creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학박사 학위논문

교통과 지역 노동시장에 대한 연구

2022년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

이 치 호

교통과 지역 노동시장에 대한 연구

지도교수 이 정 민

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함
2021년 10월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
이 치 호

이치호의 박사 학위논문을 인준함
2021년 12월

위 원 장 김 대 일 (인)

부위원장 이 정 민 (인)

위 원 이 철 희 (인)

위 원 홍 석 철 (인)

위 원 강 창 희 (인)

국문초록

본 연구는 경제활동의 공간적 분포에 주목하여, 한국의 고용, 인구이동, 임금 등에 대한 마이크로데이터를 이용하여 지역 노동시장에 대한 연구를 수행하는 것을 목적으로 하였다.

1장에서는 대체 교통인프라 대비 교역비용의 차이가 커 처치효과(treatment effect)의 크기를 추정하기 용이하고, 직접적으로 영향을 받는 지역이 비교적 명확한 거가대교 건설 사례를 활용하여 교통인프라가 지역경제에 미치는 영향을 분석하였다. 거가대교 건설 전후 지역 고용의 변화를 이중차분법(differences-in-differences)을 사용해 실증분석한 결과, 거가대교 건설은 거제시 고용을 12.2% 증가시킨 것으로 추정되었다. 특히 소매업에서 고용이 약 34.5% 증가하는 등 서비스업의 기여가 컸던 것으로 분석되었다. 이는 관광자원이 풍부한 거제시에 대한 접근성이 개선되면서 외부로부터의 소비 수요가 증가한 결과로 해석된다. 이러한 결과는 교통인프라의 발달이 부산과 같은 대도시와의 접근성 향상으로 이어지는 경우, 상황에 따라서는 거제시와 같은 소도시에 오히려 긍정적인 방향으로 작용할 수도 있다는 중요한 정책적 함의를 제시한다. 한편 처치군의 범위를 다르게 하여 추정한 결과에서 거제시의 고용 증가분은 주변 지역의 그것 대비 현저히 크지만 그 초과분의 대부분은 주변 지역으로부터의 경제활동의 재배치에 의한 것으로 파악되었다. 이는 기존 연구 결과들과 유사한 경향으로, 교통인프라와 같은 장소 기반 정책(place-based policy)의 효과를 분석하는 데 있어 재배치 효과의 고려가 필수적임을 시사한다. 거가대교 사례에서는 당초 소도시인 거제시에서 우려했던 것과는 달리 분석 결과 빨대효과는 오히려 반대 방향, 즉 부산이나 창원에서 거제 방향으로 발생한 것으로 보인다.

2장에서는 도시철도 노선 증설 사례를 이용하여 이동성이 고령자들의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 실증분석 결과, 거주 시군구의 도시철도역 1개당 고령자가 노동시장에 참여할 확률이 약

0.51%P 상승한다는 결과를 얻었다. 그러나 노동공급 증가분을 통근수단별로 분해해 살펴본 결과, 그 대부분은 도보로 통근하는 노동자들에 의한 것으로 파악되었다. 따라서 고용 증가는 노동자의 이동성 증가에 의한 것이 아닌 도시철도역이 입지함으로써 창출된 노동수요에 의한 것으로 보는 것이 타당하다. 한편 청년층의 노동공급 증가분이 고령층 대비 현저히 작게 추정된 것으로 보아, 일자리 창출 자체는 이동성에 기인한 것이 아닐 수 있으나, 창출된 일자리가 분배될 때는 노동자의 이동성이 영향을 미치는 것으로 판단된다. 한편, 65세 이상 노인에 대해 적용되는 도시철도 경로우대제도는 노동공급에 미치는 효과가 거의 없는 것으로 나타났다.

3장에서는 지역 기혼남성 평균 통근시간으로 대변되는 지역 통근여건이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 기혼여성의 출생지역 통근여건을 현재 거주지역 통근여건의 도구변수(instrument variable)로 사용한 실증분석 결과, 다른 기혼여성 집단에서는 지역 기혼남성 평균 통근시간이 고용에 유의한 영향이 없었으나 5세 이상 자녀를 가진 기혼여성 집단에서는 통근시간 10분 증가 시 고용률이 약 10%P 감소하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 학력별로 살펴보면 고학력자 집단에서 통근시간의 부정적 효과가 더 크게 나타났다. 이는 미국의 사례와는 다른 결과이며, 초등학교 입학을 계기로 직장보다 자녀 교육에 더 집중하게 되는 우리나라의 특수성에 기인한 것일 수 있다. 따라서 지역 간 고용률 차이를 줄이고 평균 여성 고용률을 제고하기 위해서는 긴 통근에 취약한 것으로 보이는 집단에 대한 이해와 적극적인 정책적 노력이 필요해 보인다.

주요어 : 지역 노동시장, 거가대교, 장소 기반 정책(place-based policy), 이중차분법, 이동성, 통근, 여성 노동공급
학 번 : 2017-33088

목 차

제 1 장 교통인프라 건설이 지역경제에 미치는 영향: 거가대교의 사례 ····· 1
제 1 절 연구의 배경 ····· 1
제 2 절 선행 연구 ····· 4
제 3 절 거가대교 사례 ····· 12
1. 사업개요 ····· 12
2. 비용절감 효과와 통행료 ····· 13
제 4 절 실증 분석 ····· 17
1. 자료 ····· 17
2. 실증분석 방법론 ····· 18
3. 분석 결과 ····· 19
제 5 절 결론 ····· 31
부록 ····· 33
참고문헌 ····· 37

제 2 장 도시철도가 고령자 노동공급에 미치는 영향 42
제 1 절 연구의 배경 ····· 42
제 2 절 선행 연구 ····· 45
제 3 절 실증 분석 ····· 53
1. 도시철도 노선 변화 ····· 53
2. 자료 ····· 55
3. 실증분석 방법론 ····· 57
4. 실증분석 결과 ····· 59

제 4 절 결론 ····· 73
부록 ····· 76
참고문헌 ····· 82

제 3 장 지역 통근이 여성 노동공급에 미치는 영향 86
제 1 절 연구의 배경 ····· 86
제 2 절 선행 연구 ····· 90
제 3 절 실증 분석 ····· 95
1. 자료 ····· 95
2. 실증분석 방법론 ····· 95
3. 실증분석 결과 ····· 97
제 4 절 결론 ····· 106
부록 ····· 108
참고문헌 ····· 112

Abstract ····· 114

표 목 차

[표 1-1] 거가대교 사업개요 ····· 13
[표 1-2] 거가대교 개통에 의한 통행거리 및 시간단축 효과(거제시 기점) ····· 14
[표 1-3] 거가대교 개통에 의한 통행비용 감소 효과(원) ·· 16
[표 1-4] 요약통계량 ····· 20
[표 1-5] 국립공원 입장객 수(백만명) ····· 21
[표 1-6] 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향 ····· 23
[표 1-7] 거가대교 건설이 거제시 인구에 미치는 영향 ····· 24
[표 1-8] 거제시와 주변 시군 간 인구이동 ····· 25
[표 1-9] 거가대교 건설이 거제시 기타 변수들에 미치는 영향 26
[표 1-10] 재배치 효과에 대한 분석 ····· 29
[표 1-A1] 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향: 전국사업체조사 2001~2019년 고용자료 ····· 33
[표 1-A2] 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향: 전국사업체조사 2001~2019년 고용자료 ····· 34
[표 1-A3] 강건성 검증: 대조군 설정의 영향 ····· 35
[표 2-1] 분석에 사용된 도시철도 노선 목록 ····· 53
[표 2-2] 광역시도별, 연도별 도시철도역수(행정구역 변화 시군구 제외) ····· 56
[표 2-3] 요약통계량 ····· 60
[표 2-4] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향 ····· 62
[표 2-5] 도시철도 접근성이 취업자 통근수단에 미친 영향: 고령층 ····· 63
[표 2-6] 도시철도 접근성이 취업자 통근수단에 미친 영향: 청년층

····· 65
[표 2-7] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 고령층, 성별, 학력별 ····· 68
[표 2-A1] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 고령층, 이주자 ····· 76
[표 2-A2] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 종사상지위 77
[표 2-A3] 강건성 검정: 비교군, 자산 효과 ····· 78
[표 2-A4] 도시철도 접근성이 통근시간에 미친 영향(시군구) 79
[표 2-A5] 도시철도 접근성이 지역 산업구성 및 임금노동자비율에 미친 영향 ····· 80
[표 3-1] 2010년 시군구 평균 기혼자 노동여부, 통근시간의 분포 89
[표 3-2] 요약통계량 ····· 97
[표 3-3] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향(지역단위: 시군구) ····· 98
[표 3-4] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향(지역단위: 지역노동시장권) ····· 99
[표 3-5] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 연령대별(IV) ····· 101
[표 3-6] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 학력별 ····· 102
[표 3-7] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 시군구 수준, 시점별 횡단면 분석 ····· 104
[표 3-8] 기존 연구들과의 비교 ····· 105
[표 3-A1] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 상세

····· 108
[표 3-A2] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 추가 통제변수 ····· 109
[표 3-A3] 지역 통근여건이 미혼여성 노동공급에 미친 영향(IV) 110
[표 3-A4] 지역 통근여건이 이혼 혹은 사별한 여성 노동공급에 미친 영향(IV) ····· 111

그 림 목 차

[그림 1-1] 거가대교 개통 전후 부산-거제 간 최적경로 차이 14
[그림 1-2] 거제시와 기타* 시군의 고용 추이(2010=100) ·· 21
[그림 1-3] 거제시와 기타* 시군의 소매업 고용 추이(2010=100) 22
[그림 1-4] TreatGreater 및 TreatElse의 정의 ····· 28
[그림 1-A1] 거가대교 건설의 단기 및 장기 고용 효과 ···· 36
[그림 2-1] 2000년, 2015년 간 시군구 내 도시철도역 수 분포의 변화 (행정구역 변화 시군구 제외) ····· 55
[그림 2-2] 도시철도 접근성 효과의 선형성 검증 ····· 70
[그림 2-3] 연령대 세분 시 노동공급, 노동공급 및 도보통근 회귀계수의 변화 ····· 71
[그림 2-A1] 도시철도 접근성 효과의 선형성 검증: 환승역 중복집계 ····· 81
[그림 3-1] 2010년 시군구별 25-55세 기혼여성의 고용률(자료: 인구주택총조사) ····· 87

제 1 장 교통인프라의 건설이 지역경제에 미치는 영향: 거가대교의 사례

제 1 절 연구의 배경

과거부터 교통인프라의 건설은 경제 발전에 중요한 역할을 하는 것으로 인식되어 왔다. 대표적인 예로 1970년 경부고속도로의 개통은 우리나라의 경제 발전 과정에서 교통인프라 건설의 순기능을 상징하는 사건이었다. 또한 우리나라뿐만 아니라 많은 국가에서 국가 내 지역 간 경제적 격차가 수렴하지 않고 오히려 확대되고 있는 상황에서, 교통인프라 건설과 같은 장소 기반 정책(place-based policy)은 경제적으로 낙후된 지역을 발전시킴으로써 지역균형발전을 달성하는 수단으로서도 주목받고 있다. 최근 국내 사례로는 강릉선 KTX 건설, 제 2차 도로정비기본계획(2011-2020) 상 고속도로 총연장 2241.4km 신설(국토연구원, 2016) 등이 있다. 이렇듯 교통인프라 건설 정책에 대한 사회적 관심이 높은 상황에서, 교통인프라 건설이 지역경제에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 그 결과를 이론적으로 해명하고자 하는 많은 연구가 국내외에서 이루어지고 있다.

교통인프라 건설 정책은 지역 간 교역비용(trade cost)의 감소를 통해 재화의 교역과 사람의 이동을 촉진시키는 것을 목표로 한다. 이에 기업과 소비자(혹은 노동자)와 같은 경제주체들의 상품 및 투입요소 시장에 대한 접근성(market access)이 향상되고, 지식의 파급효과로 인해 생산성이 증가하므로 지역경제가 발전한다는 것이 해당 정책의 주된 추진 논거이다(Ehrlich and Overman, 2020). 한편으로 Krugman(1991)과 같은 신경제지리학(New Economic Geography) 연구들은 교역비용의 감소가 주변지역(periphery) 대비 중심지역(core)으로의 경제적 집중을 더 심화

시킬 가능성을 제시한 바 있으며, 국내에서도 지역 정치권이나 언론 등을 중심으로 이른바 '빨대효과'에 대한 우려가 여러 차례 제기된 바 있다(거제인터넷신문, 2010).

따라서 교통인프라 건설 정책이 지역경제에 어떤 영향을 미치는지를 이론적, 실증적으로 입증하는 것은 중요하며, 이와 관련해서 교역비용 감소가 지역경제에 미치는 영향이 성장(growth) 효과로부터 오는 것인지 혹은 단순히 경제활동이 공간적으로 재배치(reallocation)되는 효과로부터 오는 것인지, 둘 다라면 그 기여분이 어떻게 되는지를 명확히 하는 것 역시 정책효과를 판단하는 데 있어 중요한 사항이라고 할 수 있다.

교통인프라 건설과 같은 장소 기반 정책의 효과를 실증적으로 분석하는 데에는 크게 두 가지 문제가 있다(Redding and Turner 2015). 첫째, 정책의 대상 지역의 선택이 효율성, 정치적 요소 등을 고려해 내생적으로 이루어지므로, 지역의 관찰되지 않는 특성(unobservables) 등을 충분히 고려하지 않을 경우 추정치에 선택편이(selection bias)가 발생할 가능성이 높다. 둘째, 성장 효과와 재배치 효과의 구분이 어려우며 이는 첫 번째 문제가 없는 상황에서도 그러하다.

이러한 상황에서 2011년 1월 개통된 거가대교는 교통인프라가 지역경제에 미치는 영향을 분석하는 데 있어 귀중한 사례를 제공한다. 경상남도 거제시와 부산광역시 강서구를 잇는 해상교량과 해저터널로 구성된 거가대교를 지역경제에 작용하는 충격(shock)으로 활용할 경우, 대체 교통인프라 대비 교역비용의 차이가 커 처치효과(treatment effect)의 크기를 추정하기 용이하고, 직접적으로 영향을 받는 지역이 비교적 명확하여 전체 처치효과와 공간적 재배치 효과를 구분하기 좋다는 이점이 있다. 비록 거가대교 건설 사례는 준실험설계(quasi-experimental design)로 이용할 수 없어 첫 번째 문제에서 자유롭지 않으나, 애초에 육지와 섬을 잇는 교량이 건설될 수 있는 장소 자체가 한정적이라는 점을 감안해야 하며 추정 시 고정효과나 기타 지역 특성을 충분히 통제함으로써 문제를 어느 정도 완화할 수 있다.

본 연구의 목적은 거가대교 건설 사례를 활용하여 교통인프라 건설이

지역경제에 미치는 영향을 실증적으로 밝히는 것이다. 이에 2008년~2019년 지역별고용조사 자료를 사용하여 거가대교 개통 전후 거제시의 고용, 인구 등 경제지표의 변화를 이중차분법(differences-in-differences, 이하 DID)으로 추정함으로써 정책효과에 대한 실증분석을 시도하였다. 또한 거제시로의 인구유출입과 처치군의 범위를 다르게 하는 등 주변지역의 변화를 함께 분석함으로써 성장과 재배치 효과에 대해서도 논하고자 하였다. 추정 결과 거제시의 고용이 약 12.2% 증가하였으며, 이러한 고용 증가 효과는 주변 지역의 그것 대비 현저히 큰 것이지만 그 초과분의 대부분은 주변 지역으로부터의 경제활동의 재배치에 의한 것임을 확인하였다.

1장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 교통인프라 건설을 포함한 장소 기반 정책의 효과에 대해 분석한 국내외 연구들을 검토한다. 3절에서 거가대교 건설 사업의 개요와 그 교통비용 절감 효과에 대해 간략히 소개한 다음, 4절에서 실증분석에 사용한 자료와 추정 방법론에 대해 설명하고 실증분석 결과를 정리하였다. 마지막으로 5절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시하였다.

제 2 절 선행 연구

대부분의 정부 정책은 특정 집단에 대해 소득이나 서비스를 제공하는데 그 목표를 둔다. 예를 들어 대부분의 복지 정책들은 납세자의 자원을 저소득층에게 이전해 주는 역할을 하는데, 이 때 정책 대상 결정의 기준은 주로 소득이나 고용 등의 개인의 경제적 상태가 된다. 하지만 장소 기반 정책은 지리적 영역에 따라 적용 대상이 결정된다는 점에서 여타 정책과 차별점을 가진다. 20세기 후반 세계 각국에서 지역 간 경제적 격차가 점차 확대되면서, 이를 상쇄하기 위해 경제적으로 저개발된 지역을 대상으로 하는 각종 정책들이 제안되고 시행되었다. 구체적인 정책 수단으로는 특정 지역의 경제주체를 대상으로 하는 세제 혜택, 보조금, 각종 규제 완화, 그리고 교통인프라를 포함한 공공재에 대한 투자 등이 있다(Klein and Moretti 2014). 이 절에서는 장소 기반 정책 중에서도 주로 본 연구와 직접적으로 관련이 있는 교통인프라 건설에 대한 선행 연구들에 대해 이론적인 예측과 실증분석 방법론, 실증분석 결과들 순으로 정리하고자 한다.

Klein and Moretti(2014)는 장소 기반 정책이 시장의 불완전함을 보완하고 지역경제에 효율적으로 작용할 수 있는 이론적 근거로 (최소) 다음 다섯 가지를 들고 있다. 첫째, 공공재는 민간에 맡길 경우 공급이 부족할 가능성이 있다. 둘째, 기업이나 소비자가 공간적으로 가까워질 경우 생산성 파급효과나 지역 어메니티(amenity)의 양적 질적 향상 등의 집적경제(agglomeration economy)가 발생할 수 있다. 셋째, 지역 노동시장에 마찰이나 경직성이 존재할 수 있다. 넷째, 보험이 부족하거나 신용제약이 클 경우 지역 경제에 발생하는 충격에 대응해 주민들이 소비평탄화(consumption smoothing)를 하기 어려울 수 있다. 다섯째, 주로 인적 특성을 기준으로 하는 기존 정책들이 지역에 따라 다른 방식으로 소비자 행동에 왜곡을 발생시킬 수 있다.

교통인프라 건설은 위의 근거들 중에서 최소 세 가지와는 직접적으로 관련이 있는 것으로 보인다. 우선 Aschauer(1989) 등에서 지적되었듯이

교통인프라와 같은 공공재 자본 스톡(stock)은 지역 생산성을 좌우하는 중요한 요소이다. 또한 고전적으로는 Marshall(1890)이 인적 교류의 증가가 생산성을 증가시킬 것임을 언급하였는데, 이에 대해 최근의 많은 연구들에서 이론적 발전 및 실증적인 증거가 제시된 바 있으며(Glaeser, 1999; Moretti, 2004 등) 최근에는 직접적으로 교통망과 지식 생산의 보완적 관계에 대한 증거가 제시되기도 하였다(Dong et al., 2020). 그리고 통근과 지역 노동시장 성과의 관계를 다룬 연구들(Monte et al., 2018; Severen 2021)을 보면 교통인프라 건설에 의해 이주와 통근을 포함한 노동자들의 이동이 활발해지면서 지역 노동시장의 효율성이 증대될 가능성이 있는 것으로 생각된다.

그러나, 무역이론의 전통으로부터 탄생한 신경제지리학(New Economic Geography) 연구들은 교역비용의 감소가 주변지역(periphery) 대비 중심지역(core)으로의 경제적 집중을 더 심화시킬 가능성을 제시한 바 있다(Krugman, 1991; Fujita, Krugman and Venables, 1999). 국내에서도 지역 정치권이나 언론 등을 중심으로 이른바 '빨대효과'에 대한 우려가 여러 차례 제기되었다(거제인터넷신문, 2010). 이러한 우려는 Klein and Moretti(2014)가 기업과 노동자의 지역 간 이동성(mobility)이 높은 상황에서 장소 기반 정책이 일반균형 효과를 통해 의도하지 않았던 결과를 불러올 수 있음을 지적한 것과도 일맥상통하는 부분이 있다.

최근의 지역 간 무역이론 연구들에서는 교통망, 즉 지역 간 상호작용의 중요성을 강조하기도 한다. 교통인프라 건설에 따라 기업과 소비자(혹은 노동자)와 같은 경제주체들의 상품 및 투입요소 시장에 대한 접근성(market access)이 향상되고, 이는 지역 간 상대적인 매력도를 변화시키므로 경제활동의 공간적 분포 역시 변화하게 된다는 것이다(Ehrlich and Overman, 2020). 이러한 흐름 속에서 시장 접근성을 중심으로 공간적 일반균형이론을 전개하고 실증적 증거를 제시하는 연구들이 나오고 있다(Allen and Arkolakis 2014; Allen and Arkolakis 2019; Donaldson and Hornbeck, 2016; Jaworski and Kitchens, 2019).

교통인프라 건설 시 지역경제에 미치는 영향에 대한 실증분석 연구는

위에서 언급한 이론적 틀과 더불어 실증분석 방법론의 발전과 함께 증가하고 있다. 실증분석 시 가장 큰 문제점은 교통인프라 건설 대상 지역의 선정이 효율성, 정치적 요소 등을 고려해 내생적으로 이루어지므로, 지역의 관찰되지 않는 특성 등을 충분히 고려하지 않을 경우 추정치에 선택편이가 발생할 수 있다는 것이다. 이 문제를 해결하기 위한 여러 가지 방법론이 개발되었는데, Redding and Turner(2015)에 따르면 주로 다음 세 가지 방법론이 많이 사용된다고 한다. 첫째, 과거의 교통인프라 노선 계획을 도구변수(instrument variable, 이하 IV)로 사용하는 방법이다(Baum-Snow, 2007). 둘째, 역사적으로 교통로로 주로 사용되었던 경로를 IV로 사용하는 방법이다(Duranton and Turner, 2012). 셋째, 노선 결정에 있어 중요한 도시들 외에 중간 통과 지역들은 그 지역 특성 때문이 아니라 노선의 효율성 때문에 선정되는 경향이 강하므로 그것을 IV로 사용하는 방법이다(Chandra and Thompson, 2000).

한편, 최근 많은 연구들에서 일반균형모형을 세우고 실증분석 결과를 그 모형의 캘리브레이션(calibration)에 적용하고 있다(Allen and Arkolakis, 2014; Donaldson and Hornbeck, 2016; Donaldson, 2018; Jaworski and Kitchens, 2019; Fretz et al., 2021; etc.). 이러한 일반균형 이론에 기반한 방법론은 반사실적 사례(counterfactual)을 도출하고 그것을 실제 자료와 비교함으로써 정책이 고용 등에 미치는 영향과 그 중에서 재배치 효과가 차지하는 비중, 그리고 사회후생(welfare)의 변화를 계산할 수 있는 장점이 있다. 또한 적절한 대조군을 선정하는 방법론으로 주목받고 있는 합성대조법(synthetic control method, Abadie et al., 2010) 역시 Achten et al.(2019)와 같은 적용 사례가 늘고 있다.

방대한 양의 실증분석 연구가 미국, 유럽, 중국 등을 중심으로 대규모 고속도로, 철도, 공항 등 다양한 종류의 교통인프라 건설 사례에 대해 이루어지고 있는데, 그 중 일부를 아래와 같이 정리하고자 한다. 고속도로의 경우 1965년부터 미국이 연방 주도하에 낙후지역이었던 애팔래치아 산맥 주변 지역에 2500마일에 달하는 고속도로(Appalachian Development Highway System, 이하 ADHS)를 건설한 사례가 유명하

다. Jaworski and Kitchens(2019)는 FE 모형을 사용해 ADHS 건설이 지역 소득에 미치는 영향을 추정하고 그 결과를 그들의 일반균형모형 캘리브레이션에 사용하여 ADHS가 없었을 경우의 반사실적 사례를 산출하였다. ADHS가 없었을 경우 미국 전체 소득(national income)의 0.4%가 감소하고, 애팔래치아 지역 소득이 11% 더 감소하였을 것이며, ADHS의 이득의 대략 절반은 애팔래치아 지역의 외부에서 발생하였을 것이라는 결과를 얻었다. 1950년대부터 미국 전역에 건설된 고속도로망(Interstate Highway System, 이하 IHS)의 영향에 대해 IV를 사용해 분석한 연구에서는 어떤 도시의 고속도로 연장이 10% 증가할 경우 고용이 1.5% 증가하거나(Duranton and Turner, 2012), 지역 중심 도시의 인구를 약 8% 감소시키고 주변 도시로 분산시키는 효과가 있었다(Baum-Snow, 2007). 영국에서는 1997-2008년 도로망 확충에 의해 접근성(accessibility)이 1% 증가할 때 기업 수와 고용이 약 0.3-0.5% 증가하는 것으로 추정되었는데 이 때 고용 증가는 기업당 고용이 아닌 기업 수의 변동에 기인하며 노동생산성이 향상된다는 결과를 함께 얻었다(Gibbons et al., 2019). Fretz et al.(2021)은 장기 시계열 자료를 가지고 스위스의 고속도로 건설의 지역별 시기 차이를 이용해 고속도로 건설 효과를 분석하였는데, 고속도로 건설 비도시 지역에서 1950-2010년 동안 인구가 17% 증가하였으며, 고소득자 비중이 증가하고 저소득자 비중이 감소하는 등 분배에도 영향을 미쳤다는 결과를 제시하였다.

철도 건설의 경우에도 많은 연구에서 고속도로 건설과 유사하게 대체로 지역경제에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고되었다. Fogel(1964)은 교통인프라 효과를 다루는 고전적인 연구이다. Donaldson and Hornbeck(2016)은 이를 발전시켜 1890년 시점 철도망이 없었을 경우 미국의 농지 가격이 약 60% 더 낮았을 것이며, 운하나 도로망으로 이를 상쇄할 수 없었을 것으로 추정하였다. 또한 이 연구는 지역 간 최저 운송비를 가지고 시장 접근성(market access)의 대리변수를 구축해 사용함으로써 무역이론과 정합성을 높였다. 중국의 고속철도 사례에서는 연결지역에서 연구자들의 생산성이 높아지고, 공동연구자들이 많아지며, 생산

성이 높은 과학자들이 고속철도 연결 도시로 이주하는 현상이 관찰되었다(Dong et al., 2020). 인도의 철도 건설 사례를 분석한 Donaldson(2018)은 동일 품목의 지역별 가격 차이가 감소하며 실질임금이 약 16% 상승하였다는 결과를 제시하였다. Kwon(2020)에서는 우리나라의 KTX 건설 사례를 과거 일제시대에 사용된 철도 노선들을 IV로 사용하여 분석하였는데, KTX 건설 지역 전체의 인구와 고용에는 유의한 영향이 없었으나 수도권(서울, 경기) 지역의 고용과 인구를 각각 21%, 41% 감소시켜 그 외 지방으로 분산시켰으며, 임금의 성별 격차를 수도권에서 20%, 그 외 지방에서 16% 감소시키는 효과가 있었다는 결과를 제시하였다. 그 외에, McGraw(2020)는 과거 군사 목적으로 수립된 항로와 착륙장 건설 계획을 IV로 사용해 공항 건설의 효과를 추정하여 10년에 3.9%의 고용과 3.4%의 인구 증가 효과가 있었다는 결과를 제시한 바 있다.

본 연구의 주제인 교량 건설 효과에 대해서는 연구가 많지 않으나, 다음 네 가지 연구 정도가 본 연구와 유사성이 높다. Akerman(2009), Achten et al.(2019)는 1999년 개통되어 덴마크의 수도 코펜하겐(Copenhagen)과 스웨덴의 말뫼(Malmo)를 잇는 외레순 다리의 사례를 분석하였다. Akerman(2009)는 스웨덴의 스톡홀름(Stockholm), 예테보리(Gothenburg)를 대조군으로 삼고 DID를 사용해 말뫼 지역 기업의 생산성에 미친 영향을 주로 분석하였다. 추정 결과 생산성 증가는 대부분 생산성이 낮은 기업의 퇴출과 생산성이 높은 기업의 진입 즉 재배치 효과에 의한 것이었으며, 생산성 증가 효과는 도소매업에서 유의한 반면 제조업에서는 유의하지 않았다. Achten et al.(2019)는 유럽 국가들의 각 지역을 공여자(donor) 집단으로 한 합성대조법을 사용하여 외레순 다리 건설이 말뫼 지역의 1인당 소득에 미친 영향을 분석하였다. 추정 결과 말뫼 지역의 소득에는 유의한 영향이 없었으나, 보다 넓은 범위인 스웨덴 남부 지역에 대해서는 유의한 2988유로(2005년 기준, p-value 0.088)의 소득 증가 효과가 있었다. Bütikofer et al. (2021)은 외레순(Öresund) 다리의 사례에서 DID 분석을 통해 여성 대비 통근시간 증가에 민감하지

않은 남성들이 상대적으로 확대된 노동수요에 더 민감하게 반응한 결과 성별 임금 격차가 확대되었다는 결과를 제시하였다.

한편, 1995년 개통된 네덜란드 질랜드(Zeeland) 지역의 해저터널(the Westerscheldetunnel) 개통 사례를 다룬 Hoogendoorn et al.(2019) 역시 본 연구와 유사한 주제를 다루는 소수의 예 중 하나이다. 그들은 거리 가중치를 적용한 접근가능 일자리의 수를 접근성(accessibility)의 척도이자 설명변수로 하고 DID를 사용해 관심변수인 주택가격의 변화에 주목하였다. 추정 결과 접근성에 대한 주택가격 탄력성은 유의하게 0.8로 나타났으며, 터널 개통 1년 전에 이미 그 절반 정도가 주택가격에 반영되어 경제주체들의 합리적 예상이 작용하고 있음을 시사하였다.

국내에서는 사회적 관심에 비해 교통인프라 건설 효과를 다룬 경제학 논문이 많지 않으며, 사례 역시 KTX 건설 사례에 집중되어 있는 편이다. 도시계획 분야에서는 조재욱, 우명제(2014) 등이 KTX 건설이 지역경제에 미친 효과를 다룬 바 있고, 경제학 논문으로는 Koh and Yang(2017)이 위성에서 관측한 야간 밝기 자료를 경제활동의 대리변수로 사용하여 KTX 역 주변 지역에서 경제활동이 증가한다는 결과를 제시한 바 있다.

한편, 거가대교의 경제효과에 대해서는 예측보고서들이 존재한다. 대우건설(1999; 경남발전연구원(2007)에서 재인용)은 1997년 대비 2011년 거제시, 통영시 전체에서 인구 58.6%, 1인당 GRDP 66.7%, 총생산 164.4% 성장할 것으로 예측하였는데, 이는 우리나라 전체의 1997-2011년 누적 실질성장률 89.0%[1] 대비 오히려 낮은 값이다. 한국공공자치연구원(2010; 경남발전연구원(2011)에서 재인용)은 거가대교 건설 후 거제시 연평균 경제성장률이 5% 정도, GRDP가 2011년 12.1조원, 2020년에는 15.3조원에 달할 것으로 예측하였다. 이는 2008년 기준 거제시 GRDP가 7.16조원이었음을 감안하면 2008년 대비 2011년 69.0% 성장한 것이며, 2011년 대비 2020년 다시 약 62% 성장하는 것으로 환산할 수 있다. 그 외에 부산발전연구원(2010)은 거가대교 영향권 내 통행비용 절감액이 연간

1) 자료: 한국은행 “국민계정”.

1379억원 수준일 것으로 예측하였다. 경남발전연구원(2011)은 거가대교 개통 이후 효과에 대해 단편적이나마 언급한 유일한 연구인데, 거제시의 자체조사 결과를 인용해 거가대교 개통 이후 2개월간 쇼핑과 문화 등의 분야에서 부산으로 쏠림현상이 나타났으나 인구이동 상황 등으로 볼 때 빨대효과는 심각하지 않다는 견해를 제시하였다.

