

지역 간 소득불평등 수준의 차이가 성인 우울에 미치는 영향*

A Study on the Effect of Different Regional Income Inequalities on Adult Depression

이 승 주**
Seungju Lee

■ 목 차 ■

- I. 서론
- II. 이론적 논의
- III. 분석변수 및 분석자료
- IV. 분석모형 및 분석결과
- V. 결론 및 함의

코로나와 같은 팬데믹(Pandemic) 상황으로 경제가 어려워지면서 많은 사람들에게 우울과 스트레스가 위험요소로 작용한다. 특히 경제상황이 악화되면서 소득격차가 커지고, 상대적인 박탈감을 겪는 사람들은 실패에 대한 자책으로 우울을 수반할 가능성이 높아진다. 이에 본 연구에서는 최근 급격히 악화되고 있는 우리 사회 소득불평등 문제가 자칫 사람들에게 우울을 야기하는 것은 아닌지 검토해보고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 지역차원의 변수와 개인차원의 특성변수들을 함께 활용하는 다층분석을 시행하였다. 본 연구에서는 복지패널 10차~13차 자료를 사용하였으며, 개인차원의 설명변수로는 연령, 소득수준, 성별, 혼인상태, 교육수준, 사회적 유대관계 만족도, 만성질환 수준, 그리고 지역차원의 설명변수에는 지역별 소득불평등도를 나타내는 지니계수를 활용하였다. 성인 우울수준에 미치는 영향을 개인적인 특성을 모두 고려했을 때 모든 조건이 동일하더라도 지역내 소득불평등이 어떤가에 따라 상대적 박탈감에 따른 성인의 우울수준에 차이

* 이 논문은 2018년도 대한민국 교육부와 한국학중앙연구원(한국학진흥사업단)을 통해 한국학 세계화 랩 사업의 지원을 받아 수행된 연구임 (AKS-2018-LAB-1250002).

** 가천대학교 사회정책대학원 불평등과 사회정책연구소 선임연구위원

논문 접수일: 2021. 10. 18. 심사기간: 2021. 10. 18. ~ 2021. 11. 17. 게재확정일: 2021. 11. 17.

가 발생할 수 있다는 결과를 확인하였다. 또 성인의 우울수준에 영향을 미치는 것으로 선행연구에서 밝힌 개인적 특성들도 모두 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 바탕으로 본 연구가 주는 함의와 지역 내 소득불평등을 줄이기 위한 방안을 제시하였다.

□ 주제어: 지역 소득불평등, 지니계수, 성인 우울, 다층모형, 지자체 복지 자율성

As the prolonged COVID19 pandemic causes a economic crisis nationwide, more people are now exposed to the risk of suffering stress and depression. Especially when the economic situation worsens and income inequality rises, those who feel relatively deprived regardless of their absolute material standing are more likely to suffer from depression because they feel like a failure. In this sense, this study is to examine whether rapidly deteriorating income inequality could be attributed to the rise in depression among adults. For this purpose, a multi-level analysis is conducted. This study uses seven individual-level variables such as age, family disposable income, sex, marital status, educational level, satisfaction with a social network, and severity of chronic diseases and one regional-level variable, Gini coefficient, all drawn from 4 waves (10~13) of the Korea Welfare panel Study. The result shows that there is a difference in the level of depression among adults depending on the severity of regional income inequality. And all the individual-level variables, which the previous studies consider statistically significant, are strongly correlated with depression of adult Koreans. Based on the results, the study comes up with some ideas to alleviate the regional difference of income inequality.

□ Keywords: Regional Income Inequality, Gini Coefficient, Depression in Adults, Multi-level Model, Local Government Welfare Autonomy

I. 서론

2020년에 인크루트가 성인남녀 3903명을 대상으로 설문조사를 진행한 결과 응답자의 54.7%가 코로나 이후 우울증을 경험했다고 답하였다(조선비즈, 2020년 4월 14일자). 이처럼 최근 코로나로 인해 많은 사람들에게 우울과 스트레스가 위험요소로 작용한다. 특히 코로나와 같은 팬데믹(Pandemic) 상황으로 경제가 어려워지면 우울증은 고소득층보다 저소득층에서 매우 뚜렷하게 증가하는 경향을 보인다(Ettman et al., 2020). 특히 경제활동상 소득불평등이 커지는 상황에서 저소득층은 사회적 배제로 인한 소외감을 느끼게 되고, 그 결과 특히 이들 계층에게서 소득 불평등으로 인한 우울증이 큰 문제로 나타날 수 있다(Kawachi & Kennedy, 1999). Wilkinson과 Pickett(2009)은 고소득층과 저소득층의 소득격차가 커질수록 저소득층은 불안감과 수치심을 느낄 가능성이 높아지는데, 왜냐하면 소득격차가 커지면서 자본주의 사회에서 상대적으로 성공하지 못한 저소득층들이 불안감과 인생에서 패배했다는 수치심을 더 크게 느끼기 때문이라고 설명하고 있다. 이 경우 꿈과 현실 사이에 괴리가 커지면서 실패에 대한 자책으로 우울을 수반할 가능성이 높아진다고 본다(Wilkinson & Pickett, 2009). 이처럼 우울의 문제는 사회에서 나타나는 소득불평등과 연관이 있을 수 있다.

소득불평등이 우울 영향을 미친다고 주장하는 연구(Ettman et al., 2020; Kawachi and Kennedy, 1999; Wilkinson and Pickett, 2009; Kondo et al., 2009)에서는 특히 절대적인 빈곤보다 소득분포의 상대적 빈곤이나 박탈감이 클 경우 개인의 건강에 더 악영향을 미친다고 본다. 예컨대 Kondo et al.(2009)는 절대적인 빈곤과 별개로 상대적인 소득불평등도가 큰 지역일수록 저소득층 개인에게 건강 이상이 발생할 가능성이 큰 것을 확인하였다. 상대적 소득불평등도를 측정하는 가장 대표적인 지수가 지니계수이다. 지니계수로 살펴본 소득불평등도에서 우리나라는 2018년 기준 0.345로 OECD회원국 중 다른 유럽 선진국들과 비교할 때 상대적으로 높은 소득불평등을 기록하고 있다(OECD, 2021). 특히 한국은행 보고서(2021)에 따르면 코로나 이후 하위 10% 대비 중위소득비율이 2020년 2~4분기에 전년 동기 대비 18% 가까이 상승하여 중위소득계층과 저소득층의 소득격차가 더 커지고 있는 것으로 드러나 소득불평등이 우리사회에 지속적으로 확대되고 있음을 알 수 있다. 한편 팬데믹 이후 전 세계적으로 우울증 유병률이 두 배 이상 높아졌는데, 특히 한국의 경우 우울감을 느끼거나 우울증이 있는 비중이 36.8%로 15개 조사대상국 가운데 최고로 높은 상승률을 기록했다(OECD, 2021). 따라서 코로나 이후 우리사회에서 소득불평등도는 더욱 커지고 있으며, 동시에 우울증과 같은 정신질환을 경험할 가능성이 더욱 높아진 것으로 보인다.

그동안 우리는 대부분 우울이 개인의 경제적, 인구사회학적 특성에 의해 발현되는 것으로

인식해왔다. 따라서 기존 국내연구들(김경숙, 2019; 김유나, 이계창, 2018; 김진영, 2018; 김태석, 김대진, 2007; 김혜미, 2014; 문진영, 강상준, 2020; 박재규, 이영주, 2018; 유성모, 2017; 이난희, 2015; 이정림, 2011; 성준모, 2010; 전진아, 2014; 전진아, 이난희, 2015; 최혜금, 이현경, 2016)은 성별, 교육수준, 소득, 연령, 혼인여부, 흡연, 음주, 신체질환, 사회적 관계 등 개인차원의 요인들에 초점을 맞추어왔다. 우울은 이처럼 개인의 특성에 따라 발현되는 것이 일반적인 생각인데, 왜 현시점에서 지역의 소득불평등과 우울 간의 관계를 점검해 보는 노력이 필요한가? Sen(1981)은 소득불평등으로 인해 사람들이 상대적으로 자신의 지위나 재화가 박탈당하는 경험을 하게 된다고 주장한다. 이 경우 소득불평등 자체도 문제지만 그보다 사람들이 불평등이 심하다고 인식할수록 사회에 대한 신뢰도나 개인의 행복감, 삶의 의욕 등이 저하된다는 것이 더 큰 문제이다(Wilkinson and Pickett, 2009). 특히 Ahern과 Galea(2006)는 부나 소득의 불평등과 같은 사회상황적 특성이 재난을 겪은 사람들의 정신건강에 매우 큰 영향을 준다고 주장한다. 심리사회적 환경이론(Psychosocial environment theory)에서는 사회·경제적인 상대적 위치에 따라 신경 정신 내분비계(Psycho neuro endocrine)의 작동이 달라진다고 본다. 특히 재난시기에는 똑같은 수준의 부를 소유하고 있더라도 불평등이 심한 지역에 거주해 자신의 사회·경제적 계급이 상대적으로 낮다고 생각하는 사람들은 그렇지 않은 사람들보다 훨씬 더 많은 스트레스를 받고, 그 결과 우울증에 걸릴 확률이 높아지게 된다(Ahern and Galea, 2006). 이에 최근 COVID19와 같은 재난 시기를 거치면서 소득불평등이 심한 지역일수록 주민들이 우울증에 걸리기 더 쉬운 것은 아닌지 점검하고 만약 그렇다면 지역 간 소득불평등 완화를 위한 대책 마련이 조속히 필요할 것으로 판단하였다. 또 특정 개인적 특성을 가진 사람들에게 우울증이 더 많이 나타난다는 가정 하 지역마다 동일 수준의 정신·건강 서비스전달체계를 구축하는 것보다 만약 소득불평등이 심한 지역이 우울증 발생 가능성이 높다고 입증되면 똑같은 재원을 가지고 지역별 차등 시스템을 구축하는 것이 정부가 더 많은 시민들의 우울증 문제를 해결해주는 보다 효율적인 방안일 것이다. 이러한 목적에서 본 연구에서는 지역별로 소득불평등도를 나타내는 지니계수를 활용해서 지역차원과 개인차원의 다층분석을 시행하였다. 이처럼 소득불평등이 우울에 영향을 미치는지를 파악하고자 하는 본 연구는 코로나 이후 경제적·정신적으로 더욱더 피폐해져가는 이 시점에서 지역 주민들의 우울증의 원인을 보다 다각도에서 살펴봄으로써 우리사회에 더욱더 포괄적인 해결책을 제시하는데 기여할 것으로 기대한다.

II. 이론적 논의

1. 지역 소득불평등

빠르게 변화하는 경제적 트렌드와 지역 고유의 특성이 맞물려 지역마다 상이한 소득구조적 양상을 만들어내며, 이러한 양상은 경제가 빠르게 발전하면서 지역 간 수렴하기보다는 오히려 지역마다 다르게 부가 지역내 고르게 퍼지던지 아니면 일부계층에게 부가 집중되는 현상이 더 자주 목격된다(Schoot and Storper, 2003). 특히 세계화와 빠른 기술의 발전은 그동안 대도시보다 농촌지역이나 중소도시에 더 큰 타격을 주었다(Storper, 2013). 세계화로 인해 다국적기업들이 들어오고 IT기반 첨단산업들이 대도시에 자리잡으면서 더 많은 양질의 일자리가 생겨나고 더 많은 고급인력들이 모여들게 되었다. 그 결과 대도시지역과 그 주변은 소득증가와 일자리 창출이 동시에 진행되어 갔다. 반대로 중소도시에는 일자리 자체가 줄어들지는 않았으나, 상당수의 일자리가 양질의 일자리가 아니고 고급 기술을 필요로 하지도 않아 상대적으로 낮은 임금을 제시하는 결과를 낳게 되었다. 그 결과 고급인력들이 대도시로 빠져나가고 상대적으로 중소도시에는 인력부족난 겪게 된다(Moretti, 2012). 한편 중소도시에 터를 두고 있는 기업들은 보다 양질의 인력을 구하려고 하다보니, 해당 지역에 사는 구직자들은 일자리 부족 현상을 동시에 경험한다. 더욱이 대도시주변보다 중소도시 주변에는 농촌지역이 공존하는 경우가 많아서 그렇지 않아도 상대적으로 저소득 주민들이 많은데, 거기에서 상대적으로 적은 임금과 일자리 부족 현상이 나타나서 빈익빈 부익부 현상이 심해질 가능성이 높다. 이런 이유로 중소도시나 농촌지역의 경우 전국평균과 비교할 때 상대적으로 소득불평등도가 높아질 수 있다.

