creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

Disclaimer

dCollection

경제학박사 학위논문

노동시장 취약계층의 노동공급에 대한 연구

2022년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

박 지 혜

노동시장 취약계층의 노동공급에 대한 연구

지도교수 이 정 민

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함
2021년 10월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
박 지 혜

박지혜의 경제학박사 학위논문을 인준함
2021년 12월

위 원 장 김 대 일

부위원장 이 정 민

위 원 이 철 희

위 원 홍 석 철

위 원 강 창 희

국문초록

본 논문은 노동시장 취약계층의 노동공급에 대한 연구이다.

제 1장에서는 인구집단별 경기변동 민감도를 연구하여 경기변동 측면에서 노동시장 취약계층의 노동공급을 살펴보았다. 한국의 2008~2020년에 노동시장에서 나타난 인구집단별 상대적 경기변동 민감도를 지역별고용조사 자료를 이용해 실증분석하였다. 공식 실업률 지표가 경기 변동성을 과소추정할 수 있다는 문제점을 지적하고 고용보조지표를 추가적으로 분석함으로써 실업률 변동성의 해석 문제를 보완하였다.

연구 결과는 다음과 같다. 실업률 지표로 분석한 경기변동 민감도가 높은 인구집단은 남성, 중간 학력자, 30대 미만 청년층이었다. 고용보조지표로 분석하여 근로자들의 경제활동성의 차이를 고려한 결과 경기변동 민감도가 높은 인구집단은 여성, 저학력자, 저·고연령층으로, 이들 중 상당수가 경기 침체기에 노동시장에서 밀려나 일을 하고 있지 못하는 노동력으로 있고, 경기 회복 시 비경제활동-취업 간 노동이동을 통해 일자리를 회복하고 있음을 알 수 있었다. 본 연구는 이러한 이질적인 영향의 배경을 인구집단별 산업·직종 분리 현상으로 설명하였다. 농,임,어업, 숙박음식업, 보건업, 기타서비스업, 가구내 고용 등의 산업에 종사할수록 잠재경제활동인구로 존재하는 경제활동성이 더 크게 나타남을 확인하였다. 이들이 노동 이동을 함에 있어서 실업급여와 같은 사회적 완충(buffer)기능이 충분히 역할을 하고 있지 못한다는 함의를 도출하였다.

제 2장에서는 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 분석하여 복지제도의 영향 측면에서 취약계층의 노동공급을 살펴보았다. 2000년 10월 시행된 기초생활보장제도는 어려운 사람에게 필요한 급여를 실시해 이들의 최저생활을 보장하고 자활을 돕고자 실시하는 제도이다(국민기초생활보장법 제1조). 2015년 7월에는 맞춤형 급여로 개편되며 취약계층에 대한 보호를 확대하였다. 기초생활보장제도와 노동공급 간의 인과관계 추정은 내생성 문제로 인해 쉽지 않다. 본 연구는 기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 분석함에 있어 2015년 7월 맞춤형 급여 개편의 영향이 '최저생계비 이상 중위소득 50% 이하' 가구에 집중된 자연실험인 점을 도구변수로 활용해 복지패널 자료로 실증분석하였다.

연구 결과는 다음과 같다. 도구변수 모형 분석 결과 기초생활수급을 하게 될 때 가구주가 노동공급을 할 확률이 53.9%p 낮아지는 것으로 나타났다. 가구주 학력이 낮고 배우자가 없는 등 상대적으로 취약한 계층일수록 기초생활수급이 가구주의 노동공급에 미치는 부정적 영향이 더 크게 나타났다. 도구변수가 추정하는 것이 local average treatment effect(LATE)라는 점을 고려할 때, 수급과 탈락의 문턱(threshold)에 있었던 특정 소득수준의 사람들에게 나타난 노동 의욕 저하 효과가 더 컸음을 시사한다.

제 3장에서는 국민기초생활보장제도 수급기간이 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 복지제도 수급의 장기 현상 측면에서 취약계층의 노동공급을 살펴보았다. 복지패널 자료를 이용해 기초생활보장제도 도입 시점부터의 연속 수급기간을 파악하였다. 방법론적 측면에서는 관찰되지 않은 이질성을 통제하고자 개인 고정효과 모형을 활용하였다.

연구 결과 기초생활보장제도 수급기간과 소득이 있는 정규 노동공급 간에 음(-)의 상관관계가 있음이 확인되었다. 그와 반대로 수급기간이 길수록 무급가족종사 등 행정적으로 소득이 포착되지 않는 형태로 경제활동을 하고 있는 경우가 많았다. 이것이 기초생활수급에 따른 결과인지, 기초생활수급의 원인인지는 아직 연구 과제로 남아 있다. 다만 분석 결과에 미루어 볼 때, 무급가족종사자와 관련한 가구의 특성이 기초생활수급을 장기적으로 하는 것과 관련이 있어 보인다. 수급기간의 장기화에 따라 가족환경 및 전반적 삶의 만족도도 달라졌다. 수급기간이 긴 사람들에게서는 이혼 또는 사별등으로 배우자가 없거나, 1인 가구인 사람들이 기초생활보장제도 장기 수급자에게서 많이 나타났고, 장기 수급자 중에서는 전반적 삶의 만족도가 낮은 사람들이 많이 분포하고 있음을 확인할 수 있었다.

주요어 : 노동공급, 경기변동, 실업률, 고용보조지표, 기초생활보장제도, 수급기간, 도구변수법
학 번 : 2016-32607

목 차

제 1 장 인구집단별 경기변동 민감도 추정 연구 1
제 1 절 서 론 ····· 1
제 2 절 이론적 연구 가설 ····· 3
제 3 절 선행연구 ····· 5
제 4 절 실증 분석 ····· 9
1. 자료 ····· 9
2. 연구 방법 ····· 13
3. 분석 결과 ····· 15
제 5 절 배경 분석 ····· 22
제 6 절 결 론 ····· 26

제 2 장 국민기초생활보장제도 수급이 노동공급에 미치는 영향 ····· 37
제 1 절 서 론 ····· 37
제 2 절 맞춤형 급여 제도 ····· 40
1. 선정 기준 ····· 40
2. 급여 수준 ····· 42
제 3 절 선행연구 ····· 45
제 4 절 실증 분석 ····· 49
1. 연구방법 ····· 49
2. 자료 ····· 50
3. 분석 결과 ····· 53
4. 강건성 검정 ····· 56
제 5 절 결 론 ····· 61

제 3 장 국민기초생활보장제도 수급기간이 노동공급에 미치는 영향 ····· 66
제 1 절 서 론 ····· 66
제 2 절 선행연구 ····· 67
제 3 절 실증 분석 ····· 69
1. 자료 ····· 69
2. 연구 방법 ····· 75
3. 분석 결과 ····· 76
제 4 절 결 론 ····· 82

Abstract ····· 87

표 목 차

<표 1-1> 다양한 고용보조지표의 정의 ····· 8
<표 1-2> 경기 침체기 실업률 및 고용보조지표의
인구집단별 경기변동성 추정 결과 ····· 18
<표 1-3> 경기 침체기 실업률 및 확장적 실업지표의
인구집단별 경기변동성 추정 결과 ····· 19
<표 1-4> 경기 회복기 실업률 및 고용보조지표의
인구집단별 경기변동성 추정 결과 ····· 20
<표 1-5> 경기 회복기 실업률 및 확장적 실업지표의
인구집단별 경기변동성 추정 결과 ····· 21
<표 1-6> 성별 전직 일자리 산업에 따른
미취업 상태 분포(%) ····· 28
<표 1-7> 성별 전직 일자리 직업 및 종사상 지위에 따른
미취업 상태 분포(%) ····· 29
<표 1-8> 저학력자 및 청년층의 전직 일자리 직업 및
종사상 지위에 따른 미취업 상태 분포(%) ····· 30
<표 1-9> 인구집단별 경기변동 민감도와 인구집단별
일자리특성 분포 간 상관계수 ····· 31

<표 2-1> 국민기초생활보장제도의 노동공급에 대한 영향
관련 기존 문헌 정리 ····· 48
<표 2-2> 요약통계량 ····· 52
<표 2-3> 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향
실증분석 결과 요약 ····· 55
<표 2-4> 2015년을 제외한 분석 결과 ····· 58

<표 2-5> 표본을 제한한 도구변수 분석 결과 요약 ····· 59
<표 2-6> *TargetC* 연속변수를 이용한 분석 결과 ····· 60
<표 2-A> 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향
실증분석 결과 ····· 64

<표 3-1> 연도별 연속수급기간 관측치 ····· 71
<표 3-2> 연도별 연속수급기간별 수급지속률(%) ····· 72
<표 3-3> 연속수급기간별 경제활동참여상태 ····· 74
<표 3-4> 수급기간이 노동공급에 미친 영향
분석 결과 요약 ····· 77
<표 3-5> 근로개월수를 종속변수로 한 분석 결과 요약 ·· 80
<표 3-6> 가족환경 및 삶의 만족도를 종속변수로 한
분석 결과 요약 ····· 81
<표 3-A> 수급기간이 노동공급에 미친 영향 분석 결과 · 77

그 림 목 차

<그림 1-1> 경제활동인구조사와 지역별고용조사 실업률 비교 ····· 10
<그림 1-2> 공식 실업률과 고용보조지표(%) ····· 11
<그림 1-3> 산업별 인구구조와 2018년 7월-2019년 7월 취업자수 변화(%) ····· 23
<그림 1-A> 2014년 이전 경제활동인구조사 흐름도 ····· 35
<그림 1-B> 2015년 이후 경제활동인구조사 흐름도 ····· 36

<그림 2-1> 전국 기초생활보장수급가구 비율, 2013년 1월~2021년 9월 ····· 38
<그림 2-2> 연도별 기초생활보장 수급자 선정 소득인정액 기준 - 4인 가구 ····· 41
<그림 2-3> 연도별 기초생활보장 최대 급여액 ····· 43
<그림 2-4> 복지패널 기초생활보장수급가구 비율, 2011~2019년 ····· 51

<그림 3-1> 기초생활보장 연속수급기간별 수급 지속률 ·· 70
<그림 3-2> 수급기간이 노동공급에 미친 영향 결과 요약 78

제 1 장 인구집단별 경기변동 민감도 추정 연구

제 1 절 서 론

본 연구는 노동시장에서 나타나는 인구집단별 '상대적' 경기변동 민감도를 분석하는 것을 목적으로 한다. 즉 경기후퇴 시 어느 집단의 고용지표가 상대적으로 더 나빠지는가, 경기회복 시 어느 집단의 고용지표가 더 좋아지는가를 말하는 개념이다. 노동시장에서 밀려나 일자리 상실과 소득 감소를 상대적으로 더 겪는 사람들이 누구인지, 경기 회복에도 노동시장에 돌아오는 것에 어려움을 겪는 사람들이 누구인지 파악하는 것은 정책적으로 중요한 과제이다. 역사적으로 대표적인 경제위기 시기에 실업률의 변동은 남성이 여성보다 더 큰 폭으로 움직이는 모습을 보였는데, 98년과 2008년 경제위기는 남성이 주로 고용되어 있는 건설업, 제조업 등의 산업에 더 큰 충격을 주었다는 평가를 받았다(Elsby, Hobijn & Sahin 2010, 11). 반면 최근 코로나19로 인한 경제위기는 여성이 주로 종사하는 대면서비스산업에 타격이 집중되어 여성 실업률이 더 큰 폭으로 상승했다.

그런데 실업률의 변동을 해석함에 있어서 실업률 지표 자체의 문제점을 고려할 필요가 있다. 실업률은 (실업자/경제활동인구)×100으로 정의된다. 취업을 희망하여 지난 4주간 적극적으로 구직활동을 하였지만 일자리를 찾지 못한 자로서 즉시 취업이 가능한 자만이 실업자로 분류된다. 구직활동을 하지 않았을 경우 고용통계상 비경제활동인구로 분류되기 때문에 실업자 통계에서는 포함되지 않는다. 고용취약계층은 일자리가 없어지면 실업상태에 머무르기보다는 비경제활동상태로 이동해 잠재적 실업자군으로 머무는 비율이 높기 때문에 상용직이 실직하였을 때에 비해 공식 실업지표에서 잘 포착되지 않는다(황수경 2010, 122-123). 이러한 실업률 지표의 문제점이 지적됨에 따라 우리나라에서도 기존 실업

자 개념의 한계를 보완하는 다양한 확장적 실업지표가 연구되어 왔고, 통계청은 2015년부터 공식적으로 '고용보조지표'로서 잠재취업가능자와 잠재구직자를 포함한 확장실업률을 산출해 발표하고 있다.

본 연구는 한국의 2008~2020년 경기 침체기와 경기 회복기의 인구집단별 경기변동 민감도를 실업률 및 다양한 고용보조지표를 이용해 추정하는 연구이다. Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구방법론을 기본으로 통계청 지역별고용조사 자료를 이용하여 성, 교육정도, 연령별로 교차한 다양한 인구집단별로 경기변동 민감도를 분석한다. 그를 통해 한국의 경기변동기에 노동시장에 나타난 이질적인 영향을 파악하고 그 원인을 인구집단별 1) 산업·직종 분리와 2) 경제활동성 또는 노동이동 행태의 차이로 설명해보고자 하였다.

1장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 인구집단별 고용지표 민감도 차이에 관한 이론적 연구 가설을 검토한다. 3절에서는 인구집단별 경기변동성과 고용보조지표에 대해 분석한 국내외 연구들을 검토한다. 4절에서 실증분석에 사용한 자료와 추정 방법론에 대해 설명하고 실증분석 결과를 정리하였다. 5절에서는 인구집단별 경기변동 민감도의 차이가 발생하는 배경을 분석한다. 마지막으로 6절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시하였다.

제 2 절 이론적 연구 가설

인구집단별로 고용지표 등락 정도에 차이가 발생하는 이유에는 여러 가지 요인이 있다. 노동수요 측면에서 살펴보면 첫째, 경제위기의 충격이 특정 산업에 집중되었을 경우 해당 산업에 종사하는 비율이 높은 인구집단이 더 큰 영향을 받게 된다. 둘째, 고용조정비용(employment adjustment cost) 모형에 의하면 해고 또는 신규 채용 등 고용을 조정하는 데에는 비용이 발생한다(김대일 2000, 8). 고용조정비용이 낮은 집단일수록 경제위기시 실직 가능성이 높을 수 있다. 이는 일자리 특성이나 노동조합과도 관련이 있다. 상용직의 조정은 법적, 제도적 제약 등으로 인해 임시일용직의 경우보다 더 많은 비용을 수반한다. 따라서 상용직 고용보다 임시일용직 고용이 더 큰 폭으로 조정될 가능성이 높다(황선웅 2009, 224). 이러한 노동시장 분절 구조는 노동시장에 새롭게 진입해야 하는 노동시장의 외부자에게 더욱 불리하게 작용한다. 이러한 일자리에 특정 성별이나 학력, 연령의 사람들이 집중되어 분포할 경우 고용조정의 충격이 인구집단에 따라 비대칭적으로 나타나게 된다. 이와 관련한 또 다른 이론적 배경은 성별 직종분리(occupational segregation)이다. 성별 직종분리란 남성과 여성이 어떠한 이유에 의해 분리되고 집중되어 있는 현상, 서로 다른 직종에 종사하는 경향을 말한다(Anker 1997; 사명철 2015, 2). 여성과 저학력자는 판매 및 서비스 직군과 같은 상대적으로 저임금・저숙련 직종에 종사하는 비율이 높아 임금격차뿐 아니라 고용안정성에 있어서도 차이가 나타난다.

노동공급 측면에서는 근로자의 경제활동성(labor market attachment) 또는 노동 이동(worker flows) 행태가 실업률 등의 저량(stock) 고용지표의 이면에 존재한다. 개인의 고용상태는 시간이 흐름에 따라 취업, 실업, 비경제활동인구 사이에서 변화한다. 예를 들어, t기의 취업자는 t+1기에 취업상태를 유지하거나, 실업자가 되거나 또는 비경제활동인구로 전환하기도 한다(오삼일·강달현 2019, 17). 그런데 어느 인구집단에서 취업자가 실직하였을 때 실업자로 전환되는 것이 아니라 비경제활동인구로

편입되는 경제활동성을 보일 경우 실업률에서 관측되는 실직 충격은 줄어들게 되어 실업률 수준 및 변동폭이 줄어드는 효과를 갖는다(김대일 2000, 49; Barret 2018, 4).

그렇다면 실업률의 변동성이 큰 것이 좋은 것인가 나쁜 것인가? 앞서 설명하였듯 실업률의 변동성 안에는 노동수요 측면에서의 영향과 노동공급 측면의 영향이 혼재되어 있다. 노동수요 측면의 충격이 동일하다고 가정하고 노동공급 측면에서만 생각해 보자. 어느 인구집단의 실업률 변동성이 더 크다면 이들이 상대적으로 실업을 '받아들일만 하다'는 것을 의미할 수 있다. 실직 시 비경제활동으로 퇴장하지 않고 취업-실업 간 노동 이동이 이루어진다는 것은 고용보험과 같은 제도적인 보호와 실업급여 등 별도의 인센티브가 사회적 완충기능으로서 이들에게 충분한 역할을 하고 있음을 시사한다. 그러나 실질적으로 노동수요 측면의 충격을 동일하게 설정하는 것이 불가능하기 때문에 실업률 변동성만을 가지고 해석하기에는 큰 어려움이 따른다.

본 연구에서는 고용보조지표를 추가적으로 분석함으로써 실업률 변동성의 해석 문제를 보완하고자 한다. 고용보조지표는 비경제활동인구로 분류되었던 잠재 실업자를 포함한 확장 실업률을 계산한다. 따라서 근로자들의 경제활동성의 차이로 인해 발생하는 변동성의 오해를 상당 부분 해소할 수 있다고 본다. 취업-비경제활동인구로의 경제활동성이 경기 침체기 실업률 변동성을 과소추정하게 하는 편의가 발생한다는 점을 생각해보면, 고용보조지표는 유휴 노동력을 모두 포함함으로써 인구집단별 경기변동 민감도를 보다 온전하게 파악할 수 있다. 실업률의 변동성은 클수록 좋은것인지 나쁜것인지 단정지어 말하기는 어렵지만, 경기 침체기에 고용보조지표의 변동성은 클수록 부정적이라고 해석하는 것에 무리가 없다. 고용보조지표의 변동성이 클수록 노동시장에서 밀려나 일을 하고 있지 못하는 노동력으로 있는 비율이 더 높음을 의미하기 때문이다. 고용보조지표에 대한 분석 결과를 실업률에 대한 분석 결과를 비교한다면 지표별 변동성에 큰 차이가 있는 집단이 누구인지 해석해볼 수 있다.

제 3 절 선행연구

인구집단별 상대적 경기변동 민감도를 분석한 선행연구들은 역사적 경기 침체기에 누가 더 많은 타격을 받았는지, 경기 회복기에 어떠한 회복성을 보였는지에 대한 통계적, 실증적 연구를 진행하였다(Hoynes 2000; Hines, Hoynes & Krueger 2001; Verick 2009; Elsby et al. 2010; Kawaguchi & Murao 2012; Hoynes, Miller & Schaller 2012, Aaronson et al. 2019). 연구들의 공통적인 결론은 남성, 유색인, 저학력자, 청년층이 경기 침체기에 더 많은 실업률 상승을 겪으나 경기 회복기에는 이들의 실업률이 더 많이 하락하여 회복한다는 것이다. Hoynes, Miller & Schaller(2012)는 그러한 이유로 산업별 차이를 꼽았는데, 남성, 저학력자 등 큰 경기변동성을 보이는 인구집단이 경기변동적 산업에 종사할 비율이 높기 때문이라고 설명하였다. 역사적으로 규모가 컸던 경기 침체기마다 이러한 추이가 비슷하였으나, 특히 2008년 경제위기는 모든 집단에게서 회복이 더디게 나타난 경제위기였다고 평가하였다. 경기 회복기 노동시장 취약계층의 특성에 관하여 Okun(1973)은 경제가 성장하는 고압경제(high-pressure economy)가 노동시장 약자들을 중심으로 취업을 도와 경제 전체의 생산성을 높인다고 주장한 바 있다. 최근 이를 재검증한 Aaronson et al.(2019)의 연구도 미국의 1975~2018년 기간 중 실업률이 자연실업률보다 낮았던 시기(hot periods)에 여성, 저학력, 유색인 등 취약계층의 고용지표가 상대적으로 더 개선되었다는 결과를 제시하였다.

인구집단별 경기변동 민감도 차이의 원인을 다른 관점에서 탐구한 Kawaguchi & Murao(2012)는 고용보호가 강해 고용조정비용이 큰 국가일수록 중년층에 비해 노동시장의 외부자 또는 신규 진입자인 청년층의 실업률이 더 크게 상승한다는 실증분석 결과를 제시하였다.

한편 실업률 외에 다른 지표를 이용하여 경기변동에 따른 실업의 인구집단별 차이를 살펴본 연구는 Farber(2011)가 있다. Farber는 미국 CPS의 부가조사인 Displaced Workers Surveys(DWS) 자료를 이용해 20~64세 표본 중 비자발적인 사유로 실직한 자의 비율(job loss rate)이

시간에 따라 어떻게 나타나는지 인구집단별로 살펴본 결과, 저학력자 및 20대 연령층의 job loss rate 변동성이 상대적으로 강했음을 확인하였다.

연구방법론 측면에서 선행연구들이 인구집단별로 상대적인 경기변동 민감도를 분석한 방식들은 ① 상대실업률을 계산하거나, ② 인구집단별 고용지표를 전체 고용지표에 회귀하는 것이다. Elsby et al.(2010)은 상대실업률을 (Δ특정 인구집단의 실업률/Δ전체 실업률)로 계산하여 경기침체기별로 어느 집단의 실업률이 더 많이 상승했는지를 보았다. Hoynes et al.(2001, 2012), Hines, Hoynes & Krueger(2001), Hoynes, Miller & Schaller(2012)는 인구집단별 평균 고용지표를 전체 평균 고용지표에 회귀하는 연구방법론으로 전반적인 변화가 인구 집단별로 미친 상이한 영향을 추정하였다. 이러한 실증분석 방법론은 지역의 효과나 시간 고정효과 등 다른 혼동요인을 통제할 수 있다는 장점이 있다고 설명하였다.

다음으로, 고용보조지표에 관한 선행연구들을 살펴보았다. 해외에서는 오래전부터 실업률 지표가 노동시장의 유휴인력(slackness)을 제대로 반영하지 못할 가능성이 지적되어 왔고, 미국의 alternative measures of labor underutilization(U1~U6), 캐나다의 supplementary unemployment rates(R1~R8) 등 공식 실업률 통계 외에 실망실업자, 경계실업자, 불완전취업자 등을 감안한 다양한 실업률 통계를 발표하고 있다. 우리나라에서도 필요성이 인지됨에 따라 김대일(2000)이 한계적 경제활동 참가자, 황수경(2009, 2010)이 실망실업자, 경계근로자, 취업준비자, 불완전취업자 등에 대한 추정을 바탕으로 확장된 실업률을 제시하였고, 2015년부터는 통계청이 잠재취업가능자와 잠재구직자 등을 포함한 우리나라의 3가지 고용보조지표를 공식적으로 산출해 발표하고 있다. 국내 연구들에서 제시된 다양한 확장적 실업지표 및 공식 고용보조지표의 정의와 개념을 <표 1-1>에 정리하였다.

김대일(2000)에 따르면 “우리나라의 한계적 참가자의 비중은 1990~98년 평균 16.9%로 경제활동에 참가하는 인구의 24%를 차지하고, 특히 그

가운데 실업을 거치지 않고 취업과 비경제활동을 왕래하는 인구가 대부분을 차지하고 있다"고 설명하였다. 황수경(2010)은 확장실업지표가 오쿤의 법칙(Okun's Law)이 말하는 경기변동에 따른 노동시장 변동성을 더 많이 포착한다고 설명하였다. 2003~2009년을 기준으로 GDP가 1% 성장 시 실업률은 0.07～0.14%p 감소한 것으로 분석되지만, 확장실업률을 이용하면 0.16～0.29%p 감소하며 경기변동에 대한 민감도가 2배 이상이 됨을 확인하였다. 한편 직전 일자리에서 상용직이었던 사람들은 실직 후 공식실업자로 편입되는 경우가 많지만 임시· 일용직으로 일했던 사람들은 공식실업자보다는 잠재실업자로 편입되는 경우가 더 많은 것을 파악하였다(황수경 2010, 122-123).

우리나라 통계청의 고용보조지표는 2015년 자료부터 공식적으로 산출, 발표되고 있지만 2015년 이전 기간에 대한 자료는 공식적으로 산출, 발표되지는 않고 있다. 따라서 보다 장기간의 수치를 살펴보기 위해서는 각 고용보조지표의 정의에 따라 이전 기간의 고용보조지표를 연구자가 직접 산출하는 작업이 필요하다. 이러한 작업을 선행한 김태봉·박근형(2020) 및 김태봉·이한규(2020)는 2015년부터 통계청이 공식적으로 발표하고 있는 고용보조지표의 정의를 2003년부터 2014년까지 경제활동인구조사 원자료에 소급 적용하여 총 2003~2019년의 고용보조지표를 추산하고, 이를 활용한 노동시장 유휴생산능력 지표에 대한 실증분석을 시도한 바 있다.

본 연구에서는 이 중 황수경(2010)이 제시한 잠재실업자(실망실업자, 경계근로자, 취업준비자) 개념과 통계청이 공식적으로 사용하는 고용보조지표 개념을 채택하여 이용할 것이다. 본 연구에서 이용한 개념을 <표 1-1>에 음영으로 표시하였다.[1)]

---

1) 본 연구에서 실증분석에 사용하는 자료인 지역별고용조사에서는 경제활동인구조사와 달리 주 36시간 미만 단시간 근로자의 추가취업 희망여부가 설문되지 않기 때문에 취업자 중 시간관련 추가취업 가능자(불완전취업자)를 파악할 수 없다.