이상과 같은 국내외 선행 연구들을 다음과 같이 종합할 수 있다. 고속도로나 철도 등의 사례에서는 대체로 지역 고용과 생산성에 긍정적인 영향이 보고되고 있었으며, 인구가 대도시에서 교외, 지방으로 분산되는 경향이 있었다. IV를 사용한 내생성 문제를 최대한 억제할 수 있었던 반면 고속도로나 철도 등의 사례는 영향을 미치는 지역의 범위가 넓으며 지역간 복잡한 상호작용이 예상되므로, 일반균형모형을 사용하지 않으면 지역별, 산업별 영향이나 재배치 효과 등을 직접 추정하기 힘든 면이 있었다. 한편, 기존에 교량 건설 사례를 다룬 연구들은 비교적 영향 범위가 명확하다는 점에서 장점이 있음에도 불구하고 대조군 설정의 적절성에 의문점이 있으며(Akerman(2009)의 경우 임의적으로 선정된 스웨덴의 2개 대도시, Achten et al.(2019)의 경우 유럽 내 타 국가의 지역들) 넓은 지역 범위에서 처치효과가 오히려 더 크게 추정되지만 그에 대한 설명이 충분치 않은 등 추가적인 연구가 필요한 상황이다. 저자가 아는 한 거가대교 효과에 대한 국내 연구는 없으며, 예측보고서는 발행주체에 따라 추정 효과가 상이하다.

이러한 상황에서 본 연구의 의의는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 거가대교와 같은 대체 교통인프라 대비 교역비용의 차이가 크고 직접적으로 영향을 받는 지역이 비교적 명확한 사례를 세부적으로 분석함으로써, 기존 고속도로와 철도, 공항 등의 교통인프라 건설 효과에 대한 연구를 보완하고 재배치 효과 등 장소 기반 정책의 이해에 도움이 되는 실증적 증거를 제시할 수 있다. 둘째, 기존에 연구가 적었던 교량 건설 효과에 대해 고용, 주택가격 등에 대한 자료를 사용하여 신뢰할 수 있는 실증적 증거를 제시할 수 있다. 셋째, 장소 기반 정책 및 교통인프라 건설 효과에 대한 연구가 적었던 국내 상황에서, 빨대효과에 대한 검증을

포함해 참고할 만한 실증연구를 제시하고 정책에 대한 함의를 이끌어낼 수 있다.

단 본 논문에서는 육지와 섬을 잇는 해상교량이라는 거가대교의 특성상 위와 같은 IV를 사용한 전략들을 적용하기는 어렵다. 이에 Angrist and Pischke(2009)에서 제시한 것과 같이 DID 모형에 고정효과(fixed effect, 이하 FE), 시군별로 고유한 시간적 추세, 조선업이 활발한 거제시의 산업구성 변수 등을 추가하거나, 유사한 산업구성을 가진 도시들과 비교하는 등의 방법을 사용함으로써 최대한 내생성을 억제하고자 노력하였다.

제 3 절 거가대교 사례

3.1 사업개요

거가대교는 경상남도 거제시 장목면 유호리에서 부산광역시 강서구 천성동을 연결하는 해상교량-해저터널 복합도로이다. 한반도의 동남부 해안에 위치한 부산, 경남 지역은 지형상 항만이 입지하기 적합하고 태평양 지역과의 무역에 유리하여, 우리나라의 수출주도형 경제성장 과정에서 각종 제조업, 부산항을 포함한 물류 거점으로 중점적으로 육성된 지역이다. 90년대의 경제성장과 무역개방 정책에 따라 증가하는 물동량을 처리하기 위해 정부 당국(당시 건설교통부)는 1994년 12월 '부산·경남권 광역개발계획'(건교부 고시 제94-43호)에서 서부산 지역의 가덕도 인근에 부산신항을 계획하였다. 그리고 거제도 조선산업과 녹산국가공단, 신호지방공단 등과의 연계를 위해 가덕도를 경유해 부산과 거제도를 잇는 연륙교 건설계획을 함께 제시하였다(경남발전연구원, 2007).

이에 부산·경남 광역권의 생산성을 극대화하고, 남해고속도로의 만성적인 교통체증을 해소하며, 지역의 균형개발을 촉진하기 위해 1995년 부산광역시를 사업추진 주관 행정기관으로 하여 거가대교 건설이 추진되기 시작하였다. 거가대교는 부산신항 및 진해군항으로의 원활한 선박 통행을 위해 일부 구간이 해저터널로 건설되어야 했는데, 지형상 공정 난이도가 높아 많은 재원이 소요될 것으로 예상되었다. 따라서 정부는 1994년에 제정된 민자유치촉진법(1998년 사회간접자본시설에대한민간투자법)에 근거하여 민간 투자 유치를 추진하였다. 1990년대 말 아시아 금융위기 등으로 사업이 지연되기도 하였으나, GTM사 등 5개사 컨소시엄이 2000년 사업계획서를 제출, 채택되면서 본격적으로 사업이 추진되었다. 결국 거가대교는 2004년 10월 착공, 2010년 9월에 완공되어 2011년 1월 개통되었다.

거가대교 사업개요를 아래와 같이 [표 1-1]에 정리하였고, 개통 전후 부산광역시청-거제시청 간 최적경로의 차이를 [그림 1-1]에 지도로 표시

[표 1-1] 거가대교 사업개요

구분	내용
사업명	부산-거제도 연결도로 민간투자사업
시행자	GK해상도로(주)
주무관청	부산-거제간 연결도로 건설조합
사업구간	부산광역시 강서구 천성동-경상남도 거제시 장목면 유호리
사업기간	건설: 2004.12.10. - 2010.12.9. (72개월)
	운영: 2010.12.10. - 2050.12.9. (40년)
주요시설	사장교: 3.5km, 침매터널: 3.7km, 육상터널 1.0km
사업비	2조 2709억원(경상가)
	(ESC 5757억원, 건설이자 2483억원 포함)
재정지원	4473억원(1999.12.31. 불변가)
	(중앙정부 30%, 부산광역시/경상남도 각 35%)
사업추진방식	Fast Track(설계, 시공 병행 추진)
도로운영	40년간 도로운영

자료: 경남발전연구원(2011)에서 재인용

하였다.

[그림 1-1]에서 나타나듯, 거가대교의 건설에 따라 선박교통을 이용하거나 통영시를 거치는 우회로를 이용해야 했던 거제시와 부산광역시, 김해시, 창원시 간 접근성이 현저히 향상되었다. 예를 들어 거제시에서 부산광역시로의 통행거리는 기존 우회도로 대비 130.6km에서 67.3km로 48.5% 단축되었으며, 통행시간은 110.9분에서 65분으로 41.4% 단축되었다[2]. 통영시 또한 부산광역시와 기타 시군과의 접근성이 향상되었다. 부산발전연구원(2010)에서 추산한 거제시와 타 지역 간 통행거리 및 시간 단축효과를 [표 1-2]와 같이 정리하였다.

3.2 비용절감 효과와 통행료

총 2조 2709억원에 이르는 사업비를 보상하고 민간투자자들의 이익을

2) 부산발전연구원(2010) 추산, [표 1-2] 참조.

[그림 1-1] 거가대교 개통 전후 부산-거제 간 최적경로 차이

[표 1-2] 거가대교 개통에 의한 통행거리 및 시간단축 효과
(거제시 기점)

목적지	통행거리(km)			통행시간(분)		
	개통전	개통후	차이(%)	개통전	개통후	차이(%)
부산	130.6	67.3	48.5	110.9	65.0	41.4
김해	112.2	64.3	42.7	89.6	56.8	36.6
양산	146.3	88.6	39.5	120.6	78.0	35.4
(구)진해	93.5	58.5	37.5	73.6	49.2	33.1
(구)창원	91.7	72.3	21.1	73.9	59.7	19.2
울산(남구)	177.9	118.8	33.2	152.3	108.1	29.0
울주군	167.5	109.0	34.9	138.0	94.5	31.5

자료: 부산발전연구원(2010)

보장하기 위해 거가대교 사업은 BTO방식[3]으로 추진되었는데, 이것이

개통 이후 통행료가 높게 책정되는 결과를 초래하였다. 초기 요금 설정권을 갖고 있던 시행사는 통행료를 소형차 기준 10,000원으로 책정하였는데, 이는 전국 유료도로 중에서도 가장 비싼 수준으로 km당 요금이 인천대교의 4배에 달해 이용자들의 불만이 컸다(부산일보, 2020).

이는 정부와 시행사의 실시협약에서 운영기간은 여타 사업의 30년보다 긴 40년으로, 사업수익률 역시 12.50%로 높게 설정되었기 때문이다. 또한 협약에 따르면 설정된 사업수익률의 최소 77.5%를 운영수입과 상관없이 보장해 주게 되어 있어(최소운영수입보장 방식), 만약 운영수입이 77.5%를 밑돌 경우 국가에서 그만큼 수익을 보상해주어야 하며 이 때 사업수익률은 9.65%가 된다(한국교통연구원, 2016). 결국 정부는 2013년 10월 변경 실시협약을 통해 사업수익률을 4.72%로 재조정함으로써 운영기간 종료까지 예상되는 재정지원금을 5조 4586억원에서 1007억원 수준으로 감소시켰으며, 통행료 설정권 역시 회수하였다(한국교통연구원, 2019). 현재 대규모 재정사업의 경우 과도한 정부 재정지원금 부담을 방지하기 위해 사전에 예비타당성조사를 거치도록 되어 있으나, 예비타당성조사는 1999년 도입되었으므로 그 이전부터 추진되었던 거가대교 사업은 그 대상이 아니었다.

이용자가 느끼는 통행료 대비 편익을 알아보기 위해 [표 1-2]의 거리 및 시간 단축효과를 통행비용으로 환산한 결과를 [표 1-3]으로 정리하였다. 참고로 전체 통행비용 절감 효과에서 시간절감효과는 여객의 경우 약 44%, 화물의 경우 약 37%를 차지한다. [표 1-3]을 보면 통영시의 경우 거가대교 이용 시 비용절감은 커녕 오히려 손해가 발생하였을 것으로 추측되며, 거제시의 경우에도 비용절감분의 상당 부분이 상쇄되었을 것으로 추측된다. 2011년 전국 주유소 보통휘발유의 평균 판매가격이 ℓ당 1929.26원[4]이었음을 감안하면, 소형차 기준 거제-부산 간 거리 감소에 따른 유류비 절감 효과 12,212원(63.3km, 연비 10km/ℓ 가정)의 약 82%

3) BTO방식: Build(건설)-Transfer(기부채납)-Operation(운영). 사회간접자본시설의 준공과 동시에 당해시설의 소유권이 국가 또는 지방자치단체에 귀속되며 사업시행자에게는 일정기간의 시설관리운영권을 부여하여 사업비를 운영기간 중의 운영수입(사용료×수요량)으로 회수할 수 있도록 하는 방식이다.
4) 자료: 한국석유공사 오피넷(http://www.opinet.co.kr)

가 통행료로 상쇄된 셈이다.

[표 1-3] 거가대교 개통에 의한 통행비용 감소 효과(원)

목적지	거제			통영		
	승용차	버스	화물차	승용차	버스	화물차
부산	17,438	59,835	36,060	5,208	16,034	10,653
김해	12,929		26,682			
양산	15,998		33,106	3,768	11,445	7,699
(구)진해	9,503		19,623			
(구)창원	5,355	18,446	11,078			
울산(남구)	16,437	57,024	34,031	4,207	13,222	8,623
울주군	16,236	56,221	33,607	4,006	12,420	8,200
통행료*	10,000	25,000	30,000	10,000	25,000	30,000

자료: 부산발전연구원(2010), 공란은 감소 효과가 유의하지 못하여 제외되었다.
*: 2011년 개통 당시 기준, 승용차는 소형차 기준. 경차 5,000원, 중형차 15,000원. 2020년 1월 1일 0시부로 통행료가 버스, 화물차에 대해 5.000원씩 인하되었다.

결과적으로 2013년 7월 기준 거가대교 통행량은 계획 대비 69.05% 수준에 머물렀으나(한국교통연구원, 2019), 그럼에도 불구하고 이용대수로 보면 2013년 1년 동안 적지 않은 수인 약 853만대의 차량이 거가대교를 이용한 것으로 집계되었다[5]. 이는 비록 유류비 절감 효과 등이 상당부분 상쇄된다고 하더라도 이용자들에게는 시간단축 효과가 매력적으로 느껴졌기 때문으로 보인다. 한편 앞서 통영시에서 거의 비용절감 효과가 없었을 것이라는 예측 결과를 고려하면 발생한 대부분의 통행량은 거제시가 기점 혹은 종점이었을 것으로 추측할 수 있다.

이러한 정황으로 보아, 직접적으로 영향을 미치는 지역이 비교적 명확하게 나타나는 거가대교의 사례는 교통인프라 건설이 지역경제에 미치는 충격을 식별하는 데 있어 유용한 충격(shock)이라고 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 거가대교 개통 전후 거제시 경제의 변화에 초점을 맞추어 분석할 것이다.

5) 자료: 부산광역시, '부산광역시기본통계'.

제 4 절 실증 분석

4.1 자료

본 연구에서 주로 사용하는 자료는 통계청의 직업별고용조사(LALFS: Local Area Labour Force Survey) 마이크로데이터이다. 설문조사 자료이며, 전국의 표본가구(2008년 약 17만 4천 가구, 현재 약 23만 4천 가구)내 상주하는 15세 이상 가구원의 고용상태, 임금, 노동시간, 산업, 직업, 교육수준 등 다양한 노동 관련 변수들에 대한 정보를 얻을 수 있다. 또한 가중치를 사용하면 시·군 단위로 상세한 고용현황을 집계할 수 있다. 따라서 지역별고용조사 자료를 사용하면 거가대교 건설이 각 시군의 어떤 산업의 고용에 긍정적 혹은 부정적 영향을 미쳤는지 등의 세세한 변화를 파악할 수 있다.

단, 구 단위의 자료는 얻을 수 없으므로 이를테면 서울특별시나 부산광역시가 하나의 지역단위로 취급되며, 고용된 노동자의 임금 정보는 파악할 수 있으나 자영업자의 사업소득이나 기타 이전소득 등에 대한 정보가 없는 등의 한계도 존재한다.

지역별고용조사는 2008년 10월부터 실시되었으며, 본 연구에서는 2011년 1월 거가대교 개통이 고용을 포함한 지역경제에 미치는 영향을 분석하기 위해 2008년-2019년의 각 년도 하반기(10월, 2010년의 경우 12월) 자료를 사용하였다. 즉 2008, 2009, 2010년 자료는 처치 이전, 2011년 자료부터는 처치 이후 자료가 된다. 각 연도별로 158개 시군의 자료를 사용할 수 있었으며, 도중에 행정구역에 변화가 있었던 통합창원시의 경우 변화 이전인 2008년, 2009년 자료는 구 마산시, 창원시, 진해시의 자료를 결합하여 통합창원시로 변환해 사용하였다.

그리고 인구이동 동향을 파악하기 위해 추가로 통계청의 국내인구이동통계 마이크로데이터를 추가로 사용하였다. 국내인구이동통계는 행정통계로, 세대주 혹은 세대원이 주소를 옮길 때 제출하는 전입신고서를 각 읍면동에서 취합, 통계청에서 가공하여 인구이동 파악 목적으로 생산

하는 전수조사 자료이다. 따라서 국내에서 가장 작은 행정구역 단위인 읍면동 단위로 인구이동 동향을 정확히 파악할 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서는 시군 단위의 인구이동으로 가공해서 각 시군으로부터 거제시로 전출하는 인구, 거제시로부터 각 시군으로 전입하는 인구를 계산하여 재배치 효과의 기여분을 보여주는 보조자료로 사용하였다.

각 시군의 인구 등은 통계청 자료를 사용하였다. 그리고 각 시군의 주택 가격 변화를 파악하기 위해 한국부동산원의 부동산통계정보시스템(R-ONE)에서 제공하는 주택 매매가격지수를 사용하였다. 2017년 값을 100으로 하는 지수 형태로 산출되며, 일부 시군에서 자료가 누락되는 경우가 있어 사용 가능한 자료는 86개 시군으로 한정되었다. 또한 시군별 물가에 대한 지표로서 한국석유공사 오피넷(OPINET)에서 제공하는 휘발유 가격을 사용하였으며, 156개 시군의 자료를 확보할 수 있었다.

4.2 실증분석 방법론

본 연구에서는 실증분석 방법론으로 DID를 사용한다. 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_{c,t} = \alpha + \beta Post_t + \gamma Treat_c + \delta Post_t \cdot Treat_c + \psi X_{c,t} + \epsilon_{c,t} \quad (1)$$

식 (1)에서 아래첨자 c는 시군(county), t는 연도를 나타낸다. $Post_t$는 2011년부터는 1, 2008년-2010년일 경우 0인 더미(dummy)변수이며, $Treat_c$는 거제시 1, 기타 시군의 경우 0이 되는 더미변수이다. 따라서 이 DID 추정식에서 거가대교 건설 효과는 $Post_t$와 $Treat_c$의 교차항인 $Post_t \cdot Treat_c$의 계수 δ가 된다.

본 연구에서 주로 관심을 갖는 종속변수 $y_{c,t}$는 log(총 고용)이며, 추가로 log(인구), 고용률, log(소매업 고용), 주택매매가격지수, log(휘발유 가격) 등 다양한 변수에 대해 추정함으로써 거가대교 건설이 지역경제에 미친 영향을 다각도로 분석하고자 한다.

한편 통제변수 $X_{c,t}$에는 지역 고용 중 조선업 비중과 그 제곱, 제조업 고용 비중과 그 제곱 등이 사용되며, 그 외 연도 고정효과, 시군 고정효과, 그리고 필요에 따라 시군 고유 연도 추세(county-specific year trend)를 추가로 통제할 수 있다. 여기서 조선업 비중을 통제변수로 포함시킨 것은 수출산업인 조선업 고용은 주로 세계적인 조선업황에 좌우되므로 외생적인 변수로 간주해도 무방하다고 판단했기 때문이다.

이외에 조선업이 고용의 상당부분을 차지하는 거제시의 특성을 감안하여, 대조군을 처치군을 제외한 전체 시군이 아닌 조선업 비중이 5% 이상인 시군으로 설정하고 추정한 결과를 추가함으로써 기본 추정결과의 강건성을 검증하고자 하였다. 또한 후술하듯이 처치군을 주변 시군을 포함하는 넓은 범위로 설정한 분석을 추가함으로써 재배치 효과의 발생 정도의 검증을 시도하였다.

4.3 분석 결과

[표 1-4]는 거가대교 건설 전 2010년과 2015년의 요약통계량을 각각 거제시와 기타 151개 시군(부산광역시, 창원시, 김해시, 통영시, 고성군, 서울특별시를 제외한 평균, 가중치 미적용)에 대해 정리한 것이다.

두 그룹 간 두드러진 차이점은 총 고용에서 조선업이 차지하는 비중이다. 거제시의 경우 전체 고용의 절반 가량을 조선업이 차지하고 있어, 회귀분석 시 그에 대한 통제가 필요할 것임을 알 수 있다. 그리고 거제시에서 기타 시군 대비 소매업과 음식점업에서 두드러진 고용 증가가 있었음을 알 수 있다. 이러한 상황을 그래프로 나타낸 것이 [그림 1-2]와 [그림 1-3]이다. [그림 1-2]에 따르면 거가대교 건설 이후 거제시의 고용이 기타 시군 대비 더 크게 증가하였는데, 국제 조선업 불황이 심화된 2010년대 후반에는 조선업 고용 감소에 따라 기타 시군 대비 고용이 감소하는 경향을 보인다. 한편 [그림 1-3]을 보면 기타 시군에서는 소매업 고용이 거의 변화가 없는 데 비해 거제시에서는 40% 이상 증가한 것을 알 수 있다.

[표 1-4] 요약통계량

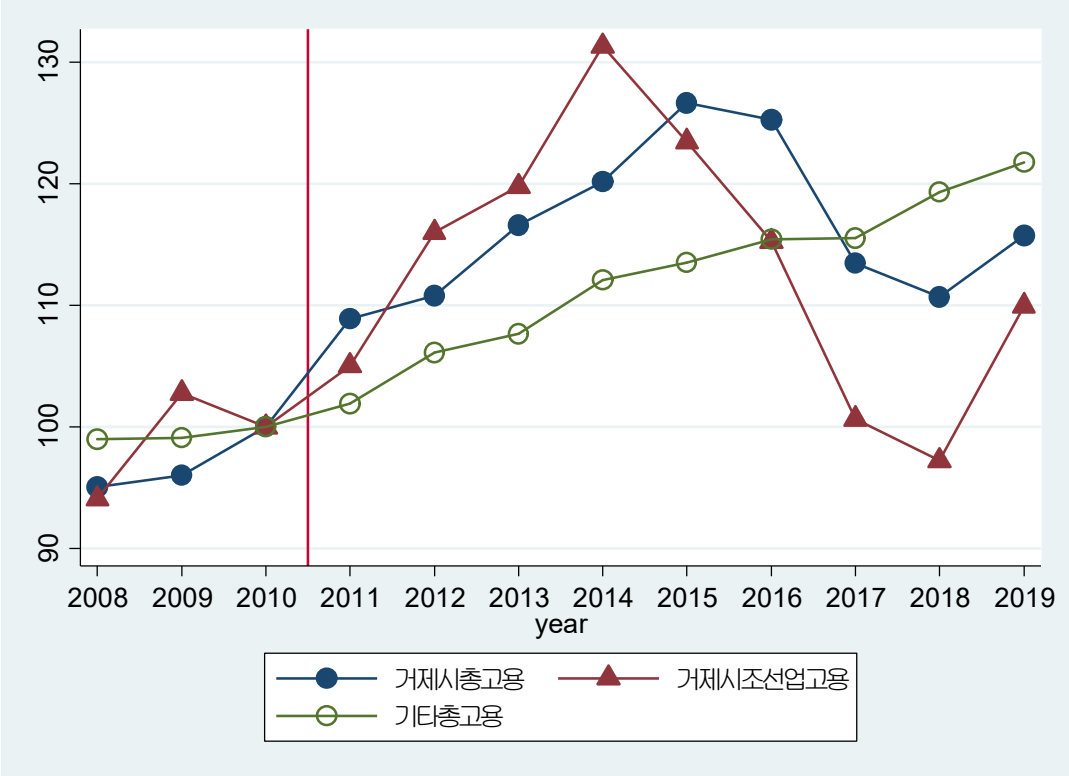
연도		거제시 2010	거제시 2015	기타 2010	기타 2015
거가대교 통행량(대)		0	9362620		
인구(명)		226236	250736	216289	229532
고용(명)	Total	108789	137787	101092	114746
	제조업	57230	70254	19393	22157
	조선업	54058	66737	680	720
	소매업	5432	8123	9394	8855
	음식점업	6248	7997	7931	7736
	조선업/Total	49.7%	48.4%	0.7%	0.6%
고용률		0.668	0.747	0.742	0.802
월평균임금(만원)		229.6	281.5	181.4	205.3
주당 노동시간(시간)		48.4	45.5	47.1	43.5
시간당 임금(원)		10906	14221	8850	10858
지가상승률(주택용, %)		1.9	2.1	0.9	2.6
주택매매가격지수(2017=100)		87	114	89	98
평균 휘발유 가격(원/리터)		1708	1498	1695	1502

자료: 통계청, 지역별고용조사, R-ONE, OPINET 등.
기타*: 부산, 창원, 김해, 통영, 고성, 서울을 제외한 시군의 평균(가중치 미적용).

이러한 소매업과 음식점업 고용 증가 경향으로 보아 거가대교 건설로 인해 부산을 비롯한 주변 지역에서 거제시로 유입되는 수요가 거제시에서 타 지역으로 유출되는 수요보다 더 컸을 것으로 보인다. 이를 뒷받침하는 정황증거로, [표 1-5]와 같이 거제. 통영, 사천, 남해, 여수시 오동도 등 남해안 일원에 위치하는 한려해상국립공원의 입장객 수가 2011년을 기점으로 크게 증가하였으며 이는 여수시 오동도 입장객 수를 제외하고 보면 더욱 명확하다는 자료가 있다.

다음으로 4.2절에서 언급한 방법론을 사용한 본 연구의 주 결과를 제시하고자 한다. [표 1-6]은 추정식 (1)을 사용해 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 조선업 고용 비중과 그 제곱, 연도 더미, 그리고 시군 고정효과를 통제한 (3)열을 보면 고용이 12.2% 증

[그림 1-2] 거제시와 기타* 시군의 고용 추이(2010=100)



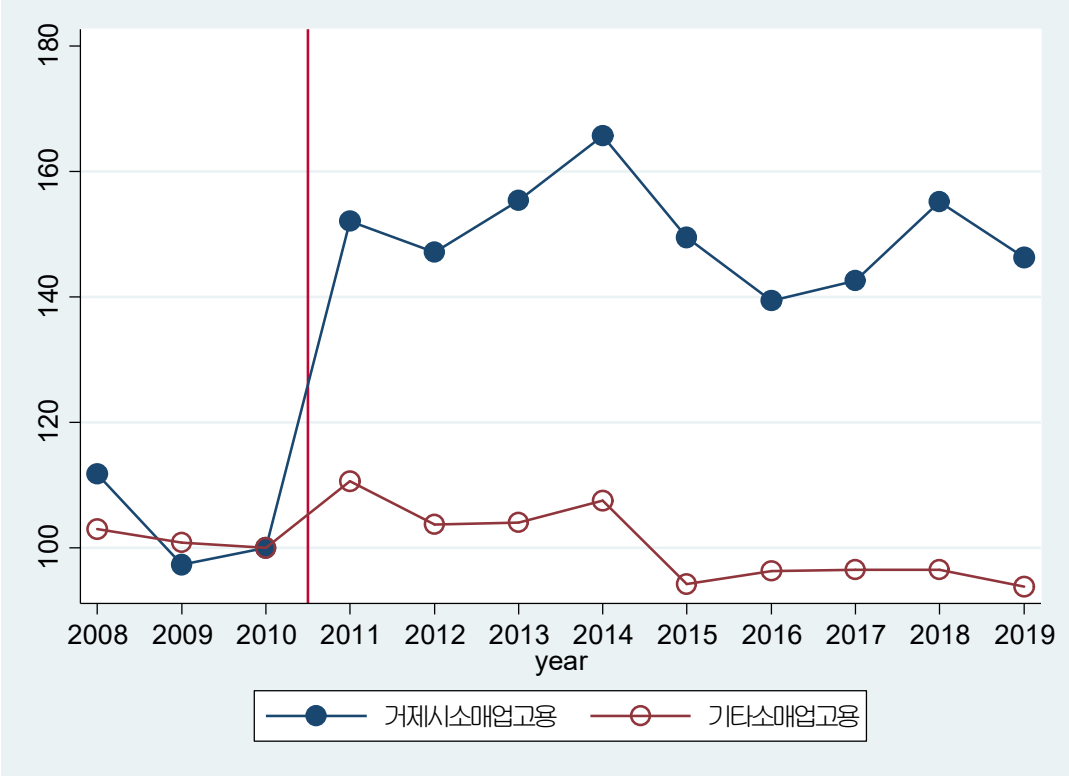
[표 1-5] 국립공원 입장객 수(백만명)

공원별	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
한려해상	4.23	4.25	5.63	6.08	6.71	6.16	7.05	6.78	7.16
오동도	1.72	1.71	1.81	2.57	2.73	2.09	2.80	2.80	3.12
한려해상 - 오동도	**2.51**	**2.53**	**3.83**	**3.51**	**3.98**	**4.08**	**4.25**	**3.98**	**4.04**
태안해안	0.41	0.69	0.86	1.15	1.20	1.20	1.23	1.11	1.06
다도해해상	1.32	1.00	1.10	1.34	1.50	1.45	2.09	2.13	2.34
변산반도	1.76	4.09	2.38	1.69	1.88	1.93	1.93	1.93	1.90

자료: 국립공원공단, '국립공원기본통계'.

가하는 것으로 추정되었으며, 이는 1% 신뢰수준에서 유의하였다. 또한 (4)열에서 시군 고유 연도 추세를 추가로 통제하였을 때에는 고용이

[그림 1-3] 거제시와 기타* 시군의 소매업 고용 추이(2010=100)



15.4% 증가할 것으로 추정되었는데, 처치 이전의 자료가 3년치밖에 없으므로 더 신뢰할 수 있는 결과라기보다는 본 논문의 주 결과인 (3)열의 결과를 재확인하는 정도로 해석할 수 있다. 2010년 인구를 가중치로 사용한 (5)열의 추정치도 (3)열의 결과와 큰 차이가 없었다. 조선업 고용 비중이 5% 이상인 시군만을 표본으로 하여 분석한 (6)열의 결과 역시 (3)열의 결과와 큰 차이가 없었다. 부록의 [표 1-A1]은 전국사업체조사의 고용 자료를 사용해 이전 자료 기간을 충분히 확보한 2001~2019년 범위에서 추정한 결과이며, 추정치는 시군 고유 연도 추세 포함 유무에 따라 6.5%에서 14.9% 수준으로 (3)열의 결과와 유사하였다.

[표 1-7]은 인구를 종속변수로 하여 추정한 결과이다. (3)열을 보면 인구가 9.12% 증가하는 것으로 추정되었으나, (4)열에서 시군 고유 연도 추세를 추가로 통제하는 경우 인구 증가는 유의하지 않았다. 이는 시군

[표 1-6] 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			Preferred		가중치	조선업
설명변수			종속변수: Log(고용)			
Treat * Post	0.106**	0.121***	0.122***	0.154***	0.115**	0.117***
	(0.0429)	(0.0445)	(0.0445)	(0.0391)	(0.0452)	(0.0299)
Post	0.121***	0.124***	0.124***	-0.0292	0.123***	0.0880***
	(0.00721)	(0.00722)	(0.00721)	(0.0345)	(0.00633)	(0.0216)
Treat	0.651	0.217				
	(1.180)	(1.175)				
고용 중		1.115***	1.092***	0.924***	1.035***	0.840***
조선업 비중		(0.381)	(0.381)	(0.283)	(0.365)	(0.302)
고용 중		-0.476	-0.433	-0.896	-0.496	-0.703
조선업 비중^2		(0.829)	(0.829)	(0.597)	(0.794)	(0.587)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
시군 고정효과			O	O	O	O
시군 고유 연도 추세				O		
상수항	10.91***	10.91***	10.91***	-16.84***	13.10***	11.06***
	(0.0939)	(0.0932)	(0.00578)	(6.254)	(0.00544)	(0.0378)
관측치	1,896	1,896	1,896	1,896	1,896	96
R-squared			0.372	0.804	0.393	0.645
시군 수	158	158	158	158	158	8

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시.

(5) 가중치: 각 시군의 2010년 인구로 가중치 적용함.

(6) 조선업: 고용 중 조선업 비중이 5% 이상인 시군에 대해 분석.

고유 연도 추세가 거가대교 건설 이전 3년의 인구 증가에 민감하게 반응한 때문으로 보인다. (3)열과 (4)열의 결과 중 어느 쪽을 우선할 것이냐에 따라 고용 증가의 원인에 대한 해석이 달라질 수 있는데, 만약 (3)열의 결과를 우선하고 2010년 거제시 고용률이 66.8%였던 것을 감안하면 고용 증가의 대부분이 인구 증가에 의한 것으로 추측할 수 있다. 이는 고용 증가 효과 중 대부분이 재배치 효과에 의한 것일 수 있음을 시사한다. 부록의 [표 1-A2]에서 2005년부터의 전국사업체조사 고용자료 및 통

[표 1-7] 거가대교 건설이 거제시 인구에 미치는 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			Preferred		가중치	조선업
설명변수			종속변수: Log(인구)			
Treat * Post	0.0969***	0.0909**	0.0912**	0.0276	0.0717*	0.0842***
	(0.0350)	(0.0365)	(0.0365)	(0.0199)	(0.0376)	(0.0260)
Post	0.00896	0.0103*	0.0102*	-0.0716***	0.0290***	0.0227
	(0.00589)	(0.00591)	(0.00591)	(0.0175)	(0.00527)	(0.0188)
Treat	0.671	0.571				
	(1.223)	(1.216)				
고용 중		0.700**	0.683**	0.266*	1.116***	0.745***
조선업 비중		(0.312)	(0.313)	(0.144)	(0.304)	(0.263)
고용 중		-0.975	-0.942	-0.231	-1.794***	-1.038**
조선업 비중^2		(0.680)	(0.680)	(0.303)	(0.662)	(0.510)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
시군 고정효과			O	O	O	O
시군 고유 연도 추세				O		
상수항	11.63***	11.62***	11.63***	-3.260	13.86***	11.80***
	(0.0974)	(0.0965)	(0.00474)	(3.179)	(0.00453)	(0.0329)
관측치	1,896	1,896	1,896	1,896	1,896	96
R-squared			0.019	0.882	0.053	0.345
시군 수	158	158	158	158	158	8

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시.

