



# 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

2023. 12.

이 환 용 · 고 창 수 · 홍 용 기





# 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

2023. 12.

이환웅 · 고창수 · 홍용기



## 서 언

산업구조의 급격한 변화는 특정 산업의 구조조정 혹은 산업이 쇠퇴함에 따라 발생하며 해당 산업이 집중된 지역의 노동시장에 큰 영향을 미친다. 예를 들어, 2015년 이후 발생한 조선업의 위기로 경남 통영 및 울산 지역에 대량 실직이 발생하였으며, 2018년 조선업 및 자동차산업의 위기는 군산의 지역경제에 부정적인 영향을 끼쳤다.

산업구조의 변화에 따른 노동수요충격의 여파는 많은 연구자들이 관심을 가지고 탐색하였지만 산업구조변화가 고용에 미친 영향으로 한정된 분석을 실시하였기 때문에 해당 충격이 지역경제에 전반적으로 끼친 영향을 이해하는 데 한계점이 존재한다. 산업별 노동수요의 충격에 노동자들은 지역 간 이동을 통해서 대응할 가능성이 있기 때문에 해당 충격은 지역노동시장뿐만 아니라 인구, 주택가격 등 지역경제를 구성하는 다양한 변수에 영향을 끼친다.

이에 본 연구에서는 산업구조변화에 따른 특정 지역에서 발생한 노동수요 충격이 해당 지역의 인구, 고용, 임금, 주택가격 등에 미친 영향을 포괄적으로 분석하였다. 또 나아가서는 노동수요충격이 발생한 지방정부의 세입 및 세출에 미친 영향을 살펴봄으로써 현재 우리나라의 지방재정 세입·세출 구조가 지역 단위에서 부정적인 노동수요충격에 완충 역할을 할 수 있는지 시사점을 제공하고자 하였다. 노동수요충격을 식별할 때 직접적인 충격을 받은 산업뿐만 아니라 산업 간의 파급효과를 고려하여 노동수요충격의 지리적 분포를 살펴본 점, 노동수요충격이 고용뿐만 아니라 인구, 주택, 그리고 숙련수준에 따라 이질적인지를 분석한 점, 마지막으로 해당 지방정부의 세입 및 세출에 미친 영향을 분석하고 정책적 시사점에 대해 논의한 것이 본 연구의 핵심적인 기여이다.

본 보고서는 한국조세재정연구원의 이환웅 부연구위원, 고창수 부연구위원, 그리고 홍용기 부연구위원이 집필하였다. 특히, 홍용기 부연구위원은 공

급사슬을 고려한 노동수요충격을 추정하였고, 이환웅 부연구위원은 노동수요충격을 바티변수를 통해 구축하고 노동수요충격이 지역경제에 끼친 다양한 영향을 축약형모형과 GMM 모형을 통해 분석하였다. 고창수 부연구위원은 노동수요충격이 지방정부의 세입 및 세출에 끼친 영향을 추정하는 역할을 담당하였다. 저자들은 본 연구에 도움을 준 익명의 논평자들과 기초자료를 조사·수집·정리해준 박진우 연구원과 이재국 연구원 그리고 최종 출판까지 행정지원을 해준 본원의 직원들에게도 깊은 감사의 뜻을 전하고 있다. 또한 보고서 작성과정 중 원내 중간보고와 최종보고 세미나에서 가감 없는 평가와 격려를 해준 한국노동연구원의 방형준 박사, 한국직업능력연구원의 정지운 박사, 기획재정부의 최연 사무관, 그리고 원내의 김빛마로 박사께도 무한한 고마움을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 의견이며, 본 연구원의 공식 견해가 아님을 밝힌다.

2023년 12월

한국조세재정연구원

원장 김 재 진

# 요약 및 정책적 시사점

## 1. 연구결과 요약

본 연구는 산업구조의 변화 혹은 산업별 앵커기업의 경영차질로 인해 발생한 노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 미친 영향을 분석하였다. 이를 위해 먼저 제Ⅱ장에서는 산업별 고용 추세와 이를 기반으로 한 노동수요충격의 추정방법에 대해 논의하였다. 바틱 도구변수에 기반하여 2000년부터 2019년까지의 시군구별 노동수요충격을 추정하였다. 하지만 이와 같은 방법으로 구축된 노동수요충격의 대리변수는 다른 산업부문에 미치는 간접적인 영향을 고려하지 못하기 때문에 한국은행의 산업연관표 자료를 활용하여 간접적인 효과를 고려한 노동수요충격을 추정하여 산업 간 파급효과를 고려하는 경우와 고려하지 않는 경우 노동수요충격의 지리적 분포가 어떻게 다른지 제시하였다.

제Ⅲ장에서는 노동수요충격이 인구, 고용, 주택가격 등 지역경제에 미친 영향을 분석하였다. 노동수요충격이 인구와 고용에 미치는 영향을 바틱변수를 사용하여 분석한 결과 양(+)의 수요충격은 인구와 종사자 수 증가로, 음(-)의 충격은 감소로 이어졌으며, 이러한 관계는 비선형적임을 확인하였다. 또 숙련수준에 따른 임금, 종사자 수, 주택가격 등에 미치는 영향을 분석한 결과, 양(+)의 충격에서 대졸 이상 근로자 비율은 감소하였으며 고졸 이하 종사자 임금은 감소하였고, 주택가격은 상승하는 것으로 나타났다. GMM을 사용한 분석에서는 한국의 이주비용 중요성이 미국과 비교해 상대적으로 작다는 결과가 나타났으며, 통계적으로 유의하진 않았지만 고속권 노동자층에서 이주비용의 탄력성이 저숙련자와 비교해 크게 추정되었다. 두 결과를 종합하면 양의 노동수요충격을 경험한 지역에서 저숙련자의 비율 증가와 임금 하락은 저숙련자의 이주비용이 낮아 이동이 활발하게 이루어지기 때문일 수

있다. 물론 결과에 대한 해석을 하나로 특정하기에는 보다 많은 증거가 필요하기 때문에 후속 연구의 필요성을 시사한다.

제Ⅳ장에서는 노동수요충격이 지방자치단체의 세입과 세출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 지방재정의 세입은 지역경제 여건에 의존하며, 세출은 세입 여건 및 재정의 경기대응적 역할과 관련이 있기 때문에 노동수요충격과 깊은 관련이 존재한다. 추정결과, 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입에 유의한 영향을 미쳤다. 특히 양(+)의 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입 항목에 대해 유의한 영향을 미쳤으며 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 또한 평균 대비 노동수요충격의 변화가 1 표준편차 감소하는 부정적인 충격이 발생하였을 때 세외수입은 증가하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역에서는 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 한편 세출 분석에서는 양(+)의 노동수요충격이 발생하면 교육, 문화관광, 보건 분야의 세출예산이 빠르게 증가했다. 해당 지출 분야들이 대체로 지역의 인구 규모 증가와 관련이 큰 세부사업들을 포함하고 있기 때문에 제Ⅲ장에 제시된 고용 및 인구에 대한 분석결과와 부합하는 것으로 판단된다. 반면, 음(-)의 고용수요충격에서도 총 세출과 각 분야의 증가율은 크게 감소하지 않아 세입 분석결과와 일관된 경향을 확인할 수 있었다.

## 2. 정책적 시사점

제Ⅱ장과 제Ⅲ장의 분석결과를 바탕으로 도출한 시사점은 다음과 같다. 먼저 산업의 노동수요 변화에 따른 지역 수준의 노동수요충격은 산업 간 공급사슬로 이어진 간접 효과를 고려하였을 때와 고려하지 않았을 때 충격의 지리적 분포가 매우 상이하게 나타날 수 있음을 고려할 필요가 있다. 따라서 지역기반의 지원정책을 설계할 때 위기 지역선정은 산업 간 파급효과를 고려하여 충격이 심화될 가능성이 큰 지역을 선정하고 해당 지역에 위협을

사전에 알리고 대응할 필요가 있다.

둘째, 산업의 노동수요충격에 따른 지역고용의 충격은 임금근로자에게 즉각적으로 발생할 것으로 예상되며 노동자의 숙련 수준에 따라 고용충격에 대응하는 정도가 상이하기 때문에 숙련 수준에 따라 고용충격을 신속히 경감하는 정책이 필요하다고 할 수 있다. 본 연구 제Ⅲ장의 추정결과는 미국의 실증분석 결과와 달리 부정적인 고용충격이 발생한 지역에 저숙련자의 비중이 증가하지 않음을 알 수 있었다. 부정적 고용충격이 발생할 경우 저숙련자 위주로 고용 감소가 발생하는 반면 주택가격은 저숙련자들이 이러한 충격을 상쇄할 만큼 하락하지 않기 때문으로 보인다. 이상의 분석결과를 참고할 때 부정적 고용충격이 발생하는 지역의 저숙련 임금근로자를 우선 정책대상으로 선정하여 고용충격을 경감하는 정책도 고려할 수 있을 것이다. 물론 저숙련 임금근로자들을 고용위기가 발생한 지역에 상주하게 하는 것이 해당 근로자들 입장에서 최선의 정책은 아닐 수 있다. 다만 이희선·강동우·최충(2020)에서 확인하였듯이 제조업에서의 고용 감소는 해당 지역 서비스업으로의 파급효과가 존재하기 때문에 지역수준의 충격이 연쇄적으로 확산되는 것을 방지하기 위해선 종사자들이 위기 지역에 상주하게끔 하는 것도 하나의 정책으로 고려할 수 있으며 이를 위해 저숙련자들이 주택에 지출하는 비용을 경감하는 정책 등을 고려하는 것도 필요할 것이다.

다음으로 제Ⅳ장의 분석결과는 현재 우리나라의 지방재정 세입·세출 구조가 유지될 경우 지역 단위에서 부정적인 노동수요충격이 발생하더라도 국세·지방세 구분, 지방 간 재분배 제도의 존재, 세외수입을 통한 대응 등을 통해 해당 지역의 세입 및 세출에 대한 부정적 영향은 크게 완화될 수 있음을 시사한다. 이는 지역주민들에게 반드시 필요한 공공서비스 제공 등 지방정부의 중요한 기능이 지역에 발생한 충격에 의해 크게 훼손되지 않고 일정 수준을 유지할 수 있음을 의미하며, 특정 국가와의 무역 분쟁이나 공급망 이슈로 인한 특정 산업의 업황 악화 등 향후 발생할 가능성이 있으며 지방정부 수준에서 자체적·사전적 대응이 어려운 다양한 충격들을 고려하면 바람직한 상황이라고 판단할 여지가 있다. 그러나 경제적 성과가 지역의 재정 여건에 영향을 크게 미치지 못한다면 지방정부 단위에서 경제적 성과를 향

상시키려는 노력을 경주할 인센티브가 약할 수밖에 없다는 문제가 제기될 수 있을 것이다. 이 점에 대해서는 현재의 구조를 단기간에 급격하게 변화 시키기보다는 지역별로 주어진 여건이 크게 상이하다는 점을 충분히 고려하여 효율적·효과적인 지방정부의 정책 노력을 유도할 인센티브 수단에 대해 중장기적으로 고민할 필요가 있다. 또 앞서 제시된 결과는 국가적·구조적인 경제적 충격에 의한 재정 영향과는 그 성격이 상이하다는 점에 유의해야 한다. 부정적인 노동수요충격에 대한 영향이 국지적이고 임시적일 경우에 한해 중앙정부 또는 지방 간 재원의 재분배를 통한 충격 완화가 가능할 것이기 때문이다.

## 목 차

I. 서론 .....	15
II. 산업별 고용추세 현황과 노동수요충격의 추정 .....	19
1. 산업별·지역별 고용추세 현황 .....	19
2. 바틱변수와 지역노동수요충격 .....	27
3. 공급시율을 통한 노동수요충격의 전파 .....	31
가. 산업연관표의 구조 .....	32
나. 직·간접적 노동수요충격의 지역적 귀착 .....	35
다. 산업연관표를 활용한 분석의 한계 .....	45
III. 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 .....	47
1. 선행연구 .....	47
2. 추정전략 및 분석자료 .....	50
가. 추정전략 .....	50
나. 추정전략의 타당성 검증 .....	52
다. 분석자료 .....	63
3. 분석결과 .....	65
4. 공간모형의 추정 .....	77
가. GMM 방법론 소개 .....	78
나. 공간균형모형의 소개 .....	79
다. GMM 추정 .....	86
5. 소결 .....	92

IV. 지역노동수요충격이 지방재정에 끼친 영향 .....	95
1. 선행연구 .....	95
2. 분석자료 및 추정전략 .....	96
가. 분석자료 .....	96
나. 세입항목 일치화 작업 .....	100
3. 분석결과 .....	103
가. 세입에 끼친 효과 .....	103
나. 세출에 끼친 효과 .....	109
4. 소결 .....	121
V. 요약 및 정책시사점 .....	124
1. 연구결과 요약 .....	124
2. 정책적 시사점 .....	125
참고문헌 .....	128
부록 .....	132

## 표목차

〈표 II-1〉 산업별 고용성장률(2001~2019년) .....	20
〈표 II-2〉 상품부문 분류 .....	33
〈표 II-3〉 3부문을 이용한 생산유발계수표 사례 .....	34
〈표 II-4〉 직·간접 효과를 고려했을 때 시군구별 노동수요충격의 순위 상관계수 .....	38
〈표 II-5〉 노동수요충격의 시군구별 직·간접적 귀착 .....	44
〈표 III-1〉 산업별 로템버그 가중치 .....	58
〈표 III-2〉 노동수요충격이 지역인구에 끼친 영향(로템버그 가중치 상위 산업 제외) .....	60
〈표 III-3〉 노동수요충격이 지역종사자 수에 끼친 영향(로템버그 가중치 상위 산업 제외) .....	61
〈표 III-4〉 주요 변수 기초 통계 .....	65
〈표 III-5〉 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 1 .....	69
〈표 III-6〉 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향(수도권 제외) .....	71
〈표 III-7〉 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 2 .....	76
〈표 III-8〉 GMM 방법론 파라미터 추정치 값 .....	92
〈표 IV-1〉 지방자치단체 세입항목의 변화(2002~2014년) .....	101
〈표 IV-2〉 지방자치단체 세입항목의 변화(2008~2019년) .....	101
〈표 IV-3〉 2008~2019년 세입 증가율 기초 통계 .....	103
〈표 IV-4〉 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 포함) .....	104
〈표 IV-5〉 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 제외) .....	107
〈표 IV-6〉 2008~2019년 세출 증가율 기초 통계 .....	109
〈표 IV-7〉 2008년 총세출 대비 2008~2019년 분야별 세출 증가율 기초 통계 ..	110
〈표 IV-8〉 노동수요충격 관련 회귀분석 결과(수도권 포함) .....	112
〈표 IV-9〉 노동수요충격 관련 회귀분석 결과(수도권 제외) .....	117

## 그림목차

[그림 II-1] 2001년 대비 종사자 수의 변화 .....	23
[그림 II-2] 2001~2010년 제조업 고용 증가율의 지역적 분포 .....	25
[그림 II-3] 2001~2010년 고용 증가율의 지역적 분포 .....	26
[그림 II-4] 산업별 고용 증가율의 분포 .....	29
[그림 II-5] 산업별 비중 증가율의 분포 .....	29
[그림 II-6] 노동수요충격의 지리적 분포 .....	30
[그림 II-7] 기타 운송장비 제조업(C31)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년) .....	39
[그림 II-8] 자동차 및 트레일러 제조업(C30)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년) .....	40
[그림 II-9] 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(C26)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년) .....	41
[그림 II-10] 화학물질 및 화학제품 제조업(C20)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년) .....	42
[그림 II-11] 섬유제품 제조업; 의복 제외(C13)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년) .....	43
[그림 III-1] 주택공급과 수요곡선 예시 .....	52
[그림 III-2] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 1 .....	67
[그림 III-3] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향(수도권 제외) .....	70
[그림 III-4] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 2 .....	74
[그림 IV-1] 2008~2019년 세입 유형별 추세 .....	98
[그림 IV-2] 2008~2019년 세출 분야별 증가율 .....	99
[그림 IV-3] 2008~2019년 세입 유형별 추세(세외수입 항목 조정) .....	102
[그림 IV-4] 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 포함) .....	105
[그림 IV-5] 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 제외) .....	108

---

[그림 IV-6] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 1(수도권 포함) .....	114
[그림 IV-7] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 2(수도권 포함) .....	115
[그림 IV-8] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 3(수도권 포함) .....	116
[그림 IV-9] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 1(수도권 제외) .....	119
[그림 IV-10] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 2(수도권 제외) .....	120
[그림 IV-11] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 3(수도권 제외) .....	121



---

# I. 서론

---

산업구조의 급격한 변화는 특정 산업의 구조조정 혹은 산업이 쇠퇴함에 따라 발생하며 해당 산업이 집중된 지역의 노동시장에 큰 영향을 미친다. 예를 들어, 2015년 이후 발생한 조선업의 위기로 경남 통영 및 울산 지역에 대량 실직이 발생하였으며, 2018년 조선업 및 자동차산업의 위기는 군산의 지역경제에 부정적인 영향을 끼쳤다.

국내 산업구조의 변화에 따른 노동수요충격의 영향을 탐색한 연구로는 윤윤규·강동우·유동훈(2018), 강동우·최충·전은하(2019), 이희선·강동우·최충(2020), 최충·이상협(2021) 등을 들 수 있다. 하지만 해당 연구는 산업구조변화가 고용에 미친 영향에 한정된 분석을 실시하였기 때문에 해당 충격이 지역경제에 전반적으로 끼친 영향을 이해하는 데 한계점이 존재한다. 왜냐하면 산업별 노동수요충격에 노동자들은 지역 간 이동을 통해서 대응할 가능성이 있기 때문에 해당 충격은 지역노동시장뿐만 아니라 인구 주택가격 등 지역경제를 구성하는 다양한 변수에 영향을 끼치기 때문이다. 이에 본 연구에서는 노동수요충격이 지역경제에 미친 영향을 포괄적으로 살피기 위해 산업구조변화에 따른 지역의 노동수요충격이 해당 지역의 인구, 고용, 임금, 주택가격 등에 미친 영향을 분석하였다.

한편 상술하였듯이 산업구조의 변화 과정에서 발생하는 지역의 부정적인 노동수요충격은 지역 간 원활한 노동력 이동을 통해서 일정 정도 경감될 수 있다. 가령 부정적 충격에 의한 노동수요 감소에 노동자들이 노동수요가 충분한 타 지역으로 이동함으로써 해당 충격의 여파를 완화할 수 있다. 이와 관련하여 미국에서는 노동수요충격과 노동자의 이동에 대한 많은 연구가 진행되고 있는데 노동자의 숙련 수준에 따라 지역 간 이동이 이질적으로 발생하고 있는 것으로 나타났다. 가령 Glaeser and Gyourko(2005)는 특정 지역

에 부정적 노동수요충격은 고속련자(대졸자) 비중의 감소와 관련 있음을 밝혔고 Bound and Holzer(2000)는 지역노동시장에서 대졸자 노동공급의 임금 탄력성이 저속련자와 비교해 매우 높음을 실증적으로 보여주었다. 이와 같은 현상에 대해 경제학자들은 고속련자와 저속련자 간의 이주비용(moving cost)의 차이에 주목하였다(Topel, 1986; Bound and Holzer, 2000). 즉, 지역에 부정적 고용충격이 발생하였을 때 고속련자들은 외부로의 이주비용이 낮기 때문에 다른 지역으로 쉽게 이동할 수 있는 반면에 저속련자들의 이주비용은 높아 부정적 충격이 발생한 지역에서 이주하지 못하고 머물고 있다는 것이다.

반면 최근에 주목받고 있는 연구 중에 하나인 Notowidigdo의 2020년 연구는 부정적 노동수요충격이 발생한 지역에 상대적으로 저속련자들의 이동이 적은 이유를 저속련자들의 이주비용이 높기 때문이 아니라 저속련자들이 해당 지역에 거주하면서 얻게 되는 혜택이 상대적으로 증가하였기 때문이라고 주장하였다. 그는 구체적으로 두 가지 경로의 혜택을 제시하였는데 첫 번째 경로는 주택가격 변동에 의한 혜택이다. 부정적 노동수요충격이 발생하면 해당 지역의 주택가격은 빠르게 하락해 수입 대비 주택지출 비용이 높은 저속련자들에게 상대적으로 큰 혜택으로 이어진다는 것이다. 두 번째로 부정적 수요충격은 소득수준과 연계된 복지지출의 증가로 연결되어 저속련자들이 해당 지역에 남아 있다면 상대적으로 더 많은 혜택을 받을 수 있다는 것이다. 이에 본 연구의 제Ⅲ장 제4절에서는 지역노동수요충격 귀착에 대한 이해를 위해 앞선 실증분석 결과에 더해 Notowidigdo(2020)에서 제시한 공간균형모형(Spatial Equilibrium Model)을 GMM(Generalized Method of Moments)을 통해 추정해 고속련자와 저속련자의 이주비용을 추정하고 숙련 수준에 따라 이주비용 등이 이질적인지 살피고자 하였다.

다음으로 제Ⅳ장에서는 산업구조변화에 따른 노동수요충격이 지방자치단체의 재정에 미친 영향을 분석하였다. 지방재정의 세입은 지역 경제 여건에 의존하지만 중앙정부의 경기대응적 역할과도 관련이 있기 때문에 노동수요충격과 지방재정 간에 관계의 방향성은 이론적으로 모호하다. 가령 부정적

고용충격은 지방세수를 감소시킬 수 있으나 국고보조금, 교부금<sup>1)</sup>은 증가할 수 있기 때문에 총세입에 끼치는 영향은 실증분석을 통한 추정이 필요하다. 또한 외생적인 수요충격에 대응하여 중앙정부 및 지방정부의 재정투입이 변하기 때문에 이러한 충격이 지역경제에 끼친 포괄적인 이해를 위해서는 재정투입 변화에 대한 이해가 필수적이다.

본 연구의 구성과 구성별 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 지난 20년간의 산업별 및 지역별 고용 추세와 이를 기반으로 한 노동수요충격의 추정 방법을 논의하였고, 바틱 도구변수를 사용하여 2000~2019년 동안의 시군구별 노동수요충격을 추정하였다. 다만 이 방식으로는 다른 산업부문에 미치는 간접적인 영향을 고려할 수 없기 때문에 제Ⅱ장 제3절에서는 한국은행의 산업연관표 자료를 활용하여 간접적 파급효과까지 고려한 노동수요충격의 지역적 분포를 분석하였다.

다음으로 제Ⅲ장에서는 노동수요충격이 인구, 고용, 주택가격 등 지역 경제에 미치는 영향을 분석하였다. 양(+)<sup>2)</sup>의 노동수요충격은 인구와 종사자 수를 증가시키고, 음(-)의 충격은 감소시키는 것으로 나타났으며, 이러한 관계가 비선형적(대다수의 변수에서 볼록한 형태)임을 확인하였다. 또한 주택가격 및 숙련수준에 따른 임금 및 종사자 수에 미치는 영향을 분석한 결과, 양(+)<sup>3)</sup>의 충격에서 주택가격은 증가하였으며, 대졸 이상 근로자 비율은 감소했고, 고졸 이하 종사자의 임금은 감소하는 것으로 나타났다. GMM을 활용한 분석에서는 한국의 이주비용이 미국과 비교하여 상대적으로 작은 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의하지 않았지만 고속권 노동자층에서 같은 유형의 이주자 증가에 따른 비용 탄력성이 저숙련자에 비해 높게 추정되었다.

제Ⅳ장에서는 노동수요충격이 지방자치단체의 세입과 세출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 추정결과, 노동수요충격은 보조금과 세외수입에 유의한 영향을 미쳤고 특히 양(+)<sup>4)</sup>의 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입 항목에 대해 유의한 영향을 미쳤으며 양(+)<sup>5)</sup>의 노동수요충격이 발

1) 2022년 기준 통합재정수입 약 269조원에서 지방세는 약 109조원, 지방교부세 및 보조금은 약 132조원이기 때문에(〈부표 1〉) 부정적 고용충격이 지방세입에 미치는 영향을 사전적으로 예측하기 어려운 부분이 존재한다.

생활 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 또한 평균 대비 노동수요충격의 변화가 1 표준편차 감소하는 부정적인 충격이 발생하였을 때 세외수입은 증가하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역에서는 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 세출 분석에서 양의 노동수요충격은 교육, 문화관광, 보건 분야의 세출예산을 빠르게 증가시켰다. 이는 제Ⅲ장의 고용 및 인구 분석 결과와 일치하는 경향이며, 음(-)의 고용수요충격에서도 총세출과 각 분야의 증가율은 크게 감소하지 않는 것으로 나타났다.

---

## II. 산업별 고용추세 현황과 노동수요충격의 추정

---

본 장에서는 노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 미치는 효과를 탐색하기에 앞서 산업별 고용추세와 이에 기반한 노동수요충격 추정방안에 대해서 논의하였다. 먼저 제1절에서는 지난 20년간 산업별·지역별 고용 추세를 살펴보고 제2절에서는 본 연구에서 노동수요충격의 대리변수로 사용한 바틱 도구변수를 소개하고 해당 방법론을 활용해 시군구별 2000~2019년 기간의 노동수요충격을 추정하였다. 다만 이와 같은 방식으로 노동수요충격을 계산할 경우 해당 충격이 공급사슬을 통해 경제의 타 산업부문에 미치는 간접적인 영향을 고려하지 못한다는 한계점이 발생한다. 이에 제3절에서는 한국의 행의 산업연관표 자료를 사용해 이러한 간접적인 효과를 고려한 경우와 고려하지 못한 경우 노동수요충격의 지역적 귀착이 어떻게 달라지는지 살펴본다. 비록 본 연구에서는 산업 간 간접적인 영향을 고려하지 않고 노동수요충격의 영향을 살펴봤지만 제3절의 분석을 통해 후속연구에서는 간접적 영향을 고려하는 것이 중요할 수 있음을 보이고자 하였다.

### 1. 산업별·지역별 고용추세 현황

〈표 II-1〉은 산업 중분류 기준 2001~2019년 기간 동안 고용(상용직, 비상용직, 자영업자 모두 포함)성장률을 제시하였다.<sup>2)</sup> 같은 기간 고용이 감소한 산업으로는 섬유제품 제조업, 의복 제조업, 목재 및 나무제품 제조업, 인쇄 및 기록매체 복제업, 기타 제품 제조업, 우편 및 통신업, 보험 및 연금업

---

2) 자영업자를 제외하고 계산한 시군구 수준의 종사자 수 증가율과 자영업자를 포함한 종사자 수 증가율 간의 상관관계는 0.9881로 매우 높은 것으로 나타나 본 연구에서는 자영업자까지 포함하여 고용충격을 계산하였다.

등이 존재하지만 대부분의 산업에서 고용은 증가하는 것으로 나타났다. 다만 고용 증가수준은 산업별로 큰 차이가 있다는 것을 확인할 수 있다. 반면 Notowidigdo(2020)에서 확인할 수 있듯이 미국은 상당히 많은 산업에서 고용 감소가 관측된다.

〈표 II-1〉 산업별 고용성장률(2001~2019년)

(단위: %)

중분류명	산업 코드	고용 비중 <sup>1)</sup>	산업의 고용성장률		
			평균	2001~2010년	2010~2019년
비금속광물 광업; 연료용 제외	7	0.09	-4.72	-19.78	10.34
식품품 제조업	10	1.89	19.79	-0.66	40.24
음료 제조업	11	0.07	42.37	-40.58	125.32
섬유제품 제조업; 의복제외	13	1.82	-17.66	-39.87	4.55
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	14	1.9	-23.62	-36.28	-10.97
가죽, 가방 및 신발 제조업	15	0.54	-22.76	-49.73	4.21
목재 및 나무제품 제조업; 가구 제외	16	0.33	-1.73	-27.01	23.54
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	17	0.5	10.92	-7.21	29.06
인쇄 및 기록매체 복제업	18	0.65	-0.11	-8.43	8.20
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	19	0.01	230.96	432.72	29.20
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	20	0.92	26.77	-7.33	60.87
의료용 물질 및 의약품 제조업	21	0.32	26.99	-39.41	93.39
고무 및 플라스틱제품 제조업	22	1.4	31.66	35.38	27.95
비금속 광물제품 제조업	23	0.7	11.19	-8.85	31.24
1차 금속 제조업	24	0.87	22.80	24.79	20.81
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	25	2.24	36.01	50.06	21.97
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	26	2.72	6.42	19.60	-6.76
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	27	0.45	55.93	48.17	63.69
전기장비 제조업	28	1.62	19.08	-4.09	42.24
기타 기계 및 장비 제조업	29	2.59	26.16	17.84	34.48
자동차 및 트레일러 제조업	30	1.29	37.51	38.88	36.14

〈표 Ⅱ-1〉의 계속

(단위: %)

중분류명	산업 코드	고용 비중 <sup>1)</sup>	산업의 고용성장률		
			평균	2001~2010년	2010~2019년
기타 운송장비 제조업	31	0.92	7.44	9.20	5.68
가구 제조업	32	0.51	8.79	-0.48	18.06
기타 제품 제조업	33	0.66	-1.35	-31.52	28.83
산업용 기계 및 장비 수리업	34	0.26	45.15	1.08	89.21
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	35	0.08	38.47	0.18	76.77
하수, 폐수 및 분뇨 처리업	37	0.03	75.71	23.16	128.25
폐기물 수집, 운반, 처리 및 원료 재생업	38	0.16	83.36	113.35	53.37
종합 건설업	41	1.65	58.18	105.56	10.80
전문직별 공사업	42	3.64	63.91	88.76	39.05
자동차 및 부품 판매업	45	0.9	16.90	8.80	24.99
도매 및 상품 중개업	46	6.89	30.13	26.55	33.72
소매업; 자동차 제외	47	14.02	7.86	-5.25	20.98
육상운송 및 파이프라인 운송업	49	5.24	15.54	19.05	12.03
수상 운송업	50	0.12	16.99	27.56	6.41
항공 운송업	51	0.11	62.92	96.07	29.78
창고 및 운송 관련 서비스업	52	0.97	42.32	53.58	31.07
숙박업	55	1.12	20.65	13.82	27.48
음식점 및 주점업	56	13.87	20.57	5.41	35.73
출판업	58	1.36	32.50	25.34	39.67
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	59	0.2	41.91	13.59	70.23
방송업	60	0.1	11.21	17.94	4.48
우편 및 통신업	61	0.67	-28.40	-38.09	-18.70
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	62	0.16	171.32	275.48	67.16
정보서비스업	63	0.15	61.60	80.57	42.63
금융업	64	1.42	0.46	-2.97	3.89
보험 및 연금업	65	2.26	-11.17	-3.99	-18.35
금융 및 보험 관련 서비스업	66	0.53	86.47	146.33	26.62
부동산업	68	1.67	42.45	34.66	50.23
연구개발업	70	0.16	240.62	366.60	114.64
전문 서비스업	71	1.09	80.36	129.83	30.90

〈표 II-1〉의 계속

(단위: %)

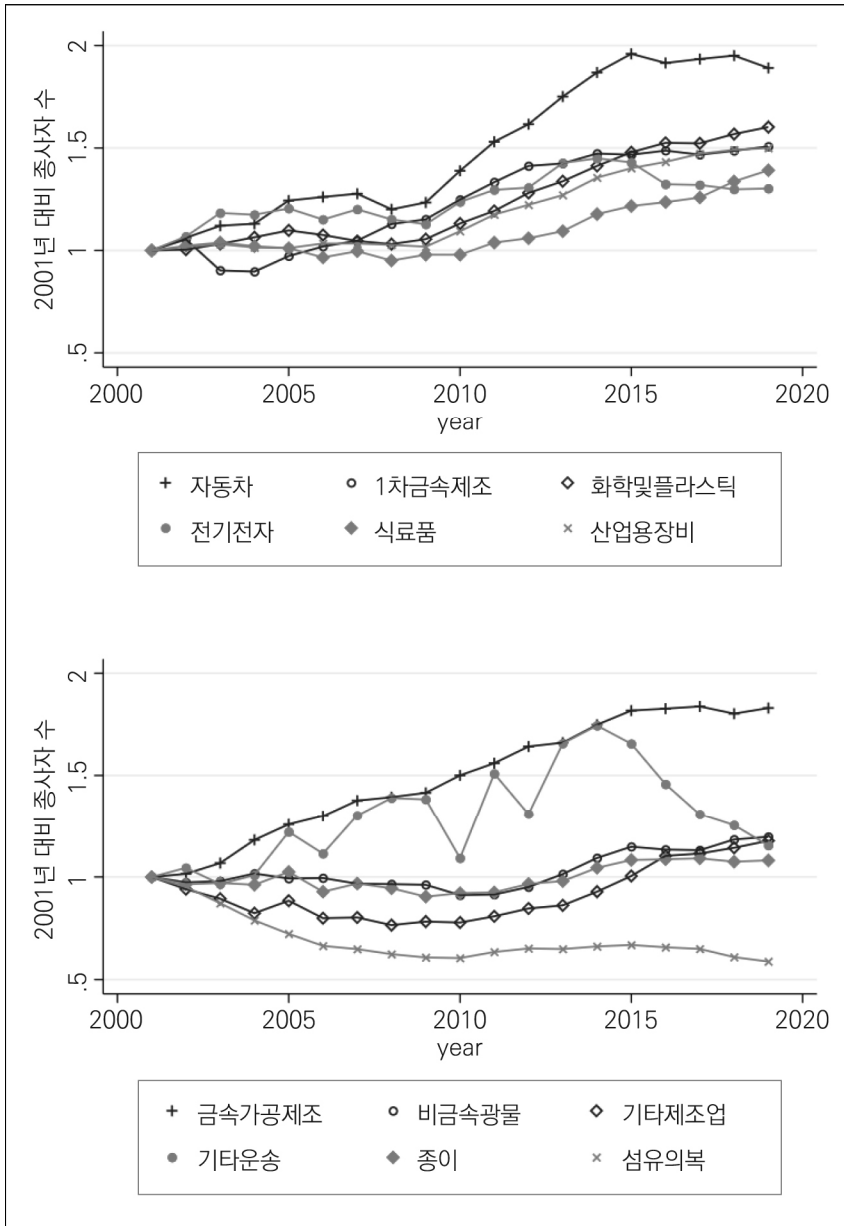
중분류명	산업 코드	고용 비중 <sup>1)</sup>	산업의 고용성장률		
			평균	2001~2010년	2010~2019년
건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	72	0.97	65.14	98.74	31.55
기타 전문, 과학 및 기술 서비스업	73	0.27	55.88	58.90	52.86
사업시설 관리 및 조경 서비스업	74	0.55	111.81	158.85	64.76
사업지원 서비스업	75	1.86	111.39	187.65	35.13
임대업; 부동산 제외	76	0.49	29.99	-22.84	82.81
교육 서비스업	85	4.1	13.83	11.87	15.80
보건업	86	1.81	69.24	90.94	47.55
사회복지 서비스업	87	0.4	227.13	358.15	96.10
창작, 예술 및 여가 관련 서비스업	90	0.02	497.98	900.26	95.70
스포츠 및 오락 관련 서비스업	91	1.27	41.35	46.90	35.79
개인 및 소비용품 수리업	95	1.63	12.52	19.11	5.92
기타 개인 서비스업	96	2.76	17.95	22.90	13.00

주: 1) 고용 비중은 2001년을 기준으로 63개 산업에서 각 산업이 차지하는 비중을 통해 계산  
 자료: 통계청, 「전국사업체조사」, 2001~2019 자료를 활용하여 저자 계산

한국의 많은 산업에서 같은 기간 고용 감소가 관측되지 않는 이유는 명확하지 않지만 분석기간(2001~2019년) 경제활동가능인구(15~64세) 증가에 따른 경제활동인구의 증가가(25.2%) OECD 평균인 17.3%보다 높았다는 점도 고용 감소가 관측되지 않은 이유로 판단된다(부도 2 참조). 또 다른 이유로는 정책금융 등의 영향으로 한국 기업이 퇴출되는 빈도가 타 국가와 비교해 적음에서 발생하였을 수도 있다.

같은 기간 한국의 고용이 타국과 비교해 전반적으로 증가한 원인을 밝히는 것과 별개로 산업 전반에서의 고용 증가는 노동수요를 어떻게 측정할지에 대한 실질적인 문제를 발생시키게 된다. 이에 제Ⅱ장 제2절에서는 대부분의 산업에서는 고용 감소가 발생하지 않는 상황에서 한국의 노동수요측격에 대한 대리변수를 어떻게 설정할지에 대하여 논의한다.

[그림 II-1] 2001년 대비 종사자 수의 변화



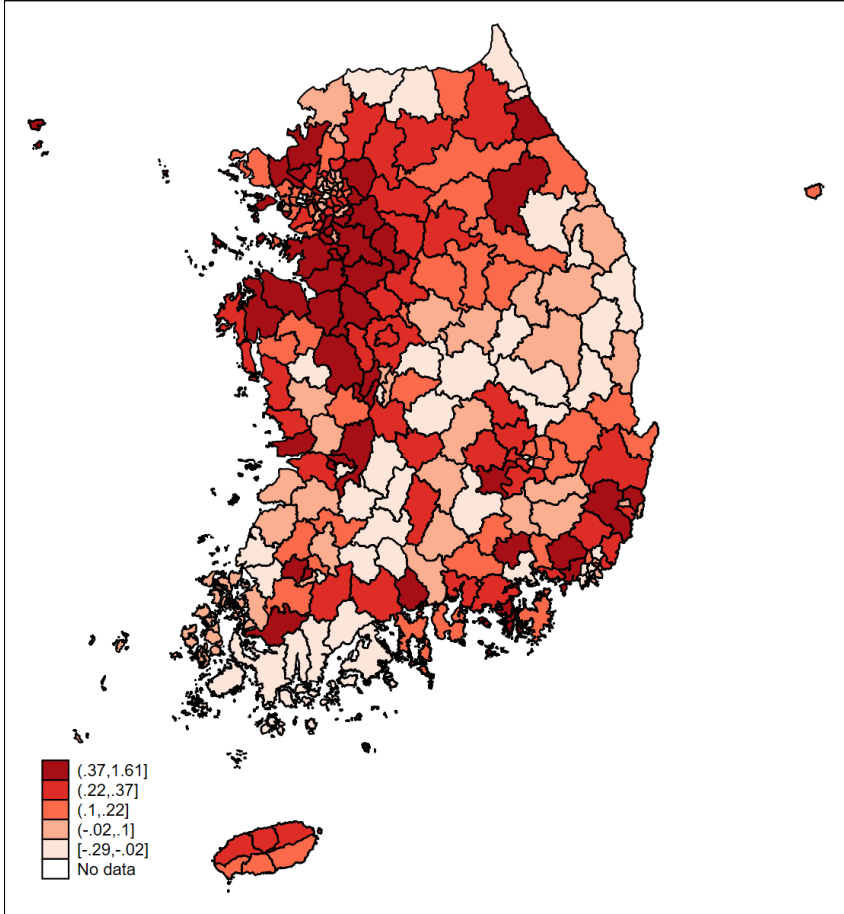
자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

한편 [그림 II-1]은 전국사업체조사의 산업별·연도별 종사자 수 정보를 활용하여 2001년 대비 종사자 수의 변화를 제시하였다. 중분류 수준에 모든 산업의 고용추세를 하나의 그림에 제시하기는 어렵기 때문에 여기에서는 Acemoglu and Restrepo(2020)에서 활용한 산업분류 수준에서 연도별 추세를 제시하였다. 제조업 중에서 고용이 꾸준히 증가한 산업(화학 및 플라스틱, 자동차, 금속가공제조), 고용변화가 없는 산업(종이, 비금속광물), 고용이 꾸준히 감소한 산업(섬유·의복), 고용의 증감이 관측되는 산업(조선업, 기타 제조업, 1차 금속제조)으로 유형화가 되는 걸 확인할 수 있지만 서두에서 언급하였듯이 대부분의 산업에서 전반적인 고용 증가가 관측되고 있음을 알 수 있다.