실제로 재정패널을 활용해 2015년에서 2018년까지 지역별 소득불평등도를 통해 상기에서 설명한 논의가 우리사회에도 적용되는지 확인해 보았다. 그 결과 대체적으로 우리사회에서도 수도권, 광역시와 같은 대도시, 그리고 기타 지역 간에 유사한 양상을 띠었다. 우선 2015년부터 2016년까지 서울과 경기를 합한 수도권 지역의 소득불평등도가 0.376, 0.367로 가장 낮았으며, 다음으로 광주, 대구, 대전, 부산, 울산, 인천을 합한 광역시의 지니계수가 0.379, 0.375로 낮은 것으로 나타났다. 특히 수도권과 광역시를 제외한 전국 도 평균 지니계수는 0.40981로 수도권이나 광역시 평균 지니계수보다 훨씬 더 높은 수준을 기록하였으며, 해당기간 동안 수도권과 광역시의 평균 지니계수가 하락하는 추세를 보인 반면 2016년에 그 외 전국 도 평균 지니계수는 0.387에서 0.409로 상승하는 모습을 보였다. 또한 2015년부터 2018년까지 서울·경기의 평균 지니계수는 꾸준히 하락하였으며, 특히 광역시의 경우 지니계수가

2015년에 0.379에서 2018년에 0.331로 매우 큰 폭으로 하락하였다. 한편 수도권과 광역시를 제외한 도 평균 지니계수 또한 2016년에 상승하다가 이후 하락하는 추세를 보이고 있으나, 여전히 소득불평등도가 수도권이나 광역시보다는 상당히 높음을 알 수 있다.

〈표 1〉 지역별 지니계수¹⁾

	전국	서울·경기	광역시	도
2015	0.38419	0.37588	0.37976	0.38764
2016	0.38501	0.36705	0.37552	0.40981
2017	0.37579	0.36496	0.36054	0.39395
2018	0.36036	0.36235	0.33141	0.37067

2. 지역 소득불평등과 성인 우울의 관계

그동안 성인이 우울증을 겪는 요인에 관한 국내연구는 사회적, 경제적, 인구학적, 임상병리학적으로 다양한 측면에서 진행되어 왔으나, 주로 개인의 특성에 따른 우울증 발현에 초점을 맞추고 있다. 반면 아직까지 국내에서 사회적인 소득불평등과 우울에 미치는 영향에 관한 연구는 그리 많지 않다. 특히 국내연구에서 소득이 상대적으로 불평등할수록 우울에 빠질 가능성이 높아지는지를 객관적인 지역 간 소득불평등지표를 통해 직접적으로 추정하는 연구는 전무하다. 대신 국내에서 소득과 우울 간의 관계를 본 연구들은 주로 개인의 경험 혹은 개인의 소득에 대한 만족도와 같은 인식적 측면에서 분석을 시도하였다. 예컨대 김주희 외(2015)는 개인이 주거, 교육, 직업이나 가족관계에서 겪은 다양한 경험을 바탕으로 사회·경제적 박탈 변수를 새롭게 구성해 사회·경제적 박탈감이 우울에 영향을 미치는지 분석하였다. 또 박지은과 권순만(2015)은 자신이 버는 소득의 객관적인 수치상 위치보다 “자신이 더 잘산다” 혹은 “더 못산다”고 생각하는 본인의 인식이 우울증을 유발 하는지를 확인하였다. 이처럼 개인의 인식 측면에서 소득과 우울 간의 관계를 분석한 국내 선행연구 결과는 모두 실제로 그렇지 않더라도 자신이 상대적으로 못산다고 생각해 경제적 박탈감을 느낄수록 우울증에 걸릴 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그런데 이러한 국내 연구결과는 여전히 개인의 인식적인 측면을 본 것

1) 해당 지니계수는 조세재정연구원에서 제공하는 재정패널조사 2016년~2019년자료를 활용하여 가구별로 근로소득, 사업소득, 재산소득, 금융소득, 공적이전소득, 사적이전소득을 합산한 뒤 비소비지출인 직접세, 사회보험료 지출비용, 사적이전지출비용을 제한 후 가구원수로 균등화한 가처분소득을 기준으로 도출하였다. 따라서 현재 통계청에서 가계금융복지조사를 활용해 제시하는 지니계수와는 다소 차이가 있을 수 있음을 밝힌다.

이기 때문에 소득불평등 자체의 상황이 직접적으로 성인의 우울수준에 미치는 영향을 파악한 것으로 보기는 어렵다. 이처럼 국내에서는 주변지역의 경제적 환경과 같이 지역차원의 요인이 우울에 미치는 영향을 고려한 논의는 부족한 상황이다. 이에 본 연구는 대표적인 객관적 소득불평등지표인 지니계수를 활용해 우리나라 성인의 우울에 영향을 미치는 요인을 개인적 차원의 요인과 지역적 차원의 환경요인까지 포함하여 보다 광범위하게 파악하고자 하였다.

그러면 지역의 소득불평등은 지역 주민들의 우울에 어떻게 영향을 미칠까? 사람은 살면서 끊임없이 자신의 주변 사람들과 비교를 한다. 따라서 박지은과 권순만(2015)의 연구에서도 확인하였듯이 사람들은 자신이 버는 소득의 절대적인 숫자보다 사회에서 본인 소득이 상대적으로 어느 위치에 있는지가 더 중요하다. 그 결과 소득불평등이 높은 지역에 거주하는 다수의 사람들은 상대적 박탈감을 더 크게 느끼게 된다. 이런 맥락에서 심리사회적 환경이론(Psychosocial environment theory)에서는 개인의 절대적 소득보다 상대적 소득의 위치가 실제로 성인들의 건강과 직결된다고 본다(Wilkinson, 1996). 실제로 Marmot과 Wilkinson(2001)의 연구에서는 1996년 기준으로 미국의 중위소득 수준인 \$26,522를 버는 소득불평등이 심한 미국에 거주하는 흑인 남성이 코스타리카의 중위소득 수준인 \$6,410을 벌지만 소득불평등이 그리 심하지 않은 코스타리카에 사는 남성보다 기대수명이 더 짧다고 밝히고 있다. 여기서 중요한 점은 기존 연구에서 밝히고 있듯이 개인 차원에서의 자신이 벌어들이는 절대적 소득(absolute income)만이 개인의 신체적·정신적 건강에 영향을 주는 요인은 아니라는 점이다. 만약 그랬다면 더 많은 소득을 벌지 못하는 코스타리카 남성이 그보다 4배 이상 버는 미국 남성보다 신체적·정신적 건강상태가 더 나뉘어야 할 것이다. 이처럼 심리사회적 환경이론에서는 소득불평등이 심한 지역에서 사는 사람들은 신경·정신 내분비계(Psycho neuro endocrine)의 이상으로 건강이 나빠질 가능성이 크다고 주장한다(Wilkinson, 1996). 아울러 자신의 상대적인 사회·경제적 위치에 대한 부정적 인식은 개인으로 하여금 사회적 활동에 참여하는데 소극적으로 만들고 극단적인 경우 반사회적인 행동을 유발하기도 한다고 본다. 또 이처럼 자신의 위치에 대해 부정적인 개인이 많을수록 지역사회 응집력은 떨어지게 마련이며, 그 결과 개인이 사회적 관계망을 통한 사회적 자원을 축적하기 어려워 고립되고 외로운 사람들이 많아질 수 있다고 보고 있다. 이처럼 심리사회적 환경이론은 그동안 국내·외 우울과 관련된 요인을 탐구하는 연구에서 주로 다루왔던 성별, 교육수준, 소득 등의 개인차원의 특성뿐만 아니라 소득불평등과 같은 사회적 환경도 성인의 우울에 영향을 미칠 수 있음은 주장하고 있다. 이러한 이론적 가설을 바탕으로 본 연구에서는 실제로 우리나라에서도 지역 간 소득불평등 수준의 차이가 성인의 우울에 영향을 미치는지를 검증하고자 한다.

Ⅲ. 분석변수 및 분석자료

1. 지역차원의 설명변수: 소득불평등도

소득불평등도(OECD, 2021)는 특정 년도를 기준으로 개인 가처분소득이나 가구 가처분소득을 활용해 측정하는데, 이를 통해 한 사회에서 인구 간 소득이 얼마나 고르지 않게 분배되었는지를 알 수 있다. 본 연구에서 지역차원 변수로 소득불평등지표를 활용하였는데, OECD(2021)에서는 대표적으로 다섯가지의 소득불평등지표를 제공한다. 우선 가장 대표적인 소득불평등 지표는 지니계수로 지니계수는 완전히 이상적으로 공평하게 분배되는 수준에서 얼마나 떨어져 있는가를 측정하는 지표이다(강신욱 외, 2006). 지니계수는 로렌츠 곡선으로부터 산출되는데, 로렌츠 곡선은 가장 저소득층부터 가장 고소득층까지 왼쪽부터 순서대로 나열한 인구 누적비율이다. 이때 한 사회가 완전한 분배상태에 있다면 로렌츠곡선은 왼쪽 아래 지점부터 대각선 반대편 오른쪽 지점까지 연결하는 45도 선이 되고, 불평등이 심할수록 로렌츠곡선은 대각선 아래쪽으로 향하는 포물선 형태를 띠게 된다. 지니계수는 이처럼 완전한 분배상태의 대각선과 한 사회의 실제 분배상태를 나타내는 포물선 사이에 존재하는 면적을 대각선 아래 삼각형 넓이로 나눈 비율이다. 지니계수는 0과 1사이의 값을 갖는데, 1로 근접할수록 그 사회가 소득불평등이 심한 것을 의미한다. 이외에도 소득 5분위 배율(S80/S20)은 하위 20% 소득집단 대비 상위 20% 소득집단의 평균소득 배율로 하위 5분위 소득이 1분위 소득의 몇배인지를 보여주는 지표이다. 또한 P90/P10이나 P80/P20도 제공하는데, 이는 각각 소득 하위 10%의 경계소득 대비 소득 상위 10%의 경계소득 배율, 하위 20% 경계소득 대비 상위 20% 경계소득 배율을 나타낸다. 마지막으로 팔머비율(Palma Ratio)은 소득 상위 10%가 점유하는 소득총액을 하위 40%가 점유하는 소득총액으로 나눈 지표로, 이 비율이 낮아질수록 소득 격차가 좁혀졌다는 의미이다. 이렇게 다양한 소득불평등지표 중에서 본 연구에서는 국·내외에서 가장 널리 사용되는 소득불평등지표인 지니계수(Gini coefficient)를 활용해 소득불평등 변수로 구성하였다.