(5) 가중치: 각 시군의 2010년 인구로 가중치(STATA의 aweight) 적용함.

(6) 조선업: 고용 중 조선업 비중이 5% 이상인 시군에 대해 분석.

계청 인구자료를 사용한 분석결과를 제시하였는데, 시군 고유 연도 추세 포함 시 인구 증가가 유의하지 않다는 결과는 대체로 유사한 경향이었다. 따라서 인구에 대한 추정계수는 일단 0~9.12% 수준으로 범위로 파악하는 것이 타당해 보이나, 아래 국내인구이동통계 자료에 의하면 거가대교 건설 이후 상당한 정도의 인구 순유입이 발생한 것으로 보여 인구 증가 및 재배치 효과 발생 가능성이 더 높을 것으로 생각된다. 재배치 효과의 비중에 대해서는 추가로 처치효과 범위를 달리 한 분석을 통해서

검증하고자 한다.

[표 1-8] 거제시와 주변 시군 간 인구이동

시군		2008	2009	2010	2011 -2015	2016 -2019
통영	거제시로의 순유출인구(명)	-195	-57	-858	2	1099
	인구대비(%)	0.14	0.04	0.62		
창원	거제시로의 순유출인구(명)	554	491	-169	2035	-304
	인구대비(%)	-0.05	-0.05	0.02		
김해	거제시로의 순유출인구(명)	210	135	-97	499	-379
	인구대비(%)	0.14	0.04	0.62		
부산	거제시로의 순유출인구(명)	2238	2025	532	4908	-1870
	인구대비(%)	-0.06	-0.06	-0.02		
고성	거제시로의 순유출인구(명)	-97	-173	-110	-35	30
	인구대비(%)	0.17	0.31	0.19		
Total	(A): 거제시로의 순유출인구(명)	2710	2421	-702	7409	-1424
거제	(B): 순유입인구(명)	6687	5982	-912	14970	-13069
	A/B (%)	41%	40%	77%	49%	11%
	출생아수-사망자수				12169	5183
	주민등록인구(명)	217211	225522	228355	27473	-7552

자료: 통계청, 국내인구이동통계.

[표 1-8]은 국내인구이동통계 자료를 가지고 거제시와 주변 시군의 인구이동을 집계한 결과이다. 거제시는 2011-2015년에 같은 기간 인구 증가의 약 54%에 해당하는 인구의 순유입이 발생하여, 상당한 정도의 재배치 효과가 고용 증가에 기여했을 것임을 시사한다. 그러나 조선업 불황이 심화된 2016년부터는 순유출로 반전되었다. 한편 거제시로의 인구 유출이 심했던 지역은 부산과 창원으로, 거제시 순유입인구의 절반가량이 부산과 창원, 김해로부터 온 사람들이었다. 이러한 결과는 선행연구들에서 보였던 대도시로부터 소도시, 지방으로의 인구 분산 경향과 일치하는 것으로 볼 수 있다.

[표 1-9] 거가대교 건설이 거제시 기타 변수들에 미치는 영향

설명변수	(1) Log(시간당 임금)	(2) 고용률	(3) Log(소매업 고용)	(4) 주택 가격지수	(5) Log(휘발유 가격)
Treat * Post	0.0135	-0.000299	0.345***	18.33***	-0.00368
	(0.0448)	(0.0208)	(0.116)	(3.910)	(0.00984)
Post	0.490***	0.104***	-0.0539***	9.316***	-0.0838***
	(0.00727)	(0.00337)	(0.0187)	(0.955)	(0.00160)
고용 중 조선업 비중	-0.0306	0.383**	0.640	-81.62*	0.0159
	(0.384)	(0.179)	(0.992)	(48.50)	(0.103)
고용 중 조선업 비중^2	2.363***	0.320	-2.398	309.7***	0.0919
	(0.836)	(0.389)	(2.156)	(81.64)	(0.199)
연도 더미	O	O	O	O	O
시군 고정효과	O	O	O	O	O
상수항	-0.200***	0.733***	8.319***	89.39***	7.425***
	(0.00582)	(0.00270)	(0.0150)	(0.896)	(0.00132)
관측치	1,896	1,894	1,896	924	1,872
R-squared	0.860	0.619	0.111	0.352	0.984
시군 수	158	158	158	86	156

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 표준오차를 표시.

[표 1-9]는 [표 1-7]의 (3)열과 같은 설명변수들을 가지고 시간당 임금 등 다른 변수들을 종속변수로 하여 추정한 결과이다. 시간당 임금의 변화는 유의하지 않았던 것으로 나타났다. 이는 임금의 노동수요탄력성이 낮았거나 제조업 대비 상대적으로 저임금인 소매업, 음식점업 등의 서비스업 관련 고용이 증가하였기 때문으로 보인다. 한편 고용률의 추정치 역시 유의하지 않았는데, 이는 앞서의 고용과 인구에 대한 추정결과와 같은 맥락에서 이해할 수 있다. (3)열을 보면 소매업 고용은 34.5% 증가한 것으로 나타나, 고용 증가의 상당부분은 서비스업 관련 고용 증가에 의한 것으로 보인다. (4)열의 주택매매가격지수에 대한 추정계수는 18.33으로, 거가대교 건설 이후 거제시에서 주택 수요 증가에 공급이 따라가지 못했음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 (5)열의 결과에 따르면

휘발유 가격에는 유의한 변화가 없었는데, (4)열의 결과와 함께 생각하면 부동산 가격이 올랐음에도 교역비용 감소에 의해 상품 물가는 하락해 부동산 가격으로 인한 생활비 증가를 일부 상쇄했을 가능성이 있다. 단 휘발유 가격의 결정과정이 일반적인 상품 물가와 같다고 볼 수는 없으므로 주의가 필요하다.

이상과 같은 기본적인 분석 외에, Mayer et al. (2017), Criscuolo et al. (2019)에서 시도한 것과 유사하게[6] 처치군을 더 넓은 지역 범위로 설정한 분석결과를 기존 분석결과와 비교하는 방법을 사용해 주변지역에서 일어나는 재배치 효과를 식별해 보고자 하였다.

$$y_{c,t} = \alpha + \beta Post_t + \zeta TreatGreater_c + \eta TreatGreater_c \cdot Post_t + \psi X_{c,t} + \epsilon_{c,t} \quad (2)$$

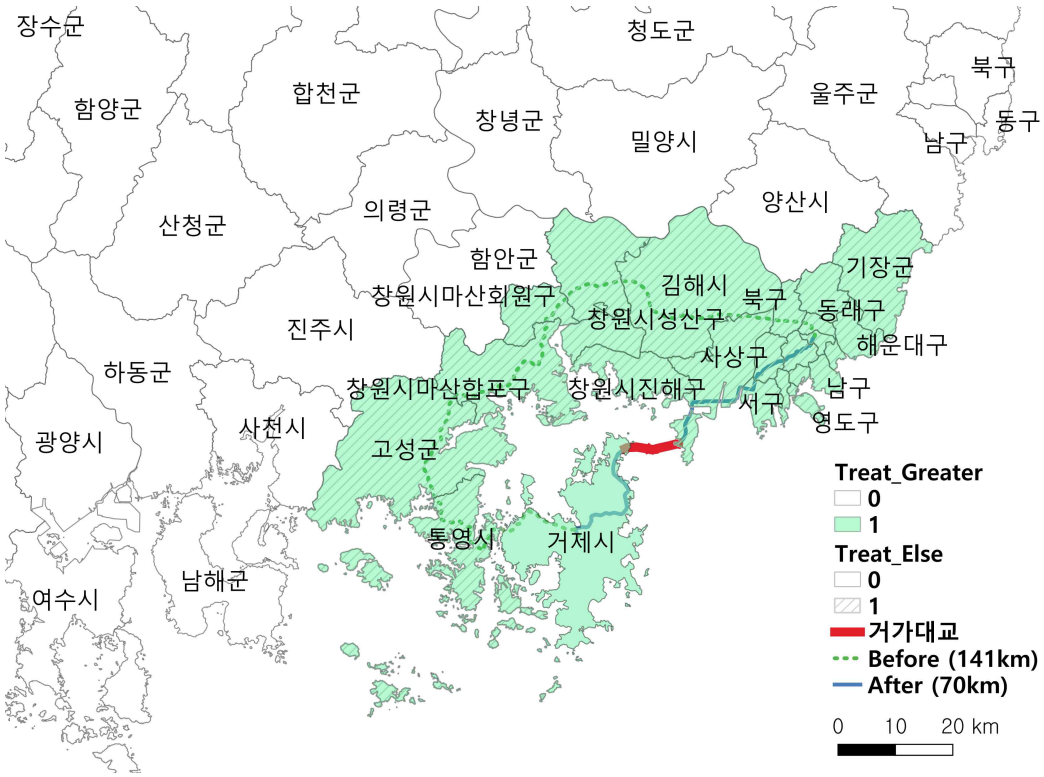
$$\begin{aligned} y_{c,t} = \ & \alpha + \beta Post_t + \gamma Treat_c + \delta Treat_c \cdot Post_t \\ & + \theta TreatElse_c + \kappa TreatElse_c \cdot Post_t + \psi X_{c,t} + \epsilon_{c,t} \end{aligned} \quad (3)$$

식 (2)에서 처치군을 나타내는 변수 $TreatGreater_c$은 거제시, 그리고 주변 지역인 부산, 창원, 김해, 통영, 고성일 경우 1인 더미변수이다. 즉 거가대교에 직접적으로 영향을 받을 것으로 추측되는 지역들이 해당된다. 그리고 식 (3)은 기본 회귀식 (1)에 거제시를 제외한 주변지역인 부산, 창원, 김해, 통영, 고성일 경우 1인 더미변수 $TreatElse_c$와 교차항 $Post_t \cdot TreatElse_c$를 추가한 식이다. 식 (2)와 (3)을 각각 거가대교 건설 이전인 2010년 인구를 가중치로 주고 추정하였을 때, $\eta < \delta$ 이면 주변 지역으로부터 거제시로의 재배치 효과가 발생한 것으로 볼 수 있다. [그림 1-4]에 $TreatGreater_c$와 $TreatElse_c$에 해당되는 지역을 표시하였다.

[표 1-10]에 회귀식 (2), (3)을 사용한 추정 결과를 표시하였다. (1)열에서 $Post_t \cdot TreatGreater_c$의 회귀계수는 유의하지 않았고, (2)열과 같이

6) Criscuolo et al. (2019)에서는 설명변수가 처치 강도(intensity)이므로 처치군을 더 넓게 설정할 경우 인구 가중치를 가지고 해당 범위에서의 처치 강도를 환산할 수 있었으나, 거가대교 사례에서는 설명변수가 0과 1의 더미변수이며 이를 환산하는 것은 불가능하므로 완전히 같은 분석방법은 아니다.

[그림 1-4] TreatGreater 및 TreatElse의 정의



2010년 인구 가중치를 적용할 경우 3.78%로 유의하게 추정되었다. (3)열과 같이 (2)열 대비 부산을 $TreatGreater_c$에서 제외하는 경우 (2)열과 유사한 결과가 나오는 것으로 보아, (1)열과 (2)열의 차이는 주로 거가대교 건설 이전부터 지속되었던 부산의 고용 정체 경향을 시군 고유 연도 추세를 이용해 통제해 주는지 여부에 따른 것으로 보인다. (1)열의 결과를 (4)열의 결과와 비교하든 (2)열의 결과를 (5)열의 결과와 비교하든, $TreatGreater_c \cdot Post_t$의 회귀계수와 $TreatElse_c \cdot Post_t$의 회귀계수가 거의 같으므로 주변 지역의 고용 증가 효과를 넘어서는 거제시 고용 증가분은 대부분 재배치 효과에 의한 것으로 판단된다. 한편 재배치 효과에도 불구하고 $TreatElse_c \cdot Post_t$의 계수가 0에 가깝거나 3.4%로 추정된 것으로 보아, 거제시 주변 지역에서도 재배치 효과를 상쇄하거나 그보다 큰 성장 효과 역시 발생한 것으로 보인다.

부록의 [표 1-A3]에 조선업 관련 변수를 제거한 경우, 고용 중 조선

[표 1-10] 재배치 효과에 대한 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Greater		부산 제외	Else	
설명변수			종속변수: Log(고용)		
TreatGreater * Post	0.00534	0.0378***	0.0528***		
	(0.00982)	(0.00678)	(0.0151)		
Treat * Post				0.115**	0.132***
				(0.0452)	(0.0325)
TreatElse * Post				-0.000254	0.0340***
				(0.0101)	(0.00688)
Post	0.124***	-0.0243***	0.123***	0.123***	-0.0242***
	(0.00638)	(0.00484)	(0.00633)	(0.00637)	(0.00483)
고용 중 조선업 비중	1.211***	0.617**	1.338***	1.032***	0.684**
	(0.383)	(0.271)	(0.366)	(0.389)	(0.271)
고용 중 조선업 비중^2	-1.117	0.0886	-1.083	-0.491	-0.230
	(0.779)	(0.495)	(0.764)	(0.818)	(0.506)
연도 더미	O	O	O	O	O
시군 고정효과	O	O	O	O	O
가중치(Analytical)	O	O	O	O	O
시군 고유 연도 추세		O			O
상수항	13.24	-12.84	13.09***	13.21	-12.86
	(37,297)	(27,842)	(0.00546)	(35,718)	(27,305)
관측치	1,896	1,896	1,896	1,896	1,896
R-squared	0.391	0.877	0.395	0.393	0.877
시군 수	158	158	158	158	158

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시.

가중치: 각 시군의 2010년 인구로 가중치(STATA의 aweight) 적용함.

(1,2) TreatGreater = 시군이 거제, 부산, 창원, 김해, 통영, 고성일 경우 1, 그 외에는 0.

(3) TreatGreater(부산 제외) = 시군이 거제, 창원, 김해, 통영, 고성일 경우 1, 그 외에는 0.

(4,5) TreatElse = 시군이 부산, 창원, 김해, 통영, 고성일 경우 1, 그 외에는 0.

업 비중이 더 높은 지역을 대조군으로 한 경우, 부산, 울산, 경남 지역을 대조군으로 한 경우, 종속변수를 Log(Full-time equivalent 고용)으로 한 경우 등의 강건성 검증 결과를 제시하였다. 모든 추정 결과에서 기존 결과와 유사하거나 더 큰 고용 증가 효과를 확인할 수 있다. 한편 부록의 [그림 1-A1]에 시간에 따른 고용 효과의 변화를 추정한 결과를 표시하

였다. 고용효과는 외생적인 요인에 의한 조선업 고용의 변화에 영향을 받지만, 대체로 거가대교 건설 이후 장기, 단기 공히 일정한 수준으로 나타났다. 이는 거가대교 건설에 의해 거제시 경제의 정상 상태(steady state)가 이동한 결과로 해석할 수 있다.

제 5 절 결론

지금까지 교통인프라가 지역경제에 미치는 영향을 거가대교의 사례를 이용해 분석하였다. 거가대교 사례는 대체 교통인프라 대비 교역비용의 차이가 커 처치효과의 크기를 추정하기 용이하고, 직접적으로 영향을 받는 지역이 비교적 명확하여 전체 처치효과와 공간적 재배치 효과를 구분하기 용이하다는 점을 십분 활용하였다.

DID를 사용한 실증분석 결과, 거가대교 건설은 거제시 고용을 약 12.2% 증가시킨 것으로 추정되었다. 특히 소매업에서 34.5% 고용이 증가하는 등 서비스업의 기여가 컸던 것으로 분석되었다. 이는 관광자원이 풍부한 거제시에 대한 접근성이 개선되면서 외부로부터의 소비 수요가 증가한 결과로 해석된다. 이러한 결과는 교통인프라의 발달이 부산과 같은 대도시와의 접근성 향상으로 이어지는 경우, 상황에 따라서는 거제시와 같은 소도시에 오히려 긍정적인 방향으로 작용할 수도 있다는 중요한 정책적 함의를 제시한다. 한편 Mayer et al.(2017), Criscuolo et al.(2019)에서와 같이 처치군의 범위를 다르게 하여 추정한 결과로부터 거제시의 고용 증가분은 주변 지역의 그것 대비 현저히 크지만, 그 초과분의 대부분은 주변 지역으로부터의 경제활동의 재배치에 의한 것으로 파악되었다. 이는 기존 연구결과들과 유사한 경향으로, 교통인프라와 같은 장소 기반 정책(place-based policy)의 효과를 분석하는 데 있어 재배치 효과의 고려가 필수적임을 시사한다. 거가대교 사례에서는 당초 소도시인 거제시에서 우려했던 것과는 달리 분석 결과 빨대효과는 오히려 반대 방향, 즉 부산이나 창원에서 거제 방향으로 발생한 것으로 보인다. 단 거제시를 제외한 주변 지역에서도 재배치 효과를 상쇄하는 수준 혹은 더 큰 고용 창출 효과가 있었던 것으로 보여, 거가대교의 건설이 부정적으로 작용하지는 않았던 것으로 보인다.

실증분석 결과를 바탕으로 본 연구의 의의를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 해상교량이라는 독특한 사례를 이용해 기존의 교통인프라 건설 효과에 대한 연구들에 기여할 수 있었다. 구체적으로는 고속도로 등

의 다른 형태의 교통인프라 관련 연구와 유사하게 고용 증가 효과의 대부분이 인구 증가와 관련되어 있으며 성장 효과보다는 재배치 효과의 비중이 훨씬 높다는 점을 재확인하였다. 둘째, 현재까지 별로 연구 사례가 없는 거가대교와 같은 해상교량 사례를 분석함으로써 기존 연구들을 보완하였다. 셋째, 우리나라에서 연구 사례가 별로 없는 장소 기반 정책에 대한 실증분석 결과를 제시하고 지역경제 개발에 중요한 정책적인 함의를 제시하였다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 교통인프라 입지의 내생성을 해결하는 방법으로 준실험적 설계를 사용할 수 없었다. 따라서 본 연구에서는 각종 고정효과의 통제와 산업 구성이 유사한 대조군의 선정 등을 통해 한계를 극복하고자 하였다. 둘째, 처치군으로 단일 지역을 사용했기 때문에 실증분석 결과로부터 도출된 정책적 함의를 적용할 수 있는 범위에 제약이 있다. 예를 들어 거제시처럼 지역이 매력적인 관광자원을 갖고 있지 않은 경우에도 거가대교 사례와 같은 긍정적 경제효과가 있을지는 알 수 없다.

부록

[표 1-A1] 거가대교 건설이 거제시 고용에 미치는 영향:
전국사업체조사 2001~2019년 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			가중치	부울경	
설명변수			종속변수: Log(고용)		
Treat * Post	0.149***	0.0649	0.0778*	0.0905*	0.0886**
	(0.0523)	(0.0500)	(0.0422)	(0.0474)	(0.0391)
고용 중 조선업 비중	1.214***	1.269***	1.147***	0.759***	1.338***
	(0.297)	(0.169)	(0.197)	(0.192)	(0.198)
고용 중 조선업 비중^2	0.182	0.434	0.813**	1.793***	-0.123
	(0.580)	(0.305)	(0.363)	(0.420)	(0.354)
연도 더미	O	O	O	O	O
시군 고정효과	O	O	O	O	O
시군 고유 연도 추세		O	O	O	O
시군 고유 연도^2 추세					O
상수항	10.29***	7.964*	5.821	-27.30***	-4,791***
	(0.00741)	(4.519)	(4.620)	(4.165)	(1,453)
관측치	4,389	4,389	4,389	779	4,389
R-squared	0.673	0.926	0.943	0.927	0.958
시군 수	231	231	231	41	231

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 표준오차를 표시.
(4) 부울경: 부산, 울산, 경남 각 시군에 대해서 분석.

[표 1-A2] 거가대교 건설이 거제시 인구에 미치는 영향:
전국사업체조사 2001~2019년 자료

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			가중치	부울경	
설명변수			종속변수: Log(인구)		
Treat * Post	0.227***	-0.000799	0.00899	0.000489	0.00749
	(0.0429)	(0.0281)	(0.0251)	(0.0316)	(0.0183)
고용 중 조선업 비중	-0.350	0.346***	0.136	0.382***	0.205**
	(0.244)	(0.0950)	(0.117)	(0.128)	(0.0930)
고용 중 조선업 비중^2	0.739	-0.168	0.0473	-0.145	-0.153
	(0.476)	(0.172)	(0.216)	(0.280)	(0.166)
연도 더미	O	O	O	O	O
시군 고정효과	O	O	O	O	O
시군 고유 연도 추세		O	O	O	O
시군 고유 연도^2 추세					O
상수항	11.83***	22.71***	16.11***	-19.71***	-5,520***
	(0.00608)	(2.543)	(2.745)	(2.780)	(681.4)
관측치	4,389	4,389	4,389	779	4,389
R-squared	0.017	0.895	0.913	0.899	0.959
시군 수	231	231	231	41	231

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 표준오차를 표시.
(4) 부울경: 부산, 울산, 경남 각 시군에 대해서 분석.

[표 1-A3] 강건성 검증: 대조군 설정의 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Preferred		조선업>10%	조선업>20%	경남	
설명변수	종속변수: Log(고용)					Log(Full time equiv.)
Treat * Post	0.122***	0.106**	0.130***	0.157***	0.120***	0.159***
	(0.0445)	(0.0429)	(0.0303)	(0.0358)	(0.0391)	(0.0555)
고용 중	1.092***		0.547	0.423	0.419	0.943**
조선업 비중	(0.381)		(0.328)	(0.495)	(0.381)	(0.476)
고용 중	-0.433		-0.629	-1.116	0.0379	-0.564
조선업 비중^2	(0.829)		(0.596)	(0.777)	(0.758)	(1.035)
연도 더미	O	O	O	O	O	O
시군 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	10.91***	10.92***	11.26***	11.02***	10.97***	14.78***
	(0.00578)	(0.00510)	(0.0507)	(0.110)	(0.0191)	(0.00721)
관측치	1,896	1,896	72	36	228	1,896
R-squared	0.372	0.365	0.661	0.802	0.385	0.272
시군 수	158	158	6	3	19	158

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시.

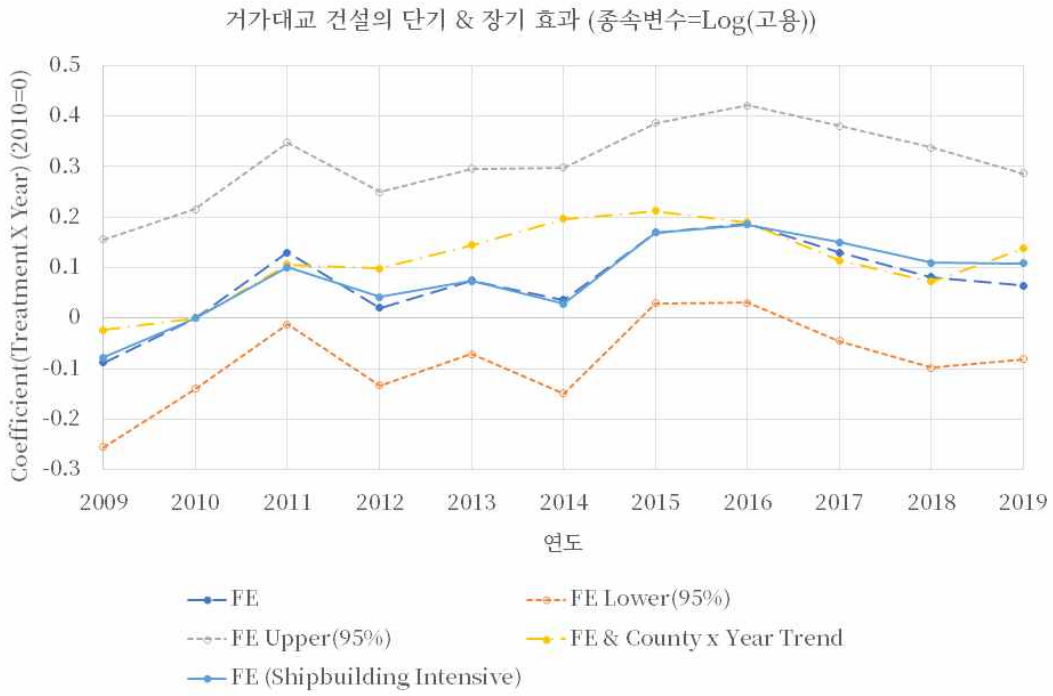
(3) 조선업>10%: 고용 중 조선업 비중이 10%가 넘는 시군만 대조군으로 사용해 분석.

(4) 조선업>20%: 고용 중 조선업 비중이 20%가 넘는 시군만 대조군으로 사용해 분석.

(5) 경남: 경상남도의 각 시군만 대조군으로 사용해 분석.

(6) 종속변수를 Log(Full time equivalent employment)로 해서 분석.

[그림 1-A1] 거가대교 건설의 단기 및 장기 고용 효과



참 고 문 헌

Abadie, Alberto, Alexis Diamond, and Jens Hainmueller. "Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program." Journal of the American statistical Association 105.490 (2010): 493-505.

Achten, Sandra, et al. "Large scale infrastructure investment and economic performance - a case study of Oresund." Applied Economics Letters 26.1 (2019): 21-26.

Akerman, Anders. "Trade, Reallocations and Productivity: A Bridge between Theory and Data in Oresund". IFN Working Paper. No. 795 (2009): 1-46.

Allen, Treb, and Costas Arkolakis. "Trade and the Topography of the Spatial Economy." The Quarterly Journal of Economics 129.3 (2014): 1085-1140.

Allen, Treb, and Costas Arkolakis. "The welfare effects of transportation infrastructure improvements". (2020); Working paper.

Angrist, Joshua D, and Jörn-Steffen Pischke. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion., 2009. Print.

Aschauer, David Alan. "Is public expenditure productive?." Journal of monetary economics 23.2 (1989): 177-200.

Baum-Snow, Nathaniel. "Did highways cause suburbanization?." The quarterly journal of economics 122.2 (2007): 775-805.

Bütikofer, Aline, Rene Karadakic, and Alexander Willen. "Mommy is Stuck in Traffic? Parenthood and the Gender Gap in Commuting." (2021). Working paper.

Chandra, Amitabh, and Eric Thompson. "Does public infrastructure affect economic activity?: Evidence from the rural interstate

highway system." Regional Science and Urban Economics 30.4 (2000): 457-490.

Criscuolo, Chiara, et al. "Some causal effects of an industrial policy." American Economic Review 109.1 (2019): 48-85.

Donaldson, Dave, and Richard Hornbeck. "Railroads and American economic growth: A "market access" approach." The Quarterly Journal of Economics 131.2 (2016): 799-858.

Donaldson, Dave. "Railroads of the Raj: Estimating the impact of transportation infrastructure." American Economic Review 108.4-5 (2018): 899-934.

Dong, Xiaofang, Siqi Zheng, and Matthew E. Kahn. "The role of transportation speed in facilitating high skilled teamwork across cities." Journal of Urban Economics 115 (2020): 103212.

Duranton, Gilles, and Matthew A. Turner. "Urban growth and transportation." Review of Economic Studies 79.4 (2012): 1407-1440.

Kwon, Eunji. "Why Do Improvements in Transportation Infrastructure Reduce the Gender Gap in South Korea?" (2020). Working paper.

Ehrlich, Maximilian V., and Henry G. Overman. "Place-based policies and spatial disparities across European cities." Journal of economic perspectives 34.3 (2020): 128-49.

Fogel, Robert W., Railroads and American Economic Growth: Essays in Econometric History. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press. 1964.

Fretz, Stephan, Raphaël Parchet, and Frédéric Robert-Nicoud. "Highways, market access, and spatial sorting." (2021). Working paper.

Fujita, Masahisa, Paul Krugman, and Anthony Venables. 1999. The

Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade. Cambridge, MA: MIT Press.

Gibbons, Stephen, et al. "New road infrastructure: the effects on firms." Journal of Urban Economics 110 (2019): 35-50.

Glaeser, Edward L. "Learning in cities." Journal of urban Economics 46.2 (1999): 254-277.

Hoogendoorn, Sander, et al. "House prices and accessibility: evidence from a quasi-experiment in transport infrastructure." Journal of economic geography 19.1 (2019): 57-87.

Jaworski, Taylor, and Carl T. Kitchens. "National policy for regional development: Historical evidence from Appalachian highways." Review of Economics and Statistics 101.5 (2019): 777-790.

Kline, Patrick, and Enrico Moretti. "People, places, and public policy: Some simple welfare economics of local economic development programs." Annu. Rev. Econ. 6.1 (2014): 629-662.

Koh, Kanghyouk, and Hyunjoo Yang. "The Eects of High Speed Trains on Local Economies: Evidence from the Korea Train Express" (2017). Working paper.

Krugman, Paul. "Increasing returns and economic geography." Journal of political economy 99.3 (1991): 483-499.

Mayer, Thierry, Florian Mayneris, and Loriane Py. "The impact of Urban Enterprise Zones on establishment location decisions and labor market outcomes: evidence from France." Journal of Economic Geography 17.4 (2017): 709-752.

Marshall, Alfred. 1890. Principles of Economics. London: Macmillan.

McGraw, Marquise J. "The role of airports in city employment growth, 1950 - 2010." Journal of Urban Economics 116 (2020): 103240.

Monte, Ferdinando, Stephen J. Redding, and Esteban Rossi-Hansberg.

"Commuting, migration, and local employment elasticities." American Economic Review 108.12 (2018): 3855-90.

Moretti, Enrico. "Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data." Journal of econometrics 121.1-2 (2004): 175-212.

Redding, Stephen J., and Matthew A. Turner. "Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity." In Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 5, edited by Gilles Duranton, J. Vernon Henderson, and William C. Strange, (2015): 1339-98. Amsterdam: Elsevier.

Severen, Christopher. "Commuting, labor, and housing market effects of mass transportation: Welfare and identification." (2021). Working paper.

경남발전연구원. 2007. 2007년도 정책자문과제 종합보고서.

경남발전연구원. 2011. 거가대교 개통에 따른 거제지역 경제활성화 방안. 정책포커스. 1-60.

국토교통부. 2016. 고속도로 건설계획(2016~2020) 수립 연구.

"경남도, 거가대교 개통 관련 연구보고 하나 없어." 거제인터넷신문. 2010년 12월 16일. 웹사이트. 2021년 4월 28일 접속. http://www.gjn.kr/news/articleView.html?idxno=5957.

대우건설. 1999. 부산～거제간 연결도로 민자투자사업에 따른 지역경제파급효과.

부산발전연구원. 2010. 부산대도시권 광역교통망 개통에 따른 변화와 전망. 정책기초연구 2010-11.

""살인적인 거가대교 통행료, 제발 인하해달라" 靑 청원 시작". 부산일보. 2020년 12월 23일 웹사이트. 2021년 4월 28일 접속. http://www.busan.com/view/busan/view.php?code=2020122320341422080

조재욱, 우명제. "고속철도 개통이 지역경제 및 균형발전에 미치는 영향:

대한민국 KTX 경부선경전선을 중심으로". 국토계획 49.5 (2014): 263-278.
한국교통연구원. 2019. 민자도로 관리정책 지원사업. 연구-MP-19-08.

