한국학교·지역보건교육학회지 제20권 1호 (2019. 4) pp. 69~84 https://doi.org/10.35133/kssche.20190430.06
The Journal of Korean Society for School & Community Health Education, Vol. 20 Iss. 1 (April, 2019)

사회경제적 수준이 청소년 우울감에 미치는 영향: 다층잠재성장모형을 적용하여

최유정*·이태노**†
*고려대학교 대학원 보건과학과 BK21 플러스 인간생명-사회환경 상호작용융합사업단 석사과정
**고려대학교 대학원 보건과학과 BK21 플러스 인간생명-사회환경 상호작용융합사업단 교수

The Effect of Socioeconomic Status to Change in Adolescent Depression: A Multilevel Latent Growth Analysis

You-Jung Choi*·Tae-Ro Lee**†
*Master's Course, BK21 PLUS Program in Embodiment: Health-Society Interaction, Department of Health Science, Graduate School, Korea University
**Professor, BK21 PLUS Program in Embodiment: Health-Society Interaction, Department of Health Science, Graduate School, Korea University

ABSTRACT

Objectives: The purpose of this study is to examine change in adolescent depression across time and to determine the relation between individual and neighborhood socioeconomic status (SES) and depression.

Methods: This study employed multilevel latent growth analysis using longitudinal data from Korea Children and Youth Panel Survey. A sample of this study consists of 2,351 adolescents who were in first grade of middle school in 2010.

Results: Results showed that both initial level and downward trajectory of depression varied significantly across individuals as well as across neighborhoods. On the individual level, self-rated economic condition(b=-0.203, $p<.001$) was related to the initial level of depression. Adolescents whose father had a high educational level(b=0.028, $p<.001$) or whose mother had a low educational level(b=-0.022, $p=.011$) had lower rates of decline in adolescent depression. On the neighborhood level, neighborhood deprivation index (b=0.003, $p=.019$) and gini coefficient(b=0.124, $p=.040$) were associated with lower rates of decline in depression.

접수일 : 2019년 03월 13일, 수정일 : 2019년 04월 09일, 채택일 : 2019년 04월 10일
교신저자 : 이태노(02841, 서울특별시 성북구 안암로 145)
Tel: 02-3290-5673, FAX: 02-921-7361, email: trlee@korea.ac.kr

Conclusions: Low SES in adolescence is correlated with worse mental health, especially depression. Social disparities in depression likely originate before adulthood. The findings argue for the importance of understanding depression in adolescence from a multilevel or ecological framework.

Key words: Adolescent, Depression, Multilevel latent growth analysis, Residence Characteristics, Socioeconomic status

Ⅰ. 서론

청소년은 만 12~19세까지로 생애주기 중 성인기로 전환되는 과정에서 급속한 신체적 변화와 함께 사회심리적, 정서적 변화를 겪게 되며 이러한 불안정한 상태로 인해 정신건강 문제가 발생하기 쉽다(김보은 등, 2015; Fitzpatrick, et al., 2005). 청소년기에 나타나는 정신건강 문제 중 내면화된 문제행동은 대표적으로 우울이 있으며, 2016년 청소년건강행태온라인조사에 의하면 청소년의 25.5%가 우울감을 경험한 것으로 나타나 2015년에 비해 약 1.1배 증가하였다(보건복지부·중앙자살예방센터, 2018). 우울은 청소년기의 삶의 질에 많은 영향을 미치며 청소년의 자살생각과 관련이 높은 것으로 보고되고 있으므로 청소년기에 우울을 예방하는 것이 주요한 보건정책과제 중 하나이다(김정현과 천성수, 2016). 학업성적, 가정 내 갈등, 대인관계 등으로 인한 스트레스의 증가로 우울을 겪는 청소년이 증가하는 추세이지만 단순히 사춘기에 일시적인 증상으로 치부되는 경향이 있다.

또한 청소년기의 우울은 성인기까지 지속될 위험이 2~4배 정도에 이르며, 성인기에 가정이나 사회생활 전반에 지속적으로 부정적인 영향을 미칠 수 있으므로 그 심각성을 간과해서는 안된다(Ahn, 2009). 그러나 청소년의 우울은 성인에 비해 정신적 성숙이 뒷받침되지 않기 때문에 표현하고 전달하는 능력이 부족하고, 성인 우울증과 다른 증상이 나타나기 때문에 그 증세를 알아차리기 쉽지 않다(김세원, 2009). 청소년 우울은 예방 및 치료의 개입에 있어서 성인과 다른 접근이 필요하므로 전반적인 청소년 우울 변화 양상과 이와 관련된 요인에 대한 이해가 우선적으로 필요하다.

최근 건강 불평등과 격차에 대한 관심이 높아지면서 사회경제적 수준(Socioeconomic Status, SES)이 건강에 다면적으로 영향을 미칠 수 있는 요소임을 밝히는 연구가 진행되었다(황성희와 계승희, 2018). 또한 청소년은 아직 독자적인 소득원이 없으므로 부모에게 의존적이라는 점에서 성인과 구분되며, 그들의 사회계층 내 위치는 부모의 사회경제적 수준 정보로 측정된다. Goodman et al.(2003)의 연구에 따르면 청소년의 우울 발생의 기여위험도(Population Attributable Risk, PAR) 중 청소년이 속한 가구 소득과 부모의 교육수준이 각각 26%와 40%로 높은 기여도를 보이는 것으로 나타났다. 또한, 박다혜와 장숙랑(2013)의 연구 결과, 부모의 사회경제적 수준이 낮은 집단에서 우울하거나 자살생각을 하는 청소년이 더 많이 나타났으며, 특히 부모의 직업 상태에 따라 차이가 있었다. 청소년 건강행태 온라인 조사를 이용하여 청소년 우울감에 영향을 미치는 요인을 다면적으로 접근한 Park et al.(2012)의 연구에서는 청소년의 가구풍요도 점수가 높을수록 우울감이 높은 경향을 보였으나 통계적으로 유의하진 않았다. 위의 선행연구(박다혜와 장숙랑, 2013; Goodman et al., 2003; Park et al., 2012)에서는 횡단 연구를 시행하였으므로 인

과관계를 확인하거나 변화 양상을 살펴보는데 한계가 존재한다. 그러나 청소년은 지속적으로 성장하는 과정 속에 있기 때문에 변화 양상과 영향력을 종단적으로 바라볼 필요가 있으나 성과가 충분치 않다.