<표 1-1> 다양한 고용보조지표의 정의

유형		정의	출처
항시 참가자 (full participant)		12개월 동안 지속적으로 취업 또는 실업의 형태로 경제활동을 영위하는 인구	김대일 (2000)
항시 비참가자 (full nonparticipant)		12개월 동안 1개월도 경제활동을 영위하지 않는 인구	
한계적 경제활동 참가자 (marginal participant)		12개월 가운데 일부는 취업 또는 실업의 형태로 경제활동에 참가하였다가 나머지는 비경제활동에 종사하는 인구	
실업자	(완전)실업자	취업을 희망하여 구직활동을 하였지만 일자리를 찾지 못한 자로서 즉시 취업이 가능한 자(=공식 실업자)	황수경 (2010)
비경제 활동 인구	실망실업자	취업의사가 있고 취업이 가능하나, 노동시장적 사유로 일자리를 구하지 않은 자(구직활동 요건의 완화)	
	경계근로자	취업의사가 있고 지난 1년내 경제활동(취업 및 구직) 경험이 있었던 자이면서 실망실업자가 아닌 자(취업가능 요건의 완화)	
	취업준비자	지난주 주로 취업을 준비했던 자로서 실망실업자 또는 경계근로자가 아닌 자	
	잠재실업자	실망실업자+경계근로자+취업준비자	
취업자	불완전취업자	경제적 이유(일거리가 없거나 사업부진 등)로 단시간근로를 하고 있지만 추가취업을 희망하는 자	
	부분실업자	18시간 미만 일한 불완전취업자	
확장실업자 확장실업률		실업자+(비경활인구중)잠재실업자+(취업자중)부분실업자 (실업자+잠재실업자+부분실업자)/(경제활동인구+잠재실업자)×100	
시간관련 추가취업가능자		취업자 중에 단시간 근로자(36시간 미만)이면서 추가취업을 희망하고 추가취업이 가능한 자	통계청
잠재취업가능자		비경제활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하였으나, 지난 주에 일이 있었다 하더라도 일할 수 없었던 자(취업불가능)	
잠재구직자		비경제활동인구 중에서 지난 주에 일을 원했고(취업희망), 지난 주에 일이 주어졌으면 일을 시작할 수 있었지만(취업가능) 지난 4주간 구직활동은 하지 않은 자	
잠재경제활동인구		잠재취업가능자+잠재구직자	
확장 경제활동인구		잠재경제활동인구+경제활동인구	
고용보조지표1		(실업자+시간관련추가취업가능자)/경제활동인구×100	
고용보조지표2		(실업자+잠재경제활동인구)/확장 경제활동인구×100	
고용보조지표3		(실업자+시간관련추가취업가능자+잠재경제활동인구)/확장 경제활동인구×100	

자료: 김대일(2000), 황수경 외(2010) p76 인용, 통계청(2014) 고용보조지표 10문10답 보도참고자료.

제 4 절 실증 분석

4.1 자료

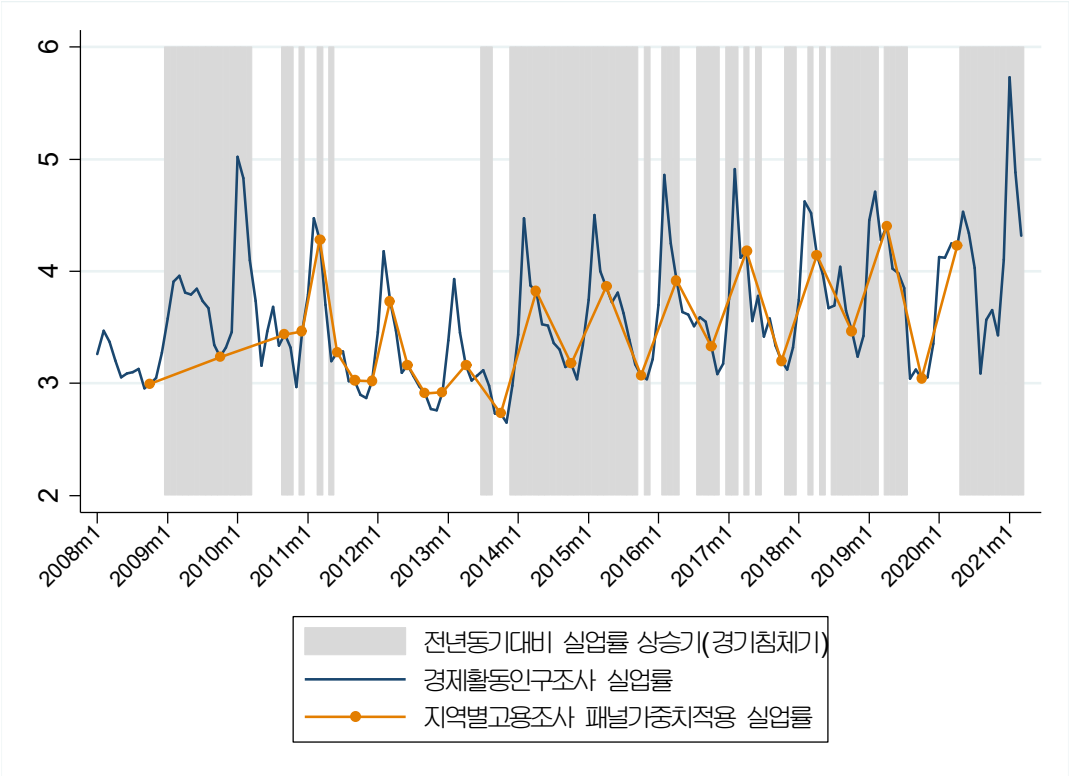
본 연구는 실증분석을 위해 지역별고용조사 원자료를 이용한다. 지역별 고용조사는 지역 고용정책 수립에 필요한 시군 단위의 고용현황을 파악할 수 있는 기본통계를 생산하고 제공할 목적으로 설계되었다. 전국 약 17만 5천~20만 표본가구에 상주하는 만 15세이상 가구원을 대상으로 취업, 실업 등 경제활동상태, 구직활동, 종사 산업·직업 및 인적사항을 조사하고 있다. 지역별 고용조사는 원자료는 경제활동인구조사 원자료와 달리 지역 정보를 제공하기 때문에 지역별 분석이 가능하다. 또한 지역별 고용조사 원자료는 경제활동인구조사와 유사한 고용지표 수치를 산출할 수 있도록 가공된 가중치를 제공하고 있다. (<그림 1-1> 참조.)

지역별고용조사는 2008년 10월부터 1년 주기로 조사되기 시작하였다가 2010년 4분기부터 분기별 조사로 개편되었다. 이후 2013년부터는 다시 반기별 조사로 개편되었다. 본 연구에서 이용하는 자료는 2008년 10월부터 2020년 4월까지의 자료이다. 부가적으로 본 연구는 전체 분석 기간을 경제활동인구조사 월별 공식 실업률을 바탕으로 경기 침체기와 경기 회복기로 구분하였다. 즉 실업률이 전년 동기에 비해 상승한 기간을 경기 침체기로, 실업률이 전년 동기에 비해 하락한 기간을 경기 회복기로 정의하였다.[2)]

---

2) 이러한 방식을 활용한 이유는 전체 기간을 실업률이 상승한 기간과 하락한 기간으로 구분하는 것이 목적이기 때문이다. 본 연구의 구분은 통계청이 설정, 발표하는 경기순환기 기준순환일과는 다소 차이가 있으나 고용지표 측면에서 노동시장의 경기순환을 파악한다는 점에 의의를 둔다. 참고로 선행연구인 Hoynes, Miller & Schaller(2012)은 실업률의 저점부터 정점까지의 기간을 'recession'으로 설정하였고, Aaronson et al.(2019)는 실업률이 자연실업률보다 높은 기간을 'cold period'로 설정한 바 있다.

<그림 1-1> 경제활동인구조사와 지역별고용조사 실업률 비교(%)



주: 계절조정을 하지 않은 원계열임. 참고로 통계청이 설정한 우리나라 기준순환일은 2008년 1월 정점, 2009년 2월 저점, 2011년 8월 정점, 2013년 3월 저점, 2017년 9월 정점이며 그 이후의 저점은 미정임.

다음 <그림 1-2>는 본 연구에서 사용한 실업률, 고용보조지표 및 확장적 실업지표의 기초통계를 보여준다. 통계청의 고용보조지표는 2015년부터 공식적으로 작성하여 공표되기 시작하였지만, 2014년 이전 기간에 대해서도 동일한 정의를 소급 적용해 데이터 상에서 나타나는 잠재경제활동인구 및 잠재실업자를 파악한 그림이다. 공식 실업률이 3~4%대에서 머물렀다면 잠재경제활동인구를 포함한 실업률은 2007년~2014년 평균 5.3%(최소 4.1%, 최대 7.7%)로 더 높게 나타났다. 2015년~2021년 3월평균 9.4%(최소 8.09%, 최대 12.9%)대로 2배 이상 더 크게 나타났다. 잠재취업가능자나 경계근로자의 규모는 크지 않은 것으로 나타난다. <그림 1-2>의 패널 B를 보면 취업준비자의 비중도 어느 정도 있었으나, 2015년 이후부터는 설문 구조 상 취업준비자보다는 실망실업자인 것처럼 응

답이 이루어지고 있는 것으로 보인다.

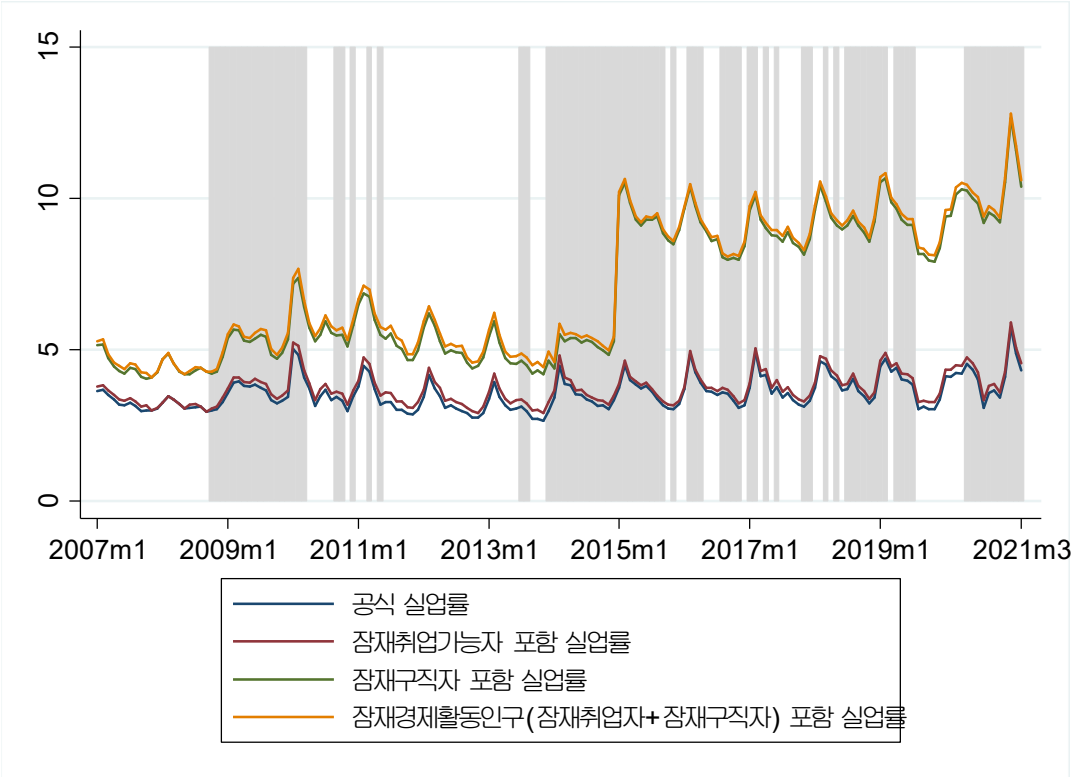
한편, 2015년을 기준으로 고용보조지표에 뚜렷한 분절이 발생하고 있다. 잠재구직자와 실망실업자를 더 포착하고, 취업준비자를 덜 포착하는 현상이 발생하였다. 이러한 분절 현상은 선행연구에서도 인지된 바 있다(김태봉·박근형 2020, 50; 김태봉·이한규 2020, 9). 분절이 발생한 이유는 ILO의 기준 변화에 맞춰 2015년을 기준으로 경제활동인구조사의 설문 구조가 변경되었기 때문이다. 변화 전후의 경제활동인구조사 흐름도는 부록의 <그림 1-A>, <그림 1-B>를 참고하기 바란다. 2014년 이전에는 지난 1주간 주된 활동상태를 선택 응답하는 것이 가장 첫 번째 설문 문항이었고, 지난주 구직활동 여부 → 지난 4주 구직활동 여부 → 취업희망 여부 순으로 설문이 진행되었다. 반면 2015년부터는 지난주 수입을 목적으로 일했는지 여부가 가장 첫 번째 설문 문항이 되었고, 지난주 구직활동 여부에 관한 설문은 사라지고 지난 4주 구직활동 여부 → 취업희망 여부 순으로 설문이 진행되고 있으며 지난 1주간 주된 활동상태는 비경제활동인구에게만 가장 마지막에 설문이 이루어지고 있다. 황수경(2010, p106)의 설명에 따르면 2014년까지의 설문 구조에서와 같이 지난주 "구직활동 여부를 먼저 묻고 구직활동을 하지 않은 사람들에게 취업희망 여부를 물을 경우, 구직활동을 하지 않은 것을 기준으로 자신이 취업을 원하는지를 되묻게 됨으로써 그렇지 않은 경우에 비해 보다 엄격한 잣대로 자신의 취업희망 여부를 판단하게 되며 이 경우 비구직자 대다수가 취업 비희망자로 오분류되는 문제를 야기할 수 있다." 실제 데이터 확인 결과 2015년부터 취업희망 여부에 '예'라고 응답하는 비율이 높아졌고, 그로 인해 잠재구직자 및 실망실업자로 분류되는 사람들이 많아지게 되었다. 선행연구에서는 이러한 불연속성 문제를 회피하기 위해서 일부 시계열을 조작적으로 보간(interpolate)하는 방법을 사용하기도 하였다.[3] 그러나 본 연구에서는 조작적 보간 없이 자료를 그대로 이용하였다. 실

3) 구체적으로 김태봉·박근형(2020, 50) 및 김태봉·이한규(2020, 9)는 시계열상의 연속성을 확보하고자 2015년 전 3년과 후 3년의 평균이 일치하도록 2015년 이전의 잠재구직자 전체적인 수준을 상향 조정하였다.

증분석에서는 추세나 평균적인 수준이 제거되고 남은 변동부분만이 분석 대상이 되기 때문에 수준의 차이로부터 발생하는 오류는 크지 않을 것으로 판단된다(김태봉·이한규 2020, 10).

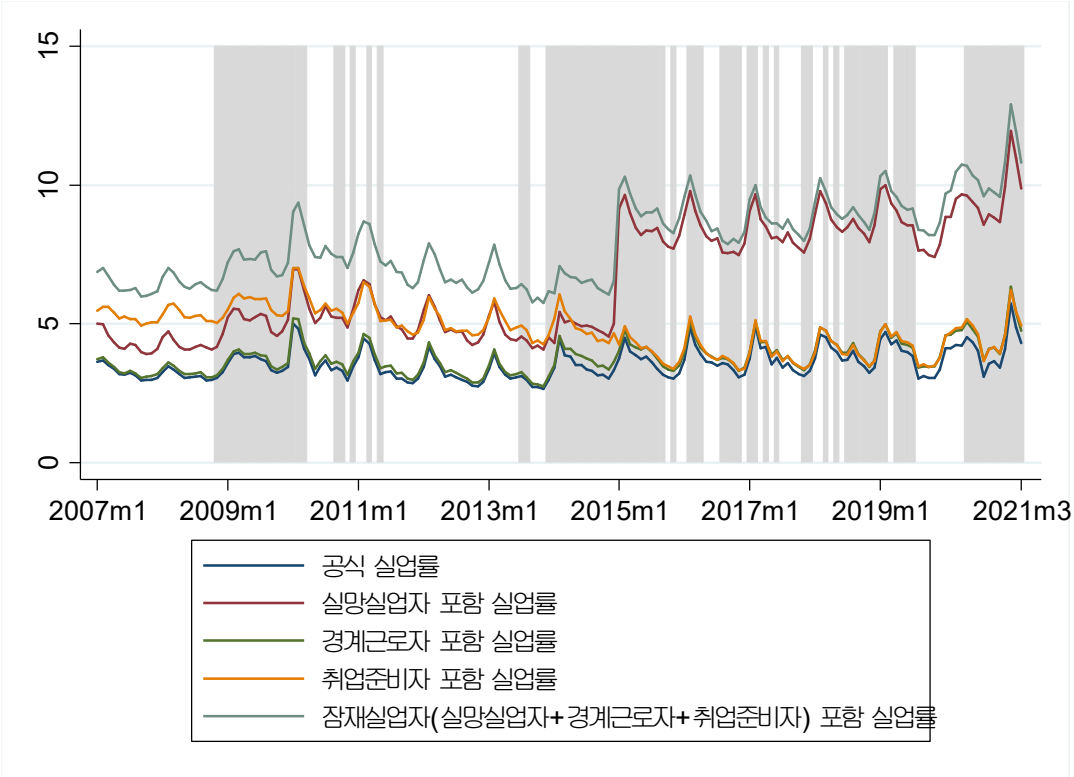
<그림 1-2> 공식 실업률과 고용보조지표(%)

A. 고용보조지표 (통계청 정의)



자료: 경제활동인구조사 2007년 1월~2021년 3월 자료를 이용하여 저자가 계산함.
주: 계절조정을 하지 않은 원계열임. 통계청의 고용보조지표는 2015년부터 공식적으로 작성하여 공표되기 시작하였지만, 2014년 이전 기간에 대해서도 동일한 정의를 소급 적용해 계산함. 그림의 음영은 경기침체기(전년동기대비 공식 실업률이 상승한 기간)임.

B. 확장적 실업지표 (황수경 2010 정의)



자료: 경제활동인구조사 2007년 1월~2021년 3월 자료를 이용하여 저자가 계산함.
주: 계절조정을 하지 않은 원계열임. 통계청의 고용보조지표는 2015년부터 공식적으로 작성하여 공표되기 시작하였지만, 2014년 이전 기간에 대해서도 동일한 정의를 소급 적용해 계산함. 그림의 음영은 경기침체기(전년동기대비 공식 실업률이 상승한 기간)임.

4.2 연구 방법

이 절에서는 Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구방법론을 기본으로 하여 한국의 2008~2020년의 인구집단별 경기변동 민감도를 지역별 고용조사 자료를 이용해 실증분석 한다. 이들의 실증분석 전략은 인구집단별 평균 고용지표를 전체 평균 고용지표에 회귀하여 전반적인 변화가 인구 집단별로 미친 상이한 영향을 추정하는 방법이다. 이러한 실증분석 방법론은 단순한 상대실업률 계산 방법에서 나아가 지역의 효과나 시간 고정효과 등 다른 혼동요인을 통제할 수 있다는 장점이 있다.

구체적인 연구방법론은 개인단위로 관측된 자료를 인구집단별-지역별-시기별 자료로 collapse하여 패널을 구축하는 것에서부터 시작한다. 인구집단은 성×교육정도×연령대별로 인구를 집단화한다. 표본수를 고려하여 교육수준은 5개단위로, 연령대는 6개 단위로 구분한다. 이렇게 하여 분류한 인구통계학적 그룹은 총 2*5*6=60개 그룹이다. 지역은 17개 시도(9개도 및 8개 특별·광역·자치시)로 구분한다. 각 17개 시도별로 60개의 그룹을 구분하므로 각 조사 시점마다 최대 1,020개의 셀을 갖게 된다.[4] 이러한 셀들을 분석단위로 하여 인구집단 g, 지역 s, 시점 t의 평균 실업률을 종속변수로 하는 다음과 같은 회귀식을 설정한다.[5]

$$ur_{gst} = \alpha + \beta_m male_g \times ur_{st} + \beta_f female_g \times ur_{st} + \delta_{gt} + \lambda_{gs} + \epsilon_{gst} \cdots\cdots\cdots \quad (1)$$

$$ur_{gst} = \alpha + \sum_c \beta_c edu_g^c \times ur_{st} + \delta_{gt} + \lambda_{gs} + \epsilon_{gst} \cdots\cdots\cdots \quad (2)$$

$$ur_{gst} = \alpha + \sum_k \beta_k age_g^k \times ur_{st} + \delta_{gt} + \lambda_{gs} + \epsilon_{gst} \cdots\cdots\cdots \quad (3)$$

$$c \in \{elem, mid, high, col, univ\}, \quad k \in \{15s, 20s, 30s, 40s, 50s, 60^+\}$$

4) 세종특별자치시는 2017년부터 자료에 포함되었다. 2016년까지는 각 조사 시점마다 최대 960개의 셀이 존재한다.

5) 평균 실업률 계산 시 대표성을 확보하기 위해 각 개인에게 부여된 표본 가중치를 적용하였다.

독립변수 ur_{st}는 시점 t의 지역 s에 속한 전체 그룹의 평균 실업률, 즉 지역 평균 실업률이다. $male_g$는 g가 남성일 때 1, $female_g$는 g가 여성일 때 1의 값을 가지는 더미변수이다. $edu_g^{elem},\cdots,edu_g^{univ}$와 $age_g^{15s},\cdots,age_g^{60^+}$도 마찬가지로 g가 각 교육정도 및 연령대에 해당할 때 때 1의 값을 가지는 더미 변수이다.

연구의 기본적인 방법론은 패널 고정효과 모형이다. δ_{gt}는 그룹-시점 더미변수로 그룹 특정적 시간 고정효과를 통제하고, λ_{gs}는 그룹-지역 더미변수로 그룹 특정적 지역 고정효과를 통제한다. 지역 고정효과를 통제하면 지역간 차이(level)에 의해 나타날 수 있는 변이가 제거되고, 또한 시점 고정효과를 통제하면 한 시점에 모두에게 공통적으로 나타나는 변이가 제거된다. 고정효과들을 통제한 후에 최종적으로 남아있는 ur_{st}의 variation은 어느 지역에 경기변동의 영향이 더 먼저, 혹은 더 나중에 영향을 미쳤는가, 그리고 얼마나 더 많이, 더 적게 영향을 미쳤는가에 관한 variation이다. 어느 지역에서 전국 평균보다 더 먼저 경기 후퇴(혹은 경기 회복)에 접어들었거나 전국 평균 실업률보다 더 큰 실업률 변동이 있었다면 바로 그 variation이 연구 모형에서 계수를 추정하는 데 이용된다.

이 분석에서 초점을 두는 추정계수들인 β는 어느 인구집단이 경기변동에 더 많은 영향을 받는지를 포착한다. 예를 들어 지역의 실업률이 x%에서 $x+1$%로 상승했다면 회귀식 (1)은 β_m과 β_f을 각각 추정하여 남성과 여성 중 어떤 성별이 경기변동에 더 많은 영향을 받는지를 비교할 수 있게 한다. 추정계수들의 해석 시 1이라는 값이 기준이 된다. 경기변동에 더 많은 영향을 받는 집단의 추정치가 1보다 크게 나타나고 덜 받는 집단의 추정치가 1보다 작게 나타날 것이고 추정된 β_m과 β_f의 (남성과 여성의 경제활동 구성비를 적용한) 평균은 1에 가까울 것이다. 이와 같은 방법으로 회귀식 (2)와 (3)은 교육정도별, 연령대별로 어느 인구집단이 경기변동에 더 많은 영향을 받는지를 추정한다.

더불어 본 연구에서는 실업률 지표가 가지는 문제점, 즉 일부 집단의

실업률 변동성 과소추정 가능성을 보완하기 위하여 회귀식 (1)~(3)의 종속, 독립변수에 고용보조지표를 두고 동일한 분석을 진행하였다. 그러한 분석 결과를 실업률에 대한 분석 결과와 비교하였다. 그를 통해 지표별 변동성에 큰 차이가 있는 집단이 누구인지 해석해 보고, 유휴 노동력까지 모두 고려한 인구집단별 경기변동 민감도를 파악해 보았다.

4.3 분석 결과

4.3.1 경기 침체기

<표 1-2>, <표 1-3>은 경기 침체기에 나타난 실업률 및 고용보조지표의 인구집단별 경기변동성을 추정한 결과이다. 각 행에서 성별, 교육정도별, 연령대별 분석 결과를 제시하였다. 각 열은 공식 실업률을 비롯해 다양한 고용보조지표, 확장적 실업지표에 대한 분석 결과이며, 주요 결과인 β 추정값과 robust 표준오차만 요약하여 제시하였다.

지역별고용조사는 반기별/분기별로 조사되었기 때문에 시간의 불연속성이 있지만 분석 자료 중 경기 침체기에 해당하는 기간은 2009년 10월, 2010년 9월, 2010년 12월, 2011년 3월, 2014년 4월~2015년 4월, 2016년 4월, 2016년 10월, 2017년 4월, 2018년 10월, 2019년 4월에 해당한다.

먼저 성별 실증분석 결과를 해석해 본다. 전국 평균 실업률이 상승한 기간에 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 남성 실업률은 1.061%p, 여성 실업률은 0.878%p 변화한 것으로 나타났다. 경기 침체기에 남성이 여성보다 실업률 변화분이 더 큰 것이다. 이러한 분석 결과는 선행연구에서 나타난 미국 백인 남녀 간 차이 트렌드와 상당히 유사하다. Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구 결과 1980년 경기 침체기에 나타난 백인 남녀의 실업률 변동성은 각각 1.09%p, 0.76%p였고 2008년 경기 침체기의 경우 각각 1.14%, 0.76%였다. 본 연구의 분석 기간이 선행연구에서와 분석 기간이 일치하지는 않지만, 대표적인 경제위기 시기에

남성의 실업률이 더 큰 폭으로 상승하는 모습을 보였다고 설명한 Elsby, Hobijn & Sahin(2010)의 결과가 최근까지의 한국 자료를 이용한 연구 결과와도 일치하는 것을 발견할 수 있었다. 그러나 이후 열에서 고용보조지표를 이용하여 분석할 경우 성별이 역전되는 결과를 얻었다. 먼저 실업자에 잠재취업가능자를 포함할 경우, 추정된 변동성이 남녀 모두 1에 소폭씩 가까워져 남녀간 차이가 줄어들었지만, <그림 1-1>에서 본 바와 같이 잠재취업가능자는 규모가 크지 않기 때문에 남>여 방향성을 변화시키지는 않았다. 그러나 잠재구직자까지 실업자로 포함시킬 경우 남성의 실업률 변동성은 0.651%p, 여성은 1.449%p로 완전히 역전되었고 그 차이도 커졌다. 이러한 결과는 실업률 지표가 여성의 경기변동 민감도를 과소추정하고 있다는 점을 잘 보여준다. 고용보조지표를 통해 근로자들의 경제활동성의 차이를 고려한 결과 경기 침체기에 상당 수의 여성이 노동시장에서 밀려나 일을 하고 있지 못하는 노동력으로 있다는 점을 알 수 있었다. 또 다른 지표인 확장적 실업지표의 분석 결과 역시 유사하다. 실망실업자를 포함한 잠재실업자를 고려할 경우 남성의 실업률 변동성은 0.775%p, 여성은 1.317%p로 나타났다.

다음으로 교육정도별 분석 결과를 보면, 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 교육정도별 실업률 변화는 고졸자(1.153%p)와 전문대 졸업자(1.171%)에게서 상대적으로 더 컸던 것으로 나타났다. 선행연구들의 연구 결과에서는 경기 침체의 영향이 저학력자에게 더 집중되었음을 보였던 반면, 우리나라에서는 저학력자보다 중간 학력자의 경기변동 민감도가 더 크다는 점은 주목할만한 결과이다. 이후 열에서 고용보조지표를 이용하여 분석할 경우 더 저학력자일수록 경기변동 민감도가 더 큰 것이 드러났다. 전문대 졸업자의 경기변동 민감도는 잠재경제활동인구를 포함할 때 0.881%p, 잠재실업자를 포함할 때 0.878%p로 1보다 작아진 반면, 초졸이하와 중졸자의 경기변동 민감도는 각각 1.171~1.175%p, 1.141~1.187%p로 1보다 커졌다. 이러한 결과는 앞선 성별 분석에서와 마찬가지로 실업률 지표가 저학력자의 경기변동 민감도를 과소추정하고 있다는 점을 잘 보여준다. 고용보조지표를 통해 근로자들의 경제활동성의

차이를 고려한 결과 경기 침체기에 상당 수의 저학력자가 노동시장에서 밀려나 일을 하고 있지 못하는 노동력으로 있다는 점을 알 수 있었다.

