50개 광역도시통계권에서의 혼인 수 변화를 살펴본 것이다. 총혼인 수는 2001년 30만 9,000여 건으로 시작하여 증가세를 보이다가 2007년 글로벌 금융위기 이후 감소세를 보이기 시작하여 2015년 21만 9,000여 건을 기록하였다. 혼인의 대부분은 분석 대상인 25-44세에서 발생하였으며 특히 청년층인 25-34세의 여성에게서 집중되었다.

[그림 3-4]는 분석 기간의 50개 광역도시통계권의 이혼 수 변화를 살펴본 것이다. 총이혼 수는 2001년 13만 2,000여 건으로 시작하여 증가세를 보이다가 2003년 이후 지속적으로 감소하여 2015년 9만 3,000여 건을 기록하였다. 이혼 또한 분석 대상인 25-44세에서 발생하였지만, 혼인과 다르게 35-44세 여성에게 집중되었다.

[그림 3-3] 50개 광역도시통계권의 혼인 추이

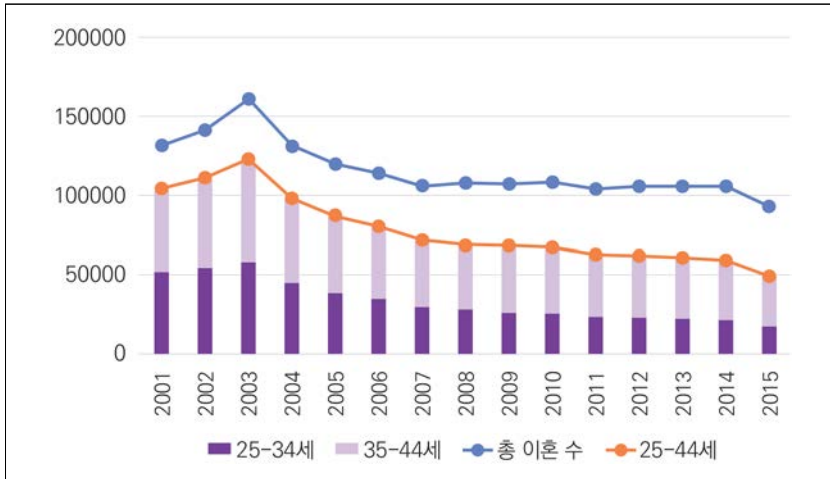
(단위: 건)



자료: 「인구동향조사」를 사용하여 저자 작성.

[그림 3-4] 50개 광역도시통계권의 이혼 추이

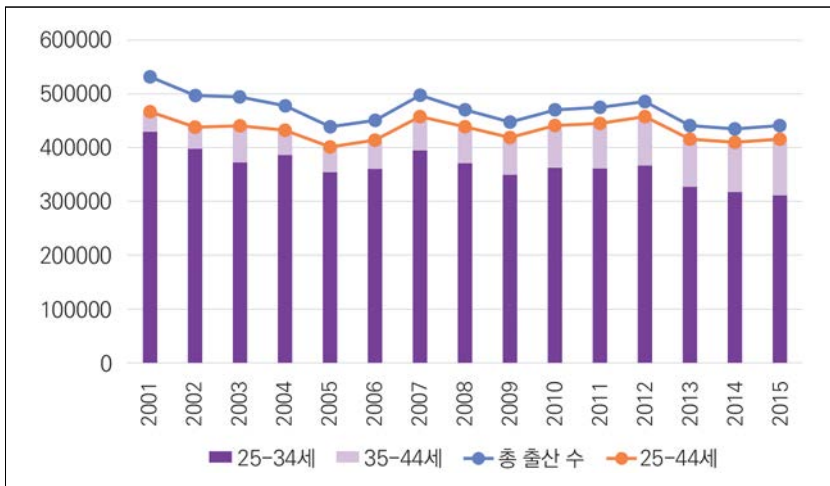
(단위 : 건)



자료 : 「인구동향조사」를 사용하여 저자 작성.

[그림 3-5] 50개 광역도시통계권의 출산 추이

(단위 : 건)



자료 : 「인구동향조사」를 사용하여 저자 작성.

마지막으로 [그림 3-5]는 출산 수의 변화를 살펴본 것이다. 출산 수는 꾸준히 감소해 2001년 53만 1,000여 건에서 2015년 44만여 건을 기록하였다.

흥미로운 점은 혼인의 경우 2007년 글로벌 금융위기로 감소세를 보였으나, 출산의 경우 오히려 증가세를 보였다. 하지만 출산 또한 분석 대상인 25-44세의 여성에게서 대부분 이루어졌고, 특히 25세에서 34세 여성의 비중이 대부분을 차지하였다.

〈표 3-1〉 주요 변수 기술통계

변 수		2001-05, 2006-10, 2010-15 혼인, 이혼, 출산율			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
혼인율	25-44세	0.1465	0.0167	0.1039	0.2704
	25-34세	0.2584	0.0301	0.1778	0.4630
	35-44세	0.0400	0.0059	0.0274	0.0920
	45-64세	0.0152	0.0038	0.0072	0.0314
이혼율	25-44세	0.0461	0.0130	0.0305	0.1239
	25-34세	0.0395	0.0140	0.0222	0.1162
	35-44세	0.0526	0.0127	0.0345	0.1325
	45-64세	0.0303	0.0056	0.0104	0.0528
출산율	25-44세	0.2598	0.0317	0.1927	0.5319
	25-34세	0.4484	0.0593	0.3745	0.8899
	35-44세	0.0791	0.0254	0.0364	0.2004
	45-64세	0.0004	0.0002	0.0000	0.0013
변 수		2000년 지역 특성			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
제조업 비중		0.2028	0.0975	0.0197	0.5356
15-29세 비중		0.3390	0.0150	0.2642	0.3737
35-49세 비중		0.3516	0.0160	0.3047	0.3927
취업인구 비중		0.5072	0.0060	0.4759	0.5281
대졸인구 비중		0.5394	0.0303	0.4845	0.6793
변 수		2000-05, 2005-10, 2010-15 지역 수입 노출도			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
ΔIP_{it}^{ck}		0.0081	0.0070	-0.0249	0.0406
ΔIP_{it}^{co}		0.0381	0.0358	-0.0244	0.2122

자료: 「인구동향조사」, 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본을 사용하여 저자 작성.

〈표 3-1〉은 분석에서 종속변수와 독립변수의 기술통계를 나타낸 것이다. 혼인율과 이혼율, 출산율은 각 기간(2001-2005년, 2006-2010년, 2011-2015년)의 혼인, 이혼 및 출산 신고 건수를 첫해의 여성 인구로 나누어 표준화한 것이다. 혼인과 이혼, 출산의 경우 25세에서 44세 여성 인구 대비 14.7%, 4.6%, 26.0%인 것으로 나타났다. 이는 연간 25세에서 44세 연령 여성 1,000명당 29.2명, 9.2명, 52.0명이 혼인과 이혼, 출산을 하였다는 것을 의미한다.