지금까지는 사회경제적 수준과 정신건강의 인과관계에 대한 연구는 부모의 경제적 지위나 친구관계 등 개인에만 초점을 맞춰 연구가 진행되어 왔다. 그러나 개인수준의 요인에서 확장하여 물리적 환경, 사회 제도와 같은 거시적인 요인으로 관심이 확대되어 지역적 요인이 정신건강에 영향을 미칠 수 있는 요소로 부각되기 시작하였다(Leventhal & Brooks-Gunn, 2000). 지역사회는 이용가능한 자원과 같은 물리적 환경과 사회적 환경까지 선택하고 자아발달의 일부분을 형성하기 때문에 그 중요성이 부각되어 최근 해외에서는 지역적 차이를 고려한 연구가 이루어지고 있다(Fitzpatrick et al., 2005; Nettles & Pleck, 1994). Cubbin et al.(2008)에 의하면 지역사회의 사회경제적 특성은 사망률, 장애, 출산율, 정신 건강 등 다방면으로 개인의 건강 상태에 영향을 미치며, 특히 아동·청소년의 전반적인 일상생활 패턴에 영향을 준다고 주장하였다. Aneshensel & Sucoff(1996)의 연구에 따르면 사회경제적 수준이 낮은 지역사회에 사는 청소년이 더 주변이 위험하다고 지각하였으며 사회적 불안정 및 낮은 사회 응집력이 청소년의 우울, 불안, 행동 문제를 유발하는 것으로 나타났다. 국내의 연구(강현아, 2010)에서도 빈곤은 우울에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 폭력피해 경험이나 두려움을 증가시켜 청소년의 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지역이 청소년의 정신건강에 미치는 연구가 이루어지고 있지만 가정, 또래, 학교 요인을 통제한 상태에서 개인과 지역을 포함한 사회경제적 요인의 영향력을 심도있게 다룬 연구는 부족하다.

청소년의 우울감에 영향을 미치는 사회경제적 요인에 대해 일부 보고되고 있지만 개인의 특성과 지역 수준의 맥락 효과(Contextual effect)를 함께 고찰한 종단 연구는 부족하다. 본 연구에서는 청소년 우울감의 변화 양상을 파악하고 이에 영향을 미치는 개인과 지역의 사회경제적 요인을 규명함으로써 청소년의 정신건강 형평성을 확보하기 위한 기초자료로 활용하고자 하였다. 구체적인 연구 목적은 다음과 같다.

첫째, 청소년의 우울감 변화 양상에 대해 알아본다.

둘째, 청소년의 우울감 변화에 영향을 미치는 개인의 사회경제적 요인을 파악한다.

셋째, 청소년의 우울감 변화에 영향을 미치는 지역의 사회경제적 요인을 파악한다.

Ⅱ. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국청소년정책연구원의 한국 아동·청소년패널(Korean Child and Youth Panel Survey, KCYPS) 자료 중 중학교 1학년 패널을 사용하였다. 한국청소년정책연구원에서는 2010년부터 2016년까지 총 7년간의 추적조사를 통해 아동·청소년의 성장과 발달의 양상을 다면적으로 파악하는 것을 목적으로 하고 있다. 한국아동·청소년 패널조사의 중학교 1학년은 층화다단계 집락표집방법(Stratified Multi-stage Cluster Sampling)을 활용하였으며, 지역별로 학생 수에 비례하여 표본 크기를 할당한 후 시·도별, 도시 규모별, 학제별로 학교 수를 선정하여 표본 학교를 무작위 표집하여 조사하였다. 2010년 기준 중학교 1학년 패널 표본 크기는 2,351명이었으며, 최종 분석에 투입된 표본의 크기와 같다. 본 연구는 KCYPS에서 제공한 2차 자료와 KOSIS(Korean Statistical Information Service)에서 수집한 자료를 이용하였기 때문에 연구대상자의 익명성과 기밀성이 보장되는 연구이다. 본 연구는 연구자가 소속된 K대학의 연구심의위원회의 연구 승인(KUIRB-2019-0090-01)을 받은 후 진행하였다.

2. 측정도구

1) 종속변수

한국청소년정책연구원의 한국 아동·청소년 패널에서는 간이정신진단검사(김광일 등, 1984)의 우울 척도 13문항 중 10문항을 수정·보완하여 청소년의 우울감을 측정하였다. '기운이 별로 없다' 등을 포함한 10문항에 대한 4점 척도(①매우 그렇다, ②그런 편이다, ③그렇지 않은 편이다, ④전혀 그렇지 않다)로 응답한 것을 0,1,2,3으로 리코딩한 후 평균을 산출하여 활용하였다. 점수가 높을수록 더 우울함을 의미하며, 크론바흐 알파 계수(Cronbach's α)는 조사된 4개 년도에서 0.88에서 0.91 범위인 것으로 나타났다.

2) 독립변수

본 연구에서 독립변수는 개인수준(1수준)과 지역수준(2수준)으로 구분하여 모형에 포함하였다. 개인수준의 변수인 부모의 교육수준, 빈곤 수준, 주관적 경제 수준, 모의 근로 여부, 부의 직업은 KCYPS 자료를 통해 측정하였다. 또한 지역수준의 변수는 지역박탈지수, 지니계수, 지역의 사회복지 예산 비율을 2010년 KOSIS 자료를 사용하여 측정하였다.

① 개인수준(1수준) 변수

부모의 교육수준의 경우 부모의 마지막 학력이 전문대 및 대학교 졸업 이상은 '대졸 이상', 고등학교 졸업 이하인 경우 '고졸 이하'로 두 집단으로 분류하였다.

빈곤 수준은 욕구소득비(Income-to-Needs Ratio)를 활용하여 측정하였다. 욕구소득비는 가구 월소득을 가구규모별 최저생계비로 나눠 산출하였으며, 값이 1미만일 경우 빈곤 가구(Poverty Group), 1이상 2미만일 경우 유사빈곤 가구(Near-Poverty Group), 2이상일 경우 비빈곤 가구(Non-Poverty Group)로 정의하였다(Baker & Mutchler, 2010).

주관적 경제 수준은 청소년을 대상으로 "가정형편은 다음 중 어디에 해당된다고 생각하십니까?"에 대해 7점 척도(①매우 잘사는 편, ②잘 사는 편, ③약간 잘 사는 편, ④보통(중간) 수준, ⑤약간 못 사는 편, ⑥못 사는 편, ⑦매우 못 사는 편)로 조사하였다. 이를 ①, ②, ③, ④번으로 답한 경우 '보통 이상', ⑤, ⑥, ⑦번은 '못 사는 편'에 속하는 집단으로 재분류하였다.

모의 근로 여부는 직업을 갖고 근로를 하는 경우 '예', 근로를 하지 않은 경우 '아니오'로 구분하였다.

부의 직업은 관리자, 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자, 서비스 종사자, 판매종사자, 군인을 '비육체 노동', 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련 기능종사자, 장치·기계조작 및 조립 종사자, 단순 노무종사자를 '육체 노동'으로 분류하였다.

주관적 경제 수준을 제외한 개인수준의 변수의 경우 1차년도에 측정한 자료를 사용하여 독립변수가 종속변수를 예측하는 것으로 가정하였다. 주관적 경제 수준의 경우 5차년도에 처음으로 측정되었고 시간의 흐름에 따라 변하지 않아 비교적 안정적이기 때문에(Michael & Diener, 2004) 5차년도 자료를 사용하였다.