본 분석에서는 해당 산업들의 고용변화를 지역별로 배분하여 노동수요에 부정적 고용충격뿐만 아니라 긍정적 고용충격이 지역경제에 미치는 영향을 분석하는데 [그림 II-2]와 [그림 II-3]은 2001~2010년 기간 동안 제조업 고용 증가율 및 전체 고용 증가율의 지역적 분포를 제시하였다. 제조업 및 전체 산업의 고용 증가율을 동시에 제시한 것은 시군구의 노동수요충격을 측정할 때 제조업의 종사자 수 증가율을 사용할지 아니면 전체 산업의 종사자 수 증가율을 사용할지 선택이 필요하기 때문이다. 본 연구에서는 전체 산업의 고용변화를 활용하여 노동수요충격을 구축하였는데 왜냐하면 제조업 고용이 감소하는 지역이 반드시 노동수요의 부정적 충격을 받았다고 보기 어렵기 때문이다. 가령 수도권에 속한 지자체들의 경우 제조업 고용은 감소하였지만 서비스업 고용이 증가하였기 때문에 해당 지역에 부정적 노동수요충격이 발생하였다고 말하기는 어렵다. 참고로 노동수요충격과 지역경제 간의 관계에 대한 가장 중요한 연구인 Notowidigdo(2020)의 경우에도 모든 산업의 종사자 수 변화를 활용하여 노동수요충격을 측정하였다.<sup>3)</sup>

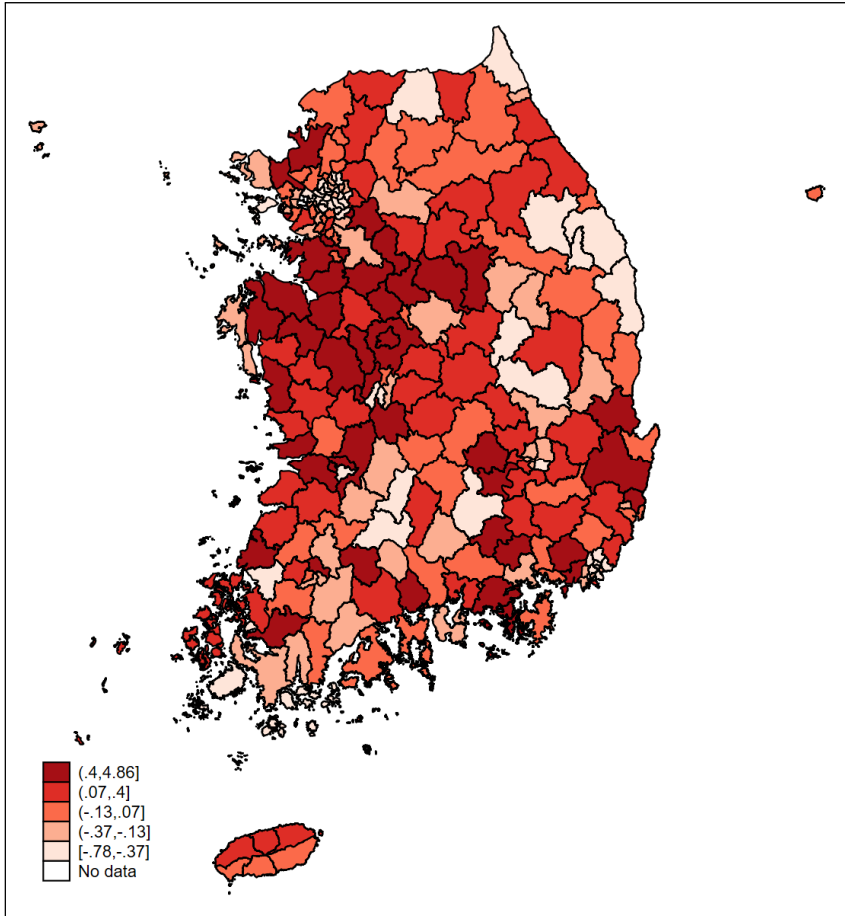
3) 다만 한국의 산업도시들의 고용 감소에 의한 충격을 논의하기 위해서는 제조업 고용을 기반으로 노동수요충격을 측정할 필요가 있는데 이에 강건성 검증 측면에서 본고에서는 수록하지 않았지만 제조업고용의 변화에 기반한 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 역시 분석하였다. 분석결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

[그림 II-2] 2001~2010년 제조업 고용 증가율의 지역적 분포



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

[그림 II-3] 2001~2010년 고용 증가율의 지역적 분포



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

[그림 II-2]와 [그림 II-3]을 살펴보면 경기도 남부, 천안·아산, 부산·울산 광역시 전체에서 제조업 고용의 증가율이 높은 것으로 나타났으며 전북·경북·강원도 내륙 전체의 제조업 고용 증가율이 타 지역과 비교해 전반적으로 부진한 것으로 나타났다. 이렇게 지역별 고용 증가율은 쉽게 계산할 수 있기 때문에 해당 지역의 고용 증가율을 지역의 노동수요충격의 대리변수로 활용하는 것을 고려해볼 수도 있다. 하지만 해당 지역의 고용 증가

율은 해당 지역의 노동공급과 노동수요의 변화에 의해 결정되기 때문에 노동공급곡선의 변화에 의해서도 일정 부분 결정된다. 가령 천안·아산의 고용 증가는 고속철도 개통 등 지역 정주 여건 개선에 따른 노동공급의 변화에서 기인하는 부분도 있을 것으로 판단된다.

따라서 지역수준의 노동수요충격 변수를 구축하기 위해서는 지역의 노동공급곡선에는 영향을 주지 않고 지역의 노동수요함수에만 영향을 끼치는 요인만 활용해야 하는데 바티크는 그의 1991년 저서<sup>4)</sup>에서 지역별 노동수요 충격을 대리하는 변수로 기준 시점의 산업 비중을 사용하여 ‘예측된’ 고용 증가율 변수를 구축하였다. 본 연구에서도 산업수준의 고용 증가 및 감소를 지역에 배분하는 바티크변수를 대리변수로 활용하여 지역수준의 노동수요충격이 지역경제에 미친 영향을 실증분석하였는데 지역노동수요충격 변수 구축과 관련한 자세한 사항은 다음 제2절에서 논의하였다.

## 2. 바티크변수와 지역노동수요충격

T. J. 바티크는 1991년 출간한 저서에서 지역별로 노동수요의 변화를 대표할 수 있는 지표로 분석 초기시점의 산업구성 비율을 활용해 지역별 ‘예상된’ 고용 증가율을 산출했다. 그가 ‘실제’ 고용 증가율 대신 ‘예상된’ 고용 증가율을 노동수요의 대리변수로 선택한 이유는 지역별 고용량이 노동수요와 공급 양쪽 모두에 영향을 받는다고 보았기 때문이다. 즉, 지역 노동시장에 미치는 노동수요의 변동이 지역 고용과 임금에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하기 위해선, 지역 고용량의 변화 중 노동 공급의 변동에 따른 부분을 배제하는 것이 필요했고 이러한 목적으로 바티크 도구변수는 개발되었고 현재 실증분석을 수행하는 많은 경제학 분야에서 활발히 사용되고 있다.

구체적으로 바티크 도구변수는 각 지역의 산업별 비중(shares)을 국가 차원에서의 산업별 고용 증가율(shocks)과 결합하여 산출되는데 1지역의 바티크

---

4) Bartik, T. J., *Who benefits from state and local economic development policies?*, 1991.

도구변수를 수학적으로 표현하면 다음과 같다.

$$Bartik_l = \sum_k z_{lk} g_k \quad \text{식 (II-1)}$$

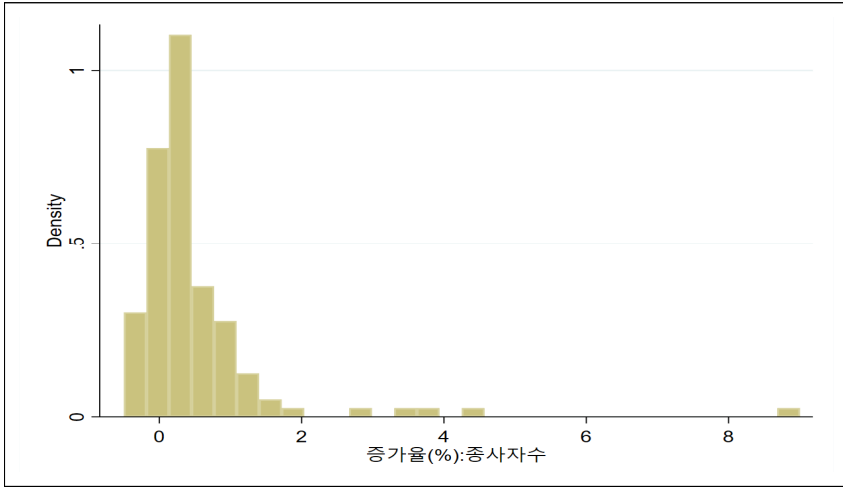
이 공식에 따르면  $z_{lk}$ 는 특정 지역  $l$ 의 총고용에서 산업  $k$ 의 고용이 차지하는 비율을 의미하며,  $g_k$ 는 그 산업  $k$ 의 전국적인 고용 증가율을 표시한다.

바티변수의 구축을 위해 가장 핵심적인 항목은 산업별 고용 증가율  $g_k$ 인데 [그림 II-4]에서는 중분류 수준 63개 산업의 2001~2010년, 2010~2019년 고용 증가율의 분포를 제시하였다. 앞서 언급한 것처럼 일부 산업을 제외하고 대부분의 산업에서 고용이 증가하였기 때문에 분포는 매우 비대칭적이며 오른쪽 꼬리가 긴 형태를 띠고 있다. 따라서 모든 산업의 고용이 대체적으로 증가하는 상황에서 노동수요의 양(+)과 음(-)의 충격은 상대적인 개념에서 구축될 필요가 있다. 가령 지난 20년간 생산가능인구가 지속적으로 증가하였는데 종사자 수가 동일하다면 인구 대비 고용은 감소하는 것을 의미하기 때문에 이런 식의 개념을 차용하여 노동수요충격 변수를 구축하는 것이다.

다시 말해 산업별 고용 증가율을 지역마다 산업별 비중을 활용하여 지역에 배분한 후 생산가능인구 대비 고용이 얼마만큼 변화하였는지 계산하는 것을 고려해볼 수 있다. 다만 산업의 노동수요충격에 특정 지역이 노출되었을 때 인구 역시 변화할 수 있기 때문에 인구 대비 종사자 수 개념을 적절히 적용해 노동수요충격을 측정하는 것은 굉장히 어려운 일이 된다. 따라서 본 연구에서는 산업별 고용 증가율 대신 산업별 비중의 증가율을 계산하고 지역별 해당 산업의 비중을 활용하여 배분하는 방식을 사용하였다. 특정 지역에 종사자 수의 변화가 없더라도 산업 비중이 감소하는 산업(가령 의류산업)이 집중되어 있다면 경제활동인구가 증가하는 상황에서 해당 지역은 노동수요의 음(-)의 충격이 발생하였다고 가정하는 것은 어느 정도 타당하다고 판단된다.<sup>5)</sup>

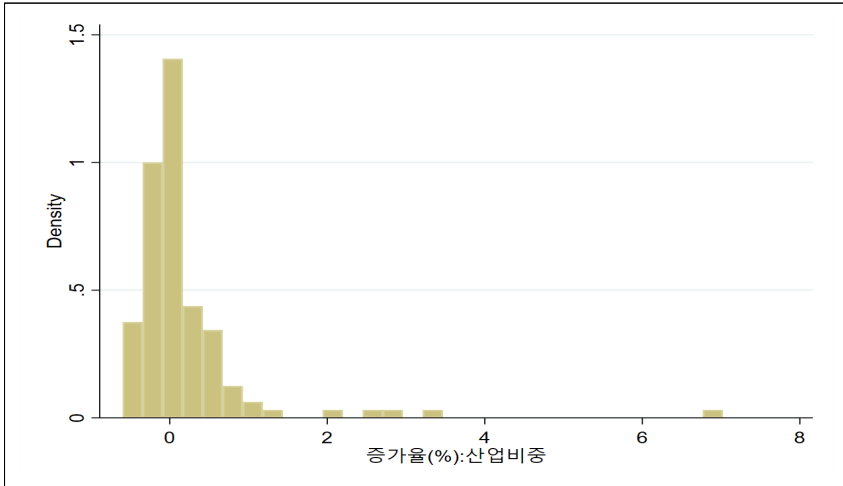
5) 이와 같은 개념에 기반한 충격의 정의는 경제충격의 영향을 지역적 특성과 연계해 분석하는 지리경제학 분야에서도 확인할 수 있다. 가령 Cainelli et al.(2019)은 2008년 금융위

[그림 II-4] 산업별 고용 증가율의 분포



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

[그림 II-5] 산업별 비중 증가율의 분포



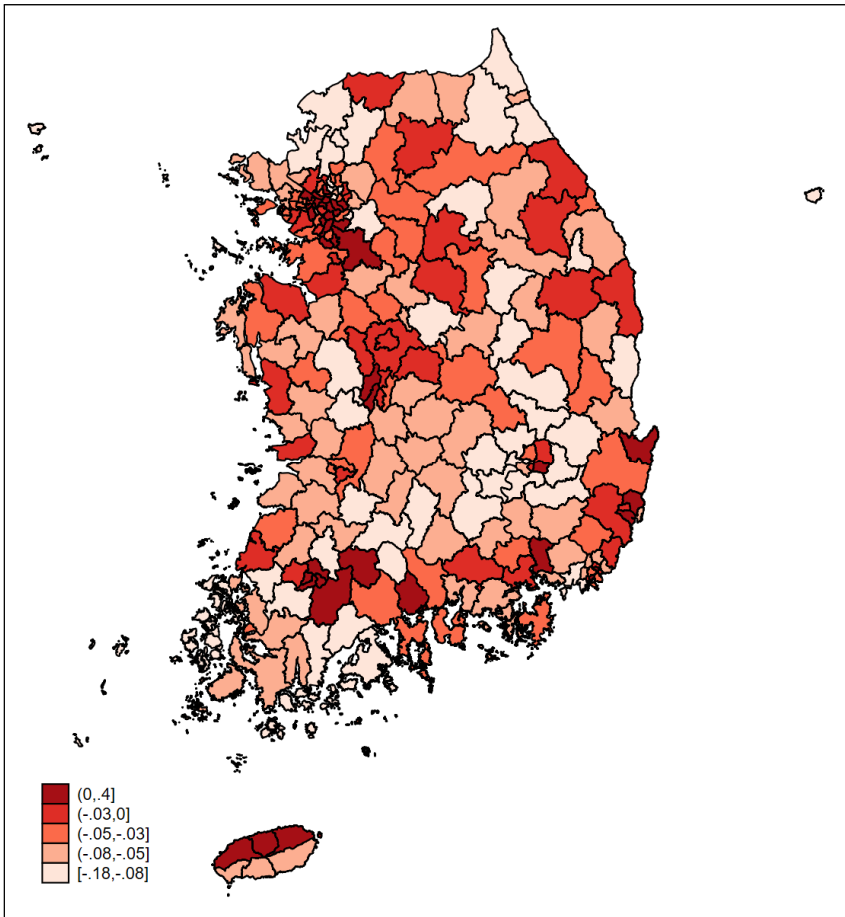
자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

기 이후 지역경제의 회복이 지역의 산업구조의 기술연관성과 수직연관성에 따라 이질적으로 발생하는지를 살펴보았는데 지역의 회복력 정도를 국가 평균고용 증가율과의 상대적인 개념을 통해서 측정하였다.

[그림 II-5]는 산업별 비중 증가율의 분포를 보여주는데 0을 기준으로 매우 비대칭적인 분포를 가졌던 고용 증가율과 달리 산업별 비중 증가율의 분포 자체가 왼쪽으로 이동하여 보다 대칭적인 분포를 가지고 있음을 확인할 수 있다.

마지막으로 [그림 II-기은 식 (II-1)]을 활용해 산업 비중에 기반한 고용 증가율을 지역적으로 배분하여 구축된 지역수요충격의 지리적 분포를 제시하였

[그림 II-6] 노동수요충격의 지리적 분포



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

다.<sup>6)</sup> 해당 그림에서 발견되는 특이한 점은 조선업 공장이 위치한 거제 및 울산광역시에도 양의 노동수요충격이 관측된다는 점이다. 이는 조선업에서 발생한 부정적 수요충격과 회복기간이 분석기간 내에 포함되어 있기 때문이다. 따라서 조선업 불황에 따른 노동수요충격의 영향을 분석하기 위해서는 분석기간의 조정이 필요하다. 하지만 본 분석은 특정 산업의 노동수요충격이 지역경제에 미치는 파급효과를 보는 대신 산업 전반에서 발생하는 부정적·긍정적 노동수요충격의 효과를 탐색하는 것에 목적이 있기 때문에 분석기간을 조정하지 않았다. 이러한 점에서 본 연구는 조선업 불황이 지역고용에 미친 영향을 탐색한 선행연구들과도 뚜렷한 차별점을 가진다고 판단된다.

### 3. 공급사슬을 통한 노동수요충격의 전파

본 연구에서는 노동수요충격을 산업별 노동수요의 변화에 기반해 추정하고 해당 충격이 지역경제와 지방재정에 끼친 영향을 분석하였다. 하지만 특정 산업에서 발생한 수요충격의 직접적인 영향만을 고려하기 때문에 한계점이 존재한다. 한 산업에 수요충격이 발생하면 그 일차적 영향은 해당 산업이 많이 소재한 지역에 집중되나 엄밀한 분석을 위해서는 해당 산업이 사용하는 중간재를 생산하는 산업에서 발생할 간접적인 영향 역시 함께 고려해야 한다. 이렇듯 산업 간 파급효과를 고려하지 않고 지역별 노동수요충격을 추정하고 노동수요충격의 경제적 효과를 추정하면 효과추정에 편의가 발생할 가능성도 존재한다. 따라서 산업 간 파급효과를 고려하여 노동수요충격을 추정하고 이에 기반한 모형을 개발하는 것은 노동수요충격의 파급효과를 보다 엄밀하게 이해하는 데 큰 도움이 될 것으로 판단된다.

이에 본 절에서는 이러한 모형 개발의 기초작업으로서 특정 산업에서 발생한 수요충격의 직접적인 영향만을 고려하는 경우와 산업연관표의 투입산

6) 엄밀히 말하면 식 (Ⅱ-1)을 활용하여 바티변수를 구축할 경우 바티도구변수의 내생성 문제가 발생할 수 있기 때문에 제Ⅲ장에서 제시한 식 (Ⅲ-2)를 사용하였다.

출구조를 통한 간접적인 충격을 함께 고려하는 경우 어떠한 차이가 존재하는지를 탐색하였다. 구체적으로 산업 간 파급효과를 고려할 때 노동수요충격의 지리적 분포가 간접 효과를 고려하지 않는 경우와 비교해 어떻게 달라지는지를 시각적으로 제시하고 이를 통해 후속 연구에서 이러한 측면을 고려해야 할 필요성을 제기하였다.

본 절의 분석결과를 해석하는 데 있어 한 가지 주의해야 할 점은 산업연관표에 기반한 노동수요충격의 추정엔 충격이 발생한 산업에서 중간재를 구매하는 하류(downstream) 산업의 영향을 포함하지 않기 때문에 산업 간 파급효과를 과소 추정하게 된다는 점이다. 예를 들어 철강산업에 외생적 수요충격이 발생하여 큰 공장들의 영업을 중단될 경우 철강의 국내 가격 및 국내 기업의 외국으로부터의 철강수입 등의 행태가 변동할 수 있다. 물론 이러한 효과를 분석하기 위해서는 철강산업에 있었던 수요충격이 어떤 경제부문에서 발생한 것인지 등에 대한 추가적인 고려가 필요할 것이다. 하지만 본 절의 목적은 투입산출구조를 통한 간접적 영향을 엄밀하게 추정하는 것이 아니라 간접적 영향력의 중요성을 보여주는 예시를 제공하는 것이므로 여기에서는 수요충격이 발생한 산업에 중간재를 공급하는 산업에 미치는 영향만을 이용하여 파급효과를 분석하였다.

### 가. 산업연관표의 구조

산업연관표는 일반적으로 1년간 경제 내에서 발생하는 재화와 서비스의 모든 거래내역을 상품 혹은 산업 분류로 나누어 기록한 통계표를 지칭하며,<sup>7)</sup> 공급사슬을 통한 간접 영향을 분석하는 경제학 연구에서 중요한 도구로 사용된다. 직관적으로 볼 때, 산업연관표는 한 상품(산업)을 생산하기 위해 경제 내의 다른 상품(산업)들이 각각 얼마나 많이 사용되는지를 일목요연하게 보여준다고 직관적으로 해석할 수 있다.

7) 본 절에서 소개하고 있는 산업연관표에 대한 내용은 한국은행(2019)을 참조하여 작성되었다.

〈표 II-2〉 상품부문 분류

구분	기본부문	통합소분류	통합중분류	통합대분류
상품분류	381(384)	165(161)	83(82)	33(30)
농림수산물	25(25)	8(8)	5(5)	1(1)
광산품	9(9)	4(4)	2(2)	1(1)
공산품	234(239)	91(88)	37(38)	14(13)
전력·가스·수도 및 폐기물	13(13)	7(7)	5(5)	2(2)
건설	15(15)	7(7)	2(2)	1(1)
서비스	84(83)	47(47)	31(30)	13(12)
기타	1(0)	1(0)	1(0)	1(0)

주: 괄호 안은 2010년 기준 상품분류  
 자료: 한국은행(2019), pp. 288~292 내용을 바탕으로 저자 정리

산업연관표는 작성형식에 따라 크게 투입산출표와 공급사용표로 구성된다. 투입산출표는 ‘상품×상품’의 행렬 형태로 생산에 사용되는 투입과 산출 구조를 나타낸다. 이때 상품의 분류는 〈표 II-2〉와 같은 단위로 이루어져 있으며, 각 상품(재화 및 서비스)이 다른 상품의 생산에 얼마나 많이 사용되는지를 보인다. 이는 투입과 산출 모두 상품이라는 통일된 구분을 기준으로 이루어져 있어 결과 해석이 용이하다는 장점이 있어 분석에 많이 이용되며, 본 장의 분석 역시 투입산출표를 기준으로 작성하였다.<sup>8)</sup> 반면, 공급사용표는 각 산업별 상품의 공급(공급표)과 사용(사용표)에 대한 정보를 ‘상품×산업’의 행렬 형태로 정리하여 보인다.

또한 산업연관표는 간접적 투입산출구조를 어떤 단계까지 포함하여 분석할지에 따라 투입계수표와 생산유발계수표로 나누어 구분할 수 있다. 투입산출표를 기준으로 했을 때, 투입계수표는 한 상품의 생산에 다른 상품의 직접적 투입이 얼마나 들어가는지를 보이고 있으며 생산유발계수표는 직접적 투입 이외에도 간접적 투입을 포함한다. 예를 들어, 자동차라는 상품을 생산하기 위해서는 타이어라는 상품의 직접적인 투입이 필요하며 이는 투입

8) 본 장의 모든 분석은 통합중분류를 이용하여 작성된 2015년 투입산출표 중 주거대표인 생산자가격평가표를 기준으로 작성되었다.

계수표와 생산유발계수표 모두에 반영된다. 하지만 타이어를 생산하려면 고무 등의 또 다른 상품의 간접적 투입이 필수적인데, 이는 직접적 투입만을 집계하는 투입계수표에는 반영되지 않으나 생산유발계수표에는 반영된다. 또한 더 나아가 간접적 투입인 고무를 생산하려면 화학제품 등의 또 다른 상품이 필요할 수 있는데, 생산유발계수표는 이러한 모든 단계의 간접적 투입을 포괄적으로 집계하여 제공한다. 이와 같이 일반적으로 한 부문에서 발생하는 충격이 직접적인 중간재 공급자에게 미치는 영향을 분석하기 위해서는 투입계수표를 이용하고, 간접적인 공급자에게 미치는 영향에 대한 종합적 분석은 생산유발계수표를 이용하여 진행된다.

〈표 II-3〉은 생산유발계수표가 어떻게 구성되어 있는지를 간략히 보여준다. 행렬구조로 작성된 생산유발계수표에서 세로(열) 방향은 투입구조를 나타내며, 가로(행) 방향은 분배구조를 나타낸다.

더 나아가, 산업연관표를 이용해 노동수요에 미치는 영향 역시 분석할 수 있다. 이는 투입산출구조를 통해 한 상품의 최종수요가 직·간접적으로 다

〈표 II-3〉 3부문을 이용한 생산유발계수표 사례

구분	1부문	2부문	3부문	행 합계
1부문	$r_{11}$ 1부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 1부문의 산출단위	$r_{12}$ 2부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 1부문의 산출단위	$r_{13}$ 3부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 1부문의 산출단위	$r_{1.} = \sum_{j=1}^3 r_{1j}$ 각 부문의 최종수요가 한 단위씩 증가하였을 때 이를 충족하기 위하여 필요한 1부문의 산출단위
2부문	$r_{21}$ 1부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 2부문의 산출단위	$r_{22}$ 2부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 2부문의 산출단위	$r_{23}$ 3부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 2부문의 산출단위	$r_{2.} = \sum_{j=1}^3 r_{2j}$ 각 부문의 최종수요가 한 단위씩 증가하였을 때 이를 충족하기 위하여 필요한 2부문의 산출단위

〈표 II-3〉의 계속

구분	1부문	2부문	3부문	행 합계
3부문	$r_{31}$ 1부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 3부문의 산출단위	$r_{32}$ 2부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 간접적으로 필요한 3부문의 산출단위	$r_{33}$ 3부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 3부문의 산출단위	$r_{3.} = \sum_{j=1}^3 r_{3j}$ 각 부문의 최종수요가 한 단위씩 증가하였을 때 이를 충족하기 위하여 필요한 3부문의 산출단위
열 합계	$r_{.1} = \sum_{i=1}^3 r_{i1}$ 1부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 전 부문의 산출단위	$r_{.2} = \sum_{i=1}^3 r_{i2}$ 2부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 전 부문의 산출단위	$r_{.3} = \sum_{i=1}^3 r_{i3}$ 3부문의 최종수요 한 단위를 충족하기 위하여 직·간접적으로 필요한 전 부문의 산출단위	

자료: 한국은행(2019), p. 23

양한 상품의 생산을 유발하고, 유발된 생산이 다시 노동수요를 유발하는 메커니즘에 기초한다. 이러한 구조를 통해 한 산업의 충격이 노동에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 생산유발계수표에 기초하여 작성된 고용유발계수표를 사용한다. 먼저 고용계수는 상품의 한 단위(10억원)의 생산에 필요한 노동량을 지칭하는데,<sup>9)</sup> 고용유발계수는 이를 최종수요 한 단위당 직·간접적 생산유발효과를 나타내는 생산유발계수와 곱하여 계산된다. 즉, 고용유발계수는 한 산업에 발생한 10억원의 최종수요 변동이 파생되는 직·간접적 생산유발효과를 모두 감안했을 때 어떤 크기의 총노동수요를 유발하는지를 보여준다.

#### 나. 직·간접적 노동수요충격의 지역적 귀착

본 장에서는 한 산업에서 발생한 수요충격이 해당 산업의 노동수요에 미

9) 이때 노동량에 자영업자와 무급가족종사자를 포함하지 않고 피용자만을 기준으로 할 경우 취업계수가 아닌 고용계수로 지칭한다.

치는 영향만을 분석한 경우와 직·간접적 생산유발효과를 통해 타 산업의 노동수요에 미치는 영향까지 포괄적으로 분석한 경우 시군구별로 받는 영향이 어떻게 달라지는지 분석한다.

여기에서는 두 가지 시나리오를 통해 이러한 분석을 실행한다. 첫 번째는 직접적 노동수요충격이 각 시군구에 미치는 영향이다. 이를 위해 특정 산업에서 발생한 수요충격이 해당 산업의 노동수요에 미칠 영향만을 계산하고, 이것이 전국사업체조사상의 시군구별 산업 분포에 따라 비례적으로 배분될 것으로 가정하여 시군구별 노동수요충격을 계산하였다. 이는 본 연구의 제Ⅱ장을 포함하여 황세원·고동현·서재교(2019) 등 관련 연구에서 산업 간 연관관계에 대해 명시적으로 고려하지 않고 노동수요충격에 대해 분석한 것을 대표하는 일종의 대리변수로 해석할 수 있다.

반면, 두 번째는 공급사슬을 통한 간접적 영향까지 함께 고려한 시군구별 노동수요충격이다. 여기에서는 수요충격이 산업 간 투입산출구조를 통해 다른 산업의 노동수요에 미치는 직·간접적 영향까지 함께 계산하여, 그러한 영향이 전국사업체조사상의 시군구별 산업 분포에 따라 배분되는 경우를 상정하였다. 이를 통해 단순히 직접적 영향만을 보았을 경우와 비교하여 간접적 영향을 함께 본 경우 연구자가 노동수요충격의 지역적 귀착을 상당히 다르게 인식하게 됨을 보였다.

물론, 이러한 방식은 생산구조에 대해 상당히 강한 가정을 부여하여 간단한 방법론을 통해 계산한 것으로 본 연구의 전반부와 같은 엄밀성과는 차이를 보인다는 점에 유의해야 한다. 대표적으로 특정 산업에 발생한 충격은, 현실에서는 거래되는 상품 간에 대체효과를 발생시킬 것이나 산업연관표에서는 고정된 투입구조를 계속하여 이용한다는 한계성 등이 있다. 따라서 본 절에서 두 시나리오의 차이는 엄밀한 계산이라기보다 간접적 투입구조에 대한 향후 연구에서의 고려를 촉구하는 사례로 받아들임이 옳을 것이다. 현 분석의 한계성에 대해서는 본 장의 제3절에서 자세히 논의한다.

[그림 Ⅱ-기부터 [그림 Ⅱ-11]은 직·간접적 효과에 따라 분류한 위의 두 시나리오에서 발생하는 노동수요충격의 지역적 귀착을 시각적으로 보여준

다. 각각의 그림은 다섯 개의 특정한 산업<sup>10)</sup>에서 발생한 1조원의 최종수요 충격에 반응하여 해당 산업의 노동수요충격만을 계산했을 경우(좌측)와 기타 산업에 간접적으로 미친 노동수요충격을 함께 계산한 경우(우측)를 대조하여 보여주고 있다. 또한 그림은 수치적인 차이를 상세히 드러낼 수 없다는 한계를 보완하기 위해 <표 II-5>는 각 방법에 따라 계산했을 때 각 산업별 노동수요충격의 상위 5개 시군구의 영향의 크기를 계산하고, 각 시군구에 대해 다른 시나리오하에서 계산했을 때의 상대적 순위를 보여준다.

분석결과는 간접적인 효과를 함께 고려했을 때 노동수요충격이 훨씬 더 큰 규모로 나타나며, 더 다양한 지역에 영향을 미치고, 또한 직접적인 효과만을 볼 때와 반드시 비례하지는 않는 정도의 충격을 받음을 보여준다. 우선 모든 그림에서 각 산업에 대하여 시군구별 10명, 20명, 30명, 50명 및 그 이상이라는 절대숫자를 기준으로 고용충격을 계산했을 때 계산방식에 따라서 지역별로 받는 노동수요충격이 커지는 경향은 뚜렷하다.

예를 들어, 2015년에 ‘자동차 및 트레일러 제조업(C30)’에 1조원의 수요충격이 발생하는 경우의 노동수요충격을 생각해보자. 이때 발생할 직접적 노동수요충격은 해당 산업 1조원을 생산하기 위하여 필요한 노동량으로, 산업연관표의 ‘자동차’ 상품군을 이용한다면 이에 대한 10억원의 최종수요를 생산하기 위해 필요한 노동량인 취업계수 1.885를 이용하여 약 1,885명으로 간단히 추산하여 볼 수 있다. 또한 이러한 총노동수요충격이 사업체조사상의 2015년 ‘자동차 및 트레일러 제조업(C30)’의 고용 분포에 비례하여 각 시군구로 나누어진다고 가정하면 시군구별로 받을 수 있는 직접적 노동수요충격을 계산할 수 있다. 단, 자동차와 같은 산업연관표의 각 상품군은 한국표준산업분류(KSIC)의 중분류와 1:1로 대응되지 않으므로 본 장에서는 통합중분류 상품군을 기준으로 작성된 취업계수를 한국은행의 산업연관표-산업표준분류 연계표를 이용하여 산업 단위로 전환한 후 사용했다. 한편, 간접적인

10) 여기에서는 대표적으로 중·경공업을 모두 포함하도록 선정한 다섯 개의 산업, 즉 기타 운송장비 제조업(C31), 자동차 및 트레일러 제조업(C30), 전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(C26), 화학물질 및 화학제품 제조업(C20), 섬유제품 제조업; 의복제(C13)를 이용했다.

노동수요충격을 계산하기 위해서는 '자동차 및 트레일러 제조업'의 최종수요 생산에 필요한 중간재의 생산으로 인한 노동수요충격 역시 포함해야 한다. 따라서 이때는 이를 감안하여 계산된 취업유발계수를 취업계수 대신 사용해 같은 방식으로 계산하였다.

이외의 산업에 대한 영향 역시 유사한 양상을 보여주는데, 특히 그림과 표 모두에서 일관적으로 두드러지게 나타나는 효과는 수도권에 대한 영향이다. 제조업에 발생한 충격이 직접적으로 노동수요충격으로 이어지는 양상은 해당 제조업 공장 등이 주로 소재한 비수도권 지역에서 강하게 나타나고 상대적으로 서울 등 수도권에서 약하게 나타나는 모습을 보인다. 반면, 제조업 일지라도 생산에 간접적으로 투입되는 상품을 포함하여 분석할 경우 서비스업이 상대적으로 많이 소재하였으며 인구가 많은 수도권의 중요성이 커지는 모습을 볼 수 있다.

어떤 시군구가 더 크게 영향을 받는지에 대한 순위 역시 상당한 정도로 변동하였다. 각 산업에 발생한 수요충격이 시군구별로 미치는 노동수요충격을 두 가지 방법으로 계산하였을 때, 시군구별로 받는 충격의 순위에 대한 상관계수를 계산할 경우 <표 II-4>와 같이 약 0.630에서 0.904 사이의 값을 가져 두 방법이 계산한 상대적 순위가 상당한 정도로 차이를 나타낼 수 있음을 볼 수 있었다. 이러한 경향은 <표 II-4>에서 각 방법으로 계산했을 때 가장 큰 노동수요충격을 받는 상위 5개 시군구와, 해당 지역을 반대의 방법으로 계산했을 때의 순위를 계산한 것에서도 잘 드러난다. 특히, 해당 표에서 직접적인 효과만을 계산한 경우와 다르게 간접적인 효과를 포함하였을 때 상술한 바와 같이 중구, 강남구 등 수도권에서 발생하는 노동수요충격이 주요한 순위변동의 원인으로 나타난다는 것 역시 확인할 수 있다.