다음으로 지역의 경제 및 인구 특성을 통제하기 위해 사용한 2000년 경제 및 인구 특성 변수를 설명하자면, 50개 광역도시통계권의 제조업 비중은 20.2%, 취업 인구는 전체 인구의 약 50.7%인 것으로 나타났다. 교육 수준으로는 대졸 인구의 비중을 사용하였는데, 이는 전체 인구의 약 53.9%인 것으로 나타났다. 다음은 지역의 인구 특성을 살펴보기 위해 연령별 인구 비중을 살펴보았는데, 15세에서 29세의 인구는 전체 인구의 33.9%, 35세에서 49세의 인구 비중은 전체 인구 대비 35.2%인 것으로 나타났다.

우리나라의 대중국 산업별 수입액 평균은 2000년 국내 총수요(국내 생산량+수입량-수출량)의 약 10.0% 정도지만, 다른 고소득 국가의 대중국 수입액의 평균은 2000년 우리나라 총수요의 약 87.4%인 것으로 나타났다. 이를 이용한 지역의 수입 노출도 $\Delta IP_{it}^{c,k}$ 평균은 우리나라의 대중국 수입액을 사용했을 때는 약 0.8%, 고소득 국가의 수입액을 사용했을 때의 수입 노출도 $\Delta IP_{it}^{c,o}$ 평균은 3.8%인 것으로 나타났다.

제4절 분석 결과

1. 인구동향조사

본 절에서는 2000년에서 2015년까지의 중국으로부터의 제조업 수입 변화가 광역도시통계권의 혼인 및 출산에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

〈표 3-2〉는 1단계 추정 결과로 내생변수와 도구변수 간의 다중회귀분석 결과이다. 도구변수의 계수는 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의하였으며, 이에 따라 1단계 F-통계값은 14.20로 나타났다. 이는 약한 도구변수 문제(weak instrument variable problem)를 발견하기 위해 관행적으로 사용되는 1단계 F-통계값인 10보다 충분히 크다고 할 수 있다(Stock and Yogo, 2005).

〈표 3-3〉은 (식 1)과 같이 지역의 수입 노출도가 25세에서 44세 여성의 혼인율(Extensive Margin-Returns to Marriage)에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 1열은 지역 수입 노출도의 내생성을 고려하지 않고 다중회귀분석을

〈표 3-2〉 도구변수가 지역의 대중국 수입 노출도에 미치는 영향

Variables	1st-stage regression
	ΔIP_{it}^{ck}
ΔIP_{it}^{co}	0.348*** (0.0923)
제조업 비중	1.705** (0.694)
15-29세 비중	4.039 (2.909)
35-49세 비중	2.271 (4.397)
취업인구 비중	-16.19* (8.930)
대졸인구 비중	1.762 (1.608)
Constant	4.363 (6.146)
1st stage F-stat	14.20
Observations	150
R-squared	0.695

주: 〈표 3-2〉는 도구변수가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역의 대중국 수입 노출도에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업 인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

한 결과를, 2열은 주요 선진국의 수입 변화에 따른 노출도를 이용한 다중회귀분석 결과를, 3열은 선진국의 수입 변화를 도구변수로 사용하여 지역 수입 노출도가 혼인율에 미친 영향을 각각 나타낸 것이다. 도구변수를 이용한 3열의 결과를 살펴보면, 지역의 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8퍼센트 포인트) 증가하면 여성의 혼인율은 약 0.14퍼센트 포인트(ppts) 감소하는 것으로 나타났다. 이는 다중회귀분석으로 추정된 효과인 0.03ppts보다 큰 것으로, 다중회귀분석으로 추정된 효과는 지역의 관측 불가능한 요소로 인해 효과의 크기가 과소 추정된 것으로 해석할 수 있다. 효과의 크기를 살펴보면 수입 노출도 1표준편차 증가로 인한 혼인율 0.14ppts 감소는 2001년 혼인율 대비 약 5.6% 감소(연간 1.1% 감소)¹⁰⁾한 것을 알 수 있다. 효과의 크기를 분

〈표 3-3〉 대중국 수입 노출도가 지역 혼인율에 미치는 영향

Variables	혼인율 : 25-44세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	-0.000364 (0.00253)		-0.00143 (0.00516)
ΔIP_{it}^{co}		-0.000499 (0.00190)	
Constant	-0.0702 (0.197)	-0.0796 (0.194)	-0.0741 (0.191)
Mean in 2001	0.027		
Observations	150		
R-squared	0.436	0.436	0.435

주: 〈표 3-3〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 여성 대비 혼인율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

10) 2001년 혼인율 대비 효과의 크기는 $-\frac{0.0014}{0.027} \times 100$ 으로 계산할 수 있다. 이를 연

간 감소율로 환산하면 $-\frac{0.0014}{0.027} \times \frac{100}{5}$ 로 계산할 수 있다.

석하기 위해 또 다른 방법으로 수입 노출도가 높은 상위 10% 지역과 하위 10%의 격차를 계산하였다 그 결과, 수입 증가로 인해 두 지역의 혼인율 격차는 약 0.25ppts¹¹⁾ 벌어진 것으로 알 수 있었다.¹²⁾ 그러나 이러한 추정치는 통계적으로 유의미하게 크지 않은 것으로 나타났다.

〈표 3-4〉는 수입 증가로 인한 혼인율 변화가 모든 연령대에서 발생하는지, 혹은 특정 연령대의 여성에서 발생하는지 살펴보기 위해 표본을 청년층 여성(25-34세)과 그 이후(35-44세)로 나누어서 분석하였다. 그 결과, 지역의 수입 노출도가 증가할 때, 청년층 여성의 혼인율이 주로 감소하는 것으로 나타났다. 구체적으로 수입 노출도가 1표준편차 증가할 때, 청년층 혼인율은 약 1.46ppts 감소하였지만 35-44세의 경우 거의 변화가 없는 것(0.06ppts

〈표 3-4〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 혼인율에 미치는 영향

Variables	혼인율 - 도구변수 추정 결과		
	25-44세	25-34세	35-44세
ΔIP_{it}^{ck}	-0.00143 (0.00516)	-0.0146* (0.00809)	0.000661 (0.00237)
Constant	-0.0741 (0.191)	-0.257 (0.315)	0.140* (0.0808)
Mean in 2001	0.027	0.045	0.048
Observations	150		
R-squared	0.435	0.464	0.457

주: 〈표 3-4〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 연령별 여성 대비 혼인율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

11) $= 0.14 \times (1.22 - (-0.56))$

12) Topalova(2010)와 Caliendo and Parro(2022)에 따르면 수입 노출도에 따라 지역 간의 비교를 통한 수입 증가 효과 추정으로 식별되는 것은 대중국 수입 증가로 인해 발생한 종속변수의 상대치(relative value)이다. 즉 여기서 식별된 것은 수입 증가에 적게 노출된 지역에 비해 노출이 많이 된 지역의 상대 효과이다. 따라서 이 추정치로 인하여 대중국 수입 증가로 인해 우리나라의 혼인이 얼마나 감소하였는지는 알 수 없다.

감소)으로 나타났다. 따라서 수입 증가로 인해 혼인을 줄이는 연령대는 출산이 집중적으로 일어나는 30대 전후인 것으로 나타났다.