여러 선행연구(Castells-Quintana et al., 2020; Glaeser et al., 2015; Lee et al., 2016)에서 도시 크기와 소득불평등도 간에 일정한 상관관계를 보인다고 밝히고 있다. 그런데 소득불평등도를 측정하는데 활용하는 대표적인 자료인 가계동향조사와 가계금융·복지조사에서는 지역을 각각 도시·농어촌, 수도권·비수도권으로 이분적으로만 구분하여 제공하고 있다. 이에 본 연구에서는 본 연구에서는 복지패널에서 제공하는 소득자료를 활용하여 지역별 지니계수를 구하였다. 복지패널에서는 본래 구분한 서울, 광역시, 시, 군, 도농복합시 다섯 개 권역으로 지역

변수를 나누고 있으나, 본 연구에서는 연구 필요에 따라 서울·광역시, 시와 군이 통합된 형태인 도농복합시, 그리고 그 외 시·군으로 도시 크기에 따라 3개의 권역으로 재구성하였다.

지니계수를 구하기 위해서는 우선 가구 가치분소득을 구해야한다. 우리나라에서는 현재 가계금융·복지조사자료를 활용해 지니계수를 제공하고 있는데, 가계금융·복지조사에서는 OECD 소득작성 기준 Wave7에 따라 가치분소득을 구한다(통계청, 2021). Wave7에 따르면 가구 가치분소득은 가구원의 시장소득(근로소득+사업소득+재산소득+사적이전소득)에 공적이전소득을 더하고 비소비지출(소득세 등 직접세, 사회보험료 지출액)과 타가구에 지출하거나 비영리단체에 기부한 사적이전지출을 제해서 가구원 개인의 가치분소득의 총합을 의미한다. 그리고 지니계수를 구하기 위해서는 이렇게 도출한 가구 가치분소득을 균등화 가구 가치분소득으로 변환해줘야 하는데, 이는 위에서 구한 가구 가치분소득을 $\sqrt{\text{가구원수}}$ 로 나눠서 구한다.

복지패널자료에서는 조사년도에 설문참여자에게 그 전년도 소득을 기입하도록 하고 있다. 따라서 복지패널에서 제공하는 소득자료는 모두 전년도 소득이다. 이에 본 연구에서는 2016년 복지패널조사(11차 조사자료)의 소득자료를 활용해 그 전년도인 2015년(10차) 지니계수를 구하였으며, 2017년(12차) 소득자료로는 2016년(11차), 2018년(13차) 소득자료로는 2017년(12차), 2019년(14차) 소득자료로는 2018년(13차) 지니계수를 구하였다. 이처럼 이듬해 조사자료에 나온 소득자료를 활용해 당해 년도의 지니계수를 추정해 변수로 추가하였다. 본 연구에서는 또 권역별 지니계수를 구할 때 통계청에서 가계금융·복지조사의 전국 지니계수를 구하는 방식과 동일한 방식을 사용하였다. 가계금융·복지조사에서는 가구 가치분소득을 균등화 처리한 후 개인가중치를 만들어 지니계수를 계산할 때 반영한다. 따라서 본 연구에서도 동일한 방식으로 지니계수를 계산하였으며, 개인가중치를 구성할 때 가구가중치가 필요한데 이는 복지패널에서 제공하는 가구가중치를 사용하였다.

〈표 2〉은 복지패널에서 제공하는 균등화 가구 가치분소득을 통해 도출한 2015년부터 2018년까지 전국 및 서울·광역시, 도·농복합시, 그 외 시·군 지역으로 나눈 권역별 지니계수를 제시한다. 2015년부터 2018년까지 전국기준 지니계수는 0.313에서 0.294로 지속해서 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 이는 가계금융복지조사를 활용해 매년 통계청에서 발표하는 지니계수의 변화와 매우 유사하다.²⁾ 권역별로 살펴보면 3개 권역 중에서 서울·광역시가

2) 통계청 발표에 따르면 균등화 가치분소득 기준 지니계수가 2015년에 0.352에서 2018년 0.345로 떨어진다. 다만 가계금융조사 전국기준 지니계수와 본 연구에서 복지패널로 도출한 지니계수 사이에는 수치상으로 큰 차이를 보인다. 복지패널의 경우 저소득층 대상으로 한 분석에 활용하기 위해 의도적으로 저소득층을 과대표집하고, 그 결과 고소득층 표본이 상대적으로 적어 실제 가계금융복지조사에서 제시한 전국 소득불평등도와는 이처럼 차이가 나타날 수 있다. 더 자세한 사항은 https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1407¶m=003를 참조할 것.

2015년과 2016년에는 0.298, 0.291로 전국평균 소득불평등도보다 낮았으나, 2017년과 2018년에는 오히려 지니계수가 상승해 전국평균보다 높았다. 반면 도·농복합시의 경우는 2015년부터 2018년까지 계속 3개 권역 중에 가장 낮은 소득 불평등도를 보여왔으며, 동 기간동안 항상 지니계수가 전국평균보다도 낮았다. 다만 서울·광역시 지역의 지니계수 추세와 동일하게 2015년에서 2016년까지 지니계수가 감소하다가 2017년도에는 다시 0.298로 상승하였으며, 이후 2018년에 다시 하락하였다. 그 외 시·군지역의 경우는 2015년부터 2018년까지 꾸준히 지니계수가 하락하는 추세를 나타냈다. 특히 2015년, 2016년에는 각각 0.327, 0.322로 3개 권역 중 가장 높은 소득불평등도를 보였으나, 2017년, 2018년으로 오면서 오히려 서울·광역시의 지니계수가 0.310, 0.300으로 가장 높았다. 2017년도에는 그 외 시·군지역이 조사기간동안 항상 낮은 소득불평등도를 보여온 도농복합시보다도 소득불평등도가 낮았다.

〈표 2〉 2015-2018 전국 및 각 시·도별 지니계수

시·도구분	2015	2016	2017	2018
전국	0.314	0.308	0.303	0.294
서울·광역시	0.298	0.291	0.310	0.300
도농복합시	0.280	0.257	0.298	0.276
그 외 시·군지역	0.327	0.322	0.297	0.290

* 소수점 넷째자리에서 반올림한 수치임

2. 개인차원의 설명변수

개인차원의 변수는 한국복지패널 10차에서 13차(2015~2018)까지의 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 국제적으로 우울척도로 널리 활용되는 CESD-11을 활용하여 매년 우울에 대해 매년 조사를 진행하여 정보를 제공하고 있기 때문에 본 연구처럼 성인의 우울에 영향을 미치는 요인을 추정하기에 적합한 자료이다. 또 전국의 시·도에서 표본을 추출하고 있으므로 본 연구처럼 지역별 소득불평등이 우울에 영향을 미치는지를 파악하는데 있어 전국적인 표본의 대표성도 확보하고 있다고 판단된다. 본 연구는 성인의 우울요인을 추정하고자 하는 목적을 가지고 있으므로 만 19세 미만의 미성년자는 제외하고 성인만을 선정하였다. 아울러 성인의 우울요인을 파악하고자 하는 본 연구목적 상 우울척도변수에 결측치가 나타난 표본도 제외하였으며, 그 결과 최종 47,285명이 분석대상에 포함되었다.

지역차원의 설명변수와 함께 본 연구에서 개인차원의 설명변수로 포함한 변수들은 선행연구에서 유의미한 요인으로 지적된 것을 중심으로 구성하였다. 우선 선행연구에서 연령에 따라 성인의 우울증 양상이 다르다고 지적한다(김유나, 이계창, 2018; 박재규, 이정림, 2011). 또 우울증이 성별에 따라 다르게 나타난다는 연구결과도 있다(김경숙, 2019; 김진영, 2018; 성준모, 2010; 이영주, 2018; 전진아, 2014). 이외에도 교육수준(김진영, 2018; 김혜미, 2014; 성준모, 2010; 이난희, 2015), 혼인상태(Andrew et al., 2017; 성준모, 2010; 유성모, 2017) 소득(문진영, 강상준, 2020; 성준모, 2010), 신체적 질환(김태석, 김대진, 2007; 이영주, 2018; 전진아, 이난희, 2015; 최혜금, 이현경, 2016) 등이 선행연구에서 밝히고 있는 개인차원에서의 우울을 유발하는 요인으로 지적된다. 또 여러 선행연구(Almedon, 2005; Putnam, 2000; Williams and Galliher, 2006; 박경혜, 이윤환, 2007; 엄태완, 2008)에서 사회적 유대관계가 성인의 우울수준에 영향을 줄 수 있다고 지적한다. 특히 이들 연구에서는 주변의 사회적 유대관계가 두터울수록 누군가 자신을 지지해주고 있다는 감정을 느끼기 때문에 스트레스 상황에서도 정서적으로 안정감을 찾을 수 있다고 본다. 이러한 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 개인차원의 변수로 연령, 소득수준, 성별, 혼인상태, 만성질환 여부, 사회적 유대감을 분석에 포함하였다. 소득변수의 경우는 통상 정규성을 띠지 않고 왼쪽으로 치우친 형태를 띤다. 본 연구에서 활용한 가구가처분소득 변수의 경우도 Shapiro-Wilk W 검증 결과 p-value가 0.000으로 0.05보다 작아서 정규성을 충족시키지 않는 것으로 나타났다. 따라서 가구 가처분소득 변수에 로그를 취해서 정규성 형태로 만들어주었다. 다만 로그를 취할 때 소득이 0인 경우는 결측이 되므로 모든 소득에 +1을 해준 뒤 로그를 취하였다. 한편 사회적 유대감이란 사회적 관계에 적극적으로 참여해 심리적 만족감을 얻는 상태를 말한다(Putnam, 2000), 한국복지패널조사에서는 매년 사회적 친분관계의 만족도를 조사하고 있는 바, 이를 사회적 유대감을 나타내는 변수로 분석에 포함시켰다.

〈표 3〉는 한국복지패널 10~13차 자료 중 본 연구에서 분석에 활용한 설명변수의 기초통계를 제시하고 있다.

우선 분석대상 표본의 평균 연령은 55.58이고, 연평균 가처분소득은 4,560만원으로 나타났다. 사회적 유대감 수준을 나타내는 사회적 친분관계 만족도는 5점 만점에 평균 3.73으로 꽤 높은 수준인 것으로 나타났다. 분석대상 표본 중에는 여성의 비중이 57.07%로 남성보다 다소 많은 것으로 드러났다. 또 혼인상태는 유배우자가 있는 경우가 61.44%로 가장 많은 비중을 차지하였으며, 사별·이혼·별거 중인 성인 비중이 22.46%로 그 뒤를 따랐다. 본래 복지패널에서는 교육수준을 미취학, 무학, 초등학교, 중학교, 고등학교, 전문대학, 대학교, 석사, 박사의 9개로 구분하고, 각각의 교육단계별로 대해 재학, 휴학, 중퇴, 수료, 혹은 졸업상태인지 여부를 상세하게 파악하고 있다. 다만 본 연구에서는 무학, 석사, 박사의 경우 그 비중이

매우 적었기 때문에 무학은 초등학교 졸업까지에 포함시키고, 석사, 박사의 경우 대학교 재학 이상으로 포함시켜 초등학교 졸업이하, 중학교 졸업이하, 고등학교 졸업이하, 전문대학 졸업이하, 대학재학이상으로 구분하여 다섯 개 범주로 구분하였다. 교육수준이 초등학교 졸업 이하인 경우가 28.23로 가장 많았으며, 고등학교 졸업 이하의 교육수준이 그뒤로 27.56%를 차지했다. 그리고 대학교 이상의 교육수준을 가진 표본의 비중도 21.69%로 상당히 높았다. 전문대학 이상과 대학교 이상을 합산하면 32%가 넘어 고등교육 이상의 교육수준을 가진 표본이 상당한 비중을 차지하고 있는 것으로 판단된다.

