

정책연구
2023-21

통근시간의 변화와 노동시장 영향

손연정 · 강동우 · 홍민기

목 차

| | |
|---|----------------|
| 요 약 | i |
| 제1장 서 론 | (손연정) 1 |
| 제1절 연구의 필요성과 목적 | 1 |
| 제2절 보고서의 구성 | 3 |
| 제2장 통근시간 실태와 통근시간 결정요인 분석 ... (손연정) | 5 |
| 제1절 들어가며 | 5 |
| 제2절 통근시간 현황 분석 | 10 |
| 제3절 통근시간 결정요인 분석 | 20 |
| 1. 통근시간 결정요인에 관한 선행연구 | 20 |
| 2. 분석 자료 및 분석 방법 | 22 |
| 3. 분석 결과 | 25 |
| 제4절 통근시간과 성별 임금격차 | 28 |
| 제5절 소 결 | 36 |
| 제3장 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향 | (손연정) 40 |
| 제1절 들어가며 | 40 |
| 제2절 선행연구 검토 | 41 |
| 제3절 이론적 논의 | 44 |
| 제4절 분석 결과 | 45 |
| 1. 자료 및 기초통계 | 45 |

| | |
|--------------------------|----|
| 2. 회귀분석 결과: 성별 차이 | 49 |
| 3. 회귀분석 결과: 지역별 차이 | 63 |
| 제5절 소 결 | 68 |

제4장 코로나19 대유행에 따른 통근 여부와 통근시간의 변화:

| | |
|--|----------|
| 성별 이질성 탐색 | (강동우) 70 |
| 제1절 서 론 | 70 |
| 제2절 분석 자료 | 72 |
| 1. 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본 | 72 |
| 2. 재택근무 정보가 없는 자료의 제약과 통근 여부에 대한 가정 .. | 73 |
| 3. 통근 여부 및 통근시간 추세(2010·2015·2020년 비교) | 75 |
| 4. 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 수 | 82 |
| 제3절 분석모형 및 변수 설명 | 84 |
| 1. 단년도(2020년) 횡단면 자료 분석을 사용하는 이유 | 84 |
| 2. 통근 결정모형: 이항 프로빗 모형 | 85 |
| 3. 통근시간 결정모형: 토빗 모형 | 86 |
| 4. 변수 설명 | 87 |
| 5. 분석표본 요약 통계 | 89 |
| 제4절 분석 결과 | 93 |
| 1. 통근 확률에 대한 평균 한계효과 | 93 |
| 2. 통근시간에 대한 평균 한계효과 | 95 |
| 제5절 소 결 | 100 |
| 1. 주요 분석 결과 요약 | 100 |
| 2. 시사점 | 101 |
| 3. 연구 한계 | 102 |

| | |
|--|-----|
| 제5장 통근시간이 소득과 시간의 결합 빈곤에 미치는 영향 (홍민기) | 103 |
| 제1절 머리말 | 103 |
| 제2절 자료 및 기초통계 | 104 |
| 1. 자 료 | 104 |
| 2. 기초통계 | 106 |
| 제3절 소득분위별 활동 시간 | 110 |
| 제4절 소득과 시간의 상대적 빈곤 | 116 |
| 1. 상대적 빈곤의 두 가지 정의 | 116 |
| 2. 코플라 모형 | 117 |
| 제5절 소 결 | 127 |
| 제6장 결 론 | 131 |
| (손연정) | 131 |
| 참고문헌 | 137 |

표 목 차

| | |
|--|----|
| 〈표 2- 1〉 통근시간별 통근인구와 평균 통근시간 | 6 |
| 〈표 2- 2〉 유럽 국가들의 평균 통근시간 | 7 |
| 〈표 2- 3〉 성별 평균 통근시간(평일 행위자 평균시간) | 12 |
| 〈표 2- 4〉 교육수준별 평균 통근시간 | 12 |
| 〈표 2- 5〉 지역(수도권/비수도권)별 평균 통근시간 | 13 |
| 〈표 2- 6〉 지역(시도)별 평균 통근시간 | 14 |
| 〈표 2- 7〉 혼인상태별 평균 통근시간 | 14 |
| 〈표 2- 8〉 10세 이하 자녀 수별 평균 통근시간 | 15 |
| 〈표 2- 9〉 연령별 평균 통근시간 | 16 |
| 〈표 2-10〉 종사상 지위별 평균 통근시간 | 17 |
| 〈표 2-11〉 취업형태(전일제/시간제)별 통근시간 | 17 |
| 〈표 2-12〉 직종별 통근시간(2014, 2019) | 18 |
| 〈표 2-13〉 업종별 통근시간(2014, 2019) | 19 |
| 〈표 2-14〉 분석표본의 기초통계량 | 24 |
| 〈표 2-15〉 통근시간 결정요인 분석 결과 | 27 |
| 〈표 2-16〉 임금함수 추정 결과 | 33 |
| 〈표 2-17〉 성별 임금격차 요인분해 결과 | 36 |
| | |
| 〈표 3- 1〉 남성 근로자의 통근시간별 특성 | 46 |
| 〈표 3- 2〉 여성근로자의 통근시간별 특성 | 48 |
| 〈표 3- 3〉 통근시간에 따른 평균 여가 및 수면 시간 | 49 |
| 〈표 3- 4〉 통근시간이 여가시간에 미치는 영향 | 50 |
| 〈표 3- 5〉 통근시간이 수면시간에 미치는 영향 | 52 |
| 〈표 3- 6〉 통근시간과 여가 만족도 : 프로빗 모형 추정 결과 | 54 |
| 〈표 3- 7〉 통근시간과 삶 만족도 : 프로빗 모형 추정 결과 | 55 |

| | |
|--|-----|
| 〈표 3- 8〉 통근시간과 주관적 건강 : 프로빗 모형 추정 결과 | 57 |
| 〈표 3- 9〉 통근시간과 시간빈곤 : 프로빗 모형 추정 결과 | 59 |
| 〈표 3-10〉 통근시간과 피로감 : 프로빗 모형 추정 결과 | 61 |
| 〈표 3-11〉 통근시간과 삶의 질 : 한계효과(남성) | 62 |
| 〈표 3-12〉 통근시간과 삶의 질 : 한계효과(여성) | 63 |
| 〈표 3-13〉 통근시간이 여가 및 수면 시간에 미치는 영향 | 64 |
| 〈표 3-14〉 통근시간이 만족도에 미치는 영향 | 65 |
| 〈표 3-15〉 통근시간이 건강에 미치는 영향 | 66 |
| 〈표 3-16〉 교통수단별 통근인구 | 68 |
| | |
| 〈표 4- 1〉 근무장소별 비중 | 74 |
| 〈표 4- 2〉 분석표본별 관측치 수 | 76 |
| 〈표 4- 3〉 표본별 요약통계 | 90 |
| 〈표 4- 4〉 특성별 통근 비중 및 평균 통근시간 | 92 |
| 〈표 4- 5〉 이항 프로빗 모형 추정 결과(통근 확률에 대한 평균 한계효과) .. | 96 |
| 〈표 4- 6〉 토빗 모형 추정 결과(통근시간에 대한 평균 한계효과) | 98 |
| | |
| 〈표 5- 1〉 활동별 평균 시간 | 106 |
| 〈표 5- 2〉 가구주 성별 활동 시간 | 107 |
| 〈표 5- 3〉 가구주 특성별 활동 평균 시간 | 109 |
| 〈표 5- 4〉 활동 시간의 상관관계 | 110 |
| 〈표 5- 5〉 소득분위별 특성 및 활동 시간 | 111 |
| 〈표 5- 6〉 빈곤선을 기준으로 하는 집단의 구성 : 설명변수가 없을 때 .. | 121 |
| 〈표 5- 7〉 집단별 기초 통계량 : 설명변수가 없을 때 | 122 |
| 〈표 5- 8〉 빈곤상태별 기초 통계량 : 설명변수가 없을 때 | 123 |
| 〈표 5- 9〉 빈곤상태별 시간활동 비교 : 설명변수가 없을 때 | 124 |
| 〈표 5-10〉 빈곤에 미치는 영향 프로빗 추정 결과 | 126 |
| 〈표 5-11〉 빈곤에 미치는 영향 프로빗 추정 한계효과 | 126 |

그림목차

| | |
|--|-----|
| [그림 2-1] 국가별 평균 통근시간 | 6 |
| [그림 2-2] 유럽의 인구사회학 특성에 따른 집단별 평균 통근시간 분포(2019) | 8 |
| [그림 2-3] 국가별 더 나은 삶의 지수(Better Life Index) | 9 |
| [그림 2-4] OECD 국가들의 통근시간과 삶의 질 | 10 |
| [그림 2-5] 소득구간별 평균 통근시간(2019) | 19 |
| [그림 2-6] 성별 평균 통근시간(2004, 2009, 2014, 2019) | 30 |
| [그림 2-7] 성·연령별 평균 통근시간(2019) | 30 |
| [그림 2-8] 성·연령별 평균 통근시간(2022) | 31 |
| [그림 2-9] 성·연령별 평균 임금(2022) | 31 |
| | |
| [그림 4-1] 성별 '일하였음' 비중 변화 비교(전체 표본) | 77 |
| [그림 4-2] 성별 '일하였음' 비중 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본) | 77 |
| [그림 4-3] 성별 '통근함' 비중 변화 비교(전체 표본) | 78 |
| [그림 4-4] 성별 '통근함' 비중 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본) | 78 |
| [그림 4-5] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(전체 표본) | 80 |
| [그림 4-6] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본) | 80 |
| [그림 4-7] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(전체 표본, 통근 안 함 제외) | 81 |
| [그림 4-8] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본, 통근 안 함 제외) | 81 |
| [그림 4-9] 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 수 | 83 |
| | |
| [그림 5-1] 「한국노동패널」 17차 부가조사 활동 보기 | 105 |
| [그림 5-2] 가구소득 분위와 가구주 나이(세) | 111 |
| [그림 5-3] 가구소득 분위와 맞벌이 비중 | 112 |

| | |
|--|-----|
| [그림 5-4] 가구소득 분위별 취업활동, 재량, 통근시간(시간/일) | 113 |
| [그림 5-5] 소득분위별 돌봄서비스 이용 비율 | 114 |
| [그림 5-6] 가구소득 분위별 교육보육비와 보육비의 비중 | 116 |
| [그림 5-7] 로그 소득, 로그 재량시간의 분포 | 118 |
| [그림 5-8] 소득과 시간빈곤 기준에 따른 집단 구분 | 120 |
| [그림 5-9] 소득과 재량시간 분위별 결합분포 빈곤 비중 | 121 |
| | |
| [그림 6-1] 유연근무제 유형별 활용률 추이 | 134 |
| [그림 6-2] 15분 도시 개념도 | 135 |

요 약

1. 서론

통근은 근로자의 삶에서 큰 비중을 차지하고 있으며 근로자의 삶의 질과 노동생산성, 이직 의향 등에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 따라서 과도한 통근시간과 비용의 발생은 개인뿐 아니라 사회적 문제로 함께 고민할 필요가 있다. 또한, 통근은 도시, 교통, 주거, 경제, 복지 등 다양한 분야와 관련이 있는 중요한 사안이며, 통근시간에서 나타나는 사회경제적 계층화 양상은 노동시장의 불평등 현실을 반영한다는 측면에서도 중요한 사회적 의미를 가진다. 더욱이 최근 도시의 성장과 주거 가격 상승, 이로 인한 교외 거주 증가로 우리나라 근로자의 평균 통근시간이 점차 증가하고 있어 이에 대한 지속적인 관심과 장시간 통근에 관한 해결방안 모색이 필요한 시점이라 생각된다.

하지만 통근시간은 그 중요성에도 불구하고 부차적인 노동시간의 일부로 치부되거나 지극히 개인적인 선택으로 간주되어 그동안 독립적인 분석 대상으로 적극적인 연구가 이루어지지 못한 상황이다. 따라서 본 연구는 통근시간과 관련한 노동시장의 다양한 측면의 영향에 관해 실증적인 분석을 시행하고 그 결과로부터 정책적 함의를 도출하고자 하였다.

2. 통근시간 변화와 통근시간 결정요인 분석

제2장에서는 「생활시간조사」 자료를 이용하여 통근인구의 인구사회학적 특성에 따라 통근시간이 어떻게 다른지 살펴보았다. 남성은 평균적으로 여성에 비해 통근시간이 길고, 교육수준이 높아질수록 통근시간

이 긴 경향이 발견되었으며, 수도권 지역이 비수도권 지역에 비해 통근 시간이 27분가량 긴 것으로 확인되었다. 직종과 업종별로 차이를 보면, 전반적으로 사무직과 관리자 등 사무직종에서 통근시간이 타 직종에 비해 상대적으로 길고, 정보통신업과 금융 및 보험업 등 지식집약산업에 종사하는 근로자의 통근시간이 긴 것을 확인할 수 있었다. 한편, 시간 제약에 큰 영향이 있을 것으로 생각되는 개인의 특성 중 혼인상태와 10세 이하 자녀 수를 기준으로 남성과 여성의 평균 통근시간을 비교한 결과, 여성의 경우에만 기혼인 경우, 자녀 수가 많을수록 통근시간이 감소하는 경향이 발견되었다. 이를 통해 육아와 가사 등 비노동 시장에서의 활동과 통근시간이 밀접한 관련이 있음을 예상할 수 있다.

이러한 차이를 염두에 두고 다음으로 「한국노동패널조사」 25차 부가 조사와 원조사를 결합한 자료를 활용하여 통근시간의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과, 기혼이거나 어린 자녀가 있는 경우 여성의 통근시간이 유의하게 짧아지는 것을 확인하였으며, 남성과 여성 모두 임금이 높을수록 통근시간이 길어지는 경향이 발견되지만 여성의 경우에 이러한 상관관계가 더욱 크게 나타나는 것을 확인하였다. 이는 상대적으로 여성의 경우 높은 수준의 임금보다 짧은 노동시간과 유연한 작업 스케줄, 짧은 통근거리 등의 비금전적 요소를 선호하므로 장거리 통근을 감내할 만큼의 임금수준이 남성에 비해 높다는 것을 의미한다. 이처럼 다양한 인구사회학적 특성 중에서도 특히 성별에 따른 통근시간의 차이가 크다는 점, 연령별 평균 통근시간의 성별격차와 연령별 임금의 성별격차가 유사한 패턴으로 나타나는 점에 착안하여 통근시간이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 성별 임금격차의 일정 부분을 통근시간의 차이가 설명하고 있음을 확인하였다.

제2장의 연구 결과를 종합해 보면, 여성에게 있어 통근시간은 일자리 선택에 미치는 영향이 남성보다 크며 그 이유는 여성의 경우 통근시간에 따른 상대적 비용이 남성에 비해 높고, 이러한 경제적, 시간적 비용을 감수할 만큼 좋은 조건의 직장을 선택할 기회가 한정적이기 때문으로 이해할 수 있다. 이러한 연구 결과는 임금이나 근로시간, 고용형태 등 겉으로

드러나는 노동시장 조건뿐 아니라 노동에 필수적으로 수반되는 시간인 통근시간 또한 노동시장에서의 젠더 불평등을 이해하는 데 필요한 요소임을 시사한다.

3. 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향

제3장에서는 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다. 분석 결과, 통근시간은 여가와 수면시간, 여가 및 삶 만족도, 건강에 부정적인 영향을 미치고 시간빈곤과 피로도를 증가시키는 등 삶의 질과 관련된 요인들에 전반적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 90분 이상 장거리 통근자에게 있어 통근시간이 삶의 질을 낮추는 중요한 요인임을 발견하였으며, 여성이 남성에 비해 통근시간 증가로 인한 삶의 질에 있어서의 부정적인 효과가 더욱 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

이처럼 통근시간이 삶의 질을 악화시키는 메커니즘은 통근시간으로 인한 여가와 수면 박탈이 정신건강에 미치는 악영향과 관련되었을 것으로 짐작할 수 있다. 또한, 통근과정에서 의도치 않게 경험하게 되는 소음, 진동, 불편한 자세, 타인과의 접촉 등이 스트레스와 낮은 만족도의 원인으로 작용할 가능성도 크다.

특히 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향이 성별에 따라 다르게 나타나는 것에 주목할 필요가 있다. 여성의 경우 남성에 비해 통근시간의 부정적인 영향이 더욱 크게 나타났는데, 이는 전통적인 성역할 인식이 여전히 지배적인 한국 사회에서 여성이 자녀양육과 가사노동의 주된 부분을 담당하고 있기 때문에 여성노동자가 맞닥뜨리게 되는 일·생활 갈등이 장시간 통근에 대한 보상을 상쇄하기 때문으로 이해된다.

수도권과 비수도권으로 구분하여 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향을 분석한 결과, 전반적으로 통근시간의 부정적 영향은 비수도권 지역에서 더욱 크게 나타났다. 이러한 결과는 사회적 통념에서 벗어나는 결과로, 통근시간과 삶의 질에 관한 연구에 있어 통근시간의 양적인 측면뿐

아니라 질적인 측면에 대한 고려가 필요함을 시사한다. 다만 통근시간이 피로도에 미치는 영향은 수도권 지역 통근자의 경우에 더욱 크게 나타나, 대도시의 교통혼잡, 소음, 과밀, 대기오염 등이 스트레스 요인으로 작용한 것으로 추측된다.

4. 코로나19 대유행에 따른 통근 여부와 통근시간의 변화 : 성별 이질성 탐색

제4장에서는 2020년 코로나19 대유행이 11세 이하 자녀를 둔 일하는 사람들의 통근 여부와 통근시간에 어떠한 영향을 끼쳤으며, 특히 성별에 따른 차이가 발견되는지를 실증분석을 통해 확인하고자 하였다. 이를 위해서 통계청의 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본 미시자료와 중앙방역대책본부에서 제공한 시군구별 코로나19 신규 확진자 수를 결합하여 횡단면 자료를 구축하고, 지역별 코로나19 발생 정도의 차이를 이용하여 통근행태에 대한 영향을 추정하였다.

이항 프로빗 모형을 이용한 통근 결정모형 분석에서, 코로나19는 여성의 통근 확률을 감소시켰지만, 남성에 대한 영향은 없었던 것으로 나타났다. 구체적으로 코로나19에 신규 감염된 지역 인구가 1%p 증가할 때, 자녀가 있고 일하는 여성이 재택근무를 선택할 확률은 평균적으로 0.05%p 증가한 것으로 추정되었다. 이 결과는 코로나19 대유행으로 교육 및 보육시설 운영이 중단되어 자녀돌봄의 부담이 커지는 상황에서, 여성이 재택근무를 선택하여 일과 자녀돌봄을 동시에 책임졌던 경우가 남성보다 더 많았음을 보여준다.

토빗 모형을 이용한 통근시간 결정모형 분석에서, 통근시간에 대한 코로나19의 유의한 영향은 성별에 관계없이 발견되지 않았다. 이 결과는 코로나19 상황이 지속되는 가운데 사회적 거리두기와 마스크 사용이 생활화되면서 경제활동이 중단되지 않았기 때문에, 통근시간 자체를 변화시키는 유의미한 영향은 없었던 것으로 판단된다.

분석모형에 관계없이, 11세 이하 가구원 수 및 자녀의 조부모 동거 여

부가 통근 여부 및 통근시간에 미친 영향은 여성의 경우에만 유의하게 나타났다. 11세 이하 가구원 수가 늘어날수록 여성의 통근 확률과 통근 시간이 감소했고, 자녀의 조부모가 존재할 때는 여성의 통근 확률과 통근 시간이 증가했다. 반면 지역사회 돌봄서비스 공급의 대리변수인 사설 학원과 보육시설의 영향은 성별에 관계없이 유의하지 않았다.

이상의 분석 결과를 바탕으로 도출한 주요 시사점은 다음과 같다. 첫째, 2020년 코로나19 대유행이 일하는 여성의 재택근무 선택에만 영향을 준 분석 결과는 늘어난 자녀 돌봄의 부담이 주로 여성의 책임으로 귀결되었음을 시사한다. 본 연구의 분석 결과는 여성이 취업 상태를 유지하더라도, 재택근무를 통해서 코로나19로 가중된 자녀돌봄의 부담을 책임지는 경향이 남성보다 강했음을 보여준다. 이 결과는 전통적인 성별 분업 인식과도 관련이 있겠지만, 일하는 방식과 조직문화 등 성별에 따라 차이를 보이는 근무환경과도 관련이 있을 수 있다. 부모가 함께 자녀 돌봄을 책임지는 인식 강화와 함께, 일-가정 양립이 가능한 근무방식의 보편화와 전반적인 근로시간 단축이 우선 이루어질 때, 사회경제적 위기 시 부모 중 한 사람에게만 일과 육아의 부담이 가중되는 상황이 줄어들 것으로 생각된다.

둘째, 사회경제적 위기 시에도 자녀 돌봄에 도움을 줄 수 있는 지역사회 돌봄서비스의 강화가 필요하겠다. 본 연구의 분석 결과는 2020년 코로나19 발생으로 가중된 자녀 돌봄의 부담을 지역사회의 돌봄서비스보다는 주로 가정에서 책임졌음을 시사한다. 자녀의 양육은 기본적으로 부모가 책임지는 것이지만, 사회가 함께 양육을 분담할 때 부모의 부담 경감은 물론이고 자녀의 사회성 발달에 긍정적일 수 있다. 특히 인구 규모 감소와 인구구조 변화로 경제활동인구의 감소 추세가 지속됨을 고려할 때, 여성과 조부모에게 특히 가중되는 자녀돌봄의 부담을 지역사회에서 함께 나눌 필요성은 더욱 커지고 있다. 향후 또 다른 사회경제적 위기로 늘어난 돌봄 부담이 가정과 개인에게만 전가되지 않도록, 지역사회의 돌봄서비스를 양적·질적으로 더욱 강화하는 노력이 필요하겠다.

5. 통근시간이 소득과 시간의 결합 빈곤에 미치는 영향

제5장에서는 2014년 노동패널 부가조사와 본조사를 결합한 자료를 이용하여, 소득과 시간을 모두 고려한 이분량 빈곤선을 구축하고 통근시간이 소득-시간 빈곤에 미치는 영향을 파악한다. 이분량 빈곤선을 구축할 때 코플라 함수를 이용하여 소득과 재량시간의 결합분포를 형성하고 결합분포가 15% 이하인 가구를 빈곤이라고 정의한다.

분석 결과, 소득과 재량시간 각각의 기준으로는 빈곤이 아니지만 결합분포에 의해 빈곤으로 정의된 가구는 전체의 0.48%를 차지한다. 결합분포에 의해 새롭게 정의된 빈곤집단의 비중이 낮아서, 소득과 재량시간의 결합분포 빈곤선은 L자 모형에 가깝다. 이 결과는, 소득과 재량시간의 비선형적 결합 정도가 낮다는 것을 의미하기도 하고, 한편으로 소득과 재량시간이 상당히 보완관계에 있다는 것을 의미하기도 한다.

결합분포를 기준으로 빈곤선을 정하였을 때, 빈곤가구는 비빈곤가구에 비해 여성 비율이 높고(25.5% vs 12.1%) 맞벌이 비중이 낮다(23.6% vs 40.3%). 여성가구주가 외벌이인 가구의 소득-재량시간 결합분포를 기준으로 하였을 때 빈곤가구가 될 가능성이 매우 높다.

통근시간이 빈곤에 미치는 영향을 살펴보기 위해 빈곤 여부를 종속변수로 하여 프로빗 모형을 추정하였다. 추정 결과, 5세 이상 자녀가 있고 취업활동을 하는 가구주 여성은 소득과 시간을 함께 고려했을 때 빈곤 상태일 가능성이 매우 높다. 그리고 취업활동을 하면서 통근시간이 길수록 빈곤가구일 가능성이 증가한다.

이 장의 연구 결과에 따르면, 소득과 시간 가운데 하나의 기준으로만 빈곤인 집단(집단 2와 집단 3)은 두 기준으로 모두 빈곤인 집단(집단 1)과 다소 특성이 다르다. 오히려, 소득기준으로도 빈곤이 아니고 시간 기준으로도 빈곤이 아니지만 결합분포를 구성하면 소득과 시간의 비선형 때문에 빈곤선 이하인 집단(본 연구의 집단 4)이 빈곤집단의 특성을 더 강하게 가지고 있다.

따라서 소득과 시간이 비선형적으로 연관되어 있을 수 있다는 점을

고려하여 빈곤가구를 설정하는 것이 정책 판단에 도움이 될 수 있다. 예를 들어, 중위소득 50% 이하처럼 소득 기준 하나만으로 빈곤가구 여부를 판단하면, 본 연구의 집단 4처럼 소득빈곤은 아니지만 다른 특성과 결합하면 빈곤가구의 특성을 가진 집단이 정책 대상에서 제외될 수 있다. 이러한 점을 고려하면, 정책 대상을 선정할 때 소득기준을 완화하면서 가구의 다른 특성(예: 여성 홀별이 가구, 5세 미만 자녀가 있는지 여부)을 적절하게 선정기준에 포함하면 정책의 사각지대를 줄일 수 있다.

이 장의 결과에서는 소득과 시간을 모두 고려했을 때 통근시간이 길수록 빈곤가구가 될 가능성이 높아진다는 것을 보여주었다. 특히 어린 자녀가 있으면서 취업활동을 하는 여성가구주 가구가 소득과 시간 결합 빈곤상태에 놓일 가능성이 높다. 어린 자녀가 있는 여성취업자는 일자리를 선택할 때 근로조건(소득, 근로시간)과 더불어 통근시간, 자녀보육, 가사시간 등을 종합적으로 고려한다. 직장어린이집이나 공동보육시설처럼 일자리에서 이용 가능한 보육시설이 확충된다면 근로조건이 좋은 일자리를 선택하는 데에도 도움이 될 수 있다. 나아가 시간빈곤성을 완화하기 위해서는 재택근무, 재량근무 등 다양한 근무형태를 선택할 수 있도록 제도가 마련되어야 한다.

6. 결론

마지막으로 결론에서는 제2장~제5장의 주요 분석 결과를 요약·정리하고 연구 내용을 바탕으로 통근시간으로 인한 노동시장의 부정적 영향을 줄이기 위한 방안을 제시하였다.

먼저, 성별 임금격차 완화와 장거리 통근으로 인한 삶의 질 저하를 개선하기 위해서는 재택근로와 시차출퇴근제 등의 유연한 근무방식을 확대하기 위한 정부와 기업의 노력이 필요함을 강조하였다. 코로나19와 같은 사회경제적 위기 시 여성에게 일과 육아 부담이 가중되는 상황이 심화되었던 것을 고려할 때 부모가 함께 자녀돌봄을 책임지는 인식 강화와 함께 일·가정 양립이 가능한 근무방식의 보편화가 이루어져야 한

다. 시간빈곤성 완화를 위해서도 재택근무와 재량근무 등 다양한 유연 근무제를 선택할 수 있도록 제도적 보완이 있어야 할 것이다.

또한, 통근시간 감소를 위하여 공간구조 차원에서의 직주근접성을 높이기 위한 노력이 필요할 것으로 보인다. 복합적인 토지이용이나 압축도시(컴팩트시티) 이론 등이 해외 선진국에서 구현되고 있는 것도 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 프랑스와 호주의 경우 도보·자전거로 15~20분 이내 거리에 일, 생활, 여가 등의 활동을 모두 수행할 수 있게 하는 '15분 도시' 계획이 구현되고 있으며, 그 외에도 미국, 캐나다, 영국, 중국 등 여러 국가와 도시에서 이러한 도시구조 변화가 시도되고 있다. 최근 우리나라에서도 이러한 계획을 논의하는 지자체가 존재하지만 대부분 토지이용이나 인프라 변화에만 초점을 두고 있는 상황이다. 현실적으로 이러한 도시공간구조의 재편을 위해서는 막대한 재원이 필요하고 토지수용 등 정부개입의 과정에서 주민의 저항이 뒤따를 수밖에 없다. 민간기업의 이전 등이 현실적으로 어려움을 감안할 때 보다 현실성 있는 대안으로 거주지에서 일정 생활 반경 안에 원격근무와 육아를 연계하는 공유오피스를 활성화하는 방안을 생각해 볼 수 있을 것이다. 육아를 연계한 도심 거점 오피스의 활성화는 일·생활균형을 증진하고 통근시간을 줄여 업무의 효율성과 유연성을 높이는 데 도움이 될 것이며, 노동시장의 주력 인구로 등장한 밀레니얼·Z세대의 동기부여에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이라 생각한다.

아울러 여성의 직장 선택에서 집과 아이와 거리가 가까운 곳을 선택하는 경향이 노동시장에서의 젠더 불평등을 야기하는 원인으로 작용한다는 점에서 여성으로 하여금 일과 가사 및 돌봄 노동의 이중부담을 지지 않게 하려는 사회적 보호 장치 마련이 요구된다. 이를 위해서는 직접적으로 통근시간을 줄이는 것은 아니지만 장거리 통근으로 인한 일·생활균형 저하와 자녀돌봄에 대한 부담으로 일자리 선택 반경에 제약이 가해지는 유자녀 여성들의 현실적 어려움을 감안하여 돌봄의 공공성 및 질적 수준을 강화하고 직장어린이집 설치를 확대하려는 노력이 필요하다. 직장어린이집이나 공동보육시설처럼 일자리에서 이용 가능한 보육시

설이 확충된다면 여성들이 통근시간이 긴 대신 근로조건이 좋은 일자리를 선택하는 데 도움이 될 것이다. 아울러 장시간 통근과 장시간 노동이 결합될 경우 삶의 질에 있어서의 부정적 영향들이 더욱 증폭될 가능성을 배제할 수 없기에 장시간 통근자들이 겪는 어려움을 덜어주기 위한 고민과 함께 장시간 노동을 해소하기 위한 노력이 병행되어야 할 것이라 생각된다.

본 연구를 통해 통근시간이 노동시장의 불평등과 삶의 질에 이르기까지 다양한 측면에서 사회적인 영향력이 있음을 확인하였다. 따라서 통근시간에 대한 꾸준한 관심과 연구를 통해 이러한 문제들에 대한 해결 방안을 찾기 위한 노력이 이어질 필요가 있다. 본 연구의 한계와 후속연구를 위한 제언을 다음과 같이 제시하고자 한다.

본 연구에서는 통근시간과 관련한 다양한 요인들을 분석에 포함하고자 하였으나, 자료의 제약으로 통근시간 못지않게 중요한 요인인 통근수단에 대한 고려가 이루어지지 못한 한계가 있다. 통근수단은 통근으로 인한 피로도와 스트레스에 영향을 주는 중요한 요인이라는 점에서 향후 연구에서는 통근시간뿐 아니라 통근수단을 고려한 분석이 필요할 것으로 생각된다. 또한, 통근시간 결정요인 분석에서 언급하였던 선택편의 문제와 관련하여 통근시간에 관한 정보를 담고 있는 패널조사 자료가 있다면 고정효과 모형 등 패널 분석을 통해 보다 신뢰할 만한 추정 결과를 도출할 수 있을 것으로 사료된다. 다른 국가들에서 우리나라보다 통근시간에 대한 연구가 비교적 활발하게 이루어지는 것도 통근시간에 관한 종단자료가 구축되어 있기 때문이라 생각된다. 따라서 통근시간과 개인 및 가구, 일자리 특성에 관한 구체적인 정보를 담고 있는 패널 형태의 조사를 통한 데이터 구축이 이루어지고 이를 통해 통근에 초점을 둔 추가적인 심층연구가 이루어지기를 희망한다. 이는 개인의 통근에 대한 시간사용뿐 아니라 보다 실효성 있는 도시계획 및 노동시장정책 마련을 위한 논의에도 중요한 참고자료가 될 것이다.

제1장 서론

제1절 연구의 필요성과 목적

우리나라 근로자의 평균 통근시간은 58분으로 OECD 국가들(OECD 평균 28분) 중 최장의 통근시간을 기록하고 있다(고은주·전승봉, 2017). 우리나라는 OECD 국가들과의 비교에서 삶의 질 수준이 가장 낮은 편에 속하는 것도 잘 알려진 사실이다.

장시간 통근이 개인의 삶의 만족도에 미치는 영향은 ‘자원 유출’과 ‘보상’이라는 두 가지 상반된 메커니즘을 통해 나타나므로 연구 결과 역시 긍정·부정의 혼재된 결과가 존재한다. 독일과 영국 등의 국가에서 이루어진 연구에서는 통근부담이 근로자의 경제적, 신체적, 심리적 부분에 부정적인 영향을 미쳐 삶의 만족도를 떨어뜨릴 수 있다는 부정적인 효과를 보고하고 있는 반면(Stutzer and Frey, 2008; Robers et al., 2011), 미국의 경우 장시간 통근과 주관적 웰빙이 주목할 만한 연관성을 보이지 않는다는 연구결과도 존재한다(Humphreys et al., 2013).

높은 도시화율과 수도권 밀집이라는 우리나라의 특수성을 고려할 때 외국에서 이루어진 연구 결과의 적용 가능성에 대해 재고의 여지가 있으나 현재까지 우리나라에서는 통근시간과 삶의 만족도의 관련성에 대한 연구가 매우 드물게 이루어져 왔다.

도시연구자들을 중심으로 주택공급 혹은 교통정책과 관련된 통근시간에 대한 연구는 비교적 활발히 이루어져 왔으나, 통근시간이 개인의 만족도와 삶의 질, 근로조건 등에 미치는 영향을 살펴보는 노동시장 관련 통근시간 연구는 미흡한 현실이다. 이는 통근시간이 지극히 개인적인 선택으로 간주되기 때문으로 보인다. 하지만 통근시간은 직업선택의 중요한 요소(Van Ophem, 1991)라는 점을 고려할 때 통근시간에 초점을 맞추어 다각적인 측면으로 통근의 영향력을 이해하는 데 도움이 될 실증적 연구가 필요하다. 또한, 최근 비대면의 일하는 방식 확산과 도시정책의 패러다임 변화 속에서 통근시간이 근로자의 삶의 질 지표로 그 중요성이 더욱 강조되고 있음을 고려할 때 통근시간에 대한 연구가 현 시점에서 필요할 것이라 생각된다. 최근 재택근로 가능 여부가 직업 선택에 영향을 미치는 실증 사례들이 많이 나타나고 있어 통근시간에 대한 임금 프리미엄이 더욱 커지고 있을 가능성이 있다. 통근시간과 소득의 관계를 규명하고 통근시간에 영향을 미치는 다양한 요인들에 대한 탐색을 통해 통근시간을 감소시킬 수 있는 노동시장 정책 및 도시 정책에 대한 정책적 함의를 도출하려는 노력도 필요한 작업이라 생각된다.

성, 고용지위에 따른 통근시간의 차이 등 통근시간에서 나타나는 사회경제적 계층화 양상에 대한 분석도 중요한 연구 대상이다. 여성들이 가사와 육아부담으로 인해 남성보다 통근시간이 짧은 것은 여러 국가에서 공통적으로 나타나는 현상이지만(김수한·안리라, 2018; Crane, 2007; Marcen and Morales, 2021; Sanchez and Gonzalez, 2016; Kwon and Akar, 2022), 전통적 성역할 전문화 양상이 특히 두드러지는 한국사회에서 통근시간 성별격차는 가정과 노동시장의 젠더 불평등 현실을 규명하는 데 도움이 될 것이라 판단된다.

거주지와 경제활동을 행하는 지역 간의 통근문제는 삶의 질에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 통근시간이 길어지면 만성적인 심신의 피로와 스트레스로 인하여 삶의 질이 낮아질 수밖에 없고, 생산성과 이직의향 등에도 부정적인 영향을 미친다. 따라서 과도한 통근시간과 비용의 발생은 개인뿐 아니라 사회적 문제로 함께 고민할 필요가 있다. 이러한 배경에서 중앙정부와 지방자치단체 차원에서 통근시간을 단축하기 위한 지속적인 노력이 이루어

지고 있으나 실제 통근시간 감소로 이어지고 있지는 못한 현실이다.

통근은 근로자의 삶에서 큰 비중을 차지하고 있으며 시간에 대한 압박감이나 수면부족, 스트레스를 유발하여 근로자의 삶의 질에 직접적인 영향을 미친다. 또한, 통근은 도시, 교통, 주거, 경제, 복지 등 다양한 분야와 관련이 있는 중요한 사안이며 도시의 성장과 주거가격 상승, 이로 인한 교외 거주 증가로 우리나라 근로자의 평균 통근시간이 점차 증가하고 있어 이에 대한 지속적인 관심과 장시간 통근에 관한 해결방안 모색이 필요할 것이라 생각된다. 이러한 문제인식 속에서 본 연구는 통근시간과 관련한 노동시장의 다양한 측면의 영향에 관해 실증적인 분석을 시행하고 그 결과로부터 정책적 함의를 도출하고자 한다.

제2절 보고서의 구성

먼저 제2장은 「생활시간조사」 자료를 이용하여 통근시간 실태와 변화 추이를 살펴보고, 통근시간 결정요인을 분석한다.

다음으로 제3장에서는 통근시간이 근로자의 일·생활 균형과 삶의 질에 미치는 영향을 분석한다. 통근시간이 개인의 여가와 수면시간, 여가 및 삶 만족도, 건강, 시간빈곤 등 삶의 질에 미친 영향을 다각도에서 살펴보고자 한다.

이어서 제4장에서는 「인구주택총조사」 자료와 시군구별 코로나19 신규 확진자 수 자료를 결합하여 코로나19에 따른 통근시간 변화를 성별 이질성에 집중하여 살펴본다. 코로나19 대유행이라는 제약조건하에서 일하는 사람들의 통근시간에 어떠한 변화가 나타났으며, 특히 일반적으로 가족돌봄의 부담이 큰 여성이 남성보다 얼마나 통근시간 감소가 크고 경제활동이 더 위축되는 압력을 받았는지 실증분석을 통해 검증하고자 한다.

제5장에서는 소득과 통근시간의 관계 및 시간의 상대적 빈곤에 관한 분석을 시도한다. 「한국노동패널조사 부가조사」 자료를 이용하여 이변수 코플라 회귀분석을 통해 상대적 빈곤선을 구축하고 소득과 시간의 결합분포를

4 통근시간의 변화와 노동시장 영향

이용하여 시간빈곤을 측정한다.

이러한 분석 결과에 기초하여 제6장에서는 통근시간 단축과 근로자의 삶의 질 증진을 위해서는 어떠한 정책적 지원이 수반되어야 하는지 고민해 보았다.

제 2 장 통근시간 실태와 통근시간 결정요인 분석

제1절 들어가며

통근시간은 근로자의 직장 접근성을 반영하는 지표이며 일상적, 규칙적, 반복적으로 이루어지는 활동으로서 일상생활의 편리성과 개인의 삶의 질의 한 단면을 보여준다.

통계청이 발표한 「인구주택총조사」 자료에 따르면, 한국 취업자의 평균 통근시간은 증가하는 추세이다. 매일 또는 정기적으로 집과 직장을 오가는 12세 이상 통근인구의 편도 기준 평균 통근시간은 2000년 28.4분에서 2020년 30.8분으로 2.4분가량 증가했다. 통근시간이 1시간 이상인 인구의 비율도 2000년과 2020년 사이 14.5%에서 15.3%로 증가하였다.

다른 국가들과 비교하였을 때 우리나라의 통근시간은 유독 길다. OECD가 발표한 통계에 따르면, 한국 취업자의 왕복 통근 소요 시간은 58분으로 OECD 회원국 가운데 가장 긴 것으로 나타났으며, 2위인 중국보다 11분 길고 OECD 평균(30.3분)의 거의 세 배 수준으로 조사되었다.

또한, 최근 발표된 2019년 Eurostat 자료에 따르면, EU 27개국 15세 이상 임금근로자의 평균 통근시간은 편도 기준 25분으로 나타났다. 임금근로자의 61.3%가 통근시간이 30분 미만인 것으로 조사되었으며, 26.3%는 30분에서 1시간 미만으로, 1시간 이상 통근하는 인구는 전체의 약 8.1%에 불과한

〈표 2-1〉 통근시간별 통근인구와 평균 통근시간

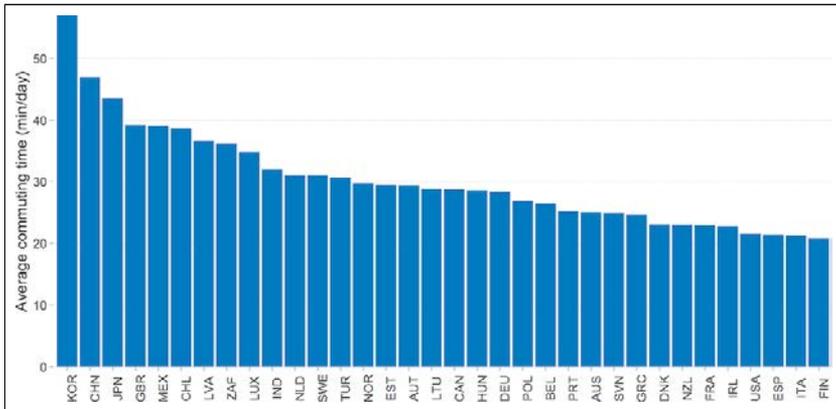
(단위: 천 명, %, 분/일)

| | | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2020 |
|---------------------|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 시간별 통근인구 (천명) | 전 체 | 17,196 100.0 | 17,933 100.0 | 21,571 100.0 | 23,500 100.0 | 23,285 100.0 |
| | 15분 미만 | 5,154 30.0 | 5,621 31.3 | 5,472 25.4 | 5,794 24.7 | 5,116 22.0 |
| | 15-30분 | 4,417 25.7 | 4,881 27.2 | 6,169 28.6 | 6,035 25.7 | 6,162 26.5 |
| | 30-45분 | 4,548 26.4 | 4,369 24.4 | 5,829 27.0 | 6,383 27.2 | 7,104 30.5 |
| | 45-60분 | 585 3.4 | 602 3.4 | 727 3.4 | 1,055 4.5 | 1,334 5.7 |
| | 60-90분 | 1,838 10.7 | 1,815 10.1 | 2,411 11.2 | 3,159 13.4 | 2,602 11.2 |
| | 90-120분 | 452 2.6 | 455 2.5 | 680 3.2 | 762 3.2 | 927 4.0 |
| | 120분 이상 | 201 1.2 | 190 1.1 | 284 1.3 | 312 1.3 | 41 0.2 |
| | 평균 통근시간(분/일) | 28.4 | 27.5 | 29.6 | 31.2 | 30.8 |

주: 통근인구는 12세 이상 인구 중 매일 또는 정기적으로 집과 직장을 오가는 인구임.

자료: 통계청, 「인구총조사」, 각 연도.

〈그림 2-1〉 국가별 평균 통근시간



자료: OECD Family Database and Casen(2017) for Chile.

것으로 나타났다. 임금근로자의 약 4.3%는 100% 재택근무로 인해 통근에 소요되는 시간이 없는 것으로 조사되었다.

〈표 2-2〉 유럽 국가들의 평균 통근시간

(단위 : %)

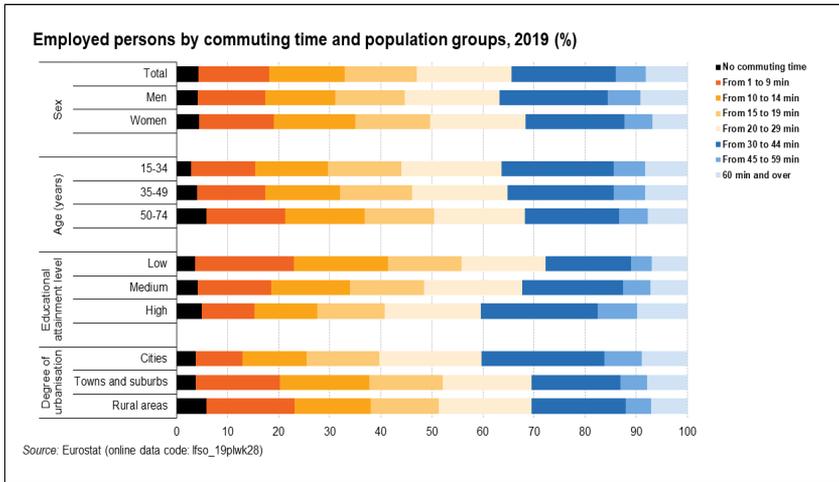
| | 0 | 1-9분 | 10-14분 | 15-19분 | 20-29분 | 30-44분 | 45-59분 | 60분 이상 | 1-29분 | 30-59분 |
|----------------|------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|
| EU-27 | 4.3 | 13.8 | 14.8 | 14.0 | 18.6 | 20.3 | 6.0 | 8.1 | 61.3 | 26.3 |
| Greece | 0.8 | 15.1 | 24.8 | 18.2 | 17.6 | 15.9 | 4.3 | 3.2 | 75.8 | 20.2 |
| Cyprus | 5.6 | 14.1 | 18.9 | 19.2 | 23.4 | 13.0 | 3.2 | 2.6 | 75.5 | 16.2 |
| Portugal | 3.9 | 21.3 | 19.0 | 15.1 | 14.9 | 15.2 | 4.0 | 6.6 | 70.3 | 19.2 |
| Italy | 1.7 | 20.9 | 19.8 | 14.3 | 15.3 | 16.3 | 3.7 | 8.0 | 70.3 | 20.0 |
| Slovakia | 3.8 | 7.2 | 15.5 | 17.5 | 27.4 | 20.2 | 3.4 | 4.9 | 67.6 | 23.6 |
| Estonia | 4.2 | 12.4 | 16.5 | 16.6 | 19.8 | 19.9 | 4.9 | 5.7 | 65.2 | 24.8 |
| Lithuania | 3.5 | 8.6 | 13.4 | 16.6 | 26.4 | 24.9 | 2.4 | 4.1 | 65.1 | 27.3 |
| Finland | 3.9 | 16.3 | 14.0 | 14.8 | 19.5 | 19.7 | 6.7 | 5.2 | 64.6 | 26.3 |
| Spain | 2.6 | 15.4 | 17.0 | 14.3 | 17.4 | 19.0 | 4.6 | 9.8 | 64.1 | 23.6 |
| Austria | 4.2 | 18.4 | 13.5 | 12.7 | 17.1 | 19.3 | 7.4 | 7.4 | 61.7 | 26.7 |
| Sweden | 2.7 | 14.3 | 13.5 | 14.5 | 18.5 | 19.9 | 7.5 | 9.1 | 60.9 | 27.3 |
| Germany | 4.2 | 13.9 | 14.1 | 13.4 | 19.0 | 20.4 | 6.6 | 8.5 | 60.3 | 26.9 |
| Poland | 5.4 | 10.3 | 13.6 | 16.0 | 19.7 | 24.4 | 3.9 | 6.5 | 59.7 | 28.3 |
| Croatia | 6.8 | 12.6 | 14.0 | 16.3 | 16.7 | 20.6 | 6.0 | 6.9 | 59.7 | 26.6 |
| Slovenia | 11.8 | 12.8 | 14.5 | 15.2 | 17.1 | 18.3 | 4.5 | 5.9 | 59.5 | 22.8 |
| France | 6.3 | 13.0 | 12.7 | 13.3 | 19.4 | 19.3 | 7.5 | 8.4 | 58.5 | 26.8 |
| Denmark | 5.4 | 13.0 | 12.9 | 13.4 | 18.9 | 20.4 | 7.8 | 8.2 | 58.2 | 28.2 |
| Netherlands | 7.1 | 13.7 | 12.8 | 12.9 | 18.0 | 17.7 | 8.0 | 9.9 | 57.4 | 25.6 |
| Malta | 4.2 | 9.6 | 13.4 | 15.6 | 18.2 | 22.6 | 8.5 | 7.9 | 56.8 | 31.1 |
| Czech | 3.9 | 8.4 | 14.1 | 14.6 | 19.6 | 23.9 | 7.0 | 8.4 | 56.7 | 30.9 |
| Bulgaria | 2.6 | 3.3 | 14.3 | 16.0 | 23.1 | 29.7 | 6.3 | 4.7 | 56.7 | 36.0 |
| Romania | 2.9 | 9.0 | 10.0 | 13.3 | 22.8 | 28.2 | 8.0 | 5.7 | 55.2 | 36.2 |
| Ireland | 7.9 | 12.4 | 12.2 | 11.0 | 18.6 | 20.1 | 6.5 | 11.2 | 54.1 | 26.7 |
| Belgium | 8.0 | 10.0 | 12.2 | 12.5 | 18.7 | 20.0 | 7.9 | 10.7 | 53.4 | 27.9 |
| Hungary | 5.4 | 7.3 | 14.5 | 11.1 | 17.8 | 26.5 | 6.8 | 10.6 | 50.7 | 33.3 |
| Luxembourg | 5.4 | 7.7 | 9.5 | 10.9 | 21.3 | 26.3 | 10.0 | 8.8 | 49.4 | 36.3 |
| Latvia | 2.7 | 6.6 | 9.5 | 10.2 | 18.7 | 29.8 | 9.0 | 13.5 | 44.9 | 38.8 |
| United Kingdom | 7.6 | 11.4 | 12.7 | 10.9 | 17.5 | 19.6 | 7.2 | 13.0 | 52.6 | 26.8 |
| Iceland | 3.0 | 40.9 | 18.2 | 15.3 | 11.4 | 8.5 | - | 2.8 | 85.7 | 8.5 |
| Norway | 5.7 | 17.7 | 15.2 | 13.2 | 16.8 | 17.1 | 5.0 | 9.2 | 62.9 | 22.2 |
| Switzerland | 4.5 | 16.7 | 13.0 | 12.9 | 16.6 | 19.4 | 7.2 | 9.7 | 59.3 | 26.6 |
| Turkey | 5.6 | 14.9 | 15.0 | 11.9 | 18.4 | 21.9 | 4.8 | 7.5 | 60.2 | 26.7 |

자료 : Eurostat(2020).