마지막으로 연령대별 분석 결과를 보면 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 연령대별 실업률 변화는 30대 미만 청년층에게서 1보다 크게 나타나, 과거 미국에서 경기 침체기에 청년층에게 타격이 집중되었다는 선행연구의 결과와 일치하는 결과를 얻을 수 있었다. 그런데 고용보조지표를 통해 근로자들의 경제활동성의 차이까지 고려하면 미성년으로서 경제활동참여를 오가는 15~19세의 경기변동 민감도가 2.474%p~3.069%p까지 커졌다. 또한 60세 이상 인구에서도 주목할 만한 차이가 나타났는데, 공식 실업률로 파악한 이들 연령대의 경기변동 민감도는 0.730%p였으나 잠재구직자나 실망실업자를 포함할 경우 1.618~1.688%p로 1보다 커지는 결과가 도출되어 경기 침체기에 고령층 역시 노동시장에서 잠재구직자나 실망실업자로 머무르고 있는 편임을 알 수 있었다.

4.3.2 경기 회복기

다음으로 <표 1-4>, <표 1-5>는 우리나라의 경기 회복기에 나타난 실업률 및 고용보조지표의 인구집단별 경기변동성을 추정한 결과이다. 지역별고용조사 자료 중 경기 회복기에 해당하는 기간은 2011년 6월~2013년 4월, 2013년 10월, 2015년 10월, 2017년 10월, 2018년 4월, 2019년 10월~2020년 4월에 해당한다. 표의 결과를 해석하면 어느 인구집단이 경기 회복기에 상대적으로 더 고용상태가 개선되었는지를 파악할 수 있다.

먼저 성별 실증분석 결과를 해석해 본다. 전국 평균 실업률이 하락한 기간에 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 남성 실업률은 1.102%p, 여성 실업률은 0.873%p 변화한 것으로 나타났다. 경기 회복기에 남성이 여성에 비해 더 실업률의 회복성을 보였다는 결과는 Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구 결과와도 일치한다. 그러나 이후 열에서 고용보조지표를 이용하여 분석할 경우 성별이 역전되는 결과를 얻었다. 잠재실업

자를 실업자에 포함시킬 경우 남성의 실업률 변동성은 0.998%, 여성은 1.038%로 바뀌었고 잠재구직자까지 실업자로 포함시킬 경우 남성의 실업률 변동성은 0.925%p, 여성은 1.177%p로 추정되었다. 그러나 남녀 간 차이가 <표 1-2>, <표 1-3>에서 살펴보았던 경기 침체기 남녀 변동성 갭보다는 크지 않았다. 결과를 해석해 보면 여성의 경우 경기가 회복하며 취직할 때 비경제활동-취업 간 노동이동을 통해 일자리를 회복하고 있지만, 남성 역시 여성에 비등하게 회복성을 보인다는 결과를 얻었다. 다음으로 교육정도별 분석 결과를 보면, 전국 평균 실업률이 하락한 기간에 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 교육정도별 실업률 변화는 중졸자(1.199%p), 고졸자(1.071%p)와 전문대 졸업자(1.136%)에게서 상대적으로 더 컸던 것으로 나타났고 이후 열에서 고용보조지표를 이용하여 분석하면 초졸이하의 경기변동성도 1.147~1.158%p로 1보다 커지는 모습을 보였다. 그러나 교육수준에 따라 그 수치에 큰 차이가 없어서 회복성이 비교적 동질적인 편임을 알 수 있었다.

마지막으로 연령대별 분석 결과를 보면, 전국 평균 실업률이 하락한 기간에 지역의 실업률이 1%p 변할 때 지역 내 연령대별 실업률 변화는 30대 미만 청년층에게서 1보다 크게 나타났다. 고용보조지표를 통해 근로자들의 경제활동성의 차이까지 고려하면 미성년으로서 경제활동참여를 오가는 15~19세의 경기변동 민감도가 2.997%p~3.814%p까지 커졌다. 또한 60세 이상 인구에서도 공식 실업률로 파악한 경기변동 민감도는 0.876%p였으나 잠재구직자나 실망실업자를 포함하면 1.199~1.219%p로 1보다 커지는 결과가 도출되었다. 즉 노동시장에서 잠재경제활동인구로 머무르던 고령층 역시 경기가 회복하며 비경제활동-취업 간 노동이동을 통해 일자리를 회복하고 있는 편임을 알 수 있었다.

<표 1-2> 경기 침체기 실업률 및 고용보조지표의 인구집단별 경기변동성 추정 결과

	공식 실업률	고용보조지표		
		잠재취업 가능자 (A) 포함	잠재구직자 (B) 포함	잠재경제 활동인구 (A+B) 포함
성별				
남성	1.061	1.038	.651	.653
	(.071)	(.066)	(.075)	(.072)
여성	.878	.898	1.449	1.439
	(.076)	(.073)	(.105)	(.102)
교육수준별				
초졸이하	.784	.778	1.720	1.715
	(.127)	(.121)	(.337)	(.331)
중졸	.666	.678	1.186	1.187
	(.138)	(.133)	(.119)	(.118)
고졸	1.153	1.136	1.056	1.046
	(.090)	(.084)	(.116)	(.113)
전문대졸	1.171	1.138	.889	.881
	(.146)	(.137)	(.154)	(.147)
4년제 대졸 이상	.829	.850	.634	.644
	(.094)	(.090)	(.109)	(.104)
연령대별				
15-19세	1.740	1.600	3.123	3.069
	(1.120)	(1.035)	(.397)	(.370)
20-29세	2.354	2.288	1.393	1.368
	(.224)	(.207)	(.153)	(.144)
30-39세	.692	.721	.775	.774
	(.097)	(.093)	(.141)	(.134)
40-49세	.720	.689	.699	.704
	(.074)	(.069)	(.142)	(.136)
50-59세	.819	.858	.810	.812
	(.087)	(.080)	(.114)	(.113)
60세이상	.730	.710	1.624	1.618
	(.107)	(.102)	(.259)	(.255)

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2020년 4월 분기별/반기별 조사자료.
주: 경기 침체기는 전년동기비 실업률이 상승한 기간으로 정의하였으며, 분석 기간 중 2009년 10월, 2010년 9월, 2010년 12월, 2011년 3월, 2014년 4월~2015년 4월, 2016년 4월, 2016년 10월, 2017년 4월, 2018년 10월, 2019년 4월에 해당함.

<표 1-3> 경기 침체기 실업률 및 확장적 실업지표의 인구집단별 경기변동성 추정 결과

	공식 실업률	확장적 실업지표			
		경계근로자 (C) 포함	취업준비자 (D) 포함	실망실업자 (E) 포함	잠재실업자 (C+D+E) 포함
성별					
남성	1.061	1.043	1.021	.779	.775
	(.071)	(.072)	(.066)	(.070)	(.066)
여성	.878	.905	.837	1.330	1.317
	(.076)	(.073)	(.071)	(.111)	(.104)
교육수준별					
초졸이하	.784	.819	.646	1.721	1.711
	(.127)	(.122)	(.112)	(.346)	(.312)
중졸	.666	.719	.478	1.161	1.141
	(.138)	(.134)	(.118)	(.149)	(.139)
고졸	1.153	1.138	1.040	1.048	1.008
	(.090)	(.091)	(.084)	(.101)	(.094)
전문대졸	1.171	1.175	1.050	.929	.878
	(.146)	(.139)	(.134)	(.131)	(.128)
4년제 대졸 이상	.829	.824	1.009	.704	.767
	(.094)	(.094)	(.093)	(.100)	(.099)
연령대별					
15-19세	1.740	2.334	2.160	2.050	2.474
	(1.120)	(1.044)	(1.036)	(.582)	(.534)
20-29세	2.354	2.322	2.598	1.556	1.547
	(.224)	(.220)	(.204)	(.141)	(.149)
30-39세	.692	.700	.809	.614	.698
	(.097)	(.094)	(.093)	(.103)	(.095)
40-49세	.720	.701	.495	.723	.645
	(.074)	(.073)	(.066)	(.144)	(.133)
50-59세	.819	.805	.662	.905	.850
	(.087)	(.085)	(.074)	(.102)	(.094)
60세이상	.730	.761	.605	1.693	1.688
	(.107)	(.104)	(.096)	(.254)	(.231)

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2020년 4월 분기별/반기별 조사자료.
주: 경기 침체기는 전년동기비 실업률이 상승한 기간으로 정의하였으며, 분석 기간 중 2009년 10월, 2010년 9월, 2010년 12월, 2011년 3월, 2014년 4월~2015년 4월, 2016년 4월, 2016년 10월, 2017년 4월, 2018년 10월, 2019년 4월에 해당함.

<표 1-4> 경기 회복기 실업률 및 고용보조지표의 인구집단별 경기변동성 추정 결과

	공식 실업률	고용보조지표		
		잠재취업 가능자 (A) 포함	잠재구직자 (B) 포함	잠재경제 활동인구 (A+B) 포함
성별				
남성	1.102	1.089	.920	.925
	(.062)	(.061)	(.052)	(.051)
여성	.873	.895	1.182	1.177
	(.070)	(.069)	(.060)	(.060)
교육수준별				
초졸이하	.675	.693	1.152	1.158
	(.119)	(.119)	(.124)	(.124)
중졸	1.199	1.222	1.162	1.185
	(.132)	(.134)	(.098)	(.099)
고졸	1.071	1.107	1.111	1.129
	(.079)	(.078)	(.067)	(.067)
전문대졸	1.136	1.043	1.026	.998
	(.123)	(.119)	(.095)	(.094)
4년제 대졸 이상	.908	.894	.830	.810
	(.088)	(.086)	(.076)	(.074)
연령대별				
15-19세	2.516	2.044	4.113	3.814
	(.994)	(.954)	(.879)	(.860)
20-29세	2.483	2.394	2.085	2.010
	(.199)	(.194)	(.168)	(.165)
30-39세	1.045	1.046	.947	.943
	(.087)	(.087)	(.073)	(.073)
40-49세	.516	.530	.601	.616
	(.066)	(.065)	(.060)	(.061)
50-59세	.617	.647	.696	.719
	(.071)	(.070)	(.062)	(.060)
60세이상	.876	.912	1.161	1.199
	(.102)	(.102)	(.089)	(.089)

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2020년 4월 분기별/반기별 조사자료.
주: 경기 회복기는 전년동기비 실업률이 하락한 기간으로 정의하였으며, 분석 기간 중 2011년 6월~2013년 4월, 2013년 10월, 2015년 10월, 2017년 10월, 2018년 4월, 2019년 10월~2020년 4월에 해당함.

<표 1-5> 경기 회복기 실업률 및 확장적 실업지표의 인구집단별 경기변동성 추정 결과

	공식 실업률	확장적 실업지표			
		경계근로자 (C) 포함	취업준비자 (D) 포함	실망실업자 (E) 포함	잠재실업자 (C+D+E) 포함
성별					
남성	1.102	1.084	1.096	.999	.998
	(.062)	(.061)	(.065)	(.053)	(.058)
여성	.873	.910	.725	1.084	1.038
	(.070)	(.070)	(.067)	(.061)	(.062)
교육수준별					
초졸이하	.675	.698	.487	1.061	1.147
	(.119)	(.119)	(.105)	(.126)	(.129)
중졸	1.199	1.184	.975	1.176	1.227
	(.132)	(.130)	(.118)	(.102)	(.101)
고졸	1.071	1.114	.969	1.064	1.082
	(.079)	(.079)	(.080)	(.064)	(.071)
전문대졸	1.136	1.136	1.104	1.062	1.088
	(.123)	(.121)	(.115)	(.099)	(.100)
4년제 대졸 이상	.908	.861	.973	.926	.767
	(.088)	(.086)	(.096)	(.083)	(.084)
연령대별					
15-19세	2.516	3.180	1.365	3.240	2.997
	(.994)	(1.027)	(.946)	(.832)	(.854)
20-29세	2.483	2.394	2.673	2.344	2.103
	(.199)	(.195)	(.207)	(.166)	(.181)
30-39세	1.045	1.078	1.076	.903	.907
	(.087)	(.087)	(.084)	(.072)	(.073)
40-49세	.516	.528	.388	.570	.548
	(.066)	(.066)	(.060)	(.054)	(.057)
50-59세	.617	.647	.412	.699	.697
	(.071)	(.070)	(.062)	(.059)	(.061)
60세이상	.876	.839	.720	1.111	1.219
	(.102)	(.101)	(.091)	(.096)	(.097)

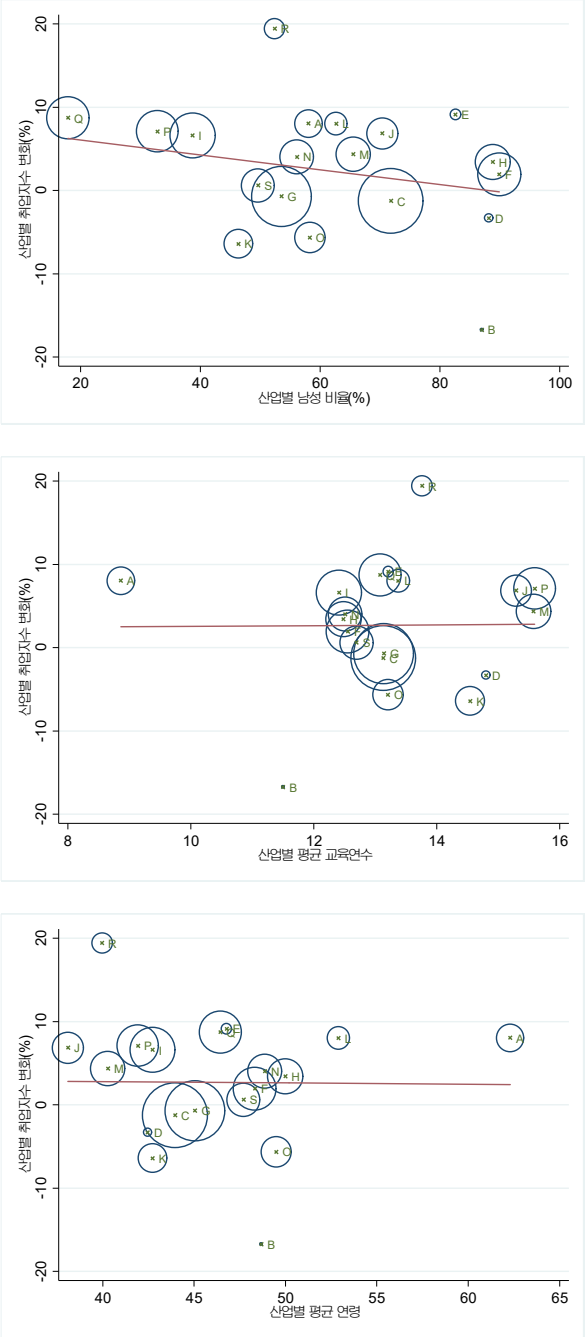
자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2020년 4월 분기별/반기별 조사자료.
주: 경기 회복기는 전년동기비 실업률이 하락한 기간으로 정의하였으며, 분석 기간 중 2011년 6월~2013년 4월, 2013년 10월, 2015년 10월, 2017년 10월, 2018년 4월, 2019년 10월~2020년 4월에 해당함.

제 5 절 배경 분석

그렇다면 인구집단별로 이러한 차이가 발생하는 이유가 무엇인지 밝혀내는 것이 마지막으로 중요한 과제가 된다. 첫 번째로 확인하는 것은 경기변동에 민감한 산업의 특성, 또는 특정 경제위기의 충격이 어느 산업에 더 집중된 결과가 인구집단별 경기변동 민감도에 투영되었을 가능성이다.

이를 살펴볼 수 있는 <그림 1-3>은 산업별 인구구조와 산업별 취업자수 변화에 대한 그림이다. 여기서의 분석 기간은 2018년 7월과 2019년 7월로, 이 사이 기간은 전년동기비 실업률이 (2019년 3월을 제외하고) 1년간 연속적으로 상승했던 경기 침체 기간이다. 경제활동인구조사 원자료에서 취업자의 종사 산업을 21개 산업 대분류로 구분하고, 산업별 인구구조(남성 취업자 비율(%), 취업자 평균 교육년수, 취업자 평균 연령)를 수치적으로 계산하였다. 또한 산업별로 취업자수 변화(%)를 계산하였다. 이를 각각 x축과 y축에 놓은 산포그래프와 fitted line을 표시하였다. <그림 1-3>의 첫 번째 그림에서 2018년 7월-2019년 7월 사이의 취업자수 변화를 남성 취업자 비율에 따라 살펴보면, 남성 비율이 높은 산업의 취업자수가 더 많이 감소한 것으로 나타났다. 그림의 fitted line 아래 위치한 산업 중 남성종사자 비율이 50% 이상인 산업은 B(광업), D(전기, 가스, 증기 및 수도사업), C(제조업), G(도매 및 소매업), K(금융 및 보험업), O(공공행정, 국방 및 사회보장 행정)이었다. 반면 두 번째 그림에서 산업별 취업자수 변화를 산업별 평균 교육수준에 따라 살펴볼 때나, 세 번째 그림에서 산업별 취업자수 변화를 산업별 평균 연령에 따라 살펴보면 선형 fitted line의 방향성 자체는 크게 나타나지 않는다. 즉 2018년 7월-2019년 7월로 분석 기간을 한정해 본다면, 해당 기간의 경기 침체는 주로 남성 종사비율이 높은 산업의 취업자수 감소로 인하여 남성 고용지표에 상대적 변동성을 만들었을 것으로 보인다.

<그림 1-3> 산업별 인구구조와 2018년 7월-2019년 7월 취업자수 변화(%)



자료: 경제활동인구조사 2018년 7월, 2019년 7월 원자료
주: 21개 산업 대분류로 구분. 원자료에서 산업별 평균 계산 시 표본 가중치 적용. scatter plot 및 fitted line은 2018년 7월 산업별 취업자수로 가중함.

인구집단별로 경기변동 민감성에 차이를 발생시키는 또 다른 요인으로, 전직 일자리 특성에 따라 근로자들의 경제활동성 또는 노동 이동 행태가 달라지는지를 확인하였다. <표 1-6>부터 <표 1-8>은 전직 일자리에서 어느 산업, 직업, 종사상 지위에 있었는지에 따른 현재 미취업 상태의 분포를 성별에 따라 추산한 표이다. 단 분석 기간은 지역별고용조사에서 해당 자료가 가용한 2008~2014년이다. 2014년까지 지역별고용조사는 취업자가 아닌 사람들에게 전직 일자리의 산업, 직업, 종사상 지위를 조사한 바 있다. 그 정보를 이용해 미취업인 사람들이 현재 실업, 비경제활동인구, 잠재적 실업 중 어느 상태에 있는지를 판별하였다.

<표 1-6>에 따르면 표본에서 비경제활동인구로 있기보다 실업 상태에 있는 비율이 여성보다 남성에게서 약 2배정도 높게 나타났다. 남성이 실업 상태로 있는 비율이 가장 높은 산업은 제조업(34.5%)이고, 실망실업자로 있는 비율이 가장 높은 산업은 국제 및 외국기관(16.7%)과 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(13.2%) 산업이었다. 한편 여성이 실업 상태로 있는 비율이 가장 높은 산업은 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업(19.7%)과 전문, 과학 및 기술 서비스업(19.4%)이었고 실망실업자로 있는 비율이 가장 높은 산업은 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업(9.8%)과 공공행정, 국방 및 사회보장 행정(9.5%) 산업이었다.

<표 1-7>, <표 1-8>에 따르면 전직에서 사무 종사자, 장치·기계 조작 및 조립 종사자, 전문가 및 관련 종사자로 있었던 사람은 실업 상태로 있는 비율이 상대적으로 높았던 반면 농림·어업 종사자였던 사람은 거의 대부분 비경제활동인구로 머물렀다. 또한 기능원 및 관련 기능 종사자와 단순노무 종사자는 (노동시장적 사유로 일자리를 구하지 않은) 실망실업 상태에 있는 비율이 높아서 향후 구직활동을 시작하여 경제활동인구로 편입할 가능성이 높은 상태에 있는 것을 알 수 있었다. 그리고 전직에서 상용근로자로 있었던 사람은 실업 상태로 있는 비율이 상대적으로 높았던 반면 고용주나 자영업자로 일하다가 실직한 사람은 주로 비경제활동인구 상태에 있는 것으로 나타났다. 이들이 노동 이동을 함에 있어서 실업급여와 같은 사회적 완충(buffer)기능이 충분히 역할을 하고

있지 못한다는 것을 함의하는 것으로 보인다.

마지막으로 보다 구체적인 분석을 위해 인구집단별 경기변동 민감도 추정치와 인구집단별 일자리특성 분포 간 상관관계를 살펴보았다. 성×교육정도×연령대별로 교차한 총 60개 인구집단에 대한 경기변동 민감도를 추정하고, 각 인구집단의 산업별 종사 비율, 직업별 종사 비율, 종사상지위 비율에 대한 통계를 산출하였다. 한 인구집단의 산업, 직업, 종사상지위 분포와 그 집단의 경기변동 민감도가 서로 얼마나 상관관계가 있는지 <표 1-9>를 통해 해석해 보았다. 이 수치들은 상관계수의 방향성(+/-)과 크기 측면에서 해석해볼 수 있다. 먼저 실업률 측면에서 분석한 경기변동 민감도와 음(-)의 관계에 있는 산업은 농,임,어업, 금융보험업, 부동산업, 사업서비스업, 공공행정, 교육서비스, 보건업, 기타서비스업, 가구내 고용 등이다. 이러한 산업에 종사하는 비중이 낮을수록 실업률의 변동성이 큰 것으로 해석된다. 그런데, 다음 열에서 고용보조지표로 분석한 경기변동 민감도와의 상관관계를 보면 일부 산업에서 방향성이 바뀌는 모습이 나타난다. 농,임,어업, 사업서비스업, 보건업, 기타서비스업, 가구내고용 산업들에서 상관계수의 부호가 -에서 +로 전환되었다. 즉 근로자들이 잠재경제활동인구로 존재하는 경제활동성까지 고려할 경우 이러한 산업들에 종사하는 비중이 높을수록 경기변동 민감도가 컸다. 마지막 열(B-A갭)은 고용보조지표 변동성 추정치와 공식 실업률 변동성 추정치를 단순 차분한 값이다. 이것이 인구집단별 경제활동성의 차이를 계측하는 값이라고 본다면 농,임,어업, 숙박음식업, 보건업, 기타서비스업, 가구내 고용 등의 산업에 종사할수록 잠재경제활동인구로의 경제활동성이 더 크게 나타난다고 해석해볼 수 있었다. 반면 제조업, 건설업, 운수업, 출판방송업, 전문과학업의 경우 B-A갭과의 상관계수의 부호가 -로 나타나 반대의 결과를 보였다.

동일한 방식으로 직업에 대해서도 살펴보면 실업률 측면에서 분석한 경기변동 민감도와 음(-)의 관계에 있는 직업은 관리자, 전문가, 농림어업, 단순노무직이다. 이러한 직업에 종사하는 비중이 낮을수록 실업률의 변동성이 큰 것으로 해석된다. 그런데, 다음 열에서 고용보조지표로 분석

한 경기변동 민감도와의 상관관계를 보면 농림어업과 단순노무직에서 방향성이 바뀌어 상관계수의 부호가 -에서 +로 전환되는 모습이 나타난다. 즉 근로자들이 잠재경제활동인구로 존재하는 경제활동성까지 고려할 경우 이러한 직업에 종사하는 비중이 높을수록 경기변동 민감도가 컸다. 마지막 열의 B-A갭과의 상관계수를 보면 전문가, 사무직, 기능원, 기계조작 업무에 있을수록 잠재경제활동인구로의 경제활동성이 작고, 서비스직, 판매직, 농림어업, 단순노무직 종사 비율이 높을수록 잠재경제활동인구로의 경제활동성이 큰 경향이 있다는 결과를 도출할 수 있었다.

제 6 절 결 론

본 연구는 한국의 2008~2020년에 노동시장에서 나타나는 인구집단별 상대적 경기변동 민감도를 분석하여 경기 침체기에 누가 더 많은 타격을 받은 일자리 취약계층이었는지, 이들이 경기 회복기에 얼마나 회복성을 보였는지를 지역별고용조사 자료를 이용해 실증분석하였다. 또한 공식 실업률 지표가 경기 변동성을 과소추정할 수 있다는 문제점을 지적하고 고용보조지표를 추가적으로 분석함으로써 실업률 변동성의 해석 문제를 보완하였다.

실업률 지표로 분석한 경기변동 민감도가 높은 인구집단은 남성, 중간학력자, 30대 미만 청년층이었다. 이들은 경기 침체기에 더 많은 실업률 상승을 겪으나 경기 회복기에는 상대적으로 더 개선되는 모습을 보였다. 고용보조지표는 비경제활동인구로 분류되었던 잠재실업자를 포함한 확장 실업률을 계산한다. 고용보조지표로 분석하여 근로자들의 경제활동성의 차이를 고려한 결과 경기변동 민감도가 높은 인구집단은 여성, 저학력자, 저/고연령층으로, 이들 중 상당수가 경기 침체기에 노동시장에서 밀려나 일을 하고 있지 못하는 노동력으로 있고, 경기 회복 시 비경제활동-취업 간 노동이동을 통해 일자리를 회복하고 있음을 알 수 있었다.

한국의 경기변동기에 노동시장에 나타난 이질적인 영향의 배경에는

인구집단별 산업·직종 분리 현상이 있었던 것으로 보인다. 농,임,어업, 숙박음식업, 보건업, 기타서비스업, 가구내 고용 등의 산업에 종사할수록 잠재경제활동인구로 존재하는 경제활동성이 더 크게 나타났다. 이들이 노동 이동을 함에 있어서 실업급여와 같은 사회적 완충(buffer)기능이 충분히 역할을 하고 있지 못한다는 것을 함의한다.

마지막으로 본 연구에는 몇 가지 한계점이 존재한다. 첫째, 코로나19 발생 이전에 대한 분석이다. 연구의 분석기간인 2020년 4월까지는 코로나19의 영향이 노동시장에 본격적으로 확산되기 전이다. 코로나19는 과거 역사적 경기충격들과는 다른 방식으로 노동시장에 영향을 끼쳤다는 점이 지적되고 있는 바, 코로나19의 특이 영향에 대해서는 별도의 분석이 필요할 것이다. 본 연구는 코로나19 확산 이전으로 분석을 한정하고 2008년 이후 장기 시계열의 활용에 상대적인 중점을 두었다. Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구에서처럼 미국은 장기간의 자료가 구축되어 역사적으로 규모가 컸던 1980년대와 2008년 경기변동의 영향을 비교하는 연구가 가능하다. 현재 시점에서 우리나라의 지역별고용조사는 2021년 4월 자료까지 공개되었다. 향후 코로나19 이후의 경기회복국면이 본격화되면 한국의 과거 2008년과 코로나19 경기변동을 비교하는 실증분석으로의 연구 발전이 가능할 것으로 기대한다.