다음은 지역의 수입 노출도가 25세에서 44세의 여성의 이혼율(Intensive Margin - Intra-marriage Bargaining)에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 지역의 수입 노출도가 1표준편차 증가할 때, 25~44세의 여성의 이혼율은 약 0.45ppts 감소하는 것으로 나타났다. 혼인율과 마찬가지로 분석 표본을 청년층 여성과 그 이후의 여성으로 나누어 분석한 결과, 청년층 이혼율의 경우 약 0.58ppts 감소하는 것으로 나타났지만, 그 이후의 여성 이혼율은 0.29ppts 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 추정치 모두 통계적으로 유의미하지 않았고, 이는 이후 「인구주택총조사」의 데이터를 분석한 결과에서도 동일하였다. 따라서 본 연구에서는 중국으로부터의 수입 증가로 인한 이혼율 증가 및 감소에 대한 효과는 찾을 수 없었다.

다음은 수입 증가로 인해 출산율이 어떻게 변화하였는지 살펴본다. <표 3-6>은 중국으로부터의 수입 변화에 대한 지역 노출도가 25세부터 44세까

<표 3-5> 대중국 수입 노출도가 지역 이혼율에 미치는 영향

Variables	이혼율 : 25-44세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	-0.000299 (0.000853)		-0.00452 (0.00319)
ΔIP_{it}^{co}		-0.00158 (0.00103)	
Constant	0.167 (0.130)	0.134 (0.129)	0.151 (0.132)
Mean in 2001	0.012		
Observations	150		
R-squared	0.806	0.811	0.782

주: <표 3-5>는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 여성 대비 이혼율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-6〉 대중국 수입 노출도가 지역 출산율에 미치는 영향

Variables	출산율 : 25-44세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	-0.00411 (0.00500)		-0.0281** (0.0129)
ΔIP_{it}^{co}		-0.00984** (0.00397)	
Constant	0.137 (0.368)	-0.0401 (0.355)	0.0572 (0.379)
Mean in 2001	0.055		
Observations	150		
R-squared	0.692	0.710	0.618

주: 〈표 3-6〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 여성 대비 출산율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

지 여성들의 출산율에 미친 영향을 나타낸 것이다. 그 결과 수입 노출도가 1표준편차 증가할 때 출산율은 약 2.81ppts 감소(2001년 출산율 대비 연간 10.2% 감소)하는 것을 알 수 있었다. 수입 노출도 상위 90%와 하위 10%의 차이가 1.78임을 생각한다면 수입 증가 때문에 상위 90% 지역은 하위 10% 지역과 비교해서 여성 1인당 출산은 0.05명 감소한 것을 의미한다. 이는 2001년 평균 출산율과 같은 크기로 출산율 격차가 상당히 커진다는 것을 알 수 있다.

특히 이 효과는 청년층의 여성(25~34세)에게 집중되었는데 같은 크기의 수입 노출도 증가는 청년층 여성 출산율을 8.60ppts 감소시키는 것을 알 수 있었다. 이에 반해, 35세에서 44세의 출산율은 오히려 0.92ppts 상승하는 것을 알 수 있었다. 이는 수입 증가로 인해 일부 여성들은 출산을 25세부터 34세 대신 35세 이후로 연기하는 것을 알 수 있다. 하지만 그 크기는 줄어든 청년층 출산율의 약 11%에 불과해 25-44세의 출산율이 줄어드는 것을 알 수 있다.

〈표 3-7〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 출산율에 미치는 영향

Variables	출산율 - 도구변수 추정 결과		
	25-44세	25-34세	35-44세
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0281** (0.0129)	-0.0860** (0.0362)	0.00923* (0.00525)
Constant	0.0626 (0.409)	0.348 (0.862)	-0.140 (0.146)
Mean in 2001	0.055	0.098	0.009
Observations	150		
R-squared	0.618	0.454	0.766

주: 〈표 3-7〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 연령별 여성 대비 출산율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

2. 인구주택총조사

본 절에서는 「인구주택총조사」를 활용하여 앞서 「인구동향조사」를 이용해 추정한 추정치에 대해 강건성 검증을 할 것이다. 「인구주택총조사」는 응답자의 혼인 및 이혼 여부, 자녀 여부에 대한 정보는 가지고 있지만 「인구동향조사」와 달리 혼인, 이혼 및 출산이 언제 일어났는지에 대한 정보는 가지고 있지 않다. 따라서 본 절에서는 25세부터 44세 여성들의 혼인 및 이혼 여성 비율, 그리고 유자녀 여성 비율을 활용하여 중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가가 이들 비율에 미친 영향을 추정하였다. 본 절에서 또한 「인구주택총조사」를 활용하는 이유는 개인의 5년 전 거주지가 지금의 거주지와 바뀌었는지에 대한 정보를 가지고 있기 때문이다. 따라서 앞서 추정한 결과가 인구의 이동으로 인한 구성 효과(composition effect)인지 아닌지에 대한 검증을 할 수 있다. 이를 위해 2000년, 2005년, 2015년, 2015년의 「인구주택총조사」(2% 인구사향)를 사용하였다.

본 절의 각 표는 다음과 같이 구성되어 있다. 1열에서는 앞서 살펴본 「인구동향조사」를 활용한 2단계 최소제곱 회귀모형 결과를 비교해 보기 위해 제시하고, 2열에서는 「인구주택총조사」를 활용한 2단계 최소제곱 회귀모형 결과를 제시할 것이다. 3열에서는 인구 이동으로 인한 효과를 통제하기 위해 지난 5년과 거주지가 같은 개인들의 혼인, 이혼 및 출산에 대한 효과를 제시할 것이다.

〈표 3-8〉은 지역의 수입 노출도가 25-44세 혼인 여성 비중에 미친 영향을 보여준다. 「인구주택총조사」를 활용한 결과, 지역 수입 노출도가 1표준편차만큼 증가하면 혼인 여성 비중은 약 1.26ppts 감소하는 것으로 나타났다. 인구 이동을 통제한 결과, 이 효과는 1.51ppts까지 증가하는 것을 알 수 있었다.

〈표 3-9〉는 지역의 수입 노출도가 25-34세 혼인 여성 비중을 나타낸 것이다. 「인구주택총조사」를 활용한 결과, 25-34세의 혼인 여성 비중 또한 「인구동향조사」와 마찬가지로 통계적으로 유의미한 수준으로 감소하는 것을

〈표 3-8〉 대중국 수입 노출도가 지역 혼인 여성 비중에 미치는 영향

Variables	혼인 여성 비중 : 25-44세 여성		
	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	-0.00143 (0.00516)	-0.0126* (0.00732)	-0.0151* (0.00868)
Constant	-0.0741 (0.191)	-0.0234 (0.241)	-0.00355 (0.256)
Mean in 2000	0.027	0.741	0.731
Observations	150	150	150
R-squared	0.435	0.662	0.570

주: 〈표 3-8〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세의 혼인 여성 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

알 수 있었고 이는 이동을 통제한 뒤에도 유지되었다. 같은 표의 패널 B는 35세에서 44세 사이 여성의 혼인 비중에 대한 효과를 나타낸 것이다. 「인구동향조사」와 마찬가지로 이들 여성의 혼인 비중의 변화는 크지 않았고, 통계적으로 유의하지 않았다. 「인구주택총조사」로 추정한 혼인에 대한 효과를 요약하자면, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 혼인율이 감소하는 것을 알 수 있었고, 그 효과가 주로 25-34세의 청년 여성의 혼인에 집중되는 것을 알 수 있었다. 이러한 패턴은 「인구동향조사」로 나타난 패턴과 같다고 할 수 있다.