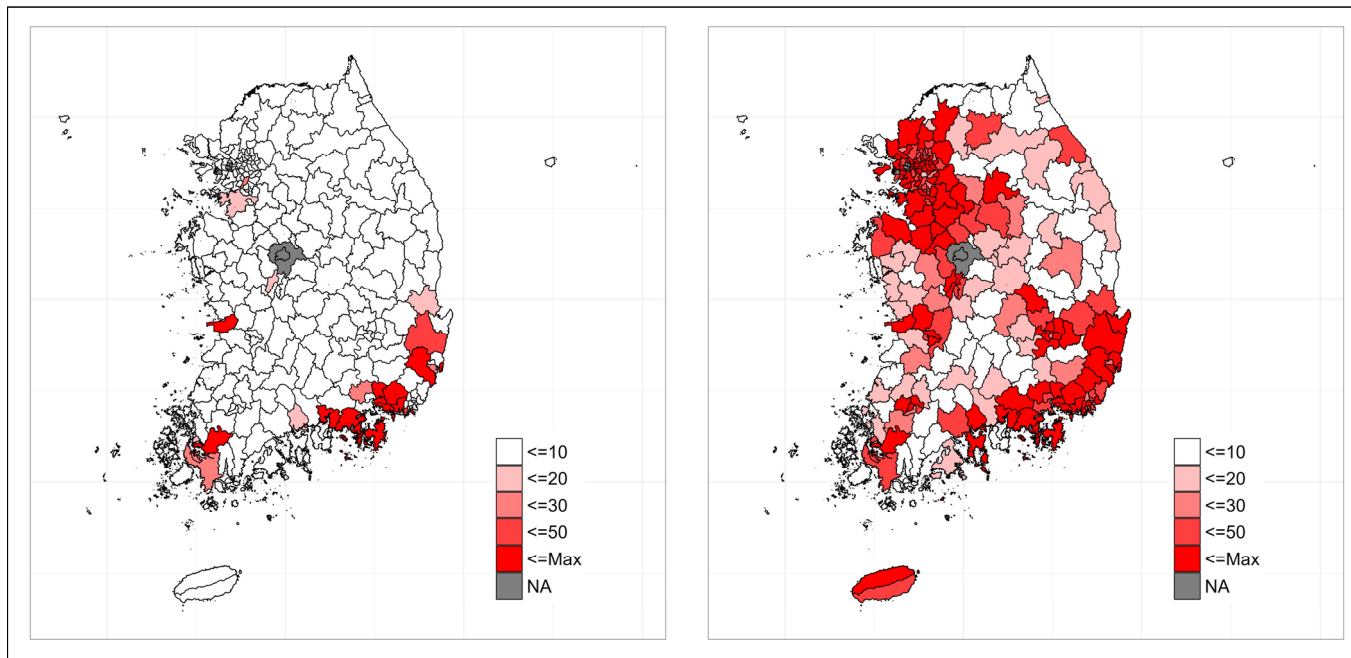
<표 II-4> 직·간접 효과를 고려했을 때 시군구별 노동수요충격의 순위 상관계수

산업코드	C31	C30	C26	C20	C13
상관계수	0.630	0.726	0.876	0.673	0.904

주: 직접적인 충격만을 고려하였을 때 각 시군구가 받는 노동수요충격의 크기 순위와 간접적인 효과까지 함께 고려하였을 때 계산된 시군구별 순위 사이의 상관계수(correlation)를 계산하였음

자료: 저자 작성

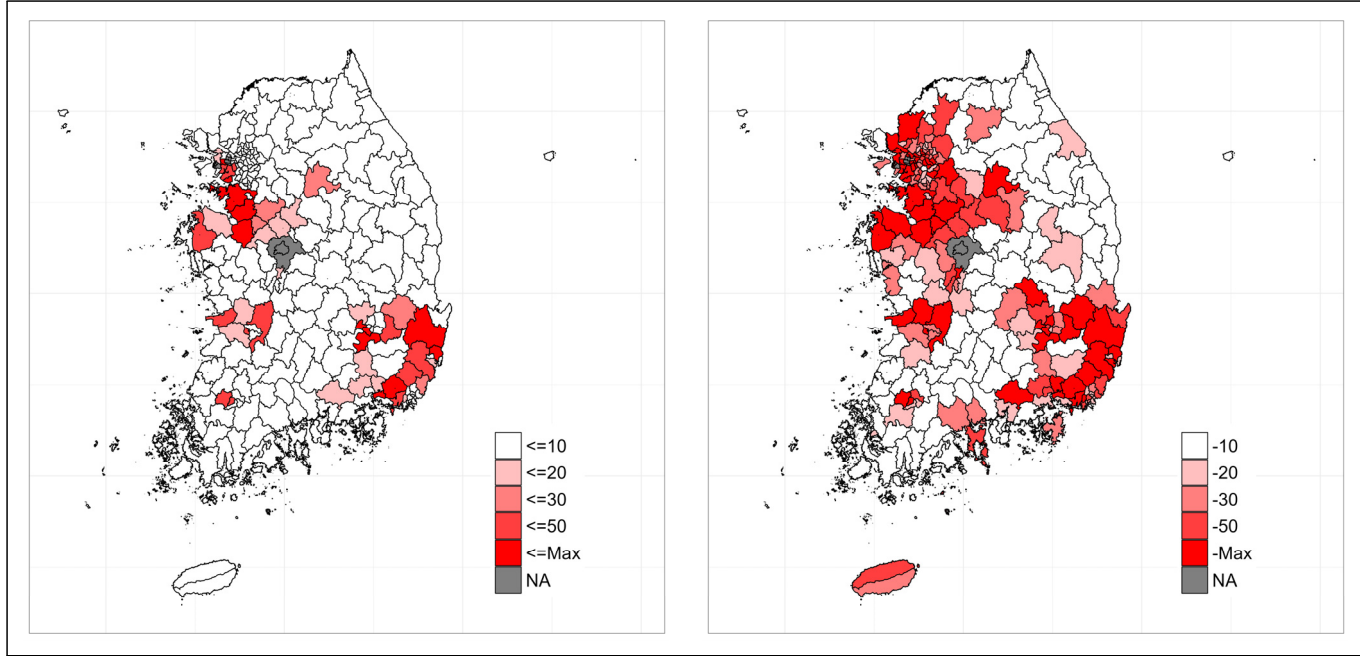
[그림 II -7] 기타 운송장비 제조업(C31)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년)



주: 좌측은 해당 산업에 1조원의 수요충격이 발생했을 때, 이의 직접적인 영향이 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어질 것인지를 표시함. 우측은 동일한 충격이 투입 산출구조, 즉 해당 산업에 중간재를 공급하는 산업들에 대한 간접적인 영향을 모두 고려하였을 때 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어지는지를 표시함

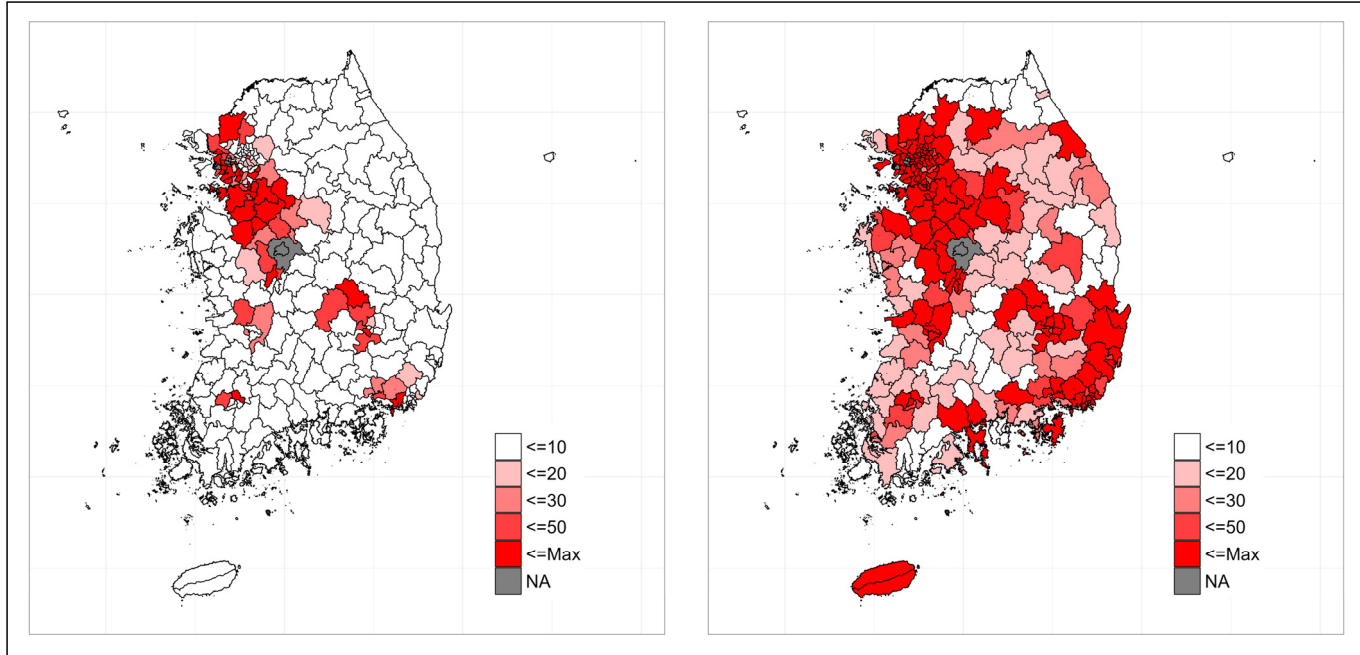
자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 자료를 이용하여 저자 작성

[그림 II -8] 자동차 및 트레일러 제조업(C30)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년)



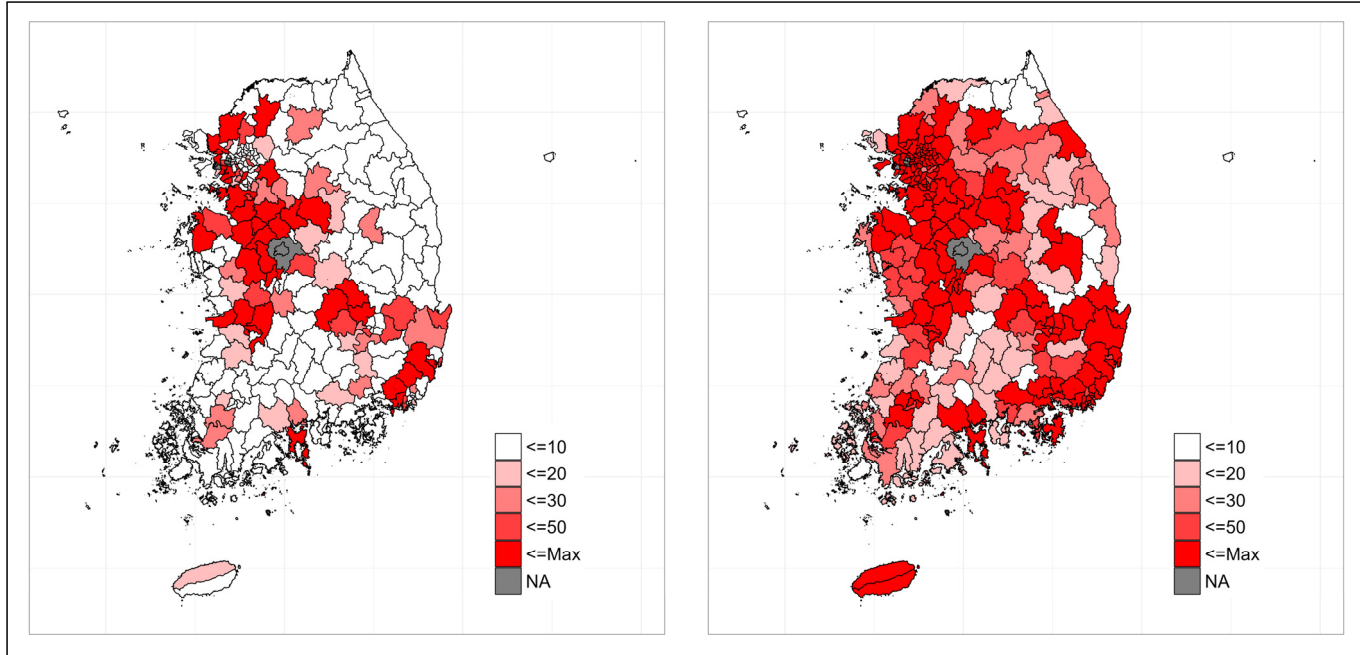
주: 좌측은 해당 산업에 1조원의 수요충격이 발생했을 때, 이의 직접적인 영향이 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어질 것인지를 표시함. 우측은 동일한 충격이 투입 산출구조, 즉 해당 산업에 중간재를 공급하는 산업들에 대한 간접적인 영향을 모두 고려하였을 때 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어지는지를 표시함  
 자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 자료를 이용하여 저자 작성

[그림 II-9] 전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업(C26)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년)



주: 좌측은 해당 산업에 1조원의 수요충격이 발생했을 때, 이의 직접적인 영향이 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어질 것인지를 표시함. 우측은 동일한 충격이 투입 산출구조, 즉 해당 산업에 중간재를 공급하는 산업들에 대한 간접적인 영향을 모두 고려하였을 때 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어지는지를 표시함  
 자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 자료를 이용하여 저자 작성

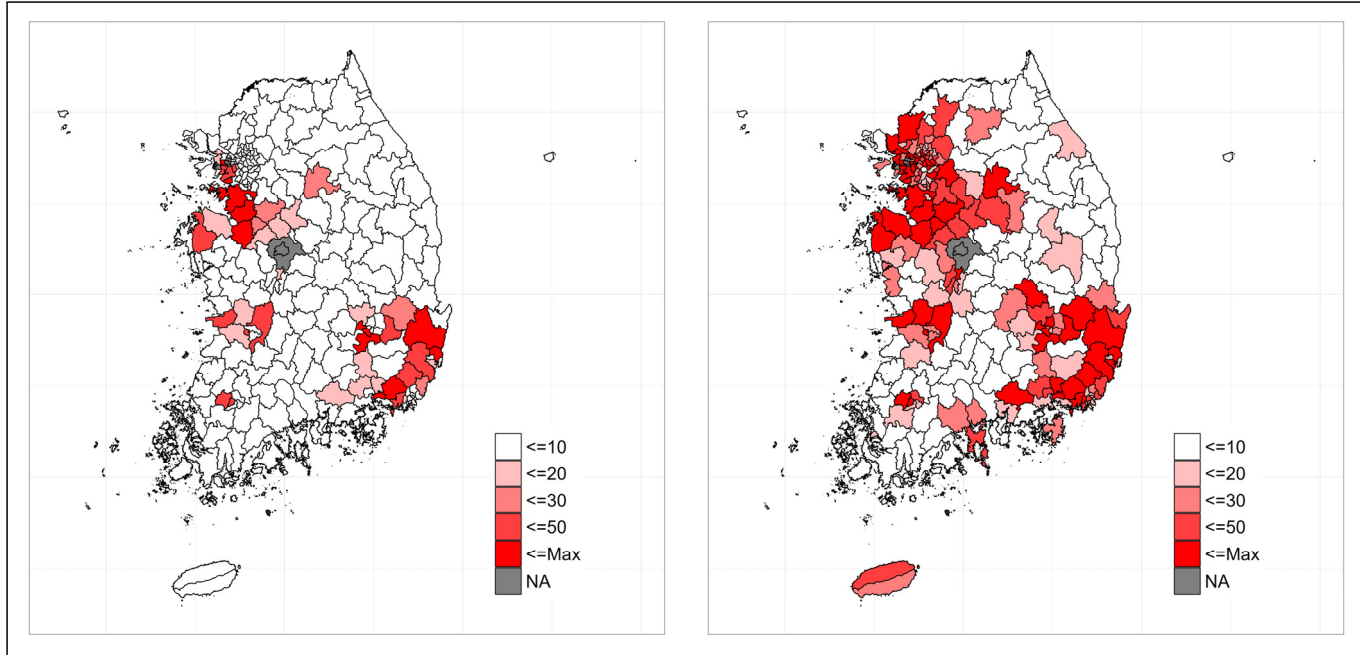
[그림 II-10] 화학물질 및 화학제품 제조업(C20)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년)



주: 좌측은 해당 산업에 1조원의 수요충격이 발생했을 때, 이의 직접적인 영향이 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어질 것인지를 표시함. 우측은 동일한 충격이 투입 산출구조, 즉 해당 산업에 중간재를 공급하는 산업들에 대한 간접적인 영향을 모두 고려하였을 때 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어지는지를 표시함  
 자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 자료를 이용하여 저자 작성

42 • 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

[그림 II-11] 섬유제품 제조업; 의복 제외(C13)에 발생한 수요충격의 직·간접적 고용충격(2015년)



주: 우측은 동일한 충격이 투입산출구조, 즉 해당 산업에 중간재를 공급하는 산업들에 대한 간접적인 영향을 모두 고려하였을 때 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어지는지를 표시함. 좌측은 해당 산업에 1조원의 수요충격이 발생했을 때, 이의 직접적인 영향이 각 시군구별로 몇 명의 고용충격으로 이어질 것인지를 표시함  
 자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 자료를 이용하여 저자 작성

〈표 II-5〉 노동수요충격의 시군구별 직·간접적 귀착

간접적 영향			직접적 영향		
C30: 기타 운송장비 제조업					
시군구	계수	순위	시군구	계수	순위
화성시	352.7	2	북구	205.5	2
북구	292.7	1	화성시	161.7	1
강남구	202.0	200	아산시	95.6	4
아산시	170.4	3	창원시 성산구	79.7	6
김해시	166.8	8	평택시	73.6	7
C31: 자동차 및 트레일러 제조업					
시군구	계수	순위	시군구	계수	순위
거제시	1,330.1	1	거제시	1,205.6	1
동구	1,261.5	2	동구	1,168.9	2
영암군	428.8	3	영암군	389.5	3
강남구	415.1	100	사천시	184.5	12
화성시	295.7	23	창원시 성산구	117.8	7
C26: 전자 부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업					
시군구	계수	순위	시군구	계수	순위
구미시	1,248.9	1	구미시	969.3	1
화성시	883.4	3	안산시 단원구	551.8	3
안산시 단원구	819.1	2	화성시	513.5	2
파주시	671.3	5	아산시	501.4	5
아산시	670.5	4	파주시	484.5	4
C20: 화학물질 및 화학제품 제조업					
시군구	계수	순위	시군구	계수	순위
강남구	881.2	52	남구	539.4	2
남구	728.0	1	여수시	525.3	3
여수시	651.7	2	화성시	310.5	4
화성시	569.6	3	안산시 단원구	292.5	7
서울시 중구	520.8	148	시흥시	197.2	10
C13: 섬유제품 제조업; 의복 제외					
시군구	계수	순위	시군구	계수	순위
서구	272.1	1	서구	257.9	1
포천시	243.8	2	포천시	231.8	3
달서구	242.6	4	양주시	230.7	4
양주시	240.1	3	달서구	207.5	2
강남구	213.3	70	안산시 단원구	146.3	6

주: 좌측은 공급사슬을 통한 간접적 영향을 모두 포함하여 계산한 시군구별 노동수요충격이며 우측은 직접적인 해당 산업만을 계산하였고, 각 방법 중 가장 큰 노동수요충격을 받은 5개의 시군구를 나열하였음. 각 부분에서 '순위'는 반대의 방법으로 계산한 순위를 표시하였음

자료: 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 2019 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 이용하여 저자 계산

#### 44 • 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

#### 다. 산업연관표를 활용한 분석의 한계

본 절에서는 수요충격이 시군구별 노동수요충격으로 이어지는 양상이 산업 간 공급사슬로 이어진 간접적 효과를 고려할 때 어떻게 달라질 수 있는지를 산업연관표와 전국사업체조사를 통하여 보였다. 경공업 및 중공업에 걸친 다양한 산업 모두에서 간접적인 효과를 함께 고려할 경우 한 산업의 수요충격으로 인한 노동수요의 변동이 훨씬 더 폭넓은 지역에서, 더 큰 값으로 발생하며, 또한 각 시군구가 받는 영향이 직접적인 영향만을 고려했을 때와 다른 순위를 보이는 것으로 나타났다.

하지만 산업연관표를 이용하여 현재와 같이 분석하는 것에는 다양한 한계점이 존재한다. Gretton(2013) 등은 산업연관표를 이용한 경제분석이 일부 강한 가정에 대한 올바른 이해 없이 활용될 경우 오남용될 소지가 있음을 지적하며 다음과 같은 가정들을 언급했다. 먼저 산업연관표를 작성한 분석은 표가 작성되었던 당시의 생산구조가 그대로 유지된다는 가정하에 이루어진다. 그렇기 때문에, 한 산업에서 발생한 충격으로 인해 해당 산업에 투입되는 중간재가 다른 중간재로 대체되는 것을 허용하지 않아 비현실적일 수 있다. 또한 특정 산업의 생산액이 늘어날 경우 규모의 경제로 인해 평균적인 생산비용이 감소하거나, 혹은 투입 가능한 자본이나 노동 등에 의한 생산제한으로 인해 평균적인 생산비용이 증가하는 등의 경우가 허용되지 않는다. 이와 같은 문제로 인하여 산업연관표를 이용한 분석에 주의를 요해야 하는 경우에 대해 권태현(2020) 등 산업연관표 자체에 대한 연구뿐 아니라, Alfaro et al.(2019) 등 산업연관표를 이용하는 국내외 경제 연구에서도 풍부하게 언급된 바 있다.

따라서 본 절의 분석은 공급사슬을 통한 간접적인 노동수요충격의 전파에 대한 엄밀한 분석으로 해석하기보다 후속 연구에서 이러한 부분을 감안하여야 함을 보이는 사례로 해석하여야 한다. 노동수요충격의 지역적 귀착 등에 대해 보다 엄밀하게 투입산출구조를 통한 충격의 전파를 고려하여 분석하려면 Antràs and Chor(2013) 등과 같이 중간재 간의 대체효과 및 대체탄력성 등에 대해 엄밀하게 모형화하여 분석하는 등의 작업이 필요할 것이다.

마지막으로, 현재의 방법은 중간재, 즉 생산에 투입되는 재화와 서비스를 통한 주변으로의 전파에 대한 분석이며 이외의 경로를 통한 영향은 포함되지 않는다. 예를 들어 이희선·강동우·최충(2020)은 조선업에 발생한 위기가 조선업이 집중된 지역의 음식점 등 지역 상권에 미친 영향을 분석하였다. 본 절의 분석에 조선업에 종사하는 사업체가 구매하여 사용하는 서비스는 포함되나, 해당 연구에서 분석한 것과 같이 조선업 노동자가 일상생활을 위해 이용하는 구매력에서 발생하는 지역 및 주변에 미친 영향 등은 포함되지 않음에도 주의할 필요가 있다.

---

### Ⅲ. 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향

---

본 장에서는 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향을 분석하였다. 구체적으로 산업의 흥망성쇠에 따라 변화하는 노동수요에 집중적으로 노출된 지역의 인구, 고용, 주택가격이 이러한 충격에 노출되지 않은 지역과 비교하여 어떻게 다른지를 실증적으로 분석한다. 다만 이러한 실증분석의 결과는 지역의 인구, 고용, 주택가격을 결정하는 매개변수 값을 직접적으로 추정할 수 없는 한계점을 갖는다. 이에 본 장의 제4절에서는 GMM(Generalized Method of Moments)을 사용하여 노동수요충격의 귀착과 직접적인 관련이 있는 주요 파라미터 값의 추정을 시도하였다. 구체적으로 고속권 그리고 저속권 노동자들 각각의 상이한 이주비용 함수를 추정함으로써 노동수요충격의 귀착이 속련도에 따라 이질적이라면 이질적인 원인을 파악하고자 하였다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 먼저 제1절에서는 선행연구를 논의한다. 제2절에서는 축약형 모형에 기반한 실증분석의 추정전략 및 분석자료를 논의하고 제3절에서는 축약형 모형을 활용한 분석결과를 제시한다. 제4절에서는 GMM을 활용한 주요 파라미터의 추정치를 제시하였으며 마지막으로 제5절에서는 본 장의 내용을 정리한다.

#### 1. 선행연구

국내 산업구조의 변화에 따른 고용충격의 영향을 탐색한 연구로는 윤윤규·강동우·유동훈(2018), 강동우·최충·전은하(2019), 이희선·강동우·최충(2020),<sup>11)</sup> 최충·이상협(2021) 등을 들 수 있다. 윤윤규·강동우·유동

---

11) 이희선·강동우·최충(2020)의 연구는 강동우·최충·전은하(2019) 연구의 일부를 수정

훈(2018)은 조선업의 수요충격 등으로 유발된 고용위기지역의 일자리 이동 지고 구축을 시도하였다.

먼저 3장에서는 2010년부터 2018년까지 통영시 조선업 피보험자 7,573명을 대상으로 산업별 및 지역별 일자리 이동을 분석했다. 이 기간 동안 피보험자 수가 지속적으로 감소했으며, 특히 2010~2011년과 2016~2017년에 크게 감소한 것으로 나타났다. 연령대별로는 젊은 층의 비중이 증가한 반면, 40세 이상의 비중은 감소했다. 산업별로는 제조업으로의 이직이 많았고, 2017~2018년에는 항공기 제조업 피보험자가 눈에 띄게 증가했다. 지역적으로는 2014년 이후 통영시보다 타 지역 근무 비중이 높아졌으며, 주로 조선업이 밀집한 인접 지역과 대도시로의 이동이 많았다. 연령대별로는 젊은 층이 더 멀리 이동하는 경향을 보였으나, 40~49세는 장거리 이동 비율이 상대적으로 낮았다. 이상의 분석결과를 통해 연령에 맞는 이직 지원과 구조조정 중인 산업과 관련된 산업 특성을 이해하고 이에 기반한 이직 지원전략을 제공하는 것이 필요함을 제안하였다.

다음으로 4장에서는 전북 군산지역의 조선업과 자동차산업 종사자들의 고용위기 전후의 일자리 이동을 분석해 고용위기의 특징과 산업별, 지역별 일자리 이동 양상을 파악하였다. 분석결과 2012년 이후 조선업 종사자의 피보험자 수는 크게 감소했으며, 특히 2016년과 2017년 사이에 65% 이상 감소한 것으로 나타났다. 또한 조선업의 수요충격이 발생하기 이전 시점인 2013년에도 조선업 종사자 수가 이미 32% 감소한 것으로 나타났는데 이에 저자들은 해당 현상을 고용위기의 전조현상으로 해석할 수 있음을 언급하였다. 이에 반해 자동차산업 종사자의 고용 감소는 조선업보다 적고 점진적이었으며, 2018년 기준으로 산업 내 고용 유지 비율이 높게 나타났다. 마지막으로 일자리 이동 관련 조선업에서의 일자리 이동은 주로 울산, 거제 등 조선업 비중이 큰 다른 지역으로 확인되었으며, 자동차산업의 경우 한국 GM 공장이나 협력업체가 위치한 인천, 익산, 평택 등으로 이전하는 것으로 나타나 기업 내 이동 가능성이 높은 것으로 나타났다.

---

보완하여 작성하였기 때문에 선행연구에서 별도로 소개하지 않는다.

강동우·최충·전은하(2019)의 2장에서는 조선업 구조조정이 시작된 2015년 이후 지역 수준에서 고용 변화 양상을 분석하였다. 특히 Cainelli et al.(2019)의 연구를 참조하여 조선업 밀집 지역에서 발생한 고용수요충격이 조선업 밀집 지역에서 어느 정도 수준이었는지 그리고 지역 산업구조의 특성에 따라 이러한 고용충격에 차이가 있었는지 분석하였다. 특히 지역 산업구조 특성에 따른 이질성을 살피기 위해 핵심 자료로 ‘기술 연관성’과 ‘수직 연관성’을 구축하여 사용하였다. 여기서 ‘기술 연관성’은 산업연관표에 기반해 해당 지역의 조선업 외 산업들이 조선업과 유사한 투입산출구조를 지녔는지를 보여주며 ‘수직 연관성’은 해당 지역의 조선업 외 산업들이 조선업의 상류산업에 속하는지를 보여준다. 분석결과 조선업 구조조정에 따른 지역고용충격이 조선업 밀집 지역에 집중되었으나 지역 산업구조에 따라 충격이 이질적임도 확인하였다. 구체적으로 조선업에 대해 기술 연관성이 높은 지역 그리고 수직 연관성이 낮은 지역일수록 수요충격의 여파가 상대적으로 빠르게 완화되는 것으로 나타났다.

다음으로 해당 연구의 3장에서는 통제집단합성법(Synthetic Control Method)을 적용하여 조선업 밀집지역 중 거제시와 통영시를 중심으로 조선업 구조조정이 지역 상권 고용에 미친 영향을 추정하였다. 전국사업체조사 2003~2017년 자료를 활용하여 서비스업종의 처치 시점(2015년) 이후 취업자 수의 변동을 살펴본 결과 두 지역 모두에서 서비스업종의 고용이 감소하는 것으로 나타났다.

마지막으로 최충·이상협(2021)은 현대중공업이 2016년부터 시작한 대규모 인력 감축이 울산 지역의 음식숙박업과 서비스업 영세업체들의 고용 및 매출에 어떤 영향을 미쳤는지 분석하였다. 그들은 분석을 위해 해당 산업에서 활동하는 개인사업자와 소상공인들의 총고용 인원, 임금 및 비임금 근로자 수, 그리고 매출액 등을 종속변수로 사용하였다. 통제집단합성법을 사용한 결과, 음식숙박업 개인사업체의 매출과 서비스업 소상공인의 총고용 인원에서 통계적으로 유의미한 감소가 관찰되는 것으로 나타났다.

본 연구 3장의 분석이 선행연구들과 갖는 가장 큰 차별성은 조선업 위기

와 같은 특정 산업의 위기가 지역고용에 미친 영향을 분석한 것이 아니라 산업 전반에서 발생하는 부정적 노동수요충격의 효과를 탐색한다는 점이다. 현재 노동수요충격이 지역경제에 미친 영향에 대한 체계적인 분석이 수행되고 있지 않아 이러한 충격에 대한 정부의 지원이 기존 사례에 기반해 설계되고 있는 점을 고려한다면 본 연구의 분석결과는 고용위기 지역의 체계적인 정책설계에 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 판단된다. 또한 양(+)  
의 노동수요충격이 발생하였는데 해당 지역에 미치는 영향에 대한 우리의 이해를 확대할 수 있다는 점도 선행연구와 비교되는 차별점이라 할 수 있다. 정부에서는 유망산업 경쟁력 강화를 위해 첨단전략산업 특화단지 등 특정 지역에 특정 산업이 보다 특화할 수 있도록 지원하는 다양한 제도를 시행하고 있는데 본 연구결과를 활용한다면 사전적으로 후보 지역별로 양(+)  
의 충격이 발생하였을 때 어떤 영향이 발생하는지를 가늠하는 데 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

## 2. 추정전략 및 분석자료

### 가. 추정전략

본 분석에서는 외생적인 노동수요의 변화가 지역수준에 미친 영향을 추정하기 위해 아래에서 제시한 모형을 추정한다.

$$\Delta x_{it} = g^x(\Delta \theta_{it}) + \alpha_i + \mu_{jt} + \Delta \epsilon_{it} \quad \text{식 (III-1)}$$

여기서  $\Delta x_{it}$ 는 시군구  $i$ 의 고용, 임금, 인구, 주택가격 등의 지난 20년간 혹은 10년간의 변화이며  $\Delta \theta_{it}$ 는 지역  $i$ 의 노동수요충격의 변화를 의미한다. 그런데 양(+)  
의 노동수요충격과 음(-)  
의 노동수요충격이 해당 종속변수에 끼치는 영향이 비대칭적일 가능성이 높기 때문에 노동수요충격이 종속변수에 미치는 비선형적인 영향을 모형에서 고려해야 한다. 가령 주택은 내구

재이기 때문에 건설비용 이상으로 가격이 상승한 경우 공급이 탄력적으로 증가하나 건설비용 이하로 가격이 떨어지는 경우에도 [그림 Ⅲ-1]과 같이 일정량을 유지하게 된다. 이 경우 같은 크기의 양(+)의 고용충격과 음(-)의 고용충격이 주택가격 변화에 미치는 영향은 동일하지 않게 된다. 이에 본 분석에서는 이러한 비선형성을 고려하여 노동수요충격 함수  $g(\Delta\theta_{it})$ 를 수요충격의 1차항과 2차항으로 설정하여 추정하였다( $\beta(\Delta\theta_{i,t}) + \delta(\Delta\theta_{i,t})^2$ ). 다음으로  $\mu_{jt}$ 는 시군구  $i$ 가 속한 광역  $j$ 의 고정효과로 광역수준에서 종속변수 증가율의 공통적인 부분을 통제하였다. 마지막으로  $a_t$ 는 연도고정효과로 분석기간이 20년인 표본을 활용하는 경우에 포함하였는데 해당 모형의 경우에는 10년간의 변화를 하나의 관측치로 산정하여 각각의 시군구마다 두 개의 관측치가 존재하는 패널자료 구축이 가능하기 때문이다. 다만 패널자료를 활용하는 경우에도 시군구 고정효과 대신 광역 고정효과를 통제하였는데 이는 관측치에 비해 추정해야 할 모수가 많을 경우 통계 검정력(statistical power)에 문제가 발생할 수 있기 때문이다.

한편 노동수요충격 변화는 관측 가능하지 않기 때문에 시군구 수준의 고용충격을 대리하는 변수를 구축하는 것이 필요하다. 이러한 상황에서 제Ⅱ장에서 서술하였듯이 연구자들은 노동수요충격을 대리하는 변수로 바틱 도구변수를 사용한다. 이에 본 분석에서도 아래와 같은 과정을 거쳐 바틱 도구변수를 구축하였다. 구체적으로 분석기간 동안 산업수준(중분류)에서의 고용변화를 지역의 산업구조를 활용하여 배분하는 지역  $i$ 의  $t$ 시점의 노동수요충격에 따른 고용 증가율은 식 (Ⅲ-2)와 같이 계산하였다.

$$\pi_{it} = \sum_{k=1}^K \left( \frac{emp_{i,k,t-\gamma}}{emp_{i,t-\gamma}} \times \frac{\nu_{-i,k,t} - \nu_{-i,k,t-\gamma}}{\nu_{-i,k,t-\gamma}} \right) \quad \text{식 (Ⅲ-2)}$$

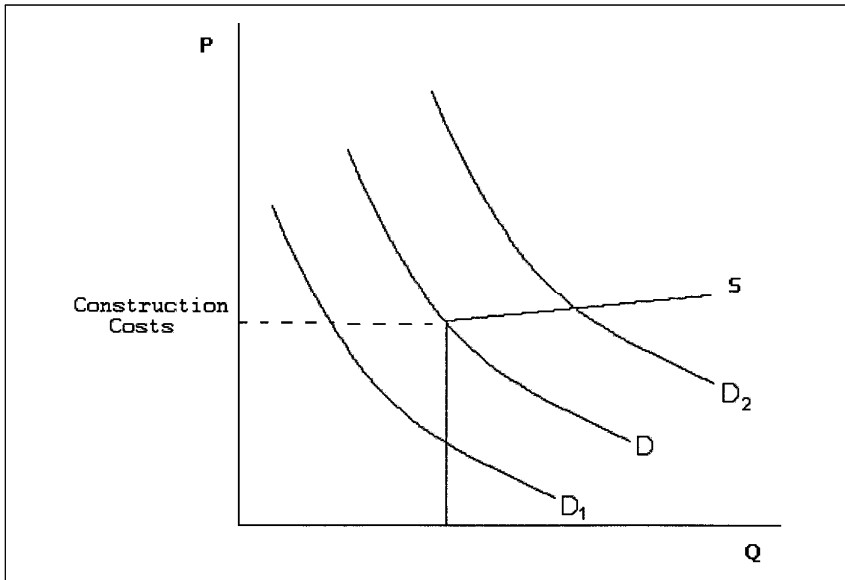
여기서 산업  $k$ 의 분석기간 동안의 증가율은 지역  $i$ 를 제외하고 계산되며 계산된 고용 증가율은 지역  $i$ 의  $k$ 산업이 차지하는 비중( $\frac{emp_{i,k,t-\gamma}}{emp_{i,t-\gamma}}$ )을 활

용하여 배분하게 된다. 이와 같이 노동수요충격에 따른 예측되는 고용 증가율  $\pi_{i,t}$ 가 계산되면 지역  $i$ 의  $t$ 시점에 예측되는 고용은 식 (Ⅲ-3)과 같이 계산되며 지역  $i$ 의 노동수요충격은 식 (Ⅲ-4)와 같이 계산할 수 있게 된다.

$$\hat{E}_{i,t} = (1 + \pi_{i,t})E_{i,t-\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-3)}$$

$$\Delta \hat{\theta}_{i,t} = (\hat{E}_{i,t} - E_{i,t-\gamma})/E_{i,t-\gamma} \quad \text{식 (Ⅲ-4)}$$

[그림 Ⅲ-1] 주택공급과 수요곡선 예시



자료: Glaeser and Gyourko(2005), p. 347, Fig 1

## 나. 추정전략의 타당성 검증

### 1) 추정전략 타당성 검증개요

노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 미치는 효과를 추정하기 위해서는 해당 충격이 지역노동시장의 노동공급곡선과 직교(orthogonal)해야 한다. 본 연구는 특정 지역  $i$ 에 산업별 고용 증가율을 배분할 때 특정 지역  $i$ 의 산업

별 고용을 제외하고(leave-one-out) 고용 증가율을 계산하였다. 만약 특정 산업이 특정 지역에 집중되어 있는 경우 그리고 해당 지역에 정주여건 개선에 따른 노동공급이 증가하였다면 특정 산업의 고용 증가는 특정 지역 노동시장의 노동공급과 관련이 깊을 수 있다. 하지만 식 (Ⅲ-2)에서 확인할 수 있듯이 지역  $i$ 에 배분될 산업별 고용 증가율의 계산 시 지역  $i$ 의 산업별 고용이 계산에서 제외되기 때문에 바틱 도구변수로 계산된 노동수요충격이 지역노동시장의 노동공급과 강한 상관관계를 가지지 않을 것으로 판단한다.

한편 최근 바틱변수를 활용한 추정의 식별가정과 관련해 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)과 Borusyak et al.(2022)은 식별가정을 투명하게 논의할 수 있는 프레임워크를 제공한다는 점에서 주목할 만하다. Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바틱변수를 활용한 추정은 지역수준의 산업별 비중을 도구변수로 하는 GMM 추정과 동일함을 보였다. 이러한 프레임워크에서는 지역별 산업 비중 변수들이 도구변수이기 때문에 해당 변수들이 적절한 도구변수이기 위해서는 산업별 비중이 외생적이어야 한다. 가령 두 개의 도시가 있는데 한 지역에 자동차산업 비중이 높다면 자동차산업의 높은 비중은 종속변수의 증가율과 상관관계가 있으면 안 된다는 뜻이다.

반면에 Borusyak et al.(2022)은 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)과 다르게 산업별 비중의 외생성이 아닌 산업수준 충격의 외생성에 기반해 효과를 식별하는 프레임워크를 제공한다. 해당 연구에서는 지역수준의 분석을 산업수준으로 전환하여도 동일한 추정치를 얻을 수 있음을 증명하였다. 따라서 산업수준의 분석에서 산업수준의 충격을 도구변수로 사용하며, 산업수준의 충격이 적절한 도구변수이기 위해서는 산업수준의 충격이 외생적이어야 한다.

본 연구에서 두 프레임워크에서 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)이 제공하는 프레임워크에 기반해 도구변수의 적절성을 검토하였는데 왜냐하면 산업수준에서의 노동수요의 충격을 외생적으로 가정하기 어려운 부분이 존재하기 때문이다. 만약 산업수준에서의 충격이 외생적인 경우 충격의 분포는 0을 중심으로 대칭적인 분포를 가져야 한다. 하지만 [그림 Ⅱ-4]의 산업수준의 충격분포에서 확인할 수 있듯이 산업수준의 충격이 임의적으로 결정되었

다고 이야기하기 어려운 부분이 존재한다.

Borusyak et al.(2022)에서 논의하였듯이 바틱변수를 구성하는 충격항에 외생성을 논의하기 좋은 환경은 Autor et al.(2013), Acemoglu and Restrepo(2020)와 같이 타국 산업수준의 충격을 도구변수로 활용하는 경우이다. 가령 Autor et al.(2013)은 지역수준에서 중국으로부터의 수입노출도가 지역고용시장에 끼친 충격을 연구하였다. 이들 연구에서 설명변수는 미국 산업수준에서 중국의 수입 증가량을 미국 지역의 산업별 비중에 기반하여 배분한 바틱변수를 사용하였다. 다음으로 도구변수로는 미국을 제외한 선진국들의 산업수준에서 중국으로부터의 수입 증가량을 미국 지역의 산업별 비중에 기반하여 구축한 바틱변수였다. 이 경우 타국 산업수준의 수입충격은 미국 지역노동시장의 고용수준을 결정하는 관측 가능하지 않는 충격과 외생적일 가능성이 높기 때문에 Borusyak et al.(2022)의 프레임워크에 기반해 도구변수의 타당성을 검증하는 것이 적합할 것이다.

이에 본 연구에서는 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)의 프레임워크에 기반해 도구변수의 적절성을 논의하려고 한다.

## 2) 바틱 도구변수의 분해

Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바틱 도구변수를 산업별로 분해하는 방법을 제시하고 해당 분해 결과를 기반으로 바틱 도구변수의 타당성을 검증하는 일련의 방법을 제안하였다. 타당성을 검증하기에 앞서 바틱변수의 분해과정을 살펴보면 다음과 같다. 구체적으로 바틱 도구변수는 지역별 산업 비중에 산업 수준의 고용 증가율을 곱한 값으로 정의되며 수식으로는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$Bartik_l = \sum_k z_{lk} g_k \quad \text{식 (III-5)}$$

여기서  $z_{lk}$ 는 산업  $k$ 의 전체 고용 중에서 지역  $l$ 의 고용이 차지하는 비중

이며  $g_k$ 는 산업  $k$ 의 전체 고용 증가율을 의미한다.

Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바티크변수가 도구변수로 타당하기 위해 선 바티크변수를 구성하고 있는 기준 시점의 산업 비중( $z_{lk}$ )이 외생적이어야 한다고 주장한다. 그들의 연구에서는 바티크 도구변수를 사용하는 방식은 지역별 산업 비중( $z_{lk}$ ) 자체를 도구변수로 GMM(generalized method of moments)을 추정하는 것과 동일함을 증명하였다. 따라서 바티크변수가 도구변수의 외생성 조건을 만족하기 위해서는 바티크 도구변수를 구성하는 산업 비중 변수가 외생적이어야 하는 것이다.

Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바티크 도구변수에 의한 추정치를 분해하는 관계식을 제시하였는데 해당 추정치의 분해 방법의 이해를 돕기 위해 바티크 도구변수를 활용하여 식 (Ⅲ-6)을 추정하는 상황을 예로 들면 다음과 같다.

$$y_l = \rho + \beta_0 x_l + \epsilon_l \quad \text{식 (Ⅲ-6)}$$

여기서  $y_l$ 은 종속변수이며 지역  $l$ 의 임금 증가율이며,  $x_l$ 은 지역  $l$ 의 고용 증가율이다. 해당 수식을 OLS로 추정하는 경우 고용 증가율은 노동공급 곡선 및 수요곡선의 관측 가능하지 않는 충격과 연관이 있기 때문에 추정치 ( $\widehat{\beta_{OLS}}$ )에는 편의가 발생하게 된다. 이에 예측된 고용 증가율을 나타내는 바티크 도구변수( $Bartik_l$ )를 활용하여 해당 식을 추정하며, 해당 도구변수 추정치는  $\widehat{\beta_{Bartik}}$ 로 나타낸다.

Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바티크 도구변수 추정치( $\widehat{\beta_{Bartik}}$ )와, 산업 비중을 도구변수로 사용하여 과다식별된(overidentified) GMM 추정치 ( $\widehat{\beta_{GMM}}$ )가 정확히 같다는 것을 증명하였는데 따라서 바티크 도구변수 추정치는 산업 비중을 도구변수로 사용한 추정치들의 가중평균으로 나타낼 수 있게 된다. 따라서 바티크 도구변수 추정치는 산업 비중을 개별 도구변수로 사용한 추정치들의 가중평균으로 나타낼 수 있게 된다. 이와 같은 분해는 Rotemberg(1983)에 의하여 처음 제시되었는데 Rotemberg(1983)는 과다식별

된 GMM 추정치 ( $\widehat{\beta}_{GMM}$ )을 식 (III-7)과 같이 분해하였다.

$$\widehat{\beta}_{Bartik} = \widehat{\beta}_{GMM} = \sum_k \widehat{\alpha}_k \widehat{\beta}_k \quad \text{식 (III-7)}$$

$$\text{where } \widehat{\beta}_k = (Z_k' X^\perp)^{-1} Z_k' Y^\perp, \quad \widehat{\alpha}_k = \frac{g_k Z_k' X^\perp}{\sum_k g_k Z_k' X^\perp},$$

여기서  $\widehat{\beta}_k$ 는 산업  $k$ 의 지역별 비중( $Z_k$ )을 도구변수로 사용했을 때의 추정치로 결국 식 (III-7)은 바틱 도구변수에 의한 추정치가 특정 산업  $k$ 의 지역별 비중( $Z_k$ )을 도구변수로 사용했을 때의 추정치의 가중평균임을 의미하게 된다. 여기서 가중치  $\widehat{\alpha}_k$ 는 로템버그(Rotemberg) 가중치라고 불리며, 합은  $1(\sum_k \widehat{\alpha}_k = 1)$ 이지만 로템버그 가중치 자체는 특정 산업에 대해서 음(-)의 값을 가질 수 있게 된다.

한편 로템버그 가중치  $\widehat{\alpha}_k$ 는 바틱변수를 활용한 도구변수의 추정치가 설 정오류에 얼마나 민감한지를 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 구체적으로 특정 산업의 지역별 비중을 도구변수로 활용하여 추정한  $\widehat{\beta}_k$ 의 타당성 여부는 산업 비중인  $Z_k$ 의 외생성에 달려 있게 되는데 만약 특정 산업 비중을 도구변수로 활용한 추정치( $\widehat{\beta}_k$ )의 편의가 발생한다면 로템버그 가중치는 이러한 편의가 바틱 도구변수를 사용한 추정치( $\widehat{\beta}_{Bartik}$ )의 편의에 어느 정도 큰 영향을 주는지 보여주기 때문이다. 만약 특정 산업의 비중을 활용하여 추정한  $\widehat{\beta}_k$ 의 로템버그 가중치( $\widehat{\alpha}_k$ )가 작다면, 특정 산업 비중을 도구변수로 활용한  $\widehat{\beta}_k$ 에 편의가 있더라도 해당 편의가 전체 바틱 도구변수 추정치 ( $\widehat{\beta}_{Bartik}$ )의 편의에 미치는 영향은 크지 않게 된다. 반면에 가중치  $\widehat{\alpha}_k$ 가 큰 경우, 만약 특정 산업 비중을 도구변수로 활용한  $\widehat{\beta}_k$ 에 편의가 존재하면 해당 편의가 전체 바틱변수를 활용한 추정치( $\widehat{\beta}_{Bartik}$ )에 상당한 영향을 미치게 된다.

따라서 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 연구자가 바틱변수를 사용할 때, 로템버그 가중치가 높은 산업을 별도로 보고하는 것을 제안하였다. 이를 통해 바틱 도구변수 추정치가 어떠한 변이에서 비롯되는지 투명하게 보여줄 수 있게 되며 만약 바틱변수 추정치에 설정 오류가 존재한다면, 해당 설정 오류가 바틱 도구변수 추정치에 미치는 영향을 가늠할 수 있기 때문이다.

### 3) 바틱 도구변수 추정치의 분해 및 내적 타당성 검증

지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 미치는 영향을 분석한 본 연구에서는 바틱변수를 도구변수로 사용한 것이 아닌 직접적인 설명변수로 사용하였다(Ⅲ-1) 참조. 또한 바틱변수의 일치항뿐만 아니라 이치항까지 포함되어 있어서 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)의 바틱변수 검증 방법을 본 연구에서 그대로 적용하기 어려운 측면이 존재한다. 따라서 바틱변수의 타당성 검정을 위한 로템버그 가중치( $\hat{\alpha}_k$ )를 구하기 위해 바틱변수는 지역별 종사자 수 증가율의 도구변수라고 가정하였다. 왜냐하면 로템버그 가중치를 구하기 위해서는 내생성이 있는 설명변수와 이에 대응하는 도구변수가 필요하기 때문이다. 또한 로템버그 가중치를 구할 때 바틱변수와 지역별 종사자 수의 실제 증가율이 선형 관계를 가진다고 가정하였다.

〈표 Ⅲ-1〉에서는 앞서 계산한 바틱변수의 산업별 로템버그 가중치( $\hat{\alpha}_k$ )를 제시하였다. 한 가지 주의할 점은 본 연구에서는 두 기간(2001~2010, 2010~2019)을 사용하기 때문에, 각 산업별로 두 개의 로템버그 가중치가 구해지게 되는데 〈표 Ⅲ-1〉에서는 산업별 두 개의 로템버그 가중치를 합산한 수치를 제시하였다. 또한, 산업별-기간별 전체 고용 증가율( $g_k$ )을 로템버그 가중치를 사용하여 산업별로 가중평균한 수치 역시 제시하였다.

〈표 Ⅲ-1〉에 의하면 연구개발업, 소매업, 보험 및 연금업, 음식점업 및 주점업, 식료품 제조업이 상대적으로 큰 로템버그 가중치를 가지게 된다. 해당 상위 다섯 개 산업의 로템버그 가중치의 합은 0.959로, 전체 양(+의) 로템버그 가중치의 합(1.486)의 64.5%에 달하였으며, 특히 연구개발업은 전체 산업 고용 비중에서 차지하는 비중이 작음에도 불구하고 로템버그 가중치는

0.371로 상당히 큰 것을 확인할 수 있었다.

Goldsmith-Pinkham et al.(2020)은 바티변수의 타당성을 검정하는 방법으로 로템버그 가중치가 높은 산업을 제외하고 모형을 재추정하는 것을 제안하였다. 만약 로템버그 가중치가 높았던 산업을 활용한 도구변수 추정치에 편의가 존재하지 않았다면 해당 도구변수를 제외한 추정결과를 포함한 추정 결과의 추정치에 큰 차이가 없을 것이기 때문이다. 이 경우 로템버그 가중치가 큰 산업들의 편의가 존재하지 않을 가능성이 높아지게 되고 따라서 전체 바티변수에 의한 추정치 또한 편의가 발생할 가능성이 낮아지게 되는 것이다.

〈표 Ⅲ-2〉와 〈표 Ⅲ-3〉에서는 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)의 검정방법을 참고해 로템버그 가중치가 높은 상위 다섯 개의 산업을 하나씩 제외하고 바티변수를 구성했을 때 본 연구에서 추정한 지역노동수요충격의 효과가 어떻게 달라지는지 확인하였다. 먼저 (1)열은 특정 산업을 제외하지 않고 전체 산업을 사용하여 구성한 바티변수를 활용한 추정결과이며 (2)열부터 (6)열은 로템버그 가중치가 높은 상위 다섯 개 산업<sup>12)</sup>을 각각 하나씩 제외하고 구성한 바티변수를 활용한 추정결과를 제시하였다.

〈표 Ⅲ-1〉 산업별 로템버그 가중치

산업	산업코드	알파( $\alpha$ )	감마( $\gamma$ )
연구개발업	70	0.371	3.871
소매업, 자동차 제외	47	0.278	-1.609
보험 및 연금업	65	0.118	-2.580
음식점 및 주점업	56	0.102	-0.962
식료품 제조업	10	0.090	-0.733
자동차 및 트레일러 제조업	30	0.068	2.223
사업지원 서비스업	75	0.052	0.495
비금속광물 광업; 연료용 제외	7	0.049	-0.411
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	25	0.044	2.802

12) (2)열은 연구개발업(산업코드 70), (3)열은 소매업; 자동차 제외(산업코드 47), (4)열은 보험 및 연금업(산업코드 65), (5)열은 음식점 및 제조업(산업코드 56), (6)열은 식료품 제조업(산업코드 10)을 제외하고 추정하였다.

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

산업	산업코드	알파( $\alpha$ )	감마( $\gamma$ )
음료 제조업	11	0.043	-0.877
사회복지 서비스업	87	0.029	1.815
건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	72	0.028	0.246
육상운송 및 파이프라인 운송업	49	0.024	-0.903
고무 및 플라스틱 제품 제조업	22	0.023	3.809
기타 운송장비 제조업	31	0.020	0.024
폐기물 수집, 운반, 처리 및 원료 재생업	38	0.017	17.359
금융업	64	0.016	-1.494
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	62	0.016	6.902
기타 개인 서비스업	96	0.015	-7.047
비금속 광물제품 제조업	23	0.014	0.019
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	35	0.013	0.312
숙박업	55	0.007	-0.559
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	26	0.007	1.113
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	19	0.006	42.387
가죽, 가방 및 신발 제조업	15	0.005	-0.858
항공 운송업	51	0.005	1.312
창고 및 운송 관련 서비스업	52	0.004	0.869
전문 서비스업	71	0.004	-1.854
부동산업	68	0.003	-0.147
개인 및 소비용품 수리업	95	0.003	-6.489
의복, 의복 액세서리 및 모피제품 제조업	14	0.003	-1.279
정보서비스업	63	0.003	2.461
수상 운송업	50	0.002	-0.288
산업용 기계 및 장비 수리업	34	0.002	-14.395
방송업	60	0.001	-16.106
출판업	58	0.000	0.293
인쇄 및 기록매체 복제업	18	0.000	-0.626
하수, 폐수 및 분뇨 처리업	37	-0.000	-34.469
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	27	-0.000	4.415
창작, 예술 및 여가 관련 서비스업	90	-0.000	-15.518
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	20	-0.001	2.670
자동차 및 부품 판매업	45	-0.002	-1.891
교육 서비스업	85	-0.002	0.173
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	59	-0.003	-5.668
사업시설 관리 및 조경 서비스업	74	-0.003	-0.098

자료: Goldsmith-Pinkham et al.(2020)의 방법론을 활용하여 저자 작성

〈표 Ⅲ-2〉 노동수요충격이 지역인구에 끼친 영향(로템버그 가중치 상위 산업 제외)

제외된 산업	없음(1)	70(2)	47(3)	65(4)	56(5)	10(6)
<b>Panel A: 전체 인구</b>						
고용수요충격	0.604*** (0.135)	0.460*** (0.131)	0.099 (0.135)	0.504*** (0.133)	0.413*** (0.137)	0.536*** (0.145)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2.643*** (0.475)	1.794 (1.332)	3.608*** (0.457)	2.895*** (0.471)	2.738*** (0.407)	2.948*** (0.513)
한계효과(+ $\delta$ )	0.792	0.588	0.356	0.710	0.608	0.745
한계효과(- $\delta$ )	0.255	0.223	-0.378	0.121	0.051	0.146
차이의 p값	0.000	0.180	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Panel B: 경제활동 인구</b>						
고용수요충격	0.781*** (0.188)	0.633*** (0.205)	0.160 (0.172)	0.673*** (0.188)	0.538*** (0.185)	0.679*** (0.1984)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2.775*** (0.576)	1.863 (1.882)	4.105*** (0.557)	3.077*** (0.570)	3.038*** (0.496)	3.243*** (0.597)
한계효과(+ $\delta$ )	0.979	0.765	0.452	0.892	0.754	0.910
한계효과(- $\delta$ )	0.414	0.386	-0.383	0.266	0.136	0.250
차이의 p값	0.000	0.324	0.000	0.000	0.000	0.000
<b>Panel C: 50세 이상 인구</b>						
고용수요충격	1.184*** (0.357)	0.935*** (0.327)	0.411 (0.321)	1.056*** (0.361)	0.882*** (0.367)	1.016*** (0.373)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2.554*** (0.819)	0.912 (2.400)	4.482*** (0.711)	2.941*** (0.812)	3.197*** (0.681)	3.376*** (0.817)
한계효과(+ $\delta$ )	1.366	1.000	0.730	1.265	1.109	1.257
한계효과(- $\delta$ )	0.846	0.815	-0.182	0.667	0.459	0.570
차이의 p값	0.002	0.705	0.000	0.000	0.000	0.000

주: 1. 2001년 시군구 인구의 로그값을 가중치로 사용  
 2. 괄호 안은 표준오차이며, 표준오차는 지역노동시장권 단위로 군집하였음  
 3. \*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$

자료: 저자 작성

〈표 Ⅲ-3〉 노동수요충격이 지역종사자 수에 끼친 영향  
(로템버그 가중치 상위 산업 제외)

제외된 산업	없음(1)	70(2)	47(3)	65(4)	56(5)	10(6)
<b>Panel A: 전체 종사자 수</b>						
고용수요충격	1,199*** (0.287)	1,047*** (0.292)	0,573* (0.322)	1,012*** (0.300)	0,989*** (0.320)	1,112*** (0.300)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2,618** (1.040)	0,443 (1.838)	4,104*** (0.880)	3,174*** (1.058)	2,726*** (0.831)	3,010*** (1.007)
한계효과(+ $\delta$ )	1,386	1,079	0,865	1,238	1,183	1,327
한계효과(- $\delta$ )	0,853	0,989	0,030	0,592	0,628	0,714
차이의 p값	0,013	0,810	0,000	0,003	0,001	0,003
<b>Panel B: 상용 종사자 수</b>						
고용수요충격	1,625*** (0.417)	1,501*** (0.372)	1,058** (0.460)	1,397*** (0.417)	1,370*** (0.453)	1,566*** (0.444)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2,692 (1.721)	-1,292 (2.890)	4,087*** (1.439)	3,427** (1.714)	2,781* (1.471)	2,956* (1.731)
한계효과(+ $\delta$ )	1,817	1,409	1,349	1,641	1,568	1,776
한계효과(- $\delta$ )	1,269	1,672	0,517	0,944	1,002	1,175
차이의 p값	0,120	0,656	0,005	0,048	0,061	0,090
<b>Panel C: 기타 종사자 수</b>						
고용수요충격	1,257*** (0.193)	1,155*** (0.267)	0,552** (0.237)	1,091*** (0.208)	1,004*** (0.225)	1,107*** (0.202)
고용수요충격 <sup>2</sup>	2,417** (1.088)	4,490*** (1.541)	4,131*** (1.332)	2,895*** (1.089)	2,629** (1.170)	3,061** (1.250)
한계효과(+ $\delta$ )	1,429	1,474	0,846	1,297	1,191	1,325
한계효과(- $\delta$ )	0,938	0,561	0,006	0,708	0,656	0,702
차이의 p값	0,028	0,004	0,002	0,009	0,026	0,016

- 주: 1. 2001년 시군구 인구의 로그값을 가중치로 사용  
 2. 괄호 안은 표준오차이며, 표준오차는 지역노동시장권 단위로 군집하였음  
 3. \*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$

자료: 저자 작성

〈표 Ⅲ-2〉와 〈표 Ⅲ-3〉에 의하면 로템버그 가중치가 높은 산업을 바티변수에서 제외하여도 바티변수의 일차항과 이차항의 계수는 대체로 양(+)의 값으로 추정되었다. 구체적으로 모든 열에서 일차항의 계수는 양(+)의 값이 추정되었으며, (2)열의 일부를 제외하고 모든 열에서 이차항의 계수 또한 양

(+)의 값이 추정되었다. 이러한 추정결과는 노동수요충격을 나타내는 바티변수가 일정 값 이상일 경우 노동수요충격으로 인해 지역의 인구 및 종사자 수 모두 증가하는 것을 의미해 전체 산업을 도구변수로 활용한 결과와 질적으로 유사함을 확인할 수 있었다.

다만, 바티변수 구성 시 로템버그 가중치의 크기가 가장 큰 연구개발업 [(2)열]이나 소매업(3)열의 제외 여부에 따라 추정 계수의 크기와 통계적 유의성이 일부 달라지는 경향을 확인할 수 있어 바티변수 추정결과의 해석에 주의가 필요하다. 예를 들어, <표 Ⅲ-3>의 패널 A에서 전체 산업을 활용하여 구성된 바티변수의 일차항과 이차항의 계수가 통계적으로 유의하게 각각 1.2와 2.6으로 추정되었는데, 연구개발업을 제외하고 바티변수를 구성했을 때는 일차항과 이차항의 추정계수(2)열이 각각 1.0과 0.4로 추정되었으며, 이차항의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 소매업을 제외하고 바티변수를 구성했을 때 일차항과 이차항의 추정계수(3)열은 통계적으로 유의하게 각각 0.6과 4.1로 추정되어 (2)열의 추정결과와 추정치의 크기 면에서 상이한 것을 확인할 수 있다.

그럼에도 불구하고 바티변수에 대한 타당성을 검토한 결과, 양(+)의 노동수요충격과 음(-)의 노동수요충격의 한계효과가 이질적임을 보인 본 연구의 분석결과와 질적으로 유사하게 추정되어 본 연구의 추정결과는 대체로 강건한 것으로 판단된다. 다만, 로템버그 가중치가 큰 연구개발업을 바티변수에서 제외할 경우 해당 한계효과 차이의 크기가 작아지는 경향이 존재하기 때문에 연구개발업의 지역별 비중이 실제로 외생성 조건을 만족하는지를 면밀히 검토할 필요가 있다. 다만 연구개발업 등 산업 비중의 선행 추세가 존재하는지 분석하기 위해서는 과거 데이터가 필요한데 본 분석에 주로 사용한 전국사업체조사 자료는 2000년 이전 시점의 과거 데이터를 활용하기 어렵기 때문에 해당 외생성 조건에 대한 검증은 현실적으로 어려운 측면이 있다. 또한 일부 산업을 제외했을 때 추정치가 달라지는 이유가 바티변수의 외생성 조건의 만족 여부가 아닌 산업별 노동수요충격이 이질적이거나 노동수요충격의 산업별 효과가 이질적일 가능성을 염두에 둘 필요가 있다.

## 다. 분석자료

노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향을 분석하기 위해 본 분석에서는 다음과 같은 자료를 사용하였다. 먼저 통계청의 전국사업체조사와 광업제조업 조사를 사용하여 연도별 시군구별 종사자 수 구축에 활용하였고 이에 기반하여 바티변수를 구축하였다. 다음으로 지역별고용조사 자료를 사용하여 시군구 수준에서 평균임금, 숙련수준(대졸 여부)에 따른 평균임금, 숙련수준에 따른 종사자 수 변수를 구축하였다. 다음으로 인구주택총조사 자료 역시 보완적으로 사용하였는데 이는 지역별고용조사 자료의 제공시점이 2008년 이후이기 때문에 보다 과거 시점에서 숙련수준별 종사자 수 계산이 필요했고 이 경우 인구주택총조사 자료를 사용하였다. 마지막으로 시군구 수준의 평균 주택가격변수의 구축을 위해 국토교통부 실거래가 자료를 활용하였다.

본 연구에 사용한 대부분의 변수는 미시자료에서 시군구 수준으로 평균값을 집계하여 구축하였는데 임금 및 주택가격의 경우에는 별도의 추정과정이 필요하였다. 왜냐하면 지역 수준에서 주택의 평균매매가격 및 평균임금을 종속변수로 사용하면 해당 지역을 구성하는 인구 및 주택의 특성 변화에 따른 변화와, 주택 및 노동수요의 변화에 따른 종속변수 변화를 구분하기 어렵기 때문이다.

이에 임금의 경우 다음의 과정을 거쳐서 인적특성변화가 임금에 미친 영향을 통제하고자 하였다. 구체적으로 지역별고용조사 연도별 자료를 활용해 개인의 임금을 종속변수로 학력, 성별, 혼인 여부, 시군구 더미를 설명변수로 회귀분석을 실시하였다. 여기서 추정된 연도별 시군구 더미는 근로자 개인특성을 고려하였을 때 시군의 임금프리미엄을 의미하게 되고 해당 변수를 활용하여 시군구 수준의 임금변화를 추정하였다. 주택가격의 경우도 해당 연도의 매매가격은 매매 당시 면적, 내구연한, 층수 등에 영향을 받을 수 있기 때문에 해당 변수에 의한 영향을 통제할 필요가 있으며 임금변수를 구축하였던 것과 동일하게 해당 변수들에 의한 영향을 제거하고 시군구 수준에서의 평균값을 구축하였다.

한편 시군구 수준에서 노동수요충격이 지역경제에 끼친 효과를 추정하기

위해 본 연구에서는 2001~2019년 자료를 활용하였다. 분석표본의 기초통계량을 소개하기에 앞서 표본구축 과정을 설명하면 분석기간<sup>13)</sup> 동안의 행정구역의 변화가 있었던 세종시, 공주시, 청주시를 하나의 큰 지역으로 정의하여 행정구역에 포함시켰다. 이에 따라 245개 시군구 지역의 2개 기간(2001~2010년, 2010~2019년) 패널자료를 구축할 수 있었다(분석표본 1).

다만 종속변수가 임금, 학력수준별 종사자 수 등인 경우에는 지역별고용조사를 활용해야 하는데 지역별고용조사는 2008년부터 2020년까지는 시군 정보만 제공하기 때문에 시군구 수준에서 구축된 인구 관련 변수들과 별도의 표본을 구축하였다. 해당 표본(분석표본 2)은 157개 시군의 2010~2019년 차분값을 종속변수로 포함한다.

〈표 Ⅲ-4〉에서는 분석표본 1의 기초통계량을 제시하였다. 한 가지 주의할 점은 기초통계량은 인구에 따른 가중평균이 아닌 시군구 평균값의 산술평균으로 해당 기간 한국의 인구 증가율 등과 차이가 존재한다는 점이다. 이 점을 유념하여 기초통계량을 살펴보면 분석기간 동안 시군구 평균적으로 인구는 1.9%, 경제활동인구는 0.7% 증가하는 것으로 나타났다. 그 외 50세 이상 증가율은 41.1%로 한국의 50세 이상 증가율보다 높은 수치를 기록하였는데 이는 규모가 작은 지자체의 고령화가 인구규모가 큰 지역보다 빠르게 진행되었기 때문이다. 다음으로 종사자 수, 상용종사자 수, 상용종사자 외 증가율은 각각 28.4%, 38.8%, 22.9%를 기록하였다.

분석표본 2의 기초통계량 패널 내에서 제시하였는데 대졸 상주인구는 분석기간인 2010~2019년 사이에 평균적으로 11.0%, 대졸 종사자 비율은 10.6% 증가하는 것으로 나타났다. 한편 인적 변화를 고려하지 않은 평균임금은 같은 기간 19.4% 증가하였으며 조정된 평균임금은 64.7% 감소하는 것으로 나타났다. 조정된 평균임금은 서울의 평균임금 대비 얼마나 임금이 높은지 혹은 낮은지의 개념인데 서울의 임금 상승과 비교해 대부분의 지자체 임금이 하락하였음을 의미한다. 다음으로 고졸 이하 및 대졸 이상의 평균임

13) 선행추세 변수 등의 구축으로 인하여 실제 자료는 2012~2019년까지 활용하였는데 분석기간 동안 세종특별자치시의 탄생으로 인접지역인 청주와 공주의 행정구역 자체의 변경이 발생하였으므로 해당 지자체는 분석대상에서 제외하였다.

금 증가율은 각각 10.9% 감소 및 35.7% 증가하였으며 주택가격은 같은 기간 8.9% 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-4〉 주요 변수 기초 통계

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
<b>가. 분석표본 1</b>				
인구 증가율(%)	0.019	0.202	-0.274	1.442
경제활동인구 증가율(%)	0.007	0.226	-0.328	1.467
50세 이상 증가율(%)	0.411	0.323	0.004	2.388
종사자 수 증가율(%)	0.284	0.302	-0.307	1.605
상용종사자 수 증가율(%)	0.388	0.443	-0.644	2.304
상용종사자 수 외 증가율(%)	0.229	0.286	-0.280	1.943
바틱변수(전체 산업 사용)	-0.016	0.051	-0.181	0.396
바틱변수(제조업 사용)	-0.020	0.109	-0.352	0.251
<b>나. 분석표본 2</b>				
대졸 상주인구 비율 변화(%)	0.110	0.027	0.043	0.213
대졸 종사자 비율 변화(%)	0.106	0.039	0.006	0.215
평균임금 증가율(%)	0.194	0.088	-0.015	0.407
조정된 평균임금 증가율(%)	-0.674	1.900	-12.761	2.031
고졸 이하 평균임금 증가율(%)	-0.109	0.173	-0.682	0.216
대졸 이상 평균임금 증가율(%)	0.357	0.429	-0.246	1.573
주택가격 증가율(%)	0.089	3.167	-21.256	8.314
기초생활보장 수급자 가구수 증가율(%)	-0.384	0.906	-5.881	0.985

자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

### 3. 분석결과

[그림 Ⅲ-2]에는 노동수요충격이 지역경제에 미친 영향을 비모수적으로 추정된 결과를 제시하였다. 비모수적 추정이라는 용어를 사용한 이유는 비록 종속변수와 노동수요 간의 관계를 4차항으로 모형화하였지만 노동수요충격의 비선형을 고려하여 바틱변수 값 0을 기준으로 4차항의 계수가 변화할 수 있게 매우 유연한 모형을 추정하였기 때문이다. 다만 해당 그림은 광역고정효과 및 연도고정효과를 고려하지 않고 종속변수와 바틱변수 간의 비모수적

관계를 추정한 것이기 때문에 추정치에 대한 해석보다는 전반적인 관계를 확인하는 데 유용함을 인지할 필요가 있다.

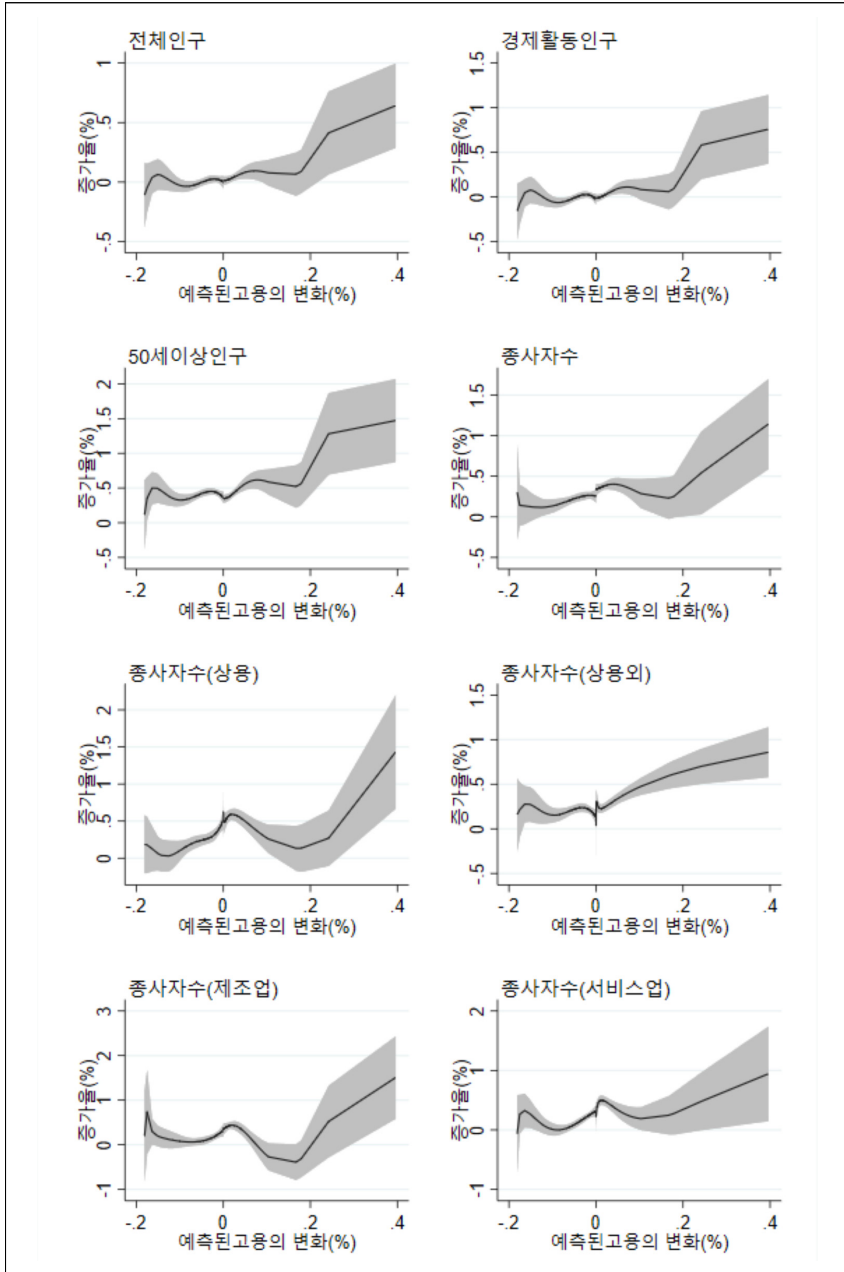
그림 결과를 살펴보면 양의 노동수요충격은 인구, 경제활동인구, 종사자 수 모두 증가시키는 것으로 나타났다. 다만 음(-)의 충격을 받은 지역에서 인구 및 종사자 수가 완만하게 감소하지는 않고 일정 수준의 증가율을 기록하고 있다가 특정 지점에서부터 인구 및 종사자 수가 빠르게 증가하는 현상이 관측되는데 이런 결과는 미국 자료를 활용한 Notowidigdo(2020)에서도 확인할 수 있다.

또한 노동수요충격은 인구 및 고용 증가율에 비선형적인 영향을 미치는 것으로 보이는데 이러한 비선형성이 통계적으로 유의한지 살펴보기 위해 <표 Ⅲ-5>에서는 회귀분석 결과를 바탕으로 통계검정을 진행하였다. 한편 음의 노동수요충격을 받은 지역에서 인구 및 고용이 빠르게 감소하지 않는 원인 중에 하나는 한국에서의 음(-)의 노동수요충격이 실질적으로 해당 지역의 고용 감소를 의미하지 않기 때문으로 판단된다. 다만 여전히 경제활동인구가 증가한 것을 고려한다면 실제로는 고용이 감소한 것으로 해석할 수 있다.

[그림 Ⅲ-2]에서는 또한 증가된 고용의 특성을 살펴보기 위해 종사자 수 증가율을 상용, 상용외, 제조업, 서비스업으로 구분하여 살펴보았다. 살펴본 결과 종사자 수 특성과 관계없이 양(+의 노동수요충격은 상용직, 상용외, 제조업, 서비스업 고용을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 <부도 2>의 상용직 비율, 자영업 비율, 서비스업 비율과 노동수요충격 간의 비모수적 추정치에서도 확인할 수 있는데 해당 변수들의 비율 변화는 노동수요충격과 상관없이 대체적으로 일정하게 추정되었다.

지금까지 그림을 통해 노동수요충격과 종속변수 간의 대체적 관계에 대해 살펴보았다면 <표 Ⅲ-5>는 바티변수 일차항과 제곱항을 설명변수로 사용한 추정결과를 제시하였다. 상술했듯이 회귀분석모형은 장기차분모형을 활용해 지역의 관측 가능하지 않는 고유특성을 제거하였고 다음으로 광역고정효과 및 연도고정효과를 포함하여 광역수준에서 종속변수의 추세가 이질적일 수 있음을 그리고 거시경제적 요소에 의한 종속변수의 공통적인 추세를 통

[그림 Ⅲ-2] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 1



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

제하였기 때문에 추정치를 어느 정도 신뢰할 수 있을 것으로 판단된다.

추정결과를 살펴보면 대체적으로 모든 종속변수에 대해 노동수요충격의 일차항과 제곱항은 통계적으로 유의하게 추정되었다. 즉, 양(+)의 고용충격은 해당 지역의 인구 및 종사자 수 모두를 증가시키는 것을 의미한다. 다만 [부도 2]에서 확인하였듯이 상용직 비율 및 서비스업 비율 변화에 대한 추정치는 통계적으로 유의하지 않아 노동수요충격과 해당 변수 간에는 통계적으로 유의한 관계는 없는 것으로 나타났다.

한편 Notowidigdo(2020)에서 제시한 문제의식인 노동수요의 양(+)의 충격과 음의 충격에 따른 반응이 비대칭적인지 검정하기 위해 <표 Ⅲ-5>에서는 바티변수의 평균값을 기준으로 1 표준편차 증가한 지역과 감소한 지역의 한계효과를 추정하여 제시하였다. 예를 들어, 전체 인구의 증가율을 종속변수로 사용한 경우 노동수요충격이 평균 대비 1 표준편차 증가한 지점에서의 한계효과는 0.649로 통계적으로 유의하게 0과 다르게 추정되었다. 다음으로 노동수요충격이 평균 대비 1 표준편차 감소한 지역에서의 한계효과는 0.442로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 추정된 두 개의 한계효과가 통계적으로 다른지에 대한 통계 검정결과를 해당 표의 마지막 행에 제시하였는데 p-value는 0인 것으로 나타나 두 지점에서의 한계효과는 통계적으로 다른 것으로 나타났다. 이와 같이 양(+)과 음(-)의 노동수요충격에서 한계효과가 이질적인지 모든 종속변수를 대상으로 확인하였는데 인구 및 종사자의 경우 대체적으로 노동수요충격에 따른 한계효과가 통계적으로 다르게 추정되어 비선형적인 관계임을 확인할 수 있었다.

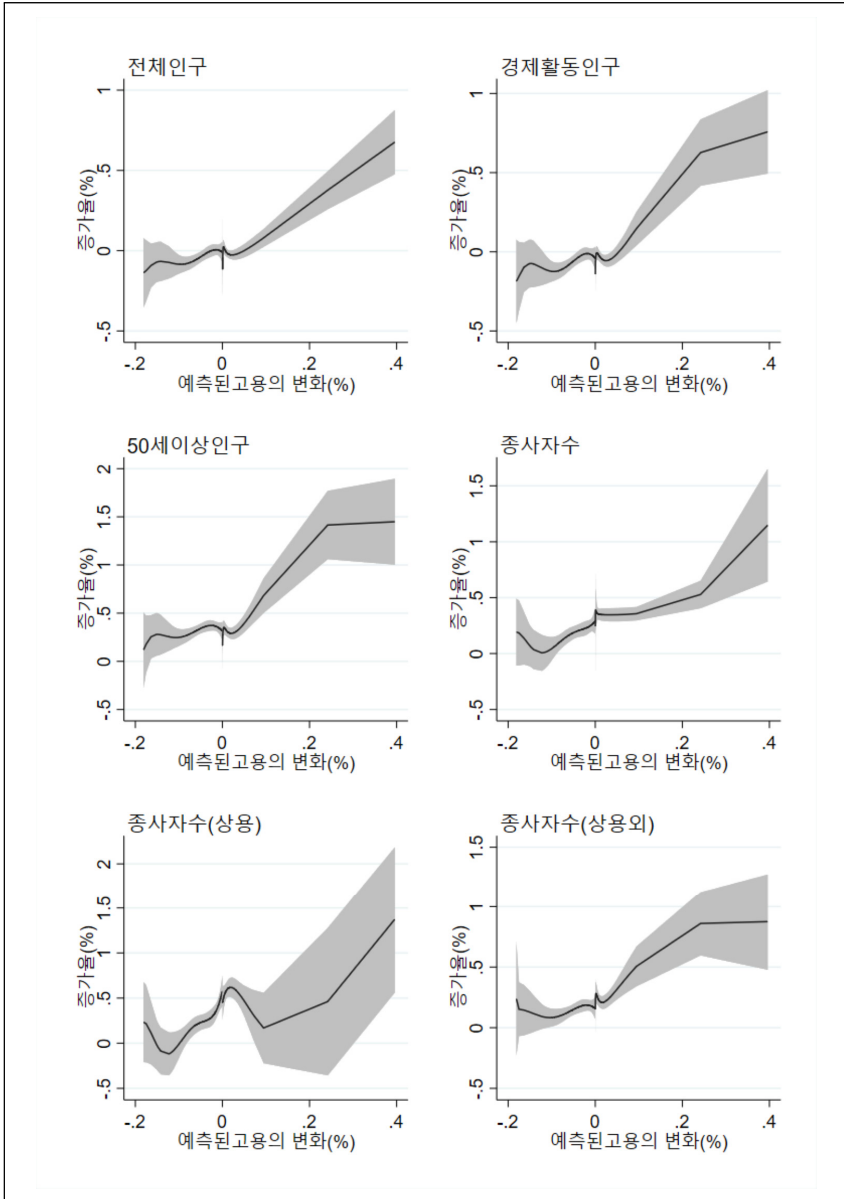
[그림 Ⅲ-3]에서는 수도권을 제외한 지역에서 노동수요충격과 인구 및 종사자 수 증가율 간의 관계를 살펴보았다. 수도권을 제외하고 분석을 실시한 이유는 수도권은 노동수요충격이 발생하면 다른 지역으로 이동하기 수월하기 때문에 수도권 지역을 제외한 분석에서 비선형성이 확연히 드러날 것으로 판단하였기 때문이다. 다만 [그림 Ⅲ-3]에서 확인한 노동수요충격과 종속변수 증가율 간의 전반적인 추세는 수도권을 포함한 경우와 유사한 것으로 나타났다.