우리나라가 해외 주요국들과 비교하여 상대적으로 통근시간이 긴 이유에 대해 다양한 의견이 제시되고 있는데, 수도권 주택가격의 과도한 상승과 동일 권역 내 소지역별 주택가격 격차가 장거리 통근을 유발하며, 낮은 소득과 고용안정성도 통근시간을 길어지게 하는 요인으로 지적되고 있다(손용비 · 장재민, 2018).

유럽의 사례를 보면, 성별, 연령, 학력 등 인구사회학적 특성에 따라 통근시간의 차이가 발견된다. 먼저, 성별에 따른 차이를 살펴보면, 여성이 남성에게 비해 통근시간이 평균적으로 짧은 것을 확인할 수 있다. 통근시간이 30분 미만인 근로자가 여성은 전체 임금근로자의 약 63.9%, 남성은 약 59%로 나타났다. 반면, 통근시간이 30분 이상인 경우는 남성(36.8%)이 여성(31.6%)에 비해 높은 것을 확인할 수 있다. 연령별 평균 통근시간을 보면, 청년층(15~34세)과 중장년층(35~49세)의 통근시간이 고령층(50~74세)에 비해 긴 것으로 나타났다. 통근시간이 30분 이상인 경우가 고령층에서는 약 31.8%인 반면, 청년과 중장년층에서는 약 35% 정도로 더 높은 것을 볼 수 있다. 또한, 학력에 따른 통근시간의 차이를 살펴보면, 학력이 높아질수록 통근시간이 길어지는 경향이 있는 것으로 보인다. 저학력 근로자들 중 약

[그림 2-2] 유럽의 인구사회학 특성에 따른 집단별 평균 통근시간 분포(2019)



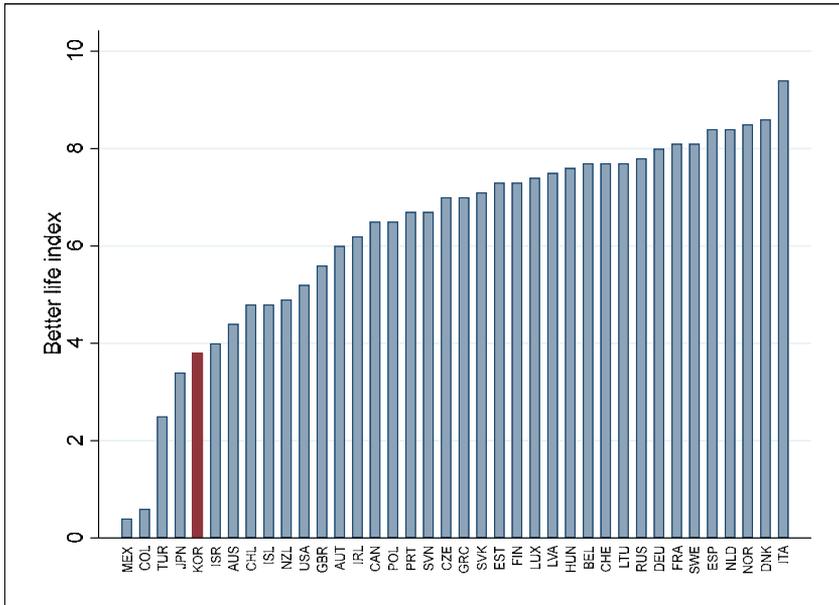
자료 : Eurostat(2019), Online data code : lfso_19plwk28, Last data update : 05/02/2022.

27.5%는 통근시간이 30분 이상으로 나타났으나, 고학력 근로자 집단에서는 40.4%로 더 높은 것으로 나타났으며, 통근시간이 30분 미만인 근로자의 비중도 저학력 집단에서는 약 68.6%인 반면 고학력 집단에서는 54.7% 정도로 차이가 발견되었다.

통근시간은 일상생활에서 반복적이고 규칙적으로 소비되는 시간이며 노동과 수면 등 생활의 필수적인 시간을 제외하면 통근시간이 노동자의 시간 사용에서 차지하는 비중은 적지 않다. 또한, 하루 24시간이라는 한정된 시간 중 통근시간이 길어지면 그만큼 여가시간과 휴식시간이 줄어들게 되고, 장거리 통근으로 유발되는 피로감과 스트레스가 개인의 삶의 만족도를 낮추는 등 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

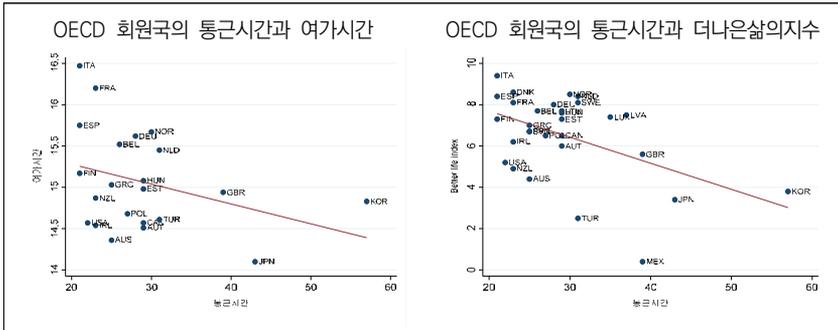
국가별 삶의 질 수준을 측정하는 지표인 OECD의 더 나은 삶의 지수(Better Life Index : BLI)를 보면, 2020년 한국의 BLI 지수는 조사 대상인 38개국 가운데 34째로, 한국은 멕시코, 콜롬비아, 터키, 일본에 이어 삶의 질이 가장 낮은 국가인 것으로 나타났다(그림 2-3 참조).

[그림 2-3] 국가별 더 나은 삶의 지수(Better Life Index)



자료 : OECD Stat(2020).

[그림 2-4] OECD 국가들의 통근시간과 삶의 질



자료. OECD Stat(2020).

[그림 2-4]는 통근시간과 여가시간, 통근시간과 더 나은 삶의 지수의 관계를 각각 제시한 것이다. 전반적으로 통근시간이 긴 한국, 일본, 영국 등의 국가에서 여가시간이 상대적으로 짧고, BLI 지수도 낮은 것을 볼 수 있다.

이처럼 통근시간은 개인의 삶에 미치는 영향이 크지만 지금까지 통근시간은 노동시간의 일부로 간주되어 독립적인 분석 대상으로는 다루어지지 못했다. 하지만 노동자의 시간 사용에서 통근시간이 차지하는 비중이 적지 않고 통근시간이 개인의 다양한 인구사회학적 특성에 따라 차이가 있음을 기존 연구들이 지적하고 있으므로 개인의 특성별로 통근시간의 차이가 구체적으로 어떻게 나타나는지, 통근시간에 영향을 미치는 요인들은 무엇인지 본 연구에서 실증분석을 통해 알아보려고 한다. 또한, 남성과 여성의 통근시간 차이가 노동시장에서의 젠더 불평등에 영향을 주고 있는지에 대해서도 본 장에서 집중적으로 살펴보고자 한다.

제2절 통근시간 현황 분석

여기서는 개인의 인구사회학적 특성에 따른 통근시간의 차이를 기술적으로 분석한다. 분석을 위하여 「생활시간조사」 2004년, 2009년, 2014년, 2019년의 자료를 이용한다.

「생활시간조사」는 통계청에서 주어진 하루 24시간을 국민이 어떤 형태로 활용하는지를 파악함으로써 국민의 생활방식을 살펴보고 삶의 질을 측정하는 데 기초자료로 활용하기 위한 목적으로 조사를 시행하고 있으며, 1999년 처음 시행되어 5년 주기로 조사가 시행되어 현재까지 2019년까지의 자료가 공개되어 있다. 「생활시간조사」는 가구 관련 항목 및 개인 관련 항목의 면접조사와 시간일지 항목에 대한 응답자의 직접 기재를 원칙으로 한다. 시간일지는 10분 간격으로 설계된 시간일지에 행동 분류에 따라 응답자가 이를 연속으로 직접 기재하는 방식으로 조사되는데, 행동 분류는 9개의 대분류, 50개 중분류, 144개 소분류로 구분되어 조사된다. 대분류 항목은 개인유지, 일, 학습, 가정관리, 가족 보살피기, 참여 및 봉사활동, 교제 및 여가 활동, 출퇴근을 포함한 이동, 기타 항목으로 구분된다. 가구와 개인 관련 조사 항목에는 주택종류, 주택점유형태, 성별, 혼인상태, 교육, 월평균 소득, 산업 및 직종, 경제활동상태, 미취학 자녀 유무, 생활만족도와 시간 부족에 대한 주관적 느낌 등이 포함된다. 이처럼 「생활시간조사」에는 다양한 행동 시간과 행동 항목들에 대한 정보가 제공되므로 개인의 인구사회학적 특성 뿐 아니라 여가시간과 수면시간 등 삶의 질을 반영하는 행동들이 개인의 통근시간에 의해 어떠한 영향을 받는지에 대해서도 파악이 가능하다.

시간일지는 평일(월~금)과 주말(토요일, 일요일)로 나뉘는데, 주말에도 근로활동이 이루어지는 경우가 있으나 비반복적으로 이루어지는 근로일 가능성이 상대적으로 높아 이를 분석에 포함할 경우 해석상 왜곡이 발생할 가능성이 있을 것으로 판단하여 본 연구에서는 평일 시간일지만 분석에 포함하였다. 또한, 정기적인 통근이 실질적으로 이루어지는 통근인구로 분석 대상의 범위를 제한하기 위하여 통근시간을 0으로 보고한 관측치는 분석에서 제외하였다.

먼저, 연도별 평균 통근시간을 살펴보면, 평균 통근시간은 2019년에 72.1분으로 2004년의 평균 65.0분에 비해 10% 이상 증가하였다. 또한, 60분 이상 통근인구도 2004년 51.4%에서 2019년에는 60.8%로 9.4%p 증가하였다. 성별에 따른 평균 통근시간의 차이가 눈에 띄는데, 2019년 남성의 통근시간은 75.6분이지만 여성은 약 67.3분으로 나타났으며, 60분 이상 통근인구의 비중도 남성은 64.4%인데 반해 여성은 55.9%로 남성에 비해 적은 것을 확

〈표 2-3〉 성별 평균 통근시간(평일 행위자 평균시간)

(단위 : 분/일, %)

| | | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|-----------------|----|------|------|------|------|
| 평균 통근시간(분/일) | 전체 | 65.0 | 70.3 | 72.0 | 72.1 |
| | 남성 | 67.1 | 72.5 | 75.1 | 75.6 |
| | 여성 | 62.0 | 67.1 | 67.7 | 67.3 |
| 60분 이상 통근인구 | 전체 | 51.4 | 58.4 | 61.4 | 60.8 |
| | 남성 | 53.9 | 61.0 | 65.1 | 64.4 |
| | 여성 | 47.8 | 54.6 | 56.2 | 55.9 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

인할 수 있다.

교육수준에 따른 통근시간을 보면 남성은 교육수준이 높을수록 통근시간이 증가하지만 대학 졸업과 대학원 이상 졸업자의 통근시간은 대학원 이상 졸업자가 1분 정도 짧은 것으로 나타났다. 한편, 여성의 경우 교육수준에 따른 통근시간의 비례적인 증가가 더욱 명확히 관측되는데, 중졸 이하가 61.5분, 고졸 65.1분, 대학 이상 69.5분, 대학원 이상 73.2분으로 나타났다. 이는 교육수준이 높은 경우 상대적으로 전문 직종에 종사할 가능성이 크고 전문

〈표 2-4〉 교육수준별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|--------|------|------|------|------|
| 전체 | 중졸 이하 | 57.3 | 62.9 | 63.8 | 64.3 |
| | 고졸 | 63.6 | 68.3 | 67.0 | 69.3 |
| | 대학 이상 | 70.5 | 74.6 | 76.3 | 74.7 |
| | 대학원 이상 | 76.4 | 77.1 | 79.2 | 75.7 |
| 남성 | 중졸 이하 | 60.0 | 62.0 | 65.4 | 68.0 |
| | 고졸 | 66.0 | 71.6 | 70.0 | 72.5 |
| | 대학 이상 | 70.4 | 76.1 | 79.1 | 78.2 |
| | 대학원 이상 | 76.1 | 76.0 | 81.6 | 77.1 |
| 여성 | 중졸 이하 | 55.3 | 63.9 | 62.4 | 61.5 |
| | 고졸 | 59.9 | 63.7 | 63.1 | 65.1 |
| | 대학 이상 | 70.7 | 71.9 | 71.9 | 69.5 |
| | 대학원 이상 | 77.3 | 80.2 | 75.0 | 73.2 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

직종이 지리적으로 집중되어 있는 경향이 있으므로 교육수준이 높은 사람들이 상대적으로 장거리 통근을 감내하는 경향이 있다는 지적과 일치한다(Sandow, 2008).

일자리와 인구가 수도권 중심으로 집중되어 있으며 교통난 문제도 수도권에서 특히 심각한 것을 고려하여 지역을 수도권과 비수도권으로 구분하여 평균 통근시간을 살펴본 결과, 수도권 거주자의 평균 통근시간은 90.4분으로 비수도권의 63.1분에 비해 27.3분이 더 긴 것으로 나타났다. 수도권의 경우 주택가격 상승에 따른 교외 거주 증가 때문에 통근시간이 불가피하게 증가하는 경향이 반영되어 이러한 결과가 나타난 것으로 보인다.

광역시도별 평균 통근시간을 보면, 수도권에 해당하는 서울과 경기, 인천이 각각 92.7분, 90.3분, 87.0분으로 통근시간이 가장 긴 지역으로 확인되며, 다음으로 부산(78.4분), 대구(73.0분), 광주(68.0%) 순으로 통근시간이 긴 것으로 나타났다. 2004년과 2019년의 자료를 비교해 보면, 평균 통근시간이 가장 많이 증가한 지역은 경기도이며, 15년 동안 경기도 거주자의 통근시간은 17.4분 증가하였다. 같은 기간 서울은 6.5분, 인천은 5.0분, 부산은 3.2분이 증가한 것으로 나타났다.

전반적으로 여성이 남성에 비해 상대적으로 통근시간이 짧은 편이지만 이러한 차이는 혼인상태별로 다르게 나타난다. 미혼인 경우 남성과 여성의 통근시간은 여성이 오히려 1.2분 긴 것으로 나타나고 있는 반면, 기혼 유배우 집단에서는 남성은 75.6분, 여성은 63.6분으로 여성이 남성에 비해 약 12.3분 짧은 것으로 확인된다. 이는 기혼여성의 가정 내 시간 배분과 밀접한

〈표 2-5〉 지역(수도권/비수도권)별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|------|------|------|------|------|
| 전체 | 수도권 | 80.6 | 87.7 | 89.5 | 90.4 |
| | 비수도권 | 57.6 | 62.2 | 62.4 | 63.1 |
| 남성 | 수도권 | 82.6 | 90.2 | 94.2 | 95.0 |
| | 비수도권 | 59.5 | 63.8 | 64.9 | 66.3 |
| 여성 | 수도권 | 77.5 | 83.7 | 83.2 | 84.4 |
| | 비수도권 | 55.0 | 59.5 | 58.8 | 58.8 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

〈표 2-6〉 지역(시도)별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|------|------|------|------|
| 서울 | 86.2 | 94.7 | 92.6 | 92.7 |
| 부산 | 75.2 | 79.6 | 72.7 | 78.4 |
| 대구 | 67.2 | 71.0 | 70.9 | 73.0 |
| 인천 | 82.0 | 91.7 | 85.5 | 87.0 |
| 광주 | 66.3 | 66.5 | 65.0 | 68.0 |
| 대전 | 58.8 | 67.1 | 62.7 | 61.1 |
| 울산 | 63.0 | 63.6 | 75.2 | 67.1 |
| 경기 | 72.9 | 78.5 | 88.6 | 90.3 |
| 강원 | 47.7 | 50.9 | 54.2 | 51.3 |
| 충북 | 54.8 | 56.9 | 56.6 | 60.2 |
| 충남 | 52.6 | 60.1 | 58.3 | 58.0 |
| 전북 | 51.6 | 52.8 | 52.4 | 56.9 |
| 전남 | 48.7 | 53.5 | 56.1 | 55.9 |
| 경북 | 45.9 | 62.6 | 55.3 | 54.8 |
| 경남 | 56.5 | 58.2 | 60.4 | 62.1 |
| 제주 | 47.2 | 46.8 | 57.0 | 64.5 |
| 세종 | - | - | - | 66.7 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

관련이 있을 것으로 추측된다. 일반적으로 여성에게 가정의 가사부담이 가중되기 때문에 기혼여성은 상대적으로 통근시간이 짧은 일자리를 선호하게 되기 때문이다.

〈표 2-7〉 혼인상태별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|--------|------|------|------|------|
| 전체 | 미혼 | 75.8 | 78.6 | 80.9 | 78.3 |
| | 기혼 유배우 | 62.4 | 68.5 | 69.7 | 70.7 |
| | 이혼·사별 | 63.8 | 68.3 | 70.6 | 68.0 |
| 남성 | 미혼 | 72.1 | 78.0 | 79.6 | 77.7 |
| | 기혼 유배우 | 66.1 | 71.7 | 74.2 | 75.6 |
| | 이혼·사별 | 65.5 | 68.4 | 72.4 | 68.9 |
| 여성 | 미혼 | 79.5 | 79.4 | 82.2 | 78.9 |
| | 기혼 유배우 | 55.8 | 63.2 | 62.3 | 63.3 |
| | 이혼·사별 | 63.1 | 68.2 | 69.7 | 67.4 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

10세 이하 자녀 수별 남녀 근로자의 평균 통근시간을 보면, 여성의 경우에만 통근시간이 자녀 수에 비례하여 감소하는 경향이 나타나고 있다. 이러한 결과는 자녀 수가 여성의 통근시간 결정에 중요한 역할을 하고 있음을 시사한다. 어린 연령의 자녀 수가 많아질수록 여성의 경우 양육과 가사 등 가정에 대한 책임감이 커지기 때문에 통근시간을 줄일 인센티브가 생기기 때문이다.

이와 같이 성별 통근시간 차이는 노동시장 성과에 있어서의 성별격차와도 관련이 있을 것으로 예상되는데, 이에 대해서는 본 장의 4절에서 자세히 살펴보고자 한다.

연령이 높아질수록 통근시간이 낮게 나타나고 있는데, 이는 연령대가 높아질수록 체력적인 이유로 근거리 일자리를 선호할 가능성이 있으며, 상대적으로 근속기간이 길고 높은 직위를 가지게 되므로 교통체증으로부터 비교적 자유로운 시각에 통근을 할 수 있어 통근시간에 소요된 시간이 적거나 자선의 축적을 통해 일자리와 가까운 곳에 거주지를 마련한 것으로 해석할 수도 있다. 하지만 이는 또한 고연령층에서 일자리의 선택 반경이 좁아지는 것을 의미할 수도 있다.

연령별 평균 통근시간의 성별 차이를 보면 여성의 경우 연령대가 높아질수록 통근시간이 짧아지는 패턴이 뚜렷하게 발견되며 특히 20대에 비해 30

〈표 2-8〉 10세 이하 자녀 수별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | | 2014 | 2019 |
|----|-------|------|------|
| 전체 | 0명 | 72.3 | 71.8 |
| | 1명 | 72.0 | 74.5 |
| | 2명 이상 | 69.6 | 70.8 |
| 남성 | 0명 | 74.4 | 74.4 |
| | 1명 | 78.2 | 81.4 |
| | 2명 | 75.0 | 76.4 |
| 여성 | 0명 | 69.8 | 68.8 |
| | 1명 | 59.6 | 61.5 |
| | 2명 | 56.0 | 59.1 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

〈표 2-9〉 연령별 평균 통근시간

(단위 : 분/일)

| | | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|--------|------|------|------|------|
| 전체 | 20-29세 | 74.4 | 78.8 | 80.6 | 77.5 |
| | 30-39세 | 65.1 | 69.6 | 73.7 | 74.6 |
| | 40-49세 | 62.6 | 69.2 | 70.3 | 72.6 |
| | 50-59세 | 64.9 | 68.2 | 69.3 | 69.5 |
| | 60세 이상 | 49.8 | 66.5 | 66.2 | 66.3 |
| 남성 | 20-29세 | 71.1 | 78.1 | 79.4 | 76.6 |
| | 30-39세 | 68.7 | 73.5 | 77.6 | 79.1 |
| | 40-49세 | 66.5 | 72.5 | 75.3 | 77.7 |
| | 50-59세 | 66.7 | 69.4 | 72.5 | 73.5 |
| | 60세 이상 | 53.2 | 68.6 | 67.0 | 67.8 |
| 여성 | 20-29세 | 77.0 | 79.4 | 81.5 | 78.3 |
| | 30-39세 | 58.5 | 63.2 | 66.7 | 67.5 |
| | 40-49세 | 56.7 | 64.2 | 63.6 | 64.9 |
| | 50-59세 | 62.0 | 66.2 | 64.4 | 64.1 |
| | 60세 이상 | 45.5 | 62.0 | 64.9 | 64.3 |

자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

대의 통근시간이 10분 이상 짧은 것을 볼 수 있다. 반면, 남성의 경우 30대와 40대 근로자의 통근시간이 연령집단 가운데 가장 길고 다음으로 20대, 50대, 60대 순으로 나타났다.

종사상 지위별 평균 통근시간을 보면, 2019년에 임금근로자의 평균 통근시간은 76.3분으로 비임금근로자에 비해 통근시간이 상대적으로 길고 그 중에서도 일용근로자의 통근시간이 80.9분으로 가장 긴 것으로 나타났다. 한편, 비임금근로자 가운데서는 고용원이 있는 자영업자가 62.1분, 고용원이 없는 자영업자는 55.7분으로 나타났으며, 무급 가족종사자가 45.6분으로 통근시간이 가장 짧은 집단으로 나타났다.

취업형태별로 통근시간의 차이를 보면, 남성은 전일제가 80.4분, 시간제가 81.0분으로 거의 비슷한 수준으로 나타나고 있으나 여성은 전일제 근로자의 통근시간이 73.6분으로 시간제(63.8분) 근로자에 비해 10분가량 긴 것

〈표 2-10〉 종사상 지위별 평균 통근시간

(단위: 분/일)

| | 2004 | 2009 | 2014 | 2019 |
|-------------|------|------|------|------|
| 임금근로자 | 72.0 | 75.7 | 75.4 | 76.3 |
| 상용근로자 | - | - | 77.4 | 76.8 |
| 임시근로자 | - | - | 67.7 | 71.2 |
| 일용근로자 | - | - | 71.9 | 80.9 |
| 고용원 있는 자영업자 | 60.1 | 63.8 | 63.3 | 62.1 |
| 고용원 없는 자영업자 | 48.2 | 56.0 | 60.3 | 55.7 |
| 무급가족종사자 | 39.3 | 46.9 | 43.0 | 45.6 |

자료: 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

으로 나타났다. 이는 가정 내에서 가사와 양육의 책임을 전담하는 여성들의 경우 근로시간이 짧고 동시에 주거지에서 가까운 거리의 일자리를 선택하기 때문인 것으로 추측된다.

직종별 차이를 살펴보면, 사무 종사자의 평균 통근시간이 79.4분으로 가장 길고, 기능원 및 관련 기능 종사자(78.4분), 관리자(77.3분) 등이 통근시간이 높은 직종으로 나타났고, 농림·어업 숙련 종사자(42.4분), 서비스 종사자(58.5분), 판매 종사자(67.4분)가 통근시간이 상대적으로 짧은 직종으로 나타났다.

〈표 2-11〉 취업형태(전일제/시간제)별 통근시간

(단위: 분/일)

| | | 2009 | 2014 | 2019 |
|----|-----|------|------|------|
| 전체 | 전일제 | 76.6 | 76.6 | 77.7 |
| | 시간제 | 69.6 | 63.1 | 69.2 |
| 남성 | 전일제 | 78.3 | 79.2 | 80.4 |
| | 시간제 | 73.8 | 70.7 | 81.0 |
| 여성 | 전일제 | 73.8 | 72.6 | 73.6 |
| | 시간제 | 67.2 | 60.7 | 63.8 |

자료: 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

〈표 2-12〉 직종별 통근시간(2014, 2019)

| | 2014 | | | 2019 | | |
|-------------------|------|------|------|------|------|------|
| | 전체 | 남성 | 여성 | 전체 | 남성 | 여성 |
| 관리자 | 79.1 | 80.7 | 66.5 | 77.3 | 79.7 | 66.0 |
| 전문가 및 관련 종사자 | 75.3 | 82.9 | 68.8 | 76.6 | 84.6 | 69.2 |
| 사무 종사자 | 79.2 | 79.6 | 78.7 | 79.4 | 81.3 | 77.1 |
| 서비스 종사자 | 61.3 | 66.9 | 57.9 | 58.5 | 60.2 | 57.8 |
| 판매 종사자 | 65.0 | 68.3 | 61.6 | 67.4 | 70.0 | 64.9 |
| 농림·어업 숙련 종사자 | 41.3 | 43.4 | 35.9 | 42.4 | 42.7 | 41.9 |
| 기능원 및 관련 기능 종사자 | 73.8 | 74.4 | 69.8 | 78.4 | 79.5 | 68.8 |
| 장치·기계 조작 및 조립 종사자 | 70.9 | 71.9 | 64.8 | 73.0 | 73.9 | 67.8 |
| 단순노무 종사자 | 70.7 | 73.1 | 68.6 | 71.2 | 71.7 | 70.7 |

자료: 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

업종별 평균 통근시간은 정보통신업 및 금융보험업의 경우 90.2분으로 가장 길고, 전기가스·수도·건설업이 83.3분으로 그 뒤를 잇고 있다. 정보통신업과 금융보험업 등의 지식기반산업의 경우 대도시에 집적되는 경향이 있으며 동시에 대도시권에서는 주거지 교외화가 일반화되고 있어 해당 산업 종사자들의 경우 통근시간이 상대적으로 길게 나타나는 것으로 보인다. 한편, 숙박·음식점업은 56.8분으로 평균 통근시간이 가장 짧고, 다음으로 협회·가구내고용·국제(63.4분), 운수창고업(67.9분), 교육·보건·예술(68.5분) 순으로 나타났다.

소득수준 구간별 통근시간의 경우, 남성은 소득수준이 높을수록 통근시간이 길어지는 경향을 보이며, 여성의 경우 소득수준에 따른 통근시간의 차이가 뚜렷하게 관측되지 않는다.

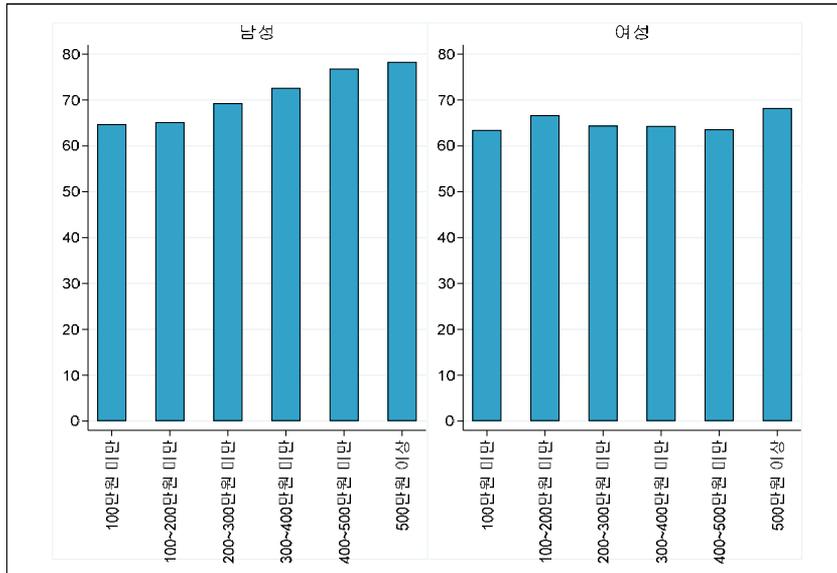
전문직 또는 고소득 일자리에 있는 근로자의 경우 일자리 선택에 있어 통근시간의 영향은 임금 및 커리어 개발과 관련된 일자리의 조건에 비해 크지 않을 가능성이 높다. 반면, 저소득 일자리에 있는 근로자의 경우 일보다 가정에 더 무게중심을 둬으로써 거주지 선택이 우선되고 일자리 선택 범위가 좁아질 가능성이 있다. 따라서 소득과 통근시간 간에는 양(+)의 상관관계가 있을 것으로 생각하기 쉽다.

〈표 2-13〉 업종별 통근시간(2014, 2019)

| | 2014 | | | 2019 | | |
|----------------------|------|------|------|------|------|------|
| | 전체 | 남성 | 여성 | 전체 | 남성 | 여성 |
| 제조업 | 77.5 | 79.4 | 71.9 | 79.0 | 79.8 | 76.7 |
| 전기가스·수도·건설업 | 79.9 | 80.2 | 75.7 | 83.3 | 85.6 | 63.0 |
| 도소매업 | 67.4 | 69.9 | 64.4 | 69.6 | 72.0 | 66.6 |
| 운수창고업 | 69.8 | 69.6 | 71.3 | 67.9 | 68.0 | 66.6 |
| 숙박·음식점업 | 59.5 | 60.0 | 59.2 | 56.8 | 59.4 | 55.4 |
| 정보통신·금융보험업 | 83.7 | 85.4 | 81.1 | 90.2 | 94.8 | 83.8 |
| 부동산·전문과학기술·사업시설·공공행정 | 77.4 | 76.4 | 79.4 | 75.7 | 75.9 | 75.4 |
| 교육·보건·예술 | 67.1 | 72.7 | 65.0 | 68.5 | 75.7 | 66.0 |
| 협회·가구내고용·국제 | 62.2 | 62.1 | 62.3 | 63.4 | 64.2 | 62.6 |

자료: 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

[그림 2-5] 소득구간별 평균 통근시간(2019)



자료: 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

한편, 주거지 선택과 관련하여 중심업무지구에서 멀어질수록 주택가격이 낮아진다면 통근시간이 적게 소요되는 곳에 고소득 가구들이 거주하게 됨

으로써 소득과 통근시간 간의 음(-)의 상관관계가 발생할 가능성도 있다. 다만, 주거지 선택은 접근성, 문화, 교육 등 거주환경이 복합적으로 작용하여 결정되므로 통근시간과 소득 간의 관계는 일방적이지 않다(양준석·이상현, 2014).

제3절 통근시간 결정요인 분석

직주의 근접성은 일자리와 주거지와의 거리를 압축함과 동시에 시간상의 여유로움까지 확보하게 해준다. 통근시간과 직주근접성이 동일한 개념은 아니지만 매우 밀접한 관련이 있기 때문에 다수의 연구들이 직주근접에 대한 접근으로 통근시간을 분석하고 있으며 직주불일치의 원인과 이를 완화하기 위한 정책 대안을 논의하고 있다.

장시간 통근이 야기하는 사회적 비용이 크고 개인의 삶의 질에 미치는 부정적 영향이 크다는 점에서 이를 해소하는 것은 우리 사회의 중요한 당면 과제 중 하나로 부상하고 있다. 하지만 현재까지 통근시간 단축을 위한 정책은 교통수단의 확충이나 서비스의 개선 등 소극적인 접근을 통해 이루어지고 있어 보다 거시적으로 통근시간에 대한 다양한 실증적 연구를 통해 도출된 결과를 바탕으로 종합적인 대안을 제시하려는 시도가 필요할 것으로 보인다. 이를 위해서는 통근시간에 대한 이해와 전반적인 현황은 물론, 통근시간과 개인의 사회·경제적 특성의 관계에 관한 분석이 선행되어야 한다.

본 절에서는 이러한 문제의식에 입각하여 근로자의 사회·경제적 특성, 일자리 특성, 거주지 환경 등 통근시간에 영향을 미치는 원인에 대하여 실증적인 분석을 시도한다.

1. 통근시간 결정요인에 관한 선행연구

많은 선행연구가 통근시간에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴보았다. 먼저 인구사회학적 요인에 주목한 선행연구들은 연령, 성별, 학력, 가구특

성, 소득수준 등이 통근시간에 영향을 준다고 설명하고 있다. 최근 2019년 Eurostat 자료에 따르면, 젊은 연령층의 통근시간이 중장년층의 통근시간보다 긴 것으로 나타났으며, 성별에 따른 통근시간 차이는 많은 연구에서 관심을 갖고 연구하는 부분 중 하나이다(Gimenez-Nadal et al., 2022; Nafilyan, 2019). 이는 성별에 따른 통근시간 격차가 근로자의 웰빙이나 건강에 영향을 미칠 수 있고 장기적으로는 성별에 따른 임금격차와 불평등 문제로까지 이어질 수 있기 때문이다(Farré et al., 2023). 많은 국가에서 공통적으로 남성의 통근시간이 여성의 통근시간보다 상대적으로 긴 것으로 나타났으며, 자녀 유무에 따라 통근시간의 차이가 유의미하게 나타났다(McQuaid and Chen, 2012; 서미숙, 2016). 자녀가 있는 경우 특히 학령기 자녀가 있는 경우 통근시간의 남녀 격차가 더 커진다는 사실은 성별, 연령, 그리고 혼인상태와 자녀 유무가 복합적으로 통근시간에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

소득 및 학력 수준에 따른 통근시간의 차이에 집중한 연구들도 있다. 평균적으로 고소득자의 경우 통근시간이 저소득자에 비해 긴 것으로 보고되고 있으며(Mulalic et al., 2014), 고학력자의 경우 저학력자에 비해 상대적으로 더 세분화되고 특정한 직업군에 종사하기를 원하는 경향이 있으므로 그에 따라 통근시간이 길어질 수 있다고 설명한다(Groot et al., 2012; Roberts and Taylor, 2017).

또한, 도시, 주거지, 교통 등의 구조적·물리적 요소들이 통근시간에 미치는 영향에 대해 분석한 연구들도 있다. 많은 국가들이 도시가 확장됨에 따라 근로자의 통근시간이 증가해 왔으며(Kirby and LeSage, 2009), 도시에 사는 근로자들이 교외나 시골에 사는 근로자에 비해 통근시간이 더 긴 경향이 있다(Martin-Barroso et al., 2022). 또한, 대중교통을 이용하는 근로자들의 통근시간이 자가용을 이용하는 사람들보다 높은 것으로 나타났으며, 실업률이 높은 지역에 사는 근로자들의 통근시간이 실업률이 낮은 지역에 사는 근로자보다 긴 것으로 나타났다(Martin-Barroso et al., 2022). 하지만 이러한 차이는 국가별로 다르게 나타났는데 이는 개별 국가의 지역 노동시장 상황, 주택시장 경직도, 교통수단의 개선 정도, 노선의 급행화 추진 등으로 인해 영향을 받는 것으로 나타났다(Roberts and Taylor, 2017).

2. 분석 자료 및 분석 방법

통근시간 정보를 조사하는 개인 단위의 통계 자료 중 개인의 인구사회학적 특성 및 일자리 특성에 관한 정보뿐 아니라 가구의 비근로소득, 배우자 임금 등 본 연구에서 분석에 활용하고자 하는 핵심 변수들을 모두 포함하고 있는 통계자료는 「한국노동패널조사」가 유일하다. 따라서 본 장에서는 통근시간 결정요인에 대한 계량적 분석을 위해 「한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study : KLIPS)」 25차 자료를 활용한다¹⁾. 「한국노동패널조사」는 23차(2020년)부터 25차(2022년)까지 부가조사로 코로나19로 인한 일자리에서의 근무형태와 생활 및 인식 변화를 파악하기 위하여 근무형태 및 소득 변화, 시간 활용 및 만족도 등을 조사하였다. 특히, 25차 조사(2022년)에서는 취업자의 통근시간 정보를 조사하고 있어 통근시간의 결정요인 분석에 유용한 자료로 판단된다. 「한국노동패널」 25차 부가조사에서 통근시간에 관한 문항은 “지난 1년간 통근시간(편도)은 하루 평균 몇 분이나 걸렸습니까?”이며, 본 연구에서는 이를 하루 평균 왕복 통근시간으로 환산하여 분석에 이용하였다.

통근시간의 결정요인에 관한 실증연구에서 가장 주의할 것은 선택편의(selection bias)의 문제에 대한 고려이다. 통근시간에 관한 변수는 노동시장 참가를 전제로 하여 관측되는데 일반적으로 취업을 해서 규칙적으로 통근을 하는 사람과 미취업으로 인해 통근활동이 없는 개인의 인구통계학적 특성은 다르다고 예상할 수 있다. 즉, 통근시간의 결정요인을 분석할 때 통근시간은 개인의 취업여부와 통근시간의 길이에 대한 두 가지 정보를 동시에 담고 있다. 특히, 취업여부는 개인의 선택 또는 능력에 달려있으므로 자기선택성(self-selectivity)을 내포하게 된다. 따라서 이러한 자기선택성 문제를 고려하지 않고 통근시간의 결정요인에 대한 분석을 시행할 경우 선택편의

1) 「한국노동패널조사」가 패널 형태의 추적 조사임에도 단년도 자료만을 분석에 사용하는 이유는 25차 자료에서만 통근시간에 대한 정보를 얻을 수 있기 때문이다. 17차 조사의 시간 사용과 삶의 질에 관한 부가조사에서도 통근시간에 대한 정보를 얻을 수 있기는 하나, 통근시간이 30분 단위로 측정되어 25차 조사와 측정 방법이 상이하므로 연결자료로 활용하는 것이 불가하다고 판단하여 본 연구에서는 더 최근 자료인 25차 자료를 분석에 활용하였다.

문제로 인해 편향된 분석 결과를 얻을 수 있다. 예컨대, 취업에 관한 선택이 무작위로 이루어진 것이 아니라면 즉, 통근시간에 대한 비용을 감내할 수 있을 만큼 임금을 얻을 수 있는 개인들만이 경제활동을 한다면 관측되는 통근시간은 상향편의된 값을 가질 것이다(양준석 · 이상현, 2014).

따라서 본 연구에서는 통근시간에 대한 실증분석에서 선택편의 문제를 고려한 Cooke and Ross(1999)와 양준석 · 이상현(2014) 등에서 제시된 것과 같이 Heckman 선택편의 모형을 적용하여 통근시간의 결정요인에 대하여 분석하고자 한다.

앞서 설명한 바와 같이 통근시간 결정요인 분석에서 통근시간 정보를 가진 취업자만을 대상으로 회귀분석을 하게 되면 이들은 무작위로 추출된 표본이 아닐 뿐 아니라, 미취업자 표본들이 분석 대상에서 제외됨으로써 전형적인 표본선택에 의한 편이가 발생된다. 따라서 종속변수의 값이 복합적인 정보를 담고 있는 경우 이를 분해하여 분석하는 데 적합한 Heckman 표본선택 모형을 분석에 활용하였다. Heckman 표본선택 모형은 취업여부와 통근시간 길이를 결정하는 요인을 2단계로 분리해서 분석한다.

Heckman 표본선택 모형은 취업여부에 관한 관측변수(z_i)와 통근시간에 관한 관측변수(c_i)를 다음과 같이 2단계로 분리하여 추정하는 모형이다.

$$z_i^* = w_i' \gamma + u_i, \quad z_i = \begin{cases} 1 & \text{if } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2-1)$$

$$c_i^* = x_i' \beta + \epsilon_i, \quad c_i = \begin{cases} c_i^* & \text{if } z_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2-2)$$

여기서 β 와 γ 는 추정해야 할 모수, ϵ_i 와 u_i 는 오차항이며, x_i 와 w_i 는 각각 통근시간과 취업여부에 영향을 미치는 설명변수의 벡터를 의미한다. z_i^* 는 취업여부에 대한 잠재변수(latent variable)이고, c_i^* 는 통근시간을 나타내는 잠재변수이다.

Heckman 표본선택 모형의 1단계에서는 프로빗 모형을 이용하여 식 (2-1)을 추정하고, 2단계에서는 표본으로 선택된 사례만을 대상으로 하여

식 (2-2)로부터 다음의 식 (2-3)을 계산한다.

$$E[c_i|z_i^* > 0] = x_i'\beta + E[\epsilon_i|u_i > -w_i'\gamma] = x_i'\beta + \delta\lambda_i \quad (2-3)$$

여기서 $\delta = \rho\sigma$ 이고 λ_i 는 inverse Mill's ratio이며 $\lambda_i = \frac{\phi(-w_i'\gamma)}{1 - \Phi(-w_i'\gamma)}$ 로

각각의 관측치가 표본으로부터 배제될 순간적 확률(위험률)을 의미한다.

Heckman 선택편의 모형 1단계 추정을 위해 통근시간과 직접적인 관계는 없으나 노동시장 참여 여부와 관련이 있는 식별변수가 필요하다. 본 연구에서는 기존의 다양한 연구들에서 여성 노동공급의 주요한 결정요인으로 언급된 가구의 비근로소득과 배우자 임금을 노동시장 참여 식별 변수로 사용하였다.

〈표 2-14〉는 분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 제시하고 있다.

〈표 2-14〉 분석표본의 기초통계량

| 변 수 | | 여성 | | 남성 | |
|-----------------------|----------------|--------|--------|--------|--------|
| | | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| Dependent variables | | | | | |
| 통근시간 | 평균 통근시간(분/일) | 27.330 | 35.025 | 46.941 | 42.177 |
| Independent variables | | | | | |
| 연령 | 연령 | 46.287 | 12.733 | 45.350 | 12.263 |
| 교육수준 | 고등학교 미만 | 0.138 | 0.345 | 0.078 | 0.268 |
| | 고등학교 졸업 | 0.350 | 0.477 | 0.321 | 0.467 |
| | 전문대 졸업 | 0.226 | 0.418 | 0.238 | 0.426 |
| | 대졸 이상 | 0.286 | 0.452 | 0.363 | 0.481 |
| 혼인상태 | 미혼 | 0.283 | 0.450 | 0.351 | 0.477 |
| | 기혼 유배우 | 0.717 | 0.450 | 0.649 | 0.477 |
| 가족관련 요인 | 맞벌이 | 0.714 | 0.452 | 0.637 | 0.481 |
| | 자녀 유무(있음=1) | 0.639 | 0.915 | 0.638 | 0.911 |
| | 로그 비근로소득 | 6.019 | 1.474 | 5.949 | 1.472 |
| | 자가 주택 여부(자가=1) | 0.681 | 0.466 | 0.678 | 0.467 |

〈표 2-14〉의 계속

| 변 수 | | 여성 | | 남성 | |
|-----------|--------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 종사상 지위 | 상용직 | 0.561 | 0.496 | 0.642 | 0.479 |
| | 임시직 | 0.186 | 0.389 | 0.064 | 0.245 |
| | 일용직 | 0.033 | 0.178 | 0.058 | 0.233 |
| | 자영업자 | 0.142 | 0.349 | 0.222 | 0.416 |
| | 무급 가족종사자 | 0.079 | 0.269 | 0.014 | 0.117 |
| 임금 | 로그 임금 | 5.282 | 0.604 | 5.778 | 0.562 |
| 지역 | 수도권 거주 | 0.447 | 0.497 | 0.427 | 0.495 |
| 직종 | 관리자 | 0.002 | 0.039 | 0.013 | 0.112 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | 0.149 | 0.356 | 0.174 | 0.379 |
| | 사무 종사자 | 0.114 | 0.318 | 0.136 | 0.343 |
| | 서비스 종사자 | 0.110 | 0.313 | 0.050 | 0.218 |
| | 판매 종사자 | 0.065 | 0.246 | 0.068 | 0.252 |
| | 농림·어업 숙련 종사자 | 0.022 | 0.147 | 0.031 | 0.174 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.021 | 0.142 | 0.128 | 0.334 |
| | 장치·기계 조작 및 조립 종사자 | 0.021 | 0.142 | 0.133 | 0.340 |
| | 단순노무 종사자 | 0.497 | 0.500 | 0.267 | 0.442 |
| 산업 | 제조업 | 0.159 | 0.366 | 0.293 | 0.455 |
| | 전기가스·수도·건설업 | 0.016 | 0.126 | 0.088 | 0.284 |
| | 도소매업 | 0.131 | 0.337 | 0.128 | 0.335 |
| | 운수창고업 | 0.016 | 0.126 | 0.087 | 0.281 |
| | 숙박·음식점업 | 0.112 | 0.316 | 0.044 | 0.205 |
| | 정보통신·금융보험업 | 0.061 | 0.239 | 0.069 | 0.253 |
| | 부동산·전문과학기술·사업시 설·공공행정 | 0.122 | 0.328 | 0.160 | 0.366 |
| | 교육·보건·예술 | 0.321 | 0.467 | 0.086 | 0.280 |
| | 협회·가구내고용·국제 | 0.061 | 0.240 | 0.045 | 0.208 |
| | 표본 수 | 2,674 | | 3,666 | |

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 25차 조사, 저자 작성.

3. 분석 결과

통근시간 결정요인 분석의 추정 결과는 〈표 2-15〉에 제시되어 있다. 모형

(1)과 (2)는 각각 남성과 여성의 통근시간 결정요인에 관한 OLS 추정 결과이고 모형 (3)과 (4)는 남성과 여성의 통근시간 결정요인에 관한 Heckman 선택편의 모형을 이용한 분석 결과이다. Heckman 선택모형 추정에서 선택편의의 존재 여부를 먼저 살펴보았을 때 남성과 여성 집단 모두 inverse Mill's ratio가 통계적으로 유의성이 발견되지 않아 분석 결과는 OLS 모형의 추정 결과를 중심으로 해석하고자 한다.

연령이 통근시간에 미치는 효과를 살펴보면, 남성의 경우 50대와 60대의 통근시간이 기준 집단인 20대에 비해 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 확인된다. 여성의 경우 50대의 경우에만 통계적으로 유의한 결과를 보였다.

혼인상태의 영향을 보면, 여성에게서만 기혼 유배우인 경우 미혼 또는 이혼·사별한 사람들보다 통계적으로 유의하게 통근시간이 낮은 것으로 나타났으며 미성년 자녀가 존재하는 것의 영향 또한 여성에 대해서만 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 나타났다. 이는 가사와 돌봄에 대한 부담으로 인해 여성이 상대적으로 짧은 통근시간을 선호함을 시사한다.

종사상 지위가 통근시간에 미치는 영향을 보면, 자영업자의 경우 기준 집단인 상용직 근로자에 비해 통근시간이 남녀 모두에서 낮은 것으로 나타났다. 이는 자영업자의 경우 사업장소를 찾을 때 정보의 불완전성이 구직자가 일자리를 찾는 과정에서보다 적다는 선행연구 결과와 일치하는 결과로 볼 수 있다(Van Ommeren and Van der Straaten, 2008).

임금의 영향을 보면 남성과 여성 모두 시간당 임금이 높을수록 통근시간이 긴 것으로 나타나는데, 이러한 임금의 영향은 여성에게서 더욱 큰 것으로 확인되었다. 임금수준이 높을수록 통근에 따르는 상대적 비용이 낮아지기 때문에 통근시간에 대한 감내 수준이 높아질 수 있다. 이는 높은 임금이 통근시간을 보상한다는 노동경제학의 일반적인 견해와 같은 선상에 있다고 할 수 있다.