제 2 장 도시철도가 고령자 노동공급에 미치는 영향

제 1 절 연구의 배경

고령자들은 특별한 사고나 질병이 없는 경우에도 연령이 높아짐에 따라 신체적, 인지적 능력이 저하되면서 서서히 이동수단을 제약받게 된다. 대표적인 예로, 시력 및 청력 감소, 근력 및 손발 협응능력 감소, 상황에 대한 해석 및 반응속도 감소 등에 따라 고령자들의 자가용 운전이 점점 어려워지는 현상을 들 수 있다(Hakamies-Blomqvist and Wahlström, 1998; 도로교통공단, 2015). 2020년 노인실태조사 자료에 따르면 고령자들의 경우 연령이 높아짐에 따라 자가용 운전 비율이 급격히 낮아지며, 평균 65.8세에 운전을 그만두는 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2020). 그리고 고령자들은 노화에 따라 버스 이용에 불편함을 겪거나 낙상사고를 당하기 쉬운 등(김종민 외, 2010) 대중교통 이용에도 일정 부분 어려움을 겪는 것으로 알려져 있다. 이렇듯 노화는 고령자들의 이동수단 선택지를 제약함으로써 이동성(mobility) 역시 제약하게 된다.

이러한 고령자들의 이동성 감소는 노인복지 측면에서 중요한 문제로 간주되어 왔다. 활동량 감소 자체가 고령자들의 신체건강 악화를 초래할 수 있으며, 사회활동의 감소는 사회적 고립을 심화시켜 정신건강에도 부정적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다(황성조 외, 2017). 이에 대중교통 시스템과 고령자들의 이동성과의 관계(강은지 외, 2018)나 이동성과 사회활동과의 관계(이삼식 외, 2019) 등 이동성을 둘러싼 주제들에 대해 많은 연구들이 이루어지고 있다. 그러나 고령자들의 이동성과 노동시장 성과와의 관계에 대한 연구는 저자가 아는 한 찾아보기 어려운 상황이다. 노동시장 성과가 생활수준과 직접적인 관계가 있으며 노동 그 자체가 가

장 중요한 사회활동의 일부로서 신체적, 정신적 건강에 미치는 영향이 크다는 점을 생각하면, 고령자들의 이동성과 노동시장 성과와의 관계에 대해 많은 연구가 필요하다.

고령자들의 이동성과 노동시장 성과와의 관계는 현재 한국이 처한 상황을 고려하면 특히 중요하다. 우선, 고령자들의 높은 빈곤율은 우리나라 노동시장의 주요 특징 중 하나이다. 2018년 기준 우리나라의 65세 이상 빈곤율은 43.4%로, OECD 회원국 중 가장 높으며 유사한 시기의 미국의 23.1%와 일본의 20.0%보다도 훨씬 높아[7] 대책이 시급하다. 그와 동시에 우리나라는 고령화 속도가 세계적으로 빠른 나라이기도 한데, 이미 2017년에 고령사회에 진입하였으며 9년만에 다시 초고령사회로 진입할 것으로 예상된다[8](감사원, 2021). 이러한 추세가 지속될 경우 생산인구 대비 부양인구가 폭증함에 따라 복지예산 부담 역시 폭증하고, 국민연금과 같은 사회보장제도의 지속가능성에 의문이 제기될 수 있다. 또한 고령자들의 은퇴에 의해 산업현장에서의 암묵지가 상실되는 등 기업의 생산성 역시 하락할 수 있다. 고령자들의 노동시장 참여가 증가할 경우 이러한 문제들을 완화시킬 수 있으므로, 이동성과 같이 고령자들의 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있는 요인들에 대한 연구를 통해 정책적 함의를 도출하려는 노력이 필요한 상황이다.

이에 본 연구에서는 2000년에서 2015년까지의 인구주택총조사 마이크로데이터를 사용하여 이동성이 고령자들의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다. 여기서 이동성은 임금 등과 달리 직접 측정할 수 없는 추상적·복합적인 개념이므로, 연구를 위해서는 이동성을 적절하게 대변하거나 혹은 높은 상관관계가 있다고 생각되면서 수치로 측정할 수 있는 적절한 대리변수(proxy)가 필요하다. 본 연구에서는 고령자에게 운전이 필요한 자동차나 상대적으로 위험한 버스 대비 선호도가 높으면서 대체재로 기능할 수 있는 도시철도 이용 가능성을 대리변수로서 사용

---

7) 자료 출처: OECD Income Distribution Database (IDD), Version 15 July 2021.

8) 전체 인구 중 65세 이상 인구 비율이 7%를 넘을 경우 고령사회, 14%를 넘을 경우 초고령사회라고 한다.

하여, 도시철도 노선 확장에 따른 역 신설이 노동공급에 미치는 영향을 25-49세 청년들과 50세-74세 고령자들에 대해 각각 추정하고자 한다.

한편 노동자들의 거주지역 선택은 내생적으로 이루어지므로, 인과관계 추정을 위해서는 그에 대한 대책이 필요하다. 이에 본 연구에서는 인구주택총조사에서 제공하는 5년 전 거주지역 정보를 활용하여 거주지역 변동이 없는 사람들에 대한 분석 결과를 따로 도출해 비교함으로써 내생성에 의한 편의 발생 여부를 확인하고자 한다. 그리고 도시철도의 경우 경로우대제도에 따라 65세 이상 노인들의 운임이 무료이므로, 65세 이상 노인들에 대해서는 도시철도 접근성 효과와 가격효과가 함께 작용하게 된다. 따라서 두 효과를 구분하기 위해 65세 전후로 연령대를 더 세분해서 분석함으로써 가격효과의 크기를 간접적으로 추정하고자 한다. 이는 부수적으로 도시철도 경로우대제도가 65세 이상 노동공급을 증가시키는 효과가 있는지 검증하는 의미도 갖는다.

그리고 본 논문의 중요한 기여 중 하나는 통근수단별 노동공급 창출을 추정함으로써 도시철도 노선 자체로 인한 노동수요 증가분의 분리를 시도하였다는 것이다. 만약 도시철도역 신설로 인해 해당 지역의 기업입지가 향상되면서 발생하는 국지적인(localized) 노동수요가 도보 접근 가능한 노동자에 의해 충족된다면, 이는 도시철도가 제공하는 이동성 향상과는 무관하다고 할 수 있다. 반대로 말하면, 도시철도를 이용하지 않는 취업자 증가분은 이동성 향상에 의한 것으로 보기 어렵다. 따라서 노동공급 증가분에서 도보 통근 취업자 증가분을 제거할 수 있다면 노동수요 증가와 관련된 내생성을 상당부분 제거할 수 있다. 본 연구에서는 인구주택총조사의 통근수단 정보를 이용함으로써 이를 시도하였다.

2장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 고령자들의 노동공급과 이동성이 노동공급에 미치는 영향에 대해 분석한 국내외 연구들을 검토한다. 3절에서 도시철도 노선 확장 상황과 경로우대제도을 포함한 연구 배경에 대해 간략히 소개한 다음, 실증분석에 사용한 자료와 추정 방법론에 대해 설명하고 실증분석 결과를 정리하였다. 마지막으로 4절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시하였다.

제 2 절 선행 연구

본 연구는 고령자의 노동공급 특성 그리고 노동자의 이동성과 노동시장 성과 간 관계에 대한 두 갈래 연구들의 접점, 혹은 후자의 연구에서 고령자라는 소집단에 대한 부분 분석의 성격을 갖는다. 따라서 이 절에서는 우선 이동성과 관련된 고령자의 특성과 은퇴 결정을 포함한 고령자의 노동공급에 대한 선행연구들, 그리고 노동자의 이동성과 노동시장 성과 간 관계에 대한 선행연구들에 대해 각각 소개하고자 한다. 이 때 노동자의 거주지역이나 노동수요 등에 대한 내생성 문제에 대해 함께 언급할 것이다. 그리고 마지막으로 이들 두 갈래의 연구들을 참조해 본 연구가 나아갈 방향과 기여도를 제시할 것이다.

서론에서도 언급하였듯, 고령자들은 노화에 따라 자가용 운전이 어려워지고 대중교통 이용에도 어려움을 겪게 된다(Hakamies-Blomqvist and Wahlström, 1998; 김종민 외, 2010). 본 논문에서는 도시철도 이용가능성을 이동성의 대리변수로 사용하는데, 이를 정당화하기 위해서는 도시철도 이용이 고령자들의 이동성을 유의하게 향상시키거나 적어도 도시철도가 버스나 자가용의 대체재로서 고령자들에게 더 선호된다는 증거가 필요하다. 전자의 경우 직접적인 증거는 찾기 어려우나, 이동수단의 선택지로서 도시철도가 추가되는 경우 동시에 도로나 버스 노선이 큰 폭으로 감축되지 않는 한 이동성을 향상시킬 것으로 예상할 수 있다. 한편 후자의 경우 연구와 통계자료를 통해 그 가능성을 확인할 수 있다. 마강래, 윤영호 (2009)는 1996, 2002, 2006년 수도권 가구통행실태조사를 통해 서울 지역 고령자들이 나중 연도로 갈수록 자동차와 버스 이용을 줄이고 도보나 지하철 이용을 높이고 있으며, 동일 코호트에서도 연령이 높을수록 도보나 지하철 이용 비율이 높아진다는 결과를 제시한 바 있는데, 이는 지하철이 고령자들에게 자동차와 버스 대비 선호되는 교통수단임을 시사한다. 단, 이는 기간 중 지하철 노선 증설의 효과를 제대로 고려하지 않은 결과임을 유의해야 한다. 추상호 외(2013) 역시 2006년, 2010년 가구통행실태조사 횡단면 자료에서 비고령자 대비 고령자가 지하철 이용

비율이 더 높음을 확인하였다. 임재빈 외(2010)는 2004년 서울시 대중교통체제 개편이 지하철과 버스 간 환승을 용이하게 한 결과 지하철 이용률과 이동성 지표가 향상되었는데, 비고령자 대비 고령자들에게 효과가 더 컸다는 결과를 제시하였다. 단, 이 연구 역시 기간 중 지하철 노선 증설의 효과는 고려하지 않았다. 한편 2020년 노인실태조사 자료에 따르면 65-69세 노인들이 70-74세 노인 대비 외출 시 자가용 이용 비율이 14.7% 낮고 버스 이용 비율이 7.9%, 지하철 이용 비율이 2.9% 높아(한국보건사회연구원, 2020), 고령자들에게 지하철이 적어도 자가용보다는 선호되는 교통수단인 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 이들 연구의 결과를 참조하여 도시철도 이용 가능성을 이동성의 대리변수로 사용하며, 그 정당성을 추가로 확인하기 위해 3절에서 별도로 지하철 이용 비율 변화 여부를 살펴볼 것이다.

다음으로 고령자들의 노동공급 특성에 대한 선행연구들을 살펴보고자 한다. 고령자들의 경우, 가장 중요한 노동공급 결정은 은퇴시기 결정이라 할 수 있다. 연령에 따른 고용률 추이를 감안하면, 이전에 노동을 하지 않다가 고령에 노동시장에 신규로 진입하는 경우보다 은퇴하면서 노동시장에서 이탈하는 경우가 훨씬 많기 때문이다. 고령자들의 은퇴에 대해서는 방대한 양의 연구들이 존재하지만, 리뷰논문인 Blundell et al. (2016)을 주로 참조하였다. 단, 국내의 경우 우석진 (2010), 방하남, 신인철 (2011), 김보민 (2019) 등에서 지적했듯이 50대 초중반의 주요 일자리 퇴직 이후에도 상당히 많은 노동자들이 재취업을 하고 있으며 노동시장에서 완전히 은퇴하는 시기는 70대 초반에 이른다는 특수성이 존재한다.

Blundell at al. (2016)은 고령자들은 노화에 따라 점진적으로 노동시간을 조정(intensive margin)하기보다는 은퇴를 선택(extensive margin)하여 단절적으로 노동시장에서 이탈하는 경향이 있는데, 이는 노동시장 참여 시 필요한 고정비용 때문일 수 있다고 하였다. 노동자 입장에서는 출퇴근에 걸리는 시간, 외식비, 피복비 등, 사용자 입장에서는 작업공간이나 장비 등이 고정비용의 예라고 할 수 있다. 이러한 관점에서 보면, 노동자의 이동성은 통근에 필요한 시간, 물질적 및 심리적 비용이라는

형태로 노동시장 참여 시 필요한 고정비용에 포함된다고 할 수 있으므로, 이동성 증가는 노동시장 참여를 증가시키는 방향으로 작용할 것이다. 단, 이동성 증가는 이동이 필요한 여가활동에 대한 (가변)비용 역시 동시에 하락시킬 것이므로, 노동시장 참여를 감소시키는 방향으로 작용할 가능성 역시 존재한다. 따라서 고령자의 이동성이 종합적으로 노동공급에 미치는 영향은 알 수 없다.

Blundell et al. (2016)은 그 외에 은퇴 결정과 그 시기에 미치는 다양한 경제적 유인에 대해서도 논하였다. 임금 하락, 공적 연금, 사적 부조, 장애 보험, 건강보험 등의 경제적 유인들이 대체효과, 소득효과, 부(wealth)의 효과, 유동성 제약을 변화시킬 수 있으며 이것들이 은퇴 결정과 그 시기에 영향을 미치는 영향은 복잡하다. 심지어 고령자들이 그들의 부에 대해서 가지고 있는 정보가 잘못되어 있는 경우도 종종 있다. 또한 노동수요에 관련된 요인들, 대표적으로 정년제도 등도 중요하다. 상대적으로 고령자들의 노후준비와 정부의 복지정책이 미비하여 재취업이 활발한 국내의 경우에도 연금수급 여부가 재취업에 결정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(우석진, 2010; 김보민, 2019).

그러나 이러한 요인들을 모두 고려하는 것은 본 연구의 범위를 벗어난다. 또한 우리나라의 경우 공적 연금이나 건강보험 등 위에서 언급한 경제적 유인과 관련된 제도들은 지역에 관계없이 동일하게 적용되므로, 본 연구에서 사용하는 지역별 도시철도 접근성과 위에서 언급한 경제적 유인들이 어떤 지역적인 상관관계를 갖고 있을 것으로 생각되지는 않는다. 따라서 본 연구에서는 은퇴 결정과 관련된 다양한 요인들에 대해서 따로 특별히 고려하지는 않을 것이다. 단 65세 이상 노인들에 대한 도시철도 경로우대제도는 예외인데, 이는 실질적으로 도시철도 노선이 통과하는 지역의 고령자들만 수혜를 받는 제도이기 때문이다. 이러한 연령대를 기준으로 하는 제도의 영향을 제대로 다루려면 동태적 모형(dynamic model)이 필요하지만 이는 추후 연구과제로 남기고, 본 연구에서는 기본적인 정태적 모형(static model)의 분석틀에서 연령대를 나누어 분석하고자 한다.

한편 노동자의 이동성과 노동시장 성과 간 관계에 대해서는 기존에 많은 연구들이 축적되어 있는데, 그 출발점이 되는 선구적인 연구로 Kain (1968)을 꼽을 수 있다. Kain (1968)은 인종차별이 심각하던 당시 미국의 상황에서 인종차별 외에도 일자리가 교외로 빠져나감에 따라 주로 도심에 모여 살던 흑인 노동자들과 일자리와의 거리가 멀어진 것이 그들의 높은 실업률의 원인일 수 있다고 주장하였는데, 이는 공간적 불일치 가설(the spatial mismatch hypothesis, 이하 SMH)이라고 불리고 있다. 이후 공간적 불일치 가설에 대한 검증을 시도하는 많은 후속연구가 이어졌는데, Kain (1992), Ihlanfeldt and Sjoquist (1998) 등의 리뷰 논문들에 잘 정리되어 있듯이 대체로 SMH를 지지하는 결과가 많은 편이다. 최근에도 Anderson et al. (2018)이 대량 해고 사태를 노동자의 고용에 미치는 외생적 충격(shock)으로 이용해 분석하여 SMH를 지지하는 결과를 제시한 바 있다. Gobillon et al. (2007)은 SMH의 이론적 측면에 대해 다루었다.

SMH는 인종차별(Becker, 2010; Bertrand and Mullainathan 2004)이나 거주지역 분리(Cutler and Glaeser, 1997)등과 함께 흑인, 최근에는 히스패닉 등에 이르기까지 소수자들의 낮은 노동시장 성과를 설명하는 데 주로 이용되었으나, 이후 논의가 일반적인 노동자의 이동성과 노동시장 성과 간 관계로 확장되면서 이동성의 다양한 측면에서 연구가 이루어졌다. 특히, 노동자가 취업기회로부터 고립되는(isolated) 것은 단순히 주거지와 일자리 간 먼 거리 때문이 아니라 이용 가능한 이동수단의 특성을 함께 고려했을 때의 낮은 접근성(job access)의 결과라고 할 수 있으므로(Tyndall, 2017), 많은 학자들이 각종 이동수단의 역할에 대해 주목하게 되었다. 최근 Bastiaanssen et al. (2020)은 도시경제학, 도시계획 분야에 걸쳐 방대한 양의 기존 연구결과들을 자가용 소유 여부, 대중교통 접근성, 통근시간, 별도의 일자리 접근성 척도(measure)와 같은 이동성 대리변수 종류별로 분류하고 그들에 대한 리뷰와 메타분석을 진행한 바 있는데, 대체로 이동수단이 개선되는 경우 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미치는 경향이 있었다.

단 실증적으로 이동수단 변화 등에 기인한 이동성 변화가 노동시장 성과에 미치는 인과효과를 추정할 때 몇 가지 내생성 문제가 발생할 수 있다. 도시철도 접근성의 변화를 예로 들어 설명하면 첫째, 도시철도 노선이 인구 및 경제활동의 지리적 분포 등에 따라 내생적으로 결정된다는 점을 들 수 있다. 즉 도시철도 노선 결정은 지역의 노동수요와 노동공급에 영향을 받을 뿐만 아니라, 주변 대중교통과의 연계를 고려하므로 대체재 혹은 보완재가 될 수 있는 버스 노선이나 도로망 분포와도 무관하지 않다. 둘째, 신설된 도시철도역은 노동자들의 이동성 증가뿐만 아니라 그 자체로 해당 지역을 기업들에게 매력적인 입지로 변모시킴으로써 해당 지역의 노동수요를 더욱 증가시킬 수도 있다. 이러한 노동수요의 증가는 순창출 뿐만 아니라 1장에서 언급했던 것과 같은 재배치 효과에 의한 것일 수도 있다. 이러한 가능성은 충분히 예견될 수 있는 것임에도 불구하고 Holzer et al.(2003)이 일부 언급한 것을 제외하면 기존 논문들이 간과했던 점으로, 만약 분석결과가 역 주변 입지의 매력도 변화의 영향을 받을 경우 고용에 긍정적인 영향이 있더라도 그것을 노동자 이동성 증가의 결과로 해석할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 통근수단 정보를 이용해 이 문제에 대응할 것이다. 셋째, 노동자들이 일자리에 대한 접근성을 찾아 주거지를 도시철도역 주변 지역으로 이동하거나 혹은 주택 가격 상승을 감당할 수 없어 외부로 퇴출되는 등의 노동공급 변화가 발생할 수 있다(Tyndall, 2021). 따라서 이러한 인과효과를 추정하기 위해서는 도시철도 노선 결정 기준, 도시철도 신설 지역의 노동수요 변화, 노동자들의 이동(sorting) 등에 대한 고려가 필요하며, 그렇게 하고서도 온전한 인과효과를 추정하기는 쉽지 않다. 이에 아래에서는 자가용 소유 여부와 대중교통 중에서도 도시철도 접근성을 가지고 분석한 연구들 중 내생성 문제에 대한 해법을 함께 제시한 몇 가지에 대해서만 간략히 정리하고자 한다.

우선 자가용 소유 여부가 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 연구들은 특히 통근에 자가용을 많이 이용하는 미국에서 주로 청년층이나 미혼모 등 자가용 소유 비율이 낮은 저소득층을 대상으로 이루어졌으며,

그들을 지원하는 정책의 변화를 외생적인 충격으로 사용한 경우가 많다. Ong and Miller (2005)는 대중교통 등의 다른 통근수단 대비 혼자 자가용을 이용하는 것이 유의하게 통근시간을 단축시키는 효과가 있으며, 이를 고려할 경우 SMH를 지지하는 증거를 찾을 수 없다고 하였다. 또한 Raphael and Rice (2002)는 미국 주별로 다른 자동차 보험료와 유류세를, Baum (2009)는 미국 각 주의 복지 수급자 요건에서 자가용 소유 여부와 그 가액 제한 변화를 각각 도구변수로 사용하여 자가용 소유가 고용 확률, 노동시간, 복지 수급에서 졸업할 확률 등에 긍정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하는 등 자가용 소유에 대해서는 대체로 고용에 긍정적인 효과가 확인되고 있다. 자가용 소유 여부가 아니라 가구 내 타 구성원의 자가용 소유 여부(Gurley and Bruce, 2005)나 무작위로 선정된 청년층 운전면허 취득 보조금 수혜 여부(Le Gallo et al, 2017)를 이동성의 대리변수로 한 분석에서도 유사한 결과를 얻었다.

한편, 대중교통 특히 도시철도 접근성에 대한 연구 역시 다수 존재한다. 도시철도의 경우 노선 결정에 영향을 미치면서 노동시장 성과에는 직접적으로 영향을 미치지 않는 도구변수나 노동자의 이동을 통제할 수 있는 수단 등이 필요하다. Holzer et al. (2003)는 흑인과 히스패닉 등 소수인종의 교외 일자리 접근성 증가가 고용에 미치는 영향을 추정하기 위해 샌프란시스코만 지역의 광역철도 노선 신설 사례를 이용하였다. 그들의 식별전략은 광역철도 노선들은 도심의 소수인종의 초과노동공급과 교외의 초과노동수요를 연결하기 위해서가 아니라 다수 교외 거주자들의 도심 접근성을 높이기 위해 계획되었으므로, 도심 거주 소수인종들에게 대해서는 외생적 충격으로 이용할 수 있다는 것이었다. 이는 지형이나 자연재해 등 일반적으로 외생적으로 간주되는 요인이 아니므로 강건한 대책은 아니지만, 어떤 지역의 특성이 집단에 따라서는 다르게 해석될 수 있는 여지를 제공하였다는 점에서 의의가 있다. 추정 결과 광역철도 노선과 가까운 지역에 많이 거주하였던 히스패닉의 고용이 증가한 반면, 그렇지 않았던 흑인들의 경우 고용에 별다른 효과가 없었다. 한편, Tyndall (2017)은 자연재해, 즉 2012년 뉴욕 지역을 강타한 허리케인

(hurricane)이 일부 지역 지하철 시스템을 마비시킨 사례를 해당 지역 노동자들의 이동성에 대한 외생적 충격으로 사용하였다. 추정 결과 지하철 시스템 마비는 지역 실업률을 높였으며, 그 효과는 특히 자가용을 이용할 수 없는 노동자들과 히스패닉 노동자들에게 크게 작용하였다. Tyndall (2021)은 미국 4개 광역권(metropolitan area)의 경전철 노선 신설 사례를 연구하였는데, 노선 신설 지역의 도구변수로서 중심 상업지역과 공항을 잇는 선을 이용하였다. 또한 노동자들의 내생적인 지역 이동(sorting)의 영향을 반영하기 위해 지역 선택에 대한 구조모형(structural neighborhood choice model)을 사용하여 지역 이동 확률을 계산하였다. 이는 노선 결정 기준과 노동자들의 이동을 모두 고려한 아마도 유일한 사례이다. 이러한 방법론을 활용하여 그는 노선 신설 지역에서 고용이 증가하나 지역 주택 가격이 상승하면서 저숙련 노동자들이 해당 지역에서 퇴출되는 경향이 발생하고 그 결과 광역권 전체로 보면 고용이 오히려 감소한다는 결과를 제시하였다.

이상과 같은 연구 결과들에 비추어, 본 연구의 의의를 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 고령자라는 청년들과 구별되는 특성을 갖는 집단의 이동성이 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한 예는 저자가 아는 한 본 연구가 유일할 것으로 생각된다. 둘째, 방법론 측면에서 보면 통근수단 정보와 과거 거주지 정보를 적극 활용함으로써 도시철도역이 발생시키는 노동수요와 노동자들의 지역 이동에 의한 내생성 문제를 해결하고자 시도하였다. 셋째, 이동성이 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 국내에서 실증적인 연구가 많지 않았는데 이를 보완할 수 있다. 넷째, 도시철도 경로우대제도가 노인 노동공급에 미치는 영향에 대해 다룬 최초의 연구이다. 다섯째, 세계적으로도 유례가 없는 속도로 저출산·고령화가 진행되고 있는 우리나라의 상황에서 고령층의 노동공급 특성을 이해하고 정책적 함의를 제시하는 데 귀중한 자료를 제공할 수 있다.

본 연구의 단점으로는 예상되는 여타의 내생성에 대한 대책들을 시도하였음에도 불구하고 도시철도 노선 입지 결정의 내생성에 대해서는 별다른 대책이 없다는 점을 들 수 있을 것이다. 단 Holzer et al. (2003)를

참조하면 도시철도 노선은 신도시 등 이동이 활발하고 노동공급의 다수를 차지하는 청년층이 많은 교외 지역과 도심을 잇도록 계획되는 경우가 많으므로, 고령자들에게 있어서는 어느 정도 외생적인 충격으로 볼 여지도 있다. 실제 도시철도 예비타당성조사 시 차량운행비용, 통행시간 등으로 구성되는 편익항목은 유발 연령층을 따로 구분하고 있지 않으므로, 통행유발이 많은 연령층에 의해 좌우될 가능성이 높기 때문이다(한국개발연구원, 2008). 또한, 이용하는 자료의 한계로 소득에 대해서는 분석할 수 없었으며, 재취업 여부도 구분할 수 없었다. 그리고 도시철도역 주변의 국지적인 노동수요 증가를 파악할 수 있었지만 그것이 순창출인지, 지역 간 상호작용(주변 지역으로부터의 재배치 효과)에 의한 것인지 식별하기 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다.

제 3 절 실증 분석

3.1 도시철도 노선 변화

우리나라 정부는 6·25 전쟁 이후 산업화와 도시화가 급속도로 진행되고 서울의 인구가 급증하면서 대규모 대중교통수단의 필요성을 인식하게 되었고, 이에 1970년부터 수도권 도시철도 건설을 추진하였다. 1기 지하철 계획(1~4호선), 2기 지하철 계획(5~8호선)이 입안, 실행되면서 수도권에 도시철도망이 급속도로 확충되었으며, 동남권을 비롯한 지방 광역시에도 도시철도 건설이 확산되었다(서울특별시, 2013). [표 2-1]에 분석에 사용된 도시철도 노선 목록을 정리하였다.

[표 2-1] 분석에 사용된 도시철도 노선 목록

권역	노선(최초개통연도)
수도권	1호선(1974), 2호선(1980), 3호선(1985), 4호선(1985), 5호선(1995), 6호선(2000), 7호선(1996), 8호선(1996), 9호선(2009), 경의·중앙선(2009), 경춘선(2010), 인천국제공항철도(2007), 수인·분당선(1994), 신분당선(2011)*, 용인에버라인(2013)*, 의정부경전철(2012)*, 인천1호선(1999)
동남권	1호선(1985), 2호선(1999), 3호선(2005), 4호선(2011), 부산김해경전철(2011)**
대구	1호선(1997), 2호선(2005), 3호선(2015)
광주	1호선(2004)
대전	1호선(2006)

*: 민간이 운영하는 노선들의 경우 기타 공공 노선들에 비해 운임이 조금씩 다르다. 2015년 기준, 수도권 도시철도 기본요금이 1250원인 데 비해 신분당선의 경우 2150원으로 크게 높았으며, 용인에버라인과 의정부경전철도 각각 1350원, 1450원으로 조금씩 더 높았다. 단, 65세 이상 노인은 경로우대제도가 적용되어 무료로 이용할 수 있었다.
**: 부산김해경전철의 경우 민간 운영으로 경로우대제도가 적용되지 않았으며, 부산 1-4호선과 환승 시 별도 요금 500원이 징수되었다.
자료: 국토교통부 철도통계(www.kric.or.kr)

참고로 대부분의 노선은 국가 및 공공기관에 의해 건설 및 통합 운영되고 있으며 요금 역시 균일하게 책정되었다. 그러나 민간이 건설 및 운영하는 신분당선의 경우 요금이 특히 높았으며, 부산김해경전철의 경우

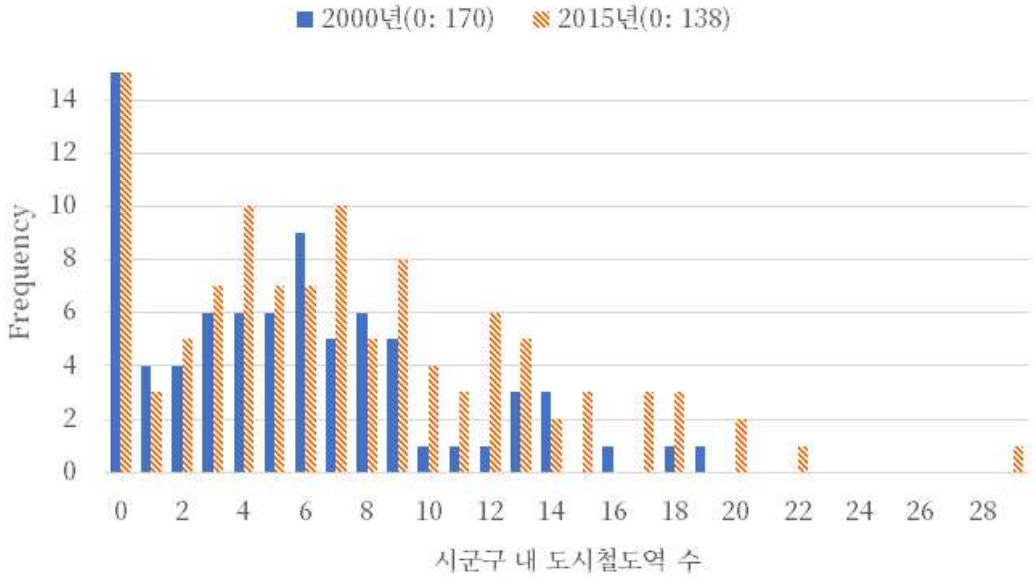
경로우대제도가 적용되지 않아 65세 이상 노인들에게 가격효과가 다르게 작용했을 가능성이 있다.

이러한 도시철도 노선 확충의 결과, 2015년 11월 기준 전체 252개 시군구 중 도시철도역이 소재한 시군구가 107개에 이를 정도로 도시철도가 널리 보급되었다. 이에 본 연구에서는 도시철도 접근성의 지역 간 차이 및 그 변화를 이용하여 이동성이 노동공급에 미친 영향을 추정하고자 한다. 그리고 도시철도 접근성의 대리변수, 즉 설명변수로서 각 시군구에 소재하는 도시철도역수를 사용한다. 이는 시군구별로 소재 도시철도역수가 균일하지 않을 뿐만 아니라 시군구 내에서 도시철도역에 접근 가능한 노동자의 비율과 도보 접근가능성을 고려해 서로 일정 거리를 두고 건설되는 도시철도역의 수가 높은 상관관계를 보일 것으로 생각되기 때문이다. 만약 도시철도역 소재 여부를 설명변수로 사용할 경우, 현실적으로 도시철도역에 접근하기 어려운 노동자가 도시철도역의 영향을 받는 것으로 취급되거나 그 반대의 경우가 발생할 가능성이 있다. 이러한 설명변수 채택의 정당성은 아래 실증분석 부분에서 다시 확인할 것이다.