〈표 3〉 분석 표본의 일반적 특성(n=47,285)

(단위: 만원, %)

구분		
연속변수	평균	표준편차
연령	55.58	18.749
전년도 연평균 가구소득분소득	4560.55	5979.35
사회적 친분관계 만족도	3.73	0.637
범주변수	범주	빈도
성별	남자	42.93
	여자	57.07
혼인상태	유배우	61.44
	사별, 이혼, 별거	22.46
	미혼	16.10
교육수준	초등학교 이하	28.23
	중학교	11.96
	고등학교	27.56
	전문대학	10.56
	대학교 이상	21.69
만성질환	해당없음	42.98
	3개월 미만 투병, 투약	3.03
	3~6개월 투병, 투약	1.89
	6개월 이상 투병, 투약	52.09

또 본래 복지패널에서는 혼인상태를 유배우, 사별, 이혼, 별거, 미혼 다섯가지 범주로 나누어 정보를 제공하고 있다. 그런데 이 중에서 이혼과 별거는 그 비중이 미미하기 때문에 본 연구에서는 범주를 유배우, 사별·이혼·별거, 미혼 이렇게 세 개의 범주로 재구성하여 분석에 포함시켰다. 전체 표본 중에서 배우자가 있는 사례가 61.44%로 가장 많은 비중을 차지하였다. 그 뒤로 사별·이혼·별거 등의 사유로 배우자가 없는 경우는 22.46%였으며, 미혼인 사례도 16.10%에 달해 그 비중이 적지 않음을 알 수 있다. 아울러 만성질환을 앓고 있는지에 대해 42.98%가 만성질환을 앓지 않고 있다고 답했으며, 6개월 이상 투병이나 투약을 하고있는 사람의 비중도 52.09%나 되는 것으로 드러나 복지패널에서 설문대상자로 포함된 사람 중에서 만성질환을 앓고 있는 사람이 꽤 높은 비중을 차지하는 것을 알 수 있다. 그 뒤로는 3개월 미만의 투병이나 투약 중인 사람이 3.03%였으며, 3~6개월 투병, 투약하는 사람의 비중은 1.89%에 그쳤다.

3. 종속변수: 우울

American Psychiatric Association(이하 APA, 2021)에 따르면 우울은 스스로의 감정과 생각 및 행동에 부정적인 영향을 주는 우리 주변에서 흔히 볼 수 있는 정신질환의 일종으로 정의된다. 이처럼 우울에 빠지면 슬픈 감정을 주체할 수 없게 되고 이전에 흥미를 유발하던 것들에 대한 흥미를 잃어 직장 혹은 가정에서 자신의 역량을 제대로 발휘하기 어려워질 수 있다. 또 APA(2021)은 우울에 빠진 사람들이 정도에 차이는 있으나 다음과 같은 징후들이 나타난다고 밝히고 있다. 우울에 빠진 사람들은 우선 슬픔에 쉽게 빠지거나 암울한 기분을 느끼고, 매사에 흥미가 없으며, 때로는 입맛을 잃기도 하고, 잠을 쉽게 이루지 못하며, 쉽게 지치기도 하고, 말도 느려지고, 자신의 가치를 깎아내리거나 심각하면 자살까지 생각하게 된다.

이처럼 우울은 개인적으로 또 사회적으로 큰 문제가 될 수 있어서 우울을 정확히 진단하고 문제를 해결하기 위한 다양한 연구들이 진행되어 왔다. Hamilton이 개발한 임상용 척도인 HRSD(Hamilton Rating Scale for Depression)이나 Beck이 개발한 자가보고식 척도인 BDI(Beck Depression Inventory)는 기존 우울증을 앓고 있는 환자들을 대상으로 증상을 진단하기 위한 측정도구이다(Hamilton, 1960, Beck et al, 1988). 반면에 Radloff(1977)가 개발한 Center for Epidemiological Studies-Depression Scale(이하 CES-D)는 우울증을 앓고 있는 환자들뿐만 아니라 일반인들을 대상으로 우울수준이 어느정도 인지를 앞선 측정도구들보다 손쉽게 측정할 수 있도록 고안되었다. 본래 CES-D는 20개의 문항으로 구성된 척도이며, 문항별로 지난 일주일동안 나타난 우울증 빈도를 0점-3점까지 네 단계로 측정해 총점을 사용한다. 이때 16-20점인 경우 경미한 우울이 있는 것으로 보고, 21-24점이면 중한 우

울, 25이상은 심한 우울로 판정한다(국립정신건강센터, 2020). 이 넘으면 통상적으로 우울증이 있는 것으로 판단한다. 그런데 기존 20문항으로 구성된 CES-D 측정도구의 경우 응답에 부담을 느끼거나 노인의 경우 문항을 이해하는데 어려움이 있어 Kohout외(1993)이 기존문항을 10문항이나 11문항으로 줄여 CESD-10과 CESD-11를 활용해 본래 측정도구와 차이없이 우울수준을 보다 쉽고도 정확하게 측정할 수 있도록 개발하였다. 우리나라에서도 이처럼 축약된 CESD-11척도를 여러 연구에서 활용하고 있으며, 허만세 등(2015)의 연구에서 이미 축약된 CESD-11이 본래 20문항으로 구성된 CES-D와 측정 정확도에 차이가 없음을 검증하였다. 이에 본연구에서는 한국복지패널에서 우울의 척도로 제공하는 CESD-11을 활용해 표본집단의 우울 수준을 나타내는 변수를 구성하였다.

한국 복지패널에서 제공하는 CESD-11 기준 우울측정 항목은 “식욕이 없음”, “비교적 잘 지냈다”, “상당히 우울”, “모든 일이 힘들게 느껴짐”, “잠을 설침”, “외로움”, “불만없이 생활”, “사람들이 차갑게 대하는 것 같은 느낌”, “마음이 슬펐다”, “사람들이 나를 싫어하는 것 같은 느낌”, “뭘 해 나갈 엄두가 나지 않음”의 11개의 문항으로 구성되어 있다. 각각 우울을 묻는 항목에 대해 설문 참여자들은 1) 극히 드물다(1주일에 1일 미만), 2) 가끔 있었다(일주일에 1-2일간), 3) 종종 있었다(일주일에 3-4일간), 4) 대부분 그랬다(일주일에 5일 이상) 중 선택할 수 있다(한국보건사회연구원·서울대학교사회복지연구소, 2020). 한국복지패널 이용자매뉴얼(2020)에서는 상기에서 제시한 11개의 우울문항 중 “비교적 잘 지냈다”와 “불만없이 생활” 항목은 역코딩을 한 뒤 점수를 모두 합산하여 11문항의 총합을 계산하였다. 본 분석에 사용된 표본의 우울수준에 대한 신뢰도값(cronbach's α)은 0.8851로 매우 높은 수준의 신뢰도를 보여준다.

이처럼 본 연구에서 사용한 지역차원 설명변수, 개인차원 설명변수 및 종속변수 대한 설명을 독자들이 쉽게 확인할 수 있도록 아래 <표 4>에 간략하게 정리하여 제시하였다.

<표 4> 변수 설명

구분	변수명	변수설명	속성, 측정단위
지역차원 설명변수	지역권역별 지니계수	서울·광역시, 도농복합시, 그 외 시·군 지역의 각각의 2015년~2018년 동안 균등화 처분가능소득을 기준으로 도출한 소득불평등지수	복지패널은 설문에서 전년도 소득을 기입하도록 하고 있으므로 해당차수 지니계수를 구하기 위해 다음차수 소득자료를 활용함. 예컨대 2015년 지니계수는 2016년 소득자료를 기준으로 지니계수를 계상함.
개인차원 설명변수	연령	19세 이상 표본의 연령	연속변수로 포함
	가구가처분 소득	해당년도 로그화된 가구가처분소득	지니계수와 같이 해당차수 가구가처분소득은 다음차수 소득자료를 활용. 가구원별 소득

구분	변수명	변수설명	속성, 측정단위
			총합(근로소득+사업소득+재산소득+금융소득+공적이전소득+사적이전소득)-비소비지출(세금+사회보험료+사적이전지출)를 구한 뒤 가구별로 합산한 뒤 로그화함
	사회적 친분 관계 만족도	사회적 유대관계에 대한 만족도	연속변수로 포함 1. 매우 불만족 2. 대체로 불만족 3. 그저그렇다 4. 대체로 만족 5. 매우 만족
	성별	19세 이상 표본의 성별	범주변수로 포함 0. 남성(기준) 1. 여성
	혼인상태	19세 이상 표본의 혼인상태	범주변수로 포함 0. 유배우(기준) 1. 사별, 이혼, 별거, 2. 미혼
	교육수준	19세 이상 표본의 교육수준	연속변수로 포함 0. 초등학교 졸업이하, 1. 중학교 졸업이하, 2. 고등학교 졸업이하, 3. 전문대학 졸업이하, 4. 대학재학이상
	만성질환	19세 이상 표본의 만성질환 수준	연속변수로 포함 0. 비해당, 1. 3개월 미만 투병·투약하고 있다 2. 3개월 이상 6개월 미만 투병·투약하고 있다 3. 6개월 이상 투병·투약하고 있다
종속변수	우울	복지패널에서 제공하는 CESD-11기준 11개 우울문항의 총합(단, “비교적 잘 지냈다”와 “불만없이 생활” 항목은 역코딩함)	1. 극히 드물다 2. 가끔 있었다 3. 종종 있었다 4. 대부분 그랬다에 우울을 측정하는 문항별로 표기한 점수의 총합

IV. 분석모형 및 분석결과

본 연구에서는 지역마다 다르게 나타나는 소득불평등 변수와 개인수준에서 다르게 나타나는 인구사회학적 변수들이 개인의 우울에 어떠한 영향을 미치는지 추정하기 위해 위계적선형모형(Hierarchical Linear Model 이하 HLM)을 활용하였다. 위계적선형모형은 거시와 미시 수준의 변수가 개인에게 어떠한 영향을 미치는지 파악하는데 유용하다(Raudenbush and Bryk, 2002). 통상 개인변수뿐만 아니라 개인보다 상위수준의 변수를 함께 활용할 때 상위수준의 요인이 하위수준 요인에 내재되는(nested) 형태를 띠게 되는데, 전통적인 회귀모형에서는 이들 변수들 간에 상관관계가 없는 독립성 조건을 가정하므로 이 조건을 충족하지 못한다. 반면 위계적선형모형은 이러한 상위 수준의 변수들이 개인 수준의 변수들이 종속변수에 미치는 영향에 영향을 주는 관계를 고려하므로 상위 수준과 하위 수준의 변수를 가지고 종속변수

를 예측하는데 있어 더욱 적합한 결과를 제시한다(Raudenbush and Bryk, 2002).

이 연구에서 종속변수는 우울수준을 나타내는 연속변수로

위계적선형모형으로 분석을 진행하기 위해 우선 귀무모형(null model)을 통해 분석을 시행한다. 무조건모형에는 개인차원 모형과 지역차원 모형에 아무런 설명변수도 포함되지 않는다.

$$\text{개인차원 모형: } Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (1)$$

$$\text{지역차원 모형: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (2)$$

이때 Y_{ij} j지역의 성인 i의 우울정도이며, 이는 j지역 성인 전체의 평균 우울정도(β_{0j})와 개인 i의 확률오차항(r_{ij})의 합이다. 한편 지역별 성인의 평균 우울정도는 각지역마다 편차가 나타나거나 차이없이 동일할 수 있는바 β_{0j} 는 지역 모두의 평균값인 γ_{00} 과 지역의 고유 확률오차항인 μ_{0j} 의 합으로 나타낼 수 있다. 귀무모형의 추정을 통해 지역에 따라 우울정도에 유의미한 차이가 있는지를 검정하고 만약 차이가 있다면 이 차이를 설명해주기 위해 위계적선형모형을 활용한 분석이 필요하다고 볼 수 있다.

