

# 제11회 한국복지패널 학술대회

## The 2018 KOWEPS

(Korea Welfare Panel Study)

### Conference

일시 / 2018년 9월 14일(금)  
12:30 ~ 17:30

장소 / 서울대학교 호암교수회관  
컨벤션센터



주 최 / 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소  
공동주최 / 한국사회보장학회, 한국사회복지연구회,  
한국사회정책학회, 한국조사연구학회  
홈페이지 / <http://www.koweps.re.kr>



# 순서

12:30~13:00	등록
13:00~13:05	개회사 정경희(한국보건사회연구원 부원장)
13:05~13:10	축사 김용하(한국사회보장학회장)
13:10~13:20	대학원생 우수논문 시상식 이봉주(서울대학교 사회과학대학 학장)
13:20~13:30	한국복지패널 소개 김태완(한국보건사회연구원)
13:30~13:40	휴식

## 특별강연 (무궁화홀)

13:40~15:00	손호성(중앙대학교 공공인재학부) 이중차분(Difference-in-Differences) 추정기법의 개념 및 응용
-------------	--

15:00~15:10 휴식

15:10~16:20 Session 1

제1주제 **빈곤 (목련)** 사회: 김미곤(한국보건사회연구원)

1. The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea – Effects on Income, Consumption, Labor Supply, Savings, and Poverty  
발표: 남재현(부산대학교 사회복지학과)  
박형준(한국보건사회연구원)  
토론: 한은희(사회보장정보원)
2. 최저임금이 근로빈곤 가구소득에 미치는 영향  
발표: 김현경(한국보건사회연구원)  
토론: 오상봉(한국노동연구원)

제2주제

**노인 (수련)**

사회: 정경희(한국보건사회연구원)

1. 노인일자리아이노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석: 소득과 소비변화를 중심으로  
발표: 이지혜(성균관대학교 경제학과 박사과정)  
황남희(한국보건사회연구원)  
토론: 지은정((주)웨스트프롬)
2. 복지태도의 세대간 비교 - 연령 및 계급의 조절효과 적용  
발표: 윤상용(충북대학교 아동복지학과)  
홍재은(충북대학교 아동복지학과)  
김보미(충북대학교 아동복지학과 석사수료)  
토론: 김정근(강남대학교 실버산업학부)

제3주제

**대학원생 논문발표1 (동백)**

사회: 여유진(한국보건사회연구원)

1. 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계  
- 자기회귀교차지연모형 검증과 연령대별 다집단 분석  
발표: 최은영(University of Southern California 노인학과 박사과정)  
엄사랑(경희대학교 동서의학대학원 노인학과 박사과정)  
토론: 문용필(국민건강보험공단 건강보험정책연구원)
2. 모와 자녀가 지각한 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 종단적 관계  
- 잠재성장모형을 적용한 행위자 상대자 상호의존모형(APIM)의 적용  
발표: 백승희(충남대학교 교육학과 박사수료)  
전현정(충남대학교 교육학과 박사수료)  
이정민(충남대학교 교육학과 박사수료)  
토론: 이기종(국민대학교 교육학과)
3. 사회적 통합 관점에서 본 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향 연구  
- 세대간 조절효과를 중심으로  
발표: 황선영(서울대학교 행정대학원 박사수료)  
어유경(서울대학교 행정대학원 박사과정)  
토론: 김준표(ASEM노인인권정책센터)

16:20~16:30

휴 식

16:30~17:30

Session 2

제1주제

**정신건강**

사회: 송인한(연세대학교 사회복지학과)

1. 노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구  
발표: 권혁창(경남과학기술대학교 사회복지학과)  
조혜정(경남과학기술대학교 사회복지학과)  
토론: 정인영(삼육대학교 사회복지학과)
2. 알코올의존이 우울을 매개하여 자살생각에 미치는 종단적 영향 검증  
발표 : 임선아(전북대학교 사범대학 교육학과)  
토론 : 전종설(이화여자대학교 사회복지학과)

제2주제

**아동 (수련)**

사회: 이봉주(서울대학교 사회복지학과)

1. 지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과후 시간사용에 미치는 종단적 영향  
발표 : 김선숙(한국교통대학교 사회복지학과)  
임세희(서울사이버대학교 사회복지학과)  
토론 : 김세원(가톨릭관동대학교 사회복지학과)
2. 빈곤지위로 본 청소년의 진로성숙도 예측요인 및 단기종단적 변화  
발표 : 정희선(한국보건사회연구원)  
박성희(충북대학교 아동복지학과 박사과정)  
방혜나(충북대학교 아동복지학과 박사과정)  
윤혜미(충북대학교 아동복지학과)  
토론 : 김혜래(꽃동네대학교 사회복지학부)

제3주제

**대학원생 논문발표2 (동백)**

사회: 정원오(성공회대학교 사회복지학과)

1. The Effect of the National Basic Livelihood Security System Reform on Labor Supply and Income Growth  
발표 : 신봉하(University of Barcelona 경제학 박사과정)  
토론 : 노법래(서울대학교 사회과학연구원)
2. 노동 시간의 단축이 건강 행태와 의료 이용에 미치는 영향  
발표 : 신한열(서울대학교 보건대학원 석사과정)  
토론 : 박윤수(한국개발연구원)

# 목 차

## Session 1

### 제1주제 빈곤

- The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea  
- Effects on Income, Consumption, Labor Supply, Savings, and Poverty ..... 3
- 최저임금이 근로빈곤 가구소득에 미치는 영향 ..... 29

### 제2주제 노인

- 노인일자리사업이 노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석  
- 소득과 소비 변화를 중심으로 ..... 31
- 복지태도의 세대간 비교: 연령 및 계급의 조절효과 적용 ..... 51

### 제3주제 대학원생 논문발표1

- 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계  
- 자기회귀교차지연모형 검증과 연령대별 다집단 분석 - ..... 75
- 모와 자녀가 지각한 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 종단적 관계  
- 잠재성장모형을 적용한 행위자 상대자 상호의존모형(APIM)의 적용 ..... 103
- 사회적 통합 관점에서 본 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향 연구  
- 세대간 조절효과를 중심으로 ..... 127

## Session 2

### 제1주제 정신건강

- 노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구 ..... 155
- 알코올의존이 우울을 매개하여 자살생각에 미치는 종단적 영향 검증 ..... 173

### 제2주제 아동

- 지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과후 시간 사용에 미치는 종단적 영향 ..... 185
- 빈곤지위로 본 청소년의 진로성숙도 예측요인 및 단기종단적 변화 ..... 201

### 제3주제 대학원생 논문발표2

- The Effect of the National Basic Livelihood Security System Reform on  
Labor Supply and Income Growth ..... 219
- 노동 시간의 단축이 건강 행태와 의료 이용에 미치는 영향 ..... 239

# Session 1

## 제1주제 빈곤

1. The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea – Effects on Income, Consumption, Labor Supply, Savings, and Poverty
2. 최저임금이 근로빈곤 가구소득에 미치는 영향

## 제2주제 노인

1. 노인일자리사업이 노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석
  - 소득과 소비변화를 중심으로
2. 복지태도의 세대간 비교
  - 연령 및 계급의 조절효과 적용

## 제3주제 대학원생 논문발표1

1. 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계
  - 자기외귀교차시연모형 검증과 연령대별 다집단 분석
2. 모와 자녀가 지각한 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 종단적 관계
  - 잠재성장모형을 적용한 행위자 상대자 상호의존모형(APIM)의 적용
3. 사회적 통합 관점에서 본 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향 연구
  - 세대간 조절효과를 중심으로





# The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea: Effects on Income, Consumption, Labor Supply, Savings, and Poverty

Jaehyun Nam (Assistant Professor at Pusan National University)

Hyungjohn Park (Researcher at the Korea Institute for Health and Social Affairs)

In July 2015, South Korea's National Basic Livelihood Security System (NBLSS) was reformed for the purposes of eliminating welfare blind spots and reducing poverty. The reform is expected to affect the recipients' economic behaviors and choices. In this paper, we use changes in benefits and eligibility for the NBLSS under the customized benefit system to identify the effects of the NBLSS on a proposed set of economic outcomes—income, labor supply, consumption, savings, and poverty reduction. To estimate the effects, we use data from the 10th~12th waves of the Korea Welfare Panel Study and employ a difference-in-differences framework that is useful in evaluating public policies and programs. Also, we integrate the propensity scores into the difference-in-differences estimation to ensure internal validity of the difference-in-differences framework. We find that the NBLSS helps the poor to reduce financial and material hardships through income and consumption increments, while it does not provide disincentives to the recipients from participating in the labor market or from saving. The findings indicate that the NBLSS achieves its intended outcomes, although there is room for policy suggestions. The maximum cash transfers from the Livelihood Benefit, a main component of the NBLSS, are not sufficient to guarantee a minimum standard of living. The family support obligation rules for the Livelihood Benefit and the Medical Benefit should be abolished to remove welfare blind spots and reduce income poverty and inequality. Moreover, coverage and budget of the NBLSS should be expanded and made flexible, especially during an economic downturn.

Keywords: National Basic Livelihood Security System, Income, Labor Supply, Consumption, Savings, Poverty Reduction, Difference-In-Differences, Propensity Scores, Welfare Reform

## 1. Introduction

The National Basic Livelihood Security System (hereafter, NBLSS) was introduced in 1999 and has been implemented from 2000, with the emphasis on the guarantee of a minimum standard of living and self-reliance for the poor. Since then, it has become the major public assistance program in South Korea and has played a central role in supporting low-income households (Kim et al., 2017). Benefits of the program have increased gradually over time. The monthly maximum benefits per household based on a family of four were 928,000 South Korean won (KRW) in 2000, which increased to 1,170,000 KRW in 2006 and 1,668,000 KRW in 2015, respectively (Health and Welfare 70-year History Compilation Committee, 2015).<sup>1)</sup> The number of NBLSS recipients also increased gradually, although it dropped in the early 2010s when the Social Security Information System (SSIS)<sup>2)</sup> was introduced. There were about 1.4 million recipients in the initial stage, rising to over 1.6 million by 2016, which accounts for about 3.2% of the Korean population (Ministry of Health and Welfare [MOHW], n.d.).

In July 2015, the NBLSS was reformed for the purposes of reducing welfare blind spots and poverty. To achieve these goals, the family support obligation rules were relaxed to broaden eligibility; the existing integrated benefit system was modified to form individualized benefit systems called “customized benefit systems” that extend benefits and eligibility to meet a variety of individual needs; and the absolute poverty measure was switched to a relative poverty measure to increase benefits and eligibility (MOHW, n.d.; Park & Yoon, 2017). These changes are expected to affect the recipients’ economic behaviors and choices, especially regarding income, labor supply, consumption, and savings (Kim et al., 2017; Noh, 2016). The policy brought about increases in benefits and the number of recipients (Kim et al., 2017). However, whether these reforms had impacts on economic outcomes is questionable, due to the nature of the NBLSS, which is a means-tested program in which eligibility is determined by passing a sequence of income/asset tests and family support obligation rules. To be eligible for benefits, a household’s accepted income<sup>3)</sup> must be lower than the official poverty thresholds that are set by the MOHW. Even if a household is eligible, benefits shrink as income and asset holdings mount up.

---

1) For simplification, 1,000 KRW is roughly equivalent to 1 USD.

2) The Social Security Information System is an integrated information management system that thoroughly checks changes in income and assets of welfare recipients for eligibility, as well as screening them for double benefits.

3) The accepted income consists of an evaluated income and an asset conversion income. The evaluated income is constructed by subtracting household attribute expenditures and earned income deduction from real income. The asset conversion income is constructed as follows: (amount of property - amount of basic property - debt) \* the rate of converting property into income. It should be noting that property includes general property, financial property, and motor vehicles; the amount of basic property varies according to living costs mainly based on housing price and rental fee (e.g., 54,000 ten thousand KRW for metropolitans, 34,000 ten thousand KRW for small and medium cities, and 29,000 ten thousand KRW for rural areas); rates of converting property into income are 4.17% for general property, 6.26% for financial property, and 100% for motor vehicles.

Since its launch in 2000, a vast body of literature has studied the NBLSS' effects on a variety of socioeconomic outcomes, yet few studies have identified its "causal" effects. To measure the causal effects of the NBLSS, we need to examine a plausibly random change in NBLSS participation that is unrelated to individual circumstances or societal changes in economic activity patterns. In this paper, we use changes in benefit levels and eligibility rules for the NBLSS under the customized benefit system to identify the effects of the NBLSS on the following proposed economic outcomes: income, labor supply, consumption, savings, and poverty reduction. To estimate the effects, we use a difference-in-differences framework. To ensure internal validity of the difference-in-differences framework, we need to hold the key identifying assumption of parallel trends (also called parallel paths), which is that the treatment group should have the same trends as the comparison group if there were no treatment (Angrist & Pischke, 2009; Gelman & Hill, 2006). However, it is not easy to maintain this assumption and there is no statistical test for it. Therefore, we alternatively employ propensity score methods that are commonly used to address this type of problems. We integrate propensity scores into the difference-in-differences framework, which framework is expected to identify the causal effect of the NBLSS on the indicated economic outcomes.

The paper is organized as follows. In the following section, we discuss prior literature on the NBLSS' effects. The methods section explains estimation methods and data. The results section reports the descriptive statistics and main results of the effects of the NBLSS on the proposed economic outcomes—income, labor supply, consumption, savings, and poverty reduction. We also perform several robustness tests for the main results. We then conclude by summarizing the main findings, pointing out some limitations of this study, and providing policy implications.

## 2. Literature Review

The National Basic Livelihood Security System is a component of the public assistance program in South Korea that has played central roles in providing financial support for low-income households. In the short run, its primary goal is to reduce poverty by providing cash and in-kind transfers, while the ultimate goal is to allow welfare recipients to be financially independent. Since its launch in 2000, a vast body of literature has documented the NBLSS' effectiveness in income, labor supply, consumption, poverty reduction, and to a lesser extent, savings.

A recent study by Ku, Lim, and Moon (2010) examined the effects of the NBLSS on labor supply, income, and poverty. They used the 1996 and 2006 data from the Household Income and Expenditure Survey<sup>4)</sup> to measure its effectiveness in terms of economic outcomes. Employing a difference-in-differences framework, they found that the introduction of the NBLSS had effects on

---

4) The sample of the Household Income and Expenditure Survey in 1996 was households that are based in urban areas, while the sample of the Household Income and Expenditure Survey in 2006 was expanded to include all households.

increasing the income of the poor, which resulted in reducing income inequality, but not poverty reduction. Such findings reflect the fact that the NBLSS is designed to provide cash transfers up to the poverty threshold.

The bulk of research in this area has concentrated on labor supply. In addition to the disabled and the elderly, able-bodied adults are eligible for the NBLSS, that is, their labor market participation and working hours are largely affected in response to the NBLSS participation (Ku et al., 2010; Byun, 2005; Lee, 2004). Lee (2004) used the Korean Labor and Income Panel Study to examine the effects of the NBLSS on the labor supply. Using the difference-in-differences model, he found that NBLSS participation does not have any significant influences on labor market participation and working hours. Byun (2005), however, reported different results, finding that the NBLSS in general affects able-bodied adults' economic activities, but its effects depend largely on sociodemographic characteristics such as education levels, gender, marital status, and others. Ku et al. (2010) also investigated its effects on labor supply. Unlike other studies that commonly use the household head's education as an indicator for selecting a comparison group, they specified low-income renters as a comparison group, which is arguably more likely to have similar characteristics to the treatment group, and found that the NBLSS had statistically significant effects on reducing the labor supply.

In addition, there is a growing body of research that has focused on savings. The effects of the NBLSS on savings has become an important issue, since eligibility for the NBLSS is determined by passing a sequence of income/asset tests and family support obligation rules. To be eligible for benefits, a household's accepted income constructed by income and assets must be sufficiently low. Even if a household is eligible, benefits shrink as income and asset holdings mount up. Thus, with concerns about ineligibility in that recipients will no longer be eligible for the NBLSS due to increased asset holdings, it is expected that recipients are unwilling to save up for the future (Shon, 2011; Oh, 2006). Using data from the Korea Welfare Panel Study, Shon (2011) focused on the effects of the NBLSS on savings, which were classified into three different types: (1) financial assets, (2) net worth, and (3) net savings constructed by subtracting the total household expenditures from the total household income. He found that the NBLSS has a significant effect on the reduction in debt, but not for any changes in financial assets and net worth.

The other main stream of research on the NBLSS has paid attention to welfare blind spots, caused largely by the family support obligation rules. In addition to the income/asset tests, to be eligible for benefits applicants must satisfy the family support obligation rules, which state that they must have no family members who are under obligation to support and care for them. These rules have been considerably criticized as the main culprit giving rise to welfare blind spots, in which poor people largely comprising the elderly, and who should be covered by the NBLSS, are ineligible due to family members who are under obligation to support and care for them. In fact, many of the ineligible poor have broken off relations with the family members who are supposed to be under the obligation to support and care for them. Based on the Korea Welfare Panel Study, Lee and Ku (2010) estimated the

number of the elderly who are poor, but ineligible due to the family support obligation rules, and discussed whether the rules are realistically applied to them. They concluded that the family support obligation rules should be relaxed, because subcriteria drawn from them, such as a family's supportive abilities and the levels of financial support from family members under obligation to provide support, were set by the MOHW at levels that were too high for these families' abilities and what they could afford in practice. More recent work by Yeo (2014) also studied the effects on budgets regarding the abolition of the family support obligation rules, and suggested a relaxation of the asset-holding criteria for family members under the obligation to provide support.

Building upon prior studies, we add more evidence of the effects of the NBLSS on economic outcomes, with an emphasis on causal associations. The prior studies aforementioned extensively examined its effects, but none investigated causal inferences.

### 3. Methods

#### 3.1. Statistical Models and Estimation

To identify the effects of the NBLSS on the economic outcomes—income, labor supply, consumption, savings, and poverty—we adopt a difference-in-differences framework (hereafter DID) that controls for unobserved time-varying factors contemporaneous with the reform. The DID estimator is defined as taking the difference between the difference in average outcome in the treatment group before/after treatment and the difference in average outcome in the comparison group before/after treatment. The DID estimator is given by:

$$\begin{aligned}
 \hat{\delta}_{DID} &= \bar{Y}_{2016}^T - \bar{Y}_{2014}^T - (\bar{Y}_{2016}^C - \bar{Y}_{2014}^C) \\
 &= E[\bar{Y}_{2016}^T] - E[\bar{Y}_{2014}^T] - (E[\bar{Y}_{2016}^C] - E[\bar{Y}_{2014}^C]) \\
 &= \alpha + \beta + \gamma + \delta - (\alpha + \beta) - (\alpha + \gamma - \alpha) \\
 &= (\gamma + \delta) - \gamma \\
 &= \delta
 \end{aligned} \tag{1}$$

where the superscripts  $T$  and  $C$  refer to the treatment group and the comparison group, respectively;  $\alpha$  refers to a constant term;  $\beta$  refers to the treatment group's specific effect;  $\gamma$  refers to the time trend common to control and treatment groups; and  $\delta$  is the true effect of treatment. In the language of regression models, the DID estimator in equation (1) can be obtained in one step using the following regression:

$$Y_{ist} = \alpha + \beta_1 POST_t + \beta_2 TREAT_{ist} + \delta(POST_t \times TREAT_{ist}) + \rho' X_{ist} + \phi \eta_{st} + \gamma_s + \lambda_t + e_{ist} \tag{2}$$

where  $Y$  refers to the specific economic outcome: income, labor supply, consumption, savings, and poverty reduction in a household  $i$ , region  $s$ , and year  $t$ ; the variable POST is an indicator for the NBLSS reform in July 2015 and later; TREAT is an indicator equal to 1 if households receive the NBLSS' benefits and 0 otherwise;  $X$  contains household specific control variables, including household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, household income, and the job types of workers who are permanently or temporarily employed;  $\eta$  is the unemployment rate in the region and year.  $\gamma_s$  and  $\lambda_t$  are region and year fixed effects, respectively. The key coefficient of interest is  $\delta$ , which measures the DID estimator of the effects of the NBLSS reform on the economic outcomes

Additionally, we employ propensity score matching methods that are commonly used to ensure the soundness of the DID framework, which depends on the validity of the treatment and comparison groups. Propensity scores are used to make the treatment and comparison groups as similar as possible with respect to the observed baseline characteristics. As propensity scores are unknown, we estimate them based on a set of baseline characteristics. A logistic regression model is typically used to estimate an individual's propensity score  $\hat{\pi}_i$ , whose equation can be written as follows:

$$\hat{\pi}_i = \frac{e^{\hat{\eta}_i}}{1 + e^{\hat{\eta}_i}} = \frac{1}{1 + e^{-\hat{\eta}_i}}$$

$$\text{where } \hat{\eta}_i = \hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j X_{ij} \quad (3)$$

where  $X_i$  is the vector of baseline characteristics for the individual  $i$ ,  $\beta$  is a vector of regression coefficients that are estimated by maximum likelihood, and  $j$  indexes the covariates included in the model. When we obtain the propensity scores, we integrate them into the DID estimation, which can be described as propensity score-weighted difference-in-differences (PSM DID) estimation. Using the PSM DID estimation we will see that the estimates are unbiased.

### 3.2. Data and Sample

Data for this study are drawn from the 10th ~12th waves of the Korea Welfare Panel Study (KoWePS), which is a longitudinal dataset containing more than 7,000 households. The KoWePS is a sample of the Korean civilian non-institutional population and is administered by the Korea Institute for Health and Social Affairs and the Institute of Social Welfare at Seoul National University. The KoWePS provides detailed information on economic outcomes such as income, labor market

participation, consumption, savings, and others. In addition, the KoWePS collects rich information on individual and household demographics and socioeconomic characteristics, including household size; number of children in the household; age of the respondent; indicators for gender, marital status, employment status, and household income; the respondent's level of education; and so on. It also oversamples the economically disadvantaged population, which provides a much larger sample size of welfare program participants. Thus, the KoWePS is perfect for our study, which requires: (a) a longitudinal study that has traced the same individuals and households over time, (b) a national representative sample of NBLSS participation, and (c) a variety of socioeconomic controls.

In an effort to find more precisely a comparison group that is similar to the treatment group, we restrict the sample to the poor, who are the group most affected by the reform. Our approach to identify the poor is distinct from most prior studies, which cannot exactly replicate the method used by the MOHW to construct income resources for the official poverty measure. This demands that we precisely obtain the household's accepted income, which is constructed from the evaluated income and the asset conversion income. There are challenges in calculating the evaluated income, because a complicated income deduction schedule is applied according to household conditions and needs. An accurate asset conversion income is also hard to obtain, because the deductions and deduction rates vary by regions and types of properties when assets and properties are converted to assess the value of income. We therefore highlight that in comparison with the existing literature, our definition and construction of the accepted income to identify the poor defined by the National Basic Livelihood Security Act will provide more accurate estimates of the effects of the NBLSS on the economic outcomes.

### 3.3. Measurement of variables

#### 3.3.1. Outcome variables

We have a number of outcome variables, which include income, consumption, labor supply, savings, and poverty. The income outcome was measured according to four different definitions: primary income, market income, ordinary income, and disposable income, all of which are annual incomes. In order to reflect the inflation rate, we applied the annual consumer price index (CPI) to the income variables. The other outcome of interest is consumption, which is defined by monthly total expenditures of households on food and non-food goods, including clothing, housing, education, utilities, transportation, housing, entertainment, private and public transfers, and others. Labor supply is measured by the householder's participation in economic activities and annual work days. We have measured the savings of households in three different ways. The first measure is the financial savings amount of a household; the second savings measure is net worth, which excludes total debt from the total assets of households; and the third savings measure is constructed by subtracting total



consumption expenditures from disposable income. The last outcome of interest is income poverty, which is measured based on the accepted income.

### 3.3.2. Independent variable

The independent variable is measured as the received NBLSS benefits. The KoWePS has surveyed the variable of receiving NBLSS benefits. With the reform, the benefit system greatly changed from the integrated benefit system to the customized benefit system, that is, the benefit levels and eligibility rules under the new system differ largely by each benefit (Livelihood Benefit, Medical Benefit, Housing Benefit, Education Benefit) under the integrated benefit system. To have the independent variable consistent with the measure of received NBLSS benefits under the integrated system, we aggregate each benefit under the new system and recode as 1 if a household received any such benefit and as 0 otherwise.

### 3.3.3. Control variables

We have a large number of control variables. The control variables are household head's demographics, household socioeconomic characteristics, and regional factors that can affect the association between the proposed economic outcomes and NBLSS participation. Specifically, the control variables include household head's age; age squared; gender; education level; marital status; disabled family members; children under 5 in households; number of household members; the number of household members who work; job types of workers who are permanently or temporarily employed; regional unemployment rates; and region and year dummies.

## 4. Results

### 4.1. Descriptive statistics

The summarized characteristics of the analytical sample are presented in <Table 1>. We start by looking at the distributions of outcome variables. Overall, the primary income was on average 4,072 ten thousand KRW, the market income was 4,381 ten thousand KRW, the ordinary income was 4,784 ten thousand KRW, and the disposable income was 4,340 ten thousand KRW. The other economic outcome of interest is consumption, which is defined by the total monthly expenditure. A household consumes about 345 ten thousand KRW per month. About 69% of people in the full sample participated in the labor market and the number of work days per year was on average 247 days among the labor market participants. The financial assets were on average 5,339 ten thousand KRW;

net worth was 23,755 ten thousand KRW; and net savings, constructed by subtracting total expenditure from disposable income, were about 713 ten thousand KRW. The poverty rate was 12.8% as a whole, which decreased to 11.7% when the NBLSS' benefits were transferred to low-income households. These distributions, however, change greatly when the full sample is divided into the treatment group (NBLSS recipients) and the comparison group (non-recipients). For example, the primary income of the recipients was on average 543 ten thousand KRW, which is significantly lower than 4,405 ten thousand KRW of the non-recipients. The disparity between them is similar in other economic outcomes. When we restrict the full sample to the subsample of the poor, who are the most affected by the reform, such disparity is greatly reduced, though there are still some variations in the outcomes between the recipients and non-recipients.

The KoWePS contains a wealth of demographic and socioeconomic characteristics at the household level. About 27% of the full sample was made up of female household heads. Heads were on average 57 years old. About 33% of heads had obtained a college or higher degree. About 62% of heads were married; permanent workers accounted for 60% of them. The number of household members was on average 2.5 people and the number of household members who participated in economic activities was 1.2 people. Households with disabled members accounted for 8.5% of the sample and those with children under 5 took up 8.2%. The regional unemployment rates were on average 3.6%. The majority of people in the sample lived in metropolitan areas and cities, while a small number of households were based in rural or suburban areas.

When we break the sample into the treatment group of recipients and the comparison group of non-recipients, the treatment group is much more disadvantaged in term of demographics and socioeconomic characteristics. For example, only 7.5% of recipients had a college or higher degree, compared with 35.7% of non-recipients. Only 13.8% of heads in the treatment group were permanent workers, while 61.5% of heads in the comparison group were permanent workers. Moreover, households with disabled family members account for 32.8% of the treatment group, compared with 6.2% of the comparison group.

On the other hand, in the subsample, these disparities are reduced considerably. We restricted the full sample to the subsample of the poor, who were identified by the accepted income. Households with an accepted income lower than the official poverty threshold are defined as poor. This subsample is the only group that is mostly eligible for the NBLSS according to the level of accepted income, when the family support obligation rules are held constant.

The number of NBLSS recipients at household unit level is presented in <Table 2>. The number in the full sample increased after the reform by 1.5 percentage points from 7.9% in 2014 to 9.4% in 2016. When we only consider the subsample of the poor, the number increased by about 8.6 percentage points, from 50.7% in 2014 to 59.3% in 2016. The amount of NBLSS benefits per household also increased after the reform. In the full sample, the benefits per household were on average 482 ten thousand KRW in 2014, which increased to 535 ten thousand KRW in 2016. The benefit levels

increased in the subsample as well. The benefits per household were on average 516 ten thousand KRW in 2014, which increased to 577 ten thousand KRW in 2016.

<Table 1> Summary statistics of pooled sample

(Units: Household, 10,000 KRW, %)

Variable	Full sample			Subsample			
	Overall (N=12,724)	Treatment (N=1,356)	Control (N=11,368)	Overall (N=2,409)	Treatment (N=1,128)	Control (N=1,281)	
	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	
Primary Income (Annual)	4,072(5,289)	543(1,079)	4,405(5,405)	255(502)	222(469)	294(537)	
Market Income (Annual)	4,381(5,249)	725(1,130)	4,726(5,352)	488(535)	367(511)	635(525)	
Ordinary Income (Annual)	4,784(5,208)	1,584(1,277)	5,086(5,336)	1,034(744)	1,239(801)	785(580)	
Disposable Income (Annual)	4,340(4,791)	1,559(1,225)	4,603(4,918)	1,020(734)	1,233(794)	761(553)	
Expenditures (Monthly)	345(267)	139(115)	364(269)	105(85)	114(94)	93(72)	
Labor Market Participation (1=yes)	69.3	22.0	73.7	18.7	12.3	26.4	
Work Days	247.3(58.7)	227.6(69.9)	247.8(58.2)	208.4(78)	216.8(67)	203.6(83.3)	
Saving1(financial assets)	5,339(10,183)	384(969)	5,808(10,529)	268(506)	208(447)	340(561)	
Saving2(net worth)	23,755(36,402)	2,099(6,169)	25,804(37,395)	1,334(1,957)	949(1,494)	1,803(2,319)	
Saving3 (net assets)	713(3,451)	129(286)	769(3,604)	56(112)	74(132)	34(75)	
Pre-transfer income Poverty rate (1=yes)	12.8	81.2	6.3	100.0	100.0	100.0	
Post-transfer income Poverty rate (1=yes)	11.7	68.8	6.3	91.6	84.8	100.0	
gender (1=female)	27.1	57.5	24.2	61.5	58.3	65.5	
age	56.5(14.4)	63.3(13.1)	55.8(14.4)	67.5(13.5)	64.4(12.8)	71.4(13.5)	
Education	Less than elementary school graduation	22.1	48.2	19.6	57.2	50.1	65.9
	Less than junior high school graduation	12.4	17.6	11.9	15.9	18.0	13.3
	Less than high school graduation	32.2	26.7	32.7	20.4	25.6	14.1
	College or higher	33.3	7.5	35.7	6.5	6.3	6.7
Marital status of household head (1=married)	62.1	20.8	66.0	20.4	17.2	24.2	
Permanent worker (1=yes)	60.0	13.8	61.5	9.2	3.5	12.9	
Number of household members	2.5(1.3)	1.9(1.2)	2.6(1.3)	1.6(0.9)	1.7(1)	1.5(0.9)	
Number of household members who participate in economic activities	1.2(0.9)	0.4(0.7)	1.3(0.9)	0.3(0.5)	0.2(0.5)	0.4(0.6)	
Disabled members in household (1=yes)	8.5	32.8	6.2	24	34.5	11.2	

Variable		Full sample			Subsample		
		Overall (N=12,724)	Treatment (N=1,356)	Control (N=11,368)	Overall (N=2,409)	Treatment (N=1,128)	Control (N=1,281)
		%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)	%/mean(SD)
Children under 5 years old in household (1=yes)		8.2	1.2	8.8	0.8	0.7	1.0
Region unemployment rate		3.6(0.6)	3.6(0.6)	3.6(0.6)	3.5(0.6)	3.6(0.6)	3.4(0.6)
year	2014	50.0	48.0	50.2	51.6	49.7	53.2
	2016	50.0	52.0	49.8	48.4	50.4	46.8
Regional scale	Seoul(capital)	19.5	18.9	19.6	15.7	19.3	11.4
	Metropolitan city	24.4	35.1	23.4	29.1	37.2	19.3
	Small and medium-sized city	46.1	36.9	47	41.9	34.9	50.3
	Rural area	8.7	8.2	8.8	12.1	7.5	17.7
	Suburban area	1.3	1.0	1.3	1.2	1.1	1.3

<Table 2> Changes in the number of the NBLSS and its benefit levels

(Units: %, 10,000 KRW)

Variable	Full sample		Subsample	
	2014	2016	2014	2016
Recipients (Recipient households=1)	7.9	9.4	50.7	59.3
Benefit levels per household	482	535	516	577

Notes: The sample is a balanced panel—there are 6,362 observations in 2014 and 6,362 in 2016. All numbers are weighted using the survey weight variable.

## 4.2. Main results

### 4.2.1. Income outcomes

We now turn our attention to the causal effects of the National Basic Livelihood Security System (NBLSS) on the proposed economic outcomes. We first investigate the NBLSS' effects on income. To investigate whether the welfare reform of the NBLSS contributes to increasing the recipients' incomes, we employ the difference-in-differences (DID) estimation and propensity score-weighted matched difference-in-differences (PSM DID) estimation. In this exercise we use different income measures—primary income, market income, ordinary income, and disposable income—all of which are yearly incomes. We take the log of incomes to deal with skewness, and robust standard errors are clustered on households across all regression models. <Table 3> presents the effects of the NBLSS reform on income. Results for the full sample are presented in Panel A. Each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between NBLSS and welfare reform is

reported. We begin by exploring the results predicted by the DID estimation (presented in the first column). Overall, we find that the welfare reform of the NBLSS increases the recipients' incomes in the full sample, although the welfare reform has no impact on the primary income. The second column presents the effects of the NBLSS welfare reform estimated by the PSM DID method. Similarly, we find that the reform leads to an increase in the recipients' incomes.

In Panel B, we present results restricted to the subsample—we limit the sample to the poor, because the poor defined by the National Basic Livelihood Security Act are generally eligible for benefits and the most affected by the changes in the national-level NBLSS. In the same manner as above, each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between NBLSS and welfare reform is presented. We first take a look at the results estimated by the DID estimation, which are presented in the first column. Overall, the results are largely unchanged when the sample is restricted to the poor, while the effects of the welfare reform on incomes are more pronounced with the restricted sample. We find that the welfare reform of the NBLSS acts overall to increase the recipients' incomes. The second column presents the effects of welfare reform of the NBLSS estimated by the PSM DID estimation, which confirms that the reform leads overall to increased recipients' incomes, though not all forms of income are uniformly affected by the reform—market income, ordinary income, and disposable income are significantly increased, while the reform has no impact on primary income. From this exercise, we find that government transfers from the NBLSS contribute to increasing the recipients' incomes.

<Table 3> The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Incomes

Panel A: Full Sample		
	Model (1) Difference-in-Differences Estimation	Model (2) PSM Difference-in-Differences Estimation
Outcomes		
Primary Income	0.131 (0.084)	-0.194 (0.142)
Market Income	0.259*** (0.063)	0.211*** (0.079)
Ordinary Income	0.084*** (0.018)	0.075** (0.032)
Disposable Income	0.082*** (0.018)	0.078** (0.032)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	12,724	11,943
Panel B: Subsample		

Outcomes		
Primary Income	0.229* (0.134)	-0.034 (0.320)
Market Income	0.280*** (0.078)	0.184* (0.106)
Ordinary Income	0.232*** (0.028)	0.206*** (0.063)
Disposable Income	0.224*** (0.027)	0.198*** (0.065)
<hr/>		
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	2,409	2,077

Notes: Robust standard errors clustered on households are reported in parentheses. Controls include household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, regional unemployment rates, regional dummies, year dummies.

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

#### 4.2.2. Consumption outcome

<Table 4> reports the results for the outcome of consumption. To examine the effects of the welfare reform of the National Basic Livelihood Security System (NBLSS) on consumption of recipient households, we again use the DID and PSM DID estimations. The consumption outcome is the monthly total expenditure of households on food and non-food goods, including clothing, housing, education, utilities, transportation, housing, entertainment, private and public transfers, and others. We take the log of the consumption to address skewness, and robust standard errors are clustered on households across all regression models. Results for the full sample are presented in Panel A. Each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between the NBLSS and welfare reform is reported. The results for the full sample predicted by the DID estimation reveal that recipients' households increase their consumption by 6.5 percentage points with the reform. The second column presents the effects of welfare reform estimated by the PSM DID estimation and the results are consistent with those obtained by the DID estimation.

The results for the subsample of the poor are presented in Panel B. We restrict the full sample to the subgroup of the poor, who are the most affected by the reform. As before, each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between NBLSS and welfare reform is presented. When we limit the sample to the poor, the results do not alter greatly, while the effects of the welfare reform on the consumption outcome are much more prominent. The second column presents results estimated by the PSM DID estimation and the coefficient becomes larger, which indicates that the welfare reform of the NBLSS contributes to increasing the consumption

of the recipients.

<Table 4> The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Consumption

Panel A: Full Sample		
	Model (1) Difference-in-Differences Estimation	Model (2) PSM Difference-in-Differences Estimation
Outcomes		
Consumption (total expenditures)	0.065*** (0.016)	0.090*** (0.031)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	12,724	11,943
Panel B: Subsample		
Outcomes		
Consumption (total expenditures)	0.075*** (0.023)	0.160*** (0.056)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	2,409	2,077

Notes: Robust standard errors clustered on the households are reported in parentheses. Controls include household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, the log of household income, regional unemployment rates, regional dummies, year dummies.

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

#### 4.2.3. Labor supply outcomes

Whether public assistance programs, such as the National Basic Livelihood Security System (NBLSS),

lead to reducing the welfare recipients' labor participation and work incentives has been of endless concern to social scientists and policy makers, because economic theory predicts that public assistance programs will discourage welfare recipients from working, while encouraging them to take more leisure. However, program rules regarding the NBLSS make labor supply decisions more complex. For example, an individual's choice under a general public assistance program differs from an individual's choice when a work requirement is imposed on those receiving the benefits. In other words, the choices of able-bodied adults, who are in general subject to a work requirement, may differ from those of other types of welfare recipients who are not subject to a work requirement, such as the disabled. Economic theory makes clear that able-bodied adults are needed to participate in work, while those who are not subject to a work requirement may respond differently. So the overall labor supply effect is theoretically ambiguous and more empirical evidence is required.

<Table 5> presents the results for the labor supply outcomes. To examine the effects of the welfare reform of the NBLSS on the labor participation of the recipients, we use the DID and the PSM DID estimations. In this exercise we have two different measures of labor supply—(1) labor market participation and (2) work days for those who are already in the labor market. We take the log of the work days to address skewness, and robust standard errors are clustered on households across all regression models. Results for the full sample are presented in Panel A. Each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between the NBLSS and welfare reform is reported. The results for the full sample predicted by the DID estimation indicate that recipients decrease their labor force participation, while increasing work days. However, the coefficients for both outcomes are indistinguishable from zero. The second column presents the effects of welfare reform estimated by the PSM DID estimation; the results are inconsistent with those obtained by the DID estimation. The NBLSS discourages recipients from participating in work, with a statistically significant coefficient, and reduces their work days as well, although this effect is not statistically significant. Note should be taken that controls are different across the regression models, because those who are not on the labor market do not have information on job types, unlike workers who are permanently or temporarily employed. Controls for the work days outcome are identical to the controls for the labor force participation outcome, with the exception of adding the job types of workers who are permanently or temporarily employed.

The results for the subsample of the poor are presented in Panel B. As before, each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between NBLSS and welfare reform is presented. When we limit the sample to the poor, the results alter considerably. Both coefficients estimated by the DID estimation and the PSM DID estimation become indistinguishable from zero, which means that the welfare reform of the NBLSS does not contribute to reducing the labor participation of the recipients. The results are consistent with prior studies of the effects of the NBLSS on the labor supply by Lee (2004) and Byun (2005), while they are not in line with the results of Ku et al. (2010).



&lt;Table 5&gt; The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Labor Supply

Panel A: Full Sample		
	Model (1) Difference-in-Differences Estimation	Model (2) PSM Difference-in-Differences Estimation
Outcomes		
Labor Force Participation	-0.006 (0.011)	-0.081*** (0.019)
Work Days	0.064 (0.045)	-0.052 (0.065)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations of Labor Force Participation	12,724	11,943
Observations of Working Days	4,972	3,734
Panel B: Subsample		
Outcomes		
Labor Force Participation	-0.021 (0.014)	-0.027 (0.038)
Work Days	-0.013 (0.092)	0.060 (0.150)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations of Labor Force Participation	2,409	2,078
Observations of Working Days	304	175

Notes: Robust standard errors clustered on households are reported in parentheses. Controls are different across the regression models because, for the labor force participation outcome, those who are not on labor market do not have information on job types, unlike workers who are permanently or temporarily employed. Controls for the labor force participation outcome include household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, the log of household income, regional unemployment rates, regional dummies, year dummies. Controls for the work days outcome are identical to the controls to the labor force participation outcome, with the exception of adding the job types of workers who are permanently or temporarily employed.

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

#### 4.2.4. Savings outcomes

The other outcome of interest is savings. Although the effects of public assistance programs on welfare recipients' savings behavior has been less highlighted than those on labor supply, savings behavior is a central concern in the area of social welfare policy. In general, public assistance programs such as the NBLSS will discourage welfare recipients from saving up for the future, due to the nature of the means-tested program in which eligibility is determined by passing a sequence of income and asset tests.<sup>5)</sup> To be eligible for benefits, for example, a household's income and asset holdings must be lower than certain thresholds that are measured as 30% of the standard median income. Even if a household is eligible, benefits decrease as income and assets increase. Thus, economic theory predicts that welfare recipients will not increase their savings through concerns about being ineligible for benefits or their reduction.

<Table 6> presents the results for the savings outcomes. To examine the effects of the welfare reform of the NBLSS on savings of the recipients, we use the DID and PSM DID estimations. In this exercise, we have three different savings measures: 1) financial assets, (2) net worth, and (3) net savings constructed by subtracting the total household expenditures from the total household income. These are all annual measures. We take the log of savings to address skewness, and robust standard errors are clustered on households across all regression models. Results for the full sample are presented in Panel A. Each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between the NBLSS and welfare reform is reported. The results for the full sample predicted by the DID estimation indicate that recipients reduce their savings, but this is not statistically significant. We improved the precision by employing the PSM DID estimation. The second column presents the effects of welfare reform estimated by the PSM DID method. The overall results are unchanged, while there is a gain in precision with the PSM DID estimation: the coefficients of all types of savings become statistically significant. The results indicate that the NBLSS induces recipients to reduce their savings.

The results for the subsample of the poor are presented in Panel B. Here we restrict the full sample to the subgroup of the poor, who are the most impacted by the NBLSS' reform. Each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between the NBLSS and welfare reform is reported. When we limit the sample to the poor, the overall results are consistent with those of the full sample. The coefficients of all types of savings estimated by the DID estimation are negative and significant, which indicates that the NBLSS discourages recipients from increasing their savings. However, it is too early to jump to conclusions. When we switch to the PSM DID estimation, the coefficients become indistinguishable from zero, which means that the welfare reform of the NBLSS does not actually lead to the recipients reducing their savings. These results are

---

5) To be eligible for benefits, applicants also need to meet the family support obligation rules that they must have no family members who are under obligation to support and care for them.

consistent with prior findings that no effects of welfare policy changes on savings of at-risk households are found (Hurst & Ziliak, 2005; Oh, 2005; Shon, 2011). We therefore find that the NBLSS does not create disincentives for savings of recipients.

<Table 6> The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Savings

Panel A: Full Sample		
	Model (1) Difference-in-Differences Estimation	Model (2) PSM Difference-in-Differences Estimation
Outcomes		
Saving1 (financial assets)	-0.096 (0.102)	-0.312** (0.143)
Saving2 (net worth)	-0.102 (0.093)	-0.309** (0.130)
Saving3 (net savings)	-0.105 (0.087)	-0.307** (0.122)
Controls		
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	12,724	11,943
Panel B: Subsample		
Outcomes		
Saving1 (financial assets)	-0.429*** (0.149)	-0.348 (0.312)
Saving2 (net worth)	-0.404*** (0.135)	-0.336 (0.281)
Saving3 (net savings)	-0.389*** (0.127)	-0.328 (0.263)
Controls		
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	2,409	2,078

Notes: Robust standard errors clustered on the households are reported in parentheses. Controls include household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, the log of household income, regional unemployment rates, regional dummies, year dummies.

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

#### 4.2.5. Poverty outcome

The last outcome of interest is poverty reduction, which is one of the main goals of the National Basic Livelihood Security System. As mentioned in the methods section, we measure poverty based on the accepted income, which is constructed by the evaluated income and the asset conversion income.

Unlike most prior studies, which only use the market income to measure poverty without accounting for asset conversion income, our way of measuring poverty is more elaborated in conformity with the MOHW's definition. The poverty rates are shown in <Table 7> and were 13.2% in 2014 and 12.4% in 2016, respectively. These poverty rates are measured based on the accepted income, which does not include cash transfers from the NBLSS. When adding these transfers, the poverty rates drop to 12.3% in 2014 and 11.2% in 2016, respectively. The transfers contribute to alleviating poverty, but these are back-of-the-envelope estimations. Simple comparisons of poverty rates before and after the transfers may overestimate the effects of the reform. Therefore, we employ the DID estimation and the PSM DID estimation to elaborate the effects of the reform on poverty reduction.

<Table 8> presents the results for poverty reduction estimated by the DID and PSM DID estimations. As before, each cell provides estimates from a separate regression and only the coefficient on the interaction between the NBLSS and the reform is reported. The results for pre-transfer income poverty predicted by the DID estimation indicate that the reform contributes to reducing poverty by 4.5% and the coefficient is distinguishable from zero. However, when switching to PSM DID estimation, the coefficient size becomes smaller and is no longer significant. The results for post-transfer income poverty that include cash transfers from the NBLSS are consistent with those for pre-transfer income, although the effect sizes become bigger with the post-transfer income poverty measure. These results should be interpreted with caution. The results do not indicate that the government transfers do not contribute towards helping the recipients reduce poverty. Given the program rules that the benefit levels change according to the differences between the recipients' income and the official poverty thresholds, it contributes more to reducing poverty gaps and income inequality than overall poverty rates (Ku et al., 2010).

<Table 7> Poverty Rates before and after benefits of the National Basic Livelihood Security System

	Poverty rates	
	2014	2016
Pre-transfer income	13.2	12.4
Post-transfer income	12.3	11.2

Notes: Pre-transfer income refers to the evaluated income constructed with market income. Post-transfer income refers to the evaluated income constructed with market income plus transfers from the NBLSS. All poverty rates are applied for the survey weights.

&lt;Table 8&gt; The Effects of the National Basic Livelihood Security System on Poverty Reduction

Panel A: Pre-transfer income poverty		
	Model (1) Difference-in-Differences Estimation	Model (2) PSM Difference-in-Differences Estimation
Outcomes		
Poverty	-0.045*** (0.016)	-0.013 (0.022)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	12,724	11,943
Panel B: Post-transfer income poverty		
Outcomes		
Poverty	-0.067*** (0.020)	-0.035 (0.025)
Controls	YES	YES
Region FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
PSM	NO	YES
Observations	12,724	11,943

Notes: Robust standard errors clustered on the households are reported in parentheses. Controls include household head's gender, household head's education, household head's marital status, household head's age, household head's age squared, the disabled in households, children under 5 in households, the number of household members, the number of household members who work, regional unemployment rates, regional dummies, year dummies.

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

### 4.3. Robustness checks

Several robustness checks are carried out to test the sensitivities of the results in this section. First of all, we test the sensitivities by identifying the recipients who received the Education Benefit, a component of the NBLSS' benefits. One might be concerned about true effects of the NBLSS that may be obscured because the Education Benefit largely contributed to boosting the number of the NBLSS recipients as a whole, although it is only a small part of the NBLSS benefits; that is, the benefit levels per household are tiny compared with those of the Livelihood Benefit and Medical Benefit. We replicate the main results by (a) excluding these recipients from our sample and (b) recoding them as

non-recipients. Table 9 shows the main results in Column (1), which are compared with the replicated results obtained by excluding those who got the Education Benefit in Column (2) and those obtained by recoding them as non-recipients in Column (3). Overall, the replicated estimates are consistent with the main results, although the magnitude of the coefficients and their significance levels change a little according to the different specifications.

Another concern is that the effects might be confounded by the Basic Pension, which has been implemented since July 2014 in place of the existing basic old-age pension. The elderly with income at 70% or below are eligible for the Basic Pension and the effects of the NBLSS' reform can be unduly overestimated by its benefits, because the majority of the poor are older people. Thus, we test the sensitivities by including a control variable for the Basic Pension into the regression models, although we do not exclude them from our sample through concerns over a large loss of observations. Column (4) presents the replicated results controlling for the Basic Pension; the overall estimates do not alter greatly. The robustness checks confirm that our main results are reliable and valid.

<Table 9> Robustness check excluding recipients from the sample who received the Education Benefit

	Column (1)	Column (2)	Column (3)	Column (4)
Incomes				
Primary Income	-0.034 (0.320)	-0.209 (0.310)	0.009 (0.254)	-0.023 (0.314)
Market Income	0.184* (0.106)	0.098 (0.103)	0.102 (0.114)	0.173 (0.105)
Ordinary Income	0.206*** (0.063)	0.152*** (0.057)	0.113** (0.051)	0.182*** (0.062)
Disposable Income	0.198*** (0.065)	0.145** (0.058)	0.106** (0.052)	0.174*** (0.063)
Consumption				
Total expenditures	0.160*** (0.056)	0.098** (0.049)	0.045 (0.046)	0.165*** (0.052)
Labor Supply				
Labor Force Participation	-0.027 (0.038)	-0.053 (0.034)	-0.008 (0.027)	-0.029 (0.035)
Work Days	0.060 (0.150)	0.083 (0.179)	-0.088 (0.157)	-0.016 (0.134)
Savings				
Financial Assets	-0.348 (0.312)	-0.239 (0.319)	-0.083 (0.280)	-0.423 (0.309)
Net Worth	-0.336 (0.281)	-0.240 (0.287)	-0.110 (0.253)	-0.403 (0.280)
Net Assets	-0.328 (0.263)	-0.240 (0.269)	-0.124 (0.237)	-0.389 (0.264)
Poverty				
Pre-transfer income poverty	-0.013	-0.015	-0.018	-0.016

	Column (1)	Column (2)	Column (3)	Column (4)
	(0.022)	(0.023)	(0.022)	(0.022)
Post-transfer income poverty	-0.035	-0.044*	-0.063**	-0.038
	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
Controls	YES	YES	YES	YES
Region FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
PSM	YES	YES	YES	YES

Notes: Robust standard errors clustered on the households are reported in parentheses. Controls are included in the regression models accordingly. Column (1) presents the main results when using the sample of the poor; Column (2) replicates the main results excluding those who received the Education Benefit from the sample of the poor; Column (3) replicates the main results recoding the recipients of the Education Benefit as non-recipients; Column (4) replicates the main results controlling for the Basic Pension.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## 5. Conclusion

We examine the effects of welfare reform of the National Basic Livelihood Security System (NBLSS) on the proposed economic outcomes—income, labor supply, consumption, savings, and poverty reduction. To estimate the effects, we employ the difference-in-differences estimation and the propensity score-weighted difference-in-differences estimation, which allow us to make an attempt at causal inferences. The main findings are summarized as follows. Overall, the reform increased the number of recipients and the average benefits rose from 4,820,000 KRW in 2014 to 5,350,000 KRW in 2016. The NBLSS has effects on increasing income and consumption, while it does not have any significant influences on labor supply, savings, and poverty reduction. Specifically, ordinary and disposable incomes and consumption are significantly increased with the reform. Labor market participation and work days as measures of labor supply and all types of savings are reduced, but the reductions are not statistically significant. The reform alleviates income poverty, but this is statistically insignificant. The sensitivity tests confirm that the main results are robust and reliable.

The present study does have several limitations worth discussing. First of all, we do not address the measurement errors and problems caused by misreports, especially underreports, in income and benefits. It is well known that the underreporting of income and welfare benefits is a major problem in survey data, including the KoWePS (Meyer, Mok, & Sullivan, 2009). Although correcting for such underreporting may provide different estimates, it is beyond the scope of our work in this paper. In addition, this study does not take into account any potential behavioral responses to the NBLSS; that is, if the NBLSS did not exist, the recipients might respond in different ways than we observe in the data. Furthermore, the parallel trends assumption should be held to ensure internal validity of the difference-in-differences framework. No statistical checks or visual inspections are available in our

sample, because we do not have enough time points to check these parallel trends. Despite this limitation, there exists a body of research suggesting that the combination of the difference-in-differences with propensity scores is widely used to address the issues involved.

In sum, we find that the NBLSS helps the poor to reduce financial and material hardships through the income and consumption increments, while it does not contribute to providing disincentives to the recipients from participating in the labor market or from making savings. Cash transfers contribute to reducing income inequality, although they are not sufficient to lift the poor out of poverty. These findings suggest that the NBLSS works for its intended purpose. We can identify some policy implications. The maximum cash transfers from the Livelihood Benefit, a main component of the NBLSS, are not enough to guarantee a minimum standard of living. The maximum in 2018 for single-person households is 501,632 KRW, which is less than one-third of the minimum wage. The proportion of 30% to the standard median income should be increased to provide adequate levels of cash transfers to the poor. In addition, there are growing concerns about a welfare blind spot for the age group of people in their fifties who become an at-risk population, because they are more likely to be poor when they are laid off, while most of them are ineligible for the NBLSS due to the family support obligation rules. Although the family support obligation rules for the Housing Benefit will be abolished from October 2018, the rules for the Livelihood Benefit and Medical Benefit, the major pillars of the NBLSS, will not be abolished. To reduce welfare blind spots and income poverty and inequality, the rules for the Livelihood Benefit and Medical Benefit should be removed as well. Moreover, the coverage and budget of the NBLSS should be expanded and made more flexible, especially during an economic downturn. Over nearly two decades since its launch in 2000, the proportion of recipients to the total population has hovered at around 3%, which implies that the NBLSS' role was little pronounced during economic crises.



## References

- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Byun, G. (2005). The effect of National Basic Livelihood Institution to Labor Supply. *Quarterly Journal of Labor Policy* 5(2), 31-64.
- Gelman, A., & Hill, J. (2006). *Data analysis using regression and multi-level/hierarchical models*. New York, NY: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511790942.
- Health and Welfare 70-year History Compilation Committee. 2015. *Health and Welfare 70-year History*. Ministry of Health and Welfare.
- Hurst & Ziliak (2005). Do welfare asset limits affect household savings? Evidence from welfare reform. *The Journal of Human Resources*, 41(1). 46-71.
- Kim, T., Kim, M., Kim, M., Yeo, Y., Kim, H., Lim, W., Jung, H., Hwang, D., Kim, S., Park, H., Yun, S., Lee, J., Shin, J., Kim, S., Kim, E., Kim, H., Woo, M., Yun, S., Lee, S., Jung, J., Choi, M. 2017. *Survey and evaluation of basic livelihood security 2017*. Korea Institute for Health and Social Affairs & Ministry of Health and Welfare.
- Ku, I., Lim, S., & Moon, H. (2010) Impact of the National Basic Livelihood Security System on Work, Income, and Poverty - using difference-in-differences estimation. *Korean Journal of Sociology* 44(1), 123-148.
- Lee, S. (2004). The effects of the National Basic Livelihood Security System on labor supply. *Korean Journal of Social Welfare*, 56(2) 71-91.
- Lee, S., & Ku, I. 2010. Evaluating the Family Support Obligation Rules in the National Basic Livelihood Security Program. *Health and Social Welfare Review* 30(1), 29-61.
- Ministry of Health and Welfare. n.d.. Current situation of national basic livelihood security recipients. ([http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=2760](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2760))
- Noh, D. 2016. Evaluation and future policy tasks for the Basic Livelihood Security System after the introduction of the customized benefit system. *Health and Welfare ISSUE & FOCUS* 326. KIHASA.
- Oh, J. (2005). The analysis on the effects of National Basic Livelihood Security System's introduction on saving in low-income group: Focused on adequacy of institutional theories. (Master dissertation). Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T10726677>
- Park, B., & Yoon, S. 2017. *Social security*. Jungminsa Press.

- Shon, B. (2011). The effect of National Basic Livelihood Security System on its recipients' saving. *Health and Social Welfare Review*, 31(4), 229-257.
- Yeo, Y., Kim, M., Kim, S. 2014. A Study on the Improvement of the threshold of family supporter's assets of the National Basic Livelihood Security System. KIHASA.