연구의 두 번째 한계는 경기 침체기와 회복기를 구분한 방식이다. 미국은 NBER business cycle dating committee가 경기변동의 기준순환일을 설정하는데, 설정된 기준순환일은 미국 실업률의 정점, 저점과 상당히 일치한다. 따라서 Hoynes, Miller & Schaller(2012)의 연구에서처럼 실업률의 저점부터 정점까지의 기간을 'recession'으로 설정하는 데에 무리가 없다. 반면 우리나라는 GDP 성장률과 실업률 간의 상관관계가 미국에 비해 낮고 실업률의 변동폭이 작아 명확한 정점, 저점을 구분하기가 어렵다. 이러한 이유로 인해 본 연구는 전년동기대비 실업률이 상승한 기간으로 경기 침체기를 구분하는 조작적 정의 방법을 적용하였다. 경기변동의 정의를 개선하고 고용률 등 다양한 지표를 이용하여 인구집단별 경기변동 민감도 연구를 발전시키는 것을 향후 과제로 남긴다.

<표 1-6> 성별 전직 일자리 산업에 따른 미취업 상태 분포(%)

	남성					여성				
	실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자			실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자		
			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자
전체	19.8	69.0	8.7	0.4	2.1	7.8	85.9	4.5	0.6	1.2
전직 산업										
농,임,어업	2.0	95.1	2.5	0.1	0.3	0.4	97.9	1.6	0.1	0.0
광업	19.7	69.2	10.6	0.6	0.0	12.0	86.0	2.0	0.0	0.0
제조업	34.5	52.9	9.4	0.5	2.8	12.6	79.7	5.9	0.8	0.9
전기업	30.9	52.5	11.3	0.7	4.7	11.3	78.8	4.0	1.3	4.6
하수처리업	28.3	58.3	10.1	0.4	2.9	15.0	74.8	9.8	0.5	0.0
건설업	24.9	57.9	15.7	0.5	1.0	12.7	79.0	6.6	0.8	1.0
도소매업	21.8	67.5	7.3	0.4	3.0	9.9	83.4	4.5	0.7	1.5
운수업	25.3	63.8	8.5	0.4	2.0	14.3	78.4	5.0	0.7	1.7
숙박음식업	15.9	75.3	5.5	0.7	2.7	8.2	84.5	5.3	0.9	1.2
출판방송업	34.1	50.6	8.5	0.8	6.0	19.7	70.3	5.1	0.6	4.4
금융보험업	29.5	55.9	9.2	0.7	4.7	13.5	78.2	4.4	0.8	3.0
부동산업	22.5	64.9	10.7	0.4	1.5	11.7	80.2	5.8	1.0	1.2
전문과학	33.6	50.7	8.6	0.6	6.4	19.4	70.3	5.2	0.6	4.5
사업서비스	25.7	59.9	11.7	0.6	2.0	13.2	77.5	7.3	0.8	1.2
공공행정	14.2	70.7	13.2	0.5	1.5	9.4	79.5	9.5	0.8	0.8
교육서비스	16.2	71.3	6.1	0.7	5.8	9.8	80.7	4.6	1.0	3.9
보건업	20.2	66.5	9.6	0.4	3.4	12.7	79.7	5.0	0.8	1.9
예술스포츠	18.4	70.0	7.2	0.8	3.6	11.5	79.7	5.9	0.8	2.2
기타서비스	22.2	65.0	9.7	0.5	2.5	8.7	84.5	5.2	0.6	1.0
가구내 고용	11.0	80.5	8.5	0.0	0.0	4.7	88.3	6.4	0.6	0.0
국제외국기관	6.7	76.7	16.7	0.0	0.0	11.8	88.2	0.0	0.0	0.0

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2014년 10월 분기별/반기별 조사자료.
주: 2014년까지 지역별고용조사는 취업자가 아닌 사람들에게 전직 일자리의 산업, 직업, 종사상 지위를 조사하였음. 2015년부터는 해당 정보가 조사되지 않음.

<표 1-7> 성별 전직 일자리 직업 및 종사상 지위에 따른 미취업 상태 분포(%)

	남성					여성				
	실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자			실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자		
			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자
전체	19.8	69.0	8.7	0.4	2.1	7.8	85.9	4.5	0.6	1.2
전직 직업										
관리자	20.9	70.9	6.3	0.3	1.5	9.2	86.2	2.6	0.0	2.0
전문가	28.7	57.5	7.8	0.5	5.5	12.8	78.6	4.1	0.8	3.7
사무직	32.2	53.4	8.3	0.5	5.6	17.4	73.5	5.1	0.9	3.2
서비스직	16.2	74.0	6.2	0.8	2.9	9.0	83.9	5.2	0.8	1.1
판매직	21.2	68.0	7.2	0.4	3.3	9.1	84.2	4.3	0.8	1.6
농림어업	1.6	96.3	1.7	0.1	0.4	0.2	99.2	0.6	0.0	0.0
기능원	28.7	55.6	13.5	0.5	1.7	9.0	83.8	6.6	0.4	0.3
기계조작	32.2	55.8	9.5	0.5	2.2	15.2	77.1	5.7	1.0	1.0
단순노무	17.9	68.3	12.3	0.5	1.0	6.4	85.2	7.5	0.6	0.2
전직 종사상 지위										
상용근로자	36.9	50.5	8.7	0.4	3.6	16.7	75.9	4.4	0.7	2.3
임시근로자	21.6	64.9	9.9	0.5	3.1	11.2	79.4	6.5	0.9	1.9
일용근로자	18.1	67.5	12.5	0.7	1.2	6.5	85.1	6.9	0.9	0.7
고용주	18.4	70.5	8.9	0.5	1.8	5.7	89.8	3.6	0.4	0.4
자영업자	5.8	89.7	3.8	0.1	0.6	2.1	95.2	2.0	0.2	0.5
무급가족종사자	4.2	90.3	2.5	0.1	2.9	0.4	98.7	0.7	0.0	0.1

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2014년 10월 분기별/반기별 조사자료.
주: 2014년까지 지역별고용조사는 취업자가 아닌 사람들에게 전직 일자리의 산업, 직업, 종사상 지위를 조사하였음. 2015년부터는 해당 정보가 조사되지 않음.

<표 1-8> 저학력자 및 청년층의 전직 일자리 직업 및 종사상 지위에 따른 미취업 상태 분포(%)

	저학력자(고졸 이하)					청년층(12~29세)				
	실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자			실업자	비경제활동인구 (잠재실업자 제외)	잠재실업자		
			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자			실망 실업자	경계 근로자	취업 준비자
전체	10.0	82.9	5.9	0.5	0.6	12.5	79.3	6.1	0.5	1.6
전직 직업										
관리자	20.0	72.7	6.7	0.5	0.3	19.3	73.1	5.8	0.3	1.6
전문가	12.7	79.8	5.0	0.8	1.7	17.6	72.2	5.2	0.7	4.2
사무직	16.8	75.0	5.6	0.9	1.7	21.9	67.4	6.1	0.8	3.9
서비스직	9.6	83.4	5.2	0.8	1.0	11.0	81.1	5.5	0.8	1.6
판매직	10.4	83.0	4.7	0.6	1.2	12.9	79.2	5.2	0.6	2.1
농림어업	0.5	98.6	0.9	0.0	0.0	0.6	98.3	0.9	0.0	0.1
기능원	22.6	63.9	12.2	0.5	0.8	24.4	61.8	12.0	0.5	1.4
기계조작	25.5	64.7	8.0	0.6	1.2	27.1	62.2	8.3	0.6	1.8
단순노무	10.7	79.0	9.4	0.6	0.3	11.4	77.8	9.6	0.6	0.6
전직 종사상 지위										
상용근로자	24.3	67.0	6.9	0.6	1.3	25.5	64.8	6.3	0.6	2.9
임시근로자	12.7	77.9	7.7	0.7	1.0	15.0	74.1	7.8	0.8	2.4
일용근로자	11.0	78.5	9.3	0.8	0.5	11.8	77.1	9.5	0.8	0.9
고용주	11.5	81.0	6.3	0.4	0.8	13.1	78.7	6.7	0.4	1.2
자영업자	3.0	94.2	2.5	0.1	0.2	4.0	92.4	2.9	0.2	0.5
무급가족종사자	0.5	98.6	0.8	0.0	0.1	0.8	97.9	0.9	0.1	0.4

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2014년 10월 분기별/반기별 조사자료.
주: 2014년까지 지역별고용조사는 취업자가 아닌 사람들에게 전직 일자리의 산업, 직업, 종사상 지위를 조사하였음. 2015년부터는 해당 정보가 조사되지 않음.

<표 1-9> 인구집단별 경기변동 민감도[1)]와 인구집단별 일자리특성 분포[2)] 간 상관계수

	공식 실업률 변동성 (A)	고용보조지표 변동성 (잠재경제활동인구 포함 실업률) (B)	B-A 갭
산업			
농,임,어업	-0.2	0.0	0.2
제조업	0.2	-0.3	-0.6
건설업	0.1	-0.3	-0.4
도소매업	0.3	0.5	0.1
운수업	0.0	-0.3	-0.3
숙박음식업	0.3	0.6	0.4
출판방송업	0.2	-0.2	-0.4
금융보험업	-0.2	-0.2	0.0
부동산업	-0.4	-0.3	0.2
전문과학	0.0	-0.3	-0.3
사업서비스	-0.1	0.0	0.1
공공행정	-0.4	-0.4	0.1
교육서비스	-0.2	-0.1	0.1
보건업	-0.2	0.0	0.3
예술스포츠	0.5	0.6	0.1
기타서비스	-0.2	0.1	0.4
가구내 고용	-0.3	0.2	0.5
직업			
관리자	-0.3	-0.3	0.0
전문가	-0.1	-0.2	-0.1
사무직	0.0	-0.2	-0.2
서비스직	0.2	0.6	0.5
판매직	0.1	0.4	0.3
농림어업	-0.2	0.0	0.2
기능원	0.1	-0.3	-0.4
기계조작	0.2	-0.2	-0.5
단순노무	-0.1	0.2	0.3
종사상지위			
상용근로자	0.0	-0.4	-0.5
임시근로자	0.3	0.6	0.3
일용근로자	0.2	0.4	0.2
고용주	-0.4	-0.5	0.0
자영업자	-0.3	-0.3	0.1
무급가족종사자	-0.3	0.1	0.5

자료: 지역별고용조사 2008년 10월~2014년 10월 분기별/반기별 조사자료.
주: 1) 성×교육정도×연령대별 총 60개 인구집단에 대한 경기변동 민감도 추정치
2) 각 60개 인구집단의 산업/직업/종사상지위별 종사 비율 통계

참 고 문 헌

김대일. (2000). “한계적 경제활동 참가자와 실업”.『한국경제의 분석』 6(1): 1-68.

김우영. (2008). “경기변동에 따른 노동시장의 비대칭적 반응 분석”.『경제분석』14(1): 92-114.

김태봉·박근형. (2020). “고용보조지표를 활용한 청년실업과 경기상관 분석”.『경제분석』26(2): 43-71.

김태봉·이한규. (2020). “우리나라 노동시장의 유휴생산능력 추정 및 통화정책에 대한 시사점 분석”.『노동경제논집』43(4): 1-34.

사명철. (2013). “우리나라 노동시장 내 성별 직종분리의 변화”.『노동정책연구』15(4): 1-24.

오삼일·강달현. (2019). “노동이동(worker flows) 분석: 고용상태 전환율을 중심으로”. 『한국은행 조사통계월보』 2019년 7월호.

통계청. (2014.11.12.) 고용보조지표 관련 10문 10답 보도참고자료.

한국은행. (2006). “분기 GDP 성장률 주지표 전환의 주요 내용 및 의미,” 『한국은행 조사통계월보』 2006년 2월호.

황선웅. (2009). “경기변동과 임시일용직 고용”.『노동정책연구』9(1): 221-245.

황수경. (2010). “실업률 측정의 문제점과 보완적 실업지표 연구”.『노동경제논집』33(3): 89-127.

황수경·윤윤규·조성재·전병유·박경로·안주엽. (2010).『경제위기와 고용』, 한국노동연구원 정책연구 2010-02.

Anker, Richard. (1997). *Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview.* International Labor Review, 136(3): 315-339.

Azmat, Ghazala, Güell, Maia, and Alan Manning. (2006). *Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries.* Journal of Labor Economics, 24(1): 1-37.

Aaronson, Stephanie, Daly, Mary, Wascher, Willam, and David

Wilcox. (2019). *Okun Revisited: Who Benefits Most from a String Economy?* Brookings Papers on Economic Activity, Spring 2019: 333-404.

Barrett, Garry. (2018). *The labor market in Australia, 2000-2016.* IZA World of Labor, 443: 1-11.

DeBoer, Larry, and Michael C. Seeborg. (1989). *The Unemployment Rates of Men and Women: A Transition Probability Analysis.* ILR Review, 42(3): 404-414.

Elsby, Michael, Bart Hobijn, and Ayçegül Sahin. (2010). *The Labor Market in the Great Recession.* Brookings Papers on Economic Activity, Spring 2010: 1 - 48.

Farber, Henry. (2011). *Job Loss in the Great Recession: Historical Perspective from the Displaced Workers Survey, 1984-2010.* NBER Working Paper No. 17040.

Ham, Sunyu. (2021). *Explaining Gender Gaps in the South Korean Labor Market During the COVID-19 Pandemic.* Feminist Economics, 27(1-2):133-151.

Hines, James, Hoynes Hilary, and Alan Krueger. (2001). *Another Look at Whether a Rising Tide Lifts All Boats.* Chap. 10 in The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained, edited by Alan Krueger and Robert Solow. Russell Sage Foundation: New York.

Hoynes, Hilary. (2000). *The Employment and Earnings of Less Skilled Workers over the Business Cycle.* In Finding Jobs: Work and Welfare Reform, edited by Rebecca M. Blank and David Card, 23 - 71. Russell Sage Foundation: New York.

Hoynes, Hilary, Miller, Douglas, and Jessamyn Schaller. (2012). *Who Suffers During Recessions?* Journal of Economic Perspectives, 26(3): 27-48.

Kawaguchi, Daiji, and Tetsuchi Murao. (2012). *Who bears the cost if the business cycle? Labor-market institutions and volatility of the youth unemployment rate.* IZA Journal of Labor Policy, 1(10):1-22.

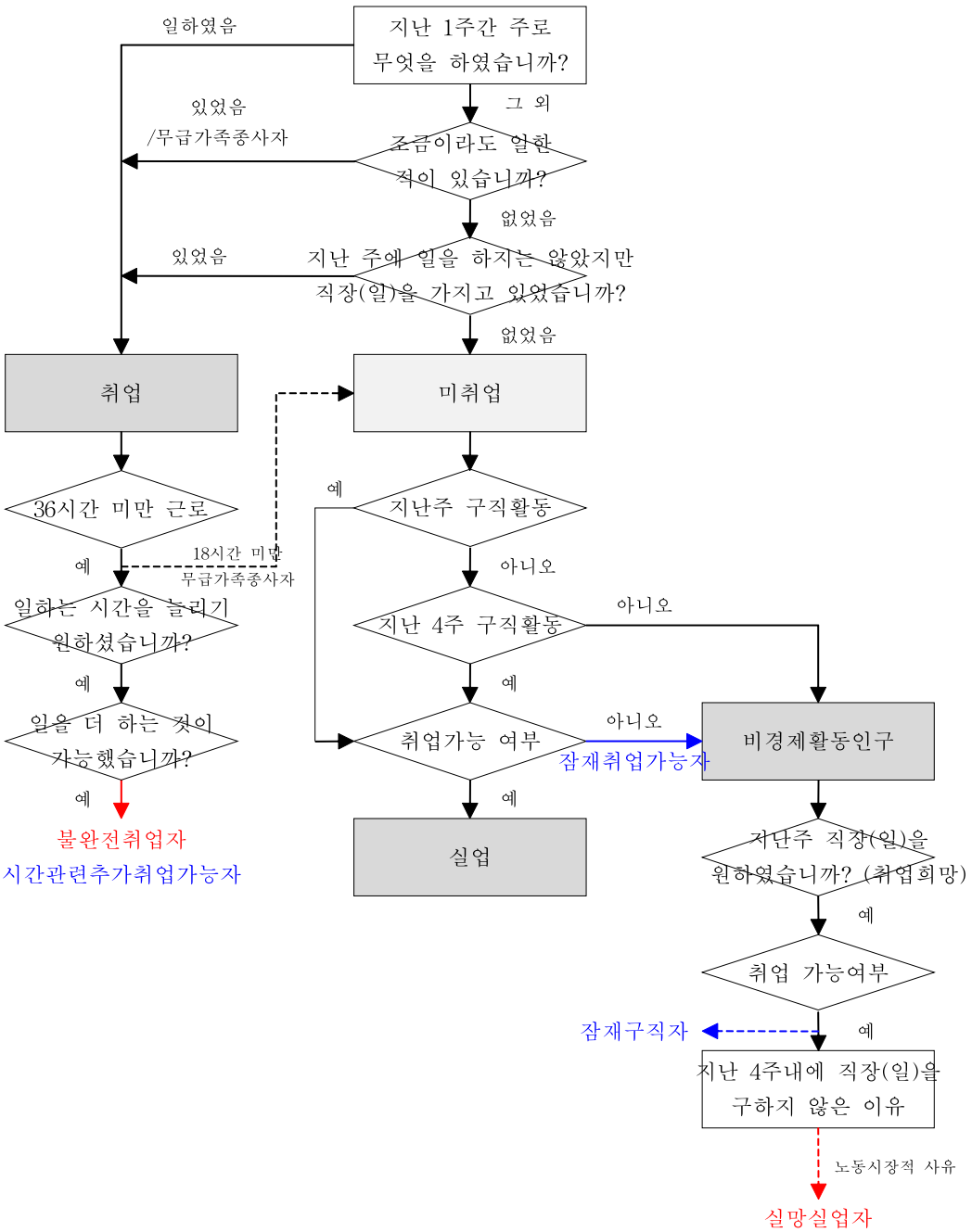
Lee, Jungmin. (2017). *The Labor Market in South Korea, 2000-2016.* IZA World of Labor, 405: 1-11.

Okun, Arthur. (1973). *Upward Mobility in a High-Pressure Economy.* Brookings Papers on Economic Activity, 1973(1): 207-261.

Verick, Sher. (2009). *Who is Hit Hardest during a Financial Crisis? The Vulnerability of Young Men and Women to Unemployment in an Economic Downturn.* IZA Discussion Paper No. 4359.

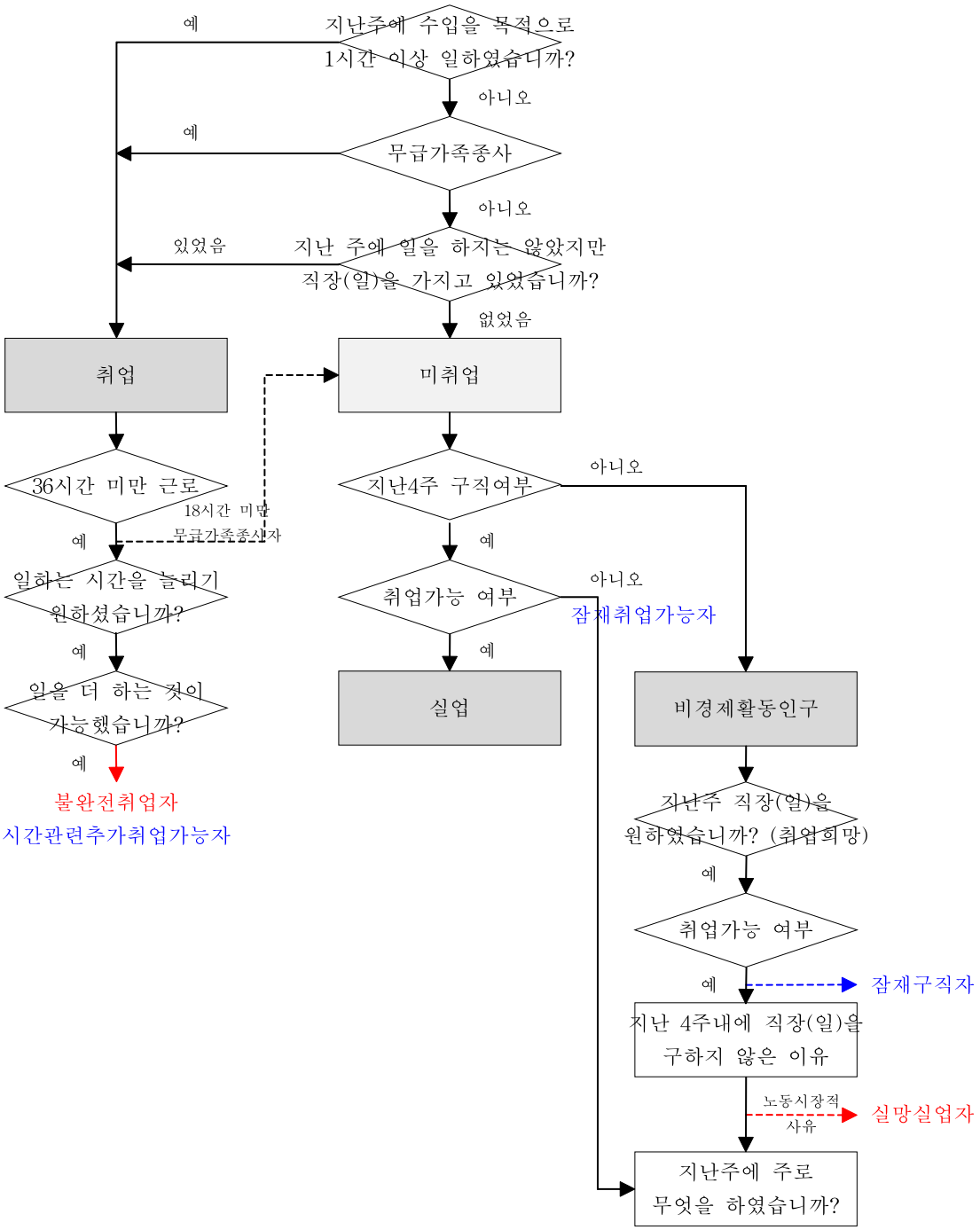
부 록

<그림 1-A> 2014년 이전 경제활동인구조사 흐름도



자료: 황수경(2010) p102 인용 및 수정

<그림 1-B> 2015년 이후 경제활동인구조사 흐름도



자료: 경제활동인구조사표 기반으로 저자 작성

제 2 장 국민기초생활보장제도 수급이 노동공급에 미치는 영향

제 1 절 서 론

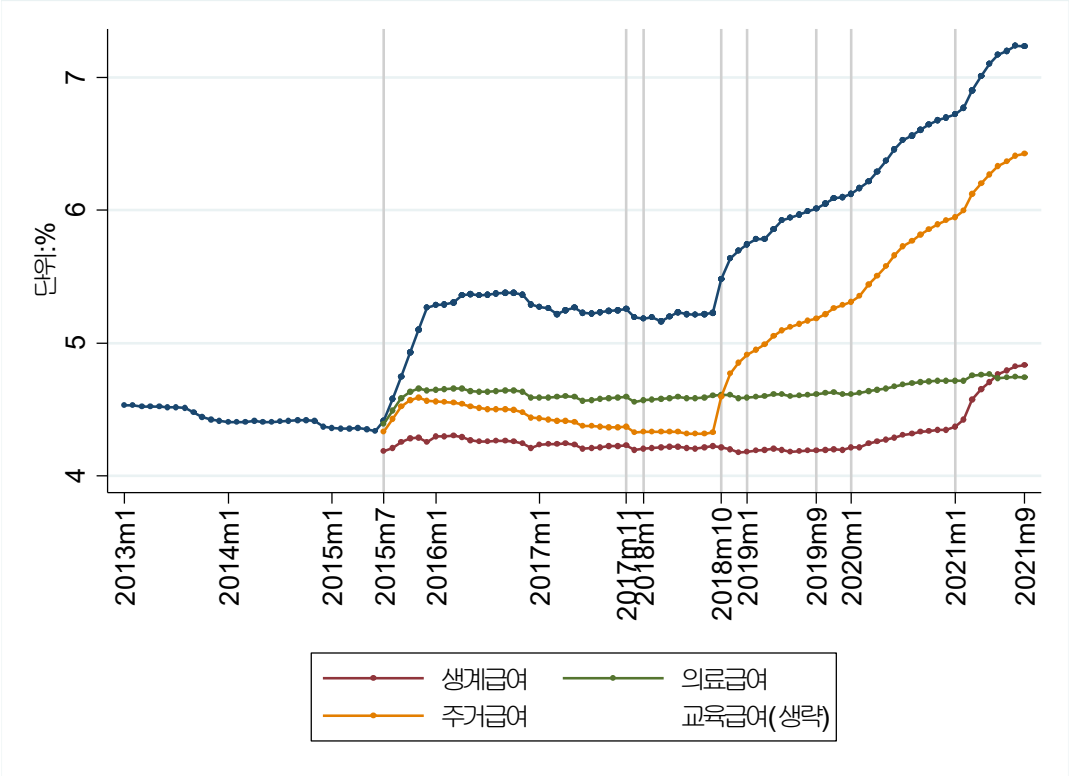
이 연구는 국민기초생활보장제도의 수급이 노동공급에 미친 영향을 실증분석하는데 목적을 두고 있다. 2000년 10월 시행된 국민기초생활보장제도는 어려운 사람에게 필요한 급여를 실시해 이들의 최저생활을 보장하고 자활을 돕고자 실시하는 제도이다(국민기초생활보장법 제1조). 국민기초생활보장제도는 2015년 7월 1월부터 '맞춤형 급여' 방식으로 개편되었다. 이는 기존 기초생활보장제도의 문제점을 보완하고자 한 것인데, 기존에는 가구의 소득이 최저생계비 이하인 경우에만 생계, 의료, 주거, 교육급여 등 모든 급여를 지원하고 가구 소득이나 부양의무 기준을 조금만 초과해도 모든 지원이 중단되었다. 맞춤형 급여란 『국민기초생활 보장법』 개정안(2014.12.30.)의 별칭으로, 이전의 통합급여 방식과 구분하기 위하여, 급여종류별로 선정기준을 차등하는 현 제도 운영 방식을 맞춤형 급여라 칭한다.[6] 통합급여 방식을 맞춤형 개별급여 방식으로 바꾸면서 기초생활수급자의 가구여건에 맞는 지원을 위하여 생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여 등 급여별로 선정기준을 다르게 하였다. 수급자의 급여별 선정기준이 다양한 계층으로 세분화돼 소득이 어느 정도 증가해도 주거·교육급여 등 필요한 지원을 받을 수 있게 되었다.[7]

<그림 2-1>은 행정자료에서 나타나는 우리나라 기초생활보장 수급가구 규모이다. 2015년 6월 90.4만 가구로, 우리나라 주민등록가구 대비 4.33%에 해당하는 규모였다가 2015년 7월 맞춤형 급여가 도입되며 같은

6) 2015년 국민기초생활보장사업(맞춤형급여 운영방안) 안내 p.11
7) 보건복지부 업무계획 '기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편'

해 12월 110.6만 가구(5.26%)가 되었다. 전년 말 대비 20만 가구(0.90%p)가 증가한 규모이다. 그림의 파란 선은 생계, 의료, 주거, 교육급여 중 어느 하나라도 수급한 경우에 해당하는 맞춤형 급여 수급 가구 규모이다. 교육급여 수급가구 비율은 그림에서 생략하였는데, 2015년 12월 1.25% ~ 2021년 9월 0.91%대에 머무른다.