실제 시군구별 도시철도역 수를 집계할 때는 몇 가지 기준이 필요하다. 우선, 복수의 노선이 통과하는 환승역의 경우 똑같이 1개의 역으로 집계하였다. 환승역의 경우 이용객의 수요가 비환승역 대비 클 수 있으나, 그 수요의 차이를 일률적으로 수치화할 방법을 찾기 어려워 비환승역과 동일하게 처리하였다. 또한 각 시군구의 경계에 위치하는 역들의 경우 그 양쪽 시군구 모두에서 접근 가능하므로 양쪽 시군구 모두에 소재하는 것으로 집계하였으며, 별다른 가중치는 적용하지 않았다. 이러한 집계 기준들은 각각 측정오차의 원인이 될 수 있으므로 유의해야 하지만 더욱 정교한 방법을 고안해내지 못한 것은 본 연구의 한계 중 하나이다. 한편, 집계 기준이 되는 시점은 각 연도 인구주택총조사 조사 시작일로 하였다.

[그림 2-1]에 2000년과 2015년 간 시군구당 도시철도역수 분포의 변화를 나타내었다. 시군구별 도시철도역수의 분포가 넓으며, 도시철도망 확충에 따라 분포가 더 넓어졌음을 것을 알 수 있다. 도시철도역이 없는

[그림 2-1] 2000년, 2015년 간 시군구 내 도시철도역 수 분포의 변화
(행정구역 변화 시군구 제외)



시군구는 15년간 170곳에서 138곳으로 32곳 감소하였으며, 최다 29개의 역이 소재하는 시군구가 있었다. 참고로 [그림 2-1]은 후술할 바와 같이 행정구역 변화가 있었던 시군구는 제외하고 집계한 결과이다.

[표 2-2]에 광역시도별, 연도별 도시철도역수를 표시하였다. 예상 이용인구가 충분히 많아야 건설될 수 있는 도시철도의 특성상 대부분의 도시철도역이 수도권, 광역시 등 대도시 지역에 위치하며 도 지역은 경기도를 제외하면 극히 적은 숫자의 역만 위치함을 알 수 있다. 이는 실증분석 시 도시철도역 수 차이 외의 지역 특성을 잘 통제할 수 있어야 함을 시사한다.

3.2 자료

본 연구에서는 통계청 원격접근서비스(RAS)를 통해 얻을 수 있는

[표 2-2] 광역시도별, 연도별 도시철도역수
(행정구역 변화 시군구 제외)

광역시도	2000	2005	2010	2015
서울	247	280	317	323
부산	55	74	89	109
대구	32	64	64	97
인천	37	38	49	59
광주	0	17	23	23
대전	0	0	22	22
울산	0	0	0	0
경기	61	68	105	149
강원	0	0	0	6
충북	0	0	0	0
충남	0	0	4	4
전북	0	0	0	0
전남	0	0	0	0
경북	0	0	0	3
경남	1	1	4	17
제주	0	0	0	0
합계	433	542	677	812

자료: 국토교통부 철도통계(http://www.kric.or.kr) 및 저자 집계. 각 시군구의 경계에 위치하는 역들의 경우 양쪽 시군구 모두에 소재하는 것으로 집계하였으므로, 국토교통부 철도통계와 수치가 다소 다를 수 있음.

2000, 2005, 2010, 2015년 인구주택총조사 10% 표본자료(2015년은 20%)를 사용한다[9]. 설명변수로 각 시군구별 도시철도역수를 사용하므로 최소 지역 단위가 시군구가 되는데, 그 중에서도 청년층과 고령층을 나누어서 분석해야 하므로 표본 수가 많이 필요한 상황에서 적합한 자료라고 할 수 있다. 그리고 이 자료에는 시군구 단위 거주지, 교육수준 등 기본적인 인적사항과 함께 취업여부와 도보, 승용차, 버스, 지하철 등 통근 시 이용교통수단에 대한 정보가 있어 노동공급의 변화를 통근수단별로 나누어 상세히 분석할 수 있다. 또한 5년 전 거주지 정보를 이용하여 5년 전과 거주지가 같은 사람들(이하 비이주자)을 따로 분석함으로써 노동자들의 지역 이동의 영향을 검증할 수 있다. 그러나 자료에 소득에 대한 정보가

9) 상세정보는 다음과 같다. 인구주택총조사(2000, 2005, 2010, 2015년). DOI번호 10.23333/R.101001.001). 통계청 MDIS, RAS(프로젝트고유번호 RAS21112303).

없으며, 근속년수 변수가 2005년에 누락되어 소득이나 재취업에 대한 분석이 불가능하다는 한계도 존재한다.

실제 분석에서는 외국 국적을 가진 사람은 제외하였다. 또한 2000~2015년 사이에 행정구역 통합이나 분리 등이 있었던 지역들을 제외하거나, 가능한 경우 병합하였다(예를 들어 통합창원시의 각 구를 구 창원시, 마산시, 진해시로 정렬할 수 있었다). 여주군이 여주시가 된 것처럼 구획 변경 없이 단순히 명칭만 바뀐 경우는 모두 포함되었다. 2015년 기준 252개 시군구 중에서 실제 분석에 사용된 것은 233개 시군구이다.

3.3 실증분석 방법론

본 연구에서는 실증분석에 최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)을 사용한다. 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_i = \alpha + \beta Metro_{c,t} + \gamma_c + \delta_t + \sum_j \eta_j Age_j + \psi X_i + \epsilon_i \quad (4)$$

식 (4)에서 아래첨자 i는 노동자 개인, c는 시군구, t는 연도를 나타낸다. 본 연구에서 관심을 갖는 설명변수는 시군구별 도시철도역 수 $Metro_{c,t}$이며, 종속변수 y_i는 노동시장 참여 시 1, 그 외에는 0인 더미변수이므로 그 회귀계수 β는 지역에 도시철도역이 1개 늘어날 때 노동자의 고용확률 변화폭으로 해석된다. 통제변수 X_i는 성별, 교육수준 등의 노동자 개인 특성을 의미하며, Age_j는 노동자의 연령이 j일 때 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이며 $\sum_j \eta_j Age_j$는 1세 단위의 연령 고정효과의 모음을 의미한다. 이동성 변화가 노동공급에 미치는 영향을 식별하기 위해서는 지역 간 도시철도역 수의 차이와 함께 시간에 따른 시군구별 도시철도역 수의 변화를 함께 이용하는 만큼 패널 자료를 사용하는 것이 바람직하다. 하지만 시군구 단위로 충분한 표본수를 갖는 패널 자료를 따로 찾을 수 없었기 때문에, 본 연구에서는 횡단면 자료인 인구주택총조사 4

회분 자료를 합쳐서 사용하면서 시군구 고정효과 γ_c, 연도 고정효과 δ_t를 통제하여 시간에 따른 고용률의 변화와 시군구별 특성을 통제하고자 하였다.

본 연구에서는 식 (4)를 25-49세로 정의되는 청년층과 50-74세로 정의되는 고령층으로 나누어서 각각 추정한다. 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」에서는 55세 이상인 사람을 "고령자"로 정의하고 있으며, 50세 이상 55세 미만인 사람을 "준고령자"로 정의하고 있다. 본 연구는 육체적인 노화에 따라 이동수단에 대한 수요가 달라질 수 있다는 취지로 고령자에 주목하고 있으므로 50세라는 연령대 구분점이 다소 낮을 수 있으나, 청년층과의 차이를 파악하는 데는 큰 무리가 없으리라 판단되어 법률의 정의를 준용하였다. 또한 경로우대제도로 인해 65세 이상 노인에게는 도시철도에 의한 이동성 효과와 가격효과가 함께 작용하므로, 이들을 분리하기 위해서도 65세가 아닌 구분점이 필요하다.

인과관계 추정 시 우려되는 사항으로 첫째 도시철도 노선 결정, 둘째 도시철도역에 의한 노동수요 변화, 셋째 노동자들의 지역 이동 등의 내생성 문제 등을 들 수 있다. 첫 번째 문제를 해결할 수 있는 적절한 도구변수는 찾지 못했으나, 2절에서도 언급했듯이 청년층과 고령층으로 나누어 분석할 경우 고령층에게 있어서는 도시철도 노선 결정이 부분적으로 외생적일 수 있다. 두 번째 문제에 대해서는 종속변수 y_i에 취업 및 도보 통근 여부, 버스 통근 여부, 자동차 통근 여부 등을 사용해 분석함으로써 이동성 변화와 무관한 노동수요 증가에 의한 노동공급 유발 여부를 파악하고자 한다. 그리고 세 번째 문제에 대해서는 5년 전과 거주지가 같은 사람들(비이주자)에 대해서 따로 분석함으로써 노동자들의 지역 이동의 영향이 존재한다면 그 크기가 어느 정도인지를 파악하고자 하였다. 그 외에 우려되는 사항으로, 시군구별로 주민 연령이나 산업 구성 등이 각각 다르며 그 연도별 추세 역시 각각 다를 수 있으므로 연도 고정효과와 시군구 고정효과만으로는 통제가 충분하지 않을 수 있다는 점을 생각할 수 있다. 이런 경우 시군구별 연도 추세(시군구×연도 효과)를 도

입하는 경우가 일반적이나, 그럴 경우 본 연구에서는 설명변수인 $Metro_{c,t}$와의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생할 수 있으므로 도입하지 않았다. 그러나 연령대를 25-49세, 50-74세로 나누어 추정하는 것은 부분적으로 연령대를 통제하는 효과가 있으므로, 적어도 시군구별 연령 구성 차이와 그 시간적 변화의 영향은 다소 약화될 것으로 기대할 수 있다.

3.4 실증분석 결과

청년층(25-49세), 고령층(50-74세) 표본에 대한 요약통계량을 [표 2-3]에 정리하였다. 2000년과 2015년을 비교하면 우선 청년층, 고령층 공히 고용률이 약 7% 상승한 것을 비롯, 대졸 이상 학력 인구의 비율, 동거자녀수, 취업자 중 임금근로자 비율 및 1차산업 종사자 비율 등 대부분의 변수들에서 적지 않은 변화가 관찰되었다. 특히 도시철도 통근 비율이 상승함과 동시에 자동차의 급속한 보급에 따라 고령층의 자동차 통근 비율이 크게 2000년 18.9%에서 2015년 43.9%로 급등하고 반대로 도보 통근 확률은 40.2%에서 26.1%로 급락했다. 이는 같은 기간 동안 우리 사회가 그만큼 급격한 변화를 겪었으며, 같은 연령대라 하더라도 연도가 다르면 그 특성이 전혀 다를 수 있음을 보여준다. 따라서 도시철도 접근성의 변화의 시간적 변화를 사용하는 본 연구도 같은 기간 내 사회의 변화를 주의 깊게 고려해야 한다.

한편, 청년층과 고령층의 차이 역시 두드러진다. 우선 통근수단에 대해 살펴보면, 도보 통근 비율이 고령층이 훨씬 높으며 반대로 자동차 통근, 버스 통근, 도시철도 통근 비율은 고령층이 낮아 상대적으로 이동성이 낮음을 확인할 수 있다. 한편, 자발적, 비자발적 은퇴로 인해 고령층의 고용률이 청년층 대비 약 17%p(비율로 보면 약 25%) 낮을 뿐만 아니라, 학력, 동거자녀수, 임금근로자 비율, 1차산업 종사자 비율 등 대부분의 변수들에서 고령층은 청년층과 현저한 차이를 보인다. 따라서 추후 제시할 회귀분석 추정결과를 해석할 때 이러한 노동자 특성의 차이가 추

[표 2-3] 요약통계량

	25-49세		50-74세					
	전체	전체	전체	비이주자	이주자 (10.7%)	전체	비이주자	이주자 (9.0%)
연도	2000	2015	2000	2000	2000	2015	2015	2015
노동여부(%)	66.1	72.6	48.6	49.9	38.0	55.4	55.6	53.7
도시철도 통근(%)*	9.7	15.4	5.5	4.9	12.0	8.6	8.3	11.9
도보 통근(%)*	16.4	14.4	40.2	42.1	20.1	26.1	26.6	21.7
버스 통근(%)*	16.8	16.3	12.9	12.2	20.1	13.4	13.3	14.6
자동차 통근(%)*	42.5	51.9	18.9	17.6	32.4	43.9	43.5	48.5
성비	1.01	1.04	0.88	0.88	0.85	0.96	0.95	1.01
연령(세)	36.4	37.8	59.9	59.9	59.4	59.8	59.9	58.9
학력 대졸 이상(%)	20.7	40.6	7.4	6.7	13.0	16.4	15.5	24.5
배우자유무(%)	77.3	60.6	77.1	77.9	70.4	76.4	76.9	71.2
동거자녀수(명)	1.51	1.21	0.88	0.88	0.86	0.69	0.70	0.56
임금근로(%)	44.5	59.3	17.7	17.2	21.3	31.8	31.4	35.7
1차산업 종사(%)	4.0	1.4	18.7	20.5	3.5	7.7	8.1	3.6
가중치(백만)	18.0	17.1	8.02	7.15	0.86	13.6	12.3	1.23
관측치	1858544	2896138	830489	734160	93345	2661777	2416725	238185

자료: 인구주택총조사 2000, 2015.

관측치 외의 값들은 가중치를 적용해 산출한 값.

*: 노동여부=1인 경우에 대해 산출

정결과에 미치는 영향에 유의해야 한다. 이를테면, 대졸 학력은 고학력자가 드문 고령층과 상당수가 고학력자인 청년층에 있어 소득이나 취업여부에 미치는 영향이 상당히 다를 수 있다. 이러한 가능성들에 대비하기 위해 기본적인 분석 외에 성별, 학력별로 부분집단에 대해 분석을 추가로 진행하고 실제로 도시철도를 이용해 통근할 확률에 대해서도 분석할 것이다.

또한, 고령층의 5년 전 거주지와 현 거주지가 일치하지 않는 표본(이주자)은 전체 표본의 약 10% 수준이지만(청년층의 경우 2000년에 27.4%, 2015년에 19.7%), 비이주자 대비 전반적으로 각 변수의 차이가 매우 크다. 특히 차이가 큰 변수는 통근수단, 학력, 동거자녀수 등이다. 이러한 차이는 이주가 도시 지역에서 더 빈번하게 발생했기 때문일 수 있으나, 같은 지역 내에서도 그들의 노동공급에 대한 선호(preference) 및 기타 관찰되지 않는 특성이 다를 가능성 역시 배제할 수 없다. 따라

서 비이주자들에 대해 따로 추정한 결과를 전체 표본의 결과와 비교함으로써 노동자들의 지역 이동이 추정결과에 미치는 영향을 검증하고자 한다.

다음으로 3.3절에서 언급한 방법론을 사용한 본 연구의 주 결과를 제시하고자 한다. [표 2-4]는 (1)-(3)열은 25-49세 청년층, (4)-(6)열은 50-74세 고령층에 대해 추정식 (4)를 사용해 도시철도 접근성의 대리변수인 거주 시군구 도시철도역수가 노동공급에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 모든 분석에서 연도, 시군구, 연령 고정효과가 통제되었으며, (1), (4)열은 설명변수인 도시철도역 수만 포함, (2), (5)열은 성별, 교육수준, 배우자유무, 동거자녀수 등의 통제변수가 추가된 결과이며 (3), (6)열은 (2), (5)열과 같은 분석을 비이주자만을 대상으로 제한해서 한 결과이다. 본 연구의 주 결과는 (2), (5)열이라고 할 수 있는데, (2)열의 청년층에 대한 도시철도수의 회귀계수가 0.00155인 반면, (5)열의 고령층에 대한 동 변수의 회귀계수는 0.00512로 (2)열 대비 3배 이상 높다. 해당 시군구의 지하철역 수가 5개라고 가정하면, 이는 청년층 고용률을 0.775%P, 고령층 고용률을 2.56%P 높이는 효과가 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 비이주자들만을 대상으로 분석한 경우 위의 결과와 비교해 청년층은 (3)열과 같이 0.00179로 다소 회귀계수가 증가했으나, 고령층은 (6)열과 같이 오히려 회귀계수가 미미하게나마 감소하였다. 이러한 결과로부터 청년층의 경우 거주지역 이동에 따른 내생성에 의해 추정치에 상향편의가 발생했을 가능성을 배제할 수 없지만, 고령층의 경우 해당 이유로 상향편의가 발생했을 가능성은 일단 낮다고 볼 수 있다. 부록의 [표 2-A1]에 고령층 이주자(5년 전과 현재 거주지가 다른 표본)들만을 대상으로 분석한 결과를 표시하였는데, 회귀계수는 0.00205로 더욱 낮게 추정되었다.

도시철도역수 외 통제변수들에 대한 추정결과를 보면, 학력의 경우 (5)열의 고령층에서 중졸, 고졸이 낮고 대졸이상이 취업확률이 높은, 다시 말해 U자형 경향이 나타난다. 이를 설명할 수 있는 가설은 우리나라의 높은 노인빈곤률을 감안하면 초졸의 경우 생계부담 때문에 일을 해야

[표 2-4] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		25-49세			50-74세	
			비이주자			비이주자
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
도시철도역수	0.00124***	0.00155***	0.00179***	0.00478***	0.00512***	0.00507***
	(0.000260)	(0.000322)	(0.000398)	(0.000652)	(0.000694)	(0.000723)
여성		-0.299***	-0.277***		-0.268***	-0.263***
		(0.00478)	(0.00432)		(0.00541)	(0.00563)
교육수준: 중졸		0.0341***	0.0303***		-0.0383***	-0.0383***
		(0.00259)	(0.00270)		(0.00329)	(0.00330)
교육수준: 고졸		0.0457***	0.0464***		-0.0345***	-0.0324***
		(0.00336)	(0.00338)		(0.00435)	(0.00437)
교육수준: 전문대졸		0.123***	0.129***		-0.00872*	-0.00402
		(0.00382)	(0.00375)		(0.00490)	(0.00492)
교육수준: 대졸이상		0.138***	0.140***		0.0130***	0.0178***
		(0.00375)	(0.00384)		(0.00445)	(0.00438)
배우자유무		-0.00135	0.00687**		0.0325***	0.0340***
		(0.00242)	(0.00272)		(0.00531)	(0.00546)
동거자녀수: 1인		-0.0224***	-0.00309**		0.0390***	0.0357***
		(0.00182)	(0.00150)		(0.00143)	(0.00154)
동거자녀수: 2인		-0.0208***	-0.00451**		0.0637***	0.0610***
		(0.00246)	(0.00208)		(0.00177)	(0.00184)
동거자녀수: 3인이상		-0.0273***	-0.0136***		0.0538***	0.0500***
		(0.00236)	(0.00192)		(0.00234)	(0.00251)
연도, 시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	0.656***	0.612***	0.587***	0.459***	0.742***	0.745***
	(0.00119)	(0.00675)	(0.00579)	(0.00288)	(0.00778)	(0.00804)
관측치	8,338,875	8,334,939	6,257,403	5,809,842	5,807,897	5,219,332
R-squared	0.009	0.136	0.121	0.040	0.226	0.223

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.
교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

하고, 대졸이상의 고학력자들은 코호트 내에서 상대적으로 희소하여 노동시장에서 수요가 높은 등 학력에 따라 노동시장 참여 원인이 다르다는 것이다. 한편 배우자유무, 동거자녀수 회귀계수도 청년층 대비 훨씬 높은

양의 값을 보이는데, 이는 배우자와 자녀들에 대한 부양부담으로 인한 것일 가능성이 있다.

[표 2-5] 도시철도 접근성이 취업자 통근수단에 미친 영향: 고령층

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			50-74세		
설명변수	노동시장 참여	참여 & 도시철도통근	참여 & 도보통근	참여 & 버스통근	참여 & 자동차통근
도시철도역수	0.00512***	0.00178***	0.00502***	-0.000006	-0.00165**
	(0.000694)	(0.000422)	(0.000896)	(0.000217)	(0.000836)
여성	-0.268***	-0.0216***	8.12e-05	-0.00532***	-0.169***
	(0.00541)	(0.00260)	(0.00198)	(0.00172)	(0.00429)
교육수준: 중졸	-0.0383***	-0.00374***	-0.0390***	0.00307***	-0.000886
	(0.00329)	(0.000562)	(0.00345)	(0.000623)	(0.00150)
교육수준: 고졸	-0.0345***	0.00325***	-0.0571***	-0.00523***	0.0569***
	(0.00435)	(0.000806)	(0.00396)	(0.000667)	(0.00244)
교육수준: 전문대졸	-0.00872*	0.0137***	-0.0791***	-0.0163***	0.144***
	(0.00490)	(0.00163)	(0.00427)	(0.00101)	(0.00464)
교육수준: 대졸이상	0.0130***	0.0248***	-0.0848***	-0.0250***	0.190***
	(0.00445)	(0.00217)	(0.00418)	(0.00135)	(0.00505)
배우자유무	0.0325***	-0.00702***	0.0229***	-0.0230***	0.0182***
	(0.00531)	(0.000843)	(0.00299)	(0.000696)	(0.000872)
동거자녀수: 1인	0.0390***	0.00585***	-0.000858	0.0118***	0.0232***
	(0.00143)	(0.000642)	(0.000970)	(0.000498)	(0.000695)
동거자녀수: 2인	0.0637***	0.0128***	0.000408	0.0178***	0.0407***
	(0.00177)	(0.00111)	(0.00120)	(0.000654)	(0.00132)
동거자녀수: 3인이상	0.0538***	0.00860***	-0.00500***	0.0183***	0.0350***
	(0.00234)	(0.00106)	(0.00180)	(0.000999)	(0.00161)
연도, 시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O
상수항	0.742***	0.0412***	0.189***	0.106***	0.238***
	(0.00778)	(0.00275)	(0.00390)	(0.00254)	(0.00557)
관측치	5,807,897	5,807,897	5,807,897	5,807,897	5,807,897
R-squared	0.226	0.068	0.084	0.037	0.201

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.
교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

이상의 결과가 도시철도가 제공하는 이동성에 기인한 것인지 확인하

기 위해, 도시철도 접근성이 통근수단 선택에 미친 영향을 고령층에 대해 추정한 결과를 [표 2-5]에 표시하였다. (1)열은 [표 2-4]의 (5)열과 동일하다. (2)열의 종속변수는 노동시장에 참여하는 동시에 통근을 도시철도로 할 경우 1이고 그렇지 않을 경우 0인 더미변수이며, 전체 표본을 대상으로 한다. (3)~(5)열의 종속변수 역시 (2)열과 통근수단이 다르다는 점 외에 동일한 더미변수이다. 따라서 (2)~(5)열은 (1)열의 분석결과를 통근수단별로 분해한 결과로 볼 수 있다. (2)열의 회귀계수 0.00178은 (1)열의 회귀계수 0.00512보다 훨씬 작아 노동공급 증가분의 상당부분이 도시철도 통근 증가에 의한 것이 아님을 보여준다. 또한 (3)열의 도보 통근의 회귀계수 0.00502는 (1)열의 회귀계수와 거의 같고, (4)열의 버스 통근은 거의 영향을 받지 않았으며, (5)열의 자동차 통근이 (2)열의 도시철도 회귀계수와 크기가 거의 같고 부호만 반대이다. 따라서 [표 2-5]의 결과는 실제로는 노동공급 증가분의 대부분이 도보 접근 가능한 범위에서 발생하였으며, 도시철도의 이동성 증가 효과는 거의 자동차 통근을 대체하는 선에서 그쳤을 것임을 강하게 시사한다.

이와는 대조적으로, 도시철도역 신설에 반응해 이주했을 가능성이 있는 이주자들만을 대상으로 분석한 부록의 [표 2-A1]을 보면 고용증가분은 도시철도 통근 증가분과 대체로 일치하며, 도보 통근에는 유의한 변화가 없었다. 따라서 거주지역 선택에 대한 내생성이 추정결과에 영향을 미치고 있으며, 일부 집단에 대해서는 도시철도의 이동성이 노동공급에 영향을 미칠 가능성이 있음을 알 수 있다.

[표 2-5]와 유사한 결과가 동일한 분석을 청년층에 대해 시행한 [표 2-6]에서도 나타난다. (1)열의 노동공급 증가 효과는 대부분 (3)열의 도보 통근 증가분에 의해 설명되며, 도시철도 통근 증가분은 버스 통근과 자동차 통근 감소분과 거의 일치한다. 따라서, 도시철도 노선의 건설은 청년층, 고령층 공히 이동성의 증가를 통해 노동공급을 증가시키는 효과는 거의 없었으며, 단지 버스와 자동차 통근을 대체하는 효과만 있었던 것으로 보인다.

단 회귀계수 간 관계가 매우 뚜렷하게 나타난다고 하더라도, 증가한

[표 2-6] 도시철도 접근성이 취업자 통근수단에 미친 영향: 청년층

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			25-49세		
설명변수	노동시장 참여	참여 & 도시철도통근	참여 & 도보통근	참여 & 버스통근	참여 & 자동차통근
도시철도역수	0.00155***	0.00288***	0.00146***	-0.000633*	-0.00252**
	(0.000322)	(0.000922)	(0.000366)	(0.000326)	(0.000979)
여성	-0.299***	-0.0167***	0.0305***	0.0429***	-0.310***
	(0.00478)	(0.00287)	(0.00156)	(0.00210)	(0.00652)
교육수준: 중졸	0.0341***	-0.00496***	-0.0190***	0.00144	0.0560***
	(0.00259)	(0.000925)	(0.00290)	(0.000888)	(0.00183)
교육수준: 고졸	0.0457***	-0.00199	-0.0637***	-0.0122***	0.171***
	(0.00336)	(0.00165)	(0.00362)	(0.00139)	(0.00310)
교육수준: 전문대졸	0.123***	0.0279***	-0.0842***	-0.000941	0.266***
	(0.00382)	(0.00395)	(0.00384)	(0.00179)	(0.00444)
교육수준: 대졸이상	0.138***	0.0493***	-0.0939***	-0.0104***	0.298***
	(0.00375)	(0.00510)	(0.00428)	(0.00199)	(0.00568)
배우자유무	-0.00135	-0.0138***	-0.0172***	-0.0565***	0.0874***
	(0.00242)	(0.00136)	(0.00108)	(0.00175)	(0.00185)
동거자녀수: 1인	-0.0224***	-0.0151***	-0.0168***	-0.0159***	0.0301***
	(0.00182)	(0.00147)	(0.00130)	(0.000724)	(0.00101)
동거자녀수: 2인	-0.0208***	-0.0209***	-0.0129***	-0.0192***	0.0361***
	(0.00246)	(0.00220)	(0.00167)	(0.000974)	(0.00138)
동거자녀수: 3인이상	-0.0273***	-0.0213***	-0.00551***	-0.0220***	0.0189***
	(0.00236)	(0.00255)	(0.00153)	(0.00128)	(0.00145)
연도, 시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O
상수항	0.612***	0.0828***	0.135***	0.179***	0.0584***
	(0.00675)	(0.00446)	(0.00432)	(0.00319)	(0.00683)
관측치	8,334,939	8,334,939	8,334,939	8,334,939	8,334,939
R-squared	0.136	0.137	0.026	0.053	0.202

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.

교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

노동고용을 전적으로 도시철도역에 의한 도보 범위 내의 노동수요 창출로만 설명하는 것은 다양한 가능성을 간과한 것일 수 있다. 예를 들어, 도보 통근과 자동차 통근 간, 도시철도 통근과 도보 통근 간에도 각각

대체관계가 존재할 수 있다. 이와 관련된 또 다른 중요한 문제는, 1장의 거가대교 사례에서와 유사하게 창출된 노동수요가 단순히 해당 도시철도역에 의해 순수하게 창출된 것이 아니라 도시철도역이 없는 인근 지역의 노동수요가 단순히 이동해 온 결과일 수도 있다는 것이다. 이러한 노동수요 이동의 지리적 범위는 도보 가능한 범위 즉 수백 미터에서 1킬로미터 정도로 시군구 내에서의 조정에 그칠 수도 있고, 시군구를 넘어설 수도 있으며, 예컨대 똑같이 도시철도역이 있는 시군구 간에도 동일 노선 내 외곽지역과 중심지역 간 이동이 있을 수 있으므로 수십 킬로미터에 이를 수도 있다. 만약 도시철도역이 없는 시군구의 노동수요가 인근 도시철도역이 있는 시군구로 이동하는 경향이 유의하게 존재할 경우, 순일자리 창출은 더 적을 수 있으며 [표 2-4]의 결과는 다소 과대추정일 가능성이 있다. 지역 간 노동수요의 이동을 검증하기 위해서는 우선 지역별로 사업체의 창업과 폐업, 이동을 알 수 있는 자료가 필요하다. 또한 1장과 달리 지역 간 상호작용의 범위를 어느 정도 예측할 수 없는 상황에서 지역 간 상호작용을 식별하기 위해서는 지역 간 상호작용에 대한 분석모형이 필요하다. 그리고 지역 단위를 시군구로 할 경우 단거리의 이동을 놓칠 수 있으므로 이러한 자료는 더 좁은 범위, 이를테면 읍면동 단위의 자료로 분석할 수 있으면 더 좋을 것이다. 그러나 자료 준비와 모형 작성은 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 보이므로, 추후 연구과제로 남겨두고자 한다.

한편, 청년층과 고령층의 결과를 묶어서 해석할 경우 양자 간 비교를 통해 이동성의 역할에 대한 중요한 함의를 도출할 수 있다. 도시철도역이 도보 통근 가능 범위에 국지적으로 창출하는 노동수요의 상당부분이 50세 이상 고령층의 노동공급에 의해 충족되었다는 해석이 추가로 가능하기 때문이다. 그 구체적인 비율은 지역 청년층과 고령층 인구 구성에 따라 달라지겠지만, 예컨대 청년층과 고령층 인구 규모가 같다고 가정할 경우 [표 2-4]의 도시철도역수 회귀계수로 계산하면 약 77%[10]에 달한다.

---

10) 0.768 = 고령층 회귀계수 0.512 ÷ (청년층 회귀계수 0.155 + 고령층 회귀계수 0.512)

이러한 세대 간 분배를 노동수요 측 관점에서 설명하는 것은 기업이 고령층을 더욱 선호할 어떤 특별한 이유가 있어야 하므로 쉽지 않아 보이며, 그보다는 노동공급 관점에서 청년층과 고령층의 이동성과 그에 관련된 선호 차이에 의한 것으로 설명하는 것이 더 자연스럽다. 은퇴했거나 은퇴가 가까운 고령층이 저임금이라도 긴 통근이 필요 없는 가까운 곳에 위치하는 일자리를 선호할 개연성이 있기 때문이다.

단 이동성 외에 다른 요인도 영향을 미쳤을 수 있다. 이를테면 도시철도역에 의해 증가한 노동수요가 주로 자영업 등 비임금노동 일자리일 경우, 은퇴 등으로 임금노동 일자리를 구하기 어려운 고령층이 더 민감하게 반응할 수 있다. 실제로 부록의 [표 2-A2]에 따르면 고용증가분은 거의 비임금노동으로 설명되므로, 노동수요 증가분 역시 대부분 비임금노동 일자리인 것으로 보인다. 그러나 [표 2-3]으로부터 계산하면 기간 중 전체 고령층의 비임금노동 종사 확률은 청년층의 1.4배에서 1.8배 수준으로, 고용률 증가 정도가 3배 이상인 데 비하면 절반 수준이다. 따라서 노동수요의 종사상지위로는 고령층과 청년층의 회귀계수 차이를 모두 설명할 수 없다. 또한 부록의 [표 2-A3]의 (3)열, (6)열에서 주거소유형태 변수를 통제해도 결과에 거의 변화가 없었으므로, 자산효과(wealth effect) 역시 중요하지 않은 것으로 보인다. 따라서 발생한 일자리의 분배에 있어서는 이동성이 어느 정도 영향을 미치는 것으로 판단된다.