## 최저임금이 근로빈곤 가구소득에 미치는 영향

김현경(한국보건사회연구원 연구위원)

별도 인쇄



# 노인일자리사업이 노인가구의 경제적 생활수준에 미치는 영향 분석

## - 소득과 소비 변화를 중심으로

Analysis on the Effects of the Senior Employment Programs on the Economic Living Conditions of Senior Households : With Focus on Changes in Income and Consumption

이지혜(경기연구원 연구원 · 성균관대 경제학과 박사과정)

황남희(한국보건사회연구원 연구위원)

본 연구는 한국복지패널 제7~12차 자료를 활용해 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 소득, 소비, 경제적 지위 이동에 미치는 영향을 분석했다. 분석결과 최근 5년간 노인일자리사업에 지속적으로 참여했음에도 가구의 근로소득, 소비지출에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 노인일자리사업에의 지속적 참여가 근로소득, 소비지출 등 경제적 생활수준에 별다른 영향을 미치지 못하는 것을 반영하듯 사적이전소득 또한 별다른 변화가 없었다. 한편 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것은 외려 경상소득을 통계적으로 유의한 수준으로 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 본 연구는 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구에 경제적 지위 이동에 미치는 영향을 추가적으로 분석했는데, 분석결과 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 것은 경제적 상태를 유지하는 것에 비해 개선될 가능성에 영향을 미치지 못하는 반면, 경제적 지위가 악화될 가능성은 낮추는 것으로 나타났다. 그러므로 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것이 빈곤탈출 등 경제적 지위 개선에 큰 효과를 가져오지는 못하더라도 빈곤가구로 경제적 지위가 악화되는 것을 방지하는 데는 일정수준 효과가 있을 것이라고 추정되었다. 분석결과를 종합하면, 노인일자리사업의 지속적인 참여는 경제적 지위 악화 예방이라는 매우 제한적인 부분에서 경제적 효과가 있는 것으로 확인되었다. 노인일자리사업은 다양한 정책목표를 가진 사업이기는 하지만 참여 노인들의 가장 큰 목적은 경제적 이유라는 점과 노인 빈곤 문제가 주요 사회문제라는 점을 감안해 노인일자리사업의 경제적 효과를 제고하기 위해서 노인일자리사업의 장기적인 방향성에 대한 고민이 필요한 시점이라고 하겠다.

## 제1절 서론

1980년 3.8%에 불과하던 고령인구 비율<sup>6)</sup>은 급속히 증가해 2017년 13.8%에 이르게 되었다. 2026년에는 고령인구가 총인구의 20%를 넘어서 초고령사회에 진입할 것으로 예상된다. 우리나라는 선진국과 비교해 고령화 속도가 빨라서, 향후 노인부양 부담이 크게 증가할 것으로 전망된다. 우리나라의 노년부양비는 2017년, 19.2명으로 아직까지는 OECD 평균 노년부양비 26.0명보다 낮은 수준이지만 2030년 이후부터 OECD 평균 노년부양비를 상회할 것으로 예측된다. 특히 2050년의 경우 OECD 평균 노년부양비는 42.8명

6) (65세 이상 인구 / 총 인구) × 100

인데 반해 우리나라의 노년부양비는 71.0명으로 월등하게 높은 수준이다. 그러나 저출산으로 인해 자녀수는 감소하고 여성의 경제활동참가율은 증가하고 있어 앞으로 우리나라 고유의 가족에 의한 노인부양의 가능성은 지속적으로 악화될 것이다(석상훈, 2009). 고령화에 따른 노인부양 부담 증가와 노인들의 경제적 빈곤에 대비해 정부는 다층구조의 노후소득보장체계를 구축하는 등 노력을 하고 있지만 국민연금의 낮은 소득대체율 등을 감안하면 실질적인 측면에서는 아직 한계가 존재한다.

이에 노인들은 개인적인 재산소득이나 사적이전소득을 제외한다면 근로를 지속함으로써 다층 노후소득 보장제도를 통해 채워지지 않는 부족분으로 근로소득으로 확보해야 할 것이다. 이에 정부는 2004년부터 일하기를 희망하는 65세 이상 노인에게 일자리를 창출·제공하는 노인일자리사업<sup>7)</sup>을 시행해오고 있다. 정부에서는 노인일자리사업이 시작된 이후로 노인일자리사업을 꾸준히 확대시키는 정책을 추진해왔으며 실제로 노인일자리사업은 양적인 성장에서 상당한 성과를 거두고 있다. 노인일자리사업의 참여자는 2004년 3만 5,127명으로 시작해 2017년에는 49만 6,200명으로 증가하였으며, 사업예산도 2004년 212.7조원에서 2017년 5,232억원으로 지속적으로 확대되어 왔다.

이소정 외(2011)에 따르면 전체 노인 중 일자리를 보유하지 못한 80%(355만명) 가운데 32.2%(114만명)은 향후 일할 의지가 있다고 한다. 또한 앞으로 본격적인 고령사회의 도래와 함께 ‘백세시대’로 표현되듯 평균 수명이 연장된다고 보면 노인일자리사업은 향후 더 확대될 가능성이 높은 것으로 판단된다. 노인일자리사업이 기초노령연금, 장기요양보장 등과 함께 예산 투입이 높은 노인복지사업이라는 점, 향후 더 확대될 가능성이 높다는 점을 감안하면 노인일자리사업에 대한 정책 효과 평가와 함께 방향성에 대한 장기적인 고민이 필요한 시점이라고 하겠다.

노인일자리사업의 정책 기대효과가 보충적 소득보전, 사회관계 개선, 노인 건강 향상 등으로 다양한 만큼 그간 정책평가 관련 연구 역시 경제상태 관련 효과, 건강증진 효과, 고독·소외감 감소 및 자부심·자신감 증진과 같은 정서적 효과, 사회관계 증진효과, 생활만족도 및 삶의 질 증진효과 등 다양한 측면에서 이뤄졌다.

그러나 노인일자리사업의 경우 도입 초기 노인의 빈곤문제를 해결하는데 그 1차적 목적을 두고 시행되었다는 점(이석민, 2012)과 노인일자리사업을 참여하는 노인들의 주요한 동기가 경제적 목적인 경우가 75.3%임을 감안하면<sup>8)</sup> 노인일자리사업의 정책 효과 평가 중 경제적 효과 평가는 매우 중요하다 하겠다. 따라서 본 연구는 현재 노인일자리사업이 노인의 경제적 문제 해결에 어느 정도 기여하고 있는지를 평가하고 그에 따른 정책적 대안을 제시하고자 한다.

노인일자리사업의 경제적 효과를 검증한 기존 연구들도 다수 존재한다. 기존연구들은 정책 효과를 평가함에 있어 사업의 전·후를 비교하는 하는 것이 주 내용이기 때문에 분석 시점이 사업 전·후년도(T, T+1)로 비교적 짧다. 따라서 기존 연구들은 한번의 노인일자리사업 참여와 그 해의 소득에 분석이 한정되어 있다.

이에 반해 본 연구는 분석기간을 좀 더 길게 확장해 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구의 소득, 소비 변화를 살펴보고자 한다. 사업에 지속적으로 참여한 집단의 경우, 사업에 참여하지 못하거나

7) 2004년 ‘노인일자리사업’으로 시행된 이후, 2015년 ‘노인일자리 및 사회활동지원사업’으로 사업명이 변경되었지만 ‘노인일자리사업’이라는 용어가 보다 일반적으로 통용되고 있다. 따라서 본 연구에서는 ‘노인일자리 및 사회활동지원사업’ 대신 ‘노인일자리사업’이라는 용어를 사용하고자 한다.

8) 한국노인인력개발원의 2016년 노인 일자리 및 사회활동 지원사업 실태조사에 의하면, 노인들은 사업에 참여하게 된 동기는 전체의 약 과반수인 51.4%가 ‘생계비 마련’이다. 여기에 ‘용돈마련’이라는 응답률이 23.9%인 것을 감안하면 경제적 목적으로 사업에 참여하는 규모는 전체 중 75.3% 수준에 이른다.

일시적으로 참여한 집단에 비해 소득안정성이 향상되어 가구의 소득과 소비에 더 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 노인일자리사업 참여기간만큼 정책효과가 누적되었을 것으로 짐작된다. 따라서 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구의 경제적 효과를 평가하는 것은 사업의 누적된 정책효과를 평가하는 작업으로 볼 수 있으며 사업 참여 전·후년도로 정책을 평가하는 것과 다른 정보를 줄 수 있다는 점에서 의미 있는 작업으로 생각된다.

이에 본 연구는 한국복지패널 자료를 활용해 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구들의 소득, 소비, 경제적 지위 이동에 대한 분석을 실시하고자 한다. 제2절에서는 노인일자리사업의 주요내용과 함께 선행 연구를 검토하고 제3절은 본 연구의 분석자료, 분석대상, 분석모형 등 연구방법을 소개하고자 한다. 제4절에서는 분석결과를 소개하고 제5절에서는 요약과 결론을 이야기하고자 한다.

## 제2절 제도의 주요내용 및 선행연구 검토

### 1. 노인일자리사업의 주요내용

노인일자리사업은 노인들에게 일자리를 제공해 보충적 소득보전 및 정기적인 사회활동을 통한 사회관계개선, 노인 건강 향상, 나아가 사회적 부담을 감소시키는 것을 목적으로 2004년 도입되었으며(최재원, 2015) 노인복지법 제23조(노인사회참여지원) 및 제23조 2항(노인일자리 전담기관의 설치·운영 등), 저출산·고령화사회기본법 제11조(고용과 소득보장) 및 제14조(여가·문화 및 사회활동 장려)에 근거한다(강소량, 2016).

노인일자리사업은 도입 당시 공익참여형, 공익강사형, 인력파견형, 시장참여형으로 시작하였으나 이후 활동 유형이 세분화되고 신규 사업 유형이 개발되어 진행되어왔다. 노인일자리사업의 유형과 명칭이 자주 변동되는 경향이 있지만 노인일자리사업은 노인의 사회활동과 일자리라는 큰 틀 안에서 작동하고 있다(강은나, 2017). 자원봉사 성격의 노인 사회활동은 공익활동과 재능나눔활동으로 구성되며 근로활동 성격을 띤 노인 일자리는 시장형 사업단, 인력파견형 사업단, 시니어인턴십, 고령자친화기업, 기업연계형으로 구성된다.



〈표 1〉 노인일자리사업의 유형과 주요내용

구분	유형	주요내용	예산지원
노인 사회 활동 [봉사]	공익활동	노인이 자기만족과 성취감 향상 및 지역사회 공익증진을 위해 자발적으로 참여하는 봉사활동	자치단체 경상보조
	재능나눔활동	재능을 보유한 노인이 자기만족과 성취감 향상, 지역사회 공익 증진을 위해 자발적으로 참여하는 봉사성격의 각종 활동	민간 경상보조
노인 일자리 [근로]	시장형사업단	참여자 인건비 일부를 보충지원하고 추가 사업 수익으로 연중 운영하는 노인일자리	자치단체 경상보조
	인력과견형 사업단	수요처의 요구에 의해서 일정 교육을 수료하거나 관련된 업무능력이 있는 자를 해당 수요처로 연계하여 근무기간에 대한 일정 임금을 지급받을 수 있는 일자리	자치단체 경상보조
	시니어인턴십	만 60세 이상의 노인에게 일할 기회를 제공함으로써 노인의 직업능력 강화 및 재취업 기회를 촉진	민간 경상보조
	고령자 친화기업	고령자가 경쟁력을 가질 수 있는 적합한 직종에서 다수의 고령자를 고용하는 기업 설립 지원	민간 경상보조
	기업연계형	기업이 적합한 노인일자리를 창출하고 유지하는데 필요한 직무모델 개발, 설비 구입 및 설치, 4대 보험료 등 간접비용 지원	민간 경상보조

자료: 보건복지부. 『2018 노인보건복지 사업안내(II)』.

공익활동은 참여활동 유형에 따라 9~12개월간 참여하고 1인당 27만원의 활동비와 14~16만원의 부대경비가 지원된다. 재능나눔활동은 월 4회, 월 10시간 활동을 원칙으로 하며 월 10만원의 활동비가 제공된다. 시장형에 해당하는 일자리 사업의 근로시간이나 급여 수준은 세부 사업별 및 사업 수익에 따라 다르게 운영되지만 시니어인턴십 등 일부 사업을 제외하고는 기본적으로 연중 운영되며 공익활동의 활동비보다는 높은 인건비를 지급하도록 하고 있다.

노인일자리사업의 참여자는 2004년 3만 5,127명으로 시작해 2017년에는 49만 6,200명으로 증가했는데 이는 총 노인인구<sup>9)</sup>의 7.0%에 해당하는 상당한 규모이다. 사업유형별로 참여 현황을 보면 공익활동 참여자는 35만 9,932명으로 전체 참여자의 72.5%에 해당하며 다음으로 시장형사업단 6만 4,753명(13.0%), 재능나눔활동 4만 4,714명(9.0%)으로 나타났다. 노인사회활동 참여자가 전체 참여자의 80% 이상을 차지하고 있어 노인일자리사업에서 봉사활동 성격의 일자리들이 대부분이라는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 연도별 노인일자리사업 예산 및 참여자

(단위: 억원, 천명)

	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16	'17
예산	212.7	272.3	598.7	854.5	960.7	1,602.5	1,531.5	1,669.0	1,854.1	2,476.9	3,051.9	3,580.6	4,034.9	5,232.0
참여자	35.1	47.3	83.0	115.6	126.4	222.6	216.4	225.2	248.4	261.6	336.4	386.0	429.7	496.2

자료: 한국노인인력개발원. 『2017 노인일자리 통계 동향』.

9) 2017년 기준 65세 이상 노인인구는 7,076천명이다(통계청, 장래인구추계).

〈표 3〉 노인일자리사업 유형별 참여자 현황(2017년 기준)

(단위: 명, %)

구분	계	노인사회활동		노인일자리				
		공익활동	재능나눔활동	시장형사업단	인력파견형	시니어인턴십	고령자 친화기업	기업연계형
참여자 수	496,200	359,932	44,714	64,753	17,039	5,268	1,100	3,342
비율	100.0	72.5	9.0	13.0	3.4	1.1	0.2	0.7

자료: 한국노인인력개발원. 『2017 노인일자리 통계 동향』.

정부에서 수익창출을 지향하는 민간분야 일자리모델 창출을 강조하고 있음에도 불구하고 노인일자리사업이 사회활동에 편중된 점은 아쉬운 부분이며, 이와 관련하여 정부가 운영이 쉽고 편한 분야에 집중하기 때문이라는 비판이 존재한다(이석민, 2012). 또한 2004년 노인일자리사업이 시행된 이후 20배가 넘게 상승했음에도 불구하고 공익활동의 활동비는 20만원에서 27만원으로 7만원 인상에 그쳐 질 낮은 일자리 창출이라는 비판도 존재한다.

노인일자리사업이 여러 가지 정책목표를 가지고 있으나 도입 초기의 1차적 목적은 노인의 빈곤문제 해결을 위한 보충적 소득보장이었다. 또한 실제로 노인일자리사업에 참여하는 노인들 중 75.3%는 생계비나 용돈 마련을 위한 경제적 목적으로 사업에 참여하고 있다(2016년 노인 일자리 및 사회활동 지원사업 실태 조사). 이와 같이, 일자리사업보다 사회활동사업에 치중되어 있고 소득보장을 하기 어려운 수준의 낮은 활동비를 지급하고 있는, 현재의 노인일자리사업은 경제적 효과에 대한 평가가 중요하다고 판단된다.

## 2. 선행연구 검토

노인일자리사업은 그간 사업이 확대되면서 지속적으로 사업효과성을 검증하는 연구들이 이루어지고 있다. 노인일자리사업의 기대효과가 보충적 소득보전, 사회관계 개선, 노인 건강 향상 등으로 다양한 만큼 효과성 검증 연구들 역시 경제상태 관련 효과, 건강증진 효과, 고독·소외감 감소 및 자부심·자신감 증진과 같은 정서적 효과, 사회관계 증진효과, 생활만족도 및 삶의 질 증진효과 등 다양한 측면에서 이뤄졌다(강소량, 2016; 김미곤, 2007, 김은혜·강종혁, 2011; 박영미·김병규, 2015; 정세희·문영규, 2014; 윤기연 외, 2016; 이석민, 2012; 이석원 외 2009; 이석원 2010, 이석원·허수정·변재관, 2016; 이소정 외, 2011; 이소정, 2013; 하경분·주민경·송선희, 2014). 본 연구는 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구의 경제적 효과에 대해 검증하고자 하는 바 이하에서는 노인일자리사업의 경제적 효과를 다룬 선행연구들을 중점적으로 검토하고자 한다. 노인일자리사업의 경제적 효과를 다룬 기존연구들은 노인일자리사업 참여가 소득, 소비, 빈곤율, 보건의료비지출 등에 미치는 영향에 분석하고 있다.

윤기연 외(2016)은 2016년 노인일자리사업에 참여한 약 2,500명을 대상으로 한 설문조사를 활용하여, 노인일자리 사업 참여 전후의 변화로 급여의 경제적 보탬(44.3%), 일할 수 있고, 할 일이 있음을 깨달음(23.7%), 건강상태가 좋아짐(13.4%), 가족·친지관계의 향상(8.5%) 등이 있다는 것을 밝혔다. 그러나 이는 노인일자리사업에 참여한 자만을 대상으로 했다는 점과 노인일자리사업 참여자의 주관적인 응답이라는 점에서 엄밀한 의미의 효과성 분석이라고 보기 어렵다.

이석원 외(2009)는 2008년 노인일자리사업 참여자 및 대기자를 대상으로 한 설문조사를 활용해 노인일자리사업에 참여한 노인들의 생활패턴 변화효과, 경제적 효과, 건강증진 효과, 의료비 절감효과, 심리적 효과, 가족 및 사회관계 효과를 검증한 바 있다. 분석결과 사업 참여노인의 경상소득은 연간 1,174만원인데 반해 비교집단인 대기노인의 경상소득은 연간 864만원으로 나타났고 이는 통계적으로 유의한 수준이어서 노인일자리사업 참여가 경상소득 증가와 관련이 있음을 보였다. 또한 노인일자리사업 참여가구의 빈곤율은 약 6.1%p 감소(64.1%→58.0%)시키는 효과가 있다고 분석했다.

이소정 외(2011)는 2011년 노인일자리사업 신규참여자 700명과 노인일자리사업 참여 대기자 300명으로 대상으로 한 설문조사를 활용해 정책효과를 검증한 바 있다. 공분산분석과 위계적 회귀분석을 통해 분석한 결과에 따르면 사업에 참여하지 않은 대기자 집단에 비해 사업에 참여한 집단의 개인소득, 가구소득이 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타났다. 또한 사업에 참여한 가구의 빈곤율(최저생계비를 기준으로 한 절대빈곤율)은 참여 전, 71.1%에서 참여 후, 56.4%로 감소해 가구빈곤율이 14.7%p 정도로 크게 감소하는 것으로 나타났다.

이석원 외(2009), 이소정 외(2011)는 자체적으로 시행한 설문조사를 활용하고 정책효과를 평가하는 데 있어 비교집단을 대기자 집단으로 선정했다. 이와 달리 이후 진행된 이석민(2012), 강소량(2016)은 한국복지패널을 활용했으며 선택편의(selection bias)의 문제를 최소화하기 위해 비교집단을 선정하는 데 있어 성향점수매칭(PMS)을 사용했다.

이석민(2012)은 한국복지패널 제4차(2009년)~5차(2010년)와 제6차(2011년)~7차(2012년) 자료를 활용해 노인일자리사업 참여가 노인가구의 소득과 소비에 미치는 영향을 분석했다. 이전 연구들이 소득과 빈곤율에 집중한 데 반해, 이석민(2012)은 소비를 추가로 종속변수로 사용해 노인가구의 경제적 복지수준으로 평가하고자 했다. 성향점수매칭(PMS)을 이용해 참여자 집단과 유사한 비교집단을 매칭했고, 회귀이중차이분석, 고정효과분석, 성향점수매칭 이중차이분석 등 다양한 형태의 계량분석을 시도했다. 분석결과 노인일자리사업의 참여는 근로소득과 가처분소득에 부정적인 영향을 주고 있으며, 소비지출에는 긍정적인 영향을 주는 것으로 드러났으나 모두 통계적으로 유의미하지는 않았다. 이에 대해 이석민(2012)은 노인일자리사업의 낮은 인건비, 제한된 참여개월 수 등으로 인한 고용 불안정성 등으로 인해 참여노인들의 소득, 소비에 유의하게 영향을 주기 어렵다고 설명했다.

강소량(2016)은 논리모형(logic model)을 활용해 노인일자리사업의 정책목표가 '소득증대와 사회참여'임을 보였고 이를 중심으로 정책의 효과성을 평가하기 위한 지표로 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 근로소득, 사적이전소득을 선정했다. 강소량(2016)은 노인일자리사업에 참여해 노인의 소득이 증가하게 되면 그동안 이뤄지던 사적이전소득이 감소할 것으로 판단해 노인일자리사업이 가구의 사적이전소득에 미치는 영향에 대해서도 분석했다. 이전 연구들이 주목하지 않았던, 노인일자리사업 참여로 인한 소득증가가 사적이전소득을 구축시키는 효과가 있는지에 대해 초점을 두었다는 점에서 의의가 있다. 동 연구는 한국복지패널 제8차(2013년)~9차(2014년)과 성향점수매칭 이중차이분석을 사용하였다. 분석결과 노인일자리사업은 참여노인의 근로소득을 증가시키는 데는 기여하지만 사회활동에 참여함으로써 얻을 수 있는 사회적 친분관계 및 가족관계 만족도의 증진, 사적이전소득의 감소에는 기여하지 못하는 것으로 나타났다.

이상에서 검토한 바와 같이, 기존 연구들은 정책 효과를 평가함에 있어 사업의 전·후를 비교하는 하는 것이 주 내용이기 때문에 분석 시점이 사업 전·후년도로 비교적 짧다. 따라서 기존 연구들은 한번의 노인일자리사업 참여와 그 해의 소득에 분석이 한정되어 있다.

한편 고길곤·탁현우·김대중(2014)에 따르면 노인일자리사업, 희망근로사업, 지역공동체사업 등과 같은 재정지원 일자리에 반복·중복 참여하는 노인의 비율은 49.3%로 상당히 높다고 한다. 그렇다면 노인 일자리의 시행기간이 15여년이 되어가는 지금 노인일자리사업을 지속적으로 참여한 노인의 비중도 상당할 것으로 짐작된다. 따라서 본 연구는 분석시점을 사업 참여 전·후로 한정하지 않고 분석기간을 확장하여 일정횟수 이상 지속적으로 사업에 참여한 노인들의 소득, 소비 등에 대한 효과를 관찰·분석하고자 한다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구의 소득, 소비가 어떻게 변화하는 지 그리고 빈곤율을 기준으로 한 경제적 지위에 변화가 있는지 살펴보고 이들의 변화에 대해 노인일자리사업 참여가 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 분석하고자 한다. 노인일자리사업 참여의 경제적 효과에 따른 평가가 일관된 결론을 내리고 있지 못한 상황에서<sup>10)</sup> 노인일자리사업의 경제적 효과를 분석하는 추가적인 시도는 관련 연구의 축적 면에서 중요하다. 또한 노인일자리사업의 정책 효과를 검증하는 연구 중 지속적 참여의 경제적 효과를 분석하기 위해 참여연도를 2개년도 이상 분석한 연구는 본 연구가 유일하기 때문에 그 자체로도 의의가 있다고 본다.

### 제3절 연구방법

#### 1. 분석자료 및 분석대상

본 연구는 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 소득, 소비에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하기 위해 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 조사한 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study: KOWEPS) 제7차(2012년)~12차(2017년) 자료를 이용한다. 한국복지패널은 노인일자리사업 참여 유무는 물론 노인일자리사업의 경제적 효과를 살펴볼 수 있는 노인가구의 소득, 소비 등의 정보, 통제 변수로 활용할 수 있는 노인가구의 인구사회학적 정보가 다양하게 포함되어 있어 본 연구에 가장 적합한 자료라고 할 수 있다.

본 연구는 분석기준년도인 2011년 기준 가구주의 연령이 65세 이상인 가구를 노인가구로 정의했으며 분석기간(2011~2016년) 동안 모두 조사에 참여했고,<sup>11)</sup> 2011년에는 노인일자리사업에 참여하지 않은 노인가구를 분석대상으로 한다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구에 대한 경제적 효과를 분석한 연구는 시행된 적이 없기 때문에 기존 연구에서 '노인일자리사업에 지속적으로 참여한 집단'에 대한 정의를 찾을 수는 없다. 이에 본 연구는 분석기준년도(2011년) 이후 최근 5년간(2012~2016년)의 기간 중에서 4년 이상 노인일자리사업에 참여했거나 최근 3년간 연속적으로<sup>12)</sup> 노인일자리사업에 참여한 노인가구에 대해서는 '노인일자리사업에 지속적으로 참여한 집단'으로 분류하기로 했다. 분석 1차연도에는 모두 노인일자리사업에 참여하지 않았던 노인가구들이 이후 노인일자리사업에 지속적으로 참여하거나 혹은 참여하지 않는 선택을 함으로써 이들 가구의 소득, 소비에 어떠한 변화가 있는지를 분석하고자 하는 것이다. 이러한 정의에 의해, 분석대상 노인가구는 총 2,418가구가 된다. 이 중 지속적으로 노인일자리사업에 참여한 노인가구는 총 68가구로 전체 분석대상의 2.8%에 해당한다.<sup>13)</sup>

10) 대부분 긍정적인 평가를 내리고 있지만 이석민(2012)와 같이 부정적인 평가를 내리는 연구들도 존재한다.

11) 한국복지패널 제7차와 제12차 자료는 각각 2012년과 2017년에 조사가 이루어졌으며, 노인일자리사업 참여, 가구소득과 소비 등에 대한 조사시점을 기준으로 작년 한해가 된다. 따라서 이하 본 연구는 조사대상년도인 2011년과 2016년으로 설명하고자 한다.

12) 2014년과 2015년, 2016년 동안 3년 연속 노인일자리사업에 참여한 경우를 의미한다.

## 2. 분석방법

### 1) 변수의 정의

본 연구의 목적이 노인일자리사업에 대한 지속적 참여의 경제적 효과를 추정하는데 있어, 경제적 효과는 가구의 소득과 소비를 이용하여 분석하고자 한다.

노인일자리사업 참여를 통한 소득은 근로소득에 해당되기 때문에 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 근로소득에 미치는 효과를 추정하며 근로소득은 임금소득과 사업 및 부업소득의 합(14)을 사용한다. 한편 일반적으로 노인의 소득이 증가하게 되면 그동안 노인의 생계지원을 위해 이루어지던 가족원 간의 소득이전의 필요성이 그만큼 줄어들 가능성이 높다(강소량, 2016). 따라서 노인일자리사업의 경제적 효과를 검증하는 데 있어 사적이전소득을 검토하는 일은 중요하다. 본 연구에서 사적이전소득은 부모 및 자녀로부터의 보조금, 민간보험, 퇴직연금, 기타 민간보조금의 합한 금액을 사용한다. 총체적인 가구의 소득에 미치는 영향을 보기 위한 종속변수로는 경상소득을 선택했고, 경상소득은 근로소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득의 합이다.

경제적 효과를 추정하는 데 있어 소득수준 외에 소비지출을 추가로 사용하고자 한다. 일반적으로 경제구성원의 후생에 직접적으로 연계되는 변수는 소득보다는 소비라고 보는 것이 더 타당한데 이는 소비가 소득 뿐 아니라 자산, 미래 소득에 의해서도 결정되기 때문에 특정 시점에서의 소득에 비해 경제구성원의 경제적 후생에 관련된 더 많은 정보를 포함하기 때문이다(김대일, 2007). 더욱이 노인가구의 경우 소득이 적을 때 축적된 자산이 있다면 소비를 유지할 수 있으나 자산이 적은 저소득 빈곤 노인가구의 소비는 낮은 항상소득 또는 생애소득을 반영하여 조정될 것이다. 그러므로 소비지출이 소득에 비해 일시적인 요소들의 영향을 덜 받기 때문에 노년기나 은퇴기의 경제적 복지상태 평가에는 소득보다 소비지출이 더욱 적합할 것이다(이석민, 2012). 소비지출은 총 생활비(식료품비, 주거비, 광열수도비, 가구가사용품비, 피복신발비, 보건의료비, 교육비, 교양오락비, 교통통신비, 기타소비지출, 따로 사는 가족에게 보내는 교육비 송금, 생활비 보조 등의 사적이전 등을 합한 금액)에서 세금 및 사회보장 부담금(비소비지출)을 제외한 금액을 말한다. 소득과 소비 관련 변수는 모두 그 해의 소비자물가지수(CPI)를 이용해 가격조정(deflating)한 후 로그로 변환하여 사용하였다.

한편 본 연구에서는 노인일자리사업에 대한 지속적인 참여가 노인가구의 경제적 지위 이동에 미치는 영향을 추가적으로 분석하고자 한다. 분석기준년도인 2011년에 모두 노인일자리사업에 참여하지 않았던 노인가구들이 2012년 이후 노인일자리사업에 지속적으로 참여하거나 혹은 참여하지 않음으로써 경제적 지위가 어떻게 이동했는지 살펴보고자 한다. 경제적 지위는 최저생계비를 이용한 절대빈곤율을 기준으로 측정한다. 가구의 경상소득이 가구규모별 최저생계비 보다 작은 경우 절대빈곤에 해당된다. 분석 기준년도인 2011년과 분석 마지막년도인 2016년 간 빈곤가구→빈곤가구, 비빈곤가구→비빈곤가구처럼 경제적 지위가

13) 고길곤·탁현우·김대중(2014)에 따르면 재정지원 일자리사업에 반복·중복 참여하는 노인의 비율은 49.3%로 본 연구에서 노인일자리사업에 반복적으로 참여하는 비율인 2.8%와는 크게 차이가 난다. 이는 고길곤·탁현우·김대중(2014)의 경우 반복 참여하는 노인과 중복 참여하는 노인이 합해서 계산되었으며 반복 참여의 기준도 본 연구와 다르다. 또한 고길곤·탁현우·김대중(2014)의 경우 노인일자리사업을 포함해 모든 재정지원일자리사업을 다루고 있는데 노인일자리사업의 경우 신규참여자에게 가점을 적용하는 등 방식을 취하고 반복 참여가 타 사업에 비해 적을 것으로 추측된다.

14) 자영업자 및 사업주의 사업소득, 농림수산업소득, 어업소득 기타 근로소득을 합한 금액이다.

그대로 유지된 경우, 빈곤가구→비빈곤가구처럼 경제적지위가 개선된 경우, 비빈곤가구→빈곤가구처럼 경제적 지위가 악화된 경우로 나누어 분석을 시도하였다.

독립변수는 노인일자리사업에 대한 지속적 참여 여부다. 최근 5년간(2012~2016년)의 기간 중에서 4년 이상 노인일자리사업에 참여했거나 최근 3년간 연속적으로 노인일자리사업에 참여한 노인가구에 대해서는 '노인일자리사업에 지속적으로 참여한 집단'으로 그 외는 기타집단으로 분류해 더미변수화 했다.

그리고 통제변수는 선행연구에 근거해 선정했다. 본 연구에서는 노인가구의 소득과 소비에 영향을 줄 수 있는 통제변수로는 가구주의 성별, 연령, 교육수준, 가구원 수, 거주 지역, 가구 순자산, 공적이전소득 등을 선정하였다.

노인가구주의 성, 연령, 교육수준 및 거주 지역은 노인가구의 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고(석상훈, 2010; 강소량, 2016), 가구원 수 또한 근로소득, 가처분소득, 소비지출에 영향을 미치는 것으로 나타났다(이석민, 2012). 소비의 주요 결정요인 자산이 미치는 효과를 분석하는 데 있어 이석민(2012)에서는 자산소득을 사용한 반면 본 연구에서는 총 재산액에서 총 부채액을 뺀 순재산액을 순자산으로 명명해 활용하기로 한다. 한편 공적연금 및 기초연금제도 성숙해짐에 따라 가구소득에서 역할이 중요해지는 만큼 본 연구에서는 공적이전소득을 통제변수로 추가하고자 한다.

〈표 4〉 변수의 구성 및 측정

변수구분	변수	변수 측정	
종속변수	근로소득	(log) 임금소득+사업 및 부업소득 (실질, 연간금액, 단위는 만원)	
	사적이전소득	(log) 부모 및 자녀로부터의 보조금+민간보험+퇴직연금+기타 민간보조금 (실질, 연간금액, 단위는 만원)	
	경상소득	(log) 근로소득+재산소득+사적이전소득+공적이전소득 (실질, 연간금액, 단위는 만원)	
	소비지출	(log) 총 생활비 - 세금 및 사회보장 부담금 (실질, 연간금액, 단위는 만원)	
	경제적 지위 이동	경제적 지위 유지 = 0 (1차연도 비빈곤→ 6차연도 비빈곤 혹은 1차연도 빈곤→ 6차연도 빈곤) 경제적 지위 개선 = 1 (1차연도 빈곤→ 6차연도 비빈곤) 경제적 지위 악화 = 2 (1차연도 비빈곤→ 6차연도 빈곤)	
독립변수	노인일자리사업에 대한 지속적 참여	노인일자리사업에 지속적으로 참여 = 1, 그 외 =0	
통제변수	가구주 특성	가구주 성별	남성(여성 기준)
		가구주 연령	연속형 변수 (단위: 세)
		가구주 교육수준	초등학교 졸업, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 대학교 이상 더미변수(무학 기준)
	가구 특성	가구원 수	연속형 변수 (단위: 명)
		거주 지역	시, 군 및 도농복합군 = 0, 서울 및 광역시 =1
		가구 순자산	(log) 총 재산액 - 총 부채액 (실질, 연간금액, 단위는 만원)
		공적이전소득	(log) 사회보험급여+맞춤형급여+기타정부보조금 (실질, 연간금액, 단위는 만원)

## 2) 분석 모형

본 연구에서 노인일자리사업에 대한 지속적참여의 경제적 효과를 추정하기 위해서 크게 두 가지 분석을 시행한다. 먼저 노인가구의 소득, 소비지출에 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 어떠한 영향을 미쳤는지 추정한 경제적 지위 변화에 미친 영향을 정한다.

먼저 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 근로소득, 사적이전소득, 경상소득, 소비지출에 미치는 영향을 추정하기 위해서 패널분석을 수행하고자 한다. 패널 선형회귀분석을 수행함에 있어서는 오차항의 가정에 따라 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)을 활용할 수 있다. 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 어떤 모형을 선택할 것인지를 판단할 때 가장 중요한 기준은 데이터에서 패널 개체의 특성을 의미하는  $u_i$ 에 대한 추론(inference)이다. 패널 개체들이 모집단에 무작위로 추출된 표본의 개념이라면 오차항  $u_i$ 는 확률분포를 따른다고 가정할 수 있다(민인식·최필선, 2013). 한국복지패널은 현재 전국에 거주하는 모든 가구를 모집단으로 추출된 표본이기 때문에 한국복지패널을 활용한 패널 선형회귀모형은 확률효과모형으로 추정하는 것이 적절하기 때문에, 본 연구에서는 확률효과모형을 활용하고자 한다.

근로소득, 사적이전소득, 경상소득, 소비지출을 종속변수로 하고, 노인일자리사업에 대한 지속적 참여를

독립변수로 가구주 특성과 가구 특성 등을 통제변수로 한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta P_i + \sum_k \gamma_k X_{itk} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

$y_{it}$  = t 시점 i 노인가구의 소득, 소비지출

$P_i$  = 노인일자리사업에 대한 지속적 참여 여부

$X_{itk}$  = 기타 통제변수

이에 더해 본 연구에서는 노인가구의 경제적 지위 이동에 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 검토하고자 한다. 노인일자리사업에 대한 지속적 참여 및 가구 특성, 가구원 특성 중 노인가구의 경제적 지위 변화(유지/개선/악화)에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 살펴보기 위해 다항로짓모형(Multinomial Logit Model)을 사용하고자 한다.

## 제4절 실증분석

### 1. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구의 소득, 소비 등의 추이

<표 5>와 <표 6>은 노인일자리사업에 지속적으로 가구와 그 외 노인가구의 소득과 소비의 평균 추이를 보여주고 있다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구는 그렇지 않은 가구에 근로소득은 전반적으로 감소하는 모습을 보이고 있다. 가구원들의 연령이 높아짐에 따라 근로활동을 줄이게 되기 때문으로 추정된다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구의 경우 참여 전인 2011년에 비해 근로소득이 17.9% 감소했으나 그 외 가구는 24.4% 감소하는 것으로 나타났다.

한편 사적이전소득의 경우 노인일자리사업에 참여한 노인가구의 경우 참여 전인 2011년에는 710.6만원이었으나 분석 마지막 연도인 2016년의 경우 618.9만원으로 12.9%나 감소했음을 알 수 있다. 반면 그 외 노인가구는 2011년 534.6만원에서 2016년 523.0만원으로 2.2% 감소해 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구의 사적이전소득이 월등하게 감소했음을 알 수 있다. 노인일자리사업이라는 근로활동을 통해 근로소득이 발생하여 사적이전소득이 감소하게 된 것으로 추정할 수 있다.

공적이전소득의 경우 두 집단 간 평균이 가장 많이 차이가 나는데 이는 노인일자리사업의 경우 기초생활보장제도 수급자 등의 참여를 제한하고 있기 때문에 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 집단은 그렇지 않은 집단에 비해 공적이전소득이 낮은 것으로 파악된다.

경상소득은 노인일자리사업에 참여한 노인가구의 경우 참여 전인 2011년에는 1,858.5만원이었으나 분석 마지막 연도인 2016년의 경우 1,795.1만원으로 3.4% 감소했으며 그 외 노인가구의 경우 2011년 2,297.1만원에서 2016년 2,221.4만원으로 3.3% 감소해 두 집단 간 추이가 비슷하게 나타나 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 것이 경상소득에 거의 영향을 미치지 않았을 것으로 짐작된다.

마지막으로 소비지출의 경우 노인일자리사업에 참여한 노인가구의 경우 참여 전인 2011년에는 2,509.0만원으로 그 외 노인가구(1,981.4만원)에 비해 소비지출이 컸으나 노인일자리사업에 참여를 거듭하며 2016년에는 1,675.8만원으로 그 외 노인가구(876.4만원) 보다 소비지출이 적은 것으로 나타났다.



〈표 5〉 노인가구의 소득 변화 추이

(단위: 만원, 연간)

구분		2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년
경상소득	그 외	2,297.1	2,251.8	2,118.7	2,129.1	2,172.1	2,221.4
	지속적 참여	1,858.5	1,795.9	1,557.5	1,721.0	1,861.1	1,795.1
근로소득	그 외	846.5	771.8	717.8	676.0	634.6	640.3
	지속적 참여	534.0	538.1	435.2	533.7	497.0	438.1
재산소득	그 외	265.7	264.6	233.3	226.4	232.4	240.0
	지속적 참여	273.2	277.0	190.3	230.2	253.7	257.3
사적이전 소득	그 외	534.6	544.8	506.6	492.2	495.5	523.0
	지속적 참여	710.6	636.6	540.2	541.2	605.8	618.9
공적이전 소득	그 외	646.9	670.7	661.0	734.5	809.4	818.1
	지속적 참여	340.7	344.2	391.9	416.0	504.6	480.7

주 1) 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구 n=68, 그 외 노인가구 n=2,350

2) 모든 변수는 CPI를 이용해 실질화되었음

자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 제7~12차년도』 원자료.

〈표 6〉 노인가구의 소비 변화 추이

(단위: 만원, 연간)

구분		2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년
소비지출	그 외	1,981.4	1,979.5	1,816.3	1,857.2	1,850.2	1,876.4
	지속적 참여	2,509.0	1,741.3	1,563.4	1,492.6	1,683.0	1,675.8

주 1) 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구 n=68, 그 외 노인가구 n=2,350

2) 모든 변수는 CPI를 이용해 실질화되었음

자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 제7~12차년도』 원자료.

한편 본 연구는 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구들의 경제적 생활수준에 어떠한 변화가 있었는지를 검토하고자, 사업 참여전인 2011년도와 마지막 분석년도인 2016년도의 경제적 지위에 어떠한 변화가 있었는지 살펴보기로 한다. 경제적 지위는 최저생계비를 기준으로 한 절대빈곤율을 기준으로 측정한다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구의 경우 빈곤에서 비빈곤으로 경제적 지위가 개선된 경우는 전체의 14.7%로 그 외 노인가구(13.7%)에 비해 높기는 했으나 큰 차이로 보이지는 않는다. 다만 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구의 경우 비빈곤에서 빈곤으로 경제적 지위가 악화되는 경우는 10.3%로 그 외 노인가구(12.9%)에 비해 다소 낮은 것으로 나타났다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것이 빈곤탈출 등 경제적 지위 개선에 큰 효과를 가져오지는 못하더라도 빈곤가구로 경제적 지위가 악화되는 것을 방지하는 데는 효과가 있을 것이라고 추정된다.

<표 7> 노인가구의 경제적 지위 이동

(단위: 가구, %)

구분	그 외 노인가구		지속적 참여 노인가구	
경제적 지위 유지	1,727	73.5%	51	75.0%
경제적 지위 개선	321	13.7%	10	14.7%
경제적 지위 악화	302	12.9%	7	10.3%
합계	2,350	100%	68	100%

- 주 1) 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 노인가구 n=68, 그 외 노인가구 n=2,350
- 2) 경제적 지위 유지: 2011년 비빈곤 → 2016년 비빈곤 이거나 2011년 연도 빈곤 → 2016년도 빈곤인 경우
- 3) 경제적 지위 개선: 2011년 연도 빈곤 → 2016년 비빈곤
- 4) 경제적 지위 악화: 2011년 비빈곤 → 2016년 빈곤

자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 제7~12차년도』 원자료.

## 2. 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 소득, 소비에 미치는 영향

<표 7>은 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 근로소득, 사적이전소득, 경상소득, 소비지출에 미치는 영향을 확률효과모형(random effect model)로 추정한 결과를 보여준다.

먼저 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 근로소득에 미치는 영향을 분석한 [Model 1]을 살펴보면, 노인일자리사업을 지속적으로 참여하는 것이 근로소득을 증가시키는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 강소량(2016)의 경우 노인일자리사업 참여가 근로소득 증가에 통계적으로 유의한 수준으로 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이석민(2012)은 노인일자리사업 참여가 통계적으로 유의하지는 않으나 근로소득을 감소시키는 것으로 나타났다. 이들의 연구는 한 번의 사업참여가 근로소득에 미치는 영향을 분석한 것으로 본 연구의 경우 5년간 지속적으로 참여한 가구의 경우 근로소득이 증가하는 것으로 나타났다. 다만 노인일자리사업의 대부분을 차지하는 공익형 사업의 경우 활동기간이 상대적으로 짧고 활동비가 낮아 통계적으로 유의한 수준으로 근로소득을 증가시키지 못하는 것으로 추정된다.

한편 가구주가 남자이고 학력수준이 높을수록 근로소득이 증가하고, 서울 및 광역시 거주가구가 시·군 및 도농복합군 거주 가구에 비해 근로소득이 높은 것으로 나타났다. 이는 노동시장에서 남자, 고학력, 일자리가 많은 도시 거주일수록 근로기회가 많은 것과 밀접한 관련이 있는 것으로 보인다. 한편 공적이전소득은 근로소득을 감소시키는 것으로 나타나 공적이전소득의 구축효과를 확인할 수 있었으며 이는 기존연구결과와도 일치하는 바이다(김을식·이지혜, 2016). 또한 가구순자산이 많을수록 근로소득을 증가시키는 것으로 나타났다.<sup>15)</sup>

두 번째 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 사적이전소득에 미치는 영향을 분석한 [Model 2]을 살펴보면, 노인일자리사업을 지속적으로 참여하는 것이 사적이전소득을 증가시키는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 강소량(2016)의 경우에도 노인일자리사업 참여한 실험집단이 비교집단에 비해 통계적으로 유의한 수준은 아니지만 사적이전소득이 증가하는 것으로 나타났다. 이에 대해 강소량

15) 참고로 본 연구는 재산과 부채가 미치는 영향이 다르므로, 재산액과 부채액을 각각 투입한 모형도 분석하였다. 그 결과 가구 총재산은 긍정적, 가구 총부채는 부정적 영향을 미치며 모두 통계적으로 유의한 수준이다. 이하 Model2~Model4의 분석결과도 동일하다.

(2016)은 고령자가 노인일자리사업으로 얻는 근로소득액이 적어 사적이전소득의 필요성은 여전히 유효하고 고령자에 대한 소득이전은 경제적 목적도 있지만 부모(노인)에 대한 자녀들의 도덕적 책임을 동반하기 때문에 고령자의 추가적인 소득 여부와 무관할 수 있다고 설명한다. 사적이전소득의 경우 가구주 연령이 높고, 서울 및 광역시 거주에 비해 시·군 및 도농복합군 거주가구가 더 사적이전소득이 높은 것으로 나타났다. 한편 공적이전소득은 사적이전소득을 통계적으로 유의한 수준으로 감소시켜 구축효과가 있는 것으로 나타났는데 이는 기존연구결과와도 일치한다(이경배, 2017).

〈표 7〉 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 소득, 소비에 미치는 영향

구분		Model [1]	Model [2]	Model [3]	Model [4]
		b / s.e	b / s.e	b / s.e	b / s.e
종속변수		근로소득	사적이전소득	경상소득	소비지출
독립변수	노인일자리사업 지속적 참여여부	0.217 (0.142)	0.0681 (0.114)	-0.0793* (0.043)	-0.0595 (0.037)
가구주 특성	가구주 성별 (여성 기준: 남성)	0.334*** (0.056)	0.00342 (0.041)	-0.00524 (0.015)	-0.0365*** (0.014)
	가구주 나이	-0.0735*** (0.004)	0.0224*** (0.003)	-0.0117*** (0.001)	-0.0157*** (0.001)
	가구주 교육수준 (무학기준: 초졸)	0.224*** (0.062)	0.138*** (0.045)	0.0883*** (0.017)	0.0987*** (0.015)
	(중졸)	0.258*** (0.089)	0.188*** (0.061)	0.180*** (0.022)	0.201*** (0.020)
	(고졸)	0.317*** (0.091)	0.116* (0.063)	0.250*** (0.023)	0.258*** (0.021)
	(대졸 이상)	0.298** (0.132)	0.366*** (0.084)	0.492*** (0.031)	0.449*** (0.028)
가구 특성	가구원 수	0.593*** (0.026)	-0.0178 (0.022)	0.341*** (0.008)	0.325*** (0.008)
	거주지역 (기타지역 기준: 서울 및 광역시)	0.302*** (0.059)	-0.0881** (0.038)	-0.00604 (0.014)	-0.00651 (0.013)
	가구 순자산	0.125*** (0.011)	0.0510*** (0.007)	0.0673*** (0.003)	0.0636*** (0.003)
	공적이전소득	-0.106*** (0.021)	-0.295*** (0.016)	0.148*** (0.006)	0.0822*** (0.005)
상수항	Constant	9.200*** (0.325)	5.236*** (0.244)	5.988*** (0.086)	6.691*** (0.083)
N of Obs.		7,682	14,011	14,049	14,056
N of groups		1,778	2,385	2,385	2,385
overall R-sq.		0.392	0.088	0.574	0.553

주 : \*는 1%, \*\*는 5%, \*\*\*는 10% 내에서 각각 유의함을 나타냄  
자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 제7~12차년도』 원자료.

세 번째 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 경상소득에 미치는 영향을 분석한 [Model 3]을 살펴보면, 노인일자리사업에 지속적으로 참여가 경상소득에 부정적인 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이전 모형에서 노인일자리사업에 대한 지속적 참여여부가 근로소득, 사적이전소득에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았던 반면 경상소득에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 나타났다.

경상소득은 가구주 나이가 적고 교육수준이 높을수록 높게 나타났으며 가구 순자산과 공적이전소득이 증가할수록 증가하는 것으로 나타났다. 경상소득 내에 공적이전소득이 포함되는 만큼 공적이전소득의 증가가 경상소득의 증가로 이어지는 것은 당연한 결과라고 하겠다.

마지막으로 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 소비지출에 미치는 영향을 분석한 [Model 4]을 살펴보면, 노인일자리사업에 지속적으로 참여가 가구의 소비지출에 부정적인 영향을 미치지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 가구 순자산이 높을수록 가구 소비가 증가하는 것으로 나타나 소비의 자산효과가 확인되었으며 공적이전소득의 경우 가구 소비지출에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

분석결과를 정리하면 노인일자리사업에 지속적으로 참여함에도 불구하고 근로소득, 소비지출 증가에는 기여하지 못하고 오히려 경상소득을 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 선행연구의 경우 한 번의 일자리사업참여로 인해 가구의 소득, 소비가 어떻게 변화했는지에 초점을 두었다면 본 연구는 최근 5년간 지속적으로 참여한 노인가구에 초점을 두었다. 노인가구들이 근로에 의지를 가지고 최근 5년간 지속적으로 노인일자리사업에 참여했음에도 불구하고 통계적으로 유의한 수준으로 근로소득과 소비지출이 증가하지 못했다는 것은 노인일자리사업의 경제적 효과가 크게 없는 것으로 해석가능하다. 경상소득의 경우 오히려 감소하는 것으로 나타났고 이는 통계적으로 유의한 수준으로 나타났는데 이는 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 가구보다 그렇지 않은 가구들의 공적이전소득이나 재산소득이 더 크게 증가했기 때문으로 짐작된다. 특히 공적이전소득은 국민연금과 기초연금, 기초생활보장급여 등이 해당되는데, 이들 급여수준은 소비자물가지수와 연동되어 매년 상향 조정되었음에도 불구하고, 노인일자리사업 참여를 통한 급여수준은 소비자물가지수를 반영하지 않고 오랜 기간 동일수준으로 유지되었던 점이 일정 부분 영향을 미쳤을 것으로 예상된다.<sup>16)</sup> 이 부분에 대해서는 향후 연구를 통한 추가적인 분석이 필요한 것으로 보인다.

### 3. 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구 경제적 지위 이동에 미치는 영향

노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구의 경제적 상태에 미치는 효과를 분석하기 위해 본 연구에서는 노인가구에 경제적 지위 이동에 관한 연구를 추가적으로 분석한다. 노인가구의 경제적 지위 이동에 영향을 미치는 요인을 살펴보면 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 것은 경제적 상태를 유지하는 것에 비해 개선될 가능성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 앞서 언급한대로 노인일자리사업의 낮은 급여액과 단기적인 일자리라는 점을 감안하면 최근 5년간 사업에 지속적으로 참여했다라도 절대 빈곤을 탈출할 정도로 경제적 효과가 크지는 않은 것으로 추정된다. 앞의 분석에서 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 근로소득, 경상소득 증가에 영향을 주지 못했다는 점을 감안하면 자연스러운 결과라고 하겠다.

그러나 노인일자리사업에 지속적으로 참여할 경우 경제적 지위가 악화될 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 통계적으로 유의한 수준이었다. 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것이 빈곤탈출 등 경제적 지위 개선에 큰 효과를 가져오지는 못하더라도 빈곤가구로 경제적 지위가 악화되는 것을 방지하는

16) 최근 노인일자리사업의 급여(활동비) 수준이 상향되었으나, 본 연구의 분석기간은 최근 5년이라는 점에서 유추 가능한 부분이다.

데는 효과가 있을 것이라고 추정된다.

한편 가구 순자산, 공적이전소득의 증가가 노인가구의 경제적 지위가 개선될 가능성을 떨어뜨리는 것으로 나타났다. 우리나라의 경우 노인가구주 혹은 그 배우자에 의해 확보되는 근로소득이 가구소득의 상당 부분을 차지하고 있으며 저소득 계층일수록 노인부부의 근로소득 비중이 높아지는 경향을 보이고 있다(김수완·조유미, 2006). 따라서 근로소득이 경제적 지위 이동에 중요한 결정요인일 것으로 예상되며 상대적으로 가구 순자산과 공적이전소득의 역할은 작을 것으로 추정된다.

〈표 8〉 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 경제적 지위 이동에 미치는 영향

구분		경제적 지위 개선 / 유지		경제적 지위 악화 / 유지	
		b / s.e	exp(b)	b / s.e	exp(b)
독립변수	노인일자리사업 지속적 참여여부	-0.0687 (0.154)	0.934	-0.307* (0.170)	0.735
가구주 특성	가구주 성별 (여성 기준: 남성)	0.156** (0.072)	1.169	0.127* (0.073)	1.136
	가구주 나이	0.0385*** (0.005)	1.039	0.0278*** (0.005)	1.028
	가구주 교육수준 (무학기준: 초졸) (중졸) (고졸)	0.0102 (0.065)	1.010	0.102 (0.066)	1.107
		-0.445*** (0.099)	0.641	-0.208** (0.097)	0.812
		-0.568*** (0.104)	0.641	-0.501*** (0.109)	0.606
	(대졸 이상)	-1.112*** (0.176)	0.329	-0.819*** (0.175)	0.441
가구 특성	가구원 수	-0.111** (0.048)	0.895	0.0388 (0.045)	1.040
	거주지역 (기타지역 기준: 서울 및 광역시)	0.283*** (0.055)	1.326	-0.371*** (0.062)	0.690
	가구 순자산	-0.203*** (0.014)	0.816	-0.136*** (0.015)	0.873
	공적이전소득	-0.112*** (0.034)	0.894	-0.398*** (0.033)	0.672
상수항	Constant	-2.088*** (0.462)	0.124	-0.296 (0.480)	0.744
N of Obs.		13,608			
Log likelihood		-9,817.2676			

주 : \*는 1%, \*\*는 5%, \*\*\*는 10% 내에서 각각 유의함을 나타냄

자료 : 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소 『한국복지패널 제7~12차년도』 원자료.

## 제5절 결론

2004년 정부가 노인일자리사업을 시행한 이후로 노인일자리사업은 꾸준히 확대되어 왔으며 기초연금 등과 함께 대표적인 노인복지사업으로 자리매김했다. 노인일자리사업은 많은 노인일자리 수를 창출했으며 노인의 건강, 사회관계 개선, 삶의 만족도 등에 긍정적인 역할을 해온 것으로 평가되고 있다.

그러나 노인일자리사업이 기초노령연금, 장기요양보장 등과 함께 예산 투입이 높은 노인복지사업이라는 점, 향후 더 확대될 가능성이 높다는 점을 감안하면 노인일자리사업에 대한 정책 평가는 추가적으로 더 이뤄져도 지나치지 않다고 하겠다. 이에 본 연구는 노인일자리사업의 다양한 정책 효과 중 경제적 효과에 초점을 두고 정책 평가를 시도했다. 또한 그간 노인일자리사업의 경제적 효과 평가 관련 선행연구들이 사업 참여 전·후연도에 한정되어 있는 반면 본 연구는 6개 연도로 분석기간을 늘리고 그 중 최근 5년간 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 경우의 경제적 효과에 초점을 두고 분석을 했다. 일반적으로 사업에 지속적으로 참여한 집단의 경우 그만큼 정책효과 누적되었을 것으로 짐작된다. 따라서 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 가구의 경제적 효과를 평가하는 것은 사업의 누적된 정책효과를 평가하는 작업으로 볼 수 있으며 사업 참여 전·후연도로 정책을 평가하는 것과 다른 정보를 줄 수 있다는 점에서 의미 있는 작업으로 생각된다.

본 연구는 분석에 한국복지패널 자료를 활용했으며 경제적 효과를 추정하는 데 있어 노인가구의 소득, 소비, 경제적 지위 이동을 이용했다. 분석결과 노인일자리사업에 지속적으로 참여했음에도 가구의 근로소득, 소비지출에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 노인가구들이 근로에 의지를 가지고 최근 5년간 지속적으로 노인일자리사업에 참여했음에도 불구하고 통계적으로 유의한 수준으로 근로소득과 소비지출이 증가하지 못했다는 것은 노인일자리사업의 경제적 효과가 크게 없는 것으로 해석 가능하다. 이는 이석민(2012)의 연구결과와도 일치한다. 사적이전소득의 경우 노인일자리사업을 지속적으로 참여하는 것이 사적이전소득에 별 다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 강소량(2016)의 연구 결과와 일치했다. 반면 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것은 경상소득을 통계적으로 유의한 수준으로 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 가구보다 그렇지 않은 가구들의 공적이전소득이나 재산소득이 더 크게 증가했기 때문으로 짐작된다. 이 부분에 대해서는 향후 연구를 통한 추가적인 분석이 필요한 것으로 보인다.

한편 노인일자리사업에 대한 지속적 참여가 노인가구에 경제적 지위 이동에 미치는 영향을 추가적으로 분석했는데, 분석결과 노인일자리사업에 지속적으로 참여한 것은 경제적 상태를 유지하는 것에 비해 개선될 가능성에 영향을 미치지 못하는 반면, 경제적 지위가 악화될 가능성은 낮추는 것으로 나타났다. 그러므로 노인일자리사업에 지속적으로 참여하는 것이 빈곤탈출 등 경제적 지위 개선에 큰 효과를 가져오지는 못하더라도 빈곤가구로 경제적 지위가 악화되는 것을 방지하는 데는 일정수준 효과가 있을 것이라고 추정되었다.