거주지역과 통근시간의 관계를 살펴보면, 남성과 여성 모두 수도권 거주자의 통근시간이 비수도권 거주자에 비해 통계적으로 유의하게 긴 것으로 나타났다.

〈표 2-15〉 통근시간 결정요인 분석 결과

| 변 수 | | OLS | | Heckman | |
|-----------------------------|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | 남성 | 여성 | 남성 | 여성 |
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 연령 (기준: 20-29세) | 30-39세 | -2.748 (2.700) | -1.693 (2.392) | 2.056 (3.819) | -2.302 (2.502) |
| | 40-49세 | -1.740 (2.758) | -2.703 (2.459) | 2.639 (3.695) | -3.373 (2.590) |
| | 50-59세 | -5.249* (2.934) | -6.012** (2.569) | -1.439 (3.629) | -6.730** (2.714) |
| | 60세 이상 | -8.893*** (3.352) | -4.953* (2.975) | -7.175** (3.480) | -5.419* (3.016) |
| 교육수준 (기준: 고등학교 미만) | 고등학교 졸업 | 1.634 (2.816) | 0.048 (2.346) | 2.535 (2.860) | -0.040 (2.335) |
| | 전문대 졸업 | 2.884 (3.038) | -1.146 (2.800) | 3.784 (3.079) | -1.113 (2.784) |
| | 대졸 이상 | 4.802 (3.050) | 2.870 (2.785) | 6.161** (3.143) | 2.729 (2.775) |
| 혼인상태 | 기혼 유배우 | 5.375 (4.683) | -9.896* (5.493) | 9.026* (5.111) | -9.556* (5.476) |
| 가족관련 요인 | 맞벌이 | -0.418 (4.485) | 8.003 (5.511) | -0.436 (4.477) | 7.559 (5.505) |
| | 자녀 유무 | -2.001 (1.785) | -4.409** (1.751) | -1.697 (1.795) | -4.274** (1.749) |
| | 자가 주택 소유 | 1.793 (1.316) | 1.322 (1.331) | 1.540 (1.317) | 1.299 (1.323) |
| 종사상 지위 (기준: 상용직) | 임시직 | -2.274 (2.671) | -2.177 (1.751) | -2.518 (2.646) | -2.204 (1.741) |
| | 일용직 | -3.828 (3.613) | -2.201 (3.479) | -3.658 (3.583) | -2.195 (3.456) |
| | 자영업자 | -17.398*** (1.702) | -18.378*** (1.948) | -17.344*** (1.694) | -18.372*** (1.935) |
| 임금 | 로그 시간당 임금 | 3.209** (1.262) | 7.084*** (1.212) | 3.308*** (1.255) | 6.528*** (1.398) |
| 지역 | 수도권 거주 | 24.533*** (1.249) | 16.786*** (1.246) | 24.434*** (1.244) | 16.826*** (1.240) |
| 상수항 | 상수항 | 25.599*** (9.734) | 9.993 (13.798) | 14.953 (11.395) | 14.365 (14.809) |
| R-squared | | 0.184 | 0.170 | - | - |
| 관측치 | | 3,666 | 2,674 | 4,605 | 5,004 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

제4절 통근시간과 성별 임금격차

우리나라의 성별 임금격차가 세계 주요 선진국들 가운데 가장 높은 수준이라는 것은 잘 알려진 사실이다. 성별 임금격차 문제는 주요한 노동시장 이슈이며 이와 관련하여 많은 연구와 정책 논의가 있어 왔다.

성별 임금격차의 원인을 이해하는 것은 성별 임금격차를 해소하기 위한 정책 방안 마련을 위해 중요한 과제이다. 과거 성별 임금격차의 주된 원인으로 지적되어 온 학력격차는 여성의 교육수준이 높아지면서 더 이상 성별 임금격차를 발생시키는 주된 원인이 아니게 되었다. 고용주의 차별만으로 성별 임금격차를 설명할 수도 없다. 이러한 배경하에서 선행연구들에서는 성별 임금격차의 발생 원인에 관하여 다양하게 설명하고 있는데, 대표적으로 Bertrand(2011)에서는 위험에 대한 기피 성향의 정도, 경쟁과 협상에 대한 태도 등 심리학적 특성의 남녀 차이가 성별 임금격차의 한 원인임을 주장하였다. 또한, 최근의 연구들은 가정과 출산 결정이 성별 임금격차의 주요한 원인임을 지적하고 있다. 여성에게서만 나타나는 출산으로 인한 경력 단절이 성별 임금격차의 큰 원인 중 하나라는 주장이다(Costa-Dias et al., 2018; Kleven et al., 2019). 장시간 노동에 따른 일·생활 균형의 어려움이 여성에게 더욱 크기 때문에 이로 인한 성별 임금격차가 발생한다고 보는 견해도 있다(Goldin, 2014). 또한, 성별 임금격차의 원인으로 여성들이 남성에 비해 더 유연하고 근로시간이 짧은 일자리를 선호하는 데 있다는 분석 결과도 제시된 바 있다(Mas and Pallais, 2017). 이러한 연구들은 임금뿐 아니라 일의 다양한 특성에 있어 성별 차이가 성별 임금격차의 원인이 되고 있음을 공통적으로 지적하고 있다.

앞서 실증분석을 통해 통근시간 역시 임금과 마찬가지로 성별격차가 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 통근시간의 성별격차는 주로 기혼집단에서 미혼집단에 비해 크게 나타난다는 점이 특징적이며, 그 원인과 관련하여 선행연구에서는 여성의 가사와 육아에 대한 부담이 남성보다 크기에 여성이 가정에서 보내는 시간이 상대적으로 길기 때문으로 지적하고 있다

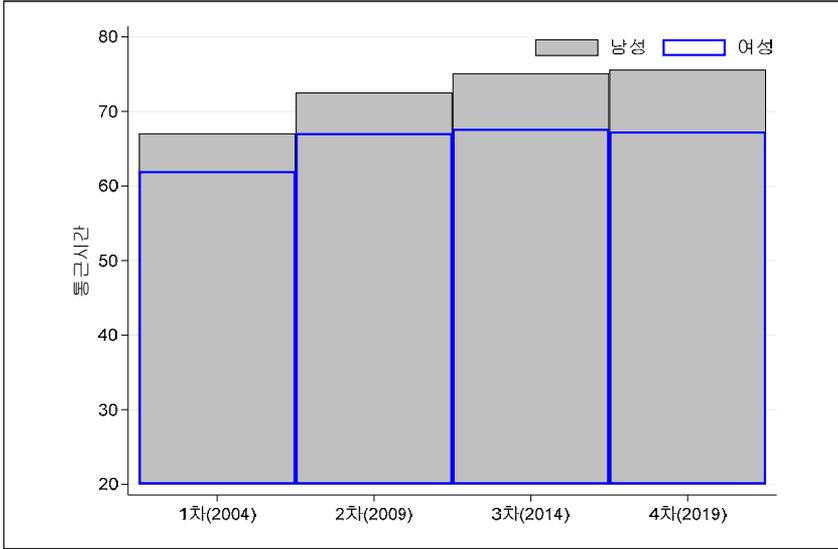
(Schwanen et al., 2002; Turner and Niemier, 1997). 여성들은 가사와 양육에 대한 높은 책임감으로 인해 통근에 많은 시간이 소요되는 것을 기피하고 주거지 근처의 일자리를 선택하는 경향을 보이는 것이다. 이러한 설명은 가구 책임 가설(household responsibility hypothesis)의 관점과 맥을 같이 한다(Johnston-Anumonwu, 1992; 서미숙, 2016). 또한, 여성의 경우 높은 수준의 임금보다는 짧은 노동시간과 유연한 작업 스케줄, 짧은 통근거리 등의 비금전적 요소를 선호할 가능성이 높다. 이와 관련한 국내 연구로 「생활시간조사」 자료를 이용하여 맞벌이 부부의 통근시간에 대해 분석한 최철환·배호중(2021)에서는 미취학 가구원이 있을 경우 남편보다 아내의 통근시간이 더 짧은 경향이 나타남을 보였다.

통근시간의 성별격차는 직업탐색 과정과 연계하여 생각해 볼 수도 있는데, 직업탐색 이론에 따르면 구직자는 자신이 생각하는 유보임금 이상의 일자리를 찾을 때까지 구직활동을 이어가게 된다. 장거리 통근은 화폐적·시간적 비용을 야기한다는 점에서 비효율을 증가시키기 때문에 직업탐색 과정에서 통근시간은 마찰적 요소로 작용한다. 따라서 구직자는 이러한 비용을 감소시킬 수 있는 직업탐색의 공간적 범위를 정하게 되는 것이다(Van der Berg and Gorter, 1997; Van Ommeren and Van den Straaten, 2008). 기혼여성의 경우 무급 가사노동 시간이 길기 때문에 여성의 경우 장거리 통근의 기회비용은 남성보다 클 수밖에 없고 이는 직업탐색의 공간적 제약이 그만큼 강하다는 것을 의미한다. 따라서 직업탐색 과정에 관한 일련의 연구들은 통근시간과 취업 가능성 간에 유의한 음의 관계가 있음을 밝힘으로써 이러한 가설을 뒷받침하기도 하였다(Black et al., 2007; 박진희, 2011).

[그림 2-6]의 「생활시간조사」에서 확인된 성별 평균 통근시간을 보면, 2004년부터 2019년까지 남성은 통근시간이 지속적으로 증가하는 반면, 여성은 2009년 이후 큰 변화가 없으므로 남성과 여성의 통근시간 격차는 최근으로 올수록 더 커지고 있는 것을 볼 수 있다.

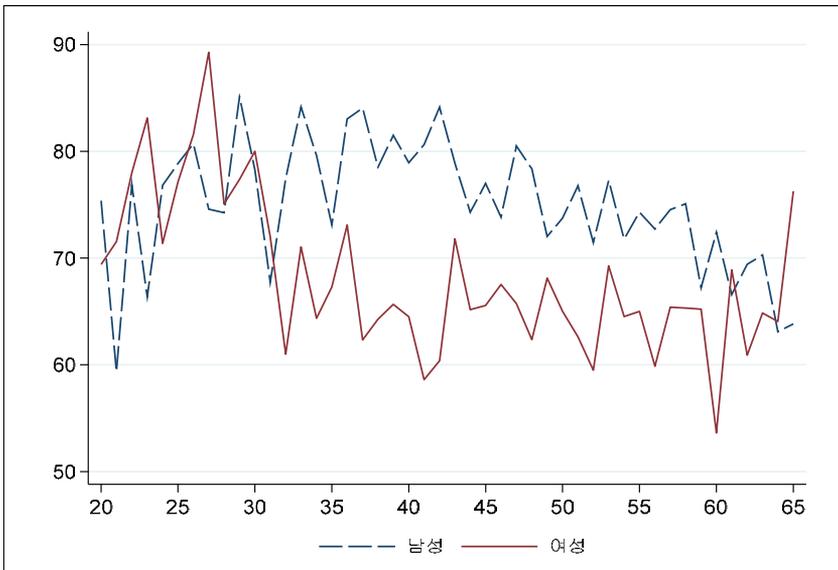
[그림 2-7]과 [그림 2-8]은 남녀 근로자의 연령에 따른 평균 통근시간을 보여주고 있다. 20대 후반까지는 남성과 여성의 통근시간에 큰 차이가 없으나 30대 초반 이후 여성의 평균 통근시간이 감소함으로써 통근시간의 성별 격차가 벌어지는 것을 확인할 수 있다.

[그림 2-6] 성별 평균 통근시간(2004, 2009, 2014, 2019)



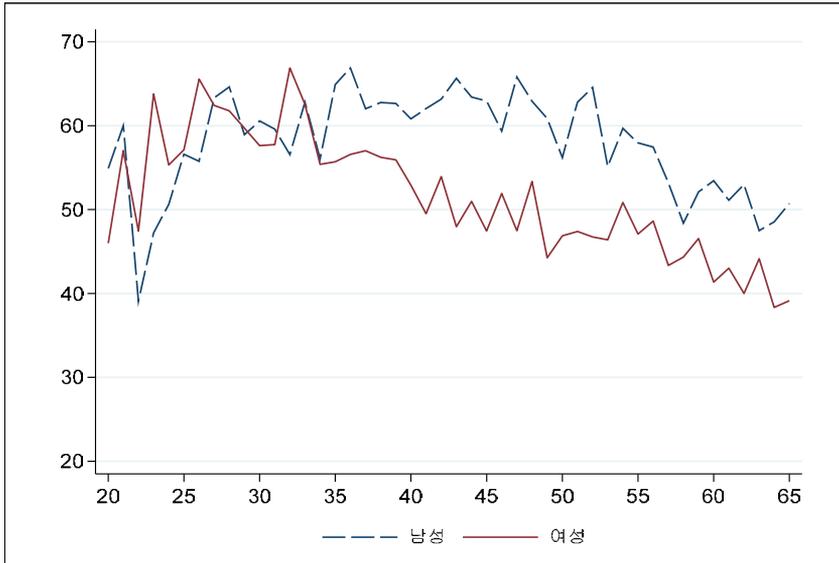
자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

[그림 2-7] 성·연령별 평균 통근시간(2019)



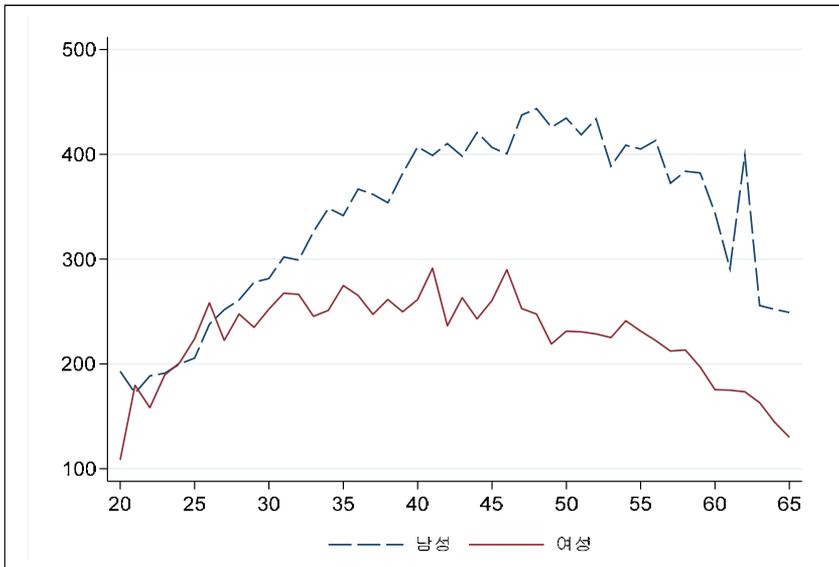
자료 : 통계청, 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

[그림 2-8] 성·연령별 평균 통근시간(2022)



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 25차 원자료, 저자 작성.

[그림 2-9] 성·연령별 평균 임금(2022)



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 25차 원자료, 저자 작성.

연령별 평균 임금의 성별격차 역시 유사한 패턴을 보인다. [그림 2-9]에서와 같이 20대 중후반까지 남성과 여성의 임금은 대체로 유사하게 나타나지만 30대 초중반 이후 남성의 임금은 연령이 증가함에 따라 꾸준히 증가하는데 반해 여성의 임금은 40대 중반까지 정체됨으로써 성별 임금격차가 증가하고 이러한 격차는 이후로도 계속 지속된다.

연령별 통근시간과 임금의 성별격차가 유사한 패턴으로 나타난다는 것은 여성이 남성에 비해 임금이 낮지만 통근시간이 짧은 일자리를 선택하는 경향이 있음을 암시한다. 이러한 결과는 여성이 더 유연하고 근로시간이 짧은 일자리를 선호한다는 선행연구의 결과와도 일치한다(Wiswall and Zafar, 2018; Nafilyan, 2019).

이러한 배경하에서 본 절에서는 Oaxaca-Blinder 분해를 이용하여 통근시간과 성별 임금격차의 관계에 대해 분석하고자 한다. 이를 통해 성별 임금격차가 어떠한 특성에 기인하는지 살펴보고 성별 통근시간의 차이가 임금격차에 미치는 영향을 구체적으로 살펴보는 데 그 목적이 있다.

식 (2-4)와 (2-5)는 각각 남성과 여성의 임금을 관한 회귀모형이다.

$$\ln Y_M = X_M \beta_M + u_M \quad (2-4)$$

$$\ln Y_F = X_F \beta_F + u_F \quad (2-5)$$

Oaxaca-Blinder 분해를 적용하여 성별 임금격차를 요인 분해하면, 남성과 여성의 평균 임금격차는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Gap = \overline{\ln Y_M} - \overline{\ln Y_F} = (\overline{X_M} - \overline{X_F}) \hat{\beta}_M + \overline{X_F} (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F) \quad (2-6)$$

성별 임금격차는 특성효과(characteristics effect)와 계수효과(coefficient effect)로 분해된다. 특성효과는 성별 간 학력, 연령, 근속연수, 혼인상태 등이 차이로 인해 발생하는 임금의 차이를 의미하며, 계수효과는 개인의 특성이 임금에 미치는 영향의 정도가 성별에 따라 다르게 나타나는 부분을 의미한다. 만약 통근시간이 임금에 미치는 영향의 정도가 성별에 따라 다르게 나

타난다면 그 효과는 계수효과에서 드러나게 된다.

성별 임금격차와 통근시간의 관계를 분석하기 위한 분석 자료로 「한국노동패널조사」 25차 자료를 이용하였으며, 분석대상은 20세 이상 65세 이하의 임금근로자로 제한하였다. 분석 결과는 <표 2-16>과 <표 2-17>에 제시되어 있다.

먼저 <표 2-16>은 임금함수 추정 결과를 제시하고 있으며, 그 결과를 보면 통근시간이 임금에 미치는 영향은 여성의 경우에만 통계적으로 유의한 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 여성의 경우, 통근시간이 30분 길면 시간당 임금은 2.7%가량 높은 것을 의미한다.

<표 2-16> 임금함수 추정 결과

| 임금격차 | | 남성 | 여성 |
|-----------------------------|---------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) |
| 통근시간 | 통근시간 | 0.000 (0.000) | 0.001** (0.000) |
| 연령 | 연령 | 0.068*** (0.006) | 0.029*** (0.006) |
| | 연령 제곱 | -0.001*** (0.000) | -0.000*** (0.000) |
| 교육수준 (기준: 고등학교 미만) | 고등학교 졸업 | 0.172*** (0.042) | 0.037 (0.035) |
| | 전문대 졸업 | 0.227*** (0.045) | 0.090** (0.041) |
| | 대졸 이상 | 0.323*** (0.046) | 0.189*** (0.042) |
| 근속연수 | 근속연수 | 0.011*** (0.001) | 0.012*** (0.002) |
| 노조가입 여부 | 노조가입 | -0.087*** (0.020) | -0.096*** (0.022) |
| 기업규모 (기준: 30인 미만) | 30~299인 | 0.105*** (0.022) | 0.087*** (0.023) |
| | 300인 이상 | 0.297*** (0.031) | 0.228*** (0.033) |
| 직종 (기준: 관리자) | 전문가 | -0.194** (0.081) | -0.085 (0.107) |
| | 사무 종사자 | -0.296*** (0.080) | -0.162 (0.107) |

〈표 2-16〉의 계속

| 임금격차 | | 남성 | 여성 |
|------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) |
| 직종 (기준 : 관리자) | 서비스 종사자 | -0.470*** (0.097) | -0.329*** (0.107) |
| | 판매종사자 | -0.375*** (0.092) | -0.287*** (0.110) |
| | 농림·어업 숙련 종사자 | -0.596*** (0.134) | -0.231** (0.106) |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | -0.403*** (0.082) | -0.386*** (0.112) |
| | 장치·기계 조작 및 조립 종사자 | -0.412*** (0.080) | -0.334*** (0.112) |
| | 단순 노무 종사자 | -0.576*** (0.084) | -0.382*** (0.109) |
| 업종 (기준 : 제조업) | 전기, 가스, 수도, 건설업 | 0.047* (0.025) | 0.003 (0.048) |
| | 도소매업 | -0.024 (0.030) | -0.092** (0.039) |
| | 운수·창고업 | -0.091*** (0.029) | -0.128*** (0.047) |
| | 숙박·음식점업 | -0.090 (0.057) | -0.096** (0.041) |
| | 정보통신금융보험업 | 0.084** (0.037) | 0.016 (0.038) |
| | 부동산, 전문과학기술, 사업시설, 공공행정 | -0.044* (0.024) | -0.064* (0.034) |
| | 교육, 보건, 예술 | -0.150*** (0.033) | -0.100*** (0.030) |
| | 협회단체, 가구내고용, 국제 | -0.117** (0.050) | -0.067 (0.045) |
| 상수 | 0.646*** (0.147) | 1.321*** (0.164) | |
| R-Squared | 0.457 | 0.365 | |
| Obs. | 2,208 | 1,522 | |

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 25차 조사, 저자 작성.

〈표 2-17〉은 성별 임금격차 요인분해 결과를 제시하고 있다. 전체 표본을 대상으로 분석한 모형 (1)의 분석 결과를 보면, 여성과 남성의 임금격차는 0.344로 나타났다. 이 중 인적 속성의 차이로 설명되는 성별 임금격차는 0.101이며, 인적 속성의 차이로 설명되지 않는 성별 임금격차는 0.243으로 추정되었다. 이러한 분석 결과는 성별 임금격차가 교육수준, 근속연수 등 남성과 여성의 특성 차이보다는 대부분(전체 격차의 약 71%)이 관찰되지 않는 남녀 간 차이에 의한 것임을 의미한다.

임금 격차의 요인 중 특성효과에 대한 각 설명변수의 결과를 보면, 통근시간, 학력, 근속연수, 노조가입 여부, 직종, 산업 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 통근시간의 추정 계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데, 이는 통근시간이 성별 임금격차를 확대하는 요인임을 의미한다. 즉, 남성이 여성보다 통근시간이 길기 때문에 성별 임금의 차이가 커지는 것을 의미한다. 또한, 성별 임금격차 중 설명되는 차이 중에서 약 8%는 통근시간에 의해 설명되는 것으로 분석되었다.

모형 (2)는 분석대상을 미혼의 임금근로자로, 모형 (3)은 기혼의 임금근로자로 구분하여 분석한 결과이다. 미혼인 근로자는 성별 임금격차가 0.174인데 반해 기혼인 근로자는 0.446으로 나타나, 혼인 및 출산으로 인한 경력단절이 성별 임금격차를 확대하고 있음을 재확인할 수 있다. 미혼 근로자의 성별 임금격차의 대부분은 설명되어지지 않는 부분이 차지하고 있으며, 통근시간이 성별 임금격차에 미치는 영향도 유의미한 결과가 나타나지 않았다.

반면, 기혼남성과 여성의 임금격차는 0.446으로 이 중 인적 속성의 차이에서 기인하는 특성효과는 0.129(전체 격차의 29%)이며 계수효과는 0.318(전체 격차의 71%)로 추정되었다. 남녀 간 통근시간의 차이는 기혼 근로자의 경우 성별 임금격차를 강화하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 기혼여성의 경우 기혼남성에 비해 상대적으로 가사와 육아 등에 많은 시간과 책임이 부과되므로 통근시간의 주관적 시간 비용이 더 크고 그에 따라 장시간 통근이 요구되는 일자리에 대해 여성이 더 높은 유보임금을 가지게 되기 때문으로 이해할 수 있을 것이다.

〈표 2-17〉 성별 임금격차 요인분해 결과

| 임금격차 | 전체 | 미혼 | 기혼 |
|-------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Total Gap | 0.344 ^{***} (0.016) | 0.174 ^{***} (0.024) | 0.446 ^{***} (0.020) |
| Explained | 0.101 ^{***} (0.011) | 0.022 (0.014) | 0.129 ^{***} (0.014) |
| 통근시간 | 0.008 ^{***} (0.003) | 0.005 (0.003) | 0.006 [*] (0.003) |
| 연령 | -0.000 (0.001) | 0.000 (0.002) | 0.001 (0.001) |
| 학력 | 0.035 ^{***} (0.005) | 0.010 (0.007) | 0.041 ^{***} (0.007) |
| 근속연수 | 0.032 ^{***} (0.005) | 0.006 (0.004) | 0.046 ^{***} (0.007) |
| 노조가입 | 0.018 ^{***} (0.003) | 0.011 ^{***} (0.004) | 0.021 ^{***} (0.005) |
| 기업규모 | 0.003 ^{**} (0.001) | 0.001 (0.002) | 0.004 [*] (0.002) |
| 직종 | -0.025 ^{***} (0.004) | -0.038 ^{***} (0.008) | -0.015 ^{**} (0.004) |
| 산업 | 0.029 ^{***} (0.005) | 0.028 ^{***} (0.007) | 0.025 ^{***} (0.006) |
| Unexplained | 0.243 ^{***} (0.015) | 0.152 ^{***} (0.023) | 0.318 ^{***} (0.019) |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 25차 조사, 저자 작성.

제5절 소 결

이 장에서는 「생활시간조사」 자료를 이용하여 통근인구의 인구사회학적 특성에 따라 통근시간이 어떻게 다른지 살펴보았다. 남성은 평균적으로 여성에 비해 통근시간이 길고, 교육수준이 높아질수록 통근시간이 긴 경향이 발견되었으며, 수도권 지역이 비수도권 지역에 비해 통근시간이 27분가량

긴 것으로 확인되었다. 직종과 업종별로 차이를 보면, 전반적으로 사무직과 관리자 등 사무직종에서 통근시간이 타 직종에 비해 상대적으로 길고, 정보통신업과 금융 및 보험업 등 지식집약산업에 종사하는 근로자의 통근시간이 긴 것을 확인할 수 있었다. 한편, 시간 제약에 큰 영향이 있을 것으로 생각되는 개인의 특성 중 혼인상태와 자녀 수를 기준으로 남성과 여성의 평균 통근시간을 살펴본 결과, 기혼 유배우인 경우 통근시간이 미혼에 비해 짧고, 10세 미만 자녀 수가 늘어날수록 통근시간이 짧아지는 패턴이 여성에게서만 뚜렷하게 나타나 육아와 가사 등 비노동 시장에서의 활동과 통근시간이 밀접한 관련이 있음을 예상할 수 있다.

이러한 차이를 염두에 두고 다음으로 「한국노동패널조사」 25차 부가조사와 원조사를 결합한 자료를 이용하여 통근시간의 결정요인을 분석하였다. 통근시간 결정요인에 관한 실증연구에서 문제가 될 수 있는 선택편의 문제를 고려하여 Heckman 선택편의 모형을 적용하였으나 선택편의의 존재 여부에 통계적 유의성이 나타나지 않아 분석 결과는 OLS 추정 결과를 토대로 해석하였다. 분석 결과에서 성별 차이가 발견되었는데, 여성에게서만 기혼 유배우인 경우 미혼 또는 이혼·사별한 사람들보다 통계적으로 유의하게 통근시간이 낮은 것으로 나타났으며 미성년 자녀가 존재하는 것의 영향 또한 여성에 대해서만 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 나타났다. 이는 가사와 돌봄에 대한 부담으로 인해 여성이 상대적으로 짧은 통근시간을 선호함을 시사한다. 임금은 남성과 여성 모두 통계적으로 유의하게 통근시간을 증가시키는 요인으로 나타났으나, 여성에게서 임금의 영향이 더욱 큰 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 여성의 경우 가사와 돌봄에 대한 부담으로 인해 상대적으로 직주근접성이 높은 일자리를 선호하고 장시간의 통근을 감내할 만큼 높은 임금일 경우에만 그 일자리를 선택하게 되는 경향이 있음을 의미한다.

아울러 본 장에서는 연령에 따른 통근시간 격차가 성별 임금격차와 유사한 패턴을 따르는 것을 확인하였고, 이에 착안하여 성별 임금격차에 통근시간이 미치는 영향을 분석하였다. 여성의 통근시간이 남성보다 짧은 것은 노동시장의 젠더 불평등에 따른 결과로 생각된다. 그 결과, 성별 임금격차의 일정 부분을 통근시간의 차이가 설명하고 있음을 확인하였다.

본 장의 연구 결과를 종합해 보면, 여성에게 있어 통근시간은 일자리 선택에 미치는 영향이 남성보다 크고, 이는 여성의 경우 통근시간에 따른 상대적 비용이 남성에 비해 높으며 이러한 경제적·시간적 비용을 감수할 만큼 좋은 조건의 직장을 선택할 기회가 한정적이기 때문으로 이해할 수 있다. 이처럼 여성이 남성보다 낮은 임금에도 높은 유연성과 근로시간을 선호하는 경향은 다른 국가의 사례에서도 유사하게 확인된 바 있다(Mas and Pallais, 2017; Wiswall and Zafar, 2018; Nafilyan, 2019) 이러한 연구 결과는 임금이나 근로시간, 고용형태 등 겉으로 드러나는 노동시장 조건뿐 아니라 노동에 필수적으로 수반되는 시간인 통근시간 또한 노동시장에서의 젠더 불평등을 이해하는 데 필요한 요소임을 시사한다.

만약 성별 임금격차의 일부분이, 여성이 더 유연하고 통근시간이 짧은 일자리를 얻기 위해 낮은 임금을 감수하기 때문으로 설명된다면 성별 임금격차 감소를 위해 왜 여성들이 더 유연하고 직주근접성이 높은 일자리를 선호하는지 그 이유를 살펴볼 필요가 있다. 이는 여성이 가사와 돌봄의 주된 책임자인 상황에서 일과 가정 생활의 양립을 위해 불가피한 선택으로 보인다. 따라서 노동시장에서의 성별격차를 줄이기 위해서는 통근시간을 단축시키고 가사와 돌봄의 부담을 경감시킬 수 있는 노동시장정책과 도시·교통 정책이 필요할 것으로 보인다.

〈부표 2-1〉 Heckman 선택모형의 1단계 추정결과 : Probit 분석

| 변 수 | | 종속변수 : 노동시장 참가 | |
|---------------------------|---------|----------------------|----------------------|
| | | 남성 | 여성 |
| | | (1) | (2) |
| 연령 (기준 : 20-29세) | 30-39세 | 1.001*** (0.082) | 0.870*** (0.079) |
| | 40-49세 | 0.833*** (0.083) | 0.942*** (0.080) |
| | 50-59세 | 0.629*** (0.088) | 0.922*** (0.083) |
| | 60세 이상 | 0.202** (0.099) | 0.746*** (0.091) |
| 교육수준 (기준 : 고등학교 미만) | 고등학교 졸업 | 0.216** (0.088) | 0.105 (0.069) |
| | 전문대 졸업 | 0.233** (0.097) | -0.041 (0.082) |
| | 대졸 이상 | 0.415*** (0.094) | 0.148* (0.079) |
| 혼인상태 | 기혼 유배우 | 0.939*** (0.069) | -0.904*** (0.054) |
| 가족관련 요인 | 자녀 수 | 0.164*** (0.044) | -0.161*** (0.031) |
| | 비근로소득 | -0.181*** (0.016) | -0.102*** (0.014) |
| | 배우자 소득 | -0.000* (0.000) | 0.006*** (0.000) |
| 상수항 | 상수항 | 0.591*** (0.136) | 0.069 (0.118) |
| R-squared | | 0.2438 | 0.2639 |
| 관측치 | | 3666 | 2674 |

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

제3장

통근시간이 삶의 질에 미치는 영향

제1절 들어가며

일·생활 균형과 삶의 질은 최근 사회과학에서 많은 관심을 받고 있는 연구 주제 중 하나이다. 일·생활 균형과 삶의 질은 일, 생활, 여가 등 일상에서의 다양한 영역에 있어서의 경험들에 영향을 받게 되며, 이러한 일상생활의 영역들 간 충돌을 설명하는 이론적인 접근방식으로 자원 유출(resource drain)과 보상(compensation)의 개념이 자주 활용된다. ‘자원 유출’은 개인마다 한정적으로 주어진 시간, 관심, 에너지 등의 자원이 한 영역에서 다른 영역으로 옮겨지는 것을 의미하며(Edwards and Rothbard, 2000), 이는 삶의 어느 한 영역에서 자원 소모가 많은 경우 다른 영역에 투입할 수 있는 자원이 부족해짐을 뜻한다. 한편, ‘보상’은 한 영역에서의 불만족을 다른 영역에서의 만족으로 상쇄시키는 것을 의미한다.

통근시간이 삶의 질에 미치는 영향에 관해서도 이와 같이 자원 유출과 보상에 대한 이론을 통해 설명이 가능하다. 일반적으로 장시간 통근은 건강과 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되지만, 교외지역에 사는 사람들이 적절한 임금과 낮은 토지비용에 따른 넓은 주택이라는 보상을 받는다면 장시간 통근에 따른 부정적 영향을 상쇄할 수 있게 되고 개인의 삶의 만족도는 통근시간에 의해 영향을 받지 않을 것이다. 반면, 장시간 통근

으로 인한 지나친 자원 소모가 일상의 타 영역에도 영향을 미치고 그 결과 개인의 만족도와 삶의 질에 부정적인 영향이 나타날 가능성도 간과할 수 없다.

이상의 이론적 논의를 종합해 보면, 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향에 대해서는 명확한 결론을 내릴 수 없다. 따라서 본 장에서는 통근시간이 여가, 건강, 삶의 만족도 등 개인의 삶의 질과 관련된 여러 가지 측면들에 어떠한 영향을 미치는지 「생활시간조사」 자료를 활용하여 실증적으로 분석하고자 한다.

제2절 선행연구 검토

다수의 선행연구들은 통근시간이 정신건강, 생활만족도 등 삶의 질에 부정적인 영향을 미친다는 연구 결과를 제시하고 있다(진은애 · 진장익, 2017; Stutzer and Frey, 2008; Robert, Hodgson and Dolan, 2009). 통근시간과 높은 통근비용은 근로자의 피로도를 상승시키고 근무 중 태만행위(shirking behavior)를 유발하여 결근일수를 증가시키는 것으로 나타났다. Van Ommerten and Gutierrez-i-Puigarnau(2011)에서는 독일 데이터를 이용하여 통근거리가 50km인 근로자의 경우 10km인 근로자에 비해 결근일수가 15%가량 높은 것을 보였고, Ma and Ye(2019)는 호주의 데이터를 이용하여 통근거리가 15km인 근로자와 비교하였을 때 1km인 근로자는 결근일수가 36~45% 낮은 데 반해 50km인 근로자는 22~30% 높은 것을 확인하였다. Koslowsky et al.(1995)에서는 장거리 통근이 심신의 스트레스를 야기하고 이는 가정생활의 불화로 이어질 수 있다고 주장한 바 있다. Dickerson et al.(2014)과 Stutzer and Frey(2008)는 영국과 독일 근로자들의 통근시간과 삶의 만족도의 관계에 관해 분석한 결과 통근시간이 길어질수록 근로자들의 여가시간 만족도가 현저히 떨어지는 것을 발견하였다. Lorenz(2018)에서도 독일에서 약 6년간의 종단연구를 통해 통근시간이 길어질수록 근로자들의 여가시간과 가족생활에 대한 만족도가 현저히 떨어진다는 연구결과를 발표

하였으며, Clark et al.(2020)은 영국 근로자에 대한 약 6년간의 종단연구를 통해 통근시간이 여가시간 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다.

통근시간이 여가시간이나 가족생활에 대한 만족도에 미치는 영향뿐 아니라 건강상태에 영향을 미침으로써 삶의 질에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 지적한 연구들도 있다. Huun-Nelen(2016)은 통근시간과 영국 근로자의 건강상태와의 관계에 관해 분석한 결과, 통근시간의 차이가 객관적 건강상태나 그에 따른 건강 행동에는 직접적인 영향을 미치지 않지만 주관적 건강(subjective health measures)에는 부정적 영향을 미치고, 긴 통근시간을 가진 근로자일수록 병원에 방문하는 빈도가 더 높은 것을 확인하였다. Clark et al.(2020) 역시 통근시간이 근로자의 정신적·심리적 건강과 유의미한 상관관계가 있다고 밝혔다. 한편, Roberts et al.(2011)에서는 근로자의 수입, 직업만족도, 그리고 주택특성 등 통근시간과 비례하여 보상받는 요소들을 통제한 상태에서 통근시간이 근로자의 건강에 미친 영향을 분석하였으며, 그 결과 통근시간이 길어지면 남성근로자에 비해 여성근로자들의 심리적 건강상태에 부정적 영향이 더욱 크다는 연구결과를 제시하였다. Hansson et al.(2011)은 스웨덴 근로자의 통근시간이 전반적인 건강상태(수면의 질, 스트레스 정도, 정신건강, 주관적 건강상태, 건강 악화로 인한 결근)에 미치는 영향을 조사한 결과 통근시간이 늘어날수록 이러한 건강지표들이 낮아지는 것을 확인하였다. Gotthlmseder et al.(2009) 역시 오스트리아의 자료를 분석하여 통근시간에 영향을 미치는 여러 인구사회학적 요인들을 통제한 상태에서 통근시간이 스트레스 수준을 높이며 스트레스로 인한 건강문제를 야기시킨다는 연구결과를 발표하였다. Van Ommeren and Gutierrez-i-Puigarnó(2011)와 Goerke and Lorenz(2017)는 독일 근로자의 통근시간을 연구한 결과 통근시간이 길어질수록 일의 생산성이 낮아지고 결근 빈도가 높아지는 것을 확인하였으며, 이는 장기적으로 근로자의 건강까지 해칠 위험이 있다고 주장하였다.

한국에서는 통근시간과 삶의 만족도나 삶의 질과의 관련성을 분석한 연구가 드물게 이루어져 왔다. 또한, 관련 연구들은 주로 서울시 또는 경기도 거주자에 국한하여 분석이 이루어진 경우가 많고, 통근시간이 삶의 만족도

에 미치는 영향에 대한 분석 결과도 연구방법과 분석 대상에 따라 상이하게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 진장익 외(2017)에서는 서울시민을 대상으로 통근시간과 행복감의 관계를 고찰하였으며, 그 결과 긴 통근시간이 개인의 행복을 저해한다고 결론을 내리고 있다. 한편, 고은주·전승봉(2017)에서는 경기도민의 통근시간과 삶의 만족도의 관계를 구조방정식을 이용하여 분석한 결과, 장거리 통근으로 인한 시간과 에너지 소모가 삶의 만족도에 미치는 부정적인 영향이 장거리 통근자의 부가적인 소득을 통해 상쇄되고 있음을 보고하고 있다. 또한, 전명진·안현주(2016)에서도 통근에 따르는 시간과 비용이 주거비용 감소로 인해 상쇄됨을 보이며 서울에서 경기도로의 가구 유출 현상을 보상이론으로 설명하였다.

Jung et al.(2023)에서 「근로환경조사」 자료를 이용하여 국내 20세 이상 2만 9천여 명의 임금근로자에 대해 분석한 결과에 따르면, 통근시간이 근로자의 웰빙에 미치는 부정적 영향이 인구밀도가 높은 도시지역에서 지방에 비해 더 강한 것으로 나타났다. 또한, 여성이 남성에 비해서 통근시간이 주관적 건강과 웰빙에 미치는 부정적 영향이 더 크게 나타났는데, 이러한 결과에 대해 여성노동자가 남성보다 출퇴근 관련 스트레스가 더 강하고 퇴근 후에도 가사와 육아 부담이 크기 때문에 통근시간이 길어질수록 웰빙의 저하가 더욱 큰 것으로 설명하였다.

통근시간의 영향력이 청년층에서 특히 크게 작용하는 것을 보인 국내의 연구도 있다. 배호중·양은모(2023)에서는 대학 졸업 후 막 노동시장에 진입한 청년층을 대상으로 통근시간과 직장만족도 및 이직의향의 관계를 분석한 결과, 통근시간이 길수록 직장만족도가 낮고 이직의향은 높은 것을 확인하였다.

이처럼 통근시간이 삶의 질에 부정적인 영향을 미친다는 것은 많은 연구에서 일관되게 지적하고 있으며, 일반적인 사회적 통념과도 일치한다. 하지만 이론적으로는 통근시간이 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다는 반대의 결과도 가능하다. 출퇴근에는 경제적인 보상이 따르고, 직장에서 더 먼 곳에 주거지를 정함으로써 즉, 통근시간이 길어질수록 노동시장에서 더 높은 임금을 받거나 커리어 측면에서 더 나은 전망의 일자리를 가질 가능성이 높아지며, 더 낮은 주택 가격 등의 경제적 이익을 누릴 수 있기 때문이다. 국내의

연구에서도 지역별, 성별로 혼재된 결과가 제시되고 있음을 고려하여 본 연구에서는 전국 단위의 대표성 있는 통계자료를 활용하여 통근시간과 삶의 질의 관계에 관하여 면밀히 분석해 보고자 한다.

제3절 이론적 논의

본 장에서는 통근시간이 삶의 만족도에 미치는 영향에 관해 Stutzer and Frey(2008)에서 제시한 모형을 바탕으로 실증분석 모형을 도출하고자 한다. 이 모형은 먼저 통근이 야기하는 금전적, 정신적 비용은 노동시장에서의 더 높은 임금과 주택시장에서의 더 낮은 주택가격으로 보상받는다라는 가정을 전제로 한다.

$$U_i = u(y_i, h_i, C_i) \quad (3-1)$$

위의 식은 통근자의 효용이 재화와 서비스에 대한 소비(y_i), 주택 가격(h_i), 통근시간(C_i)에 의해 결정된다고 가정한다.

식 (3-1)을 전미분하면, 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$dU = \frac{\partial u}{\partial y} dy + \frac{\partial u}{\partial h} dh + \frac{\partial u}{\partial C} dC = 0 \quad (3-2)$$

통근시간이 변할 때, 효용의 변화는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{du}{dC} = \frac{\partial u}{\partial y} \frac{dy}{dC} + \frac{\partial u}{\partial h} \frac{dh}{dC} + \frac{\partial u}{\partial C} = 0 \quad (3-3)$$

위 식이 의미하는 바는 다음과 같다. 첫째, 통근시간이 증가하면 소득이 증가하고 이는 재화에 대한 소비의 증가로 이어져 효용을 증가시킨다. 둘째,

통근시간이 증가하면 주택가격이 하락하므로 재화에 대한 소비가 증가하여 효용이 높아진다. 셋째, 통근시간이 증가하면 효용이 감소한다. 균형 상태에서 세 항의 합은 0이기 때문에 전체 효용에는 변화가 없다.

이 균형 이론이 현실에서 성립하면, 통근시간과 삶의 만족도 사이에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않을 것이다. 하지만 일반적인 현실에서 통근시간의 증가는 삶의 만족도를 감소시킬 것으로 예상되는데 그 이유에 대해 Stutzer and Frey(2008)에서는 거래비용 때문으로 설명하고 있다. 주택시장과 노동시장의 변화에 개인이 즉각적으로 반응하지 못하므로 통근자들의 원치 않는 장거리 통근이 불가피해진다는 것이다.

이러한 이론적 논의를 바탕으로 본 연구에서는 통근시간이 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$y_i = \alpha + \beta C_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (3-4)$$

여기서 y_i 는 종속변수로서 여가와 삶 만족도, 여가시간과 수면시간, 시간빈곤 등 삶의 질과 관련된 변수를 의미하며, C_i 는 통근시간을, X_i 는 개인의 인구사회학적 특성 변수들로 이루어진 벡터를, ϵ_i 는 오차항을 나타낸다.

제4절 분석 결과

1. 자료 및 기초통계

본 장에서는 2014년도와 2019년도 「생활시간조사」 자료를 이용하여 근로자의 삶의 질에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제한 상태에서 통근시간이 삶의 질에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다. 분석 대상은 20세 이상 65세 미만의 취업자 중 실질적으로 통근이 이루어지는(통근시간이 0이 아닌) 임금근로자로 한정하였다.

통근시간 범주별 인적, 일자리, 가구특성을 살펴보자. 먼저 남성의 경우를 보면 <표 3-1>에 제시된 바와 같이 통근시간이 길수록 평균 연령이 증가하는 경향이 나타나며 고학력 비중이 높은 것을 볼 수 있다. 또한, 통근시간이 짧을수록 기혼 맞벌이 비중이 상대적으로 높고 시간제 근로 비중이 높다. 통근시간에 따른 10세 미만 자녀 수의 차이는 두드러지게 나타나지 않았다. 소득에 있어서도 통근시간에 따른 차이가 나타나는데, 전반적으로 통근시간이 긴 집단에서 평균 가구소득이 증가하는 패턴이 나타나고 있다. 또한, 통근시간이 길수록 수도권 거주 비중이 눈에 띄게 높은 것을 확인할 수 있다.

<표 3-1> 남성 근로자의 통근시간별 특성

(단위: %, 세, 명)

| 변 수 | | 30분 미만 | 30~60분 | 60~90분 | 90~120분 | 120분 이상 | 합계 |
|-------|-------------|--------|--------|--------|---------|---------|------|
| 연 령 | | 47.9 | 44.8 | 43.8 | 43.5 | 43.8 | 44.3 |
| 교육 수준 | 고등학교 미만 | 13.6 | 8.5 | 6.7 | 6.9 | 5.7 | 7.6 |
| | 고등학교 졸업 | 35.7 | 35.9 | 32.9 | 30.1 | 26.9 | 32.5 |
| | 전문대 졸업 | 43.2 | 48.8 | 53.8 | 55.6 | 58.8 | 52.7 |
| | 대졸 이상 | 7.5 | 6.7 | 6.6 | 7.4 | 8.7 | 7.2 |
| 혼인 상태 | 미혼 | 12.6 | 17.4 | 19.3 | 22.8 | 19.7 | 18.9 |
| | 기혼 맞벌이 | 51.1 | 43.3 | 40.6 | 37.8 | 39.4 | 41.5 |
| | 기혼 홑벌이 | 30.5 | 33.5 | 35.7 | 35.3 | 36.5 | 34.8 |
| | 이혼·사별 | 5.8 | 5.9 | 4.4 | 4.0 | 4.4 | 4.9 |
| 자녀 | 10세 미만 자녀 수 | 0.36 | 0.40 | 0.43 | 0.41 | 0.42 | 0.41 |
| 취업 형태 | 시간제 근로 | 8.9 | 7.0 | 5.0 | 7.4 | 6.3 | 6.4 |
| 가구 소득 | 100만 원 미만 | 4.1 | 3.1 | 2.3 | 2.5 | 1.8 | 2.6 |
| | 100~200만 원 | 17.0 | 14.3 | 13.6 | 14.3 | 11.2 | 13.8 |
| | 200~300만 원 | 22.9 | 23.7 | 22.5 | 22.2 | 20.5 | 22.5 |
| | 300~400만 원 | 15.9 | 15.2 | 15.9 | 15.1 | 14.1 | 15.3 |
| | 400~500만 원 | 10.5 | 10.8 | 11.4 | 11.7 | 12.3 | 11.3 |
| | 500만 원 이상 | 29.5 | 32.9 | 34.3 | 34.3 | 40.3 | 34.5 |

〈표 3-1〉의 계속

| 변 수 | | 30분 미만 | 30~ 60분 | 60~ 90분 | 90~ 120분 | 120분 이상 | 합계 |
|-----|----------------------|-----------|------------|------------|-------------|------------|------|
| 주택 | 자가 | 57.7 | 52.7 | 53.5 | 52.6 | 48.2 | 52.6 |
| 지역 | 수도권 거주 | 18.6 | 21.3 | 29.0 | 41.3 | 62.8 | 33.6 |
| 직종 | 관리자 | 3.7 | 4.0 | 5.3 | 5.8 | 5.5 | 4.9 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | 13.8 | 13.9 | 15.1 | 16.8 | 22.6 | 16.2 |
| | 사무 종사자 | 12.1 | 18.4 | 21.7 | 23.1 | 23.8 | 20.6 |
| | 서비스 종사자 | 12.3 | 8.0 | 6.4 | 4.7 | 4.4 | 6.7 |
| | 판매 종사자 | 11.8 | 12.0 | 9.8 | 8.9 | 7.6 | 10.1 |
| | 농림·어업 숙련 종사자 | 11.0 | 3.6 | 1.2 | 0.8 | 0.4 | 2.4 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 11.5 | 13.4 | 15.3 | 14.5 | 14.5 | 14.2 |
| | 장치·기계 조작 및 조립 종사자 | 13.7 | 16.4 | 16.1 | 15.8 | 13.0 | 15.4 |
| | 단순노무 종사자 | 10.1 | 10.3 | 9.3 | 9.6 | 8.3 | 9.5 |

자료: 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

여성의 경우 〈표 3-2〉에 제시된 것처럼 통근시간이 길수록 평균 연령이 감소하고 교육수준은 통근시간이 긴 집단이 상대적으로 높은 것을 볼 수 있다. 혼인상태별 차이도 눈에 띄는 특징인데, 통근시간이 길수록 미혼 비중이 높고 기혼 맞벌이 비중이 낮게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 또한, 여성의 경우 남성의 경우와 달리 통근시간이 길수록 10세 미만 자녀 수가 적은 것으로 나타나고 있다. 통근시간이 긴 집단에서 시간제근로 비중이 높은 것으로 확인되며, 남성과 달리 가구소득에 있어서는 통근시간에 따른 차이가 눈에 띄게 관측되지는 않았다. 한편, 통근시간이 긴 집단일수록 수도권 거주 비중이 높아지는 특징은 남성과 여성 모두에게서 확인된다.