[표 2-7]은 고령층 표본을 세부 집단으로 나누어 분석한 결과이다. 참고로 종속변수는 노동시장 참여 여부이나, 종속변수를 노동시장 참여 및 도보 통근으로 해도 결과는 거의 유사하였으므로 앞서의 분석과 같이 국지적 노동수요에 얼마나 민감하게 반응하는지가 중요하게 작용하는 것으로 보인다. 우선 남성과 여성으로 나누어 분석한 (2), (3)열을 (1)열([표 2-4] (5)열과 동일)의 결과와 비교해 보면, 도시철도역수의 추정계수가 남성 대비 여성이 더 높은 것으로 나타난다. 이는 통상적으로 자가용 운전 비율이 낮은 여성들이 도시철도역에 의한 국지적 노동수요 증가에 더 민감하게 대응하기 때문으로 추측된다. 한편 학력에 대한 추정계수가 남성과 여성에서 다르게 나타나는데, 남성의 경우 학력에 따라 취업확률이

[표 2-7] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 고령층, 성별, 학력별

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			50-74세			
		남성	여성	중졸이하	고졸	대졸이상
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
도시철도역수	0.00512***	0.00423***	0.00599***	0.00522***	0.00209***	0.00183***
	(0.000694)	(0.000675)	(0.000825)	(0.000772)	(0.000370)	(0.000392)
여성	-0.268***			-0.209***	-0.345***	-0.345***
	(0.00541)			(0.00455)	(0.00340)	(0.0125)
교육수준: 중졸	-0.0383***	0.00512	-0.0474***	-0.00510**		
	(0.00329)	(0.00351)	(0.00362)	(0.00245)		
교육수준: 고졸	-0.0345***	0.00999**	-0.0610***			
	(0.00435)	(0.00473)	(0.00448)			
교육수준: 전문대졸	-0.00872*	0.0164***	-0.0268***			
	(0.00490)	(0.00508)	(0.00538)			
교육수준: 대졸이상	0.0130***	0.0308***	-0.0140*			
	(0.00445)	(0.00511)	(0.00748)			
배우자유무	0.0325***	0.182***	-0.0180***	0.0548***	0.0101***	0.00650
	(0.00531)	(0.00395)	(0.00600)	(0.00635)	(0.00339)	(0.00615)
동거자녀수: 1인	0.0390***	0.0409***	0.0233***	0.0357***	0.0446***	0.0250***
	(0.00143)	(0.00176)	(0.00135)	(0.00179)	(0.00145)	(0.00164)
동거자녀수: 2인	0.0637***	0.0604***	0.0316***	0.0576***	0.0604***	0.0347***
	(0.00177)	(0.00201)	(0.00200)	(0.00255)	(0.00172)	(0.00197)
동거자녀수: 3인이상	0.0538***	0.0550***	0.00929***	0.0511***	0.0555***	0.0343***
	(0.00234)	(0.00271)	(0.00300)	(0.00324)	(0.00264)	(0.00320)
연도, 시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	0.742***	0.610***	0.514***	0.676***	0.729***	0.809***
	(0.00778)	(0.00475)	(0.00558)	(0.00964)	(0.00475)	(0.00742)
관측치	5,807,897	2,770,278	3,037,619	3,233,326	1,728,562	656,652
R-squared	0.226	0.197	0.153	0.215	0.228	0.258

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.
교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

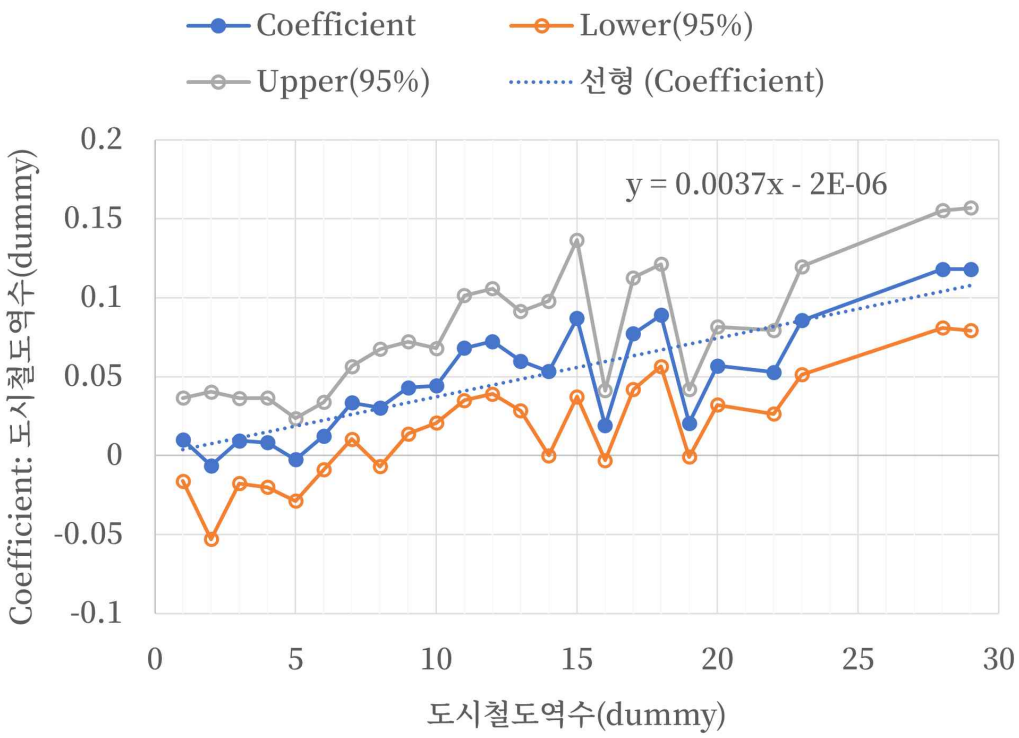
단조적으로 상승하는 반면 여성은 U자 형태를 보인다. 앞에서 제기한 가설에 따라 해석하면 남성은 노동시장에서의 희소성에 반응하며, 여성

은 희소성과 저학력 저소득층의 생계부담에 함께 반응하는 것으로 생각할 수 있다. 남성은 배우자가 있을 경우 노동시장 참여확률이 대폭 상승하고(0.182), 여성은 하락(-0.0180)하는 것은 고령층에서 생계에 대한 부담을 주로 남성이 지고 있음을 시사한다.

한편 (4)~(6)열의 결과를 보면 고학력일수록 노동시장 참여에 도시철도역의 영향을 덜 받는 것으로 나타난다. 이에 대해서는 여러 가지 가능성을 생각해 볼 수 있다. 첫 번째로 노동수요 측면에서 보면, 도시철도역이 창출하는 국지적 노동수요는 대체로 유동인구에 반응하는 서비스업 등일 가능성이 높으므로 저학력자들에 대한 수요가 상대적으로 더 클 수 있다. 두 번째로, 고학력자들에 대한 노동수요가 저학력자들에 대한 그것에 비해 공간적으로 드문드문 분포할 경우 고학력자들은 평균적으로 통근이 길어질 수 있으므로 도시철도 접근성이 취업에 긍정적으로 작용할 수 있다. 세 번째로 노동공급 측면에서 보면, 학력은 소득에 중요한 영향을 미치는 변수이므로 저학력자들이 자가용이나 택시 등 대체 교통수단에 대한 지불능력이 낮아 상대적으로 도시철도 접근성에 영향을 크게 받을 수 있고 도보 접근 가능한 노동수요에 더 민감하게 대응할 수 있다. 예를 들어 [표 2-5] (5)열에 따르면 초졸 이하 대비 대졸 학력을 가진 노동자는 자동차 통근을 통해 노동시장에 참여할 확률이 19%P 가량 높아진다. 여기서 분석결과를 잘 설명할 수 있는 것은 첫 번째와 세 번째 설명으로 보인다.

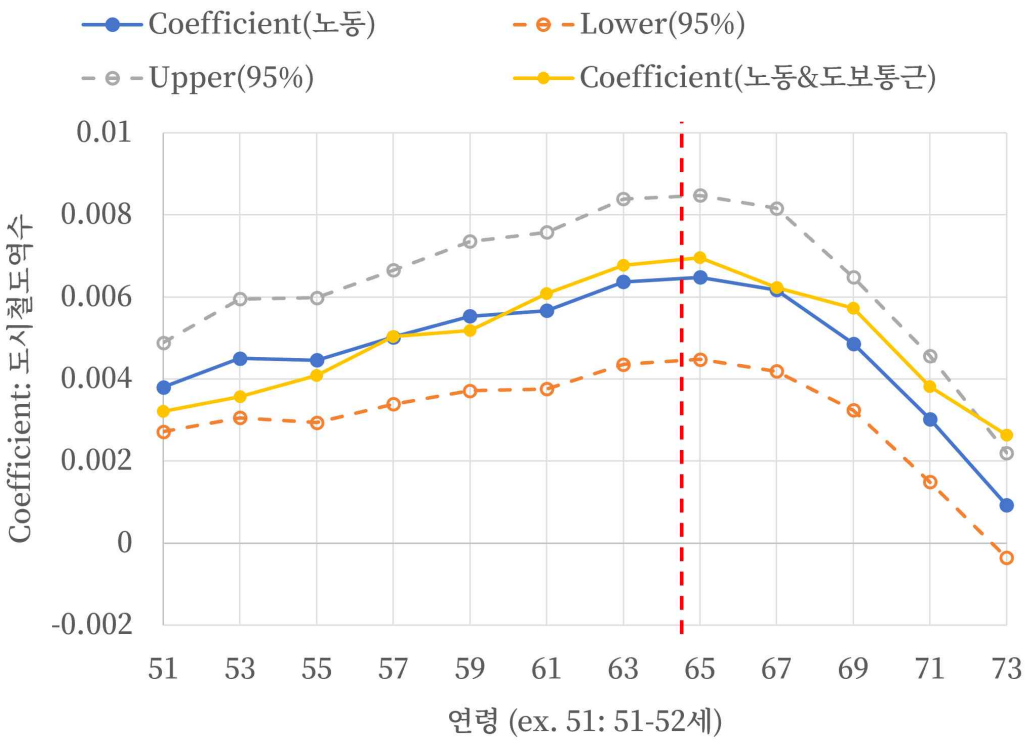
다음으로 설명변수를 연속변수인 도시철도역수로 한 것이 정당한지, 그 효과가 과연 선형에 가깝게 증가하는지 확인하기 위해 [표 2-4] (5)열과 같은 분석을 설명변수를 각 도시철도역수의 연속변수가 아닌 더미변수로 하여 분석하였다. 그 결과에서 각각의 더미변수의 회귀계수를 표시한 것이 [그림 2-2]이다. 비록 그 회귀계수들의 추세선의 기울기는 [표 2-4] (5)열의 0.00512에 비해 다소 작지만, 그림과 같이 도시철도역수가 증가함에 따라 그 회귀계수 역시 선형에 가깝게 증가함을 확인할 수 있다. 따라서 시군구 내 도시철도역 유무보다 도시철도역수가 도시철도 접근성의 대리변수로서 보다 적절함을 알 수 있다.

[그림 2-2] 도시철도 접근성 효과의 선형성 검증



마지막으로 65세 이상 노인들에게 적용되는 경로우대제도가 노동공급에 미치는 영향을 확인하기 위해 [표 2-4]의 (5)열과 같은 분석을 2세 간격으로 65세 전후의 연령대를 세분하여 시행한 결과를 [그림 2-3]에 표시하였다. 경로우대제도가 유의미한 효과가 있었다면 63~64세까지의 회귀계수와 65세 이상부터의 회귀계수 간에 절단(break)이 발생할 것을 예상할 수 있으나, 그러한 절단은 보이지 않았다. 실제 경로우대제도를 통해 월간 절감할 수 있는 운임은 신분당선 등의 민자 노선을 제외하면 2015년, 주 5일 근무, 수도권 도시철도 기본요금 기준 54,312.5원(=1일 2회×주 5일×4.345주×1250원)에 통근 거리에 따라 요금이 가산되는 정도이다. 이는 65세 이상 노인들을 대상으로 2008년 이후 9만원 정도, 2014년 7월 이후 20만원 정도 지급된 기초노령연금에 비해 적은 금액이다. 따라서 기초노령연금이 노동공급에 미치는 효과가 미미하다는 연구(성효용 외, 2018) 등을 참조하면 경로우대제도 역시 노동공급에 거의 영

[그림 2-3] 연령대 세분 시 노동공급, 노동공급 및 도보통근 회귀계수의 변화



향이 없는 것이 이상하지 않다.

또한 이는 위에서 노동공급 증가분의 대부분이 도보 통근에 의한 것이라는 해석에 비추어보면 자연스러운 결과로 볼 수 있다. 노동공급 및 도보통근 회귀계수의 변화를 함께 표시하였는데, 여기서도 전체적으로 노동공급 회귀계수와 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 그리고 그 정도가 크지는 않지만 연령대가 높아질수록 노동공급 및 도보통근 회귀계수가 노동공급 회귀계수 대비 더 커지는 경향이 나타났다. 이는 고령층 내에서도 연령의 상승에 따라 이동성이 지속적으로 감소하면서 통근을 도보에 더 의존하게 되는 경향이 있음을 의미하는 것일 수 있다.

그 외에, 공공근로 등 특히 65세 이상 고령자를 대상으로 하는 일자리 정책이 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 제기될 수 있으나, [그림 2-3]에서 보듯이 65세 전후로 회귀계수에 큰 변화가 보이지 않기 때문에 본 연

구에서 주목하는 도시철도역 효과에 대한 실증분석 결과에는 영향을 거의 미치지 않은 것으로 보인다.

제 4 절 결론

지금까지 도시철도 노선 증설 사례를 이용하여 이동성이 고령자들의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 분석하였다.

실증분석 결과, 거주 시군구의 도시철도역 1개당 고령층이 노동시장에 참여할 확률이 0.51%P 상승한다는 결과를 얻었다. 이는 만약 어떤 시군구에 도시철도역이 5개 소재할 경우 고령층의 고용률이 약 2.56%P 상승한다는 뜻으로 해석할 수 있다. 그러나 그 상승폭을 통근수단별로 나누어 분석해 본 결과, 대부분의 노동공급 증가분은 도보로 통근하는 일자리 증가분으로 설명되며 도시철도 통근과 관련된 노동공급 증가는 대부분 자동차 통근과 관련된 노동공급 감소로 상쇄되는 것으로 나타났다. 도보로 접근 가능한 범위에서 증가한 일자리는 노동공급, 즉 노동자의 이동성 증가에 의한 것이 아닌 도시철도역이 입지함으로써 창출된 노동수요에 의한 것으로 보는 게 타당하다. 따라서 도시철도가 노동자에게 제공하는 이동성 증가는 노동공급을 증가시키는 효과는 없거나 미미하며, 자동차 통근을 도시철도 통근으로 대체시키는 효과만 있는 것으로 판단된다. 또한 신설된 도시철도역이 주변 지역으로부터 일자리를 끌어오는 경향이 존재한다면 순고용 증가분은 더 작아질 수도 있다.

이러한 현상은 절대적인 크기가 작을 뿐, 청년층에 대해서도 동일하게 관찰되었다. 이러한 고령층과 청년층에 대한 효과 차이는 곧 도시철도역에 의해 창출된 노동수요는 높은 확률로 고령층의 노동공급에 의해 충족됨을 의미한다. 도시철도역 주변에 입지한 기업이 특별히 고령층을 더 선호할 이유가 없다면, 이러한 현상은 상대적으로 청년층 대비 이동성이 낮은 고령층이 도보 통근 가능한 일자리를 더 선호하기 때문으로 해석할 수 있다. 따라서 일자리 창출 자체는 이동성에 기인한 것이 아닐 수 있으나, 창출된 일자리가 분배될 때는 노동자의 이동성이 영향을 미치는 것으로 판단된다. 그리고 고령층 내에서 성별, 학력 등 세부집단별로 살펴보면, 남성 대비 여성이, 고학력자 대비 저학력자의 노동공급 증가폭이 더 큰 것으로 나타났는데, 이러한 차이 역시 상당부분이 해당 집단에 대

한 노동수요(서비스업 등)와 낮은 이동성과 관련이 있는 것으로 보인다.

한편, 65세 이상 노인에 대해 적용되는 도시철도 경로우대제도는 노동공급에 미치는 효과가 거의 없는 것으로 보인다. 대부분의 노동공급 증가분이 도보 통근과 관련된 것으로 보이는 상황에서 실제 절감할 수 있는 통근비용이 기초노령연금에 비해서도 적기 때문에 이러한 결과는 타당해 보인다.

이상과 같은 실증분석 결과를 바탕으로 본 연구의 의의를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 고령자라는 청년들과 구별되는 특성을 갖는 집단의 이동성이 노동시장 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 이동성 증가는 노동공급을 직접적으로 증가시키기보다는 일자리의 분배에 영향을 주는 것으로 보인다. 둘째, 방법론 측면에서 이동성과 무관한 일자리 창출을 도보 통근과 연관지어 설명함으로써 도시철도와 노동시장 관련 연구에서 도시철도역 자체가 발생시키는 노동수요가 중요한 역할을 한다는 사실을 확인할 수 있었다. 셋째, 이동성이 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해 국내 실증연구 사례를 제시하였다. 넷째, 도시철도 경로우대제도가 노인 노동공급에 거의 영향을 미치지 않음을 확인하였다. 경로우대제도의 사회적 비용 및 편익에 대한 논의에서는 삶의 질 등 노동시장 외의 항목에 더 주목해야 할 것으로 보인다. 다섯째, 세계적으로도 유례가 없는 속도로 저출산·고령화가 진행되고 있는 우리나라의 상황에서 고령층의 노동공급은 통근수단과 밀접한 관계가 있음을 확인하였다. 다시 말해 큰 이동성을 요구하지 않는 도보로 접근 가능한 일자리에 대해서는 고령층의 노동공급 의사가 높았으므로, 이러한 특성을 잘 활용하면 사회보장제도의 지속성과 고령층의 노동부담을 적절히 조화시킬 수 있을 것이다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 도시철도 노선 입지 결정의 내생성에 대해서는 준실험적 설계 등의 대책을 제시하지 못했다. 둘째, 자료의 한계로 은퇴 및 재취업을 구분하지 못했고, 임금에 대해서도 분석할 수 없었다. 셋째, 도시철도역을 신설함으로써 발생하는 노동수요의 이동 등 지역 간 상호작용에 대해서는 분석하지 못했다. 이러한 한계들

은 추가 연구를 통해 보완하기를 희망한다.

부록

[표 2-A1] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 고령층, 이주자

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	50-74세					
		이주자				
설명변수	노동여부	노동여부	노동 & 도시철도	노동 & 도보통근	노동 & 버스통근	노동 & 자동차통근
도시철도역수	0.00512***	0.00205***	0.00219***	0.000630	-0.000443	-0.000749
	(0.000694)	(0.000665)	(0.000446)	(0.000395)	(0.000443)	(0.000715)
여성	-0.268***	-0.304***	-0.0286***	-0.0214***	-0.0137***	-0.192***
	(0.00541)	(0.00453)	(0.00303)	(0.00138)	(0.00180)	(0.00440)
교육수준: 중졸	-0.0383***	0.00633**	0.00136	0.000903	0.00734***	-0.0110***
	(0.00329)	(0.00250)	(0.00109)	(0.00157)	(0.00154)	(0.00158)
교육수준: 고졸	-0.0345***	0.00925***	0.00712***	-0.0108***	-0.00450***	0.0298***
	(0.00435)	(0.00315)	(0.00133)	(0.00153)	(0.00130)	(0.00220)
교육수준: 전문대졸	-0.00872*	0.0313***	0.0144***	-0.0240***	-0.0190***	0.0955***
	(0.00490)	(0.00517)	(0.00255)	(0.00283)	(0.00234)	(0.00478)
교육수준: 대졸이상	0.0130***	0.0580***	0.0244***	-0.0246***	-0.0247***	0.141***
	(0.00445)	(0.00436)	(0.00217)	(0.00296)	(0.00171)	(0.00447)
배우자유무	0.0325***	-0.000732	-0.00837***	0.00109	-0.0227***	0.0274***
	(0.00531)	(0.00352)	(0.00112)	(0.00177)	(0.00121)	(0.00179)
동거자녀수: 1인	0.0390***	0.0327***	0.0144***	-0.0188***	0.0186***	0.0278***
	(0.00143)	(0.00275)	(0.00137)	(0.00174)	(0.00143)	(0.00170)
동거자녀수: 2인	0.0637***	0.0503***	0.0252***	-0.0285***	0.0262***	0.0482***
	(0.00177)	(0.00317)	(0.00190)	(0.00205)	(0.00198)	(0.00243)
동거자녀수: 3인이상	0.0538***	0.0504***	0.0226***	-0.0323***	0.0281***	0.0494***
	(0.00234)	(0.00521)	(0.00315)	(0.00338)	(0.00387)	(0.00433)
시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	0.742***	0.715***	0.0514***	0.142***	0.118***	0.278***
	(0.00778)	(0.00737)	(0.00339)	(0.00357)	(0.00370)	(0.00616)
관측치	5,807,897	570,059	570,059	570,059	570,059	570,059
R-squared	0.226	0.276	0.070	0.045	0.036	0.203

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.

교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

[표 2-A2] 도시철도 접근성이 노동공급에 미친 영향: 종사상지위

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		25-49세			50-74세	
설명변수	노동여부	참여 & 임금노동	참여 & 비임금노동	노동여부	참여 & 임금노동	참여 & 비임금노동
도시철도역수	0.00155***	0.000715***	0.00267***	0.00512***	0.000807***	0.00496***
	(0.000322)	(0.000229)	(0.000537)	(0.000694)	(0.000308)	(0.000719)
여성	-0.299***	-0.327***	-0.389***	-0.268***	-0.267***	-0.233***
	(0.00478)	(0.00591)	(0.00435)	(0.00541)	(0.00430)	(0.00482)
교육수준: 중졸	0.0341***	0.0589***	0.0265***	-0.0383***	-0.0135***	-0.0466***
	(0.00259)	(0.00256)	(0.00363)	(0.00329)	(0.00113)	(0.00357)
교육수준: 고졸	0.0457***	0.0917***	0.0432***	-0.0345***	-0.00853***	-0.0411***
	(0.00336)	(0.00355)	(0.00558)	(0.00435)	(0.00211)	(0.00560)
교육수준: 전문대졸	0.123***	0.195***	0.0664***	-0.00872*	0.0441***	-0.0331***
	(0.00382)	(0.00393)	(0.00613)	(0.00490)	(0.00424)	(0.00693)
교육수준: 대졸이상	0.138***	0.215***	0.0707***	0.0130***	0.0672***	-0.0229***
	(0.00375)	(0.00392)	(0.00659)	(0.00445)	(0.00446)	(0.00665)
배우자유무	-0.00135	-0.0154***	0.131***	0.0325***	-0.0405***	0.0839***
	(0.00242)	(0.00204)	(0.00362)	(0.00531)	(0.00175)	(0.00594)
동거자녀수: 1인	-0.0224***	-0.0211***	0.0140***	0.0390***	0.0410***	0.0274***
	(0.00182)	(0.00220)	(0.00222)	(0.00143)	(0.00105)	(0.00134)
동거자녀수: 2인	-0.0208***	-0.0192***	0.0197***	0.0637***	0.0655***	0.0542***
	(0.00246)	(0.00309)	(0.00276)	(0.00177)	(0.00156)	(0.00205)
동거자녀수: 3인이상	-0.0273***	-0.0425***	0.0323***	0.0538***	0.0562***	0.0507***
	(0.00236)	(0.00311)	(0.00223)	(0.00234)	(0.00231)	(0.00269)
연도, 시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	0.612***	0.537***	0.205***	0.742***	0.628***	0.558***
	(0.00675)	(0.00697)	(0.00606)	(0.00778)	(0.00531)	(0.00747)
관측치	8,334,939	6,861,999	4,061,096	5,807,897	4,038,959	4,445,046
R-squared	0.136	0.155	0.241	0.226	0.251	0.233

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.

교육수준 변수는 초졸이하 대비, 동거자녀수 변수는 0인 대비 값.

참여&임금노동, 참여&비임금노동은 각각 비임금노동자, 임금노동자를 제외하고 분석함.

[표 2-A3] 강건성 검정: 비교군, 자산 효과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		25-49세			50-74세	
설명변수	노동여부	노동여부 (군지역제외)	노동여부 (군지역제외)	노동여부	노동여부 (군지역제외)	노동여부 (군지역제외)
도시철도역수	0.00155***	0.00104***	0.00099***	0.00512***	0.00317***	0.00313***
	(0.000322)	(0.000291)	(0.000274)	(0.000694)	(0.000584)	(0.000585)
연도: 2005년	-0.0143***	-0.0132***	-0.0119***	0.00166	0.00685***	0.00776
	(0.00116)	(0.00122)	(0.00113)	(0.00207)	(0.00209)	(0.00206)
연도: 2010년	0.0356***	0.0391***	0.0400***	0.0679***	0.0830***	0.0856***
	(0.00156)	(0.00151)	(0.00118)	(0.00395)	(0.00393)	(0.00376)
연도: 2015년	0.0175***	0.0223***	0.0234***	0.0754***	0.0986***	0.101***
	(0.00196)	(0.00189)	(0.00180)	(0.00514)	(0.00499)	(0.00484)
주택점유: 전세			0.0210***			-0.0108***
			(0.00173)			(0.00385)
주택점유: 월세			0.0245***			-0.0189***
			(0.00297)			(0.00442)
주택점유: 무상			-0.0040***			-0.0135***
(기숙사 등)			(0.00304)			(0.00400)
시군구, 연령 고정효과	O	O	O	O	O	O
성별, 교육수준, 배우자유무, 동거자녀수	O	O	O	O	O	O
상수항	0.612***	0.599***	0.604***	0.742***	0.731***	0.751***
	(0.00675)	(0.00697)	(0.00668)	(0.00778)	(0.00687)	(0.00528)
관측치	8,334,939	7,480,512	7,075,140	5,807,897	4,609,494	4,453,060
R-squared	0.136	0.137	0.139	0.226	0.234	0.235

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용.

(2,5) 군 지역을 제외하고 시, 구 지역만을 대상으로 분석.

[표 2-A4] 도시철도 접근성이 통근시간에 미친 영향(시군구)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	횡단면				시계열	
	2010년		2000년		2010, 2000년	
		군지역 제외		군지역 제외		군지역 제외
설명변수	종속변수: 지역 25-55세 기혼남성 평균 통근시간(분)					
도시철도역수	1.351***	0.901***	1.496***	0.997***	0.143**	0.0649
	(0.101)	(0.108)	(0.127)	(0.126)	(0.0550)	(0.0587)
연도: 2010년					2.703***	3.028***
					(0.139)	(0.183)
시군구 고정효과					O	O
상수항	22.10***	27.08***	20.26***	24.96***	22.92***	27.83***
	(0.576)	(0.767)	(0.539)	(0.672)	(0.138)	(0.207)
관측치	228	146	225	143	230	148
R-squared	0.440	0.324	0.385	0.308	0.702	0.744

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시. 가중치 적용. 시군구 단위 분석.

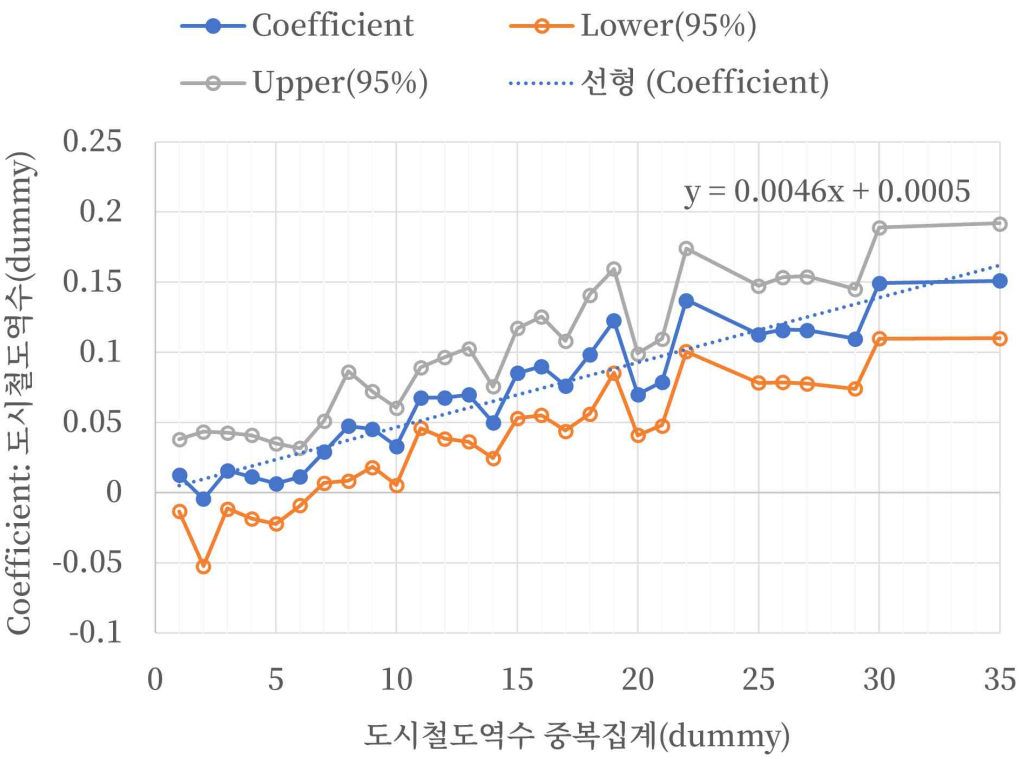
[표 2-A5] 도시철도 접근성이 지역 산업구성 및 임금노동자비율에 미친 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	서비스업		제조업		임금노동자비율	
		군지역 제외		군지역 제외		군지역 제외
설명변수	종속변수: 서비스업 or 제조업 or 임금노동자 비율(0~1)					
도시철도역수	0.00269***	0.00139*	-0.00380***	-0.00143**	-0.00445***	-0.00149***
	(0.000821)	(0.000716)	(0.000665)	(0.000694)	(0.000703)	(0.000562)
연도: 2005년	0.156***	0.190***	-0.0107***	-0.0177***	0.0194***	0.0170***
	(0.00324)	(0.00336)	(0.00263)	(0.00326)	(0.00278)	(0.00264)
연도: 2010년	0.174***	0.198***	-0.0283***	-0.0465***	0.0667***	0.0464***
	(0.00333)	(0.00351)	(0.00270)	(0.00340)	(0.00286)	(0.00276)
연도: 2015년	0.224***	0.241***	-0.00433	-0.0286***	0.122***	0.0906***
	(0.00349)	(0.00376)	(0.00282)	(0.00365)	(0.00299)	(0.00296)
시군구 고정효과	O	O	O	O	O	O
상수항	0.359***	0.429***	0.175***	0.216***	0.528***	0.645***
	(0.00274)	(0.00319)	(0.00222)	(0.00309)	(0.00235)	(0.00250)
관측치	932	576	932	576	932	576
시군구 수	0.890	0.938	0.217	0.369	0.752	0.750
R-squared	233	144	233	144	233	144

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 표준오차를 표시.

[그림 2-A1] 도시철도 접근성 효과의 선형성 검증: 환승역 중복집계



참 고 문 헌

Andersson, Fredrik, et al. "Job displacement and the duration of joblessness: The role of spatial mismatch." Review of Economics and Statistics 100.2 (2018): 203-218.

Bastiaanssen, Jeroen, Daniel Johnson, and Karen Lucas. "Does transport help people to gain employment? A systematic review and meta-analysis of the empirical evidence." Transport reviews 40.5 (2020): 607-628.

Baum, Charles L. "The effects of vehicle ownership on employment." Journal of Urban Economics 66.3 (2009): 151-163.

Becker, Gary S. The economics of discrimination. University of Chicago press, 2010.

Bertrand, Marianne, and Sendhil Mullainathan. "Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination." American economic review 94.4 (2004): 991-1013.

Blundell, Richard, Eric French, and Gemma Tetlow. "Retirement incentives and labor supply." Handbook of the economics of population aging. Vol. 1. North-Holland, 2016. 457-566.

Cutler, David M., and Edward L. Glaeser. "Are ghettos good or bad?." The Quarterly Journal of Economics 112.3 (1997): 827-872.

Gobillon, Laurent, Harris Selod, and Yves Zenou. "The mechanisms of spatial mismatch." Urban studies 44.12 (2007): 2401-2427.

Gurley, Tami, and Donald Bruce. "The effects of car access on employment outcomes for welfare recipients." Journal of urban Economics 58.2 (2005): 250-272.