분석결과를 종합하면, 노인일자리사업의 지속적인 참여는 경제적 지위 악화 예방이라는 매우 제한적인 부분에서 경제적 효과가 있는 것으로 확인된다. 물론 현재 노인일자리사업은 봉사의 성격을 가지는 사회활동의 비중이 80%로 일반적인 일자리정책과는 그 성격 자체가 다르다. 노인일자리사업이 여러 가지 정책목표를 가지고 있으나 도입 초기의 1차적 목적은 노인의 빈곤문제 해결을 위한 보충적 소득보장이었다는 점과 실제로 노인일자리사업에 참여하는 노인들 중 75.3%는 생계비나 용돈 마련을 위한 경제적 목적

으로 사업에 참여했다는 점(2016년 노인 일자리 및 사회활동 지원사업 실태조사)을 감안하면 노인일자리 사업의 경제적 효과가 매우 제한적이라는 점은 정책의 정체성과 방향성을 수립하는 데 있어 꼭 참고되어야 할 점이다.

이소정 외(2011)에 따르면 기초연금을 10만원 인상할 경우(20만원→30만원) 상대빈곤율은 46.6%→43.9%로 2.7%p 감소한다고 한다. 반면 가구의 근로소득이 10만원 증액되면 상대빈곤율은 46.6%→12.9%로 3.7%p 감소한다고 한다. 예산효율성 측면에서 공적이전소득을 증가시키는 것보다 근로소득을 증가시키는 방안이 훨씬 합리적이라고 할 수 있다.

현재 노인일자리사업의 목표는 소득보전, 사회참여 독려, 신체적, 심리적 건강개선 등이고 소득창출을 목적으로 하는 민간형 일자리와 노인의 사회참여에 목적을 두는 공공형 일자리로 이원화해서 운영하는 등 그 목표와 수단이 매우 포괄적이다. 그러나 이소정 외(2011)의 연구와 같이 노인의 근로소득 증가가 노인의 빈곤문제를 해결하는 데 공적이전소득보다 더 비용효과적이라고 한다면 노인일자리사업에서 경제적 목적의 시장형 일자리사업의 비중이 커지는 방향에 대한 검토도 필요하다고 할 것이다.

마지막으로 경제적 효과를 분석하는 데 있어 '경제적 목적'을 주요 목적으로 하는 시장형 일자리에 참여한 집단을 대상으로만 한정하는 것이 더욱 타당하다고 하겠으나 자료의 한계로 분석이 어려웠다는 점을 밝히며, 이는 추후 연구과제로 남기기로 한다.

## 참고문헌

- 강소랑. 2016. “노인일자리사업의 사회·경제적 효과 연구”. 『정책분석평가학회보』, 26(1), 109~138.
- 강은나. 2017. “노인일자리사업 현황과 향후과제”. 『보건복지포럼』, 통권 제251호, 28~39
- 고길곤·탁현우·김대중. 2014. “재정지원 일자리사업의 복지함정 존재여부와 그 원인에 대한 분석”. 『한국정책학회보』, 23(1), 99~125.
- 김대일. 2007. “불평등도 지표로서의 소득과 소비의 비교”. 『노동경제논집』, 30(3), 77~102.
- 김미곤. 2007. “기초노령연금과 노인일자리사업의 경제적 효과비교: 빈곤을 감소효과를 중심으로”. 『제7차 노인일자리전문가포럼 자료집』.
- 김은혜·강종혁. 2011. “노인일자리사업이 노인의 우울감 변화에 미치는 효과 분석”. 『한국사회와 행정연구』, 22(3), 363~378.
- 김태완·윤상용·박지혜. 2010. “장애인 소득이동과 그 요인에 대한 분석”. 『사회복지정책』, 37(3), 115~139.
- 민인식·최필선. 2013. 『STATA 패널데이터 분석』. (주)지필미디어, 176.
- 박영미·김병규. 2015. “노인일자리사업이 노인의 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구”, 『한국행정논집』, 27(1), 243~263.
- 보건복지부. 2018. 『2018년 노인보건복지 사업안내(Ⅱ)』.
- 석상훈. 2009. “노인빈곤의 동태적 분석”. 『사회보장연구』, 25(4), 77~99.
- 이경배. 2018. “기초연금 확대가 노인가구의 사적이전소득에 미치는 영향에 관한 연구: 재정패널조사 자료를 이용하여”. 『재정학연구』, 11(1), 77~107.
- 이석민. 2012. “노인일자리사업이 노인가구의 소득과 소비에 미치는 영향: 계량경제학·통계적 정책평가방법 접근”. 『한국정책학회보』, 21(4), 259~284.
- 이석원 외. 2009. 『노인일자리사업에 대한 사회·경제적효과 분석』. 서울대학교 산학협력단 건강증진사업지원단.
- 이석원. 2010. “노인일자리 사업 참여자의 시간활용 변화와 적극적 노년생활”. 『노인복지연구』, 49호, 51~80.
- 이석원·허수정·변재관. 2016. “노인일자리사업 참여자의 사업특성에 따른 보건의료효과 분석”. 『한국사회복지행정학』, 18(2), 95~122.
- 이소정 외. 2011. 『노인일자리사업 정책효과 평가』. 한국노인인력개발원·한국보건사회연구원.
- 이소정. 2013. “노인일자리사업 참여가 노인의 사회관계에 미치는 영향 분석”, 『노인복지연구』, 59호, 331~354.
- 윤기연·정새날·홍정아. 2016. 『2016년 노인 일자리 및 사회활동 지원사업 실태조사』. 한국노인인력개발원.
- 정세희·문영규. 2014. “노인일자리 참여노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”. 『한국정책연구』, 14(4), 59~79.



하경분·주민경·송선희. 2014. “노인 일자리사업 참여 노인의 참여 만족도와 생활만족도 및 삶의 만족도와의 관계”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 14(10). 160~170.

한국노인인력개발원. 2018. 『2017 노인일자리 통계 동향』.

# 복지태도의 세대간 비교: 연령 및 계급의 조절효과 적용

윤상용(충북대학교 아동복지학과 부교수)

홍재은(충북대학교 아동복지학과 강사)

김보미(충북대학교 아동복지학과 석사수료)

## 제1절 서론

복지태도는 국가의 공적 복지지출 수준을 결정하는 거시적 요인 중 하나로서 국민의 복지태도가 우호적일수록 정부는 복지확대 전략을 취하기에 용이하다고 할 수 있다. 복지태도에 영향을 미치는 요인을 규명하고자 한 다수의 연구에서 세대는 주요한 변인인 동시에, 세대에 따라 복지태도가 다르게 나타남을 의미하는 세대간 균열 또는 세대간 차이라는 현상을 보고하였다(Goerres, 2007; 장용석 외, 2012; 이정화와 문상호, 2015; 여승현, 2016; 조남경, 2017; 김영순과 노정호, 2017).

세대(generation)는 모든 개인에게 동일하게 주어지는 '연령'이라는 생물학적 속성에 비슷한 연령대의 개인들이 경험하는 고유의 역사적, 문화적 속성이 더해진 복합적 개념이라고 할 수 있다. 일반적으로 세대는 비슷한 시기에 출생한 이들이 공통적으로 지니는 역사적인 경험과 사회화의 결과인 '사회적 세대(social generation)'로 이해된다. 이러한 세대 구분이 유효성을 갖는 이유는 동 세대 구성원들이 경험하는 특정 사회 문화적 조건이 그들이 사회를 살아가는 배경으로 기능하기 때문이다(주은우, 1994; 이영룡·명수진, 2016에서 재인용). 즉, 일국의 단위에서 개인의 신념에 지대한 영향을 미치는 역사적, 문화적 경험을 공유한 집단으로서의 세대는 국가가 주도하는 공공복지에 대해 세대별로 뚜렷이 구분되는 일관된 태도를 갖기 마련인데, 이는 일제강점기, 한국전쟁, 개발독재, 민주화운동, IMF 경제위기 이후의 급속한 신자유주의화 등 불과 반세기에 걸쳐 질적으로 급격한 사회변동이 지속되어온 한국 사회에서 각기 다른 역사적 사건을 통과한 한국인들에게 세대 정체성은 더욱이 압도적이라고 할 수 있다. 2016년 대통령 탄핵과정에서 발생한 '촛불 집회'와 '태극기 집회'는 세대 정체성의 이질성에 비롯된 세대간 갈등을 상징하는 이슈로 회자되는데, 2000년대를 전후로 복지 이슈들을 둘러싼 세대 갈등이 심화되는 추세여서 향후 한국의 복지정치는 세대간 갈등과 합의에 의해 크게 좌우될 것으로 전망된다(박길성, 2011).

한편 개인의 이념적 성향 또는 복지태도에 영향을 미치는 많은 변인들 가운데 실증적 연구에 기반한 과학적 지식의 차원에 머물지 않고 상식 혹은 사회적 통념으로 받아들여지고 있는 것은 대표적인 변수는 연령과 계급이라고 할 수 있다. 간단히 말해서 사람은 나이가 들수록 보수화되며, 또한 가진 것이 많을수록 보수화된다는 명제에 대해 의심을 갖는 이는 많지 않다. 20세기 중반 복지국가의 등장 이후 개인의 이념적 성향은 복지태도와 밀접한 관계를 갖게 되었으며, 이념적으로 보수적 성향을 지닌 개인은 국가의 복지 확대에 부정적이며, 반대로 진보적 성향을 갖고 있는 개인은 국가의 복지 확대에 긍정적이다.

연령의 경우 세대 개념과의 중복적 속성에 따라 연령이 복지태도에 미치는 효과 역시 다수의 연구에서 유의미한 변수임이 입증되었는데, 연령이 높아질수록 복지태도에 부정적임을 보고하였다. 또한 계급이 복지태도에 미치는 효과에 대해서는 국외의 다수 연구와 최근 국내 연구를 중심으로 소득이 낮은 계층이 친복지적 태도를 보이고 소득이 높은 계층에서 반복지적 태도를 보이는 결과를 보고하고 있다(Svallfors, 2004; 김영순·여유진, 2015; 김운태 외, 2013; 김희자, 2013b).

이렇듯 세대, 연령, 계급이 복지태도에 미치는 효과에 대해서 지금까지의 연구들이 이들 변인들을 각각의 독립변인으로 투입하여 통계적 유의성을 확인하거나 또는 이들 변수들이 복지태도에 미치는 상대적 영향력의 크기를 규명하고자 했던 것에 주목한 반면, 세대, 연령, 계급이 상호간에 어떻게 결합하여 복지태도에 영향을 미치는 지에 대한 연구는 거의 시도되지 않았다고 할 수 있다. 따라서 특정 세대라는 고유성에 기반하여 형성된 강력한 정치사회적 신념으로서 복지태도를 규정할 때, 연령과 계급이라는 시대적 특수성을 제거한 변수의 영향력은 세대별로 차이가 있을 것이라는 가설을 설정할 수 있다. 본 연구는 바로 이 점에 착목하여, 세대가 복지태도에 미치는 영향에서 연령과 계급의 효과가 세대별로 어떻게 다른가를 실증적으로 규명하고 그에 대한 정치사회적 함의를 얻고자 하는 것을 목적으로 하고 있다.

## 제2절 이론적 배경

### 1. 복지태도와 세대

복지태도는 일차적으로는 복지의 제반 이슈들 혹은 복지 전반에 대한 사회 구성원 개개인의 인식, 의식과 태도를 뜻하지만, 동시에 특정 집단이나 사회 전체가 가진 집합적인 경향이며(조남경, 2017), 전반적인 사회복지제도에 대한 지지 여부, 복지비용의 문제, 재분배, 복지국가의 정당성 등에 대한 사회적 흐름 내지는 사회적 태도를 의미한다(Taylor-Gooby, 1985). 박미경과 조민호(2016)는 복지태도를 인지적 요소, 정의적 요소, 행동적 요소로 구분하였는데, 인지적 요소는 복지에 대한 국민들의 지각이나 신념, 정의적 요소는 대상에 대한 개인의 감정, 행동적 요소는 복지에 대한 행동 의도로 정의하였다.

사회구성원들이 복지에 대해 보이는 태도에 따라 그 국가의 복지제도 형태와 방향성이 결정되고(류만희·최영, 2009), 복지에 대한 사회구성원들의 태도는 한 국가의 사회복지 제도화 과정에 영향력을 미치며, 집합적 형태화 되어 사회복지제도를 변화시킬 수 있다는 점에서 복지태도는 일종의 정치적 선택의 성격도 가지고 있다(김영란, 1995). 따라서 사회구성원들의 복지태도는 복지국가 및 그 사회의 발전수준이나 복지체제의 특성을 결정하는 중요한 요인이며, 한 사회 구성원들이 공유하는 복지태도를 파악하는 것은 복지정책이나 복지제도의 미래를 예측하는데 유용한 증거가 될 수 있다(최균·류진석, 2000).

복지태도는 추상적이고 다차원적인 특성을 가지고 있기 때문에 모든 차원에서 동일하게 예상되는 합리성과 논리적인 일관성을 유지할 수 없으며, 때로는 동일한 사안임에도 불구하고 비일관적이고 모순적인 복지태도를 보이기도 한다(전주현, 2013). 선행연구들은 복지태도를 “개인, 사회 집단 혹은 사회 전체에 내면화 되어 뿌리 깊게 자리한 가치태도”로 규정하는 관계로 대체로 정태적 관점에서 다루고 있다. 사회 대중의 복지태도는 개인 특성과 경험, 사회적 및 역사적 상황 등을 배경으로 형성된 복지국가 및 복지정책 등에 대한 가치태도 혹은 이데올로기, 사회 사상의 일면으로 규정될 수 있으나 대중의 복지태도는 “개인적 여건 및 해당 사회의 사회경제적 상황, 정책 및 제도 변화 등에 따라 역동적으로 변화되는 일련의 사

회 의식 혹은 정치 태도이기도 하다”는 점에서 복지태도의 가변성은 주요하게 고려되어야 할 부분이다 (Blekesaune, 2007; 이상록 외, 2017). 이에 대해 이정화와 문상호(2015) 또한 ‘태도’는 고정적으로 응고된 성질을 지니는 한편, 사회경제적 환경의 영향을 받는 가변적인 성질도 보유하는 상태로 보면서 단기적인 시점에서의 경향보다는 장기적으로 견고하게 형성된 태도가 근거에 자리한 조건에서 변화 가능성이 존재하는 상태를 탐구할 필요가 있다고 하였다.

복지태도는 자신이 살아온 복지국가 구조와 특성에 영향을 받는다(안상훈, 2000). 사회화 관점에서 개인의 의식과 태도는 사회화 과정을 통해 형성되고, 개인의 복지태도는 사회화 양상 및 접촉 문화 등에 의해 적극 규정되는 것으로 보는데(Andreß· Heien, 1999; 이상록·김형관, 2013), 이러한 맥락에서 세대효과가 복지태도에 미치는 영향은 주목할 만 하다. 세대란 역사적 및 사회적 과정 속에서 자리 잡은 연령집단으로 대략 비슷한 연령의 사람들이 어떤 시기에 역사적 및 사회적으로 경험을 공유함으로써 다른 연령집단의 동시대인들과 현저히 구분되는 행동, 감정, 사고의 방식을 가질 때 학문적 의미를 가진다(김신영, 2017). 동년배 집단(cohort)의 특성에 주목하여 세대를 바라보는 관점에서는 세대간 복지태도의 차이가 역사적 경험과 사회적 양상, 그리고 이에 토대한 사회의식 및 정치태도의 차이가 반영된 결과로 인식된다. 즉 이와 같은 관점에서 세대간 복지태도 차이는 역사적 경험에 기초한 정치 및 사회의식 차이에서 비롯된 “세대효과(cohort effect)”로 평가되는 것이다(이상록·김형관, 2013). 한국사회에 있어서 ‘세대’는 지역이나 계급보다 더 강한 정치사회적 설명력을 갖춘 것으로 평가되어 왔고(조성남·윤옥경, 2000; 박길성, 2011), 세대 간의 차이를 살펴본다는 것은 현재 한국사회의 모습을 파악하는데도 의미가 있지만 한국사회에서 세대갈등으로 부각되고 있는 복지이슈와 관련한 문제를 해결하는 단서와 향후 한국 사회의 복지발전을 조망하는데 중요한 시사점을 제공한다는 점에서 의미가 있다(이명진, 2005).

세대와 복지태도의 관련성에 대한 연구에서 세대 구분은 민감한 사안임에도 불구하고, 아직까지 세대에 대한 정의나 세대 구분은 연구자의 관점에 따라 상이하다. Goerres(2007)의 세대와 복지태도에 관한 연구에서 고연령층인 산업화세대 보다는 저연령층인 전쟁세대 및 베이비붐 세대에서 교육 및 연금정책에 대한 지지가 높게 나타났다. 장용석 외(2012)의 연구에서도 복지태도에서 세대별로 유의미한 차이를 보였는데, 젊은 세대일수록 복지태도의 수준이 높았으며 복지태도 영향요인에서도 세대간 차이를 보였다. 이상록과 김형관(2013)은 산업화 세대, 민주화 세대, 신세대로 구분하여 복지태도를 비교한 연구에서 세대간 유의미한 차이가 있음을 확인하였고, 이정화와 문상호(2015)는 30대와 40대의 복지태도를 비교한 연구에서 세대변인이 높은 영향력을 미치고 있음을 검증하였다. 여승현(2016)은 산업화와 이전세대, 민주화 세대, 탈이념 정보화 세대로 구분한 복지태도 연구에서 복지이슈에 관한 세대 중심의 이해관계가 강화되면서 세대간 균열이 발생하고 확인하였고, 조남경(2017)은 밀레니얼과 Y세대는 이전 세대들보다 더 강력한 국가복지의 지지자가 될 가능성이 있는데, 이것이 코호트 효과에 기인함을 보고한 바 있다. 김영순과 노정호(2017) 또한 전쟁·산업화세대, 민주화세대, 정보화세대로 구분하고 다차원적 분석을 실시한 결과, 세대별로 복지태도의 분화가 뚜렷이 나타남을 확인하였다.

## 2. 복지태도 영향 요인

연구에 있어 복지태도에 영향을 미치는 요인을 파악하는 것은 매우 중요한 일이다. 선행연구들에서는 이를 설명하기 위한 이론적 틀로 자기이해(self-interest)와 계층 혹은 계급, 정치적 신념을 제시하고 있다.

### 1) 자기이해(self-interest)

자기이해는 스스로에게 이득이 되는 상황에 대해서는 적극적이고 호의적인 태도를 갖는 것을 의미한다. 반면, 자신에게 불리하게 작용하거나 반하는 이익을 가져오는 상황에 대해서는 소극적이고 반대의 태도를 가지게 되는 것이다. 개인의 복지국가에 대한 태도는 현재 상황 뿐만 아니라 생애기간 동안 직면할 가능성이 존재하는 잠재적 위험까지 반영하므로 자기이해와 밀접한 연관성을 가진다. 아동기에는 부모의 돌봄에 의존할 수 밖에 없고 당연히 아동과 그들을 양육해야 하는 연령기의 부모들은 복지국가의 수혜자가 될 수 있다. 노년기 또한 전통적인 복지수혜 집단이었으며 고령화추세로 앞으로 더욱 많은 비중을 차지하게 되는 수혜자 집단이 될 것(김희자, 2013a)이므로 자기이해에 당면한다. Goerres와 Tepe(2010)가 설명하는 '연령에 준거한 자기이해(age-based self-interest)' 역시 동일한 맥락에서 이해할 수 있는데, 생애주기에 따라 사회 및 복지제도에 대한 개인의 이해관계가 달라지므로 혜택을 받는 집단과 그렇지 않은 집단이 규정되기 때문이다(Jaime-Castillo and Saez-Lozano, 2016; 이정화·문상호, 2015).

자기이해 관점에서는 연령, 성별, 복지지위, 교육 수준 등의 인구사회학적 요인들이 복지태도에 영향을 미치는 것으로 보고되고 있으나 요인에 대한 연구결과들이 일관되지는 않는다. 먼저 연령의 경우, 고령층일수록 복지정책을 지지하고(김수완·안상훈, 2013; 김신영, 2017), 연령이 높을수록 복지정책을 지지하면서 비용분담에 대해 부정적인 입장을 취할 확률이 낮아진다는 연구 결과가 있으나(이수빈, 2016), 나이가 어릴수록 친복지의 태도가 강화되고 있음을 증명한 연구결과도 있다(임준형, 2014; 조남경, 2017). 성별에 따른 복지태도 결과도 연구마다 상이한데, 남성이 여성보다 높은 복지태도를 보인다는 결과(류만희·최영, 2009, 이수빈, 2016)가 있고, 반대로 남성이 낮은 복지태도를 보인다는 연구결과가 있다(이상록 외, 2017; 전주현, 2013). 또한 성별에 따른 뚜렷한 차이가 없거나(김신영, 2010), 복지영역별로 남녀간 태도의 차이가 다르게 나타난 연구 결과(김수정, 2015)도 있다.

복지지위는 복지수급자로서의 지위, 복지납세자로서의 지위, 복지서비스제공자로서의 지위로 구분되며, 각 지위들은 권리와 의무의 상호관계에서 이해될 수 있고 복지지위의 차원에 따라 특유의 이해관계를 가지게 된다. 복지수급자로서 지위를 획득하면, 주로 권리의 측면을 반영하며, 복지국가를 지지할 가능성은 높아진다. 복지납세자로서의 지위를 획득하면, 주로 의무의 측면을 반영하며, 복지국가를 지지할 가능성은 줄어들게 된다. 복지서비스 제공자로서의 지위는 권리와 의무의 두 가지 측면과 동시에 관련되며, 복지국가의 유지나 확장을 지지하게 된다(강정희·염동문, 2014). 복지 수혜의 경험이 있는 개인은 친복지적 성향을 보였고(주은선·백정미, 2007; 임준형, 2014; 허수연·김한성, 2016), 가족 구성원중 복지 수요가 있는 경우에도 적극적 복지태도를 보이는 것으로 나타났다(임준형, 2014). 김사현(2012)은 노인복지서비스를 장기적으로 수급한 대상자의 경우 복지서비스에 대한 정부지출을 늘려야 한다는 쪽으로 영향을 미치고 있음을 보고하였다.

고학력층일수록 반복지적 태도 변화가 현저히 낮고(이상록 외, 2017), 복지 확대에 찬성할 가능성이 높은 것으로 알려져 있으나(이지오·황아란, 2016), 교육수준이 낮을수록 친복지적 태도를 보이거나(주은선·백정미, 2007), 교육수준이 복지태도에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 연구결과도 있다(김신영, 2010; 김희자, 2013b).

이처럼 복지태도에 대한 영향요인에서 상이한 결과가 나타나는 것에 대해 조남경(2013)은 복지의 발달 과정에 따라 복지태도의 결정요인 및 그 설명력이 다르고 또 변화할 수 있기 때문이라고 하였다. 즉 계급간 균열이 복지국가 형성 및 발전을 추동했던 사회일수록 계급요인에 강한 설명력을 나타내지만, 이후 복지의 제도화가 진전될수록 복지 지위나 노동시장의 지위가 점차 설명력을 얻게 된다는 것이다(조남경, 2017).

## 2) 계층 혹은 계급

국가의 복지정책은 시민의 선호와 지지를 통해 발전할 수 있다. 이런 관점에서 사회구성원의 계층이나 계급은 복지태도에 영향을 미치는 요인으로 알려져 있다.

선행연구에서 저소득층이나 수급자가 될 가능성이 높은 사람들은 친복지적 태도를 보이나 이에 대한 세금을 부담해야 하는 고소득층은 복지확대에 반대하는 것으로 알려져 있다(Svallfors, 2004; 김영순·여유진, 2015a). 그러나 주은선과 백정미(2007)의 연구에서는 상위계층일수록 대부분의 국민이 혜택을 받을수 있는 복지를 지향하는데 있어 복지재정부담 의사 면에서 친복지적인 성향을 나타냈다. 이처럼 국내에서는 계급이나 계층이 복지태도에 미치는 영향에 대해 일관된 결과를 도출하지 못했고, 대부분의 연구에서 관련 변인들은 복지태도에 유의미한 영향력을 보이지 않는 것으로 나타났다(김영란, 1995; 김희자, 1999; 이선균, 2002; 류진석, 2004; 김영순·여유진, 2011; 전주현, 2013). 그러나 김윤태 외(2013)는 2009년 이후로 한국인의 복지태도에서 계층의 영향이 커지고 있음을 확인하였는데, 특히 김영순과 여유진(2015b)의 연구는 한국인의 복지태도 결정에서 계층효과가 뚜렷해지고 있음을 보여주고 있다. 복지영역의 확장에 대해 계급 변인이 유의미한 영향력을 나타낸 김희자(2013b)의 연구결과도 보고 된 바 있는데, 이는 계급이 복지태도에 미치는 영향에 대한 결과는 상이하나 사회경제적 지위에 따른 개인의 이해가 복지태도 결정에 영향력을 미치고 있음을 설명하고 있다.

한편 복지 재원의 주된 부담자인 자본가 계급은 사회경제적 재분배에 비협조적이며 기본적으로 복지에 대한 반감을 가지고 있을 수 밖에 없다. 더욱이 노동자의 노동력을 착취하여 이윤을 창출하는 자본가 계급은 복지의 확대가 노동의 탈상품화를 가능케 함으로써 노동계급의 시장 의존성이 감소될 것을 염려하기 때문에 반복지적 태도를 가지고 복지의 확대를 거부한다. 반면 국가로부터 복지 서비스의 혜택을 받음으로써 복지 서비스의 개인적 부담을 덜고 불안정한 노동시장에서 일종의 보호 장치를 제공받게 되는 노동자 계급은 복지국가에 우호적인 태도를 보이며 복지의 확대를 지지한다. 이러한 두 계급간 복지를 둘러싼 상반된 이해관계는 복지태도에 있어 자본가 계급과 노동자 계급을 대립구도에 놓이게 한다(조돈문, 2001).

### 3) 정치적 신념

복지를 논하는데 있어 지지하거나 그렇지 않은 상반된 양상을 나타내는 복지태도의 동기로서 사회적·정치적 신념은 이데올로기 관점에서 상당히 중요하다. 특히 정치성향 또는 이념의 차이는 동일한 사회 집단에 속해있더라도 다른 판단을 내릴 수 있으며, 이러한 성향과 이념은 종종 결정에 핵심적인 요인으로 정치성향, 정당지지 등을 통해 나타난다(임준형, 2014). 강정희와 염동문(2014)의 연구에서 정치에 대한 만족도는 복지인식에 정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 대부분의 연구에서 정치적으로 보수성향의 사람들은 반복지적인 태도를 보였고, 진보적일수록 복지정책에 지지적이었다(조정인, 2012; 전주현, 2013; 배진희·이중섭, 2014; 이수빈, 2016).

주관적 이념 성향이 진보적일수록 평등과 분배의 가치에 적극 공감하기 때문에 정부의 복지책임에 대해 긍정적인 태도를 보이거나 주관적 이념성향이 보수적일수록 사회복지에 대한 정부정책과 정부의 개입에 대해 상대적으로 비판적인 입장을 가지게 되는데(최유석, 2011), 이에 대해 황아란과 이지호(2015)는 우리나라 국민들의 복지태도가 사회경제적 이해관계 속에서 형성되는 것이 아니라, 정당과 정치인의 정책행동에 의해서 영향을 받기 때문이라 설명하였다.

## 제3절 연구방법

### 1. 분석자료

본 연구는 세대효과가 복지태도에 영향을 미치는 경로에서 계층의 조절효과를 분석하고 세대별 복지태도에 대한 연령효과를 검증하였으며 분석을 위해 2016년 제 11차 한국복지패널 조사를 분석 자료로 사용하였다. 복지인식 부가조사는 3년마다 실시하는 것으로, 가장 최근 조사는 만 19세 이상 모든 가구원을 대상으로 2016년에 시행되었다. 응답이 완료된 3,442명 중 종속변수인 복지태도에 대한 결측 및 무응답(선택할 수 없음 포함) 데이터를 제거하여 총 3,371명을 분석에 활용하였다.

### 2. 측정

#### 1) 종속변수 : 복지태도

종속변수는 복지태도로 제 11차 한국복지패널 조사 중 복지인식 부가조사에서 소득분배인식, 정부지출에 대한 의견, 복지인식1, 복지인식2, 복지재원 및 대상범위로 구분된 문항 중 복지태도와 관련된 22개의 개별 문항에 대한 응답을 재코딩하여 높은 응답이 친복지적인 태도를 나타내도록 변경하였다. 그 후 22개의 개별 문항을 합쳐 개별복지태도를 총괄적으로 표현할 수 있는 복지태도 변수를 만들었으며, 이를 표준화하였다. 복지태도 변수의 내적합치도 결과 Cronbach's  $\alpha=0.77$ 로 나타났다.

22개의 복지태도 개별 문항은 다음과 같다. 먼저 소득분배인식 문항 중 복지태도 관련문항으로는 '고소

득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다', '정부는 실업자에게 적절한 수준의 삶을 제공해야 한다', '정부는 빈곤한 사람들에게 주는 혜택을 줄여야 한다'는 문항이 있다. 각 문항에 대한 동의 정도를 나타내는 5점 척도 문항으로 응답이 '매우 동의한다' 1점, '동의한다' 2점, '동의도 반대도하지 않는다' 3점, '반대한다' 4점, '매우 반대한다' 5점으로 되어 있다. 점수가 높을수록 친복지태도를 나타낼 수 있도록 '고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다', '정부는 실업자에게 적절한 수준의 삶을 제공해야 한다' 문항에 대한 응답을 '매우 반대한다' 1점, '반대한다' 2점, '동의도 반대도하지 않는다' 3점, '동의한다' 4점, '매우 동의한다' 5점으로 역코딩(reverse-coding)하였다.

정부지출에 대한 의견 문항 중 복지태도 관련문항으로 '건강보험 및 보건', '국민연금(기초연금)', '교육', '주거지원', '빈곤층 생활지원', '노인 생활지원', '장애인 생활지원', '아이를 키우는 가족지원', '실업대책 및 고용보험(실업급여)'에 대한 정부지출이 증가하기를 바라는 지를 나타내는 5점 척도 문항이 있다. 원시 자료는 각 문항에 대해 지출을 늘리기를 바랄수록 점수가 낮게 나타나도록 되어있다. 따라서 각 문항에 대한 응답을 '훨씬 덜 지출' 1점, '조금 덜 지출' 2점, '현재 수준으로 지출' 3점, '좀 더 지출' 4점, '훨씬 더 많이 지출' 5점으로 역코딩하여 점수가 높을수록 친복지적 태도를 나타낼 수 있도록 하였다.

복지인식1 문항 중 복지태도 관련문항으로 '사회복지를 늘리면 일할 의욕이 저하됨', '성장과 분배 중에 무엇이 중요한가'라는 문항이 있으며, '사회복지를 늘리면 일할 의욕이 저하됨' 문항은 7점 척도로 '매우 그렇다' 1점, '그렇다' 2점, '대체로 그렇다' 3점, '보통이다' 4점, '대체로 그렇지 않다' 5점, '그렇지 않다' 6점, '전혀 그렇지 않다' 7점으로 되어 있다. '성장과 분배 중에 무엇이 중요한가'는 4점 척도 문항으로 '성장만이 중요하다' 1점에서 '분배만이 중요하다' 4점으로 되어 있다.

복지인식2 문항 중 '사회복지확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다', '복지는 가난한 사람에게만 제한적으로 제공되어야 한다', '노동능력이 있거나 일자리가 있어도 가난한 사람에게는 국가가 최소생계를 보장해야 한다', '국가가 운영하는 건강보험은 축소시키고, 나머지는 민간의료보험을 이용해서 해결해야 한다', '대학교육까지 모든 교육은 무상으로 제공되어야 한다', '유치원이나 보육시설은 무상으로 제공되어야 한다'에 대해 동의 정도를 나타내는 복지태도 관련 문항이 있다. 각 문항은 5점 척도로 응답이 '매우 동의한다' 1점, '동의한다' 2점, '동의도 반대도하지 않는다' 3점, '반대한다' 4점, '매우 반대한다' 5점으로 되어 있다. 점수가 높을수록 친복지태도를 나타내도록 하기 위해 '사회복지확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다', '노동능력이 있거나 일자리가 있어도 가난한 사람에게는 국가가 최소생계를 보장해야 한다', '대학교육까지 모든 교육은 무상으로 제공되어야 한다', '유치원이나 보육시설은 무상으로 제공되어야 한다' 문항에 대한 응답을 '매우 반대한다' 1점, '반대한다' 2점, '동의도 반대도하지 않는다' 3점, '동의한다' 4점, '매우 동의한다' 5점으로 역코딩하였다.

마지막으로 복지지원 및 대상범위 문항 중 '복지예산을 늘리기 위해 세금을 더 걷어야 한다'는 문항은 7점 척도로 되어 있다. 점수가 높을수록 친복지태도를 나타내도록 '매우 반대한다' 1점, '반대한다' 2점, '대체로 반대한다' 3점, '보통이다' 4점, '대체로 찬성한다' 5점, '찬성한다' 6점, '매우 찬성한다' 7점으로 역코딩하였다. '사회서비스를 제공할 때 모든 국민을 대상으로 해야 하는가 가난한 사람들만을 대상으로 해야 하는가'는 5점 척도 문항 또한 점수가 높을수록 친복지태도를 나타내도록 '가난한 사람들을 대상으로' 1점에서 '모든 국민을 대상으로' 5점으로 역코딩하였다. 본 연구에서 사용된 종속변수의 기술통계량은 <표 1>과 같다.



&lt;표 1&gt; 종속변수의 기술통계량

복지패널 문항구분	개별문항	N	최소값	최대값	평균	표준 편차
소득분배 인식	고소득자와 저소득자 사이의 소득격차를 줄이는 것은 정부의 책임이다	3,371	1	5	3.72	0.910
	정부는 실업자에게 적절한 수준의 삶을 제공해야 한다	3,371	1	5	3.51	0.907
	정부는 빈곤한 사람들에게 주는 혜택을 줄여야 한다	3,371	1	5	3.32	0.999
정부지출에 대한 의견	건강보험 및 보건	3,371	1	5	3.42	0.769
	국민연금(기초연금)	3,371	1	5	3.21	0.794
	교육	3,371	1	5	3.36	0.785
	주거지원	3,371	1	5	3.26	0.784
	빈곤층 생활지원	3,371	1	5	3.42	0.808
	노인 생활지원	3,371	1	5	3.35	0.796
	장애인 생활지원	3,371	1	5	3.58	0.747
	아이를 키우는 가족지원	3,371	1	5	3.48	0.8
	실업대책 및 고용보험(실업급여)	3,371	1	5	3.39	0.807
복지인식1	사회복지를 늘리면 일할 의욕이 저하됨	3,371	1	7	3.69	1.496
	성장과 분배 중에 무엇이 중요한가	3,371	1	4	2.50	0.773
복지인식2	사회복지확대를 위해서는 세금을 더 거둬야 한다	3,371	1	5	2.93	0.907
	복지는 가난한 사람에게만 제한적으로 제공되어야 한다	3,371	1	5	2.73	1.058
	노동능력이 있거나 일자리가 있어도 가난한 사람에게 는 국가가 최소생계를 보장해야 한다	3,371	1	5	2.94	1.050
	국가가 운영하는 건강보험은 축소시키고, 나머지는 민간 의료보험을 이용해서 해결해야 한다	3,371	1	5	3.79	0.947
	대학교육까지 모든 교육은 무상으로 제공되어야 한다	3,371	1	5	2.46	1.051
	유치원이나 보육시설은 무상으로 제공되어야 한다	3,371	1	5	3.45	0.996
복지재원 및 대상범위	복지예산을 늘리기 위해 세금을 더 걷어야 한다	3,371	1	7	4.22	1.447
	사회서비스를 제공할 때 모든 국민을 대상으로 해야 하는가 가난한 사람들만을 대상으로 해야 하는가	3,371	1	5	2.91	1.366
복지태도	개별 복지태도의 총합	3,371	-3.558	4.202	0	1

2) 독립변수 및 조절변수

(1) 독립변수 : 세대구분1, 세대구분2

복지태도에 영향을 미치는 독립변수는 '전쟁·산업화세대', '민주화세대', '정보화세대'로 세 개로 구분하는 세대구분1과 '전쟁·산업화세대', '민주화세대', '정보화세대1.0', '정보화세대2.0'로 세대를 네 개로 구분하는 세대구분2이다. 세대구분은 아직 합의되지 않은 쟁점이며, 이런 한계 속에서 선행연구들은 주요한 정치적 사건들을 기준으로 세대를 구분하고 있다(김영순·노정훈, 2017). 본 연구에서는 함인희(2007)가 구분한 산업화세대, 민주화세대, 정보화세대를 정치적 성향과 복지태도에 영향을 주었을 만한 유년 및 청년기의 역사적 경험을 고려하여 세대 간 경계를 연도로 재구분한 김영순과 노정훈(2017)의 세대구분을 세대구분1로 사용하였다.

세대구분2는 빠르게 변화하는 현대사회로 인해 신세대로 구분되는 정보화세대가 하나의 세대가 아닌 두 개의 세대로 구분되어야 한다는 최근 연구들을 반영하여 세대를 네 개로 구분하였다. 박재영(2016)은 역사적, 인구학적, 문화적 특성에 따라 해방둥이세대, 베이비붐 세대, x세대, 디지털 1.0세대, 디지털 2.0세대로 구분하였는데, 여기서 디지털1.0세대와 2.0세대는 김영순과 노정훈(2017)이 구분한 정보화세대를 다시 두 세대로 구분하고 있다. 따라서 본 연구에서 세대구분2는 김영순과 노정훈(2017)이 구분한 세대구분1에서 박재영(2016)이 구분한 디지털1.0세대와 2.0세대를 반영하여 세대를 네 개로 구분하였다. 독립변수는 모두 더미변수로 만들었으며, 세대구분 및 독립변수의 기술통계량은 <표 2>와 같다.

<표 2> 독립변수의 기술통계량

독립변수	세대구분(출생연도)	N	최소값	최대값	평균	표준편차
세대구분1	전쟁·산업화세대(1959년까지)	3,371	0	1	0.55	0.498
	민주화세대(1960~1974년)	3,371	0	1	0.27	0.443
	정보화세대(1975년 이후)	3,371	0	1	0.18	0.387
세대구분2	전쟁·산업화세대(1959년까지)	3,371	0	1	0.55	0.498
	민주화세대(1960~1974년)	3,371	0	1	0.27	0.443
	정보화세대1.0(1975~1985년)	3,371	0	1	0.13	0.341
	정보화세대2.0(1986년 이후)	3,371	0	1	0.05	0.216

(2) 조절변수 : 연령, 소득계층

본 연구의 주된 목표는 복지태도에 영향을 미치는 세대효과가 연령과 계층에 의해 조절되는가이다. 연령은 세대와 함께 복지태도에 영향을 미치는 요인으로 계속해서 연구되고 있는 주요 변수중 하나이다. 연령을 2030세대, 4050세대, 6070세대 등 세대를 구분하는 지표로 사용하기도 하지만, 독립변수인 세대구분은 정치 및 역사, 사회문화적 사건을 함께 겪은 코호트이며 연령과 구분하도록 하였다. 따라서 조절변수인

연령은 연령에 따라 구분한 세대변수가 아닌 연령 그 자체의 연속변수로 표준화하여 사용하였다. 소득계층 또한 복지태도를 예측하는 주요 요인이다. 균등화소득에 따른 중위소득 60% 기준으로 나뉜 일반가구와 저소득가구 구분을 사용하여 저소득가구가 1인 더미변수로 설정하였다. 조절변수의 기술통계량은 <표 3>과 같다.

<표 3> 조절변수의 기술통계량

조절변수	N	최소값	최대값	평균	표준편차
연령	3,371	-2.074	2.309	0	1
소득계층(일반가구=0, 저소득가구=1)	3,371	0	1	0.32	0.466

### (3) 통제변수 : 성별, 학력, 고용지위, 지역, 복지수급경험

통제변수로는 복지태도에 영향을 미치는 성별, 학력, 고용지위, 지역, 복지수급경험을 사용하였다. 성별은 여성이 1인 더미변수로, 학력은 '중졸', '고졸 이하', '전문대재 이상'으로 구분하여 '중졸'을 기준으로 더미변수로 설정하였다. 고용지위는 '상용직', '임시직/일용직, 자활/공공/노인일자리', '고용주/자영업', '무급/실업자/비경제'로 구분하여 '상용직'을 기준으로 더미변수로 설정하였고, 지역은 '대도시(서울, 광역시)', '중소도시(시, 군)', '농어촌(도농복합군)'으로 구분하여 '대도시'를 기준으로 더미변수로 설정하였다. 복지수급경험은 선행연구들에서 복지태도에 영향을 미치는 주요요인으로 밝혀져 통제변수로 사용하였으며, 개인 및 가구단위의 경험이 모두 포함되도록 설정하였다. 국민기초생활보장급여, 맞춤형급여, 근로장려금 등의 수급경험과 생계비지원, 의료비지원, 기초연금지원, 학비지원, 장애인연금 등 일반가구, 노인가구, 아동가구, 장애인가구의 복지서비스 이용경험뿐만 아니라 공적연금, 고용보험, 산재보험 등 사회보험 현금급여와 같은 개인단위의 복지수급경험을 포함하였다. 복지수급경험이 하나라도 있는 경우를 1, 전혀 이용하지 않은 경우를 0으로 하는 더미변수를 설정하였다. 통제변수의 기술통계량은 <표 4>와 같다.

<표 4> 통제변수의 기술통계량

통제변수		N	최소값	최대값	평균	표준편차
성별	남성=0, 여성=1	3,371	0	1	0.58	0.493
학력	중졸 이하	3,371	0	1	0.44	0.496
	고졸 이하	3,371	0	1	0.27	0.445
	전문대제 이상	3,371	0	1	0.29	0.453
고용지위	상용직	3,371	0	1	0.21	0.404
	임시/일용직, 자활/공공/노인일자리	3,371	0	1	0.18	0.386
	고용주/자영업	3,371	0	1	0.15	0.362
	무급/실업/비경활	3,371	0	1	0.46	0.498
지역	대도시(서울시, 광역시)	3,371	0	1	0.41	0.492
	중소도시(시, 군)	3,371	0	1	0.56	0.496
	농어촌(도농복합군)	3,371	0	1	0.03	0.168
복지수급경험	복지수급경험(무=0, 유=1)	3,371	0	1	0.77	0.423

### 3. 자료처리 및 분석

본 연구는 수집된 자료를 SPSS 21.0 프로그램을 이용하여 다음과 같은 방법으로 분석하였다. 세대, 연령, 소득계층, 복지태도 변수의 관계를 보기 위해 제 11차 한국복지패널 조사 자료를 활용하였고, 다음과 같은 절차에 따라 분석을 실시하였다. 첫째, 본 연구대상자들의 일반적인 특성을 파악하기 위하여 기술통계를 사용하여 기초적인 통계자료를 얻었다. 이를 통해 자료의 결측치와 이상치를 확인한 후 3,371부를 분석에 활용하였다. 또한 Cronbach's alpha를 통해 개별 복지태도 문항을 합한 복지태도 변수의 신뢰도를 검증하였다. 둘째, 주요 변수들 간의 관련성과 다중공선성 문제를 줄이기 위해 각 변수들을 표준화하였다. 셋째, 세대효과가 복지태도에 미치는 영향이 관계에 따라 달라지는지 확인하기 위해, 각종 통제변인과 세대, 연령, 소득계층을 투입한 다음, 세대와 연령 및 소득계층 간의 상호작용항을 투입하는 위계적 회귀분석(Hierarchical Regression Analysis)을 실시하였다.

## 제4절 분석결과

### 1. 조사대상자의 일반적 특성

전체 조사대상자 중 산업화 세대 54.9%, 민주화 세대 26.8%, 정보화1.0세대 13.4%, 정보화2.0세대 4.9% 순으로 나타났다. 남성이 41.6%, 여성이 58.4%였고, 모든 세대에서 여성이 남성보다 높은 비율이 높았다. 학력은 중졸 이하가 44.0%로 가장 많았고, 고용지위는 무급/실업/비경활이 전체의 45.8%로 가장 높게 나타났다. 지역은 중소도시(시, 군)가 56.0%로 가장 큰 비중을 차지했고, 응답자의 76.7%가 복지수급경험이 있다고 응답하였다. 조사대상자의 일반적 특성에 대한 결과는 <표 5>와 같다.

&lt;표 5&gt; 조사대상자의 일반적 특성

(단위: 명, %)

구분		산업화세대	민주화세대	정보화세대1.0	정보화세대2.0	총계
N		1849(54.9)	904(26.8)	453(13.4)	165(4.9)	3371(100.0)
성별	남성	723(39.1)	427(47.2)	201(44.4)	52(31.5)	1403(41.6)
	여성	1126(60.9)	477(52.8)	252(55.6)	113(68.5)	1968(58.4)
학력	중졸 이하	1364(73.8)	112(12.4)	6(1.3)	1(0.6)	1483(44.0)
	고졸 이하	332(18.0)	446(49.3)	122(26.9)	19(11.5)	919(27.3)
	전문대제 이상	153(8.3)	346(38.3)	325(71.7)	145(87.9)	969(28.7)
고용 지위	상용직	62(3.4)	341(37.7)	220(48.6)	69(41.8)	692(20.5)
	임시/일용직, 자활/공공/노인 일자리	272(14.7)	229(25.3)	73(16.1)	40(24.2)	614(18.2)
	고용주 /자영업	364(19.7)	120(13.3)	35(7.7)	3(1.8)	522(15.5)
	무급/실업/비경활	1151(62.2)	214(23.7)	125(27.6)	53(32.1)	1543(45.8)
지역	대도시 (시, 도)	680(36.8)	411(45.5)	204(45.0)	90(54.5)	1385(41.1)
	중소도시 (시, 군)	1104(59.7)	471(52.1)	240(53.0)	73(44.2)	1888(56.0)
	농어촌 (도농복합군)	65(3.5)	22(2.4)	9(2.0)	2(1.2)	98(2.9)
복지 수급 경험	유	1556(84.2)	602(66.6)	355(78.4)	73(44.2)	2586(76.7)
	무	293(15.8)	302(33.4)	98(21.6)	92(55.8)	785(23.3)

## 2. 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과

### 1) 세대구분1(3세대 구분)에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과

우선, 3세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향력을 살펴본 결과 [모형1-2]의 설명력은 6.9%로 나타났고(조정된  $R^2=.069$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=23.593$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수의 영향력을 살펴본 [모형1-1]에 비해 설명력이 2.2%p증가하였다. 민주화세대( $\beta=.0145$ ,  $p<.001$ )와 정보화세대( $\beta=.209$ ,  $p<.001$ )는 전쟁·산업화세대에 비해 친복지적인 것으로 나타났으며, 정보화세대가 다른 두 세대에 비해 가장 친복지적인 것으로 나타났다. [모형1-3]에서는 조절변수인 연령이 복지태도에 미치는 주효과를 살펴보기 위해 통제변수와 세대구분1를 투입한 후 연령의 영향력을 검증하였다. [모형1-3]의 설명력은 7.1%로 나타났고(조정된  $R^2=.071$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=22.403$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수의 영향력을 살펴본 [모형1-2]에 비해 설명력이 0.2%p증가하였다. 연령은 복지태도에 부적영향을 주고 있어( $\beta=-.128$ ,  $p<.01$ ), 연령이 증가할수록 비복지적인 태도를 보이는 것으로 나타났다.

[모형1-4]는 세대구분1에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과를 살펴보기 위해 통제변수, 민주화세대, 정보화세대, 연령을 투입한 후 상호작용항을 넣어 영향력을 살펴보았다. [모형 1-4]의 설명력은 7.4%로 나타났고(조정된  $R^2=.074$ ), 통계적으로 유의하였으며( $F=20.216$ ,  $p < .001$ ), [모형 1-3]에 비해 설명력이 0.3%p증가하였다. 즉, 복지태도에 대한 세대구분1에 따른 세대효과가 연령에 의해 조절되고 있는 것으로 나타났다. 각 세대별 조절효과를 살펴보면, 연령은 민주화세대의 영향력을 억제하고 ( $\beta=-.115$ ,  $p < .01$ ), 정보화세대의 영향력을 증폭시키는 것으로 나타났다( $\beta=-.172$ ,  $p < .05$ ). 즉, 연령이 증가함에 따라 민주화세대의 친복지적 태도는 낮아지고, 정보화세대의 친복지적 태도는 높아지는 것으로 나타났다.

&lt;표 6&gt; 모형1 : 3세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과

변수명	[모형1-1]			[모형1-2]			[모형1-3]			[모형1-4]		
	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$
성별(여성=1)	-.089	.037	-.044*	-.148	.037	-.073***	-.159	.037	-.079***	-.159	.037	-.078***
고졸 이하	.199	.043	.089***	.011	.049	.005	-.017	.050	-.008	-.033	.050	-.015
전문대계 이상	.415	.046	.188***	.112	.057	.051+	.078	.058	.035	.063	.058	.028
임시/일용직, 자활/공공/노인일자리	-.046	.056	-.018	.032	.056	.012	.030	.056	.012	.053	.057	.020
고용주/자영업	-.226	.061	-.082***	-.104	.062	-.038+	-.095	.062	-.034	-.074	.062	-.027
무급/실업/비경활	-.086	.051	-.043+	.055	.054	.027	.082	.054	.041	.107	.055	.053+
중소도시(시, 군)	-.022	.036	-.011	-.030	.035	-.015	-.025	.035	-.012	-.024	.035	-.012
농어촌(도농복합군)	-.248	.103	-.042*	-.241	.102	-.041*	-.234	.101	-.039*	-.230	.101	-.039*
복지수급경험(유=1)	.163	.041	.069***	.181	.041	.077***	.206	.042	.087***	.155	.044	.065***
민주화세대				.328	.051	.145***	.186	.070	.083**	-.007	.091	-.003
정보화세대				.539	.062	.209***	.290	.105	.112**	.780	.205	.302***
연령							-.128	.043	-.128**	-.108	.049	-.108*
민주화세대*연령										-.387	.139	-.115**
정보화세대*연령										.294	.139	.172*
R <sup>2</sup>		.050			.072			.074			.078	
조정된 R <sup>2</sup>		.047			.069			.071			.074	
F		19.663***			23.593***			22.403***			20.216***	

주: +p<.1, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

2) 세대구분2(4세대 구분)에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과

4세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향력을 살펴본 결과 [모형2-2]의 설명력은 6.8%로 나타났고(조정된  $R^2=.068$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=21.651$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수의 영향력을 살펴본 [모형2-1]에 비해 설명력이 2.1%p증가하였다. 민주화세대( $\beta=.0145$ ,  $p<.001$ )와 정보화세대1( $\beta=.188$ ,  $p<.001$ ), 정보화세대2( $\beta=.108$ ,  $p<.001$ )는 전쟁·산업화세대에 비해 친복지적인 것으로 나타났으며, 정보화세대1이 다른 세 세대에 비해 가장 친복지적인 것으로 나타났다. [모형2-3]에서는 조절변수인 연령이 복지태도에 미치는 주효과를 살펴보기 위해 통제변수와 세대구분2를 투입한 후 연령의 영향력을 검증하였다. [모형2-3]의 설명력은 7.1%로 나타났고(조정된  $R^2=.071$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=20.820$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수의 영향력을 살펴본 [모형2-2]에 비해 설명력이 0.3%p증가하였다. 연령은 복지태도에 부적영향을 주고 있어( $\beta=-.142$ ,  $p<.01$ ), 연령이 증가할수록 비복지적인 태도를 보이는 것으로 나타났다.

[모형2-4]는 세대구분2가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과를 살펴보기 위해 통제변수, 세대구분2, 연령을 투입한 후 상호작용항을 넣어 영향력을 살펴보았다. [모형2-4]의 설명력은 7.4%로 나타났고(조정된  $R^2=.074$ ), 통계적으로 유의하였으며( $F=17.737$ ,  $p<.001$ ), [모형2-3]에 비해 설명력이 0.3%p증가하였다. 즉, 복지태도에 대한 세대구분2에 따른 세대효과가 연령에 의해 조절되고 있는 것으로 나타났다. 각 세대별 조절효과를 살펴보면, 연령은 민주화세대의 영향력을 억제하고( $\beta=-.114$ ,  $p<.01$ ), 정보화세대1의 영향력을 증폭시키는 것으로 나타났다( $\beta=.216$ ,  $p<.1$ ). 반면, 정보화세대2에 대한 조절효과는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 세대구분1에서와 같이 연령이 증가함에 따라 민주화세대의 친복지적 태도는 낮아지고, 정보화세대1의 친복지적 태도는 높아지지만, 정보화세대2에 대한 연령의 조절효과는 없었다.



<표 7> 4세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 연령의 조절효과

변수명	[모형2-1]			[모형2-2]			[모형2-3]			[모형2-4]		
	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$
성별(여성=1)	-.089	.037	-.044*	-.148	.037	-.073***	-.158	.037	-.078***	-.159	.037	-.078***
고졸 이하	.199	.043	.089***	.010	.049	.004	-.022	.050	-.010	-.033	.050	-.015
전문대제 이상	.415	.046	.188***	.114	.057	.051*	.079	.058	.036	.064	.058	.029
임시/일용직, 자활/공공/노인일자리	-.046	.056	-.018	.034	.057	.013	.034	.056	.013	.053	.057	.020
고용주/자영업	-.226	.061	-.082***	-.103	.062	-.037+	-.093	.062	-.034	-.074	.062	-.027
무급/실업/비경활	-.086	.051	-.043+	.056	.054	.028	.088	.054	.044	.107	.055	.053+
중소도시(시, 군)	-.022	.036	-.011	-.030	.035	-.015	-.025	.035	-.012	-.023	.035	-.011
농어촌(도농복합군)	-.248	.103	-.042*	-.242	.102	-.041*	-.235	.101	-.039*	-.228	.101	-.038*
복지수급경험(유=1)	.163	.041	.069***	.177	.041	.075***	.200	.042	.085***	.156	.044	.066***
민주화세대				.327	.051	.145***	.169	.071	.075*	-.007	.091	-.003
정보화세대1				.551	.066	.188***	.292	.105	.100**	1.004	.336	.342**
정보화세대2				.499	.092	.108***	.169	.138	.037	1.096	1.152	.237
연령							-.142	.045	-.142**	-.109	.049	-.109*
민주화세대*연령										-.386	.139	-.114**
정보화세대1*연령										.474	.253	.216+
정보화세대2*연령										.445	.612	.181
R <sup>2</sup>		.050			.072			.075			.078	
조정된 R <sup>2</sup>		.047			.068			.071			.074	
F		19.663***			21.651***			20.820***			17.737***	

주: +p < .1, \*p < .05, \*\*p < .01, \*\*\*p < .001

### 3. 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 계급의 조절효과

#### 1) 3세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 계급의 조절효과

[모형3-3]에서는 조절변수인 계급(소득계층)이 복지태도에 미치는 주효과를 살펴보기 위해 통제변수와 독립변수인 세대구분1(3세대 기준)을 투입한 후 소득계층의 영향력을 검증하였다. [모형3-3]의 설명력은 7.3%로 나타났고(조정된  $R^2=.073$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=23.197$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수 및 세대의 영향력을 살펴본 [모형3-2]에 비해 설명력이 0.4%p증가하였다. 소득계층은 복지태도에 정적영향을 주고 있어( $\beta=.084$ ,  $p<.001$ ), 일반가구에 비해 저소득가구가 친복지적인 태도를 보이는 것으로 나타났다.

[모형3-4]는 세대구분1이 복지태도에 미치는 영향에 대한 소득계층의 조절효과를 살펴보기 위해 통제변수, 세대구분1, 소득계층을 투입한 후 상호작용항을 넣어 영향력을 살펴보았다. [모형3-4]의 설명력은 7.4%로 나타났고(조정된  $R^2=.074$ ), 통계적으로 유의하였으며( $F=20.189$ ,  $p<.001$ ), [모형3-3]에 비해 설명력이 0.1%p증가하였다. 각 세대별 조절효과를 살펴보면, 민주화세대 및 정보화세대2의 영향력에 대한 소득계층의 조절효과는 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타났으며, 상호작용항을 투입한 후에 각 독립변수 및 조절변수의 영향력이 그대로 남아있는 것으로 나타났다. 즉, 복지태도에 영향을 미치는 세대구분1에 따른 세대효과를 소득계층이 조절하지 않는 것으로 나타났다.

#### 2) 4세대 구분에 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 계급의 조절효과

[모형4-3]에서는 조절변수인 계급(소득계층)이 복지태도에 미치는 주효과를 살펴보기 위해 통제변수와 세대구분1를 투입한 후 소득계층의 영향력을 검증하였다. [모형4-3]의 설명력은 7.3%로 나타났고(조정된  $R^2=.073$ ), 통계적으로 유의하였다( $F=21.460$ ,  $p<.001$ ). 또한 통제변수 및 세대의 영향력을 살펴본 [모형4-2]에 비해 설명력이 0.5%p증가하였다. 소득계층은 복지태도에 정적영향을 주고 있어( $\beta=.085$ ,  $p<.001$ ), 일반가구에 비해 저소득가구가 친복지적인 태도를 보이는 것으로 나타났다.