통근시간 범주별 평균 여가시간과 수면시간을 살펴보자. 〈표 2-3〉에 제시된 바와 같이, 남성과 여성 모두 통근시간이 긴 집단일수록 평균적인 여가와 수면시간이 짧은 경향이 나타난다.

〈표 3-2〉 여성근로자의 통근시간별 특성

| 변 수 | | 30분 미만 | 30~60분 | 60~90분 | 90~120분 | 120분 이상 | 합계 |
|-------|-------------------|--------|--------|--------|---------|---------|------|
| 연 령 | | 44.9 | 44.3 | 42.9 | 41.7 | 40.6 | 43.1 |
| 교육 수준 | 고등학교 미만 | 18.3 | 13.2 | 12.4 | 10.4 | 10.0 | 12.7 |
| | 고등학교 졸업 | 33.8 | 37.2 | 34.5 | 33.5 | 26.6 | 34.3 |
| | 전문대 졸업 | 44.4 | 44.2 | 47.5 | 50.6 | 55.6 | 47.5 |
| | 대졸 이상 | 3.4 | 5.4 | 5.6 | 5.6 | 7.8 | 5.6 |
| 혼인 상태 | 미혼 | 15.3 | 15.7 | 23.3 | 29.4 | 37.4 | 22.5 |
| | 기혼 맞벌이 | 62.3 | 61.3 | 50.5 | 47.2 | 40.7 | 53.7 |
| | 기혼 홀벌이 | 12.3 | 11.8 | 12.6 | 12.2 | 10.0 | 11.9 |
| | 이혼·사별 | 10.0 | 11.2 | 13.6 | 11.3 | 12.0 | 11.9 |
| 자녀 | 10세 미만 자녀 수 | 0.36 | 0.30 | 0.25 | 0.20 | 0.16 | 0.26 |
| 취업 형태 | 시간제 근로 | 31.8 | 24.2 | 18.9 | 15.4 | 14.9 | 20.5 |
| 가구 소득 | 100만 원 미만 | 19.7 | 14.9 | 10.9 | 9.3 | 9.7 | 12.8 |
| | 100~200만 원 | 20.6 | 27.0 | 28.3 | 29.5 | 27.9 | 27.2 |
| | 200~300만 원 | 10.7 | 11.8 | 13.5 | 15.2 | 13.9 | 12.9 |
| | 300~400만 원 | 5.4 | 6.7 | 6.2 | 6.3 | 5.1 | 6.1 |
| | 400~500만 원 | 3.8 | 3.7 | 3.1 | 3.6 | 2.8 | 3.4 |
| | 500만 원 이상 | 39.8 | 35.9 | 38.0 | 36.1 | 40.8 | 37.5 |
| 주택 | 자가 | 40.2 | 42.9 | 40.3 | 39.2 | 36.4 | 40.6 |
| 지역 | 수도권 거주 | 21.1 | 24.7 | 32.1 | 47.5 | 66.2 | 34.7 |
| 직종 | 관리자 | 1.7 | 1.2 | 1.1 | 0.8 | 1.2 | 1.2 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | 22.1 | 24.2 | 25.5 | 26.3 | 25.3 | 24.8 |
| | 사무 종사자 | 12.4 | 17.7 | 20.7 | 25.7 | 32.5 | 21.0 |
| | 서비스 종사자 | 23.1 | 22.4 | 16.7 | 12.7 | 11.1 | 18.1 |
| | 판매 종사자 | 17.5 | 14.6 | 12.3 | 10.9 | 12.1 | 13.4 |
| | 농림·어업 숙련 종사자 | 6.9 | 2.3 | 0.8 | 0.8 | 0.4 | 1.8 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 2.5 | 1.8 | 3.3 | 2.8 | 2.3 | 2.5 |
| | 장치·기계 조작 및 조립 종사자 | 2.3 | 2.9 | 4.4 | 4.6 | 1.6 | 3.4 |
| | 단순노무 종사자 | 11.5 | 12.9 | 15.0 | 15.3 | 13.7 | 13.8 |

자료: 「생활시간조사」 원자료, 저자 작성.

〈표 3-3〉 통근시간에 따른 평균 여가 및 수면 시간

(단위 : 분/일)

| | 여가시간 | | | 수면시간 | | |
|---------|------|-----|-----|------|-----|-----|
| | 전체 | 남성 | 여성 | 전체 | 남성 | 여성 |
| 전체 | 171 | 181 | 157 | 446 | 446 | 445 |
| 30분 미만 | 207 | 226 | 187 | 456 | 457 | 455 |
| 30-60분 | 184 | 198 | 167 | 451 | 454 | 447 |
| 60-90분 | 169 | 180 | 153 | 449 | 449 | 448 |
| 90-120분 | 157 | 166 | 141 | 440 | 439 | 440 |
| 120분 이상 | 141 | 147 | 130 | 429 | 427 | 433 |

자료 : 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

2. 회귀분석 결과 : 성별 차이

〈표 3-4〉는 통근시간이 여가시간에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 통근시간의 증가는 남성과 여성 모두에게 여가시간을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다. 다른 개인 및 일자리 특성이 동일할 때, 통근시간이 1분 더 길면 여가시간은 남성이 0.45분, 여성은 0.41분 짧은 것으로 해석할 수 있다. 통근시간을 범주형 변수로 변환하여 여가시간에 미친 영향을 살펴본 모형 (2)와 모형 (4)의 결과도 유사하다. 전반적으로 통근시간이 긴 집단에 속할수록 여가시간은 비례적으로 감소하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 통근시간이 길 경우 여가활동에 사용할 수 있는 시간의 절대적인 양이 줄어들기 때문이기도 하지만(Basser et al., 2008) 장시간 통근이 다른 일상생활을 영위하는 데 경제적, 신체적, 심리적 여유를 줄이는 것에 따른 결과일 수도 있다.

여가시간과 마찬가지로 수면시간 역시 건강과 삶의 질에 영향을 미치는 중요한 요소이다. 수면시간과 삶의 만족도 간에 인과관계가 존재함은 선행 연구를 통해 비교적 잘 알려져 있다(Paunio et al., 2008). 한국인의 평균 수면시간은 OECD 국가들 중 최하위 수준으로 조사된 바 있으며²⁾, 그 원인으로

2) 2016년 OECD 통계에 따르면, 한국인의 평균 수면시간은 7시간 41분으로 OECD 국가 중 최하위를 기록하였으며, OECD 평균은 8시간 22분으로 나타났다.

로 장시간 근무 및 통근이 적정한 수면을 저해한다고 지적되기도 한다(고은주 · 전승봉, 2017).

〈표 3-4〉 통근시간이 여가시간에 미치는 영향

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|-------------|---------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간 | | -0.458*** (0.020) | | -0.414*** (0.025) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -20.183*** (5.448) | | -20.989*** (4.730) |
| | 60~90분 | | -36.356*** (5.338) | | -33.615*** (4.729) |
| | 90~120분 | | -51.431*** (5.491) | | -47.051*** (4.986) |
| | 120분 이상 | | -70.571*** (5.469) | | -62.128*** (5.141) |
| 연령 | | 1.147*** (0.121) | 1.151*** (0.121) | 0.993*** (0.142) | 0.994*** (0.142) |
| 고등학교 졸업 | | 10.534** (4.165) | 10.603** (4.167) | 10.239*** (3.812) | 10.401*** (3.813) |
| 전문대 졸업 | | 19.188*** (4.409) | 19.138*** (4.412) | 14.373*** (4.389) | 14.203*** (4.394) |
| 대졸 이상 | | 17.376*** (5.427) | 17.152*** (5.439) | 26.585*** (6.067) | 26.596*** (6.065) |
| 기혼 맞벌이 | | -19.728*** (3.065) | -20.223*** (3.080) | -38.414*** (3.348) | -38.024*** (3.333) |
| 기혼 외벌이 | | -17.666*** (3.191) | -18.223*** (3.203) | -36.677*** (4.328) | -36.342*** (4.310) |
| 이혼·사별 | | -31.128*** (4.839) | -31.744*** (4.852) | -35.321*** (4.498) | -34.984*** (4.496) |
| 10세 미만 자녀 수 | | -18.738*** (1.291) | -18.766*** (1.293) | -27.058*** (1.696) | -27.278*** (1.700) |
| 시간제 근로 | | 32.070*** (4.757) | 31.981*** (4.754) | 47.381*** (2.998) | 47.170*** (2.993) |
| 자가 주택 여부 | | 5.740*** (1.843) | 5.578*** (1.844) | 3.648* (2.177) | 3.664* (2.179) |

〈표 3-4〉의 계속

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|-----------|------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | -31.800*** (7.676) | -32.236*** (7.646) | -23.786*** (3.857) | -23.471*** (3.857) |
| | 200~300만 원 | -34.782*** (7.541) | -35.286*** (7.517) | -32.868*** (4.446) | -32.564*** (4.451) |
| | 300~400만 원 | -28.124*** (7.733) | -28.389*** (7.714) | -32.027*** (5.386) | -31.800*** (5.383) |
| | 400~500만 원 | -24.981*** (7.950) | -25.850*** (7.933) | -27.072*** (6.564) | -27.188*** (6.555) |
| | 500만 원 이상 | -23.599*** (7.769) | -23.874*** (7.750) | -23.736*** (5.115) | -23.530*** (5.119) |
| 수도권 거주 | | -2.050 (1.940) | -3.252* (1.939) | 2.267 (2.103) | 1.462 (2.099) |
| 상수향 | | 174.860*** (12.497) | 180.009*** (13.219) | 127.307*** (13.102) | 129.179*** (13.570) |
| R-squared | | 0.105 | 0.104 | 0.137 | 0.137 |
| 관측치 | | 12,115 | 12,115 | 9,327 | 9,327 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-5〉에서는 통근시간이 수면시간에 미치는 영향을 살펴보았는데, 통근시간은 남성과 여성 모두에게서 수면시간에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 1분의 통근시간 증가는 남녀 모두 약 0.2분의 수면시간 감소를 초래하는 것으로 추정되었다. 통근시간을 범주형 변수로 전환하여 분석한 모형 (2)와 모형 (4)의 결과에서는 통근시간이 90~120분 사이인 근로자의 경우 기준 집단인 통근시간이 30분 미만인 집단에 비하여 남녀 모두 수면시간이 약 11분 적은 것으로 나타났으며, 통근시간이 120분 이상인 경우 기준 집단에 비해 수면시간이 남성은 약 22분, 여성은 약 20분 짧은 것으로 나타났다.

〈표 3-5〉 통근시간이 수면시간에 미치는 영향

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|-------------|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간 | | -0.217*** (0.017) | | -0.173*** (0.021) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -0.127 (4.106) | | -3.990 (3.543) |
| | 60~90분 | | -3.379 (4.011) | | -3.803 (3.537) |
| | 90~120분 | | -10.979*** (4.159) | | -10.764*** (3.787) |
| | 120분 이상 | | -22.297*** (4.181) | | -20.185*** (3.934) |
| 연령 | | -0.853*** (0.098) | -0.843*** (0.099) | -1.299*** (0.110) | -1.297*** (0.110) |
| 고등학교 졸업 | | -7.163** (3.297) | -7.442** (3.305) | -15.271*** (2.831) | -15.206*** (2.836) |
| 전문대 졸업 | | -13.912*** (3.556) | -14.197*** (3.563) | -20.288*** (3.282) | -20.187*** (3.289) |
| 대출 이상 | | -20.268*** (4.201) | -20.195*** (4.203) | -32.962*** (4.301) | -32.930*** (4.312) |
| 기혼 맞벌이 | | 3.027 (2.542) | 3.044 (2.544) | -7.081*** (2.663) | -6.636** (2.672) |
| 기혼 외벌이 | | 4.755* (2.622) | 4.699* (2.626) | -2.633 (3.341) | -2.375 (3.340) |
| 이혼·사별 | | 2.454 (3.808) | 2.488 (3.825) | 7.673** (3.576) | 7.637** (3.579) |
| 10세 미만 자녀 수 | | 1.372 (1.107) | 1.352 (1.110) | 4.855*** (1.376) | 5.074*** (1.380) |
| 시간제 근로 | | 9.120** (3.605) | 9.296** (3.619) | 7.941*** (2.224) | 8.259*** (2.229) |
| 자가 주택 여부 | | 0.636 (1.447) | 0.274 (1.451) | -2.545 (1.729) | -2.609 (1.731) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | -9.038 (5.620) | -9.573* (5.624) | -3.512 (2.899) | -3.894 (2.901) |
| | 200~300만 원 | -16.342*** (5.592) | -16.920*** (5.596) | -8.642** (3.540) | -9.137*** (3.539) |
| | 300~400만 원 | -20.570*** (5.815) | -21.227*** (5.820) | -4.200 (4.384) | -4.672 (4.391) |

〈표 3-5〉의 계속

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|-----------|------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 가구 소득 | 400~500만 원 | -22.135*** (5.922) | -22.981*** (5.925) | -6.239 (4.997) | -6.607 (5.006) |
| | 500만 원 이상 | -18.083*** (5.820) | -18.814*** (5.826) | -7.153* (4.000) | -7.716* (4.002) |
| 수도권 거주 | | -5.464*** (1.577) | -6.562*** (1.578) | 0.513 (1.652) | -0.158 (1.653) |
| 상수항 | | 503.490*** (9.539) | 494.507*** (10.201) | 522.835*** (10.238) | 516.956*** (10.698) |
| R-squared | | 0.047 | 0.043 | 0.064 | 0.063 |
| 관측치 | | 12,115 | 12,115 | 9,327 | 9,327 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-6〉과 〈표 3-7〉은 여가 만족도와 삶 만족도에 대한 회귀분석 결과를 제시하고 있다.

「생활시간조사」에서 여가 만족도와 삶 만족도는 “매우 만족”, “약간 만족”, “보통”, “약간 불만족”, “매우 불만족” 등 5점 리커트 척도로 조사되는데 본 연구에서는 이를 “매우 불만족”, “약간 불만족”, “보통”을 0으로, “약간 만족”과 “매우 만족”을 1로 재코딩하여 종속변수로 활용하였다.

통근시간이 여가 만족도에 미치는 영향을 성별로 나누어 분석한 결과, 통근시간은 남성과 여성 근로자 모두 유의하게 여가 만족도를 낮추는 것으로 확인되었다. 통근시간을 범주형 변수로 변환하여 분석한 결과에서는, 남성은 120분 이상 장시간 통근자의 경우 여가 만족도가 기준 집단인 30분 미만 집단에 비해 통계적으로 유의하게 여가 만족도가 낮은 것으로 나타났으며, 여성은 60~90분, 90~120분, 120분 이상인 집단에서 30분 미만인 집단에 비해 여가 만족도가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 추정되었다.

〈표 3-6〉 통근시간과 여가 만족도 : 프로빗 모형 추정 결과

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|----------|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간(분) | | -0.002*** (0.000) | | -0.002*** (0.001) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.084 (0.084) | | -0.089 (0.079) |
| | 60~90분 | | 0.058 (0.082) | | -0.222*** (0.080) |
| | 90~120분 | | -0.053 (0.088) | | -0.170* (0.090) |
| | 120분 이상 | | -0.145* (0.088) | | -0.309*** (0.093) |
| 연령 | | -0.002 (0.002) | -0.002 (0.002) | 0.006** (0.003) | 0.006** (0.003) |
| 고등학교 졸업 | | 0.182* (0.096) | 0.175* (0.096) | 0.110 (0.083) | 0.109 (0.083) |
| 전문대 졸업 | | 0.444*** (0.099) | 0.441*** (0.099) | 0.474*** (0.093) | 0.474*** (0.093) |
| 대출 이상 | | 0.796*** (0.115) | 0.800*** (0.115) | 0.773*** (0.119) | 0.771*** (0.119) |
| 기혼 유배우 | | 0.093 (0.064) | 0.095 (0.064) | -0.056 (0.071) | -0.055 (0.071) |
| 기혼 맞벌이 | | 0.063 (0.066) | 0.060 (0.066) | 0.002 (0.088) | 0.007 (0.088) |
| 기혼 외벌이 | | -0.088 (0.100) | -0.085 (0.100) | 0.031 (0.093) | 0.038 (0.093) |
| 이혼·사별 | | -0.227*** (0.030) | -0.227*** (0.030) | -0.226*** (0.041) | -0.231*** (0.041) |
| 시간제 근로 | | -0.154** (0.067) | -0.148** (0.067) | 0.211*** (0.050) | 0.210*** (0.050) |
| 자가 주택 여부 | | 0.059 (0.040) | 0.053 (0.041) | 0.188*** (0.054) | 0.192*** (0.054) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | -0.109 (0.241) | -0.107 (0.241) | 0.043 (0.181) | 0.044 (0.182) |
| | 200~300만 원 | -0.003 (0.230) | -0.001 (0.230) | 0.172 (0.183) | 0.173 (0.184) |
| | 300~400만 원 | 0.010 (0.231) | 0.011 (0.231) | -0.029 (0.190) | -0.031 (0.191) |

〈표 3-6〉의 계속

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|------------------|------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 가구 소득 | 400~500만 원 | 0.074 (0.232) | 0.077 (0.232) | 0.155 (0.199) | 0.146 (0.200) |
| | 500만 원 이상 | 0.102 (0.226) | 0.101 (0.226) | 0.165 (0.176) | 0.167 (0.177) |
| 수도권 거주 | | 0.036 (0.040) | 0.033 (0.040) | -0.032 (0.045) | -0.037 (0.045) |
| 상수 | | -0.514 * (0.288) | -0.676 ** (0.296) | -1.609 *** (0.296) | -1.571 *** (0.301) |
| Pseudo R-squared | | 0.0495 | 0.0495 | 0.0420 | 0.0431 |
| Log likelihood | | -3471.829 | -3471.727 | -2621.1688 | -2618.1242 |
| 관측치 | | 5,953 | 5,953 | 4,635 | 4,635 |

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료 : 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

삶 만족도를 종속변수로 하여 분석한 결과도 여가 만족도에 관한 분석 결과와 유사하다. 통근시간은 남성과 여성 모두에게서 통계적으로 유의하게 삶 만족도를 낮추는 것으로 나타났으며, 범주형 통근시간 변수를 활용하여 분석한 결과에서는 남성은 통근시간이 120분 이상인 경우, 여성은 60~90분, 90~120분, 120분 이상 그룹에서 기준 집단이 30분 미만 근로자에 비해 삶 만족도가 낮은 것을 확인할 수 있다.

〈표 3-7〉 통근시간과 삶 만족도 : 프로빗 모형 추정 결과

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|---------|---------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간(분) | | -0.001 ** (0.000) | | -0.001 ** (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.009 (0.058) | | -0.044 (0.055) |
| | 60~90분 | | -0.033 (0.058) | | -0.114 ** (0.055) |
| | 90~120분 | | -0.073 (0.061) | | -0.108 * (0.062) |
| | 120분 이상 | | -0.103 * (0.061) | | -0.131 ** (0.064) |

〈표 3-7〉의 계속

| 변 수 | 남성 | | 여성 | | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | |
| 연령 | -0.007*** (0.002) | -0.007*** (0.002) | -0.003 (0.002) | -0.003 (0.002) | |
| 고등학교 졸업 | -0.128** (0.059) | -0.128** (0.059) | 0.137** (0.056) | 0.138** (0.056) | |
| 전문대 졸업 | 0.156** (0.061) | 0.157** (0.061) | 0.412*** (0.063) | 0.410*** (0.063) | |
| 대출 이상 | 0.518*** (0.075) | 0.518*** (0.075) | 0.981*** (0.084) | 0.981*** (0.084) | |
| 기혼 유배우 | 0.250*** (0.044) | 0.249*** (0.044) | 0.251*** (0.048) | 0.251*** (0.048) | |
| 기혼 맞벌이 | 0.335*** (0.046) | 0.334*** (0.046) | 0.144** (0.062) | 0.146** (0.062) | |
| 기혼 외벌이 | -0.209*** (0.078) | -0.212*** (0.078) | 0.033 (0.066) | 0.035 (0.066) | |
| 이혼·사별 | -0.041** (0.019) | -0.041** (0.019) | -0.051** (0.025) | -0.052** (0.026) | |
| 시간제 근로 | -0.039 (0.055) | -0.037 (0.055) | 0.106*** (0.038) | 0.104*** (0.038) | |
| 자가 주택 여부 | 0.128*** (0.026) | 0.128*** (0.026) | 0.176*** (0.032) | 0.176*** (0.032) | |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | -0.068 (0.090) | -0.067 (0.090) | -0.025 (0.053) | -0.022 (0.053) |
| | 200~300만 원 | -0.021 (0.089) | -0.021 (0.089) | 0.071 (0.062) | 0.075 (0.062) |
| | 300~400만 원 | 0.123 (0.092) | 0.124 (0.092) | 0.192** (0.076) | 0.195*** (0.076) |
| | 400~500만 원 | 0.229** (0.095) | 0.229** (0.095) | 0.143 (0.093) | 0.144 (0.093) |
| | 500만 원 이상 | 0.357*** (0.091) | 0.358*** (0.091) | 0.222*** (0.069) | 0.225*** (0.069) |
| 수도권 거주 | -0.021 (0.027) | -0.015 (0.027) | 0.044 (0.030) | 0.041 (0.030) | |
| 상수 | -0.379** (0.156) | -0.395** (0.164) | -0.687*** (0.187) | -0.664*** (0.190) | |
| Pseudo R-squared | 0.0710 | 0.0713 | 0.0677 | 0.0679 | |
| Log likelihood | -7326.5236 | -7324.1318 | -5673.0651 | -5671.5181 | |
| 관측치 | 12,115 | 12,115 | 9,327 | 9,327 | |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-8〉은 통근시간과 주관적 건강의 관계를 추정한 결과를 제시하고 있다. 종속변수인 주관적 건강은 매우 좋음(1)에서 매우 나쁨(5)까지 5점 척도로 이루어져 있으며, 분석에서는 종속변수를 ‘매우 좋음’과 ‘좋음’을 1로, ‘보통’, ‘나쁨’, ‘매우 나쁨’을 0으로 하는 이항변수로 변환하여 이용하였다.

분석 결과를 보면, 통근시간을 수준변수로 분석에 포함한 경우 남성과 여성 모두 통근시간이 주관적 건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 한편, 통근시간 변수를 범주형 변수로 변환하여 주관적 건강에 미치는 영향을 분석한 경우, 여성의 경우에만 통계적으로 유의하게 부정적인 영향이 발견되었다. 즉, 여성의 경우 통근시간이 긴 집단에 속할수록 다른 모든 조건이 동일할 때, 통근시간이 짧은 집단에 비해 주관적 건강 상태가 좋은 것으로 평가할 가능성이 낮다는 것으로 해석된다.

〈표 3-8〉 통근시간과 주관적 건강 : 프로빗 모형 추정 결과

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|----------|---------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간(분) | | -0.001** (0.000) | | -0.001*** (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.072 (0.056) | | -0.122** (0.054) |
| | 60~90분 | | -0.007 (0.055) | | -0.148*** (0.054) |
| | 90~120분 | | -0.002 (0.059) | | -0.227*** (0.061) |
| | 120분 이상 | | -0.063 (0.059) | | -0.268*** (0.063) |
| 연령 | | -0.000 (0.002) | -0.000 (0.002) | 0.001 (0.002) | 0.001 (0.002) |
| 고등학교 졸업 | | 0.073 (0.054) | 0.072 (0.054) | 0.202*** (0.052) | 0.203*** (0.052) |
| 전문대 졸업 | | 0.208*** (0.057) | 0.209*** (0.057) | 0.288*** (0.060) | 0.288*** (0.060) |
| 대졸 이상 | | 0.300*** (0.071) | 0.301*** (0.071) | 0.355*** (0.080) | 0.357*** (0.080) |
| 기혼 유배우 | | -0.156*** (0.042) | -0.157*** (0.042) | 0.026 (0.047) | 0.026 (0.047) |

〈표 3-8〉의 계속

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|------------------|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 기혼 맞벌이 | | -0.096** (0.043) | -0.097** (0.043) | 0.065 (0.060) | 0.064 (0.060) |
| 기혼 외벌이 | | -0.219*** (0.067) | -0.223*** (0.067) | -0.103 (0.063) | -0.103 (0.063) |
| 이혼·사별 | | -0.088*** (0.019) | -0.088*** (0.019) | -0.054** (0.025) | -0.056** (0.025) |
| 시간제 근로 | | -0.156*** (0.052) | -0.156*** (0.052) | 0.031 (0.037) | 0.029 (0.037) |
| 자가 주택 여부 | | 0.085*** (0.025) | 0.085*** (0.025) | 0.102*** (0.031) | 0.103*** (0.031) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | -0.005 (0.083) | -0.005 (0.083) | -0.047 (0.050) | -0.044 (0.050) |
| | 200~300만 원 | 0.067 (0.083) | 0.066 (0.082) | -0.007 (0.060) | -0.004 (0.060) |
| | 300~400만 원 | 0.118 (0.086) | 0.119 (0.086) | 0.104 (0.073) | 0.107 (0.073) |
| | 400~500만 원 | 0.223** (0.089) | 0.223** (0.089) | -0.003 (0.091) | -0.003 (0.091) |
| | 500만 원 이상 | 0.142* (0.086) | 0.142* (0.085) | 0.012 (0.066) | 0.014 (0.067) |
| 수도권 거주 | | -0.075*** (0.026) | -0.070*** (0.026) | 0.030 (0.029) | 0.032 (0.029) |
| 상수 | | -0.141 (0.149) | -0.200 (0.156) | -0.681*** (0.185) | -0.636*** (0.188) |
| Pseudo R-squared | | 0.0152 | 0.0157 | 0.0127 | 0.0133 |
| Log likelihood | | -8145.1955 | -8140.8221 | -6077.8263 | -6074.0265 |
| 관측치 | | 12,115 | 12,115 | 9,314 | 9,314 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-9〉는 통근시간이 시간빈곤에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 종속 변수인 시간빈곤은 ‘항상 부족’, ‘가끔 부족’, ‘약간 여유’, ‘항상 여유’ 등 4점 척도로 조사되는데, 분석에는 ‘항상 부족’과 ‘가끔 부족’으로 응답한 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 이항변수로 구성하여 활용하였다.

분석 결과 남성과 여성 모두 통근시간이 길수록 시간빈곤일 가능성이 높은 것으로 나타났다. 통근시간을 범주형 변수로 분석한 경우 남성의 경우에

는 통근시간이 30분 이상인 모든 집단에서 30분 미만에 비해 통계적으로 유의하게 시간빈곤 가능성이 증가하는 것으로 확인되며, 통근시간이 긴 집단에 속할수록 이러한 확률이 높아지는 것으로 확인되었다. 한편, 여성의 경우 통근시간이 90~120분인 집단과 120분 이상인 집단에서 기준 집단인 30분 미만 집단에 비해 통계적으로 유의하게 시간빈곤 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.

〈표 3-9〉 통근시간과 시간빈곤 : 프로빗 모형 추정 결과

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|----------|---------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간(분) | | 0.003 ^{***} (0.000) | | 0.002 ^{***} (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.146 ^{**} (0.057) | | 0.042 (0.059) |
| | 60~90분 | | 0.190 ^{***} (0.056) | | 0.035 (0.059) |
| | 90~120분 | | 0.259 ^{***} (0.060) | | 0.194 ^{***} (0.067) |
| | 120분 이상 | | 0.385 ^{***} (0.061) | | 0.249 ^{***} (0.070) |
| 연령 | | -0.022 ^{***} (0.002) | -0.022 ^{***} (0.002) | -0.010 ^{***} (0.002) | -0.010 ^{***} (0.002) |
| 고등학교 졸업 | | -0.191 ^{***} (0.055) | -0.191 ^{***} (0.055) | -0.044 (0.053) | -0.044 (0.053) |
| 전문대 졸업 | | -0.200 ^{***} (0.059) | -0.198 ^{***} (0.059) | -0.065 (0.062) | -0.066 (0.062) |
| 대출 이상 | | -0.130 [*] (0.075) | -0.128 [*] (0.075) | 0.049 (0.089) | 0.049 (0.089) |
| 기혼 유배우 | | 0.245 ^{***} (0.046) | 0.245 ^{***} (0.046) | 0.089 [*] (0.053) | 0.087 [*] (0.053) |
| 기혼 맞벌이 | | 0.180 ^{***} (0.047) | 0.181 ^{***} (0.047) | 0.062 (0.067) | 0.061 (0.067) |
| 기혼 외벌이 | | 0.080 (0.067) | 0.079 (0.067) | -0.007 (0.067) | -0.004 (0.067) |
| 이혼·사별 | | 0.156 ^{***} (0.022) | 0.156 ^{***} (0.022) | 0.337 ^{***} (0.033) | 0.335 ^{***} (0.033) |

〈표 3-9〉의 계속

| 변수 | | 남성 | | 여성 | |
|------------------|------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 시간제 근로 | | -0.341 ^{***} (0.052) | -0.340 ^{***} (0.052) | -0.396 ^{***} (0.038) | -0.398 ^{***} (0.038) |
| 자가 주택 여부 | | -0.087 ^{***} (0.027) | -0.085 ^{***} (0.027) | -0.027 (0.035) | -0.027 (0.034) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | 0.364 ^{***} (0.084) | 0.368 ^{***} (0.084) | 0.315 ^{***} (0.052) | 0.318 ^{***} (0.052) |
| | 200~300만 원 | 0.456 ^{***} (0.084) | 0.459 ^{***} (0.084) | 0.411 ^{***} (0.065) | 0.414 ^{***} (0.065) |
| | 300~400만 원 | 0.454 ^{***} (0.088) | 0.458 ^{***} (0.088) | 0.429 ^{***} (0.081) | 0.433 ^{***} (0.081) |
| | 400~500만 원 | 0.278 ^{***} (0.091) | 0.283 ^{***} (0.091) | 0.421 ^{***} (0.100) | 0.424 ^{***} (0.100) |
| | 500만 원 이상 | 0.402 ^{***} (0.088) | 0.405 ^{***} (0.088) | 0.382 ^{***} (0.070) | 0.387 ^{***} (0.070) |
| 수도권 거주 | | 0.140 ^{***} (0.029) | 0.152 ^{***} (0.029) | 0.040 (0.032) | 0.042 (0.032) |
| 상수 | | 1.318 ^{***} (0.155) | 1.285 ^{***} (0.162) | 1.176 ^{***} (0.204) | 1.248 ^{***} (0.207) |
| Pseudo R-squared | | 0.0569 | 0.0562 | 0.0617 | 0.0619 |
| Log likelihood | | -6741.2501 | -6746.2184 | -4859.6733 | -4858.7302 |
| 관측치 | | 12,115 | 12,115 | 9,327 | 9,327 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

마지막으로 〈표 3-10〉은 통근시간과 피로감의 관계에 관한 분석 결과를 제시하고 있다. 종속변수는 피곤함 정도이며 ‘매우 피곤(1)’부터 ‘전혀 피곤하지 않음(4)’까지 4점 척도로 구성된다. 본 연구에서는 ‘매우 피곤’과 ‘조금 피곤’을 1로, ‘거의 피곤하지 않음’과 ‘전혀 피곤하지 않음’을 0으로 하는 이항변수를 구축하여 분석에 활용하였다.

분석 결과 통근시간을 수준 변수로 사용하였을 때는 남성과 여성 모두 통근시간이 피곤함을 느낄 확률을 높이는 것으로 나타났으나, 범주형 변수로 사용한 분석 결과는 120분 이상 여성 장거리 통근자의 경우에만 기준 집단인 30분 미만 통근자에 비해 피곤함을 느낄 가능성이 높아지는 것으로 추정되었다.

〈표 3-10〉 통근시간과 피로감 : 프로빗 모형 추정 결과

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|----------|------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 통근시간(분) | | 0.001 ^{***} (0.000) | | 0.001 ^{**} (0.001) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.030 (0.070) | | -0.025 (0.077) |
| | 60~90분 | | 0.059 (0.069) | | 0.037 (0.079) |
| | 90~120분 | | 0.117 (0.074) | | 0.096 (0.090) |
| | 120분 이상 | | 0.166 ^{**} (0.076) | | 0.157 [*] (0.094) |
| 연령 | | -0.021 ^{***} (0.002) | -0.021 ^{***} (0.002) | -0.015 ^{***} (0.003) | -0.015 ^{***} (0.003) |
| 고등학교 졸업 | | -0.085 (0.068) | -0.084 (0.069) | -0.173 ^{**} (0.070) | -0.173 ^{**} (0.070) |
| 전문대 졸업 | | -0.233 ^{***} (0.073) | -0.231 ^{***} (0.073) | -0.282 ^{***} (0.084) | -0.283 ^{***} (0.084) |
| 대출 이상 | | -0.296 ^{***} (0.090) | -0.295 ^{***} (0.090) | -0.102 (0.125) | -0.102 (0.125) |
| 기혼 유배우 | | 0.413 ^{***} (0.056) | 0.413 ^{***} (0.056) | 0.170 ^{**} (0.069) | 0.172 ^{**} (0.069) |
| 기혼 맞벌이 | | 0.354 ^{***} (0.058) | 0.355 ^{***} (0.058) | 0.172 [*] (0.089) | 0.173 [*] (0.088) |
| 기혼 외벌이 | | 0.359 ^{***} (0.082) | 0.360 ^{***} (0.082) | 0.117 (0.089) | 0.119 (0.089) |
| 이혼·사별 | | 0.156 ^{***} (0.030) | 0.156 ^{***} (0.030) | 0.173 ^{***} (0.044) | 0.172 ^{***} (0.044) |
| 시간제 근로 | | -0.286 ^{***} (0.060) | -0.287 ^{***} (0.060) | -0.222 ^{***} (0.050) | -0.222 ^{***} (0.050) |
| 자가 주택 여부 | | -0.090 ^{***} (0.035) | -0.089 ^{**} (0.035) | -0.069 (0.046) | -0.068 (0.046) |
| 가구 소득 | 100~200만 원 | 0.321 ^{***} (0.094) | 0.322 ^{***} (0.094) | 0.217 ^{***} (0.069) | 0.219 ^{***} (0.069) |
| | 200~300만 원 | 0.453 ^{***} (0.094) | 0.455 ^{***} (0.094) | 0.342 ^{***} (0.086) | 0.342 ^{***} (0.086) |
| | 300~400만 원 | 0.400 ^{***} (0.100) | 0.402 ^{***} (0.100) | 0.386 ^{***} (0.111) | 0.386 ^{***} (0.111) |

〈표 3-10〉의 계속

| 변 수 | | 남성 | | 여성 | |
|------------------|------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 400~500만 원 | 0.345*** (0.103) | 0.349*** (0.103) | 0.441*** (0.138) | 0.444*** (0.138) |
| | 500만 원 이상 | 0.374*** (0.098) | 0.376*** (0.098) | 0.198** (0.091) | 0.199** (0.091) |
| 수도권 거주 | | 0.066* (0.036) | 0.071** (0.036) | 0.045 (0.045) | 0.044 (0.044) |
| 상수 | | 1.765*** (0.184) | 1.785*** (0.192) | 2.238*** (0.276) | 2.307*** (0.279) |
| Pseudo R-squared | | 0.0498 | 0.0496 | 0.0402 | 0.0404 |
| Log likelihood | | -4011.6242 | -4012.4673 | -2412.2148 | -2411.7686 |
| 관측치 | | 12,115 | 12,115 | 9,327 | 9,327 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-11〉과 〈표 3-12〉는 각각 〈표 3-6〉~〈표 3-10〉의 모형 (2)와 (4)의 추정 결과에 대하여 주요 관심 변수인 통근시간에 관한 한계효과를 제시하고 있다.

〈표 3-11〉 통근시간과 삶의 질 : 한계효과(남성)

| 변수 | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------|---------|--------------------|--------------------|-------------------|---------------------|--------------------|
| | | 여가만족도 | 삶의 질 만족도 | 건강 | 시간빈곤 | 피곤함 |
| 통근 시간 | 30~60분 | 0.028 (0.028) | 0.003 (0.020) | 0.028 (0.022) | 0.050** (0.020) | 0.006 (0.014) |
| | 60~90분 | 0.019 (0.027) | -0.012 (0.020) | -0.003 (0.021) | 0.064*** (0.019) | 0.011 (0.013) |
| | 90~120분 | -0.018 (0.029) | -0.025 (0.021) | -0.001 (0.023) | 0.086*** (0.021) | 0.022 (0.014) |
| | 120분 이상 | -0.048* (0.029) | -0.035* (0.021) | -0.024 (0.023) | 0.123*** (0.020) | 0.030** (0.014) |
| 관측치 | | 5,953 | 12115 | 12,115 | 12,115 | 12,115 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

〈표 3-12〉 통근시간과 삶의 질 : 한계효과(여성)

| 변 수 | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------|---------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | | 여가 만족도 | 삶의 질 만족도 | 건강 | 시간빈곤 | 피곤함 |
| 통근 시간 | 30~60분 | -0.029 (0.025) | -0.016 (0.019) | -0.047** (0.021) | 0.013 (0.018) | -0.004 (0.011) |
| | 60~90분 | -0.071*** (0.026) | -0.040** (0.020) | -0.057*** (0.021) | 0.011 (0.018) | 0.005 (0.011) |
| | 90~120분 | -0.054* (0.029) | -0.038* (0.022) | -0.086*** (0.023) | 0.057*** (0.020) | 0.013 (0.012) |
| | 120분 이상 | -0.099*** (0.030) | -0.046** (0.022) | -0.101*** (0.024) | 0.072*** (0.020) | 0.020 (0.013) |
| 관측치 | | 4,635 | 9,327 | 9,314 | 9,327 | 9,327 |

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료: 「생활시간조사」, 2014, 2019 원자료, 저자 작성.

3. 회귀분석 결과 : 지역별 차이

통근시간이 삶의 질에 미치는 영향은 지역에 따라 다르게 나타날 수 있다. 하지만 그동안의 통근시간에 관한 기존 연구들은 대체로 대도시인 서울 및 수도권을 중심으로 연구가 이루어진 경향이 있다. 서울 및 경기·인천 지역 등 수도권의 경우 상대적으로 주택가격이 비싸기 때문에 거주지 선택에 있어 소득에 따른 제약이 크고 교통 혼잡으로 인한 통근 스트레스도 비수도권 지역에 비해 클 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 지역적 특성의 차이를 고려하여 분석대상을 수도권과 비수도권으로 나누어 통근시간과 삶의 질의 관계를 분석하였다.

〈표 3-13〉은 수도권과 비수도권 거주자의 통근시간과 여가 및 수면 시간의 관계를 분석한 결과를 나타내고 있다. 수도권에 비해 비수도권의 경우 통근시간이 여가시간에 미치는 부정적 효과가 더욱 큰 것으로 나타난 반면, 수면시간의 경우 수도권 거주자의 경우에 통근시간의 부정적 효과가 비수도권 거주자에 비해 더욱 크게 나타났다.

〈표 3-13〉 통근시간이 여가 및 수면 시간에 미치는 영향

| 변 수 | | 수도권 | | 비수도권 | |
|----------------|---------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| A. 종속변수 : 여가시간 | | | | | |
| 통근시간 | | -0.381*** (0.022) | | -0.481*** (0.023) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -20.476*** (7.893) | | -20.492*** (4.047) |
| | 60~90분 | | -33.851*** (7.700) | | -34.703*** (4.014) |
| | 90~120분 | | -50.235*** (7.745) | | -48.453*** (4.254) |
| | 120분 이상 | | -65.861*** (7.619) | | -65.324*** (4.471) |
| B. 종속변수 : 수면시간 | | | | | |
| 통근시간 | | -0.236*** (0.019) | | -0.151*** (0.018) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -6.826 (6.454) | | -1.263 (2.939) |
| | 60~90분 | | -11.010* (6.324) | | -2.198 (2.895) |
| | 90~120분 | | -16.595*** (6.368) | | -10.617*** (3.130) |
| | 120분 이상 | | -30.123*** (6.302) | | -15.800*** (3.313) |

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 3-14〉는 통근시간이 여가 만족도와 삶 만족도에 미치는 영향을 분석한 결과로, 통근시간을 수준 변수로 분석한 결과에서는 통근시간이 수도권과 비수도권 모두에서 여가 만족도에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났으나 영향의 크기에 대해서는 수도권과 비수도권의 차이가 발견되지 않았다. 한편, 통근시간을 범주형 변수로 분석한 결과에서는 수도권의 경우 120분 이상 통근자에 한해 통계적으로 유의한 부정적 효과가 있는 것으로 나타났으며 그에 반해 비수도권은 90~120분, 120분 이상 통근 모두 통계적으로 유의한 부정적 효과가 있는 것이 확인되었다. 또한, 120분 이상 장거리 통근 시 여가 만족도에 미치는 부정적 영향은 수도권이 비수도권에 비해 큰 것으로 나타났다.

한편, 통근시간이 삶 만족도에 미치는 영향의 분석 결과를 보면, 먼저 통근시간 변수를 수준 변수로 포함한 경우 비수도권에서만 통근시간이 삶 만족도를 통계적으로 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 통근시간을 범주형 변수로 포함하여 분석한 모형에서는 수도권의 경우 통근시간이 30~60분인 경우 30분 미만에 비해 삶 만족도가 높아지는 것으로 나타났으며 다른 범주에서는 통계적으로 유의한 결과가 발견되지 않았다. 비수도권의 경우에는 60~90분, 90~120분, 120분 이상인 경우 30분 미만에 비해 통계적으로 유의하게 삶 만족도가 낮아지는 것으로 확인되었다.

〈표 3-14〉 통근시간이 만족도에 미치는 영향

| 변 수 | | 수도권 | | 비수도권 | |
|------------------|---------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| A. 종속변수 : 여가 만족도 | | | | | |
| 통근시간 | | -0.002*** (0.000) | | -0.002*** (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.111 (0.125) | | -0.034 (0.065) |
| | 60~90분 | | -0.010 (0.122) | | -0.089 (0.065) |
| | 90~120분 | | -0.057 (0.125) | | -0.168** (0.074) |
| | 120분 이상 | | -0.243** (0.122) | | -0.174** (0.079) |
| B. 종속변수 : 삶 만족도 | | | | | |
| 통근시간 | | -0.000 (0.000) | | -0.001*** (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.172* (0.089) | | -0.067 (0.045) |
| | 60~90분 | | 0.093 (0.087) | | -0.113** (0.045) |
| | 90~120분 | | 0.072 (0.089) | | -0.139*** (0.051) |
| | 120분 이상 | | 0.049 (0.087) | | -0.180*** (0.055) |

주 : ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 3-15〉는 통근시간이 주관적 건강과 시간빈곤, 피곤함 정도에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 주관적 건강의 경우 통근시간을 수준 변수로 한 추정에서는 수도권과 비수도권 지역의 차이가 크지 않으나, 범주형 변수로 분석한 결과에서는 통근시간의 영향이 비수도권 지역 거주자에게만 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 보였다. 비수도권 지역 거주자의 경우 통근시간이 길어질수록 주관적 건강이 좋다고 평가할 확률이 낮아지는 것으로 확인된다.

통근시간이 시간빈곤에 미치는 영향 역시 통근시간을 수준 또는 범주형 변수로 분석한 결과 모두 비수도권에서 수도권에 비해 통근시간이 시간빈곤에 처할 확률을 더욱 크게 높이는 것으로 추정되었다.

마지막으로 통근시간이 피로도에 미치는 영향을 보면, 수준 변수로 분석할 경우 수도권 및 비수도권 모두 통근시간이 피로도에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보였으며, 범주형 변수로 추정한 결과에서는 수도권의 경우에만 통근시간이 90~120분, 120분 이상인 경우 통계적으로 유의하게 피곤함을 느낄 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 수도권 통근자의 경우 비수도권에 비해 상대적으로 대중교통 이용률이 높고 교통혼잡 정도가 심해 이로 인한 신체적, 정신적 스트레스 수준이 비수도권에 비해 높기 때문으로 보인다.

〈표 3-15〉 통근시간이 건강에 미치는 영향

| 변 수 | | 수도권 | | 비수도권 | |
|-----------------|---------|---------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| A. 종속변수: 주관적 건강 | | | | | |
| 통근시간 | | -0.001** (0.000) | | -0.001*** (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | 0.053 (0.085) | | -0.053 (0.044) |
| | 60~90분 | | 0.015 (0.082) | | -0.118*** (0.044) |
| | 90~120분 | | 0.001 (0.084) | | -0.162*** (0.050) |
| | 120분 이상 | | -0.072 (0.082) | | -0.202*** (0.054) |

〈표 3-15〉의 계속

| 변 수 | | 수도권 | | 비수도권 | |
|------------------|---------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| | | (1) | (2) | (3) | (4) |
| B. 종속변수 : 시간빈곤 | | | | | |
| 통근시간 | | 0.002 ^{***} (0.000) | | 0.003 ^{***} (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -0.112 (0.092) | | 0.152 ^{***} (0.046) |
| | 60~90분 | | -0.111 (0.090) | | 0.179 ^{***} (0.046) |
| | 90~120분 | | 0.021 (0.093) | | 0.271 ^{***} (0.052) |
| | 120분 이상 | | 0.100 (0.091) | | 0.389 ^{***} (0.058) |
| C. 종속변수 : 피곤함 정도 | | | | | |
| 통근시간 | | 0.002 ^{***} (0.000) | | 0.001 (0.000) | |
| 통근 시간 | 30~60분 | | -0.015 (0.117) | | 0.019 (0.058) |
| | 60~90분 | | 0.038 (0.114) | | 0.067 (0.058) |
| | 90~120분 | | 0.194 [*] (0.118) | | 0.072 (0.066) |
| | 120분 이상 | | 0.256 ^{**} (0.115) | | 0.079 (0.072) |

주 : ^{***}, ^{**}, ^{*}는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 3-16〉 교통수단별 통근인구

(단위: 명, %)

| | 수도권 | | 비수도권 | |
|-------------|------------|-------|------------|-------|
| | 이용자 수 | 비중 | 이용자 수 | 비중 |
| 계 | 10,387,553 | 100.0 | 16,646,527 | 100.0 |
| 도보 | 1,946,967 | 18.7 | 3,533,890 | 21.2 |
| 승용차, 소형 승합차 | 4,442,160 | 42.8 | 8,878,065 | 53.3 |
| 시내·좌석·마을 버스 | 1,600,048 | 15.4 | 1,815,846 | 10.9 |
| 통근·통학버스 | 302,148 | 2.9 | 779,615 | 4.7 |
| 고속·시외 버스 | 55,722 | 0.5 | 65,197 | 0.4 |
| 전철·지하철 | 1,672,325 | 16.1 | 602,263 | 3.6 |
| 기차 | 8,501 | 0.1 | 17,042 | 0.1 |
| 택시 | 41,466 | 0.4 | 69,486 | 0.4 |
| 자전거 | 118,359 | 1.1 | 213,520 | 1.3 |
| 기타 | 199,857 | 1.9 | 671,603 | 4.0 |

주: 12세 이상 통근인구의 통근수단 분포를 제시한 것이며, 단일 수단을 이용하는 경우만 포함하였음. 참고로 복합 수단 이용자는 12세 이상 전체 통근통학 인구의 약 7.2%로 나타남.

자료: 「인구총조사」, 2015, 저자 작성.