〈표 3-9〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 혼인 여성 비중에 미치는 영향

패널 A	혼인 여성 비중 : 25-34세 여성		
Variables	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0146* (0.00809)	-0.0230* (0.0119)	-0.0206* (0.0125)
Constant	-0.257 (0.315)	-0.195 (0.333)	-0.354 (0.303)
Mean in 2000	0.045	0.606	0.552
R-squared	0.464	0.688	0.678
패널 B	혼인 여성 비중 : 35-44세 여성		
	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	0.000661 (0.00237)	-0.00500 (0.00603)	-0.00921 (0.00813)
Constant	0.140* (0.0808)	0.0979 (0.163)	0.141 (0.189)
Mean in 2000	0.048	0.868	0.874
Observations	150		
R-squared	0.457	0.249	0.127

주 : 〈표 3-9〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역의 연령별 혼인 여성 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-10〉 대중국 수입 노출도가 지역 이혼 여성 비중에 미치는 영향

Variables	이혼 여성 비중 : 25-44세 여성		
	인구동향조사 (이혼율)	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	-0.00452 (0.00319)	-0.00254 (0.00185)	-0.00422* (0.00244)
Constant	0.151 (0.132)	0.109** (0.0539)	0.0912 (0.0607)
Mean in 2000	0.012	0.039	0.037
Observations	150		
R-squared	0.782	0.619	0.504

주 : 〈표 3-10〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세의 이혼 여성 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구, 대졸인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함.

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

자료 : 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-10〉은 「인구주택총조사」를 활용하여 중국으로부터의 수입 노출도 증가가 25세부터 44세 이혼 여성 비중에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴본 것이다. 수입 노출도가 1표준편차만큼 증가하였을 때 이혼 여성 비중은 0.25ppts 감소, 그리고 인구의 이동을 통제하면 0.42ppts 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 3-11〉은 「인구주택총조사」를 활용하여 중국으로부터의 수입 노출도 증가가 25세부터 44세 유자녀 여성 비중에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본 것이다. 수입 노출도가 1표준편차만큼 증가하였을 때 유자녀 여성의 비중은 2.23ppts 감소, 그리고 인구의 이동을 통제하였을 때 2.28ppts 감소하는 것으로 나타났다. 이는 통계적으로도 유의미한 수준인 것으로 나타났다.

이 중 청년층 여성의 경우, 「인구주택총조사」에서의 효과는 2.60ppts 감소(이동을 통제한 경우 : 2.26ppts 감소)로 「인구동향조사」에서의 크기인 7.33ppts보다 적지만 통계적으로 유의미한 수준의 감소를 관찰할 수 있었다. 35-44세 여성의 경우 「인구주택총조사」에서의 효과는 약 1.82ppts(이동을 통제한 경우 : 1.89ppts) 감소로, 「인구동향조사」에서의 추정치와 달리 감소

〈표 3-11〉 대중국 수입 노출도가 지역 유자녀 여성 비중에 미치는 영향

Variables	유자녀 여성 비중 : 25-44세 여성		
	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0251** (0.0111)	-0.0223** (0.0102)	-0.0228** (0.0107)
Constant	0.0572 (0.379)	-0.0262 (0.205)	0.0541 (0.229)
Mean in 2000	0.055	0.713	0.723
Observations	150		
R-squared	0.587	0.300	0.035

주 : 〈표 3-11〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세의 유자녀 여성 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구, 대졸인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

세를 나타내었으나 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 35세에서 44세의 여성의 출산이 늘었다 하더라도(1열), 그 수치가 작기 때문에 유자녀 비율에서는 유의미한 변화가 관찰이 되지 않는 것(2, 3열)으로 생각된다. 따라서 두 조사에서의 추정치를 종합하면 수입 증가로 인해 가임기 여성의 출산은 줄어드는 것을 알 수 있었고, 이러한 효과는 특히 25-34세의 청년층 여성에게서 두드러지는 것으로 나타났다.

〈표 3-12〉 대중국 수입 노출도가 연령별 지역 유자녀 여성 비중에 미치는 영향

패널 A Variables	유자녀 여성 비중 : 25-34세 여성		
	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0733** (0.0300)	-0.0260** (0.0125)	-0.0226* (0.0134)
Constant	0.331 (0.776)	-0.228 (0.297)	-0.242 (0.303)
Mean in 2000	0.098	0.507	0.482
R-squared	0.454	0.423	0.355

〈표 3-12〉의 계속

패널 B	유자녀 여성 비중 : 35-44세 여성		
Variables	인구동향조사	인구주택총조사	인구주택총조사 (이동통제)
ΔIP_{it}^{ck}	0.00737* (0.00427)	-0.0182 (0.0114)	-0.0189 (0.0118)
Constant	-0.134 (0.140)	0.108 (0.174)	0.118 (0.182)
Mean in 2000	0.009	0.908	0.916
Observations	150		
R-squared	0.766	0.631	0.570

주 : 〈표 3-12〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 연령별 여성의 유자녀 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

「인구동향조사」와 달리 「인구주택총조사」는 여성의 혼인 상태를 알 수 있기 때문에 〈표 3-13〉은 이를 활용하여 중국으로부터의 수입 노출도 증가가 미혼 여성 비중에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본 것이다. 수입 노출도가 1표준편차만큼 증가하였을 때 미혼 여성 비중은 25세에서 44세 여성의 경우 1.50ppts 증가하였고, 청년층 여성의 경우 이 수치가 2.21ppts까지 증가하는 모습을 보였다. 이러한 추세는 이동을 통제한 뒤에도 유지되었다. 그러나 35세에서 44세의 여성의 경우 1 ppts 상승하였지만 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 25-44세 여성의 혼인 감소, 특히 청년층 여성의 혼인 감소로 인하여 미혼 여성의 비중이 늘어난 것으로 해석할 수 있다.

〈부표 1〉과 〈부표 2〉, 〈부표 3〉은 각각 25-44세, 25-34세, 그리고 35-44세의 남성과 여성, 그리고 총인구가 각 지역의 전출입 비중에 미친 영향을 나타낸 것이다. 중국으로부터의 수입 증가는 이들의 전출입에는 아무런 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 따라서 위의 결과들이 인구의 구성이 바뀔에 따라서 나타난 효과가 아니라는 것을 알 수 있었다.