〈표 Ⅲ-5〉 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 1

구분	전체 인구	경제활동 인구	50세 이상 인구	전체 종사자 수	상용 종사자	상용외 종사자	제조업 종사자	서비스업 종사자	상용직 비율	서비스업 비율
노동수요충격 (% 변화)	0,570	0,741	0,635	1,078	1,561	1,070	1,052	1,405	0,059	-0,033
표준오차	0,155	0,210	0,530	0,322	0,417	0,230	0,467	0,243	0,049	0,053
p-value	0,000	0,001	0,233	0,001	0,000	0,000	0,026	0,000	0,227	0,531
노동수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	2,505	2,701	6,719	3,818	3,242	4,126	4,125	3,500	-0,188	0,419
표준오차	0,562	0,658	3,316	1,142	1,547	2,096	4,158	1,207	0,425	0,538
p-value	0,000	0,000	0,045	0,001	0,038	0,051	0,323	0,004	0,659	0,437
한계효과 + $\sigma$ 일 때(A)	0,649	0,826	0,846	1,198	1,662	1,200	1,182	1,515	0,053	-0,020
표준오차	0,153	0,211	0,443	0,291	0,395	0,202	0,463	0,223	0,050	0,054
p-value	0,000	0,000	0,058	0,000	0,000	0,000	0,012	0,000	0,287	0,706
한계효과 - $\sigma$ 일 때(B)	0,442	0,603	0,290	0,882	1,394	0,859	0,841	1,225	0,069	-0,055
표준오차	0,161	0,212	0,683	0,374	0,461	0,302	0,546	0,284	0,055	0,063
p-value	0,007	0,005	0,672	0,020	0,003	0,005	0,126	0,000	0,209	0,384
test (A)=(B) p-value	0,000	0,000	0,045	0,001	0,038	0,051	0,323	0,004	0,659	0,437
R <sup>2</sup>	0,309	0,350	0,755	0,585	0,604	0,525	0,362	0,502	0,409	0,129
N	490	490	490	490	490	490	490	490	490	490

자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

[그림 Ⅲ-3] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향(수도권 제외)



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

수도권을 제외한 지역에서의 추정치가 수도권을 포함하였을 때와 비교해 이질적인지 엄밀히 살피기 위해 <표 Ⅲ-6>에서는 패널고정모형의 추정량을 제시하였다. 모든 종속변수에 대해 노동수요충격의 일차항과 제곱항은 통계적으로 유의하게 추정되어 수도권을 포함한 추정결과와 질적으로 유사한 것으로 나타났다. 다만 양(+)과 음(-)의 노동수요충격에서의 한계효과 차이가 수도권을 포함한 경우와 비교해 모든 종속변수에서 크게 추정되었는데 이는 비수도권에서 노동수요충격에 따른 인구 및 종사자 수의 반응이 수도권에 속한 지역과 비교하여 보다 비대칭적임을 의미한다. 이러한 추정결과는 수도권에 거주하는 경우 특정 지역의 노동수요충격에 대응해 다른 지역으로

<표 Ⅲ-6> 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향(수도권 제외)

구분	전체 인구	경제활동 인구	50세 이상 인구	전체 종사자 수	상용종사자	기타종사자
노동수요충격 (% 변화)	0.659	0.945	0.201	1.067	1.811	0.858
표준오차	0.116	0.151	0.860	0.479	0.530	0.468
p-value	0.000	0.000	0.815	0.028	0.001	0.069
노동수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	2.690	2.835	6.202	4.118	3.449	3.862
표준오차	0.333	0.474	2.487	1.410	1.809	1.537
p-value	0.000	0.000	0.014	0.004	0.059	0.013
한계효과 + $\sigma$ 일 때(A)	0.827	1.121	0.587	1.323	2.025	1.098
표준오차	0.102	0.134	0.713	0.398	0.444	0.396
p-value	0.000	0.000	0.412	0.001	0.000	0.006
한계효과 - $\sigma$ 일 때(B)	0.277	0.542	-0.680	0.482	1.321	0.309
표준오차	0.154	0.202	1.204	0.672	0.754	0.655
p-value	0.075	0.008	0.573	0.475	0.082	0.639
test (A)=(B) p-value	0.000	0.000	0.014	0.004	0.059	0.013
R <sup>2</sup>	0.268	0.312	0.676	0.549	0.598	0.441
N	336	336	336	336	336	336

자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

이동하는 데 수반되는 이주비용이 낮기 때문에 부정적 수요충격에 지역이동을 통해 대응하였기 때문으로 판단된다.

지금까지는 노동수요충격이 인구 및 종사자에 미친 영향을 살펴보았는데 이후의 분석에서는 숙련수준에 따라 노동수요충격에 대한 반응이 이질적인지 그리고 임금, 주택가격, 기초생활보장수급자 수 등에는 어떠한 영향을 미치는지 살펴본다. 다만 상술하였듯이 임금 및 숙련수준에 따른 종사자 수는 지역별고용조사 자료를 활용해 시군구 정보를 구축하기 때문에 앞선 전국사업체조사에 기반한 표본과 비교해 표본 수 및 분석기간에 변화가 있었음에 유의해야 한다. 구체적으로 분석표본 1은 시군구 수준에 정보를 제공하였으나 이후 분석에 사용하는 분석표본 2는 시군구 수준의 정보를 제공하기 때문에 관측치가 245에서 157개로 감소한다. 또한 지역별고용조사는 2008년 이후의 자료만 제공하기 때문에 이후 분석에서는 2010~2019년 기간 동안 지역수준의 노동수요변화가 임금 등에 미친 영향을 분석하였다.

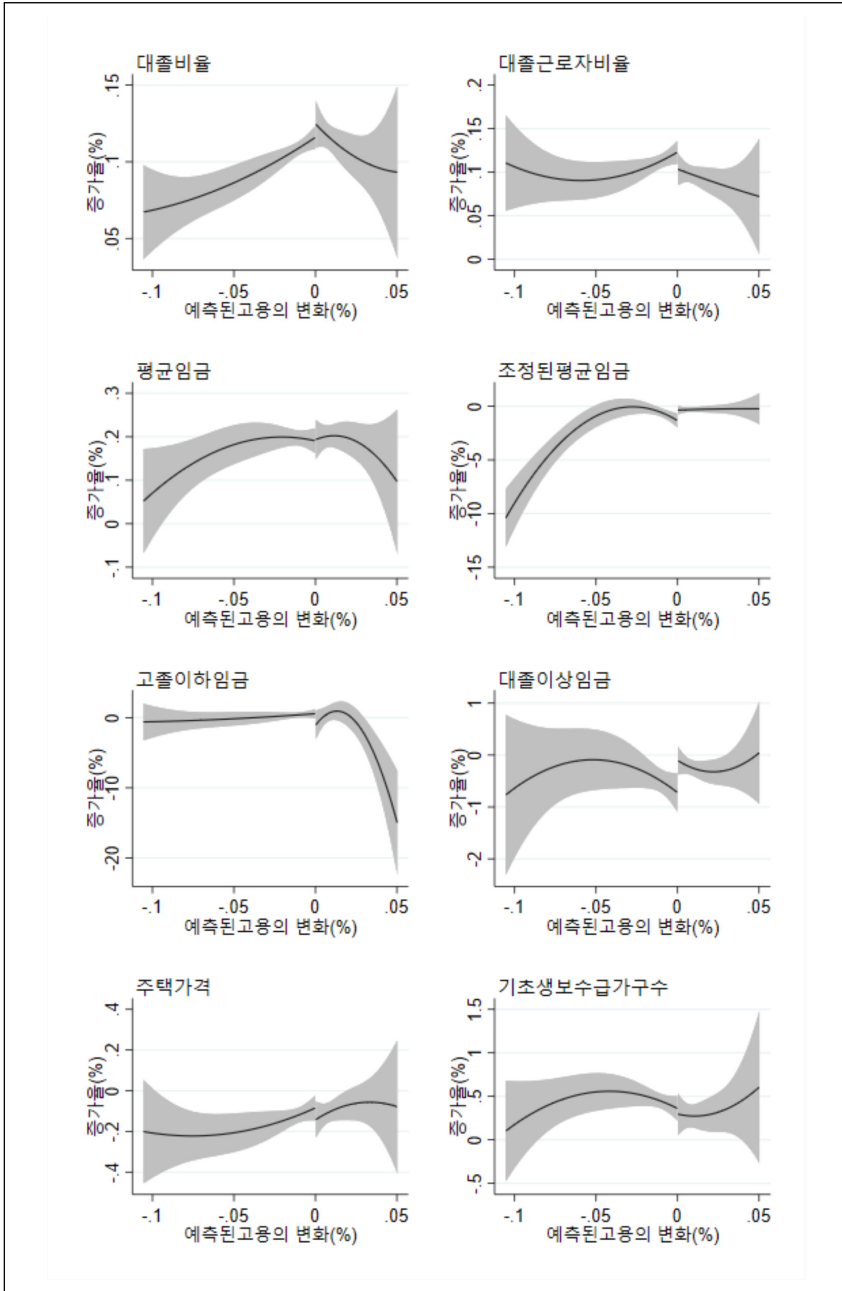
[그림 Ⅲ-4]는 노동수요충격이 인구 및 종사자의 구성, 임금, 주택가격 등에 미친 영향을 비모수적으로 추정된 결과를 제시하였다. 지난 20년간 대졸 이상 학력자의 증가로 인해 대졸자 비율은 노동수요충격과 관련없이 증가하였으나 양의 노동수요충격이 발생한 지역에서 상대적으로 대졸자 비율이 빠르게 증가한 것으로 추정되었다. 반면에 종사자들 중에서 대졸 이상 근로자의 비율은 노동수요충격과 상관없이 일정하게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 비모수적 추정결과는 Notowidigdo(2020)에서 부정적인 충격이 발생한 지역에 대졸 이상 종사자의 증가 비율이 감소하는 것과 상반된 결과이다. 대졸 이상 근로자의 비율이 노동수요충격에 대응하여 증가하지 못한 이유는 양(+의) 충격이 발생한 지역에 고졸 미만 종사자 수 또한 동일한 비율로 증가하였기 때문으로 보인다.

다음으로 임금 증가율에 미친 영향을 살펴보기 위해 본 분석에서는 두 개의 임금변수를 구축하여 사용하였다. 먼저 물가상승률만을 조정한 시군구 평균임금의 증가율과 노동수요충격 간의 관계를 살펴보면 노동수요충격과 임금 증가율 간에는 전반적으로 양(+의) 관계가 있는 것으로 나타났다. 다

만 평균임금은 특정 시점까지 증가하다가 노동수요충격이 양(+)<sup>1</sup>의 값을 가지는 경우에 임금 증가율은 일정 수준의 값을 유지하였다. 다음으로 조정된 평균임금은 종사자들의 성별, 연령, 학력 측면에서의 구성변화가 임금에 미치는 영향을 제거한 임금인데 추정결과를 살펴보면 어떠한 임금 증가율을 종속변수로 활용했는가와 관련 없이 질적으로 유사한 결과를 확인할 수 있었다. 조정된 평균임금은 고용충격의 특정 값까지는 증가하는 것으로 나타났다. 특정 지점을 넘어서는 경우에 일정 수준의 값을 유지하였다. 고졸 이하 및 대졸 이상 임금의 증가율은 조정된 임금을 활용하였는데 고졸 이하 임금은 양(+)<sup>1</sup>의 노동수요충격이 발생한 지역에서 오히려 감소하였고 대졸 이상은 완만하게 증가하는 양상이 관측되었다.

임금과 관련된 결과를 종합해보면 숙련수준별 노동의 수요 및 공급이 이질적으로 나타났을 가능성이 존재한다. 만약 양(+)<sup>1</sup>의 노동수요충격이 발생한 지역에는 대졸 이상 노동자에 대한 노동수요가 고졸 이하 노동자에 대한 수요보다 크게 발생하였고 노동공급 측면에서는 고졸 이하 노동자들이 대졸 이상 노동자보다 많이 공급되었다면, 앞선 그림에서 확인한 숙련수준별 임금 증가율의 차이의 증가와 근로자 비율의 변화가 없었던 것도 설명이 가능하게 된다. 따라서 향후 분석에서는 노동수요충격을 학력수준별 노동수요충격으로 분해하고 대졸 이상 노동자에 대한 수요충격이 전체 노동수요충격과 비교해 어떤 관계를 가지고 있는지 살펴보는 것이 필요하다. 다만 이러한 분석은 본 분석에서 사용한 자료 외에 추가 정보가 필요하기 때문에 후속연구로 남겨 놓는다.

[그림 Ⅲ-4] 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 2



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

다음으로 주택가격 증가율과 노동수요충격 간에는 전반적으로 양의 관계가 성립하는 것으로 나타났으며 기초생활보장 수급가구 비율의 경우 노동수요충격과 정(+)의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 이는 Notowidigdo (2020)의 결과와 상반되는데 음(-)의 노동수요충격이 발생한 지역에서 저소득층이 해당 지역에 상주하는 것이 아니라 타 지역으로 이동함에 따라 이러한 결과가 나온 것으로 판단된다.

마지막으로 <표 Ⅲ-7>에서는 바티변수 일차항과 제곱항을 설명변수로 사용하여 추정한 결과를 제시하였다. 추정결과를 살펴보면 대졸자 비율, 임금, 주택가격의 경우 노동수요충격항의 일차항과 제곱항 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 종속변수가 거주자 기준 대졸자 비율과 종사자 기준 대졸자 비율에 따라 노동수요충격항의 일차항과 이차항의 추정치 크기는 다르지만 대체적으로 노동수요충격이 양(+)의 값으로 변화함에 따라 대졸자 비율은 정체(거주자 기준) 혹은 감소(근로자 기준)하는 것으로 추정되었다. 임금의 경우에도 종사자 특성을 조정한 시군구 평균임금 혹은 조정되지 않는 평균임금 모두에서 노동수요충격이 음(-)의 값에서 양(+)의 값으로 변화함에 따라 임금 증가율이 증가하다가 일정 값을 넘어서면 감소하는 것으로 추정되었다. 특히 이러한 현상은 고졸 이하 종사자들의 임금에서 명확하게 드러나며 대졸 이상 종사자의 평균임금은 대체적으로 노동수요충격과 관련없이 일정 값을 가지는 것으로 나타났다. 마지막으로 주택가격의 증가율을 종속변수로 사용한 추정치는 노동수요충격의 일차항만 통계적으로 유의하였으며 두 변수 간에 양(+)의 관계를 가지는 것으로 추정되었다.<sup>14)</sup>

14) 바티변수의 일차항만 포함한 모형에서의 바티변수의 추정치는 1.40이며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 Ⅲ-7〉 노동수요충격이 지역경제에 끼친 영향 2

구분	대출자 비율 (1)	대출자 비율(종사자) (2)	조정되지 않은 임금 (3)	조정된 임금 (4)	임금 (고졸 이하) (5)	임금 (대졸 이상) (6)	주택가격 (7)	기초생보 수급자 비율 (8)
노동수요충격 (%변화)	0.125	-0.323	-0.411	0.999	-53,596	1,191	1,146	-2,366
표준오차	0.129	0.211	0.512	7.796	41,960	3,320	0.602	2,183
p-value	0.334	0.128	0.424	0.898	0.204	0.720	0.059	0.280
노동수요충격 <sup>2</sup> (%변화)	-4.916	-5.289	-15.958	-707.305	-752,831	30,050	-5,281	-7,640
표준오차	1.663	2.519	6,871	291,819	578,564	47,359	8,133	28,166
p-value	0.004	0.038	0.022	0.017	0.195	0.527	0.517	0.787
한계효과 + $\sigma$ 일 때(A)	-0.029	-0.489	-0.911	-21,174	-77,197	2,133	0.981	-2,605
표준오차	0.169	0.285	0.703	13,347	59,276	4,631	0.803	2,999
p-value	0.865	0.088	0.197	0.115	0.195	0.646	0.224	0.387
한계효과 - $\sigma$ 일 때(B)	0.378	-0.052	0.408	37,319	-14,939	-0,352	1,417	-1,973
표준오차	0.096	0.108	0.287	15,171	17,626	1,862	0.423	1,101
p-value	0.000	0.633	0.158	0.015	0.398	0.850	0.001	0.075
test (A)=(B) p-value	0.004	0.038	0.022	0.017	0.195	0.527	0.517	0.787
R <sup>2</sup>	0.956	0.900	0.857	0.382	0.149	0.226	0.660	0.787
N	157	157	157	157	157	157	157	157

자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

한편 종속변수의 비선형성이 통계적으로 유의한지 살펴보기 위해 <표 Ⅲ-7>에서는 바티변수의 평균값을 기준으로 1 표준편차 증가한 지점과 1 표준편차 감소한 지점에서의 한계효과를 추정하였다. 대졸자 비율, 대졸자 비율(중사자), 조정된 평균임금, 평균임금의 경우 통계적으로 유의하게 양(+의 충격과 음(-)의 충격에 대한 한계효과가 이질적인 것으로 나타났다. 특히 임금 증가율의 결과가 흥미로운데 상술하였듯이 이러한 추정결과는 고졸 미만 중사자의 임금이 양(+의 고용충격이 발생한 지역에서 빠르게 감소하기 때문이다. 양(+의 고용충격이 발생한 지역에서 대졸 이상 중사자 비율이 감소한다는 <표 Ⅲ-15> (2)열의 결과를 고려한다면 양(+의 노동수요충격은 대졸 이상 근로자의 수요 증가와 관련이 깊은 반면 노동공급은 고졸 미만 중사자에서 빠르게 증가하여 해당 지역의 고졸 이하 중사자의 임금이 감소한 것으로 판단된다.

#### 4. 공간모형의 추정

이번 절에서는 일반화 적률법(Generalized Method of Moments, GMM)을 사용하여 노동수요충격의 귀착을 추정하였다. 제Ⅲ장 제3절에서 제시된 축약모형(Reduced Form)은 노동수요충격에 대한 임금, 인구, 고용 및 주택가격의 비대칭 반응에 대한 방향성 및 비대칭성에 대해서 직접적으로 테스트할 수 있었다. 하지만 이러한 축약모형의 결과는 경제 매개변수 값을 직접적으로 추정할 수는 없는 한계를 갖는다.

반면, 공간균형 모델에 기반한 GMM 방법론의 추정결과는 노동자의 기술 보유 수준에 따른 이주비용과 노동수요충격의 실제 발생률의 관계를 비선형 연립방정식을 사용하여 구체화할 수 있다. 또한 고속런 노동자와 저속런 노동자 각각의 상이한 이주비용 함수를 추정하고 주요 파라미터 값을 추정하여 이주비용이 노동자의 숙련도에 따라 어떻게 상이한지 파악할 수 있다. 이에 본 절에서는 공간균형모형에 의해 도출되는 여섯 개의 연립구조방정식 (① 저속런층 노동수요식, ② 고속런층 노동수요식, ③ 저속런층에 대한 정

부지출 보조 방정식, ④ 저숙련층 이주 방정식, ⑤ 고숙련층 이주 방정식, ⑥ 부동산 시장 공급 방정식)을 GMM 방법론을 활용하여 동시에 추정하였다.

### 가. GMM 방법론 소개

반사실적 분석을 위해 사용하는 GMM 방법론을 구조적 모델의 추정에 적용하는 방법을 설명하면 다음과 같다. GMM 방법론은 경제학 실증분석에서 자주 사용되는 통계분석 방법 중 하나로, 데이터로부터 모델의 파라미터 값을 추정한다. 이 방법은 특히 경제학의 금융학 분야에서 많이 활용되었다(Cochrane, 2009). 구조적 모델은 데이터와 경제학 이론 모델을 결합하여 모형의 파라미터 값을 추정하며, 이는 제Ⅱ장에서 사용한 축약모형(Reduced-form) 방법론과 대비된다. 경제이론 모델은 경제 현상을 설명하는 수학적인 관계식을 나타내며, 어떤 데이터를 활용할지는 경제학 이론적 근거가 되는 모델에 의해 결정된다.

GMM을 사용한 추정값은 경제 모델의 예측 값과 실제 데이터 간의 차이를 최소화하는 파라미터 값을 찾는 방식으로 얻어진다. 구조적 모델 적용에서 중요한 점은 모델이 데이터를 잘 설명하도록 파라미터를 조정하는 것뿐만 아니라, 모델이 특정한 가정을 만족시키도록 하는 파라미터 값을 찾는 것이다. 이 가정들은 연구자가 모델 내부에서 어떤 경제적 메커니즘이 작동하는지에 대한 가설을 포함하며, GMM 방법론의 추정을 통해 이 가정들을 테스트하고 검증할 수 있다. 요약하면, GMM 방법론의 구조적 모델 추정에서의 적용은 이론적 모델과 데이터를 결합하여 경제 현상을 이해하기 위해 파라미터 값을 추정하는 방법으로, 모델과 데이터 간의 일관성을 확보하기 위해 가정을 만족시키는 과정 역시 포함하게 된다.

이번 절에서는 GMM(Generalized Method of Moments) 추정치를 사용하여 지역 노동 시장에 음(-)의 수요충격이 발생하고 일자리의 축소 및 임금 감소가 발생할 때, 새로운 구직을 위한 이주 결정 요인의 중요성을 살펴본다. Notowidigdo(2020)에서는 고숙련 노동자에 비해서 저숙련 근로자는 상대적으로 지역 간 이주가 나타나지 않는 현상에 대한 이유를 분석하였다.

도시의 노동수요가 부진할 때 저숙련 노동자는 임금과 고용 감소에 직면할 가능성이 높아지는데, 그럼에도 불구하고 저숙련 노동자는 상대적으로 지역 간 이동이 아주 작게 나타난다. Notowidigdo(2020) 이전 기존의 주요 논문은 음(-)의 노동수요 충격 발생 시 저숙련 노동자의 상대적으로 저조한 지역 간 이동은 저숙련 노동자의 높은 지역 간 이주비용이 큰 역할을 차지하는 것으로 보았다. 그러나 본 장에서 활용하는 데이터 분석과 이론 모형의 주요 참고문헌인 Notowidigdo(2020)에서는 GMM 방법론 추정을 통해 저숙련 노동자의 지역 간 높은 이주비용이 큰 역할을 하지 않았고 미국에서 저소득 층에 집중되는 각종 복지지출의 혜택과 주택 시장에서의 가격 및 임대료(하락) 변화에 의한 편익이 상대적으로 저숙련층에 집중이 되어 저숙련층은 지역 간 이동유인이 크게 나타나지 않았음을 보여주었다.

특히, 미국의 지역별 자료를 활용하여 지역 노동 시장에서 음(-)의 수요충격이 발생할 때 음(-)의 충격 비용을 부담하는 주체를 연구한 Notowidigdo (2020)의 공간균형모형(Spatial equilibrium model)에 기반한 공간모형을 한국의 지역별 자료와 연결하여 추정하는 GMM 방법론을 사용하였다. 특히, 지역노동시장에서 음(-)의 수요충격이 발생하였을 때 대졸 이상 노동자와 고졸 이하 노동자의 음(-)의 충격에 대한 상이한 대응 방식에 대해서 살펴보고자 한다. 노동수요충격이 임금 소득 및 노동자 고용량에 미치는 영향과 영향에 대한 원인 분석을 위해 노동자의 기술보유 수준의 차이에 대해서는 학력의 차이를 대리변수로 사용하였으며, 부동산 시장의 가격 및 공급량 변수, 학력별 이주비용 등을 사용하여 구조방정식을 추정한다.

## 나. 공간균형모형의 소개

### 1) 노동시장 균형

기업 고용자의 지출비용인 임금과 노동자의 한계생산성 값에 의해 기술 수준별 최적의 균형 노동량과 임금이 결정되는데 공간균형모형에서는 다음 두 식에 의해 결정된다.

$$w_{i,t}^H = \alpha \theta_{i,t} ((1-\lambda)L_{i,t}^\rho + \lambda(\zeta \cdot H_{i,t})^\rho)^{\frac{\alpha-\rho}{\rho}} \lambda \zeta (\zeta \cdot H_{i,t})^{\rho-1} \quad \text{식 (III-8)}$$

$$w_{i,t}^L = \alpha \theta_{i,t} ((1-\lambda)L_{i,t}^\rho + \lambda(\zeta \cdot H_{i,t})^\rho)^{\frac{\alpha-\rho}{\rho}} (1-\lambda)(L_{i,t})^{\rho-1} \quad \text{식 (III-9)}$$

여기서  $w_{i,t}^H$ 는  $i$ 지역에 거주하는 고속련 노동자의  $t$ 시점의 평균임금이며,  $\theta_{i,t}$ 는 노동수요충격 값이다.  $H_{i,t}$ 는 고속련 노동자 고용량이며  $L_{i,t}$ 는 저속련 노동자 고용량을 나타낸다. 일치성이 보장된 추정을 위해서는 외생적인 노동수요의 변화 값이 필요한데, 이는 GMM 추정법에서 도구변수로 활용된다. GMM 방법론에서의 도구변수는 제 II장에서 소개한 바틱변수를 활용한다. 참고로 앞 장에서 지역별 바틱 도구변수의 값은 지역 단위에서 구한 산업점유율과 국가 단위의 산업성장률을 곱하여 구하였다. 다만, 여섯 개의 비선형 연립방정식을 동시에 추정해야 하므로 본 절에서는 바틱변수의 1차항부터 5차 다항식 값까지 다섯 개의 도구변수를 생성하여 추정에 활용하였다.

위의 식 (III-8)과 식 (III-9)를 전미분하면, 다음과 같은 노동수요충격과 이주 노동자 순수입 값 간의 관계식을 도출할 수 있고 이를 GMM 추정 방법론의 적률값(moments)을 구하는 데 활용하게 된다.

$$\Delta w_{i,t}^H = \Delta \theta_{i,t} + ((\rho-1) + (\alpha-\rho)(\pi)) \Delta H_{i,t} + (\alpha-\rho)(1-\pi) \Delta L_{i,t} \quad \text{식 (III-8)'}$$

$$\Delta w_{i,t}^L = \Delta \theta_{i,t} + ((\rho-1) + (\alpha-\rho)(1-\pi)) \Delta L_{i,t} + (\alpha-\rho)\pi \Delta H_{i,t} \quad \text{식 (III-9)'}$$

여기서  $\alpha$ 는 생산요소의 규모의 경제(return to scale)를 나타내는 파라미터 값이고,  $\rho$ 는 생산요소 간의 대체탄력성을 결정하는 파라미터이다.  $\Delta$ 는 시간이 지나는 동안의 성장률(퍼센트 변화)을 나타내며,  $\lambda$ 는 고속련 노동의 비율을,  $\zeta$ 는 저속련 대비 고속련 노동자의 상대적 생산효율성을, 끝으로  $\pi = \lambda(\zeta H)^\rho / ((1-\lambda)L^\rho + \lambda(\zeta H)^\rho)$ 로 고속련 노동자의 생산기여의 비율로 정의된다.

식 (III-8)'과 식 (III-9)'을 활용하여 에러항을 생성하고 에러항과 외생수요 충격으로 생성된 바틱변수의 1차항부터 5차항까지의 다항식을 곱하여 적률

조건(moment conditions)을 구하고 이를 통해 최적 함수를 생성한다. 노동 공급곡선을 식별하기 위해서는 도구변수가 수요의 변화를 크게 가져올 수 있어야 하며(1st stage 관계) 또한 노동 공급곡선에는 영향을 미치지 않는 외생적인 변화이어야 한다. 외생적인 노동수요로서 바틱 도구변수의 정당성에 대해서는 이전의 여러 논문에서 논의되어 왔다(Bartik, 1987; Goldsmith-Pinkham et al., 2020). 관련하여 앞의 제Ⅲ장 제2절에서는 바틱도구변수의 외생성에 대해 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)에서 제안한 방법론을 활용하여 검토하였고 본 분석에 활용할 바틱변수가 어느 정도 타당성을 가지고 있음을 확인하였다. 외생적인 수요충격요인이 도구변수로 정당화되면 외생적 수요충격요인은 공급곡선에 대한 영향 없이 수요곡선만을 변화시켜 노동 공급곡선의 식별을 가능하게 한다.

## 2) 정부 이전소득

정부는 다양한 공공지원 프로그램을 통해 불경기 충격의 상대적 취약층인 저숙련 근로자에게 이전소득을 제공한다. 공공지원 프로그램은 노동자의 소득수준에 기반하여 제공되는 경우가 많아 공공지원 프로그램의 크기는 임금의 탄력성 함수 형태의 경제 모델로 반영된다. Notowidigdo(2020)의 계산에 의하면 미국은 PSID 자료에서 1990년 기준으로 대졸자의 0.5%가 대표적인 소득보조 프로그램인 AFDC(Aid to Families With Dependent Children)를 통해 소득 보조를 받았으며 대졸자의 0.5%가 현물보조 프로그램인 식품 지원(Food Stamps) 프로그램을 통해 소득 보조를 받았다. 소득보조와 현물보조 수여자 중에서 고등학교 졸업 이하(저숙련 노동자)의 학력인 가구주에 대한 비율은 소득보조가 79.1%(AFDC)로 나타났으며 현물보조는 82.6%로 나타나 저소득 노동자에게 집중된 것으로 나타났다. 따라서 해당 연구에서는 모형을 단순화하기 위해 음(-)의 노동수요충격이 있을 때 저숙련 노동자들만이 지역 간 이주 결정에 정부의 소득보전 프로그램이 영향을 주는 것으로 모형화하였다. 반면에 고숙련 노동자의 경우엔 음(-)의 노동수요충격이 있을 때 정부의 소득보전이 큰 역할을 하지 않는 것으로 가정한다.

따라서 정부의 소득보전 프로그램의 임금탄력성을 다음과 같이 모형화하였다.

$$t_{i,t} = \bar{T} \cdot (w_{i,t}^L)^\Psi \quad \text{식 (III-10)}$$

여기서,  $t_{i,t}$ 는  $i$ 지역에 거주하는 저숙련 노동자가  $t$ 시점에 수여받는 정부 소득보전의 금액이며, 이는  $\bar{T}$ 의 고정상수 값과 저숙련 노동자 임금의 함수이다. 고정상수는 정부 소득보전 값에 영향을 미치는 임금을 제외한 다양한 요인을 포함하여 모형을 단순화하는 역할을 한다. 그리고 정부의 소득보전의 양이 임금에 얼마나 탄력적으로 반응하는지의 정도는  $\Psi$ 에 의해 추정될 수 있다. 본 분석에서는 제 II 장에서의 축약형태모형의 추정결과에 기반해 노동수요충격이 정부의 소득보전지출에 비대칭적이고 비선형적으로 반응하는 모형을 배제하고 간단한 형태의 함수를 선택하였는데 이는 합리적인 근사치로 판단한다.

노동수요충격에 대한 정부의 소득보전 지출의 동적인 움직임을 파악하기 위해 식 (III-10)을 전미분하면 다음과 같은 방정식을 구할 수 있고 이는 GMM 방법론 추정에서 적률조건을 구하는 데 사용된다.

$$\Delta t_{i,t} = \Psi \Delta w_{i,t}^L \quad \text{식 (III-10)'}$$

여기서, 정부소득 보전이 저임금 소득층을 위주로 구성되어 있음을 반영하여  $\Psi < 0$ 으로 가정된다.  $s_i^L$ 은 저숙련 노동자들의 소득 중 정부 소득보전이 차지하는 평균 비중 값이며 양(+)의 값을 갖는 것으로 가정한다. 반면 고숙련 노동자에게  $s_i^H = 0$ 으로 가정하여 고숙련 노동자가 정부의 소득보전으로 받는 소득 지원은 거의 없는 것으로 가정한다.

### 3) 주택 시장

노동자 소득원 중의 하나이자 일반적인 구매력 수준이 큰 영향을 미칠 수

있는 요소가 개인이 소유한 주택의 가치이다. 노동자들은 주택 및 동질의 거래 가능한 소비재에 대해 동일한 선호도를 가지고 있다고 가정하고 대표 소비자의 주택 수요함수를 추정한다. 기존의 연구에서 추정된 주택 소비 지출은 소득탄력성이 1보다 작은 정상 재화(normal good)로 나타났고, GMM 방법론 추정에서는 이를 반영하여 주택의 소득탄력성은 0.8에서 0.9 사이 값을 갖는 것으로 가정한다(Polinsky and Ellwood, 1979). 1보다 작은 주택 수요의 소득탄력성은 주택 수요의 소득탄력성이 고숙련 노동자와 저숙련 노동자 간에 상이하게 나타남을 의미하며 고숙련 노동자의 경우 소득에서 주택 지출이 차지하는 비중이 더 낮아야 함을 시사한다. 예컨대 1995년 미국의 자료에 기반하여 소득 하위 20%에서 소득 상위 20%로 이동할 때 주택 지출 비중이 38.5%에서 30.0%로 8%p 이상 감소함을 확인할 수 있었다. Notowidigdo(2020)의 모형에 기반하여 주택수요 함수를 다음과 같이 정의한다.

$$H^D(p_{i,t}^h) = \frac{s_h^H w_{i,t}^H H_{i,t} + s_h^L (s_b^L t_{i,t}^L + (1 - s_b^L) w_{i,t}^L) L_{i,t}}{p_{i,t}^h} \quad \text{식 (III-11)}$$

여기서,  $p_{i,t}^h$   $i$  지역의 노동자가  $t$  시점에 직면하는 부동산 가격이며,  $s_h^H$ 는 고숙련 노동자의 주택소비가 소득에서 차지하는 비중을 나타내며  $H_{i,t}$ 는 고숙련 노동자 수이다. 유사하게  $s_h^L$ 은 저숙련 노동자에 대해서 주택 소비가 소득에서 차지하는 비중을 나타내며  $L_{i,t}$ 는 저숙련 노동자의 수이다.  $t_{i,t}^L$ 는  $i$  지역에 거주하는 저숙련 노동자가  $t$  시점에 정부로부터 받는 평균 소득 보전 금액이다.

노동수요충격에 대한 주택시장에서의 주택 수요와 공급의 동적인 움직임을 파악하기 위해 식 (III-4)를 전미분하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\Delta p_{i,t}^h + \Delta H^S(\Delta p_{i,t}^h) = \nu(\Delta y_{i,t}^H + \Delta H_{i,t}) + (1 - \nu)(\Delta y_{i,t}^L + \Delta L_{i,t}) \quad \text{식 (III-11)'}$$

여기서,  $\Delta H^S$ 는 주택 공급의 변화량이고 이는 주택가격의 함수로 가정한다.  $\nu$ 의 값은 주택수요 총량에서 고숙련 노동자의 수요가 차지하는 비중이며  $\Delta y_{i,t}^j$ 는 기술 숙련도별( $j=H$ 와  $L$ ) 노동자의 총소득 변화량을 나타낸다. 만약, 주택 공급곡선이 고정된 탄력성 값을 가진다면,  $\Delta H^S(\Delta p_{i,t}^h) = \sigma \Delta p_{i,t}^h$ 로 주택 공급 모형을 단순화하여 표현할 수 있다. 그러나 주택은 내구재이기 때문에 주택 공급탄력성은 일정하지 않을 것으로 예상되고 이는 앞선 축약 형태모형의 추정에 의해 검증되었다. 즉, 주택 공급탄력성은 주택 재고가 갖는 강한 내구성 때문에 주택수요가 증가할 때와 감소할 때 탄력성의 크기가 다를 것을 의미하는데, 기존의 경험적인 연구에서도 주택수요가 증가할 때의 공급탄력성이 주택 수요가 감소할 때의 탄력성보다 크게 나타나는 것을 보였다(Glaeser and Gyourko, 2005). 따라서 본 분석에서도 Notowidigdo(2020)의 모형에 기반해 GMM 방법론 추정으로 사용될 적률 조건을 식별한다.

#### 4) 지역 노동공급과 이주비용

지역 노동시장에서의 노동공급과 이주비용 간의 관계를 단순한 모형에 기반하여 논의하기 위해, 지역 노동시장에 있는 노동자들은 임금변화에 크게 상관없이 노동을 공급한다고 가정한다. 이 가정을 사용하면 지역 고용의 모든 변동은 노동자의 이주 결정에서만 나온다고 할 수 있다. 따라서 지역 노동공급 곡선은 지역 간 이주 조건에 의해 암묵적으로 정의가 된다. 그리고 이와 같은 가정에 기반하여 노동수요충격과 같은 외부충격이 발생했을 때 지역노동시장의 균형은 식 (Ⅲ-12)와 같이 노동자들이 기존의 도시에 머무를지 또는 다른 어떤 도시로 이동할지에 대해 무차별해지는 수준에서 결정된다.

$$v_i(w_{i,t}^L + t_{i,t}^L p_{i,t}^h) = v_j(w_{j,t}^L + t_{j,t}^L p_{j,t}^h), j \neq i \quad \text{식 (Ⅲ-12)}$$

여기서,  $i$ 와  $j$ 는 임의의 두 개의 상이한 지역을 나타내며 주택가격과 소득의 함수이며, 소득은 임금소득과 이전소득 합으로 계산한다. 만약 식 (Ⅲ-12)

가 부등식으로 나타나면 이주비용이 작은 도시로의 유입이 지속되어 불균형 상태를 나타낸다. 일반적으로는 미국의 사례를 연구한 Notowidigdo(2020)와 같이 저숙련 노동자의 이주가 제한되고 고숙련 노동자가 집중적으로 이주하는 현실을 반영하기 위해 노동자들의 이주비용이 노동자가 보유한 기술 수준에 따라 다른 모형을 고려한다.

이주비용은 외부 도시로의 이주에 따른 재정적 그리고 새로운 환경에 적응해야만 하는 정신적 비용과 특정 위치에 대한 다양한 취향과 비호감을 포괄적으로 포함한다. 특히 이주비용은 양수와 음수 값을 모두 가질 수 있도록 허용하는데, 양수 값은 현재 도시를 선호하거나 실제 이동 비용을 포함하며, 음수 값은 특정 지역에 대한 잠재적 이주자들의 비호감을 나타낸다. 이주비용은 총소득의 일부로 정의하여,  $(w+t)$ 의 소득을 갖는 경계(marginal) 이주자는 외부 도시로 이주해야 할 때 그 비용은  $(w+t)m$ 으로 나타난다. 여기서  $m$ 은 소득 대비 비율이므로 0과 1 사이의 값을 갖는다. 이주비용은 노동자의 기술 숙련 정도에 따라 상이한 것으로 가정하며 이주비용 함수는  $c^H(\Delta H_{i,t})$ 와  $c^L(\Delta L_{i,t})$ 의 형태로 표현한다.

본 분석에서는 기존의 문헌을 따라 이주비용 함수를 인구수와 정비례하는 것으로 가정하였다(Topel, 1986; Artuç et al., 2010). 즉, 외부 도시로의 이주비용은 같은 타입의 노동자가 더 많이 외부 도시로 이주할수록 경계 이주자의 외부 도시로의 이주비용이 증가하는 것으로 가정한다. 식 (Ⅲ-12)의 공간 균형 조건을 미분하고 Roy의 항등식을 적용하면 다음의 동태적 변화 식을 얻을 수 있다.

$$(1 - s_t^L)\Delta w_{i,t}^L + s_t^L \Delta t_{i,t}^L - s_h^L \Delta p_{i,t}^h + c^L(\Delta L_{i,t}) = 0 \quad \text{식 (Ⅲ-12)'}$$

여기서,  $s_t^L$ 은 저숙련 노동자의 총소득 대비 정부 이전소득 비율을 나타낸다.

$$\Delta w_{i,t}^H - s_h^H \Delta p_{i,t}^h + c^H(\Delta H_{i,t}) = 0 \quad \text{식 (Ⅲ-13)'}$$

식 (Ⅲ-12)'과 식 (Ⅲ-13)'은 이주 및 고용 방정식에 대한 미분을 통해 도출된 최적 조건에 의해 결정되므로 암묵적으로 보면 노동자가 결정하는 노동공급곡선이다. 이를 간단히 표현하면, 위의 조건들은 임계이주자의 이주 비용이 임금, 정부의 이전소득, 그리고 주택가격의 변화에 의한 소득변화와 같을 때 균형이 형성되는 것을 보여준다.