[모형4-4]는 세대구분2가 복지태도에 미치는 영향에 대한 소득계층의 조절효과를 살펴보기 위해 통제변수, 세대구분2, 소득계층을 투입한 후 상호작용항을 넣어 영향력을 살펴보았다. [모형3-4]의 설명력은 7.5%로 나타났고(조정된  $R^2=.075$ ), 통계적으로 유의하였으며( $F=18.182$ ,  $p<.001$ ), [모형4-3]에 비해 설명력이 0.2%p증가하였다. 각 세대별 조절효과를 살펴보면, 민주화세대 및 정보화세대1의 영향력에 대한 소득계층의 조절효과는 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 나타난 반면, 정보화세대2의 영향력에 대한 소득계층의 조절효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다( $\beta=.055$ ,  $p<.01$ ). 즉, 복지태도에 영향을 미치는 세대구분2에 따른 정보화세대2.0의 세대효과를 소득계층이 조절하며, 그 영향력은 증폭되는 것으로 나타났다.

<표 8> 4세대 구분에 따른 세대가 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 계급의 조절효과

변수명	[모형3-1]			[모형3-2]			[모형3-3]			[모형3-4]		
	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$	B	S.E.	$\beta$
성별(여성=1)	-.089	.037	-.044*	-.148	.037	-.073***	-.143	.037	-.070***	-.140	.037	-.069***
고졸 이하	.199	.043	.089***	.011	.049	.005	.056	.050	.025	.048	.050	.021
전문대제 이상	.415	.046	.188***	.112	.057	.051+	.163	.058	.074**	.159	.058	.072**
임시/일용직, 자활/공공/노인일자리	-.046	.056	-.018	.032	.056	.012	.021	.056	.008	.006	.057	.002
고용주/자영업	-.226	.061	-.082***	-.104	.062	-.038+	-.114	.062	-.041+	-.128	.062	-.046*
무급/실업/비경활	-.086	.051	-.043+	.055	.054	.027	.016	.054	.008	.002	.055	.001
중소도시(시, 군)	-.022	.036	-.011	-.030	.035	-.015	-.033	.035	-.016	-.032	.035	-.016
농어촌(도농복합군)	-.248	.103	-.042*	-.241	.102	-.041*	-.244	.101	-.041*	-.244	.101	-.041*
복지수급경험(유=1)	.163	.041	.069***	.181	.041	.077***	.155	.041	.065***	.158	.041	.067***
민주화세대				.328	.051	.145***	.352	.051	.156***	.319	.055	.141***
정보화세대				.539	.062	.209***	.565	.062	.219***	.528	.065	.204***
저소득계층							.180	.043	.084***	.139	.048	.065**
민주화세대*저소득계층										.160	.114	.027
정보화세대*저소득계층										.277	.171	.029
R <sup>2</sup>	.050			.072			.077			.078		
조정된 R <sup>2</sup>	.047			.069			.073			.074		
F	19.663***			23.593***			23.197***			20.189***		

주: +p<.1, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

<표 9> 4세대 구분에 따른 세대가 따른 세대가 복지태도에 미치는 영향에 대한 계급의 조절효과

변수명	[모형4-1]			[모형4-2]			[모형4-3]			[모형4-4]		
	B	S.E.	β	B	S.E.	β	B	S.E.	β	B	S.E.	β
성별(여성=1)	-.089	.037	-.044	-.148	.037	-.073***	-.141	.037	-.070***	-.141	.037	-.070***
고졸 이하	.199	.043	.089	.010	.049	.004	.055	.050	.025	.045	.050	.020
전문대 이상	.415	.046	.188	.114	.057	.051*	.166	.058	.075**	.156	.058	.071**
임시/일용직, 자활/공공/노인일자리	-.046	.056	-.018	.034	.057	.013	.023	.056	.009	.014	.057	.005
고용주/자영업	-.226	.061	-.082	-.103	.062	-.037+	-.113	.062	-.041+	-.124	.062	-.045*
무급/실업/비경활	-.086	.051	-.043	.056	.054	.028	.017	.054	.009	.008	.055	.004
중소도시(시, 군)	-.022	.036	-.011	-.030	.035	-.015	-.033	.035	-.017	-.035	.035	-.017
농어촌(도농복합군)	-.248	.103	-.042	-.242	.102	-.041*	-.245	.101	-.041*	-.243	.101	-.041*
복지수급경험(유=1)	.163	.041	.069	.177	.041	.075***	.149	.042	.063***	.154	.042	.065***
민주화세대				.327	.051	.145***	.352	.051	.156***	.321	.055	.142***
정보화세대1				.551	.066	.188***	.583	.066	.199***	.569	.069	.194***
정보화세대2				.499	.092	.108***	.511	.092	.110***	.421	.096	.091***
저소득계층							.181	.043	.085***	.139	.048	.065**
민주화세대*저소득계층										.158	.114	.026
정보화세대*저소득계층										-.078	.221	-.006
정보화세대2*저소득계층										.797	.258	.055**
R <sup>2</sup>		.050			.072			.077			.080	
조정된 R <sup>2</sup>		.047			.068			.073			.075	
F		19.663***			21.651***			21.460***			18.182***	

주: +p<.1, \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 제5절 결론 및 논의

본 연구는 세대별 복지태도에 있어 연령과 계급의 조절효과를 살펴본 것으로 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 민주화세대와 정보화세대는 산업화세대에 비해 친복지적 성향을 보였는데, 정보화세대중 1975~1985년 사이에 출생한 정보화세대1이 가장 친복지적이었다.

둘째, 연령은 복지태도에 부정적 영향을 미치는 동시에, 세대가 복지태도에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 구체적으로 연령이 증가함에 따라 민주화세대의 친복지적 태도는 낮아지고, 정보화세대의 친복지적 태도는 높아지는 것으로 나타났다.

셋째, 소득계층은 복지태도에 영향을 미치는 동시에, 세대가 복지태도에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 구체적으로 정보화세대2에 속하면서 저소득층인 경우 친복지적 태도가 더욱 강화되는 것으로 나타났다.

결론적으로 세대 정체성 측면에서 친복지적 태도를 갖는 민주화세대라 하더라도 나이가 들어감에 따라 친복지적 태도가 누그러지는 경향이 나타나는 반면, 상대적으로 젊은 세대인 정보화세대의 경우에는 나이가 들어갈수록 오히려 친복지적 태도가 강화되는 상반되는 현상을 보여주었다. 또한 정보화세대2의 경우 앞선 세대와 달리 저소득층일 때 친복지적 태도가 강화되는 현상을 보여주었다. 이러한 결과는 선배 세대와 달리 청년세대는 그들이 처한 곤경의 원인을 자신에게서 찾기보다는 사회구조에서 비롯된 문제로 인식하여 국가의 공적복지지출 확대가 찬성하는 친복지적 태도로 나타나며, 이는 연령의 증가에 따른 사회구조에 대한 인식이 확장된 데 따른 효과이자 동시에 자신이 복지수혜자일 가능성이 높은 저소득층에 속하게 된 데 정치적 입장이 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 연령의 조절효과를 분석하기 위해 세대와 연령의 상호작용항을 구성하여 위계적 회귀분석을 실시하는 방법을 사용하였으나, 두 변수가 동일한 속성을 가진 변수라는 점에서 엄격성 측면에서 한계를 지니고 있으며, 후속 연구에서는 연령과 시간, 코호트의 영향을 분해하는 APC(age period cohort) 분석 방법 등에 기반한 보다 엄격한 방식의 연구가 수자실행될 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강정희·염동문(2014), 소득이 복지인식에 미치는 영향에 관한 연구: 정치만족도의 매개효과를 중심으로, 사회과학연구논총, 30(2), 319-351.
- 김수정(2015), 한국인의 복지태도에서 성별 격차, 여성학연구, 25(1), 63-91.
- 김사현(2011), 노인복지서비스 수급경험이 복지인식에 미치는 효과: 성향점수매칭(PSM)을 활용한 이중차이 분석, 한국복지패널 학술대회 논문집, 221-240.
- 김수완·안상훈(2013), 한국 노동시장과 사회적 보호의 내부자-외부자 균열: 공적연금지출에 대한 인식을 중심으로, 사회보장연구, 29(2), 83-103.
- 김신영(2010), 한국인의 복지의식 결정요인 연구: 국가의 공적책임에 대한 태도를 중심으로, 조사연구, 11(1), 87-105.
- 김신영(2017), 한국 노년세대 분화연구: 복지태도 측면에서, 사회과학연구, 30(1), 197-221.
- 김영순·노정호(2017), 복지태도에 있어서의 세대효과, 한국정당학회보, 16(3), 109-142.
- 김영순·여유진(2011), 한국인의 복지태도: 비계급성과 비일관성 문제를 중심으로, 경제와 사회, 91, 211-240.
- 김영순·여유진(2015), 한국인의 복지태도는 어떻게 변화하고 있는가? 사회경제적 지위 변수의 영향력을 중심으로, 사회정책연합 공동학술대회 자료.
- 김영란(1995), 이데올로기와 복지태도, 고려사회학논집, 9, 229-249.
- 김윤태·유승호·이훈희(2013), 한국의 복지태도의 정치적 역동성: 타계급성과 정치적 기회의재평가, 한국학연구, 45, 183-212.
- 김희자(1999), 한국인의 복지태도 분화, 한국사회복지정책학회 논문집 8집.
- 김희자(2013a), 한국인의 복지태도에 대한 탐색적 연구, 동서언론, 16, 59-88.
- 김희자(2013b), 계급, 계층이 복지정책에 대한 태도에 미치는 영향과 교육변인의 조절효과 연구, 한국사회정책, 20(2), 35-68.
- 박길성(2011), 한국사회의 세대갈등: 연금과 일자리를 중심으로, 한국사회, 12(1), 3-25.
- 박미경·조민효(2016), 잠재집단분석을 활용한 한국인의 복지태도 유형 연구, 한국사회와 행정연구, 26(4), 137-164.
- 배진희·이중섭(2014), 지역의 정치·사회·경제적 특성이 복지의식에 미치는 영향, 한국지역사회복지학, 49, 233-250.

- 류만희·최영(2009), 복지정책에 대한 지지도 연구 : 복지의식, 계층, 자기이해의 영향을 중심으로, 한국정책과학학회보, 13(1), 191-210.
- 류진석(2004), 복지태도의 미시적 결정구조와 특성, 한국사회복지, 56(4), 79-101.
- 안상훈(2000), 복지정책의 사회적 균열구조에 관한 연구, 한국사회복지학, 43, 193-221.
- 여승현(2016), 세대에 따른 경제적불평등 인식과 복지태도, 한양대학교 석사학위논문.
- 이명진(2005), 한국 2030 신세대의 의식과 사회 정체성, 서울: 삼성경제연구소.
- 이상록·김형관(2013), 한국사회에서의 세대와 복지태도: 세대간 복지태도 차이 및 세대 영향의 분석, 29(3), 사회과학연구, 29(3), 433-458.
- 이상록·이순아·김형관(2017), 한국사회 복지태도 변화의 역동성: 개인 복지태도 변화에 대한 종단 자료 분석, 사회복지연구, 48(4), 59-89.
- 이성균(2002), 한국 사회복지의식의 특성과 결정 요인 : 국가의 복지책임 지지도를 중심으로, 한국사회학, 36(2), 205-228.
- 이수빈(2016), 복지태도, 계급 그리고 인권, 한국사회학회 사회학대회 논문집, 2016-12, 549-566.
- 이정화·문상호(2015), 한국 복지국가의 향방에 대한 젊은 세대의 복지태도 예측: 30대 및 40대를 중심으로, 한국사회복지조사연구, 46, 165-194.
- 이지오·황아란(2016), 복지태도의 결정요인 분석: 복지수준과 '정부의 질'에 대한 인식의 효과를 중심으로, 한국사회정책, 23(1), 257-285.
- 임준형(2014), 한국인의 정치성향에 따른 복지태도 연구: 서울지역을 중심으로, 고려대학교 석사학위논문.
- 장용석·이상우·이재원(2012), 서울시민의 비영리조직 신뢰정도가 복지태도에 미치는 영향에 관한 연구: 세대별 비교를 중심으로, 사회과학연구, 25(1), 153-184.
- 전성표(2006), 배분적 정의, 과정적 정의 및 인간관계적 정의의 관점에서 본 한국인들의 공평성 의식과 평등의식, 한국사회학, 40(6), 92-127.
- 전주현(2013), 한국사회 복지태도 결정요인에 관한 연구: 계급, 자기이해, 이념적 요인을 중심으로, 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 조돈문(2001), 복지의식의 계급효과와 공사부문효과, 산업노동연구, 7(1), 157-191.
- 조남경(2013), 사회복지의 문화적 토대, 복지태도, 그리고 문화적 문맥: 사회복지정책 연구에 있어서 세 가지 문화적 접근의 현황과 과제, 비판사회정책, 39, 235-273.
- 조남경(2017), 복지태도의 세대 간 균열 연구: 연령효과와 분리된 코호트 효과와 그 요인의 분석, 한국사회정책, 24(2), 245-275.
- 조성남·윤옥경(2000), 가치관과 행위양식의 세대간 차이와 유사성, 사회과학연구논총, 5, 103-135.

- 조정인(2012), 공리주의적 자기이해관계변인과 상징적 정치이념변인이 유권자들의 복지정책 선호에 끼치는 영향에 대한 경험적 연구, *정보정치연구*, 15(2), 153-173.
- 주은선·백정미(2007), 한국의 복지인식 지형: 계층, 복지수요, 공공복지 수급경험의 영향을 중심으로, *사회복지연구*, 34, 203-225.
- 최균·류진석(2000), 복지의식의 경향과 특징 : 이중성, *사회복지연구*, 16, 223-254.
- 최유석(2011), 한국인의 사회복지에 대한 인식과 분산: 정치적 성향과 정치적 지식의 역할을 중심으로. *사회복지정책*, 38, 57-83.
- 황아란·이지호(2015), 복지부문 정부역할 확대 여부에 대한 결정요인 분석, *한국과 국제정치*, 31(2), 177-210.
- 허수연·김한성(2016), 한국인의 복지태도에 관한 연구, *사회보장연구*, 32(3), 203-235.
- Andreß· Heien,T(1999), Explaining Public Attitudes towards the German Welfare State using Structural Equation Models, *WME-Arbeitspapier*, 7, 1-28.
- Blekesaune, M(2007). Economic Conditions and Public Attitudes to Welfare Policy, *European Sociological Review*, 23(3), 393-403.
- Goerres, A(2007). Demands for welfare state provisions by a powerful generation: comparing British and German baby-boomers. European Consortium for Political Research Conference, 6-8 September 2007, Pisa, Italy.
- Goerres, A. and Tepe, M. (2010). Age based Self interest, Intergenerational Solidarity and the Welfare State: A Comparative Analysis of Older People's Attitudes towards Public Childcare in 12 OECD Countries. *European Journal of Political Research*, 49(6), 818-851.
- Svallfors, S(2004), Class, Attitudes and the Welfare State: Sweden in Comparative Perspective, *Social Policy and Administration*, 38(2).
- Taylor-Gooby, P(1985). *Public opinion, ideology and state welfare*, London: Routledge.
- Jaime-Castillo, A. M., and Saez-Lozano, J. L(2016). Preferences for Tax Schemes in OECD Countries, Self-interest and Ideology. *International Political Science Review*, 37(1), 81-98.





## 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계

### - 자기회귀교차지연모형 검증과 연령대별 다집단 분석 -

The Reciprocal Longitudinal Relationship between Social Relationship and Depression  
in Korean Middle-aged and Older Adults

최은영(University of Southern California, Gerontology, 박사과정)

엄사랑(경희대학교 동서의학대학원 노인학과 박사과정)

본 연구는 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 검증하는 것이다. 이를 위해 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study: KOWEPS) 자료 중 9차년도(2014년)부터 12차년도(2017년)까지의 자료를 활용하여 자기회귀교차지연 모형(autoregressive cross-lagged modeling)을 실시하였다. 최종분석대상은 9차년도 기준 만 55-74세의 중고령층 2,573명이다. 나아가 연령대 집단별로 두 변인 간의 관계에 있어 상이한 양상을 보이는지 살펴보기 위해 전노인(55-64세)과 연소노인(65-74세) 간 다집단 분석을 실행하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 자기회귀계수와 관련하여 사회적 관계와 우울 모두 시간의 경과에 따라 통계적으로 유의한 수준에서 안정적으로 지속되었다. 둘째, 교차지연계수와 관련하여 이전시점의 사회적 관계는 이후시점의 우울을 부적방향으로 유의하게 예측하고 있었다. 즉, 사회적 관계 수준이 낮을수록 이후시점의 우울 수준이 높게 나타났다. 마찬가지로 이전시점의 우울이 높을수록 이후시점의 사회적 관계의 수준은 낮은 것으로 나타났다. 셋째, 우울과 사회적 관계의 종단적 상호인과관계가 연령집단별로 차이를 보이고 있었다. 전노인 집단의 경우 '우울(t)→사회적 관계(t+1)'가 유의하지 않았으나, 연소노인 집단에서는 유의한 결과를 나타냈다. 이는 전노인과는 다르게 연소노인의 경우, 우울이 사회적 관계의 저하로 이어질 수 있음을 시사한다. 본 연구는 주로 일방향 모형(unidirectional model)의 관점에서 논의되어 온 중고령층의 사회적 관계와 우울에 대한 연구를 쌍방향 모형(reciprocal effects model)의 관점으로 확장시켜 살펴보았다는데 의의를 지닌다. 연구결과를 토대로 한국 중·고령층의 사회 및 정신적 건강을 위한 사회복지영역에서의 실천적, 정책적 방안에 대한 제언이 논의되었다.

## 제1절 서론

중·노년기 정신건강 문제는 심각한 사회문제 중 하나이다. 특히 중·노년기는 신체적·정신적 기능이 쇠퇴하고 은퇴와 같은 사건으로 지위와 역할이 축소되며 가족 및 친구의 상실 등 부정적 생애사건을 겪게되는 시기이기 때문에 우울에 노출되기 쉽다(이민수 외, 2000). 그 예로 우리나라에서는 2000년 초반까지는 노인 5명 중 1명이 우울을 겪고 있는 것으로 나타났으나(신경림, 김정선, 2003), 최근에는 우리나라 노인 중 33.1% 즉 3명 중 1명이 우울을 겪고 있는 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2014). 구체적으로 연령대에 따른 우울빈도를 살펴보면, 연령이 높은 집 단일수록 우울빈도가 증가하였다. 국민연금관리공단 자료에 따르면 2015년 기준 80대 노인의 38.3%가 우울증상이 있음으로 가장 높은 비율을 차지하였으며, 그 다음으로 70대가 32.3%, 60대가 22.1%, 50대는 15.3% 우울 비율을 가지는 것으로 확인되었다.

이러한 심각성에도 불구하고 노년기 우울은 연령이 증가함에 따라 나타나는 자연스러운 현상으로 치부되어 소홀히 하는 경향이 있다. 하지만 중고령층의 우울 증상은 자살로 직결되는 위험 요인으로(양순미·임춘식, 2006; Fujisawa et al., 2005) 사회적 문제임을 분명히 인식하고 그에 대한 예방 및 치료를 위해 관련 대비책을 철저히 마련해야 한다. 특히나 중년기에 우울을 경험하게 되면 연령이 증가할수록 우울감이 누적되어 결국 중·노년기 전주기에 걸쳐 지속적으로 우울할 가능성이 높다(이현주, 2013). 그렇기 때문에 우울증상을 경험하는 즉시 즉각적이고 적절한 치료 개입이 필요하며, 특히나 우울은 예방적 차원에서의 접근이 매우 중요하다.

중·노년기에서 우울과 관련된 주요 요인들은 크게 사회적 요인, 건강요인, 정서·인지적 요인, 인구사회학적 요인을 들 수 있다. 구체적으로 먼저 사회적 요인은 사회적 관계와 사회적지지 등을 포함(이혜림 외, 2016; Wu et al., 2015)하고 있으며, 건강요인은 주관적 건강상태, 만성질환 등(이정애·김지미, 2010; Unsar, Sut, 2010)이 있고, 정서·인지적 요인은 인지기능 등(Mehta et al., 2003; Sachs-Ericsson et al., 2005)이 있으며, 인구사회학적 요인으로는 성별, 연령, 소득수준 등(최영, 2008; 김미점, 2015; Stordal, Mykletun, and Dahl, 2003)이 있는 것으로 나타났다. 4가지 요인 모두 중·노년기 우울과 관련이 깊지만 그 중에서도 사회적 요인은 직접적으로는 심리사회적 개입대상이 되며 간접적으로는 신체건강에 영향을 줄 수 있기 때문에 무엇보다 주요하게 연구해야 할 영역이다(이혜림 외, 2016).

따라서 국내외 연구 중 중고령층의 사회적 관계가 우울에 미치는 영향에 대한 연구는 적지 않게 진행되어 온 것으로 확인되었다(이주현·정혜정, 2015; 이혜림 외, 2016; Jensen et al., 2014; Han, Kim, and Burr, 2017). 구체적으로 살펴보면 이혜림, 명재석, 오설아와 최승원(2016)은 상호친밀연결망 수준이 높을수록 우울이 감소하는 것을 확인하였으며, Tasi, Yeh와 Tasi(2005)는 축소된 사회적 관계가 우울 증상의 중요한 예측인자임을 확인하였다. 반면 몇몇 연구들에서는 우울이 사회적 관계를 축소시키는 역방향성에 대해 보고하였는데(Matt, Dean, 1993; Achterberg et al., 2003), Matt와

Dean(1993)의 연구결과 중고령자가 우울과 같은 정서적 불안을 경험할수록 친구의 지지가 감소하였으며 Achterberg과 그의 동료들(2003)은 우울의 독립적인 위험인자가 낮은 사회적 참여임을 확인하였다. 이와 같이 사회적 관계와 우울은 서로 강력한 공존상태이며, 특히 중·노년기 다양한 변화로 사회적 관계가 위축되면 우울해지기 쉽고 우울해지면 사회적 관계의 교류를 차단하는 등 역순환적 악의 고리가 형성되고 있다. 그러나 기존 선행연구들을 종합해보면 단순히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하거나(이혜림 외, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012), 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증해왔다(Matt, Dean, 1993; Achterberg et al., 2003).

최근 일각에서는 두 개념의 상보적 인과관계에 주목하여 몇몇 연구들이 진행되고 있는데(전근성, 2017; Rosenquist et al., 2011), Rosenquist, Fowler와 Christakis(2011)는 우울 증상과 사회적 관계와의 연관성을 연구한 결과, 우울증상이 사회적 유대감에 영향을 끼쳐 사회적 관계를 축소시키며 그 인과관계가 역전되어 축소된 사회적 관계로 인해 우울증상이 더욱 악화됨을 확인하였다. 국내 연구인 전근성(2017)의 연구에서도 초기 노년층의 우울과 사회적 관계가 상호인과관계가 있음을 확인하여 선행연구를 지지하였다.

그러나 아직까지 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 종단적이고 체계적으로 검증한 연구는 매우 부족하며, 특히 한국 중고령층을 대상으로 사회적 관계와 우울의 상호 영향관계를 검증한 연구는 존재하고 있지 않은 실정이다. 또한 우울과 사회적 관계망 모두 시간의 흐름에 따라 변화하는 존재(김주희, 2011; 이현주, 2013; 김진현, 2015)이지만 기존 선행연구들은 각 시점별 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 제시하지 못하였다(전근성, 2017). 즉, 우울로 사회적 관계가 변화함과 사회적 관계로 인해 우울이 변화하는 상호 인과성을 종단적으로 살펴보는 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 기존의 단편적인 접근을 뛰어넘어 중·노년기 연령집단을 세분화하여 우울과 사회적 관계의 상호 연관성을 종단적이고 구체적으로 고찰하고자 한다.

## 제2절 이론적 배경 및 선행연구 고찰

### 1. 이론적 배경: 사회정서적 선택이론

사회정서적 선택이론(Socioemotional Selectivity Theory)은 중고령층의 대인 관계에 대해 설명해주는 대표적인 이론이다. Carstensen(1992)이 처음 제안한 사회정서적 선택이론은 발달적 관점에서 연령이 높을수록 정서적으로 의미 있는 목표에 더 많은 활동과 자원을 투자한다는 이론이다. 즉, 해당 이론에서는 삶의 동기와 목표가 '시간'에 따라 다르다고 보고 있다(정영숙·최진희, 2016). 젊은 사람들은 '앞으로 생이 많이 남았다'고 생각하는 개방적 미래시간조망을 가지게 되고 장기적 목표인 지식관련 목표를 중요하게 생각한다(Carstensen, 1992). 따라서 삶의 시간이 많이 남겨져 있다고 생각하는 젊은 사람들은 정서적 만족감보다는 지식관련 목표를 추구하여 새로운 것에 도전하는 경험을 우선적으로 선택한다. 반면 중고령층들은 '남은 생이 얼마 남지 않았다'고

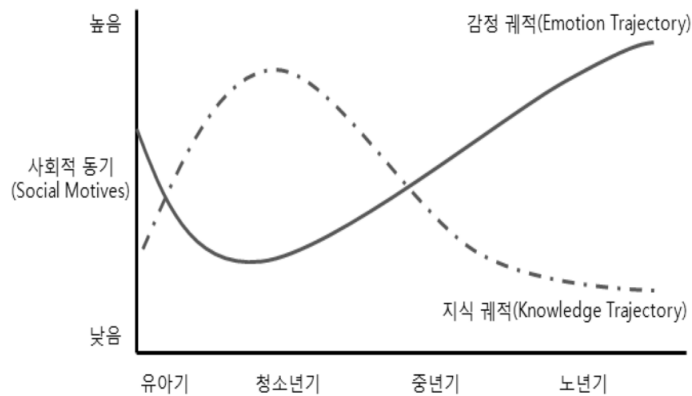
생각하는 제한적 미래시간조망을 가지게 되어 단기적 목표인 정서적 목표를 중요하게 생각한다 (Carstensen, 1992). 즉, 중고령층은 젊은 사람들에 비하여 가족 및 친인척, 친구 등 친근하고 편안한 관계 속에서 정서적 만족감을 우선적으로 선택하여 정서적 안녕감을 누리려고 한다.

<표 1> 사회정서적 선택이론의 주요 개념

연령대	미래에 대한 관점	지향하는 삶의 목표	추구하는 행동
성인기	개방적 미래시간 조망	(장기적 목표) 지식관련 목표	지식습득, 경력계획, 새로운 사회적 관계망, 미래성과를 위한 노력
중·노년기	제한적 미래시간 조망	(단기적 목표) 정서적 목표	만족스러운 사회적 관계, 감정조절, 현재 실현될 수 있는 노력

사회정서적 선택이론의 주요 개념인 삶에 대한 사회적 동기가 변화하는 양상을 생애발달 주기에 따라 아래 그림과 같이 표현되기도 한다(Carstensen, Isaacowitz, and Charles, 1999). 먼저 지식관련 목표는 유아기를 지나 청소년기에 최고점에 도달하였다가 중·노년기에 접어들면서 점차 감소하는 궤적을 보이는 것으로 나타났다. 반면 정서적 목표는 유아기에서 점점 감소하여 청소년기 가장 낮은 수준에 머무르다가 중년기에서 노년기까지 점차 증가하는 것으로 나타났다.

[그림 1] 사회정서적 선택이론 사회적 동기 변화 궤적



자료: 정효채 외, 2013: 74p. 재인용

중고령층은 정서적 안녕감, 친밀감 등과 같이 긍정적 정서경험을 쉽게 얻기 위해 이미 친밀한 관계를 유지하고 있는 가족 및 친인척, 친구와의 교류를 하는 것을 선호하며(유경·민경환, 2003), 중·노년기에 있어 인간관계 중 가장 중요한 관계는 가족이라고 보고되고 있다(김영범·박준식, 2004; 정여진·안정신, 2010; 정영숙 외, 2012; Nguyen et al., 2016). 중·노년기에 있어 가족이 가장 중요한 관계로 보고되고 있는 이유는 가족이 노인들에게 돌봄 및 경제적 지원을 가장 많이 제공하고 있으며, 삶의 만족, 자아존중감, 행복감 등 긍정적 정서를 경험하게 하는 중요

한 요인이기 때문이다(Antonucci, Jackson, 1990; Nguyen et al., 2016). Nguyen과 그의 동료들(2016)은 가족과 친구들의 사회적 지원이 아프리카 계 미국 노인의 건강에 미치는 영향을 연구한 결과, 가족 및 친구와의 친밀감이 건강 증진에 기여하며 삶의 만족, 자아존중감, 행복감에 중요한 상호작용이 있는 것으로 나타났다. 정여진과 안정신(2010)은 남성노인이 성공적으로 노년기를 보내기 위해 가족관계가 중요한 요인임을 확인하였다. 이와 같은 결과들은 사회정서적 선택이론의 가정을 지지하고 있으며, 본 연구에서도 사회정서적 선택이론의 가정에 기반하여 중고령층의 가족 및 친구들을 포함한 사회적 관계와 정서적 안녕감인 우울과의 상호 인과관계를 살펴보고자 한다.

## 2. 중고령층 우울과 사회적 관계 간의 종단적 상호관계 확인 필요성

우울은 은퇴, 신체적·정신적 기능의 쇠퇴, 지위 및 역할 축소, 가족 및 친구의 상실 등과 같은 부정적 생애사건을 겪게 되는 중·노년기에 노출되기 쉬운 질환 중 하나이다(이민수 외, 2000). 중고령층의 우울 증상은 자살까지 이르게 하는 위험요인으로(양순미·임춘식, 2006; Fujisawa et al., 2005), 예방 및 치료에 대한 중요성이 더욱 부각되고 있다. 중·노년기의 우울에 대한 연구들은 크게 사회적 관계와 사회적지지 등을 포함하는 사회적 요인(이혜림 외, 2016; Wu et al., 2015), 주관적 건강상태, 만성질환 등과 같은 건강요인(이정애·김지미, 2010; Unsar, Sut, 2010), 인지기능 등과 같은 정서·인지적 요인(Mehta et al., 2003; Sachs-Ericsson et al., 2005), 성별, 연령, 소득수준 등과 같은 인구사회학적 요인들(최영, 2008; 김미점, 2015; Stordal, Mykletun, and Dahl, 2003)과 관련이 있는 것으로 나타났다. 각 요인들 모두 중고령층의 우울을 이해하는데 중요하지만, 그 중에서도 사회적 요인은 직접적으로는 심리사회적 개입대상이 되며 간접적으로는 신체건강에 영향을 줄 수 있기 때문에 무엇보다 주요하게 연구해야 할 영역이다(이혜림 외, 2016).

국내외에서 중고령층의 우울과 사회적 관계를 살펴본 연구는 적지 않게 진행되어 왔다(이주현·정혜정, 2015; 이혜림 외, 2016; Jensen et al., 2014; Han, Kim, and Burr, 2017). 중·노년기 우울에 영향을 미치는 대표적인 사회적 관계로 부부와 친구가 언급되어 지고 있다(유정현·성혜영, 2009; 김수진·김세영, 2013; Jensen et al., 2014). 먼저 유정현과 성혜영(2009)은 노년기 우울에 대해 부부관계 만족도의 중재효과를 검증한 결과 부부관계 만족도가 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 김수진과 김세영(2013)의 연구에서도 중년 여성의 부부친밀감과 우울이 부적 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이주현과 정혜정(2015)은 노년기 부부관계 만족도와 우울과의 종단적 상호관계를 살펴본 결과 노년기 부부관계 만족도와 우울은 부적 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 가족과의 관계 뿐 아니라 친구와의 관계도 중고령층 우울을 감소시키는데 효과적으로 나타났는데(Han, Kim, and Burr, 2017), Jensen과 그의 동료들(2014)은 노년기 사회적 관계망 유형 중 친구의 지지가 우울 증상을 감소시키는 것으로 보고하였다. 그 뿐 아니라 Han과 그의 동료들(2017)은 친구와의 사회적 상호작용이 우울한 증상을 감소시키는 것으로 확인함으로 친구와의 사회적 관계가 노년기 정

신건강에 중요한 기여를 하는 것을 확인하였다.

또한 가족과 친구와의 관계 등을 모두 포함하는 사회적 관계와 우울과의 관계를 살펴본 연구도 몇몇 있는 것으로 확인하였다(이혜림 외, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012). 이혜림, 명재석, 오설아와 최승원(2016)은 사회연결망이 노년기 우울에 미치는 영향을 연구한 결과 상호친밀 연결망 수준이 높을수록 우울이 감소하는 것으로 나타났다. 국외연구인 Tasi, Yeh와 Tasi(2005)는 축소된 사회적 관계가 우울 증상의 중요한 예측인자임을 확인하였으며, Tiedt(2010)도 빈약한 사회적 네트워크를 가지고 있고 사회적 교류가 부족한 노인들은 우울 위험성에 노출될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 Luppá 와 그의 동료들(2012)의 연구에 따르면 우울증상의 광범위한 위험요인 중 열악한 사회적 네트워크와 우울이 부적 상관관계를 가지는 것을 확인하였다. 반면 몇몇 연구들에서는 우울이 사회적 관계를 축소시키는 역방향성에 대해 보고하였다(Matt, Dean, 1993; Achterberg et al., 2003). Matt와 Dean(1993)은 중고령자가 우울과 같은 정서적 불안을 경험할수록 친구의 지지가 감소하는 것으로 보고하였으며,, Achterberg과 그의 동료들(2003)은 낮은 사회적 참여에 대해 우울이 독립적인 위험인자로 작용함을 확인하였다.

그러나 기존 선행연구들을 종합해보면 주로 횡단 자료를 활용하여 두 변수 간의 상관성을 검증한 것으로 나타났다(이혜림 외, 2016; Tasi et al., 2005; Jensen et al., 2014). 즉, 단순히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하거나(이혜림 외, 2016; Tiedt, 2010; Luppá et al., 2012), 혹은 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증하여 온 것이다(Matt, Dean, 1993; Achterberg et al., 2003). 또한, 기존 연구에서 우울은 시간에 흐름에 따라 변화하는 것으로 다뤄온 반면(이현주, 2013; 김진현, 2015), 사회적 관계는 시불변(time-invariant variable)로 간주하여 왔다. 따라서 우울로 인해 사회적 관계가 변화할 수 있는 지에 대해서는 연구가 부족한 실정이다.

이러한 연구의 한계점을 극복하기 위하여 최근 일각에서는 두 개념의 상보적 인과관계를 고려한 연구들이 진행되고 있다(전근성, 2017; Rosenquist et al., 2011). Rosenquist, Fowler와 Christakis(2011)는 32년간 수집한 코호트 데이터를 기반으로 우울 증상과 사회적 관계와의 연관성을 연구한 결과, 우울증상이 사회적 유대감에 영향을 끼쳐 사회적 관계를 축소시키며 그 인과관계가 역전되어 축소된 사회적 관계로 인해 우울증상이 더욱 악화됨을 확인하였다. 국내 연구인 전근성(2017)의 연구에서도 초기 노년층의 우울과 사회적 관계가 상호인과관계가 있음을 확인하여 선행 연구를 지지하였다.

그러나 아직까지 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 검증한 연구는 매우 부족하며, 특히 한국 중고령층을 대상으로 사회적 관계와 우울의 상호 영향관계를 검증한 연구는 존재하고 있지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 기존의 단편적인 접근을 뛰어 넘어 중고령층의 사회적 관계와 우울과의 상호 인과관계를 장기적이고 구체적으로 파악하고자 한다.

〈표 1〉 국내외 중고령층 우울과 사회적 관계에 대한 선행연구

연구주제	관계성	국가	연구대상자	분석자료	저자(연도)
노년기 우울에 대한 가족관계 만족도의 중재효과	부부관계 만족도 → 우울	한국	65세 이상 노인	고령자패널	유정현·성혜영 (2009)
중년여성의 부부친밀감, 우울과 갱년기 증상의 관계	부부친밀감 → 우울	한국	40세 - 65세 중년층	자체 설문지	김수진·김세영 (2013)
노년기의 부부관계 만족도와 우울의 종단적 상호관계 -성별과 연령집단에 따른 차이를 중심으로-	부부 관계 → 우울	한국	만 55세 이상 중고령층	한국복지패널 5, 6, 7, 8차 자료	이주연·정혜정 (2015)
Social support, depression, and physical disability: age and diagnostic group effects	친구의 지지 → 우울	미국	18세 이상 성인	자체 설문조사	Jensen et al. (2014)
Friendship and depression among couples in later life: The moderating effects of marital quality	친구 관계 → 우울	미국	51세 이상 중고령층	Health and Retirement Study (2004 - 2012)	Han et al. (2017)
사회연결망이 노년기 우울에 미치는 영향	사회연결망 → 우울	한국	60세 이상 노인	한국인의 삶, 건강과 노화에 대한 조사(KSHAP) 1차 자료	이혜림 외 (2016)
Prevalence and risk factors for depressive symptoms among community dwelling elders in Taiwan	사회적 관계 → 우울	대만	65세 이상 노인	자체 설문조사	Tasi et al. (2005)
The gender gap in depressive symptoms among Japanese elders: evaluating social support and health as mediating factors	사회적 관계 → 우울	일본	65세 이상 노인	Nihon University Japanese Longitudinal Study of Aging	Tiedt(2010)
Prevalence and risk factors of depressive symptoms in latest life—results of the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA 75+)	사회적 관계 → 우울	독일	75세 이상 노인	Leipzig Longitudinal Study of the Aged(LEILA 75+)	Luppa et al. (2012)
The Effect of Depression on Social Engagement in Newly Admitted Dutch Nursing Home Residents	우울 → 사회적 참여	네덜란드	65개 양로원 입소자	자체 설문조사	Achterberg et al. (2003)
초기 노년기 우울의 변화와 사회적 관계의 시간효과	우울 ↔ 사회적 관계	한국	만 65-69세 노인	한국복지패널 2, 5, 8, 11차 자료	전근성(2017)
Social support from friends and psychological distress among elderly persons: Moderator effects of age	우울 ↔ 사회적 관계	미국	50세 이상 중고령층	자체 인터뷰	Matt, Dean (1993)
Social network determinants of depression	우울 ↔ 사회적 관계	미국	1983년 - 2001년 코호트 참가자	Framingham Heart Study (FHS)	Rosenquist et al. (2011)



### 3. 우울과 사회적 관계 : 연령차이

최근 중·노년기 우울을 주제로 한 연구 중 우울이 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 중점으로 하는 연구들이 보고되었다(이현주, 2013; 김진현, 2015). 이와 같이 우울 변화궤적에 대해 관심을 가지게 된 이유는 중·노년기 우울이 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 파악함으로써 우울의 특성을 구체적으로 살펴볼 수 있으며, 연령대별 우울의 변화를 비교함으로써 우울양상이 연령대별로 어떻게 변화하는지 정확히 확인할 수 있기 때문이다(전근성, 2017). 또한 그 변화하는 궤적 속 영향요인을 파악하여 적절한 시기에 우울 감소 및 예방을 할 수 있는 실증적인 방안을 제시할 수 있다는 점에서 그 의의가 크다(전근성, 2017). 이와 관련된 선행연구로 Pálsson, Östling과 Skoog(2001)는 노년기 연령층에 따라 우울 발병률을 연구한 결과 고연령일수록 우울증 유병률과 발생률이 높은 것으로 나타났으며, 남성보다 여성집단이 우울 발병률이 높은 것으로 나타났다. Green과 Benzeval(2011)의 연구결과에서도 우울증상은 연령이 증가함에 따라 함께 증가하는 것으로 확인되었으며, 특히 사회경제적 불평등이 심해지면서 연령이 증가하게 되면 우울증상이 더욱 빠르게 증가하는 것으로 나타났다. 국내연구인 이현주(2013)의 연구에서는 노년기 연령증가에 따른 우울의 변화 양상에 대해 종단적으로 분석한 결과, 연령과 함께 노년기 우울증상이 증가하는 것을 확인하였다. 구체적으로는 50대에 비해 60대 집단이 우울증상이 더 크게 증가하였으며, 60대 집단보다 70대 집단의 우울증상이 더 높게 증가하는 것으로 확인하였다. 즉, 연령이 증가할수록 우울증상도 높아짐과 동시에, 변화속도 또한 급격하게 증가하여 고연령이 될수록 우울할 가능성이 급격히 높아지는 것으로 나타났다. 이와 같이 연령이 증가함에 따라 우울도 함께 증가함을 확인한 연구가 있는 반면 연령이 증가할수록 우울증상이 감소한다고 보고된 연구도 있다(Blaze et al., 1991). Blaze와 그의 동료들(1991)은 노년기 연령증가에 따른 우울증상을 연구한 결과, 우울과 관련된 영향요인을 통제할 경우 고연령일수록 우울증상이 감소하는 것으로 나타났다.

이와 같은 양상은 사회적 관계망에서도 동일하게 나타났다(김주희, 2011; 장수지, 2011). 즉, 죽음, 이사 등과 같은 사건으로 사회적 관계원이 축소되거나 이를 대체하기 위해 추가하는 등 사회적 관계원의 다양한 변화로 그동안 시불변 존재로 간주되어온 사회적 관계에서 벗어나 사회적 관계의 변화양상에 대한 연구가 보고되어 지고 있다(장수지, 2011). 따라서 연령이 증가할수록 사회적 관계가 축소될 가능성이 크며, 그 이유는 연령이 증가할수록 배우자, 친인척, 친구 등 유지해온 사회적 관계가 사망을 경험하기 때문이다(Rogers, 1996). 그 외 Fung, Carstensen과 Lang(2001)의 연구에서는 사회정서적 선택이론에 기반하여 연령집단에 따른 사회적 관계를 연구한 결과 노년층은 감정적으로 가까운 사회적 관계를 맺으려고 하는 경향이 있었으며, 김주희(2011)는 농촌여성의 30년간 변화된 사회적 관계 양상에 대해 연구한 결과 사회적 관계가 농촌 마을 안에서 마을 밖으로 확대되었으며 과거 중요했던 이웃관계가 현저히 약화되었다는 것을 확인하였다.

우울과 사회적 관계망 모두 시간의 흐름에 따라 변화하는 존재로 우울로 사회적 관계가 변화함과 사회적 관계로 인해 우울이 변화하는 상호 인과성을 종단적으로 살펴보는 연구가 필요하다.

특히 우울의 변화양상에서 사회적 관계가 지속적으로 우울을 감소시키는 유용한 요인으로 제시하였다는 점을 주목해야 한다(전해숙, 강상경, 2009). 김진현(2015)의 연구에서도 사회자본 이론에 근거하여 사회자본과 우울감의 변화에 미치는 영향을 연구한 결과, 사회자본 중 사회참여는 우울 궤적과 유의미한 관계를 보이지 않았지만 사회관계 만족도는 지속적인 우울 변화에 영향을 미치는 요인임을 확인하였다. 즉 노년기 우울을 예방 및 감소시키기 위해 노년기 사회적 관계의 만족도를 증진시키는 실천적 방안이 마련되어야 하며, 사회적 신뢰와 상호호혜성 등 긍정적인 사회자본을 축적할 수 있도록 도와야 한다고 제안하였다(김진현, 2015). 그러나 기존 선행연구들은 사회적 관계의 변화양상을 포함하지 않고 초기에 형성된 사회적 관계와 우울과의 관련성을 연구하였으며, 각 시점별 우울과 사회적 관계의 상호인과성을 제시하지 못하였다(전근성, 2017). 사회적 관계와 우울은 시간에 따라 변화하므로 그 미치는 효과가 시간에 따라 변화할 수 있기 때문에 우울과 사회적 관계의 시간효과를 고려한 연구가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 중·노년기 연령집단을 세분화하여 우울과 사회적 관계의 상호 연관성을 종단적으로 고찰하고자 한다.

### 제3절 연구방법

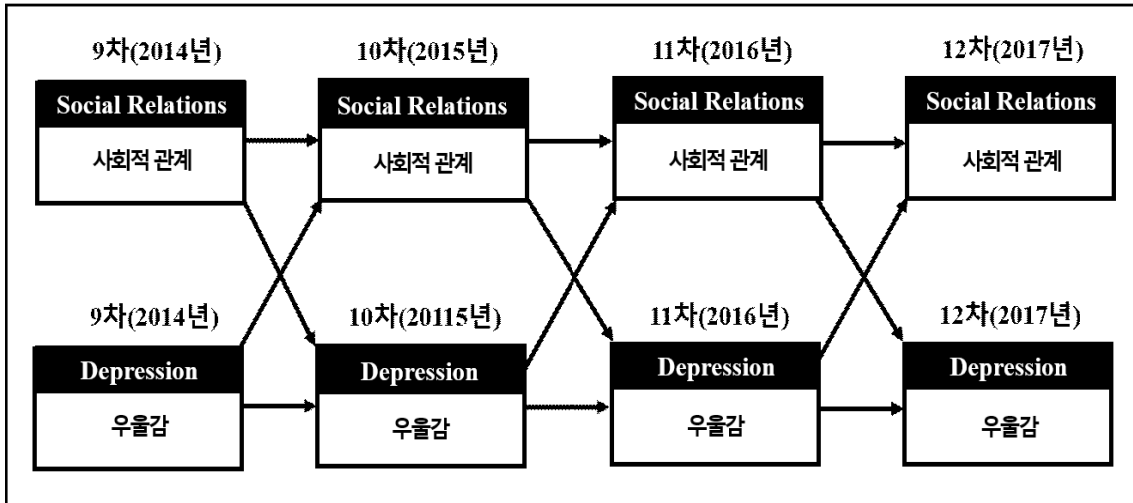
#### 1. 연구문제

본 연구는 중고령층의 우울 및 사회적 관계의 변화를 파악하고, 우울과 사회적 관계가 종단적 상호 인과관계를 지니는지 검증하고자 하며, 이러한 관계들이 연령대별(전노인, 연소노인)로 다르게 나타나는지 확인하는데 그 목적이 있다. 연구의 이론적 틀로는 연령에 따른 인간의 사회적 동기 변화를 설명한 Carstensen의 사회정서적선택이론(Socioemotional Selectivity Theory)(1991)을 설정하였으며, 구체적인 연구문제와 연구모형은 다음과 같다.

연구문제 1. 중고령층의 우울 및 사회적 관계는 시간의 흐름에 따라 안정적으로 유지되는가? 시간의 변화에 따른 양상에 있어 연령대 간 차이가 존재하는가?

연구문제 2. 중고령층의 우울과 사회적 관계 간 상보적 인과관계는 시간의 흐름에 따라 어떻게 나타나는가? 이 관계에 있어 연령대 간 차이가 존재하는가?

[그림 1] 연구모형



## 2. 분석자료 및 연구대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원에서 수집하는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study) 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 2005년 인구주택센서스 총 조사를 표집 틀(sampling frame)로 1차로 517개 조사구를 추출한 뒤, 층화이중추출방식을 통해 일반가구와 저소득가구를 각각 3,500가구씩 총 7,072개 가구를 재추출하였다. 본 패널자료는 서울 등 7개 광역시와 제주도 등 9개 도에 거주하는 14,469명의 가구원을 대상으로 2006년 1차 조사를 실시한 뒤 매년 자료를 수집하여, 현재 2017년 12차년도 자료까지 구축되어 있다. 한국복지패널은 표본의 대표성뿐만 아니라 본 연구의 주요 변수인 우울과 사회적 관계에 대한 변수의 종단 자료를 포함하고 있어 본 연구의 목적을 달성하기 위한 분석자료로 적합하다. 본 연구에서는 가장 최근 자료인 12차년도(2017년)부터 9차년도(2014년)까지 총 4년간의 종단자료를 활용하였다. 본 연구의 연구모형을 검증하기 위하여 전체응답자 중 2014년인 9차년도 기준으로 당시 연령이 만 55세~74세에 해당하는 1940년~1959년도에 태어난 중·고령자를 대상으로 선정하였다. 총 연구대상자 2,573명 중 전노인(55-64세)은 1,147명(44.6%)이며, 연소노인(65-74세)은 1,426명(55.4%)에 해당하였다.

## 3. 측정도구

### 1) 사회적 관계

본 연구에서 사회적 관계를 측정하기 위해 주관적으로 생각하는 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도로 나누어 분석하였다. 각 문항은 단일 문항으로 응답범위는 Likert 5점 척도로 '①

매우 불만족, ② 대체로 불만족, ③ 그저 그렇다, ④ 대체로 만족, ⑤ 매우 만족' 이다. 즉, 점수가 높을수록 사회적 관계 만족도가 높다는 것을 의미한다.

## 2) 우울감

본 연구에서 우울은 한국복지패널에서 사용하고 있는 축약형 CES-D 척도를 활용하였다. 이 척도는 20개 문항으로 구성된 Radloff(1977)가 개발한 CES-D(Center for Epidemiological Studies Depression) 척도를 다문항의 조사 참여자나 문항 이해에 어려움이 있는 노인 등의 사람을 위해 축약한 것으로 선행연구에서 타당도가 입증되었다(Kohout, Berkman, Evans, and Cornoni-Huntley, 1993). 지난 한주간의 우울증상의 빈도를 측정하는 11개 문항으로 이루어져 있으며, 응답범위는 Likert 4점 척도로 '① 극히 드물다, ② 가끔 있었다, ③ 종종 있었다, ④ 대부분 그랬다' 이다. 이 척도는 우울감정(3문항), 긍정감정(2문항), 신체행동둔화(4문항), 대인관계(2문항) 4개의 하위척도로 구성되어 있다. 분석 시에는 변수 값을 0점에서 3점으로 리코딩하여 각 하위척도별로 문항을 합산한 점수를 활용하였으며, 긍정감정 2개의 문항은 역코딩 처리하였다. 하위척도별 점수범위는 신체행동둔화가 0~12점, 우울감정이 0~9점, 긍정감정과 대인관계가 0~6점이며, 점수가 높을수록 높은 우울 수준을 의미한다. Cronbach's  $\alpha$  값은 9차년도인 경우 .856, 10차년도인 .885, 11차년도인 .886, 그리고 12차년도에서는 .886으로 나타났다.

## 4. 자료 분석방법

우선 연구대상자의 일반적 특성 및 주요 변수에 대한 기술통계분석을 실시하였다. 빈도, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 값을 통해 자료의 이상치 확인 및 정규성을 검토하였다. 둘째, 변수 간 상관관계를 파악하기 위하여 상관분석을 실시하였다. 다음으로 본 연구의 주요목적인 중·고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 검증하기 위해서 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)을 적용하였다. 마지막으로 인과적 관계에 있어서 연령대별 차이를 검증하기 위해 다집단 분석(multi-group analysis)을 활용하였다.

### 1) 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)

자기회귀모델(autoregressive modeling)이란  $t$ 시점의 변수의 값이  $t-1$ 시점의 동일한 변수의 값을 통해 설명하는 모델을 의미한다(Chen, Bollen, Paxton, Curran, and Kirby, 2001). 자기회귀교차지연모델(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)은 이러한 자기회귀모델을 다변량 모델로 확장시켜 두 변인 간의 교차지연효과(cross-lagged effect)도 검증할 수 있게 한 모형이다(홍세희·박민선·김원정, 2007). ARCL을 통해  $t$ 시점의 한 변수의 값이 동일변수의 이전시점( $t-1$ )의 값으

로부터 예측하여 얻어진 자기회귀 계수와 t시점의 한 변수의 값이 t-1시점의 다른 변수의 값으로부터 예측하여 얻어진 교차지연계수를 통합적으로 산출할 수 있다(홍세희, 2008). 따라서 ARCL은 각 변수간의 상호인과적 관계(non-recursive)를 종단적으로 검증하는데 유용한 방법이다(Selig and Liclle, 2012). 또한 ARCL은 대부분 선행연구가 사용하는 일면적 분석방법(unilateral relationship)의 한계점을 극복하고 다면적(multi-lateral)으로 검증함으로써 두 변수의 명확한 인과관계를 도출할 수 있다는 장점을 지닌다. 즉, 이론 및 논리로 정해진 방향성을 토대로 연구결과에 따라 두 변수의 관계를 추정하는 기존 연구들과는 달리, 두 변인 간의 관계를 경험적으로 명확히 도출할 수 있다(홍세희·박민선·김원정, 2007).

본 연구의 사회적 관계와 우울 간의 ARCL에 대한 회귀식은 다음과 같이 나타낼 수 있다,

식 (1)

$$SR_i[t] = \gamma_0[t] + \gamma_1 SR_i[t-1] + \gamma_2 DP_i[t-1] + \epsilon_i[t]$$

식 (1)에서  $SR_i[t]$ 는 t시점에서 대한 중·고령층 사회적 관계의 측정값을,  $\gamma_0[t]$ 는 [t]시점에서의 절편을,  $\gamma_1$ 은 [t-1]시점의 사회적 관계가 [t]시점의 사회적 관계에 영향을 미치는 회귀계수를,  $SR_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 사회적 관계의 측정값을,  $\gamma_2$ 는 [t-1]시점의 우울이 [t]시점의 사회적 관계에 영향을 미치는 지연계수를,  $DP_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\epsilon_i[t]$ 은 [t]시점의 오차를 의미한다. 식 (1)의 좌측의 두 번째 항은 사회적 관계의 자기회귀효과를, 세 번째 항은 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연효과를 나타낸다.

식 (2)

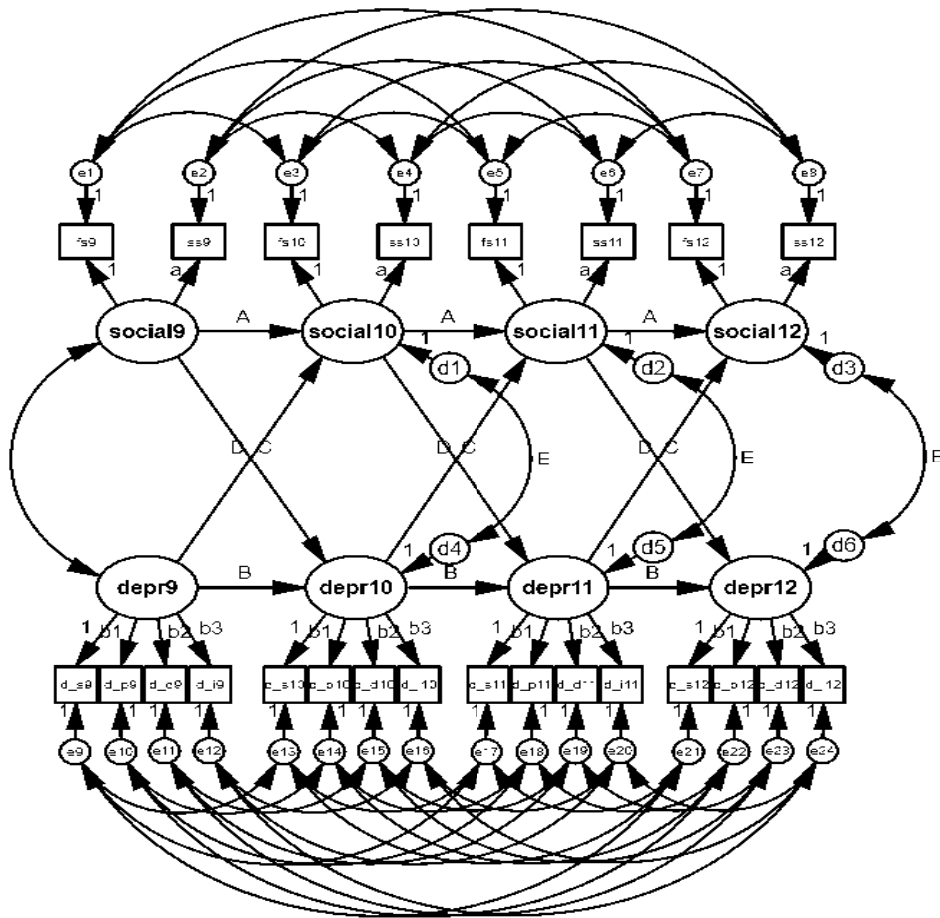
$$DP_i[t] = \beta_0[t] + \beta_1 DP_i[t-1] + \beta_2 SR_i[t-1] + \Upsilon_i[t]$$

식 (2)에서  $DP_i[t]$ 는 t시점에 대한 중·고령층 우울의 측정값을,  $\beta_0[t]$ 는 [t]시점에서의 절편을,  $\beta_1$ 은 [t-1]시점의 우울이 [t]시점의 우울에 미치는 회귀계수를,  $DP_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\beta_2$ 는 [t-1]시점의 사회적 관계가 [t]시점의 우울에 미치는 회귀계수를,  $SR_i[t-1]$ 은 [t-1]시점에 대한 우울의 측정값을,  $\Upsilon_i[t]$ 은 [t]시점의 오차를 의미한다. 식 (2) 좌측의 두 번째 항은 우울의 자기회귀효과를, 세 번째 항은 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연효과를 나타낸다.