〈표 3-13〉 대중국 수입 노출도가 지역 미혼 여성 비중에 미치는 영향

패널 A	미혼 여성 비중 - 인구주택총조사		
Variables	25-44세	25-34세	35-44세
ΔIP_{it}^{ck}	0.0150** (0.00729)	0.0221* (0.0116)	0.0100 (0.00660)
Constant	-0.0536 (0.223)	0.0777 (0.343)	-0.133 (0.135)
Mean in 2000	0.211	0.374	0.055
R-squared	0.539	0.679	0.334
패널 B	미혼 여성 비중 - 인구주택총조사(이동통제)		
Variables	25-44세	25-34세	35-44세
ΔIP_{it}^{ck}	0.0194** (0.00850)	0.0220* (0.0121)	0.0151* (0.00858)
Constant	-0.0230 (0.237)	0.265 (0.319)	-0.105 (0.157)
Mean in 2000	0.221	0.429	0.054
Observations	150		
R-squared	0.429	0.668	0.219

주: 〈표 3-13〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 연령별 여성의 미혼 비율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

제5절 추가 분석 결과

1. 수입 증가가 가구구조 및 출산 자녀 수에 미친 영향

본 절에서는 중국으로부터의 수입으로 인해 가구는 어떻게 대응하였는지, 그리고 혼인 여성의 배우자 질(spouse quality)은 어떻게 변화하였는지 살펴볼 것이다. Besedeš et al.(2021)에 따르면 중국산 수입 증가로 인해 미국의 경우, 남편의 수입 감소로 인해 아내의 근로 활동이 늘어났고, 이에 따

라 가구 내 아내의 수입 비중이 늘어났다고 지적하고 있다. 우리나라 중국산 수입 증가로 인해 고용률의 남녀 격차가 감소하였기 때문에(구자현, 2024) 이러한 변화는 우리나라의 맞벌이 가구 증가와 연관이 있을 수 있다.

〈표 3-14〉는 수입 증가가 가구 내 부부의 근로 여부에 미치는 영향을 분석한 것이다. 중국으로부터의 수입이 1표준편차가 증가하였을 때, 남편의 수입에 의존하는 외벌이 가구의 비중은 약 0.52ppts 감소하는 것으로 나타났다. 이는 수입 증가로 인해 남성의 제조업 고용률이 감소한 결과와 일치하는 결과로 볼 수 있다. 부인의 수입에 의존하는 외벌이 가구의 비중 또한 감소하였는데 그 수치는 약 0.21ppts인 것으로 나타났다. 그러나 이 두 비중에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않았다. 수입 증가로 인해 통계적으로 유의미하게 바뀐 비중은 맞벌이 가구의 비중이었다. 맞벌이 가구의 경우, 1.44ppts 증가하였는데, 이는 중국산 수입 증가로 인해 줄어든 남성의 고용과 임금으로 인한 것으로 해석될 수 있다.¹³⁾

〈표 3-14〉 대중국 수입 노출도가 부부 근로 여부에 미친 영향

Variables	부부 근로 여부 : 25-44세		
	남편	부인	맞벌이
ΔIP_{it}^{ck}	-0.00516 (0.00507)	-0.00206 (0.00230)	0.0144* (0.00803)
Constant	0.109 (0.108)	-0.0178 (0.0486)	-0.182 (0.141)
Observations	150	150	150
R-squared	0.668	0.731	0.401
Mean in 2000	0.451	0.070	0.367

주: 〈표 3-14〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 부부의 근로에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구주택총조사」 2% 표본, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

13) 구자현(2024)은 수입 증가로 인해, 남성들이 고용의 질이 높은 상용직 제조업 분야에서 고용의 질이 낮은 임시·일용직 일자리로 옮기는 것을 발견하였다. 맞벌이 가구 비중 증가는 이로 인해 남성의 수입이 줄어들어 따라 여성이 노동 시장에 참여한 것이라고 해석할 수 있다.

이에 대해서는 수입 증가로 인해 남성과 여성의 임금이 어떻게 바뀌었는지, 그리고 가구 내 남편과 부인의 수입 구성비가 어떻게 바뀌었는지에 대해 추가로 살펴볼 필요가 있다.

다음은 수입 증가가 배우자의 교육 수준에 미친 영향을 살펴본 것이다. Shenhav(2021)는 미국에서 남녀 임금 격차가 줄어들에 따라 혼인하는 여성 배우자의 질이 높아짐을 발견하였다. 여기서 배우자의 질은 결혼하는 남성의 교육 수준을 프록시로 사용하였는데, 남녀 임금 격차가 줄어들에 따라 결혼하는 남성 파트너의 교육 수준이 높아짐을 발견하였다. 구자현(2023)과 본 연구의 2장에서 살펴보았듯이, 중국으로부터의 수입 증가는 남성의 제조업 일자리를 감소시킴으로써 남녀 고용 격차를 줄이는 것을 알 수 있었다. 따라서 앞서 살펴보았듯이 결혼할 만한 남성의 감소로 인해 혼인의 수 또한 줄어들었지만, 만약 여성이 혼인할 경우, 배우자를 고려하는 판단 기준이 높아졌을 수도 있다.

〈표 3-15〉 대중국 수입 노출도가 배우자 교육 수준에 미친 영향

Variables	혼인 조건부 배우자 교육 수준		
	남편>부인	남편=부인	남편<부인
ΔIP_{it}^{ck}	0.00772 (0.00731)	0.00391 (0.00872)	-0.0116*** (0.00421)
Constant	0.268 (0.241)	0.117 (0.338)	0.615*** (0.186)
Observations	150	150	150
R-squared	0.380	0.619	0.794
Mean in 2001	0.159	0.735	0.106

주: 〈표 3-15〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 배우자 교육 수준에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-15〉에 따르면, 중국으로부터의 수입 증가로 인해 부인이 남편에 비해 높은 교육을 받은 부부의 비중이 줄어드는 것을 알 수 있었다. 이는 줄어든 고용의 남녀 격차로 인해 여성의 경우, 배우자를 고려하는 판단 기준이 높아졌다는 Shenhav(2021)의 발견과 일치하는 것으로 볼 수 있다. 하지만 여성의 높아진 교육 수준으로 인해 부인이 남편에 비해 높은 교육을 받은 부부의 비중이 줄어드는 것으로도 해석될 여지도 존재하고 있다.

〈표 3-16〉은 수입 증가가 출산에 미치는 영향을 자녀 수에 따라 살펴보았다. 첫째 아이 출산에 미치는 영향(extensive margin)은 0.37ppts 감소로 전체 효과 대비 약 15%에 불과하였다. 이에 반해 둘째 아이 이상 출산에 미치는 영향(intensive margin)은 수입이 1표준편차만큼 증가하였을 때 2.14ppts 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 수입 증가로 인해 여성의 출산 의도가 감소하는 것이 아니라 출산 자녀의 수를 감소시키는 것을 알 수 있었다.