식 (Ⅲ-12)'과 식 (Ⅲ-13)'을 보면 이주비용은 각 기술 타입에 따른 순 이주율의 변화량 함수로 나타난다. 이 두 방정식을 통해 순 이주율이 기술에 따라 다를 수 있음이 모형에 구체적으로 반영된 것을 볼 수 있다. 구체적으로 첫째, 공공지원 프로그램은 저소득층에 주로 돌아가며, 소득에 대한 비중으로 표현되어  $s_i^L > s_i^H$ 로 나타난다. 둘째, 저숙련 노동자는 소득의 더 큰 부분을 주택에 지출하므로  $s_h^L > s_h^H$ 로 나타나며, 이는 주택가격 하락이 저숙련 노동자에게 더 큰 보상을 제공함을 의미한다. 마지막으로, 이주비용 함수는 기술에 따라 다를 수 있기 때문에 부정적인 노동수요 충격에 대해서 일반적으로 저숙련 노동자가 더 높은 이동 비용에 직면할 수 있다.  $c^L(x) > c^H(x), \forall x < 0$ .

## 다. GMM 추정

### 1) 적률조건 및 캘리브레이션

본 절에서는 앞의 제2절에서 제시한 경제학 이론 모델을 통해 관심 있는 파라미터를 식별하기 위해 적률조건을 도출하고 이를 통해 파라미터를 추정한다. 특히, GMM에 기반한 추정은 고숙련 및 저숙련 노동자의 주택 공급탄력성과 이주비용 함수에 대한 추정치를 구할 수 있다. 이러한 추정치는 데이터에서 관찰된 이주패턴을 생성하는데 주택지출, 이전소득 및 이주비용의 상대적 중요성을 평가하는 데 사용될 수 있다. 또한 모델을 캘리브레이션해 적률조건이 추정할 파라미터보다 더 많을 경우 과식별 테스트가 가능해져, GMM 방법론이 사용하는 도구변수의 정당성을 평가할 수 있다.

GMM 방법론을 활용하여 모형의 파라미터 추정을 실행하기 위해 앞 절의

경제 모델에서 추출한 방정식 식 (Ⅲ-8)'에서 식 (Ⅲ-13)'의 식을 다음과 같이 연립방정식 형태로 하여 동시 추정에 사용한다.

$$\Delta e_{i,t}^{wH} = \Delta w_{i,t}^H - (\Delta \theta_{i,t} + [(\rho - 1) + (\alpha - \rho)\pi] \Delta H_{i,t} + [(\alpha - \rho)(1 - \pi)] \Delta L_{i,t})$$

식 (Ⅲ-14)

$$\Delta e_{i,t}^{wL} = \Delta w_{i,t}^L - (\Delta \theta_{i,t} + [(\rho - 1) + (\alpha - \rho)(1 - \pi)] \Delta L_{i,t} + [(\alpha - \rho)\pi] \Delta H_{i,t})$$

식 (Ⅲ-15)

$$\Delta e_{i,t}^t = \Delta t_{i,t} - \Psi \Delta w_{i,t}^L$$

식 (Ⅲ-16)

$$\Delta e_{i,t}^h = \Delta p_{i,t}^h + \Delta H^S (\Delta p_{i,t}^h) - (\nu (\Delta w_{i,t}^H + H_{i,t}) + (1 - \nu) ((1 - s_t^L) \Delta w_{i,t}^L + s_t^L \Delta t_{i,t}^L + \Delta L_{i,t}))$$

식 (Ⅲ-17)

$$\Delta e_{i,t}^H = \Delta w_{i,t}^H - s_h^H \Delta p_{i,t}^h + c^H (\Delta H_{i,t})$$

식 (Ⅲ-18)

$$\Delta e_{i,t}^L = (1 - s_t^L) \Delta w_{i,t}^L + s_t^L \Delta t_{i,t}^L - s_h^L \Delta p_{i,t}^h + c^L (\Delta L_{i,t})$$

식 (Ⅲ-19)

여기서  $i$ 는 특정 지자체를,  $t$ 는 특정 연도를 의미하며,  $\Delta e_{i,t}^j$ 는 노동수요 변화와 상관없는 오차항을 나타낸다. 지역 일반균형조건에 의해 구해진 이러한 방정식들의 파라미터 추정치를 구하면 임의의 노동수요변화  $\Delta \theta_{i,t}$ 가 어떻게 노동자의 임금, 고용, 주택가격 및 이전 소득을 변화시키는지 알 수 있다. 모형에서 최적값으로 선택되는 여섯 가지 내생 변수는  $\Delta p_{i,t}^h$ ,  $\Delta w_{i,t}^H$ ,  $\Delta w_{i,t}^L$ ,  $\Delta H_{i,t}$ ,  $\Delta L_{i,t}$ ,  $\Delta t_{i,t}^L$ 로 이 변수들의 값을 데이터로부터 구해야 한다.

본 분석에서 추정해야 하는 모델의 알려지지 않은 파라미터 값은 다음과 같이 총 6개인데 여기서 이주비용함수와 주택공급함수는 두 개의 파라미터로 표현되는 단순한 형태를 가정하였다.

- (i) 정부이전 소득 비율 및 노동자 기술 수준별 주택 지출 비율 ( $s_i^L, s_h^L, s_h^H$ )
- (ii) 저숙련 대비 고숙련 노동자 주택 수요 비율 파라미터( $\nu$ ), 고숙련 노동자 비율 파라미터( $\mu$ )
- (iii) 노동수요 곡선 파라미터 ( $\alpha, \rho, \pi, \xi$ )
- (iv) 정부 이전 소득 임금 탄력성 파라미터 ( $\Psi$ )
- (v) 이주 비용 함수 및 함수의 파라미터 ( $c^L(), c^H()$ )
- (vi) 주택공급 함수 및 함수의 파라미터 ( $\Delta h^s(\cdot)$ )

따라서 과식별을 위해서는 최소 17개의 도구변수가 필요한데 본 분석에서는 Notowidigdo(2020)가 제안한 도구변수와 동일하게 노동수요충격을 바틱변수를 통해서 대리하고 해당 바틱변수의 1차항부터 5차항까지 다항식 다섯 개를 도구변수로 사용하여 적률조건을 생성하였다. GMM 방법론의 식별을 위해 사용되는 적률조건은 1차항부터 5차항까지 각각의 다항식 항을 (수식 Ⅲ-14)부터 (수식 Ⅲ-19)까지의 에러항 여섯 개에 각각 곱하여 총 30개의 적률조건을 동시에 추정에 활용하였다.

다만 16개의 미지수에 대해서 30개의 방정식을 동시에 수치 최적화(numerical optimization) 방법을 통해 추정하는 것은 계산적으로 매우 어려운 작업이다. 따라서 Notowidigdo(2020)와 동일하게 본 연구에서도 일부 파라미터 값은 GMM 방법론을 통해 직접 추정하지 않고 외부 데이터에서 구한 값을 캘리브레이션하여 나머지 파라미터 값만을 추정하였다. 예를 들면, 전체 소득에서 주택소비가 차지하는 비중과 전체 소득에서 정부 이전소득이 차지하는 비중 ( $s_i^L, s_h^L, s_h^H$ )은 정부가 수행하는 서베이에 기초하여 구한다.<sup>15)</sup> 이렇게 해서 구한 값으로 전체 소득에서 주택 소비가 차지하는 비중은 고숙련 노동자층에서는 30%로, 저숙련 노동자층에서는 34%의 값을 갖는 것으로 나타났다. 유사하게 저숙련 노동자의 경우 이전소득이 전체 소득에서 차지하는 비중은 대략 5% 수준으로 나타났다. 노동수요함수의 파라미터 또한 정부 서베이 데이터 값을 사용하고 기존 문헌의 계산치를 활용하여 구하였다. 예를 들면, 고숙련 노동자의 비중과 고숙련 노동자 임금과 저숙련 노동

15) Notowidigdo(2020)는 미국 센서스의 consumer expenditure survey 자료를 활용하여 해당 값을 추정하였으며 본 연구에서는 통계청의 가계동향조사 및 가계금융복지조사 자료 등을 활용하여 해당 값을 추정하였다.

자 임금값을 토대로 해서  $\pi = 0.37$ 을 구하였고 고속련 노동자 비율과 평균 임금 그리고 주택지출 비중 값을 토대로 해서  $\nu = 0.34$ 의 값을 구하였다. 또 Katz and Murphy(1992)가 사용한 값을 기반으로  $\rho = 0.29$ 를 선택하였다. 이렇게 하면 노동수요함수에서는 스케일 반환 파라미터인  $\alpha$ 값만이 노동수요곡선 두 개의 적률조건에 포함되어 추정 대상으로 남는다. 이 파라미터를 적률조건 추정을 통해 추정하는 것은 모형의 전반적인 적합성을 확인하기 위해 유용하게 활용될 수 있다.

다음 단계로, 알려지지 않는 파라미터 값 중에서 (v)와 (vi)은 일반적 함수로 표현되었기 때문에 이 함수에 대한 특정 형태를 정해야만 모형 내의 파라미터 값을 추정할 수 있다. Manly(1976)의 모형에 따라 이주비용함수와 주택공급함수는 가장 간단한 지수함수 형태로 다음과 같이 특정하였다.

$$c^L(x) = \frac{\sigma^L(\exp(\beta^L x) - 1)}{\beta^L} \quad \text{식 (III-20)}$$

$$c^H(x) = \frac{\sigma^H(\exp(\beta^H x) - 1)}{\beta^H} \quad \text{식 (III-21)}$$

$$\Delta H^S(x) = \frac{\sigma^h(\exp(\beta^h x) - 1)}{\beta^h} \quad \text{식 (III-22)}$$

Manly(1976)의 연구에 의하면 식 (III-20)에서 식 (III-22)까지의 지수함수를 활용한 모형은 두 개의 파라미터만으로 충분히 유연한 관계의 표현이 가능하다. 또한 위의 지수함수 모형은 어디서나 단조적이며 연속적인 1차 도함수 특성을 가져 본 분석의 모형과 같이 아주 큰 모형의 복잡한 계산을 크게 단순화하는 데 기여한다.

캘리브레이션을 통해 외부 자료로부터 계산하여 대입되는 파라미터 값을 제외하고 궁극적으로 추정해야 할 파라미터는 여전히 여덟 개가 남아 있다. 구체적으로 두 개의 주택 공급 곡선 파라미터( $\sigma^h, \beta^h$ ), 두 개의 저숙련 노동자 이주 비용 함수 파라미터( $\sigma^L, \beta^L$ ), 두 개의 고속련 노동자 이주 비용 파라미터( $\sigma^H, \beta^H$ ), 저숙련 노동자의 임금에 대한 정부 이전 소득 반응성 파라

파라미터( $\Psi$ ), 그리고 생산함수의 스케일(return to scale) 파라미터( $\alpha$ )이다.

마지막으로 30개의 적률조건은 다음과 같이 벡터 형태로 나타낼 수 있다.

$$m = (m^1, m^2, m^3, m^4, m^5)^T$$

여기서,  $T$ 는 벡터의 전치(transpose)를 나타내어  $m$ 은  $5 \times 1$  벡터이다. 적률 조건은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$m^d = \begin{bmatrix} \Delta e^{wH}(\Delta\theta)^d \\ \Delta e^{wL}(\Delta\theta)^d \\ \Delta e^t(\Delta\theta)^d \\ \Delta e^h(\Delta\theta)^d \\ \Delta e^H(\Delta\theta)^d \\ \Delta e^L(\Delta\theta)^d \end{bmatrix} \quad \text{식 (III-23)}$$

GMM 방법론을 적용하기 위한 적률조건은  $E(m) = 0$ 이다. 추정해야 할 파라미터 값은  $\beta = (\sigma^h, \beta^h, \sigma^H, \beta^H, \sigma^L, \beta^L, \Psi, \alpha)$ 로 나타낼 수 있어 2단계 GMM 추정은 다음의 목적함수를 최소화하는  $\beta$  값을 찾아 구한다.

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} m^T(\beta) \cdot m(\beta)$$

## 2) GMM 추정결과

<표 III-8>의 첫 번째 패널은 본 분석의 GMM 추정결과를 제시하였고 다음 패널에서는 Notowidigdo(2020)의 결과를 제시하였는데 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 Notowidigdo(2020)의 미국 데이터 분석과 동일하게 지역의 주택 공급 곡선이 오목한 형태로 나타났다( $\beta^h = 2.54$ , 표준오차 2.69). 다만, 아주 큰 표준오차 값으로 인해 추정치가 통계적으로 유의하지 않았다. Notowidigdo(2020)의 해석 방식에 따라 주택공급계수를 해석하면 주택가격이 외생적으로 20% 상승할 때 주택공급은 50% 증가하나, 주택 가

격이 20% 하락할 때 주택공급은 대략 30% 감소하는 데 그치는 것을 의미한다. 즉, 주택공급의 반응 크기는 주택수요가 동일한 크기로 감소하는 경우보다 주택수요가 증가할 때 약 1.7배 정도 크게 나타나는 것을 의미한다. 따라서 Notowidigdo(2020)의 추정치와 비교하였을 때 추정치는 다소 작으나 방향성에서는 감소 국면에서 공급에 대한 조정이 작게 나타나는 동일한 결과를 얻었다. 또한 절대적 주택공급의 조정치는 미국에서보다 크게 조정되는 것으로 나타났다.

이주비용 함수의 파라미터 추정치는 고숙련 노동자나 저숙련 노동자 모두에 대해 통계적으로 유의한 계수 값이 추정되지 않았다. 이는 다른 지역으로 이주하는 노동자의 수가 변함에 따라 이주비용이 크게 차이 나지 않음을 보여준다. 만약 계수 값을 0이라고 해석한다면 고숙련 노동자와 저숙련 노동자의 경우 순 이주자 수에 따른 이주비용에 대한 차이가 크지 않음을 의미하게 된다. 제Ⅲ장의 축약형 모형의 추정결과에서 노동수요충격에 따른 저숙련자와 고숙련자가 어느 정도 유사하게 반응하는 것으로 나타났는데 이러한 추정결과와 일치한다. 미국의 결과에서는 이주비용이 유의하게 나타난 것을 감안한다면 이주 결정에 있어 이주비용에 대한 중요성이 한국의 경우 미국과 비교해 상대적으로 떨어지는 것으로 판단된다. 반면 미국과 비교할 때 상대적으로 주택공급의 탄력성 값은 통계적으로도 유의하고 그 계수 값이 크게 나타나 주택시장의 가격 변동이 오히려 이주 결정에 더 중요한 요인으로 작용하는 것으로 보인다.

요약하면 GMM 추정결과는 한국에서 이주비용의 역할이 상대적으로 작은 것으로 판단된다. 다만, 추정오차를 무시하고 추정치를 해석하면 미국의 결과와는 상반된 결과를 확인할 수 있었다. 두 집단 모두에서 시그마 추정치가 음수로 나타나 타 지역으로 이동하는 이주자가 많아질수록 이주비용은 상승하는 것으로 나타났지만 고숙련 노동자층에서 순 유출 이주자 증가의 비용탄력성이 크게 추정되었다(-0.311 vs -0.001). 이러한 추정결과는 <표Ⅲ-5>의 양의 노동수요충격이 대졸 이상 근로자의 비율을 감소시키는 것과 일치한다고 할 수 있다.

마지막으로 <표 Ⅲ-8>에서는 이전소득 탄력성 파라미터를 추정하였는데 추정치는 -0.01로 통계적으로 유의하지 않았다. 추정치의 의미를 해석하자면 저숙련 노동자의 임금이 1% 하락하면 이전소득 지출이 0.01% 증가하는 것을 의미한다. 한국의 경우엔 고졸 이하 학력자의 경우 임금변화에 의한 소득 보전효과가 미미하기 때문에 이러한 추정결과가 나온 것으로 판단된다.

<표 Ⅲ-8> GMM 방법론의 파라미터 추정값

구분	(1)	(2)	(3)		(5)		(7)	(8)
	주택 공급곡선		고숙련 노동자 이주 비용 모수		저숙련 노동자 이주 비용 모수		이전소득 임금 탄력성	규모 수익 계수 값
	$\sigma^h$	$\beta^h$	$\sigma^H$	$\beta^H$	$\sigma^L$	$\beta^L$		
한국 자료	9.329*** (3.096)	2.548 (2.691)	-0.311 (1.094)	1.521 (6.919)	-0.001 (0.021)	2.884 (20.739)	-0.010 (0.008)	1.070*** (0.067)
미국 자료	1.201*** (0.407)	6.306*** (1.774)	-0.066*** (0.016)	-1.044 (0.766)	-0.065*** (0.019)	-0.861 (0.738)	-3.838*** (0.447)	1.038*** (0.025)

주: 괄호 안은 로버스트 표준오차. \*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$   
 자료: 분석표본을 활용하여 저자 작성

## 5. 소결

본 장에서는 노동수요충격이 지역경제 특히 인구, 고용, 주택가격에 미친 영향을 실증분석하였다. 먼저 노동수요충격이 인구, 고용에 미친 영향을 살펴 보기 위해 바틱 도구변수 일차항과 이차항을 포함한 모형을 추정하였다. 추정결과 양(+)의 수요충격은 해당 지역의 인구 및 종사자 수를 증가시키는 것으로 나타났고 음(-)의 수요충격은 인구 및 종사자 수를 감소시키는 것으로 추정되었다. 다만 두 변수 간의 관계가 비선형적이라는 증거 역시 찾을 수 있었다. 즉, 고용 및 종사자 수 모두 수요충격이 양(+)의 방향으로 증가할 때 증가하나 완만하게 증가하였고 수요충격이 일정 값을 넘어서자 빠르게 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 또한 수도권과 비수도권의 노동수요충

격에 따른 인구 및 종사자 수의 반응이 이질적인 것으로 나타나, 수도권 지역의 경우 노동수요충격에 대응하여 다른 지역으로의 이주가 비교적 용이함을 시사한다.

다음으로 숙련수준에 따라 노동수요충격의 영향이 임금 및 종사자 수에 미친 영향 그리고 주택가격, 기초생활보장수급자 수 등에 미치는 영향을 분석했다. 결과적으로, 대졸자 비율은 노동수요충격과 관계없이 증가했으나, 양(+)의 노동수요충격에 따라 대졸 이상 근로자의 비율은 감소했다. 숙련수준별 임금 분석에서는 고졸 이하 임금은 양(+)의 노동수요충격이 발생한 지역에서 감소했고, 대졸 이상 임금은 완만하게 증가하는 경향을 보였다. 주택가격 증가율과 노동수요충격 사이에는 대체로 양(+)의 관계가 확인되었고, 기초생활보장 수급가구 비율은 노동수요충격과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 음(-)의 노동수요충격이 발생한 지역에서 저소득층이 다른 지역으로 이동함에 따른 결과로 판단된다.

마지막으로 본 장의 제4절에서는 GMM을 사용하여 노동수요충격의 귀착과 직접 관련이 있는 주요 파라미터 값을 추정했다. 특히, 고숙련 및 저숙련 노동자들의 이주비용 함수를 추정함으로써 노동수요충격의 숙련도별 차이가 존재한다면 그 원인을 이해하고자 했다. GMM 추정결과에 따르면, 한국에서 이주비용의 역할은 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 다만 추정오차를 고려하지 않고 해석하면 고숙련 노동자층에서 이주비용의 탄력성이 더 크게 추정되었다. 주택공급곡선의 추정결과도 방향성에서는 미국의 결과와 동일하였으나 감소 국면에서 공급에 대한 조정이 미국과 비교해 상대적으로 크게 나타났다.

축약모형의 결과와 GMM 분석결과를 종합하면 양(+)의 노동수요충격이 발생한 지역에서 저숙련자의 비율 증가와 임금 하락은 저숙련자의 이주비용이 고숙련자에 비해 낮아서 이동이 활발하게 이루어지기 때문일 수 있다. 또 미국과 달리 음(-)의 노동수요충격이 발생한 지역에 저숙련자들의 비율이 높지 않은 이유는 주택공급곡선이 오목하지 않아 감소 국면에서 주택가격의 하락이 제한적이기 때문일 수 있다. 물론 추정된 이주비용과 주택공급곡선

의 차이로 실증분석 결과를 해석하기에는 통계적 유의성이 확보되지 않아 해석에 주의가 필요할 것이다. 또한 단순히 양(+)의 노동수요충격은 고속런자의 수요증가와, 음(-)의 노동수요충격은 저속런자의 수요 감소와 관련이 깊을 경우에도 실증분석 결과와 배치되지 않기 때문에 현상에 대한 깊은 이해를 위해서는 보다 엄밀한 자료를 활용한 분석이 필요할 것이다.

---

## IV. 지역노동수요충격이 지방재정에 끼친 영향

---

### 1. 선행연구

원구환(2009)은 광역자치단체 재정정책의 경기 변동에 대한 변화를 재정 팽창지수를 중심으로 분석하였다. 분석결과 지방재정정책은 경기조절적 기능보다는 경기동행적 기능을 수행하였다고 논하고, 지방재정정책의 경기안정화 기능이 미흡하다고 평가하였다. 오병기(2014)는 광역자치단체 수준의 동태적 패널 분석을 이용하여 지역경제성장 이후 유형자산이 증가하고 이에 따라 자치단체의 투자적 지출이 증가하는 인과관계가 나타났음을 주장하였다.<sup>16)</sup> 오병기(2014)는 총세출에 대해 논의하지 않았으나, 두 연구는 지역 경제성장과 재정지출 사이의 양(+)의 관계에 대해 논의했다는 공통점이 있다.

김행선·이미혜(2018)는 광역 수준 지방자치단체의 재정정책이 시차를 가지고 해당 지역 경기변동의 진폭을 완화하는 방향으로 수행되었다는 분석결과를 제시하였다. 구체적으로 연도별 패널자료를 이용하여 고정효과 모형을 통해 재정정책의 확장 정도와 경제 상황에 대한 관계를 추정한 결과, GDP 갭으로 측정된 과거의 경기 상황이 좋았을수록 현재의 재정충격지수는 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 송중운(2023)은 2009~2021년 자료를 활용한 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용하여 광역 시도단체 경제성장과 재정지출 간 그래인저 인과관계를 분석하여 경제성장과 재정지출 사이의 인과관계가 확인되지 않았음을 밝혔다.

본 연구는 지역노동수요충격이 지방재정에 미친 영향을 분석하였다는 주제 측면에서의 차이에 더해, 앞서 소개한 선행연구들과 다른 측면에서도 상

---

16) 오병기(2014)의 투자적 지출은 교육, 문화·관광, 농림해양수산, 산업·중소기업, 수송·교통, 국토·지역개발, 과학기술의 합계를 의미한다.

당한 차이점이 존재한다. 우선 장기차분모형을 통해 다년도의 누적된 재정 규모와 지역노동수요충격의 관계를 살펴본다는 점에서 주로 1기 차분 또는 수준변수의 패널자료를 이용한 선행연구들과는 차이가 있다. 특히 본 연구는 도구변수를 활용하여 외생적인 노동수요충격 변수를 구축한 후 이를 분석에 사용함으로써, 고정효과 모형을 통해 통제하는 것이 불가능한 시간에 따라 변하는 요인들로 인한 내생성을 고려하였다는 차이가 있다. 또한 선행 연구들은 주로 광역자치단체 자료를 이용하였으나, 본 연구는 기초자치단체 수준의 자료를 이용하여 세부 지역별로 상이하게 나타난 경제적 충격의 변이를 세밀하게 활용할 수 있었다는 차이점이 있다.

## 2. 분석자료 및 추정전략

### 가. 분석자료

고용수요충격이 지방재정에 끼친 영향을 살펴보기 위해 지방재정365에서 제공하는 2008년부터 2019년까지의 기능별·재원별 세입·세출예산<sup>17)</sup> 자료를 활용하여 기초자치단체의 재정 정보에 대한 패널자료를 구축하였다. 자료 구축 과정에는 일반회계, 특별회계 등을 모두 포함하여 금액을 합산하였다.

해당 자료에서 세입은 지방세, 세외수입, 지방교부세, 조정교부금, 보조금별 금액으로 구분된다. 세입예산의 경우 순계예산 작성 시 세입을 받은 단체 또는 회계에서 공제하기 때문에 지방교부세, 조정교부금 항목의 금액을 적절히 나타내지 못한다는 점을 고려하여, 지방자치단체의 세입 분석에는 총계기준의 집계 값을 사용하였다.

세출 분야는 일반공공행정, 공공질서및안전, 교육, 문화및관광, 환경보호, 사회복지, 보건, 농림해양수산, 산업중소기업, 수송및교통, 국토및지역개발,

17) 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」, <https://lofin.mois.go.kr/portals/service/openInfPage.do?infId=9A1MVRX3D2YAPYTM6KZQ984473&srvCd=>, 검색일자: 2023. 6. 25.

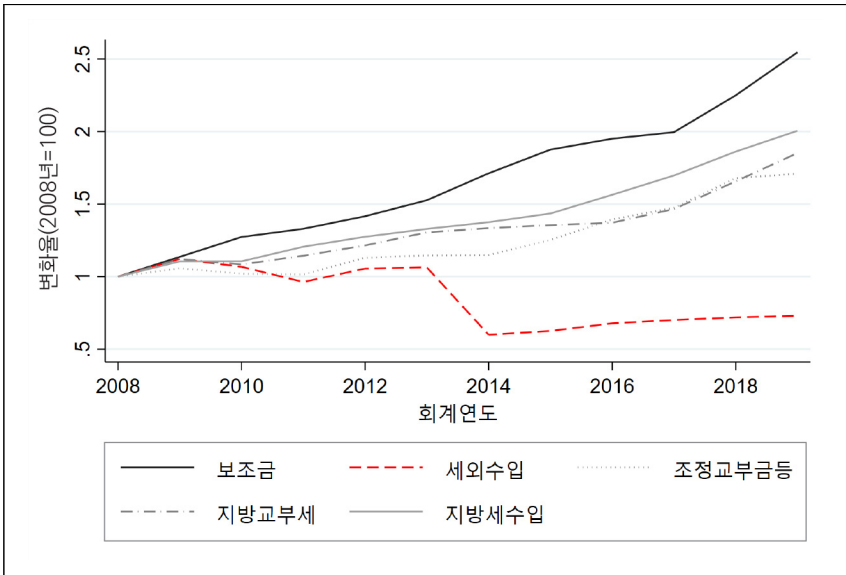
과학기술, 예비비, 기타로 구분된다. 세출예산에 대한 분석자료는 총계기준의 집계 값으로 구축하였다. 분야별 세출예산은 정책사업 예산, 행정운영 경비, 재무활동으로 구분할 수 있는데 지역노동수요충격은 정책사업뿐 아니라 지자체의 비용절감 노력, 지역경제 여건을 반영하는 재무적 요소, 지역경제 여건을 반영하여 결정될 수 있는 행정운영 경비 등에도 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여 총세출 항목에 대한 분석을 수행하였다.

지방재정365의 해당 자료는 2002년부터 구축되어 있으나, 2008년을 기점으로 세출예산의 분류가 크게 변화함에 따라 해당 시점 이전·이후의 패널 자료 연결이 어렵다는 점을 고려하여 2008~2019년 자료를 이용하여 분석을 수행하였다.

자료 구축 과정에서 세종특별자치시 신설로 인한 행정구역 개편의 영향을 받은 충청북도 청주시·청원군, 충청남도 연기군·공주시 지역은 표본에서 제거하였다. 해당 지역에는 세종시에 제공되는 중앙정부의 재정 인센티브를 비롯한, 타 지역에서는 발생하지 않았으나 지역의 고용수요충격과도 연관될 수 있는 잠재적 요인들이 존재할 수 있기 때문이다. 유사한 이유로 특별자치도로서 타 지역과 구분되는 제주 지역을 제거하여 최종적으로 총 224개의 지방자치단체가 분석자료에 포함되었다.

[그림 IV-1]은 2008~2019년 기간의 유형별 세입 추세를 제시한다. 보조금, 조정교부금, 지방교부세, 지방세수입 모두 2008년 100인 값을 기준으로 꾸준히 증가하는 것으로 나타났다. 다만 세외수입은 2013년과 2014년 사이에 급격하게 하락하는 모습이 관측되는데 이는 2014년을 기점으로 세외수입에서 보전수입 등 내부거래 항목이 제외되는 등의 큰 변화가 있었기 때문으로 판단된다.

[그림 IV-1] 2008~2019년 세입 유형별 추세



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

본 연구의 분석에서는 차분모형을 사용하기 때문에, 예산운영계획 변화에 따라 세외수입항목이 지자체 공통적으로 하락하는 등의 거시적 요인은 실증 분석 과정에서 통제하게 된다. 다만 지자체별로 세외수입에서 보전수입 등 내부거래 항목이 차지하는 비중이 이질적이며, 이러한 이질성과 고용충격 사이에 체계적인 상관관계가 존재한다면 추정결과에 편의가 발생한다는 문제점이 존재할 수 있다. 이 점을 해결하기 위해 본 연구에서는 세입 항목을 일치화하는 작업을 수행하였으며, 일치화 작업 과정에 대해서는 추후 ‘나’ 절에서 논의한다.

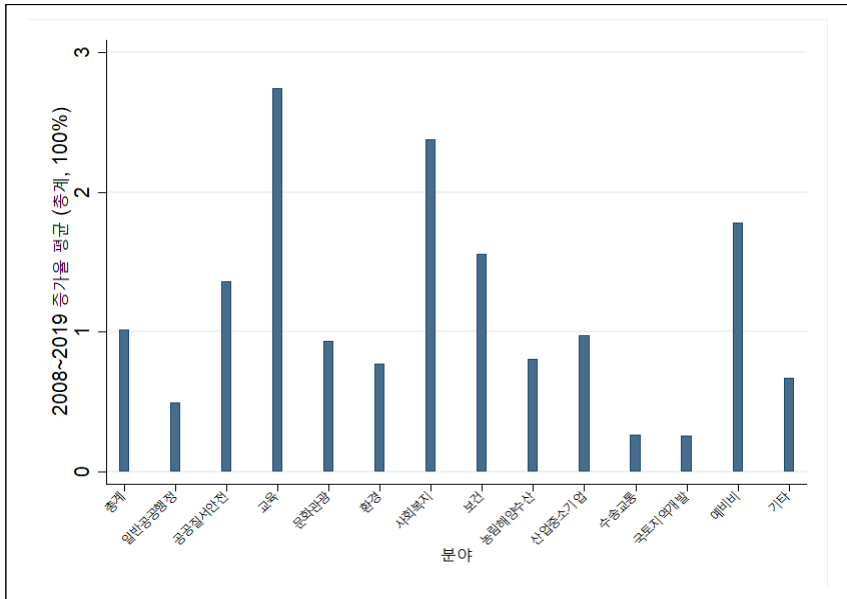
앞서 언급하였듯, 세출 분야는 일반공공행정, 공공질서및안전, 교육, 문화 및관광, 환경보호, 사회복지, 보건, 농림해양수산, 산업·중소기업, 수송및교통, 국토및지역개발, 과학기술, 예비비, 기타로 구분되는데, 그중 본 분석에서는 과학기술 분야를 세출에 대한 분석에서 제외한다. 이는 본 분석이 활용하는 2008~2019년의 지역별 세출 변화를 자료의 총관측치 2,688개 중

2,545개에서 과학기술에 대한 세출이 0원으로 나타난 점을 고려한 것이다. 많은 경우 세출이 발생하지 않았다는 점은, 과학기술에 대한 세출 규모의 변화가 통상적으로 지역의 고용 및 경제 여건 등을 반영하여 매년 결정되기 보다는 간헐적으로 발생하는 특수한 수요 등에 의해 발생하였을 가능성이 있기 때문이다. 이 경우 해당 시점의 과학기술 세출 변화를 같은 기간 고용 수요충격으로 인한 변화로 해석하기 어렵다는 점을 고려할 필요가 있다.

결과적으로 총세출을 포함하여 총 14개로 세출을 분류할 수 있다. [그림 IV-2]는 2008년 대비 2019년의 총세출 및 분야별 세출 규모의 증가율을 그 그래프로 제시한 것이다. 각 분야별 수치는 해당 분야의 시군구별 2008~2019년 증가율을 2008년 예산 규모로 가중 평균하여 계산하였다.

모든 분야의 예산 규모는 평균적으로 증가하였고, 2008년 대비 2019년의

[그림 IV-2] 2008~2019년 세출 분야별 증가율



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

총세출예산은 100% 이상 증가하였다. 그중 증가율이 상대적으로 높은 분야는 교육, 사회복지, 보건, 공공질서안전, 예비비이며 특히 사회복지 분야 및 교육 분야의 세출예산 규모 증가율은 200%를 상회하였다. 사회복지 분야의 지출 증가는 고령화 등 인구 관련 요인과 더불어 경제발전에 따라 복지정책이 강화되는 추세 등이 복합적으로 작용한 것으로 판단된다. 또 교육 분야 예산의 빠른 증가에 대해서는 분석 기간 중 시작된 누리과정 및 학교 교육여건 개선을 위한 투자 증가가 요인으로 작용했을 가능성이 있다.<sup>18)</sup> 반면 상대적으로 증가율이 낮은 분야는 수송교통, 국토지역개발이며 이는 과거 장기간 축적된 교통, 국토개발 관련 인프라의 존재로 인해 2008년 이후 신규 국토개발 수요 및 교통 등의 신규 인프라 투자가 상대적으로 감소하였을 가능성이 있다.

#### 나. 세입항목 일치화 작업

〈표 IV-1〉은 2002~2014년 기간의 지방자치단체 세입항목 변화를 제시한다. 지방양여금은 징수한 국세 중 일부 세목의 수입금 전부 혹은 일부를 재원으로 하여 지방자치단체에 양여해준 금액이다. 지방교부세는 용도 지정 없이 기초자치단체에 배부되는 반면 지방양여금은 보조금과 비교하여 도로 정비, 수질오염방지 등 포괄적으로 용도를 지정하여 배부된다는 차이점이 있다. 지방양여금은 2004년 1월 29일에 「지방양여금법」이 폐지되면서 2005년부터 시행되지 않는 상황이나, 폐지 이전에 시행 중이던 도로사업 등의 완료에 소요되는 재원은 지방교부세 형식으로 2005~2008년에 제공하였다. 결과적으로, 2005년 이전 기간에 대해서는 지방교부세와 지방양여금을 합산한 수치를 2005년 이후의 지방교부세와 매칭시켜 패널자료를 구축하는 것이 가능하다.

18) 예를 들어, 울산광역시 남구의 기능별 세출총괄표(2008년, 2019년)에 따르면 2008년의 교육 예산은 2,115만 6,000원으로 평생·직업교육에 대한 예산이었으나, 2019년 예산은 61억 5,854만 2,000원으로 평생·직업교육 1억 9,386만원과 유아 및 초중등 교육 59억 6,468만 2,000원으로 대폭 증가하였다.

〈표 IV-1〉 지방자치단체 세입항목의 변화(2002~2014년)

2002~2004년	2005~2014년
지방교부세	지방교부세
지방양여금	
교부금	조정교부금 및 재정보조금

자료: 통계청, 『지방자치단체 예산편성 운영기준 및 기금운용계획 수립기준』, 2002~2022 자료에 기반하여 저자 작성

〈표 IV-2〉 지방자치단체 세입항목의 변화(2008~2019년)

2008~2013년		2014~2019년		
임시적 세외수입	재산매각수입, 부담금, 잡수입(A)	임시적 세외수입	재산매각수입, 부담금, 잡수입(A)	
	보전수입 등(B)	보전수입 등 내부거래	보전수입 등(B')	보전수입 등(B)
	내부거래(C)		예치금회수(E)	
지방채(D) + 예치금회수(E)		지방채(D)		
조정교부금 및 재정보조금		조정교부금 등		

자료: 통계청, 『지방자치단체 예산편성 운영기준 및 기금운용계획 수립기준』, 2002~2022 자료에 기반하여 저자 작성

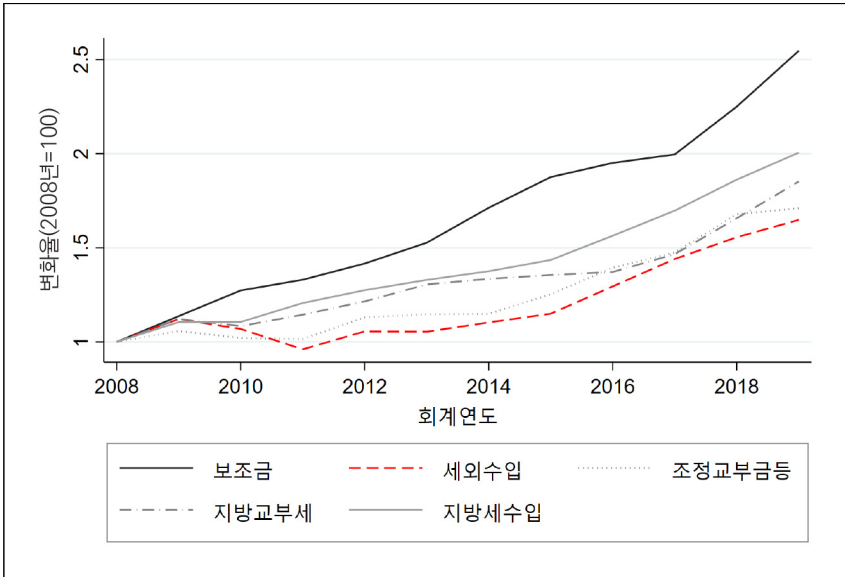
〈표 IV-2〉는 2008~2019년 사이 발생한 지방자치단체 세입항목의 변화를 제시한다. 우선 2014년부터 ‘조정교부금 및 재정보조금’은 ‘조정교부금 등’으로 항목명이 변경되었다. 임시적 세외수입 항목에는 큰 변화가 있었는데, 2013년까지 동 항목은 ‘재산매각수입, 부담금, 잡수입(A), ‘보전수입 등(B), ‘내부거래(C)<sup>19)</sup>로 구성되어 있었다. 이후 2014년부터 ‘보전수입 등 내부거래’ 항목이 신설되면서 ‘보전수입 등(B), ‘내부거래(C) 등이 해당 항목으로 이전되었다. 추가로 2013년 이전 ‘지방채+예치금회수’ 항목에 포함되어 있던 ‘예치금회수(E) 항목이 2014년부터 신설된 ‘보전수입 등 내부거래’ 항목

19) 내부거래는 전입금(721)과 예약금 및 예수금(722)을 포함하는데 여기서 전입금은 공기업특별회계 전입금, 공사·공단 전입금, 기타회계 전입금, 기금전입금, 교육비특별회계 전입금을 포함하며 예약금 및 예수금은 예수금수입, 시·도 지역개발기금 예수금 수입, 위탁금원금 회수수입, 위탁금 이자수입을 포함한다.