제5절 소 결

본 장에서는 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석한 결과, 통근시간은 여가와 수면시간, 여가 및 삶 만족도, 건강에 부정적인 영향을 미치고 시간빈곤과 피로도를 증가시키는 등 삶의 질과 관련된 요인들에 전반적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 90분 이상 장거리 통근자에게 있어 통근시간이 삶의 질을 낮추는 중요한 요인임을 발견하였으며, 여성이 남성에 비해 통근시간 증가로 인한 삶의 질에서의 부정적인 효과가 더욱 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

이처럼 통근시간이 삶의 질을 악화시키는 메커니즘은 통근시간으로 인한 여가와 수면 박탈이 정신건강에 미치는 악영향과 관련되었을 것으로 짐작

할 수 있다. 또한, 통근과정에서 의도치 않게 경험하게 되는 소음, 진동, 불편한 자세, 타인과의 접촉 등이 스트레스와 낮은 만족도의 원인으로 작용할 가능성도 크다.

통근시간이 삶의 질에 미치는 영향이 성별에 따라 다르게 나타나는 것에 주목할 필요가 있다. 여성의 경우 남성에 비해 통근시간의 부정적인 영향이 더욱 크게 나타났는데, 이는 전통적인 성역할 인식이 여전히 지배적인 한국 사회에서 여성이 자녀양육과 가사노동의 주된 부분을 담당하고 있기 때문에 여성노동자가 맞닥뜨리게 되는 일·생활 갈등이 장시간 통근에 대한 보상을 상쇄하기 때문으로 이해된다.

수도권과 비수도권으로 구분하여 통근시간이 삶의 질에 미치는 영향을 분석한 결과, 전반적으로 통근시간의 부정적 영향은 비수도권 지역에서 더욱 크게 나타났다. 이러한 결과는 일반적인 상식과는 다소 거리가 먼 결과로, 통근시간과 삶의 질에 관한 연구에 있어 통근시간의 양적인 측면뿐 아니라 질적인 측면에 대한 고려가 필요함을 시사한다. 다만 통근시간이 피로도에 미치는 영향은 수도권 지역 통근자의 경우에 더욱 크게 나타나, 대도시의 교통혼잡, 소음, 과밀, 대기오염 등이 스트레스 요인으로 작용한 것으로 추측된다.

제 4 장

코로나19 대유행에 따른 통근 여부와 통근시간의 변화: 성별 이질성 탐색

제1절 서론

2020년에 발생한 코로나19 대유행은 감염병 예방을 위한 마스크 착용과 비대면 소통의 일상화를 가져왔고, 사회적 거리두기 정책 시행으로 경제활동은 크게 위축되었다. 이에 따라 도·소매업, 숙박 및 음식점업, 교육서비스업 등 대면서비스업이 특히 큰 고용 감소를 보였다(한국노동연구원 동향분석실, 2020). 대면서비스업은 여성 고용이 많은 업종으로, 코로나19 발생은 여성 노동 수요가 크게 위축되었음을 의미한다. 이와 함께, 코로나19 확산으로 학교, 어린이집 등 교육 및 보육시설의 운영이 빈번히 중단되면서, 자녀돌봄을 가정에서 부담해야 하는 경우가 많았다(오유라 외, 2022). 이러한 이유로 가정 내 돌봄 부담이 큰 유자녀 여성은 경제활동 참여에 제약이 더욱 커지는 상황이 이어졌다. 김지연(2021)과 고영근·안태현(2022)은 「경제활동인구조사」 자료를 이용한 실증분석을 통해, 코로나19로 인해 한국 기혼여성이 취업에서 실업 또는 비경제활동 상태로 이행할 확률이 남성의 경우보다 증가했고, 특히 비경제활동 상태로 이행할 확률의 증가폭이 더 컸음을 보였다. 다시 말해, 코로나19의 발생은 노동수요뿐만 아니라 노동공급 측면에서 자녀를 둔 여성이 취업상태를 유지하기 어려운 상황이었다고 요

약할 수 있다.

그러나 코로나19 발생이 여성의 경제활동에 끼친 영향은 취업여부에만 국한되지 않아 보인다. 취업상태를 유지하더라도 자녀돌봄 부담이 가중되는 상황은 여성의 일자리 선택에도 영향을 끼칠 수 있기 때문이다. 김영란 외(2021 : 97~101)의 실태조사 결과를 통해서 이를 확인할 수 있는데, 2020년 2월 기준 취업자로 초등학교 연령 이하 자녀가 있는 여성(2,110명)과 남성(1,201명) 조사 대상 중에서 코로나19 이후 자녀돌봄 문제로 이직, 전직, 업종 변경을 경험한 비중은 여성(17.3%)이 남성(11.3%)보다 더 높았다.³⁾ 또한 코로나19 이후 주당 근로시간이 감소하였다고 응답한 경우(조사대상 대비 여성 : 32.8%, 남성 : 24.6%), 근로시간 감소가 자녀돌봄과 관련이 있다고 응답한 비중은 여성(72.0%)이 남성(51.2%)보다 컸다. 이처럼 코로나19 발생은 자녀돌봄의 부담을 가진 여성이 취업상태를 유지하더라도 남성보다 더 적극적으로 일자리와 근로시간을 조정하게 되는 상황이었던 것으로 판단된다.

취업상태를 유지하더라도 일자리와 근로시간을 조정하는 것은 통근행태에도 변화가 있음을 의미한다. 만약 자녀돌봄의 필요가 커져서 재택근무가 가능한 일자리로 이직할 경우, 통근하지 않는 경우가 많아질 수 있기 때문이다. 또한 통근시간이 더 짧은 일자리를 선택하여 근로시간 감소에 따른 임금 감소를 최소화하고, 돌봄시간을 확보하고자 할 수 있다. 대체로 양육이 필요한 자녀를 둘 경우, 남성보다 여성의 통근시간이 짧은 것으로 나타나는 데(예 : 최철환 · 배호중, 2021), 코로나19 발생은 특히 자녀돌봄의 부담이 큰 초등학교 연령대 이하 자녀를 둔 취업 여성의 통근 여부와 통근시간에 직접적인 영향을 주었을 것으로 추측된다. 그러나 실증분석을 통해 코로나19가 통근행태에 끼친 영향을 직접 확인한 국내 연구는 미진한 것으로 파악된다.

이러한 배경에서 본 연구는 11세 이하 자녀가 있어 자녀돌봄의 부담이 있는 일하는 사람들을 대상으로, 2020년 코로나19 대유행이 통근 여부와 통근시간에 어떠한 영향이 있었고, 특히 성별에 따라 차이가 발견되는지를 실증

3) 2020년 2월 기준 일자리와 비교할 때, 동일한 일자리에 일한 비중은 남성과 여성이 각각 86.2% 및 70.9%, 현재 일하지 않음은 각각 10.0% 및 13.6%, 새로운 일자리에서 일함은 각각 3.8% 및 15.5%로 나타났다(김영란 외, 2021 : 81).

분석을 통해서 확인하고자 한다. 이를 위해 통근 여부 및 통근시간 정보와 많은 표본을 이용할 수 있는 2020년 「인구주택총조사」 미시자료와 중앙방역대책본부에서 제공한 시군구별 코로나19 신규 확진자 수를 결합하여 횡단면 자료를 구축하고, 지역별 코로나19 발생 정도의 차이를 이용하여 통근 행태에 대한 영향을 추정하였다.

분석 결과를 요약하면, 2020년 코로나19 대유행은 여성의 통근 확률을 낮춘 것으로 나타났다. 즉, 코로나19 발생으로 자녀를 돌보며 일하는 여성이 재택근무를 더 많이 선택하게 된 것으로 판단된다. 그러나 통근시간에 대한 유의한 영향은 성별에 관계없이 발견되지 않았다.

연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 분석 자료인 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본을 소개하고, 재택근무 정보가 없는 상황에서 통근 여부를 어떻게 가정하고 해석하였는지를 설명한다. 또한 2010·2015·2020년 기간 동안의 통근 여부 및 통근시간 추세를 살펴보고, 관심변수인 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 수의 지리적 분포를 설명한다.

제3절에서는 분석모형과 변수를 설명한다. 특히 2015년과 2020년 「인구주택총조사」 자료를 결합한 반복 횡단면 자료 분석 대신에, 2020년 횡단면 자료 분석을 선택한 이유와 통근 여부 및 통근시간 분석을 위해 사용한 이항 프로빗 모형과 토빗 모형을 소개한다.

제4절에서는 코로나19가 통근 확률과 통근시간에 끼친 평균 한계효과를 중심으로 분석 결과를 설명한다. 제5절에서는 분석 결과에서 도출한 주요 시사점과 연구한계를 설명하며 글을 마무리한다.

제2절 분석 자료

1. 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본

코로나19 대유행에 따른 통근 여부 및 통근시간 변화를 측정하기 위해 사용한 자료는 통계청 MDIS(Microdata Integrated Service)에서 제공하는

‘2020년 「인구주택총조사」 2% 표본’ 미시자료이다. 「인구주택총조사」 미시자료의 경우, 가구원의 경제활동상태, 통근 여부, 통근시간 외에도 건강상태, 인구 및 사회경제적 특성, 가구원 간의 관계 등 다양한 특성을 포함한 많은 관측치를 사용할 수 있는 장점이 있다.

또한 가구원의 거주지역을 광역 시도 수준보다 자세한 시군구 수준에서 확인할 수 있다. 시군구 수준에서 거주지를 파악할 수 있는 점은 코로나19 자료를 연계할 수 있는 중요한 특징이다. 코로나19 신규 확진자 자료를 관리하는 중앙방역대책본부는 연구용 자료로 시군구별 집계 자료를 제공한다. 본 연구에서는 「인구주택총조사」의 거주지에 기반하여 시군구 수준의 코로나19 집계값을 가구원 관측치에 결합한 후, 2020년 코로나19 대유행이 개인의 통근 여부와 통근시간에 끼친 영향을 추정하고자 하였다.

실제 분석에 사용된 「인구주택총조사」 가구원 표본은 시각장애, 청각장애, 육체적 제약, 정신적 제약, 지적자폐성 장애, 언어장애 등 활동 제약이 없는 25~64세로 한정하였다. 그리고 경제활동상태가 ‘주로 일하였음’, ‘틈틈이 일하였음’으로 응답한 경우를 ‘일하였음’으로 정의하고⁴⁾, 통근행태가 ‘통학함’인 경우는 제외한 후, ‘통근함’ 또는 ‘통근 안 함’이라 응답한 가구원을 분석표본으로 선별하였다. 그리고 인구가중치를 사용하지 않고, 개별 표본을 이용하여 요약 통계 계산과 회귀분석을 시행하였다.

2. 재택근무 정보가 없는 자료의 제약과 통근 여부에 대한 가정

「인구주택총조사」 자료는 많은 표본 수와 다양한 통근 관련 정보를 포함하여 통근행태 연구에서 널리 활용된다. 그러나 코로나19 대유행과 함께 많은 사업장에서 시행한 재택근무 여부에 대한 조사항목은 2020년 「인구주택총조사」에 포함되지 않았다. 다만 조사표의 근무장소 문항에서 재택근무가 언급되는데, 코로나19로 재택근무를 한 경우는 자기 집이 아닌 본래 일하는 근로 장소로 응답하도록 안내하였다.⁵⁾

4) 「인구주택총조사」 자료에서 가구원의 경제활동상태는 ‘주로 일하였음’, ‘틈틈이 일하였음’, ‘일시 휴직’, ‘일하지 않았음’으로 구분된다.

5) 2020년 「인구주택총조사」 가구원 문항 22번 “주로 일한 장소는 어디였습니까?”

아래 제시된 <표 4-1>은 본 연구에서 주요 분석대상으로 선정한 ‘활동제약이 없으며, 11세 이하 자녀가 있고, 주로 또는 틈틈이 일한 25~64세 남성과 여성’ 표본을 2010·2015·2020년 「인구주택총조사」 2% 표본에서 각각 추출하여 통근한 비중과 근무장소별 비중을 계산한 결과를 나타낸다. 2020년의 경우, 코로나19로 불가피하게 재택근무를 한 경우는 ‘자기 집’ 이외 다른 근무장소로 응답했을 것이므로, ‘자기 집’이라 응답한 표본은 조사일 기준으로(2023년 11월 1일 0시 현재) 코로나19 상황과 관계없이 지속적으로 재택근무를 한 경우라 짐작해 볼 수 있다. 그런데 ‘통근 안 함’ 비중(남성 :

<표 4-1> 근무장소별 비중

(단위 : 개, %)

| | | 11세 이하 자녀가 있는 일하는 남성 표본 | | | 11세 이하 자녀가 있는 일하는 여성 표본 | | |
|------------------|-------------|-------------------------|-------------|-------------|-------------------------|-------------|-------------|
| 연도 | | 2010 | 2015 | 2020 | 2010 | 2015 | 2020 |
| 표본 수 | | 63,563 | 56,670 | 48,730 | 34,753 | 29,871 | 29,636 |
| 통근함 비중 | | 99.68 | 99.92 | 96.47 | 99.35 | 99.47 | 92.19 |
| 통근 안 함 비중 | | 0.32 | 0.08 | 3.53 | 0.65 | 0.53 | 7.81 |
| 근무 장소별 비중 | 사업장 | 82.34 | 87.00 | 87.38 | 90.90 | 92.69 | 93.78 |
| | 자기 집 | 0.00 | 0.02 | 0.22 | 0.07 | 0.24 | 1.35 |
| | 남의 집 | 0.17 | 0.25 | 0.39 | 2.13 | 2.34 | 1.19 |
| | 거리 | 1.57 | 0.70 | 0.19 | 1.26 | 0.77 | 0.25 |
| | 야외 작업 현장 | 10.39 | 8.69 | 8.81 | 5.05 | 3.67 | 2.92 |
| | 운송 수단 | 5.32 | 3.34 | 2.95 | 0.42 | 0.29 | 0.35 |
| | 기타 | 0.20 | 0.00 | 0.06 | 0.16 | 0.00 | 0.17 |

주 : 각 연도 「인구주택총조사」 2% 표본 미시자료에서 활동 제약이 없으며, 11세 이하 자녀가 있고, 주로 또는 틈틈이 일한 25~64세 남성과 여성 표본(통학한 경우는 제외)으로 계산한 결과임. ‘사업장(건물 및 땅)’은 보험설계사 등과 같이 사무실에 출근하여 업무 지시 등을 받고 밖에서 주로 활동하는 경우도 포함. ‘자기 집’ 또는 ‘남의 집’은 사업장이 집 안에 있는 경우를 의미. ‘거리’는 방문 판매나 방문 서비스, 점포 없는 노점상을 하는 경우를 포함. 2020년의 경우, 코로나19 등으로 불가피하게 재택근무를 하는 경우에는 ‘자기 집’이 아닌 본래 일하는 근로 장소로 응답함(2020년 인구주택총조사 조사표 참고).

자료 : 통계청 MDIS, 「인구주택총조사」 2% 미시자료, 각 연도. 저자 작성.

에서, “코로나19 등으로 불가피하게 재택근무를 하는 경우에는 「② 자기 집」이 아닌 본래 일하는 근로장소로 응답합니다.”라고 안내하였다.

3.53%, 여성: 7.81%)은 근무장소가 '자기 집'인 경우보다(남성: 0.22%, 여성: 1.35%) 더 많은 것으로 나타난다. 이러한 비중 차이를 고려할 때, 통근 여부 응답에는 일시적으로 재택근무를 시행한 조사 대상자가 '통근 안 함'으로 응답한 경우도 포함되었을 것으로 추측된다.

이러한 이유로, 2020년 인구주택총조사 자료에서 '통근 안 함'이라 응답한 표본에는 지속적으로 재택근무를 한 경우뿐만 아니라, 코로나19 상황에 따라 일시적 재택근무를 시행한 경우가 포함된 것으로 가정하여 실증분석을 시도한다. 즉, '통근 안 함'을 지속적 또는 일시적 재택근무 상태로 가정하고, 코로나19 대유행 발생으로 통근행태에 어떠한 변화가 나타났으며, 특히 성별에 따라 차이가 발견되는지를 살펴보고자 한다.

3. 통근 여부 및 통근시간 추세(2010 · 2015 · 2020년 비교)

2020년 코로나19 대유행이 통근행태에 끼친 영향을 분석하기에 앞서, 경제활동 및 통근행태의 추세에 변화가 나타났는지를 2010년, 2015년 및 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본 분석 결과 비교를 통해 확인한다. 2010년과 2015년의 경우에도 2020년과 동일하게 활동 제약이 없고, 통학하지 않은 25~64세 가구원 표본을 선별하여 분석하였다. <표 4-2>는 각 연도별 관측치 수와 일하였음 비중, 통근함 비중, 평균 통근시간을 성별을 구분하여 나타낸다. 성별 통근 여부 및 통근시간의 추세 변화는 [그림 4-1]~[그림 4-8]에서 보다 쉽게 확인할 수 있다.

먼저 [그림 4-1]에서 전체 표본의 '일하였음' 비중을 살펴보면, 2010~2020년 기간 동안 남성은 등락은 있으나 85% 수준을 보였다. 여성의 경우, 남성에 비해 '일하였음' 비중은 작지만(약 58~63%), 2010년 이후 지속적인 증가 추세를 보였다. 증가의 정도는 2010~2015년에 비해(0.8%p) 2015~2020년 기간이 더 컸다(3.9%p). [그림 4-2]에서 볼 수 있듯이, 가구 내 만 11세 이하 자녀가 있는 표본의 경우, 즉 자녀돌봄이 필요한 경우에 남성의 일하였음 비중은 전체 표본보다 더 높았지만(90% 이상), 여성은 47~53% 수준으로 낮았다. 그러나 2015~2020년 기간에 여성의 '일하였음' 비중의 증가 정도(6.5%p)는 전체 표본의 경우(3.9%p)보다 더 컸다.

‘일하였음’이라 응답한 가구원 중에서 ‘통근함’ 비중의 추세는 [그림 4-3]과 [그림 4-4] 같다. 전체 표본의 경우(그림 4-3), 남성과 여성 모두 2010년과 2015년에 99% 이상의 통근 비중을 보였다. 반면 2020년에는 92~93% 수준으로 하락하였다. 전체 표본에서는 2010~2015년과 2015~2020년 기간의 통근 비중 변화는 성별에 따라 차이가 거의 없었다. 반면 11세 자녀가 있는 경우(그림 4-4), 2010~2015년 기간의 통근 비중 변화는 성별에 따라 차이가 거의 없으나, 2015~2020년에는 남성(3.4%p)보다 여성(7.3%p)의 통근 비중 감소가 크게 나타났다. 두 그림의 비교를 통해, 2015~2020년 기간에

〈표 4-2〉 분석표본별 관측치 수

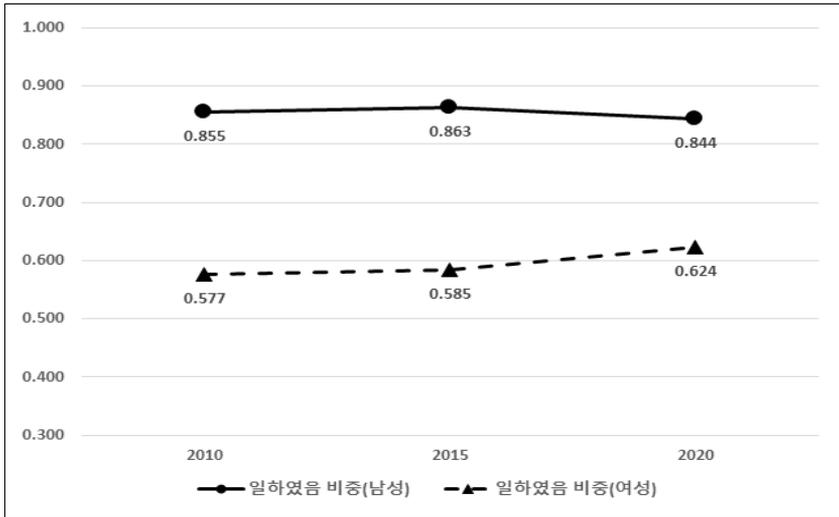
(단위 : 개, 분)

| 연 도 | 남성 표본 | | | 여성 표본 | | |
|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 2010 | 2015 | 2020 | 2010 | 2015 | 2020 |
| 총관측치 | 250,907 | 254,235 | 262,100 | 257,631 | 260,937 | 263,806 |
| 일하였음 관측치 | 214,522 | 219,366 | 221,138 | 148,555 | 152,560 | 164,590 |
| 일하였음 비중(총관측치 대비) | 0.855 | 0.863 | 0.844 | 0.577 | 0.585 | 0.624 |
| 통근함 비중(일하였음 관측치 대비) | 0.993 | 0.998 | 0.934 | 0.996 | 0.996 | 0.923 |
| 평균 통근시간(편도) | 30.6 | 31.9 | 29.4 | 25.7 | 27.3 | 25.7 |
| 통근한 경우 평균 통근시간(편도) | 30.8 | 31.9 | 31.5 | 25.8 | 27.4 | 27.8 |
| 11세 이하 자녀 있음 관측치 | 69,947 | 60,004 | 52,002 | 74,301 | 64,675 | 56,272 |
| 11세 이하 자녀 있으며, 일하였음 관측치 | 63,563 | 56,670 | 48,730 | 34,753 | 29,871 | 29,636 |
| 일하였음 비중(11세 이하 자녀 있음 관측치 대비) | 0.909 | 0.944 | 0.937 | 0.468 | 0.462 | 0.527 |
| 통근함 비중(11세 이하 자녀 있으며, 일하였음 관측치 대비) | 0.997 | 0.999 | 0.965 | 0.993 | 0.995 | 0.922 |
| 평균 통근시간(편도) | 32.8 | 34.8 | 33.5 | 25.0 | 26.8 | 24.8 |
| 통근한 경우 평균 통근시간(편도) | 32.9 | 34.8 | 34.7 | 25.2 | 26.9 | 26.9 |

자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

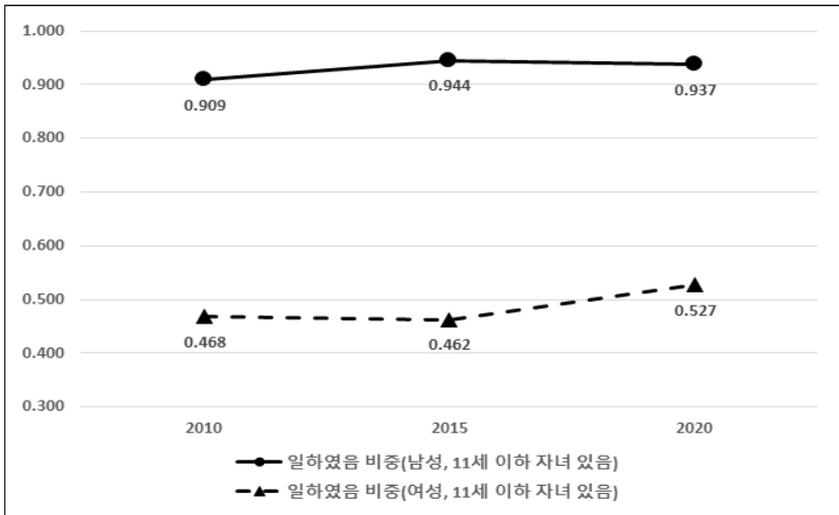
11세 이하 자녀가 있는 여성이 남성의 경우보다 ‘통근함’ 비중이 더 크게 감소한 것을 확인할 수 있다.

[그림 4-1] 성별 ‘일하였음’ 비중 변화 비교(전체 표본)



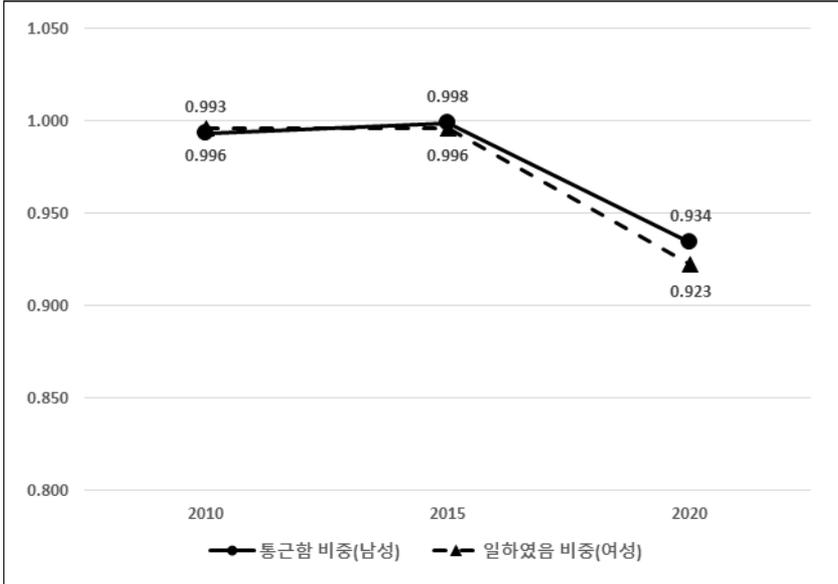
자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성

[그림 4-2] 성별 ‘일하였음’ 비중 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본)



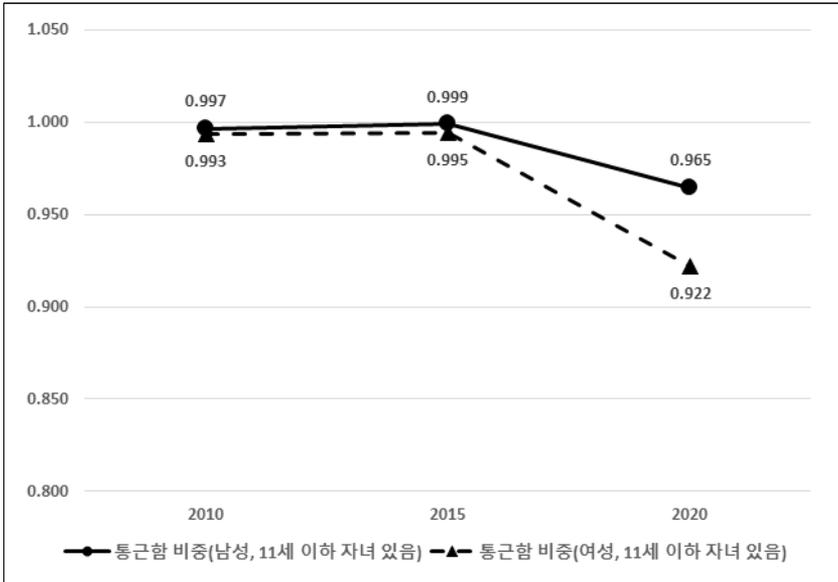
자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

[그림 4-3] 성별 '통근함' 비중 변화 비교(전체 표본)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

[그림 4-4] 성별 '통근함' 비중 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

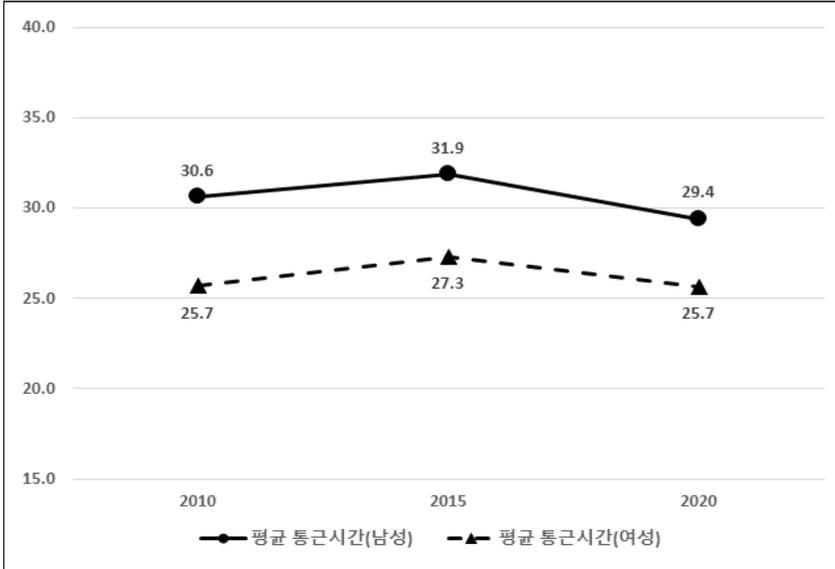
[그림 4-5]와 [그림 4-6]은 평균 통근시간(편도) 추세를 나타낸다. 이 그림은 통근하지 않은 경우의 통근시간을 0분으로 설정하여 산출한 결과이다. 전체 표본의 경우(그림 4-5), 남성이 여성보다 통근시간이 더 긴 것으로 나타나는데(2010년 4.9분, 2015년 4.6분, 2020년 3.8분), 점차 통근시간 차이가 감소하는 경향을 보인다. 남성과 여성 모두 2010~2015년 기간에는 통근시간이 평균적으로 늘어났다가, 2015~2020년에는 감소한 추세를 보였다. 11세 이하 자녀가 있는 표본의 경우(그림 4-6)에도 성별에 관계없이 2010~2015년 기간에는 통근시간이 평균적으로 늘어났다가, 2015~2020년에는 감소하였다. 그러나 남성의 통근시간은 전체 표본의 경우보다 더 길었다(2010년 2.2분, 2015년 2.9분, 2020년 4분). 반면 여성은 약 1분 짧았다. 11세 자녀가 있는 경우에도 남성이 여성보다 통근시간이 길었는데(2010년 7.8분, 2015년 8분, 2020년 8.6분), 전체 표본의 경우보다 차이가 더 컸다.

[그림 4-7]과 [그림 4-8]은 통근하지 않은 경우는 제외하고 평균 편도 통근시간을 계산한 후 변화 추세를 나타낸 것이다. 전체 표본의 경우(그림 4-7), 통근 안 함을 포함했을 때(그림 4-5)보다 2015~2020년 기간 평균 통근시간 변화가 거의 없거나(남성), 늘어난 것을 확인할 수 있다(여성). 11세 이하 자녀가 있는 표본의 경우에도(그림 4-8), 2015~2020년 평균 통근시간에 변화가 거의 없는 것으로 나타났다.

이상의 성별 통근 여부 및 통근시간 추세 변화를 종합하면, 일한 사람들 중에서 통근한 비중은 남성과 여성 간에 큰 차이가 없는 것을 확인할 수 있다. 그러나 11세 이하 자녀가 있는 경우, 코로나19가 발생한 2020년에 남성보다는 여성이 일하더라도 통근하지 않은 비중이 더 높았으며, 2015~2020년 기간에 여성의 통근함 비중이 더 크게 감소하였다. 통근시간의 경우, 남성이 여성보다 대체로 더 길었다. 11세 이하 자녀가 있는 경우, 남성과 여성의 통근시간 차이는 전체 표본에 비해 더 커졌으며, 2010~2015년에 비해 2015~2020년에 차이의 정도가 심화되었다. 그러나 통근 안 함 표본을 제외할 경우, 2015~2020년 기간의 통근시간 변화는 남성과 여성 모두 뚜렷하지 않았다.

[그림 4-5] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(전체 표본)

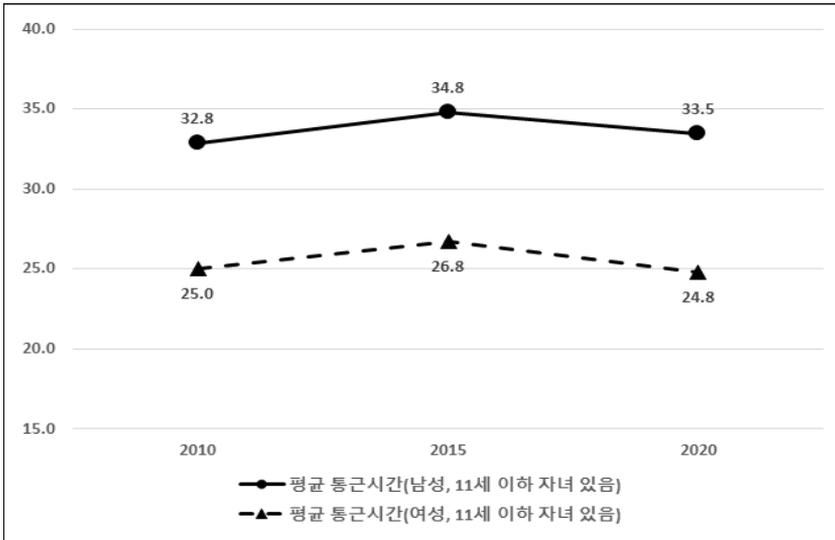
(단위 : 분)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

[그림 4-6] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본)

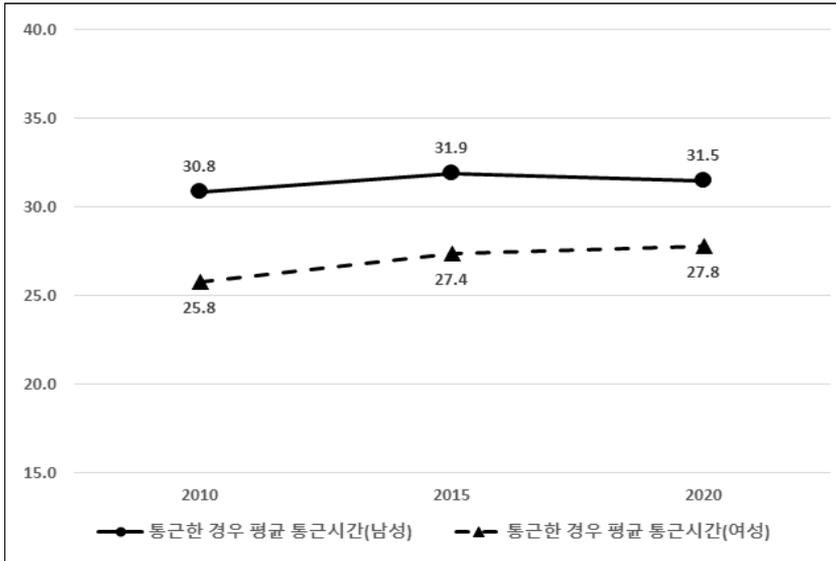
(단위 : 분)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

[그림 4-7] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(전체 표본, 통근 안 함 제외)

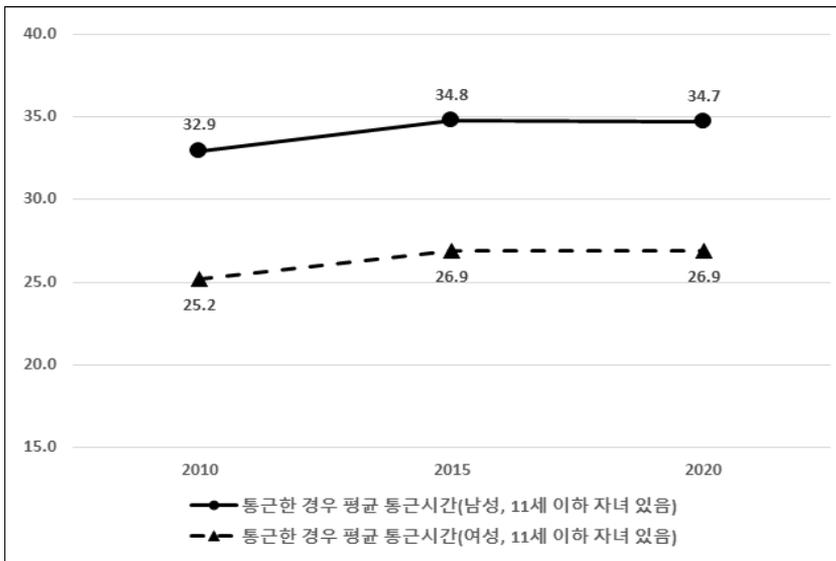
(단위 : 분)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

[그림 4-8] 성별 '평균 통근시간' 변화 비교(11세 이하 자녀 있음 표본, 통근 안 함 제외)

(단위 : 분)



자료 : 2010년, 2015년, 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

4. 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 수

시군구별 코로나19 신규 확진자 수는 중앙방역대책본부에서 연구용으로 제공한 ‘월별 시군구 코로나19 신규 확진자 현황’ 자료를 2020년 기준 229개(226개 기초자치단체, 세종특별자치시, 제주특별자치도 제주시 및 서귀포시) 지역별로 집계하여 사용하였다.⁶⁾

실증분석에서는 지역 간 비교가 가능하도록 코로나19 신규 확진자 수를 2020년 지역별 주민등록 인구수로 나누어 ‘인구 천 명당 확진자 수’로 표준화한 후 사용하였다. 주민등록 인구수는 통계청 KOSIS 「한국도시통계」에서 추출하였다.

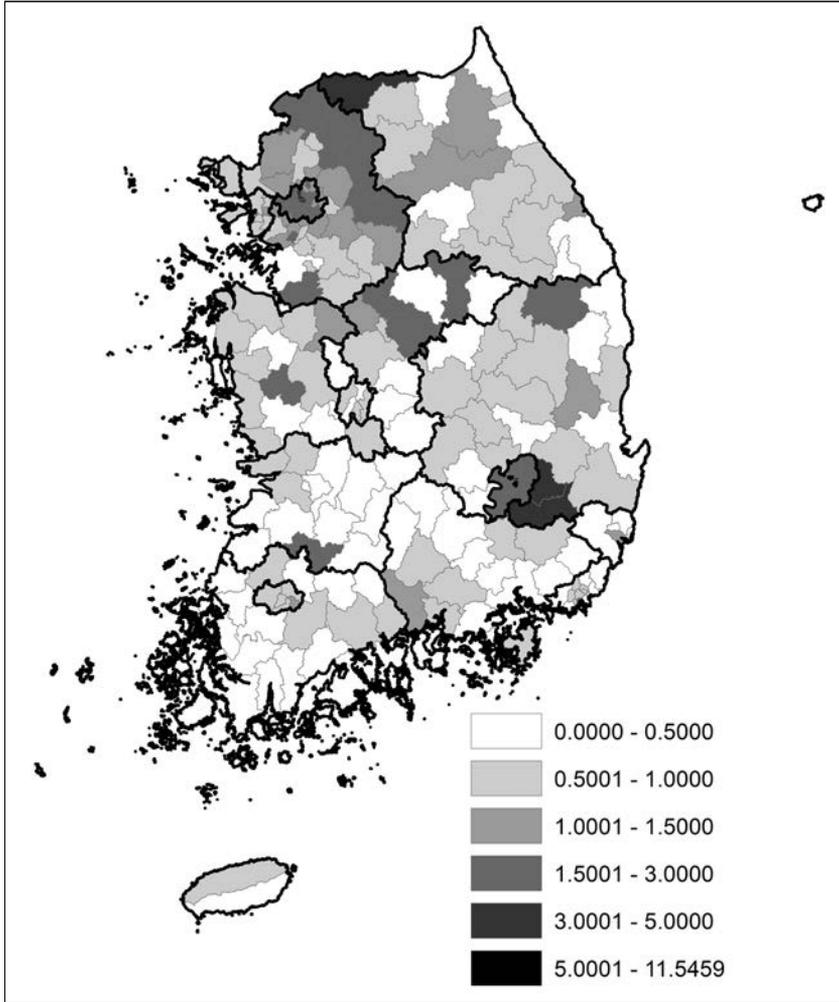
[그림 4-9]는 표준화한 시군구별 코로나 신규 확진자 수의 지리적 분포를 나타낸다. 대구광역시 남구의 인구 천 명당 확진자 수가 약 11.5명으로 가장 많았으며, 다음으로 대구광역시 서구(5.3명/천 명), 대구광역시 중구(4.5명/천 명), 서울특별시 중구(4.4명/천 명) 순으로 많았다. 전남 강진군과 인천 옹진군은 확진자가 없었으며, 전남 신안군과 전남 장흥군이 인구 천 명당 확진자 0.03명 미만으로 코로나19의 영향이 가장 적은 지역 중 하나였다. 중간값과 평균값은 각각 인구 천 명당 0.6647명 및 0.9795명이었다.

본 연구에서는 2020년 코로나19 신규 확진자 수의 지역 간 차이를 이용하여 코로나19 대유행이 가구원의 통근 여부와 통근시간에 미친 평균적인 영향을 측정하고자 한다.

6) 코로나19 자료를 제공해 주신 중앙방역대책본부 관계자분들께 감사드립니다.

[그림 4-9] 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 수

(단위: 명/천 명)



주: 주민등록인구 천 명당 코로나19 신규 확진자 누적 수를 나타냄. 최솟값, 중간값, 평균값, 최댓값은 각각 인구 천 명당 0명, 0.6647명, 0.9795명, 11.5459명임.
 자료: 중앙방역대책본부 '월별 시군구 코로나19 신규 확진자 현황'; 통계청 KOSIS, 통계청 SGIS 광역시도 및 시군구 shapefile, 저자 작성

제3절 분석모형 및 변수 설명

1. 단년도(2020년) 횡단면 자료 분석을 사용하는 이유

앞서 살펴본 통근 여부 및 통근시간 추세 분석에서, 11세 이하 자녀가 있는 일하는 여성은 남성보다 통근 비중이 낮았으며, 특히 2015~2020년 기간에는 남성보다 여성의 통근비중 감소가 더 컸던 것으로 나타났다. 2020년에 코로나19 대유행이 발생한 점을 고려할 때, 이 결과에서 코로나19가 특히 일하는 여성의 통근행태에 큰 영향을 주었다고 유추할 수 있다. 하지만 이러한 추론을 위해서는 코로나19 이외에 통근행태에 영향을 줄 수 있는 잠재적 요인들, 예를 들어 2020년 표본의 인구학적 구성, 일자리 특성, 지역별 돌봄 및 교통 여건 등의 영향을 먼저 제외해야 한다. 이를 위해 본 연구는 2020년 횡단면 자료를 이용한 회귀분석을 통해 다른 요인의 영향을 통제한 후, 코로나19 발생이 특히 11세 이하의 자녀를 둔 일하는 여성의 통근행태에 영향을 주었는지 실증분석을 통해 확인하고자 한다.

코로나19가 통근행태에 끼친 영향의 실증분석을 위해 2020년 단년도 횡단면 자료를 분석 대신, 2015년과 2020년 「인구주택총조사」 표본을 결합하여 '반복 횡단면 자료(repeated cross-sections)'를 구성하고 분석을 시도할 수 있다. 하지만 2020년에 발생한 코로나19는 거의 모든 지역에서 발생한 특수성이 분석에 제약으로 작용한다.⁷⁾ 반복 횡단면 자료를 이용한 회귀모형의 경우, 일반적으로 지역 또는 집단 더미와 함께 연도 더미를 포함한다. 그런데 2015년 표본의 코로나19 확진자 변수는 모두 0의 값을 가지며, 2020년 표본의 코로나19 변수는 대부분 0이 아닌 값을 가지기 때문에, 연도 더미와 코로나19 변수는 거의 완전한 선형 관계를 가진다.⁸⁾ 이러한 자료의 특징

7) 2020년 시군구별 코로나19 신규 확진자 자료를 살펴보면, 229개 시군구 지역 중에 두 지역(전남 강진군, 인천 옹진군)에서만 확진자가 발생하지 않았다.

8) 본 연구에서 구성한 11세 자녀가 있는 일하는 남성 표본 4만 8,730개 중에 97개 표본이 확진자가 없는 지역에 거주하였다. 여성 표본의 경우, 2만 9,636개 표본

으로, 반복 횡단면 자료를 이용할 경우에는 코로나19 변수의 영향을 식별하기 어렵다. 이러한 문제를 고려하여, 본 연구에서는 2020년 단년도 횡단면 자료를 이용하여 통근행태를 분석하는 회귀모형을 설정하였다.

2. 통근 결정모형: 이항 프로빗 모형

통근행태 분석은 통근 여부를 결정하는 모형과 통근시간을 결정하는 모형으로 구분하여 시행한다. 먼저 통근 결정모형은 식 (4-1)과 같이 이항 프로빗 모형(binary probit model)으로 분석하였다(Cameron and Trivedi, 2010: 460). 아래 식에서 y_i 는 i 번째 가구원이 통근한 경우 1, 아닌 경우에는 0의 값을 가진다. X_i 는 i 번째 가구원의 통근행태에 영향을 줄 수 있는 개인, 가구 및 지역 특성과 함께 시군구 수준에서 표준화된 코로나19 신규 확진자 수를 포함하는 설명변수들의 벡터이다. β 는 각 설명변수에 대응하는 모수들의 벡터이다. 표준오차는 17개 광역 시도별 군집 표준오차를 계산하였다. 식 (4-2)는 k 번째 설명변수가 통근할 확률에 미치는 한계효과를 계산하는 식을 나타내며, 본 연구에서는 각 설명변수의 평균 한계효과(average marginal effects)를 분석 결과에 제시한다.

$$\Pr(y_i = 1|X_i) = \Phi(X_i' \beta) \quad (4-1)$$

여기서 $y_i = \begin{cases} 1 & i\text{번째 가구원이 통근한 경우} \\ 0 & i\text{번째 가구원이 통근하지 않은 경우} \end{cases}$

$\Phi(\cdot)$ 은 표준정규분포의 누적분포함수를 의미함.

$$\frac{\partial \Pr(y_i = 1|X_i)}{\partial x_{i,k}} = \phi(X_i' \beta) \cdot \beta_k \quad (4-2)$$

여기서 $\phi(\cdot)$ 은 표준정규분포의 확률밀도함수를 나타냄.

중에 68개 표본이 코로나19가 발생하지 않은 지역에 거주하였다.

3. 통근시간 결정모형 : 토빗 모형

분석표본에서 통근행태는 ‘통근함’ 또는 ‘통근 안 함’으로 구분되는데, 통근시간은 통근한 경우에만 조사되고, 통근하지 않은 경우는 통근시간이 실측치로 나타난다. 이러한 통근시간 자료의 특징을 ‘모서리 해(corner solution)’로 해석하여, 통근시간을 토빗 모형(Tobit model 또는 Tobin’s probit model)으로 추정하였다. 토빗 모형을 사용할 경우, 통근 여부와 통근시간에 영향을 주는 설명변수가 모형에서 포함된 X_i 로 동일하다고 가정한다. 또한 통근 여부와 통근시간에 대한 설명변수의 한계효과 방향이 동일하다고 가정한다(Baum, 2006: 266).

토빗 모형은 아래 식 (4-3)과 같이 표현되는데, y_i^* 은 자료에서 관측되지 않은 i 번째 가구원의 잠재적 통근시간을 의미한다. 앞서 살펴본 이항 프로빗 모형과 같이 X_i 는 통근시간에 영향을 줄 수 있는 개인, 가구, 지역 특성 및 시군구 수준에서 표준화된 코로나19 신규 확진자 수를 포함하는 설명변수들의 벡터이다. y_i 는 자료에서 관측된 통근시간인데, 잠재적인 통근시간(y_i^*)이 0분보다 긴 경우에 관측된 통근시간과 잠재적 통근시간은 동일한 것으로 정의된다. 통근하지 않은 경우, 잠재적 통근시간은 0분으로 간주하여 관측된 통근시간을 0분으로 정의한다. 토빗 모형에서 설명변인의 평균 한계효과는 ① 0분을 포함한 전체 통근시간에 대한 평균 한계효과, ② 통근할 확률에 대한 평균 한계효과, ③ 0분을 초과하는 통근시간에 대한 평균 한계효과(즉, 통근을 하는 경우 통근시간에 대한 평균 한계효과)로 구분하여 계산할 수 있다. 본 연구에서는 세 번째 평균 한계효과 결과를 살펴보면, 식 (4-4)를 전체 표본에 대해 평균한 값으로 계산한다. 또한 토빗 모형이 정규분포 가정에 기반하기 때문에, 종속변수가 정규분포에 가까워질 수 있도록, 통근시간에 1을 더한 후 로그를 취한 값을 종속변수로 사용하였다. 표준오차는 17개 광역시도별 군집 표준오차를 계산하였다.

$$\log(y_i^* + 1) = X_i\beta + u_i \quad (4-3)$$

$$\log(y_i + 1) = \begin{cases} 0 & y_i^* = 0 \text{ 인 경우} \\ \log(y_i^* + 1) & y_i^* > 0 \text{ 인 경우} \end{cases}$$

$$\frac{\partial E[\log(y_i + 1)|X_i]}{\partial x_{i,k}} = \beta_k \cdot \Pr(y_i^* > 0) \quad (4-4)$$

4. 변수 설명

실증분석을 위해 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본에서 활동 제약 없이 통학을 하지 않고 일하였던 25~65세 표본을 먼저 선별하였다. 그리고 이 중에서 11세 자녀가 있는 남성과 여성 표본만을 따로 구분하여 통근 결정모형 및 통근시간 결정모형을 추정하였다.