〈표 3-16〉 대중국 수입 노출도가 출산에 미치는 영향 : 자녀 수

	출산율 : 25-44세 여성		
Variables	전체	첫째 아이	둘째 아이 이상
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0281** (0.0129)	-0.00353 (0.00434)	-0.0246** (0.0118)
Constant	0.0626 (0.409)	-0.227 (0.183)	0.290 (0.311)
Observations	150	150	150
R-squared	0.618	0.639	0.467
Mean in 2001	0.055	0.024	0.030

주 : 〈표 3-16〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 자녀 수에 따라 출산에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

2. 중 · 장년층 분석

본 절에서는 앞서 살펴보지 않은 45-64세 여성의 혼인율, 출산율 및 이혼율에 대해 살펴볼 것이다. <표 3-17>은 (식 1)과 같이 지역의 수입 노출도가 45세에서 64세의 여성의 혼인율에 미치는 영향을 나타낸 것이다. 도구변수를 이용한 3열의 결과를 살펴보면, 지역의 수입 노출도가 1표준편차 증가하면 여성의 혼인율은 약 0.08ppts 감소하는 것으로 나타났다. 같은 변화에 따른 중 · 장년층 여성의 이혼율은 약 0.28ppts 증가하는 것으로 나타났다(표 3-18). 하지만 두 수치 모두 통계적으로 유의미한 수준은 아니었다.

마지막으로 수입 증가가 중 · 장년층 출산율에 미치는 영향을 살펴본 결과(표 3-19), 통계적으로 유의미하게 감소하는 것을 알 수 있었다. 그러나 이 수치는 0에 가까운 수치로 매우 낮게 나타났고, 이는 앞서 살펴본 가임기 여성의 출산에 미친 영향에 대한 추정치가 지역의 관측 불가능한 요소(unobserved factor)로 인한 편의(bias)가 아님에 대한 증거라고 볼 수 있다.

<표 3-17> 대중국 수입 노출도가 중 · 장년층 지역 혼인율에 미치는 영향

Variables	혼인율 : 45-64세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	0.000235 (0.000487)		-0.000779 (0.00114)
ΔIP_{it}^{co}		-0.000273 (0.000409)	
Constant	0.0107 (0.0480)	0.00399 (0.0484)	0.00702 (0.0483)
Mean in 2001	0.002		
Observations	150		
R-squared	0.674	0.675	0.658

주 : <표 3-17>은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 여성 대비 혼인율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-18〉 대중국 수입 노출도가 중·장년층 지역 이혼율에 미치는 영향

Variables	이혼율 : 45-64세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	0.000552 (0.00108)		0.00275 (0.00220)
ΔIP_{it}^{co}		0.000963 (0.000729)	
Constant	-0.0957 (0.0778)	-0.0770 (0.0767)	-0.0877 (0.0683)
Mean in 2001	0.013		
Observations	150		
R-squared	0.508	0.517	0.474

주 : 〈표 3-18〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 여성 대비 이혼율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈표 3-19〉 대중국 수입 노출도가 중·장년층 지역 출산율에 미치는 영향

Variables	출산율 : 45-64세 여성		
	OLS	Reduced	IV
ΔIP_{it}^{ck}	-2.14e-06 (1.68e-05)		-8.63e-05** (4.29e-05)
ΔIP_{it}^{co}		-3.02e-05** (1.35e-05)	
Constant	0.000218 (0.00204)	-0.000425 (0.00204)	-9.01e-05 (0.00213)
Mean in 2001	0.009		
Observations	150		
R-squared	0.615	0.627	0.563

주 : 〈표 3-19〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 45-64세 여성 대비 출산율에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료 : 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

제6절 결 론

본 연구는 중국으로부터의 수입 증가가 우리나라의 혼인 및 출산에 미친 영향을 알아보았다. 그 결과, 첫째 수입 증가로 인해 25세부터 44세의 여성 혼인율이 감소하였으며, 주로 25세부터 34세 여성의 혼인율 감소가 크게 나타났다. 이는 제조업에서 남성의 고용 감소로 인하여 결혼할 만한 남성의 수가 줄어든 상황과 관련이 있을 것으로 추정된다. 둘째, 가임기 여성의 출산을 또한 감소하였으며 이 역시 청년층에서의 출산율 감소가 크게 나타났다. 이들 중 일부는 출산을 연기하는 현상을 보이기도 하였으나, 줄어든 출산율에 비하면 크지 않은 것으로 나타났다. 반면 수입 증가로 인해 이혼율에 미치는 영향은 찾을 수 없었다.

추가적으로 본 장에서는 수입 증가로 인해 맞벌이 가구 비율이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 남성들이 고용의 질이 높은 제조업 분야에서 고용의 질이 낮은 비제조업으로 이동함으로써 임금이 감소함에 따라 발생한 것으로 추정된다. 그뿐만 아니라, 수입 증가로 인해 남녀 고용률 격차가 줄어들면서, 여성들은 혼인 상대의 교육 수준과 같이 배우자의 질을 중시하는 경향이 나타났다. 이는 여성 배우자가 남성보다 높은 교육 수준을 갖춘 혼인의 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구에서 확인된 출산율 감소는 출산 의도의 감소가 아니라 출산 아이의 수를 감소시킴으로써 출산율이 감소하는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구는 수입 증가와 같은 경제적 변화가 우리나라 청년층의 혼인 및 출산에 또한 영향을 미친다는 것을 실증적으로 확인하였다는데 그 의의가 있다. 따라서 현재 우리나라의 인구소멸을 방지하기 위한, 단순히 청년층의 혼인과 출산을 장려하는 지원책이 아닌 그들에게 경제적으로 자립할 수 있는 바탕을 제공하는 장기적인 지원책이 필요하다.

제 4 장

연구 요약 및 정책적 시사점

제1절 연구 요약

제2장에서는 중국으로부터의 수입 증가가 고용에 미치는 영향을 산업별, 연령별로 분석하였다. 분석 결과, 15-64세 전체 집단의 경우 전 산업과 비제조업에서는 여성 고용에 긍정적인 효과를 나타냈고 남성과 전체 집단에 대해서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 반면, 제조업에서는 성별에 무관하게 모두 대중국 수입 노출도 증가에 따라 고용에 부정적인 효과가 관찰되었다. 특히, 남성에게 미친 영향이 더 크게 나타났는데 이는 저임금을 바탕으로 저부가가치 상품에 특화한 중국으로부터의 수입이 남성들이 많이 종사하는 제조업에 더 큰 영향을 미쳤기 때문이라고 볼 수 있다.