② 지역수준(2수준) 변수

읍·면·동과 같이 지역의 단위가 작을 경우 유효한 자료가 제한적이고 지역 안에 사례 수가 적어 분석의 효율성이 떨어지며, 시·도와 같이 큰 경우 지역 전체를 동질적으로 보는데 한계가 있다(백학영, 2007). 따라서 본 연구에서는 시·군·구를 지역사회 단위로 사용하였다. 지역수준의 자료는 1차년도에 청소년 가정의 거주 지역과 연결하여 분석하였으며, 1차년도 대상자의 거주 지역은 총 84개의 시·군·구였다.

지역박탈지수는 김동진 et al. (2013)에서 정의한 한국형 지역박탈지수(KorDep_2010)를산출하여 이용하였다. 지역박탈지수는 지역의 경제적 위치와 다양한 종류의 자원 결핍 수준을 가늠케 하며 지역 간의 불평등 평가에서 핵심적인 지표이다. 요인분석을 통해 선정된 지역박탈지수의 구성 지표인 1인 가구 비율,

자동차 미소유율, 아파트 비거주 비율, 여성가구주 비율, 이혼·사별율, 낙후된 주거환경 비율, 고졸미만 학력 비율, 노인 인구 비율과 낮은 사회계급 비율 값을 Z 표준화된 점수로 전환한 후 합산하여 산출하였다(김동진 et al., 2013). 즉, 지역박탈지수의 값이 클수록 해당 지역의 박탈 정도가 심한 것을 의미한다.

지니계수(Gini coefficient)는 지역의 빈부격차 및 소득 불평등 정도를 나타내는 대표적인 지표로써 소득이 얼마나 고르게 분배되어 있는지 나타낸다. 이 지표는 사회구성원 각각의 소득간 거리를 이용하여 계산하므로 격차에서 비롯된 괴리나 박탈감을 잘 반영할 수 있다는 장점이 있다(강영주와 정광호, 2012). 본 연구에서는 KCYPS 중1 패널 중 2010년도 가구소득을 이용하여 직접 지니계수를 계산하였다. 지니계수는 0에서 1사이의 값을 가지며, 1에 가까울수록 지역의 소득 불균형 정도가 심하다는 것을 의미한다.

지역의 사회복지 예산 비율은 지방자치단체 전체 예산에서 차지하는 사회복지 예산의 비중으로 지방자치단체의 사회복지에 대한 노력을 평가하기 위해 적용되는 가장 보편적인 지표이다. 사회복지예산 비율이 높을수록 해당 지역이 사회복지 예산을 많이 배정함을 의미한다.

3) 통제변수

통제변수는 선행연구(김세원, 2010; 조정아, 2009)를 참고하여 청소년 우울감에 영향을 미치는 것으로 나타난 성별(남자=1, 여자=0), 또래 관계(5개 문항총합, Cronbach's α=0.76), 교사 관계(5개 문항총합, Cronbach's α=0.83), 성적 만족도, 부모 방임(4개 문항총합, Cronbach's α=0.77), 부모 학대(4개 문항총합, Cronbach's α=0.85), 부모 애착(4개 문항총합, Cronbach's α=0.82), 과잉기대(8개 문항총합, Cronbach's α=0.80)를 통제변수로 투입하였다. 연속형 변수는 점수가 높을수록 해당 변수의 경향이 높다는 것을 의미하도록 리코딩한 후 합산하여 활용하였다. 성별, 또래 관계, 교사 관계, 부모애착, 과잉 기대의 경우 1차년도 자료를 사용하였으나 그 외의 변수는 2차년도에 처음 조사되었기 때문에 이를 이용하였다.

3. 자료 분석 방법

동일 개인에 속하는 청소년의 반복 측정치와 동일 지역에 속하는 개인 사이에는 유사성이 존재한다. 이를 고려하지 않고 전통적인 회귀분석으로 분석할 경우 독립성 가정이 위배되어 표준오차를 과소추정하게 되고 1종 오류가 증가하게 된다(Levenstien et al., 2003). 본 연구에서는 자료의 의존성을 고려하여 다층 잠재성장모형(Multilevel latent growth model, MLGM)을 적용하였다. 이 모형의 1수준에서는 청소년의 우울감 변화모형 추정 및 개인 차에 대한 설명이 이뤄지고, 2수준에서는 지역 간의 차이를 설명한다.

1수준 : $Y_{tij} = \pi_{0ij} + \pi_{1ij} \bullet T + \epsilon_{tij}$

$$\pi_{0ij} = \beta_{00j} + \sum_{q=1}^{k} \beta_{0qj} X_{qij} + r_{0ij}$$

$$\pi_{1ij} = \beta_{10j} + \sum_{q=1}^{k} \beta_{1qj} X_{qij} + r_{1ij}$$

2수준 : $\beta_{00j} = \gamma_{000} + \sum_{s=1}^{m} \gamma_{00s} W_{sj} + u_{00j}$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100} + \sum_{s=1}^{m} \gamma_{10s} W_{sj} + u_{10j}$$

(i: 청소년, j: 거주 지역, t:시간)

(X_{qij}: 개인수준의 독립변수 및 통제변수, W_{sj}: 지역수준의 독립변수)

Y_{tij}는 t시점에 j번째 지역에 거주하는 청소년 i를 의미하며, T는 반복 측정치를 의미한다. 본 연구의 성장모형은 초기치(π_{0ij})와 변화율(π_{1ij})로 정의되는데, 초기치(π_{0ij})는 중학교 2학년 시점에서의 우울감을 나타내고 변화율(π_{1ij})은 우울감의 변화 정도를 나타낸다. 개인수준의 변수가 지역에 따라 영향력이 다르다면 교차수준의 상호작용 효과(Cross level interaction)를 볼 수 있으나, 거주 지역 간에 유의

한 차이가 없었으므로 $\beta_{0qj,}$, β_{1qj} 를 고정하여 분석하였다. 본 연구의 최종 모형은 Figure 1과 같다.