통근 결정모형에서 종속변인은 통근 여부이며, 통근시간 결정모형의 종속변인은 통근시간에 1을 더한 후 로그를 취한 값 $[\log(\text{통근시간}+1)]$ 으로 설정하였다.

설명변수는 통근 결정모형과 통근시간 결정모형에 동일한 변수가 사용된다. 우선 분석대상 표본의 개인 수준 변수(연령, 학력수준, 배우자 여부, 종사상 지위, 직장의 산업분류, 직업 종류)가 포함된다. 연령과 배우자 여부는 삶의 단계와 라이프스타일을 결정하는 핵심 요인이고, 학력수준은 인적자본의 대리변수이다. 이 변수들은 노동공급 선택(근로와 여가 사이의 선택)의 주요 결정요인인데(Borjas, 2014), 통근행태는 여가시간 감소와 관련이 있기 때문에, 통근 여부 및 통근시간 결정모형에서 핵심 변수로 포함하였다.

이와 함께 일자리 특성을 나타내는 변수(종사상 지위, 산업분류, 직업 종류)도 설명변수에 포함한다. 통근행태는 일자리의 재택근무 실시 여부 또는 가능 여부가 직접 관련된다. 그런데 2020년 「인구주택총조사」에서는 재택근무를 직접 조사하지 않았기 때문에, 분석모형에 이를 명시적으로 반영할 수 없는 한계가 있다. 대안으로, 분석대상의 일자리가 재택근무가 가능한 일자리인지를 판단할 수 있는 특성을 분석모형에 포함하여 이를 반영하고자

하였다. 최성웅(2020)은 Dingel and Neiman(2020)을 참고하여 물리적 근로 환경을 기준으로 한국의 지역 및 산업별 재택근무 가능 일자리 비중을 추산하였다. 「지역별고용조사」 자료로 계산한 연구결과를 살펴보면, 직업군과 종사상 지위, 산업에 따라서 재택근무 가능한 일자리 비중이 상당한 차이를 보인다.⁹⁾ 이를 고려하여, 분석대상 표본의 일자리가 재택근무 가능한지를 종사상 지위, 직장의 산업분류, 직업 종류 변수를 모형에 포함하여 통제하고자 하였다.

개인특성에 추가하여 주요 가구특성도 모형에 포함하였다. 우선 경제활동으로 부양할 가족의 규모를 반영하고자 ‘총가구원 수’를 포함했다. 또한 ‘11세 이하 자녀 수’를 포함하여 가구 내 자녀돌봄의 필요가 얼마나 큰지를 반영하고자 했다. 조부모가 손자녀를 돌볼 경우, 가구주와 배우자는 경제활동과 통근행태 선택에 제약이 완화될 수 있다. 이를 고려하기 위해서 ‘가구주 또는 배우자의 부모가 동거하는지 여부’를 통제변수로 포함하였다. 배우자 또는 다른 가구원의 경제활동은 가구소득을 늘릴 수 있기 때문에 나머지 가구원의 경제활동 참여와 부(-)의 관계를 가질 수 있다. 이를 고려하기 위해 ‘자신을 제외하고, 일한 가구원이 있는지 여부’를 통제변수로 추가하였다. 이와 함께 가구의 자산 정도를 대리하는 변수로 ‘자가 소유 여부’와 ‘주거용 연면적’을 포함하였다. ‘자동차 보유 여부’는 통근수단 선택과 통근시간에 영향을 줄 수 있으므로 분석모형에서 함께 고려하였다.

지역특성을 나타내는 설명변수로, 우선 관심변수인 ‘시군구별 인구 천 명당 코로나19 신규 확진자 수’를 포함한다. 지역사회에서 이용할 수 있는 돌봄서비스 공급이 많을수록 통근행태 선택의 제약이 완화될 수 있다. 이를 고려하기 위해서 ‘시군구별 인구 천 명당 사설학원 수’와 ‘시군구별 인구 천 명당 보육시설 수’를 포함하였다. 마지막으로 통근행태에 교통 인프라가 영향을 줄 수 있으므로, 광역교통체계의 정도를 구분하고자 수도권 지역더미, 지방광역시 지역더미를 포함하였다.

9) 예를 들어, 직업이 ‘사무 종사자’인 경우, ‘상용직’의 재택근무 가능 비중은 77.69%이나, ‘고용원이 있는 자영업자’는 3.05%, ‘고용원이 없는 자영업자’는 1.49%로 차이를 보인다. 산업의 경우, ‘금융 및 보험업’은 재택근무 가능 일자리 비중이 100%이지만, ‘전문, 과학 및 기술 서비스업’은 74.37%로 나타났다.

5. 분석표본 요약 통계

〈표 4-3〉은 분석표본에 대해 앞서 설명한 변수별로 평균값을 제시한 요약 통계를 나타낸다. 평균 통근 비중은 남성이 96.5%, 여성이 92.2%로 나타나 여성의 재택근무 비중이 더 높았을 것으로 판단된다. 평균 통근시간은 남성(약 33.5분)이 여성(약 24.8분)보다 길었던 것으로 나타났다. 연령 구성을 살펴보면, 남성과 여성 표본 모두 30대 또는 40대인 비중이 약 90%이고, 배우자가 있는 비중이 90% 이상, 임금근로자가 약 80% 이상으로 나타났다. 이를 종합하면, 분석표본은 대체로 11세 이하 자녀와 배우자가 있으며, 임금근로자로 일하고 있는 30~40대로 구성됨을 확인할 수 있다. 총가구원 수는 약 4명이며, 11세 이하 가구원은 약 1.5명이었다. 자신을 제외하고 일하는 가구원이 있는 비중은 남성이 약 53%, 여성이 86%로 나타나 여성 표본의 경우 대체로 맞벌이 가구로 판단된다. 분석표본의 약 절반은 수도권에 거주하는 것으로 나타났다.

〈표 4-4〉는 전술한 설명변수별 통근 비중과 평균 통근시간을 나타낸다. 종사상 지위, 산업, 직업별 통근 비중을 살펴보면, ‘임금근로자’에 비해 ‘고용원이 없는 자영업자’와 ‘무급 가족종사자’의 통근 비중이 상대적으로 작은 것을 볼 수 있다. 산업의 경우, ‘농업, 임업 및 어업’과 ‘도매 및 소매업/숙박 및 음식업’의 통근 비중이 특히 여성에서 상대적으로 작았다. 직업의 경우에 ‘농림·어업 숙련 종사자’의 통근 비중이 작았고, 여성의 경우에는 ‘판매 종사자’의 통근 비중이 작았다. 재택근무하는 여성 ‘텔레마케팅 판매자’가 통근하지 않은 사례 중 하나로 추측된다.

〈표 4-3〉 표본별 요약통계

| | 표 본 | | 11세 자녀가 있는 일하는 남성 | 11세 자녀가 있는 일하는 여성 |
|----------------|-------------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------|
| | 관측치 | 개 | 48,730 | 29,636 |
| 변수 유형 | 변수명 | 단위 | 평균 또는 비중 | 평균 또는 비중 |
| 종속 변인 | 통근합 | 더미변수 | 0.965 | 0.922 |
| | 통근시간 | 분 | 33.453 | 24.818 |
| 연령 | 25-29세 | 더미변수 | 0.021 | 0.037 |
| | 30-39세 | 더미변수 | 0.388 | 0.487 |
| | 40-49세 | 더미변수 | 0.517 | 0.427 |
| | 50-59세 | 더미변수 | 0.063 | 0.031 |
| | 60-64세 | 더미변수 | 0.011 | 0.018 |
| 학력 | 고졸 이하 | 더미변수 | 0.300 | 0.305 |
| | 대졸 이하(2, 3, 4년제 포함) | 더미변수 | 0.616 | 0.622 |
| | 대학원 졸업 | 더미변수 | 0.083 | 0.072 |
| 배우자 여부 | 배우자 있음 | 더미변수 | 0.966 | 0.920 |
| 종사상 지위 | 임금근로자 | 더미변수 | 0.805 | 0.799 |
| | 고용원이 없는 자영업자 | 더미변수 | 0.120 | 0.112 |
| | 고용원이 있는 자영업자 | 더미변수 | 0.066 | 0.042 |
| | 무급 가족종사자 | 더미변수 | 0.009 | 0.048 |
| 산업 | 농업, 임업 및 어업(산업 대분류 : A) | 더미변수 | 0.025 | 0.021 |
| | 광업/제조업(B, C) | 더미변수 | 0.262 | 0.118 |
| | 전기, 가스 등 / 수도, 하수 등 (D, E) | 더미변수 | 0.015 | 0.005 |
| | 건설업/운수 및 창고업(F, H) | 더미변수 | 0.144 | 0.039 |
| | 도매 및 소매업/숙박 및 음식점업 (G, I) | 더미변수 | 0.167 | 0.227 |
| | 정보통신업(J) | 더미변수 | 0.047 | 0.023 |
| | 금융 및 보험업/부동산업(K, L) | 더미변수 | 0.052 | 0.072 |
| | 서비스업(M, N, P, Q, R, S) | 더미변수 | 0.215 | 0.440 |
| 기타 산업(O, T, U) | 더미변수 | 0.073 | 0.055 | |

〈표 4-3〉의 계속

| | 표 본 | | 11세 자녀가 있는 일하는 남성 | 11세 자녀가 있는 일하는 여성 |
|----------|---------------------------------|-------------|-------------------------|-------------------------|
| 직업 | 관리자 | 더미변수 | 0.009 | 0.004 |
| | 전문가 및 관련 종사자 | 더미변수 | 0.248 | 0.296 |
| | 사무 종사자 | 더미변수 | 0.220 | 0.271 |
| | 서비스 종사자 | 더미변수 | 0.065 | 0.152 |
| | 판매 종사자 | 더미변수 | 0.095 | 0.118 |
| | 농림어업 숙련 종사자 | 더미변수 | 0.024 | 0.020 |
| | 기능원 및 관련 기능 종사자 | 더미변수 | 0.121 | 0.030 |
| | 장치기계 조작 및 조립 종사자 | 더미변수 | 0.152 | 0.046 |
| | 단순노무 종사자/기타 | 더미변수 | 0.067 | 0.062 |
| 가구 특성 | 가구원 수 | 명 | 3.903 | 3.899 |
| | 11세 이하 가구원 수 | 명 | 1.497 | 1.458 |
| | 가구주 또는 배우자의 부모 동거함 | 더미변수 | 0.063 | 0.080 |
| | 자신 제외, '일하였음' 가구원 있음 | 더미변수 | 0.529 | 0.862 |
| | 자가 소유 | 더미변수 | 0.631 | 0.635 |
| | 주거용 연면적 : 40㎡ 이하 | 더미변수 | 0.078 | 0.086 |
| | 주거용 연면적 : 85㎡ 이하 | 더미변수 | 0.743 | 0.720 |
| | 주거용 연면적 : 130㎡ 이하 | 더미변수 | 0.116 | 0.125 |
| | 주거용 연면적 : 130㎡ 초과 | 더미변수 | 0.063 | 0.068 |
| | 자동차 보유 | 더미변수 | 0.971 | 0.954 |
| 지역 특성 | 코로나19 신규 확진자 수(시군구 수준) | 명/천 명 | 1.065 | 1.062 |
| | 인구 천 명당 사설학원 수(시군구 수준) | 개/천 명 | 1.589 | 1.582 |
| | 인구 천 명당 보육시설 수(시군구 수준) | 개/천 명 | 0.697 | 0.685 |
| | 수도권 | 더미변수 | 0.480 | 0.470 |
| | 지방광역시(세종시 제외) | 더미변수 | 0.188 | 0.180 |
| | 지방광역도(세종시 포함) | 더미변수 | 0.332 | 0.350 |

자료 : 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본; 통계청 KOSIS, 중앙방역대책본부 '월별 시군구 코로나19 신규 확진자 현황', 저자 작성.

〈표 4-4〉 특성별 통근 비중 및 평균 통근시간

| 11세 이하 자녀 있고 일하였음 표본 | 통근 비중 | | 통근 시간(분) | |
|---------------------------------|--------------|--------------|-------------|-------------|
| | 남성 | 여성 | 남성 | 여성 |
| 관측치 | 48,730 | 29,636 | 48,730 | 29,636 |
| 전체 통근 비중 | 0.965 | 0.922 | - | - |
| 전체 통근시간 | - | - | 33.5 | 24.8 |
| 25-29세 | 0.964 | 0.917 | 28.0 | 23.1 |
| 30-39세 | 0.975 | 0.926 | 33.6 | 25.3 |
| 40-49세 | 0.965 | 0.924 | 34.3 | 24.9 |
| 50-59세 | 0.919 | 0.893 | 29.0 | 21.3 |
| 60-64세 | 0.828 | 0.811 | 22.3 | 19.1 |
| 고졸 이하 | 0.943 | 0.902 | 28.1 | 21.2 |
| 대졸 이하(2, 3, 4년제 포함) | 0.974 | 0.929 | 35.3 | 25.9 |
| 대학원 졸업 | 0.979 | 0.942 | 39.1 | 30.8 |
| 배우자 있음 | 0.966 | 0.920 | 33.6 | 24.7 |
| 배우자 없음 | 0.931 | 0.942 | 30.0 | 26.4 |
| 임금근로자 | 0.977 | 0.950 | 35.7 | 26.9 |
| 고용원이 없는 자영업자 | 0.894 | 0.814 | 23.3 | 17.0 |
| 고용원이 있는 자영업자 | 0.965 | 0.914 | 27.1 | 20.6 |
| 무급 가족종사자 | 0.785 | 0.707 | 16.7 | 12.6 |
| 농업, 임업 및 어업(산업 대분류 : A) | 0.798 | 0.728 | 15.0 | 10.0 |
| 광업/제조업(산업 대분류 : B, C) | 0.981 | 0.931 | 33.6 | 26.2 |
| 전기, 가스 등/ 수도, 하수 등(D, E) | 0.980 | 0.901 | 31.8 | 25.1 |
| 건설업/운수 및 창고업(F, H) | 0.947 | 0.915 | 33.8 | 27.7 |
| 도매 및 소매업/숙박 및 음식점업(G, I) | 0.957 | 0.886 | 31.2 | 22.4 |
| 정보통신업(J) | 0.984 | 0.907 | 47.0 | 36.0 |
| 금융및보험업/부동산업(K, L) | 0.976 | 0.957 | 37.9 | 30.2 |
| 서비스업(M, N, P, Q, R, S) | 0.969 | 0.938 | 34.4 | 24.5 |
| 기타 산업(O, T, U) | 0.980 | 0.962 | 29.6 | 26.0 |
| 관리자 | 0.977 | 0.913 | 34.5 | 20.9 |
| 전문가 및 관련 종사자 | 0.979 | 0.947 | 40.0 | 26.3 |
| 사무 종사자 | 0.979 | 0.943 | 36.9 | 29.0 |
| 서비스 종사자 | 0.958 | 0.913 | 27.6 | 20.0 |
| 판매 종사자 | 0.955 | 0.877 | 31.4 | 23.1 |
| 농림어업 숙련 종사자 | 0.803 | 0.720 | 15.0 | 9.3 |

〈표 4-4〉의 계속

| 11세 이하 자녀 있고 일하였음 표본 | 통근 비중 | | 통근 시간(분) | |
|----------------------|-------|-------|----------|------|
| | 남성 | 여성 | 남성 | 여성 |
| 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.965 | 0.905 | 31.6 | 22.1 |
| 장치기계 조작 및 조립 종사자 | 0.961 | 0.933 | 29.2 | 24.2 |
| 단순노무 종사자/기타 | 0.953 | 0.883 | 25.6 | 21.7 |
| 11세 이하 자녀 있음 | 0.965 | 0.922 | 33.5 | 24.8 |
| 가구주 또는 배우자의 부모 동거함 | 0.946 | 0.923 | 32.6 | 27.2 |
| 자신 제외, '일하였음' 가구원 있음 | 0.959 | 0.920 | 32.9 | 24.7 |
| 자가 소유 | 0.964 | 0.924 | 33.2 | 24.5 |
| 주거용 연면적: 40㎡ 이하 | 0.941 | 0.897 | 31.6 | 23.0 |
| 주거용 연면적: 85㎡ 이하 | 0.971 | 0.930 | 33.8 | 25.0 |
| 주거용 연면적: 130㎡ 이하 | 0.948 | 0.899 | 32.8 | 24.6 |
| 주거용 연면적: 130㎡ 초과 | 0.955 | 0.905 | 32.7 | 25.2 |
| 자동차 보유 | 0.966 | 0.922 | 33.4 | 24.7 |
| 수도권(서울, 인천, 경기) | 0.972 | 0.919 | 42.0 | 30.7 |
| 비수도권 광역시(세종시 제외) | 0.972 | 0.936 | 30.2 | 23.4 |
| 비수도권 광역도(세종시 포함) | 0.950 | 0.918 | 23.0 | 17.6 |

자료: 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본, 저자 작성.

제4절 분석 결과

1. 통근 확률에 대한 평균 한계효과

이항 프로빗 모형을 이용한 통근 결정요인 분석 결과는 〈표 4-5〉에 제시되어 있다. 추정결과에서 남성 표본에 대한 결과는 모형 1과 모형 2, 여성 표본에 대한 결과는 모형 3과 모형 4와 같다. 모형 1과 모형 3은 지역특성 변수를 제외한 추정결과이며, 모형 2와 모형 4는 지역변수를 포함한 결과이다. 5% 수준의 통계적 유의성을 기준으로 할 때, 지역변수(지역사회 돌봄서비스 공급 대리 변수 및 지역 더미 변수) 포함 여부에 따라 추정결과에 큰 차

이가 발견되지 않았다. 이러한 이유에서 추정결과는 지역변수를 포함한 모형 2와 모형 4를 중심으로 설명한다.

개인, 가구, 지역 특성을 통제하였을 때, 통근 여부에 대한 코로나19의 영향은 여성의 경우에만 유의했다. 평균적으로 인구 천 명당 코로나19 신규 확진자가 1명 증가할 때 여성의 통근 확률은 0.005%p 감소하였다. 이를 다시 설명하면, 코로나19에 신규 감염된 지역 인구가 1%p 증가할 때, 자녀가 있고 일하는 여성이 지속적 또는 일시적 재택근무를 선택할 확률이 평균적으로 0.05%p 증가함을 의미한다. <표 4-1>의 연도별 '통근 안 함' 비중을 다시 살펴보면, 2015년 여성 표본의 '통근 안 함' 비중은 0.53% 였으나, 2020년에는 7.8%로 급증했다. 2020년 이후 코로나19 대유행이 지속되면서 대부분 지역 주민이 코로나19 감염에 직·간접적으로 노출되었던 점을 고려할 때, 코로나19 대유행은 돌봄이 필요한 자녀를 둔 일하는 여성이 남성의 경우보다 더 많이 재택근무를 선택하게 되는 상황이었다는 것으로 판단된다.

코로나19의 영향 이외에, 모형에서 통제한 몇몇 설명변수는 통근 확률에 끼친 영향이 성별에 따라 차이를 보였다. 특히 일자리 특성 변수의 범주에 따라서 통계적으로 유의한 변수가 성별에 따라 달랐다. 남성은 종사상 지위와 산업 변수가 대체로 유의한 반면, 여성은 종사상 지위와 직업 변수가 유의하였다. 이는 성별에 따라서 재택근무가 가능한 일자리 여부에 상당한 차이가 있음을 반영한 것으로 추측된다.

가구특성 변수 중에서, 11세 이하 가구원 수는 여성 표본에 대해서만 통근 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 이 결과는 자녀돌봄의 필요가 커질 때, 일하는 여성이 재택근무를 선택할 개연성이 높음을 시사한다고 보인다. 반면 가구주 또는 배우자의 부모와의 동거는 여성의 경우에만 통근 확률을 높였는데, 조부모의 도움이 일하는 여성의 돌봄 부담과 통근 선택의 제약을 완화하는 데 큰 도움을 주고 있음을 보여준다.

자신을 제외하고 일하는 다른 가구원이 있는 경우, 여성의 경우에만 5% 유의수준에서 통근 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 배우자가 있는 경우에 남성은 통근 확률이 증가하나 여성은 감소하는 추정 결과와 함께 해석하면, 맞벌이 부부 중에서 여성이 코로나19 상황에서 자녀돌봄의 어려움을 더 크게 경험하고(조선미, 2020), 재택근무를 선택할 확률이 더 높았던 것으로 판

단된다.

이외에, 지역사회 돌봄서비스 공급의 대리변수인 사설학원 수와 보육시설 수는 성별에 관계없이 통근 확률에 유의한 영향이 발견되지 않았다. 감염병 확산에 따라 교육 및 보육시설이 빈번히 운영이 중단되었던 상황이 반영된 결과라 판단된다.

2. 통근시간에 대한 평균 한계효과

토빗 모형을 이용한 통근시간 결정요인 분석 결과는 <표 4-6>에 제시되어 있다. 토빗 모형 분석 결과의 경우, 지역변수의 포함 여부에 따라서 추정계수의 크기와 통계적 유의성에 상당한 차이가 나타났다. 통근시간은 교통 인프라 여건에 큰 영향을 받고, 지역에 따라 상당한 차이를 보이는 만큼, 지역 특성을 통제한 추정 결과를 중심으로 분석 결과를 살펴본다.

지역변수를 포함하여 추정한 결과는 모형 6(남성 표본), 모형 8(여성 표본)과 같다. 코로나19의 한계효과는 남성에 대해 통근시간을 증가시키고 여성에 대해서는 감소시키는 방향을 보였지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이 결과는 코로나19 상황이 지속되는 가운데 사회적 거리두기와 마스크 사용이 생활화되면서 경제활동이 중단되지 않았기 때문에, 통근시간을 상당히 변화시키는 유의미한 영향은 없었던 것으로 판단된다.

가구특성 중에서, 11세 이하 가구원 수의 영향은 여성에서만 통계적으로 유의했고, 11세 이하 자녀 1명의 증가는 평균적으로 통근시간을 4.2% 감소시키는 것으로 나타났다. 일반적으로 자녀돌봄을 여성이 더 많이 부담하고, 돌봄 수요가 커질수록 일하는 여성은 통근시간을 줄이는 선택을 하는 경향을 보여주는 결과라 판단된다. 가구주 또는 배우자의 부모 동거 여부 역시 여성에게만 통계적으로 유의했고, 통근시간을 12.2% 증가시켰다. 조부모의 도움이 자녀를 돌보며 일하는 여성에게 통근 선택뿐만 아니라 통근시간 제약을 완화하고 있음을 확인할 수 있다.

자신을 제외한 일하는 가구원이 있는 경우, 5% 유의수준에서 여성의 경우에만 통근시간이 감소하는 영향이 발견되었다. 배우자가 있는 경우 남성은 통근시간이 늘어나고 여성은 감소하는 추정 결과를 함께 고려할 때, 맞벌이

부부 중에서 여성이 코로나19 상황에서 통근시간을 줄이는 경향이 있었던 것으로 판단된다.

그 외에 지역 돌봄서비스 공급의 대리변수인 사설학원과 보육시설 수의 증가는 남성과 여성 모두에게 통근시간을 늘리는 데 긍정적인 방향을 보였지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 앞서 언급한 바와 같이, 코로나19 확산으로 교육 및 보육시설 운영이 빈번히 중단되어 자녀를 두고 일하는 사람들의 통근시간 제약 완화에 유의미한 영향이 없었던 것으로 보인다.

<표 4-5> 이항 프로빗 모형 추정결과(통근 확률에 대한 평균 한계효과)

| | 11세 이하 자녀 있고 일하는 남성 표본 | | 11세 이하 자녀 있고 일하는 여성 표본 | |
|-------------------------------|------------------------|-----------------|------------------------|------------------|
| | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 | 모형 4 |
| 지역특성 변수 포함 여부 | × | ○ | × | ○ |
| 코로나19 신규 확진자 수 (명/천 명) | 0.003* | 0.002 | -0.005*** | -0.005*** |
| 30-39세 | 0.002 | 0.002 | 0.005 | 0.006 |
| 40-49세 | -0.003 | -0.004 | 0.004 | 0.005 |
| 50-59세 | -0.022** | -0.022** | -0.002 | -0.001 |
| 60-64세 | -0.050*** | -0.050*** | -0.048*** | -0.047*** |
| 대졸 이하(2, 3, 4년제 포함) | 0.009*** | 0.009*** | 0.004 | 0.004 |
| 대학원 졸업 | 0.009*** | 0.008*** | 0.006 | 0.007 |
| 배우자 있음 | 0.016*** | 0.016*** | -0.022*** | -0.022*** |
| 고용원이 없는 자영업자 | -0.049*** | -0.048*** | -0.135*** | -0.136*** |
| 고용원이 있는 자영업자 | -0.008* | -0.008** | -0.038*** | -0.038*** |
| 무급 가족종사자 | -0.123*** | -0.120*** | -0.211*** | -0.213*** |
| 광업/제조업(산업 대분류: B, C) | 0.045*** | 0.043*** | 0.006 | 0.010 |
| 전기, 가스 등/수도, 하수 등 (D, E) | 0.030*** | 0.029*** | -0.031 | -0.027 |
| 건설업/운수 및 창고업(F, H) | 0.029*** | 0.026*** | -0.004 | -0.001 |
| 도매및소매업/숙박및음식점업 (G, I) | 0.035*** | 0.033*** | 0.000 | 0.004 |
| 정보통신업(J) | 0.031*** | 0.030*** | -0.036 | -0.028 |
| 금융 및 보험업/부동산업(K, L) | 0.030*** | 0.029*** | 0.034 | 0.037* |
| 서비스업(M, N, P, Q, R, S) | 0.035*** | 0.033*** | 0.004 | 0.007 |
| 기타 산업(O, T, U) | 0.031*** | 0.030*** | 0.030 | 0.031 |
| 관리자 | 0.012** | 0.011** | 0.017 | 0.017 |

〈표 4-5〉의 계속

| | 11세 이하 자녀 있고 일하는 남성 표본 | | 11세 이하 자녀 있고 일하는 여성 표본 | |
|---------------------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 | 모형 4 |
| 전문가 및 관련종사자 | 0.009*** | 0.008** | 0.044*** | 0.044*** |
| 사무 종사자 | 0.005 | 0.004 | 0.026*** | 0.027*** |
| 서비스 종사자 | 0.007 | 0.006 | 0.038*** | 0.038*** |
| 판매 종사자 | 0.002 | 0.001 | 0.017** | 0.017** |
| 농림어업 숙련 종사자 | 0.014 | 0.015* | 0.013 | 0.013 |
| 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.008** | 0.007** | 0.030*** | 0.029*** |
| 장치기계 조작 및 조립 종사자 | 0.000 | 0.000 | 0.027*** | 0.026*** |
| 가구원 수 | -0.003*** | -0.003*** | 0.004* | 0.004* |
| 11세 이하 가구원 수 | -0.000 | 0.000 | -0.008*** | -0.008*** |
| 가구주 또는 배우자의 부모 동거함 | 0.002 | 0.002 | 0.009* | 0.009** |
| 자신 제외, '일하였음' 가구원 있음 | -0.005* | -0.005* | -0.011*** | -0.010** |
| 자가 소유 | 0.000 | 0.001 | 0.007*** | 0.006** |
| 주거용 연면적 : 85㎡ 이하 | 0.015*** | 0.015*** | 0.015* | 0.015* |
| 주거용 연면적 : 130㎡ 이하 | 0.005** | 0.005** | -0.002 | -0.002 |
| 주거용 연면적 : 130㎡ 초과 | 0.005** | 0.005* | -0.000 | -0.000 |
| 자동차 보유 | 0.026*** | 0.026*** | 0.012 | 0.011 |
| 인구 천 명당 사설학원 수 (개/천 명) | | 0.004 | | -0.001 |
| 인구 천 명당 보육시설 수 (개/천 명) | | 0.004 | | -0.010 |
| 수도권 지역 더미 | | 0.009*** | | -0.010*** |
| 지방광역시 더미(세종시 제외) | | 0.008*** | | 0.007** |
| 상수항 | 0.743*** | 0.601*** | 1.372*** | 1.430*** |
| 관측치 | 48,730 | 48,730 | 29,636 | 29,636 |
| Pesudo R ² | 0.105 | 0.108 | 0.0934 | 0.0947 |
| Log pseudo-likelihood | -6.658 | -6.641 | -7.368 | -7.357 |

주 : *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1. 통근할 확률에 대한 한 계효과를 Delta method로 계산함. 단, 상수항은 추정치임. 표준오차는 17개 광역시도별 군집 표준오차를 계산함. 서비스업은 다음과 같음 : M. 전문, 과학 및 기술 서비스업 / N. 사업시설관리, 사업지원 및 임대 / P. 교육 서비스 / Q. 보건업 및 사회복지업 / R. 예술, 스포츠, 여가 / S. 협회단체, 수리 및 기타 서비스업. 기타 산업은 다음과 같음 : O. 공공행정, 국방 및 사회보장행정 / T. 가구 내 자가 소비 생산활동 / U. 국제 및 외국기관.

자료 : 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본; 통계청 KOSIS, 중앙방역대책본부 '월별 시군구 코로나19 신규 확진자 현황', 저자 작성.

〈표 4-6〉 토빗 모형 추정 결과(통근시간에 대한 평균 한계효과)

| | 11세 이하 자녀 있고 일하는 남성 표본 | | 11세 이하 자녀 있고 일하는 여성 표본 | |
|-------------------------------|------------------------|-----------------|------------------------|------------------|
| | 모형 5 | 모형 6 | 모형 7 | 모형 8 |
| 지역특성 변수 포함 여부 | × | ○ | × | ○ |
| 코로나19 신규 확진자 수 (명/천 명) | 0.095* | 0.027 | 0.063 | -0.001 |
| 30-39세 | 0.102*** | 0.070* | 0.052 | 0.015 |
| 40-49세 | 0.135*** | 0.094** | 0.047 | 0.001 |
| 50-59세 | -0.004 | -0.024 | 0.033 | -0.004 |
| 60-64세 | -0.233*** | -0.289*** | -0.153** | -0.201*** |
| 대졸 이하(2, 3, 4년제 포함) | 0.128*** | 0.119*** | 0.103*** | 0.085*** |
| 대학원 졸업 | 0.141*** | 0.104*** | 0.252*** | 0.206*** |
| 배우자 있음 | 0.050** | 0.055*** | -0.118*** | -0.118*** |
| 고용원이 없는 자영업자 | -0.478*** | -0.443*** | -0.640*** | -0.630*** |
| 고용원이 있는 자영업자 | -0.287*** | -0.288*** | -0.295*** | -0.308*** |
| 무급 가족종사자 | -0.851*** | -0.796*** | -0.900*** | -0.875*** |
| 광업/제조업(산업 대분류: B, C) | 0.571*** | 0.440*** | 0.290* | 0.163 |
| 전기, 가스 등/ 수도, 하수 등(D, E) | 0.499*** | 0.410*** | 0.146 | 0.061 |
| 건설업/운수 및 창고업(F, H) | 0.588*** | 0.438*** | 0.286** | 0.161 |
| 도매 및 소매업/숙박 및 음식점업(G, I) | 0.500*** | 0.350*** | 0.197 | 0.074 |
| 정보통신업(J) | 0.752*** | 0.544*** | 0.376*** | 0.204* |
| 금융 및 보험업/부동산업(K, L) | 0.568*** | 0.416*** | 0.418*** | 0.297** |
| 서비스업(M, N, P, Q, R, S) | 0.469*** | 0.333*** | 0.179 | 0.070 |
| 기타 산업(O, T, U) | 0.375*** | 0.325*** | 0.211 | 0.147 |
| 관리자 | 0.206*** | 0.166*** | -0.052 | -0.014 |
| 전문가 및 관련 종사자 | 0.314*** | 0.231*** | 0.189*** | 0.177*** |
| 사무 종사자 | 0.232*** | 0.167*** | 0.208*** | 0.189*** |
| 서비스 종사자 | 0.121*** | 0.083*** | 0.105*** | 0.121*** |
| 판매 종사자 | 0.206*** | 0.144*** | 0.116** | 0.110** |
| 농림어업 숙련 종사자 | 0.053 | 0.110 | -0.025 | 0.010 |
| 기능원 및 관련 기능 종사자 | 0.163*** | 0.151*** | 0.086** | 0.097** |

〈표 4-6〉의 계속

| | 11세 이하 자녀 있고 일하는 남성 표본 | | 11세 이하 자녀 있고 일하는 여성 표본 | |
|------------------------|------------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | 모형 5 | 모형 6 | 모형 7 | 모형 8 |
| 장치기계 조작 및 조립 종사자 | 0.093*** | 0.100*** | 0.120*** | 0.144*** |
| 가구원 수 | -0.017*** | -0.015*** | 0.001 | 0.004 |
| 11세 이하 가구원 수 | -0.024** | -0.009 | -0.052*** | -0.042*** |
| 가구주 또는 배우자의 부모 동거함 | 0.046** | 0.031 | 0.141*** | 0.122*** |
| 자신 제외, '일하였음' 가구원 있음 | -0.035* | -0.029* | -0.038** | -0.065*** |
| 자가 소유 | 0.001 | 0.033*** | -0.000 | 0.023*** |
| 주거용 연면적 : 85㎡ 이하 | 0.105*** | 0.107*** | 0.107** | 0.106*** |
| 주거용 연면적 : 130㎡ 이하 | 0.055* | 0.054** | 0.065 | 0.063* |
| 주거용 연면적 : 130㎡ 초과 | 0.037 | 0.029 | 0.055 | 0.037 |
| 자동차 보유 | 0.049 | 0.090*** | -0.044 | -0.009 |
| 인구 천 명당 사설학원 수 (개/천 명) | | 0.061 | | 0.049 |
| 인구 천 명당 보육시설 수 (개/천 명) | | 0.138 | | 0.010 |
| 수도권 지역 더미 | | 0.525*** | | 0.370*** |
| 지방광역시 더미 (세종시 제외) | | 0.253*** | | 0.221*** |
| 상수항 | 2.217*** | 1.910*** | 2.525*** | 2.409*** |
| var(log 통근시간 기댓값) | 0.836*** | 0.786*** | 1.213*** | 1.183*** |
| 관측치 | 48,730 | 48,730 | 29,636 | 29,636 |
| left-censored | 1,720 | 1,720 | 2,316 | 2,316 |
| Pesudo R ² | 0.0442 | 0.0649 | 0.0369 | 0.0436 |
| Log pseudo-likelihood | -65,440 | -64,022 | -44,834 | -44,523 |

주 : *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1. log(통근시간+1)이 0보다 큰 경우에 log(통근시간+1)에 대한 한계효과를 Delta method로 계산함. 단, 상수항은 추정치임. 표준오차는 17개 광역시도별 군집 표준오차를 계산함. 서비스업은 다음과 같음 : M. 전문, 과학 및 기술 서비스업 / N. 사업시설관리, 사업지원 및 임대 / P. 교육 서비스 / Q. 보건업 및 사회복지업 / R. 예술, 스포츠, 여가 / S. 협회단체, 수리 및 기타 서비스업. 기타 산업은 다음과 같음 : O. 공공행정, 국방 및 사회보장행정 / T. 가구 내 자가소비 생산활동 / U. 국제 및 외국기관.
 자료 : 2020년 「인구주택총조사」 마이크로데이터 2% 표본; 통계청 KOSIS, 중앙방역대책본부 '월별 시군구 코로나19 신규 확진자 현황', 저자 작성.

제5절 소 결

1. 주요 분석 결과 요약

본 연구는 2020년 코로나19 대유행이 11세 이하 자녀를 둔 일하는 사람들의 통근 여부와 통근시간에 어떠한 영향을 미쳤으며, 특히 성별에 따른 차이가 발견되는지를 실증분석을 통해 확인하고자 하였다. 이를 위해서 통계청의 2020년 「인구주택총조사」 2% 표본 미시자료와 중앙방역대책본부에서 제공한 '시군구별 코로나19 신규 확진자 수'를 결합하여 횡단면 자료를 구축하고, 지역별 코로나19 발생 정도의 차이를 이용하여 통근행태에 대한 영향을 추정하였다.

이항 프로빗 모형을 이용한 통근 결정모형 분석에서, 코로나19는 여성의 통근 확률은 감소시켰지만, 남성에 대한 영향은 없었던 것으로 나타났다. 구체적으로 코로나19에 신규 감염된 지역 인구가 1%p 증가할 때, 자녀가 있고 일하는 여성이 재택근무를 선택할 확률이 평균적으로 0.05%p 증가한 것으로 추정되었다. 이 결과는 코로나19 대유행으로 교육 및 보육시설 운영이 중단되어 자녀돌봄의 부담이 커지는 상황에서, 여성이 재택근무를 선택하여 일과 자녀돌봄을 동시 책임졌던 경우가 남성보다 더 많았음을 보여준다.

토빗 모형을 이용한 통근시간 결정모형 분석에서, 통근시간에 대한 코로나19의 유의한 영향은 성별에 관계없이 발견되지 않았다. 이 결과는 코로나19 상황이 지속되는 가운데 사회적 거리두기와 마스크 사용이 생활화되면서 경제활동이 중단되지 않았기 때문에, 통근시간 자체를 변화시키는 유의미한 영향은 없었던 것으로 판단된다.

분석 모형에 관계없이, 11세 이하 가구원 수와 자녀의 조부모(가구주 또는 배우자의 부모) 동거 여부가 통근 여부 및 통근시간에 미친 영향은 여성의 경우에만 유의하게 나타났다. 11세 이하 가구원 수가 늘어날수록 여성의 통근 확률과 통근시간이 감소했고, 자녀의 조부모가 존재할 때는 여성의 통근 확률과 통근시간이 증가했다. 반면 지역사회 돌봄서비스 공급의 대리변

수인 사설학원과 보육시설의 영향은 성별에 관계없이 유의하지 않았다. 이를 종합하면, 자녀돌봄의 부담이 가중될 때 주로 여성이 이를 부담했으며, 조부모의 존재가 여성의 경제활동과 자녀돌봄에 직접적인 도움이 되었지만, 지역사회 돌봄서비스의 영향은 제한적이었다고 판단된다.

2. 시사점

이상의 분석 결과를 바탕으로 도출한 주요 시사점은 다음과 같다. 첫째, 2020년 코로나19 대유행이 일하는 여성의 재택근무 선택에만 영향을 준 분석 결과는 늘어난 자녀돌봄의 부담이 주로 여성의 책임으로 귀결되었음을 시사한다. 코로나19 발생으로 교육 및 보육시설의 운영이 빈번히 중단되었는데, 이로 인해 자녀돌봄을 가정에서 직접 부담해야 하는 상황이 이어졌다. 일반적으로 남성보다 여성이 자녀돌봄에 더 많은 시간을 부담하는 상황에서, 코로나19 발생은 여성이 자녀양육을 위해 경제활동을 포기하는 결과를 가져왔다. 이에 더하여 본 연구의 분석 결과는 여성이 취업상태를 유지 하더라도, 재택근무를 통해서 늘어난 자녀돌봄의 부담을 책임지는 경향이 남성보다 강했음을 보여준다. 이 결과는 전통적인 성별분업인식(오유라 외, 2022)과도 관련이 있겠지만, 일하는 방식과 조직문화 등 성별에 따라 차이를 보이는 근무환경과도 관련이 있을 수 있다. 부모가 함께 자녀돌봄을 책임지는 인식 강화와 함께, 일-가정 양립이 가능한 근무방식의 보편화와 전반적인 근로시간 단축이 우선 이루어질 때, 사회경제적 위기 시 부모 중 한 사람에게만 일과 육아의 부담이 가중되는 상황이 줄어들 것으로 생각된다.

둘째, 사회경제적 위기 시에도 자녀돌봄에 도움을 줄 수 있는 지역사회 돌봄서비스의 강화가 필요하겠다. 본 연구의 분석 결과에서 자녀의 조부모가 존재할 경우, 여성의 통근 확률과 통근시간은 증가한 반면, 지역사회 돌봄서비스의 대리변수인 사설학원과 보육시설의 영향은 유의하지 않았다. 이 결과는 2020년 코로나19 발생으로 가중된 자녀돌봄의 부담을 지역사회의 돌봄서비스보다는 주로 가정에서 책임졌음을 시사한다. 자녀의 양육은 기본적으로 부모가 책임지는 것이지만, 사회가 함께 양육을 분담할 때 부모의 부담 경감은 물론이고 자녀의 사회성 발달에 긍정적일 수 있다. 특히 인

규모 감소와 인구구조 변화로 경제활동인구의 감소추세가 지속됨을 고려할 때, 여성과 조부모에게 특히 가중되는 자녀돌봄의 부담을 지역사회에서 함께 나눌 필요성이 더욱 커지고 있다. 향후 또 다른 사회경제적 위기로 늘어난 돌봄 부담이 가정과 개인에게만 전가되지 않도록, 지역사회의 돌봄서비스를 양적·질적으로 더욱 강화하는 노력이 필요하겠다.

3. 연구 한계

본 연구는 취업상태를 유지하더라도 코로나19 발생에 따라 통근행태에 변화가 나타나며, 특히 성별에 따라 차이가 있음을 확인하는 데 초점을 맞추었다. 이러한 연구 목적을 위해 분석 표본을 구성할 때 미취업 상태는 제외하였다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 자녀가 있는 모든 남성과 여성의 경우로 확대하여 해석할 경우, 표본 선택의 편의(sample selection bias) 문제가 발생한다. 전체 남성과 여성 집단의 통근행태에 대한 코로나19의 영향은 헤크만 선택모형(Heckman's selection model) 등 표본 선택의 편의를 보정하는 방법론을 이용하여 분석할 수 있다. 이 경우, 취업 선택 모형과 통근 선택 모형을 동시에 구성하게 된다. 그런데 일자리의 특성(종사상 지위, 업종, 직종)과 취업 여부는 동시에 결정되기 때문에, 일자리 특성을 설명변수로 포함할 경우 내생성 문제가 발생할 수 있다. 후속 연구에서는 내생성 문제를 고려하여 전체 남성과 여성 집단의 통근행태에 대한 코로나19의 영향을 확인할 수 있기를 기약한다.

제 5 장

통근시간이 소득과 시간의 결합 빈곤에 미치는 영향

제1절 머리말

이 장에서는 소득과 시간의 상대적 빈곤을 검토한다. 소득뿐만 아니라 시간활용 방식도 생활 수준을 결정하기 때문에 다차원에서 빈곤을 검토할 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 이분량 상대적 빈곤선을 구축한다. 특히 소득과 재량시간의 결합분포를 이용하여 빈곤을 결정한다.

기준에 소득과 여가시간의 관련성을 연구한 것이 있다. 이중 차원 빈곤 연구에서는 소득과 시간 배분이 가족과 개인 수준에서 다르다는 점을 보여주었다[예를 들어, Vickery(1977), Badgett and Folbre(1999), Antonopoulos et al.(2017)]. 이들의 연구 결과에 따르면, 무급노동 시간이 늘어나면 가구 소비가 늘어나지만, 가구 내에서는 성별 차이가 커서, 가사돌봄 책임이 늘어나면 여성 여가시간의 질과 양이 감소한다. 유급노동 시간이 감소함에 따라 가구 내 여성의 협상력이 감소한다.

시간과 소득을 고려하여 다차원적 빈곤을 연구할 때 빈곤을 정의하는 방식은 여러 가지이다. Merz and Rathjen(2014)에서는 효용 극대화로부터 이차원 빈곤선을 규정하였다. 시간과 여가 간의 대체 관계를 가정하였다. 이는 주관적인 행복을 기준으로 한 것이다. Levy Institute Measure of Time and Income Poverty(LIMITIP)에서는 가구원이 장시간 노동하고, 무급노동을 대

체하기 위한 소비재를 구입하면 빈곤이라고 정의하였다. 국내에서는 노혜진(2019)이 시간과 소득의 이중 빈곤을 구성하였는데, 재량시간(총시간에서 경제활동, 돌봄, 가사활동 시간을 제외한 시간) 중윗값의 50% 이하를 재량 시간 빈곤으로, 소득빈곤은 균등화 소득의 60% 이하로 정의하였다. 이 두 가지 기준이 모두 충족될 때를 시간과 소득의 이중 빈곤이라고 정의하였다.

한편, 소득과 시간의 결합분포를 이용하여 빈곤을 설정하는 연구가 있다. 예를 들어, Hohberg et al.(2020), Garcia-Gomez et al.(2021)은 코플라(copula) 모형을 이용하여 소득과 여가의 종속성을 연구한 바 있다.

코플라 모형을 이용한 연구 가운데 Dorn, Radice, Marra, and Kneib (2023)의 연구가 본 연구와 가장 관련이 많다. 이들은 코플라 모형을 이용하여 소득과 여가의 결합분포를 구성하고 빈곤선을 설정하였다. 2018년 멕시코 가구조사를 이용한 결과, 소득만 고려하였을 때보다 결합분포를 고려하면 빈곤율이 18%p 더 높다고 하였다. 특히 이들의 연구에서는 소득과 여가의 극단적인 분포값에서 종속성이 클 것이라고 하였다. 예를 들어, 시간 제약이 심하면 사람들이 괜찮은 일자리를 얻기 어렵다. 동시에, 임금이 낮으면 가사돌봄 노동을 대체하기 위한 재화를 적게 구매하기 때문에, 저임금이 장시간 노동과 장시간 가사돌봄 노동을 유발한다. 따라서 저소득자가 여가시간도 적다. 저소득자의 여가시간이 적다는 것은 Ghosh(2016)에서도 보고된 바 있다. 이러한 관련성은 이중 부담을 안고 있는 여성에게 더 강할 것이라 예상할 수 있다.

제2절 자료 및 기초통계

1. 자료

본 연구에서는 「한국노동패널」 17차 (2014년) 부가조사 (시간사용과 삶의 질)와 본조사를 결합한 자료를 이용한다. 2014년 부가조사에서는 일상적인 시간 배분을 조사하였다. 활동 내용을 크게 수면, 개인관리, 일자리, 가

사, 여가문화, 교제활동, 기타로 구분하여 조사하였다. 구체적으로 활동 내용은 17개 범주로 구분되어 있다(그림 5-1 참조). 조사에서는 30분 단위 간격으로 해당 시간대에 가장 주되게 한 활동을 응답하도록 하였다.

연구의 분석 단위는 가구이다. 분석 표본은 가구주의 나이가 25세 이상 64세 이하인 가구이다. 취업자가 없는 가구는 취업자가 있는 가구와 시간 사용 방식이 매우 다를 것이기 때문에, 취업자가 없는 가구는 분석에서 제외한다. 가구주와 배우자의 평균 취업활동 시간이 0인 가구는 제외한다. 분석 표본 수는 3,324개이다.

부가조사의 각 시간 항목별로 가구주와 배우자의 시간을 평균한다. 본 조사 자료에서는 가구소득이나 가구주의 만 나이, 성과 같은 정보를 이용한다.

[그림 5-1] 「한국노동패널」 17차 부가조사 활동 보기

〈활동 보기〉

| 활동 내용 | 활동 내용 |
|----------|---|
| 수면 | (1) 수면시간 |
| 개인 관리 | (2) 개인관리 (식사, 개인위생, 외출준비 등) |
| 일자리 관련 | (3) 통근/통학시간 |
| | (4) 주된 취업활동 (취업자의 근로활동, 일과 관련된 활동 전반의 활동을 포함) |
| | (5) 부업 (주된 일 이외의 추가적인 소득활동) |
| 가사 관련 | (6) 구직활동 (이력서 작성, 취업알선기관 방문, 취업과 관련된 인터넷 검색, 면접 등) |
| | (7) 자녀 돌보기 (씻기기, 재우기, 놀아주기, 데려다주고 데려오기, 공부시키기) |
| | (8) 자녀 외 가족돌보기(환자 간병 포함, 식사 준비 제외) |
| 여가, 문화 등 | (9) 가사활동 (식사준비, 세탁, 청소, 시장보기, 은행 및 관공서 일보기 등) |
| | (10) 학업 및 자기개발 활동 |
| | (11) 여가활동 (신문/잡지/TV/비디오/인터넷 등의 이용, 영화/공연/전시회 관람, 운동 등) |
| 교제 활동 | (12) 종교활동 (개인적 종교활동, 종교 집회/모임 참가 등) |
| | (13) 참여 및 봉사활동 (일일급식, 교통지도, 자원봉사, 민방위·예비군, 반사회, 지역활동 등) |
| | (14) 가족 및 친지와 전화 및 모임 |
| 기타 | (15) 직장 동료 등과의 전화 및 모임 |
| | (16) 친구, 계모임 등 개인적인 전화 및 모임 |
| 기타 | (17) 그 외 기타 |

자료: 「한국노동패널조사 통합설문지」.