다음으로, 대중국 수입 노출도가 고용에 미치는 효과를 연령집단별로 세분화하여 살펴보기 위해 25-44세와 45-64세의 두 집단으로 나누어 분석하였다. 분석 결과, 먼저 25-44세 청년과 중년층 집단의 경우 제조업에 종사하는 남성의 고용에 큰 폭의 부정적인 효과를 나타낸 반면, 비제조업 부문에서는 성별과 무관하게 전반적인 고용에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 25-44세 집단이 대중국 수입 증가에 따른 노동시장의 구조적 변화에 더욱 민감하게 반응하는 특성을 보이는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로, 45-64세 집단은 25-44세 집단과 전반적으로 유사한 결과를 보

였으나 일부에서 차이가 존재했다. 전 산업과 비제조업 부문에서는 여성의 고용에 유의미하게 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났고, 제조업 부문에서는 남성의 고용에 부정적인 효과가 크게 나타났다. 다만, 제조업 종사 여성은 통계적으로 유의한 영향이 없는 것으로 나타났고, 비제조업의 경우 남성보다 여성이 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

제3장에서는 대중국 수입 증가는 제조업의 남성 고용 감소(“결혼할 만한 남성”의 감소¹⁴⁾)로 인해 25세부터 44세 여성 혼인율이 낮아지는 것을 확인할 수 있었다. 특히 이러한 감소는 25세에서 34세의 청년 여성에게 집중되었으며, 여성 배우자가 남성보다 높은 교육 수준을 갖춘 부부의 혼인 감소가 유의미한 수준으로 나타났다. 같은 연령대의 출산 또한 수입 증가로 인해 감소하는 모습을 볼 수 있었는데, 이에 대한 원인은 여성의 출산 의도가 감소한 것이 아니라, 여성의 출산 자녀 수가 감소함에 따라 나타난 것으로 드러났다. 결혼 생활의 안정성에 대한 지표라 할 수 있는 이혼율의 경우 수입 증가에 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

추가적으로 제3장에서는 수입 증가로 인해 맞벌이 가구 비율이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 남성들이 고용의 질이 높은 제조업 분야에서 고용의 질이 낮은 비제조업으로 이동함(구자현, 2024)에 따라 이로 인해 임금도 감소하면서 발생한 것으로 추정된다. 또한 지역의 수입 노출도 증가는 청년층의 이주에 유의미한 변화를 일으키지 않았다. 이는 본 연구의 결과가 특정 인구 계층의 이동으로 인한 구성 효과(composition effect)가 아니라는 것을 시사하고 있다.

14) 제2장에서 비제조업에서의 남성 고용 증가로 인해 청년 남성의 고용은 유의미하게 감소하지 않았지만, 제조업에서 없어진 일자리는 상용직 일자리인데 반해, 비제조업에서 생겨난 일자리는 임시·일용직이었다. 따라서 제조업의 남성 고용 감소는 결혼할 만한 남성의 수가 감소하였다고 볼 수 있다(구자현, 2024).

제2절 정책적 시사점

제2장의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 시사점을 고려해 볼 수 있다. 첫째, 제조업과 비제조업의 고용 변화에 대응하는 체계적인 고용안정화 정책이 요구된다. 특히 제조업 남성 고용의 지속적 감소 추세를 고려할 때, 해당 부문 종사자들의 직무 전환을 지원하는 직업훈련 프로그램 강화와 고부가가치 산업으로의 이동을 촉진하는 지원체계 구축이 필요하다. 둘째, 연령집단별 이질적인 효과를 고려하여 연령대별 특성을 고려한 맞춤형 고용 지원 정책의 도입이 필수적이다. 청년·중년층이 대중국 수입 증가에 더욱 민감하게 반응하는 점을 고려하여, 이들을 위한 취업지원 프로그램과 창업 지원 등 다각적인 진로 모색을 위한 지원책 마련이 시급하다.

제3장에서는 제2장에서 확인한 수입 증가에 따른 고용 감소가 혼인 및 출산 감소로 이어졌다는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 혼인지원금, 혹은 현재 시행 중인 출산장려금¹⁵⁾과 같은 일시적인 정책이 아니라, 청년층의 안정적인 경제활동을 지원할 수 있는 보다 장기적인 정책이 필요하다. 다시 말해, 혼인과 출산에 관한 정책적 지원보다 청년층이 경제적으로 자립할 수 있는 환경을 일차적으로 마련해 주고, 이를 토대로 혼인과 출산과 같은 장기적인 미래를 계획할 수 있도록 지원할 필요가 있다.

또 다른 결과로, 남성의 제조업 고용 감소에 따라 가정의 생계가 어려워지고, 이에 맞벌이 가구가 증가하는 것을 관찰할 수 있었다. 이는 여성의 노동시장 진입에 따라 가구의 육아 부담이 커지는 것과도 연결된다. 따라서 일과 자녀 양육의 양립이 가능한 환경을 조성하는 데 더욱 박차를 가해야 할 것이다. 구체적으로 세금 감면 혜택, 보육 지원 강화, 유연근무제 확대 등과 같은 적극적인 정책이 출산과 육아에 대한 비용 부담을 감소시킴으로써 출산율을 제고하는 방안이 될 수 있다.

마지막 결과로, 특정 지역에 제조업 고용 비중이 큰 경우에는 대중국 수

15) 현재 시행 중인 출산장려금 제도 소개와 구체적인 효과에 대한 소개는 Kim(2024)을 참고하기를 바란다.

입 증가로 인해 경제적 타격을 받을 위험이 크다는 점을 알 수 있었다. 이러한 경제적 불안정성을 해소하기 위해서는 지역경제의 다변화가 필요하다. 무엇보다 지역의 특성에 맞는 대체산업을 육성하고 신성장 동력을 발굴하여, 지역경제의 자립성과 회복력을 강화하는 것이 중요하다. 최근 급속히 바뀌고 있는 산업 전환의 흐름을 고려하면서 지역 간 격차를 줄이기 위한 정책적 방안을 모색해야 한다.

참고문헌

- 구자현(2023), 「중국으로부터의 수입증가와 지역노동시장」, 『지역산업과 고용』, pp.92~107.
- _____(2024), 「중국산 수입 변동이 지역노동시장에 미치는 영향」, 한국노동연구원.
- 김동수 · 허문구 · 이두희(2009), 「광역도시통계권 설정에 따른 지역경쟁력과 특성분석」, 『국토계획』 44(1).
- 이예림 · 김의정(2024), 「대(對)중국 수입 증가(충격)가 지역 생산 및 고용에 미치는 영향」, 『한국은행 지역경제보고서』, pp.11~28.
- 이철희(2023), 「일자리 질이 결혼과 출산에 미치는 영향: 지역 제조업 고용 비율의 효과」, 『한국경제연구』 41(2), pp.5~33.
- 조미진 · 장용준(2023), 「한·중 FTA의 중간재 수입 효과 분석」, 『산업연구(JIET)』 7(2), pp.60~94.
- 통계청(2023), 「2022년 혼인 · 이혼 통계」.
- 한국무역협회(2023), 「국가 수출입」, <https://stat.kita.net/stat/kts/ctr/CtrTotalImpExpList.screen>.
- 허정 · 정지은(2021), 「한국 제조업 시장의 중국 수입이 국내 기업들의 진입과 퇴출에 미친 영향」, 『시장경제연구』 50(1), pp.1~39.
- Acemoglu, Daron, et al.(2016), “Import competition and the great US employment sag of the 2000s,” *Journal of Labor Economics* 34(S1), S141~S198.
- Anelli, Massimo, Osea Giuntella, and Luca Stella(2024), “Robots, marriageable men, family, and fertility,” *Journal of Human Resources* 59(2), pp.443~469.
- 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.
- Autor, David, David Dorn, and Gordon Hanson(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.
- Becker, G.S.(1973), “A Theory of Marriage : Part I”, *Journal of Political Economy* 81, pp.813~846.
- Bertrand, M., E. Kamenica, and J. Pan(2015), “Gender Identity and Relative Income within Households,” *Quarterly Journal of Economics* 130, pp.571~614.
- Besedeš, Tibor, Seung Hoon Lee, and Tongyang Yang(2021), “Trade liberalization and gender gaps in local labor market outcomes : Dimensions of adjustment in the United States,” *Journal of Economic Behavior & Organization* 183, pp.574~588.
- Black, Dan A., Terra G. McKinnish, and Seth G. Sanders(2003), “Does the Availability of High-Wage Jobs for Low-Skilled Men Affect Welfare Expenditures? Evidence from Shocks to the Steel and Coal Industries,” *Journal of Political Economy* 87(9-10), pp.1921~1942.
- Black, Dan, Natalia Kolesnikova, Seth Sanders, and Lowell J. Taylor(2013), “Are ‘Children Normal’?,” *Review of Economics and Statistics* 95(1), pp.21~33.
- Borusyak, Kirill, Peter Hull, and Xavier Jaravel(2022), “Quasi-experimental shift-share research designs,” *The Review of economic studies* 89(1), pp.181~213.
- Branstetter, L. G., B. K. Kovak, J. Mauro, and A. Venancio(2019), “The China shock and employment in Portuguese firms,” Working Paper