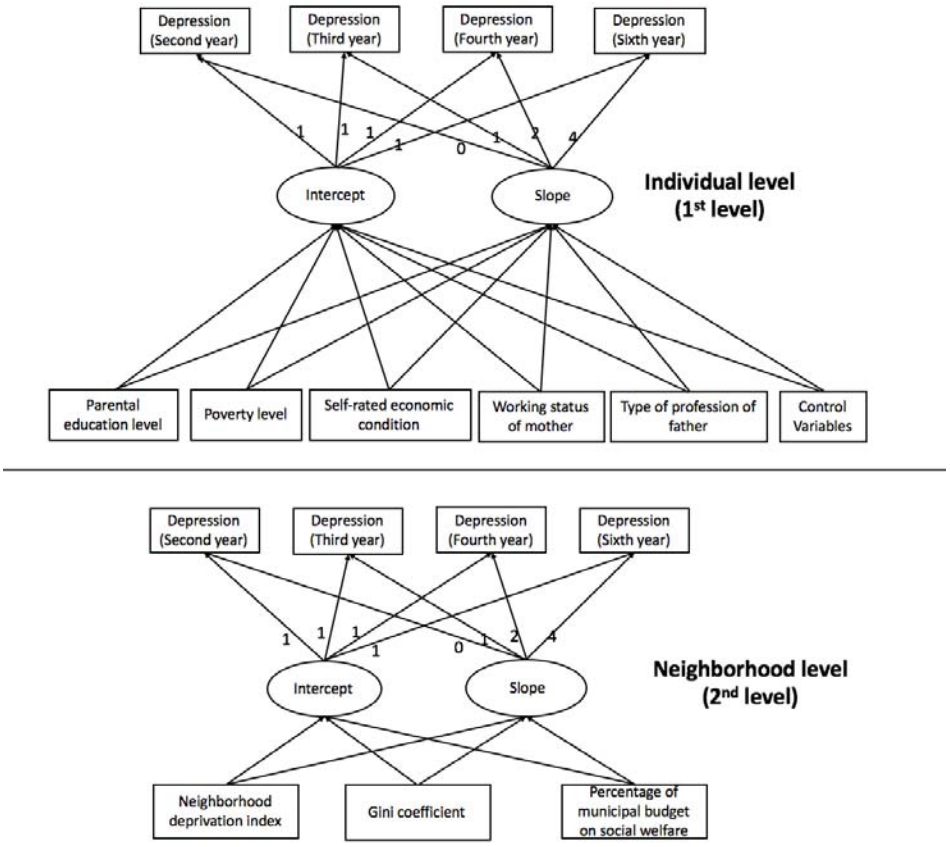

Figure 1. Final model

잠재성장모형의 분석은 일반적으로 2단계를 거쳐 이뤄진다(Duncan et al, 2006). 첫단계는 비조건성장모형(Unconditional Growth Model) 분석으로 설명변수 없이 우울감의 변화 모형을 추정한다. 다음 단계에서는 조건성장모형(Conditional Growth Model) 분석 단계로 변수를 통해 변화의 개인차와 지역차를 설명한다.

본 연구에서 6차년도 종속변수의 결측치는 약 12.55% 였다. 결측치는 종단연구에서 흔히 발생되나, 수량화된 자료를 근거로 추론하는 양적 연구에서는 불완전한 자료가 왜곡된 결과를 가져올 수 있다(최유정 & 김혜영, 2018). 따라서 오차를 최소한으로 줄이고 최대한의 정보를 이용하기 위해 완전최대우도법(Full Information Maximum Likelihood Estimation, FIML)을 사용하였다. 잠재성장모형의 적합도는 카이제곱(χ^2) 검증과 함께 Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA), Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index(TLI)를 이용하였다. 적합도의 기준을 RMSEA가 0.08 이하, TLI와 CFI는 각각 0.90 이상으로 적용하였다(Hu & Bentler, 1999). 자료의 통계 처리는 R과 R studio를, 다층잠재성장모형 분석은 Mplus 7.3을 사용하였다.

Ⅲ. 연구결과

1. 대상자의 일반적 특성

본 연구의 대상자인 청소년 2,351명에 대한 일반적 특성은 Table 1과 같다. 먼저 청소년의 우울감은 중학교 2학년에서 중학교 3학년 때 증가하다가 그 이후 지속적으로 감소하는 패턴을 보였다. 부의 교육수준의 경우 대졸 이상이 42.7%(1,163명)로 가장 많았으며, 모의 교육수준은 고졸 이하가 57.0%(1,340명)로 다수를 차지하였다. 대상자는 비빈곤 가구가 56.5%(1,329명)로 가장 많았으며, 주관적 경제 수준은 보통 이상이라고 답한 대상자가 73.2%(1,721명)로 가장 많았다. 부의 직업은 비육체 노동자가 56.6%(1331명)로 가장 많았고 응답자 어머니의 58.5%(1,376명)가 취업자로 대부분의 어머니가 근로하는 것으로 나타났다. 대상자가 거주한 지역의 박탈지수는 평균 -2.96(±4.42)인 것으로 나타났으며 박탈지수가 최저인 지역은 경기도 용인시 수지구(-13.02), 최고인 지역은 전라북도 임실군(14.17)인 것으로 나타났다. 지니계수의 평균은 0.29(±0.07), 대상자 거주지역의 사회복지 예산 비율의 평균은 약 32.50%(±13.34)이었다. 통제변수 중 성별은 여자는 50%(1,176명)으로 남녀 비율이 같았으며, 또래 관계의 평균은 5.88(±3.16), 교사 관계의 평균은 10.02(±1.42), 부모 방임의 평균은 3.40(±2.28), 부모 학대의 평균은 3.36(±2.85), 부모 애착의 평균은 8.11(±2.53), 과잉 기대의 평균은 12.36(±4.66)이었다. 다중공선성 진단 결과, 독립변수 간의 상관계수(Pearson's r)가 |r|〈0.7 인 것으로 나와 문제가 없는 것으로 확인되었다(Dormann et al., 2013).

〈Table 1〉 Demographic characteristics

(N=2,351)

Classification	Variables	Categories	N(%) or M±SD	Range
Dependent variables	Depression	Second Year	0.92±0.60	0-3
		Third Year	0.98±0.62	
		Fourth year	0.87±0.57	
		Sixth year	0.86±0.55	
Independent variables	Educational level of father	High school or less	1005(42.7)	0,1
		College and over	1163(49.5)	
		Missing	183(7.8)	
	Educational level of mother	High school or less	1340(57.0)	0,1
		College and over	853(36.3)	
		Missing	158(6.7)	
	Poverty level	Poverty group	276(11.7)	0,1
		Near-poverty group	595(25.3)	
		Non-poverty group	1329(56.5)	
		Missing	151(6.4)	

Classification	Variables	Categories	N(%) or M±SD	Range
Control variables	Self-rated economic condition	Low	370(15.7)	0,1
		Middle or high	1721(73.2)	
		Missing	260(11.1)	
	Working status of mother	Yes	1376(58.5)	0,1
		No	827(35.2)	
		Missing	148(6.3)	
	Type of profession of father	Non-physical	1331(56.6)	0,1
		Physical	540(23.0)	
		Missing	480(20.4)	
	Neighborhood deprivation index		-2.96±4.42	-8.89~13.11
	Gini coefficient		0.29±0.07	0~0.48
	Percentage of municipal budget on social welfare		32.50±13.34	11.89~59.52
	Gender	Male	1175(50.0)	0,1
		Female	1176(50.0)	
	Peer relationship		5.88±3.16	0~15
	Teacher relationship		10.02±1.42	0~15
	Paretal Neglect		3.40±2.28	0~12
	Parental Abuse		3.36±2.85	0~12
	Satisfaction with grades		1.29±0.80	0~3
	Parental attachment		8.11±2.53	0~12
	Parental over-expectation		12.36±4.66	0~24

2. 청소년 우울감의 변화 양상

청소년의 우울감 변화 양상을 파악하기 위해 독립변수를 추가하지 않은 비조건성장모형을 먼저 확인하였다. 무성장모형, 일차함수모형, 이차함수모형을 순서대로 분석을 진행하였고 주요 적합도지수로 $\chi^2(df)$, RMSEA, TLI, CFI를 이용하였다(Hu & Bentler, 1999). 모형별 적합도를 구한 결과, 무성장모형은 $\chi^2(df)$=174.28(8), RMSEA=0.10, TLI=0.94, CFI=0.92, 일차함수 모형은 $\chi^2(df)$=67.44(5), RMSEA=0.07, TLI=0.96, CFI=0.97, 이차함수모형은 $\chi^2(df)$=45.42(1), RMSEA=0.14, TLI=0.87, CFI=0.98이었다. 적합도 지수를 고려하였을 때, 중학교 2학년부터 고등학교 3학년 때까지 지속적으로 감소하는 일차함수모형이 가장 적절한 것으로 나타났다. 본 연구에서는 1수준과 2수준의 우울감의 변화 형태를 각각 선형함수모형으로 추정하였다. 최종적으로 선택된 일차함수모형은 Figure 2와 같다.