에 포함되는 변화가 있었다.

만약 임시적 세외수입 관련 세부항목들이 분석의 관심사항이 아닌 경우 임시적 세외수입, 지방채, 예치금회수를 더해서 광의의 항목을 생성할 경우 (A+B+C+E) 항목에 대한 기간 중 일치화가 가능하다.

[그림 IV-3] 2008~2019년 세입 유형별 추세(세외수입 항목 조정)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

만약 세부항목별 검토가 필요한 상황이라면, 다음과 같은 방법을 활용하여 세부항목의 값을 시산할 수 있다. 우선 2014~2019년 지방채의 평균 증가율을 활용해 2008~2013년 지방채 금액을 시산한다. 2008~2013년 기간 중 각 연도의 '지방채+예치금회수' 항목 총액 자료는 존재하기 때문에, 시산된 지방채 금액을 해당 항목의 총액에서 차감하면 예치금회수 항목의 같은 기간 수치를 시산할 수 있게 된다.

다음으로  $B+C+\hat{E}(2005-2013)$ 에서  $\hat{E}$ 이 차지하는 비중을 계산하고 이후 2014~2022년도에서  $B+C+E$  금액에서  $E$ 가 차지하는 비중을 적용하면 2014

~2019년 기간에 해당하는 B+C 금액을 시산할 수 있으며, 이 과정을 거쳐 세외수입, 지방채 및 예치금회수 항목에 연결된 2008~2019년 기간 자료를 구축할 수 있다.

### 3. 분석결과

#### 가. 세입에 끼친 효과

〈표 IV-3〉은 세입 증가율의 기초통계량을 제시한다. 총세입은 2008~2019년 기간 동안 평균적으로 두 배를 약간 상회하는 수준으로 증가하였으며, 다른 항목들도 모두 두 배에 가깝거나 상회하는 수준으로 증가하였다. 대부분의 구성 항목들에 비해 총세입의 평균 증가율이 낮는데, 이는 개별 기초자치단체의 총세입 대비 각 항목별 구성비가 낮았던 항목의 증가율이 높게 나타나는 경향이 있었다는 의미일 수 있다.

〈표 IV-3〉 2008~2019년 세입 증가율 기초 통계

(단위: 100%)

구분	평균	표준편차	최소값	최대값
총세입 증가율	1.068	0.3696	0.2129	1.997
보조금 증가율	1.557	0.9262	-0.09875	5.227
세외수입 증가율	0.9651	0.7508	-0.3654	3.771
조정교부금 등 증가율	1.583	1.443	-0.3696	9.185
지방교부세 증가율	1.771	5.464	-1	58.39
지방세수입 증가율	1.131	0.7432	-0.01653	5.352

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

〈표 IV-4〉는 노동수요충격이 지방재정의 세입에 끼친 영향을 추정된 결과를 제시한다. 모든 종속변수 중 보조금과 세외수입에 한해서 고용수요충격 또는 고용수요충격의 공급향이 통계적으로 유의하게 추정되었다.

양(+)의 노동수요충격과 음(-)의 노동수요충격에 대해 한계효과가 이질적

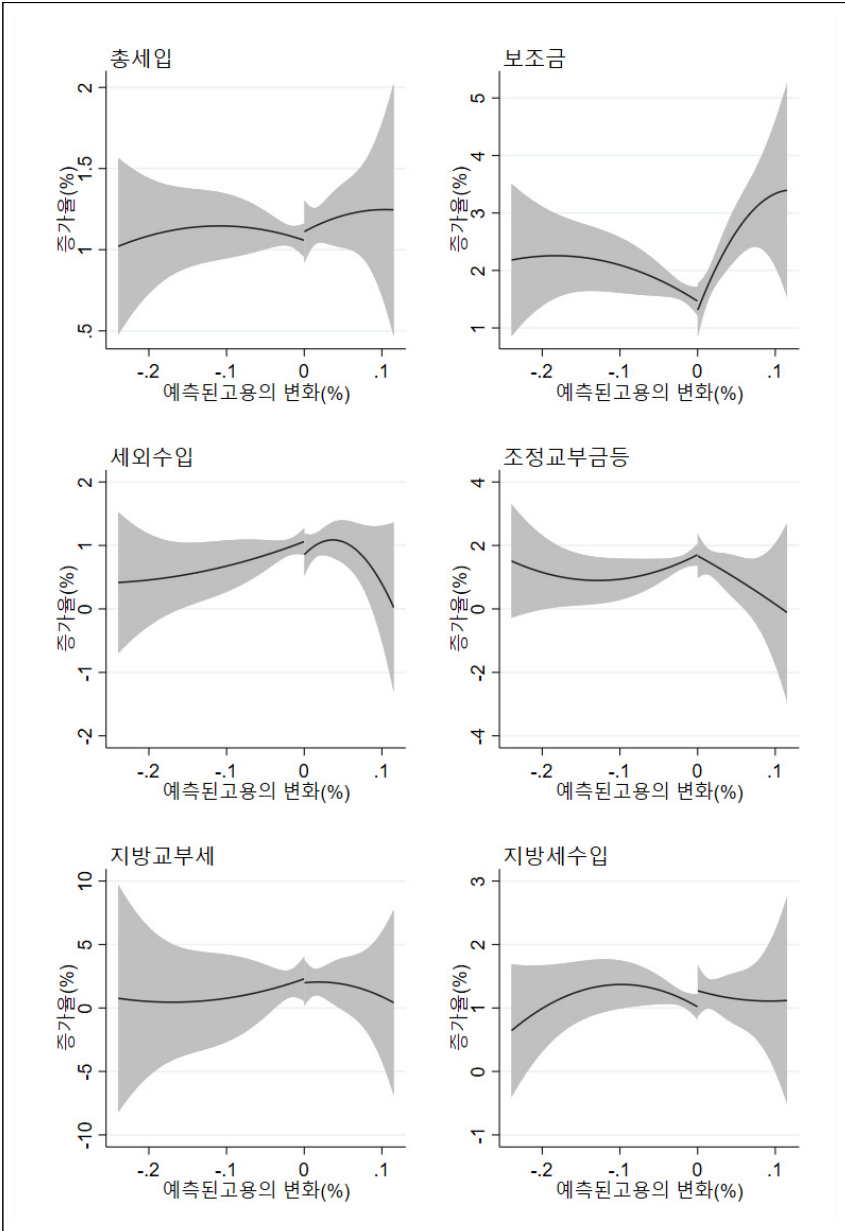
인지 확인하기 위해, 평균 대비 1 표준편차 증가 혹은 감소한 지점에서 한계효과를 추정한 결과를 제시하였다. 추정결과 점추정치를 기준으로 보조금, 세외수입, 지방교부세 등에서 한계효과가 차이가 있는 것으로 보이며, 이 중 보조금과 세외수입에 대해서만 두 지점에서의 한계효과가 통계적으로 유의하게 상이한 것으로 나타났다.

〈표 IV-4〉 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 포함)

구분	총세입	보조금	세외수입	조정 교부금 등	지방 교부세	지방세 수입
고용수요충격 (% 변화)	0.48	3.78	1.31	-0.83	0.31	0.07
표준오차	1.32	1.19	1.55	3.52	6.35	1.55
p-value	0.71	0.00	0.40	0.81	0.96	0.97
고용수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	1.26	35.56	-14.12	-18.62	-23.01	-4.90
표준오차	6.15	10.10	7.66	18.82	30.39	8.81
p-value	0.84	0.00	0.07	0.32	0.45	0.58
한계효과 +σ일 때(A)	0.55	5.66	0.56	-1.82	-0.91	-0.20
표준오차	1.63	1.52	1.89	4.42	7.81	1.93
p-value	0.74	0.00	0.77	0.68	0.91	0.92
한계효과 -σ일 때(B)	0.36	0.32	2.68	0.98	2.55	0.54
표준오차	0.77	1.12	1.06	2.16	3.99	1.04
p-value	0.64	0.77	0.01	0.65	0.52	0.60
test (A)=(B) p-value	0.84	0.00	0.07	0.32	0.45	0.58
R <sup>2</sup>	0.93	0.92	0.65	0.67	0.20	0.85
N	224	224	224	224	209	224

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-4] 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 포함)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-4]에 노동수요충격이 자치단체의 세입에 끼친 영향을 비모수적으로 추정한 결과를 제시하였다. 패널모형의 추정결과에서 확인하였던 노동수요충격의 고용 및 인구 효과의 비선형성이 [그림 IV-4]에서도 확인된다. 보조금에 대해서는 음(-)의 고용충격을 받았을 때 오히려 증가하는 패턴을 보이는 것으로 추정되었다. 한편 통계적으로 유의하지 않았지만 조정교부금 등 지방교부세 항목에 대해서는 양(+)의 고용충격을 받았을 경우 오히려 해당 항목의 증가율이 감소하는 경향이 나타나는 것으로 추정되었다.

앞서 제시한 <표 IV-4>와 [그림 IV-4]의 분석 표본에는 수도권에 위치한 기초자치단체들이 다수 포함되어 있으며 이에 따라 보조금, 지방교부세, 조정교부금 등의 경기 역행적인 성향이 잘 드러나지 않을 수 있다. 이를 보완하고자 <표 IV-5>와 [그림 IV-5]에서는 수도권을 제외한 분석결과를 제시한다.

<표 IV-5>의 추정결과는 수도권을 포함하여 추정한 결과와 질적으로 유사한 것으로 판단된다. 모든 종속변수 중 보조금에 한해서 고용수요충격의 제공량이 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 또한 보조금에 대해서만 양(+)의 고용충격과 음(-)의 고용충격에 따른 한계효과가 통계적으로 유의하게 다르게 추정되었다.

[그림 IV-5]의 추정결과를 살펴보면, 지방세수입은 고용충격이 양(+)의 값으로 변화함에 따라 증가율이 대체적으로 증가하는 것으로 나타났다. 반면 보조금은 기울기는 다르지만 양·음의 고용수요충격에 따라 모두 증가하는 것으로 나타났다. 조정교부금 등 지방교부세 항목의 경우 양(+)의 고용충격을 받았을 때 오히려 해당 항목의 증가율이 감소하는 것으로 추정되었다. 결과적으로 총세입은 부정적인 고용충격의 경우에도 증가율이 감소하지 않고 큰 변화가 없는 것으로 추정되었다.

주요 결과를 종합하면 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입 항목에 대해 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 또한 평균 대비 노동수요충격의 변화가 1 표준편차 감소하는 부정적인 충격이 발생하였을 때 세외수입은 증가

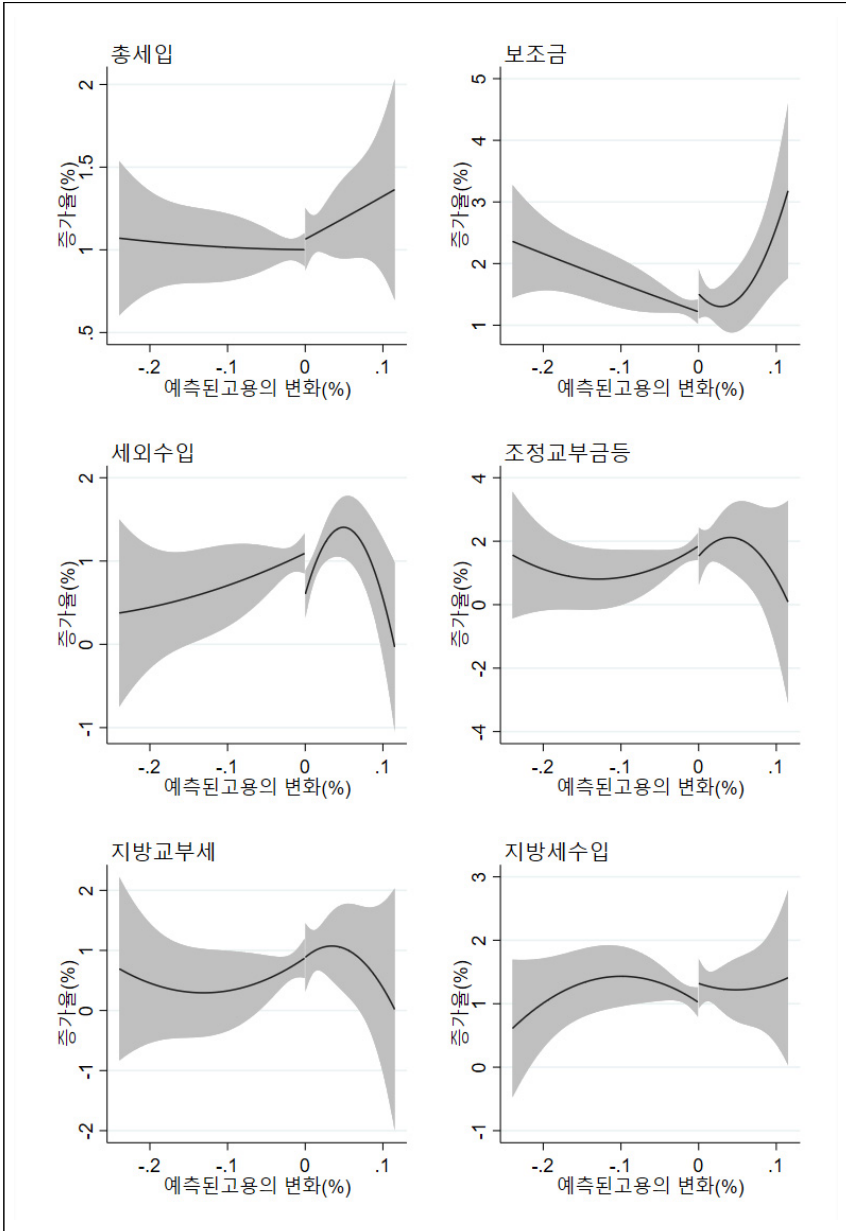
하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역의 경우 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 국고보조사업을 보다 적극적으로 신청하거나, 보다 많은 지방비 대응예산이 요구되는 사업을 신청하는 경향이 발생하였다면 세입 중 보조금 규모가 상대적으로 빠르게 증가하였을 수 있다. 또한 세외수입은 지방자치단체의 노력에 따라 증가 또는 감소가 용이하다고 평가되는데(김재진, 2013), 이 경우 양(+)의 노동수요충격을 경험한 지방자치단체는 상대적으로 세외수입 비중을 증가시키려는 인센티브가 낮아졌을 수 있고 음(-)의 노동수요충격을 경험

〈표 IV-5〉 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 제외)

구분	총세입	보조금	세외수입	조정 교부금 등	지방 교부세	지방세 수입
고용수요충격 (% 변화)	1.77	2.09	1.15	5.63	2.18	0.12
표준오차	1.07	1.93	2.41	4.48	2.90	1.38
p-value	0.10	0.28	0.64	0.21	0.45	0.93
고용수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	6.92	28.74	-15.62	11.52	-10.00	-6.68
표준오차	5.18	12.56	11.27	22.18	17.14	8.88
p-value	0.18	0.02	0.17	0.60	0.56	0.45
한계효과 + $\sigma$ 일 때(A)	2.13	3.57	0.34	6.22	1.66	-0.22
표준오차	1.32	2.43	2.95	5.55	3.62	1.76
p-value	0.11	0.14	0.91	0.26	0.65	0.90
한계효과 - $\sigma$ 일 때(B)	1.03	-1.00	2.83	4.39	3.25	0.84
표준오차	0.59	1.36	1.42	2.43	1.90	0.91
p-value	0.09	0.46	0.05	0.07	0.09	0.36
test (A)-(B) p-value	0.18	0.02	0.17	0.60	0.56	0.45
R <sup>2</sup>	0.95	0.90	0.67	0.68	0.57	0.89
N	158	158	158	158	158	158

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-5] 노동수요충격이 세입에 끼친 영향(수도권 제외)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

한 지방자치단체는 세외수입 항목을 통해 충격에 대응하였을 수 있다. 총세입 규모는 노동수요충격에 대해 민감하게 반응하지 않는 모습을 보였으며, 세외수입을 활용한 자체적인 대응과 비수도권의 경우 조정교부금과 지방교부세 항목을 통해 음(-)의 노동수요충격이 발생한 경우에도 총세입 규모가 감소하지 않은 것으로 판단된다.

#### 나. 세출에 끼친 효과

본 분석에서는 기초자치단체 수준의 2008~2019년 분야별 세출 변화에 대한 회귀분석을 수행한다. <표 IV-6>은 세출 증가율 변수들의 기초통계량을 제시한다. 앞서 제시한 그림은 전국의 분야별 세입 증가율 추세를 제시하기 위한 목적으로 2008년의 기초자치단체 분야별 예산 규모를 가중치로 활용하여 계산한 수치를 제시하였으나, 아래에서는 단순평균 수치를 제시한다.

<표 IV-6> 2008~2019년 세출 증가율 기초 통계

(단위: 100%)

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
총세출 증가율	1,098	0,4016	0,29	2,634
일반공공행정 증가율	0,7184	0,6705	-0,7121	4,164
공공질서안전 증가율	2,435	2,796	-0,8116	14,5
교육 증가율	10,41	31,89	-0,4614	290,1
문화관광 증가율	1,471	1,618	-0,6725	10,77
환경 증가율	1,013	0,8193	-0,3683	6,235
사회복지 증가율	2,314	0,8883	0,874	6,981
보건 증가율	1,651	0,8929	0,04852	7,932
농림해양수산 증가율	0,95	1,106	-1	8,929
산업중소기업 증가율	7,478	20,96	-0,8985	207,3
수송교통 증가율	0,542	0,8158	-0,6862	4,661
국토지역개발 증가율	0,9408	1,943	-0,8362	15,31
예비비 증가율	2,486	6,209	-0,8162	559,5
기타 증가율	0,6996	0,2439	3,154	2,317

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

세입에 비해 세출 분야가 세부적으로 나누어져 있음에 따라 일부 기초자치단체의 세출 분야 증가율은 상당히 극단적인 수치를 보이는 것이 확인된다. 교육 분야 증가율의 최댓값은 29,010%의 증가율을 의미하고, 산업중소기업 증가율의 최댓값 또한 20,730%의 증가율을 의미한다. 이러한 관측치를 모두 포함하여 추정할 경우 회귀분석 결과가 일부 극단적인 값에 상당한 영향을 받을 가능성이 있다.

이를 고려하여, 세입에 대한 분석과 달리 세출에 대한 분석에서는 분야별 증가율에 2008년 총세출예산 대비 분야별 예산이 차지하는 규모의 비중을 곱한 변수를 종속변수로 사용한다. 이는 2008~2019년 분야별 세출예산의 규모 변화를 2008년의 기초자치단체별 총세출예산으로 나누는 방식으로 표준화하는 것을 의미한다. 이 경우 종속변수는 2008년 총세출예산 대비 분야별 변화율로 해석되며, 종속변수의 변화 또한 2008년 총세출예산 대비 증가율의 변화로 해석된다. 본 절에서 이어지는 분석에서의 증가율은 특별한 언

〈표 IV-7〉 2008년 총세출 대비 2008~2019년 분야별 세출 증가율 기초 통계

(단위: 100%)

구분	평균	표준편차	최솟값	최댓값
총세출 증가율	1.098	0.4016	0.29	2.634
일반공공행정 증가율	0.04201	0.05655	-0.2493	0.3519
공공질서안전 증가율	0.01529	0.02226	-0.02868	0.1214
교육 증가율	0.02166	0.01845	-0.009294	0.09663
문화관광 증가율	0.04814	0.04083	-0.1147	0.2084
환경 증가율	0.09996	0.08179	-0.05144	0.486
사회복지 증가율	0.5207	0.3433	0.08523	1.409
보건 증가율	0.02613	0.01451	0.001244	0.07914
농림해양수산 증가율	0.07796	0.08078	-0.02863	0.321
산업중소기업 증가율	0.01849	0.03321	-0.06601	0.1628
수송교통 증가율	0.02857	0.05703	-0.1614	0.2975
국토지역개발 증가율	0.03961	0.09479	-0.1924	0.4867
예비비 증가율	0.03385	0.08963	-0.09843	0.9147
기타 증가율	0.1253	0.03985	0.03096	0.2342

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

급이 없다면 2008년 총세출예산 대비 증가율을 의미한다. <표 IV-8>은 표준화된 종속변수의 기초통계량을 제시한다. 총세출 증가율의 값은 변하지 않으며, 기타 구성 분야들 변화의 절대 폭은 크게 감소한 것을 확인할 수 있다.

<표 IV-8>은 회귀분석 결과를 제시한다. 10% 수준에서 고용수요충격의 1차항 계수가 통계적으로 유의한 분야는 문화관광, 보건, 기타 분야이며 농림해양수산과 산업중소기업 분야 또한 비교적 통계적 유의 정도가 높은 편에 속하였다. 제공항의 경우 총세출, 교육, 문화관광, 보건 항목에 대해 통계적으로 유의한 계수가 추정되었다. 세출 회귀분석의 경우 종속변수는 고용수요충격의 변화에 대해 각 분야별 세출이 2008년 총세출 대비 100% 단위로 어느 정도 변화하였는지로 해석된다.

앞서 본 연구에서는 양(+)<sup>1)</sup>의 고용수요충격이 지역의 고용과 인구를 증가시키는 방향으로 작용하였음을 보였는데, 세출에 대한 추정결과는 고용 및 인구에 대한 분석결과와 일관된 측면이 있다. 예를 들어, 보건 분야는 단위 사업으로 모자보건 및 결핵관리 사업을 포함하는데, 모자보건사업은 난임부부 지원, 미숙아 의료비 지원사업 등으로 구성된다. 이러한 사업들은 지역 인구 증가에 비례하여 수요가 증가하는 사업이므로 관련 예산이 증가했을 수 있다. 산업·중소기업 분야 또한 중소기업 기술지원, 산업구조고도화 및 활력있는 도심상권 형성 등의 정책사업을 포함함에 따라 지역의 인구 및 고용 증가와 사업의 수요가 비례하여 증가할 수 있다. 기타 분야의 구성요소는 행정운영경비로 인력운영비를 포함하며, 이에 따라 인구 증가에 따른 공공부문 인력 증가에 비례하여 증가하였을 것으로 판단된다. 농림해양수산 분야의 경우 정책사업으로 농·축산농가 경영안정, 산림보호 및 푸른숲 조성을 포함하는데, 해당 정책사업들은 농·축산 유관 산업의 고용 증가 및 지역 인구 증가와 양(+)<sup>1)</sup>의 상관관계를 가질 수 있다. 교육, 문화관광 또한 분야의 특성을 고려하면 지역의 인구 및 고용 규모와 사업의 수요가 비례하는 성격이 큰 사업으로 판단된다. 양(+)<sup>1)</sup>의 고용수요충격과 음(-)<sup>2)</sup>의 고용수요충격의 한계효과를 비교하면 총세출, 교육, 문화관광, 보건 분야에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났다.

〈표 IV-8〉 노동수요충격 관련 회귀분석 결과(수도권 포함)

구분	총세출	일반공공 행정	공공질서 안전	교육	문화관광	환경	사회복지	보건	농림해양 수산	산업중소 기업	수송교통	국토지역 개발	예비비	기타
고용수요충격 (% 변화)	1.272	-0.060	0.017	0.027	0.132	0.186	-0.132	0.071	0.223	0.138	0.113	0.268	0.051	0.148
표준오차	0.923	0.144	0.053	0.043	0.065	0.186	0.314	0.017	0.149	0.089	0.176	0.289	0.103	0.067
p-value	0.170	0.676	0.755	0.534	0.043	0.319	0.674	0.000	0.137	0.121	0.522	0.354	0.620	0.029
고용수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	12.303	-0.603	-0.167	0.342	0.605	0.919	7.054	0.593	0.246	0.315	-0.253	1.146	-0.381	2.032
표준오차	7.237	0.575	0.324	0.178	0.326	0.765	6.074	0.228	0.974	0.370	0.885	1.452	0.405	1.298
p-value	0.092	0.297	0.608	0.058	0.066	0.232	0.248	0.010	0.801	0.396	0.775	0.431	0.349	0.120
한계효과 +σ일 때(A)	1.925	-0.092	0.008	0.045	0.164	0.235	0.242	0.103	0.236	0.155	0.099	0.329	0.031	0.256
표준오차	0.978	0.172	0.067	0.048	0.075	0.216	0.481	0.021	0.189	0.107	0.214	0.362	0.122	0.116
p-value	0.051	0.592	0.908	0.353	0.030	0.280	0.615	0.000	0.214	0.149	0.644	0.365	0.798	0.029
한계효과 -σ일 때(B)	0.078	-0.002	0.033	-0.006	0.073	0.097	-0.817	0.014	0.199	0.108	0.137	0.157	0.088	-0.050
표준오차	1.193	0.096	0.035	0.038	0.055	0.144	0.628	0.027	0.106	0.059	0.122	0.163	0.075	0.112
p-value	0.948	0.986	0.355	0.870	0.187	0.503	0.196	0.618	0.064	0.068	0.261	0.338	0.239	0.659
test (A)=(B) p-value	0.092	0.297	0.608	0.058	0.066	0.232	0.248	0.010	0.801	0.396	0.775	0.431	0.349	0.120
R <sup>2</sup>	0.798	0.421	0.404	0.637	0.638	0.644	0.711	0.758	0.780	0.301	0.262	0.211	0.215	0.788
N	224	224	224	180	224	224	224	224	220	223	224	224	220	224

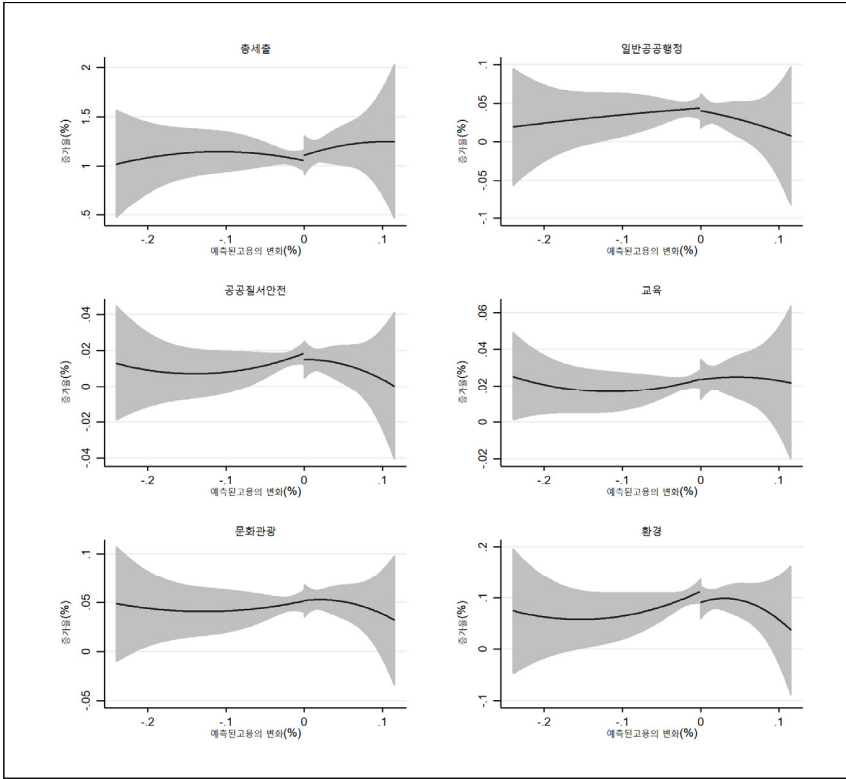
자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

다음으로 노동수요충격이 기초자치단체의 분야별 세출에 미친 영향을 비모수적으로 추정된 결과를 제시한다. 고용수요충격이 음(-)의 방향으로 크게 작용한 경우에도 총세출 및 각 분야의 증가율은 크게 감소하는 모습을 보이지 않는 것을 확인할 수 있다. 이는 앞서 세출에 대한 분석에서 논의하였듯, 보조금 등 지방자치단체 세입을 구성하는 여러 요소들에 의해 총세입이 지역에 가해진 경제적 충격에 비례하여 감소하지 않았기 때문으로 판단된다.

이어서 수도권을 제외하고 추정된 분석결과를 제시한다. 수도권을 포함하고 추정된 결과와 비교했을 때 대체로 계수들의 통계적 유의성은 크게 낮아졌다. 고용수요충격에 대한 계수 중 유의하게 추정된 계수는 1차항에 대한 농림해양수산 분야의 계수가 유일한 것으로 나타났으며, 다른 분야 계수들은 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 한계효과의 차이에 대한 검정 결과 또한 모든 분야에서 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다.

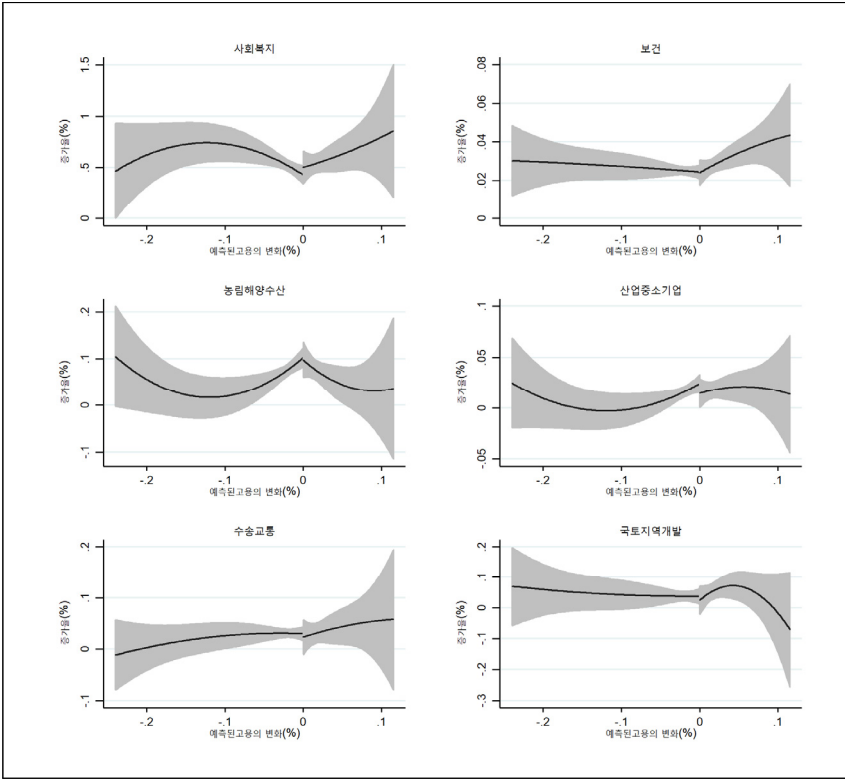
수도권을 포함하였을 때에 비해 표본 관측치의 1/3가량이 감소함에 따른 영향일 가능성도 있으나, 비수도권을 주요 정책대상으로 설정한 중앙정부 사업들의 존재, 국고보조사업의 기초자치단체 고유 자원 비중의 차이 등 다른 요인들로부터 기인한 결과일 가능성도 존재한다. 비수도권 기초자치단체들이 수도권에 비해 주요 사업의 재원이 중앙정부의 국고보조금 및 광역자치단체로부터 조달되는 경향이 강하다면, 지역경제에 미친 충격과 세출예산 사이의 관련성은 수도권에 비해 비수도권에서 크게 낮아질 수 있을 것으로 판단된다. 다음으로 노동수요충격이 기초자치단체의 분야별 세출에 미친 영향을 수도권을 제외하고 비모수적으로 추정된 결과를 제시한다. 앞서 제시된 수도권을 포함한 비모수적 추정결과와 비교하여, 큰 틀에서 유사하게 추정된 것으로 판단된다.

[그림 IV-6] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 1(수도권 포함)



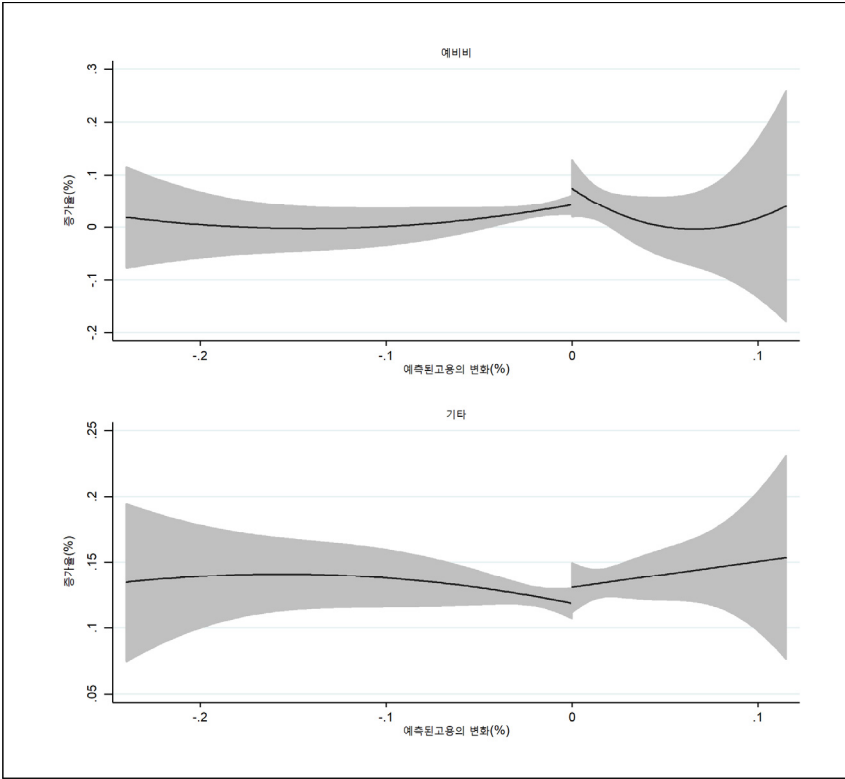
자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-7] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 2(수도권 포함)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「가능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-8] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 3(수도권 포함)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

〈표 IV-9〉 노동수요충격 관련 회귀분석 결과(수도권 제외)

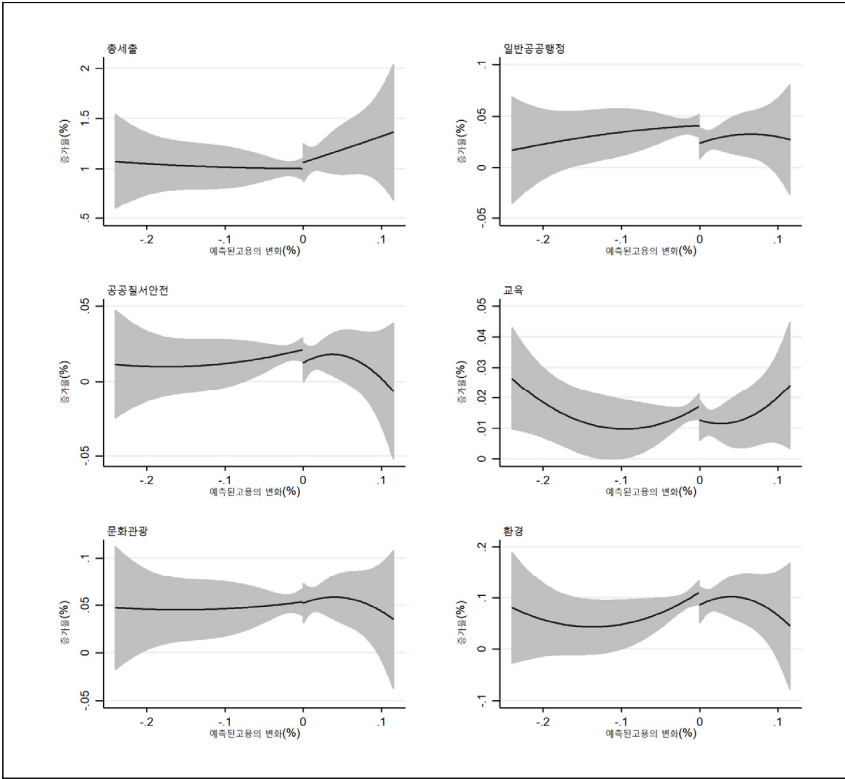
구분	총세출	일반공공 행정	공공질서 안전	교육	문화관광	환경	사회복지	보건	농림해양 수산	산업중소 기업	수송교통	국토지역 개발	예비비	기타
고용수요충격 (% 변화)	-1,134	-0,116	-0,036	-0,011	0,036	0,169	-1,870	0,027	0,348	0,160	0,064	0,220	0,111	-0,294
표준오차	3,285	0,137	0,072	0,041	0,101	0,257	2,085	0,070	0,201	0,117	0,185	0,466	0,102	0,358
p-value	0,731	0,399	0,617	0,782	0,722	0,511	0,372	0,704	0,085	0,172	0,731	0,638	0,281	0,413
고용수요충격 <sup>2</sup> (% 변화)	-3,675	-0,979	-0,448	0,076	0,034	0,480	-4,049	0,266	0,803	0,370	-0,778	0,965	-0,101	-0,568
표준오차	12,622	0,669	0,344	0,206	0,471	1,113	8,378	0,288	1,177	0,506	1,034	2,186	0,484	1,429
p-value	0,771	0,146	0,195	0,711	0,942	0,667	0,630	0,358	0,497	0,466	0,454	0,660	0,835	0,692
한계효과 + $\sigma$ 일 때(A)	-1,323	-0,166	-0,059	-0,008	0,038	0,194	-2,079	0,040	0,390	0,180	0,024	0,269	0,106	-0,324
표준오차	3,929	0,170	0,087	0,051	0,123	0,310	2,507	0,084	0,252	0,142	0,232	0,576	0,126	0,429
p-value	0,737	0,330	0,499	0,883	0,759	0,532	0,408	0,631	0,125	0,207	0,918	0,641	0,401	0,452
한계효과 - $\sigma$ 일 때(B)	-0,739	-0,010	0,012	-0,020	0,032	0,118	-1,435	-0,002	0,262	0,121	0,148	0,116	0,122	-0,233
표준오차	1,954	0,071	0,046	0,023	0,061	0,157	1,228	0,043	0,123	0,068	0,108	0,245	0,059	0,217
p-value	0,706	0,884	0,798	0,398	0,593	0,454	0,245	0,966	0,036	0,079	0,174	0,637	0,042	0,284
test (A)=(B) p-value	0,771	0,146	0,195	0,711	0,942	0,667	0,630	0,358	0,497	0,466	0,454	0,660	0,835	0,692
R <sup>2</sup>	0,793	0,538	0,409	0,658	0,642	0,685	0,678	0,773	0,795	0,312	0,269	0,254	0,345	0,769
N	158	158	158	119	158	158	158	158	158	158	158	158	154	158

자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·재원별 세입·세출예산」 자료 및 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 계산

주요 분석결과를 요약하면 양(+)의 고용수요충격이 발생하였을 때 교육, 문화관광, 보건, 기타, 농림해양수산, 산업중소기업 분야를 중심으로 세출예산이 상대적으로 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 이 결과는 제Ⅲ장에 제시된 고용 및 인구에 대한 분석결과와 일관된 측면이 있는 것으로 보이는데, 해당 분야들이 대체로 지역의 인구 규모 증가와 관련이 큰 세부사업들을 포함하는 성격이 있는 것으로 판단된다. 또한 세출 분석결과는 고용수요충격이 음(-)의 방향으로 크게 작용한 경우에도 총세출 및 각 분야의 증가율은 크게 감소하는 모습을 보이지 않았음을 시사한다. 이는 세입 분석결과 보조금 등 지방자치단체 세입을 구성하는 여러 요소들에 의해 총세입이 지역에 가해진 경제적 충격에 비례하여 감소하지 않는 모습을 보인 결과와 일관된다.