Hakamies-Blomqvist, Liisa, and Barbro Wahlström. "Why do older

drivers give up driving?." Accident Analysis & Prevention 30.3 (1998): 305-312.

Holzer, Harry J., John M. Quigley, and Steven Raphael. "Public transit and the spatial distribution of minority employment: Evidence from a natural experiment." Journal of policy Analysis and management 22.3 (2003): 415-441.

Kain, John F. "Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization." The quarterly journal of economics 82.2 (1968): 175-197.

Kain, John F. "The spatial mismatch hypothesis: three decades later." Housing policy debate 3.2 (1992): 371-460.

Ihlanfeldt, Keith R., and David L. Sjoquist. "The spatial mismatch hypothesis: A review of recent studies and their implications for welfare reform." Housing policy debate 9.4 (1998): 849-892.

Immergluk, Danial. "Job proximity and the urban employment problem: do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates?" Urban Studies 35 (1999): 7-23.

Le Gallo, Julie, Yannick l'Horty, and Pascale Petit. "Does enhanced mobility of young people improve employment and housing outcomes? Evidence from a large and controlled experiment in France." Journal of Urban Economics 97 (2017): 1-14.

Ong, Paul M., and Douglas Miller. "Spatial and transportation mismatch in Los Angeles." Journal of Planning Education and Research 25.1 (2005): 43-56.

Raphael, Steven, and Lorien Rice. "Car ownership, employment, and earnings." Journal of Urban Economics 52.1 (2002): 109-130.

Rogers, Cynthia L. "Job search and unemployment duration: implications for the spatial mismatch hypothesis." Journal of Urban Economics 42 (1998): 109-132.

Tyndall, Justin. "Waiting for the R train: Public transportation and employment." Urban Studies 54.2 (2017): 520-537.

Tyndall, Justin. "The local labour market effects of light rail transit." Journal of Urban Economics 124 (2021): 103350.

Van Ommeren, Jos N., and Eva Gutierrez-i-Puigarnau. "Are workers with a long commute less productive? An empirical analysis of absenteeism." Regional Science and Urban Economics 41.1 (2011): 1-8.

Wasmer, Etienne and Yves Zenou. "Equilibrium search unemployment with explicit spatial frictions." Labour Economics 13.2 (2006): 143-165.

감사원. 2021. 감사보고서 - 저출산·고령화 대책 성과분석 -.

강은지, 송재민. "대중교통시스템이 고령인구의 교통수단 선택과 이동에 미치는 영향 분석". 국토연구 53.5 (2018): 53-71.

김보민. "중장년층 퇴직자 재취업 결정요인 분석". 응용경제 21.1 (2019): 117-152.

김종민, 서혜진. "노인생애주기에 따른 낙상요인". 보건교육·건강증진학회지 27.1 (2010): 21-34.

도로교통공단. 2015. 고위험군 운전자의 주요 사고원인 분석연구 -고령운전자 집단을 중심으로-. 도로교통공단 연구보고서 2015-0105-092.

마강래, 윤영호. "고령자의 교통수단 선택 변화과정에 관한 연구". 서울도시연구 10:4 (2009): 159-171.

방하남, 신인철. "강요된 선택 : 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업의 동학분석". 한국사회학 45.1 (2011): 73-108.

서울특별시. 2013. 서울지하철건설삼십년사.

성효용, 이경곤. "기초연금의 노동공급 효과." 재정정책논집 20.4 (2018): 83-108.

우석진. "한국 고령노동자의 부분은퇴와 노동시장 복귀". 한국노년학

30.2 (2010): 499-513.
이삼식, 최효진. “노인의 이동성이 사회참여에 미치는 영향”. 한국웰니스학회지 14.3 (2019): 101-110.
임재빈, 양지청, 정창무. "대중교통체계의 변화가 고령자의 이동성 변화에 미친 영향: 서울시 고령자의 이동성 수준측정을 활용하여." 국토계획 45.5 (2010): 181-190.
추상호, 이향숙, 신현준. "수도권 가구통행실태조사 자료를 이용한 고령자의 통행행태 변화 분석." 국토연구 76 (2013): 31-45.
한국개발연구원. 2008. 도로.철도 부문 사업의 예비타당성조사 표준지침 수정.보완 연구(제5판). 2008년도 예비타당성조사 연구보고서.
한국보건사회연구원. 2020. 2020년도 노인실태조사. 보건복지부 연구보고서 2020-35.
황성조, 김영선, 오영삼. “농촌지역 남성노인의 운전이 우울과 사회활동에 미치는 영향”. 노인복지연구 72.2 (2017): 143-166.

제 3 장 지역 통근여건이 여성 노동공급에 미치는 영향

제 1 절 연구의 배경

우리나라의 여성의 노동시장 참가를 논하는 데 있어 그 중요성에도 불구하고 그간 간과되어 왔던 특성은 지역 간 여성 고용률의 차이가 크다는 것이다. [그림 3-1]에 나타난 것과 같이 2010년 25-55세 여성 기준 시군구 단위 고용률은 최저 36.8%(울산광역시 동구)에서 최고 85.9%(전라남도 신안군)로 그 격차가 최대 49.1%에 달하는데, 이는 지난 20년 간 여성 고용률 상승폭 4.7%[11]을 압도하는 것이다. 또한 OECD 국가들의 2019년 15-64세 여성 고용률이 아이슬란드 79.1%, 일본 70.9%, 미국 66.3%, 대한민국 57.8%, 이탈리아 50.1% 등으로 나타나는 것을 생각하면[12], 지역 간 여성 고용률 차이는 국가 간의 그것과 비교할 수 있거나 더 큰 수준임을 알 수 있다. 따라서 한 국가 내에서도 국가 간 차이에 비견할 만한 지역 노동시장 간 이질성이 존재하며, 남성 고용률의 지역 간 차이가 여성의 그것에 비해 현저히 작다는 사실을 생각하면([표 3-1] 참조) 그 이질성은 특히 여성들에게 크게 나타난다고 볼 수 있다.

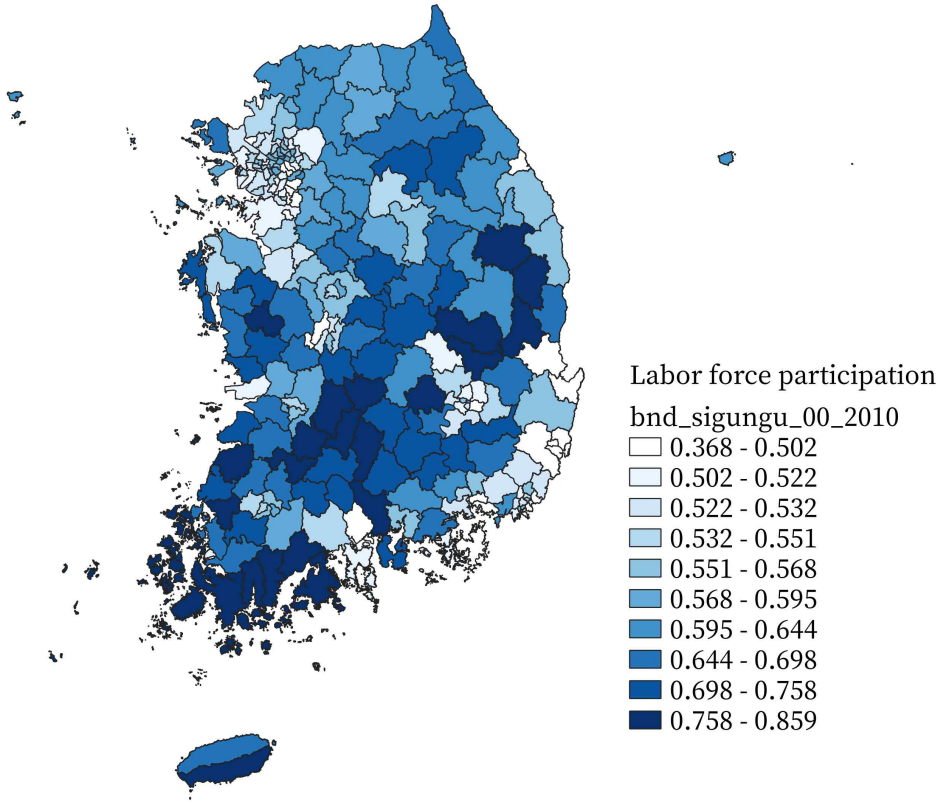
그렇다면 이러한 지역 간 여성 고용률의 차이가 발생하는 원인은 무엇인가? 우선 지역 간 고용률 차이는 일정 부분 산업 구성 등 노동수요

---

11) 통계청 경제활동인구조사 기준 2000년 47.0%, 2019년 51.7%. 집계 대상이 15세 이상 여성 대상으로 상이하므로 상기 지역별 여성 고용률과 일대일 비교는 어려우나, 이를 감안하더라도 지역 간 차이에 비해 증가폭은 여전히 작다.

12) 2019년 여성 15-64세 기준. 출처는 OECD (2021), "Labour Market Statistics: Labour force statistics by sex and age: indicators", OECD Employment and Labour Market Statistics (database), https://doi.org/10.1787/data-00310-en (accessed on 07 December 2021).

[그림 3-1] 2010년 시군구별 25-55세 기혼여성의 고용률(자료: 인구주택총조사)



의 차이에 기인한 면이 있다. [그림 3-1]을 참조하면 대체로 고용이 1차 산업에 집중된 지역에서 가족노동으로 인해 여성 고용률이 높게 측정되며 반대로 울산광역시, 포항시 등 제조업 고용이 많은 지역에서는 매우 낮게 측정된다. 그러나 이러한 노동수요의 차이를 감안하더라도 여성 고용률의 지역 간 차이가 여전히 크기 때문에, 여성의 노동공급 역시 지역 간에 현저한 차이가 있는 것으로 보인다. 한편 국가 간 여성 노동공급의 차이에 대한 연구들은 대체로 육아휴직, 육아에 대한 보조금 등 제도적 차이에 주목하는 경우가 많은데, 2021년 현재 우리나라 내에서 지방자치단체에서 지급하는 보조금 등 일부 요소를 제외하면 지역 간 제도적 차이는 미미하므로 지역 간 여성 고용률 차이를 설명하기는 어렵다. 따라서 지역 간 여성 고용률 차이를 설명하기 위해서는 여성의 노동공급에

영향을 주는 다른 지역 특성에 주목할 필요가 있다.

지역 간 여성 고용률의 차이에 최초로 주목한 Black et al. (2014)은 지역 여성 고용률이 지역 (기혼남성) 평균 통근시간으로 대변되는 지역 통근여건과 음의 상관관계를 가지며, 이것이 지역 간 여성 고용률 차이를 설명할 수 있는 중요한 요인이 될 수 있음을 주장하였다. 그들의 미국의 광역도시권(Metropolitan Statistical Area) 단위 실증분석에서는 평균 통근시간 1분당 여성 고용률이 약 0.3%P 감소하는 것으로 나타났다. Black et al. (2014)는 이러한 결과를 노동에 수반되는 고정비용(fixed cost)인 시간적, 물질적 통근비용이 상승할 경우 가정에 있을 때의 가치가 시장노동의 가치에 비해 상대적으로 높아지면서 노동공급이 감소하기 때문으로 설명하였다. 또한 여성이 남성 대비 육아를 포함한 가사노동에 비교우위를 가질 경우, 그에 기반해 가구 내 남성과 여성 간 역할 분담이 상대적으로 아내가 통근시간 증가에 더 민감하게 반응하게끔 이루어질 것으로 보았다.

위와 같은 현상은 국내에서도 발생할 개연성이 충분하다. 우리나라는 미국에 비해서는 평균적으로 통근시간이 짧은 편이나, [표 3-1]에서 표시한 것과 같이 기혼남성 평균 통근시간의 분포는 균일하지 않아 최상위 시군구와 중위 시군구의 통근시간 차이가 약 23.8분에 이른다. 이는 Black et al. (2014)의 미국 사례와 거의 같은 수치이다. 또한 가정 내 남성과 여성의 역할 분담이 미국에 비해 더 편중되어 있는 만큼 여성이 통근시간에 더 민감하게 반응할 가능성도 높다.

이에 본 연구에서는 Black et al. (2014)의 방법론을 우리나라 인구주택총조사 자료에 적용하여 지역 통근여건이 여성 노동공급에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 실증연구 시 예상되는 문제는 크게 두 가지가 있다. 가장 중요한 문제는 여성 노동자의 거주지역 및 노동여부 선택이 내생적으로 이루어진다는 점이다. Black et al. (2014)은 이러한 내생성에 대한 대책으로 거주지역 평균 통근시간의 도구변수(instrument variable, 이하 IV)로 여성의 출생지역의 25-55세 기혼남성 평균 통근시간을 사용하였는데, 본 연구에서도 이를 그대로 따르기로 한다. 또 다른 문제로 지

[표 3-1] 2010년 시군구 평균 기혼자 노동여부, 통근시간의 분포

백분위	노동여부(1:일함, 0:일하지 않음)				통근시간			
	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀	기혼남성	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀	기혼남성
최하위	0.258	0.389	0.407	0.868	9.06	10.8	9.95	11.7
1%	0.265	0.457	0.462	0.873	10.4	11.3	10.8	12.7
10%	0.329	0.529	0.534	0.898	13.4	13.1	13.3	15.1
25%	0.363	0.565	0.576	0.906	15.5	14.7	14.6	17.6
50%	0.408	0.604	0.627	0.917	21.3	19.9	20.9	25.2
75%	0.474	0.719	0.723	0.929	30.6	26.6	28.7	35.1
90%	0.549	0.798	0.804	0.938	36.1	30.8	35.2	42.2
99%	0.713	0.858	0.873	0.955	40.5	34.2	39.6	47.1
최상위	0.775	0.883	0.909	0.971	41.9	34.6	40.0	49.0

자료: 2010년 인구주택총조사 10% 표본. 지역 단위는 시군구이며, 전국 251개 시군구의 한국인 25-55세 기혼남성 혹은 기혼여성을 대상으로 계산하였다. 가중치 적용.

역 통근여건의 적절한 대리변수가 필요하다는 점을 들 수 있는데, 이 때 여성의 통근시간을 대리변수로 사용할 경우 선택편의가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 노동여부에 대해서 거의 선택이 발생하지 않는 25-55세 기혼남성의 지역 평균 통근시간을 대리변수로 사용하였다.

3장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 여성의 통근 특성 및 노동공급 결정에 대해 분석한 국내외 연구들을 검토한다. 3절에서 실증분석에 사용한 자료와 추정 방법론에 대해 설명하고 실증분석 결과를 정리하였다. 마지막으로 4절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시하였다.

제 2 절 선행 연구

본 연구의 목적은 지역 통근여건이 여성의 노동공급에 영향을 미칠 것이라는 가설을 검증하는 것이다. 이러한 가설은 노동시장에서 남성과 대비되는 어떤 여성의 조건이 있을 경우에 도출될 수 있을 것이다. 예를 들어 여성의 통근에 대한 선호, 혹은 가구 내에서 노동공급에 대한 남성과 여성의 공동 의사결정(joint decision) 등이 그 조건이 될 수 있을 것이다. 이에 이 절에서는 여성의 통근 특성에 대한 연구들을 간단히 소개한 다음, 지역 통근여건과 여성의 노동공급 간 상관관계를 직접적으로 분석한 연구들을 소개하고자 한다. 이 때 여성 노동자의 거주지와 노동공급 여부에 대한 내생성 문제와 그 대책에 대해 논할 것이다. 그리고 본 연구의 의의에 대해 간단히 언급할 것이다.

여성의 통근 패턴이 남성과 다소 다를 수 있다는 점은 일찍부터 Madden (1981) 등의 연구에서 제기되었다. White (1986) 역시 남성과 여성의 통근 패턴이 전체적으로 다르며 자녀나 다른 소득원의 유무에 따른 반응 역시 다르다는 점을 지적하였다. Crane (2007)은 미국의 경우 여성과 남성의 통근거리는 약하게 수렴하고 있을 뿐이며 통근시간은 오히려 차이가 벌어지고 있다는 결과를 제시하였다. 이러한 성별 간 통근 패턴의 차이는 그 중요도의 차이가 분명하지 않으나 선호의 차이에서 오는 것일 수도 있고, 특히 가구 내에서 남성과의 역할분담에서 오는 것일 수도 있다. Stutzer and Frey (2008)은 통근이 주관적인 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미친다는 주장을 처음 제기하였으며, Roberts et al. (2011)는 이를 확장해 통근시간의 증가가 여성의 정신건강에 부정적인 영향을 미치지만 남성의 경우 그 정도가 매우 작거나 유의하지 않다는 분석결과를 제시하였는데, 미혼이거나 자녀가 없는 경우에도 효과의 크기는 감소하지만 여전히 유의한 부정적 효과가 있었다. Jacob et al. (2019) 역시 Roberts et al. (2011)과 유사한 결과를 제시하였다. 이들 결과는 공통적으로 여성이 남성에 비해 통근시간 증가에 대한 비선호가 더 클 수 있으며 이는 가족관계나 자녀 유무 등에 영향을 받는다는 점을 시

사한다.

이러한 여성의 긴 통근에 대한 비선호 혹은 가사에 편중된 가구 내 역할분담은 단순한 통근 패턴 차이에 머무르지 않고 다양한 노동시장 성과의 성별 차이로 이어진다는 연구가 최근 활발히 발표되고 있다. 성별 임금 격차(gender pay gap)에 대해서는 Le Barbanchon et al. (2021)이 프랑스의 취업알선기관에 제출하는 최저 희망 임금과 최장 통근시간 한도에 대한 정보를 이용, 재취업 전후의 비교를 통해 여성들이 남성 대비 통근 의사(willingness to commute)가 낮으며, 재취업 시 임금 역시 낮아진다는 결과를 제시하였다. 그 차이는 기혼여성에게서 더 크게 나타났으나, 미혼여성 역시 유의한 차이가 있었다. 또한 실증분석 결과를 구조모형에 적용한 결과, 여성의 통근시간과 임금에 대한 무차별곡선이 남성 대비 가파른 것으로 추정되었다. Petrongolo and Ronchi (2020) 역시 연령에 따라 성별 임금 격차가 확대되는 것과 유사한 경향이 통근거리와 성별 임금 격차 간 관계에서도 관찰되며, 이직 시 통근거리와 임금이 감소하는 경향을 확인하였다. Bütikofer et al. (2021)은 외레순(Öresund) 다리의 사례를 이중차분법(differences-in-differences, DID) 분석에 이용하여 여성 대비 통근시간 증가에 민감하지 않은 남성들이 상대적으로 확대된 노동수요에 더 민감하게 반응한 결과 성별 임금 격차가 확대되었다는 결과를 제시하였다. 직접적인 성별 임금 격차에 대한 연구는 아니지만, Rosenthal and Strange (2012)는 여성 기업가들이 남성 기업가들에 비해 거주지에서 가까운 곳에 사업장을 가짐에 따라 집적 효과(agglomeration effect)를 더 적게 누리며 고용 역시 10~20% 더 적게 창출한다는 결과를 제시한 바 있다.

이상과 같은 통근 패턴과 성별 임금 격차에 관련된 연구들을 참조하면, 본 연구와 직접적으로 관련이 있는 노동공급 여부 역시 여성의 긴 통근에 대한 비선호와 가구 내 역할분담과 상관관계가 있을 것으로 생각할 수 있다(단, 시기적으로는 노동공급 여부에 대한 연구들이 성별 임금 격차에 대한 연구들에 앞서 이루어졌다). Black et al. (2014)는 미국의 인구 상위 50개 광역통근권(MSA)에서 통근여건이 지역 간 여성 고용률

의 차이를 설명하는 변수일 수 있으며, 기혼여성들의 노동시장 참가가 지역 남성 평균 통근시간을 대리변수로 사용하는 지역 통근여건에 민감하게 반응하였다는 분석결과를 제시하였다. 지역 통근여건을 설명변수로 사용하는 이러한 연구에서 인과관계를 추정하기 위해서는 노동자의 거주지역 및 노동시장 참가 선택의 내생성에 대한 대책이 필요하다.

그들은 내생성 문제를 완화하기 위해 여성 노동자 출생지역의 평균 기혼남성 통근시간을 현재 거주지역 통근시간의 IV로 사용하였다. 그들의 IV는 여성 노동자 입장에서 출생지역 및 그 통근여건은 외생적으로 주어지며(exogeneity), 노동자들이 출생지역 혹은 특성이 유사한 지역에 거주할 확률이 높으므로, 출생지역 통근여건은 현재 거주지의 통근여건과 강한 상관관계를 가진다(IV relevance)는 점에서 장점이 있다. 단 출생지역의 통근여건이 현재의 노동공급에 직접적으로 영향을 미치지는 않는다고 하더라도, 통제변수로 사용될 수 있는 학력, 배우자 특성 등을 통해서 간접적으로 영향을 미칠 수 있다(exclusion restriction)는 점에서 단점이 없는 도구변수는 아니다. 특히 배우자의 소득 혹은 교육수준, 가구 내 역할분담에 대한 선호 등은 여성의 내생적 선택의 결과일 수 있으므로 주의가 필요하다. Black et al. (2014)은 IV 추정 결과가 OLS 대비 2배 가량으로 크게 추정되어, 내생성에 의한 하향편의가 존재했음을 주장하였다. 그들의 IV 추정치는 지역 평균 통근시간 1분당 기혼여성 고용률에 5세 미만 자녀를 가진 경우 -0.67%P, 5세 이상 자녀를 가진 경우 -0.41%P, 무자녀의 경우 -0.2%P 수준의 부정적인 효과가 있음을 시사하였다. 또한 저학력자에게 부정적인 효과가 더 크게 나타났다.

Black et al. (2014)의 후속연구들 역시 존재한다. Kawabata and Abe (2018)은 일본의 도쿄 광역권을 대상으로 통근시간과 여성 노동공급 간의 상관관계를 분석하였는데, 분석단위를 행정구역으로 하고 내생성 문제에 대한 대책은 제시하지 않는 대신 공간회귀분석(spatial regression)을 사용하고 평균 주택 가격, 인구 대비 육아시설 용량 등을 통제하였다. 추정 결과는 Black et al. (2014) 대비 크기는 작지만 유의하게 나타났다. 단, Kawabata and Abe (2018)에서는 고학력자에게 부정적인 효과가 더

크게 나타났는데, 그들은 그 이유를 광역통근권 간 비교를 한 Black et al. (2014)의 경우 고학력자들이 상대적으로 통근시간이 긴 거대 MSA로 몰리는(sorting) 경향이 있지만, 광역권 내 비교를 한 자신들의 연구에서는 소득이 높은 고학력자들이 광역권 내에서 상대적으로 통근시간이 짧은 중심상업지구(central business district, CBD) 주변 지역으로 몰리는 경향이 있기 때문일 것으로 추측하였다.

또 다른 후속연구로 Farre et al. (2020)을 들 수 있다. 그들은 통근시간 관련 내생성을 통제하기 위해 Harari (2020)를 참고하여 도시의 지리적 형상(shape)을 통근시간에 영향을 미치는 IV로 이용하여 미국의 사례를 분석하였다. 추정 결과 지역 평균 통근시간 10분당 기혼여성이 노동시장에 참여할 확률이 4.6% 감소하는 것으로 나타났다. 자녀의 나이가 어린 경우 통근시간에 더 민감하게 반응한다는 결과 역시 동일하였다. 또한 자녀가 있는 기혼여성, 성별 역할에 대한 고정관념이 강한 나라에서 이주해 온 기혼여성이 통근시간에 더 민감하게 반응한다는 결과 역시 제시하였다. 이러한 결과는 전체적으로 Black et al. (2014)의 결과와 유사하며, Farre et al. (2020)이 Black et al. (2014) 대비 더 외생적인 것으로 생각되는 도구변수를 사용하였다는 점을 생각하면, Black et al. (2014)의 신뢰도를 더 높여주는 결과로 볼 수도 있다.

이상과 같이 본 연구와 관계된 선행연구들을 정리하였다. 본 연구는 내생성 완화를 위한 방법론은 IV를 사용하는 Black et al. (2014)을 따른다. 한편 분석대상으로 우리나라의 시군구를 사용하는 것은 식별에 광역권 간 차이 및 광역권 내부의 차이를 모두 이용한다는 것을 의미하는데, 이는 Kawabata and Abe (2018)에 더 가깝다고 할 수 있다. 또한 성별 역할 고정관념이나 각종 사회제도 측면 역시 일본의 사례를 사용하는 Kawabata and Abe (2018)과 유사점이 많다. 본 연구의 의의는 우선 이러한 방법론, 분석대상의 차이를 이용해 Black et al. (2014) 등 기존의 연구결과들을 비교 및 검증하고, 한국의 사례에 대해 추가적인 증거를 제시할 수 있다는 점을 들 수 있다. 또한 지역 간 여성 노동공급 차이를 발생시키는 메커니즘은 그 자체로 중요한 연구 주제이지만, 우리나라의

여성 고용률이 미국이나 유럽 국가들에 비하면 여전히 낮은 수준에 머물러 있는 상황에서 여성 노동공급에 장애가 되는 원인을 파악하고 정책적 함의를 도출하는 데에도 도움이 될 수 있다. 또한 지역 간 고용률 격차를 해소하기 위해서도 본 연구의 결과를 참조할 수 있을 것이다.

제 3 절 실증 분석

3.1 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 통계청 원격접근서비스(RAS)를 통해 얻을 수 있는 2000, 2010년 인구주택총조사 10% 표본자료이다[13]. RAS의 2000, 2010년 자료에서는 분 단위 통근시간 자료를 제공하므로, 지역 통근여건의 대리변수로 사용할 시군구 25-55세 기혼남성 평균 통근시간을 산출할 수 있다. 또한 남편, 자녀 등 가구구성원이 식별 가능하므로, 자녀 수 및 자녀들의 나이, 남편의 교육수준 등에 대한 정보를 사용할 수 있다. 고용여부 및 종사상지위에 대한 자료는 제공하나, 임금 및 노동시간(정규직 여부)에 대한 데이터는 제공하지 않으므로 분석에 사용할 수 없다.

분석대상은 2010년 기준, 취업자 중 1차산업(농림어업) 종사자 10% 이상인 지역을 제외한 시군구(전체 253개 중 131개 시군구) 또는 군지역을 제외한 통근권(67개)에 거주하는 25-55세 한국인 기혼 여성 노동자이다. 이러한 지역 제한을 가한 이유는 1차산업의 경우 특성상 통근이 필요 없거나 통근시간이 매우 짧고, 가족노동의 성격이 강해 고용률이 매우 높게 집계되는 특성이 있으므로 도시화된 지역과 1:1로 비교하기 어렵다고 판단되어 그 영향을 배제하기 위함이다. Black et al. (2014) 역시 미국의 인구 상위 50위까지의 MSA만 사용하였다는 점을 참조하여, 선행연구와의 비교를 위해서라도 충분히 도시화되지 않은 지역은 분석대상에서 제외하였다. 단, 본 연구의 분석대상은 광역권 간 비교가 아니라 광역권 내 비교 역시 포괄하고 있다는 점에 유의하여야 한다.

3.2 실증분석 방법론

---

13) 상세정보는 다음과 같다. 인구주택총조사(2000, 2010년). DOI번호 10.23333/R.101001.001). 통계청 MDIS, RAS. (프로젝트고유번호 RAS21112303).

본 연구에서 사용하는 기본적인 최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)에 의한 추정식은 다음과 같다.

$$y_i = \alpha + \beta Commuting_time_{c,i} + \psi X_i + \epsilon_i \quad (5)$$

식 (5)에서 아래첨자 i는 기혼여성 개인, c는 시군구를 나타낸다. 종속변수 y_i는 노동을 하고 있을 경우 1, 그렇지 않을 경우 0인 더미변수이다. 본 연구에서 관심을 갖는 설명변수는 기혼여성 i의 거주 시군구의 25-55세 기혼남성 평균 통근시간(분)을 10으로 나눈 $Commuting_time_{c,i}$이며, 이는 지역 통근여건의 대리변수이다. 그리고 그 회귀계수 β는 지역 25-55세 기혼남성 평균 통근시간이 10분 늘어날 때 기혼여성의 고용확률의 변화폭으로 해석된다. X_i는 자녀 수, 연령대, 교육수준, 배우자 교육수준, 25-55세 기혼남성 실업률 등의 개인 통제변수이다.

현재 거주지는 노동자의 내생적 선택이 작용하므로, Black et al. (2014)의 방법론을 따라 출생지역은 외생적이라는 사실을 이용한 IV를 사용함으로써 노동자 선택에 의한 지역 통근시간의 변화를 통제한다. IV의 1단계(first-stage) 회귀식은 다음과 같다.

$$Commuting_time_{c,i} = \gamma + \theta Birthplace_commuting_time_i + \nu_i \quad (6)$$

여기서 도구변수 $Birthplace_commuting_time_i$는 기혼여성 i의 출생 시군구의 25-55세 기혼남성 평균 통근시간이다. 그리고 자녀 양육 부담의 영향을 반영하기 위해 이러한 OLS 및 IV 회귀식을 자녀 연령 5세 미만, 자녀 연령 5세 이상, 무자녀인 기혼여성으로 집단을 나누어 추가로 분석하였다. 그 외에, 참고를 위해 아래 식 (7)과 같은 시군구 수준 OLS 분석을 추가로 시행하였다.

$$y_c = \alpha + \beta Commuting_time_c + \psi X_c + \epsilon_c \quad (7)$$

[표 3-2] 요약통계량

	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀	기혼남성
노동여부	0.387	0.552	0.580	0.915
본인통근시간	30.8	26.3	29.8	35.5
시군구통근시간*	35.2	35.5	34.7	35.3
출생지 시군구통근시간*	28.9	25.9	27.3	26.5
자녀수	1.68	1.74		1.45
연령	33.4	44.5	42.0	43.0
대졸이상 비율	0.386	0.211	0.269	0.388
배우자 대졸이상 비율	0.467	0.316	0.302	

*: 해당 시군구의 25-55세 기혼남성 평균 통근시간을 의미함.
가중치 적용함.

3.3 실증분석 결과

자녀 나이 5세 미만, 자녀 나이 5세 이상, 무자녀 기혼여성 및 기혼남성에 대한 요약통계량을 [표 3-2]에 정리하였다. 기혼여성 집단 간 가장 두드러진 차이는 자녀 5세 미만 집단에서 노동시장에 참여할 확률이 55%가 넘는 다른 두 집단 대비 38.7%로 현저하게 낮다는 것이다. 이는 육아 부담으로 인해 노동시장에서 완전히 이탈했다가 자녀가 어느 정도 성장한 후 노동시장에 재진입하는 여성들이 상당수 있음을 시사한다. 그리고 이 수치 역시 체감보다 더 높게 측정되었을 수 있는데, 이는 주로 일하였거나, 가사, 학교(학원) 등 다른 활동을 하면서 틈틈이 일하였거나, 일을 하여 왔지만 휴가 등으로 잠시 쉬고 있는 경우가 모두 노동을 한 것으로 집계되므로 육아휴직 역시 노동을 한 것으로 집계되기 때문이다. 그 외의 중요한 차이로, 자녀가 5세 미만인 기혼여성 집단이 연령 역시 다른 두 기혼여성 집단 대비 10세 정도 어리다는 점을 들 수 있다. 우리나라는 최근 수십 년간 교육수준 상승 등 급격한 사회 변화를 겪었으므로, 본인 및 배우자 교육수준 등의 개인 특성 역시 연령대에 따라 상당한 변화가 있었다. 따라서 이후 실증분석 결과를 해석할 때 거기에 코호

[표 3-3] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향
(지역단위: 시군구)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀
설명변수	종속변수: 노동여부(노동=1)					
Panel A: OLS						
시군구통근시간10분	0.0240***	-0.0106***	0.0306***	0.0127**	-0.00740	0.0229***
	(0.00587)	(0.00629)	(0.00605)	(0.00569)	(0.00598)	(0.00608)
자녀수				-0.0355***	0.00227	
				(0.00321)	(0.00171)	
연령대, 교육수준, 배우자 교육수준				O	O	O
상수항	0.303***	0.590***	0.474***	0.286***	0.528***	0.560***
	(0.0215)	(0.0225)	(0.0216)	(0.0362)	(0.0264)	(0.0261)
관측치	115,330	396,041	108,479	112,014	373,032	89,148
R-squared	0.001	0.000	0.002	0.021	0.013	0.029
Panel B: IV						
시군구통근시간10분	0.0395***	-0.127***	0.0841***	0.0124	-0.106***	-0.00495
	(0.00930)	(0.0170)	(0.0132)	(0.00905)	(0.0132)	(0.0121)
자녀수				-0.0349***	0.00369**	
				(0.00320)	(0.00186)	
연령대, 교육수준, 배우자 교육수준				O	O	O
상수항	0.246***	0.999***	0.286***	0.281***	0.839***	0.655***
	(0.0339)	(0.0633)	(0.0473)	(0.0484)	(0.0503)	(0.0457)
F (1st stage)	120.51	87.61	120.71	121.43	89.65	114.34
관측치	113,309	391,446	104,432	110,085	369,071	87,283
R-squared	0.001	-0.028	-0.004	0.022	-0.007	0.028

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

트 효과가 섞여 있는 것이 아닌지 주의 깊게 검증할 필요가 있다.