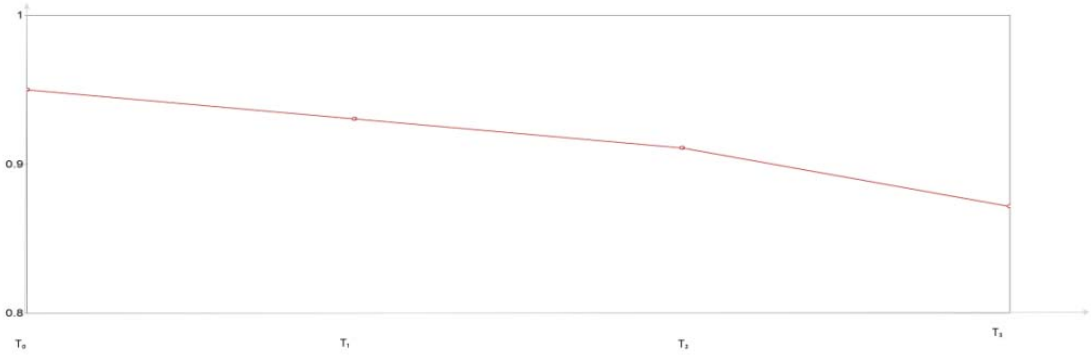

Figure 2. Estimated trajectory of depression in adolescence

비조건성장모형에서 개인차나 지역차의 분산이 통계적으로 유의한 경우 이를 설명하기 위한 독립변수를 투입한다(Curran et al., 2012). 청소년의 우울감에 대한 비조건성장모형의 평균과 분산에 대한 추정결과는 Table 2와 같다. 청소년 우울감의 평균 초기치는 0.96, 평균 변화율은 -0.02으로 나타나 중학교 2학년 우울감의 평균은 0.96이며 중학교 2학년에서 고등학교 3학년까지 우울감은 통계적으로 유의미하게 감소하고 있었다. 또한 개인 수준(1수준)의 초기치와 변화율의 분산은 각각 0.20과 0.01이고, 지역 수준(2수준)의 초기치와 변화율의 분산은 각각 0.01과 0.001로 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러므로 청소년의 우울감은 개인과 함께 지역 간에도 통계적으로 유의한 차이가 있으며 개인 및 지역 수준의 변수를 투입하여 살펴보는 것이 타당함을 알 수 있다. 한편, 1수준에서 초기치와 변화율은 통계적으로 유의한 음의 관계를 보였는데, 이는 2차년도의 우울감이 높을수록 시간의 흐름에 따른 변화가 더 적음을 의미한다.

〈Table 2〉 Parameter Estimates of the Unconditional Growth Model

Classification	Variables		Estimate	Standard error	t-value	*p*
Fixed effect	Intercept	Mean	0.955	0.015	62.67	〈.001***
	Slope	Mean	-0.021	0.004	-4.82	〈.001***
1st level of the model (Individual level)	Intercept	Variance	0.197	0.010	19.14	〈.001***
	Slope	Variance	0.005	0.001	4.47	〈.001***
	Intercept and slope	Covariance	-0.017	0.003	-6.39	〈.001***
2nd level of the model (Neighborhood level)	Intercept	Variance	0.007	0.003	2.27	0.023*
	Slope	Variance	0.0005	0.0002	2.23	0.026*
	Intercept and slope	Covariance	-0.001	0.001	-1.27	0.203

* p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001

〈Table 3〉 Parameter Estimates of the Conditional Multilevel Growth Model

Classification	Variables		Intercept Estimate	Intercept Standard error	Intercept p	Slope Estimate	Slope Standard error	Slope p
Independent variables (1st level)	Educational level of father	(ref. High school or less)						
		College and over	-0.024	0.031	0.448	0.028	0.009	〈.001***
	Educational level of mother	(ref. High school or less)						
		College and over	0.029	0.031	0.351	-0.022	0.009	0.011*
	Poverty level	(ref. Poverty group)						
		Near-poverty group	-0.036	0.060	0.556	-0.014	0.020	0.470
		Non-poverty group	0.019	0.052	0.710	-0.022	0.018	0.213
	Self-rated economic condition	(ref. Low)						
		Middle or high	-0.203	0.042	〈.001***	0.003	0.014	0.830
	Working status of mother	(ref. No)						
		Yes	-0.032	0.028	0.257	-0.004	0.010	0.660
	Type of profession of father	(ref. Non-physical)						
		physical	0.018	0.029	0.527	0.001	0.011	0.923
Independent variables (2nd level)	Neighborhood deprivation index		0.001	0.004	0.865	0.003	0.001	0.019*
	Gini coefficient		-0.074	0.208	0.723	0.124	0.062	0.040*
	Percentage of municipal budget on social welfare		-0.002	0.001	0.242	0.001	0.000	0.137
Control variables	Gender	(ref. Male)						
		Female	0.262	0.028	〈.001***	-0.005	0.009	0.549
	Peer relationship		0.035	0.005	〈.001***	-0.003	0.001	.005**
	Teacher relationship		0.018	0.010	0.077	-0.003	0.003	0.627
	Parental Neglect		0.023	0.006	〈.001***	-0.003	0.002	0.068
	Parental Abuse		0.036	0.005	〈.001***	-0.006	0.002	〈.001***
	Parental attachment		-0.025	0.006	〈.001***	0.005	0.002	.014*
	Parental over-expectation		0.005	0.003	.032*	0.001	0.001	.151
	Satisfaction with grades		-0.035	0.015	.019*	-0.007	0.005	.155

* p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001

3. 청소년의 우울감에 영향을 미치는 개인 및 지역의 사회경제적 요인 분석

비조건성장모형에서 살펴본 바와 같이 우울감의 변화 양상은 개인 및 지역 간에 유의한 차이가 있으므로 독립변수와 통제변수를 투입하여 조건성장모형을 구성하였다. 최종연구모형의 적합도를 확인한 결과, $\chi^2(df)$=190.433(51), RMSEA는 0.043, CFI는 0.93, TLI는 0.90으로 모형이 양호하다고 판단하였다. 최종 분석결과는 Table 3과 같다.