<그림 2-1> 전국 기초생활보장수급가구 비율, 2013년 1월~2021년 9월



자료: 복지로 복지통계. 행정자료 월별 자료는 2013년 1월부터 존재함.
주: 2015년 7월부터 파란 연결선은 생계, 의료, 주거, 교육급여 중 어느 하나라도 수급한 경우에 해당하는 맞춤형급여 수급가구임. (생계, 의료, 주거, 교육급여 중복 수급 허용. 기초생활보장 시설수급자 포함) 세로실선은 부양의무자 기준이 완화된 시기임.

이러한 개편방안은 빈곤정책의 사각지대에 있는 빈곤층에 대한 보호를 확대하기 위한 것이다(노대명 2015, 31). 그러나 보장대상 규모를 확대할 때 나타날 도덕적 해이 문제에 대한 우려도 많다. 특히 기초생활보

장제도는 노동 의욕을 저하하는 측면이 있다. 맞춤형 급여로 개편됨에 따라 유입된 추가 수급자에게 발생한 근로 비유인으로 인해 실제로 노동공급 선택에 변화가 나타났는지 평가하는 것은 제도의 영향을 평가하기 위해 매우 중요한 과제이다. 그러나 기초생활보장제도와 노동공급 간의 인과관계 추정은 역인과관계에 의한 내생성 문제로 인해 쉽지 않다는 점이 선행연구들을 통해 지적되어 왔다. 종속변수인 노동공급의 변화가 독립변수인 기초생활보장제도의 수급여부에 영향을 미치고 이는 또 종속변수에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이와 같은 내생성의 문제가 발생할 경우 기초생활보장제도의 수급여부가 노동공급에 미치는 영향을 추정하는 데 있어 편의(bias)가 발생하게 되어 인과관계의 타당성을 저해하게 된다(박상현·최하정 2009, 151).

본 연구는 기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 분석함에 있어, 2015년 7월 맞춤형 급여 개편의 영향이 '최저생계비 이상 중위소득 50% 이하' 가구에 집중된 자연실험인 점을 도구변수로 이용한다. 그를 위해 먼저 기초생활보장제도의 수급자 선정 기준과 급여액의 연도별 변화를 총 정리하고, 2015년 7월 맞춤형 급여 개편이 개인의 노동공급에 미친 영향을 복지패널 2011~2019년 자료를 활용해 실증 분석하였다.

2장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 기초생활보장제도 맞춤형 급여의 선정 기준과 급여 수준 등 제도에 관해 자세히 살펴본다. 3절에서는 기초생활보장제도 수급의 영향을 분석한 선행연구들의 방법론 및 결과를 검토한다. 4절에서는 실증분석의 연구 방법론과 분석 자료를 살펴보고 실증분석 및 강건성 검정 결과를 정리한다. 마지막으로 5절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시한다.

제 2 절 맞춤형 급여 제도

2.1 선정 기준

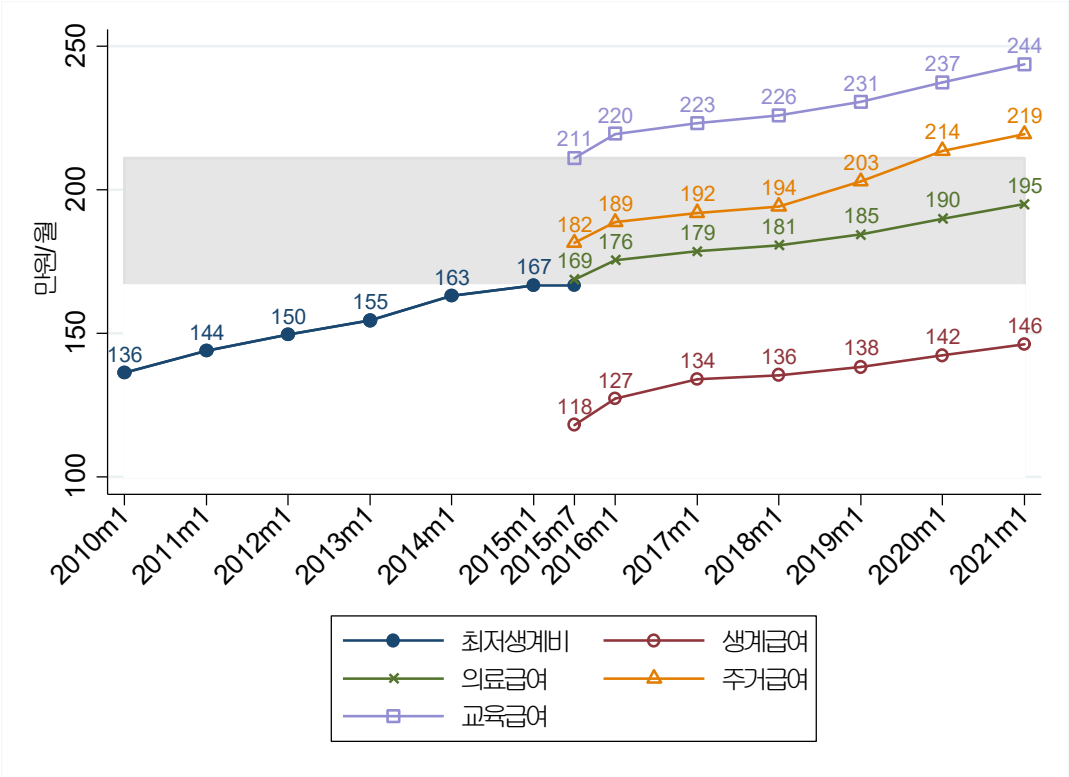
맞춤형 급여 제도 방식의 가장 큰 변화는 기존 '최저생계비' 대신 '기준 중위소득'이라는 개념을 도입해 급여별로 선정기준 등을 달리 정하는 방향으로 개편된 것이다. 생계급여는 가구의 소득인정액이 기준 중위소득 28% 이하[8]인 수급자에게 부족분만큼을 급여로 지급한다. 의료급여는 중위소득 40% 이하 대상자들에게 의료비 부담을 국가가 지원한다. 주거급여는 중위소득 43%[9] 이하 대상자들에게 거주형태, 주거비 부담 수준 등에 따라 실질적 주거 지원을 한다. 교육급여는 중위소득 50% 이하 대상자들에게 교육비를 지원한다.[10]

구체적으로 <그림 2-2>는 연도별 기초생활보장 수급자 선정 소득인정액 기준을 4인 가구에 대해 그린 것이다. 2015년 4인 가구의 최저생계비는 월 167만원, 4인 가구의 기준 중위소득은 월 422만원으로 발표되었다. 의료급여 수급자 선정 기준이 되는 중위소득의 40%(169만원) 수준은 2015년 최저생계비와 비슷한 수준으로 유지되었음을 확인할 수 있다. 맞춤형 급여 제도로 개편되면서 가구의 소득인정액이 기준 중위소득의 43%인 182만원 이하이면 새롭게 주거급여를 수급할 수 있게 되었고, 기준 중위소득의 50%인 월 211만원 이하이면 교육급여를 수급할 수 있게 되었다. 즉, 맞춤형급여 개편에 따른 기초생활보장제도의 새로운 유입은 2015년 당시 가구 소득인정액이 최저생계비 이상~기준 중위소득 50% 이하인 가구에 집중되었을 것이 예상된다. 4인가구 기준 월 169만원~211만원은 연간으로 환산할 경우 2,028만원~2,532만원에 해당한다.

---

8) 생계급여 대상자 기준을 2015년 중위소득의 28%, 2016년 29%, 2017년 이후 30%로 확대하였다.
9) 주거급여 대상자 기준을 2015년 중위소득의 43%, 2019년 44%, 2020년 이후 45%로 확대하였다.
10) 대한민국 정책브리핑 정책뉴스 '저소득층 손 더 단단히 잡는다' (2015.07.14.)

<그림 2-2> 연도별 기초생활보장 수급자 선정 소득인정액[11] 기준 - 4인 가구



자료: 보건복지부(각년도) 「국민기초생활보장사업 안내」를 기반으로 저자 작성.

11) 수급자 소득인정액 = 소득평가액 + 재산의 소득환산액

소득평가액: 실제소득 - 가구특성별 지출비용 - 근로소득공제

실제소득: 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 부양비, 공적이전소득, 보장기관 확인소득

재산의 소득 환산액: (재산가액-기본재산액-부채)×소득환산율

2.2 급여 수준

수급자 선정 기준이 변화함에 따라 보충급여 성격의 기초생활보장제도 급여액 역시 변화하였다. 먼저 통합급여 방식에서의 급여 수준을 살펴보면 다음과 같다. 현금급여기준액은 최저생계비에서 현물급여형태로 지급되는 의료비・교육비 및 타법지원액(주민세, TV 수신료등)을 차감한 금액으로서, 소득이 없는 수급자가 받을 수 있는 최고액의 현금급여(생계・주거급여)수준을 의미한다. 개별가구는 이 현금급여기준에서 해당가구의 소득인정액을 차감한 금액을 매월 생계비 및 주거비로 지급받게 된다.[12] 예를 들어 2015년 4인가구의 소득인정액이 0원일 때, (현금급여기준-가구의 소득인정액) 1,349,428원 중 77.968%인 1,052,122원을 생계비로, 나머지 22.032%인 297,306원을 주거비로 지급받게 된다.

맞춤형 급여 방식에서의 생계급여 급여 수준은 선정 기준과 동일하다. <그림 2-3>은 4인 가구가 연도별로 기초생활보장 수급 시 최대로 받을 수 있는 급여액을 계산해 그린 것이다. 2015년 맞춤형급여에 따른 4인가구 생계급여 최고액은 1,182,309원이고, 구법 생계급여액은 1,052,122원이므로, '15년 7월부터 4인가구는 전달 대비 130,187원이 인상되었으며, '14년 생계급여 대비 '15년 7월 생계급여는 약 15% 인상 효과가 었음을 확인할 수 있다(2015년 국민기초생활보장사업 안내 p.xii).

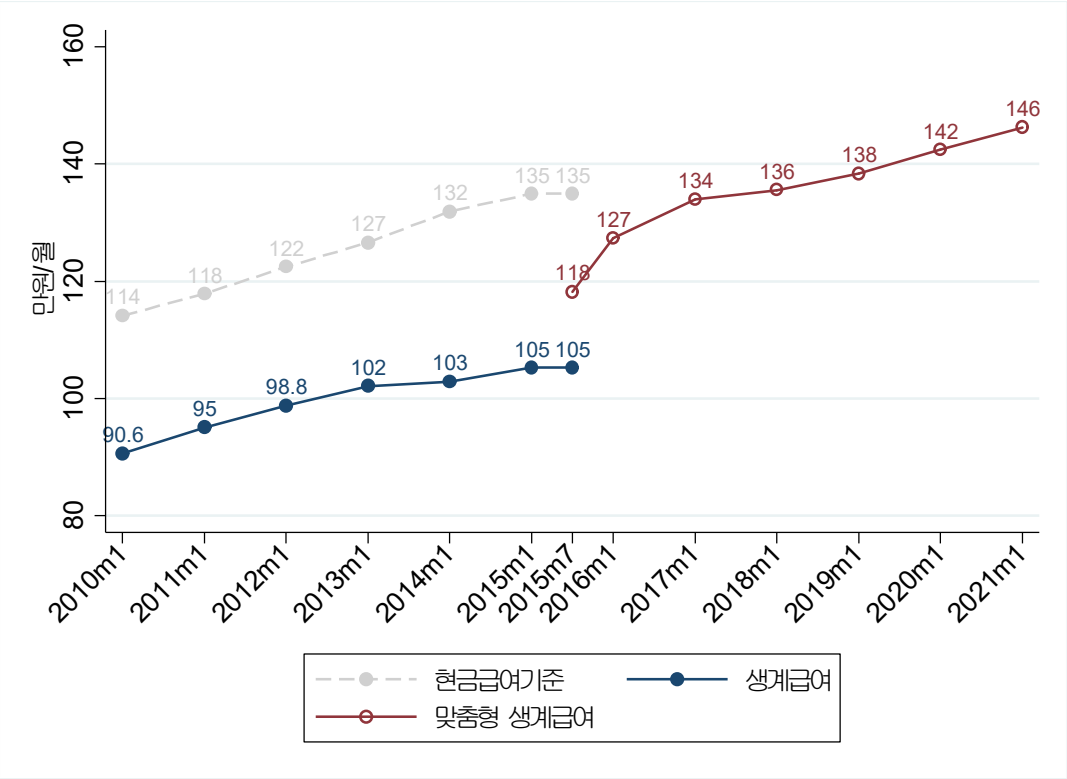
맞춤형 급여에서는 임차가구에게 지역 및 가족 수에 따라 산정한 기준임대료를 상한으로 실제임차료(임차급여)를 지원한다. 임차급여는 수급자의 계좌로 지급된다. 단 수급자가 지급받은 임차료를 다른 용도로 사용하여 3개월 이상 연체한 경우 주거급여를 중지(주거급여법 제14조 3항) 및 임대인이 급여를 임대인 명의의 계좌로 직접수령을 신청할 수 있다(주거급여 실시에 관한 고시 제12조). 수급자가 공공임대주택에 거주하는 경우에는 해당 한국토지주택공사 또는 지방공기업 명의의 계좌로 임차급여를 지급한다(주거급여법 제7조 4항). 맞춤형 주거급여는 자가가구에게는 주택의 노후도에 따라 보수 범위를 구분하여 종합적인 수리 서

12) 2014년도 국민기초생활보장사업 안내 p.174

비스를 지원한다. 경보수는 도배, 장판 등을 3년마다, 중보수는 창호, 단열, 난방공사 등을 5년마다, 대보수는 지붕, 욕실, 주방 개량 등을 7년마다 지원한다. 한국토지주택공사가 발주, 업체선정, 시공, 준공 등 사업 전반에 관한 업무를 수행하고 지자체가 사업비를 지원한다.

<그림 2-3> 연도별 기초생활보장 최대 급여액

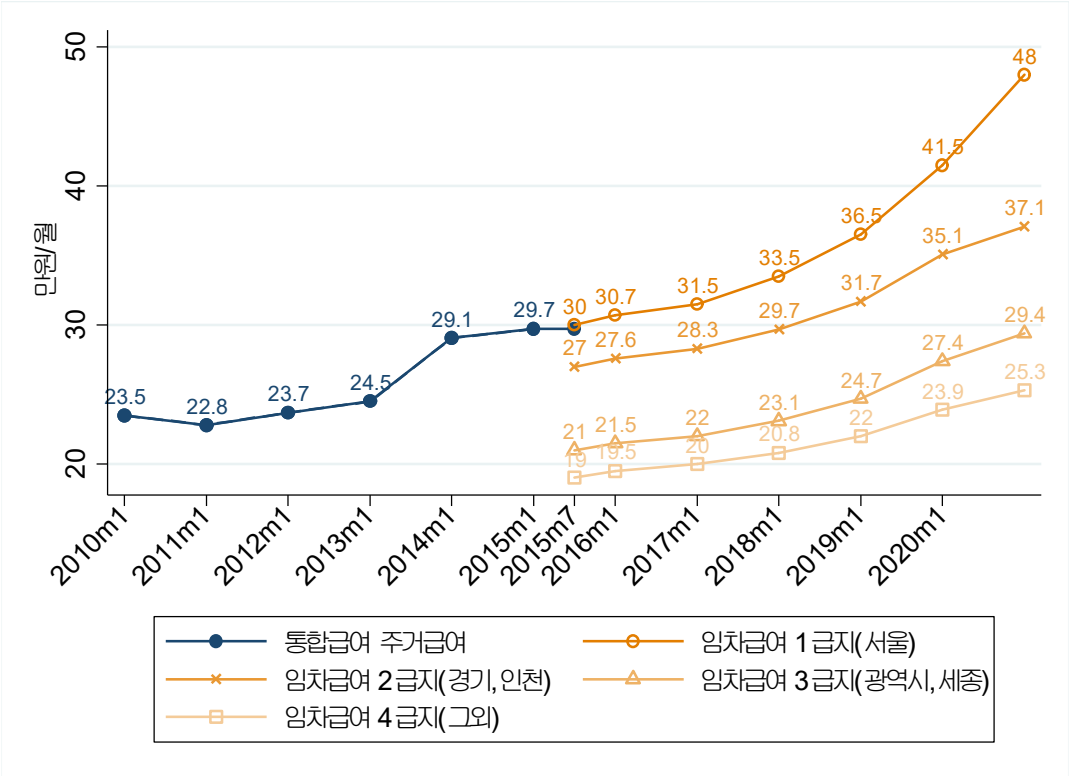
A. 생계급여 - 4인가구



자료: 보건복지부(각년도) 「국민기초생활보장사업 안내」를 기반으로 저자 작성.
참고: 통합급여 방식에서 생계급여액 산정 기준

	가구별 생계급여액	+ 주거급여액	= 현금급여기준액 - 가구의 소득인정액
2010년	(79.4%)	(20.6%)	(100%)
2011-2013년	(80.652%)	(19.348%)	(100%)
2014-2015년	(77.968%)	(22.032%)	(100%)

B. 현금 주거급여 - 4인가구



자료: 보건복지부(각년도) 「국민기초생활보장사업 안내」, 국토교통부(각년도) 「주거급여 사업안내」를 기반으로 저자 작성.
참고: 맞춤형 급여 방식에서 자가가구가 받는 현물 주거급여(수선유지급여)

	경보수(3년)	중보수(5년)	대보수(7년)
2015-2017년	350만원	650만원	950만원
2018-2019년	378만원	702만원	1,026만원
2020-2021년	457만원	849만원	1,241만원

제 3 절 선행 연구

기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과에 관한 가장 최근의 계량적 실증분석 연구는 김정혁(2019)이다. 이 연구는 기초생활보장제도의 도입 시점으로 돌아가 제도의 도입에 따라 수급자의 노동공급이 어떻게 변화하는지를 다시 평가한 연구이다. 이 연구는 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 국내 선행연구들을 다음 <표 2-1>과 같이 정리하며 기존 연구들이 사용한 모형의 문제점들을 제시하였다.

이상은(2004), 변금선(2005), 구인회 외(2010)은 분석 기간을 2000년 전후로 설정하여 기초생활보장제도 도입 이전과 이후를 비교한 연구이다. 정책에 의해 주로 영향을 받는 집단과 그렇지 않은 집단을 인구학적 특성에 따라 구분하여 전자를 처치집단으로, 후자를 비교집단으로 구분하여 이중차분법(DID)을 적용하였다. 이에 있어 위 선행연구들은 근로능력, 학력 또는 주거소유형태를 기초생활수급에 대한 proxi로 이용하였다. 그러나 이러한 방법으로 처치, 비교집단을 설정할 경우 몇 가지 문제점이 존재한다. 김정혁(2019, p4-5)이 지적한 문제점들은 첫째, “이중차분의 주요한 가정은 비교하는 두 시점 사이에서의 변화가 처치를 제외하곤 동일하다는 것인데 (근로능력가구-근로무능력가구) 비교의 경우 비교집단이 동질적이라 하기 어려우므로 시간에 따라 유사하게 변했을 것이라 가정하기 어렵다”는 점이다. 둘째, “분석의 대상이 되는 집단이 실제 제도의 도입에 따라 영향을 받는 집단과 일치하지 않는다는 점이다”.

김을식(2008), 박상현·김태일(2011)은 기초생활보장제도가 도입된 이후 초기의 영향을 이중차분법 및 성향점수 매칭(PSM) 방법론을 이용해 분석한 연구이다. 기초생활보장제도 수급 가구주를 처치집단으로 설정하고 비수급 가구주 중에서 수급 가구주와 관찰된 특성들이 가장 유사한 비교집단을 구성하여 두 집단의 수급 전과 후의 노동공급을 비교하였다. 이러한 방법은 비교집단의 이질성 문제를 극복하기 위한 방법이다. 그러나 역인과 관계라는 새로운 문제가 나타난다. 분석의 목표는 제도의 영향에 따른 노동공급의 변화를 포착하는 것인데, 그 반대의 해석이 가능하다.

2003년에 어떤 문제 혹은 이유가 있어 노동공급을 줄였고, 소득이 줄어 2004년에 수급자가 되었을 수 있다. 즉 이 경우 노동공급의 감소는 제도의 수급에 따른 결과가 아니라 제도 수급에 대한 원인이 된다.

김정혁(2019)은 기존 연구들의 identification 문제점들을 파악하고 기초생활보장제도 도입의 영향을 다시 측정한 연구이다. 수급자격(eligibility)을 결정하는 제도의 세부조건을 이용해 자료에서 포착할 수 있는 수급자 기준을 최대한 활용하여 예상 수급자 변수를 구성하였다. 인구 사회학적 특성으로 집단을 나눈 후, 나누어진 집단에 따라 예상 수급자의 비율이 다른 것을 이용해 국민기초생활보장제도 도입에 따라 나타난 노동공급의 변화를 추정하였다. 기존 논문들이 어려움을 겪었던 대조집단 구성의 어려움을 집단 사이에서 제도 영향의 편차를 만드는 것으로 우회한 방법론이다. 분석 결과 집단의 기초생활 수급가구 비율이 1%p 증가하면 가구주의 0.22~0.24%p가 취업에서 미취업으로 돌아서는 것을 확인하였다.

그러나 김정혁(2019)의 연구에서도 한계가 존재한다. 예상 수급자를 특정하기 위해 자료에서 포착할 수 있는 수급자 기준을 최대한 활용하였으나, 재산에 대한 자료가 존재치 않고 부양의무자 정보를 알 수 없었다는 점이다. 동 논문에서 밝힌 바와 같이 예상 수급자의 비중이 행정데이터 상에서 나타나는 실제 수급자 비중보다 큰데, 이는 추정 수급자에 재산 기준과 부양의무자 기준에 부합하지 못해 수급을 받지 못하는 사람들이 섞여 있기 때문이다. 또한 이상의 연구들은 분석 시점이 도입 당시 및 도입 초기에 한정되어 있다.[13] 기초생활보장제도가 도입된 후 20년이 지났기에 제도가 확장하고 변화함에 따라 영향이 어떻게 달라졌는지를 평가하는 것도 매우 중요한 문제이다.

2015년 맞춤형 급여 개편 전후의 영향을 실증적으로 분석한 연구는 현재까지 확인된 바로는 정성지·하재영(2019), 이태진 외(2020)에 불과하다. 이 두 연구는 맞춤형 급여 개편의 영향을 다루었다는 점에서 의의가

13) 김정혁(2019, p.28)은 “제도 도입 이후 시점에서의 분석은 역인과 관계의 문제에서 벗어날 수 없다고 생각해 제도의 도입 시점에 집중했다”고 밝혔다.

있으나, 분석 모형과 방법론에 있어서는 앞선 선행연구들과 유사한 한계들이 남아있다. 구체적으로 정성지·하재영(2019)는 제도 수급여부가 근로여부에 미친 영향이 제도 개편 이후에 달라졌는지를 이중차분법 모형으로 분석하였다. 기초생활보장제도 수급자를 처치집단으로, 재산이 하위 50%인 비수급자를 비교집단으로 설정하였다. 이태진 외(2020)은 복지패널 2011~2018년 자료를 이용해 중졸 이하 가구주 가구를 처치집단, 고졸 이상 가구주 가구를 비교집단으로 설정하고, 2015년 개편 전 후 두 집단 간 결과변수 차이의 변화로부터 기초보장제도의 효과를 추정하였다.

기초생활보장제도와 노동공급 간의 인과관계 추정에 있어 많은 선행연구에서 해결하고자 과제는 내생성 문제이다. 본 연구는 그 문제를 도구변수법을 통해 해소하고자 한다. 2015년 7월 맞춤형 급여 개편의 영향이 소득이 '최저생계비 이상 중위소득 50% 이하'인 가구에 집중된 자연실험인 점을 도구변수로 이용하는 것이다. 또한 본 연구는 기초생활보장제도에서 정의한 산식을 따라 가구의 '소득인정액'을 계산하여 활용하였다. 실제 기초생활보장제도는 가구의 소득뿐 아니라 가구의 재산을 소득으로 환산하여 합산한 소득인정액을 기준으로 자격 요건을 판단한다. 재산의 소득환산액을 계산하는 방식은 보건복지부 국민기초생활보장사업안내에 자세하게 설명되어 있는데, 1) 대도시/중소도시/농어촌 별 주거용 재산 한도액 내에서 기본재산액을 공제하고 2) 금융재산 생활준비금 등을 공제한 후 3) 재산의 종류별 소득환산율을 적용하는 단계적 계산이 필요하다. 실증분석에 사용한 복지패널 자료에서 가구의 소득인정액을 계산하였고, 산출된 금액이 보건복지부 '복지로' 홈페이지가 제공하는 국민기초생활보장 모의계산 결과와 일치하는지 일부 케이스를 교차 확인하는 절차를 거쳤다.[14]

14) 보건복지부 '복지로' 홈페이지 국민기초생활보장 모의계산
https://www.bokjiro.go.kr/ssis-teu/twatbz/mkclAsis/mkclInsertNblgPage.do

<표 2-1> 국민기초생활보장제도의 노동공급에 대한 영향 관련 기존문헌 정리

저자(연도)	분석 방법	분석자료	결과 요약	방법의 한계
이상은 (2004)	DID 1.저학력 근로능력가구와 저학력 근로무능력 가구 2. 저학력 근로가능가구와 고학력 가구	노동패널 1998년~ 2002년	노동공급에 유의한 영향이 나타나지 않음	비교집단의 이질성 처치집단과 수급집단의 불일치 처치집단과 통제집단 사이 이동 가능성
변금선 (2005)	DID 1. 저학력과 고학력 2. 저학력 여성과 저학력 남성 3. 저학력 여성 가구주와 저학력 배우자 여성	노동패널 1998년, 2003년	취업: 유의한 영향이 나타나지 않음 근로시간: -1.5시간	비교집단의 이질성 처치집단과 수급집단의 불일치
김을식 (2008)	DID(+PSM) 비수급자였다가 수급자가 된 경우와 계속 비수급자인 경우	노동패널 2003년, 2004년	노동공급에 유의한 영향이 나타나지 않음	관측수의 부족 역인과 관계
구인회 외 (2010)	DID(+ID) 1. 임차인과 자가 소유자 2. 임차인 저학력자와 임차인 고학력자 3. (임차인 저학력자와 고학력자의 차이)-(자가 저학력자와 고학력자 차이)	가계동향조사 1996년, 2006년	노동공급 5% 감소	10년이라는 긴 시점 사이의 비교 처치집단과 수급집단의 불일치
박상현·김태일 (2011)	DID(+PSM) 비수급자였다가 수급자가 된 경우와 계속 비수급자인 경우	복지패널 2005년, 2007년	노동공급 10.6~14.3% 감소	관측수의 부족 역인과 관계
김을식·이지혜 (2016)	IV 전년도 수급여부를 도구변수로 이용	복지패널 2012년, 2013년	시장소득을 596.9만원 감소시킴	
정성지·하재영 (2019)	DID 수급자와 재산 하위 50% 비수급자	복지패널 2014년, 2016년	유의한 영향이 나타나지 않음	비교집단의 이질성 역인과 관계
이원진 (2020)	선행연구 분석방법론을 정리한 연구			
이태진 외 (2020)	DID 중졸 이하 가구주와 고졸 이상 가구주	복지패널 2011년~ 2018년	유의한 영향이 나타나지 않음	처치집단과 수급집단의 불일치

출처: 김정혁(2019) p.8 <표 2> 인용 및 저자 추가

제 4 절 실증 분석

4.1 연구방법

본 절에서는 기초생활보장제도 개편이 개인의 노동공급에 미친 영향을 실증분석하기 위해 다음과 같은 회귀식을 설정한다.[15)]

OLS

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 Basic_{it} + \beta_2 Target_i + X_{it}\Gamma + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

IV

$$\widehat{Basic_{it}} = \gamma_{0+}\gamma_1 Target_i + \gamma_2 Target_i \times Post_t + X_{it}\Gamma + \delta_t + u_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \widehat{Basic_{it}} + \beta_2 Target_i + X_{it}\Gamma + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

하첨자 i는 개인, t는 시점을 의미한다. 종속변수 Y_{it}는 개인 i의 t 시점의 노동공급 여부를 나타내는 더미변수이다. 본 연구가 사용하는 자료인 복지패널은 가구원이 1년(1.1~12.31)동안 경제 활동으로 일한 개월 수를 설문한다. 본 연구에서는 1년동안 경제 활동으로 일한 개월 수가 1개월 이상일 때 해당 년도에 경제활동에 참여했다고 판단하고, 종속변수로 설정하였다. 단 무급가족종사만 했을 경우 노동공급 여부를 0으로 판정하였다.