2. 기초통계

〈표 5-1〉에서는 분석표본에 있는 가구의 활동별 평균 시간을 보여준다. 활동별 평균 시간을 보면, 수면시간 7.2시간, 취업활동 8.7시간, 여가시간 3.0시간, 개인관리 시간 2.3시간, 통근통학 1.2시간이다.

이 표에서는 남성가구주와 여성가구주의 활동 시간을 비교하여 보여준다. 남성가구주 가구에 비해 여성가구주 가구의 학업관리(-0.5 시간), 여가(-0.2시간), 개인관리(-0.1시간) 시간이 적다. 통계적 유의성이 낮지만 취업활동 시간도 0.2시간 적다. 대신, 가사 시간은 1.0시간 더 많다. 이에 따라 여

〈표 5-1〉 활동별 평균 시간

| | 전 체 | 남성가구주 | 여성가구주 | 차이 |
|--------|-------------|---------------|---------------|----------------|
| | | (1) | (2) | (2)-(1) |
| 수면 | 7.24 (0.02) | 7.25 (0.02) | 7.25 (0.07) | -0.0 (0.07) |
| 개인관리 | 2.34 (0.02) | 2.37 (0.02) | 2.26 (0.04) | -0.104* (0.05) |
| 통근통학 | 1.20 (0.01) | 1.19 (0.01) | 1.16 (0.03) | -0.033 (0.04) |
| 취업활동 | 8.69 (0.04) | 8.52 (0.05) | 8.33 (0.12) | -0.197 (0.13) |
| 부업 | 0.00 (0.00) | 0.005 (0.002) | 0.003 (0.002) | -0.002 (0.002) |
| 구직 | 0.01 (0.00) | 0.01 (0.003) | 0.01 (0.01) | 0.001 (0.01) |
| 자녀돌봄 | 0.20 (0.01) | 0.17 (0.01) | 0.14 (0.03) | -0.025 (0.03) |
| 자녀외돌봄 | 0.02 (0.00) | 0.02 (0.004) | 0.00 (0.00) | -0.020* (0.01) |
| 가사 | 0.36 (0.01) | 0.20 (0.01) | 1.19 (0.06) | 0.986* (0.06) |
| 학업자기개발 | 0.48 (0.03) | 0.70 (0.03) | 0.28 (0.05) | -0.419* (0.06) |
| 여가 | 2.94 (0.03) | 2.98 (0.03) | 2.79 (0.08) | -0.189* (0.09) |
| 종교 | 0.03 (0.00) | 0.03 (0.005) | 0.07 (0.02) | 0.044* (0.02) |
| 참여봉사 | 0.00 (0.00) | 0.003 (0.001) | 0 (NA) | -0.003 (NA) |
| 가족친지교제 | 0.05 (0.01) | 0.05 (0.01) | 0.07 (0.02) | 0.026 (0.02) |
| 직장동료교제 | 0.14 (0.01) | 0.15 (0.01) | 0.10 (0.03) | -0.045 (0.03) |
| 친구교제 | 0.25 (0.01) | 0.29 (0.02) | 0.29 (0.04) | 0.001 (0.04) |
| 기타 | 0.06 (0.01) | 0.07 (0.01) | 0.05 (0.02) | -0.020 (0.02) |
| 표본 수 | | 2854 | 470 | |

주: 1) 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임. 괄호안은 표준오차임.

2) *은 5% 수준에서 차이가 유의함을 나타냄.

자료: 「한국노동패널」, 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

성가구의 재량시간이 남성가구에 비해 적고 가사 시간이 많다. 여성가구의 통근통학 시간이 남성가구에 비해 적지만(-0.03시간) 통계적으로 차이가 유의하지 않다.

〈표 5-2〉에서는 가구주의 활동시간을 가구의 취업자 수와 성별로 나누어 좀 더 상세히 보여준다. 취업자가 1인인 가구의 경우, 남성가구에 비해, 여성가구의 취업활동(-0.53시간), 통근통학(-0.10시간), 여가(-0.28시간)가 적은 반면, 가사(+1.08시간) 시간이 길다. 취업자 1인 가구에서 여성가구

〈표 5-2〉 가구주 성별 활동 시간

| | 홀벌이 가구 (취업자 1인 가구) | | | 맞벌이 가구 (취업자 2인 가구) | | |
|-------|-----------------------|------|---------------|-----------------------|------|---------------|
| | 남성 | 여성 | 차이 | 남성 | 여성 | 차이 |
| | (1) | (2) | (2)-(1) | (3) | (4) | (4)-(3) |
| 수면 | 7.19 | 7.22 | 0.03 (0.08) | 7.25 | 7.40 | 0.15 (0.16) |
| 개인관리 | 2.32 | 2.25 | -0.08 (0.05) | 2.39 | 2.18 | -0.21 (0.14) |
| 통근통학 | 1.24 | 1.14 | -0.10* (0.04) | 1.20 | 1.14 | -0.06 (0.07) |
| 취업활동 | 9.32 | 8.79 | -0.53* (0.14) | 9.42 | 8.10 | -1.32* (0.27) |
| 부업 | 0.00 | 0.00 | 0.00 (0.00) | 0.01 | 0.00 | -0.01 (NA) |
| 구직 | 0.00 | 0.00 | 0.00 (NA) | 0.00 | 0.00 | 0.00 (NA) |
| 자녀돌봄 | 0.23 | 0.06 | -0.17* (0.02) | 0.17 | 0.87 | 0.70* (0.17) |
| 자녀외돌봄 | 0.03 | 0.00 | -0.03* (0.01) | 0.02 | 0.02 | 0.01 (0.02) |
| 가사 | 0.21 | 1.29 | 1.08* (0.06) | 0.20 | 2.06 | 1.86* (0.19) |
| 학업개발 | 0.07 | 0.12 | 0.05 (0.04) | 0.06 | 0.02 | -0.05* (0.02) |
| 여가 | 2.91 | 2.63 | -0.28* (0.10) | 2.86 | 2.11 | -0.75* (0.19) |
| 종교 | 0.02 | 0.07 | 0.05* (0.02) | 0.02 | 0.00 | -0.02 (NA) |
| 참여봉사 | 0.00 | 0.00 | 0.00 (NA) | 0.01 | 0.00 | -0.01 (NA) |
| 친지교제 | 0.03 | 0.08 | 0.05* (0.03) | 0.05 | 0.00 | -0.05 (NA) |
| 동료교제 | 0.17 | 0.07 | -0.10* (0.03) | 0.15 | 0.02 | -0.13* (0.03) |
| 친구교제 | 0.21 | 0.19 | -0.02 (0.04) | 0.17 | 0.08 | -0.09 (0.09) |
| 기타 | 0.04 | 0.08 | 0.04 (0.03) | 0.03 | 0.00 | -0.03 (NA) |
| 표본수 | 1,664 | 404 | | 1,190 | 66 | |

주: 1) 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.

2) *은 5% 수준에서 차이가 유의함을 나타냄. 괄호 안은 표준오차임. NA는 표준오차 계산 불가.

자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

주는 근로시간과 통근통학 시간이 짧은 일자리에서 일하면서 가사부담을 더 많이 지고 있다.

이 표에서는 취업자가 2인인 경우, 즉 가구주와 배우자가 모두 취업활동을 하는 경우, 남성과 여성 가구주의 활동시간을 비교하여 보여준다. 취업자가 2인인 경우에도, 남성가구주와 비교하여, 여성가구주의 취업활동(-1.32시간) 시간이 적고, 여가(-0.75) 등 재량시간도 적다. 그리고 여성가구주의 가사 시간은, 남성가구주에 비해, 1.86시간 많다. 여성가구주의 취업활동 시간과 가사시간은 밀접한 대체관계에 있다. 가구주와 배우자가 모두 취업활동을 하는 경우, 남성과 여성 가구주의 통근통학 시간은 통계적으로 유의미한 차이가 없다. 취업자가 한 명인 가구에서는 여성가구주의 통근통학 시간이 상대적으로 짧았던 것과 대조된다.

〈표 5-3〉에서는 홀벌이와 맞벌이 가구의 활동시간을 비교하여 보여준다. 맞벌이 가구와 비교하여, 홀벌이 가구의 수면(-0.1시간), 개인관리(-0.1시간) 시간이 짧고, 대신 취업활동(+0.5시간), 가사(+0.1시간) 시간이 길다. 홀벌이 가구와 맞벌이 가구의 통근통학 시간은 통계적으로 차이가 없다. 홀벌이인가 맞벌이인가의 차이보다, 남성과 여성의 활동 시간 차이가 더 유의하다.

이 표에서는 자녀 유무에 따라 활동 시간의 차이를 비교하여 보여준다. 자녀가 있는 가구는, 자녀가 없는 가구에 비해, 여가(-0.59시간), 친구교제(-0.14시간), 종교(-0.03시간) 등 재량시간이 적다. 또한 가사(-0.13시간) 시간도 짧다. 자녀돌봄(+0.37시간)과 학업개발(+0.45시간)에 더 많은 시간을 보내기 때문이다. 자녀가 있는 가구의 통근통학 시간은 자녀가 없는 가구에 비해 0.08시간 길다. 약간의 차이이지만 자녀가 있으면 통근통학이 긴 일자리도 선택하고자 하는 것으로 해석된다.

이상의 기초통계로 보면, 여러 가지 가구의 특성에 따라 활동 시간에서 차이가 있다. 자녀 유무, 가구 취업자 수에 따라 활동 시간에서 차이가 나지만, 남성과 여성의 활동 시간에서 매우 다른 특성이 나타난다. 특히 취업자가 한 명인 가구에서 남성과 여성의 활동 차이가 두드러진다. 취업자 1인 가구에서 여성가구주는 근로시간과 통근통학 시간이 짧은 일자리에 일하면서 가사 부담을 더 많이 지고 있다는 특징이 발견된다.

〈표 5-3〉 가구주 특성별 활동 평균 시간

| | 자녀 없음 | 자녀 있음 | 차이 | 홀별이 | 맞벌이 | 차이 |
|-------|----------|----------|--------------|-------|------|---------------|
| | (1) | (2) | (2)-(1) | (3) | (4) | (4)-(3) |
| 수면 | 7.27 | 7.21 | -0.06 (0.04) | 7.21 | 7.21 | 0.09*(0.04) |
| 개인관리 | 2.35 | 2.35 | -0.00 (0.03) | 2.33 | 2.35 | 0.07*(0.03) |
| 통근통학 | 1.15 | 1.23 | 0.08*(0.02) | 1.19 | 1.23 | -0.02 (0.02) |
| 취업활동 | 8.47 | 8.46 | -0.01 (0.09) | 8.67 | 8.46 | -0.47*(0.09) |
| 부업 | 0.00 | 0.01 | 0.00 (0.00) | 0.003 | 0.01 | 0.005 (0.00) |
| 구직 | 0.01 | 0.00 | -0.01 (0.00) | 0.004 | 0.00 | 0.01 (0.00) |
| 자녀돌봄 | 0.00 | 0.37 | 0.37*(0.02) | 0.16 | 0.37 | -0.001 (0.02) |
| 자녀외돌봄 | 0.00 | 0.05 | 0.04*(0.01) | 0.03 | 0.05 | -0.01 (0.01) |
| 가사 | 0.40 | 0.28 | -0.13*(0.03) | 0.39 | 0.28 | -0.13*(0.03) |
| 학업개발 | 0.46 | 0.91 | 0.45*(0.06) | 0.48 | 0.91 | 0.43*(0.06) |
| 여가 | 3.22 | 2.63 | -0.59*(0.06) | 2.93 | 2.63 | 0.06 (0.06) |
| 종교 | 0.05 | 0.02 | -0.03*(0.01) | 0.04 | 0.02 | -0.02*(0.01) |
| 참여봉사 | 0.00 | 0.00 | 0.00 (0.00) | 0.000 | 0.00 | 0.01 (0.00) |
| 친지교제 | 0.05 | 0.05 | -0.00 (0.01) | 0.05 | 0.05 | 0.01 (0.01) |
| 동료교제 | 0.15 | 0.14 | -0.01 (0.02) | 0.15 | 0.14 | -0.02 (0.02) |
| 친구교제 | 0.35 | 0.21 | -0.14*(0.03) | 0.29 | 0.21 | -0.002 (0.03) |
| 기타 | 0.06 | 0.08 | 0.02 (0.02) | 0.08 | 0.08 | -0.02 (0.02) |
| 표본 수 | 1781 | 1562 | | 2068 | 1256 | |

주: 1) 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임. 괄호 안은 표준오차임.

2) *는 5% 수준에서 차이가 유의함을 나타냄.

자료: 노동패널 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

〈표 5-4〉에서는 활동 시간 간의 상관관계를 보여준다. 통근시간이 증가하면 수면, 여가, 가사 관련 시간(돌봄, 가사), 자기개발 시간이 감소한다. 통근 시간은 취업활동과 연결되어 있기 때문이다. 취업활동 시간이 길면 통근 시간도 긴 경향이 있다. 취업활동과 통근시간의 상관계수가 0.5 정도인 것은 가구 내 시간 배분과 관련이 있다. 가구 내에서 시간을 배분하기 때문에 일자리 관련 시간(취업, 통근시간)이 여가나 가사 관련 시간과 완전히 대체 관계인 것은 아니다.

〈표 5-4〉 활동 시간의 상관관계

| | 수면 | 통근 통학 | 취업 활동 | 자녀 돌봄 | 가사 | 여가 |
|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 수면 | | -0.26 | -0.30 | -0.00 | -0.02 | 0.08 |
| 개인관리 | -0.12 | -0.04 | -0.11 | -0.07 | -0.12 | 0.02 |
| 통근통학 | -0.26 | | 0.50 | -0.15 | -0.35 | -0.46 |
| 취업활동 | -0.30 | 0.50 | | -0.19 | -0.40 | -0.59 |
| 부업 | -0.01 | 0.03 | -0.01 | -0.01 | -0.00 | -0.02 |
| 구직 | 0.01 | -0.05 | -0.07 | -0.02 | -0.02 | 0.04 |
| 자녀돌봄 | -0.00 | -0.15 | -0.19 | | 0.19 | -0.13 |
| 자녀외돌봄 | 0.01 | -0.07 | -0.09 | -0.02 | 0.06 | -0.04 |
| 가사 | -0.02 | -0.35 | -0.40 | 0.19 | | 0.14 |
| 학업자기개발 | -0.11 | 0.09 | -0.27 | -0.07 | -0.18 | -0.16 |
| 여가 | 0.08 | -0.46 | -0.59 | -0.13 | 0.14 | |
| 종교 | -0.00 | -0.09 | -0.13 | -0.02 | 0.07 | -0.01 |
| 참여봉사 | -0.00 | -0.04 | -0.06 | -0.00 | 0.03 | 0.00 |
| 가족친지교제 | 0.03 | -0.09 | -0.16 | -0.00 | 0.03 | 0.00 |
| 직장동료교제 | -0.03 | 0.03 | 0.04 | -0.03 | -0.08 | -0.08 |
| 친구교제 | 0.04 | -0.13 | -0.23 | -0.06 | -0.03 | 0.02 |
| 기타 | 0.02 | -0.10 | -0.14 | -0.04 | -0.00 | -0.02 |

주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.

자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

제3절 소득분위별 활동 시간

이 절에서는 소득분위별로 활동시간을 살펴보고자 한다. 분위 구분은 균등화 가구소득을 기준으로 한다. 가구소득은 근로소득, 금융소득(배당, 이자), 부동산소득, 자본이득, 공적이전소득, 사적이전소득, 기타 소득을 합한 것이다.

〈표 5-5〉에서는 소득분위별 가구의 특성과 활동 시간을 보여준다. 가구소득 분위와 가구주 나이의 관계는 [그림 5-2]로 나타내었다. 가구소득과 가구

주 나이는 U자형 관계이다. 1분위와 10분위 가구의 가구주 연령이 48.5세로 높고, 5분위 가구의 가구주 연령이 44.3세로 가장 낮다.

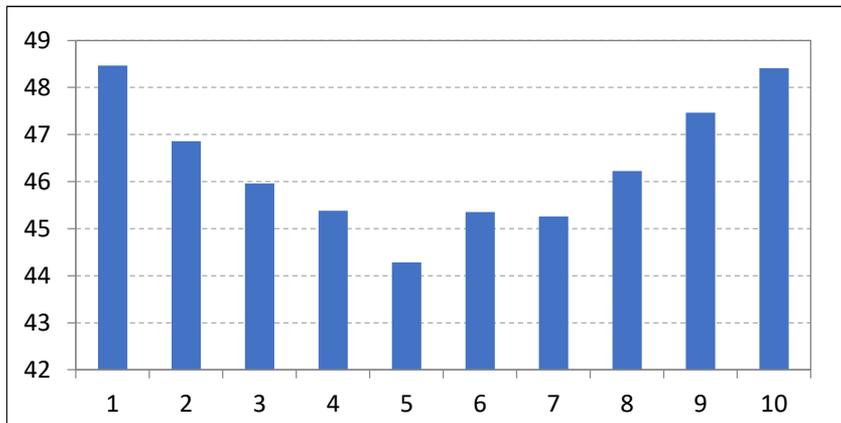
〈표 5-5〉 소득분위별 특성 및 활동 시간(시간/일)

| 분위 | 나이 | 가구 원수 | 여성 가구주 | 통근 시간 | 취업 활동 | 자녀 돌봄 | 가사 | 재량 시간 |
|----|------|-------|--------|-------|-------|-------|-----|-------|
| 1 | 48.5 | 2.9 | 0.282 | 1.1 | 8.3 | 0.1 | 0.6 | 13.9 |
| 2 | 46.9 | 3.3 | 0.204 | 1.1 | 8.6 | 0.3 | 0.4 | 13.6 |
| 3 | 46.0 | 2.9 | 0.149 | 1.2 | 8.8 | 0.2 | 0.4 | 13.4 |
| 4 | 45.4 | 3.2 | 0.129 | 1.2 | 9.0 | 0.2 | 0.4 | 13.2 |
| 5 | 44.3 | 3.1 | 0.127 | 1.2 | 8.9 | 0.2 | 0.4 | 13.3 |
| 6 | 45.4 | 3.2 | 0.105 | 1.3 | 8.7 | 0.2 | 0.3 | 13.5 |
| 7 | 45.3 | 3.2 | 0.113 | 1.2 | 8.9 | 0.1 | 0.3 | 13.5 |
| 8 | 46.2 | 3.1 | 0.119 | 1.3 | 8.7 | 0.2 | 0.3 | 13.4 |
| 9 | 47.5 | 3.3 | 0.100 | 1.3 | 8.4 | 0.2 | 0.2 | 13.8 |
| 10 | 48.4 | 3.2 | 0.092 | 1.3 | 8.6 | 0.2 | 0.3 | 13.6 |

주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.

자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

〔그림 5-2〕 가구소득 분위와 가구주 나이(세)



주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.

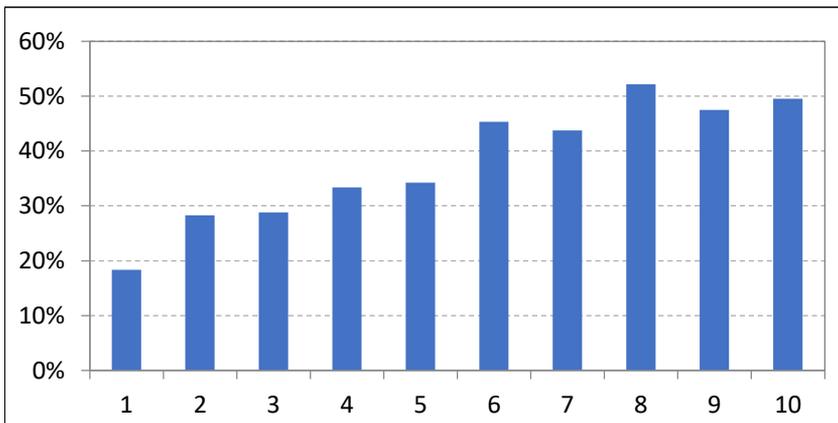
자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

[그림 5-3]에서는 가구소득 분위별 맞벌이 비중을 보여준다. 가구소득 분위가 높을수록 맞벌이 비중이 높다. 맞벌이의 비중은 소득 1분위에서 18.4%인데, 2분위에서는 28.3%로 높다. 소득 6분위 이상 가구에서 맞벌이의 비중은 44~52% 정도로 높다. 홀벌이에 비해 맞벌이 가구의 소득분위가 높은 것은 당연하다.

소득분위별로 가구의 특징을 정리하면 다음과 같다. 다른 분위 가구와 비교하여, 1분위 가구는 상대적으로 고령(평균 48.5세) 여성가구주가 많고(28.2%), 가사시간(0.6시간)이 약간 더 길다. 1분위 가구는 취업활동 시간이 적는데 재량시간(=24-(통근통학+취업활동+자녀돌봄+자녀외돌봄+가사))이 약간 길다.

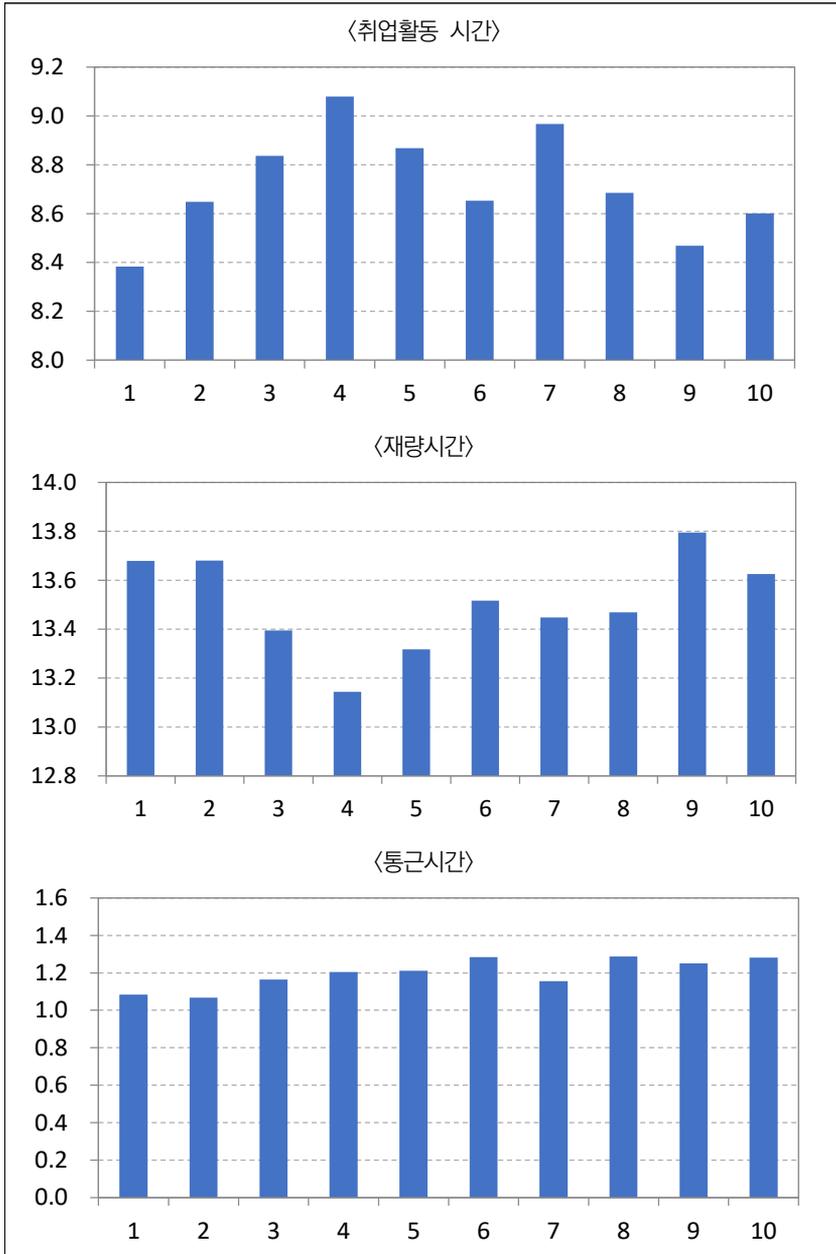
중간 분위(4~6분위) 가구는 상대적으로 가구주 나이가 적은 편이고, 여성가구주 비중은 중간 정도이다. 저소득 가구보다 중간소득 가구의 취업활동 시간이 길다. 취업활동 시간과는 반대로 중간소득 분위에서, 특히 4~5분위 가구의 재량시간이 적다. 소득 활동을 위해 여유시간이 적은, 소위 시간빈곤층은 소득 4~5분위에 위치한다.

[그림 5-3] 가구소득 분위와 맞벌이 비중



주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

[그림 5-4] 가구소득 분위별 취업활동, 재량, 통근시간(시간/일)



주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.

자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

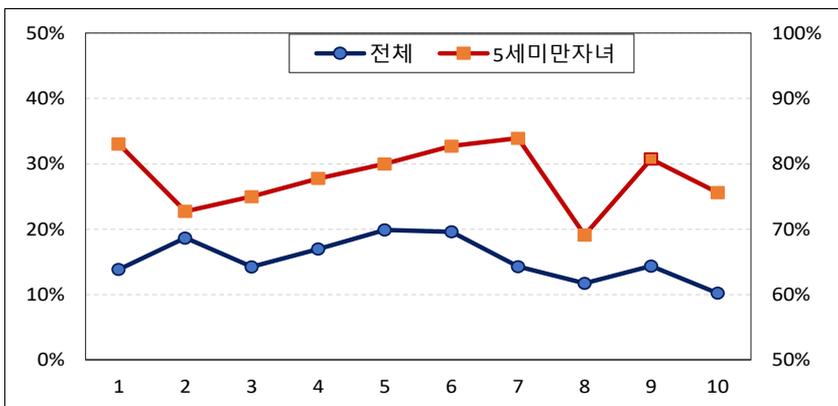
고소득 분위 가구는 가구주 나이가 많은 편이고 여성가구주의 비중이 낮다. 고소득 분위 가구는 소득이 높음에도 불구하고 취업활동 시간이 중간분위 가구보다 오히려 짧다(그림 5-4 참조). 시간당 소득이 높다는 의미이다. 고소득 분위 가구의 자녀돌봄 및 가사 시간은 다른 분위와 크게 차이가 나지 않는다. 고소득 분위 가구의 재량시간은 중간분위 가구보다 더 많다.

저소득 가구는 취업활동 시간이 짧아서 재량시간이 상대적으로 있는 반면 소득이 적다. 중간소득 가구는 어느 정도 소득이 있지만 취업활동 시간이 길어서 재량시간이 적다. 이에 따라, 전체 표본을 대상으로 단순 상관관계를 계산하면, 소득과 여유시간과의 상관관계가 낮게 나타난다.

소득이 높을수록 통근시간이 긴 경향이 있다. 1~2분위 가구의 통근시간은 1.1시간이고, 6분위 이상 가구의 통근시간은 약 1.3시간이다. 저소득 분위는 취업활동 시간도 짧고 통근시간도 짧다. 중간분위 가구는 취업활동 시간도 길고 통근시간도 길다. 하지만, 기초통계로만 보면, 통근시간의 소득별 차이는 10분 내외로 작은 편이다.

소득이 높을수록 돌봄서비스를 이용하는 비율이 높다는 외국 연구가 있다. 노동패널 자료로 소득분위별 돌봄서비스 이용 비율을 나타낸 것이 [그림 5-5]이다. 전체 표본을 대상으로 보면(파란색 원표시 그림), 돌봄서비스 이

[그림 5-5] 소득분위별 돌봄서비스 이용 비율



주: 전체 표본의 이용 비율을 좌축에, 5세 미만 자녀가 있는 가구의 이용 비율은 우축에 표시하였음.

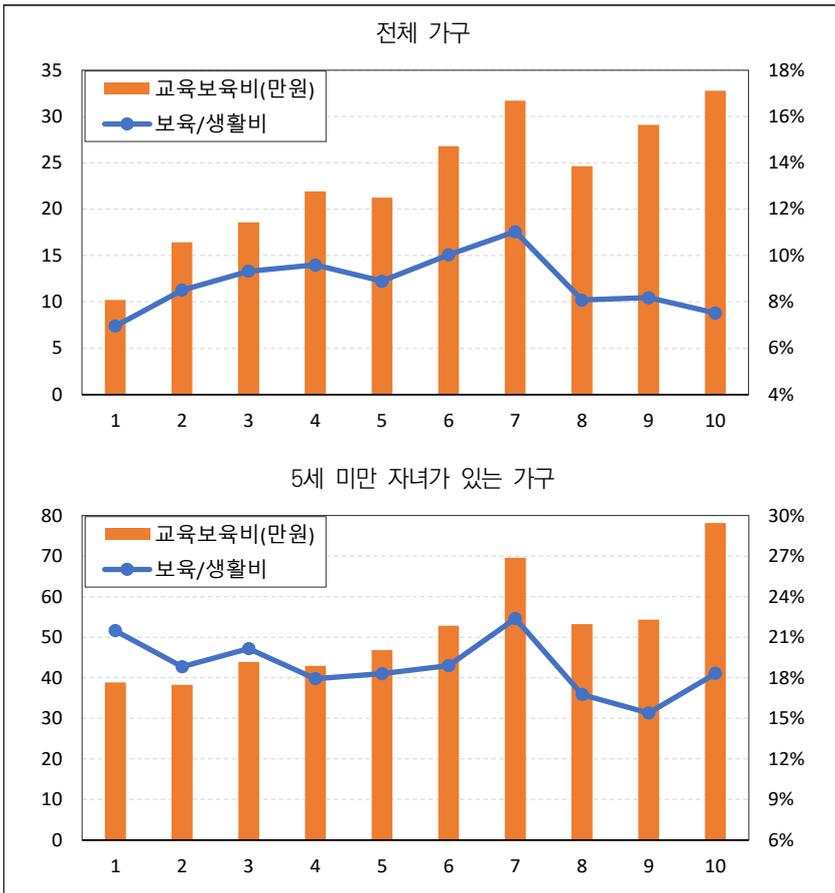
자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

용 비율은 5분위와 6분위에서 높고(19.9%, 19.6%), 소득이 높아질수록 이용 비율이 감소한다(10분위 10.2%). 5세 미만 자녀가 있는 가구로 한정을 하면 (주황색 네모 표시 그림), 돌봄서비스 이용 비율은 1분위(83.1%)에 비해 2분위(72.7%)가 낮다가, 소득이 높아질수록 이용 비율이 늘어나서 7분위에서는 83.9%에 이른다. 중간소득 분위 가구에서 돌봄서비스 비중이 높은 것은, 앞에서 보여준 바와 같이, 취업활동 시간이 길고 재량시간이 짧은 것과 상관 관계가 있는 것으로 보인다.

돌봄서비스 이용 비율뿐만 아니라 보육에 얼마나 많은 지출을 하고 있는 지도 가구의 시간 활동에 영향을 줄 수 있다. [그림 5-6]에서는 소득분위별로 교육보육비 금액(좌축)과 보육비가 생활비에서 차지하는 비중(우축)을 보여준다. 전체 표본을 대상으로 하는 경우, 가구 소득이 증가할수록 교육보육비 금액이 증가하고 7분위 가구와 10분위 가구에서 가장 많다. 보육비가 생활비에서 차지하는 비중은 소득과 역U자형 관계를 갖는다. 보육비가 생활비에서 차지하는 비중은 1분위 가구에서 7.0%이고, 7분위 가구에서 11.0%까지 증가하다가, 이후 소득이 증가하면서 비중이 감소하여 10분위 가구에서는 7.5%를 차지한다. 앞에서 7분위 가구를 비롯한 중간소득 가구에서 보육서비스 이용 비율이 높았는데, 보육비가 생활비에서 차지하는 비중도 높다. 중간소득 가구의 취업활동 시간이 길기 때문에 재량시간이 상대적으로 짧은 편이어서 보육서비스 이용과 투자를 많이 한다는 것으로 해석할 수 있다.

그림의 아래쪽에서는 5세 미만 자녀가 있는 가구를 대상으로 교육보육비 금액과 보육비가 생활비에서 차지하는 비중을 보여준다. 전체 가구에서와 마찬가지로, 소득이 늘어날수록 교육보육비가 증가하는 경향이 있고, 특히 7분위와 10분위에서 금액이 가장 많다. 보육비가 생활비에서 차지하는 비중도 7분위에서 가장 높다. 10분위 가구는 보육비를 많이 지출하지만, 소득이 높고 생활비의 절대 금액이 많기 때문에 보육비가 생활비에서 차지하는 비중은 낮다. 5세 미만 자녀가 있는 가구 가운데, 소득이 낮은 1분위 가구의 교육보육비 금액은 적은 편이지만 생활비에서 차지하는 비중은 21.5%로 높은 편이다. 어린 자녀가 있는 저소득 가구에서 보육비가 부담스러운 지출이라는 것을 의미한다.

[그림 5-6] 가구소득 분위별 교육보육비와 보육비의 비중



주: 평균 시간은 가구주와 배우자의 활동 시간을 평균한 것임.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 부가조사, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

제4절 소득과 시간의 상대적 빈곤

1. 상대적 빈곤의 두 가지 정의

이 절에서는 소득과 시간을 함께 고려하여 상대적 빈곤을 정의하고 상대

적 빈곤가구의 특징을 파악하고자 한다. 소득은 균등화 가구소득이고, 시간은 재량시간[= 24시간 - (통근통학+취업활동+자녀돌봄+자녀외돌봄+가사시간)]을 기준으로 한다.

본 연구에서는 상대적 빈곤을 두 가지로 정의한다. 첫째, 소득이 일정 분위 이하이고 동시에 재량시간도 일정 분위 이하인 가구를 상대적 빈곤가구로 정의한다(빈곤 1). 둘째, 소득과 재량시간의 결합분포를 구성하여 이 결합분포가 일정 분위 이하인 가구를 빈곤가구로 정의한다(빈곤 2).

빈곤1은 자명해서 별도로 설명할 필요가 없다. 빈곤 2의 기준을 설정하기 위해서는 결합분포를 구성하여야 한다. 본 연구에서는 이를 위해 코플라 모형을 사용한다.

2. 코플라 모형

소득과 재량시간의 결합분포를 이용하여 빈곤을 결정한다. 즉, 이분량 상대적 빈곤선을 설정하고자 한다. 소득과 시간은 비선형적 관계가 있을 수 있어서 결합분포를 살펴볼 필요가 있다.

가. 방법

코플라(copulas)는 한계분포들의 결합분포(joint distribution)이다. 여기서는 두 변수 y_1, y_2 가 있는 상황을 고려한다. 두 변수의 한계분포를 각각 F_1, F_2 라고 하고 두 변수의 결합분포를 $F_{1,2}$ 라고 할 때 이변량(bivariate) 코플라 C 는 다음과 같이 정의된다.

$$F_{1,2}(y_1, y_2) = C\{F_1(y_1), F_2(y_2)\} \text{ 인 } C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$$

다시 말해, 2변수 코플라 함수는 두 가지 변수의 한계분포가 주어졌을 때, 이들을 1차원 일양(uniform) 분포로 생성하는 함수이다.

두 변수의 단순상관 분석에서는 설명변수를 포함할 수 없지만, 코플라 분석에서는 설명변수를 포함할 수 있다. 따라서 설명변수가 결합분포에 미치

는 영향도 파악할 수 있다.

나. 추정

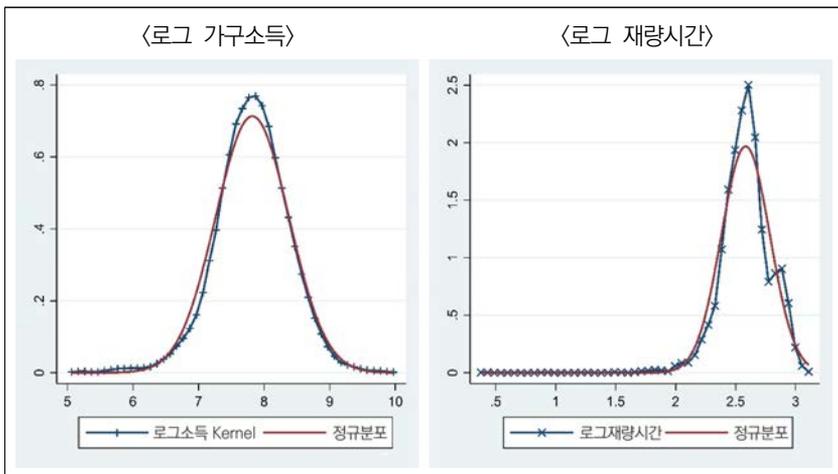
θ_1, θ_2 를 한계분포 F_1, F_2 의 모수라고 하고, θ_c 를 코플라 함수의 모수라고 하면 추정하고자 하는 모수벡터는 $\theta = (\theta'_1, \theta'_2, \theta'_c)$ 이다.

본 연구에서는 2단계 우도 극대화(maximum likelihood) 방법을 사용한다. 1단계에서 한계분포 F_1, F_2 의 모수값 θ_1, θ_2 를 추정하고, 이를 이용하여 2단계에서는 코플라 함수의 모수 θ_c 를 우도 극대화 방법으로 추정한다.

1) 1단계 추정

1단계에서는 소득과 재량시간의 분포를 각각 정하고 모수를 추정한다. [그림 5-7]에서 보는 바와 같이, 소득과 재량시간은 각각 로그정규분포에 매우 가깝다. 이에 따라 소득과 재량시간의 한계분포는 로그정규분포라고 설정한다. 설명변수를 포함할 때는, 소득과 재량시간의 로그값을 종속변수로 하고, 성, 나이 등을 설명변수로 하여 모수값을 추정한다. 동일한 코플라를

[그림 5-7] 로그 소득, 로그 재량시간의 분포



자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

(Y_1, Y_2) 과 $(\ln Y_1, \ln Y_2)$ 에 사용할 수 있다. 즉, 로그를 취하는 것이 코플라에 영향을 주지 않는다.

2) 2단계 코플라 모수 추정

2단계에서는 소득과 재량시간의 결합분포 함수, 즉 코플라 함수를 정하고 모수를 추정한다. 코플라 함수는 여러 가지인데(Trivedi and Zimmer, 2005 참조) 여기서는 Farlie-Gumbel-Morgenstern(FGM) 코플라 함수를 사용한 결과를 제시한다.

Clayton 코플라는 분포의 왼쪽 꼬리에서 강한 관련성을 나타내고 오른쪽 꼬리에서는 상대적으로 약한 관련성을 나타낸다. 이러한 특성 때문에 위험의 관련성을 연구하는 데 사용된다. 빈곤처럼 분포의 꼬리쪽에서의 관련성을 파악하고자 하는 목적과 부합하는 것처럼 보인다. 그런데 본 연구의 대상인 소득과 재량시간의 상관관계가 매우 낮아서, 사용한 결과 우도값이 더 작아 적절성이 낮았다.

FGM 코플라는 두 변수 사이의 관련성이 매우 낮을 때에만 유용하다. 이러한 특성 때문에 보통 다른 분석에서는 잘 사용하지 않는다. 그런데 본 연구에서 분석한 소득과 재량시간의 관련성은 매우 낮아서 오히려 FGM을 더 적절한 코플라 함수로 선택하였다.

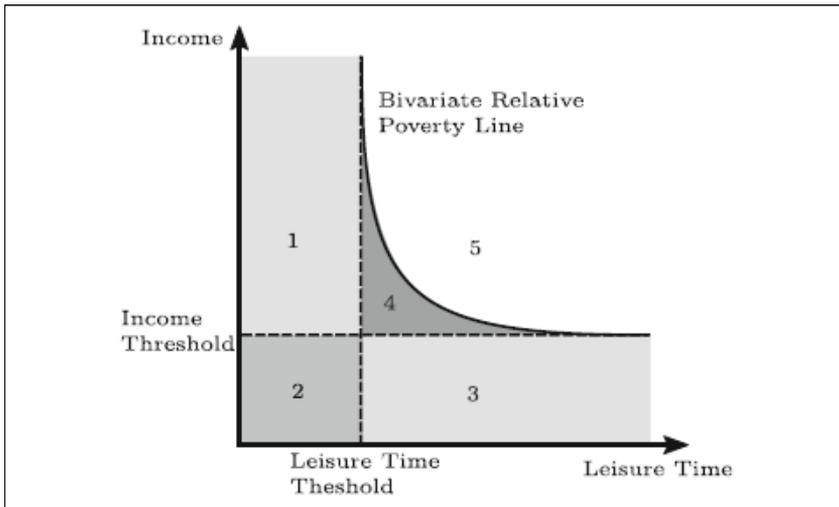
참고로, FGM 코플라 함수는 다음과 같다.

$$C(u, v) = uv\{1 + \theta_c(1-u)(1-v)\}, \quad -1 \leq \theta_c \leq 1$$

빈곤선은 소득분포의 15%, 재량시간 분포의 15%를 기준으로 한다. 결합 빈곤선은 코플라 함수로 생성된 결합분포의 15%이다. 빈곤선 기준에 따라 다섯 가지 집단이 구성된다.

- (1) 재량시간만 빈곤선 이하인 집단
- (2) 소득이 빈곤선 이하이고 재량시간도 빈곤선 이하인 집단
- (3) 소득만 빈곤선 이하인 집단
- (4) 결합분포 빈곤선 이하이면서 위 세 가지 집단에 속하지 않는 집단
- (5) 빈곤상태가 아닌 가구집단

[그림 5-8] 소득과 시간빈곤 기준에 따른 집단 구분



자료 : Dorn et al.(2023), Figure 1.

[그림 5-8]에서는 각 집단을 보여준다. 소득과 시간의 결합 방식에 따라 집단4의 크기와 모양이 결정된다. 두 변수의 비선형적 결합 관계가 높을수록 4 영역이 커진다.

다. 코플라 추정 결과 : 설명변수가 없을 때

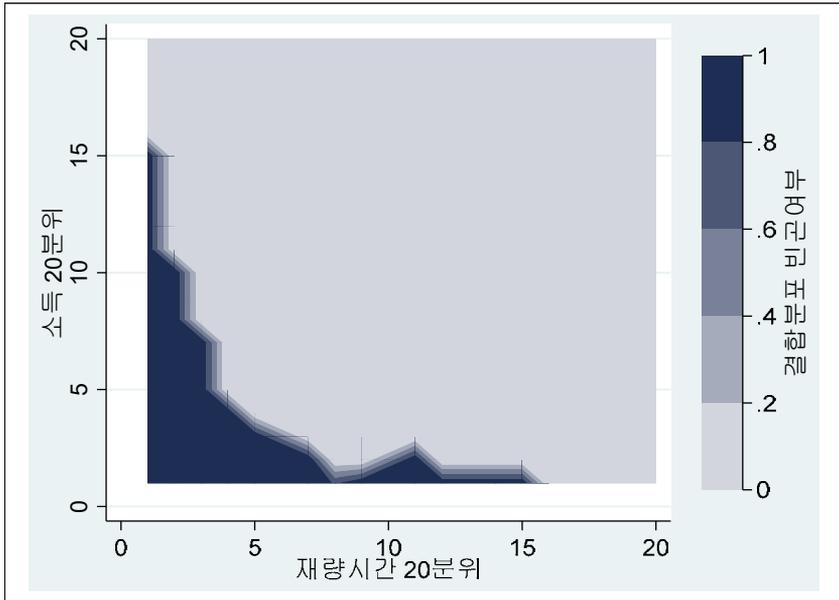
이 절 본문에서는 코플라 추정 시 설명변수를 포함하지 않았을 경우의 결과를 제시한다. 코플라 1단계 추정에서 설명변수를 포함하였을 때의 결과는 [부록]에서 제시하였다. 결과에서 질적인 차이는 없다.

소득과 재량시간의 결합 코플라 분포를 추정하고 결합분포의 15% 이하를 빈곤으로 설정하였을 경우 빈곤의 비중을 [그림 5-9]에서 보여준다. 그림에서 영역의 비중이 높을수록 빈곤 비중이 높은 것을 의미한다. [그림 5-8]의 집단 구분과 관련하여 빈곤율을 계산하여 <표 5-6>에 나타내었다.

결합분포에 의해 빈곤가구로 정의된 비율은, 소득과 시간 모두 빈곤선 이하인 집단(집단 2)에서 100%이고, 재량시간만 빈곤선 이하인 집단(집단 1)은 48.0%이며, 소득만 빈곤선 이하인 집단(집단 3)은 39.8%이다. 소득과 시간

각각의 기준으로는 빈곤이 아니지만 결합분포에 의해 빈곤으로 정의된 집단(집단4)는 전체 집단의 0.48%를 차지한다. 소득과 재량시간의 비선형적 결합 정도가 낮아서 집단4의 비중이 높지 않다.

[그림 5-9] 소득과 재량시간 분위별 결합분포 빈곤 비중



주: 영역이 짙을수록 빈곤 비중이 높은 것을 의미함.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료, 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구.

<표 5-6> 빈곤선을 기준으로 하는 집단의 구성: 설명변수가 없을 때

| 집단 설명 | 명칭 | 빈도 | 비중(%) | 결합분포에 의한 빈곤율 (%) |
|------------------|------|-------|-------|------------------|
| 재량시간만 빈곤선 이하 | 집단 1 | 477 | 14.35 | 48.0 |
| 소득과 시간 모두 빈곤선 이하 | 집단 2 | 92 | 2.77 | 100 |
| 소득만 빈곤선 이하 | 집단 3 | 407 | 12.24 | 39.8 |
| 결합분포가 빈곤선 이하 | 집단 4 | 16 | 0.48 | 100 |
| 빈곤상태가 아닌 가구 | 집단 5 | 2,332 | 70.16 | 0 |
| 합 계 | | 3,324 | 100 | 15.0 |

주: 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

결합분포에 의한 빈곤집단은 전체적으로 보면 마치 소득과 시간의 효용 함수처럼 보인다. 하나의 기준으로만 빈곤인 집단(집단 1과 집단 3)의 일부만 결합분포의 빈곤에 속하고, 결합분포에 의해 새롭게 빈곤으로 정의된 집단(집단 4)이 있어서, 결합분포에 의한 빈곤선은 오목한 곡선의 형태를 가진다. 소득과 재량시간이 완전히 대체관계에 있다면 결합분포의 빈곤선은 직선에 가까울 것이고, 소득과 재량시간이 완전히 보완관계에 있다면 결합분포의 빈곤선은 L자 모형에 가까울 것이다. 자료에서 추정한 결과에서는 결합분포에 의해 새롭게 정의된 빈곤집단의 비중이 낮아서, 소득과 재량시간의 결합분포 빈곤선은 L자 모형에 가깝다. 이 결과는, 소득과 재량시간의 비선형적 결합 정도가 낮다는 것을 의미하기도 하고, 한편으로, 소득과 재량시간이 상당히 보완관계에 있다는 것을 의미하기도 한다.

집단별 특성을 <표 5-7>에서 보여준다. 소득과 재량시간이 모두 빈곤선 이하인 집단(집단 2)은 상대적으로 가구주의 나이가 많고 (48.7세), 가구원 수가 적다. 특히 집단 2는 다른 집단에 비해 가구주의 여성 비율이 33.7%로 매우 높고, 맞벌이 비중도 16.3%로 낮은 편이다. 결합분포에 의해 새로 빈곤 가구로 정의된 집단(집단 4)은 상대적으로 가구주의 나이가 적고 (41.8세), 가구원 수가 많다 (3.2명). 집단 4는 특히 맞벌이의 비중이 6.3%로 다른 집단에 비해 매우 낮다. 비교적 나이가 적은 홀벌이 가구주가 상대적으로 집단 4에 많이 포함되어 있다.