본 연구에서 설정한 회귀식을 도식화한 자기회귀교차지연모델은 다음 [그림 2]와 같다. 사회적 관계와 우울은 잠재변수(latent variable)로 설정하였다. 사회적 관계는 가족관계와 사회적 친분관계 2개의 측정변수를 사용하였고, 우울은 하위차원의 각 문항들의 평균값을 통해 총 4개의 측정변수를 구성하였다. 구조방정식에서 단일차원의 하위문항들의 총합을 지표변수로 활용하면 모형에서 측정변수의 수를 감소시켜 추정오차를 줄일 수 있고, 자료의 연속성과 정상성 확보에 유리하다(Bandalos and Finney, 2001).

자기회귀교차지연모델 검증을 위해서는 시간에 따른 측정동일성, 구조(경로)동일성, 오차공분산 동일성이 각각 확립되어야 한다. 측정동일성은 시간의 흐름에 따라 특정 변인에 대한 해석이 대상자들에 의해 동일하게 이루어졌음을 나타내는 개념이다. 구조동일성은 시간의 흐름에 따라 특정 변인의 회귀계수가 동일한 것을 의미한다. 서로 다른 시점의 동일한 변인 간 자기회귀계수와 서로 다른 시점의 상이한 변인 간 교차회귀계수에 대한 동일성 검증으로 구성된다. 마지막으로 오차공분산 동일성이란 각 시점의 오차 간 공분산을 고정시킴으로써 각 잠재변인 간 관계가 통계적으로 유의한 것인지, 우연히 발생한 것인지 여부를 확인하는 것이다(김주환·김민규·홍세희, 2009). 각각의 동일성은 잠재변인에 대한 적재치를 각 시점에서 동일하게 고정한 동일화제약 (equality constraint)을 통해 검증할 수 있다.

[그림 2] 사회적 관계와 우울의 자기회귀교차지연모델



본 연구에서는 총 8개 모형의 경쟁을 통해 측정동일성, 구조동일성, 오차공분산 동일성을 순차적으로 비교하여 가장 최적의 모형을 선택하였다. [그림 2]에서 각 경로에 표시된 알파벳은 해당 경로에 대한 동일화제약을 의미하며, 아래 <표 1>에 8개 모형과 동일화제약에 대해 정리하였다.

〈표 1〉 우울과 사회적 관계의 종단적 인과관계에 대한 ACLM 모형검증 결과

모형		동일화제약
기저모델	모델 I: 기본모형	-
측정동일성 가정	모형 II: 사회적 관계 측정동일화 제약	a
	모형 III: 우울 측정동일화 제약	b1, b2, b3
구조동일성 가정	모형 IV: 사회적 관계 자기회귀계수 동일화 제약	A
	모형 V: 우울 자기회귀계수 동일화 제약	B
	모형 VI: 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연계수 동일화 제약	C
	모형 VII: 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연계수 동일화 제약	D
오차공분산 동일성 가정	모형 VIII: 오차 공분산 동일화 제약	E

## 2) 다집단분석(multi-group analysis)

[그림 2]의 모델이 연령대에 따라 추정된 계수 값이 집단 간 유의미한 차이가 있는지 검증하기 위해 다집단 분석을 실시하였다. 다집단분석을 통해 최종 선정된 ARCL에서 나타난 계수들 간의 연령집단 간 차이를 검증할 수 있다. 다집단분석은 형태동일성, 측정동일성, 구조동일성, 오차공분산 동일성 순서로 진행된다. 최종모형이 두 집단간 동일하게 적용되는지를 확인하는 형태동일성 가정을 먼저 확인한 뒤, 측정동일성, 구조동일성, 오차공분산 동일성 가정을 검증하기 위해 연령대 집단간 경로 동일화 제약을 가하여 동일화 제약을 가하지 않는 모델과 비교하였다.

## 3) 모형평가

모형에 대한 평가는  $\chi^2$ 검증 및 적합도 지수의 비교를 통해 진행되었다.  $\Delta\chi^2$ 검증은 본 연구와 같이 서로 내재된(nested) 관계의 모형에 적용할 수 있다. 그러나  $\chi^2$ 검증 및  $\Delta\chi^2$ 검증은 표본크기에 민감한 단점을 지닌다(Levesque, Zuehlke, Stanek, and Ryan, 2004). 따라서 본 연구에서는 절대적 적합도 지수(Absolute Fit Index)에 해당하는 RMSEA(Root-mean-square Error of Approximation; Hu & Bentler, 1999)와 상대적 적합도 지수(Relative Fit Index)에 해당하는 TLI(Tucker-Lewis index; Tucker & Lewis, 1973) 및 CFI(Comparative fit index; Bentler, 1990) 값을 함께 활용하였다. 이는 이 세 지수가 표본의 크기에 크게 영향을 받지 않으면서 모형의 설명력과 간명성을 고려하기 때문이다(홍세희, 2000).

모형이 적합하기 위해서는  $\chi^2$ 값이 통계적인 수준에서 유의하지 않아야 하며, RMSEA의 경우 .05 이하일 때 좋은 적합도(close fit), .08 이하일 때 괜찮은 적합도(reasonable fit), .10이하일 때 보통 적합도(mediocre fit)에 해당한다(Hu & Bentler, 1999). TLI와 CFI의 경우 .09 이상이면 좋은 적합도로 해석할 수 있다(Browne and Cudeck, 1993). 모형비교에 있어서는  $\Delta\chi^2$ 의 p값이 .05 이하면 두 모형 간 유의한 차이가 있는 것으로 해석하였다(Byrne, 2001). 적합도 지수에 있어서는

RMSEA의 값이 .015 이상 커지는 경우(Chen, 2007), TLI의 값이 .02 이상 작아지는 경우(Vandenberg & Lance, 2000), CFI가 .01 이상 작아지는 경우(Cheung & Rensvold, 2002), 모형 적합도 지수가 통계적으로 유의하게 나빠졌다고 해석하였다.

위와 같은 분석을 진행하기 위하여 구조방정식 모형(Structural Equation Model: SEM)분석 프로그램인 Amos와 SPSS 23.0 프로그램을 사용하였다.

## 제4절 연구결과

### 1. 연구대상자의 일반적 특성 및 주요변수 기술통계

연령집단별 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요변수의 기술통계치는 다음 <표 2>에 제시되어 있다. 우선 인구사회학적 특성을 먼저 살펴보면, 전체 대상자 중 여성은 총 1,575명(61.2%)으로, 남성보다 조금 더 우세하게 나타났다. 또한 배우자가 있는 사람이 2,009명(78.1%), 경제활동 중인 사람이 1,710(66.5%), 종교를 지닌 사람이 1,566(60.9%)로 각각 더 많게 나타났다. 한편 교육 수준 및 경제수준은 전노인 집단이 연소노인 집단보다 더 높은 것을 확인할 수 있다. 다음으로 주요변수의 기술통계치를 살펴보면, 사회적 관계 측정변수들의 평균은 시간의 흐름에 따라 유사한 양상을 보이고 있었지만, 우울의 경우 각 시점별로 다소 상이하게 나타났다.



〈표 2〉 연령집단별 연구대상자의 일반적 특성 및 주요변수

변수		전체(n=2,573)		전노인( <i>n</i> =1,147)		연소노인( <i>n</i> =1,426)	
		n/평균	%/sd	n/평균	%/sd	n/평균	%/sd
성별 <sup>가)</sup>	남성	988	38.8	470	41.0	528	37.0
	여성	1,575	61.2	677	59.0	898	63.0
배우자유무 <sup>가)</sup>	유배우자	2,009	78.1	932	81.3	1,077	75.5
	무배우자	564	21.9	215	18.7	349	24.5
경제활동여부 <sup>가)</sup>	활동중	1,710	66.5	864	75.3	846	59.3
	비활동중	863	33.5	283	24.7	580	40.7
종교유무 <sup>가)</sup>	유	1,566	60.9	681	59.4	885	62.1
	무	1,007	39.1	466	40.6	541	37.9
교육수준 <sup>나)</sup>		3.91	1.30	4.24	1.24	3.64	1.28
경제수준 <sup>다)</sup>		3045.40	2999.06	3950.27	3681.89	2317.57	2036.25
사회적 관계: 가족관계만족도	9차년도	3.79	.63	3.82	.63	3.77	.63
	10차년도	3.83	.63	3.87	.62	3.81	.64
	11차년도	3.86	.66	3.90	.64	3.83	.67
	12차년도	3.82	.62	3.85	.62	3.80	.63
사회적 관계: 사회적친분관계만족도	9차년도	3.72	.61	3.75	.59	3.70	.62
	10차년도	3.74	.59	3.76	.61	3.73	.57
	11차년도	3.77	.61	3.81	.60	3.74	.62
	12차년도	3.70	.62	3.76	.61	3.65	.62
우울: 신체행동둔화	9차년도	2.17	2.30	1.79	2.03	2.48	2.46
	10차년도	1.89	2.28	1.52	2.10	2.18	2.38
	11차년도	2.02	2.35	1.56	2.09	2.38	2.48
	12차년도	1.97	2.32	1.49	2.00	2.35	2.48
우울: 긍정감정	9차년도	1.09	1.49	1.06	1.50	1.11	1.48
	10차년도	.78	1.24	.69	1.20	.85	1.26
	11차년도	.74	1.27	.62	1.19	.84	1.32
	12차년도	.81	1.33	.65	1.18	.94	1.43
우울: 우울감정	9차년도	1.19	1.72	1.00	1.56	1.34	1.82
	10차년도	.96	1.60	.79	1.50	1.10	1.67
	11차년도	1.00	1.63	.78	1.49	1.17	1.72
	12차년도	.94	1.60	.75	1.45	1.09	1.69
우울: 대인관계	9차년도	.10	.43	.10	.42	.11	.45
	10차년도	.13	.52	.11	.47	.14	.56
	11차년도	.09	.45	.08	.42	.11	.46
	12차년도	.11	.51	.07	.40	.14	.59

주 가) 성별, 배우자유무, 취업여부, 종교유무, 교육수준, 경제수준은 9차년도 기준으로 분석함.

주 나) 교육수준의 경우, 1=미취학(만7세미만), 2=무학(만7세이상), 3.초등학교, 4.중학교, 5.고등학교, 6.전문대학, 7.대학교, 8.대학원(석사), 9.대학원(박사)으로 코딩함.

주 다) 지난 1년간 가구원 모두의 경상소득 합, 단위: 만원.

## 2. 상관분석

우울과 사회적 관계 변수의 상관관계 분석결과, 사회적 관계 및 우울 변수는 각각 서로 다른 시점의 변수와 일관되게 정적(+) 상관관계를 보였다. 반면 사회적 관계와 우울 측정변인들 간에는 일관적으로 부적(-) 상관관계가 통계적으로 유의한 수준에서 확인되었다. 아래 <표 3>에 구체적인 분석결과가 제시되어 있다. 이러한 결과는 우울과 사회적 관계의 상호적 인과관계에 대한 분석을 진행하는 것이 적절하다는 것을 의미한다.

## 3. 우울과 사회적 관계에 대한 자기회귀교차지연모델 검증

우울과 사회적 관계의 종단적 인과관계 추론을 위해 측정동일성, 경로동일성, 오차공분산 동일성 제약을 가한 모형들을 순차적으로 분석을 진행하였다. 모형 I 은 어떠한 동일화 제약도 가하지 않은 기저모델(baseline model)에 해당한다. 모형 II와 모형 III은 측정동일성 검증을 위해 설정되었으며, 모형 II에서는 사회적 관계에 대한 측정변수의 요인계수를 동일하게 제약하였고, 모형 III에서는 추가적으로 우울에 대한 측정변수의 요인계수를 동일하게 제약하였다. 다음으로 모형 IV~VII은 구조동일성 검증을 위해 설정되었다. 모형 IV은 사회적 관계의 자기회귀 계수가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가했다. 모형 V는 우울의 자기회귀 계수가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가한 것이다. 모형 VI의 경우,  $t-1$ 시점의 사회적 관계가  $t$ 시점의 우울에 미치는 영향이  $t$ 시점의 사회적 관계가  $t+1$ 시점의 우울에 미치는 영향과 동일한지 평가하기 위해 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연 계수에 동일화 제약을 가하였다. 유사하게 모형 VII에서는 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연 효과가 시간에 따라 동일하도록 제약을 가했다. 마지막으로 모형 VIII의 경우, 각 오차공분산 간에 동일화 제약을 가했다. 각 모형의 적합도 지수는 아래 <표 4>에 제시하였다.

〈표 3〉 주요 변수들 간의 상관계수

변수	9차년도						10차년도						11차년도						12차년도											
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6						
9 차 년 도																														
1. 가족관계만족도	1																													
2. 사회적친분관계만족도	.31***	1																												
3. 신체행동문화	-.23***	-.26***	1																											
4. 긍정감정	-.23***	-.25***	.47***	1																										
5. 우울감정	-.30***	-.26***	.67***	.43***	1																									
6. 대인관계	-.20***	-.23***	.26***	.22***	.33***	1																								
10 차 년 도	.33***	.22***	-.19***	-.17***	-.23***	-.16***	1																							
1. 가족관계만족도							.39***	1																						
2. 사회적친분관계만족도	.24***	.26***	-.18***	-.11***	-.21***	-.12***	-.25***	.23***	1																					
3. 신체행동문화	-.19***	-.20***	.38***	.23***	.33***	.14***	-.23***	.57***	.1																					
4. 긍정감정	-.18***	-.14***	.27***	.21***	.27***	.11***	-.26***	-.21***	.57***	1																				
5. 우울감정	-.19***	-.19***	.32***	.21***	.37***	.13***	-.27***	-.18***	.69***	.55***	1																			
6. 대인관계	-.14***	-.16***	.18***	.11***	.18***	.08***	-.15***	-.20***	.37***	.35***	.45***	1																		
11 차 년 도	.32***	.17***	-.16***	-.11***	-.18***	-.11***	.43***	.22***	-.22***	-.19***	-.25***	-.12***	1																	
1. 가족관계만족도							.18***	.30***	-.22***	-.18***	-.19***	-.15***	.39***	1																
2. 사회적친분관계만족도	.16***	.22***	-.19***	-.12***	-.17***	-.09***	.18***	.16***	.44***	.27***	.36***	.17***	-.25***	-.26***	1															
3. 신체행동문화	-.19***	-.17***	.37***	.21***	.32***	.10***	-.19***	-.16***	.27***	.41***	.20***	.36***	.17***	-.25***	.1															
4. 긍정감정	-.17***	-.16***	.24***	.18***	.26***	.09***	-.19***	-.16***	.30***	.27***	.29***	.17***	-.26***	-.26***	.58***	1														
5. 우울감정	-.18***	-.16***	.34***	.18***	.37***	.13***	-.24***	-.16***	.41***	.30***	.45***	.20***	-.31***	-.25***	.71***	.58***	1													
6. 대인관계	-.09***	-.13***	.13***	.09***	.13***	.09***	-.15***	-.11***	.16***	.14***	.19***	.23***	-.19***	-.20***	.31***	.31***	.40***	1												
12 차 년 도	.30***	.14***	-.15***	-.13***	-.20***	-.07***	.37***	.19***	-.19***	-.16***	-.20***	-.15***	.40***	.19***	-.19***	-.20***	-.10***	1												
1. 가족관계만족도							.20***	.27***	-.28***	-.18***	-.21***	-.14***	.20***	.31***	-.26***	-.25***	-.12***	.35***	1											
2. 사회적친분관계만족도	.18***	.22***	-.20***	-.15***	-.22***	-.10***	-.18***	-.16***	.40***	.26***	.33***	.19***	-.19***	-.22***	.46***	.38***	.14***	-.28***	-.34***	1										
3. 신체행동문화	-.19***	-.19***	.33***	.19***	.28***	.10***	-.18***	-.16***	.40***	.26***	.33***	.19***	-.19***	-.22***	.46***	.38***	.14***	-.28***	-.34***	.1										
4. 긍정감정	-.15***	-.17***	.21***	.16***	.22***	.10***	-.17***	-.16***	.26***	.22***	.25***	.16***	-.20***	-.19***	.29***	.36***	.29***	.12***	-.27***	-.26***	.60***	1								
5. 우울감정	-.20***	-.21***	.29***	.17***	.32***	.14***	-.22***	-.19***	.33***	.26***	.36***	.20***	-.24***	-.22***	.39***	.32	.41***	.19***	-.33***	-.33***	.72***	.61***	1							
6. 대인관계	-.13***	-.15***	.13***	.08***	.16***	.16***	-.12***	-.14***	.19***	.13***	.19***	.24***	-.13***	-.13***	.17***	.17***	.20***	-.24***	-.20***	-.25***	.40***	.37***	.51***	.1						

\* p&lt;.05, \*\* p&lt;.01, \*\*\* p&lt;.001

〈표 4〉 우울과 사회적 관계의 종단적 인과관계에 대한 자기회귀교차지연모델 검증결과

모형		$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta CFI$
기저모델	모형 I: 동일화 제약이 없는 기본모형	927.877	200	.954	.967	.038	-	-	-
측정동일성 가정	모형 II: 사회적 관계 측정동일화 제약	939.896	203	.954	.966	.038	12.019	3	.001
	모형 III: 우울 측정동일화 제약	1058.798	212	.950	.961	.039	118.902	9	.005
구조동일성 가정	모형 IV: 사회적 관계 자기회귀계수 동일화 제약	1124.160	215	.947	.958	.041	65.362	3	.003
	모형 V: 우울 자기회귀계수 동일화 제약	1128.414	217	.947	.958	.040	4.254	2	0
	모형 VI: 사회적 관계의 우울에 대한 교차지연계수 동일화 제약	1141.522	219	.947	.958	.040	13.108	2	0
오차공분산 동일성 가정	모형 VII: 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연계수 동일화 제약	1149.951	221	.947	.958	.040	8.429	2	0
	모형 VIII: 오차 공분산 동일화 제약	1156.521	223	.947	.957	.040	6.57	2	.001

모델을 비교한 결과 우선 사회적 관계 측정변인들의 요인계수를 동일하게 제약한 모형 II와 기저모델에 해당하는 모형 I을 비교한 결과, 두 모형의  $\Delta\chi^2$  검증 결과,  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=3$ )=12.019)는 유의수준 .05에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 표본크기에 덜 민감한 적합도 지수인  $\Delta CFI$  값이 .01을 초과하지 않았고, TLI와 RMSEA 지수도 각각 기준(TLI: .02, RMSEA: .015)에 비해 나빠지지 않아 사회적 관계에 대한 시간에 따른 측정동일성이 성립된 것으로 볼 수 있다. 이어서 우울 측정변인들의 요인계수를 동일하게 제약한 모형 III과 모형 II를 비교한 결과, 두 모형의  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=9$ )=118.902)는 유의수준 .05에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나  $\Delta CFI=.005$ ,  $\Delta TLI=.004$ ,  $\Delta RMSEA=.001$ 로 적합도가 유의한 수준에서 나빠지지 않아, 우울에 대한 시간에 따른 측정동일성이 충족되는 것으로 판단하였다.

다음으로 사회적 관계의 자기회귀계수를 동일하게 제약한 모형 IV와 모형 III을 비교한 결과,  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=3$ )=65.362)는 유의수준 .05에서 유의하였으나 적합도 지수가 유의한 수준에서 나빠지지 않았으므로 구조동일성이 성립된 것으로 해석할 수 있다. 한편, 우울의 자기회귀계수에 동일화 제약을 가한 모형 V와 모형 IV의 비교 결과,  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=2$ )=4.254)는 유의수준 .05에서 유의하지 않게 나타났다. 더불어 적합도 지수 값도  $\Delta CFI=.001$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 으로 이전 모델에 비해 나빠지지 않았다. 이는 우울이 시간의 흐름에 따라 지속된다는 것을 의미한다.

이어서, 이전시점의 사회적 관계가 이후시점의 우울에 영향을 주는 교차지연효과에 동일화 제약을 가한 모형 VI을 모형 V와 비교한 결과,  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=2$ )=13.108)로 유의하게 나타났다. 그러나  $\Delta CFI=.000$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 으로 적합도 지수는 동일한 수준을 유지하였다. 마찬가지로 우울의 사회적 관계에 대한 교차지연계수에 동일화 제약을 가한 모형 VII와 모형 VI의 비교결과도,  $\chi^2$  값의 차이는 유의하였으나 적합도 지수가 이전모델과 동일하였다. 이와 같은 결과는 사회적 관계와 우울의 상호 간의 교차지연효과가 시간의 흐름에 따라 다르지 않다는 것을 의미한다.

마지막으로 오차공분산을 동일하게 제약한 모형 VIII를 모형 VII와 비교한 결과, 두 모형의  $\chi^2$  값의 차이( $\Delta df=2$ )=6.57)는 유의하였으나, 적합도 지수 값이  $\Delta CFI=.001$ ,  $\Delta TLI=.000$ ,  $\Delta RMSEA=.000$ 로 유의하게 나빠지지 않아 오차공분산의 동일성이 확인되었다.

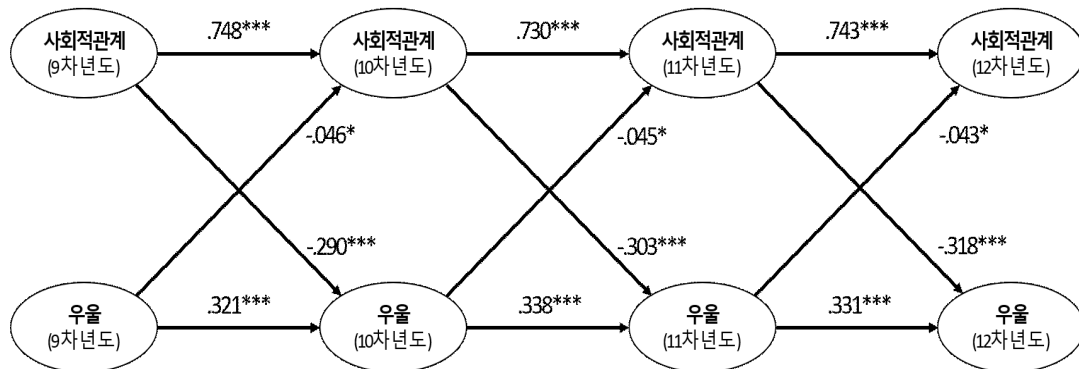
지금까지의 분석을 토대로 본 연구에서는 자유도가 가장 작아 간명한 모형인 모형 VIII를 최종모델로 결정하였다. 모형 VIII의 적합도는 TLI가 .947, CFI가 .957, RMSEA가 .040으로 수용할만한 수준으로 나타났다.

〈표 5〉 최종 모형의 경로계수 추정치

구분	경로	표준화계수 추정치	비표준화계수	표준오차 추정치	C.R.
자기회귀효과	9차년도 사회적 관계 → 10차년도 사회적 관계	.748	.776	.021	36.753***
	10차년도 사회적 관계 → 11차년도 사회적 관계	.730	.776	.021	36.753***
	11차년도 사회적 관계 → 12차년도 사회적 관계	.743	.776	.021	36.753***
자기회귀효과	9차년도 우울 → 10차년도 우울	.321	.335	.020	16.579***
	10차년도 우울 → 11차년도 우울	.338	.335	.020	16.579***
	11차년도 우울 → 12차년도 우울	.331	.335	.020	16.579***
교차지연효과	9차년도 사회적 관계 → 10차년도 우울	-.290	-1.442	.117	-12.308***
	10차년도 사회적 관계 → 11차년도 우울	-.303	-1.442	.117	-12.308***
	11차년도 사회적 관계 → 12차년도 우울	-.318	-1.442	.117	-12.308***
교차지연효과	9차년도 우울 → 10차년도 사회적 관계	-.046	-.010	.004	-2.267*
	10차년도 우울 → 11차년도 사회적 관계	-.045	-.010	.004	-2.267*
	11차년도 우울 → 12차년도 사회적 관계	-.043	-.010	.004	-2.267*

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

[그림 3] 최종 모형의 경로도



\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

최종 모형인 모형Ⅷ의 경로계수 추정치는 <표 5>에 경로도는 [그림 3]에 각각 제시되어 있다. 자세히 살펴보면, 우선 사회적 관계와 우울의 자기회귀계수가 각각 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 전년도 사회적 관계가 다음 해의 사회적 관계에 지속적인 영향을 준다고 해석할 수 있으며, 영향력의 크기도 높은 수준으로 확인되었다(.748 → .730 → .743). 또한 우울의 경우에도 이전시점의 우울이 다음시점의 우울을 모두 유의한 수준에서 예측했으며, 영향력의 크기 역시 높은 것으로 나타났다(.321 → .338 → .331).

한편, 이전시점의 사회적 관계가 다음시점의 우울에 미치는 교차지연효과를 살펴보면, 전 시점에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 마찬가지로 이전시점의 우울이 다음시점의 사회적 관계를 설명하는 교차지연계수도 모든 시점에서 유의한 것으로 확인되었다. 영향력의 크기에 있어서는 사회적 관계가 우울에 대해 가지는 교차지연효과 크기가 반대의 경우보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계를 시사한다.

4. 우울과 사회적 관계에 대한 자기회귀교차지연모델에 대한 다집단 분석: 연령집단 차이

우울과 사회적 관계의 자기회귀효과 및 교차지연효과가 연령대 집단에 따라 유의한 차이를 보이는지, 즉 최종모형으로 선정된 자기회귀교차지연모델에서 나타난 계수들 간의 집단 간 차이를 검증하는 것이다. 이를 위해 먼저 형태동일성(configural invariance) 가정이 충족시키는지 살펴보았다. 형태동일성은 최종모형인 모형Ⅷ이 전노인과 연소노인에게 각각 동일하게 적용되는 것을 의미한다. 분석결과, 전노인 집단에서 최종모형의 적합도 지수를 살펴본 결과  $\chi^2$ 값이 601.185로 .001수준에서 유의하게 나타났다(표 6). 그러나  $\chi^2$ 값은 표본크기에 민감하게 영향을 받는 지표이기 때문에, 표본의 크기에 덜 민감한 TLI와 RMSEA 값을 살펴본 결과 각각 .938과 =.038로 좋은 적합도를 보이고 있었다. 마찬가지로 연소노인 집단에서도  $\chi^2$ 값이 884.120로 통계적으로 유의하게 나타났다. 그러나 TLI와 RMSEA 값은 각각 .931과 .046로 나타나 모형 적합도가 좋은 수준으로 나타났다. 따라서 전노인 집단과 연소노인 집단에서 형태동일성이 성립되었음을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 형태동일성 검증 결과

집단	$\chi^2$	df	TLI	RMSEA
전노인	601.185	223	.933	.038
연소노인	884.120	223	.931	.046

전노인과 연소노인 집단에 대한 형태동일성이 충족되었기 때문에 아래 <표 7>과 같이 8개의 모형을 순차적으로 비교하며 다집단 분석을 실시하였다(홍세희 외, 2017). 우선 모형 i의 경우, 두 집단을 동시에 분석하지만 동일화 제약을 전혀 가하지 않은 기저모형에 해당한다. 모형 ii와 모형 iii은 사회적 관계와 우울의 측정변인이 각 집단 간 동일하게 측정되었는지를 확인하는 측정동일성 모형이다. 모형 iv와 모형 v는 자기회귀계수가 집단 간 동일한지 검증하기 위한 모형이며, 모형 vi와 모형 vii는 교차지연계수가 집단 간 동일한지 검증하는 모형이다. 마지막으로 모형viii은 오차공분산의 집단 간 동일성 검증을 하기 위한 모형이다. 동일성 제약을 해도 적합도 지수가 비교모형에 비해 유의하게 나빠지지 않으면 집단 간 동일성이 충족된 것으로 간주하였다. 8개의 모형을 순차적으로 비교하여 적합도 지수를 비교한 분석결과, 동일화 제약 후 각 모형들의 적합도가 통계적으로 유의한 수준에서 차이를 보이지 않았다. 이에, 본 연구에서는 동일화 제약이 가장 많이 가해져 간명한 모형인 모형viii을 최종모형으로 결정하였다.

〈표 7〉 연령대에 따른 우울과 사회적 관계 모형 검증 결과

모형		$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta CFI$
기저모형	모형 i	1219.012	400	.948	.963	.028	-	-	-
측정동일성	모형 ii	1231.511	407	.949	.962	.028	12.499	7	.001
	모형 iii	1380.071	428	.944	.956	.029	148.56	11	.006
경로동일성	모형 iv	1443.697	434	.941	.954	.030	63.626	6	.002
	모형 v	1452.086	439	.942	.954	.030	8.389	5	0
	모형 vi	1464.767	444	.942	.953	.030	12.681	5	.001
	모형 vii	1482.475	449	.942	.953	.030	17.708	5	0
오차공분산 동일성	모형 viii	1496.999	454	.942	.952	.030	14.524	5	.001

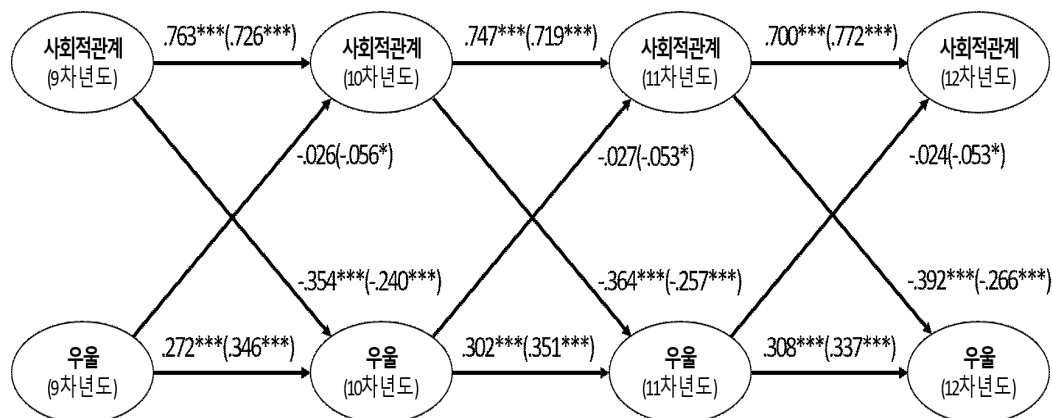
최종모형에 따른 연령대별 경로계수 추정치 및 경로도는 <표 8>과 <그림 4>에 각각 제시되어 있다. 사회적 관계와 우울의 자기회귀효과는 연령집단에 따라 차이없이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 연령대와 상관없이 이전시점의 사회적 관계 및 우울이 이후시점의 사회적 관계와 우울에 지속적인 영향을 준다는 것을 의미한다. 다음으로 우울에 대한 사회적 관계의 교차지연효과를 살펴본 결과, 두 집단에서 모두 사회적 관계가 이후시점의 우울을 예측하는 것으로 나타났다. 한편, 사회적 관계에 대한 우울의 교차지연효과는 연령집단별로 차이를 보였다. 전노인집단의 경우, 우울이 이후시점의 사회적 관계를 예측하지 않는 것으로 확인된 반면, 연소노인집단에서는 우울이 이후시점의 사회적 관계를 통계적으로 유의미한 수준에서 설명하고 있었다. 즉, 전노인의 경우 사회적 관계가 우울에 선행하는 일방향적 관계를 지니지만, 연소노인에서는 쌍방향적 관계를 보였다. 이는 연령집단에 따라 두 변수의 관계가 달라진다는 것을 의미한다.

<표 8> 연령대 집단별 경로계수

경로	전노인				연소노인			
	표준화 계수	비표준화 계수	표준오차	C.R.	표준화 계수	비표준화 계수	표준오차	C.R.
9차년도 사회적 관계 → 10차년도 사회적 관계	.763	.774	.031	24.650***	.726	.771	.028	27.334***
10차년도 사회적 관계 → 11차년도 사회적 관계	.747	.774	.031	24.650***	.719	.771	.028	27.334***
11차년도 사회적 관계 → 12차년도 사회적 관계	.700	.774	.031	24.650***	.772	.771	.028	27.334***
9차년도 우울 → 10차년도 우울	.272	.297	.033	9.029***	.346	.349	.025	13.886***
10차년도 우울 → 11차년도 우울	.302	.297	.033	9.029***	.351	.349	.025	13.886***
11차년도 우울 → 12차년도 우울	.308	.297	.033	9.029***	.337	.349	.025	13.886***
9차년도 사회적 관계 → 10차년도 우울	-.354	-1.583	.174	-9.080***	-.240	-1.259	.151	-8.351***
10차년도 사회적 관계 → 11차년도 우울	-.364	-1.583	.174	-9.080***	-.257	-1.259	.151	-8.351***
11차년도 사회적 관계 → 12차년도 우울	-.392	-1.583	.174	-9.080***	-.266	-1.259	.151	-8.351***
9차년도 우울 → 10차년도 사회적 관계	-.026	-.006	.007	-.870	-.056	-.012	.006	-2.061*
10차년도 우울 → 11차년도 사회적 관계	-.027	-.006	.007	-.870	-.053	-.012	.006	-2.061*
11차년도 우울 → 12차년도 사회적 관계	-.024	-.006	.007	-.870	-.053	-.012	.006	-2.061*

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

[그림 4] 연령대에 따른 최종 모형의 경로도



주: 괄호 밖의 수치는 전노인, 괄호 안의 수치는 연소노인의 표준화계수임.

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001

## 제5절 논의 및 결론

### 1. 주요 결과 및 함의

본 연구는 한국 중·고령자의 사회적 관계와 우울 간의 종단적 상호인과관계를 검증하기 위해 한국복지패널의 4년간의 종단자료(9차년도~12차년도)를 자기회귀교차지연모형을 활용하여 분석하였다. 나아가 전노인과 연소노인 집단별로 두 변수의 관계가 다른 양상을 보이는지 확인하고자 다집단분석을 실시하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 중·고령자의 사회적 관계와 우울은 각각 이후시점의 사회적 관계와 우울에 '정적' 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존의 횡단자료를 활용한 연구결과와 달리, 사회적 관계와 우울이 일시적인 현상에서 그치는 것이 아니라 시간의 경과에 따라 안정적으로 유지된다는 것을 밝혀준다. 또한 영향력의 크기도 사회적 관계가 .730~.748, 우울이 .321~.338로 높은 수준으로 확인되어, 초기에 형성된 사회적 관계 및 우울 수준이 지속될 가능성이 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 중·노년기의 사회적 관계와 우울이 비교적 안정적으로 유지된다는 결과를 보여주어, 선행연구 결과와도 일치한다(전근성, 2017).

둘째, 시간 경과에 따라 사회적 관계와 우울의 상호인과관계를 살펴본 결과, 이전시점의 사회적 관계가 이후시점의 우울에 미치는 교차지연효과는 '부적' 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 사회적 관계 수준이 낮을수록, 이후시점의 우울 수준이 높아지는 것이다. 이러한 효과는 측정 시점과 상관없이 동일한 것으로 확인되었다. 이와 유사하게, 이전시점의 우울이 이후시점의 사회적 관계에 미치는 교차지연효과 또한 모든 시점에서 '부적' 방향으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 우울과 사회적 관계가 서로 영향을 주고받는 상호적 관계를 지닌다는 선행 연구의 관점(Rosenquist et al., 2011)을 지지하는 결과이다.

셋째, 전노인과 연소노인을 대상으로 다집단 분석을 실시한 결과, 사회적 관계와 우울의 자기효과에 있어서는 연령에 따른 유의한 차이가 존재하지 않았다. 즉, 연령대와 상관없이 이전시점의 사회적 관계 및 우울은 이후시점의 사회적 관계와 우울에 지속적인 영향을 준다는 것이다. 그러나 사회적 관계와 우울의 상호인과관계는 연령집단별로 상이한 양상을 보이는 것으로 밝혀졌다. 우울에 대한 사회적 관계의 교차지연효과의 경우, 두 집단에서 모두 통계적으로 유의하였다. 즉, 노인 여부와 상관없이 사회적 관계 수준이 좋을수록 향후 우울수준은 낮아진다는 것이다. 이는 많은 선행연구의 결과와 맥락을 함께 한다(이주현·정혜정, 2015; Jensen et al., 2014; Han, Kim, and Burr, 2017).

이와 대조적으로, 사회적 관계에 대한 우울의 교차지연효과는 연소노인집단에서만 유의한 것으로 나타났다. 전노인의 경우 이전시점의 우울수준이 향후 사회적 관계 수준을 예측하지 못하였다. 이러한 결과를 토대로 사회적 관계와 우울의 관계는 연령집단에 따라 다른 양상을 보인다고 볼 수 있다. 다시 말해, 노인이 되기 전 연령대의 경우, 사회적 관계 수준이 우울에 선행하는 일방향적인 관계를 형성하지만, 노인이 되고 난 후 연령대에서는 우울 수준이 사회적 관계 수준에 유의한 영향을 주는 상호인과적 관계가 형성된다는 것이다.



## 2. 결론

이상의 분석결과를 토대로 본 연구가 지니는 의의는 다음과 같다. 첫째, 학술적인 관점에서 본 연구의 결과는 중·고령자의 우울과 사회적 관계를 주제로 한 연구에 기여할 수 있다. 기존의 대다수의 국내외 선행연구는 주로 횡단 자료를 활용하여 두 변수 간의 상관성을 검증하거나(정주원·조서연, 2013; 박선영·이충기, 2016), 종단연구인 경우에도 두 변인 간의 인과관계를 명확히 밝히는데 한계를 지니고 있었다. 즉, 단순히 두 변수간의 일방적 관계를 밝히는데 초점을 두고 사회적 관계가 우울을 예측하는지(정순돌·구미정, 2011 임정연 외, 2016) 혹은 우울이 사회적 관계의 선행요인이 되는지를 검증하여 온 것이다(Lakey and Dickinson, 1994; Matt and Dean, 1993). 특히, 우울이 사회적 관계에 미치는 효과에 대한 연구는 아직까지 많이 부족한 실정이다. 본 연구는 자기회귀교차지연모형을 활용하여, 선행연구의 방법론적 한계를 극복하고, 두 변인 간의 상호인과성을 경험적으로 도출하였다. 이로써 일면적 관계(unilateral relationship)에서 고려되던 사회적 관계와 우울에 대한 확장시켜 논의할 수 있는 기반을 마련했다는 함의를 지닌다.

둘째, 본 연구는 노인연령을 전후로 하여 노인진입 전 단계인 전노인집단과 노인진입 후 단계인 연소노인을 비교하는 연구모형을 설계하였다. 연구결과에 따르면, 우울이 사회적 관계에 미치는 교차지연효과가 연령집단별로 다른 양상을 보이는 것으로 확인되었다. 전노인 집단에서 이전시점의 우울이 이후시점의 사회적 관계 수준에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것과 대조적으로, 연소노인 집단에서는 우울이 이후시점의 사회적 관계에 통계적으로 유의한 효과를 지니고 있었다. 이러한 결과는 사회적 관계와 우울 간의 방향성이 연령집단별로 달라짐을 밝히는 동시에, 연소노인에게 우울이 향후 사회적 관계에 주요한 예측요인으로 작용한다는 것을 드러내는 결과이다.

위와 같은 함의에도 불구하고, 본 연구는 다음의 몇 가지 한계점을 지니고 있다. 첫째, 본 연구에서는 사회적 관계를 측정함에 있어, 가족관계와 사회적 친분 관계 만족도라는 주관적 영역의 지표를 활용하였다. 스스로가 인지하는 만족도가 사회적 관계 수준에 대한 지표로 보편적으로 활용되고 있지만(전근성, 2017; Calvete, Hayas, and Barrio, 2018), 양적변인(전화통화 횟수, 방문횟수) 등 객관적인 수준에서 사회적 관계에 대한 지표를 함께 고려하여 좀 더 면밀하게 사회적 관계와 우울 사이의 관계를 분석할 필요가 있다. 둘째, 후속연구에서는 성별을 고려하고 사회적 관계와 우울 사이의 매개 변수 등을 포함할 필요가 있다. 기존의 선행연구에서는 중·노년기 우울과 사회적 관계의 수준이 성별에 따라 다르게 나타난다고 제시하고 있다(하정화·정은경·정은석, 2015; 박소영, 2018). 특히, 여성노인의 경우 우울수준이 더 높게 나타난다는 점을 고려했을 때 성별효과를 검증할 필요성이 대두된다. 또한 사회적 관계와 우울 사이의 관계에서 제3의 변수가 작용할 수 있는지 등을 확인할 수 있다.

끝으로 본 연구가 지니는 사회복지 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 한국은 높은 자살율 및 우울(건강보험심사평가원, 2016)과 독거노인의 수의 가파른 증가(서울연구원, 2014)로 인해 노년기 정신건강 및 사회적 건강에 대한 각별한 관심이 요구되고 있다. 즉, 정책적인 관점에서 중·고령자의 정신건강과 사회적 건강에 적절한 중재서비스를 제공하는 프로그램의 개발과 보급이 절실한 시점이다. 이 때, 본 연구에서 밝힌 사회적 관계와 우울의 종단적 상호방향성에 대한 결과는 정책수립 및 프로그램 기획의 기초 자료로서 활용될 것으로 기대된다. 둘째, 실천현장에서 우울과 사회적 관계에 대한 사회복지 프로그램 개발 시 목표대상의 명확화와 집중화에 대한 근거로 활용될 수 있다. 본 연구에서는 노인집단의 경우 우울이 이후시점의 사회적 관계에 유의한 영향을 미친다는 점을 밝혔다. 이러한 결과를 통해 노년기 우울과 사회적 관계에 대한 중재 방안을 도모할 때, 두 변인을 동시에 고려하여 함께 예방 및 치료가 가능한 프로그램 개발을 할 수 있다.

## 참고문헌

- 김미점. 2015. “성별에 따른 노인의 우울 특성 연구”. 『대한고령친화산업학회지』. 7(2). 1-6.
- 김수진·김세영. 2013. “중년여성의 부부친밀감, 우울과 갱년기 증상의 관계”. 『여성건강간호학회지 제』. 19(3). 176-187.
- 김영범·박준식. 2004. “한국노인의 가족관계망과 삶의 만족도: 서울 지역 노인을 중심으로”. 『한국노년학』. 24(1). 169-185.
- 김주환·김민규·홍세희. 2009. 『구조방정식 모형으로 논문쓰기』. 커뮤니케이션북스.
- 김주희. 2011. “농촌 여성의 사회적 관계의 변화”. 『농촌사회』. 21(2). 7-48.
- 김진현. 2015. “노년기 사회자본의 차이가 우울궤적에 미치는 영향”. 『한국사회복지학』. 67(3). 181-201.
- 박소영. 2018. “노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절 효과를 중심으로”. 『보건사회연구』. 38(1). 154-190.
- 서울연구원, 2014. “점점 빨라지는 고령화, 서울시 노인은 무엇이 부족할까?”, 『인포그래픽스』. 94.
- 신경림·김정선. 2003. “노인 여성의 스트레스와 우울 간의 관계 연구”. 『노인간호학회지』. 5(1). 29-37.
- 양순미·임춘식. 2006. “농촌노인들의 자살생각에 미치는 우울의 효과”. 『노인복지연구』. 32. 377-396.
- 유경·민경환. 2003. “노년기 정서 경험과 적응의 특성: 정서최적화”. 『한국심리학회지: 일반』. 22(2). 81-97.
- 유정현·성혜영. 2009. “노년기 우울에 대한 가족관계 만족도의 중재효과”. 『한국노년학』. 29(2). 717-728.
- 이민수·최윤경·정인파·곽동일. 2000. “한국 어느 도시지역의 노인성 우울증 역학조사”. 『노인정신의학』. 4. 154-163.
- 이정애·김지미. 2010. “노인의 우울과 건강수준과의 관련성”. 『한국노년학』. 30(4). 1311-1327.
- 이주연·정혜정. 2015. “노년기의 부부관계 만족도와 우울의 종단적 상호관계-성별과 연령집단에 따른 차이를 중심으로”. 『상담학연구』. 16(4). 575-593.
- 이현주. 2013. “노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인”. 『노인복지연구』. 61. 291-318.
- 이혜림·명재석·오설아·최승원. 2016. “사회연결망이 노년기 우울에 미치는 영향”. 『한국심리학회지: 건강』. 21(4). 925-942.
- 장수지. 2011. “중, 노년기 배우자 사별 전후의 사회적 관계망 변화에 대한 종단연구”. 『한국노년학』. 31(4). 1083-1101.
- 전근성. 2017. “초기 노년기 우울의 변화와 사회적 관계의 시간효과”. 『노인복지연구』. 72(4). 239-263.
- 전혜숙·강상경. 2009. “노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여”. 『한국노년학』. 29(4). 1611-1628.
- 정여진·안정신. 2010. “연구 논문: 남성노인의 성공적 노화에 가족관계 변인이 미치는 영향”. 『한국노년학』. 30(2). 535-550.

- 정영숙 · 조설애 · 안정신 · 정여진. 2012. “한국 노인의 삶의 의미 원천으로서 가족관계와 자기초월가치가 성공적 노화에 미치는 영향”. 『한국심리학회지: 발달』. 25(1). 19-41.
- 정영숙 · 최진희. 2016. “배우자와 자녀에 대한 사회적 지원의 수혜/제공과 노인의 행복감 및 우울과의 관계”. 『사회과학연구』. 27(4). 235-264.
- 정효채 · 석진홍 · 박우성. 2013. “연령이 직무만족에 미치는 영향”. 『노동정책연구』. 13(2). 67-93.
- 최영. 2008. “독거노인의 경제수준, 건강상태, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향”. 『사회과학연구』. 24(4). 103-123.
- 하정화 · 정은경 · 정은석. 2015. “노년기 인지기능 감퇴 정도에 따른 사회 활동 참여의 변화: 성별 차이를 중심으로”. 『사회복지연구』. 46(1), 5-30.
- 한국보건사회연구원. 2014. 『2014년도 노인실태조사』. 세종: 한국보건사회연구원.
- 홍세희. 2000. “구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거”. 『Korean Journal of Clinical Psychology』. 19(1). 161-177.
- 홍세희 · 박민선 · 김원정. 2007. “인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증”. 『교육심리연구』. 21(1). 129-143.
- 홍세희. 2008. “잠재성장모형을 이용한 종단연구방법론”. 『워크샵 교재』. 연세대학교 사회복지 대학원.
- Achterberg, W., Pot, A. M., Kerkstra, A., Ooms, M., Muller, M., and Ribbe, M. 2003. “The effect of depression on social engagement in newly admitted Dutch nursing home residents”. *The Gerontologist*. 43(2). 213-218.
- Antonucci, T. C., and Jackson, J. S. 1990. “The role of reciprocity in social support”. *Oxford, England: John Wiley & Sons*. 173-198.
- Bandalos, D. L., and Finney, S. J. 2001. "Item parceling issues in structural equation modeling". *New developments and techniques in structural equation modeling*. 269. V296.
- Blazer, D., Burchett, B., Service, C., and George, L. K. 1991. “The association of age and depression among the elderly: an epidemiologic exploration”. *Journal of gerontology*. 46(6). 210-215.
- Browne, M. W., and Cudeck, R. 1993. "Alternative ways of assessing model fit". *Sage focus editions*. 154. 136-136.
- Byrne, B. M. 2001. "Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument". *International journal of testing*. 1(1). 55-86.
- Calvete, E., las Hayas, C., and del Barrio, A. G. 2018. "Longitudinal associations between resilience and quality of life in eating disorders". *Psychiatry research* 259. 470-475.
- Carstensen, L. L. 1992. “Social and emotional patterns in adulthood: support for socioemotional selectivity theory”. *Psychology and aging*. 7(3). 331.
- Carstensen, L. L., Isaacowitz, D. M., and Charles, S. T. 1999. “Taking time seriously: A theory of socioemotional selectivity”. *American psychologist*. 54(3). 165.
- Chen, F., Bollen, K. A., Paxton, P., Curran, P. J., and Kirby, J. B. 2001. "Improper solutions in structural

- equation models: Causes, consequences, and strategies". *Sociological Methods & Research*, 29(4). 468-508.
- Chen, F. F. 2007. "Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance". *Structural equation modeling*, 14(3). 464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. 2002. "Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance". *Structural equation modeling*, 9(2). 233-255.
- Fujisawa, D., Tanaka, E., Sakamoto, S., Neichi, K., Nakagawa, A., and Ono, Y. 2005. "The development of a brief screening instrument for depression and suicidal ideation for elderly: the Depression and Suicide Screen". *Psychiatry and clinical neurosciences*, 59(6). 634-638.
- Fung, H. H., Carstensen, L. L., and Lang, F. R. 2001. "Age-related patterns in social networks among European Americans and African Americans: Implications for socioemotional selectivity across the life span". *The International Journal of Aging and Human Development*, 52(3). 185-206.
- Green, M. J., and Benzeval, M. 2011. "Ageing, social class and common mental disorders: longitudinal evidence from three cohorts in the West of Scotland". *Psychological medicine*, 41(3). 565-574.
- Han, S. H., Kim, K., and Burr, J. A. 2017. "Friendship and depression among couples in later life: The moderating effects of marital quality". *The Journals of Gerontology: Series B*, 1-10.
- Hu, L. T., and Bentler, P. M. 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.
- Jensen, M. P., Smith, A. E., Bombardier, C. H., Yorkston, K. M., Miró, J., and Molton, I. R. 2014. "Social support, depression, and physical disability: age and diagnostic group effects". *Disability and health journal*, 7(2). 164-172.
- 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.
- Levesque, C., Zuehlke, A. N., Stanek, L. R., and Ryan, R. M. 2004. "Autonomy and competence in German and American university students: A comparative study based on self-determination theory", *Journal of Educational Psychology*, 96. 68-84.
- Luppa, M., Sikorski, C., Luck, T., Weyerer, S., Villringer, A., König, H. H., and Riedel Heller, S. G. 2012. "Prevalence and risk factors of depressive symptoms in latest life—results of the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA 75+)". *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 27(3). 286-295.
- Matt, G. E., and Dean, A. 1993. "Social support from friends and psychological distress among elderly persons: Moderator effects of age". *Journal of Health and Social Behavior*, 34(3). 187-200.
- Mehta, K. M., Yaffe, K., Langa, K. M., Sands, L., Whooley, M. A., and Covinsky, K. E. 2003. "Additive effects of cognitive function and depressive symptoms on mortality in elderly community-living adults". *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 58(5). 461-467.

- Nguyen, A. W., Chatters, L. M., Taylor, R. J., and Mouzon, D. M. 2016. "Social support from family and friends and subjective well-being of older African Americans". *Journal of happiness studies*. 17(3). 959-979.
- Pálsson, S. P., Östling, S., and Skoog, I. 2001. "The incidence of first-onset depression in a population followed from the age of 70 to 85". *Psychological medicine*. 31(7) 1159-1168.
- Radloff LS. 1977. "The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population". *Applied Psychological Measurement*. 1(3). 385-401.
- Rogers, R. G. 1996. "The effects of family composition, health, and social support linkages on mortality". *Journal of Health and Social Behavior*. 37(4). 326-338.
- Rosenquist, J. N., Fowler, J. H., and Christakis, N. A. 2011. "Social network determinants of depression". *Molecular psychiatry*. 16(3). 273.
- Sachs-Ericsson, N., Joiner, T., Plant, E. A., and Blazer, D. G. 2005. "The influence of depression on cognitive decline in community-dwelling elderly persons". *The American journal of geriatric psychiatry*. 13(5). 402-408.
- Selig, J. P., and Little, T. D. 2012. "Autoregressive and cross-lagged panel analysis for longitudinal data". In B. Laursen, T. D. Little, & N. A. Card (Eds.), "Handbook of developmental research methods", New York: Guilford. 265-278.
- Stordal, E., Mykletun, A., and Dahl, A. A. 2003. "The association between age and depression in the general population: a multivariate examination". *Acta Psychiatrica Scandinavica*. 107(2). 132-141.
- Tiedt, A. D. 2010. "The gender gap in depressive symptoms among Japanese elders: evaluating social support and health as mediating factors". *Journal of cross-cultural gerontology*. 25(3). 239-256.
- Tsai, Y. F., Yeh, S. H., and Tsai, H. H. 2005. "Prevalence and risk factors for depressive symptoms among community dwelling elders in Taiwan". *International Journal of Geriatric Psychiatry: A journal of the psychiatry of late life and allied sciences*. 20(11). 1097-1102.
- Unsar, S., and Sut, N. 2010. "Depression and health status in elderly hospitalized patients with chronic illness". *Archives of Gerontology and Geriatrics*. 50(1). 6-10.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. 2000. "A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research". *Organizational research method*, 3(1). 4-70.
- Wu, Z., Penning, M. J., Zeng, W., Li, S., and Chappell, N. L. 2015. "Relocation and social support among older adults in rural China". *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*. 71(6). 1108-1119.

# 모와 자녀가 지각한 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 종단적 관계 - 잠재성장모형을 적용한 행위자 상대자 상호의존모형(APIM)의 적용

A Longitudinal Study on the Mother-Child's Perception of Depression, Self Esteem and Subjective Life Satisfaction: Application to Actor-Partner Interdependence Model using Latent Growth Model

백승희(충남대학교 교육학과 박사수료)

전현정(충남대학교 교육학과 박사수료)

이정민(충남대학교 교육학과 박사수료)

본 연구는 모와 자녀의 자아존중감과 주관적 삶의 만족도의 변화 궤적을 알아보고, 모와 자녀의 우울이 자신과 상대의 자아존중감에 미치는 종단적 영향과 모와 자녀의 자아존중감이 자신과 상대의 주관적 삶의 만족도에 미치는 종단적 영향이 어떠한지를 살펴보았다. 나아가 모와 자녀의 우울과 주관적 삶의 만족도 사이를 자신과 상대의 자아존중감이 매개하는지를 구체적으로 분석하였다. 이를 위하여 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study: KoWePS) 8차년도(2013년)에서 12차년도(2017년)까지 5년간의 자료를 사용하였으며, 이 중 각 가구의 모와 자녀 커플 자료 808쌍을 대상으로 잠재성장모형을 적용한 행위자-상대자 상호의존 모형(Actor-Partner Interdependence Model: APIM)을 활용하여 분석하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 주관적 삶의 만족도는 모와 자녀 모두 시간이 지남에 따라 점차 증가하는 형태를 보였다 둘째, 모와 자녀의 우울은 자신의 자아존중감에 부적인 영향을 주었다. 또한 모의 우울은 자신뿐만 아니라 상대자인 자녀의 자아존중감 초기치에도 부적인 영향을 주었다. 셋째, 모와 자녀의 자아존중감은 자신의 주관적 삶의 만족도에 정적인 영향을 주었다. 또한 모의 자아존중감 초기치와 변화율은 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치와 변화율에도 정적인 영향을 주었으며, 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치도 모의 주관적 삶의 만족도 초기치에 정적인 영향을 주었다. 넷째, 모와 자녀의 우울은 자아존중감을 매개로 자신뿐만 아니라 서로의 주관적 삶의 만족도에 영향을 미쳤다. 모와 자녀의 우울이 증가할수록 서로의 자아존중감은 낮았고, 자아존중감이 낮으면 서로의 주관적 삶의 만족도도 낮았다. 본 연구는 모와 자녀의 관계를 상호의존적 관점에서 분석하고 변인 간의 관계를 종단적으로 살펴보았다는데 의의가 있다.

## 제1절 서론

### 1. 연구 필요성

누구나 행복하고 만족스러운 삶을 추구하며 더 나은 삶을 살아가길 원한다. 그러나 세계 주요 23개국 대상으로 '건강과 웰빙(Well being)' 전반에 대한 인식을 알아보는 글로벌 헬스서비스기업 시그나그룹(Cigna Corporation)의 웰빙 지수 결과, 우리나라의 웰빙 지수는 조사 대상 주요 23개국 중 최하위인 것으로

로 나타났다(매일경제, 2018. 7. 10.). 또 다른 연구인 우리나라 아동·청소년 행복지수 국제비교연구에서도 우리나라 아동·청소년의 주관적 행복감은 경제협력기구(OECD) 회원국 22개국 가운데 20위인 하위 수준을 기록하였다(염유식·김경미·이승원·김수미, 2017). 이는 우리나라 국민의 삶에 대해 느끼는 주관적 만족과 행복이 심각한 수준임을 확연히 드러낸 결과라 할 수 있다. 자신의 삶의 다양한 영역에 대한 전반적인 만족 정도를 의미하는 삶의 만족은 개인의 삶의 질을 평가하는 대표적인 지표이며 궁극적으로는 삶의 목적으로 평가된다(Huebner, 2004; 김영민·임영식, 2013). 사회 전반에 걸쳐 삶의 만족, 행복, 안녕감에 대한 관심은 높아졌지만 최근 다수의 연구결과에서 볼 수 있듯이 실질적인 우리나라 국민의 삶의 만족은 심각한 수준을 보이고 있다. 이러한 현실에서 우리나라 모든 개인의 삶이 행복하고 만족스러운 삶을 살아가기 위해서는 삶의 만족에 대한 관심이 촉구되고, 삶의 만족에 대한 주요한 영향요인이 무엇이고 어떤 경로에 의해 영향을 미치는지를 실증적으로 검증하는 작업이 필요할 것이다.