귀무모형을 추정한 결과는 다음 <표 5>과 같다. 아래 <표 5>의 귀무모형 추정결과를 통해 성인의 우울정도의 총분산과 지역 간 분산이 얼마인지를 추정하고, 이 분산을 설명하기 위해 다층모형을 활용할 필요가 있는지를 판단한다. 전국 성인의 평균우울정도(grand mean)는 14.40로 나타났다. 또 귀무모형의 LR검증(Likelihood ratio test)결과 지역 수준의 무선효과(μ_{0j})가 0이라는 귀무가설은 신뢰수준 1%에서 기각되었다. 이는 성인의 우울 수준에 개인차원의 요인분만 아니라 지역 간 차이도 영향을 미침을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 다층모형을 적용해서 추정하는 것이 적절함을 확인하였다.

<표 5> 귀무모형 추정결과

고정효과	Coefficient	S. E.	
γ_{00}	14.42208	.14930	
확률효과	Variance	LR test	
μ_{0j}	.3267	χ^2	p
r_{ij}	4.7011	110.99***	0.0000

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

아울러 연구모형이 다층모형으로 분석하기에 적합한지를 판단하기 위해 아래 식(3)처럼 급간상관관계(Intra-class Correlation Coefficient, 이하 ICC)를 측정할 필요가 있다.

$$ICC = \frac{\tau}{\tau + \sigma^2} \quad (3)$$

위 식(3)에서 τ 는 지역차원의 분산을 나타내며, σ^2 는 개인차원의 분산을 나타낸다. ICC는 지역간 차이를 나타내는 값으로, 종속변수의 총 분산 중에서 지역수준 분산이 차지하는 비율을 나타낸다(Glaser and Hastings, 2011). 따라서 ICC를 통해 전체 분산 중 지역의 차이에 따른 분산이 얼마만큼 설명하는지를 확인할 수 있다. 귀무모형에서 ICC는 0.065 ($\frac{0.3267}{(0.3267+4.7011)}$)로, 성인의 우울정도의 총분산 중 6.5%는 지역 간 차이로 설명될 수 있다. ICC값은 0에서 1사이에 존재하며, ICC값이 0.05이상인 경우 다층모형으로 분석하는 것이 적절하다는 판단한다(Glaser and Hasting, 2011).

무조건모형 분석 결과에 따라 다층모형이 적합하다고 판단되는 경우 다음으로 확률계수모형(random coefficient model)을 활용해서 개인간 분산과 지역간 분산을 각 수준의 설명변수로 얼마나 설명할 수 있는지 확인한다. 우선 제2수준인 지역수준에 어떤 설명변수도 포함하지 않은 다음과 같은 무조건 모형(unconditional model)을 추정한다.

개인수준모형:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{연령}) + \beta_{2j}(\text{가처분소득}) + \beta_{3j}(\text{성별}) + \beta_{4j}(\text{혼인상태}) + \beta_{5j}(\text{교육수준}) + \beta_{6j}(\text{만성질환}) + r_{ij} \quad (4)$$

지역수준모형:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (5)$$

개인수준 모형에서는 우울수준이 개인수준 설명변수인 연령, 소득수준, 성별, 혼인상태, 신체적 만성질환의 정도에 의해 얼마나 설명되는지를 확인한다. 그런데 이때 개인수준 모형에서 추정되는 각 계수의 값이 지역별로 달라질 수 있다. 이를 다음 <표 6>에서 제시한 무조건 모형의 분석결과를 통해 추정해볼 수 있다.

〈표 6〉 무조건모형 추정결과

고정효과		Coefficient	S.E	
절편		26.663 ^{***}	.34483	
연령		.01740 ^{***}	.00197	
가구가처분소득		-.86851 ^{***}	.03187	
성별(Ref. 남성)		.75393 ^{***}	.04071	
교육수준		-.06482 ^{***}	.01970	
만성질환		.29454 ^{***}	.01699	
사회적 친분관계 만족도		-1.98073 ^{***}	.03099	
혼인상태 (Ref. 유배우)	사별, 이혼, 별거	1.06481 ^{***}	.05467	
	미혼	.80801 ^{***}	.06729	
확률효과		Variance	LR test	
μ_{0j}		.1876 [*]	χ^2	p
Γ_{ij}		4.1358	5.41 ^{**}	0.010

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

고정효과 추정결과를 확인한 결과, 모든 개인수준의 설명변수들이 성인의 우울수준에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 모든 설명변수들의 집단 평균수준에 있다고 볼 때 성인 개인의 우울수준은 26.66점으로 나타났다. 각 개인수준 변수들이 성인의 우울수준에 미치는 영향을 살펴보면, 연령이 한 살 증가할수록 우울수준은 .017정도 높아지며, 로그화된 가구 가처분소득이 한 단위 증가할수록 우울수준은 .86851만큼 감소하는 것으로 나타났다. 또 유배우자인 경우와 비교할 때 사별, 이혼, 별거 중인 경우 우울수준이 1.06만큼 증가하고, 미혼인 경우도 유배우자일 경우와 비교할 때 .80만큼 증가하는 것으로 추정된다. 따라서 사별, 이혼, 별거중인 성인이 미혼인 성인보다 우울 수준이 더 높아질 가능성이 크다. 아울러 남성과 비교할 때 여성이 우울수준이 .75 정도 높았으며, 교육수준이 높을수록 우울수준은 .06만큼씩 감소하는 것으로 드러났다. 또한 만성질환의 정도가 심할수록 우울수준이 .29만큼씩 증가하는 반면, 사회적 유대감이 좋을수록 우울수준이 -1.98만큼씩 감소하였다. 정리하면, 고령자, 저소득자, 저학력자, 만성질환자, 사회적 유대감이 적을수록 우울수준이 높은 것으로 판단되며, 여성이 남성보다 우울수준이 높게 나타났다. 해당 변인들은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하였다. 또 확률효과 추정을 통해 살펴본 결과 지역 수준에서의 평균 우울수준의 분산은 .1876였으며, 이 분산값이 0이라는 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되어 성인의 평균 우울수준이 지역 간 유의미한 차이를 보인다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이처럼 지역별로 상이한 소득불평등 수준이 우울 수준에 영향을 미쳐 지역별로 유의미한

편차를 보일 수 있음을 확인하였다. 한편 귀무모형에서는 개인수준의 총분산 추정치가 4.7011이었으나, 무조건모형에서는 4.1358로 감소하는 것을 알 수 있다. 이는 개인수준모형에 여러 설명변수를 추가함에 따라 개인 간 우울수준의 총분산이 감소한 것으로 판단된다. 아울러 귀무모형과 무조건모형의 LR검증 결과가 $\chi^2=5.41(P=0.010)$ 으로 나타나, 5% 유의수준에서 확률계수 무조건모형이 귀무모형에 비해 설명력과 모형적합도가 모두 좋은 모형임을 판단할 수 있다.

다음으로는 확률계수모형에서 확장해서 지역수준의 설명변수인 지니계수를 포함한 조건모형으로 추정을 하게 된다. 이 모형을 통해 지역별로 상이한 소득불평등수준이 우울수준에 어떻게 영향을 미치는지, 그리고 지역 간 소득불평등 수준이 성인 개인의 우울감 차이를 어느정도 설명해주는지를 파악한다.

개인수준모형:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{연령}) + \beta_{2j}(\text{가처분소득}) + \beta_{3j}(\text{성별}) + \beta_{4j}(\text{혼인상태}) \\ + \beta_{5j}(\text{교육수준}) + \beta_{6j}(\text{만성질환}) + r_{ij}$$

지역수준모형:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{소득불평등도}) + \mu_{0j}$$

상기 식에서 보여주고 있듯이 조건모형에서는 무조건모형에서 투입하였던 개인수준의 설명 변수들을 동일하게 포함시키고, 추가로 지역수준의 설명변수에는 지역별 지니계수를 투입하였다. 상기 지역수준모형에서 γ_{01} 은 지역별 소득불평등도가 지역의 평균 성인 우울수준에 미치는 영향을 보여주는 계수이다.

아래 <표 7>는 이처럼 개인수준의 변수와 지역수준의 변수를 모두 투입한 조건모형의 추정 결과를 보여준다.

고정효과 추정결과, 개인수준모형의 추정계수의 크기와 통계적 유의성은 무조건모형에서의 결과와 크게 다르지 않았다. 개인수준의 설명변수인 연령, 가구 가처분소득, 성별, 혼인상태, 교육수준, 만성질환정도, 사회적 유대감 모두 우울수준에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 연령이 한 살씩 증가할수록 무조건모형에서와 마찬가지로 0.02 씩 우울수준이 증가하는 것으로 나타났으며, 거꾸로 로그화된 가구 가처분소득이 한 단위 증가할수록 0.87만큼 우울수준이 감소한다. 또 조건모형 분석결과 여성이 여전히 남성보다 우울수준이 0.75정도 높은 것으로 나타났고, 반대로 교육수준이 높을수록 우울수준은 낮아지는 것을 확인하였다. 사별, 이혼, 별거는 유배우자가 있을때보다 우울수준이 1.07 증가했으며, 미

혼인 경우도 마찬가지로 우울수준이 .81만큼 증가하는 것으로 드러났다. 또 선행연구결과와 유사하게 신체적 만성질환의 단계가 심해질수록 우울수준이 .35만큼 높아졌다. 사회적 유대감을 나타내는 친분관계 만족도가 높아질수록 우울수준은 1.98씩 낮아졌다. 지역수준 모형의 고정효과 추정결과에서는 지역내 소득불평등이 심화될수록 성인의 우울수준이 3.33씩 높아지는 것으로 나타났으며, 이는 신뢰수준 5%에서 유의미하게 나타났다.

〈표 7〉 조건모형 추정결과

고정효과		Coefficient	S.E	
절편	상수	25.65399***	.56370	
	소득불평등	3.33456**	1.4651	
연령		.01756***	.00197	
가구가처분소득		-.86580***	.03190	
성별(Ref. 남성)		.75464***	.04071	
교육수준		-.06359***	.01970	
만성질환		.29440**	.01699	
사회적 친분관계 만족도		-1.98157	.03099	
혼인상태 (Ref. 유배우)	사별, 이혼, 별거	1.0669***	.05467	
	미혼	.81168***	.06731	
확률효과		Variance	LR test	
μ_{0j}		.1361*	χ^2	p
Γ_{ij}		4.1356	2.59*	0.053

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

한편 확률효과 추정결과에 따르면 지역수준에 소득불평등도를 추가한 이후에도 $\mu_{0j}=.1361$ 으로 나타났다. 이는 아무런 독립변수도 추가하지 않은 귀무모형 $\mu_{0j}=.3267$ 과 무조건모형의 $\mu_{0j}=.1876$ 보다 낮은 수준이긴 하지만 여전히 소득불평등 변수를 추가한 후에도 설명되지 않는 오차가 있음을 알 수 있다. μ_{0j} 의 경우 총분산의 대략 27.4% 정도가 $(\frac{0.1876 - 0.1361}{0.1876})$ 소득 불평등도 변수 추가에 의해서 감소된 것으로 추정해볼 수 있다. 또 μ_{0j} 의 분산이 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하므로 지역 내 소득불평등도의 차이에 따라 성인의 우울수준이 지역 간 달라질 수 있음을 통계적으로 확인하였다. 또 무조건모형에서는 개인수준의 총분산 추정치가 4.1358이었는데 조건모형에서는 4.1356으로 아주 미세하게나마 총분산이 감소하는 것을 볼 수 있었고, 모형적합도를 판단하는 LR test결과 $\chi^2=2.59(P=0.053)$ 으로 10% 유의수준에서 후자의 모형적합도가 더 높은 모형임을 알 수 있다.