개인의 사회경제적 요인 중 주관적 경제수준과 부모의 교육수준이 각각 우울감의 초기치와 변화율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주관적 경제수준의 경우 초기치에 부적으로 유의한 영향을 미쳤으며(b=-0.203, p<.001), 이는 청소년이 주관적으로 경제수준이 높다고 생각할수록 2차년도의 우울감이 유의하게 낮음을 의미한다. 부모의 교육수준은 변화율에 유의한 영향을 미쳤는데 그 양상이 반대로 나타났다. 구체적으로 부의 최종학력이 대졸 이상인 청소년이 고졸 이하인 청소년에 비해 우울감의 감소 속도가 느린 것으로 나타났지만(b=0.028, p<.001), 모의 최종학력이 대졸 이상인 경우 고졸 이하인 청소년에 비해 우울감의 감소 속도가 빠른 것으로 나타났다(b=-0.022, p=.011).

지역의 사회경제적 요인 중 지역박탈지수와 지니계수가 우울감의 변화율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 청소년이 거주하는 지역의 박탈정도가 심할수록(b=0.003, p=.019) 소득 격차가 클수록(b=0.124, p=.040) 우울감이 느리게 감소함을 의미한다.

조건성장모형의 개인수준 초기치와 변화율의 오차감소비율(Proportional Reduction in Error, PRE)은 약 36.41%, 40.00%로 나타났고, 지역수준의 경우 약 14.29%, 58.98%으로 나타났다.

Ⅳ. 논의

본 연구에서는 청소년 우울감의 변화 양상과 이에 영향을 미치는 개인 및 지역의 사회경제적 영향요인에 대해 다층 잠재성장모형을 적용하여 분석하였으며 핵심적인 결과 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 청소년의 우울감은 시간이 지남에 따라 변화하는 것으로 나타났다. 비조건성장모형 분석결과, 중학교 2학년부터 고등학교 3학년까지 통계적으로 유의미하게 감소하였으며, 감소하는 정도는 개인이나 지역에 따라 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 청소년 우울감의 변화패턴의 선행연구는 다소 차이를 보였는데, 김세원(2009)의 연구에 따르면 청소년 우울감의 변화 양상은 시간의 흐름에 따라 차이를 보이지 않고 안정적인 양상을 보였으나, Garber et al.(2002)의 연구에서는 초기에는 우울증이 감소하다 14세 쯤 증가하기 시작하였다. 그러나 조정아 (2009)와 Meadows et al.(2006)의 연구에서는 남녀 청소년 모두 시간이 흐름에 따라 우울이 유의한 수준에서 감소하는 것으로 나타났으며 이는 본 연구 결과와 일치한다. 종합해 볼 때, 조사 시점에 따라 청소년의 우울증의 변화 양상이 다를 수 있지만 모두 개인 간에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으므로 이러한 개인차에 영향을 미치는 요인을 밝히는 것이 필요함을 시사한다.

둘째, 주관적 경제수준은 중학교 2학년의 우울감에 영향을 미쳤다. 자신의 가정 형편이 '못사는 편'이라고 생각하는 청소년에 비해 '보통 이상'인 경우 우울감의 초기치가 유의하게 낮았다(b=-0.203, p<.001). 이러한 결과는 빈곤이 청소년의 우울감을 심화시키는 주요 원인인 것으로 나타난 선행연구 결과(Goodman et al., 2003)와 일치한다. 그러나 비빈곤 가구가 빈곤 가구에 비해 우울감의 초기치가 높은 양상을 보이고(b=0.019, p=.710), 변화율의 감소폭은 더 큰 것으로 나타났지만(b=-0.022, p=.213) 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 초기 청

소년의 우울감은 욕구소득비와 같은 절대적 빈곤보다 주관적인 평가에 의한 주관적 빈곤에 영향을 더 많이 받음을 의미한다. 청소년은 주변 또래나 지역사회 구성원을 기준으로 자기 자신의 빈곤 여부를 규명하고, 이로 인한 경제적 박탈감은 분노와 같은 부정적인 정서를 유발시킨다(Bernburg et al., 2009). 따라서 청소년 초기에 우울감 중재 시 상대적 박탈감과 같은 사회심리적 스트레스에 대한 섬세한 접근과 경제적 박탈로 인해 또래로부터 차별이나 따돌림을 받지 않는지 부모와 학교 차원의 관심이 필요하다.

셋째, 부모의 교육수준은 청소년 우울감의 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부의 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 청소년이 대학교 졸업 이상인 청소년에 비해 우울감이 빠르게 감소하였으나(b=.028, p<.001), 모의 최종학력이 대학교 졸업 이상인 경우 고등학교 졸업 이하인 청소년에 비해 시간의 변화에 따라 우울감이 빠르게 감소하였다(b=-0.022, p=.011). 부모의 교육수준이 자녀의 우울감에 미치는 영향에 대해 보고한 국외 선행연구(Goodman et al., 2003; Quesnel-Vallée & Taylor, 2012)에서는 부모의 교육수준이 낮을수록 양육 지식이 부족하고 양육 태도가 미성숙하기 때문에 청소년이 우울을 경험할 확률이 높다고 보고하였다. 인도 고등학생을 대상으로 분석한 Deb et al.(2015)의 연구에서는 부모의 최종학력이 고등학교 졸업 이하인 청소년이 대학교 졸업 이상인 청소년에 비해 학업 스트레스를 더 크게 느꼈으며, 이는 사회경제적 수준이 낮은 부모가 인도의 취업난의 영향으로 자녀에게 학업에 대한 과도한 부담을 주는 경향이 있음을 밝혔다. 그러나 본 연구의 결과는 국외 선행연구 결과와 상충되는 것으로 나타났는데, 이는 사회경제적 지위의 일반적인 측정 지표인 교육수준이 온전히 경제적인 생산성 측면에서 해석될 수 없음을 의미한다. 국내 청소년을 대상으로 시행한 연구(Park et al., 2012; 박다혜 & 장숙랑, 2013)는 반대의 결과를 보여주었는데, 이에 대해 오래된 숭문주의, 높은 교육열, 가족공동체적 성격 그리고 치열한 입시경쟁 등 한국의 문화적 맥락에서 설명하였다. 부의 높은 교육수준은 자녀로 하여금 학업에 지나친 부담감을 부여하여 정신건강을 위협할 수 있다. 자녀의 정서적 부담을 완화시키기 위한 부모 차원의 노력도 필요하지만, 부모의 교육수준은 장기적으로 우울감에 영향을 미치므로 학업에만 매달리는 사회 풍토와 교육방식의 변화와 같은 근본적인 해결책이 필요할 것으로 보인다.

넷째, 비조건성장모형의 분석 결과, 지역의 초기치와 변화율의 분산은 모두 통계적으로 유의하여 청소년의 우울감은 지역 간에 차이가 있는 것으로 나타났다. 소득이나 교육 등과 같은 자원은 지역 간에 동일하게 분배되지 않기 때문에 격차가 발생하며 이러한 격차는 지속되거나 증가하는 경향을 보였다(강영주와 정광호, 2012; Leventhal & Brooks-Gunn, 2000). 지역사회는 물리적 환경 뿐만 아니라 인간관계 등을 포함한 사회적 환경으로써 아동 및 청소년에게 영향을 미치므로(Nettles & Pleck, 1994) 지역사회는 청소년을 다면적으로 이해하는데 고려해야하는 요인 중 하나이다.