글로벌 헬스서비스기업 시그나그룹의 웰빙 지수 결과에서 특히 주목할 부분은 우리나라의 웰빙 지수는 가족 부문에서 작년대비 큰 폭으로 수치가 하락하여 인간관계에서 겪게 되는 어려움이 커진 것으로 조사됐다는 점이다. 더욱이 가족부문에서 응답자 대부분 가족과 보내는 시간이 부족하다고 인식하고 있었으며 부모의 부양과 자식의 양육에 대한 부담이 크게 증가하여 심리적, 재정적 어려움을 겪고 있는 것으로 나타났다(매일경제, 2018. 7. 10.). 삶의 만족과 행복은 개인의 삶에 변화를 주기도 하며 개인 내적·외적 환경요인에 따라 변화하기도 한다(Fujita and Diener, 2005). 특히 국내외 다수의 연구에서 가족관계나 또래관계가 아동의 행복에 영향을 주는 가장 큰 요인이라는 공통된 결과가 보고되고 있다. 한국방정환재단 및 교육부와 한국과학창의재단 등의 조사에서 공통적으로 우리나라 아이들은 행복을 위한 필요조건 1위로 '화목한 가정'을 선택하였으며(김희연·김군수·신기동·송승현, 2015; 염유식 외, 2017) 부모, 친구와의 관계가 좋은 아이의 행복감이 큰 것으로 나타났다(동아일보, 2013. 5. 2.). 이는 곧 자녀와 부모의 행복, 삶의 만족은 화목한 가정을 통해 형성되며 이에 가장 중요한 것은 부모와 자녀간의 긍정적인 유대관계, 즉 애착관계가 중요함을 방증하는 결과이다. 이처럼 부모에게는 자녀가, 자녀에게는 부모가 중요한 영향력을 행사하며 이들 간의 관계는 서로의 삶에 주요한 영향요인으로 작용하게 된다. 이에 본 연구에서는 개인의 삶의 만족의 영향요인을 가족관계에 초점을 맞추어 살펴보고자 하였다. 특히 아직까지 대부분의 가정에서는 어머니가 자녀의 양육을 담당하고 있으며 이에 따른 자녀와의 상호작용도 아버지보다는 어머니와 상대적으로 더 많게 된다. 이는 주 양육자의 역할을 어머니가 담당하고 있으리라 유추할 수 있으며 자녀의 심리적, 신체적, 사회적 변화는 어머니와의 관계와 밀접하게 관련되리라 가정할 수 있다. 이에 따라 삶의 만족에 대해 어머니와 자녀와의 관계 속에서 이루어지는 영향력을 중점적으로 살펴봄으로써 한 개인의 인생 전반의 삶의 만족에 가정이 갖는 역할을 면밀하게 살펴보고자 하였으며 이러한 어머니와 자녀와의 관계가 서로의 삶의 만족에 어떠한 영향을 미치는지를 검증함으로써 궁극적으로는 모든 개인의 삶의 만족을 향상시키고자 하는데 본 연구의 목적이 있다.

한편 개인의 주관적 삶의 만족은 결정되어 고정된 상태가 아니며 개인 내적 요인과 환경 요인에 의해 변화하는 특성이 있다(Fujita and Diener, 2005). 특히 삶의 만족은 개인 내적특성과 깊은 관련을 맺고 있다(김혜원·홍미애, 2007; Diner and Seligman, 2002). 다양한 개인 내적특성 변인들 중 자신을 가치 있는 사람으로 인지하는 자아존중감(self-esteem)과 낮은 수준의 심리적 증상인 불안과 우울은 삶의 만족을 설명하는 대표적인 변인들이다(Coopersmith, 1975; Gilman and Huebner, 2006). 보편적으로 자아존중감과 우울은 각각 정신건강의 긍정적인 측면, 부정적인 측면을 나타내며 서로 상반된 개인 내적변인으로 대표된다. 더욱이 자기가치에 대한 평가로 볼 수 있는 자아존중감은 그 자체가 높아질수록 삶의 질이 높다고

느끼지만 반대로 낮아질수록 불안, 우울 등의 부정적 정서를 경험한다는 연구들이 보고되고 있어(Kessler, Turner and House, 1998; Rowley and Feather, 1987), 자아존중감과 우울, 삶의 만족도 간의 유기적 관계를 유추해 볼 수 있다.

기존의 연구들에서도 삶의 만족도에 대한 자아존중감과 우울의 영향력을 검증하여 보고하고 있다. 선행 연구에서는 자기 자신에 대한 가치 평가로 스스로를 가치 있는 인간으로 인지하는 자아존중감(Rosenberg, 1965)이 삶의 만족도(구현영·박현숙·장은희, 2006; 김윤나·박옥식, 2009; 박선영, 2005; 성은모·김근희, 2013; Fujita and Diener, 2005)에 부정적 심리 정서인 우울이 삶의 만족도(문재우, 2012; 이보람·박혜준, 2011; 홍연란·장군자·최청숙, 2016)에 영향을 미치는 요인으로 보고하고 있다. 또한 자아존중감과 우울 간의 관계에 대해서 조춘범과 김동기의 연구(2010)에서는 자아존중감과 우울이 쌍방향적인 서로 영향을 주고받는 관계임을 제시하였다. 그 외의 연구들에서도 우울과 자아존중감 간의 관계에 대해 보고하고 있다(양종국·김충기, 2002; 최은영·최인령, 2012; Rosenberg, 1965).

그러나 기존의 자아존중감과 우울, 삶의 만족도 간의 관계를 분석한 연구는 한 개인에 대한 연구나 부모가 자녀에게 미치는 영향력에 초점을 맞추어 살펴본 연구들이 대부분이다(구현영·박현숙·장은희, 2006; 김윤나·박옥식, 2009; 문재우, 2012; 박선영, 2005; 성은모·김근희, 2013; 조춘범·김동기, 2010; Fujita and Diener, 2005). 그러나 사회 구성원으로써 타인과의 관계는 상호의존적이며 특히 부모와 자녀는 유기적 관계를 갖고 있다(김희연 외, 2015). 즉 부모가 자녀에게 미치는 영향만큼 자녀도 부모에 영향을 주는 주요한 객체로서 작용할 것이다. 따라서 삶의 만족에 대해 어머니와 자녀와의 관계 속에서 이루어지는 우울과 자아존중감의 영향력과 관계에 대한 분석은 양방향의 상호적 분석이 이루어져야 할 것이다.

또한 기존의 자아존중감과 우울, 삶의 만족도 간의 관계를 분석한 연구들은 대부분 횡단자료를 바탕으로 한 연구들이다. 그러나 횡단자료를 기반으로 하여 분석한 연구는 변수들 간의 관계 정도는 추론할 수 있지만 변수들 간 인과적 관련성을 추정하기에는 한계를 지니며(윤태희·조영일, 2014) 시간 흐름에 따른 변화 양상을 검증하지 못한다는 한계를 지니고 있다. 특히 타인과의 상호작용을 통해 변화되는 과정은 특정 한 시점에서 나타나는 것이 아니라 장기적 시간 흐름에 따라 축적되고 발달하게 될 것이며 개인 내적 특성 변인들은 시간의 흐름에 따라 형성되고 발달하게 된다. 따라서 본 연구는 시간이 지남에 따라 모와 자녀의 자아존중감과 주관적 삶의 만족도의 변화 양상을 확인하고 모와 자녀의 유기적 관계 속에 우울과 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 상호적 인과 관계 및 영향력을 검증하고자 한다. 즉 개인의 삶의 만족을 높이기 위한 추상적이고 광범위한 결과와 결론이 아닌 개인의 삶에 큰 영향력을 지닌 가정요인으로 초점을 맞추어 보다 구체적이고 세밀한 연구를 진행하였다. 이를 통해 모든 개인의 삶의 만족도를 향상시키기 위한 장기적 차원의 구체적이고 세분화된 근거기반이 마련될 수 있을 것이라 기대된다.

## 2. 연구문제

본 연구는 시간이 지남에 따라 모와 자녀의 자아존중감과 주관적 삶의 만족도의 변화 양상을 확인하고 모와 자녀의 유기적 관계 속에 우울과 자아존중감, 주관적 삶의 만족도 간의 상호적 인과 관계 및 영향력을 확인하는 데 그 목적이 있다. 본 연구의 목적에 따른 구체적인 연구내용을 연구문제로 제시하면 다음과 같다.

첫째, 모와 자녀의 자아존중감, 주관적 삶의 만족도는 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는가?

둘째, 모와 자녀의 우울이 자아존중감에 미치는 행위자 효과 및 상대자 효과는 어떠한가?

셋째, 모와 자녀의 자아존중감이 주관적 삶의 만족도에 미치는 행위자 효과 및 상대자 효과는 어떠한가?

넷째, 모와 자녀의 자아존중감은 모와 자녀의 우울과 주관적 삶의 만족도 간의 관계를 매개하는가?



## 제2절 이론적 배경

### 1. 주관적 삶의 만족도

1990년대 긍정심리학의 등장은 삶의 목적을 삶에서 문제가 없는 것보다 삶의 질의 향상에 초점을 맞추어야 한다고 강조하는 연구 패러다임을 불러왔다(Arthaud-Day, Rode, Mooney and Near, 2005). 최근 사회과학분야의 긍정심리학에 대한 높아진 관심은 인간의 행복, 안녕감, 삶의 만족, 삶의 질을 주제로 하는 다수의 연구가 활발하게 이루어지게 하였으며 삶을 평가하는 척도로 행복, 삶의 만족과 같은 긍정적 심리요인들이 활용되게 되었다. 긍정심리학에서 주목하는 행복, 삶의 만족, 안녕감, 삶의 질 등의 개념은 서로 상호관련된 것으로 여겨지며(Fordyce, 1988) 그 용어들은 혼용되어 쓰이고 있다(김신영·백혜정, 2008). 이는 이러한 개념들이 그 자체가 추상적이며 하나의 명료한 정의를 내리기 어려움에 대한 결과일 것이다. 이와 같은 모호한 개념에서 시작한 삶의 만족, 행복에 대한 연구는 1984년 Diener가 주관적 안녕감(Subjective well-being)이라는 단어를 사용하면서 자신의 삶을 어느 정도 만족하는가에 대한 주관적 평가로 삶의 만족과 행복을 측정하게 되면서 본격화되었다. 이후 긍정심리학 범위에 속하는 삶의 만족, 행복, 안녕감 등을 주제로 한 연구들은 활발하게 이루어졌고 삶의 만족은 자신의 삶의 전반적인 부분에 대해 만족한 정도를 주관적으로 평가하는 것을 의미하며(Diener, 2000) 나아가 현재 자신이 삶에 대해 스스로 만족하여 변화를 필요로 하지 않음을 의미한다. 특히 본 연구에서의 삶의 만족은 자신의 삶에 대해 한 개인이 주관적으로 인지하는 정서적 만족을 의미한다.

한편 삶의 만족이나 행복은 결정되어 있는 상태가 아니며 개인의 내적 또는 외적 요인에 의해 변화하는 특성을 지니고 있으며(Fujita and Diener, 2005) 다양한 요인에 의해 영향을 받는 다차원적 특성을 지니고 있다. 삶의 만족은 개인의 자아존중감, 삶의 목표, 자아정체감 등의 개인 심리 요인과 사회 환경 요인과 타인과의 관계에 의해 영향을 받기도 한다(Emmons and Diener, 1985; Ryff, 1989). 따라서 개인의 내적 긍정심리 요인인 삶의 만족을 측정·평가하기 위해서는 다양한 관련 요인들을 고려해야 할 것이다. 즉 한 개인의 주관적 삶의 만족에 대한 관련 변인들을 분석하기 위해서는 다양한 개인·사회 관련 요인들을 고려하여 심층적으로 분석할 필요가 있으며 이를 통해 모든 개인의 삶의 만족도를 향상시키기 위한 개인·사회 변인들의 중요성을 확인하고 이에 대한 시사점을 찾을 수 있을 것이다.

### 2. 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도

#### 1) 우울과 주관적 삶의 만족도

우울은 근심, 무력감 및 무가치함 등을 포괄하는 정서적인 장애를 의미한다(Beck, Ward, Mendelson, Mock, and Erbaugh, 1961). 국민건강영양조사(2013)에 의하면 우리나라의 성인 10명 중 1명은 우울증을 겪고 있는 것으로 나타나 현대 사회의 우울이라는 부정적 정서가 갖는 심각성을 보여주고 있다. 그러나 우울의 구체적이고 명확한 원인은 잘 알려지지 않았다. 우울의 주요한 영향요인으로 알려져 있는 것들은 경제적 어려움, 스트레스, 건강문제, 정신적 상처 등 다양하며 광범위하다(Goldberg, 2006). 이와 같은 정서적·심리적 불안정 상태인 우울은 정신건강의 부정적인 측면을 나타내며 삶의 전반에 영향을 미치게 된다. 이와 관련하여 문재우(2012)의 연구에서는 청소년을 대상으로 진행한 연구에서 우울의 경험 정도가 낮

을수록 자아존중감이 높아진다는 결과를 도출해냈다. 이와 마찬가지로 이보람과 박혜준(2011)은 학령기 아동을 대상으로 삶의 질에 영향을 주는 요인을 분석하였고 긍정적인 감정을 많이 느낄수록 주관적으로 인식하는 삶의 질이 높다는 결과를 보고하였다. 이외에도 노인, 부부, 환자, 아동, 청소년, 중·고령자 등 다양한 계층 및 집단을 연구대상으로 한 우울과 삶의 만족도 간의 관계를 검증하는 연구들이 수행되었으며(김근향·조영은, 2016; 이준상·김향아, 2017; 차은진·김경호, 2015; 최유정·최미라·최선헌, 2018). 이러한 연구들은 모두 우울과 개인이 느끼는 삶의 만족도 간의 유의한 관계가 존재함을 일관되게 보고하고 있다.

## 2) 자아존중감과 주관적 삶의 만족도

개인의 주관적 삶의 만족은 개인 내적 요인과 환경 요인에 의해 변화하며(Fujita and Diener, 2005) 그 중 개인 내적특성과 깊은 관련을 맺고 있다(김혜원·홍미애, 2007; 이명순·변미희, 2007; Diener and Seligman, 2002). 특히 개인의 삶의 만족도와 관련이 높은 것으로 보고되어진 개인 특성 변인은 자아존중감이다(홍연란·이가인·박현숙, 2000). 자아존중감은 자신의 능력과 가치에 대한 평가적 확신을 의미한다(Rosenberg, 1965). 우울과 같은 부정적 심리정서와는 반대의 긍정적 정서를 나타내는 자아존중감은 삶의 만족도에 대한 강력한 예측요인으로 주요한 역할을 한다(윤숙진, 2008; Lyubomirsky, King, and Diener, 2005). 이를 뒷받침 하는 많은 선행연구들에서는 삶의 만족에 영향을 미치는 요인으로 자아존중감을 영향요인으로 보고하고 있다(박선영, 2005; 성은모·김균희, 2013; 조성연·김혜연·김민, 2011; Fujita and Diener, 2005). 특히, 성은모와 김균희(2013)의 연구에서는 청소년의 행복에 영향을 미치는 개인특성 요인으로 자아탄력성과 함께 자아존중감을 설정하였고 연구결과 청소년의 행복에 개인특성 요인들이 직접적인 영향을 주고 있음을 확인하였다. 그 밖의 자아존중감과 주관적 삶의 만족도와의 관계를 검증한 연구들에서도 마찬가지로 자아존중감이 높아질수록 삶의 만족도가 높아짐을 확인하였다(박선영, 2005; 성은모·김균희, 2013; 윤숙진, 2008; Lyubomirsky, King, and Diener, 2005).

## 3) 우울과 자아존중감

우울과 자아존중감은 다양한 사회적 관계 속에서 다각도로 느끼게 되는 심리적 요소이다. 개인 심리적 특성을 나타내는 우울과 자아존중감을 영향요인 또는 결과변인으로 구성하여 분석한 다수의 연구들에서는 두 변인의 인과관계에 대해 상반된 주장을 제기하고 있다. 이 중 한 부분은 우울이 자아존중감의 선행되는 원인이라는 주장이다(Garber, Weiss, and Shanley, 1993; Laurent and Stark, 1993; Renouf and Harter, 1990). 즉 우울한 감정을 지닌 개인은 낮은 자아존중감을 갖게 된다는 것이다. 이와 같은 주장을 뒷받침하는 Wallerstein(1989)의 연구에서는 우울한 성향을 가진 아동은 또래와의 관계에서 소극적이고 수동적인 태도를 보이며 심리적으로 위축되어 결국 자아존중감이 낮아진다는 결과를 보고하고 있다. 이는 우울이라는 부정적 감정은 현실에 대한 부정적인 견해를 갖게 되며 점차적으로 자신의 가치와 자아존중감을 낮추게 되는 것으로 볼 수 있다. 이외에도 다양한 분야의 연구들은 자아존중감을 우울과 결과변인 간의 관계를 매개하는 변인으로 자아존중감을 우울의 주요한 선행요인으로 보고 있다(김정미, 2010; 신민영·김호영·김지혜, 2005; 최미래·이인혜, 2003).

따라서 본 연구는 선행연구 결과를 바탕으로 개인의 주관적 삶의 만족도의 예측 변인으로 개인 내적 심리 특성인 우울과 자아존중감을 함께 고려하여 분석함으로써 삶의 만족도를 향상시키기 위한 개인 특성 변인들의 중요성을 확인하고 이에 따른 시사점을 찾고자 하였다. 더 나아가 우울과 주관적 삶의 만족도 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 함께 검증함으로써 삶의 만족도를 높일 수 있는 다각도의 실증적인 결과를 도출할 수 있을 것이라 기대된다.

### 3. 부모-자녀 관계

사회구성원으로써 한 개인은 사회 최소 단위의 가정 안에서 신체적, 정신적으로 영향을 받으며 성장하게 된다(김영민·임영식, 2013). 가정이 지니고 있는 특성과 가정 구성원인 부모와 자녀가 지닌 개인 특성은 서로 영향을 주고받으며 형성되고 변화한다. 특히 부모와 자녀 간의 관계는 서로에게 주요한 영향력을 행사하며 삶의 주요한 영향요인으로 작용하게 된다(김희연 외, 2015). 부모의 심리적 특성과 가족의 기능은 자녀의 내적 특성 및 행동에 밀접한 관련이 있으며(Bayer, Sanson, and Hemphill, 2006) 그 중 부모가 지니고 있는 우울은 양육의 과정에 전이되어 자녀에게 영향을 주게 된다(Barry, Kochanska, and Philibert, 2008). 결국 부모의 우울은 부정적 부모-자녀 관계를 야기하고 이는 자녀의 삶과 내적 특성과 발달에 많은 부정적 영향을 미치게 된다(김명숙·오현숙, 2015; Azak and Reader, 2013; Petterson and Albers, 2001; Wang and Dix, 2013). 구체적으로는 부모의 우울한 정도가 높을수록 그렇지 않은 부모보다 자녀에게 가혹하고 강압적인 양육태도를 보일뿐만 아니라 부모로의 역할 수행 능력이 부족한 것으로 보고되고 있다(장진영·김진희·김영희, 2011; Burke, 2003). 부정적 감정인 우울과 마찬가지로 부모와 자녀가 지각한 자아존중감은 부모와 자녀 간의 관계와 깊은 연관성이 존재한다(Coopersmith, 1975). 자아존중감이 높은 부모일수록 적극적인 양육 태도와 함께 낮은 양육스트레스를 갖게 되며(Cowan and Cowan, 2010; Roberts, Gotlib and Kassel, 1996). 이는 자녀의 자아존중감에 전이되어 자녀의 자아존중감 형성과 발달에 깊은 관련성을 맺게 된다(Brander, 1992). 또한 부모의 자아존중감은 개인의 심리적 요인들과 상호관련성을 갖게 되며 이는 가정 특성으로 부모와 자녀의 개인 특성에 영향을 미치게 될 것이다.

그러나 기존의 부모와 자녀와의 관계를 분석한 연구는 부모가 자녀에게 미치는 영향력에 초점을 맞추어 살펴본 연구들이 대부분이다. 하지만 인간관계는 상호의존적이며 더욱이 부모와 자녀와의 관계는 유기적 성격을 지니고 있다(김희연 외, 2015). 따라서 부모와 자녀의 개인 내적 심리 변인들의 상호 인과관계 및 영향력에 대한 양방향 측면의 분석은 필요하며 이를 통해서 가정 내의 부모와 자녀가 갖는 관계에 대한 중요성을 확인하며 이에 대한 시사점을 찾을 수 있을 것이다. 특히 주 양육의 역할을 담당하고 있는 어머니와 자녀와의 관계에 초점을 맞추어 세분화한 분석을 실시한다면 한 개인의 인생 전반에 가정이 갖는 역할을 면밀하게 살펴볼 수 있으리라 기대한다.

## 제3절 연구 방법

### 1. 연구대상

본 연구는 시간이 지남에 따른 자아존중감과 주관적 삶의 만족도의 변화궤적을 확인하고 모-자녀의 우울, 자아존중감, 주관적 만족감 간의 관계를 살펴보는 것을 목표로 한다. 이를 위해 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 8차년도(2013년)부터 12차년도(2017년)까지 5년간의 종단자료를 사용하였다. 한국복지패널은 전국을 대표하는 조사로서, 2단계 층화집락추출법을 사용하여 표집한 자료로 최초 원표본 가구 규모는 7,072 가구로 시작하여, 이후 조금씩 감소하기는 하였으나 2017년 12차 조사완료 된 원표본 가구는 총 4,398가구에 이르고 있다. KoWePS는 다양한 변수를 포함하고 있어 변수들이 관계를 파악하기 용이하고, 12차년도까지 추적 조사가 이루어져 종단연구 분석에 적합하다. 본 연구의 대상은 각 가구의 모와 자녀로 각각 808명이다.

## 2. 측정도구

### 1) 주관적 삶의 만족도

주관적 삶의 만족도는 모와 자녀가 인식한 건강, 가족의 수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가생활을 모두 고려할 때 전반적으로 삶에 얼마나 만족하고 있는지 묻는 1문항을 사용하였다. '매우 불만족'에 1점에서 '매우 만족'에 5점을 부여하는 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 전반적으로 삶에 만족하고 있음을 의미한다. 모와 자녀 모두 8차년도에서 12차년도까지 5년간의 자료를 사용하였다.

### 2) 자아존중감

모와 자녀가 인식한 자아존중감은 KoWePS의 자기 자신에 대한 생각을 묻는 문항 중 자아존중감에 해당하는 10문항을 사용하였다. KoWePS의 자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도 10문항(Rosenberg Self-Esteem Scale)을 사용하여 측정하였다. 이 중에서 역문항(예: 나는 때때로 좋지 않은 사람이라고 생각한다, 나는 자랑할 것이 별로 없다)은 역채점하여 사용하였으며 전체 문항과 상관이 낮은 1문항 '나는 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다'을 모와 자녀에서 삭제하고 총 9문항을 연구에 사용하였다. 이 도구는 '대체로 그렇지 않다'에 1점, '항상 그렇다'에 4점을 부여하는 4점 리커트 척도로 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 모의 5시점 신뢰도는 .786, .796, .786, .790, .805이고, 자녀의 5시점 신뢰도는 .809, .812, .830, .838, .800이었다.

### 3) 우울

우울은 KoWePS에서 모와 자녀가 지난 1주일 간 느낀 생각을 묻는 문항을 사용하였다. KoWePS에서 우울은 Radloff(1977)에 의해 표준화된 CES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)척도를 전경구와 이민규(1992)이 한국 상황에 맞게 축소한 11문항을 사용하여 측정하였다. 이 중에서 2개의 역문항(비교적 잘 지냈다, 큰 불만 없이 생활했다)을 역채점하여 사용하였으며, '극히 드물다(1주일에 1일 미만)'에 1점, '매우 그랬다(1주일에 5일 이상)'에 4점을 부여하는 4점 리커트 척도로 점수가 높을수록 우울이 높음을 의미한다. 모의 5시점 신뢰도는 .862, .833, .885, .864, .878이고 자녀의 5시점 신뢰되는 .809, .812, .830, .838, .800이었다.

## 3. 연구 방법

본 연구는 모와 자녀 커플자료로 잠재성장모형을 활용한 행위자-상대자 상호의존 모형(Actor-Partner Interdependence Model: APIM)을 사용하였다. 행위자-상대자 상호의존 모형은 두 사람 사이의 관계에 대한 상호의존성을 가정하고 양자 관계를 분석하는데 유용한 모형으로, 구조방정식 모형을 사용하여 분석될 수 있다(Cook and Kenny, 2005). 모와 자녀와 같이 양자관계에 있는 사람들은 상대방의 정서, 인지, 행동에 서로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 두 사람 사이에 상호의존성이 존재(Cook and Kenny, 2005)하기 때문에, 모와 자녀처럼 커플을 이루는 서로 비독립적인 연구대상들은 커플을 분석단위로 하여 분석이 이루어져야 한다(Kenny, Kashy, and Cook, 2006). 즉, 연구 대상이 커플로 이루어진 경우에는 서로 영향을 주고받기 때문에 변인들 간의 독립성 가정이 성립되지 않는다. 따라서 이러한 경우에는 개인보다는 커플을 분석 단위로 하는 것이 적합하다. 행위자-상대자 상호의존 모형은 최근 사회 과학에서 많이 사용되고 있으

며, 행위자 효과(actor effect)와 상대자 효과(partner effect)를 추정한다(Cook and Kenny, 2005). 종단자료 분석에서 행위자 효과란 개인의 현재 행동이 과거의 자신의 고유한 행동에 의해 예측되는 정도를 의미하며, 상대자 효과란 개인의 현재 행동이 상대의 과거 행동에 의해 예측되는 정도를 의미한다. 따라서 본 연구에서는 모의 자아존중감과 자녀의 자아존중감 그리고 모의 주관적 삶의 만족도와 자녀의 주관적 삶의 만족도 간 상호의존성 존재할 것으로 가정하고 행위자-상대자 상호의존 모형을 적용하여 분석하였다.

모와 자녀로 구성된 잠재성장모형(Latent Growth Modeling: LGM) 분석은 두 단계를 거쳐 분석이 이루어진다(봉초은·정윤화, 2017; 손수경·장유나·노주성·홍세희, 2016; Duncan, Duncan and Strycker, 2013). 먼저, 설명 변인이 투입되지 않은 무조건 잠재성장모형을 분석한다. 이 단계에서는 반복 측정된 변인의 평균과 분산을 이용하여 변화 양상을 파악한다. 다음으로 설명 변인이 투입된 잠재성장모형을 분석한다. 여기서는 개인차에 대한 설명을 시도한다. 종단연구에서는 결측치가 불가피하게 발생된다. 이를 처리하기 위해 완전 정보 최대우도법(Full Information Maximization Likelihood: FIML)으로 모형을 추정하였다. FIML은 개별 사례에 대해 우도함수를 계산하므로 결측치가 있는 자료라도 분석에 포함할 수 있다(홍세희·유숙경, 2004; Arbuckle, 1996). 잠재성장모형의 적합도 검증은  $\chi^2$  검증과 CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation) 지수를 이용해 평가하였다(Hu and Bentler, 1999).  $\chi^2$  값은 표본 수에 민감하고, 영가설이 지나치게 엄격하기 때문에 쉽게 가설을 기각한다는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 모형의 설명력과 간명성을 동시에 반영한 CFI, TLI와 절대적 적합도 지수인 RMSEA를 종합적으로 고려하였다. 일반적으로 TLI와 CFI는 .90 이상일 때(홍세희, 2000), RMSEA는 .05 이하일 때(Browne and Cudeck, 1993) 좋은 적합도라고 판단한다. 더불어, 자아존중감의 매개효과 분석을 위하여 Bootstrapping을 실시하였다. Bootstrapping은 표집분포가 정규분포를 따르지 않을 때 사용하는 방법으로, 분포에 대한 가정을 필요로 하지 않아 매개효과 검증에 적합하다(Shrout and Bolger, 2002). Bootstrapping은 복원추출로 많은 개수의 표집 분포를 형성한 후 신뢰구간을 통해 계수를 검증한다. 표집 분포는 표집 횟수가 무한하지 않아 편향이 발생한다. 따라서 본 연구에서는 표집 횟수의 한계를 보완한 편향이 조정된 BC(Bias-Corrected)95%신뢰구간을 사용하였다(Efron and Tibshirani, 1994). BC 신뢰구간은 효과크기에 존재하는 변동성(variability)을 더 선명하게 보여 주는 추정 방식이다. BC 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않을 때, 계수는 유의수준 5%에서 유의한 것으로 판단하여 간접효과가 0이라는 영가설을 기각하게 된다(김수영, 2016). 본 연구를 수행하기 위하여 분석 프로그램으로는 SPSS 22.0과 Mplus 8.1(Muthén and Muthén, 1998-2018)을 사용하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 기술통계 및 상관분석

본 연구에서 사용한 요인들의 5시점 기술통계치 및 상관분석은 <표 1>과 같다. 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도와 자아존중감은 정적으로 유의한 상관을 보였으며, 우울과는 부적으로 유의한 상관을 보였다. 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도는 시간이 지남에 따라 평균값이 증가하는 양상을 보였으며 자녀의 주관적 삶의 만족도가 모의 주관적 삶의 만족도 보다 높은 값을 보였다. 자아존중감의 경우는 시간이 지남에 따라 감소하였는데 자녀의 자아존중감이 모보다 더 높은 값을 보였다. 우울은 모와 자녀 모두 가장 낮은 값을 보였다.

<표 1> 기술통계치 및 상관분석

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮	⑯	⑰	⑱	㉔	㉕	㉖						
②	.350***																										
③	.407***	.408***																									
④	.346***	.431***	.455***																								
⑤	.322***	.368***	.382***	.445***																							
⑥	.404***	.284***	.304***	.284***	.276***																						
⑦	.304***	.428***	.342***	.357***	.275***	.377***																					
⑧	.311***	.333***	.493***	.384***	.343***	.419***	.421***																				
⑨	.269***	.318***	.338***	.520***	.298***	.344***	.401***	.487***																			
⑩	.281***	.295***	.262***	.377***	.482***	.398***	.400***	.483***	.488***																		
⑪	-.414***	-.308***	-.340***	-.326***	-.220***	-.483***	-.403***	-.376***	-.312***	-.296***																	
⑫	.402***	.253***	.248***	.217***	.288***	.278***	.220***	.223***	.160***	.263***	-.283***																
⑬	.205***	.442***	.342***	.355***	.346***	.186***	.320***	.257***	.254***	.299***	-.264***	.268***															
⑭	.235***	.315***	.539***	.367***	.329***	.211***	.295***	.400***	.313***	.295***	-.242***	.363***	.401***														
⑮	.194***	.334***	.333***	.462***	.351***	.193***	.317***	.266***	.327***	.323***	-.272***	.242***	.343***	.484***													
⑯	.193***	.255***	.241***	.298***	.441***	.263***	.210***	.207***	.253***	.332***	-.177***	.320***	.340***	.344***	.360***												
⑰	.158***	.229***	.226***	.208***	.179***	.342***	.147***	.171***	.177***	.200***	-.187***	.419***	.190***	.280***	.224***	.344***											
⑱	.239***	.238***	.231***	.239***	.259***	.175***	.368***	.191***	.209***	.205***	-.253***	.212***	.460***	.242***	.303***	.347***	.238***										
㉔	.142***	.158***	.258***	.223***	.210***	.212***	.242***	.357***	.236***	.279***	-.205***	.328***	.232***	.477***	.285***	.296***	.294***										
㉕	.141***	.196***	.199***	.262***	.223***	.208***	.227***	.226***	.375***	.288***	-.258***	.196***	.212***	.331***	.483***	.327***	.247***	.336***	.482***								
㉖	.109*	.226***	.141***	.286***	.200***	.143***	.232***	.174***	.287***	.367***	-.180***	.190***	.273***	.324***	.422***	.477***	.260***	.335***	.380***	.424***							
㉗	-.132*	-.131*	-.179***	-.162***	-.088	-.171***	-.0102	-.126*	-.153***	-.142*	.322***	-.368***	-.0096	-.262***	-.218***	-.162***	-.477***	-.145***	-.276***	-.145*	-.189***						
평균	3.560	3.503	3.523	3.602	3.596	3.240	3.204	3.176	3.224	3.201	1.250	3.558	3.524	3.579	3.611	3.605	3.272	3.249	3.195	3.249	3.249	3.249	3.249	3.249	3.249	3.249	3.249
표준 편차	.642	.694	.690	.673	.637	.425	.409	.398	.401	.415	.371	.629	.667	.637	.689	.609	.419	.424	.431	.463	.463	.463	.463	.463	.463	.463	.463

\*p<.05, \*\*\*p<.001 ①~⑤모의 주관적 삶의 만족도 8차~12차, ⑥~⑩모의 자아존중감 8차~12차, ⑪모의 우울 8차, ⑫~⑯자녀의 주관적 삶의 만족도 8차~12차, ⑰~⑳자녀의 자아존중감 8차~12차, ㉔~㉖자녀의 우울 8차

## 2. 자아존중감과 주관적 삶의 만족도 변화 양상 분석

## 1) 주관적 삶의 만족도 변화 양상 분석

모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화 양상을 추정하기 위하여 독립변수가 없는 무조건 잠재성장모형을 분석하였다. 무변화 함수모형, 선형 함수모형, 비선형 함수모형의 순으로 분석을 실시하였으며, 비교의 기준으로는  $\chi^2$  검증을 실시하였는데  $\chi^2$ 은 표본수에 민감하므로 적합도지수 TLI, CFI, RMSEA를 이용하여 비교하였다(Hu and Bentler, 1999; Browne and Cudeck, 1993). 주관적 삶의 만족도의 무조건 잠재성장모형별 적합도는 <표 2>와 같다. 무변화, 선형, 비선형 모형의 적합도를 비교한 결과, 모와 자녀는 비선형 함수모형이 변화를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다. 비선형의 경우 TLI와 CFI 값이 가장 높았고 RMSEA 값은 가장 낮았다. 그러나 본 연구에서는 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화 형태 함수로 선형 함수모형을 선택하였다. 선형 함수모형을 선택한 이유는 먼저 선형 함수모형의 TLI, CFI, RMSEA 값이 비선형 함수모형과 큰 차이를 보이지 않았으며, 적합도 기준에 비추어 보았을 때에도 좋은 모형으로 볼 수 있었기 때문이다. 또한, 본 연구는 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도와 뿐만 아니라 자아존중감도 변화 양상을 살펴 두 변인 간의 관계를 살펴보는 것을 목적으로 하고 있다. 비선형 함수모형으로 분석할 경우 초기치, 선형 변화율뿐만 아니라 비선형 변화율에 대해서도 해석해야 하므로 변수 간 관계 설명이 복잡해진다. 따라서 변인 간 관계 분석의 간명성을 도모하기 위해 본 연구에서는 선형 함수모형(모:  $\chi^2=36.801$ ,  $df=10$ , CFI=.974 TLI=.974, RMSEA=.051, 자녀:  $\chi^2=21.970$ ,  $df=10$ , CFI=.958, TLI=.958, RMSEA=.048)을 선택하여 변인의 종단적 관계를 살펴보았다.

&lt;표 2&gt; 주관적 삶의 만족도 변화의 무조건모형 비교

	모형	$\chi^2$	$df$	CFI	TLI	RMSEA
모의 주관적 삶의 만족도	무변화모형	46.051***	13	.958	.968	.056(.039~.074)
	선형변화모형	38.801**	10	.974	.974	.051(.032~.072)
	비선형변화모형	14.892*	6	.989	.981	.043(.015~.071)
자녀의 주관적 삶의 만족도	무변화모형	25.166*	13	.957	.967	.043(.017~.067)
	선형변화모형	21.970*	10	.958	.958	.048(.020~.075)
	비선형변화모형	8.941	6	.990	.983	.031(.000~.069)

\*p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.001

최종적으로 선택된 선형변화 모형의 추정치는 <표 3>과 같다. 먼저 모의 주관적 삶의 만족도는 초기치와 변화율, 분산은 통계적으로 유의하였으나 초기치와 변화율의 공분산은 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 초기치가 3.525이고 선형으로 증가하는 형태를 보이는 것을 의미하며, 분산이 유의한 것으로 보아 변화 형태에 개인차가 존재한다는 것을 알 수 있었다. 다음으로 자녀의 경우 주관적 삶의 만족도 초기치와 변화율 초기치의 분산은 통계적으로 유의하였다. 이는 초기치가 3.551이고 선형으로 증가하는 형태를 보이는 것을 의미하며 초기치에 개인차가 존재한다는 것을 알 수 있었다.

<표 3> 주관적 삶의 만족도의 선형 변화모형 추정치

		평균	표준오차	분산	표준오차	공분산	표준오차
모의 주관적 삶의 만족도	초기치	3.525***	.021	.178***	.019	-.005	.005
	선형 변화율	.015*	.006	.005*	.002		
자녀의 주관적 삶의 만족도	초기치	3.551***	.027	.130***	.025	.003	.007
	선형 변화율	.015+	.009	.001	.003		

+p<.10, \*p<.05, \*\*\*p<.001

2) 자아존중감 변화 양상 분석

모와 자녀의 자아존중감 변화 양상을 추정하기 위하여 독립변수가 없는 무조건 잠재성장모형을 분석하였다. 무변화 함수모형, 선형 함수모형, 비선형 함수모형의 순으로 분석을 실시하였으며, 비교의 기준으로  $\chi^2$  검증, 적합도지수 TLI, CFI, RMSEA를 이용하여 비교하였다(Hu and Bentler, 1999; Browne and Cudeck, 1993). 자아존중감의 무조건 잠재성장모형별 적합도는 <표 4>와 같다. 무변화, 선형, 비선형 모형의 적합도를 비교한 결과, 모와 자녀는 비선형 함수모형이 변화를 가장 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서는 주관적 삶의 만족도와 마찬가지로 변인 간 관계 분석의 간명성을 도모하기 위하여 적합도 기준을 충족하는 선형 함수모형(모:  $\chi^2=23.778$ ,  $df=10$ , CFI=.985 TLI=.985, RMSEA=.041, 자녀:  $\chi^2=22.943$ ,  $df=10$ , CFI=.952, TLI=.952, RMSEA=.050)을 선택하여 변인의 종단적 관계를 살펴보았다.

<표 4> 자아존중감 변화의 무조건모형 비교

모형		$\chi^2$	$df$	CFI	TLI	RMSEA
모의 자아존중감	무변화모형	36.743**	13	.974	.980	.048(.030~.066)
	선형변화모형	23.778*	10	.985	.985	.041(.020~.063)
	비선형변화모형	15.995*	6	.989	.982	.046(.019~.073)
자녀의 자아존중감	무변화모형	32.910*	13	.926	.943	.054(.031~.077)
	선형변화모형	22.943*	10	.952	.952	.050(.023~.077)
	비선형변화모형	12.509	6	.976	.960	.045(.000~.081)

\*p<.05, \*\*p<.01

최종적으로 선택된 자아존중감의 선형변화 모형의 추정치는 <표 5>와 같다. 모의 자아존중감의 초기치는 3.218이었고 자녀의 초기치는 3.256으로 자녀가 좀 더 높았다. 모의 초기치와 선형 변화율, 자녀의 초기치의 분산이 통계적으로 유하였는데 이는 초기치와 변화율에 개인차가 존재함을 의미한다.



<표 5> 자아존중감의 선형 변화모형 추정치

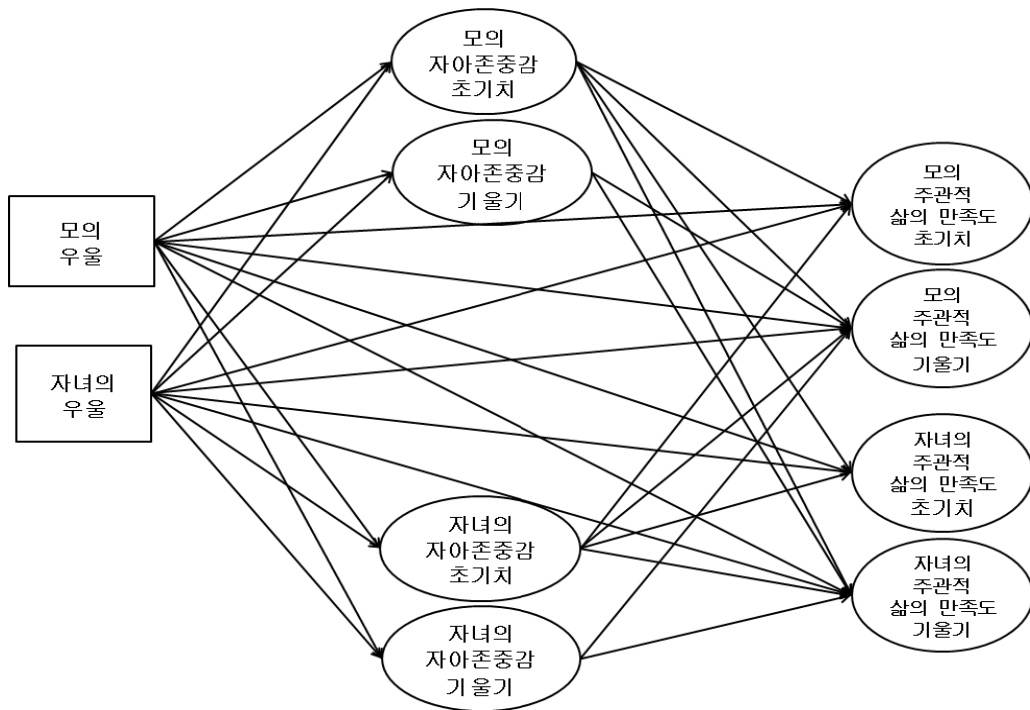
		평균	표준오차	분산	표준오차	공분산	표준오차
모의 자아존중감	초기치	3.218***	.013	.067***	.007		
	선형 변화율	-.006	.004	.002*	.001	.001	.002
자녀의 자아존중감	초기치	3.256***	.018	.048***	.011		
	선형 변화율	-.003	.006	.002	.001	.001	.679

\*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

### 3. 연구 모형 분석

모와 자녀의 주관적 삶의 만족도, 자아존중감의 변화 형태를 선형 변화함수로 선택하여 8차년도와 5시점의 자아존중감 그리고 5시점의 주관적 삶의 만족도 간의 경로를 설정한 연구모형은 [그림 1]과 같다. 연구모형의 적합도를 분석한 결과  $\chi^2=500.544$ ,  $df=189$ ,  $CFI=.925$ ,  $TLI=.909$ ,  $RMSEA=.045$ 로 나타나 적합한 결과를 보였다.

[그림 1] 연구모형



<표 6> 연구 모형의 적합도

$\chi^2$	$df$	CFI	TLI	RMSEA
500.544***	189	.925	.909	.045(.040~.050)

\*\*\* $p < .001$

1) 우울과 자아존중감의 행위자-상대자 상호의존 모형 분석

상호의존모형에서 자신의 대한 효과를 ‘행위자 효과’라고 하며 상대방에게 영향을 미치는 효과를 ‘상대자 효과’라고 한다(Cook and Kenny, 2005). 이를 기반으로 모수 추정치를 해석하였다. 모와 자녀의 우울과 자아존중감에 대한 행위자 및 상대자 효과는 <표 7>과 같다.

먼저 행위자 효과를 살펴보면 모의 우울은 모의 자아존중감 초기에 부적으로 유의한 영향을 미쳤다( $\beta = -.523$ ). 즉, 우울이 높을수록 자아존중감의 초기가 낮았다. 자녀의 우울도 자아존중감 초기에 부적으로 유의한 영향을 미쳤는데( $\beta = -.452$ ), 마찬가지로 자녀의 우울이 높을수록 자아존중감 초기치가 낮음을 의미한다. 반면, 모의 우울은 모의 자아존중감 변화율( $\beta = .063$ )에 그리고 자녀의 우울이 자녀의 자아존중감 변화율( $\beta = .092$ )에 정적으로 유의한 영향을 미쳤는데 이는 우울이 자아존중감을 높인다고 해석될 수 있다. 그러나 이와 같은 결과는 종단연구에서 자주 발생하는 현상으로(Bray et al., 2003), 우울이 높을수록 자아존중감 초기치가 낮아 상대적으로 자아존중감이 감소하는 폭이 작아서 발생하는 현상으로 간주 해야 하며 우울이 자아존중감을 높인다고 해석될 수 없다. 즉, 자아존중감이 평균적으로 감소하는 추세이므로 우울이 높을수록 자아존중감이 더 완만하게 감소하는 것을 의미한다.

다음으로 상대자 효과를 살펴보면 모의 우울이 높을수록 상대자인 자녀의 자아존중감 초기치가 낮아짐을 알 수 있다( $\beta = -.124$ ). 이는 자녀의 자아존중감이 상대자인 모의 우울에 영향을 받는다는 결과를 보여준다.

<표 7> 우울과 자아존중감 간 모수 추정치

	경로	비표준화계수	표준오차	표준화계수
행위자 효과	모의 우울→ 모의 자아존중감 I	-.523***	.041	-.718
	모의 우울→모의 자아존중감 S	.063***	.013	.419
	자녀의 우울→자녀의 자아존중감 I	-.452***	.061	-.631
	자녀의 우울→자녀의 자아존중감 S	.092***	.023	.476
상대자 효과	모의 우울→자녀의 자아존중감 I	-.124**	.045	-.188
	모의 우울→자녀의 자아존중감S	-.015	.016	-.084
	자녀의 우울→모의 자아존중감I	.001	.060	.001
	자녀의 우울→모의 자아존중감S	-.028	.019	-.172

\*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$  주. I=초기치, S=변화율

2) 자아존중감과 주관적 삶의 만족도의 행위자-상대자 상호의존 모형 분석

모와 자녀의 자아존중감과 주관적 삶이 만족도 사이의 행위자 및 상대자 효과를 분석한 결과는 <표 8>과 같다. 먼저 행위자 효과를 분석한 결과 모의 자아존중감 초기치는 자녀의 자아존중감 초기치에 정적으로 유의한 결과를 보였다( $\beta = 1.312$ ). 이는 모의 자아존중감이 높을수록 주관적 삶의 만족도도 높음을 의미한다. 또한, 모의 자아존중감 변화율은 주관적 삶의 만족도 변화율에도 정적으로 유의한 결과를 보였는데( $\beta = 1.289$ ), 이는 자아존중감이 빠르게 증가하는 모일수록 주관적 삶의 만족도도 빠르게 증가한다는 것을

의미한다. 이러한 결과는 자녀의 경우에도 유사한 결과를 보였는데, 자녀의 자아존중감 초기치가 높을수록 주관적 삶의 만족도 초기치도 높았으며( $\beta=1.498$ ), 자아존중감이 빠르게 증가할수록 주관적 삶의 만족도도 큰 폭으로 증가함을 확인할 수 있었다( $\beta=1.246$ ).

다음으로 상대자 효과를 살펴보면, 모의 자아존중감 초기치가 높은 경우 상대자인 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치가 높게 나타났으며( $\beta=.663$ ), 모의 자아존중감 변화율은 자녀의 주관적 자아존중감 변화율에도 영향을 미쳤다( $\beta=.609$ ). 즉, 모의 자아존중감이 빠르게 증가할수록 자신의 주관적 삶의 만족도 증가에 영향을 미치는 것에서 그치는 것이 아니라, 상대자인 자녀의 주관적 삶의 만족도도 큰 폭으로 상승시키는 것을 확인할 수 있었다. 더불어 자녀의 자아존중감 초기치는 모의 주관적 삶의 만족도 초기치에 정적으로 유의한 영향을 미쳤는데, 자녀의 자아존중감이 높을수록 상대자인 모의 주관적 삶의 만족도도 높음을 알 수 있었다.

<표 8> 자아존중감과 주관적 삶의 만족도 간 모수 추정치

	경로	비표준화계수	표준오차	표준화계수
행위자 효과	모의 자아존중감I→ 모의 주관적 삶의 만족도 I	1.312***	.156	.843
	모의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도 S	-.077	.053	-.282
	모의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도 S	1.289***	.293	
	자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도 I	1.498***	.358	.967
	자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도 S	-.068	.111	-.695
	자녀의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도 S	1.246**	.407	3.406
상대자 효과	모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도 I	.663***	.186	.475
	모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도S	-.053	.072	-.599
	모의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.609+	.325	1.404
	자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도I	.485*	.241	.281
	자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도S	.076	.096	.252
	자녀의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도S	.035	.270	.031

+ $p<.10$ , \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , \*\*\* $p<.001$  주. I=초기치, S=변화율

### 3) 우울과 주관적 삶의 만족도에 대한 자아존중감의 매개효과

다음으로 우울과 주관적 삶의 만족도에 대한 자아존중감의 매개효과를 분석하였다. 매개효과 분석을 위해 5,000번의 bootstrapping 표집을 실시하였고 계수의 유의성은 BC 95% 신뢰구간으로 검증하였다. 매개효과의 추정 계수는 정상분포를 가정할 수 없기 때문에 bootstrapping을 통해 도출한 신뢰구간을 가지고 추정 계수의 유의성을 검정하였다(Shrout and Bolger, 2002). 본 연구는 bootstrapping이 무한대의 표집을 한다고 가정 할 수 없으므로(김수영, 2016), 표집 횟수의 한계를 보완한 BC 95% 신뢰구간을 사용하였다(Efron & Tibshirani, 1994). 모와 자녀의 우울과 주관적 삶의 만족도 간 자아존중감의 종단적 매개효과 분석 결과는 <표 9>와 같다.

참고로 모의 우울, 자녀의 우울에서 모의 주관적 삶의 만족도, 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치와 선형 변화율로의 경로는 모두 유의하지 않았다. 따라서 모와 자녀 자아존중감의 초기치와 변화율은 모와 자녀의 우울에서 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화율로 향하는 경로를 완전 매개한다고 할 수 있다.

종단적 매개효과 분석 결과, 모의 우울은 모의 자아존중감 초기치를 매개로 모의 주관적 삶의 만족도 초기치에 부적으로 유의한 결과를 보였다( $\beta=-.686$ ). BC 95% 신뢰구간 하한 값과 상한 값이 (-.905, -.520)로 0을 포함하지 않아 유의수준 5%에서 간접효과가 0이라는 영가설을 기각하였다. 즉, 모의 우울은 모의 주관적 삶의 만족도에 직접적인 영향을 미치지 않지만 자아존중감을 매개로 하여 주관적 삶의 만족도에 종단적으로 영향을 미치게 되는데, 모의 우울이 높을수록 모의 자아존중감 초기치가 낮고, 자아존중감 초기치가 낮을수록 모의 주관적 삶의 만족도도 낮은 것으로 나타났다. 모의 우울은 모의 자아존중감 변화율을 매개로 모의 주관적 삶의 만족도 변화율에도 정적으로 유의한 결과를 보였다( $\beta=.081$ , BC 95% 신뢰구간(.039, .139)). 이는 모의 우울이 높을수록 자아존중감이 완만하게 감소하고, 자아존중감이 완만하게 감소할수록, 모의 주관적 삶의 만족도도 완만하게 감소하는 것으로 볼 수 있다.

또한, 모의 자아존중감은 모의 우울과 자녀의 주관적 삶의 만족도 간에도 완전 매개하였는데 모의 우울은 모의 자아존중감 초기치를 매개로 하여 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치에 부적인 영향을 미쳤고( $\beta=-.347$ , BC 95% 신뢰구간(-.575, -.162)), 모의 우울은 모의 자아존중감 변화율을 매개로 하여 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화율에도 유의한 영향을 미치는 결과를 보였다( $\beta=-.185$ , BC 95% 신뢰구간(-.385, -.050)). 즉, 모의 우울이 높을수록 모의 자아존중감 초기치가 낮아지고, 모의 자아존중감 초기치가 낮을수록 상대자인 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치도 낮았으며, 모의 우울이 높을수록 모의 자아존중감이 완만히 감소하고, 모의 자아존중감이 완만하게 감소할수록 자녀의 주관적 삶의 만족도도 또한 완만하게 감소하는 결과를 보였다.

다음으로 자녀의 자아존중감도 자녀의 우울과 자녀의 주관적 삶의 만족도 그리고 모의 주관적 삶의 만족도 사이를 완전 매개 하였다. 자녀의 우울은 자녀의 자아존중감 초기치를 매개로 자녀의 주관적 만족도 초기치에 부적인 영향을 미쳤고( $\beta=-.677$ , BC 95% 신뢰구간(-1.158, -.391)), 자녀의 우울은 자녀의 자아존중감 변화율을 매개로 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화량에도 정적인 영향을 미쳤다( $\beta=.114$ , BC 95% 신뢰구간(.052, .237)). 즉, 자녀의 우울이 높을수록 자녀의 자아존중감 초기치가 낮았고 자녀의 자아존중감 초기치가 낮을수록 자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치도 낮았고, 자녀의 우울이 높을수록 자녀의 자아존중감이 완만하게 감소하고, 자녀의 자아존중감이 완만하게 감소할수록 자녀의 주관적 삶의 만족도 또한 완만하게 감소했다. 자녀의 자아존중감 초기치는 자녀의 우울과 상대자인 모의 주관적 삶의 만족도 초기치 사이도 부적으로 완전 매개하였다( $\beta=-.219$ , BC 95% 신뢰구간(-.507, -.047)). 즉, 자녀의 우울이 높을수록 자녀의 자아존중감 초기치가 낮았으며, 자녀의 자아존중감 초기치가 낮을수록 상대자인 모의 주관적 삶의 만족도 초기치가 낮은 결과를 보였다.

&lt;표 9&gt; 매개효과 검증

경로	비표준화 계수	표준 오차	95% Bias-Corrected Bootstrap	
			하한	상한
모의 우울→모의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도I	-.686***	.097	-.905	-.520
모의 우울→모의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도S	.040	.028	-.010	.098
모의 우울→모의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도S	.081**	.026	.039	.139
모의 우울→자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도I	-.060	.040	-.162	-.007
모의 우울→자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도S	-.009	.013	-.039	.014
모의 우울→자녀의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도S	-.001	.006	-.015	.011
모의 우울→모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도I	-.347**	.105	-.575	-.162
모의 우울→모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.028	.038	-.042	.011
모의 우울→모의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.038	.023	.003	.092
모의 우울→자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도I	-.185*	.084	-.385	-.050
모의 우울→자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.008	.015	-.014	.047
모의 우울→자녀의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도S	-.019	.024	-.075	.021
자녀의 우울→자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도I	-.677**	.201	-1.158	-.391
자녀의 우울→자녀의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.031	.052	-.053	.153
자녀의 우울→자녀의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.114*	.049	.052	.237
자녀의 우울→모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도I	.001	.042	-.076	.093
자녀의 우울→모의 자아존중감I→자녀의 주관적 삶의 만족도S	.001	.006	-.013	.011
자녀의 우울→모의 자아존중감S→자녀의 주관적 삶의 만족도S	-.017	.016	-.055	.007
자녀의 우울→자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도I	-.219+	.118	-.507	-.047
자녀의 우울→자녀의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도S	-.034	.046	-.137	.043
자녀의 우울→자녀의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도S	.003	.025	-.045	.044
자녀의 우울→모의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도I	.001	.080	-.155	.159
자녀의 우울→모의 자아존중감I→모의 주관적 삶의 만족도S	.001	.006	-.012	.013
자녀의 우울→모의 자아존중감S→모의 주관적 삶의 만족도S	-.036	.027	-.093	.015

+ $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$  주. I=초기치, S=변화율

## V. 논의 및 결과

본 연구는 모와 자녀가 경험하는 자아존중감, 주관적 만족감의 변화 궤적을 살펴보고, 모와 자녀의 상호작용의 맥락에 따라 우울과 주관적 삶의 만족도 간 관계에서 자아존중감이 매개하는지 종단적으로 검증하였다. 대부분의 선행연구에서는 주양육자인 모와 자녀와의 관계에서 자녀의 자아존중감과 우울과의 관계를 살펴보았다. 특히 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도는 자신의 삶에 대한 전반적인 만족도를 평가한다는 측면에서 객관적 자료와 함께 중요한 정보를 제공한다. 이에 개인이 지각하는 주관적 삶의 만족도를 바탕으로 자아존중감과 우울의 관계를 탐색하였다. 따라서 본 연구에서는 모와 자녀의 종단적 변화사이의 관련성과 모와 자녀가 갖는 상호의존성, 즉 모와 자녀가 인식한 우울은 자아존중감을 매개로 자신과 자녀의 주관적 삶의 만족도에 유의한 영향을 미치는지 고려하였다. 이를 위하여 한국복지패널(KoWePS)의 모와 자녀 808쌍의 2013년부터 2017년까지 5년간 자료를 이용하여 사용하였다. 이러한 연구목적을 달성하기 위하여 잠재성장모형을 활용한 행위자-상대자 상호의존 모형(APIM)을 모형을 적용하여 분석을 실시하였으며, 이 연구의 결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도와 자아존중감이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도는 시간이 지날수록 선형으로 증가하는 것으로 나타났으며 통계적으로 유의한 영향을 미쳤지만, 모와 자녀의 자아존중감은 시간이 지날수록 선형의 감소를 나타냈지만, 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 모와 자녀 모두 지각하는 주관적 삶의 만족도와 자아존중감이 시간이 흐름에 따라 동일한 형태로 변화를 나타내고 있음을 알 수 있다. 또한 모와 자녀의 삶의 만족도가 시간이 지남에 따라 높아지는 형태는 OECD 회원국 22개국 가운데 낮은 수준의 행복지수를 나타냈다고 보고한 염유식 외(2017)의 선행연구에서 확인 한 바와 다른 결과를 나타내었다. 이러한 행복지수, 즉 삶의 만족을 측정하는 대부분의 선행연구들은 하나의 시점에 주목한 것이 특징이며, 이는 다른 외적 요인의 영향력을 통제하지 못한 상태에서의 행복지수를 설명하고 있는 것으로 보인다. 특히 본 연구에서의 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 지수는 시간이 흐름에 따라 점차 증가하는 형태를 지니고 있는 특성을 보였으며, 모와 자녀가 다른 유형의 삶의 만족도를 나타낸 것이 아닌 동일한 형태의 변화궤적을 보였다. 이러한 변화궤적의 특징은 하나의 주거공간에서 생활하는 모와 자녀의 관계는 동일한 생활환경 속에서 시간이 흐름에 따라 비슷한 형태의 삶의 만족도를 형성하는 것으로 이해 할 수 있다. 이는 모와 자녀의 ‘연결, 관계’에서 비롯된 것으로써 부모와 자녀 사이의 기대 및 대화 등을 통해 공유되고 구체화 될 수 있기 때문이다(김지환, 김지혜, 2011). 이러한 맥락에서 모와 자녀가 지각하는 공통의 이해관계 속에서 주관적 삶의 만족도의 변화도 시간이 흐름에 따라 동일한 형태를 지님을 이해할 수 있다.