V. 결론 및 함의

본 연구에서 다층모형 분석결과 우선 성인의 우울수준에 영향을 미치는 것으로 선행연구에서 밝힌 여러 개인적 특성들이 본 연구에서도 동일하게 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 개인적 특성들이 동일할 때 배우자와 함께 살수록, 학력이 높을수록, 신체적으로 만성질환이 심하지 않을수록, 그리고 소득이 높을수록 우울수준이 낮아진다. 반대로 연령이 높은 경우, 남성보다는 여성의 경우 우울수준이 높아지는 것을 확인하였다. 이와 같은 연구결과는 대부분의 선행연구 결과와 크게 다르지 않음을 알 수 있었다. 그러나 본 연구는 이처럼 개인수준에서의 어떠한 변인들이 성인의 우울에 영향을 미치는지에서 더 나아가, 성인 우울수준이 개인적 특성의 차이에서 발생하는 것 이외에 살고있는 지역에서의 차이에 따라 우울수준이 통계적으로 유의미하게 달라짐을 알 수 있었다. 이러한 차이를 설명하기 위해 본 연구에서는 지역내 소득불평등도를 투입했으며, 그 결과 통계적으로 유의미하게 지역 내 소득불평등도가 높을수록 우울수준이 높아지는 것으로 드러났다. 따라서 본 연구결과 성인 우울수준에 미치는 영향을 개인적인 특성을 모두 고려했을 때 모든 조건이 동일하더라도 지역 내 소득불평등이 어떤가에 따라 상대적 박탈감에 따른 성인의 우울수준에 차이가 발생할 수 있다는 선행연구(Ettman et al., 2020; Kawachi and Kennedy, 1999; Wilkinson and Pickett, 2009; Kondo et al., 2009)에서의 주장과 유사한 결과를 확인하였다.

1999년 경제위기 이후 우리사회는 지속적으로 비정규직이 급증하고 소득분배가 악화되는 등 소득불평등이 심화되어 왔다. 그와 동시에 시장자유화와 세계화를 부르짖으며 신자유주의적 기조를 고수해온 결과 비정규직 급증, 노동시장 이중화, 소득양극화의 심화되면서 “헬조선”이라는 신조어까지 등장하기에 이르렀다. 그런데 앞친데 뒷친격으로 이번에는 2020년에 코로나19가 전세계를 강타하면서 소득 하위 20% 가구의 소득이 크게 줄면서 소득양극화는 더욱더 심해졌다(한국은행, 2021). 송상윤(2021)은 코로나19로 인한 피해가 저소득층에 집중되다보니 하위 10%대비 중위소득 배율이 전년 대비 10% 이상 상승한 것으로 밝히고 있다. 그리고 이러한 소득불평등이 심화되는 이유로 실업과 비경활인구의 증가, 또는 일용직, 임시직 등의 취업자들의 소득감소를 꼽는다. 이처럼 코로나19는 우리사회에 개인적 직업특성에 따라 소득감소나 실직을 경험한 저소득층이 증가하면서 전국적인 소득불평등 수준의 악화시킨 동시에 지역별 소득격차도 확실히 드러내는 계기가 되었다. 구체적으로 2021년 하반기 코로나 상생 국민지원금 권역별 인구대비 지급인원 비율을 살펴보면 수도권과 광역시에서 인구 대비 지급인원이 서울의 경우 74%에 불과하였고 수도권 및 광역시도 대부분 80% 초·중반에 머물렀다(중앙일보, 2021년 9월 29일자). 반면 그 외 시도의 경우 상대적으로 높은 지급비율

을 보였는데, 특히 전남·북, 경남·북, 강원 등에서 그 비율이 90% 안팎 수준까지 올라가 지역별로 저소득층 쏠림 현상이 다르게 나타나는 것을 확인하였다.

그동안 우리정부는 일부 소수계층에게 부의 쏠림현상이 나타나는 현상을 완화하고, 저소득층에게 분배 혜택을 더 많이 제공하고자 지속적으로 노력을 기울여 왔다. 특히 코로나 19를 겪으면서 갑작스럽게 닥친 가구의 재정위기에 모든 국민이 잘 대처해갈 수 있도록 다양한 방식으로 소득보전을 위한 수단들을 제공해왔다. 예컨대 그동안 경제활동과 소비심리가 위축되는 것을 완화하기 위해 보편적인 방식 혹은 선별적 방식으로 여러 차례 재난지원금을 제공하였다. 특히 소상공인, 특수형태근로종사자, 프리랜서 등 코로나로 가장 어려움을 겪고 있는 사람들을 대상으로 추가로 소상공인 지원금, 긴급고용안정지원금, 취약계층 무급휴직자 생활안정금, 긴급생계지원 등 여러 선별적 지원혜택을 제공해왔다. 그런데 과연 정부의 이러한 일련의 소득보장적 노력이 지역 간에 나타나는 소득불평등의 차이를 좁히는데는 도움이 되었을까? 최영(2015)은 그동안 우리나라가 지방분권화를 잘 정착시킨 덕분에 사회복지 지원에 있어 지역의 자율성과 융통성이라는 성과를 이루어냈지만, 그와 동시에 기존의 중앙정부의 책임이 상당수 지방정부로 전가되면서 재정마련의 여건에 따라 지역간 불균형은 심화되었다고 주장한다. 지금도 재정이 튼튼하지 못한 몇몇 지자체들은 기초연금, 무상보육, 장애인연금, 아동수당 등 국가가 최소한의 소득보장을 해주고자 복지사업을 단기간에 너무 확장해가다보니 지방예산 증가율보다 훨씬 빠른 국고보조사업 매칭비 증가율로 재정부담의 고충이 있음을 토로하는 실정이다(김우림, 2021). 또 코로나로 인해 지역내 소득양극화가 심화되고 있는데도 불구하고 지역마다 여력이 있음에도 지역마다 소득 지원대책을 달리하고 있는데도 문제가 있다. 오랜 사회적 거리두기 시행으로 지역상권이 무너지고 자영업자들이 폐업을 하고 지역내 저소득층이 일자리를 잃고 있는 실정임에도 여전히 지방자치단체의 예비비 결산자료를 조사해본 결과 서울에서 중랑구, 성북구, 강서구, 경기도 이천, 광명, 하남, 인천 동구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 대구 동구, 서구, 북구 등이 적게는 130억에서 많게는 400억 가까이 예비비라는 명목하에 잉여금을 남겨두고 있다(경향신문, 2021년 9월 12일자). 예비비는 일반회계와 특별회계 예비비로 나뉘기 때문에 특별회계 예비비의 경우는 특정 목적 이외에 사용할 수 없긴 하나, 일각에서는 이런 위기 상황하에서는 특별회계상 예비비조차 조례를 개정해 서라도 폭넓게 사용할 수 있도록 해줘야할 판에 일반회계조차 적게는 100억원에서 많게는 400억 가까이를 남기는 상황이 이해가 안간다는 비판까지 나오고 있다(경향신문, 2021년 9월 12일자).

이처럼 최근 심화되고 있는 지역내 소득불평등의 차이가 왜 문제인가? Piketty(2014)에 따르면 특히 자본주의 사회에서 부의 쏠림현상이 매우 심각하게 나타나는데, 그는 이를 자유주의 시장정책 기조를 오랫동안 지켜온 결과라고 본다. 이처럼 자유주의 시장정책이 오랫동안

지속될 경우 실질적으로 한계세율이 낮다보니 세수가 적어 정부는 재분배로 나눠줄 재원이 부족하게 되고, 다른 한편으로는 지속적으로 경제력이 있는 소수에게 부의 쏠림현상이 나타나 재원을 마음껏 쓸 수 있는 부자들이 더욱더 자신들에게 유리하게 시장을 움직일 힘을 갖게 된다. 그렇다보니 소득양극화 현상은 심화되고 저소득층은 자신의 주위에 있는 부유한 사람들을 보면서 상대적 박탈감을 느껴 신체적으로도 정신적으로도 피해를진다고 본다(Pikett & Wilkinson, 2010). 실제로 Cheung과 Lucas(2016)의 연구에서는 소득불평등도가 심할수록 상대적으로 소득이 낮은 사람들의 삶의 만족도가 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이에 대해 Cheung과 Lucas(2016)는 소득불평등이 높은 상황에서 저소득층은 자신의 위치를 주위의 타인과 비교하고 그 결과 상대적으로 저소득이라고 느끼는 사람들은 상대적으로 행복하지 않다고 느낄 가능성이 크다고 설명한다. 또한 Uslaner와 Brown(2005)도 사람들은 비슷한 사람들과 어울리고 싶어하는 특성이 있기 때문에 계층화가 심할수록 사람들 간의 거리가 멀어지게 되고, 특히 저소득층은 주위에 부자들을 보면서 자신이 무능하다는 생각에 지역참여에 소득극적으로 변한다고 주장한다. 그렇다보니 이들은 사회에 대한 강한 불만과 그로인한 정신적 스트레스가 커질 수 밖에 없는 것이다. 이처럼 지역 내 소득불평등은 지역사회 내에서의 사회적 연대감을 낮추고 사회적 배제 가능성을 증가시켜 개인의 정신질환 유발 가능성을 높인다(Kim et al., 2012).

따라서 우리는 다음과 같이 지역 내 소득불평등을 줄이고자 하는 노력이 필요할 것으로 판단된다. 우선 일자리 양극화가 소득불평등을 심화시키는 주범으로 꼽힌다. 이상호(2019)의 연구에서 지역 간 일자리 질의 불평등을 살펴본 결과 서울·수도권 및 광역시 대부분이 그외 시·도보다 고소득, 고학력, 고숙련 계층이 훨씬 더 많이 거주하는 것으로 나타났다. 특히 서울과 대전의 경우는 2010년에서 2015년으로 가면서 고학력자 비중이 크게 상승하였다. 지역의 일자리 질의 지수를 통해 살펴본 결과도 최상위 그룹에 서울, 광역시, 경기도가 주로 포함되어있으며, 그 외 도시지역에서는 충남 아산시와 창원 성산구만이 일자리 질 지수의 상위그룹에 속하였다. 즉, 수도권과 비수도권 간 그리고 대도시와 그 외 지역 간에 일자리 불평등이 극명하게 드러남을 알 수 있다. 이처럼 갈수록 심각해지는 지역 간 일자리 불평등과 그로인한 소득 불평등을 완화하기 위해 최근 광주형 일자리 사업을 시작으로 충남형, 강원횡성형 일자리, 경남형 일자리 사업과 같은 상생형 지역일자리 사업들이 선을 보이고 있다. 그러나 이러한 광주형 일자리 사업처럼 지역상생형 일자리 창출모델을 만드는 일이 그리 쉬운 일이 아니다. 적절한 임금수준, 노동시간, 노사상생화 기업간의 협력관계 정립 등 넘어야 할 산들이 너무도 많다. 특히 상생형 지역일자리 사업은 중앙정부와 지자체, 그리고 노동자, 기업들이 모두 긴밀한 파트너십적 네트워크를 형성해야하며 시행이 되기까지 이익집단 간에 많은 양보와 타협을 이루어야 하는데 이러한 모든 과정을 다 거쳐서 하나의 모델을 만들기까지 상당히 오랜 시간이 걸