[표 3-3]은 식 (5), (6)에 의한 본 연구의 기본 추정결과를 나타낸 것이다. (1)~(3)열은 통제변수가 없는 회귀식의 결과이며, (4)~(6)열은 연령대, 본인 교육수준, 배우자 교육수준을 통제한 결과이다. Panel A의

[표 3-4] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향
(지역단위: 지역노동시장권)

	(1) 자녀 5세 미만	(2) 자녀 5세 이상	(3) 무자녀	(4) 자녀 5세 미만	(5) 자녀 5세 이상	(6) 무자녀
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
Panel A: OLS						
CZ통근시간10분	0.0121	-0.0252***	0.00160	0.00076	-0.0221***	-0.00691
	(0.00854)	(0.00791)	(0.00947)	(0.00709)	(0.00704)	(0.00771)
자녀수				-0.0269***	0.00226	
				(0.00834)	(0.00208)	
연령대, 교육수준, 배우자 교육수준				O	O	O
상수항	0.348***	0.649***	0.590***	0.364***	0.593***	0.732***
	(0.0282)	(0.0265)	(0.0285)	(0.0344)	(0.0263)	(0.0294)
관측치	137,739	467,699	148,058	133,717	440,925	122,436
R-squared	0.000	0.001	0.000	0.019	0.014	0.018
Panel B: IV						
CZ통근시간10분	0.0118	-0.108***	0.0106	-0.0101	-0.0934***	-0.0307**
	(0.0159)	(0.0267)	(0.0223)	(0.0139)	(0.0193)	(0.0123)
자녀수				-0.0272***	0.00315	
				(0.00792)	(0.00195)	
연령대, 교육수준, 배우자 교육수준				O	O	O
상수항	0.347***	0.925***	0.559***	0.370***	0.798***	0.805***
	(0.0515)	(0.0975)	(0.0696)	(0.0498)	(0.0690)	(0.0301)
F (1st stage)	35.43	24.42	61.75	30.75	20.93	41.3
관측치	135,102	461,967	142,927	131,195	435,948	120,121
R-squared	0.000	-0.014	-0.000	0.020	0.002	0.018

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
괄호 안에 지역노동시장권으로 군집화된 강건한 표준오차를 표시함. 가중치 적용함.
군지역만으로 이루어진 지역노동시장권은 표본에서 제외함.

OLS 결과는 고용확률과 지역 통근시간이 약한 양의 상관관계를 갖거나 유의하지 않은 결과가 나왔는데, Panel B의 IV 분석에서는 전체적으로 회귀계수가 감소하였다. 이러한 OLS와 IV 결과의 차이는 OLS 결과에 여성들의 거주지 선택의 내생성에 의한 편의가 있음을 시사한다. 한편

[표 3-4]는 시군구 단위 통근시간을 사용해 분석했던 [표 3-3]과 달리, Black et al. (2014)와 같이 통근권[14]을 정의한 다음 군지역으로 이루어진 통근권을 제외한 지역에 통근권 통근시간을 사용해 분석한 결과이다. 지역 단위를 다르게 했음에도 불구하고 결과는 [표 3-3]과 거의 유사하였다.

그리고 5세 이상 자녀를 가진 기혼여성 집단의 경우 강한 음의 상관관계가 나타났다. 이는 지역 평균 통근시간 10분 증가 시 고용확률이 약 10% 감소한다는 것을 의미한다. 이는 선행연구들과는 다른 양상으로 별도의 해석이 필요한데, 교육열이 높아 자녀의 초등학교 입학이 경력단절에 중요한 영향을 미친다는 우리나라 특유의 상황에 기인한 것일 가능성이 있다(김대일, 2008). 그러나 자녀 5세 미만 집단과 자녀 5세 이상 집단은 전체적인 연령, 교육수준 등이 다르기 때문에 코호트 효과가 함께 작용하였기 때문일 가능성도 배제할 수 없다.

이를 검증하기 위해 [표 3-5]와 같이 자녀 5세 미만 집단, 자녀 5세 이상 집단을 각각 연령대별로 나누어 추정하였다. 추정 결과, 25-29세 연령대에서는 양쪽 모두 유의하거나 유의하지 않은 차이는 있지만 양의 상관관계가 나타났으며, 연령이 상승함에 따라 음의 상관관계가 강해졌다가 연령이 더 상승하면 음의 상관관계가 약해지는 U자 경향을 보임을 알 수 있다. 이와 같은 연령에 따른 회귀계수의 경향은 두 집단 모두 유사하나, 자녀 5세 이상 집단이 전체적으로 더욱 음의 상관관계가 강하게 나타났다. 이는 코호트 효과를 통제하고 나서도 자녀 5세 이상 기혼여성들이 더 긴 통근시간에 민감하게 반응한다는 것을 의미하므로, 실제로 자녀가 성장함에 따라 경력단절이 심해지는 경향이 나타난 것일 가능성이 있다.

[표 3-6]는 [표 3-3]과 같은 분석을 학력별로 나누어 실시한 결과이다. 자녀가 없는 기혼여성 집단의 경우 학력에 관계없이 고용확률이 지역 통근시간에 영향을 받지 않지만, 자녀 5세 이상 기혼여성 집단이 자

14) 통근권은 동일한 인구주택총조사 데이터와 최재홍 (2018)의 방법론을 사용하여 정의하였다.

[표 3-5] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 연령대별(IV)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			기혼여성			
	25-30세	30-35세	35-40세	40-45세	45-50세	50-55세
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
Panel A: 자녀 5세 미만						
시군구통근시간 10분	0.0480***	0.0302***	-0.0296*	-0.0575*	-0.191	-0.487*
	(0.0143)	(0.0113)	(0.0164)	(0.0305)	(0.135)	(0.254)
자녀수	-0.0367***	-0.0515***	-0.0241***	-0.00177	0.0118	0.414*
	(0.00698)	(0.00379)	(0.00499)	(0.00833)	(0.0235)	(0.235)
연령대, 본인, 배우자 교육수준	O	O	O	O	O	O
상수항	0.158*	0.350***	0.490***	0.480***	0.761*	2.069**
	(0.0870)	(0.0738)	(0.0833)	(0.145)	(0.449)	(0.843)
F (1st stage)	126.12	120.15	106.31	75.01	18.03	7.96
관측치	17,165	52,313	33,741	6,342	496	27
R-squared	0.015	0.026	0.013	0.008	-0.097	0.195
Panel B: 자녀 5세 이상						
시군구통근시간 10분	0.0156	-0.00604	-0.0978***	-0.150***	-0.134***	-0.0492***
	(0.0558)	(0.0224)	(0.0153)	(0.0183)	(0.0222)	(0.0187)
자녀수	0.0409	-0.0377***	-0.0193***	0.000457	0.0137***	0.0148***
	(0.0317)	(0.00802)	(0.00469)	(0.00337)	(0.00315)	(0.00323)
연령대, 본인, 배우자 교육수준	O	O	O	O	O	O
상수항	0.322	0.430***	0.862***	1.123***	1.050***	0.699***
	(0.274)	(0.117)	(0.0683)	(0.0723)	(0.0816)	(0.0652)
F (1st stage)	51.73	100.61	101.78	88.79	75.14	67.52
관측치	900	13,154	68,334	102,631	96,360	76,381
R-squared	0.020	0.008	-0.009	-0.031	-0.028	0.004

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 취업자 중 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

녀 5세 미만 기혼여성 집단 대비 음의 상관관계가 더 강하게 나타난 것은 그대로였다. 한편 자녀가 있는 경우 대졸 기혼여성이 고졸 기혼여성에 비해 지역 통근시간 증가에 따라 고용확률이 크게 낮아지는 경향이 나타났으며, 특히 자녀 5세 미만 고졸 기혼여성 집단의 경우 고용확률과

[표 3-6] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 학력별

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	자녀 5세 미만		자녀 5세 이상		무자녀	
	고졸	대졸	고졸	대졸	고졸	대졸
설명변수	종속변수: 노동여부(노동=1)					
Panel A: OLS						
시군구통근시간10분	0.0280***	-0.00286	0.00884	-0.0511***	0.0333***	0.0189**
	(0.00479)	(0.00764)	(0.00578)	(0.00993)	(0.00753)	(0.00811)
자녀수	-0.00602	-0.0585***	0.00415**	-0.00259		
	(0.00366)	(0.00526)	(0.00204)	(0.00338)		
연령대, 배우자 교육수준	O	O	O	O	O	O
상수항	0.238***	0.443***	0.509***	0.864***	0.522***	0.764***
	(0.0372)	(0.123)	(0.0290)	(0.0839)	(0.0350)	(0.0891)
관측치	33,690	34,525	189,555	65,119	33,130	18,815
R-squared	0.006	0.006	0.016	0.018	0.018	0.045
Panel B: IV						
시군구통근시간10분	0.0547***	-0.0435***	-0.0523***	-0.227***	0.00466	-0.00804
	(0.0116)	(0.0144)	(0.0126)	(0.0294)	(0.0174)	(0.0178)
자녀수	-0.00321	-0.0622***	0.00550***	-0.00660*		
	(0.00383)	(0.00522)	(0.00209)	(0.00370)		
연령대, 배우자 교육수준	O	O	O	O	O	O
상수항	0.150***	0.585***	0.705***	1.476***	0.609***	0.799***
	(0.0546)	(0.161)	(0.0469)	(0.140)	(0.0655)	(0.114)
F (1st stage)	92.29	106.12	78.89	75.49	105.89	96.49
관측치	32,913	34,322	187,713	64,736	32,274	18,676
R-squared	0.004	0.003	0.008	-0.043	0.016	0.043

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 취업자 중 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

통근시간이 양의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 자녀 특성이 유사한 집단 내에서 학력에 따른 회귀계수의 차이는 여러 가지 원인이 복합적으로 작용하고 있는 것으로 보인다. 첫째, 대졸 여성의 통근시간이 고졸 대비 길 가능성이 높기 때문에, 지역 평균 통근시간이 길어지면 개인 통근시간 증가폭은 고졸 대비 더 클 수 있다. 둘째, 학력에 따른

교육열의 차이가 작용하고 있을 가능성이 있다. 셋째, 고졸의 경우 상대적으로 대졸에 비해 학업기간이 짧아 일찍 취직할 것이므로, [표 3-5]에서와 같이 코호트 효과가 작용하고 있을 가능성이 있다. 단 이 세 가지 원인들로는 양의 상관관계가 나타난 자녀 5세 미만 고졸 기혼여성 집단의 경우를 설명할 수 없으므로, 추가적인 설명이 필요하다. 여기서 필자가 제기하는 가설은 지역 평균 통근시간이 긴 지역에서 상대적으로 고졸 여성에 대한 노동수요가 더 높을 수 있다는 것이나, 추가적인 검증이 필요하다.

[표 3-7] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 시군구 수준, 시점별 횡단면 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
	고졸		대졸	
	종속변수: 학력별 시군구 25-55세 기혼여성 고용률			
Panel A: 2010년				
시군구통근시간10분[a]	0.0177***	0.00496	-0.0115*	-0.0314***
10분	(0.00549)	(0.00589)	(0.00666)	(0.00674)
실업률[a]		1.559***		2.439***
		(0.359)		(0.411)
상수항	0.469***	0.433***	0.573***	0.517***
	(0.0191)	(0.0196)	(0.0232)	(0.0225)
관측치	115	115	115	115
R-squared	0.084	0.216	0.026	0.259
Panel B: 2000년				
시군구통근시간10분[a]	-0.00088	-0.00017	-0.0168**	-0.0155**
10분	(0.00549)	(0.00535)	(0.00810)	(0.00776)
실업률[a]		0.646***		1.190***
		(0.242)		(0.350)
상수항	0.354***	0.322***	0.455***	0.395***
	(0.0171)	(0.0207)	(0.0253)	(0.0300)
관측치	115	115	115	115
R-squared	0.000	0.060	0.037	0.127

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
[a]: 0~1 범위, 해당 시군구의 25-55세 기혼남성에 대해 계산.
가중치 적용함. 2010년 기준 취업자 중 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 및 행정구역 변동이 있었던 시군구를 제외한 115개 시군구에 대해 분석.

[표 3-7]은 식 (7)과 같이 분석단위를 개인이 아닌 시군구 단위로 한

결과이다. 자녀 상황을 따로 나누지 않은 만큼 앞서의 5세 이상 자녀를 가진 기혼여성 집단의 IV 추정치 대비 절대값은 작게 측정되었으나, 고졸 대비 대졸 기혼여성 집단에서 음의 상관관계가 더 강하게 나타난 것은 개인 단위 분석결과와 유사한 경향이었다. 또한, Kawabata and Abe (2018)의 결과와도 매우 유사한 결과이다.

마지막으로 [표 3-8]은 본 연구의 결과를 Black et al. (2014), Kawabata and Abe (2018)과의 결과와 비교한 것이다. 본 연구의 결과는 크게 두 가지 점에서 기존 결과들과 다른 경향을 보인다. 첫째, 더 성장한 자녀를 가진 기혼여성이 통근시간에 더 민감하게 반응한다는 점이다. 이는 앞서 언급하였듯이 코호트 효과와 함께 자녀의 초등학교 입학이 경력단절에 중요한 영향을 미친다는 우리나라 특유의 상황에 기인한 것으로 추측된다. 둘째, 고학력 기혼여성이 통근시간에 더 민감하게 반응한다는 점인데, 이는 도쿄 광역권 사례를 사용한 Kawabata and Abe (2018)과는 유사한 경향이지만 미국의 MSA 간 비교를 시도한 Black et al. (2014)과는 다른 경향이다. Kawabata and Abe (2018)은 고학력자들이 상대적으로 중심업무지구와 가까운 곳에 집중되었기(sorting) 때문으로 추측하고 있는데, 본 연구의 [표 3-4]와 같이 지역 구분으로 통근권을 사용한 분석에서도 결과가 유사하게 나온 것으로 보아 그보다는 앞서 언급한 평균 통근시간의 차이, 학력에 따른 교육열의 차이, 지역 평균 통근시간과 학력별 노동수요의 상관관계 등 다른 원인이 주로 작용하고 있는 것으로 생각된다. 이 중 일본과 우리나라에 공통적으로 적용될 수 있는 것은 첫 번째와 세 번째 설명이다.

[표 3-8] 기존 연구들과의 비교

	자녀 5세# 미만		자녀 5세# 이상		무자녀	
	고졸	대졸	고졸	대졸	고졸	대졸
	종속변수: 학력별 시군구 25-55세 기혼여성 고용률					
본 연구	0.0547***	-0.0435***	-0.0523***	-0.227***	0.00466	-0.00804
(한국, 전국 시군구)	(0.0116)	(0.0144)	(0.0126)	(0.0294)	(0.0174)	(0.0178)
Black et al. (2014)	-0.064***	-0.069**	-0.044***	-0.038**	-0.024	-0.017*
(미국, 상위 50 MSA)	(0.0249)	(0.0237)	(0.0184)	(0.0225)	(0.082)	(0.055)
Kawabata et al. (2018)	-0.025***	-0.031***	-0.011***	-0.031***	-0.013***	-0.01
(일본, 도쿄 광역권)	(0.005)	(0.007)	(0.003)	(0.006)	(0.005)	(0.007)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
#: Kawabata et al. (2018)은 6세 기준.
Kawabata et el. (2018)은 지역 단위, 나머지는 개인 단위에 IV를 적용한 분석결과.
설명변수는 거주지역 평균 통근시간 10분.

제 4 절 결론

지금까지 지역 기혼남성 평균 통근시간으로 대변되는 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향에 대해 분석하였다.

기혼여성의 출생지역 통근여건을 현재 거주지역 통근여건의 IV로 사용한 실증분석 결과, 다른 기혼여성 집단에서는 지역 기혼남성 평균 통근시간이 고용에 유의한 영향이 없었으나 5세 이상 자녀를 가진 기혼여성 집단에서는 통근시간 10분 증가 시 고용률이 약 10%P 감소하는 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 학력별로 살펴보면 고학력자 집단에서 통근시간의 부정적 효과가 더 크게 나타났다. 이는 미국의 사례와는 다른 결과이며, 초등학교 입학을 계기로 직장보다 자녀 교육에 더 집중하게 되는 우리나라의 특수성에 기인한 것일 수 있으며, 그 외에도 고학력자의 긴 통근시간이나 지역 노동수요의 차이 등이 복합적으로 작용하고 있을 가능성이 있다.

이상과 같은 실증분석 결과를 바탕으로 본 연구의 의의를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 전체적으로 기존 연구들이 보고한 긴 통근시간이 여성 고용에 미치는 부정적 효과를 지지하는 결과를 제시할 수 있었다. 그러나 세부적으로는 자녀 연령에 따라, 기혼여성의 학력에 따라 다른 경향이 관찰되기도 하였으며, 이를 보다 정교하게 분석하기 위해 연령별 분석을 추가하는 등의 시도를 하였다. 현재로서는 교육열이 강한 우리나라의 특수성의 결과로 해석하고 있으나, 통근시간 차이나 노동수요 측면 등 다양한 원인들에 대한 추가적인 검증이 필요하다. 둘째, 우리나라의 지역 간 여성 고용률 차이가 크고 평균 고용률 역시 미국이나 유럽 국가들에 비하면 여전히 낮은 수준에 머물러 있는 상황에서 이를 전체적으로 높이기 위한 정책적 함의를 도출할 수 있을 것이다. 특히 자녀 연령이 높거나 학력이 높은 기혼여성들이 통근여건에 더욱 민감하게 반응한다는 점에 주목하여 구체적인 대책을 세워나가야 한다.

본 연구의 한계점은 IV가 교육수준, 배우자 선택 등을 통해 노동공급 여부에 영향을 미칠 수 있다는 우려에 대해서 완전한 해결책을 내놓지

못했다는 점이다. 그러나 그것들 역시 여성의 선택의 결과로 이해할 수도 있으며, 통제변수로도 어느 정도 대처할 수 있다는 점 또한 언급해 둔다.

부록

[표 3-A1] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 상세

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		OLS			IV	
	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	무자녀
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
시군구통근시간10분	0.00127**	-0.000740	0.00229***	0.00124	-0.0106***	-0.000495
	(0.000569)	(0.000598)	(0.000608)	(0.000905)	(0.00132)	(0.00121)
자녀수	-0.0355***	0.00227		-0.0349***	0.00369**	
	(0.00321)	(0.00171)		(0.00320)	(0.00186)	
30-34세	0.0509***	0.0179	-0.0201***	0.0504***	0.0259	-0.0181***
	(0.00530)	(0.0159)	(0.00565)	(0.00529)	(0.0161)	(0.00568)
35-39세	0.0697***	0.0560***	-0.0603***	0.0696***	0.0715***	-0.0596***
	(0.00577)	(0.0153)	(0.00839)	(0.00602)	(0.0156)	(0.00859)
40-44세	0.107***	0.117***	-0.0495***	0.107***	0.137***	-0.0524***
	(0.00805)	(0.0155)	(0.00986)	(0.00831)	(0.0162)	(0.00995)
45-50세	0.0608***	0.113***	-0.0650***	0.0623***	0.138***	-0.0725***
	(0.0213)	(0.0159)	(0.0105)	(0.0213)	(0.0167)	(0.0106)
50-54세	0.0548	0.0365**	-0.147***	0.0535	0.0673***	-0.153***
	(0.0866)	(0.0157)	(0.0111)	(0.0960)	(0.0169)	(0.0112)
55세	0.805***	-0.0162	-0.198***	0.819***	0.0173	-0.200***
	(0.0152)	(0.0177)	(0.0134)	(0.0163)	(0.0190)	(0.0135)
학력: 중졸	0.0121	0.0201***	0.0202*	0.0166	0.0214***	0.0153
	(0.0292)	(0.00491)	(0.0106)	(0.0335)	(0.00502)	(0.0104)
학력: 고졸	0.0555**	0.0394***	0.0212*	0.0673**	0.0451***	0.0169
	(0.0245)	(0.00502)	(0.0109)	(0.0287)	(0.00527)	(0.0106)
학력: 전문대졸	0.0910***	0.0583***	0.0725***	0.106***	0.0647***	0.0707***
	(0.0252)	(0.00628)	(0.0125)	(0.0294)	(0.00629)	(0.0120)
학력: 대졸이상	0.190***	0.0885***	0.134***	0.205***	0.103***	0.134***
	(0.0250)	(0.00843)	(0.0128)	(0.0290)	(0.00780)	(0.0124)
배우자 학력: 중졸	-0.0325	-0.0209***	0.00544	-0.0503*	-0.0214***	0.00693
	(0.0277)	(0.00585)	(0.0115)	(0.0278)	(0.00604)	(0.0115)
배우자 학력: 고졸	-0.0436*	-0.0473***	-0.0347***	-0.0572**	-0.0458***	-0.0313***
	(0.0227)	(0.00567)	(0.0119)	(0.0234)	(0.00607)	(0.0116)
배우자 학력: 전문대졸	-0.0626***	-0.0902***	-0.0596***	-0.0726***	-0.0886***	-0.0557***
	(0.0229)	(0.00569)	(0.0133)	(0.0236)	(0.00612)	(0.0130)
배우자 학력: 대졸이상	-0.0591**	-0.157***	-0.0805***	-0.0691***	-0.145***	-0.0734***
	(0.0226)	(0.00700)	(0.0131)	(0.0233)	(0.00707)	(0.0127)
상수항	0.286***	0.528***	0.560***	0.281***	0.839***	0.655***
	(0.0362)	(0.0264)	(0.0261)	(0.0484)	(0.0503)	(0.0457)
관측치	112,014	373,032	89,148	121.43	89.65	114.34
R-squared	0.021	0.013	0.029	110,085	369,071	87,283

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시함. 가중치 적용함. 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석함.

[표 3-A2] 지역 통근여건이 기혼여성 노동공급에 미친 영향: 추가 통제변수

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
			기혼여성			
	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상	자녀 5세 미만	자녀 5세 이상
설명변수			종속변수: 노동여부(노동=1)			
시군구통근시간 10분	-0.00501	-0.136***	0.0135	-0.112***	0.00084	-0.131***
	(0.0113)	(0.0171)	(0.00907)	(0.0133)	(0.00926)	(0.0166)
자녀수	-0.0351***	0.00246	-0.0348***	0.00432**	-0.0357***	0.00250
	(0.00319)	(0.00197)	(0.00314)	(0.00188)	(0.00321)	(0.00193)
지역 고용 중 제조업 비중	-0.337***	-0.111				
	(0.0941)	(0.332)				
지역 고용 중 서비스업 비중	-0.0198	0.463				
	(0.118)	(0.327)				
주택점유: 전세			-0.00991**	0.0472***		
			(0.00460)	(0.00416)		
주택점유: 월세			0.0145***	0.0859***		
			(0.00559)	(0.00489)		
주택점유: 무상			-0.0742***	-0.0434***		
			(0.00809)	(0.0122)		
배우자 POB SRB#					-0.00392***	-0.00750***
					(0.000617)	(0.00116)
연령대, 본인, 배우자 교육수준	O	O	O	O	O	O
상수항	0.421***	0.671**	0.277***	0.814***	0.767***	1.780***
	(0.0850)	(0.264)	(0.0491)	(0.0507)	(0.105)	(0.176)
F (1st stage)	85.33	76.77	127.2	92.55	94.6	64.87
관측치	110,085	369,071	110,085	369,071	109,565	367,979
R-squared	0.025	-0.012	0.023	-0.006	0.023	-0.014

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 취업자 중 1차산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

#: 배우자 POB SRB = 1991-1994년 배우자 출생 시도의 출생 남녀 성비(동일할 경우 100).

[표 3-A3] 지역 통근여건이 미혼여성 노동공급에 미친 영향(IV)

	(1)	(2)	(3)	(4)
		미혼여성		
	전체	고졸	대졸	전체
설명변수		종속변수: 노동여부(노동=1)		
시군구통근시간10분	-0.0386***	-0.0349***	-0.0231***	-0.0212***
	(0.00788)	(0.0111)	(0.00856)	(0.00640)
연령대	O	O	O	O
본인 교육수준	O			O
가구유형(1인가구 등)				O
상수항	0.458***	0.874***	0.892***	0.408***
	(0.0316)	(0.0411)	(0.0338)	(0.0256)
F (1st stage)	113.34	101.47	95.87	120.81
관측치	194,080	41,647	70,113	194,080
R-squared	0.032	0.010	0.001	0.042

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 취업자 중 1차 산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

[표 3-A4] 지역 통근여건이 이혼 혹은 사별한 여성 노동공급에 미친 영향(IV)

	(1)	(2)	(3)	(4)
		이혼 혹은 사별한 여성		
	전체	고졸	대졸	전체
설명변수		종속변수: 노동여부(노동=1)		
시군구통근시간10분	-0.0940***	-0.0762***	-0.0902***	-0.0951***
	(0.0175)	(0.0192)	(0.0332)	(0.0175)
연령대	O	O	O	O
본인 교육수준	O			O
가구유형(1인가구 등)				O
상수항	0.895***	0.941***	1.182***	0.917***
	(0.0673)	(0.0704)	(0.144)	(0.0681)
F (1st stage)	89.26	85.04	74.92	89.53
관측치	64,881	33,102	5,454	64,881
R-squared	0.003	0.001	0.003	0.003

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

괄호 안에 시군구로 군집화된 강건한 표준오차를 표시. 가중치 적용. 취업자 중 1차 산업(농림어업) 종사자 비율이 10% 이상인 시군구 제외, 총 251개 시군구 중 131개 시군구에 대해 분석.

참 고 문 헌

Black, Dan A., Natalia Kolesnikova, and Lowell J. Taylor. "Why do so few women work in New York (and so many in Minneapolis)? Labor supply of married women across US cities." Journal of Urban Economics 79 (2014): 59-71.

Bütikofer, Aline, Rene Karadakic, and Alexander Willen. "Mommy is Stuck in Traffic? Parenthood and the Gender Gap in Commuting." (2021). Working paper.

Crane, Randall. "Is there a quiet revolution in women's travel? Revisiting the gender gap in commuting." Journal of the American planning association 73.3 (2007): 298-316.

Farre, Lidia, Jordi Jofre-Monseny, and Juan Torrecillas. "Commuting time and the gender gap in labor market participation." (2020). Working paper.

Harari, Mariaflavia. "Cities in bad shape: Urban geometry in India." American Economic Review 110.8 (2020): 2377-2421.

Kawabata, Mizuki, and Yukiko Abe. "Intra-metropolitan spatial patterns of female labor force participation and commute times in Tokyo." Regional Science and Urban Economics 68 (2018): 291-303.

Le Barbanchon, Thomas, Roland Rathelot, and Alexandra Roulet. "Gender differences in job search: Trading off commute against wage." The Quarterly Journal of Economics 136.1 (2021): 381-426.

Madden, Janice Fanning. "Why women work closer to home." Urban studies 18.2 (1981): 181-194.

Petrongolo, Barbara, and Maddalena Ronchi. "Gender gaps and the structure of local labor markets." Labour Economics 64 (2020):

101819.

Roberts, Jennifer, Robert Hodgson, and Paul Dolan. ""It's driving her mad": Gender differences in the effects of commuting on psychological health." Journal of health economics 30.5 (2011): 1064-1076.

Rosenthal, Stuart S., and William C. Strange. "Female entrepreneurship, agglomeration, and a new spatial mismatch." Review of Economics and Statistics 94.3 (2012): 764-788.

Stutzer, Alois, and Bruno S. Frey. "Stress that doesn't pay: The commuting paradox." Scandinavian Journal of Economics 110.2 (2008): 339-366.

White, Michelle J. "Sex differences in urban commuting patterns." The American economic review 76.2 (1986): 368-372.

김대일. "기혼 여성의 노동공급과 자녀교육." 노동경제논집 31.2 (2008): 73-102.

최재홍. "중국으로부터의 수입이 제조업 고용에 미친 영향." 2018년 6월. 서강대학교 경제학과 석사학위논문.

Abstract

Essays on Transportation and Local Labor Markets

Chiho Lee

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This thesis focuses on spatial distribution of economic activities and investigates the effect of transportation on local labor markets using Korean microdata on employment, internal migration, and income.

The first chapter analyzes the effect of transportation infrastructure on local economy. I exploit the Geoga Bridge case, which provides significant reduction in transportation cost compared with alternative routes and causes highly localized effects on surrounding regions. I find that the construction of Geoga Bridge led to a 12.2 percent growth in the employment of Geoje. In particular, I find that employment in retail sector increased by 34.5 percent, implying that improvement in accessibility stimulates local service sector. One potential explanation is that the Geoga Bridge helped attract tourists from the nearby counties that experienced significant improvement in accessibility. These results have an important policy implication that,

depending on the situation, enhanced transportation infrastructure that allows greater access to a large city could be beneficial for small counties such as Geoje. The analysis with the redefined treatment group of broader range of regions shows that most of the increase in employment in Geoje can be explained by a reallocation of employment from the surrounding counties. These results are in line with previous studies and suggest that consideration of reallocation effect is crucial in assessing the effect of place-based policy such as construction of transportation infrastructure. In the Geoga Bridge case, the straw effect appears to have occurred in the opposite direction, from Busan or Changwon to Geoje, contrary to the concerns of the Geoje citizens.

The second chapter analyzes the effect of mobility on the elderly's labor employment outcome. I utilize the variation in access to urban rail transit(URT). An URT station in each county is associated with a 0.51 percentage points increase in the employment rate of the population aged 50-75. However, by decomposing the result by commuting mode, it is found that increase in employment of the workers commuting on foot account for most of the increase in overall employment. Hence, the increased employment should be understood as the result of the increased labor demand induced by URT stations rather than the enhanced mobility of elderly workers. On the other hand, the coefficient for the sample of population aged 25-50 is significantly smaller, which suggests that mobility does not play a role in inducing employment *per se* but in the distribution of the induced employment. The free ride program for citizens aged 65 or older does not affect their labor supply.

The third chapter analyzes the effect of local commuting conditions on labor supply of local married women. I use average commuting

time of married men as a proxy of the local commuting condition. To control endogeneity problems, I then use average commute time of married men in a county of birth as an instrument for average commute time for each observation. 10 minutes increase in the average commute time of local married men is associated with a decrease in the probability of labor force participation of 10.6 percentage points for married women with children none of whom are younger than 5 years old, while for other married women the estimated effect is insignificant. In addition, the negative association is stronger for women with a college degree than for women with a high school diploma. These results are distinct from those of the United States, which appears to originate from the peculiarity of Korea such as growing obsession with education after elementary school entrance. Hence, to close the large gap of employment rate of women among regions and enhance average employment rate of women, understanding and policies for groups susceptible to long commute are needed.

keywords : local labor markets, Geoga Bridge, place-based policy, differences-in-differences estimation, mobility, labor supply of women
Student Number : 2017-33088