독립변수 $Basic_{it}$는 개인 i가 t 시점에 기초생활수급을 했는지 여부를 나타내는 더미변수이다. $Target_i$는 시간 불변 변수로, 제도 개편 시 수급

15) 한편, 식 (1)~(3)에 관측되지 않는 개인의 시불변 특성(예를 들어 μ_i)이 있음을 고려하는 고정효과(FE) 모형을 생각해볼 수 있다. 그러나 개인고정효과 모형은 관측불가능한 시간불변의 요인에 의해 내생성이 발생한다는 가정 하에서만 유효하므로 IV 결과에 보완적인 결과로만 제시를 하였다.

가능성이 확대된 가구에 해당하는지 여부이다. 2015년 가구 소득인정액이 2015년의 가구원수별 최저생계비 이상 중위소득 50% 이하이면 모든 분석 기간 동안 1의 값을, 아니면 모든 분석 기간 동안 0의 값을 부여하였다.[16] $Post_t$는 제도 개편 이후 시점을 나타내는 더미변수로서, 2015년부터 1의 값을 가지고 그 전에는 0의 값을 갖는다. 통제변수 X_{it}는 가구주의 성별, 연령, 연령의 제곱, 교육수준, 유배우자여부, 근로무능력여부 등 개인의 인구통계학적 특성과 가구원수, 무능력 가구원수 비율, 거주지역, 자가 여부 등 가구의 특성 변수들을 포함한다. δ_t는 각 연도별 더미변수를 의미한다.

4.2 자료

실증분석에는 복지패널 자료를 이용한다. 복지패널은 저소득층을 과대표집한 패널로 기초생활수급가구 관측치를 확보할 가능성이 있다. 또한 복지패널은 생계, 의료, 주거, 교육급여를 구분하여 기초생활보장 수급에 관한 더 자세한 정보를 담고 있다는 장점이 있다.

<그림 2-4>는 복지패널에서 나타나는 기초생활보장 수급가구 비율이다. 1~12월 중 한 번이라도 기초생활보장급여를 받은 적이 있는 경우 그 해 기초생활보장 수급가구라고 판단하였다. 복지패널의 전체 표본 중 기초생활보장 수급가구 비율은 2015년 이전 7%대였다가, 2015년 7월 맞춤형급여가 도입되며 8.05%로 전년 대비 0.54%p 상승하였고 2015년 상반기 대비 0.46%p 상승하였다. 맞춤형급여를 생계, 의료, 주거, 교육급여로 구분해서 살펴보면 맞춤형 급여 개편 초기에는 의료, 주거, 생계, 교육급여 순서로 수급가구 비율이 높다. 주거급여 수급가구 비율은 2018년 이후에도 꾸준히 수준을 유지하고 있다.

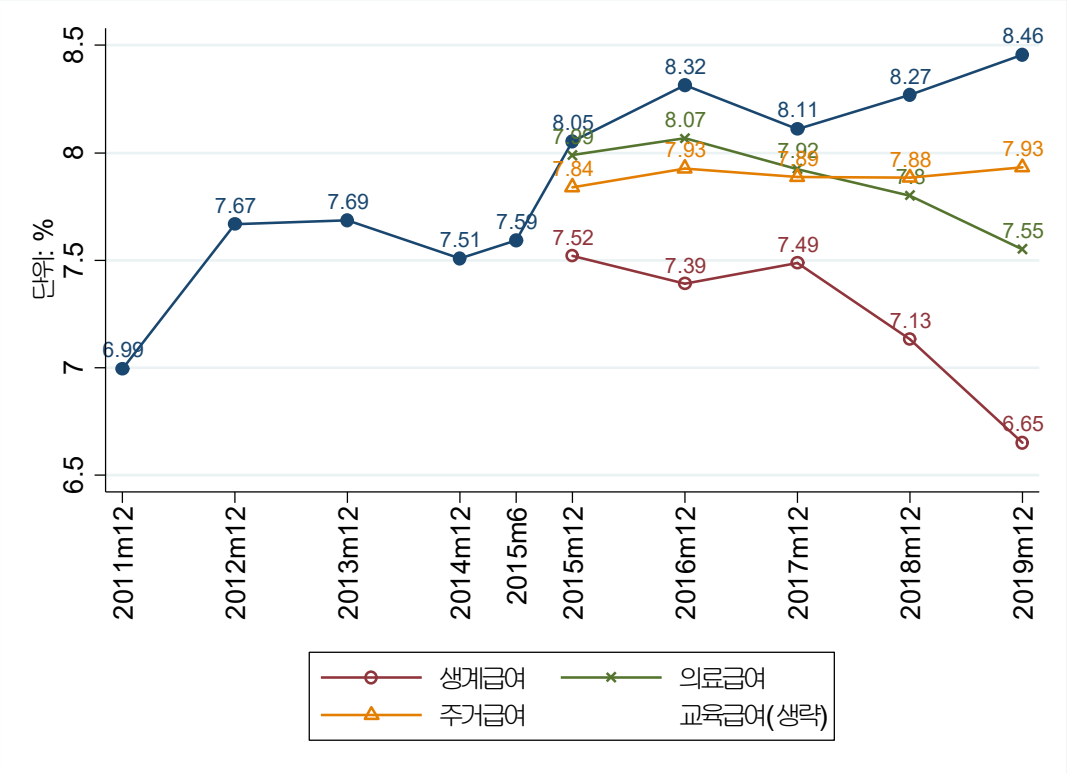
<그림 2-4>를 <그림 2-1> 우리나라 기초생활보장 수급가구 비율과

16) 예를 들어 4인 가구 기준, 2015년의 가구 소득인정액이 월 167만원 이상 211만원 이하였으면 $Target_i = 1$이다.

비교하면 매우 유사한 트렌드가 나타난다. 복지패널은 저소득층을 과대표집한 패널로, 모든 기간에서 기초생활보장 수급가구 비율의 수준(level)이 행정자료 통계보다 높다. 그러나 2015년 맞춤형 급여 도입으로 인해 수급가구 비율이 증가한 것이 복지패널 표본에서도 동일하게 나타남을 확인할 수 있다.

<표 2-2>는 표본의 요약통계량이다. 가구주와 가구원을 구분하여 분석하였다. 또한 가구주의 인구통계학적 특성에 따라 가구 특징을 구분하여 분석하였다. 모든 분석시 개인 가중치를 부여하였다.

<그림 2-4> 복지패널 기초생활보장수급가구 비율, 2011~2019년



주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인이 거주하는 가구임. 1~12월 중 한 번이라도 기초생활보장급여를 받은 적이 있는 경우 그 해 기초생활보장 수급가구라고 판단함. 2015년 12월부터 파란 선은 생계, 의료, 주거, 교육급여 중 어느 하나라도 수급한 경우에 해당하는 맞춤형급여 수급자임. (생계, 의료, 주거, 교육급여 중복수급 허용) 교육급여 수급가구 비율은 그림에서 생략하였는데, 1%대에 머무름.) 복지패널 가구 가중치를 적용함.

<표 2-2> 요약통계량

표본제한:	전체	가구주 근로능력O	가구주 고졸이하	가구주 무배우자	1인가구
A. 가구주					
성별(남성=1, 여성=0)	.805	.805	.746	.396	.414
연령(세)	52.2	52.1	56.5	53.3	53.6
고졸 이하	.603	.602	1.000	.731	.690
유배우여부	.704	.704	.641	.000	.034
근로무능력여부	.005	.000	.006	.007	.007
연간노동공급여부	.826	.830	.775	.704	.664
관측치	47,136	46,796	36,098	18,381	12,699
B. 비가구주					
성별(남성=1, 여성=0)	.240	.241	.292	-	-
연령(세)	41.6	41.6	42.3		
고졸 이하	.602	.602	.721	-	-
유배우여부	.602	.602	.535		
근로무능력여부	.008	.007	.010	-	-
연간노동공급여부	.591	.591	.606		
관측치	45,706	45,307	33,598	-	-
C. 가구 특성					
가구원수(명)	2.86	2.86	2.66	1.63	1.00
취업가구원비율	.560	.562	.561	.633	.664
근로무능력가구원비율	.009	.006	.011	.013	.007
거주지역					
대도시(특별시·광역시)여부	.437	.436	.420	.464	.461
중소도시(도의 시)여부	.475	.476	.470	.446	.436
농어촌(도의 군)여부	.088	.088	.110	.090	.102
자가여부	.580	.581	.581	.353	.317
가구 경상소득(만원/연간)	5,627	5,640	4,455	2,981	2,342
가구 가처분소득(만원/연간)	5,076	5,087	4,115	2,763	2,167
가구 재산(만원)					
주거용 재산	16,893	16,932	13,143	7,786	6,590
일반재산(주거용재산 제외)	11,453	11,459	8,969	4,205	3,631
금융재산	6,265	6,278	4,487	2,939	2,627
승용차	994	997	900	358	269
부채(만원)	4,992	5,008	3,314	1,937	1,578
재산의 소득환산액(만원)	2,175	2,180	1,787	811	647
소득인정액(만원/연간)	7,801	7,820	6,241	3,793	2,989
소득인정액의 기준중위소득 이하여부	.243	.242	.339	.431	.426
기초생활수급여부	.066	.064	.098	.163	.141
관측치	47,136	46,796	36,098	18,381	12,699

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.
주: 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 비가구주란 가구주의 배우자 및 그 외 가구원임.

4.3 분석 결과

<표 2-3>은 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향을 실증분석한 결과를 요약 제시한 표이다. 패널 A는 가구주 분석 결과, 패널 B는 가구원 분석 결과이다. 주요 변수인 $Basic$, $Target$, $Target \times Post$의 추정치만을 요약하여 제시하였고, 전체 분석 결과는 부록의 <표 2-A>를 참고하기 바란다.

열 (1)은 OLS 모형, 열 (2)과 (3)은 IV 모형, 열 (4)는 보조적으로 제시한 개인 고정효과 모형 분석 결과이다. 추정한 값들이 실제 얼만큼의 영향에 해당하는지 가늠할 수 있도록 각 열에서 분석한 종속변수의 2014년 기준 평균값 $\overline{Y_{2014}}$을 패널의 중간에 이탤릭체로 제시하였다. 또한 제도 개편 시 수급가능성이 확대된 표본의 종속변수의 평균값 $\overline{Y_{2014}^{Target}}$도 함께 제시하였다.

먼저 가구주 분석 결과를 보자. 열 (1)에서 OLS 모형으로 분석한 결과 기초생활수급여부($Basic$)의 추정치는 -.354이다. 즉, 기초생활수급을 하게 되면 노동공급을 할 확률이 35.4%p 낮아진다는 결과를 보였다. 열 (2)에서 IV 모형으로 추정해보면, 기초생활 수급이 노동공급에 미치는 영향은 -53.9%p 로 추정되어 OLS 모형으로 추정한 것보다 기초생활수급이 미치는 영향이 다소 큰 것으로 나타났다.

다음으로 비가구주 분석 결과를 보면, 열 (1)의 OLS 추정치는 -.145로, 기초생활수급이 노동공급 확률을 14.5%p 낮춘다는 결과를 보여주었다. 단 IV 분석 결과에서는 기초생활수급이 가구원의 노동공급에 미치는 영향이 더 커졌으나. 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

결과를 해석할 때 OLS 분석 결과와 IV 분석 결과에 차이가 나타나는 이유와 OLS 추정치에 포함되어 있는 편의(bias)에 대해 생각해볼 필요가 있다. 기초생활보장제도의 영향에 관한 선행연구들에서 주지한 바 있듯이, 기초생활보장제도의 효과를 분석하는 연구가 해결해야 할 문제는 여러 가지 종류의 내생성이다. 첫째로 예를 들어 연구의 목표는 기초생활수급에 따른 노동공급의 변화를 포착하는 것인데 그 반대의 상관관계

도 존재할 수 있다. 어떤 문제 혹은 이유가 있어 t년에 노동공급을 줄였고, 소득이 줄어 t+1년에 수급자가 되었을 수 있다. 만약 t년도 노동공급에 대한 충격이 t+1년에도 계속된다면 노동공급의 감소는 제도의 수급에 따른 결과가 아니라 수급의 원인이 된다 (김정혁 2019, 6). 소득의 정도가 수급 여부의 전제조건이어서 소득 활동이 수급 여부에 영향을 주고, 다시 수급 여부가 소득 활동에 영향을 주는 식의 관계가 순환적으로 발생할 가능성이 높다 (김을식·이지혜 2016, 115). 이러한 관점에서 내생성이 있다면 식 (1)과 같은 모형의 $\widehat{\beta_{1,OLS}}$추정치는 기초생활수급의 부정적 영향을 실제보다 더 크게 추정되도록 하는 편의가 있을 수 있다.

이러한 내생성을 해결하기 위한 노력으로 본 연구는 제도 개편으로 인한 기초생활 수급 확률의 외생적 변화를 활용하여 도구변수 분석을 수행하였다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 두 모형의 추정치를 비교해보면 $\widehat{\beta_{1,IV}} < \widehat{\beta_{1,OLS}} < 0$인 것으로 나타난다. 그를 설명할 한 가지 가설은 도구변수가 추정한 것이 local average treatment effect(LATE)이기 때문이라는 것이다 (Becker 2016). OLS 추정치가 나타내는 것은 기초생활급여를 수급하지 않은 사람과 수급한 사람들의 노동공급 여부의 평균적인 차이인 한편, IV 추정치가 나타내는 것은 도구변수에 의해 영향을 받은 사람들(특정 소득수준)에 한한 기초생활수급의 영향이다. 소득 정도에 따라 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향이 다르다면 OLS 추정치(average effect)와 IV추정치(local marginal effect) 사이에 차이가 있을 수 있다.

또 한가지 가설 및 내생성은 기초생활수급 응답에 측정오차가 있다는 것이다. 독립변수에 포함된 측정오차는 희석 편의(attenuation bias)를 일으켜 기울기를 0에 가깝게 만드는 요인이다. 측정오차의 존재로 인해서 측정의 문제가 발생할 때 독립변수와 상관관계가 있고 오차항과는 상관관계가 없는 도구변수를 채택하여 도구변수 추정을 이용하여 이러한 문제를 해결할 수 있다(오주현·김봉근 2011, 141). 본 연구의 분석 결과에도 $\widehat{\beta_{1,OLS}}$=-.354라는 추정치에 담긴 편의(bias toward zero)가 도구변수 분석을 통해 다소 해결되어 $\widehat{\beta_{1,IV}}$=-.539라는 값이 도출된 것으로 보인다.

<표 2-3> 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향 실증분석 결과 요약

종속변수:	OLS	IV		FE
	노동공급 여부	노동공급 여부	기초생활 수급여부	노동공급 여부
	(1)	(2)	(3)	
		A. 가구주		
Basic	-.354***	-.539**		-.131***
	(.020)	(.214)		(.024)
Target	-.080***	-.018	.280***	.000
	(.025)	(.075)	(.031)	(.)
Target × *Post*			.099***	
			(.023)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.826*	*.826*	*.061*	*.826*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.371*	*.371*	*.461*	*.371*
F(excluded IV)			18.59	
R-sq	0.375	0.364	0.207	0.771
N	47,136	47,136	47,136	47,136
		B. 비가구주		
Basic	-.145***	-.254		-.073*
	(.027)	(.284)		(.043)
Target	-.094**	-.052	.295***	.000
	(.037)	(.108)	(.043)	(.)
Target × *Post*			.139***	
			(.040)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.565*	*.565*	*.038*	*.565*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.323*	*.323*	*.409*	*.323*
F(excluded IV)			12.27	
R-sq	0.115	0.110	0.152	0.665
N	45,706	45,706	45,706	45,706

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.
주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 가구주의 성별, 연령, 연령 제곱, 교육수준, 유배우자여부, 근로무능력여부, 가구원수, 무능력 가구원수 비율, 거주지역, 자가 여부, 연도 더미임. 개인 가중치를 적용함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.1

4.4 강건성 검정

앞 절에서 분석한 결과가 강건한 결과인지 검정하기 위하여 3가지 추가적인 분석을 통해 강건성 검정을 시도하였다. 첫째, 분석 기간 중 2015년을 제외하여 분석하였다. 2015년을 제외해 본 이유는 $Target_i$ 변수가 2015년의 소득 정보를 기반으로 생성한 변수이므로 우려되는 내생성을 제거하기 위함이다. 둘째, <표 2-2> 요약통계량에 제시한 바와 같이 표본을 다양하게 구분하여 subsample 분석을 수행하였다. 가구 특성에 따라 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향이 다르게 나타나는지를 확인하기 위함이다. 마지막으로, 더미변수인 $Target_i$ 변수 대신 연속변수로 만든 $TargetC_i$ 변수를 활용하여 주요 분석을 재수행해 보았다. 제도 개편 시 수급가능성이 확대된 최저생계비 이상 중위소득 50% 이하 소득 범위 안에서도 소득의 크고 작음이 있다는 점을 고려하는 것이다. 소득이 최저생계비에 가까울수록 개편 이전에 수급과 탈락의 문턱(threshold)에 가까이 있었던 가구이다. 그럴수록 제도 개편으로 인한 영향을 더욱 강하게 받는 층이라고 생각할 수 있다. 다음 수식과 같이 설정한 $TargetC_i$ 변수는 개인 i가 속한 가구의 2015년 소득인정액이 2015년 가구원수별 최저생계비에 가까울수록 1의 값을, 중위소득 50% 값에 가까울수록 0의 가지게 된다.

$$TargetC_i = \begin{cases} \left(\dfrac{\text{중위소득}50\% - \text{소득인정액}}{\text{중위소득}50\% - \text{최저생계비}}\right)_{i2015} & \text{if } Target_i = 1 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

이상의 3가지 추가 강건성 검정 결과를 차례대로 살펴보도록 한다. 첫째, <표 2-4>에서 2015년을 제외한 분석 결과는 기본 분석 결과와 유사하게 나타났다. 가구주에 표본에 대한 열 (2) 도구변수 모형 추정치가 -.444로 나타나, 기초생활수급을 할 경우 가구주의 노동공급 확률이 44.4%p 낮아진다는 결과를 얻을 수 있었다. <표 2-3>의 동일 모형 분석 결과(-.539)에 비하여 기초생활 수급의 비근로유인이 약간 작게 추정되

었다.

둘째, <표 2-5> 의 결과는 가구 특성별로 기초생활수급의 비근로유인이 다름을 보여준다. 열 (2)에서 근로능력이 없는 가구주를 표본에서 제외하여도 분석 결과가 흔들리지 않았고, 열 (3)~(5)에서 가구주 학력이 낮고 배우자가 없는 등 상대적으로 취약한 계층일수록 기초생활수급이 가구주의 노동공급에 미치는 부정적 영향이 더 크게 나타났다. 가구원에게는 통계적으로 유의한 영향이 나타나지는 않았다.

마지막으로 연속변수로 만든 $Target\,C_i$ 변수를 활용한 분석 결과는 <표 2-6>과 같다. 가구주에 표본에 대한 열 (2) 도구변수 모형 추정치가 -.770으로 나타나, 기초생활수급을 할 경우 가구주의 노동공급 확률이 77.0%p 낮아진다는 결과를 얻을 수 있었다. 앞서 <표 2-3>에서 더미변수인 도구변수로 분석한 결과(-.539)에 비하여 기초생활 수급의 비근로유인이 더 크게 추정되었다. $Target\,C_i$ 변수가 외생적 기초생활보장제도 수급 확률 증가의 강도(intensity)까지 고려하여 기초생활수급이 미치는 비근로유인을 더 크게 포착한 것으로 해석된다. 열 (3)의 IV 1st stage 결과를 보면 $Target\,C_i$가 1에 가까울수록 실제로 가구주가 기초생활수급을 한 확률이 46.6%p 높아지고, 제도 개편 후에는 $Target\,C_i$가 1에 가까울수록 기초생활수급 확률이 추가적으로 16.4%p 높아졌다는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 <표 2-3>에서 더미변수인 도구변수로 분석한 결과(.280, .099)에 비해 더 크며, intensity 측면을 반영하는 $Target\,C_i$ 변수가 기초생활수급 확률에 미치는 영향이 더 큼을 보여준다.

<표 2-4> 2015년을 제외한 분석 결과

종속변수:	OLS	IV		FE
	노동공급 여부	노동공급 여부	기초생활 수급여부	노동공급 여부
	(1)	(2)	(3)	
		A. 가구주		
Basic	-.356***	-.444**		-.139***
	(.020)	(.212)		(.026)
Target	-.073***	-.044	.279***	.000
	(.025)	(.073)	(.031)	(.)
Target × *Post*			.108***	
			(.026)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.826*	*.826*	*.061*	*.826*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.371*	*.371*	*.461*	*.371*
F(excluded IV)			16.99	
R-sq	0.376	0.373	0.205	0.771
N	41,473	41,473	41,473	41,473
		B. 비가구주		
Basic	-.144***	-.255		-.072
	(.027)	(.267)		(.044)
Target	-.094**	-.052	.296***	.000
	(.037)	(.103)	(.043)	(.)
Target × *Post*			.155***	
			(.044)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.565*	*.565*	*.038*	*.565*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.323*	*.323*	*.409*	*.323*
F(excluded IV)			12.73	
R-sq	0.122	0.121	0.149	0.671
N	40,020	40,020	40,020	40,020

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.
주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 <표 2-3>과 동일함. 개인 가중치를 적용함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.1

<표 2-5> 표본을 제한한 도구변수 분석 결과 요약

표본제한:	IV 전체 (1)	IV 가구주 근로능력O (2)	IV 가구주 고졸이하 (3)	IV 가구주 무배우자 (4)	IV 1인가구 (5)
		A. 가구주			
Basic	-.539**	-.539***	-.603***	-.676**	-.642**
	(.214)	(.208)	(.220)	(.277)	(.297)
Target	-.018	-.019	-.002	.039	.023
	(.075)	(.074)	(.075)	(.095)	(.097)
$\overline{Y_{2014}}$	*.826*	*.829*	*.775*	*.692*	*.641*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.371*	*.374*	*.359*	*.343*	*.304*
F(excluded IV)	18.59	19.57	19.69	11.32	14.27
R-sq	0.364	0.352	0.332	0.326	0.419
N	47,136	46,796	36,098	18,381	12,699
		B. 비가구주			
Basic	-.254	-.273	-.282	-	-
	(.284)	(.270)	(.279)		
Target	-.052	-.054	-.049	-	-
	(.108)	(.103)	(.104)		
$\overline{Y_{2014}}$	*.565*	*.566*	*.589*	-	-
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.323*	*.313*	*.338*		
F(excluded IV)	12.27	13.06	12.84	-	-
R-sq	0.110	0.116	0.147		
N	45,706	45,307	33,598	-	-

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.
주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 <표 2-3>과 동일함. 개인 가중치를 적용함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.1

<표 2-6> *Target C* 연속변수를 이용한 분석 결과

종속변수:	OLS	IV		FE
	노동공급 여부	노동공급 여부	기초생활 수급여부	노동공급 여부
	(1)	(2)	(3)	
		A. 가구주		
Basic	-.355***	-.770***		-.131***
	(.021)	(.226)		(.024)
Target C	-.135***	.097	.466***	.000
	(.041)	(.135)	(.053)	(.)
Target C × *Post*			.164***	
			(.040)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.826*	*.826*	*.061*	*.826*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.371*	*.371*	*.461*	*.371*
F(excluded IV)			16.70	
R-sq	0.375	0.316	0.202	0.771
N	47,136	47,136	47,136	47,136
		B. 비가구주		
Basic	-.147***	-.257		-.073*
	(.027)	(.316)		(.043)
Target C	-.160**	-.087	.547***	.000
	(.069)	(.217)	(.090)	(.)
Target C × *Post*			.211***	
			(.074)	
$\overline{Y_{2014}}$	*.565*	*.565*	*.038*	*.565*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.323*	*.323*	*.409*	*.323*
F(excluded IV)			8.11	
R-sq	0.122	0.120	0.140	0.667
N	45,706	45,706	45,706	45,706

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.
주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 <표 2-3>과 동일함. 개인 가중치를 적용함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.1

제 5 절 결 론

기초생활보장제도와 노동공급 간의 인과관계 추정은 내생성 문제로 인해 쉽지 않다는 점이 선행연구들을 통해 지적되어 왔다. 본 연구는 기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 분석함에 있어 2015년 7월 맞춤형 급여 개편의 영향이 '최저생계비 이상 중위소득 50% 이하' 가구에 집중된 자연실험인 점을 도구변수로 활용해 복지패널 자료로 실증분석하였다.

기초생활수급을 하게 될 때 가구주가 노동공급을 할 확률은 OLS 모형 분석 결과에서는 35.4%p 낮아지는 것으로 나타났다. 그러나 IV 모형으로 추정한 기초생활 수급이 노동공급에 미치는 영향은 -53.9%p로 추정되었다. 도구변수가 추정하는 것이 local average treatment effect(LATE)라는 점을 고려할 때, 수급과 탈락의 문턱(threshold)에 있었던 특정 소득수준(최저생계비 이상 중위소득 50% 이하)의 사람들에게 나타난 노동 의욕 저하 효과는 더 컸던 것으로 보인다.

가구주 학력이 낮고 배우자가 없는 등 상대적으로 취약한 계층일수록 기초생활수급이 가구주의 노동공급에 미치는 부정적 영향이 더 크게 나타났다. 가구주가 아닌 가구원에게는 기초생활수급과 노동공급 간 유의한 영향이 나타나지 않았다. 마지막으로 도구변수를 연속변수로 설정하여 외생적 기초생활보장제도 수급 확률 증가의 강도까지 고려하여 분석할 경우 기초생활 수급이 노동공급에 미치는 영향은 -77.0%p로 기초생활 수급의 비근로유인을 더 크게 포착하였다.