- 26252, National Bureau of Economic Research.
- Caliendo, Lorenzo, and Fernando Parro(2022), "Trade Policy," *Handbook of International Economics* 5, pp.219~295.
- Dauth, W., S. Findeisen, J. Südekum, and N. Woessner(2017), "German robots-the impact of industrial robots on workers," IAB Discussion Paper, Articles on Labour Market Issues.
- Dauth, Wolfgang, Sebastian Findeisen, and Jens Suedekum(2014), "The Rise of the East and the Far East : German Labor Markets and Trade Integration, December 2013," *Forthcoming in : Journal of European Economic Association* 12(6), pp.1643~1675.
- De Lyon, J., and J. P. Pessoa(2021), "Worker and firm responses to trade shocks : The UK-China case," *European Economic Review* 133, 103678.
- Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum(2002). "Technology, geography and trade." *Econometrica* 70(5), pp.1741~1779.
- Giuntella, Osea, Lorenzo Rotunno, and Luca Stella(2021), "Trade shocks, fertility, and marital behavior."
- Goldsmith-Pinkham, Paul, Isaac Sorkin, and Henry Swift(2020), "Bartik instruments : What, when, why, and how," *American Economic Review* 110(8), pp.2586~2624.
- Kearney Melissa S., and Riley Wilson(2018), "Male Earnings, Marriageable Men, and Nonmarital Fertility : Evidence from the Fracking Boom," *The Review of Economics and Statistics* 100(4), pp.678~690.
- Keller Wolfgang, and Hale Utar(2018), "Globalization, Gender and the Family," *The Review of Economic Studies* 89(6), pp.3381~3409.
- Kim, Wookun(2024), "Baby bonus, fertility, and missing women," *Journal of Human Resources*.
- Koo, K. H., and Whang, U.(2018), "The rise of China and the rebound in Korea's manufacturing employment," *KIEP Research Paper*, Working paper 18-07.

- Malgouyres, C.(2017), "The impact of Chinese import competition on the local structure of employment and wages : Evidence from France," *Journal of Regional Science* 57(3), pp.411~441.
- Melitz, Marc J.(2003), "The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity," *Econometrica* 71(6), pp.1695~1725.
- Schaller, Jessamyn(2016), "Booms, Busts, and Fertility : Testing the Becker Model Using Gender-Specific Labor Demand," *Journal of Human Resources* 51(1), pp.1~29.
- Shenhav, Na'ama(2021), "Lowering standards to wed? Spouse quality, marriage, and labor market responses to the gender wage gap," *Review of Economics and Statistics* 103(2), pp.265~279.
- 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.
- 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/>.
- Watson Tara and Sara McLanahan(2011), "Marriage Meets the Joneses : Relative Income, Identity, and Marital Status," *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press 46(3), pp.482~517.
- Wilson, William J.(1987), *The Truly Disadvantaged : The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, Chicago : University of Chicago Press.
- Wilson, William J.(1996), *When Work Disappears : The World of the New Urban Poor*, New York : Alfred A. Knopf.
- Wilson, William J., and Kathryn Neckerman(1986), "Poverty and Family Structure : The Widening Gap between Evidence and Public Policy

Issues," *Fighting Poverty: What Works and What Doesn't*, edited by Sheldon Danziger and Daniel Weinberg, Cambridge, MA : Harvard University Press, pp.232~259.

[부록]

〈부표 1〉 대중국 수입 노출도가 25-44세 전출입률에 미치는 영향

Variables	25-44세		
	Total	Male	Female
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0107 (0.0167)	-0.0111 (0.0170)	-0.0101 (0.0165)
Constant	-0.788 (0.838)	-0.853 (0.895)	-0.720 (0.779)
Observations	150	150	150
R-squared	0.404	0.444	0.353

주: 〈부표 1〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-44세 인구 대비 전출입률에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈부표 2〉 대중국 수입 노출도가 25-34세 전출입률에 미치는 영향

Variables	25-34세		
	Total	Male	Female
ΔIP_{it}^{ck}	0.00532 (0.0202)	0.0127 (0.0226)	-0.00229 (0.0194)
Constant	-1.265 (1.125)	-1.529 (1.202)	-0.967 (1.049)
Observations	150	150	150
R-squared	0.544	0.573	0.486

주: 〈부표 2〉는 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 25-34세 인구 대비 전출입률에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

〈부표 3〉 대중국 수입 노출도가 35-44세 전출입률에 미치는 영향

Variables	35-44세		
	Total	Male	Female
ΔIP_{it}^{ck}	-0.0220 (0.0214)	-0.0290 (0.0247)	-0.0146 (0.0182)
Constant	-0.349 (0.641)	-0.217 (0.724)	-0.499 (0.563)
Observations	150	150	150
R-squared	0.016	-0.022	0.068

주: 〈부표 3〉은 지역의 대중국 수입 노출도가 1표준편차(약 0.8ppts) 증가하였을 때 지역 35-44세 인구 대비 전출입률에 미치는 영향을 제시함. 제시된 결과 모두 기간 고정효과와 2000년 제조업, 15-29세, 35-49세, 취업인구 비중을 통제하여 추정하였고, 추정을 위해 고소득 국가의 대중국 수입액을 도구변수로 사용함. *, **, ***는 10%, 5%, 1% 수준에서 유의미한 영향인지를 나타냄.

자료: 종속변수 - 「인구동향조사」, 독립변수 - 「UNcomtrade」, 「전국사업체조사」 및 「인구주택총조사」 2% 표본.

◆ 執筆陣

- 구자현(한국노동연구원 부연구위원)
- 안균원(한국노동연구원 부연구위원)

중국으로부터의 제조업 상품 수입 증가와
청년층 혼인 및 출산

- | | |
|------------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2024년 12월 26일 인쇄
2024년 12월 30일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 허 재 준 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조 판 · 인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호 |

© 한국노동연구원 2024 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0741-7



한국노동연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 <http://www.kli.re.kr>



9 791126 007417
ISBN 979-11-260-0741-7