둘째, 성장모형에서 행위자-상대자 상호의존 모형(APIM)을 적용하여 모와 자녀의 우울과 모와 자녀의 자아존중감의 변화궤적의 양자관계(dyadic relation) 상호의존성을 분석한 결과, 행위자 효과에서 모의 우울은 모의 자아존중감 변화율 그리고 자녀의 우울이 자녀의 자아존중감 변화율에 정적으로 유의한 영향을 미쳤다. 하지만, 종단연구에서 종종 발생하는 현상의 하나이기 때문에(Bray et al., 2003), 우울이 높을수록 자아존중감 초기치가 낮아 상대적으로 자아존중감의 감소폭이 작기 때문에 발생하는 현상이며 우울이 자아존중감을 높인다고 해석하는데 주의가 필요하다. 즉, 자아존중감이 평균적으로 낮아지는 추세에서 우울이 높을수록 자아존중감이 더 완만하게 낮아지는 것으로 해석가능하다. 이러한 결과는 주 양육자인 모와

자녀의 관계에서 모의 우울이 자신뿐만 아니라 자녀의 자아존중감에 영향을 미치는 것으로 이해할 수 있다. 특히, 우울은 자아존중감의 선행되는 원인이라고 주장하는 선행연구들(Garber, Weiss, and Shanley, 1993; Laurent and Stark, 1993; Renouf and Harter, 1990)과 같이 우울한 감정은 낮은 자아존중감을 유발하며, 이는 현실에 대한 부정적 견해와 심리적으로 위축된 상황이 결국 자아존중감을 낮춘다는 오명희(2003)와 Wallerstein(1989)의 연구를 지지한다. 이와 더불어 부모와 자녀와의 관계에서 기존의 선행연구의 대부분은 상대자, 즉 모의 우울과 자녀의 자아존중감만을 다루어져 왔다. 하지만, 본 연구에서는 부모와 자녀와의 관계에서 이루어지는 특수한 관계에서 행위자와 상대자 효과를 동시에 확인하고, 우울이 높을수록 자아존중감을 감소시키는데 중요한 변인임이 이해 가능하다.

셋째, 성장모형에서 행위자-상대자 상호의존 모형을 적용하여 모와 자녀의 자아존중감 변화궤적이 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 변화궤적의 양자관계를 분석한 결과, 행위자와 상대방 효과에서 모와 자녀의 자아존중감이 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도를 높이는 것으로 나타났다. 특히 모와 자녀의 자아존중감이 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도에 미치는 영향을 동일한 시점, 즉 초기치에서 초기치, 변화율에서 변화율의 긍정적 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 이러한 관계 중 행위자 및 상대자 효과에서 모와 자녀의 자아존중감의 변화율이 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도의 변화율에 미치는 영향은 모의 자아존중감이 빠르게 증가하는 할수록 주관적 삶의 만족도도 빠르게 증가함을 의미한다. 이러한 맥락에서 볼 때 개인의 삶의 만족도에 영향을 미친다고 보고한 성은모와 김근희(2013), 자아존중감이 높을수록 삶의 만족도 역시 높아진다고 보고한 다수의 선행연구들(박선영, 2005; 성은모·김근희, 2013; 윤숙진, 2008; Lyubomirsky, King, and Diener, 2005)과 같이 높은 자아존중감이 형성되었을 경우 자신의 대한 긍정적 성향들이 발현되어 자신뿐만 아니라 상대방에게 영향을 미침으로써 결국 자신과 상대방의 삶의 만족도도 높이는 상승효과를 나타냄을 유추할 수 있다.

마지막으로 성장모형에서 모와 자녀의 우울이 모와 자녀의 주관적 삶의 만족도 간 관계에서 모와 자녀의 자아존중감이 매개하는지를 APIM 모형을 적용하여 분석한 결과, 모와 자녀의 우울이 자아존중감을 매개로 주관적 삶의 만족도에 미치는 영향이 동일한 시점, 즉 초기치에서 초기치, 변화율에서 변화율에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 초기치와 초기치에 미치는 영향 중 모의 우울-모의 자아존중감 초기치-모의 주관적 삶의 만족도와 자녀의 우울-자녀의 자아존중감 초기치-자녀의 주관적 삶의 만족도 초기치에 부적영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만, 변화율과 변화율에 미치는 영향 중 모의 우울-모의 자아존중감 변화율-모의 주관적 삶의 만족도 변화율과 자녀의 우울-자녀의 자아존중감 변화율-자녀의 주관적 삶의 만족도 변화율에서 증가하는 경향을 보였다. 즉, 행위자의 매개경로가 우울에서 자아존중감을 경유하여 초기의 주관적 삶의 만족도에 부적영향을 미치지만, 이후 증가하는 변화율을 나타내기 때문에 모의 주관적 삶의 만족도, 자녀의 주관적 삶의 만족도의 부적 영향이 둔감되는 것을 알 수 있다. 이러한 맥락에서 볼 때 개인의 다양한 욕구의 충족이 삶의 만족도를 이해 할 수 있으며(배정현, 2014), 공공서비스에 대한 만족도(Michalos, 2003), 의료제도 정립(Kirkcaldy, Furnham and Veenhoven, 2005)등과 같은 제도적 요인의 긍정적 변화를 통하여 안정적인 환경을 조성하고 결국 개인 심리에 긍정적 영향을 미쳐 결국 삶의 만족도에 영향을 미칠 수 있을 것으로 유추할 수 있다.

이와 더불어 초기치와 초기치의 영향력 중 상대자의 매개경로에서 모의 우울이 모의 자아존중감을 경유하여 자녀의 주관적 삶의 만족도, 모의 우울이 자녀의 자아존중감을 경유하여 자녀의 주관적 삶의 만족도, 자녀의 우울이 자녀의 자아존중감을 경유하여 모의 주관적 삶의 만족도에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 모의 우울과 모 자신의 낮은 자아존중감이 자녀의 낮은 주관적 삶의 만족도를 예측하는

결과에서 미루어 볼 때, 모와 자녀의 관계에서 우울과 자아존중감, 주관적 삶의 만족도를 파악하는데 모와 자녀사이에 상호관련성을 고려하는 것이 매우 중요하다는 것을 보여 준다. 다시 말하면, 자녀의 삶의 만족도나 모의 삶의 만족도를 향상시키기 위해서는 당사자가 지각하는 높은 자아존중감 뿐만 아니라 상대방이 지각하는 높은 자아존중감도 중요하게 고려되어야 할 요인이며, 어느 한 사람만의 영향이 아닌 두 사람이 동시에 낮은 우울과 높은 자아존중감을 형성하였을 때, 주관적 삶의 만족도를 높일 수 있음을 이해할 수 있다.

이와 같은 연구결과를 바탕으로 본 연구의 학문적 의의와 시사점을 제시하면 다음과 같다.

본 연구는 모와 자녀 모두에게서 수집된 종단 자료를 모-자녀의 상호의존성을 고려한 모형을 제기하여 분석하였다. 특히 짝을 이룬 쌍에 대한 상호의존모형이 소개되고 있지만, 성장모형과 결합된 행위자-상대자 상호의존모형의 분석이 미미한 실정에서 보건·복지 분야에 이러한 모형을 제안하였다는 점에서 의의가 있다. 즉, 이와 같은 행위자와 상대자 효과를 동시에 살펴봄으로써 모와 자녀의 우울, 자아존중감, 주관적 삶의 만족도와 같은 심리변인의 관계를 더욱 정확한 추정결과를 제시하고, 학문적 이해의 폭을 넓혔다는 점이다. 모와 자녀를 비롯한 남편과 아내 등 커플자료를 통해 가족 내 형성되는 다양한 심리 및 외부환경 요인의 영향을 살펴보고 자료를 축적함으로써 복지정책의 방향설정과 실천을 위한 유용한 자료로 사용될 수 있을 것이다.

이와 더불어 모와 자녀가 지각한 우울과 자아존중감이 서로의 주관적 삶의 만족도에 미치는 종단적 관계를 확인함으로써, 가정 내 모와 자녀 서로 간 영향력이 존재함으로 확인할 수 있었다. 하지만, 이러한 연구결과에도 불구하고 본 연구에서는 모와 자녀의 커플자료를 활용하여 심리적 요인만을 고려하여 분석을 실시하였다. 이에 추후 연구에서는 이들 커플자료에 공통적 속성과 이에 영향을 미치는 인구통계학적 요인, 경제적 요인, 복지혜택과 같은 제 3의 변인이 모와 자녀 커플의 경험이나 지각 사이의 관련성에 직접적인 영향을 미침을 설명할 수 있는 공동운명모형(Common Fate Model: CFM)을 적용하여(Ledermann and Kenny, 2012) 분석이 요구되며, 빈곤층과 비빈곤층에 따른 커플자료를 기반으로 다집단 분석을 통하여 계층에 따른 특징을 살펴보고, 계층 간 모와 자녀의 심리 및 환경적 공통요인이 어떠한 관계를 지니고 있는지 함께 노력해야 할 것이 무엇인지를 살펴볼 필요성이 제기된다.



## 참고문헌

- 강성진. 2005. “한국인의 생활만족도의 결정요인에 대한 연구”. 「제6회 한국노동패널 학술대회 자료집」, 한국노동연구원.
- 구현영·박현숙·장은희. 2006. “고등학교 청소년의 삶의 만족도와 영향 요인”. 「대한간호학회지」, 36(1), 151-158.
- 국민건강영양조사. 2013. 「2013 국민건강통계」, 서울: 국민건강영양조사.
- 김근향·조영은. 2016. “정신건강의학과 환자들의 우울 및 불안이 삶의 만족도에 미치는 영향: 유머양식의 조절 효과”. 「한국융합학회논문지」, 7(6), 125-132.
- 김두환·김지혜. 2011. “부모·친구·교사와의 사회적 관계와 고등학생의 학교생활만족도”. 「한국사회학」, 45(4), 128-168.
- 김명숙·오현숙. 2015. “어머니의 기질과 우울 그리고 양육태도와 자녀 성격과의 관계”. 「한국심리학회지: 여성」, 20(4), 513-530.
- 김미곤 외. 2006. 「2006 한국복지패널 기초분석보고서」, 한국보건사회연구원.
- 김영민·임영식. 2013. “청소년의 삶의 만족도에 영향을 미치는 과잉적 양육, 자아탄력성, 학교적응의 구조적 관계 분석”. 「청소년복지연구」, 15(2), 343-366.
- 김윤나·박옥식. 2009. “청소년 활동의 효과에 관한 비교분석-자아존중감, 직업성숙도, 학업성취, 생활만족도, 스트레스, 비행과의 관계를 중심으로”. 「청소년복지연구」, 11(1), 79-99.
- 김정미. 2010. “아동 및 청소년의 부적응적 완벽주의와 우울의 관계에서 자기존중감의 역할”. 「청소년학연구」, 17(8), 79-104.
- 김혜원·홍미애. 2007. “우리나라 청소년들의 삶의 질 정도와 설명요인 분석”. 「청소년학연구」, 14(2), 269-297.
- 김희연·김군수·신기동·송승현. 2015. 「아이 행복, 부모교육에 달렸다」, 경기: 경기개발연구원.
- 동아일보. 2013. 5. 2. “[어린이가 웃어야 대한민국이 행복하다]<상> 16개 시도 행복지수 비교해보니”. <http://news.donga.com/3/all/20130502/54841575/1>에서 2018. 7. 1. 인출.
- 매일경제. 2018.07.10. “갈길 먼 불행한 대한민국’ 웰빙지수 23개국 중 ‘최하위’”. <http://news.mk.co.kr/newsRead.php?year=2018&no=433970>에서 2018. 7. 15. 인출.
- 문재우. 2012. “청소년의 비만, 우울, 자아존중감 및 신체이미지가 삶의 만족도에 미치는 영향”. 「한국학교보건교육학회지」, 13(2), 119-146.
- 박선영. 2005. “대학생들의 자기관과 주관적 안녕감에 대한 연구: 서울과 대구 지역을 중심으로”. 「청소년학연구」, 12(3), 71-92.
- 박순일·원종욱·박세경. 2005. 「국민의식조사를 통한 성장분배의 선순환 정책방향」, 한국보건사회연구원.
- 박영신·김의철·민병기. 2002. “부모의 사회적 지원, 청소년의 자기효능감과 생활만족도”. 「교육심리연구

16(2). 63-92.

- 배정현. 2014. “삶의 만족과 정부의 질”. 『행정논총』, 52(1), 247~270.
- 성은모·김균희. 2013. “청소년의 행복에 영향을 미치는 개인특성과 환경특성 간의 적응도 분석”. 『한국청소년연구』, 24(4), 177-202.
- 손수경·장유나·노주선·홍세희. 2016. “부와 모가 지각한 부의 양육참여, 부와 모의 양육스트레스와 우울간의 종단적 관계: 잠재성장모형을 이용한 행위자-상대자 상호의존모형(APIM)의 적용”. 『육아정책연구』, 10(3), 25-50.
- 신민영·김호영·김지혜. 2005. “주의력 결핍/과잉행동 장애 증상을 호소하는 청소년의 우울: 자기개념의 매개변인 효과”. 『한국심리학회지: 임상』, 24(4), 903-916.
- 양종국·김충기. 2002. “비행청소년의 비행위험요인 및 보호요인과 재비행간의 관계”. 『청소년상담연구』, 10(2), 101-121.
- 염유식·김경미·이승원·김수미. 2017. 『한국 어린이·청소년 행복지수 국제비교연구조사결과 보고서』. 연세대학교 사회발전연구소.
- 윤숙진. 2008. “청소년의 긍정적 정서 및 부정적 정서 수준과 생활만족도간의 관계 연구”, 『사회과학논총』, 15, 205-213.
- 윤태희·조영일. 2014. “부모-자녀 애착이 자살생각에 미치는 영향에서 자아존중감과 우울의 종단적 매개효과 연구”. 『한국심리학회지: 발달』, 27(3), 61-87.
- 이명순·변미희. 2007. “청소년에 대한 가족지지가 욕구 충족 및 삶의 질에 미치는 영향”. 『한국가족복지학』, 12(1), 61-81.
- 이보람·박혜준. 2011. “학령기 아동의 주관적인 삶의 질 양상과 삶의 질에 영향을 미치는 요인”. 『한국심리학회지: 발달』, 24(3), 129-152.
- 이준상·김향아. 2017. “노인의 가족관계가 삶의 만족도에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로”. 『한국웰니스학회지』, 12(2), 27-36.
- 장진영·김진희·김영희. 2011. “아버지의 우울과 부부관계 및 자녀양육방식이 유아의 문제행동에 미치는 영향”. 『교육과학연구』, 42(2), 79-107.
- 조성연·김혜연·김민. 2011. “생태학적 맥락에 따른 청소년의 삶의 만족도”, 『대한가정학회지』, 9(3), 87-98.
- 조춘범·김동기. 2010. “청소년의 우울과 자아존중감의 자기회귀교차지연 효과검증: 성별간 다집단 분석을 중심으로”. 『청소년복지연구』, 12(4), 207-229.
- 차은진·김경호. 2015. “중, 고령자의 주관적 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향: 우울의 매개효과 검증”. 『노인복지연구』, 70, 54-81.
- 최미례·이인혜. 2003. “스트레스와 우울의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과와 매개효과”. 『한국심리학회지: 임상』, 22(2), 363-383.
- 최유정·최미라·최셋별. 2018. “맞벌이 부부의 역할분담이 일가정 갈등과 가정생활만족도 및 우울에 미치는 영향”. 『한국사회』, 19(1), 47-93.
- 최은영·최인령. 2012. “청소년 자아존중감과 정신건강에 대한 연구”. 『한국학교보건학회지』, 15(1), 63-72.

- 홍세희. 2000. "구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거". 「한국심리학회지: 임상」, 19(1), 161-177.
- 홍세희·유숙경. 2004. "다변량 고차 잠재 성장모형을 이용한 내외통제성과 학업성취의 종단관계 분석". 「교육평가연구」, 17(2), 131-146.
- 홍연란·이기연·박현숙. 2000. "대학생들의 건강증진 행위와 삶의 만족도에 대한 구조모형". 「지역사회간호학회지」. 11(2). 333-346.
- 홍연란·장군자·최청숙. 2016. "저소득층 아동의 삶의 만족도와 자아존중감: 우울의 매개효과 검증". 「한국 데이터정보과학회지」. 27(1), 179-189.
- Alessi, R., A. Lusardi, and T. Aldershof. "Income and Wealth over the Life Cycle: Evidence from Panel Data", *Review of Income and Wealth*, Series 4(1), 1997, 1-32.
- Ando, A., and F. Modigliani. "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, 1963.
- Arbuckle, J. L. Full information estimation presence of incomplete data. In G. A. Marcoulides R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques* (pp. 243-278). Mahwah, NJ: Erlbaum, 1996.
- Arthaud-Day, M. L., Rode, J. C., Mooney, C. H., and Near, J. P. "The subjective well-being construct: A test of its convergent, discriminant, and factorial validity". *Social Indicators Research* 74(3), 2005, 445-476.
- Azak, S., and Raeder, S. 2013. "Trajectories of parenting behavior and maternal depression". *Infant Behavior and Development*. 36(3), 2013, 391-402.
- Barry, R. A., Kochanska, G., and Philibert, R. A. "G X E interaction in the organization of attachment: Mothers' responsiveness as a moderator of children's genotypes". *Journal of Child Psychology and Psychiatry*. 49(12), 2008, 1313-1320.
- Bayer, J. K., Sanson, A. V., and Hemphill, S. A. "Parent influences on early childhood internalising difficulties". *Journal of Applied Developmental Psychology*. 27(6), 2006, 542-559.
- Beach, C.M., and R. Davidson, "Distribution-free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, 50(4), 1983, 723-735.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., and Erbaugh, J. "An inventory for measuring depression". *Archives of general psychiatry*. 4(6), 1961, 561-571.
- Brander, N. "The power of self-esteem: An inspiring look at our most important psychological resource". New York: Bantam Books, 1992.
- Bray, J. H., Adams, G. J., Getz, J. G., & McQueen, A. "Individuation, peers, and adolescent alcohol use: A latent growth analysis". *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(3), 2003, 553-564.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equations models* (pp. 136 - 162). Newbury Park, CA: Sage, 1993

- Burke, L. "The impact of maternal depression on familial relationships". *International Review of Psychiatry*, 15(3), 2003, 243-255.
- Cook, W. L., & Kenny, D. A. "The actor - partner interdependence model: A model of bidirectional effects in developmental studies". *International Journal of Behavioral Development*, 29(2), 2005, 101-109.
- Coopersmith, S. "Coopersmith self-esteem inventory". San Francisco: Self-Esteem Ins. 1975.
- Cowan, C. P., and Cowan, P. A. "Associations between father-daughter relationship quality and the academic engagement of African American adolescent girls: Self-esteem as a mediator?". *Journal of Black Psychology*, 35(4), 2000, 495-516.
- Diener, E. "Subjective well-being", *Psychological Bulletin*, 95(3), 1984, 542-575.
- Diener, E. "Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index". *American psychologist*, 55(1), 2000, 34-43.
- Diner, E., and Seligman, M. E. "Very happy people". *Psychological Science*, 13(10), 2002, 81-84.
- Duncan, T. E., Duncan, S. C., & Strycker, L. A. *An Introduction to Latent Variable Growth Curve Modeling: Concepts, Issues, and Application*. London: Routledge Academic, 2013.
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. *An Introduction to the Bootstrap*. London: CRC Press, 1994.
- Emmons, R. A., and Diener, E. "Personality correlates of subjective well-being". *Personality and Social Psychology Bulletin*, 11(1), 1985, 89-97.
- Fordyce, M. W. "A review of research on the happiness measures: A sixty second index of happiness and mental health". *Social Indicators Research*, 20(4), 1988, 355-381.
- Fujita, F., and Diener, E. "Life satisfaction set point: Stability and change", *Journal of Personal and Social Psychology*, 88(1), 2005, 158-164.
- Garber, J., Weiss, B., and Shanley, N. "Cognitions, depressive symptoms, and development in adolescents". *Journal of Abnormal Psychology*, 102(1), 1993, 47-57.
- Gilman, R., and Huebner, E. S. "Characteristics of adolescents who report very high life satisfaction". *Journal of Youth and Adolescence*, 35(3), 2006, 293-301.
- Goldberg, A. E. "Constructions at work: The nature of generalization in language". England: Oxford University Press on Demand, 2006.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1999, 1-55.
- Huebner, E. S. "Research on assessment of life satisfaction of children and adolescents", *Social Indicators Research*, 66(1-2), 2004, 3-33.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. *The analysis of dyadic data*. New York: Guilford, 2006
- Kessler, R. C., Turner, J. B., and House, J. S. "Effects of unemployment on health in a community survey: main modifying, and mediating effects". *Journal of Social Issues*, 44(4), 1988, 69-85.

- Kirkcaldy, B., Furnham, A., and Veenhoven, R. "26 Health care and subjective well-being in nations", *Research companion to organizational health psychology*, 2005, 393.
- Laurent, J., and Stark, K. D. "Testing the cognitive content-specificity hypothesis with anxious and depressed youngsters". *Journal of Abnormal Psychology*. 102(2). 1993, 226-237.
- Ledermann, T., and Kenny, D. A. "The common fate model for dyadic data: Variations of a theoretically important but underutilized model", *Journal of Family Psychology*, 26(1), 2012, 140-148.
- Lyubomirsky, S., King, L., and Diener, E. "The benefits of frequent positive affect: Does happiness lead to success?". *Psychological bulletin*. 131(6), 2005, 803-855.
- Michalos, A. C. "Policing services and the quality of life", *Social Indicators Research*, 61(1), 2003, 1-18.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. *Mplus user's guide* (8th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén, 1998 - 2018.
- Petterson, S. M., and Albers, A. B. "Effect of poverty and maternal depression on early child development". *Child Development*. 72(6), 2001, 1794-1813.
- Radloff, L. S. The CES-D scale: "A self-report depression scale for research in the general population". *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 1977, 385-401.
- Renouf, A. G., and Harter, S. "Low self-worth and anger as components of the depressive experience in young adolescents". *Development and Psychopathology*. 2(3), 1990, 293-310.
- Roberts, J. E., Gotlib, I. H., and Kassel, J. D. "Adult attachment security and symptoms of depression: The mediating roles of dysfunctional attitudes and low self-esteem". *Journal of Personality and Social Psychology*. 70(2), 1996, 310-320.
- Rosenberg, M. "Society and the adolescent self-image. Princeton", NJ: Princeton University Press, 1965.
- Rowley, K. M. and Feather, N. T. "The impact of unemployment in relation to age and length of unemployment", *Journal of Occupational Psychology*, 60(4), 1987, 323-332.
- Ryff, C. D. "Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of Psychological well-being". *Journal of Personality and Social Psychology*. 57(6), 1989, 1069-1081.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. "Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations". *Psychological Methods*, 7(4), 2002, 422-445.
- Wallerstein, R. S. "The Psychotherapy Research Project of the Menninger Foundation: An overview". *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. 57(2), 1989, 195-205.
- Wang, Y., and Dix, T. "Patterns of depressive parenting: Why they occur and their role in early developmental risk". *Journal of Family Psychology*. 27(6), 2013, 884-895.

# 사회적 통합 관점에서 본 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향 연구 - 세대간 조절효과를 중심으로

A Study on the Influence of Social Exclusion on Cognitive Social Capital from the Perspective of  
Social Cohesion - The Moderating Effect of Generation

황선영(서울대학교 행정대학원 박사수료)

어유경(서울대학교 행정대학원 박사과정)

본 연구는 사회통합의 관점에서 개인의 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향과 이러한 관계가 세대효과에 의해 조절되는지를 확인하기 위해 수행되었다. 사회적 배제의 다차원성을 고려하여 측정하기 위해 퍼지 집합방식을 적용하였다. 경제, 주거, 고용, 건강 차원을 통합하여 측정된 사회적 배제 수준이 개인의 신뢰 및 호혜 수준에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 사회적 배제는 인지적 사회자본을 낮추는 것으로 나타났다. 각 차원별 점수로 분석한 결과, 모든 차원에서 배제 수준이 높아질수록 신뢰가 낮아졌다. 호혜성의 경우 고용, 건강 차원에서 배제될수록 위급한 타인을 도울 의지가 낮아졌다. 추가적으로 세대의 조절효과를 분석한 결과, 산업화세대(고령자층)에서는 사회적 배제가 신뢰 약화에 미치는 영향력이 상대적으로 감소하였다. 반면, 민주화 세대(중장년층)는 사회적 배제가 일정 수준을 넘어설 때 다른 세대에 비해 신뢰 수준이 급격히 감소함을 확인할 수 있었다. 산업화 세대는 사회적 배제 수준이 낮을 때보다 세대에 비해 호혜성이 높으나 사회적 배제 경험이 높아질수록 호혜성이 감소함을 알 수 있었다. 연구 결과에 따르면, 사회 통합을 위해 개인의 사회신뢰와 호혜성을 증진하기 위해서는 사회적 배제로부터 벗어날 수 있도록 정책적 지원이 필요함을 알 수 있다. 세대 관점에서는, 민주화세대(중장년)의 사회 신뢰와 산업화 세대(고령자층)의 호혜성을 증진하기 위해 사회적 배제를 해소할 필요가 있다.

## 제1절 서론

본 연구는 사회적 배제의 수준이 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)에 대한 인식에 미치는 영향력을 파악함과 아울러, 사회적 배제와 인지적 사회자본의 인식과의 관계에서 세대(generation)가 가지는 조절효과를 확인하는데 목적이 있다.

사회적 배제(social exclusion)는 기존의 경제적 빈곤만을 측정하는 개념에서 탈피해 경제, 사회, 정치 등 다차원적 영역에서 자원과 기회를 박탈당하는 현상 혹은 그 과정이라 정의될 수 있다(박능후·최민정, 2014; 박능후·김재희·장춘명, 2015). 이 개념은 프랑스에서 장기적인 경제 불황 상황 안에서 지속적인 근로에도 불구하고 빈곤 상황에 직면해 있는 집단을 주목하며 태동되었다. 이 집단은 비숙련 노동자, 이민자, 청년실업자 등을 포괄하며, 최저생계비 이하로 살아가는 빈곤층과 구별되어 신빈곤층이라 불렸다(강신욱, 2006).

그렇다면 프랑스를 위시한 EU에서는 왜 이들을 주목하고 사회적 배제를 완화시킬 수 있는 계획 수립에 집중하였는가? 사회적 배제 완화 정책의 근원에 놓여 있는 문제의식은 첫째, 신빈곤층의 급격한 양산은 개인적 차원이 아닌, 불합리한 사회적 구조와 제도의 실패가 그 원인이라는 것이다. 둘째, 국가가 지속적으로 발전하기 위해서는 사회적 통합이 중요하고, 사회적 배제가 사회적 통합을 저해하는 주요 요인이라는 것이다. 요컨대, 구조적 불합리함으로 사회적 배제 집단의 규모나 수준이 확장될수록 사회적 연대의 고리가 약화되고 갈등이 심화되어 그 결과 사회적 통합이 어려워진다고 본 것이다. 여기에는 사회적으로 배제된 그룹은 개인 혹은 사회적 고통 심리를 공유하는 내집단의 이익을 중시하고, 외집단에 대한 신뢰, 호혜성은 약할 것이라는 가정이 있다(곽현근, 2003; 조현미, 2009).

여기에는 사회적으로 배제된 그룹은 개인 혹은 사회적 고통 심리를 공유하는 내집단의 이익을 중시하고, 외집단에 대한 신뢰, 호혜성은 약할 것이라는 가정이 있다(곽현근, 2003; 조현미, 2009). 반면, 최근 신도시와 강남의 부유층이 거주하는 아파트 단지에서 벌어지고 있는 부정적 사태는 사회적 배제가 신뢰와 호혜성에 크게 영향을 미치지 않을 수 있다고 볼 수도 있다. 사회적으로 배제될수록 사회자본, 특히 사회 전반에 대한 신뢰와 타집단에 대한 호혜성이 낮아진다는 기존의 연구결과들과 달리, 현실에서는 그와 반대되는 현상도 나타나는 것이다.

최근에는 사회적 배제의 영향이 세대간 다르게 나타나는 현상이 나타나고 있다. 현재 우리나라에 장기적인 불황이 지속되면서 청년실업 문제, 비정규직 문제의 해결이 중요한 화두 중 하나로 부상하고 있다(박수명, 2013). 뿐만 아니라, 조기 은퇴 후 취약한 직업환경에 노출된 노년층의 문제도 지속적으로 제기되고 있다(박능후·최민정, 2014; 박경순, 2015). 이들 문제는 표면적으로 드러난 노동시장의 문제일 뿐 아니라 사회 통합의 문제이기도 한다. 해당 문제가 지속되었을 시, 그 집단이 겪게 되는 박탈감과 분노 등과 같은 사회적 고통 심리로 인해 사회적 갈등 양상이 동반되기 때문이다(박능후 외, 2015). 만약 특정 연령층이 사회적으로 배제되기 쉽고, 이로 인해 사회에 대한 신뢰와 호혜성이 약화된다면 세대간 갈등은 더욱 고착화될 것이다.

본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 사회적 통합과 연대의 관점에서 사회적 배제가 심화될수록 신뢰와 호혜성과 같은 인지적 사회자본 약화될 것인가에 대한 질문에 답을 구해보고자 한다. 이에 더하여, 장기실업과 노동시장의 구조 변화로 인해 한국 사회의 중요한 배제 집단으로 부상하고 있는 청년층과 노년층의 세대 효과에 주목하고자 한다.

## 제2절 이론적 논의

### 1. 사회적 배제

사회적 배제의 정의는 매우 다양하다. 다양한 정의들이 공통적으로 지닌 속성을 토대로 사회적 배제를 정의한다면, 기존의 경제적 빈곤만을 측정하는 개념에서 탈피해 경제, 사회, 정치 등 다차원적 영역에서 자원과 기회를 박탈당하는 현상 혹은 그 과정을 의미한다고 볼 수 있다(박능후·최민정, 2014; 박능후 외, 2015).

사회적 배제의 다차원성은 측정에 대한 논란을 일으켰다. 소득과 자산의 높고 낮음으로 비교적 용이하게 측정할 수 있는 빈곤과 달리, 사회적 배제는 어떤 차원을 포함하고 이러한 차원들을 어떻게 측정할 것인지에 대해 기존 연구들은 다르게 접근하고 있다(문진영, 2004; 강신욱 외, 2005; Lessof and Jowell, 2000; Atkinson et al., 2002). 크게는 경제(빈곤), 고용, 주거, 건강, 사회적 관계망 및 참여 등의 차원을 공

통적으로 포함한다.

차원별 지표는 분석 단위, 자료의 포괄성 등에 따라 다르다. 먼저, 경제 차원의 경우, 소득 분위수배율, 수입에 대한 만족도, 생활비 지출의 어려움 등을 지표로 삼는다(김미희·이민아, 2008; 김안나, 2007; 김안나 외, 2008; 강현정·김윤정, 2011; 김혜자 외, 2014; 박능후·최민정, 2014). 주거 차원은 주거 자가 소유 여부, 주거의 물리적 환경과 만족도 등을 지표로 사용한다(김교성·노혜진, 2008; 강현정·김윤정, 2011; 김은하, 2014; 최민정·권정호, 2014; 김안나, 2007; 김안나 외, 2008). 고용 차원의 경우, 취업 여부, 취업의 어려움과 고용의 불안정성에 대한 태도 등으로 측정한다(강현정·김윤정, 2011; 박능후·최민정, 2014; 김미희·이민아, 2008; 윤성호, 2012). 건강 차원은 주관적, 객관적 건강 상태, 의료비 과부담 지출 여부 등의 지표를 통해 측정한다(김안나 외, 2008; 김혜자 외, 2014; 강현정·김윤정, 2011; 김은하, 2014; 최민정·권정호, 2014; 윤성호, 2012).

여러 차원들을 포함하여 사회적 배제 수준을 측정해야 한다는 데에는 합의가 이루어졌으나, 이를 측정하는 방법에 대해서는 다양한 방법들이 적용되고 있다. 대표적으로, 빈곤을 다차원적으로 측정하기 위해 다차원적 빈곤지표(Multidimensional Poverty Index, MPI)가 개발되었다(Alkire, Conconi and Seth, 2014). 기존의 빈곤 지표와 달리 MPI는 소득 변수 외 다양한 차원의 변수들을 종합적으로 고려하여 빈곤 상태를 측정한다. 다만, 각 지표별 구분 기준선을 정하고 이분적으로 측정하는 단순한 방법을 취하고 있다. 각 차원별로 합을 구해 일정 개수를 넘어섰을 때 총체적 빈곤 상황이라 묘사하는 방식으로, 직관적으로 이해하기는 쉽지만 정보의 손실이 큰 방법을 채택하고 있다.

이러한 단점을 개선하기 위하여 퍼지집합이론(Fuzzy Set Theory)을 활용하여 사회적 배제를 측정하는 방식이 개발되었다(Betti and Verma, 1999). 특정 기준을 정해 구간을 나누는 방법은 경계선에 있는 값은 어느 집합에 포함시키느냐가 모호하며 어느 집합에 포함시켜도 상당한 정보의 손실이 발생한다. 반면, 퍼지집합이론에 따르면 퍼지 집합은 경계가 불확실하거나 정의하기 모호한 형태로 존재한다(Qizilbash, 2006). 집합에 대한 소속 정도(degree)를 0과 1 사이의 값으로 환산시킴으로써 이분법적 구분이 갖는 불확실성과 모호성을 사실적으로 표현한다(임은선, 2008). 퍼지집합이론을 사회적 배제 측정에 적용함으로써, 총체적이고 다차원적으로 빈곤과 사회적 배제를 측정하면서도 정보의 손실을 줄였다. 이러한 장점으로 인해 다양한 연구들에서 퍼지집합이론 기반의 사회적 배제 측정 방법이 널리 활용되고 있으며, 유럽통계국도 이를 채택하였다(박능후·최민정, 2014; European Commission, 2002).

한편, 사회적 배제라는 개념이 이로 인해 발생하는 사회 문제를 설명하기 위해 생겨난 만큼, 사회적 배제의 영향에 대한 연구가 다수 실시되었다. 특히, 국내연구들은 사회적 배제가 개인의 건강, 학업성취도 등에 미치는 영향을 분석하였으며 유의미한 영향력이 발견되었다(박영미, 2008; 신희정, 2010; 김창기·이진성, 2013; 박수명, 2013; 박경순, 2015). 예를 들어, 개인이 사회적으로 배제될수록 신체적, 정신적 건강이 악화되었다(김창기·이진성, 2013; 박경순, 2015). 즉, 사회적으로 배제될수록 개인의 삶의 질, 능력 등이 저하되는 현상이 나타난 것이다.

반면, 사회적 배제가 사회통합에 미치는 영향과 그 경로에 주목한 국내 연구는 드물다. 사회적 배제라는 개념이 갖는 핵심 문제의식인 사회적 통합 관점에서 접근한 연구들은 드문 것이다. OECD(2011)에 의하면, 사회적 배제의 반대 개념인 사회적 포용(social inclusion)은 사회자본(social capital), 사회 이동성(social mobility)과 함께 사회적 통합(social cohesion)을 구성하는 요소이다. 사회적 포용은 사회 통합을 위한 필요조건인 것이다.



## 2. 사회적 배제와 인지적 사회자본

사회적 배제라는 현상 자체는 사회적 통합을 저해하는 충분조건은 아니다. 개인 혹은 특정 집단이 사회의 주류로부터 유리되어 자원과 기회를 박탈당하는 배제를 당할 때, 왜 사회의 통합은 약화되는가? 본 연구는 사회통합의 또 다른 축인 사회자본이 사회적 배제로 인해 약화되고 결과적으로 사회통합을 저해하는 현상에 주목하고자 한다. 사회자본은 사회적 관계 속에서 그 구성원들이 축적하고 사용할 수 있는 무형의 자본을 의미하며, 사회 관계망, 신뢰, 호혜성의 규범, 참여 등의 차원으로 구성된다(Bourdieu, 1986; Coleman, 1988; Putnam, 1995). 여기에서 사회 관계망은 그 밀도와 패턴에 의해 측정될 수 있는 구조적 사회자본으로, 신뢰와 호혜성의 규범은 사람들의 인식에 기반하여 측정되는 인지적 사회자본으로 구분된다(Murayama, Fujiwara and Kawachi, 2012). 사회적 배제는 사회 내 주류와의 관계망이 단절되는 현상으로도 볼 수 있다. 이러한 관계망의 단절은 사회 전반에 대한 신뢰와 호혜성의 규범을 약화시킬 수 있다. 사회자본이 약화됨에 따라 사회의 통합 수준도 낮아지는 것이다.

물론, 개인 수준의 사회자본과 집단 수준의 사회자본은 의미하는 바가 다르다. 그러나 개인들이 서로를 신뢰하는 수준이 낮아지면 개인들이 속한 집단 수준의 신뢰 수준도 낮아질 수밖에 없다. 이러한 관점에서, 본 연구는 개인 수준의 사회자본, 특히 인지적 사회자본이 낮아지면 사회 전반의 신뢰와 호혜성도 낮아져 사회통합이 약화될 것이라는 문제의식에서 출발하였다.

기존 연구들에 의하면, 사회적 배제는 신뢰를 약화시키는 것으로 일관되게 나타난다. 사회적 배제로 인해 제도의 혜택을 충분히 받지 못하는 경우, 제도가 주류만을 위해 작동한다고 여겨 사회 신뢰가 낮아지기 때문이다(Nannestad, 2008). 또한, 소득불평등이 높을수록 신뢰가 낮아지는 결과도 나타났다(Knack and Zak, 2002; Bjørnskov, 2006). 평등주의 사상이 강한 곳에서는 소득불평등이 낮고 이는 높은 신뢰로 연결되기 때문이다(Nannestad, 2008).

한편, 사회자본의 영향요인에 관한 연구는 주로 신뢰에 관심을 두고 있으며, 호혜성의 영향요인을 탐색하는 연구는 비교적 드물다. 이는 신뢰와 달리 호혜성의 정의가 모호하기 때문이기도 하다. 사회자본 문헌에서 호혜성은 받은 만큼 돌려주는 규범, 혹은 받을 것을 염두에 두고 먼저 베푸는 규범을 주로 의미한다(Perugini et al., 2003). 이는 이타적 행동을 호혜성으로 간주하는 일반적인 인식과는 다소 다른 정의이다. 호혜성을 좁은 의미로 정의하는 경우, 부정적인 영향에 대한 대응까지 포함하게 된다. 본 연구의 관심은 사회통합에 있으므로, 이를 위해 행하는 이타적인 행위 혹은 그 의도를 호혜성으로 간주한다.

호혜성을 이타적 행위라고 정의했을 때, 유사한 연구흐름은 자원봉사 혹은 기부에 관한 연구, 그리고 조직시민행동에 대한 연구가 존재한다. 두 흐름 모두 조직 혹은 지역사회 내에서 개인이 이타적 행위를 하는 이유에 관심을 둔다. 먼저, 자원봉사 혹은 기부와 관련된 연구에서는 소득이 이타적 행위에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(강철희·김유나·김수빈, 2017). 한편, 취업 여부는 일관된 영향을 보이지는 않는다(강철희·김유나·김수빈, 2017). 이는 개인이 충분한 자원이 있을 때 이타적 행위를 할 가능성이 높아지지만, 취업으로 인해 시간이 부족하거나 저임금으로 일하는 경우에는 가능성이 낮아질 수도 있는 것으로 추론된다. 즉, 사회적으로 배제될수록 호혜성이 낮아질 가능성이 높다.

자원봉사 및 기부에 관한 연구들과 달리 조직시민행동에 관한 연구들은 조직문화에 주로 관심을 둔다. 특히, 직무만족도와 조직공정성은 조직시민행동을 촉진하는 요인으로 나타났다(McNeely and Meglino, 1994; 서인덕·이원형, 2006). 조직을 사회로 해석한다면, 삶의 만족도 혹은 사회 전반에 대한 만족도가 클수록, 사회가 공정하고 자신도 공정한 대우를 받고 있다고 생각할수록 이타적 행위를 할 가능성이 높다고

볼 수 있다. 이는 개인이 사회적 배제를 당할수록 이타적 행위를 하지 않을 가능성이 큼을 암시한다.

사회적 배제가 인지적 사회자본 약화에 미치는 영향에 관한 실험연구도 다수 수행되었다(Twenge et al., 2001; Baumeister et al., 2007). 실험연구들은 참가자가 다른 참가자로부터 협력을 거부당하는 배제 상황을 통해 참여자의 상태 변화를 측정하였다. 참가자들은 사회적으로 배제될 때 다른 참가자에 대한 신뢰와 호혜성이 모두 낮아졌다. 이는 참가자의 감정적인 변화에 기인한다. 배제되는 경험은 일종의 배신 경험으로, 참가자들은 또 다른 배신으로부터 자신을 보호하기 위해 다른 참가자들에게 공격적인 성향을 보이게 되며, 그들을 돕고자 하는 욕구도 낮아진다(Baumeister et al., 2007). 동시에, 배신으로 인한 고통 혹은 위협을 줄이기 위해 자신 및 타인의 고통에 둔감해지고 공감 능력이 감소하며 이 또한 다른 참가자에 대한 신뢰 및 호혜성 감소에 영향을 미친다(Baumeister et al., 2007).

기존 연구들은 사회적 배제와 인지적 사회자본간의 관계를 밝혀왔으나 사회적 배제의 다양한 차원들이 인지적 사회자본에 미치는 영향을 살핀 연구는 거의 없다. 기존 연구들은 주로 빈곤 혹은 소득양극화가 사회자본에 미치는 영향을 살피고 있으며, 이는 경제 차원의 배제만을 고려한 것이다. 실험연구들은 주로 실험상황 내 거래관계의 단절의 영향을 살피고 있는데, 이는 사회적 관계의 단절만을 고려하는데 그친다. 사회적 배제가 다양한 차원으로 구성된 개념이라면, 다차원적으로 측정된 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향과 각 차원이 미치는 영향을 포괄적으로 분석할 필요가 있다.

### 3. 세대간 조절효과

한국에서 주된 갈등 양상은 세대(generation)를 중심으로 나타나고 있다. 계급에 의해 이념성향이 나뉘는 서구와 달리 한국은 세대간 이념성향이 다르고 이로 인해 갈등이 발생하는 경향을 보인다(강원택, 2005). 최근에는 다른 세대 혹은 사회 전반에 대한 혐오를 표출하고 갈등을 강화하는 현상이 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 이를 사회에 대한 신뢰 감소와 타인에 대한 호혜성 감소로 볼 수 있다면, 이러한 현상의 원인으로 사회적 배제를 지목할 수 있을 것이다.

실제로 세대간 갈등 혹은 혐오 표출 현상의 원인을 사회적 배제로 기인하는 사례가 많다. 예를 들어, 청년 세대는 저성장 시대 속에서 심각한 취업난에 장기간 시달리고 있기 때문에 개인주의적이고 경쟁적인 성향이 강해졌으며(김홍중, 2015), 이로 인해 타집단에 대한 공격성도 증가했을 것이라는 설명이 제기된다. 노인 세대에 대해서도 비슷한 가설이 제기된다. 전후 힘든 삶을 살았음에도 여전히 빈곤에 시달리는 노인들은 정부와 사회 전반에 대한 불신이 강해졌다는 가설이다(임우석, 2009; 이현주·정순돌·김고은, 2013). 이러한 가설들은 일반화된 명제처럼 받아들여지고 있지만 이에 대해 실증적으로 연구된 바는 아직 드물다.

세대별로 인지적 사회자본의 수준이 다른가? 먼저, 다수의 연구에서 연령이 높을수록 사회적 연결망과 같은 구조적 사회자본은 감소하지만 인지적 사회자본은 증진되는 것으로 나타났으며, 이는 노인 세대가 불안정한 환경에서 성장하면서 협동과 신뢰의 중요성을 더욱 크게 인지하게 되었기 때문이다(Kaasa and Parts, 2008). 다만, 연령효과와 세대효과를 분명하게 구분한 연구는 드물다(Kaasa and Parts, 2008). 즉, 나이가 들면서 인지적 사회자본이 변화한 것인지, 사회자본에 영향을 미치는 특정한 경험을 겪었기 때문에 사회자본이 다른 것인지는 확실하지 않다. 연령이 높을수록 보수적 성향이 강해지지만(김영순·노정호, 2017) 이를 토대로 인지적 사회자본을 설명하기는 어렵다. 연령보다는 세대간의 차이가 사회자본의 차이에 더 크게 기인할 가능성이 크다.

이에 더하여, 각 세대마다 사회적 배제로 인한 인지적 사회자본의 변화는 다르게 나타날 것으로 추론된다. 앞선 논의에 따르면, 사회적 배제가 인지적 사회자본에 영향을 미치는 경로는 제도가 주류만을 위해

작동한다는 믿음과 일종의 배신감, 배신으로부터 자신을 보호하기 위한 사회 불신과 호혜성 감소, 평등주의에 대한 믿음 등으로 설명할 수 있다. 제도에 대한 기대가 낮거나, 평등주의에 대한 믿음이 약하다면 사회적 배제를 당하더라도 이로 인해 인지적 사회자본이 크게 변화하지 않을 수 있다.

한국에서는 세대별로 제도 혹은 정부에 대한 신뢰, 평등주의에 대한 믿음 수준이 다르다(김영순·노정호, 2017). 노인세대는 한국전쟁과 산업화를 겪은 세대로, 평등주의에 대한 믿음도 낮고 제도보다는 개인에 문제를 귀속하려는 성향이 강하다. 청년세대 또한 극심한 취업 경쟁을 거치며 제도에 대한 신뢰가 낮아졌지만 복지 등을 통해 제도와 정부가 책임을 져야한다는 신념은 강하다. 중장년층은 군부독재와 민주화를 직접 겪으며 평등주의에 대한 신념이 높아졌으나 IMF를 겪으며 경제적 불안은 커진 세대이다.

이를 바탕으로 추론한다면, 사회적 배제에 민감하고 제도의 역할과 평등주의에 대한 기대가 큰 중장년세대는 사회적으로 배제될수록 신뢰와 호혜성이 비교적 크게 감소할 가능성이 크다. 반면, 노인세대와 청년세대는 제도와 평등주의에 대한 믿음이 비교적 약해 사회적으로 배제되더라도 이해 인한 인지적 사회자본 감소가 비교적 낮은 수준일 것이다.

지금까지 논의된 내용을 중심으로 본 연구의 연구 문제를 정리하며 다음과 같다. 첫째, 사회통합적(social cohesion) 관점에서 사회적 배제 수준은 인지적 사회자본(신뢰와 호혜성)에 어떤 영향을 미칠 것인가? 둘째, 청년층, 중장년층, 고령자층으로 대표되는 세대 간의 차이는 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향에 조절효과를 가질 것인가? 이와 같은 연구문제를 바탕으로 구체적인 연구가설을 제시하면 아래와 같다.

가설 1) 사회적 배제 수준이 높을수록 인지적 사회자본 수준(신뢰와 호혜성)이 낮아질 것이다.

가설 2) 세대 간의 차이는 사회적 배제와 인지적 사회자본 수준(신뢰와 호혜성)간 관계를 조절할 것이다.

### 제3절 연구 방법

#### 1. 자료 및 분석방법

본 연구는 한국복지패널 자료를 활용하여 분석을 실시하였다. 한국복지패널은 개인과 가구의 소득, 주거 상태, 고용 상태, 건강 등에 관해 다양한 문항을 통해 측정하고 있어 사회적 배제의 다차원성을 반영하기 적합한 자료이다. 다만, 인지적 사회자본에 관한 문항은 3년 주기로 실시된 복지인식에 대한 부가조사에만 포함되어 있으므로, 최종적으로 1차(2005년), 4차(2008년), 7차(2011년), 10차(2014년) 자료를 결합하여 사용하였다. 가구주를 분석 단위로 균형패널을 구축한 결과, 매해 4,014명의 가구주가 분석 대상이 되며 총 16,056개의 관측치를 확보하였다.<sup>17)</sup>

분석방법은 먼저 분석대상의 일반적인 특성에 따른 사회적 배제 및 인지적 사회자본의 수준을 연도별로 파악하기 위해 변수의 특성에 따라 t-검정과 F-검정을 실시하였다. 이후 사회적 배제 수준이 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널 회귀분석을 실시하였다. 합동 패널 회귀분석(pooled panel OLS)을 실시할 경우 패널 개체의 관찰되지 않은 이질적 특성으로 인해 OLS추정량은 일치 추정량이 되지 못한다(민인식·최필선, 2012). 이에 각 변수별로 고정효과 모형(fixed effect model) 및 확

17) 본 연구의 분석대상은 관련 선행연구들을 참고하여 가구주로 설정하였다. 한국복지패널은 가구주를 “호주 또는 세대주와는 상관 없이 그 가구를 실질적으로 대표하고 사실상 생계를 책임지고 있는 사람”으로 정의하고 있다. 통상적으로 가구원들의 생활수준은 가구의 생계를 책임지는 가구주의 소득과 고용 수준에 의해 영향을 많이 받는다고 가정할 수 있다(이정은·조미형, 2009).

를효과 모형(random effect model)을 사용하여 계수값을 추정하되 하우스만 검정을 실시하여 모형의 적합성을 검증하고 적합한 모형을 중심으로 결과값을 분석하였다. 다만, 고정효과 모형과 확률효과 모형의 계수의 추정치의 해석이 다르고 영향력의 방향이나 계수값의 차이가 나는 경우가 있기 때문에 두 모형을 모두 분석결과에 보고하였다.

## 2. 연구 모형

### 1) 종속변수: 인지적 사회자본

인지적 사회자본에 대한 측정은 사회적 환경에 대한 인식 중 인지적 사회적 자본인 신뢰와 호혜성에 관련된 문항을 사용하여 측정하였다. 신뢰는 대부분의 사람들을 믿을 수 있는지에 대한 문항으로 측정하였다. 호혜성은 위급한 상황에서 타인을 도울 의도로 측정하였다.

### 2) 독립변수: 사회적 배제

본 연구에서는 기존 연구의 한계를 넘어 사회적 배제가 가지는 다차원적이고 중첩적인 특성을 측정하기 위해 퍼지집합이론(Fuzzy set theory)을 사용하여 각 차원을 통합적이고 연속된 값으로 측정한다(김교성·노혜진, 2008). 퍼지 집합 이론을 활용하여 사회적 배제를 측정하는 방법은 다음과 같다(김교성·노혜진, 2008).

#### ① 사회적 배제 차원 및 지표 선정

사회적 배제의 세부 차원은 경제, 주거, 고용, 건강 영역으로 분류하였다(박능후·최민정, 2014; 박능후 외, 2015). 점수가 높을수록 사회적 배제성이 증가함을 의미한다.

차원별 지표는 객관적 지표와 주관적 지표로 구성하였다. 객관적인 배제 상황과 이에 대한 주관적 인식은 항상 일치하지는 않으며, 배제 차원에 따라서도 그 차이가 달라진다(박능후 외, 2015). 본 연구의 종속변수인 인지적 사회자본은 배제 상황에 대한 주관적 인식이 크게 영향을 미칠 수 있으므로, 객관적 지표와 주관적 지표를 모두 고려하였다. 선정된 차원별 지표는 <표 1>과 같다.

<표 1> 사회적 배제 차원별 지표

차원	유형	지표	척도
경제 배제	객관적 지표	균등화소득에 따른 가구 구분	0. 중위 균등화 소득의 60% 이상인 경우 1. 중위 균등화 소득의 60% 미만인 경우
	주관적 지표	가족의 수입 만족도	1. 매우 만족 ... 5. 매우불만족 (원척도 역코딩)
고용 배제	객관적 지표	주된 경제활동 상태	1: 상용직, 임시직, 일용직, 자활근로/공공근로/노인일자리, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자 2: 실업자 3: 비경제활동인구
	주관적 지표	직업만족도	1. 매우 만족... 5. 매우불만족 (원척도 역코딩)
주거 배제	객관적 지표	주거형태_부엌	1. 단독입식 2. 단독재래식 3. 공동입식 4. 공동재래식 5. 없음
	객관적 지표	주거형태_화장실	1. 단독수세식 2. 단독재래식 3. 공동수세식 4. 공동재래식 5. 없음
	객관적 지표	주거형태_목욕시설	1. 단독_온수 2. 단독_온수불가 3. 공동_온수 4. 공동_온수불가 5. 없음
	주관적 지표	주거만족도	1. 매우 만족 ... 5. 매우불만족 (원척도 역코딩)
건강 배제	객관적 지표	가구주의 장애 및 만성질환 유무	1. 장애와 만성질환 모두 없는 경우 2. 장애 혹은 만성질환이 있는 경우 3. 장애와 만성질환이 모두 있는 경우
	주관적 지표	건강만족도	1. 매우 만족... 5. 매우불만족 (원척도 역코딩)

먼저, 경제 차원 배제의 객관적 지표는 균등화소득에 따른 가구 구분을 따랐다. 균등화 소득이란 가구 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 금액을 의미한다(통계청, 2018). 중위 균등화 소득의 60% 이상인 경우 배제 수준이 낮은 것으로, 60% 미만인 경우 낮은 것으로 구분하였다. 경제 차원의 주관적 지표는 가족의 수입 만족도로 측정하였다.

고용 차원 배제의 객관적 지표는 주된 경제활동 상태로 측정하였다. 경제활동 중인 경우 배제 수준이 낮은 것으로 분류하였다. 실업자의 배제 수준이 보다 높고, 비경제활동인구의 배제 수준이 가장 높은 것으로 측정하였다. 고용 차원의 주관적 지표는 직업만족도를 선정하였다.

주거 차원 배제의 객관적 지표는 거주지에 필수적인 편의시설이 단독으로 설치되어있는지 여부로 측정하였다. 주관적 지표는 주거만족도를 선정하였다.

건강 차원 배제의 객관적 지표는 가구주의 장애 및 만성질환 유무로 측정하였다. 장애와 만성질환이 모두 없는 경우 배제 수준이 가장 낮고, 모두 있는 경우에 가장 높은 것으로 측정하였다. 건강 차원의 주관적 지표는 건강만족도를 적용하였다.

② 지표 점수 표준화

먼저, 척도가 서로 다른 지표들의 점수를 표준화한다. 각 지표별로, (개인의 점수 - 1)을 (지표의 최댓값 - 1)로 나누어 표준화를 한다.

$$v_{(m)} = \frac{m - 1}{M - 1} \dots\dots\dots(1)$$

$$s_{k,i} = V_{k,i}^a \dots\dots\dots(2)$$

③ 지표별 가중치 산정

다음으로, 사회적 배제에 대한 영향력이 지표마다 서로 다음을 고려하여, 지표별로 가중치를 산정한다. 가중치를 선정할 때 주요한 전제는 크게 두 가지이다. 먼저, 소수의 사람이 경험하는 배제일수록 그 중요성이 클 것으로 전제한다. 둘째, 같은 차원 내의 지표 간 상관관계가 높을수록 가중치를 낮추어야 한다.