국민기초생활보장제도는 최근 부양의무자 기준을 완화하며 보장대상 규모가 더욱 확대되고 있다. 기초생활보장제도는 어려운 사람에게 필요한 급여를 실시해 이들의 최저생활을 보장하고 있으나, 기초생활보장제도의 노동 의욕 저하 문제가 실증적으로 확인되고 있다는 점은 복지 정책의 딜레마이자 큰 숙제로 보인다.

참 고 문 헌

구인회·임세희·문혜진. (2010). “국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향”.『한국사회학』44(1): 123-148.

김을식. (2008). “국민기초생활보장제도와 노동공급”.『제9회 한국노동패널 학술대회 논문집』: 457-471.

김을식·이지혜. (2016). “국민기초생활보장제도의 사중손실 측정: 내생성을 고려한 도구변수 분석”.『재정학연구』9(1): 113-148.

김정혁. (2019). “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미친 영향”. 서울대학교 석사학위논문

노대명. (2015). “기초생활보장제도의 현황과 과제”.『보건복지포럼』2015년 1월호: 26-35.

박상현·김태일. (2011). “국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향”.『한국정책학회보』20(4): 277-307.

박상현·최하정. (2009). “국민기초생활보장제도의 효과성 평가: 소득·소비 증대효과와 욕구대비 충족효과를 중심으로”.『서울행정학회 2009년 추계학술대회 발표논문집』: 147-172.

변금선. (2005). “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과”.『노동정책연구』5(2): 31-64.

오주현·김봉근. (2011). “한국의 세대내 소득이동성 측정”.『경제논집』50(2): 137-154.

이상은. (2003). “국민기초생활보장제도의 노동공급 효과”.『한국사회복지학』56(2): 71-91.

이원진. (2020). “국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 대한 검토”.『조사연구』21(3): 169-199.

이태진·이원진·오욱찬·김성아·여유진·구인회·김미곤. (2020).『국민기초생활보장제도의 효과 분석 - 시행 20년의 변화와 과제』. 한국보건사회연구원 연구보고서 2020-20.

정성지·하재영. (2019). “국민기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편의

근로유인효과: 청년층을 중심으로”.『사회복지연구』50(3): 161-184.
허선·김윤민. (2018). “부양의무자 기준 폐지의 주요 쟁점과 과제: 단계적 폐지의 문제점과 전면폐지의 당위성을 중심으로”.『비판사회정책』61: 383-416.
각 년도 국민기초생활보장사업안내. 보건복지부
2018년 주거급여 사업안내. 국토교통부
Becker, Sascha O. (2016). *Using Instrumental Variable to Establish Causality.* IZA World of Labor, 250: 1-10.
Lee, Myung-jae & Fali Huang. (2012). *Finding Dynamic Treatment Effects under Anticipation: The Effects of Spanking on Behaviour.* Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society) 175(2): 535-567.
대한민국 정책브리핑 정책뉴스 (2015.07.14.) ‘저소득층 손 더 단단히 잡는다’ https://www.korea.kr/news/policyNewsView.do?newsId=148797966
보건복지부 복지로 홈페이지 국민기초생활보장 모의계산 https://www.bokjiro.go.kr/ssis-teu/twatbz/mkclAsis/mkclInsertNblgPage.do
보건복지부 업무계획 ‘기초생활보장제도 맞춤형 급여체계 개편’ https://www.mohw.go.kr/sotong/cy/scy0102ls.jsp?PAR_MENU_ID=12&MENU_ID=12040502

부 록

<표 2-A> 기초생활수급이 노동공급에 미치는 영향 실증분석 결과

종속변수:	OLS	IV		FE
	노동공급 여부	노동공급 여부	기초생활 수급여부	노동공급 여부
	(1)	(2)	(3)	
		A. 가구주		
Basic	-.354***	-.539**		-.131***
	(.020)	(.214)		(.024)
Target	-.080***	-.018	.280***	.000
	(.025)	(.075)	(.031)	(.)
Target × *Post*			.099***	
			(.023)	
성별(남성=1, 여성=0)	.057***	.058***	.003	.000
	(.014)	(.014)	(.014)	(.)
연령	.032***	.034***	.010***	.023***
	(.002)	(.003)	(.002)	(.003)
연령^2	-.000***	-.000***	-.000***	-.000***
	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)
교육수준(base=초졸이하)				
중졸	-.006	-.011	-.032**	-.140
	(.018)	(.019)	(.015)	(.094)
고졸	-.041**	-.054**	-.074***	-.035
	(.016)	(.022)	(.013)	(.077)
전문대졸	-.071***	-.085***	-.076***	-.069
	(.020)	(.026)	(.015)	(.086)
대졸	-.080***	-.097***	-.091***	.017
	(.018)	(.027)	(.014)	(.081)
대학원 이상	-.097***	-.115***	-.099***	-.059
	(.024)	(.032)	(.015)	(.096)
유배우자여부	.026*	.004	-.115***	.002
	(.014)	(.029)	(.014)	(.015)
근로무능력자여부	-.487***	-.473***	.076	-.103***
	(.052)	(.061)	(.092)	(.036)
가구원수(base=1명)				
2명	.035**	.044**	.049***	-.002
	(.015)	(.019)	(.014)	(.015)
3명	.047***	.059***	.067***	-.008
	(.016)	(.022)	(.016)	(.017)
4명	.036**	.049**	.068***	-.016
	(.017)	(.022)	(.016)	(.019)
5명 이상	.039**	.057**	.096***	-.020
	(.018)	(.027)	(.018)	(.022)

근로무능력가구원비율	-.106*	-.072	.186***	.031
	(.060)	(.074)	(.066)	(.044)
거주지역(base=대도시)				
중소도시	.019**	.015*	-.023***	-.025
	(.008)	(.009)	(.006)	(.015)
농어촌	.082***	.078***	-.019**	-.036
	(.013)	(.014)	(.008)	(.032)
자가 여부	-.017**	-.034	-.093***	.016***
	(.007)	(.021)	(.006)	(.006)
연도더미(base=2011년)				
2012년	.007*	.007*	.002	.003
	(.004)	(.004)	(.002)	(.004)
2013년	.007	.007	-.000	-.003
	(.004)	(.004)	(.002)	(.004)
2014년	.006	.006	-.001	-.007
	(.005)	(.005)	(.003)	(.004)
2015년	.009*	.010*	-.002	-.008*
	(.006)	(.006)	(.003)	(.005)
2016년	.016***	.018***	.004	-.006
	(.006)	(.006)	(.003)	(.005)
2017년	.025***	.026***	.005	-.002
	(.006)	(.006)	(.004)	(.005)
2018년	.024***	.026***	.007*	-.009**
	(.007)	(.007)	(.004)	(.004)
2019년	.039***	.041***	.011**	.000
	(.007)	(.008)	(.004)	(.)
상수항	.357***	.341***	-.086**	.530***
	(.050)	(.053)	(.035)	(.103)
$\overline{Y_{2014}}$	*.826*	*.826*	*.061*	*.826*
$\overline{Y_{2014}^{Target}}$	*.371*	*.371*	*.461*	*.371*
F(excluded IV)			18.59	
R-sq	0.375	0.364	0.207	0.771
N	47,136	47,136	47,136	47,136

자료: 복지패널 2011~2019년 자료.

주: 분석 표본은 복지패널 신규패널이며 20세 이상 80세 미만 개인임. 개인 가중치를 적용함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.1

제 3 장 국민기초생활보장제도 수급기간이 노동공급에 미치는 영향

제 1 절 서 론

국민기초생활보장제도의 수급기간이 장기화되고 있는 현상이 우려되고 있다(보건복지부 2017). 실제 우리나라 기초생활보장제도 수급자수의 보장기간 통계를 살펴보면 장기수급자가 상당 비중을 차지하고 있다. 보장기간이 10년 이상인 가구는 2011년 20만 가구에서 2020년 32만 가구로 꾸준히 증가하였다.

이 연구는 국민기초생활보장제도 수급기간의 장기화에 따라 사람들의 노동공급 상태와 가구의 사회경제적 특성의 변화를 분석하는 연구이다. 특히, 기초생활수급 대상자는 연중 노동시장의 진입과 탈출을 반복하거나, 행정적으로 소득이 포착되지 않는 형태로 있을 경제활동을 하고 있을 가능성이 높다. 또는 그러한 특성을 가진 사람들이 기초생활수급자로 장기적으로도 남아있을 가능성이 높다.

이 연구는 국민기초생활보장제도의 수급기간이 노동공급에 미치는 영향을 실증 분석하는데 목적을 두고 있다. 분석을 위한 자료는 복지패널을 활용하였다. 복지패널은 기초생활보장제도 도입 시점부터의 연속 수급기간을 파악할 수 있는 유일한 패널자료이다. 1차년도 조사에서 기초생활보장급여를 언제부터 받기 시작했는지를 회고적으로 질문하였기 때문이다(이원진 2011, 92). 본 연구는 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료를 이용하여 가구의 기초생활보장제도 연속 수급기간을 파악하여 변수화하였다. 수급기간이 가구주의 노동공급 상태, 가족환경, 만족도 등에 미치는 영향을 개인 고정효과 모형을 이용하여 실증 분석하였다. 분석 결과, 수급기간이 긴 사람들은 가족 내 종사 형태로 있는 경우가 많음을

확인할 수 있었다. 또한 수급기간이 길수록 배우자 없이 1인가구로 있는 경우가 많으며, 전반적인 삶의 만족도도 낮은 것으로 나타났다.

3장의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 기초생활보장제도의 수급기간과 탈출에 관한 선행연구들을 검토한다. 3절에서는 실증분석에 사용한 자료와 추정 방법론에 대해 설명하고 실증분석 결과를 정리한다. 마지막으로 4절에서 분석의 함의와 한계를 밝히고 결론을 제시한다.

제 2 절 선행연구

복지제도의 수급주기(welfare spell)의 길이가 길어질수록 수급 탈출률이 낮아지는 현상(Moffitt 1992, 25)에 관한 고찰은 미국에서 AFDC 제도에 대한 분석을 통해 이루어져 왔다. 연구들은 그러한 원인으로 수급기간이 길어질수록 수급자의 개인적, 가족적 특성이 악화되었는지 확인하고자 하였다. Blank(1986, 5)은 수급기간이 길어질수록 미래 노동시장 기회가 축소될 수 있다는 점을 설명했다. 근로경험이 줄어들수록 구직 탐색비용이 증가하고, 숙련도가 낮아지면 잠재적 임금수준과 취업가능성 낮아질 것이다. 그 외에도 수급기간이 길어질수록 수급자의 가구구성, 건강수준 등이 악화되어 근로가능성에 영향을 미칠 가능성이 있다.

한편 수급탈출의 기간의존성은 selection 측면에서도 생각해볼 수 있다. 수급탈출 가능성이 큰 집단이 먼저 탈출하고 수급탈출이 어려운 집단만 남기 때문에 전체 수급자 집단의 수급탈출률은 수급기간이 길어질수록 자연스럽게 낮아질 수 있다(Bane and Ellwood 1994, 99). Blank(1986)의 연구를 시작으로 수급탈출에 영향을 미칠 수 있는 다양한 특성과 관찰되지 않은 이질성을 통계적으로 통제하는 분석 방법들을 활용한 연구가 진행되었다. 방법론적 측면에서는 생존 분석(survival analysis) 방법론이 주로 활용되었다.

국내 연구 중에서도 수급탈출률 수준과 수급탈출의 영향요인을 분석한 연구들이 있었다(박능후 외 2004; 강신욱 외 2006; 이원진 2010). 박

능후 외(2004)는 '국민기초생활보장제도 실태파악을 위한 조사' 설문 자료를 활용하여 수급가구 및 수급탈피가구의 특성을 분석하고 수급탈피기간에 영향을 미치는 요인을 실증분석하였다. 이 연구는 실제 수급가구 및 탈피가구를 대상으로 한 설문 자료를 활용했다는 점에서 의의가 있다. 강신욱 외(2006)은 건강보험공단 의료급여 데이터를 이용하여 기초생활수급의 동태를 분석하고 수급탈출의 결정요인을 분석하였다. 실제 행정자료를 활용했다는 점에서 의의가 있다.

이원진(2010)의 연구는 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상을 확인하였다. 이를 발전시킨 이원진(2011)의 연구는 국민기초생활보장제도 수급탈출의 기간의존성을 복지패널 1~4차년도 조사자료를 활용하여 분석한 결과 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상을 관찰하였으나, 추가적인 계량 모형으로 관찰되지 않는 이질성을 통제하게 되면 수급기간의 영향이 수급탈출률에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았음을 보였다. 그를 통해 "수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상의 상당 부분은 수급자 집단의 이질성으로 인한 허위관계"라는 결론을 도출하였다.

본 연구는 선행연구들이 주목한 기초생활보장제도의 '수급기간'에 초점을 두고, 기초생활보장제도 수급기간이 노동공급에 미치는 영향을 실증분석 한 연구이다. 방법론적 측면에서는 관찰되지 않은 이질성을 통제하고자 개인 고정효과 모형을 활용하였다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 2000년 기초생활보장제도가 도입된 후 20년이 도래한 현재 시점에서 기초생활보장제도 수급기간의 영향을 새롭게 평가한다는 점에서 본 연구가 의의를 가진다고 할 수 있다. 또한 본 연구에서는 수급을 지속한 사람들의 노동공급 상태를 복합적으로 파악하여 노동시장 결착 정도의 변화를 알아보고자 하였다.

제 3 절 실증분석

3.1 자료

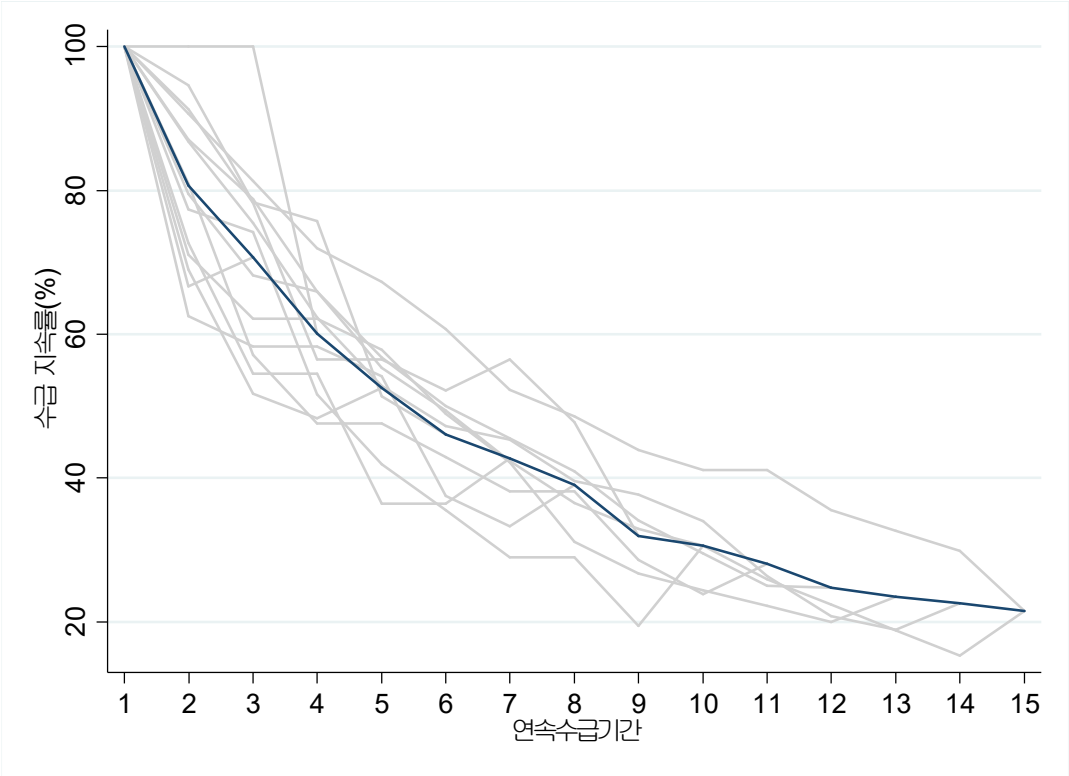
실증분석에는 복지패널 자료를 이용한다. 복지패널은 저소득층을 과대표집한 패널로 기초생활수급가구 관측치를 확보할 가능성이 있다. 복지패널은 기초생활보장제도 도입 시점부터의 연속 수급기간을 파악할 수 있는 유일한 자료이다. 복지패널 1차년도(2005년) 조사에서 언제부터 기초생활보장급여를 받기 시작했는지를 회고적으로 질문하였기 때문이다(이원진, 2011. 92). 이 응답에는 생활보호제도라는 과거 제도의 수급정보까지 포함되어 있어 주의가 필요하다. 본 연구는 첫 번째 급여를 수급한 년도을 2000년 이전으로 응답했을 경우 2000년부터 기초생활보장제도를 수급한 것으로 처리하였다.

이후 패널 2005~2019년 자료를 이용하여 가구의 기초생활 연속 수급기간을 파악하여 변수화하였다. 그를 위해 분석 기간 중간에 결측된 적이 없는 가구로 표본을 한정하고, 복지패널 표본으로 관측된 시점부터 연단위로 기초생활보장급여 연속 수급차수를 계산하였다. 수급이력이 없는 경우 연속 수급차수는 0으로 처리하였다. 또한 수급 중단 후 다시 수급을 시작했을 경우 다시 1차부터 셈하는 방식으로 처리하였다.

<표 3-1>과 <표 3-2>는 이와 같이 파악한 연속 수급차수를 활용하여 복지패널 표본의 연속수급기간별 '수급 지속률'을 계산한 것이다. 수급 지속률이란 본 연구에서 조작적으로 정의한 것으로, t+k기의 수급 지속률은 t기에 처음 수급하기 시작한 사람 중 t+k기에도 계속해서 수급하고 있는 사람의 비율로 계산하였다. 예를 들어 <표 3-1>에서 2005년 조사 자료에서 연속 수급기간이 1년차였던 가구는 총 107개 가구이다(A). 그 후 2006년 조사 자료에서 연속수급기간이 2년차였던 가구는 97개 가구이다(B). 이들은 2005년 조사 당시 연속 수급기간이 1차였을 것이다. 이를 기반으로 계산한 연속수급기간 2년차까지의 수급지속률은 (B/A)×100 = (97/107)×100 = 90.7%이며, 이 값이 <표 3-2>에 표시되어 있다.

<표 3-2>를 요약하여 그린 <그림 3-1>을 해석해보면, 평균적으로, 기초생활보장제도를 수급한 100명 중 80명은 보장기간 2년차까지 수급을 지속하고 나머지 20명은 수급을 탈출하는 것으로 나타났다. 100명 중 약 30명은 보장기간 10년차까지도 수급을 지속하고 있는 것으로 나타났다.

<그림 3-1> 기초생활보장 연속수급기간별 수급 지속률(%)



주: <표 3-2>를 그림으로 표현함. 연한 실선은 각 연도(2005~2019년)의 연속수급기간별 수급지속률에 해당함. 진한 실선은 <표 3-2>의 마지막 열에 해당하는 것으로, 수급 지속률의 각 연속수급기간에서의 평균값임.

<표 3-1> 연도별 연속수급기간 관측치

연도	수급이력 없음	1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년	10년	11년	12년	13년	14년	15년	16년	17년	18년	19년	20년	계
2005	6,027	107 (A)	87	98	40	48	262															6,669
2006	5,491	85 (D)	97 (B)	82	90	34	42	250														6,171
2007	5,157	53	74 (E)	87 (C)	74	80	29	42	233													5,829
2008	4,983	45	46	67 (F)	77	68	76	23	38	200												5,623
2009	4,853	44	32	40	56	72	62	62	21	35	171											5,448
2010	4,634	21	35	28	33	47	65	53	53	21	32	153										5,175
2011	4,506	31	17	30	28	28	42	56	48	49	19	29	137									5,020
2012	4,371	23	24	12	29	26	25	36	52	39	40	18	29	120								4,844
2013	4,176	24	21	23	10	25	22	24	31	47	35	38	17	25	106							4,624
2014	4,064	11	15	18	16	10	22	19	21	28	44	33	34	16	24	99						4,474
2015	3,811	37	8	14	13	13	9	20	14	20	26	44	32	29	14	22	88					4,214
2016	3,638	29	35	6	14	13	11	8	18	12	18	22	38	32	27	13	20	79				4,033
2017	3,504	1	20	29	6	13	12	9	8	15	11	14	19	35	29	24	10	18	73			3,850
2018	3,341	3	1	15	28	4	9	13	9	6	13	10	11	16	32	29	21	9	15	61		3,646
2019	3,106	4	2	1	14	19	4	8	11	6	5	11	9	10	13	23	29	21	7	13	57	3,373
계	65,662	518	514	550	528	500	692	623	557	478	414	372	326	283	245	210	168	127	95	74	57	72,993

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.

주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 가구주임. 연속수급기간을 식별하기 위해 중간에 결측된 적이 없는 경우로 표본을 한정함.

<표 3-2> 연도별 연속수급기간별 수급지속률(%)

연도	1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년	10년	11년	12년	13년	14년	15년
2005	100.0														
2006	100.0	90.7 (=B/A)													
2007	100.0	87.1 (=E/D)	81.3 (=C/A)												
2008	100.0	86.8	78.8 (=F/D)	72.0											
2009	100.0	71.1	75.5	65.9	67.3										
2010	100.0	79.5	62.2	62.3	55.3	60.7									
2011	100.0	81.0	68.2	62.2	52.8	49.4	52.3								
2012	100.0	77.4	57.1	65.9	57.8	47.2	42.4	48.6							
2013	100.0	91.3	74.2	47.6	56.8	48.9	45.3	36.5	43.9						
2014	100.0	62.5	78.3	51.6	47.6	50.0	42.2	39.6	32.9	41.1					
2015	100.0	72.7	58.3	56.5	41.9	42.9	45.5	31.1	37.7	30.6	41.1				
2016	100.0	94.6	54.5	58.3	56.5	35.5	38.1	40.9	26.7	34.0	25.9	35.5			
2017	100.0	69.0	78.4	54.5	54.2	52.2	29.0	38.1	34.1	24.4	26.4	22.4	32.7		
2018	100.0	100.0	51.7	75.7	36.4	37.5	56.5	29.0	28.6	29.5	22.2	20.8	18.8	29.9	
2019	100.0	66.7	100.0	48.3	51.4	36.4	33.3	47.8	19.4	23.8	25.0	20.0	18.9	15.3	21.5
평균	100.0	80.7	70.7	60.1	52.5	46.1	42.7	39.0	31.9	30.6	28.1	24.7	23.5	22.6	21.5

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.

주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 가구주임. 연속수급기간을 식별하기 위해 중간에 결측된 적이 없는 경우로 표본을 한정함.

<표 3-3>은 20세 이상 80세 미만 가구주 표본의 수급기간별 경제활동참여상태를 살펴본 것이다. 경제활동참여상태는 두 가지 시점의 측면에서 살펴보았다. 첫 번째 패널 A는 복지패널의 조사 기준시점인 12월 31일 기준으로 응답한 본인의 주된 경제활동 상태이다. 이를 합계 100%를 기준으로 분포를 계산하여, 수급기간별로 주로 어느 경제활동 상태에 분포해 있는지를 살펴보았다. 먼저 기초생활보장제도 비수급자의 경우 경제활동에 참여하고 있는 경우가 많다. 비경제활동인구 17%, 실업자 1.9%, 무급가족종사자 0.4%를 제외하고는 일련의 경제활동에 참여하고 있으며 주로 상용직(41.0%)에 있다. 기초생활보장제도 수급 1년차부터는 비경제활동인구(47.9%)와 실업자(4.9%)로 있는 경우가 크게 증가하고, 경제활동 중에서도 상용직보다는 임시직(11.1%), 일용직(12.3%) 비중이 늘어나고 자활 및 공공근로, 노인일자리에 있는 경우도 3.3%에 해당한다. 수급기간이 길어질수록 비경제활동인구로 있는 경우가 점차 증가하며 10년 이상 수급자의 75%가 비경제활동인구로 있는 것을 알 수 있다.

패널 A에서 살펴본 경제활동상태는 임시직과 일용직을 구분하고 있고 자활·공공근로·노인일자리 종사 상태를 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 조사 기준시점인 12월 31일 기준의 정보이다. 1년 동안 개인의 경제활동 참여 상태가 변화할 수 있기 때문에, 연간 노동공급 상태를 파악하는 것도 중요하다. 두 번째 패널 B는 복지패널의 각 활동별 일한 개월수 정보를 이용하여 연간 노동공급 여부를 파악한 것이다. 각 활동별로 일한 개월수가 0보다 크면 1의 값을, 아니면 0의 값을 가지는 '연간 노동공급 여부' 더미변수를 생성하여 통계를 제시하였다. 먼저 기초생활보장제도 비수급자의 35%가 연간 상용근로에 종사한 적이 있는 것으로 나타났다. 임시·일용근로와 고용주·자영업자로 종사한 적이 있는 경우도 각각 21%, 13%로 나타났다. 한편 기초생활보장제도 수급 1년차에 있는 사람은 연간 상용근로에 종사한 적이 있는 사람이 5%로 크게 감소하고, 임시·일용근로(26%)와 무급가족종사(34%) 경험자가 늘어났다. 수급기간이 길어질수록 노동시장에의 결착 정도가 감소하고 10년 이상 수급자의 80%가 연중 무급가족종사를 하는 상태임을 알 수 있다. 패널 A와 비교하였을

때, 이들 중 상당 수가 본인을 비경제활동인구라고 인식하는 것으로 보인다. 참고로 복지패널 자료의 무급가족종사자의 정의는 '동일 가구 내 가족이 경영하는 사업체, 농장에서 무보수로 일하는 사람을 말하며, 주당 18시간 이상 일한 자'를 의미한다.

<표 3-3> 연속수급기간별 경제활동참여상태

	수급 이력 없음	1년	2년	3년	4년	5년	6년	7년	8년	9년	10년 이상
A. 12월 31일 기준 주된 경제활동 상태 분포(%)											
계	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
상용직	41.0	10.1	3.7	4.5	4.1	5.1	4.7	5.5	5.0	3.9	1.4
임시직	12.1	11.1	11.4	8.9	9.4	6.2	5.0	4.5	5.7	3.6	6.7
일용직	6.4	12.3	15.0	11.4	12.0	12.2	12.9	10.4	11.6	14.8	8.4
자활,공공근로,노인일자리	0.6	3.3	4.6	5.4	6.9	5.4	4.4	5.4	4.5	4.0	4.3
고용주	4.5	0.3	-	-	0.6	-	0.1	-	0.3	-	0.1
자영업자	16.0	9.9	8.3	8.0	8.0	8.3	7.7	8.5	8.2	5.9	3.4
무급가족종사자	0.4	0.2	0.1	0.5	0.4	0.4	-	-	0.0	-	-
실업자	1.9	4.9	3.6	3.7	2.9	2.5	2.9	4.4	1.7	0.4	0.7
비경제활동인구	17.1	47.9	53.3	57.8	55.7	60.0	62.4	61.3	63.0	67.6	75.0
B. 각 활동별 연간 노동공급 여부 (각 활동별로 일한개월수>0이면 1, 아니면 0)											
상용근로 여부	.35	.05	.02	.04	.03	.05	.06	.04	.04	.04	.02
임시,일용근로 여부	.21	.26	.25	.24	.24	.26	.22	.20	.20	.30	.25
고용주,자영업 여부	.13	.06	.04	.03	.04	.05	.05	.04	.05	.04	.03
농축산어업 여부	.05	.03	.02	.03	.03	.02	.02	.03	.02	.02	.01
무급가족종사 여부	.20	.34	.37	.41	.43	.50	.47	.42	.45	.71	.80
관측치	65,662	518	514	550	528	500	692	623	557	478	2,371

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.
주: 분석 기간은 2005~2019년 pooled 기간임. 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 가구주임. 연속수급기간을 식별하기 위해 중간에 결측된 적이 없는 경우로 표본을 한정함. 개인 가중치를 적용함.