린다. 일례로 최근 ‘캐스퍼’라는 자동차를 생산해 대중의 이목을 단숨에 집중시킨 광주형 일자리 사업의 대표적 성공사례인 ‘광주글로벌모터스’는 사실 지난 2012년 박근혜후보와 문재인 후보의 지역공약이었던 ‘광주 자동차 100만대 생산도시 구축’사업의 일환으로 시작되어 그동안 민주노총과의 갈등, 정치적 반대 속에서 10년이 훌쩍 지난 이제서야 빛을 보게 되었다. 그러나 상생형 지역일자리 사업은 현재 국가균형발전 특별법과 그 하위법령들을 개정해 지역일자리사업 선정과 지원을 위한 노력을 적극적으로 하고 있는 만큼 이러한 일자리 사업의 전국적 확산을 통해 향후 지역 균형발전에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

아울러 상기에서도 지적한 바와 같이 최근 사회복지 지원대상자가 전통적인 노인, 장애인에서 아동, 청소년, 청년, 여성, 다문화가정으로 급격하게 늘어나다 보니 중앙정부 사회복지 예산이 증가하게 되고 덩달아 지자체의 사회복지 예산 비중도 가파르게 증가하였다. 2021년 기준 중앙정부 사회복지분야 예산 중 48조원(약 26%) 이상이 국고보조사업이고 2016년부터 2020년까지 연평균 14.5%가 증가한 것으로 나타났다(김우림, 2021). 문제는 이렇게 사회복지분야의 국고보조사업이 빠르게 확대되면서 지자체의 부담도 그만큼 커지게 되었다는 점이다. 그리고 이러한 국고보조사업의 비중이 커질 경우 문제는 지역의 복지욕구에 차이를 무시한 채 중앙정부가 추진하는 소수의 핵심 사업에 의무적으로 참여해야하고 지자체의 재량은 그만큼 줄어든다는데 있다(정홍원 외, 2020). 최정은 외(2020)의 연구 결과에서는 지자체 전체 예산 중에서 사회복지지출이 차지하는 규모가 35% 이상을 차지한다고 밝히고 있으며, 특히 광주, 대구, 대전, 부산, 인천과 같은 광역시와 서울은 절반 이상 혹은 전체 예산의 절반 가까이가 사회복지 지출이다. 더구나 지자체 복지지출예산 중 90% 가까이 의무적으로 시행해야하는 국고보조사업에 쓰이고 있고, 단 10%만이 지자체가 자율적으로 운용할 수 있는 복지재원이라고 밝혔다. 그런데 지역마다 복지 욕구가 다르고 사회적 불평등이 나타나는 양상이 다르기 때문에 이처럼 각각의 고유한 복지 문제 및 욕구에 빠르게 대응하기 위해서는 공공 복지전달체계에 있어 지자체의 재량이 매우 중요하다. 그리고 이러한 지자체의 재량을 담보하기 위해서는 재정이 충분히 뒷받침되어야 한다. 따라서 중앙정부에서 주관하는 사업과 지자체가 주관하는 사업을 철저히 분리해서 중앙정부에서 시행하는 사업의 경우는 중앙재원에서 100% 사용하고, 지자체별로 특성과 여건에 맞게 독자적으로 복지사업을 추진할 수 있도록 자율성을 대폭 확대하는 방향으로 발전시켜 나갈 필요가 있다. 이를 위해서는 현재 8:2인 국세와 지방세 비율을 장기적으로 지방세 비율을 높여 지자체가 재량껏 사용할 수 있는 재원을 충분히 마련해주는 방안도 빠르게 추진하는 것이 중요하다. 또한 앞서 밝힌 바와 같이 긴급재난 시기에 어떻게 대처해야 하는지 우왕좌왕할 것이 아니라 지자체 차원에서 예산편성 운영매뉴얼 등과 같이 명료한 기준을 미리 설정해놓고 코로나 19와 같은 긴급한 재난상황에 발생했을 때 남아있는 예비비나 잉여금을 신속하게 재난관리 목적으로 활용할 수 있도록 하

는 구체적인 방안을 마련할 필요가 있다. 일부 지자체에서는 예비비 대신 재정안정기금 항목에 예산을 편성하고 있는데, 재정안정기금은 지역 경기침체 시 언제든지 사용할 수 있는 명목을 가지고 있기 때문에 폭넓게 사용이 가능하다. 이러한 일련의 노력을 통해 지역의 복지사각 지대를 최대한 축소하고, 지역간에 나타나는 불평등의 차이를 조금이나마 줄일 수 있을 것으로 기대한다. 이처럼 본 연구는 그동안 사회복지영역에서 개인차원에서의 우울 요인 분석을 통해 이에 대한 해결책을 제시하던 기존 연구에서 한발 더 나아가 소득불평등이라는 지역수준 요인도 개인의 우울수준에 영향을 줄 수 있다는 점을 밝혔다는 점에서 의미가 있으며, 이러한 연구결과를 바탕으로 지역별로 나타나는 소득불평등의 간극을 줄일 수 있는 방안을 제시하고자 하였다.

추가로 본 연구는 그동안 선행연구들을 기초로 개인 차원의 설명변수로 포함시킨 모든 변수들이 성인의 우울에 영향을 미친다는 것을 재확인하였다는 점에서도 의의를 찾을 수 있다. 본 연구결과 선행연구 주장처럼 연령이 높을수록, 남성보다 여성에게서 우울수준이 높게 나타났다. 다만 향후 우리는 연령이나 성별에 따른 우울수준의 차이를 재차 확인했다는 사실에서 더 나아가 우울증은 조기발견과 치료를 통해 얼마든지 정상적인 삶으로 복귀가 가능한 질환이므로 연령과 성별에 따라 우울증상이 어떻게 다르게 발현되는지 추가로 확인해 볼 필요가 있다. 김동겸, 정인영(2021)의 연구에서는 남성의 경우 청소년기에는 주로 언어장애나 주의력 결핍장애로, 청·장년기에는 우울, 스트레스성 수면장애, 기타 불안장애로, 노년기에는 주로 치매나 신체장애로 이어지는 경향이 있다고 밝히고 있다. 한편 여성의 경우 이미 10대부터 우울이나 불안장애가 우울증으로 인해 나타나며, 여성 노인의 경우는 남성 노인과 마찬가지로 치매나 뇌손상 등 신체장애로 이어지는 경우가 다반사였다. 이처럼 우울증은 연령이 높아지면서 또는 성별에 따라 다른 양상을 띠고 있고, 특히 본 연구에서도 확인하였듯이 다른 신체질환과 우울이 동시에 나타날 가능성이 높다. 이와 관련해 치솟는 국가 의료비용 부담을 줄이기 위해서라도 생애주기별 우울증 조기진단과 치료를 위한 매뉴얼 개발이 시급하다. 또 본 연구에서는 그간의 선행연구 결과와 마찬가지로 소득이 늘어날수록, 교육수준이 높을수록, 유배우자인 경우 우울수준이 낮아지는 것을 확인하였다. 다만 성준모(2010)의 연구에서 저소득층 가구 분석결과 소득변화가 우울수준 변화에 영향을 미치지 않았는데, 해당 연구에서는 이를 우울증의 심각성은 취약계층이 크나 우리 사회 소득양극화가 심해지면서 저소득층의 경우 소득변화가 크지 않아 우울수준이 크게 변하지 않은 것으로 밝히고 있다. 이처럼 취약계층이 우울에 빠지기 쉽다는 사실은 우리에게 저소득층에게 더욱더 두터운 사회안전망을 제공하는 노력이 더 많이 필요함을 시사한다. 일례로 문재인 정부가 내놓은 전국민고용보험이나 다층연금체계를 통한 저소득층 노후소득보장 강화 노력에 대한 정부 정책계획안을 지속적으로 공론화시켜 대중의 관심을 환기시킬 필요가 있다. 아울러 교육수준이 낮고 배우자

가 없는 경우 우울수준이 높아지는 이유는 이들이 예방이나 치료, 상담을 위한 서비스에 접근하기가 상대적으로 어렵기 때문일 수 있다(성준모, 2010). 더불어 사회적 유대관계가 적은 사람일수록 우울수준이 높다는 선행연구 결과도 본 연구에서 재확인하였다. Pabayo et al.(2014)는 불평등이 높은 사회에서 이처럼 소득이 낮고 교육수준도 낮은 취약계층의 경우 사회적 유대관계가 약화되는 경향이 나타난다고 본다, 그리고 이처럼 주변에 사회적 유대관계가 잘 형성되어있지 않은 사람은 도움을 받을 방법을 찾기도 어렵고, 무엇보다도 자신이 세상에 혼자라는 감정때문에 정서적 불안감에 빠지기 쉽다. 따라서 이러한 불평등한 지위로 인해 나타나는 보이지 않는 장벽을 무너뜨리기 위해서 지역주민이나 이웃의 아낌없는 도움과 따듯한 격려가 절실히 필요하다. 이처럼 본 연구결과를 통해 앞선 선행연구에서 제시한 다양한 사회적, 경제적, 인구학적, 임상병리학적 개인차원의 요인이 성인 우울에 주는 요인임을 재확인할 수 있었으며, 이를 바탕으로 우리나라에서 성인의 우울문제를 완화하기 위한 다양한 방안을 고민해 볼 수 있는 계기가 되었다.

다만 본 연구는 다음과 같은 한계가 있으므로 본 연구결과를 활용 시 주의를 요한다. 우선 본 연구에서 활용한 권역별 지니계수는 매년 통계청에서 발표하는 소득불평등 지수 계산에 기초가 되는 가계금융복지조사나 가계동향조사가 아닌 복지패널을 사용하였다. 앞서 밝힌바와 같이 가계금융복지조사나 가계동향조사의 경우 지역을 단순히 수도권·비수도권 혹은 대도시·농어촌지역으로 이분적으로만 나누고 있다. 따라서 본 연구에서 종속변수로 반드시 활용해야하는 우울변수가 포함된 복지패널상에서의 권역 구분과 다소 상이하여 지니계수를 구하는데는 해당 두 자료를 사용하지 못하였다. 물론 복지패널 상에서 권역별 지니계수를 도출할 때 가계금융복지조사에서 지니계수를 구하는 동일한 방식으로 복지패널에서 제공하는 모집단 가구가중치를 적용해서 개인가중치를 새롭게 구성해 지니계수를 도출하긴 했으나, 여전히 복지패널의 경우 저소득자에 대해 과대표집이 되어 있고, 모집단 가구구성과는 다소 상이하기 때문에 권역별 지니계수가 실제로 가계금융복지조사 자료를 활용해서 구했을 때와 권역별로 비슷한 양상을 띠게될 지 확실하지 않다. 가계금융복지조사에서는 표본집단이 적다는 이유로 지역별 지니계수를 제공한 적이 단 한번도 없기 때문에 과연 본 연구에서 권역별로 도출한 지니계수가 과연 가계금융복지조사를 활용할 때와 어떠한 차이가 있을지 추가적인 검토가 필요할 것이다. 두 번째로 우리나라는 현재 행정구역상 1특별시, 6광역시, 세종특별자치시, 8도, 제주특별자치도로 나뉜다. 그런데 본 연구에서 활용한 복지패널 상에는 지역구분이 행정구역별로 자세히 나와있지 않는다. 아울러 너무 지역을 세분화 하다보면 복지패널의 전체 표본수가 작아 지니계수 도출에 포함되는 지역별 표본의 수가 너무 적어 통계청에서 지역별 지니계수를 구하지 않는 같은 이유로 정확성이 떨어질 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 지역별 크기에 따라 지니계수가 다른 양상을 보일 것이라는 선행연구에 따라 서울·수도권, 도농복합시,

그 외 시·군지역으로 나누어 권역별 지니계수를 도출하였다. 따라서 향후 행정구역상 지역구분과 동일하게 지역별 지니계수를 도출해서 이를 지역수준 변수에 투입해 보다 분석결과의 정확도를 높일 필요가 있다. 그러기 위해서는 향후 복지패널이 대상 표본수를 더 늘리고 행정구역상의 지역구분을 정확히 제공해줄 필요가 있으며, 가계금융복지조사에서도 행정구역상으로 정확한 지역구분을 해주기를 희망한다.