다섯째, 지역수준의 변수 중 지역박탈지수는 청소년 우울감의 변화율에 정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 지역박탈지수가 높을수록 우울감이 느리게 감소하였다(b=0.003, p=.019). 이 연구결과는 지역 박탈의 정도와 청소년의 정신건강 사이에 부적인 관계가 있다고 보고한 연구(김세원, 2009; Aneshensel & Sucoff, 1996; Leventhal & Brooks-Gunn, 2000)와 일치한다. 또한 독립변수로 빈곤 수준을 같이 투입했음에도 불구하고 지역의 박탈이 우울감에 영향을 미친다는 것은 지역마다 구분되는 사회경제적 특성이 존재한다는 점을 의미한다. 한 지역에 빈곤이 집중된다는 것은 위험한 물리적 환경, 자원 부족, 사회적 네트워크 및 자본의 부재 등 낮은 사회경제적 수준으로 인해 유발되는

위험요인도 그 지역에 집중된다는 것을 의미한다(Gephart, 1997). 따라서 지역 간의 격차를 감소시키기 위해 형평성을 고려한 중앙 정부 수준의 정책적 개입과 지자체의 중심의 정책 활성화가 요구된다. 구체적으로 물리적, 사회적 환경이 취약한 지역을 우선적으로 중앙 정부 수준에서 개입하고, 지자체에서 그 지역에 거주하는 청소년 위험 집단을 주요 표적으로 관리할 필요가 있다. 중앙 정부는 지역 박탈지수가 높은 곳을 취약지역으로 선정하고 그 지역에 중점적으로 자원을 분배해여 지역의 균형있는 발전을 위해 노력해야하며, 지자체는 해당 지역의 청소년 정신건강 관련 지역보건정책에 대해 관심을 갖고 확대시켜야 한다.

마지막으로 지니계수가 클수록 즉, 지역사회 내 소득격차가 클수록 시간의 경과에 따라 느리게 감소하였다(b=0.124, *p*=.040). 이러한 결과는 소득 격차와 비례하여 정신건강의 격차도 정적으로 증가하는 것으로 나타난 선행연구 결과(Elgar et al., 2009; Steptoe et al., 2007)와 일치한다. 그리고 이 결과는 절대적 소득보다 상대적 소득이 건강에 더 큰 영향을 미치며 개인의 소득수준이 같더라도 집단에 따라 건강이 달라지는 맥락 효과가 존재(강영주와 정광호, 2012)한다는 상대소득가설(Relative Income Hypothesis, RIH)을 실증적으로 뒷받침한다. 청소년의 상대적 박탈감을 느끼게 하는 대상이 가까운 이웃이기 때문에 또래나 가까운 타인과의 지속적인 비교와 이로부터 오는 패배감 또는 스트레스 등으로 인해(Kawachi et al., 1997) 청소년의 우울감이 높아진 것으로 보인다. 따라서, 불평등을 완화하고 형평성을 증진시키는 국가적 차원의 근본적 해결책과 소득 불평등이 청소년에게 영향을 미치는 경로를 차단할 수 있는 학교 차원의 개입과 지자체의 전략이 필요하다.

본 연구의 의의는 국내의 대표성 있는 종단자료를 활용하여 우울감의 변화 양상을 살펴보고 청소년의 정신건강과 사회경제적 수준에 초점을 맞추어 개인 중심 접근 외에 지역 수준으로 확장하였다는데 있다. 본 연구를 통해 개인 및 지역의 사회경제적 수준은 장기적으로 청소년의 우울감에 영향을 미치며 절대적인 물질적 상태보다 자기 자신에 대한 평가나 상대적 상태에 더 영향을 많이 받는다는 것을 알 수 있다. 본 연구는 청소년의 정신건강 문제를 개선하고 이로 인한 사회적 부담을 완화할 수 있는 국가와 지자체의 개입의 필요성과 정당성의 근거 자료로 활용할 수 있다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 제한점과 앞으로 보완해야 할 점이 있다. 먼저, 본 연구는 설문 조사에 기반한 자기 보고식 자료를 활용하였다는 제약을 가지고 있다. 청소년이 자신의 상태를 숨기거나 타인을 의식한 대답을 할 수 있으므로 편향된 자료를 포함했을 가능성이 있다. 따라서 심리 상담사와 같은 전문인력을 이용한다거나 담임선생님을 포함한 타인의 의견을 참고하는 등 자기보고식 자료를 보완한 연구가 필요하다. 또한 이사, 재개발 등으로 시간에 따라 지역 환경의 특성이 변화하거나 이질적(heterogeneous)일 수 있다. 그러나 본 연구에서는 청소년 초기에 거주한 지역의 사회경제적 특성이 우울감에 미치는 영향을 분석하고자 하였으므로 1차년도 응답 거주지를 기준으로 거주지역을 구분하였다. 후속 연구에는 지역사회 단위를 읍면동과 같이 세분화하여 측정하거나 인구 이동을 반영한 지역의 건강불평등 측정 지표의 개발이 필요할 것이다.

Ⅴ. 결론

청소년기는 성인기 이후의 삶을 살아가는데 있어 바탕이 되는 신체적, 정신적 발달을 이루는 중요한 시기이므로 청소년기에 정신건강 문제를 간과해서는 안된다. 따라서 본 연구에서는 청소년의 정신건강, 그 중 내면화 문제행동인 우울감의 변화 양상과 이에 영향을 미치는 사회경제적 요인을 개인과 지역

사회를 포괄하여 분석하였다. 연구결과, 청소년의 우울감은 중학교 2학년 때부터 고등학교 3학년까지 감소하는 선형 모형임을 알 수 있었으며, 청소년의 우울감의 변화 정도는 개인 혹은 지역 간에 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 개인의 사회경제적 요인 중 부모의 교육수준, 주관적 경제수준이, 지역 요인 중엔 지역박탈지수, 지니계수가 청소년의 우울감에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사회경제적 수준은 청소년에게 장기적으로 영향을 미치므로 조기 개입시 효과가 더 클 것으로 판단된다. 이러한 연구결과는 청소년 정신건강의 불형평성 개선을 위한 전략 수립을 위해서 개인의 구성적 효과와 지역의 맥락적 효과를 모두 고려할 필요가 있음을 시사한다. 본 연구 결과를 근거로 현장에서 활용되고 있는 청소년 정신건강복지센터나 지역아동센터 내 상담 지원과 같은 프로그램을 재점검하여 청소년의 상대적 박탈감, 학업 스트레스 등 심리적 차원의 중재를 강화할 것을 제언한다. 또한 지역의 다면적인 특성을 고려한 중재 사업이 동시에 이루어져야 하며, 종합적인 사회경제적 수준을 의미하는 지역박탈지수를 활용한 모니터링을 통해 지역 간 건강불평등을 지속적으로 관찰하고 그 결과를 지역균형발전을 위한 사업에 적극 활용해야 한다.