3.2 연구 방법

지금까지는 통계를 통해서 살펴보았다면, 기초생활보장제도 개편이 개인의 노동공급에 미친 영향을 실증분석하기 위해 다음과 같은 회귀식을 설정한다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta Basic_{it} + \sum_{k \geq 2} \gamma_k Wave_{it}^k + X_{it}\Gamma + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \qquad (1)$$

하첨자 i는 개인, t는 시점을 의미한다. 종속변수 Y_{it}는 개인 i의 t 시점의 경제사회적 상태를 나타내는 변수이다. 소득활동 여부, 가족 내 종사 여부, 무급가족종사 근로개월수 등을 종속변수로 분석할 것이다. 본 연구가 사용하는 자료인 복지패널은 가구원이 1년(1.1~12.31)동안 경제활동으로 일한 개월 수를 설문한다. 본 연구에서는 1년동안 경제 활동으로 일한 개월 수가 1개월 이상일 때 해당 년도에 소득활동에 참여했다고 판단하고, 종속변수로 설정하였다. 단 무급가족종사만 했을 경우 소득활동 여부는 0으로 판정하였다. 앞 절의 통계분석에서 파악할 수 있었던 점은 수급기간이 길어질수록 무급가족종사로 일한 경우가 증가한다는 것이다. 실증분석에서도 그러한 현상이 나타나는지 확인하기 위하여 연간 가족 내 종사 여부(무급가족종사 여부)와 무급가족종사 근로개월수를 별도의 종속변수로 설정하여 분석을 수행하였다.

독립변수 $Basic_{it}$는 개인 i가 t 시점에 기초생활수급을 했는지 여부를 나타내는 더미변수이다. $Wave_{it}^k$는 개인 i가 t 시점에 기초생활수급 k차 여부인지를 나타내는 더미변수이며, $k = 2,3,...,10^+$으로 설정한다. 통제변수 X_{it}는 가구주의 성별, 연령, 연령의 제곱, 교육수준, 유배우자여부, 근로무능력여부 등 개인의 인구통계학적 특성과 가구원수, 무능력 가구원수 비율, 거주지역, 자가 여부 등 가구의 특성 변수들을 포함한다. δ_t는 각 연도별 더미변수를 의미한다. 마지막으로 μ_i는 개인 고정효과로, 관측

되지 않는 개인의 시불변 특성이다. 이러한 특성이 독립변수와 종속변수에 동시에 영향을 미칠 경우 수급기간의 영향을 측정하는 데 편의가 발생할 수 있다. 이를 해결하기 위한 방법으로 본 연구는 식 (1)을 개인 고정효과 모형을 이용하여 관측되지 않는 개인의 시불변 특성에 의해 나타날 수 있는 내생성을 통제하였다.

3.3 분석 결과

<표 3-4>는 기초생활보장제도 수급기간이 노동공급에 미치는 영향을 실증분석한 결과를 요약 제시한 표이다. 전체 분석 결과는 부록의 <표 3-A>를 참고하기 바란다. 열 (1), (2)는 연간 소득활동 여부를 종속변수로 한 분석이고, 열 (3), (4)는 연간 가족 내 종사 여부(무급가족종사 여부)를 종속변수로 한 분석이다. 요약하여 주요 변수인 *Basic*, *Wave*의 추정치만을 제시하였다. 열 (1), (3)은 OLS 모형, 열 (2), (4)는 개인 고정효과 모형 추정 결과이다.

분석 결과는 통계를 통한 분석과 일맥상통하다. 인구통계학적 특성 및 개인 고정효과 역시 통제한 이후에도, 수급기간이 길어짐에 따라 정규 노동공급이 감소하고 가족 내 종사 형태가 증가하는 것을 확인할 수 있었다. <표 3-4>의 개인 고정효과 모형에서의 수급기간별($Wave^k$) 추정치를 요약하여 그린 것이 <그림 3-2>이다. 수급기간이 긴 사람들에게서는 무급가족종사를 하는 비중이 증가하고, 반대로 정규 노동을 통한 소득활동은 감소하는 현상이 거울과 같은 모양을 보인다.

한편 수급기간이 노동공급에 미친 영향은 9년차부터 달라지는 모습을 보인다. 이는 경기변동의 영향이 반영된 결과로 해석된다. 기초생활보장제도는 2000년 10월 시행되었는데, 시행과 동시에 수급을 시작한 사람들이 연속수급기간 9년차였을 당시가 2008년 금융위기가 있었던 시점과 일치한다. 실증분석 모형 (1)에서 연도 더미를 통제하여 연도 고정효과를 통제하고 있지만, 경기변동과 같은 외부적 요인의 영향이 분석 결과에

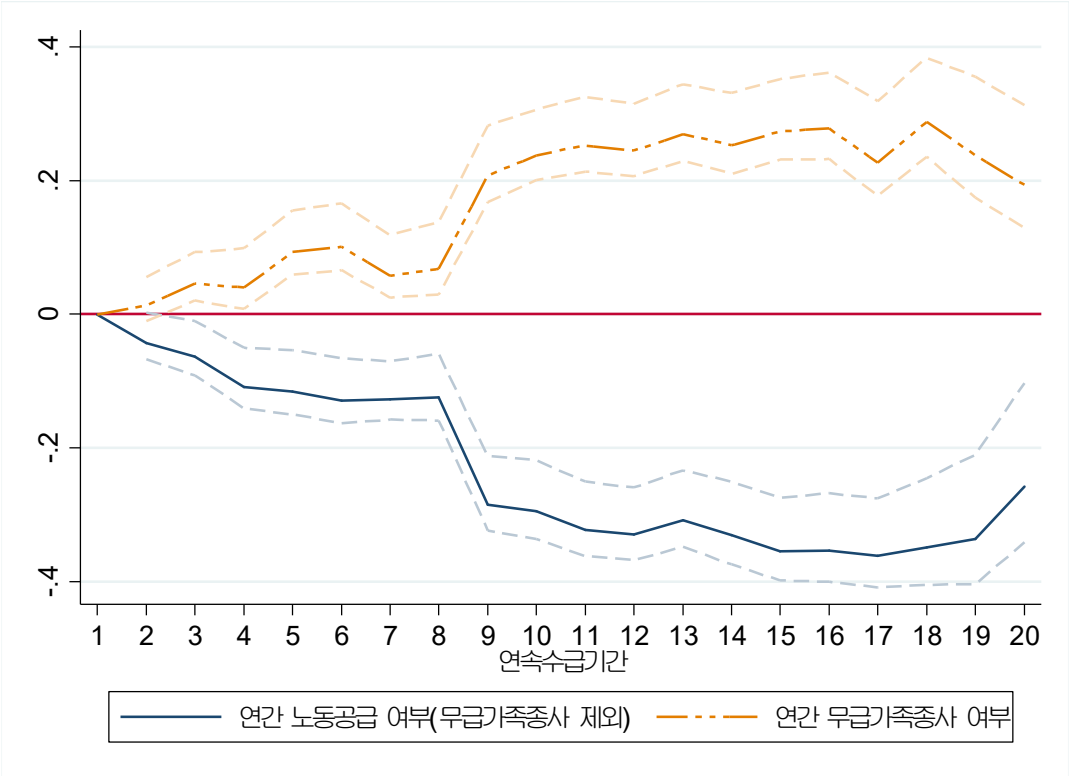
일부 남아있을 가능성을 유의할 필요가 있다. 이를 보완하기 위해 선행 연구들에서는 '수급진입시기'를 추가적으로 통제하기도 한다. 그러나 본 연구에서는 수급진입시기를 통제하지 못하였는데, 그 이유는 분석 표본에 기초생활보장제도 수급이력이 없는 사람들이 포함되어 있기 때문이다. 수급 이력이 없는 경우 연속 수급차수는 0으로 처리하였는데, 수급진입시기는 임의의 값을 부여할 수 없었기 때문이다.

<표 3-4> 수급기간이 노동공급에 미친 영향 분석 결과 요약

종속변수:	연간 소득활동 여부		연간 무급가족종사 여부	
분석방법:	OLS (1)	FE (2)	OLS (3)	FE (4)
기초생활수급여부	-.077***	-.009	.109***	.012
	(.024)	(.023)	(.024)	(.023)
연속수급기간				
2년	-.037*	-.043*	.012	.013
	(.022)	(.023)	(.020)	(.022)
3년	-.063**	-.063**	.043*	.046*
	(.025)	(.027)	(.023)	(.024)
4년	-.118***	-.108***	.040	.040
	(.028)	(.030)	(.028)	(.030)
5년	-.119***	-.115***	.077**	.093***
	(.033)	(.032)	(.033)	(.032)
6년	-.089***	-.128***	.060*	.101***
	(.032)	(.032)	(.033)	(.033)
7년	-.092***	-.126***	.018	.057*
	(.032)	(.029)	(.033)	(.031)
8년	-.101***	-.123***	.030	.067*
	(.034)	(.034)	(.034)	(.036)
9년	-.287***	-.283***	.201***	.208***
	(.036)	(.037)	(.036)	(.038)
10년이상	-.382***	-.320***	.288***	.252***
	(.036)	(.034)	(.033)	(.032)
Adj R-sq	0.643	0.819	0.294	0.582
N	72,993	72,993	72,993	72,993

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.
주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 가구주의 성별, 연령, 연령 제곱, 교육수준, 유배우자여부, 근로무능력여부, 가구원수, 무능력 가구원수 비율, 거주지역, 자가 여부, 연도 더미임. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<.01 ** p<.05 * p<.1

<그림 3-2> 수급기간이 노동공급에 미친 영향 분석 결과 요약



주: <표 3-2>의 열 (2)와 (4)의 추정치이며 표에는 절단된 20년까지의 수치를 모두 제시함. 연한 점선은 95% 신뢰구간을 의미함.

다음으로, 또 다른 종속변수로서 연속변수인 연간 근로개월수를 종속변수로 활용하여 분석을 수행하였다. 그 결과는 <표 3-5>이다. 열 (1), (2)는 연간 소득활동에 해당하는 근로개월수를 종속변수로 한 분석이고, 열 (3), (4)는 연간 무급가족종사 근로개월수를 종속변수로 한 분석이다. 그 외 표의 구성은 <표 3-4>와 동일하다. 분석 결과, 수급기간이 긴 사람들에게서는 무급가족종사를 하는 비중이 증가하고, 반대로 정규 노동을 통한 소득 활동은 감소하는 현상이 동일하게 확인된다. 기초생활보장제도 수급기간이 소득활동에 해당하는 근로개월수에 미친 영향은 뚜렷하게 마이너스(-)로 나타나고, 그러한 결과는 개인 고정효과를 통제한 이후에도 통계적으로 유의하다. 수급기간 5년차부터는 수급기간 1년차에 비해 소득활동 근로개월수가 1.1개월 이상 짧다. 수급기간 9년차에는 수급기간 1년차에 비해 소득활동 근로개월수가 3개월 짧고, 수급기간 10년차 이상은 소득활동 근로개월수의 차이가 3.47개월 이상까지 발생한다. 반대로 기초생활보장제도 수급기간이 연간 무급가족종사 근로개월수에 미치는 영향은 (+) 방향으로 나타나고, 그러한 결과는 개인 고정효과를 통제한 이후에도 통계적으로 유의하다. 수급기간 5년차부터는 수급기간 1년차에 비해 소득활동 근로개월수가 1.1개월 이상 길고, 수급기간 10년차 이상은 소득활동 근로개월수의 차이가 3.44개월까지 발생한다. 이처럼 기초생활 수급기간이 연간 소득활동 근로개월수 및 무급가족종사 근로개월수에 일관적인 (-/+)방향으로 영향을 미치고 있다는 점은 연구의 주요한 함의점이다.

마지막으로, 수급기간의 장기화에 따라 가족환경 및 전반적 삶의 만족도는 어떻게 변하는지 실증분석을 수행한 결과는 <표 3-6>과 같다. 분석 결과, 수급기간이 긴 사람들에게서는 유배우자가 아닌 경우가 많았다. 즉, 이혼 또는 사별등으로 배우자가 없거나, 1인 가구인 사람들이 기초생활보장제도 장기 수급자에게서 많이 나타났다. 또한 장기 수급자 중에서는 전반적 삶의 만족도가 낮은 사람들이 많이 분포하고 있음을 확인할 수 있었다.

<표 3-5> 근로개월수를 종속변수로 한 분석 결과 요약

종속변수:	연간 소득활동 근로개월수		연간 무급가족종사 근로개월수	
분석방법:	OLS (1)	FE (2)	OLS (3)	FE (4)
기초생활수급여부	-1.154***	-.211	1.179***	.246
	(.271)	(.260)	(.273)	(.263)
연속수급기간				
2년	-.292	-.323	.297	.320
	(.237)	(.258)	(.240)	(.261)
3년	-.624**	-.636**	.584**	.581**
	(.271)	(.294)	(.273)	(.296)
4년	-.984***	-.936***	1.005***	.932***
	(.321)	(.338)	(.324)	(.341)
5년	-1.111***	-1.180***	1.115***	1.153***
	(.375)	(.369)	(.378)	(.371)
6년	-.890**	-1.385***	.822**	1.307***
	(.364)	(.371)	(.368)	(.372)
7년	-.694*	-1.148***	.713*	1.149***
	(.364)	(.350)	(.367)	(.351)
8년	-.831**	-1.178***	.809**	1.125***
	(.387)	(.393)	(.390)	(.395)
9년	-3.119***	-3.098***	3.067***	3.013***
	(.416)	(.431)	(.419)	(.435)
10년이상	-4.099***	-3.476***	4.118***	3.448***
	(.403)	(.378)	(.407)	(.381)
Adj R-sq	0.614	0.804	0.348	0.671
N	72,993	72,993	72,993	72,993

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.
주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 <표 3-2>와 동일함. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<.01 ** p<.05 * p<.1

<표 3-6> 가족환경 및 삶의 만족도를 종속변수로 한 분석 결과 요약

종속변수:	현재 유배우자 여부		전반적 삶의 만족도 (5점척도)	
분석방법:	OLS (1)	FE (2)	OLS (3)	FE (4)
기초생활수급여부	-.135***	-.027**	.435***	.215***
	(.020)	(.012)	(.057)	(.064)
연속수급기간				
2년	-.035***	-.011	-.059	-.043
	(.013)	(.009)	(.068)	(.071)
3년	-.033**	-.004	-.002	-.010
	(.017)	(.011)	(.068)	(.072)
4년	-.024	.003	-.191***	-.184**
	(.019)	(.014)	(.070)	(.073)
5년	-.034*	-.023*	-.131*	-.141*
	(.021)	(.012)	(.071)	(.073)
6년	-.006	-.011	-.059	-.120
	(.022)	(.013)	(.075)	(.081)
7년	-.012	-.018	-.115	-.203***
	(.023)	(.015)	(.073)	(.076)
8년	-.014	-.028*	-.095	-.210***
	(.025)	(.017)	(.076)	(.079)
9년	-.006	-.022	.074	-.077
	(.027)	(.019)	(.080)	(.086)
10년이상	.000	-.040**	-.020	-.205***
	(.030)	(.019)	(.070)	(.074)
Adj R-sq	0.674	0.920	0.109	0.341
N	72,993	72,993	70,669	70,669

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.
주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 개인임. 통제변수는 <표 3-2>와 동일함. 전반적 삶의 만족도 분석의 경우 미응답한 경우가 있어 관측치에 차이가 있음. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<.01 ** p<.05 * p<.1

제 4 절 결 론

본 연구는 국민기초생활보장제도 수급기간의 장기화에 따라 사람들의 노동공급 상태와 가구의 사회경제적 특성의 변화를 통계분석 및 실증분석하였다. 복지패널 자료를 이용해 기초생활보장제도 도입 시점부터의 연속 수급기간을 파악하고, 관찰되지 않는 이질성을 통제하기 위한 실증분석 방법으로 개인 고정효과 모형을 사용하였다.

기초생활보장제도 수급기간과 소득이 있는 정규 노동공급 간에 음(-)의 상관관계가 있음이 확인되었다. 그와 반대로 수급기간이 길수록 무급가족종사 등 행정적으로 소득이 포착되지 않는 형태로 경제활동을 하고 있는 경우가 많았다. 이것이 기초생활수급에 따른 결과인지, 기초생활수급의 원인인지는 아직 연구 과제로 남아 있다. 다만 분석 결과에 미루어 볼 때, 무급가족종사자와 관련한 가구의 특성이 기초생활수급을 장기적으로 하는 것과 관련이 있어 보인다. 복지패널의 무급가족종사자의 정의는 '동일 가구 내 가족이 경영하는 사업체, 농장에서 무보수로 일하는 사람을 말하며, 주당 18시간 이상 일한 자'를 의미한다. 배경 분석을 위하여 무급가족종사자의 특징을 간단하게 살펴본 결과, 가구주가 12개월 내내 무급가족종사를 했다고 응답한 가구에서 고용주 및 자영업자인 가구원이 종사한 산업은 주로 농,임,어업(20%), 숙박 및 음식점업(17.6%), 도소매업(16.8%), 수리 및 기타 개인 서비스업(12.8%)으로, 고용주 및 자영업자의 평균적인 산업 분포에 비해 농,임,어업의 비율이 높았다. 이와 같은 특성을 가진 가구가 기초생활수급자로 장기적으로도 남아있는 것으로 판단된다.

마지막으로 본 연구에는 한 가지 한계점이 존재한다. 연구에서는 수급중단 후 다시 수급을 시작했을 경우 다시 1차부터 셈하는 방식으로 연속수급기간을 처리하였다. 반복수급과 여러 복지수급기간(multiple spells)을 가진 사람들의 경우 수급기간에 따라 노동공급 변화에 어떠한 차이가 나타나는지에 대해 연구를 발전시키는 것을 향후 과제로 남긴다.

참 고 문 헌

강신욱·이현주·구인회·신영진·임완섭. (2006). 『기초생활보장제도 수급자 동태 및 관련요인 분석』. 한국보건사회연구원.

구인회. (2005). “국민기초생활보장제도의 근로유인효과 개선방안: 자활사업을 중심으로”. 『사회보장연구』 21(1): 1-29.

김미곤·여유진·김태완·송치호·오지현·임미진. (2008). 『근로능력수급자의 탈수급에 관한 연구』. 한국보건사회연구원.

노대명·원일. (2011). “국민기초생활보장제도 취업수급가구의 탈수급 결정요인에 대한 연구: 성공적 탈수급 및 행정적 탈수급을 중심으로”. 『한국지역사회복지학』 37: 333-360.

박능후·유진영·임완섭·백학영. 2004. 『기초보장 수급가구의 빈곤역동성 연구』. 한국보건사회연구원 기초보장·자활정책 평가센터.

보건복지부·국토교통부·교육부. (2017.8.10.) “모든 국민의 기본 생활을 보장”하는 제1차 기초생활보장 종합계획('18~'20년) 수립 보도자료.

안서연·조미라. (2019). “국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 건강상태: 주관적 건강상태와 우울을 중심으로”. 『보건사회연구』 39(2): 519-547.

이원진. (2010). “국민기초생활보장제도 수급동태의 특성 및 수급탈출의 결정요인 분석”. 『한국사회복지학』 62(2): 5-29.

이원진. (2011). “국민기초생활보장제도 수급탈출의 기간의존성”. 『한국사회복지학』 63(4): 83-107.

Bane, M. and D. Ellwood. (1994). *Welfare Realities: From Rhetoric to Reform*. Cambridge: Harvard University Press.

Blank, R. M. (1986). *How Important is Welfare Dependence? NBER Working Paper* No. 2026.

Moffitt, R. (1992). *Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review.* Journal of Economic Literature, 30(1): 161.

부 록

<표 3-A> 수급기간이 노동공급에 미친 영향 분석 결과

종속변수:	연간 소득활동 여부		연간 무급가족종사 여부	
분석방법:	OLS (1)	FE (2)	OLS (3)	FE (4)
기초생활수급여부	-.077***	-.009	.109***	.012
	(.024)	(.023)	(.024)	(.023)
연속수급기간				
2년	-.037*	-.043*	.012	.013
	(.022)	(.023)	(.020)	(.022)
3년	-.063**	-.063**	.043*	.046*
	(.025)	(.027)	(.023)	(.024)
4년	-.118***	-.109***	.040	.040
	(.028)	(.030)	(.028)	(.030)
5년	-.119***	-.116***	.077**	.093***
	(.033)	(.032)	(.033)	(.032)
6년	-.089***	-.129***	.060*	.101***
	(.032)	(.032)	(.033)	(.033)
7년	-.091***	-.127***	.018	.058*
	(.032)	(.029)	(.033)	(.031)
8년	-.101***	-.124***	.030	.068*
	(.034)	(.033)	(.034)	(.036)
9년	-.287***	-.285***	.201***	.208***
	(.036)	(.037)	(.036)	(.038)
10년	-.313***	-.295***	.244***	.238***
	(.039)	(.039)	(.036)	(.035)
11년	-.361***	-.323***	.275***	.253***
	(.038)	(.037)	(.036)	(.037)
12년	-.372***	-.330***	.268***	.245***
	(.039)	(.036)	(.037)	(.036)
13년	-.372***	-.308***	.311***	.270***
	(.043)	(.038)	(.039)	(.038)
14년	-.397***	-.331***	.298***	.253***
	(.044)	(.041)	(.041)	(.040)
15년	-.429***	-.355***	.325***	.274***
	(.045)	(.041)	(.040)	(.040)
16년	-.433***	-.354***	.329***	.278***
	(.051)	(.044)	(.044)	(.043)
17년	-.441***	-.362***	.276***	.227***
	(.057)	(.044)	(.054)	(.047)
18년	-.437***	-.349***	.355***	.288***
	(.062)	(.053)	(.050)	(.049)
19년	-.425***	-.336***	.300***	.238***

	(.073)	(.064)	(.064)	(.060)
20년	-.332***	-.258***	.233***	.194***
	(.092)	(.079)	(.081)	(.061)
성별(남성=1, 여성=0)	.042***		-.059***	
	(.011)		(.013)	
연령	.031***	.128***	-.029***	-.055***
	(.002)	(.002)	(.002)	(.003)
연령^2	-.000***	-.001***	.000***	.001***
	(.000)	(.000)	(.000)	(.000)
교육수준(base=초졸이하)				
중졸	-.028**	.026	.035**	-.009
	(.013)	(.016)	(.014)	(.017)
고졸	-.039***	.071***	.022*	-.048**
	(.012)	(.021)	(.013)	(.024)
전문대졸	-.044***	.102***	.001	-.102***
	(.016)	(.028)	(.018)	(.035)
대졸	-.057***	.103***	.012	-.092***
	(.014)	(.026)	(.015)	(.033)
대학원 이상	-.077***	.082**	.017	-.104*
	(.020)	(.040)	(.022)	(.054)
유배우자여부	.020*	-.022*	-.043***	.004
	(.010)	(.011)	(.013)	(.015)
근로무능력자여부	-.164***	.008	.119***	-.010
	(.047)	(.032)	(.043)	(.030)
가구원수(base=1명)				
2명	.023*	.011	-.031**	.008
	(.012)	(.013)	(.013)	(.015)
3명	.029**	-.012	-.048***	.024
	(.013)	(.014)	(.015)	(.017)
4명	.020	-.038***	-.062***	.044**
	(.013)	(.014)	(.015)	(.018)
5명 이상	.024	-.049***	-.072***	.051**
	(.015)	(.017)	(.017)	(.020)
근로무능력가구원비율	-.001	.065**	-.002	-.050
	(.043)	(.033)	(.042)	(.033)
거주지역(base=대도시)				
중소도시	.016***	-.018	-.023***	.029*
	(.006)	(.012)	(.007)	(.017)
농어촌	.071***	-.034*	-.086***	.048**
	(.010)	(.020)	(.011)	(.024)
자가 여부	-.007	.010**	-.020***	-.013*
	(.005)	(.005)	(.007)	(.007)
연도더미(base=2005년)				
2006년	.020***	-.081***	-.003	.006

	(.004)	(.005)	(.004)	(.007)
2007년	.027***	-.133***	-.010**	-.022***
	(.004)	(.005)	(.005)	(.007)
2008년	.842***	.629***	.295***	.255***
	(.006)	(.007)	(.008)	(.009)
2009년	.852***	.577***	.275***	.216***
	(.006)	(.007)	(.008)	(.009)
2010년	.858***	.520***	.275***	.198***
	(.006)	(.006)	(.008)	(.009)
2011년	.860***	.461***	.269***	.173***
	(.007)	(.006)	(.008)	(.009)
2012년	.868***	.407***	.268***	.155***
	(.007)	(.006)	(.009)	(.009)
2013년	.869***	.344***	.252***	.124***
	(.007)	(.006)	(.009)	(.009)
2014년	.867***	.281***	.259***	.112***
	(.007)	(.006)	(.009)	(.009)
2015년	.874***	.223***	.260***	.097***
	(.007)	(.006)	(.010)	(.009)
2016년	.878***	.166***	.243***	.059***
	(.007)	(.006)	(.009)	(.009)
2017년	.890***	.114***	.244***	.043***
	(.008)	(.006)	(.010)	(.009)
2018년	.891***	.051***	.245***	.030***
	(.008)	(.005)	(.010)	(.008)
2019년	.901***	.000	.235***	.000
	(.008)	(.)	(.011)	(.)
상수항	-.534***	-4.091***	.567***	.745***
	(.037)	(.054)	(.048)	(.070)
Adj R-sq	0.643	0.819	0.294	0.582
N	72,993	72,993	72,993	72,993

자료: 복지패널 1~15차(2005~2019년) 자료.
주: 분석 표본은 20세 이상 80세 미만 개인임. 개인 단위로 클러스터한 표준오차를 괄호 안에 보고함. *** p<.01 ** p<.05 * p<.1

Abstract

Unemployment, Welfare Program, and Labor Supply

Jihye Park
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

The paper deals with the unemployment, welfare program, and labor supply of vulnerable workers.

In the first chapter, I analyzed who suffered during the fluctuation of business cycle in South Korea between 2008 and 2020. I used the 'Local Area Force Survey' data for empirical analysis.

The findings showed that the effect of the recession and the recovery was not experienced equally by all workers. For example, women, low-educated, and people under age 20 or above 60 experienced larger job loss during recession, but during the recovery, their employment picked up more rapidly.

The worker flows of those vulnerable workers were moving between ‘employment’ and ‘economically inactive’, which the official unemployment rate won’t grasp. With considering those movement, women showed much larger sensitivity to the business cycle compared to men.

keywords : Labor Supply, Business Cycle, Unemployment Rate, Labor Underutilization Index, Basic Livelihood Security Program, Welfare Spells, Instrument Variable
Student Number : 2016-32607