【참고문헌】

- 국립정신건강센터. (2020). 「2020년 정신건강 검진도구 및 사용에 대한 표준지침」. 세종: 보건복지부.
- 김경숙. (2019). 중·고령자의 우울에 영향을 미치는 요인 : 외로움, 웃음지수를 중심으로. 「한국자료분석학회지」, 21(3): 1585-1598.
- 김동겸·정인영. (2021). 「[고령화리뷰 39호] 연령대별 정신질환 발생 추이와 시사점: 코로나19의 잠재위험 요인」. 서울: 보험연구원.
- 김우림. (2021). 「사회복지 분야 지방자치단체 국고보조사업 분석」. 서울: 국회예산정책처.
- 김유나·이계창. (2018). 지역사회안전이 여성 우울에 미치는 영향에 대한 다층분석: 연령집단별 차이 비교. 「여성연구」, 99(4): 5-30.
- 김진영. (2018). 개인이 인지한 지역특성과 주관적 건강 및 우울의 관계: 사회인구학적 변인과의 상호작용 효과. 「보건사회연구」, 38(2): 290-315
- 김주희·유정원·송인한. (2015). 사회경제적 박탈이 우울에 미치는 영향: 연령의 조절효과 분석. 「보건사회연구」, 35(3): 42-70.
- 김태석·김대진. (2007). 흡연과 우울증 간의 관련성. 「대한정신약물학회지」, 18(6): 393-398.
- 김혜미. (2014). 한국 성인의 우울과 자아존중감의 종단적 상호관계에 관한 연구: 인지칭기모델과 상치모델 검증을 중심으로. 「사회복지연구」, 45(2): 233-261.
- 문진영·강상준. (2020). 근로빈곤층의 우울에 영향을 미치는 요인 연구: 성별에 따른 소득·건강·주거 및 노동과 음주 요인에 대한 위계적 회귀분석. 「생명연구」, 55: 70-107.
- 박경혜·이윤환. (2007). 노인의 사회적 지지 및 사회활동과 신체기능의 관련성. 「예방의학회지」, 40(2): 137-144.
- 박지은·권순만. (2015). 객관적 소득계층과 주관적 소득계층의 불일치와 건강 간의 연관성: 주관적 건강과 우울을 중심으로. 「보건과 사회과학」, 38: 95-121.
- 엄태완. (2008). 빈곤층의 경제적 스트레스와 우울 관계에서 자기효능감과 사회적 지지의 효과. 「정신건강과 사회복지」, 28: 36-66.
- 전진아. (2014). 한국 성인의 성별 정신건강 수준 차이: 우울을 중심으로. 「보건복지포럼」, 210: 17-26.
- 전진아·이난희. (2015). 한국복지패널자료로 살펴본 우울과 만성질환의 동반양상과 의료서비스 이용실태분석. 「보건복지포럼」, 219: 75-84.
- 정홍원·김희성·이은솔·조보배·민효상·이신정·남찬섭. (2020). 「중앙·지방, 광역·기초자치단체 사회복지사무 분담체계 개선에 관한 연구」. 세종: 한국보건사회연구원.
- 성준모. (2010). 소득수준별 가구 경제요인이 우울에 미치는 영향에 대한 종단적 고찰. 「한국사회

- 복지학], 62(1): 109-132.
- 유성모. (2017). 혼인상태별 우울 영향요인 비교. 「한국자료분석학회」, 19(1): 255-269.
- 이상호. (2019). 지역의 일자리 질과 사회경제적 불평등. 「한국고용정보원 지역고용 동향브리프」, 2019년 봄호.
- 이영주. (2018). 중년 성인에서 우울 중증도 관련요인의 성별 차이 : 2014년 국민건강영양조사자료 분석. 「한국융합학회논문지」, 9(10): 549-59.
- 최정은·최영준·김나리. (2020). 기초지방자치단체 현금복지 수준 차이는 왜 발생하는가? 「한국행정논집」, 32(2): 269-299.
- 최혜금·이현경. (2016). 우리나라 경제활동인구의 문제음주와 우울 및 자살생각과의 관련성. 「대한보건연구」, 42(1): 29-40.
- 통계청. (2021). 「「가계금융·복지조사」 이용자용 통계정보 보고서」. 대전: 통계청.
- 한국은행. (2021). 「코로나19가 가구소득 불평등에 미친 영향」. 서울: 한국은행.
- 조선일보. (2020년 4월 14일자). 성인남녀 절반 이상 “코로나 블루 경험.
- 조선일보. (2021년 9월 12일자). 코로나로 말라죽는데 지자체 ‘남은 예산’은 수백억?.
- 중앙일보. (2021년 9월 29일자). 서울 74%·전남 90%·경북 89%...국민지원금이 드러낸 지역별 소득격차.
- Ahern, J, and Galea, S. (2006). Social context and depression after a disaster: the role of income inequality. *Journal of Epidemiology Community Health*, 60: 766-770.
- Almedon, A. (2005). Social capital and mental health: an interdisciplinary review of primary evidence. *Social Science & Medicine*, 61: 943-964.
- American Psychiatric Association. (2021). “What Is Depression?”. Accessed Nov. 06, 2021. <https://www.psychiatry.org/patients-families/depression/what-is-depression>
- Andrew, G.M. B, Jeanne V.A. W, Dina H. L, Scott B. P, (2017). The depression and marital status relationship is modified by both age and gender, *Journal of Affective Disorders*, 223: 65-68,
- Beck, A. T., Steer, R.A., and Garbin, M.G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8(1): 77-100.
- Castells-Quintana, D., Royuela, V., & Veneri, P. (2020). Inequality and city size: an analysis for OECD functional urban areas. *Papers in Regional Science*, 99(4): 1045-1064.

- Cheung, F. and Lucas, R. E. (2016). Income inequality is associated with stronger social comparison effects: The effect of relative income on life satisfaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 110(2): 332-341.
- Ettman, C.K., Abdalla, S.M., Cohen, G.H., Sampson, L., Vivier, P.M., and Galea, S. (2020). Prevalence of Depression Symptoms in US Adults Before and During the COVID-19 Pandemic. *JAMA Netw Open*, 3(9): e2019686. doi:10.1001/jamanetwork.open.2020.19686.
- Glaeser, E., Resseger, M., and Tobio, K. (2015). Inequality in cities. *Journal of Regional Science*, 49(4): 617-646
- Glaser, D., and Hastings, R.H. (2011). An introduction to multilevel modeling for anesthesiologists. *Anesthesia & Analgesia*, 113(4): 877-887.
- Hamilton, M. (1960). A rating scale for depression. *Journal of Neurology, Neurosurgery and Psychiatry*, 12: 56-62.
- Irwin, J., LaGory, M., Ritchey, F. and Fitzpatrick, K. (2008) Social Assets and Mental Distress among the Homeless: Exploring the Roles of Social Support and Other Forms of Social Capital on Depression. *Social Science and Medicine*, 67(12): 1935-1943.
- Kawachi, I, and Kennedy, B.P. (1999). Income inequality and health: pathways and mechanisms. *Health Services Research*, 34: 215-27.
- Kim, S.S., Chung, Y.S Perry, M.J., Kawachi, I., and Subramanian, S.V. (2012). Association between interpersonal trust, reciprocity, and depression in South Korea: A prospective analysis. *PloS One*, 7(1): e30602.
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., and Cornoni-Huntley, J. (1993). Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, 5(2): 179-193.
- Lee, N., Sissons, P., and Jones, K. (2016). The geography of wage inequality in British cities. *Regional Studies*, 50(10): 1714-1727.
- Marmot, M., and Wilkinson, R. G. (2001). Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: A response to Lynch et al. *British Medical Journal*, 322(7296): 1233-1236.
- Moretti, E. (2012). *The New Geography of Jobs*. Boston: Houghton Miffling Harcourt.
- Pabayo, R., Kawachi, I., and Gilman, S.E. (2013). Income inequality among American states and the incidence of major depression. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 68(2): 110-115.

- Kondo, N., Sembajwe, G., Kawachi, I., Van Dam, R.M, Subramanian, S.V. and Yamagata, Z. (2009). Income inequality, mortality, and self rated health: meta-analysis of multilevel studies. *British Medical Journal*, 339: 1178-1181.
- OECD. (2021). *Income inequality* (indicator). doi: 10.1787/459aa7f1-en (Accessed on 12 June 2021).
- OECD. (2021). *Tackling the Mental Health Impact of the Covid 19 Crisis: An Integrated Whole-of-society Response*. OECD Publishing, Paris, <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/tackling-the-mental-health-impact-of-the-covid-19-crisis-an-integrated-whole-of-society-response-0ccaafa0b/> (Accessed on 12 June 2021).
- Patel, V., Burns, J.K., Dhingra, M., Tarver, L., Kohrt, B.A. and Lund, C. (2018) Income inequality and depression: a systematic review and meta-analysis of the association and a scoping review of mechanisms. *World Psychiatry*, 17: 76-89.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the 21st century*. London: Beldknap/Harvard.
- Putnam, R.D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon and Schuster.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3): 385-401.
- Raudenbush, S.W. and Bryk, A.S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Vol. 1*. CA: Sage Publications, Thousand Oaks.
- Sen, A. (1981). *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*. Oxford: Clarendon Press.
- Storper, M. (2013). *Keys to the City: How Economics, Institutions, Social Interaction, and Politics Shape Development*. Princeton: Princeton University Press.
- Scott, A., and Storper, M. (2003). Regions, globalization, development. *Regional Studies*, 37: 579-593.
- Uslaner, E.M. and Brown, M. (2005). Inequality, Trust, and Civic Engagement. *American Politics Research*, 33(6): 868-894.
- Wilkinson, R.G. (1996). *Unhealthy societies: the afflictions of inequality*. London: Routledge.
- Wilkinson, R.G. and Pickett, K.E. (2009). *The spirit level: why greater equality makes societies stronger*. New York, NY: Bloomsbury Press.
- Williams, K.L., and Galliher, R.V. (2006). Predicting depression and self-esteem from social connectedness, support, and competence. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 25(8): 855-874.

이 승 주: 연세대학교에서 2019년 사회복지학박사 학위(논문제목: 모의실험(Simulation)을 통한 기본소득 도입의 효과분석 - 소득재분배와 노동공급 효과를 중심으로 -)를 취득하였고, 현재 가천대학교 사회복지정책대학원 불평등과 사회정책연구소 선임연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 노동시장 이중화, 사회보장개혁, 빈곤, 소득불평등, 사회적경제 등이며 주요 논문으로는 “기본소득의 노동공급 효과 분석: 한부모 여성을 중심으로(2020)”, “일자리제공형 사회적기업은 사회적 가치를 실현하고 있는가?: 사회적기업 유형별 취약계층 상대적 고용비중과 임금수준 비교를 중심으로(2020)”, “기본소득의 소득 분배를 통한 소비효과 예측(2020)” 등이 있다. (lustrouschris@gmail.com)