<표 5-7> 집단별 기초 통계량 : 설명변수가 없을 때

| 집단 | 빈곤상태 | 가구주 나이 (세) | 가구원 수 (명) | 가구주 여성비율 | 맞벌이 비중 |
|----|------|------------|-------------|--------------|--------------|
| 1 | 재량시간 | 43.6 | 3.15 | 0.178 | 0.394 |
| 2 | 모두 | 48.7 | 3.00 | 0.337 | 0.163 |
| 3 | 소득 | 48.4 | 2.92 | 0.265 | 0.211 |
| 4 | 결합빈곤 | 41.8 | 3.19 | 0.250 | 0.063 |
| 5 | 기타 | 46.4 | 3.16 | 0.104 | 0.414 |

주: 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

〈표 5-8〉 빈곤상태별 기초 통계량 : 설명변수가 없을 때

| | 가구주 나이 (세) | 가구원 수 (명) | 가구주 여성비율 | 맞벌이 비중 |
|---------|---------------|--------------|--------------|--------------|
| 빈곤 1 기준 | | | | |
| 빈곤 아님 | 46.7 | 3.12 | 0.135 | 0.375 |
| 빈곤가구 | 43.6 | 3.15 | 0.178 | 0.394 |
| 빈곤 2 기준 | | | | |
| 빈곤 아님 | 46.4 | 3.15 | 0.121 | 0.403 |
| 빈곤가구 | 45.9 | 3.00 | 0.255 | 0.236 |

주: 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.

자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

빈곤상태별 가구의 특성을 비교한 것을 〈표 5-8〉에서 보여준다. 소득과 재량시간 모두 빈곤선 이하인 가구를 빈곤으로 정의하였을 경우(빈곤 1), 빈곤가구는 여성가구주의 비율이 높다(17.8% vs 13.5%). 가구원 수와 맞벌이 비중은 빈곤 여부에 따라 통계적으로 유의미하게 차이가 나지 않는다.

결합분포를 기준으로 빈곤선을 정하였을 때 빈곤가구는, 비빈곤가구에 비해, 여성 비율이 높고(25.5% vs 12.1%) 맞벌이 비중이 낮다 (23.6% vs 40.3%). 빈곤 1을 기준으로 하였을 때보다 결합분포를 기준으로 하였을 때 빈곤 여부에 따라 가구주 여성 비율과 맞벌이 비중이 차이가 크게 난다. 여성가구주가 외벌이인 가구가 소득-재량시간 결합분포를 기준으로 하였을 때 빈곤가구가 될 가능성이 매우 높다.

라. 빈곤과 시간 활동

빈곤상태별로 시간 활동을 비교하여 〈표 5-9〉에서 보여준다. 비빈곤가구에 비해, 빈곤가구는 취업활동 시간이 길다. (빈곤 1 기준 +3.38시간, 결합빈곤 기준 +2.70시간), 빈곤 1을 기준으로 하면, 빈곤가구의 통근통학 시간이 0.2시간 길다. 취업활동 시간이 길면서도 빈곤하다는 것은 보수가 낮은 일 자리에 취업하고 있음을 의미한다. 통근통학 시간이 긴 것은 주거지에 가까운 편잡은 일자리를 찾기 어렵다는 것을 의미한다. 직장에서 가까운 주거지를 선택할 만큼 충분한 소득이 없다는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 5-9〉 빈곤상태별 시간활동 비교 : 설명변수가 없을 때

| | 빈곤 1 기준 소득빈곤이고 재량시간빈곤 | | | 빈곤 2 기준 결합분포 기준 빈곤 | | |
|------|--------------------------|-----------|---------------|-----------------------|-----------|---------------|
| | 비빈곤 (1) | 빈곤 (2) | 차이 (2)-(1) | 비빈곤 (3) | 빈곤 (4) | 차이 (4)-(3) |
| 수면 | 7.36 | 6.52 | -0.84* | 7.33 | 6.75 | -0.58* |
| 개인관리 | 2.41 | 1.91 | -0.50* | 2.39 | 2.01 | -0.38* |
| 통근통학 | 1.17 | 1.37 | 0.20* | 1.19 | 1.23 | 0.04 |
| 취업활동 | 8.23 | 11.61 | 3.38* | 8.31 | 11.02 | 2.70* |
| 자녀돌봄 | 0.15 | 0.50 | 0.35* | 0.16 | 0.40 | 0.23* |
| 가사 | 0.33 | 0.51 | 0.19* | 0.30 | 0.64 | 0.34* |
| 여가 | 3.17 | 1.43 | -1.74* | 3.14 | 1.69 | -1.46* |
| 재량시간 | 14.10 | 9.95 | -4.16* | 14.01 | 10.65 | -3.36* |

주: 1) 가구주 25~64세. 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.

2) *은 차이가 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

빈곤가구는 취업활동과 통근통학 시간이 더 길데도 자녀돌봄과 가사시간은 비빈곤가구에 비해 길다. 빈곤가구에 홀벌이 여성가구주가 많기 때문이다. 홀벌이 여성가구주는 취업활동과 통근통학에 많은 시간을 보내면서도 자녀돌봄과 가사까지 맡아서 해야 하는 경우가 많다.

빈곤가구는 취업활동과 통근통학 시간에 많은 시간을 보내고, 자녀돌봄과 가사시간도 길기 때문에, 나머지 시간을 줄여야 한다. 그 결과, 빈곤가구의 수면, 개인관리, 여가시간은 비빈곤가구에 비해 짧다. 빈곤가구의 재량시간은 비빈곤가구에 비해 하루 평균 3.2시간에서 4.2시간이나 짧다.

마. 통근시간이 결합빈곤에 미치는 영향

통근시간이 빈곤에 미치는 영향을 살펴보기 위해 빈곤 여부를 종속변수로 하여 프로빗(Probit) 모형을 추정하였다. 빈곤1(소득빈곤이면서 시간빈곤)을 종속변수로 하였을 때 추정 결과를 〈표 5-10〉 둘째 열에 제시하였다. 추정 결과, 남성보다는 가구주가 여성일 경우 빈곤일 가능성이 높다. 그리고

5세 이하 자녀가 있으면 빈곤 가능성이 높다. 수도권에 살고, 통근시간이 길면 빈곤일 가능성이 높다. 결과를 종합하면, 어린 자녀가 있고, 취업활동을 하면서 통근시간이 긴, 여성가구주는 빈곤일 가능성이 매우 높다.

빈곤 2(결합분포 기준)를 종속변수로 하였을 경우 (셋째 열), 가구주가 여성이고 5세 이하 자녀가 있으면 빈곤일 가능성이 높다. 다만, 빈곤 1이 종속변수일 때와는 달리, 결합분포를 기준으로 빈곤을 설정하면, 통근시간이나 수도권 주거 여부는 빈곤 가능성에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는다.

빈곤 집단을 다른 기준으로 설정하여 보았다. [그림 5-8]의 집단 1과 집단 4를 합하여 빈곤가구로 정의하고 이를 빈곤 3이라고 하였다. 그림에서 집단 2나, 집단 3처럼 소득과 시간 가운데 하나만 빈곤인 가구는 제외하고, 빈곤 1 집단에 결합분포에 의해 빈곤가구로 추가로 포함된 집단을 포함한 것이다. 빈곤 3을 종속변수로 하여 프로빗 추정을 한 결과 (넷째 열), 빈곤 1을 종속변수로 하였을 경우의 결과와 비슷하게, 가구주가 여성인 경우, 5세 자녀가 있는 경우, 수도권에 거주하는 경우, 통근시간이 긴 경우 빈곤가구가 될 가능성이 높아진다.

빈곤 기준에 따라 설명변수의 영향이 다소 다르다. 빈곤 2에는 시간이나 소득 가운데 하나만 빈곤인 집단(집단 2와 집단 3)이 포함된다. 시간이나 소득 중 하나만 빈곤인 집단은 둘 다 빈곤인 집단과 다소 다른 특성을 가지고 있어서 추정 결과에서도 차이가 난다. 반면, 결합분포에 의해서 빈곤으로 추가된 집단(집단 4)은 집단 1과 특성 차이가 적다. 집단 4의 비중이 상대적으로 작아서 영향이 적기도 하다.

추정 결과를 요약하면, 5세 이상 자녀가 있고 취업활동을 하는 가구주 여성은 소득과 시간을 함께 고려했을 때 빈곤상태일 가능성이 매우 높다. 그리고, 취업활동을 하면서 통근시간이 길수록 빈곤가구일 가능성이 증가한다.

소득과 시간에서 모두 빈곤기준선 이하인 가구를 빈곤가구로 정의하는 것은 당연하다. 본 연구의 결과에 따르면, 소득과 시간 가운데 하나의 기준으로만 빈곤인 집단(집단 2와 집단 3)은 두 기준으로 모두 빈곤인 집단(집단 1)과 다소 특성이 다를 수 있다. 오히려, 소득 기준으로도 빈곤이 아니고 시

간 기준으로도 빈곤이 아니지만 결합분포를 구성하면 소득과 시간의 비선형 때문에 빈곤선 이하인 집단 (본 연구의 집단 4)을 빈곤가구로 설정하는 것이 정책 판단이나 대상 선정에서 의미가 있을 수 있다.

〈표 5-10〉 빈곤에 미치는 영향 프로빗 추정 결과

| 종속변수 | 빈곤 1 (소득빈곤이고 재량시간빈곤) | 빈곤 2 (결합분포 기준 빈곤) | 빈곤 3 (집단1+집단4) |
|----------|----------------------------|-------------------------|-------------------|
| 나이 | -0.008* (0.004) | 0.012* (0.004) | -0.011* (0.004) |
| 가구원 수 | -0.080* (0.040) | -0.022 (0.037) | -0.060 (0.040) |
| 가구주 여성=1 | 0.221* (0.094) | 0.453* (0.085) | 0.250* (0.093) |
| 통근시간 | 0.139* (0.044) | -0.016 (0.046) | 0.129* (0.043) |
| 5세자녀유=1 | 0.216* (0.049) | 0.222* (0.051) | 0.201* (0.049) |
| 주택소유=1 | -0.001 (0.068) | -0.354* (0.068) | -0.018 (0.067) |
| 수도권=1 | 0.209* (0.071) | 0.103 (0.074) | 0.183* (0.071) |
| 맞벌이=1 | 0.114 (0.070) | -0.371* (0.073) | 0.078 (0.070) |

주: 1) 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 2) *은 5% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안은 표준오차임.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

〈표 5-11〉 빈곤에 미치는 영향 프로빗 추정 한계효과

| 종속변수 | 빈곤 1 (소득빈곤이고 재량시간빈곤) | 빈곤 2 (결합분포 기준 빈곤) | 빈곤 3 (집단1+집단4) |
|----------|----------------------------|-------------------------|-------------------|
| 나이 | -0.002* (0.001) | 0.002* (0.001) | -0.002* (0.001) |
| 가구원 수 | -0.016* (0.008) | -0.004 (0.008) | -0.013* (0.008) |
| 가구주 여성=1 | 0.045* (0.019) | 0.092* (0.017) | 0.052* (0.019) |
| 통근시간 | 0.028* (0.009) | -0.003 (0.009) | 0.027* (0.009) |
| 5세자녀유=1 | 0.044* (0.010) | 0.045* (0.010) | 0.042* (0.010) |
| 주택소유=1 | 0.0003 (0.014) | -0.072* (0.014) | -0.004 (0.014) |
| 수도권=1 | 0.043* (0.014) | 0.021 (0.015) | 0.038* (0.015) |
| 맞벌이=1 | 0.023 (0.014) | -0.075* (0.015) | 0.016 (0.015) |

주: 1) 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 2) *은 5% 수준에서 유의함을 나타냄. 괄호안은 표준오차임.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

제5절 소 결

본 연구에서는 2014년 「한국노동패널」 부가조사와 본조사를 결합한 자료를 이용하여, 소득과 시간을 모두 고려한 이분량 빈곤선을 구축하고 통근시간이 소득-시간 빈곤에 미치는 영향을 파악하고자 하였다. 이분량 빈곤선을 구축할 때 코플라 함수를 이용하여 소득과 재량시간의 결합분포를 형성하고 결합분포가 15% 이하인 가구를 빈곤이라고 정의하였다.

분석 결과, 소득과 재량시간 각각의 기준으로는 빈곤이 아니지만 결합분포에 의해 빈곤으로 정의된 가구는 전체의 0.48%를 차지한다. 결합분포에 의해 새롭게 정의된 빈곤집단의 비중이 낮아서, 소득과 재량시간의 결합분포 빈곤선은 1차 모형에 가깝다. 이 결과는, 소득과 재량시간의 비선형적 결합 정도가 낮다는 것을 의미하기도 하고, 한편으로, 소득과 재량시간이 상당히 보완관계에 있다는 것을 의미하기도 한다.

결합분포를 기준으로 빈곤선을 정하였을 때 빈곤가구는, 비빈곤가구에 비해, 여성 비율이 높고(25.5% vs 12.1%) 맞벌이 비중이 낮다(23.6% vs 40.3%). 여성가구주가 외벌이인 가구가 소득-재량시간 결합분포를 기준으로 하였을 때 빈곤가구가 될 가능성이 매우 높다.

통근시간이 빈곤에 미치는 영향을 살펴보기 위해 빈곤 여부를 종속변수로 하여 프로빗 모형을 추정하였다. 추정 결과, 5세 이상 자녀가 있고 취업활동을 하는 가구주 여성은 소득과 시간을 함께 고려했을 때 빈곤상태일 가능성이 매우 높다. 그리고 취업활동을 하면서 통근시간이 길수록 빈곤가구일 가능성이 증가한다.

본 연구의 결과에 따르면, 소득과 시간 가운데 하나의 기준으로만 빈곤인 집단(집단 2와 집단 3)은 두 기준으로 모두 빈곤인 집단(집단 1)과 다소 특성이 다르다. 오히려, 소득 기준으로도 빈곤이 아니고 시간 기준으로도 빈곤이 아니지만 결합분포를 구성하면 소득과 시간의 비선형 때문에 빈곤선 이하인 집단(본 연구의 집단 4)이 빈곤집단의 특성을 더 강하게 가지고 있다.

따라서, 소득과 시간이 비선형적으로 연관되어 있을 수 있다는 점을 고려

하여 빈곤가구를 설정하는 것이 정책 판단에 도움이 될 수 있다. 예를 들어, 중위소득 50% 이하처럼 소득 기준 하나만으로 빈곤가구 여부를 판단하면, 본 연구의 집단 4처럼 소득빈곤은 아니지만 다른 특성과 결합하면 빈곤가구의 특성을 가진 집단이 정책 대상에서 제외될 수 있다. 이러한 점을 고려하면, 정책 대상을 선정할 때 소득기준을 완화하면서 가구의 다른 특성(예: 여성 홀별이 가구, 5세 미만 자녀가 있는지 여부)을 적절하게 선정기준에 포함하면 정책의 사각지대를 줄일 수 있다.

본 연구의 결과에서는 소득과 시간을 모두 고려했을 때 통근시간이 길수록 빈곤가구가 될 가능성이 높아진다는 것을 보여주었다. 특히 어린 자녀가 있으면서 취업활동을 하는 여성가구주 가구가 소득과 시간 결합 빈곤상태에 놓일 가능성이 높다. 어린 자녀가 있는 여성취업자는 일자리를 선택할 때 근로조건(소득, 근로시간)과 더불어 통근시간, 자녀보육, 가사시간 등을 종합적으로 고려한다. 직장어린이집이나 공동보육시설처럼 일자리에서 이용 가능한 보육시설이 확충된다면 근로조건이 좋은 일자리를 선택하는데도 도움이 될 수 있다. 나아가 시간빈곤성을 완화하기 위해서는 재택근무, 재량근무 등 다양한 근무형태를 선택할 수 있도록 제도가 마련되어야 한다.

[부록] 코플라 추정에서 설명변수가 있을 때 결과

부록에서는 1단계 추정에서 설명변수(나이, 성)가 포함되었을 때의 분석 결과를 보여준다. 설명변수가 없을 때와 마찬가지로, 결합분포 기준 (빈곤 2) 빈곤가구는, 가구주 여성비율이 높고, 맞벌이 비중이 낮다. 홀벌이 여성 가구주가 결합 빈곤이 가능성이 더 높다. 빈곤1 기준으로 보아도 상황은 비슷한데, 빈곤 2 기준일 때 가구 특성 차이가 더 크게 나타난다.

〈부표 5-1〉 빈곤선을 기준으로 하는 집단의 구성 : 설명변수가 있을 때

| | 빈 도 | 비중 (%) |
|------------------|-------|--------|
| 재량시간만 빈곤선 이하 | 419 | 12.61 |
| 소득과 시간 모두 빈곤선 이하 | 85 | 2.56 |
| 소득만 빈곤선 이하 | 414 | 12.45 |
| 결합분포가 빈곤선 이하 | 11 | 0.33 |
| 빈곤상태가 아닌 가구 | 2,395 | 72.05 |
| 합 계 | 3,324 | 100 |

주 : 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 자료 : 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

〈부표 5-2〉 집단별 기초 통계량 : 설명변수가 있을 때

| 집단 | 빈곤상태 | 가구주 나이 (세) | 가구원 수 (명) | 가구주 여성 비율 | 맞벌이 비중 |
|----|------|------------|-----------|-----------|--------|
| 1 | 재량시간 | 46.4 | 3.21 | 0.167 | 0.415 |
| 2 | 모두 | 51.1 | 3.12 | 0.141 | 0.188 |
| 3 | 소득 | 47.9 | 3.09 | 0.164 | 0.249 |
| 4 | 결합빈곤 | 49.0 | 2.91 | 0.273 | 0.273 |
| 5 | 기타 | 45.8 | 3.12 | 0.132 | 0.401 |

주 : 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본수는 3,324.
 자료 : 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

〈부표 5-3〉 빈곤상태별 기초통계량 : 설명변수가 있을 때

| | 가구주 나이 (세) | 가구원 수 (명) | 가구주 여성 비율 | 맞벌이 비중 |
|--------|---------------|--------------|--------------|--------|
| 빈곤1 기준 | . | . | . | . |
| 빈곤 아님 | 46.3 | 3.11 | 0.138 | 0.372 |
| 빈곤가구 | 46.4 | 3.21 | 0.167 | 0.415 |
| 빈곤2 기준 | . | . | . | . |
| 빈곤 아님 | 45.9 | 3.14 | 0.137 | 0.404 |
| 빈곤가구 | 48.4 | 3.04 | 0.166 | 0.228 |

주: 가구주 25~64세, 취업자가 있는 가구, 표본 수는 3,324.
 자료: 「한국노동패널」 2014년 자료로부터 저자 추정.

제 6 장 결 론

본 연구에서는 통근시간이 노동시간에 미치는 영향을 여러 측면에서 분석하였다. 먼저, 제2장에서는 통근시간의 결정요인에 관한 분석을 통해 기혼이거나 어린 자녀가 있는 경우 여성의 통근시간이 유의하게 짧아지는 것을 확인하였으며, 남성과 여성 모두 임금이 높을수록 통근시간이 길어지는 경향이 발견되지만 여성의 경우에 이러한 상관관계가 더욱 크게 나타나는 것을 확인하였다. 이는 상대적으로 여성의 경우 높은 수준의 임금보다 짧은 노동시간과 유연한 작업 스케줄, 짧은 통근거리 등의 비금전적 요소를 선호하므로 장거리 통근을 감내할 만큼의 임금수준이 남성에 비해 높다는 것을 의미한다. 이처럼 다양한 인구사회학적 특성 중에서도 특히 성별에 따른 통근시간의 차이가 크다는 점, 연령별 평균 통근시간의 성별격차와 연령별 임금의 성별격차가 유사한 패턴으로 나타나는 점에 착안하여 통근시간이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 성별 임금격차의 일정 부분을 통근시간의 차이가 설명하고 있음을 확인하였다.

다음으로 제3장에서는 통근시간이 근로자의 삶의 질에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 통근시간이 여가시간과 수면시간, 삶의 만족도 등 삶의 질 지표에 부정적인 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 특히, 90분 이상 장거리 통근자에게 있어 통근시간이 삶의 질을 낮추는 중요한 요인임을 발견하였으며, 여성이 남성에 비해 통근시간 증가로 인한 삶의 질에 있어서의 부정적 효과가 더욱 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

제4장에서는 코로나19 대유행이 11세 이하 자녀를 둔 취업자의 통근 여부와 통근시간에 미친 영향을 「인구주택총조사」 자료를 이용하여 분석하였으며, 그 결과 코로나19는 여성의 통근 확률과 통근시간을 감소시켰지만 남성에 대한 영향은 없었던 것으로 나타났다. 한편, 자녀의 조부모가 존재할 때는 여성의 통근 확률과 통근시간이 모두 증가한 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 코로나19 대유행으로 교육 및 보육 시설 운영이 중단되어 자녀돌봄의 부담이 커지는 상황에서 여성이 재택근무를 선택하여 일과 자녀돌봄을 동시에 책임지는 상황이 남성에 비해 많았음을 시사한다.

마지막으로 제5장에서는 소득과 시간을 모두 고려한 이분량 빈곤선을 구축하고 통근시간이 소득-시간 빈곤에 미치는 영향을 분석하였다. 코플라 함수를 이용하여 소득과 재량시간의 결합분포를 형성하고 결합분포가 15% 이하인 가구를 빈곤으로 정의한 결과, 소득과 재량시간이 상당한 보완관계에 있음을 발견하였다. 또한, 통근시간이 빈곤에 미치는 영향을 살펴본 결과, 5세 이상 자녀가 있고 노동시장에 참여하는 가구주 여성은 소득과 시간을 함께 고려했을 때 빈곤상태일 가능성이 매우 높고 경제활동을 하면서 통근시간이 길수록 빈곤가구일 가능성이 증가하는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 여성가구주의 경우 자녀양육의 시간부족 상황에서도 생계를 위해 통근시간이 긴 것을 감수하는 것으로 볼 수 있다.

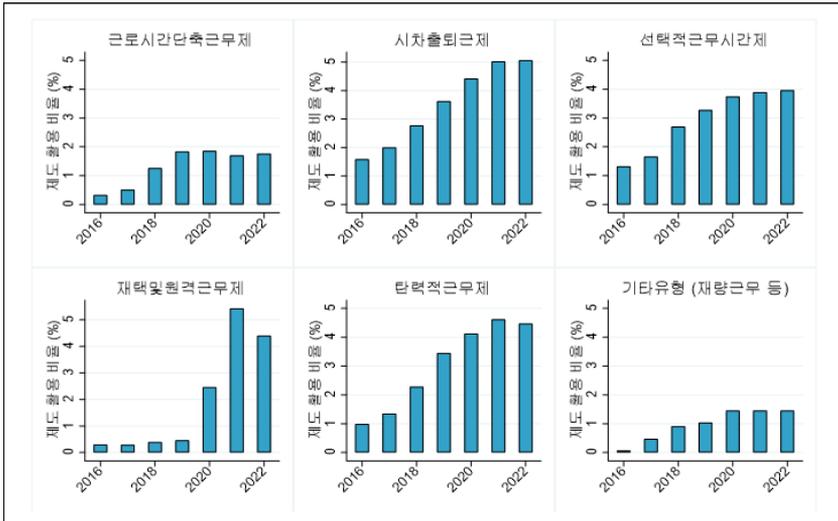
이상의 연구 내용을 바탕으로 통근시간으로 인한 노동시장의 부정적 영향을 줄이기 위한 방안을 아래와 같이 제안하고자 한다.

성별 임금격차 완화와 장거리 통근으로 인한 삶의 질 저하를 개선하기 위해서는 재택근로 등의 유연한 근무방식을 확대하기 위한 정부와 기업의 노력이 필요할 것으로 보인다. 코로나19와 같은 사회경제적 위기 시 여성에게 일과 육아의 부담이 가중되는 상황이 더욱 심화되었던 것을 볼 때 부모가 함께 자녀돌봄을 책임지는 인식 강화와 함께 일-가정 양립이 가능한 근무방식의 보편화가 이루어져야 한다. 시간빈곤성을 완화하기 위해서도 재택근무와 재량근무 등 다양한 근무형태를 선택할 수 있도록 제도가 마련되어야 할 것으로 보인다. 혼잡한 통행시간을 피할 수 있게 함으로써 통근에 따르는 피로감을 줄여줄 수 있는 시차출퇴근제를 확대하는 것도 도움이 될 것이다. 이러한 정부와 기업의 노력은 여성들로 하여금 일자리를 구할 수 있는

지리적 제약을 완화함으로써 여성 경제활동 참여를 증가시키고 기업에는 우수한 여성인력을 유치하는 데 도움이 될 것이다. 우리나라에서 유연근무제 도입은 1997년 「근로기준법」 개정으로 유연근무제 도입 근거가 마련된 이후 2010년 스마트워크 활성화 추진전략을 추진하는 등 정책적 노력이 있었으나, 고착화된 장시간, 경직된 고용 문화와 오래 일하고 일을 최우선으로 생각하는 이상적인 근로자 문화 속에서 유연근무제의 확산에는 한계가 있었다. 하지만 코로나19로 인해 전 세계적으로 원격근무(telework)가 크게 확산되었고 우리나라에서도 재택 및 원격근무제 활용률이 급격히 증가하는 등 노동시장에서 일하는 방식의 변화에 관해 큰 기대를 불러일으킨 바 있다. 재택근무의 생산성과 업무집중도에 있어서의 영향도 현장근무와 비교하여 큰 차이가 없음이 다양한 연구에서 확인되었으며, 재택근로를 경험한 근로자들에게서는 계속 활용에 대한 희망도 높은 것으로 조사된 바 있다. 하지만 이러한 노동시장에서의 평가와 근로자들의 수요에도 불구하고 코로나19 팬데믹 종식이 선언됨과 동시에 많은 기업에서 재택근로를 중단하는 움직임이 나타나고 있다. 보다 장기적인 관점에서 통근시간을 감소시키고 생산성을 높일 수 있는 방식으로 일하는 방식 전환에 대한 고민이 필요한 시점이라 생각된다. 다만, 유연근무제 시행에 있어 대·중소기업 간, 정규직·비정규직 사이의 격차가 존재함을 고려할 때 이러한 격차를 최소화할 수 있는 다양한 지원 방안을 함께 모색할 필요가 있을 것이다.

한 조사에 따르면, 국민이 희망하는 최대 출근시간은 약 40분으로 나타났다(한국교통연구원, 2013). 국토부에서는 제2차 국가기간교통망계획에서 2030년 통근시간 목표를 30분으로 단축하겠다는 계획을 발표하기도 하였다. 하지만 그간 정부에서 국민들의 통근시간을 줄이기 위해 다양한 인프라 투자를 지속해 왔음에도 실제 통근시간의 감소로 이어지지 못하고 있음을 감안할 때 교통환경 인프라 개선도 중요하지만, 도시공간구조 차원에서 직주근접성을 높이기 위한 노력이 필요할 것으로 보인다. 복합적인 토지이용이나 압축도시(컴팩트시티) 이론 등이 해외 선진국에서 구현되고 있는 것도 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 프랑스와 호주의 경우 도보·자전거로 15~20분 이내 거리에서 일, 생활, 여가 등 모든 활동을 수행할 수 있게 하는 ‘15분 도시’ 계획이 구현되고 있으며, 그 외에도 미국, 캐나다, 영국, 중국

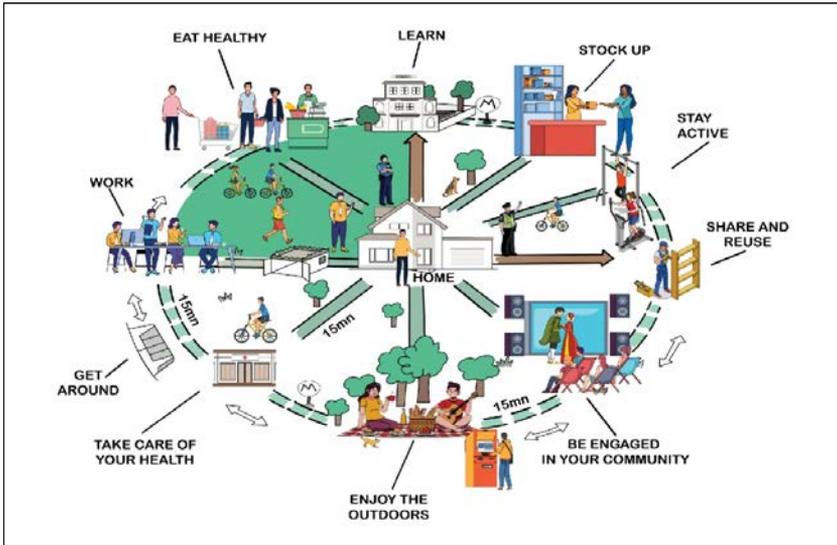
[그림 6-1] 유연근무제 유형별 활용률 추이



자료: 「경제활동인구조사 고용형태별 부가조사」, 2016~2022, 저자 작성.

등 여러 국가와 도시에서 이러한 도시 구조 변화가 시도되고 있다. 최근 우리나라에서도 이러한 계획을 논의하는 지자체가 존재하지만 대부분 토지이용이나 인프라 변화에만 초점을 두고 있는 상황이다. 현실적으로 이러한 도시 공간 구조의 재편을 위해서는 막대한 재원이 필요하고 토지수용 등 정부 개입의 과정에서 주민의 저항이 뒤따를 수밖에 없다. 민간기업의 이전 등이 현실적으로 어려움을 감안할 때 보다 현실성 있는 대안으로 거주지에서 일 정 생활 반경 안에 원격근무와 육아를 연계하는 공유오피스를 활성화하는 방안을 생각해 볼 수 있을 것이다. 유럽의 경우 민간 스타트업 주도로 코워킹 오피스(coworking spaces with children)를 공공 보육시설과 협업계약을 통해 제공하는 사례를 쉽게 찾아볼 수 있다. 이처럼 육아를 연계한 도심 거점 공유오피스의 활성화는 일·생활균형을 증진하고 통근시간을 줄여 업무의 효율성과 유연성을 높이는 데 도움이 될 것이다. 또한, 각종 조사결과에서 밀레니얼·Z세대의 경우 직업 선택의 우선순위로 일·생활 균형과 일하는 시간 및 공간에 대한 자율성을 선호하는 특징을 제시하고 있는데(Deloitte, 2018; Frost and Sullivan, 2019), 원격근무는 노동시장의 주력 인구로 등장한 이들 세대의 동기부여에도 긍정적인 영향을 미칠 것으로 생각된다.

[그림 6-2] 15분 도시 개념도



자료 : Buro Happold, "15 minute cities", <https://www.burohappold.com/articles/15-minute-cities/>.

아울러 여성의 직장 선택에서 집과 아이와의 거리가 가까운 곳을 선택하는 경향이 노동시장에서의 젠더 불평등을 야기하는 원인으로 작용한다는 점에서 여성으로 하여금 일과 가사 및 돌봄노동의 이중부담을 지지 않게 하려는 사회적 보호 장치 마련이 요구된다. 이를 위해서는 직접적으로 통근시간을 줄이는 것은 아니지만 장거리 통근으로 인한 일·생활 균형 저하와 자녀돌봄에 대한 부담으로 일자리 선택 환경에 제약이 가해지는 유자녀 여성들의 현실적 어려움을 감안하여 돌봄의 공공성 및 질적 수준을 강화하고 직장어린이집 설치를 확대하려는 노력이 필요하다. 직장어린이집이나 공동보육시설처럼 일자리에서 이용 가능한 보육시설이 확충된다면 여성들이 통근시간이 긴 대신 근로조건이 좋은 일자리를 선택하는 데 도움이 될 것이다.

우리나라는 노동시간과 통근시간 모두 OECD 국가들 중 최고 수준에 있다. 장거리 통근이 삶의 질에 미치는 부정적 영향을 본 연구에서 확인하였으며, 장시간 노동이 삶의 질에 미치는 부정적 영향은 많은 연구에서 확인된 바 있다. 따라서 장시간 통근과 장시간 노동이 결합될 경우 삶의 질에 있어서의 부정적 영향들이 더욱 증폭될 가능성을 배제할 수 없기에 장시간 통근

자들이 겪는 어려움을 덜어주기 위한 고민과 함께 장시간 노동을 해소하기 위한 노력이 병행되어야 할 것이라 생각된다.

본 연구를 통해 통근시간이 노동시장의 불평등과 삶의 질에 이르기까지 다양한 측면에서 사회적인 영향력이 있음을 확인하였다. 따라서 통근시간에 대한 꾸준한 관심과 연구를 통해 이러한 문제들에 대한 해결 방안을 찾기 위한 노력이 이어질 필요가 있다. 본 연구의 한계와 후속연구를 위한 제언을 다음과 같이 제시하고자 한다.

본 연구에서는 통근시간과 관련한 다양한 요인들을 분석에 포함하고자 하였으나, 자료의 제약으로 통근시간 못지않게 중요한 요인인 통근수단에 대한 고려가 이루어지지 못한 한계가 있다. 통근수단은 통근으로 인한 피로도와 스트레스에 영향을 주는 중요한 요인이라는 점에서 향후 연구에서는 통근시간뿐 아니라 통근수단을 고려한 분석이 필요할 것으로 생각된다. 또한, 통근시간 결정요인 분석에서 언급하였던 선택편의 문제와 관련하여 통근시간에 관한 정보를 담고 있는 패널조사 자료가 있다면 고정효과 모형 등 패널 분석을 통해 보다 신뢰할 만한 추정 결과를 도출할 수 있을 것으로 사료된다. 다른 국가들에서 우리나라에 비해 통근시간 연구가 비교적 활발하게 이루어지는 것도 통근시간에 관한 종단자료가 구축되어 있기 때문이다. 따라서 통근시간과 개인 및 가구, 일자리 특성에 관한 구체적인 정보를 담고 있는 패널 형태의 조사를 통한 데이터 구축이 이루어지고 이를 통해 통근에 초점을 둔 추가적인 심층연구가 이루어지기를 희망한다. 이는 개인의 통근에 대한 시간사용뿐 아니라 보다 실효성 있는 도시계획 및 노동시장정책 마련을 위한 논의에도 중요한 참고자료가 될 것이다.

참고문헌

- 고영근·안태현(2022), 「코로나 경제위기와 여성 고용」, 『노동경제논집』 45(1), pp.33~87.
- 고은주·전승봉(2017), 「경기도민의 통근시간과 삶의 질 : 생활시간 및 소득과의 관계를 중심으로」, 『GRI 연구논총』 19(3), pp.25~49.
- 권기현·전명진(2014), 「생활시간 데이터를 활용한 수도권 맞벌이 가구의 성별 생활시간 및 이동수단 차이 분석」, 『지역연구』 30(3), pp.109~129.
- 김수한·안리라(2018), 「여성관리자의 시간제약과 직장 내 사회자본」, 『한국사회학』 52(1), pp.39~75.
- 김영란·배호중·선보영·성경·류연규(2021), 『코로나19 이후 돌봄 정책 연구』, 한국여성정책연구원.
- 김지연(2021), 「코로나19 고용충격의 특이성 : 여성 고용을 중심으로」, 『정책연구시리즈』 2021-10, 한국개발연구원.
- 노혜진(2019), 「시간빈곤과 이중빈곤의 실태와 영향요인 : 다양한 시간빈곤 개념 적용」, 『사회복지정책』 46(4), pp.65~90.
- 박진희(2011), 「여성 구직자의 잠재적 통근시간에 대한 태도와 취업 가능성」, 『여성연구』, pp.117~141.
- 배호중·양은모(2023), 「통근이 직장만족도 및 이직의향에 미치는 영향 : 대졸 신규입직자를 중심으로」, 『직업능력개발연구』 26(1), pp.73~111.
- 서미숙(2016), 「성별에 따른 통근시간 결정요인에 관한 연구 : 한국생활시간 조사(Korean Time use Survey)를 중심으로」, 『여성연구논총』 18, pp.5~36.
- 손용비·장재민(2018), 「통근자의 가구 및 교통 특성과 이사의향에 관한 탐색적 연구 : 수원시민을 대상으로」, 『부동산연구』 28(2), pp.35~47.
- 양준석·이상현(2014), 「왜 여성의 통근시간은 짧은가? 성별 통근시간 차이에 관한 연구」, 『여성경제연구』 11(1), pp.161~184.

- 오유라 · 송운기 · 김성훈(2022), 「코로나19 시기 기혼 근로 여성의 가사노동 시간 변화 영향 요인 분석」, 『사회과학연구논총』 38(2), pp.187~214.
- 이경희 · 김근주(2018), 『시간 빈곤에 관한 연구』, 한국노동연구원 보고서.
- 전명진 · 안현주(2016), 「수도권 통근자의 주거비용과 통근비용의 상쇄관계에 대한 실증분석」, 『한국지역개발학회지』 28(2), pp.25~40.
- 조선미(2022), 「팬데믹 이후 여성 근로자의 일·생활 변화」, 『성인지통계시스템 분석리포트』 22(6), 한국여성정책연구원.
- 진은애 · 진장익(2017), 「행복과 통근역설 : 통근시간의 증가가 경기도민의 행복지수를 감소시키는가?」, 『GRI 연구논총』 19(3), pp.117~134.
- 진장익 · 진은애 · 김단야(2017), 「서울시 직장인들의 통근시간과 행복」, 『국토계획』 52(2), pp.99~116.
- 최석현 · 이병호(2017), 「노동시장 공간의 이중구조화와 불평등 : 수도권 거주 임금근로자 통근실태 분석을 중심으로」, 『한국사회학』 51(2), pp.63~94.
- 최성웅(2020), 「재택근무가 가능한 일자리의 특성과 분포 : 물리적 근로환경을 중심으로」, 『한국경제지리학회지』 23(3), pp.276~291.
- 최철환 · 배호중(2021), 「맞벌이 부부의 출·퇴근시간 결정요인 분석」, 『여성연구』 111(4), pp.97~138.
- 한국노동연구원 동향분석실(2020), 「2020년 노동시장 평가 및 2021년 전망」, 『노동리뷰』 2020년 12월호, 한국노동연구원, pp.41~75.
- 한국교통연구원(2013), 「수도권 통근시간 1시간인 직장인 통근행복상실 월 94만원」, 보도자료, 2013. 9. 11.
- Antonopoulos, R., V. Esquivel and T. Masterson(2017), “Time and income poverty in the city of Buenos Aires,” in R. Connelly and E. Kongar (eds), *Gender and time use in a global context*, Palgrave Macmillan, US, New York, pp.161~192.
- Badgett, L. and N. Folbre(1999), “Assigning care : gender norms and economic outcomes,” *International Labour Review* 138(3), pp.311~326.

- Baum, C. F.(2006), *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, Stata Press.
- Black, D. A., N. Kolesnikova, and L. J. Taylor(2014), “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, pp.59~71.
- Borjas, G. J. (2014), 『노동경제학』 제6판, 송헌재 · 강창희 · 박철성 옮김, 시그마프레스.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K.(2010), *Microeconometrics Using Stata*, Revised Edition, Stata Press.
- Clark, Ben et al.(2020), “How commuting affects subjective wellbeing.” *Transportation* 47, pp.2777~2805.
- Cooke, T. J. and S. L. Ross(1999), “Sample selection bias in models of commuting time,” *Urban Studies* 36(9), pp.1597~1611.
- Costa Dias, Monica, Robert Joyce and Francesca Parodi(2018), “Wage progression and the gender wage gap : the causal impact of hours of work,” Institute for Fiscal Studies (IFS), Briefing Note no. BN223 (<https://www.ifs.org.uk/publications/10358>).
- Crane, R.(2007), “Is there a quiet revolution in women’s travel? Revisiting the gender gap in commuting.” *Journal of the American planning association* 73(3), pp.298~316.
- Dickerson, Andy, Arne Risa Hole, and Luke A. Munford(2014), “The relationship between well-being and commuting revisited : Does the choice of methodology matter?,” *Regional Science and Urban Economics* 49, pp.321~329.
- Dingel, J. I. and Neiman, B.(2020), “How Many Jobs Can be Done at Home?,” *Jouranal of Public Economics* 189, 104235.
- Dorn, F., R. Radice, G. Marra, and T. Kneib(2023), “Bivariate Relative Poverty Line for Leisure Time and Income Poverty : Detecting Intersectional Differences Using Distributional Copulas,” *Review of*

- Income and Wealth*, <https://doi.org/10.1111/roiw.12635>.
- Edwards, Jeffrey R., and Nancy P. Rothbard(2000), "Mechanisms linking work and family : Clarifying the relationship between work and family constructs," *Academy of management review* 25(1), pp.178~199.
- Fanning Madden, Janice(1981), "Why women work closer to home," *Urban studies* 18(2), pp.181~194.
- Farré, Lidia, Jordi Jofre-Monseny, and Juan Torrecillas(2023), "Commuting time and the gender gap in labor market participation," *Journal of Economic Geography* 23(4), pp.847~870.
- Garcia-Gomez, C., A. Perez and M. Prieto-Alaiz(2021), "Copula-based analysis of multivariate dependence patterns between dimensions of poverty in Europe," *Review of Income and Wealth* 67(1), pp.165~195.
- Ghosh, J.(2016), "Time poverty and the poverty of economics," *METU Studies in Development* 43(1), pp.1~19.
- Gimenez-Nadal, J. Ignacio, and Jose Alberto Molina(2014), "Commuting time and labour supply in the Netherlands a time use study," *Journal of Transport Economics and Policy*(JTEP) 48(3), pp.409~426.
- Goerke, Laszlo, and Olga Lorenz(2017), "Commuting and sickness absence."
- Goldin, Claudia(2014), "A grand gender convergence : Its last chapter," *American economic review* 104(4), pp.1091~1119.
- Gottholmseder, Georg, et al.(2009), "Stress perception and commuting," *Health economics* 18(5), pp.559~576.
- Groot, Stefan, Henri LF De Groot, and Paolo Veneri(2012), "The educational bias in commuting patterns : micro-evidence for the Netherlands."
- Hansson, Erik, et al.(2011), "Relationship between commuting and health outcomes in a cross-sectional population survey in southern

- Sweden.” *BMC public health* 11, pp.1~14.
- Hohberg, M., Donat, F., Marra, G., and Kneib, T.(2020), “Beyond Unidimensional Poverty Analysis using Distributional Copula Models for Mixed Ordered-Continuous Outcomes,” arXiv, Working paper.
- Humphreys, David K., Anna Goodman, and David Ogilvie(2013), “Associations between active commuting and physical and mental wellbeing,” *Preventive medicine* 57(2), pp.135~139.
- Johnston-Anumonwo, Ibipo(1992), “The influence of household type on gender differences in work trip distance,” *The Professional Geographer* 44(2), pp.161~169.
- Jung, Jaehyuk, et al.(2023), “Association between commuting time and subjective well-being in relation to regional differences in Korea,” *Journal of Korean medical science* 38(15).
- Kirby, Dustin K., and J. P. LeSage(2009), “Changes in commuting to work times over the 1990 to 2000 period,” *Regional Science and Urban Economics* 39(4), pp.460~471.
- Kleven, Henrik, Camille Landais, and Jakob Egholt Sogaard(2019), “Children and gender inequality : Evidence from Denmark,” *American Economic Journal : Applied Economics* 11(4), pp.181~209.
- Koslowsky, Meni, Asher Aizer, and Moshe Krausz(1996), “Stressor and personal variables in the commuting experience,” *International Journal of Manpower* 17(3), pp.4~14.
- Kwon, Kihyun, and Gulsah Akar(2022), “Have the gender differences in commuting been shrinking or persistent? Evidence from two-earner households in the US,” *International Journal of Sustainable Transportation* 16(12), pp.1121~1130.
- Lorenz, Olga(2018), “Does commuting matter to subjective well-being?,” *Journal of transport geography* 66, pp.180~199.
- Ma, Liang, and Runing Ye(2019), “Does daily commuting behavior matter

- to employee productivity?," *Journal of Transport Geography* 76, pp.130~141.
- Marcén, Miriam, and Marina Morales(2021), "Culture and the cross-country differences in the gender commuting gap," *Journal of Transport Geography* 96, p.103184.
- Marianne, Bertrand(2011), "New perspectives on gender," *Handbook of labor economics* 4, Elsevier, pp.1543~1590.
- Martín-Barroso, David, et al.(2022), "Are workers' commutes sensitive to changes in the labour market situation?," *Journal of Transport Geography* 101, p.103352.
- Mas, Alexandre, and Amanda Pallais(2017), "Valuing alternative work arrangements," *American Economic Review* 107(12), pp.3722~3759.
- McQuaid, Ronald, W. and Tao Chen(2012), "Commuting times - The role of gender, children and part-time work," *Research in Transportation Economics* 34, pp.66~73.
- Merz, J. and T. Rathjen(2014), "Time and income poverty : an interdependent multidimensional poverty approach with german time use diary data," *Review of Income and Wealth* 60(3), pp.450~479.
- Mulalic, Ismir, Jos N. Van Ommeren, and Ninette Pilegaard(2014), "Wages and commuting : Quasi-natural experiments' evidence from firms that relocate," *The Economic Journal* 124(579), pp.1086~1105.
- Nafilyan, V.(2009), "Gender differences in commute time and pay : A study into the gender gap for pay and commuting time, using data from the Annual Survey of Hours and Earnings," *Office for National Statistics*, United Kingdom.
- Paunio, Tiina, et al.(2009), "Longitudinal study on poor sleep and life dissatisfaction in a nationwide cohort of twins," *American Journal of Epidemiology* 169(2), pp.206~213.
- Roberts, J., R. Hodgson, and P. Dolan(2011), "'It's driving her mad" :

- Gender differences in the effects of commuting on psychological health," *Journal of health economics* 30(5), pp.1064~1076.
- Roberts, Jennifer, and Karl Taylor(2017), "Intra-household commuting choices and local labour markets," *Oxford Economic Papers* 69(3), pp.734~757.
- Sánchez, M. Isabel Olmo, and Elvira Maeso González(2016), "Gender differences in commuting behavior : Women's greater sensitivity," *Transportation research procedia* 18, pp.66~72.
- Sandow, Erika(2008), "Commuting behaviour in sparsely populated areas : evidence from northern Sweden," *Journal of transport geography* 16(1), pp.14~27.
- Schwanen, Tim, Martin Dijst, and Frans M. Dieleman(2002), "A microlevel analysis of residential context and travel time," *Environment and Planning A* 34(8), pp.1487~1507.
- Stutzer, A., and B. S. Frey(2008), "Stress that doesn't pay : The commuting paradox," *Scandinavian Journal of Economics* 110(2), pp.339~366.
- Trivedi, P., and D. Zimmer(2005), "Copula Modelling : An Introduction for Practitioners," *Foundations and Trends in Econometrics* 1(1), pp.1~111.
- Turner, T., and D. Niemeier(1997), "Travel to work and household responsibility : new evidence," *Transportation* 24, pp.397~419.
- Van den Berg, Gerard J., and Cees Gorter(1997), "Job search and commuting time," *Journal of Business & Economic Statistics* 15(2), pp.269~281.
- Van Ommeren, Jos N., and Eva Gutiérrez-i-Puigarnau(2011), "Are workers with a long commute less productive? An empirical analysis of absenteeism," *Regional Science and Urban Economics* 41(1), pp.1~8.
- Van Ommeren, Jos N., and J. Willemijn van der Straaten(2008), "The effect of search imperfections on commuting behaviour : Evidence from employed and self-employed workers," *Regional Science and Urban*

Economics 38(2), pp.127~147.

Van Ophem, H.(1991), "Wages, nonwage job characteristics and the search behavior of employees," *The Review of Economics and Statistics*, pp.145~151.

Vickery, C.(1977), "The time-poor : a new look at poverty," *Journal of Human Resources* 12(1), pp.27~48.

White, M. J.(1986), "Sex differences in urban commuting patterns," *The American economic review* 76(2), pp.368~372.

Wiswall, M. and B. Zafar(2018), "Preference for the workplace, investment in human capital, and gender," *The Quarterly Journal of Economics* 133(1), pp.457~507.

◆ 執筆陣

- 손연정(한국노동연구원 연구위원)
- 강동우(한국노동연구원 연구위원)
- 홍민기(한국노동연구원 선임연구위원)

통근시간의 변화와 노동시장 영향

- | | |
|------------|---|
| ▪ 발행연월일 | 2023년 12월 26일 인쇄 2023년 12월 29일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 허 재 준 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원 310147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동 ☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조 판 · 인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제13-155호 |

© 한국노동연구원 2023 정가 7,000원

ISBN 979-11-260-0708-0

KLI
한국노동연구원

한국노동연구원

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



ISBN 979-11-260-0708-0