참고문헌

1. 강영주, 정광호. (2012). 한국사회의소득불평등과 건강에 관한 실증연구. *한국행정학보, 46*(4), 265-291.
2. 강현아. (2010). 빈곤이 위험한 지역사회 환경을 통해 청소년의 우울 및 불안에 미치는 영향. *사회복지연구, 41*(3), 327-348.
3. 김광일, 김재환, 원호택. (1984). 간이정신진단검사 실시 요강. *서울: 중앙적성출판사*, 1-39.
4. 김동진 외 10명. (2013). 한국의 건강불평등 지표와 정책과제(Developing health inequalities indicators and monitoring the status of health inequalities in Korea). *한국보건사회연구원*, 1-567.
5. 김보은 외 5명. (2015). 고등학생의 우울 및 스트레스와 건강위험행위와의 관련성. *한국학교지역보건교육학회지, 16*(2), 69-87.
6. 김세원. (2009). 지역사회특성이 청소년의 심리사회적 적응에 미치는 영향. *한국아동복지학*(28), 101-135.
7. 김정현, 천성수. (2016). 청소년 자녀의 건강관련 삶의 질에 대한 부모와 자녀의 인식차이가 청소년 우울에 미치는 영향. *한국학교지역보건교육학회지, 17*(2), 1-16.
8. 박다혜, 장숙랑. (2013). 부모의 사회 경제적 지위가 청소년의 스트레스, 우울, 자살생각에 미치는 영향. *한국산학기술학회 논문지, 14*(6), 2667-2676.
9. 보건복지부·중앙자살예방센터. (2018). 2018 자살예방백서. 서울: 보건복지부.
10. 백학영. (2007). 지역의 사회경제적 특성이 빈곤에 미치는 영향.[박사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원.
11. 조정아. (2009). 선형모형을 적용한 청소년의 우울 변화에 관한 종단연구: 변화경향과 개인차에 대한 성별·부모·또래·교사 요인 검증. *한국청소년연구, 20*(3), 167-192.
12. 최유정, 김혜영. (2018). 청소년의 주관적 건강상태의 변화 궤적과 영향 요인. *Child Health Nursing Research, 24*(4), 496-505.
13. 황성희, 계승희. (2018). 한국 청소년의 주관적 건강상태에 영향을 미치는 요인 분석: 가정환경, 건강행태, 심리적 요인 및 식습관. *한국학교지역보건교육학회지, 19*(1), 27-45.
14. 황여정. (2008). 고등학생의 학업 스트레스 지각수준에 영향을 미치는 요인. *한국청소년연구, 19*(3), 85-114.
15. Ahn DH. (2009). Mental Disorders in

Adolescents. *Korean Med Assoc, 52*(8), 745-757.

16. Aneshensel CS, Sucoff CA. (1996). The neighborhood context of adolescent mental health. *Journal of health social behavior*, 293-310.
17. Baker LA, Mutchler JE. (2010). Poverty and material hardship in grandparent-headed households. *Journal of Marriage Family, 72*(4), 947-962.
18. Bernburg JG, Thorlindsson T, Sigfusdottir ID. (2009). Relative deprivation and adolescent outcomes in Iceland: A multilevel test. *Social forces, 87*(3), 1223-1250.
19. Cubbin C, Egerter S, Braveman P, Pedregon V. (2008). Where we live matters for our health: Neighborhoods and health.
20. Curran PJ, McGinley JS, Serrano D, Burfeind, C. (2012). A multivariate growth curve model for three-level data. In HM. Cooper & American Psychological Association (Eds.), *APA handbook of research methods in psychology* (pp. 335-358). Washington, DC: American Psychological Association.
21. Deb S, Strodl E, Sun J. (2015). Academics tress, parental pressure, anxiety and mental health among Indian high school students. *International Journal of Psychology Behavioral Sciences, 5*(1), 26-34.
22. Dormann CF, et al. (2013). Collinearity: a review of methods to deal with it and a simulation study evaluating their performance. *Ecography*, *36*(1), 27-46.
23. Duncan TE, Duncan SC, Strycker LA. (2006). An Introduction to Latent Variable Growth Curve Modeling: Concepts, Issues, and Applications. Lawrence Erlbaum.
24. Elgar FJ, Craig W, Boyce W, Morgan A, Vella-Zarb R. (2009). Income inequality and school bullying: multilevel study of adolescents in 37 countries. *Journal of Adolescent Health, 45*(4), 351-359.
25. Fitzpatrick KM, Wright DR, Piko BF, LaGory M. (2005). Depressive symptomatology, exposure to violence, and the role of social capital among African American adolescents. *American Journal of Orthopsychiatry, 75*(2), 262-274.
26. Garber J, Keiley MK, Martin NC. (2002). Developmental trajectories of adolescents' depressive symptoms: Predictors of change. *Journal of consulting clinical psychology, 70*(1), 79.
27. Gephart MA. (1997). Neighborhoods and communities as contexts for development, In J. Brooks-Gunn, G. Duncan, & JL. Aber (Eds.) *Neighborhood poverty: Context and Consequences for Children* (pp. 1-43). New York: Russel Sage Foundation.
28. Goodman E, Slap GB, Huang B. (2003). The public health impact of socioeconomic status on adolescent depression and obesity. *American journal of public health, 93*(11), 1844-1850.
29. Hu Lt, Bentler PM. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal, 6*(1), 1-55.
30. Kawachi I, Kennedy BP, Lochner K, Prothrow-Stith D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *American*

journal of public health, 87(9), 1491-1498.

31. Levenstien MA, Yang Y, Ott J. (2003). Statistical significance for hierarchical clustering in genetic association and microarray expression studies. *BMC Bioinformatics*, *4*(1), 62.
32. Leventhal T, Brooks-Gunn J. (2000). The neighborhoods they live in: the effects of neighborhood residence on child and adolescent outcomes. *American journal of public health, 126*(2), 309.
33. Meadows SO, Brown JS, Elder GH. (2006). Depressive symptoms, stress, and support: Gendered trajectories from adolescence to young adulthood. *Journal of Youth Adolescence, 35*(1), 89-99.
34. Michael E, Diener E. (2004). Global judgments of subjective well-being: Situational variability and long-term stability. *Social indicators research, 65*(3), 245-277.
35. Nettles SM, Pleck JH. (1994). Risk, resilience, and development: The multiple ecologies of black adolescents in the United States. *Stress, risk, resilience in children adolescents: Processes, mechanisms, interventions*, (pp.147-181). New York, NY: Cambridge University Press.
36. Park HY, Heo J, Subramanian S, Kawachi I, Oh J. (2012). Socioeconomic inequalities in adolescent depression in South Korea: a multilevel analysis. *PloS one, 7*(10), 1-7.
37. Quesnel-Vallée A, Taylor M. (2012). Socioeconomic pathways to depressive symptoms in adulthood: evidence from the National Longitudinal Survey of Youth 1979. *Social science medicine, 74*(5), 734-743.
38. Steptoe A, Tsuda A, Tanaka Y. (2007). Depressive symptoms, socio-economic background, sense of control, and cultural factors in university students from 23 countries. *International journal of behavioral medicine, 14*(2), 97-107.