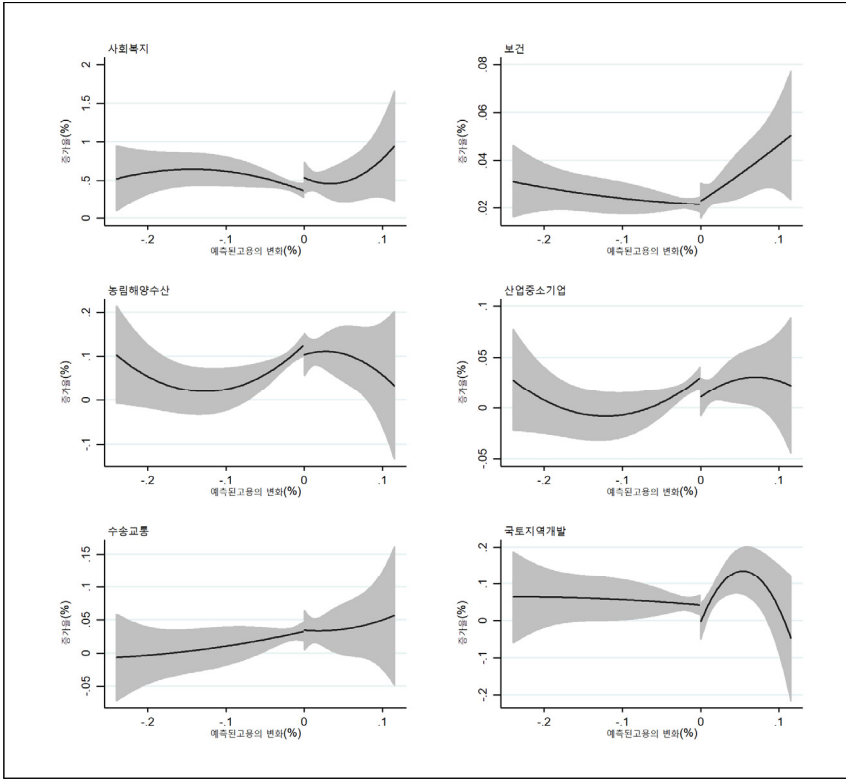
수도권을 제외하고 추정한 분석결과 수도권을 포함하고 추정한 결과와 비교했을 때 대체로 계수들의 통계적 유의성은 크게 낮아졌는데 이는 수도권을 포함하였을 때에 비해 표본 관측치의 1/3가량이 감소함에 따른 영향일 가능성도 있으나, 비수도권을 주요 정책대상으로 설정한 중앙정부 사업들의 존재, 국고보조사업의 기초자치단체 고유 재원 비중의 차이 등 다른 요인들로부터 기인한 결과일 가능성도 존재한다.

[그림 IV-9] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 1(수도권 제외)



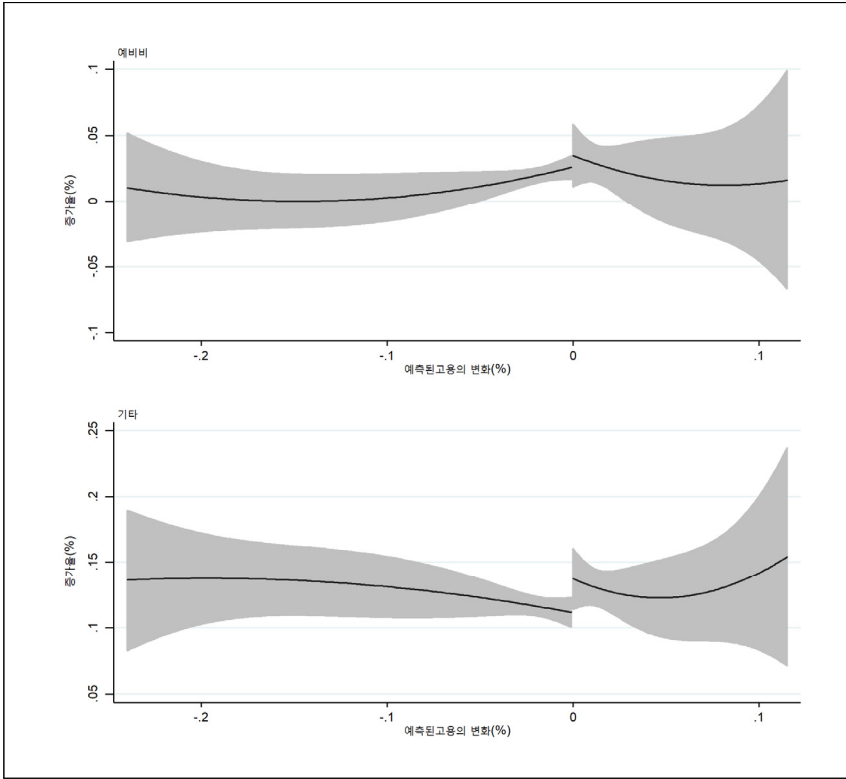
자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-10] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 2(수도권 제외)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

[그림 IV-11] 고용수요충격이 분야별 세출에 끼친 영향 3(수도권 제외)



자료: 행정안전부 지방재정365, 「기능별·자원별 세입·세출예산」 자료를 활용하여 저자 계산

#### 4. 소결

본 장에서는 노동수요충격이 지방자치단체의 총량 및 부문별 세입 및 세출에 미친 영향에 대한 실증분석을 수행하였다. 세입기반은 지역의 경제 여건에 크게 의존하며 세출은 세입 여건, 재정의 경기대응적 역할, 정책 수요자의 규모 등과 깊게 관련되어 있을 것으로 판단된다는 점을 고려하면 노동수요충격이 세입 및 세출에 미친 영향은 제Ⅲ장에서 살펴본 경제 여건의 영향과도 밀접하게 관련되어 있을 것이다.

그러나 세입 및 세출은 경제 여건 이외에도 우리나라의 제도적 상황에도 크게 의존할 것으로 생각된다. 예를 들어 지역의 경제 여건이 세입에 반영되는 정도는 국세와 지방세의 구분 및 상대적 비중에 크게 좌우될 것이며, 국세를 지방세로 배분하는 방식에도 큰 영향을 받을 것이다. 따라서 이러한 제도적 요소를 반영한 상태에서 노동수요충격이 세입과 세출에 미친 영향을 분석하는 것은 경제 여건 분석과 구분되는 의미를 갖는다.

세입 분석결과, 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입 항목에 대해 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 또한 평균 대비 노동수요충격의 변화가 1 표준편차 감소하는 부정적인 충격이 발생하였을 때 세외수입은 증가하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역의 경우 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 국고 보조사업을 보다 적극적으로 신청하거나, 보다 많은 지방비 대응예산이 요구되는 사업을 신청하는 경향이 발생하였다면 세입 중 보조금 규모가 상대적으로 빠르게 증가하였을 수 있다. 또한 세외수입은 지방자치단체의 노력에 따라 증가 또는 감소가 용이하다고 평가되는데(김재진, 2013), 이 경우 양(+)의 노동수요충격을 경험한 지방자치단체는 상대적으로 세외수입 비중을 증가시키려는 인센티브가 낮아졌을 수 있고 음(-)의 노동수요충격을 경험한 지방자치단체는 세외수입 항목을 통해 충격에 대응하였을 수 있다. 종합하면 총세입 규모는 노동수요충격에 대해 민감하게 반응하지 않는 모습을 보였으며, 세외수입을 활용한 자체적인 대응과 비수도권의 경우 조정교부금과 지방교부세 항목을 통해 음의 노동수요충격이 발생한 경우에도 총세입 규모가 감소하지 않은 것으로 판단된다.

세출 분석결과, 양(+)의 고용수요충격이 발생하였을 때 교육, 문화관광, 보건, 기타, 농림해양수산, 산업중소기업 분야를 중심으로 세출예산이 상대적으로 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 이 결과는 제Ⅲ장에 제시된 고용 및 인구 분석결과와 일관된 측면이 있는 것으로 보이는데, 해당 분야들이

대체로 지역의 인구 규모 증가와 관련이 큰 세부사업들을 포함하는 성격이 있는 것으로 판단된다. 또한 세출 분석결과는 고용수요충격이 음의 방향으로 크게 작용한 경우에도 총세출 및 각 분야의 증가율은 크게 감소하는 모습을 보이지 않았음을 시사한다. 이는 세입 분석결과 보조금 등 지방자치단체 세입을 구성하는 여러 요소들에 의해 총세입이 지역에 가해진 경제적 충격에 비례하여 감소하지 않는 모습을 보인 결과와 일관된다.

분석결과는 현재 우리나라의 지방재정 세입·세출 구조가 유지될 경우 지역 단위에서 부정적인 노동수요충격이 발생하더라도 국세·지방세 구분, 지방 간 재분배 제도의 존재, 세외수입을 통한 대응 등으로 해당 지역의 세입 및 세출에 대한 부정적 영향은 크게 완화될 수 있음을 시사한다. 이는 지역 주민들에게 반드시 필요한 공공서비스 제공 등 지방정부의 중요한 기능이 지역에 발생한 충격에 의해 크게 훼손되지 않고 일정 수준을 유지할 수 있음을 의미하며, 특정 국가와의 무역 분쟁이나 공급망 이슈로 인한 특정 산업의 업황 악화 등 향후 발생할 가능성이 있고 지방정부 수준에서 자체적·사전적 대응이 어려운 다양한 충격들을 고려하면 바람직한 상황이라고 판단할 여지가 있다.

그러나 경제적 성과가 지역의 재정 여건에 큰 영향을 미치지 못한다면 지방정부 단위에서 경제적 성과를 향상시키려는 노력을 경주할 인센티브가 약할 수밖에 없다는 문제가 제기될 수 있을 것이다. 이 점에 대해서는 현재의 구조를 단기간에 급격하게 변화시키기보다는 지역별로 주어진 여건이 크게 상이하다는 점을 충분히 고려하여 효율적·효과적인 지방정부의 정책 노력을 유도할 인센티브 수단에 대해 중장기적으로 고민할 필요가 있다.

또한 앞서 제시된 결과는 국가적·구조적인 경제적 충격에 의한 재정 영향과는 그 성격이 상이하다는 점에 유의해야 한다. 부정적인 노동수요충격에 대한 영향이 국지적이고 일시적일 경우에 한해 중앙정부 또는 지방 간 재원의 재분배를 통한 충격 완화가 가능할 것이기 때문이다.

---

## V. 요약 및 정책시사점

---

### 1. 연구결과 요약

본 연구에서는 산업구조의 변화 혹은 산업별 앵커기업의 경영 차질로 인한 노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 미친 영향을 분석하였다. 이를 위해 먼저 제Ⅱ장에서는 산업별 고용 추세와 이를 기반으로 한 노동수요충격의 추정방법에 대해 논의하였다. 바틱 도구변수에 기반하여 2000년부터 2019년까지의 시군구별 노동수요충격을 추정하였다. 하지만 이와 같은 방법으로 구축된 노동수요충격의 대리변수는 다른 산업부문에 미치는 간접적인 영향을 고려하지 못하기 때문에 한국은행의 산업연관표 자료를 활용하여 간접적인 효과를 고려한 노동수요충격 방안도 논의하였다.

제Ⅲ장에서는 노동수요충격이 인구, 고용, 주택가격 등 지역경제에 미친 영향을 분석하였다. 노동수요충격이 인구와 고용에 미치는 영향을 바틱변수를 사용하여 분석한 결과 양(+)의 수요충격은 인구와 종사자 수 증가로, 음(-)의 충격은 감소로 이어졌으며, 이러한 관계가 비선형적임을 확인했다. 또 숙련수준에 따른 임금, 종사자 수, 주택가격 등에 미치는 영향을 분석한 결과, 양(+)의 충격에서 대졸 이상 근로자 비율은 감소하였으며 고졸 이하 종사자의 임금은 감소하였고, 주택가격은 증가하는 것으로 나타났다. GMM을 사용한 분석에서는 한국의 이주비용 중요성이 미국과 비교해 상대적으로 작다는 결과가 나타났으며, 통계적으로 유의하진 않았지만 고숙련 노동자층에서 이주비용의 탄력성이 저숙련자와 비교해 크게 추정되었다. 두 결과를 종합하면 양(+)의 노동수요충격을 경험한 지역에서 저숙련자의 비율 증가와 임금 하락은 저숙련자의 이주비용이 낮아 이동이 활발하게 이루어지기 때문일 수 있다. 물론 결과에 대한 해석을 하나로 특정하기에는 보다 많은 증거

가 필요하기 때문에 후속 연구의 필요성을 시사한다.

제Ⅳ장에서는 노동수요충격이 지방자치단체의 세입과 세출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 지방재정의 세입은 지역경제 여건에 의존하며, 세출은 세입 여건 및 재정의 경기대응적 역할과 관련이 있기 때문에 노동수요충격과 깊은 관련이 존재하기 때문이다. 추정결과, 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입에 유의한 영향을 미쳤다. 특히 양(+)의 노동수요충격은 세입 중 보조금과 세외수입 항목에 대해 유의한 영향을 미쳤으며 양(+)의 노동수요충격이 발생할 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 또한 평균 대비 노동수요충격의 변화가 1 표준편차 감소하는 부정적인 충격이 발생하였을 때 세외수입은 증가하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역의 경우 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 한편 세출 분석에서는 양(+)의 노동수요충격이 발생하면 교육, 문화관광, 보건 분야의 세출 예산이 빠르게 증가했다. 해당 지출 분야들이 대체로 지역의 인구 규모 증가와 관련이 큰 세부사업들을 포함하고 있기 때문에 제Ⅲ장에 제시된 고용 및 인구에 대한 분석결과와 부합하는 것으로 판단된다. 반면, 음(-)의 고용수요충격에서도 총세출과 각 분야의 증가율은 크게 감소하지 않아 세입 분석결과와 일관되는 경향을 확인할 수 있었다.

## 2. 정책적 시사점

제Ⅱ장과 제Ⅲ장의 분석결과를 바탕으로 도출한 시사점은 다음과 같다. 먼저 산업의 노동수요 변화에 따른 지역 수준의 노동수요충격은 산업 간 공급사슬로 이어진 간접적 효과를 고려하였을 때와 고려하지 않았을 때 충격의 지리적 분포가 매우 상이하게 나타날 수 있음을 고려할 필요가 있다. 따라서 지역기반의 지원정책을 설계할 때 위기지역 선정은 산업 간 파급효과를 고려하여 충격이 심화될 가능성이 큰 지역을 선정하고 해당 지역에 위험을 사전에 알리고 대응할 필요가 있다.

둘째, 산업의 노동수요충격에 따른 지역고용의 충격은 임금근로자에게 즉각적으로 발생할 것으로 예상되며 노동자의 숙련수준에 따라 고용충격에 대응하는 정도가 상이하기 때문에 숙련수준에 따라 신속히 고용충격을 경감하는 정책이 필요하다고 할 수 있다. 본고 제Ⅲ장의 추정결과는 미국의 실증 분석 결과와 달리 부정적인 고용충격이 발생한 지역에 저숙련자의 비중이 증가하지 않음을 알 수 있었다. 부정적 고용충격이 발생할 경우 저숙련자 위주로 고용 감소가 발생하는 반면 주택가격은 저숙련자들이 이러한 충격을 상쇄할 만큼 하락하지 않기 때문인 것으로 보인다. 이상의 분석결과를 참고할 때 부정적 고용충격이 발생하는 지역의 저숙련 임금근로자를 우선 정책 대상으로 선정하여 고용충격을 경감하는 정책도 고려할 수 있을 것이다. 물론 저숙련 임금근로자들을 고용위기가 발생한 지역에 상주하게 하는 것이 해당 근로자들 입장에서는 최선의 정책이 아닐 수 있다. 다만 이희선·강동우·최충(2020)에서 확인하였듯이 제조업에서의 고용 감소는 해당 지역 서비스업으로의 파급효과가 존재하기 때문에 지역수준의 충격이 연쇄적으로 확산되는 것을 방지하기 위해서는 종사자들이 위기 지역에 상주하게끔 하는 것도 하나의 정책으로 고려할 수 있으며 이를 위해 저숙련자들이 주택에 지출하는 비용을 경감하는 정책 등을 고려하는 것도 필요할 것이다.

마지막으로 제Ⅳ장의 분석결과는 현재 우리나라의 지방재정 세입·세출 구조가 유지될 경우 지역 단위에서 부정적인 노동수요충격이 발생하더라도 국세·지방세 구분, 지방 간 재분배 제도의 존재, 세외수입을 통한 대응 등으로 해당 지역의 세입 및 세출에 대한 부정적 영향은 크게 완화될 수 있음을 시사한다. 이는 지역주민들에게 반드시 필요한 공공서비스 제공 등 지방정부의 중요한 기능이 지역에 발생한 충격에 의해 크게 훼손되지 않고 일정 수준을 유지할 수 있음을 의미하며, 특정 국가와의 무역 분쟁이나 공급망 이슈로 인한 특정 산업의 업황 악화 등이 향후 발생할 가능성이 있으며 지방정부 수준에서 자체적·사전적 대응이 어려운 다양한 충격들을 고려하면 바람직한 상황이라고 판단할 여지가 있다. 그러나 경제적 성과가 지역의 재정 여건에 큰 영향을 크게 미치지 못한다면 지방정부 단위에서 경제적 성과

를 향상시키려는 노력을 경주할 인센티브가 약할 수밖에 없다는 문제가 제기될 수 있을 것이다. 이 점에 대해서는 현재의 구조를 단기간에 급격하게 변화시키기보다는 지역별로 주어진 여건이 크게 상이하다는 점을 충분히 고려하여 효율적·효과적인 지방정부의 정책 노력을 유도할 인센티브 수단에 대해 중장기적으로 고민할 필요가 있다. 또 앞서 제시된 결과는 국가적·구조적인 경제적 충격에 의한 재정 영향과는 그 성격이 상이하다는 점에 유의해야 한다. 부정적인 노동수요충격에 대한 영향이 국지적이고 임시적일 경우에 한해 중앙정부 또는 지방 간 재원의 재분배를 통한 충격 완화가 가능할 것이기 때문이다.

---

## 참고문헌

---

### 〈국내 문헌〉

- 강동우·최충·전은하, 『산업구조 조정에 따른 지역고용 충격과 이에 대응하는 지역고용정책 방향』, 한국노동연구원, 2019.
- 권태현, 『산업연관분석』, 도서출판 청람, 2020.
- 김재진, 「지방재정 건전화를 위한 지방세외수입 증대 방안」, 『재정포럼』, 통권 제203호, 2013, pp. 39~59.
- 김행선·이미혜, 「우리나라 지방재정의 경기대응에 대한 분석」, 『재정정책 논집』, 제20권 제2호, 2018, pp. 159~180.
- 송중운, 「16개 광역시도단체 경제성장률과 재정지출 간 인과관계 분석」, 『나라살림브리핑』, 제289호, 나라살림연구소, 2023. 2. 22.
- 오병기, 「지역경제 성장률과 지방재정의 인과관계 분석: 투자적지출의 경제적 기능 분류에 따른 동태적 패널 분석을 중심으로」, 『지방정부연구』, 제18권 제3호, 2014, pp. 143~164.
- 원구환, 「지방재정정책과 경기변동 대응분석: 재정팽창지수(Fiscal Impulse Indicator)를 중심으로」, 『지방정부연구』, 제13권 제1호, 2009, pp. 115~132.
- 윤윤규·강동우·유동훈, 『고용위기지역 산업의 일자리 이동 지도 구축 기초연구』, 한국노동연구원, 2018.
- 이희선·강동우·최충, 「조선업 위기가 지역상권 고용에 미친 영향: 거제시와 통영시 사례를 중심으로」, 『경제학연구』, 제68권 제2호, 2020, pp. 119~154.
- 최충·이상협, 「울산지역의 조선업 구조조정이 음식숙박·서비스업 영세업

- 체의 고용과 매출에 미친 영향」 『노동정책연구』, 제21권 제2호, 2021, pp. 165~196.
- 통계청, 『지방자치단체 예산편성 운영기준 및 기금운용계획 수립기준』, 각 연도.
- 한국은행, 『2015년 산업연관표』, 「해설편」 및 「통계편」, 2019.
- 행정안전부, 『2022년 지방자치단체 통합재정개요(상)』, 2022.
- 황세원·고동현·서재교, 『제조업 도시들이 흔들린다: 지역별 고용위기 시그널과 위기 대응 모델』, LAB2050, 2019.

## 〈외국 문헌〉

- Acemoglu, D. and P. Restrepo, “Robots and jobs: Evidence from US labor markets,” *Journal of Political Economy*, 128(6), 2020, pp. 2188~2244.
- Alfaro, Laura, Davin Chor, Pol Antras, and Paola Conconi, “Internalizing global value chains: A firm-level analysis,” *Journal of Political Economy*, 127(2), 2019, pp. 508~559.
- Antràs, Pol and Davin Chor, “Organizing the global value chain,” *Econometrica*, 81(6), 2013, pp. 2127~2204.
- Artuç, E., Chaudhuri, S., and McLaren, J., “Trade shocks and labor adjustment: A structural empirical approach,” *American Economic Review*, 100(3), 2010, pp. 1008~1045.
- Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, “The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States,” *American Economic Review*, 103(6), 2013, pp. 2121~2168.
- Bartik, T. J., “The estimation of demand parameters in hedonic price models,” *Journal of Political Economy*, 95(1), 1987, pp. 81~88.
- \_\_\_\_\_, *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?*, 1991.

- Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel, “Quasi-experimental shift-share research designs,” *The Review of Economic Studies*, 89(1), 2022, pp. 181~213.
- Bound, J. and H. J. Holzer, “Demand shifts, population adjustments, and labor market outcomes during the 1980s,” *Journal of Labor Economics*, 18(1), 2000, pp. 20~54.
- Cainelli, G., R. Ganau, and M. Modica, “Industrial relatedness and regional resilience in the European Union,” *Papers in Regional Science*, 98(2), 2019, pp. 755~778.
- Cochrane, J., *Asset Pricing: Revised Edition*, Princeton university press, 2009.
- Glaeser, E. L. and J. Gyourko, “Urban decline and durable housing,” *Journal of political Economy*, 113(2), 2005, pp. 345~375.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift “Bartik instruments: What, when, why, and how,” *American Economic Review*, 110(8), 2020, pp. 2586~2624.
- Gretton, Paul, “On input-output tables: uses and abuses,” Australian Government Productivity Commission Staff Research Note, 2013.
- Katz, L. F. and K. M. Murphy, “Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors,” *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 1992, pp. 35~78.
- Manly, B. F., “Exponential data transformations,” *Journal of the Royal Statistical Society Series D: The Statistician*, 25(1), 1976, pp. 37~42.
- Notowidigdo, M. J., “The incidence of local labor demand shocks,” *Journal of Labor Economics*, 38(3), 2020, pp. 687~725.
- Polinsky, A. M. and D. T. Ellwood, “An empirical reconciliation of micro and grouped estimates of the demand for housing,” *The Review of Economics and Statistics*, 61(2), 1979, pp. 199~205.

Rotemberg, J., *Instrument Variable Estimation of Misspecified Models*, 1983.

Topel, R. H., "Local labor markets," *Journal of Political Economy*, 94(3, Part 2), 1986, pp. S111~S143.

## 〈웹사이트〉

국토교통부 실거래가 공개시스템, <https://rtdown.molit.go.kr/>, 검색일자: 2023. 6. 25.

울산광역시 남구, 「예산공개, 세입/세출총괄, 세출총괄(기능별)」, <https://www.ulsannamgu.go.kr/>, 검색일자: 2023. 6. 25.

통계청 마이크로데이터 통합서비스(MDIS), 「광업제조업조사」, [https://mdis.kostat.go.kr/infoData/detailData.do?statsConfmNo=101009&curMenuNo=UI\\_POR\\_P9008](https://mdis.kostat.go.kr/infoData/detailData.do?statsConfmNo=101009&curMenuNo=UI_POR_P9008), 검색일자: 2023. 3. 31.

\_\_\_\_\_, 「전국사업체조사」, <https://mdis.kostat.go.kr/ofrData/selectOfrDataDetail.do?survId=20&itmDiv=1&nPage=3&itemId=2010&itemNm=>, 검색일자: 2023. 3. 31.

\_\_\_\_\_, 「지역별고용조사」, <https://mdis.kostat.go.kr/ofrData/selectOfrDataDetail.do?survId=1003790&itmDiv=1&nPage=3&itemId=2004&itemNm=%EB%85%B8%EB%8F%99>, 검색일자: 2023. 3. 31.

\_\_\_\_\_, 「인구주택총조사」, <https://mdis.kostat.go.kr/ofrData/selectOfrDataDetail.do?survId=48&itmDiv=1&nPage=3&itemId=2001&itemNm=%EC%9D%B8%EA%B5%AC>, 검색일자: 2023. 3. 31.

행정안전부 지방재정365, <https://www.lofin365.go.kr/>, 검색일자: 2023. 6. 25.

\_\_\_\_\_, 「기능별·재원별 세입·세출예산」, <https://lofin.mois.go.kr/portal/service/openInfPage.do?infId=9A1MVRX3D2YAPYTM6KZQ984473&srvcId=>, 검색일자: 2023. 6. 25.

## 부 록

〈부표 1〉 2022년 지방자치단체 분야별 통합재정 현황

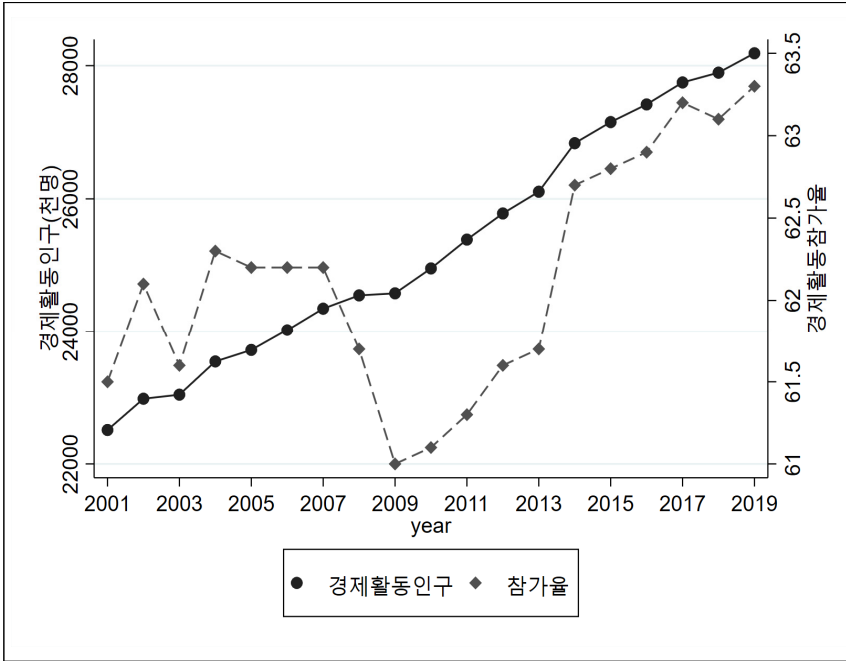
(단위: 억원)

구분	2021년		2022년 (C)	증감	
	당초(A)	최종(B)		C-A	C-B
통합 재정수입	2,401,591	2,807,854	2,690,149	288,559	△117,705
지방세	926,047	1,022,963	1,085,070	159,023	62,107
세외수입	246,787	306,294	250,698	3,911	△55,596
지방교부세	492,262	584,174	584,825	92,563	651
보조금	694,886	851,075	732,739	37,853	△118,335
용자회수 등	41,609	43,349	36,818	△4,792	△6,531
통합 재정지출	2,593,891	3,131,603	2,849,242	255,351	△282,361
일반공공행정	126,767	175,437	155,850	29,038	△19,587
공공질서 및 안전	47,985	113,500	51,419	3,434	△62,081
교육	137,836	160,081	157,329	19,493	△2,752
문화 및 관광	118,198	145,144	133,358	15,160	△11,785
환경	252,507	291,019	269,700	17,193	△21,318
사회복지	804,035	935,704	875,943	71,908	△59,761
보건	44,597	56,944	58,978	14,381	2,034
농림해양수산	172,788	214,415	189,801	17,013	△24,615
산업·중소기업 및 에너지	82,879	123,507	93,510	10,631	△29,998
교통 및 물류	194,380	260,838	211,797	17,417	△49,041
국토 및 지역개발	157,224	224,480	157,470	245	△67,010
과학기술	3,338	3,985	3,968	630	△17
예비비	38,292	49,788	37,425	△867	△12,363
인력운영비	330,228	330,037	347,215	16,987	17,177
기본경비 등	82,837	46,725	105,481	22,644	58,758

주: 용자회수 등=용자회수+공사공단 전입금+교육비특별회계 전입금

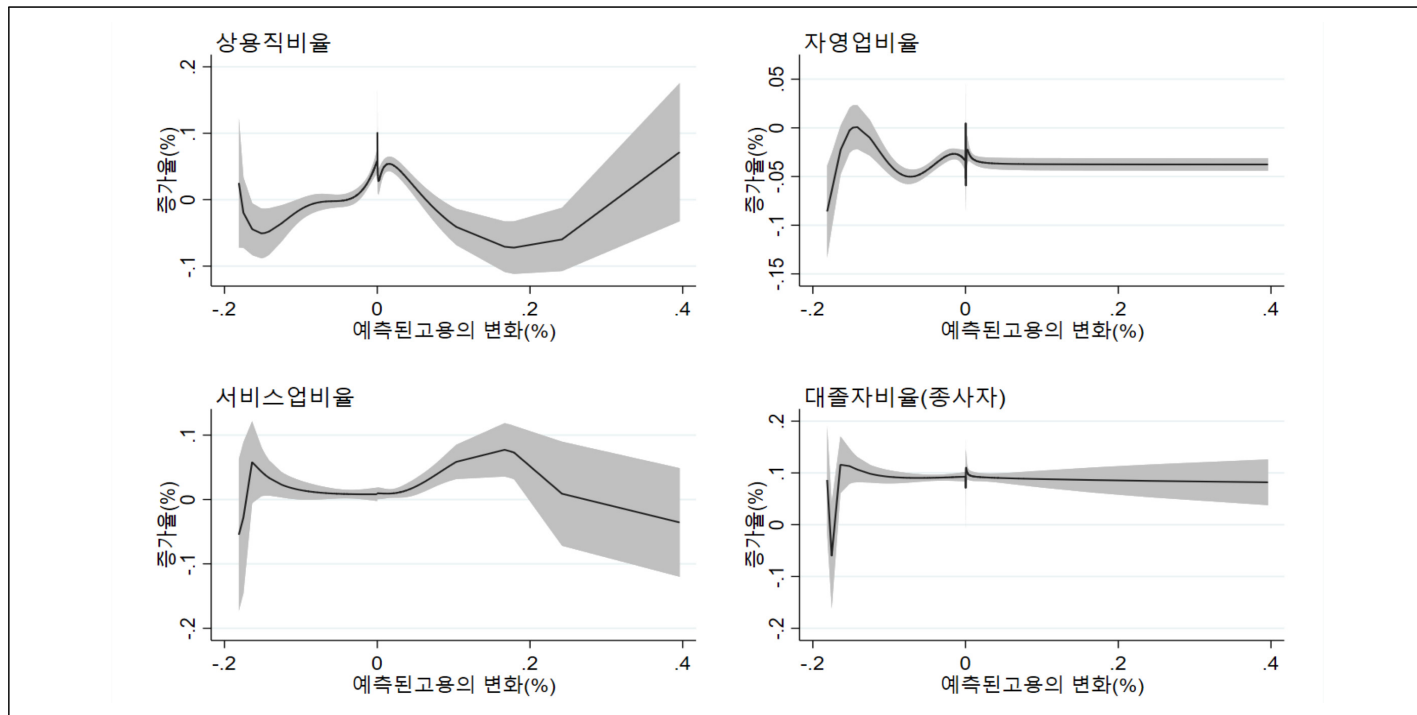
자료: 행정안전부, 『2022년 지방자치단체 통합재정개요(상)』, 2022, p. 4

[부도 1] 한국의 경제활동인구 연도별 변화



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 자료를 활용하여 저자 작성

[부도 2] 지역노동수요 충격이 고용에 끼치는 영향(비율)



자료: 통계청, 「전국사업체조사」 자료를 활용하여 저자 작성

## 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

---

이환웅·고창수·홍용기

본 연구는 2000년부터 2019년까지 산업구조의 변화나 주요 산업 기업의 경영 문제로 인한 노동수요충격이 지역 경제와 재정에 미치는 영향을 조사하였다. 바틱 도구변수와 한국은행 산업연관표 자료를 활용한 이 연구는 산업공급망을 통한 간접적인 영향을 고려하였을 때 충격의 지리적 분포에 상당한 차이가 있음을 발견하였다. 이는 산업 간 영향의 확대에 의한 잠재적인 영향을 다루는 지역 지원 정책의 필요성을 강조한다.

또한, 연구는 노동수요충격이 해당 지역의 인구, 고용률, 주택가격에 미치는 영향을 탐구하였다. 추정결과, 긍정적인 수요충격은 인구와 고용을 증가시켰고, 부정적인 충격은 그 반대의 결과를 보여주었으나, 이러한 영향은 비선형적인 것으로 나타났다. 한편 수요충격의 영향은 노동자의 숙련수준에 따라 달라졌으며, 긍정적인 충격은 대졸 이상 근로자의 비율 및 저숙련 근로자의 임금 감소로 이어졌지만 주택가격은 증가시키는 것으로 나타났다. 연구는 또한 미국과 비교하여 한국에서 이주비용의 상대적 중요성이 낮고 저숙련자에 대한 이주비용의 탄력성이 낮을 수 있음을 강조하였다. 이는 노동수요충격에 대한 반응이 노동자의 숙련도에 따라 다르므로 숙련도에 맞춘 신속한 정책 대응이 필요함을 나타낸다.

마지막으로, 노동수요충격이 지방정부재정에 미치는 영향을 분석하였다.

분석결과 노동수요충격은 보조금과 세외수입에 중대한 영향을 미친 것으로 나타났다. 특히 양(+)의 충격이 발생할 경우 보조금 규모의 증가 속도는 빨라지는 방향으로, 세외수입의 증가 속도는 감소하는 방향으로 추정되었다. 반면에 평균 대비 1 표준편차 감소하는 부정적인 수요충격이 발생한 경우 세외수입은 증가하는 방향의 결과가 추정되었으며, 비수도권 지역은 조정교부금 및 지방교부세 또한 유의하게 증가하였다. 이와 같은 분석결과는 현재 우리나라의 지방재정 세입·세출 구조가 유지될 경우 지역 단위에서 부정적인 노동수요충격이 발생하더라도 국세·지방세 구분, 지방 간 재분배 제도의 존재, 세외수입을 통한 대응 등으로 해당 지역의 세입 및 세출에 대한 부정적 영향은 크게 완화될 수 있음을 시사한다. 다만 경제적 성과가 지역의 재정 여건에 큰 영향을 미치지 못한다면 지방정부 단위에서 경제적 성과를 향상시키려는 노력을 경주할 인센티브가 약할 수 있기 때문에 지방정부의 정책노력을 유도할 인센티브 수단에 대해서도 중장기적으로 고민할 필요가 있을 것임을 보여준다.

## Impact of Labor Demand Shocks on the Local Economy and Finance

---

Hwanoong Lee, Changsu Ko, and YongKi Hong

This research examined the impact of labor demand shocks, resulting from changes in industrial structure or management issues in key industry companies, on local economies and finances from 2000 to 2019. Utilizing Bartik instrumental variables and data from the Bank of Korea's input-output tables, the study found significant variations in the geographical distribution of shocks based on whether indirect effects through industrial supply chains were considered. This underscores the necessity for devising regional support policies that address the potential for heightened impacts due to cross-industry spill-over effects.

Further, the study analyzed how labor demand shocks affect population, employment, and housing prices. Positive shocks increased population and employment, while negative shocks decreased them, showing a nonlinear relationship. The impact varied according to the workers' skill levels, with positive shocks leading to a decrease in the proportion of college-educated workers and wages for less educated workers, but an increase in housing prices. The study also highlighted the relative insignificance of migration costs in Korea compared to the U.S.

and a higher elasticity of migration costs for skilled workers. The findings indicate a necessity for swift policy interventions tailored to the skill level of workers, as the response to employment shocks differs depending on their skill level.

Lastly, the impact of labor demand shocks on local government finances was explored. The study found that these shocks significantly affect subsidies and non-tax revenues. Positive shocks influenced the rate of subsidies and non-tax revenue growth, while negative shocks led to a rise in non-tax revenues and a marked increase in adjusted grants and local tax revenues, particularly in areas outside the Seoul Metropolitan Area. These results suggest that South Korea's current local financial structure is capable of significantly buffering the regional impacts of labor demand shocks. Nevertheless, the study also points out a potential issue: the diminished motivation for local governments to enhance economic performance if it doesn't tangibly influence fiscal conditions, highlighting the need for strategic methods to encourage effective policymaking at the local government level.

## ■ 저자약력

### 이환웅

연세대학교 경영학과 졸업  
미국 Michigan State University 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

### 고창수

연세대학교 경제학과 졸업  
미국 University of California, Los Angeles 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

### 홍용기

서울대학교 경제학 학사  
미국 University of California, Los Angeles 경제학 박사  
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

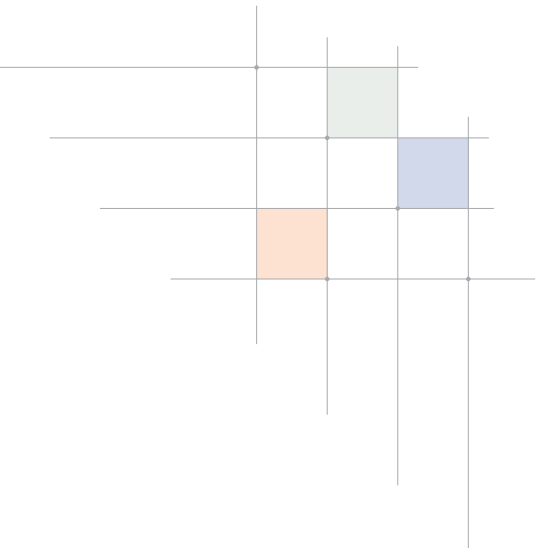
연구보고서 23-15

## 지역노동수요충격이 지역 경제 및 재정에 끼친 영향

---

발행	행	2023년 12월 29일
저자	자	이환웅·고창수·홍용기
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kipf.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	19,000원
조판 및 인쇄	쇄	고려씨엔피
I S B N		979-11-6655-256-4

---



KOREA INSTITUTE  
OF PUBLIC FINANCE

**kipf 한국조세재정연구원**

30147 세종특별자치시 시청대로 336

TEL: (044)414-2114(대) [www.kipf.re.kr](http://www.kipf.re.kr)



9 791166 552564

ISBN 979-11-6655-256-4