첫 번째 전제를 반영하는 방법으로, 분산계수(coefficient of variation)를 가중치로 삼는다.<sup>18)</sup> 지표의 분산이 클수록 배제에 속한 집단의 비율이 작을 것이기 때문이다.

$$w_k^a \propto cv_k \dots\dots\dots(3)$$

두 번째 전제의 경우, 지표 간 상관관계 값을 활용한다. 특정 지표가 같은 차원 내 다른 지표들과 갖는 상관관계 계수들의 합을 구하고 그 역수를 구해 가중치로 삼는다. 즉, 다른 지표들과 상관관계가 클수록 가중치는 작아지게 되고, 상관관계가 작을수록 가중치는 커지게 된다.

$$w_k^b \propto \left[ \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^K \rho_{k,k'} \quad \rho_{k,k'} < \rho_H} \right] \times \left[ \frac{1}{\sum_{k=1}^K \rho_{k,k'} \quad \rho_{k,k'} \geq \rho_H} \right] \dots\dots\dots(4)$$

두 가중치를 곱하여 지표별 최종 가중치를 산정한다.

$$w_k \propto w_k^a \cdot w_k^b \dots\dots\dots(5)$$

④ 차원별 점수 산정 및 사회적 배제 점수 산정

동일 차원 내에서 지표별로 표준화 점수와 가중치를 곱한 후 이를 모두 합한다. 이렇게 합한 값을 가중치의 합으로 나누어줌으로써 해당 사회적 배제 차원의 점수를 구한다. 그 결과, 각각의 차원은 0에서 1사이의 값을 갖게 되고 모든 차원을 합하면 0점에서 4점까지의 값이 도출된다. 최종적인 사회적 배제 점수는 네 개의 사회적 배제 차원의 점수의 총합을 차원 수인 4로 나누어 구한다. 이렇게 계산된 사회적 배제 각 차원 및 총 점수는 모두 0에서 1 사이의 값을 갖게 된다.

$$S_i = \sum_{k=1}^K w_k \cdot s_{k,i} / \sum_{k=1}^K w_k \dots\dots\dots(6)$$

$$S_i = \frac{1}{4} \sum_{\delta=1}^4 S_{\delta,i} \dots\dots\dots(7)$$

18) 분산계수는 통상 표준편차를 평균으로 보정한 값으로 측정단위가 다르거나 성격이 다른 두 개의 이질적인 그룹의 분산을 표준화하여 비교하기 위해서 사용한다. 본 연구의 분산계수는 사회적 배제에 속한 집단의 비율을 고려한 것으로 지표의 분산이 클수록 사회적 배제 집단에 속하는 비율이 작을 것이라는 가정 하에서 출발한다. 여기서 상수 c는 임의적으로 1로 설정할 수 있다.

### 3) 조절 변수

사회적 배제와 인지적 사회자본간 관계를 조절하는 변수로 세대 변수를 투입하였다. 세대 구분은 한국에서 주요한 사건을 동시대에 경험했는지에 따라 구분하였다. 기준이 되는 주요 사건은 한국전쟁, 경제성장, 민주화, IMF 외환위기, 저성장시대 진입 등이며 김영순·노정호(2017)의 세대 구분을 참조하였다. 한국전쟁 후 극심한 빈곤을 경험했으나 급속한 경제성장을 이루고 한편으로 독재 체제에도 익숙한 세대를 '전쟁·산업화세대'로 분류하였다. 다음 세대는 '민주화세대'로, IMF 위기 속에서 취업난을 겪은 세대이다. 마지막으로 민주화가 공고화된 사회 분위기 속에서 살고 있으나 저성장 시대에 진입하면서 장기적인 실업난을 겪고 있는 세대를 '정보화세대'라고 명명하였다.

### 4) 통제 변수

통제 변수는 인지적 사회자본에 영향을 미치는 변수로 알려진 성별, 교육수준, 종교, 혼인상태, 거주지역, 연령을 선정하였다(Kaasa and Parts, 2008; 곽현근·유현숙, 2011; 강철희·이상철, 2013). 이때, 연령 변수는 세대 변수가 세대효과만을 나타낼 수 있도록 연령효과를 통제하는 역할을 한다(김영순·노정호, 2017). 연령을 제외한 모든 통제변수는 더미변수로 분석하였다.

<표 2> 연구 모형

유형	변수	문항	척도
종속변수: 인지적 사회자본	신뢰	대부분 사람들이 믿을만한지에 대한 견해 <sup>19)</sup>	1. 매우 조심해야 한다 2. 잘 모르겠다. 3. 대부분의 사람들은 믿을만하다.
	호혜성	위급한 사람을 도와줄 용의 <sup>20)</sup>	1. 전혀 그렇지 않다...5. 매우 그렇다.
독립변수: 사회적 배제	사회적 배제 총점	별도 서술	0~1
	경제 차원 배제	별도 서술	0~1
	주거 차원 배제	별도 서술	0~1
	고용 차원 배제	별도 서술	0~1
	건강 차원 배제	별도 서술	0~1
조절변수	세대	전쟁·산업화세대(노인): 44세 미만 (1975년 이후 출생) 민주화세대(중장년): 44세 이상 58세 미만 (1960~1974년 출생) 정보화세대(청년): 59세 이상 (1959년 이전 출생)	
통제변수	성별	남성, 여성	
	연령	연령 (2018년-출생연도)	
	혼인상태	미혼, 기혼유배우, 기혼무배우	
	교육수준	중졸 이하, 고등학교, 전문대졸 이상	
	종교	없음, 있음	
	거주지역	서울및광역시, 지방	

19) 설문문항: 일반적으로 볼 때, 귀하는 대부분의 사람들을 믿을만하다고 생각하십니까?

20) 설문문항: 귀하는 만약 지역사회 내에서 누군가 위급하게 도움을 필요(예: 헌혈 등)로 하는 경우 기꺼이 도움을 줄 의향이 있습니까?

## 제4절 분석결과

### 1. 분석대상의 일반적 특성

본 연구에서 사용된 분석대상의 일반적인 특징은 <표 3>에 연도별로 제시하였다. 우선, 성별 특징을 살펴보면 남성 가구주가 76.8%로 여성보다 그 비율이 높았으며 그 비율은 연도별로 지속적으로 유지되었다. 연령은 59세 이상이 전체 64.9%로 가장 많았으며, 44-59세 미만은 30.1%로 그 뒤를 이었으며, 44세 미만 가구주의 비율이 23.2%로 가장 낮았다. 혼인상태는 기혼 유배우 가구가 월등히 높았으며 그 비율은 연도별로 조금씩 달라지고 있지만 지속적으로 높은 비율을 유지하고 있다. 미혼 가구주의 비율은 매우 낮음을 확인할 수 있다. 교육수준은 중졸이하가 가장 많았고 그 다음으로 고등학교 졸업 가구주가 많았다. 전문대졸 이상이 비율이 약 20% 수준으로 가장 낮았으며 그 비율은 연도별로 비슷하게 유지되고 있다. 종교를 보유한 가구주와 보유하지 않은 가구주의 비율은 비슷했다. 거주지역은 서울 및 광역시에 거주하는 가구주가 지방에 거주하는 가구주보다 다소간 그 비율이 높았다.

<표 3> 분석대상의 일반적 특성

구분	2005		2008		2011		2014		총계		
	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	빈도 (명)	비율 (%)	
성별	남성	3,082	76.8	3,082	76.8	3,082	76.8	3,082	76.8	12,328	76.8
	여성	932	23.2	932	23.2	932	23.2	932	23.2	3,728	23.2
	소계	4,014	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,056	100
연령	30-44세 미만	199	5.0	199	5.0	199	5.0	199	5.0	796	5.0
	44-59세 미만	1,210	30.1	1,210	30.1	1,210	30.1	1,210	30.1	4,840	30.1
	59세 이상	2,605	64.9	2,605	64.9	2,605	64.9	2,605	64.9	10,420	64.9
	소계	4,014	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,056	100
혼인 상태	미혼	209	5.2	159	4.0	139	3.5	134	3.3	641	4.0
	기혼유배우	2,745	68.4	2,752	68.6	2,734	68.1	2,677	66.7	10,908	67.9
	기혼무배우	1,060	26.4	1,103	27.5	1,141	28.4	1,203	30	4,507	28.1
	소계	4,014	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,056	100
교육 수준	중졸이하	1,865	46.5	1,883	46.9	1,873	46.7	1,871	46.6	7,492	46.7
	고등학교	1,233	30.7	1,223	30.5	1,223	30.5	1,220	30.4	4,899	30.5
	전문대졸 이상	916	22.8	908	22.6	918	22.9	923	23	3,665	22.8
	소계	4,014	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,056	100
종교	없음	1,980	49.4	2,008	50	1,927	48	2,049	51	7,964	49.6
	있음	2,026	50.6	2,006	50	2,087	52	1,965	49	8,084	50.4
	소계	4,006	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,048	100
거주 지역	서울및광역시	1,706	42.5	1,685	42	1,666	41.5	1,642	40.9	6,699	41.7
	지방도시	2,308	57.5	2,329	58	2,348	58.5	2,372	59.1	9,357	58.3
	소계	4,014	100	4,014	100	4,014	100	4,014	100	16,056	100

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 「한국복지패널 1/4/7/11차년도」 원자료.



## 2. 분석대상의 사회적 배제의 실태

본 연구는 사회적 배제가 가지는 다차원적이고 중첩적인 특성을 충실히 보여주기 위해 각 차원별 지표를 통합하여 연속된 값(0-1)으로 지수화하였다(김교성·노혜진, 2008). 사회적 배제 수준을 지수화하기 위해 우선 각 지표별 점수를 표준화하였고 각 지표별 가중치를 각 연도별로 계산하여 최종적인 값을 도출하였다. 가중치는 사회적 배제 총 점수 내에서 상대적 중요성을 나타내기 위해 필요하다. 이를 위해 가중치는 앞서 기술한 바와 같이 각 차원의 지표별 분산계수를 구하고(Wka) 동일한 차원 내 각 지표별 상관관계의 합의 역수(Wkb)를 계산하여 곱한 값을 최종 가중치(Wk)로 결정하였다. 각 지표별 가중치에 대한 상세한 값은 <표 4>에 제시하였다. 가중치는 경제활동 참여상태 및 직업만족도에 비교적 높은 수치가 부여되었다. 균등화 소득에도 비교적 높은 가중치가 부여되었으며 가중치가 연도별로 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 반면, 주거 배제와 관련된 지표들의 가중치가 비교적 낮았다.

<표 4> 사회적 배제 각 지표별 연도별 가중치

연도		2005			2008			2011			2014		
가중치		Wka	Wkb	Wk	Wka	Wkb	Wk	Wka	Wkb	Wk	Wka	Wkb	Wk
경제배제	균등화 소득	0.342	2.544	0.870	0.350	3.183	1.115	0.353	3.604	1.271	0.351	3.773	1.324
	가족 수입 만족도	0.263	2.544	0.669	0.270	3.183	0.860	0.268	3.604	0.966	0.291	3.773	1.099
주거배제	주거_부엌	0.259	1.075	0.279	0.186	1.149	0.214	0.236	1.190	0.281	0.183	1.487	0.271
	주거_화장실	0.386	0.832	0.321	0.375	0.898	0.337	0.344	0.933	0.321	0.286	0.960	0.274
	주거_목욕시설	0.820	0.832	0.682	0.709	0.873	0.619	0.662	0.896	0.593	0.574	0.937	0.538
	주거_만족도	0.325	1.365	0.443	0.335	2.146	0.719	0.317	2.407	0.763	0.322	2.331	0.751
고용배제	경활 참여상태	0.563	3.276	1.843	0.564	4.520	2.551	0.564	5.111	2.882	0.552	4.520	2.493
	직업 만족도	0.327	3.276	1.070	0.331	4.520	1.495	0.317	5.111	1.621	0.307	4.520	1.389
건강배제	장애 만성질환	0.410	1.755	0.720	0.371	2.158	0.801	0.368	2.185	0.804	0.355	2.039	0.724
	건강 만족도	0.390	1.755	0.685	0.361	2.158	0.779	0.352	2.185	0.769	0.343	2.039	0.699

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

사회적 배제를 지수화한 결과 분석대상의 연도별 사회적 배제의 전체 수준과 경제, 주거, 고용, 건강 등 각 차원별 수준 아래 <표 5>와 같이 확인할 수 있다. 각 점수는 1에 가까울수록 배제 수준이 높다고 볼 수 있다. 전반적인 사회적 배제수준은 약 0.35 정도의 수치로 연도별로 비슷한 추이를 보이고 있다. 연도별 최대값에서 확인할 수 있듯, 전반적인 사회적 배제 수준이 거의 1에 가까운 가구도 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 경제 차원의 배제 수준이 다른 차원들에 비해 다소간 높았으며 고용 차원의 배제와 건강 차원의 배제는 비슷한 수치를 보이고 있다. 다만, 고용 차원의 배제 수준은 각 연도별로 비슷한 수치를 보이고 있는 것과 달리 건강 차원의 배제 수준은 점차 증가하는 추세에 있었다. 한편 주거 차원의 배제는 다른 차원에 비해서 다소 낮은 수준임을 확인할 수 있다.21)

<표 5> 사회적 배제의 연도별 변화추이

연도	2005				2008				2011				2014			
	평균 값	표준 오차	최대 값	최소 값	평균 값	표준 오차	최대 값	최소 값	평균 값	표준 오차	최대 값	최소 값	평균 값	표준 오차	최대 값	최소 값
사회 배제	0.354	0.003	0.925	0.000	0.356	0.003	0.968	0.000	0.351	0.003	0.913	0.000	0.353	0.003	0.855	0.000
경제 배제	0.533	0.005	1.000	0.000	0.484	0.005	1.000	0.000	0.462	0.005	1.000	0.000	0.456	0.005	1.000	0.000
주거 배제	0.158	0.002	0.953	0.000	0.170	0.002	0.905	0.000	0.162	0.002	0.862	0.000	0.154	0.002	0.851	0.000
고용 배제	0.360	0.005	1.000	0.000	0.363	0.005	1.000	0.000	0.367	0.005	1.000	0.000	0.378	0.005	1.000	0.000
건강 배제	0.363	0.004	1.000	0.000	0.408	0.004	1.000	0.000	0.413	0.004	1.000	0.000	0.423	0.004	1.000	0.000

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

마지막으로 분석대상의 특성별 사회적 배제 수준 차이에 대한 연도별 변화를 살펴보았다. 상세한 내용은 <표 6>에 제시하였다.

<표 6> 분석대상의 특성별 사회적 배제의 변화(n=16,056)

구분		2005		2008		2011		2014	
		평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F
성별	남성	0.304	-31.786***	0.313	-28.883***	0.307	-29.482***	0.309	-28.401***
	여성	0.517		0.496		0.493		0.491	
혼인 상태	미혼	0.306	557.570***	0.349	493.750** *	0.364	526.740** *	0.372	477.300** *
	기혼유배우	0.296		0.302		0.293		0.294	
	기혼무배우	0.510		0.489		0.483		0.476	
연령 (세대)	30-44세 미만	0.189	506.080***	0.204	473.590** *	0.188	615.540** *	0.179	673.320** *
	44세-59세미만	0.238		0.252		0.233		0.231	
	59세이상	0.420		0.415		0.417		0.422	
교육 수준	중졸이하	0.461	710.060***	0.450	637.190** *	0.449	690.460** *	0.450	656.110** *
	고등학교졸	0.287		0.294		0.284		0.288	
	전문대졸 이상	0.223		0.240		0.234		0.236	
종교	없음	0.338	-5.030***	0.343	-4.226***	0.338	-4.219***	0.343	-3.294***
	있음	0.370		0.368		0.363		0.363	
지역	서울 및 광역시	0.343	-3.007***	0.352	-1.159	0.346	-1.300	0.349	-1.099***
	지방도시	0.362		0.359		0.354		0.355	

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

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

21) 주거 차원의 사회적 배제 수준이 낮은 이유는 지표 상 부엌, 화장실, 목욕시설의 부재 혹은 수준으로 측정된 바, 우리나라의 주거 수준이 전반적으로 상승되어 이러한 지표를 통해 배제를 측정할 때 배제를 경험한 가구가 적기 때문이라 추측된다. 이에 주거에 대한 사회적 배제를 측정할 때 좀 더 다른 지표를 추가로 개발할 필요성이 추가로 제기된다.

분석대상의 특성에 따라 일부 연도의 지역적 특성을 제외하고 사회적 배제 수준이 통계적으로 유의미한 차이가 있음을 확인할 수 있다. 먼저 성별 특성을 보면 모든 연도에 걸쳐 여성가구주의 사회적 배제 수준이 높은 것을 확인할 수 있다. 혼인상태의 특성을 살펴보면 기혼 무배우의 사회적 배제 수준이 가장 높게 나타나고 기혼 유배우의 사회적 배제 수준이 가장 낮게 나타났다. 여성 가구주 중 기혼무배우의 비율이 높은 것을 감안했을 때 이들의 사회적 배제 수준이 심각함을 짐작할 수 있다.22) 세대(연령)별로 살펴보면 59세 이상의 고령 가구주가 다른 세대(연령)보다 높은 수준의 사회적 배제를 경험하고 있음을 확인할 수 있다. 교육수준에서는 중졸 이하의 가구주가 다른 학력 수준에 비해 상대적으로 높은 수준의 사회적 배제에 노출되고 있다. 고등학교 졸업 집단과 전문대 졸업 이상의 집단이 사회적 배제 수준이 순차적으로 낮은 것으로 나타나 학력에 따른 사회적 배제 수준이 차별화됨을 알 수 있다. 종교적 특성에 따라서는 종교가 있는 가구가 없는 가구보다 다소 높은 수준의 사회적 배제를 경험하고 있었다. 지역특성을 중심으로는 지방도시에 거주하는 가구의 사회적 배제 수준이 서울 및 광역도시에 거주하는 가구보다 높은 것으로 나타났으나 2008년과 2011년에는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다.

### 3. 분석대상의 인지적 사회자본 실태

사회적 배제 수준에 이어 분석대상의 특성별로 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)의 차이와 연도별 변화의 특징을 살펴보았다(<표 7 참조>).

<표 7> 분석대상의 특성별 신뢰 수준의 변화(n=16,056)

구분		2005		2008		2011		2014	
		평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F
성별	남성	1.984	3.725***	2.151	3.911***	2.094	3.058***	2.133	3.677***
	여성	1.850		2.010		1.982		1.999	
혼인 상태	미혼	1.889	9.830***	2.070	9.920***	1.971	8.740***	1.812	19.770***
	기혼유배우	1.999		2.164		2.113		2.168	
	기혼무배우	1.848		2.012		1.974		1.991	
연령 (세대)	30-44세 미만	2.026	8.230***	2.219	23.300***	2.194	6.350 ***	2.176	6.170 ***
	44세-59세미만	2.039		2.267		2.133		2.176	
	59세이상	1.907		2.042		2.028		2.061	
교육 수준	중졸이하	1.872	19.750***	1.997	37.030***	2.013	13.950	2.023	16.150***
	고등학교졸	1.955		2.151		2.040		2.113	
	전문대졸 이상	2.116		2.328		2.219		2.248	
종교	없음	1.944	-0.549	2.130	0.788	2.051	-0.987	2.070	-2.042
	있음	1.960		2.106		2.082		2.134	
지역	서울 및 광역시	1.885	-3.844***	2.092	-1.423	2.026	-2.216**	2.027	-3.970***
	지방도시	2.003		2.136		2.096		2.152	

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

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

22) 실제 기혼무배우 혼인상태인 여성가구주의 비율이 76.6%로 남성 기혼무배우 가구주보다 월등히 높았으며, 카이스퀘어(chi square test)결과를 통해 두 집단의 차이가 통계적으로도 유의미함을 확인할 수 있었다.

성별 특성을 우선 살펴보면 신뢰 수준은 남성이 여성보다 다소 간 높은 것으로 나타났으며, 남성과 여성 모두 신뢰 수준은 연도별로 증가하는 추세를 보이고 있었다. 혼인상태에서는 기혼유배우 가구의 신뢰 수준이 가장 높았으며 미혼과 기혼 무배우 신뢰 수준은 기혼유배우보다 낮았다. 연령(세대)별로는 44세~49세 미만의 연령 집단의 신뢰 수준이 가장 높은 것으로 나타났으며, 59세 이상의 고령자 집단의 신뢰 수준이 가장 낮은 것으로 나타났다. 교육수준 특성에는 전문대졸 이상의 고학력 집단의 신뢰 수준이 가장 높은 것으로 나타난 반면, 중졸 이하 집단에서의 신뢰 수준이 가장 낮은 것으로 확인되었다. 이상의 결과는 사회적 배제 수준과 상반되는 결과를 보여주고 있다. 여성, 기혼무배우, 고령자 집단, 저학력 가구는 비교 집단보다 높은 사회적 배제 수준을 보이고 있는 반면 신뢰 수준은 낮았다. 종교 특성은 종교가 있을수록 신뢰 수준이 높은 것으로 나타났고 서울 및 광역시에 거주할수록 신뢰 수준이 높은 것으로 나타났다. 종교와 지역의 일부 연도를 제외하고는 모든 집단의 차이가 통계적으로 유의미하게 나타남을 확인할 수 있었다.

<표 8> 분석대상의 특성별 호혜성 수준의 변화(n=16,056)

구분		2005		2008		2011		2014	
		평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F	평균값	t/F
성별	남성	3.781	11.713***	3.891	11.451***	3.743	11.757***	3.537	10.840***
	여성	3.370		3.492		3.387		3.178	
혼인 상태	미혼	3.874	65.280***	3.956	58.490***	3.794	77.670***	3.436	81.420***
	기혼유배우	3.780		3.893		3.759		3.576	
	기혼무배우	3.405		3.540		3.408		3.185	
연령 (세대)	30-44세 미만	3.862	53.860***	3.939	54.790***	3.857	79.460***	3.779	84.260***
	44세-59세미만	3.901		4.020		3.884		3.685	
	59세이상	3.571		3.685		3.540		3.319	
교육 수준	중졸이하	3.448	113.740** *	3.621	65.790***	3.459	110.24***	3.238	115.760** *
	고등학교졸	3.883		3.923		3.813		3.560	
	전문대졸 이상	3.904		4.001		3.868		3.747	
종교	없음	3.657	-1.784*	3.772	-1.686*	3.616	-3.071***	3.433	-1.273
	있음	3.711		3.823		3.697		3.470	
지역	서울 및 광역시	3.743	3.345***	3.810	0.688	3.723	4.163***	3.444	-0.427
	지방도시	3.641		3.789		3.613		3.456	

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

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

분석대상 특성별 호혜성 수준 또한 신뢰 수준과 비슷한 양상을 보이고 있다. 남성, 기혼유배우, 44~59세 미만 집단, 고학력 집단, 종교가 있는 집단에서 호혜성 수준이 높게 나타났다. 다만, 지역별 특성에서 다소 간 차이를 보였는데, 신뢰 수준의 경우 지방 거주 집단이 서울 및 광역시에 거주하는 집단보다 더 높은 것으로 나타났으나 호혜성의 경우는 이와 반대로 서울 및 광역시에 거주하는 집단이 더 높았다. 각 분석 대상별 호혜성 수준의 차이는 종교와 지역 일부 연도를 제외하고는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 모든 특성이 연도별로 증가하거나 감소하는 특별한 추세는 나타나지 않았다.

#### 4. 모형분석 결과

##### 1) 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향

사회적 배제가 인지적 사회자본(신뢰 및 호혜성) 수준에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널회귀분석을 실시하였다. 분석 전 각 종속변수별로 고정효과 모형(fixed effect model)과 확률효과 모형(random effect model)간의 적합성 비교를 위해 하우스만 검정을 실시하였다. 검정 결과, 신뢰 수준을 종속변수로 하는 모형에서는 독립변수와 시간 불변한 개체 고유의 특성과 오차항 간에 상관관계가 없다는 귀무가설이 기각되지 않아 확률효과 모형이 더 적합하게 나타났다. 호혜성 수준을 종속변수로 하는 모형에서는 1% 수준에서 귀무가설이 기각되어 고정효과 모형이 더 적합하다고 나타났다.<sup>23)</sup>

고정효과 모형에서는 성별, 연령과 같은 시간 불변한 개체 특성을 갖는 변수의 경우 추정되지 않은 특성을 갖는다. 또한 고정효과 모형은 그룹 내의 설명변수의 효과를 추정하는 반면, 확률효과 모형은 설명변수의 효과가 패널 그룹 간과 그룹 내에 똑같이 적용되는 것으로 해석된다(민인식·최필선, 2012). 따라서 본 연구에서는 고정모형에서 누락된 설명변수의 효과를 보여주고 두 모형 간의 추정 계수의 차이가 발생 시 그 차이를 논의하기 위해 두 모형의 결과를 모두 제시하였다. 다만, 하우스만 검정 결과에 따른 변수별 적합한 모형에 대해서는 우선적으로 좀 더 상세히 분석하였다. 최종 분석 결과는 아래 <표 9>에 제시되어 있다.

먼저 사회적 배제 수준이 높아질수록 계수 추정치의 값은 다소 차이가 있으나 신뢰와 호혜성 수준 모두 고정모형과 확률효과 모형에서 동일하게 감소되는 것으로 나타났다. 신뢰 수준에 대한 사회적 배제의 효과를 확률 효과 모형을 중심으로 해석하자면, 개인 A가 당면한 사회적 배제 수준이 높아질수록, 또한 개인 A가 개인 B보다 사회적 배제 수준이 높을수록 개인이 사회에 대해서 가지는 신뢰 수준은 감소한다( $\beta=-0.600$ ,  $p<0.01$ ). 호혜성에 대한 사회적 배제의 효과를 고정효과 모형을 중심으로 해석하면 개인 A가 경험한 사회적 배제의 수준이 점차 높아질수록 그 개인의 호혜성 수준은 감소한다( $\beta=-0.696$ ,  $p<0.01$ ). 이러한 결과는 사회적 배제 수준이 증가할수록 사회의 신뢰와 호혜성이 모두 감소하여 한 사회의 통합 수준 또한 저해될 수 있다는 가정이 옳음을 실증적으로 보여준다.

다음으로 통제 변수에서도 몇몇 유의미한 사실이 파악되었다. 사회적 배제 수준을 포함한 모든 조건이 동일할 때 미혼 가구주의 가구보다 기혼 가구주의 가구의 신뢰 수준이 더 높다고 나타난다(기혼유배우:  $\beta=0.145$ ,  $p<0.01$ , 기혼무배우:  $\beta=0.0958$ ,  $p<0.01$ ). 다시 말해 동일한 사회적 배제 수준에 처해 있더라도 기혼 가구는 미혼가구에 비해 사회적 신뢰 수준이 더 높다고 볼 수 해석할 수 있다. 이는 기혼자일수록 인지적 사회자본이 증가한다는 기존의 연구 결과와 일치한다(곽현근·유현숙, 2011). 민주화 세대와 비교할 때 산업화 세대일수록 사회적 배제 수준을 포함한 모든 조건이 동일할 때 신뢰 수준은 감소했다( $\beta=-0.138$ ,  $p<0.01$ ). 산업화 세대는 민주화 세대와 비교할 때 협동과 같은 공동체 의식은 높을 수 있겠지만, 한국전쟁과 고도의 산업화를 겪으면서 극심한 개인 도생의 과정을 경험한 세대라서 사회에 대한 전반적인 신뢰의식이 낮을 수 있다. 교육수준에서는 중졸 이하와 비교했을 때 전문대졸 이상이 모든 조건이 동일할 때 신뢰 수준이 증가했다( $\beta=0.177$ ,  $p<0.01$ ). 전문대졸 이상의 학력을 가진 사람들은 중졸 이하의 학력을 가진

23) 신뢰 수준의 모형의 확률효과를 추정 후 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier) 검정결과 시간 불변한 개체별 특성의 오차항 분산이 0이라는 귀무가설이 기각되어 패널 그룹의 특성을 고려한 확률효과 모형으로 추정하는 것이 옳다고 나타났다. 호혜성 수준의 모형의 고정효과 모형에서 시간 불변한 개체 고유의 특성 오차항이 0이고 상수항이 모든 패널개체에 대해  $\alpha$ 로 같아진다는 귀무가설이 F검정을 통해 기각되어 패널 개체의 이질성을 고려할 필요가 있다고 나타났다(F test that all  $u_i=0$ :  $F(4007, 11645) = 1.27$  Prob > F = 0.0000).

사람들과 비교했을 때 비교적 안정적인 일자리와 소득을 보장받을 수 있기 때문에 타인과 조직에 대한 높은 수준의 신뢰를 갖고 있을 것이라 추측된다. 기존 연구에서도 학력수준과 소득이 강한 상관관계를 보인다고 보고 있다(Kaasa and Parts, 2008).

반면 호혜성은 모든 조건이 동일할 때 미혼 가구주의 가구보다 기혼 가구주의 가구의 호혜성 수준이 더 낮은 것으로 나타난다(기혼유배우:β=-0.171, p<0.1, 기혼무배우: β=-0.266, p<0.01). 이는 호혜성의 경우 위급할 때 상대방을 돕는 이타적인 “행동”을 동반하기 때문에 기혼 가구주의 경우 가구원에 대한 책임으로 인해 그 행위를 적극적으로 할 수 없기 때문이라 추측할 수 있다. 가령 위급할 때 누군가를 도와주기 위한 적극적 행동을 하기 위해서는 신체적·시간적 역량도 있어야 하지만 도움을 주다 처할 수 있는 위험요소도 고려해야하기 때문이다. 동일한 사회적 배제 수준에 처해 있더라도 종교 특성에서는 종교가 없을 때 보다는 있을 때 호혜성 수준이 증가했다(β=0.0732, p<0.01). 이는 동일한 사회적 배제의 조건 하에서도 종교를 가진 사람들은 위급할 때 타인을 도와주는 이타성에 대한 교리를 꾸준히 학습 받아왔고 이러한 행위에 대한 긍정적 믿음을 가졌기 때문이라 추측된다.

<표 9> 사회적 배제가 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)에 미치는 영향

변수		Fixed effect 신뢰 (β/S.E)	Random effect 신뢰 (β/S.E)	Fixed effect 호혜성 (β/S.E)	Random effect 호혜성 (β/S.E)
<b>사회적 배제</b>		<b>-0.501*** (0.0904)</b>	<b>-0.600*** (0.0580)</b>	<b>-0.696*** (0.0832)</b>	<b>-0.941*** (0.0512)</b>
성별	여성(ref. 남성)	포함	0.0378 (0.0340)	포함	-0.0792*** (0.0295)
혼인 상태	기혼유배우 (ref.미혼)	0.0435 (0.0990)	0.145*** (0.0460)	-0.171* (0.0913)	-0.0771* (0.0401)
	기혼무배우 (ref.미혼)	0.0865 (0.105)	0.0958* (0.0499)	-0.266*** (0.0966)	-0.131*** (0.0435)
세대	정보화세대 (ref.민주화세대)	포함	0.0339 (0.0448)	포함	-0.169*** (0.0385)
	산업화세대 (ref.민주화세대)	포함	-0.138*** (0.0337)	포함	0.0966*** (0.0290)
교육 수준	고등학교졸 (ref. 중졸이하)	0.144 (0.117)	0.0423* (0.0243)	0.0781 (0.108)	0.0885*** (0.0209)
	전문대졸 이상 (ref. 중졸이하)	0.201 (0.160)	0.177*** (0.0285)	0.0423 (0.147)	0.105*** (0.0246)
종교	있음 (ref.없음)	-0.00327 (0.0244)	0.0271 (0.0165)	0.0732*** (0.0225)	0.112*** (0.0147)
지역	지방도시 (ref.서울 및 광역도시)	0.0743 (0.0685)	0.105*** (0.0179)	0.0871 (0.0632)	-0.00409 (0.0154)
연령	연령	포함	0.00658*** (0.00126)	포함	-0.00821*** (0.00109)
상수항		2.052*** (0.126)	1.663*** (0.0806)	3.965*** (0.116)	4.473*** (0.0695)
관측치		15,664	15,664	15,660	15,660

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

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

2) 사회적 배제의 하위 차원들이 인지적 사회자본에 미치는 영향

앞서 전반적인 사회적 배제 수준은 인지적 사회자본을 감소시키는 효과가 있다는 사실을 살펴보았다. 사회적 배제는 각 차원의 종합적인 지수로 각 차원의 효과가 상쇄될 수 있다. 이 때문에 사회적 배제의 어떠한 차원이 인지적 사회자본에 영향을 미치고 있는지를 구체적으로 분석해볼 필요가 있다. 상세한 분석 내용은 아래 <표 10>에 제시하고 있다.

신뢰 수준에는 경제, 주거, 고용, 건강의 모든 배제 차원이 모두 영향을 미치고 있다. 개인이 경험하고 있는 경제, 주거, 고용, 건강 배제 수준이 높을수록 신뢰 수준이 감소하고 있음을 확인할 수 있다(경제:  $\beta=-0.168$ ,  $p<0.01$ , 주거:  $\beta=-0.152$ ,  $p<0.01$ , 고용:  $\beta=-0.169$ ,  $p<0.01$ , 건강:  $\beta=-0.0937$ ,  $p<0.01$ ). 반면, 호혜성 수준에는 고용( $\beta=-0.201$ ,  $p<0.01$ )과 건강( $\beta=-0.401$ ,  $p<0.01$ ) 배제만이 유의미한 영향을 미치고 있다.

<표 10> 각 차원별 사회적 배제가 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)에 미치는 영향

변수	Fixed effect		Random effect	
	신뢰 ( $\beta$ /S.E)	신뢰 ( $\beta$ /S.E)	호혜성 ( $\beta$ /S.E)	호혜성 ( $\beta$ /S.E)
경제배제	-0.200*** (0.0433)	<b>-0.168***</b> <b>(0.0322)</b>	<b>-0.0500</b> <b>(0.0398)</b>	-0.127*** (0.0287)
주거배제	-0.212** (0.0865)	<b>-0.152**</b> <b>(0.0654)</b>	<b>-0.0667</b> <b>(0.0795)</b>	-0.204*** (0.0584)
고용배제	-0.0906** (0.0451)	<b>-0.169***</b> <b>(0.0322)</b>	<b>-0.201***</b> <b>(0.0414)</b>	-0.239*** (0.0286)
건강배제	-0.00844 (0.0580)	<b>-0.0937**</b> <b>(0.0397)</b>	<b>-0.401***</b> <b>(0.0534)</b>	-0.400*** (0.0352)
성별	여성(ref. 남성)	포함	포함	-0.0788*** (0.0295)
혼인 상태	기혼유배우 (ref.미혼)	0.0406 (0.0990)	0.143*** (0.0461)	-0.165* (0.0912)
	기혼무배우 (ref.미혼)	0.0786 (0.105)	0.0961* (0.0499)	-0.252*** (0.0966)
세대	정보화세대 (ref.민주화세대)	포함	0.0370 (0.0449)	포함
	산업화세대 (ref.민주화세대)	포함	-0.144*** (0.0339)	포함
교육 수준	고등학교졸 (ref. 중졸이하)	0.142 (0.117)	0.0434* (0.0245)	0.0825 (0.107)
	전문대졸 이상 (ref. 중졸이하)	0.192 (0.160)	0.178*** (0.0289)	0.0590 (0.147)
종교	있음 (ref.없음)	-0.00290 (0.0244)	0.0269 (0.0166)	0.0728*** (0.0225)
지역	지방도시 (ref.서울 및 광역시)	0.0713 (0.0685)	0.104*** (0.0180)	0.0936 (0.0631)
연령	연령	포함	0.00668*** (0.00127)	포함
상수항		2.051*** (0.126)	1.655*** (0.0823)	3.972*** (0.116)
관측치		15,664	15,664	15,660

\*\*\*  $p<0.01$ , \*\*  $p<0.05$ , \*  $p<0.1$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.

그렇다면 왜 다른 차원과는 달리 고용과 건강 배제 차원은 호혜성의 수준에 유의미한 영향을 미친다고 볼 수 있는가? 누군가를 이타적으로 돕는 호혜적 행위를 실천하기 위해서는 고용을 통한 소득과 시간이 안정적으로 보장되는 것이 필요하다고 볼 수 있다. 물론 노동 강도와 시간이 높은 우리나라의 노동 시장 특성을 감안했을 때 노동시장에 진입 했을수록 호혜적 행위를 할 수 있는 시간이 부족할 수 있다. 그러나 최근 기업 내에서도 기업 차원의 봉사과 같은 호혜적 행위를 강조하는 문화가 증가하고 있기 때문에 이와 관련된 시민 의식이나 행위에 대한 긍정적 인식이 더 높아질 수도 있다고 추측할 수 있다. 또한 건강에 대한 배제 수준이 높은 개인일수록 타인을 돕는 행위에 적극적이지 못할 가능성이 크기 때문이라 풀이 될 수 있다.

3) 사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향에 대한 세대간 조절 효과

사회적 배제가 인지적 사회자본에 미치는 영향에 대한 세대 간 조절 효과를 확인하고 이에 대한 결과를 <표 11>을 통해 제시하였다.

<표 11> 사회적 배제가 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성)에 미치는 영향에 대한 세대간 조절효과

변수	Fixed effect		Random effect	
	신뢰 (β/S.E)	신뢰 (β/S.E)	호혜성 (β/S.E)	호혜성 (β/S.E)
세대	정보화세대 (ref. 민주화세대)	포함	-0.126 (0.0846)	포함 -0.162** (0.0744)
	산업화세대 (ref. 민주화세대)	포함	-0.250*** (0.0457)	포함 0.221*** (0.0397)
사회적 배제	-0.950*** (0.185)	-0.943*** (0.110)	-0.277 (0.170)	-0.577*** (0.0968)
정보화세대 × 사회적 배제	1.365*** (0.523)	0.722* (0.372)	-0.464 (0.481)	0.108 (0.331)
산업화세대 × 사회적 배제	0.554*** (0.213)	0.443*** (0.124)	-0.555*** (0.196)	-0.497*** (0.108)
성별	여성(ref. 남성)	포함	0.0299 (0.0341)	포함 -0.0729** (0.0295)
혼인 상태	기혼유배우 (ref. 미혼)	0.0438 (0.0989)	0.129*** (0.0464)	-0.169* (0.0912)
	기혼무배우 (ref. 미혼)	0.0853 (0.105)	0.0824 (0.0503)	-0.264*** (0.0966)
교육 수준	고등학교졸 (ref. 중졸이하)	0.143 (0.117)	0.0438* (0.0243)	0.0782 (0.107)
	전문대졸 이상 (ref. 중졸이하)	0.205 (0.160)	0.170*** (0.0286)	0.0390 (0.147)
종교	있음 (ref. 없음)	-0.00194 (0.0244)	0.0297* (0.0166)	0.0724*** (0.0225)
지역	지방도시 (ref. 서울 및 광역시)	0.0683 (0.0685)	0.103*** (0.0178)	0.0903 (0.0632)
연령	연령	-	0.00606*** (0.00127)	- -0.00747*** (0.00110)
상수항		2.049*** (0.126)	1.789*** (0.0883)	3.970*** (0.116)
관측치		15,664	15,664	15,660

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

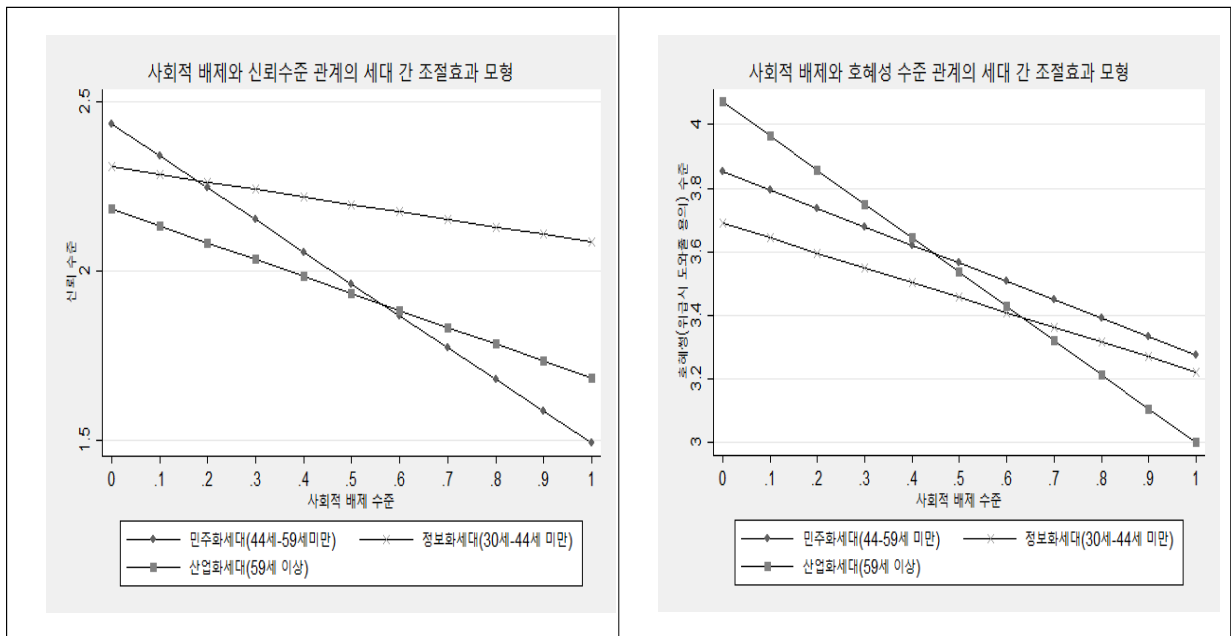
자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 1/4/7/11차년도』 원자료.



앞서 패널회귀분석 결과에서 확인할 수 있듯 사회적 배제 수준을 포함한 모든 조건이 동일할 때 민주화 세대보다 산업화 세대의 신뢰 수준이 더 낮은 것을 확인할 수 있었다. 그러나 조절효과가 존재하는 경우 민주화 세대의 신뢰수준은 사회적 배제 수준이 특정 기준점(0.56)보다 더 높을 경우 신뢰 수준이 산업화 세대보다 낮아짐을 확인할 수 있다. 이에 반해 정보화 세대와 산업화 세대는 신뢰 수준의 감소효과가 비교적 완만하다(정보화 세대:  $\beta=1.365$ ,  $p<0.01$ , 산업화 세대:  $\beta=0.554$ ,  $p<0.01$ ). 다른 세대에 비해 민주화 세대의 경우 급격하게 사회에 대한 신뢰가 감소한다는 사실을 주목할 필요가 있다. 특히, 사회적으로 배제되지 않은 경우에는 민주화 세대의 신뢰 수준이 가장 높았다는 사실을 고려하면 이러한 민주화 세대의 특징은 더욱 두드러진다. 민주화 세대의 경우 산업화 세대와 유사하게 금융위기와 같은 어려움을 겪은 세대지만 그들과 달리 평등과 자유의 가치를 높게 인식하고, 문제를 해결함에 있어 사회와 정부의 역할을 적극적으로 요구하는 세대이다. 이와 같은 민주화 세대는 사회적 배제의 강도가 높아질수록 배제에 처한 개인의 상황의 원인을 사회적 구조에서 찾고, 부조리한 사회적 구조에 대한 부정적인 인식이 사회에 대한 신뢰 인식에 아울러 영향을 미칠 수 있다.

한편, 기존 회귀모형에서 산업화 세대는 민주화 세대보다 호혜성의 수준이 더 낮았다. 그러나 사회적 배제 수준이 일정 수준 이하(0.44)일 때는 산업화 세대의 호혜성이 민주화 세대보다 오히려 높다. 산업화 세대의 호혜성은 사회적 배제 수준이 증가함에 따라 급격히 감소한다( $\beta=-0.555$ ,  $p<0.01$ ). 앞서 각 차원별 패널 회귀분석에서 확인한 바와 같이 호혜성 수준에는 고용과 건강 배제가 큰 영향을 미친다. 산업화 세대일수록 고용배제와 건강배제 수준이 다른 연령대에 비해 높은 고령자가 많이 포함되어 있기 때문에 호혜적 행위에 대한 인식에 부정적인 영향을 미친 것으로 판단된다.

[그림 1] 사회적 배제와 인지적 사회자본 수준 관계의 세대간 조절 모형



## 제5절 결론 및 정책적 함의

본 연구는 사회적 통합 관점에서 사회적 배제의 수준이 인지적 사회자본(신뢰, 호혜성) 수준에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 살펴보았다. 특히 최근 사회 구조와 산업의 변화에 따라 청년, 중장년층, 고령자층을 아우르는 세대 간 문제가 사회적 문제로 이슈화됨에 따라, 사회적 배제 수준이 인지적 사회자본에 어떻게 영향을 미치는지를 세대간 조절효과를 통해 면밀히 살펴보았다. 이를 위해 연령을 통제한 상태에서 청년 세대를 정보화세대, 중장년층을 민주화 세대, 고령자층을 산업화 세대로 각각 분류하고 각 세대별 효과를 중점적으로 확인하였다.

실증 분석결과 사회적 배제 경험이 높을수록 신뢰와 호혜성의 수준은 감소하는 것으로 나타났다. 사회적 배제를 지수화 함에 따라 차원의 효과가 상쇄되는 것을 고려하여 각 차원별 배제가 인지적 사회자본 수준에 미치는 영향을 아울러 살펴보았다. 그 결과, 신뢰 수준은 경제, 주거, 고용, 건강 모든 차원의 배제 수준에 걸쳐 부정적인 영향을 받았다. 호혜성에 유의미하게 영향을 미치는 차원은 고용과 건강차원임을 실증적으로 확인할 수 있었다.

세대 간의 조절효과도 유의미하게 확인되었다. 사회적 배제 수준이 낮은 상태에서는 민주화 세대의 신뢰 수준이 가장 높았으나 일정 수준 이상의 사회적 배제를 겪을 때에는 다른 세대에 비해 민주화 세대는 신뢰가 급격히 떨어졌다. 반면, 정보화 세대와 산업화 세대는 사회적 배제 수준이 낮은 상태의 신뢰수준은 민주화 세대보다 낮으나 감소율은 비교적 완만하였다. 한편, 호혜성의 경우 산업화 세대의 조절효과가 특징적으로 두드러졌는데, 산업화 세대는 일정 수준 이하의 사회적 배제 수준에서는 호혜성 수준이 오히려 민주화나 정보화 세대 보다 높다. 그러나 사회적 배제 수준이 높아질수록 호혜성이 급격히 감소함을 확인할 수 있었다.

신뢰와 호혜성이라는 인지적 사회자본은 한 사회의 특정 단계를 뛰어넘는 발전의 필수적인 요소로 그 중요성이 꾸준히 강조되어 왔다. 사회통합적 관점에서 전반적인 사회적 신뢰와 호혜성의 수준을 높이기 위해서는 사회적 배제 수준을 전반적으로 감소시켜야 한다. 지금까지 살펴본 본 연구 결과를 통해 향후 우리 사회가 사회적 배제 수준을 완화하고 인지적 사회자본을 높이기 위한 정책적인 함의를 도출하면 다음과 같다.

첫째, 고용 차원의 배제 완화에 특히 집중할 필요가 있다. 최근 우리나라는 경제성장율이 악화되고 장기적인 실업 문제가 중요한 사회적 이슈로 대두되고 있다. 인공지능과 빅데이터로 대표되는 4차 산업과 같은 새로운 산업 구조가 등장하면서 추가 실업에 대한 우려도 높고, 노동 시장에 진입하지 못하는 인구가 증가하고 있다. 본 연구 결과에서도 각 차원별 사회적 배제의 가중치와 지수에서 고용 차원의 배제가 다른 차원에 비해 상당히 높은 수준임을 확인할 수 있었다. 이와 같은 결과는 기존의 결과와도 유사한 양태를 보이고 있다(김교성·노혜진, 2008; 박능후·최민정, 2014). 또한, 고용차원의 배제는 신뢰와 호혜성 수준에 공통적으로 영향을 미쳤다. 여기서 우리는 사회적 배제라는 개념이 최초로 프랑스에서 주목받게 된 것도 사회 경제적 구조의 급격한 변화로 인해 경제 성장의 혜택을 받지 못하는 그룹들이 생겨나면서 부터였다는 사실을 상기시킬 필요가 있다. 본 연구의 실증분석의 결과는 사회적 배제라는 개념이 최초로 태동된 배경과 그 맥락이 닿아있다. 그렇다면 이들 그룹은 누구인가? 기존의 사회적 제도는 청년과 고령자라는 특정계층에만 초점을 맞춘 정책들을 실현해왔다. 그러나 이러한 특정계층의 고용을 증가시키는 정책도 중요하지만, 고용 배제를 완화시키는 정책은 그 스펙트럼을 더욱 확대할 필요가 있다. 사회적 배제층

이라 일컬어지는 신빈곤층은 기존의 사회적 제도로부터 수급을 받는 이들 뿐 아니라 다문화 가정의 이민자, 비정규직 노동자, 하청업체 노동자 등 안정적인 일자리로부터 끊임없이 위협을 받고 있는 이들을 포괄한다. 이들을 위한 혁신적인 고용 안정 정책이 요구된다.

둘째, 이러한 맥락에서 민주화 세대의 조절효과를 더욱 주목할 필요가 있다. 민주화 세대는 44세-59세의 연령을 포괄하는 세대로 우리나라 경제 뿐 아니라 사회적으로 중추적인 역할을 수행하는 세대이다. 이들은 역사적인 맥락에서 우리나라의 민주화를 이끌었고 높은 수준의 규범의식을 갖고 있다. 상위 수준의 자유와 평등 의식을 갖고 있지만, 이들은 금융위기 등을 겪으면서 극심한 양극화와 불안한 경제 상황에 내몰린 세대이기도 하다. 높은 수준의 사회적 배제 수준을 경험한 민주화 세대의 사회적 신뢰는 그들이 갖는 이상과 현실의 괴리에 따라 급격히 낮아졌다고 추측할 수 있다. 특히, 본 연구의 분석대상인 민주화 세대는 가구주로서 그들의 사회에 대한 신뢰수준은 가구원들에게도 직·간접적으로 영향을 미칠 수 있다. 기존 연구에서도 가족의 사회경제적 지위가 청소년의 사회적 배제에 영향을 미치고 있음을 실증적으로 검증하였다(이중섭·이용교, 2009). 따라서 민주화 세대의 사회적 배제 수준을 완화시켜 그들의 전반적인 신뢰수준을 높일 수 있는 정책적 제도의 설계가 필요하다.

셋째, 우리 사회의 고령화가 급격히 진행됨에 따라 산업화 세대의 고용과 건강 배제 수준을 완화시킬 수 있는 정책이 필요함을 시사한다. 고령자층이 많이 포진되어 있는 산업화 세대는 사회적 배제 수준이 낮을 때 호혜성의 수준이 가장 높았다. 그러나 사회적 배제 수준이 높아질수록 호혜성이 급격히 감소함을 확인할 수 있었다. 고령자층은 누군가를 도울 이타적인 의식은 높지만 고용 상의 불안으로 인한 안정적인 소득이 없거나 건강 상의 문제가 있을 때 호혜성이 감소한다고 해석할 수 있는 것이다. 따라서 고령자 층의 건강 문제를 완화시키고 안정적인 소득을 보장해줄 수 있는 정책을 강화할 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서 중요한 요인으로 다루고 있지 않지만 여성 한부모 가구의 사회적 배제의 문제에 좀 더 세밀한 관심을 기울일 필요가 있다. 여성 한부모 가구의 경우 사회적 배제 수준이 다른 집단보다 상대적으로 높다. 신희정(2010)의 연구에서도 여성가구주의 고용, 주거, 사회관계망, 건강 차원의 배제가 이들의 빈곤에 유의미한 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 이들은 사회적 취약계층으로 이들이 당면한 문제의 수준은 완화할 수 있는 혁신적인 정책이 요구된다.

본 연구는 다음과 같은 연구의 의의를 갖는다. 우선 기존 선행연구는 사회적 배제라는 개념이 갖는 핵심 문제의식인 사회적 통합 관점에서 접근한 연구들이 드물었다. 본 연구를 통해 실제 사회적 배제의 수준이 전반적인 사회적 연대의 고리를 약화시킬 것인가에 대한 근본적인 질문에 대한 실마리를 제공할 수 있다. 또한, 거시적인 사회 구조의 통합 관점에서 최근 우리 사회의 주된 갈등의 당사자가 되는 세대 간의 효과는 주목하지 못했다. 기존 연구들은 청소년층, 노년층, 여성층 등 특정 배제 집단에 초점을 맞추어 분절적인 연구를 진행해왔으나 본 연구는 다양한 세대의 사회적 배제와 그 영향을 포괄적으로 분석하였다. 마지막으로 본 연구는 사회적 배제라는 개념이 가치는 다차원성을 충실히 구현하고자 했다는 점에서 방법론적인 의의가 있다. 기존 연구들은 방법론적으로 사회적 배제가 가지는 다차원성을 구현하는데 한계가 있었으나 본 연구는 퍼지집합이론을 통해 다차원성을 고려하여 사회적 배제를 측정하였다.

## 참고문헌

- 강신욱. 2006. “[특집: 대안적 사회정책 모델] 사회적 배제 개념의 정책적 적용을 위한 이론적 검토”. 『동향과 전망』. 9-32.
- 강신욱·김안나·박능후·김은희·유진영. 2005. 『사회적 배제의 지표개발 및 적용방안 연구』. 한국보건사회연구원.
- 강원택. 2005. “한국의 이념 갈등과 진보·보수의 경계”. 『한국정당학회보』. 4(2). 193-217.
- 강철희·김유나·김수빈. 2017. “기부와 자원봉사의 관계 및 영향요인에 관한 연구”. 『한국사회복지행정학』. 19(2). 29-54.
- 강철희·이상철. 2013. “한국인의 보편적 신뢰 영향 요인에 관한 연구-시민의 사회참여행동과 사회적 불평등 인식의 영향력 검증”. 『한국사회복지행정학』. 15(4). 1-28.
- 강현정·김윤정. (2011). “노년기 사회적 배제의 실태 및 예측 요인”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 11(9). 323-334.
- 곽현근. 2003. “동네관련 사회자본의 영향요인에 관한 연구”. 『한국사회와 행정연구』. 14(3). 259-285.
- 곽현근·유현숙. 2011. “지역사회 주민조직 참여가 인지적 사회자본에 미치는 영향에 관한 연구”. 『한국공공관리학보』. 25(2). 61-91.
- 김교성·노혜진. 2008. “사회적 배제의 실태와 영향요인에 관한 연구-퍼지 집합이론을 이용한 측정과 일반화선형모델 분석”. 『사회복지정책』. 34. 133-162.
- 김미희·이민아. (2008). “사회적 통합·배제지표 개발을 위한 기초적 연구”. 『한국가정관리학회 학술발표대회 자료집』. 347-347.
- 김안나. (2007). “한국의 사회적 배제 실태에 관한 실증적 연구”. 『사회이론』. (32). 227-256.
- 김영순·노정호. 2017. “복지태도에 있어서의 세대효과”. 『한국정당학회보』. 16(3). 109-142.
- 김은하. (2014). “여성 가구주 가구의 사회적 배제 위험 양상”. 『사회보장연구』. 30(3). 31-58.
- 김진현. 2016. “사회자본과 건강행태가 노년기 주관적 건강상태의 변화에 미치는 영향: 저소득가구 노인과 일반가구 노인의 주관적 건강상태 궤적에 대한 비교”. 『노인복지연구』. 71. 9-32.
- 김창기·이진성. 2013. “농촌지역 결혼이주여성의 사회적 배제가 우울감에 미치는 영향”. 『한국콘텐츠학회논문지』. 13(2). 296-307.
- 김혜자·박지영·고난난·진나연·김정은. (2014). “한국복지패널 (2005-2011) 의 다차원적 빈곤개념을 활용한 도시·농촌 간 빈곤 격차에 대한 연구”. 『보건사회연구』. 34(1). 5-51.
- 김홍중. 2015. 서바이벌, 생존주의, 그리고 청년 세대 - 마음의 사회학의 관점에서. 『한국사회학』. 49(1). 179-212.
- 문진영. 2004. “사회적 배제의 국가간 비교연구”. 『한국사회복지학』. 56(3). 253-277.
- 민인식·최필선. 2012. 『STATA 패널데이터 분석』, 서울 : 지필미디어.
- 박경순. 2015. “사회적 배제가 농촌노인의 건강에 미치는 영향 및 사회적 지지의 조절효과”. 『사회복지정

- 책」. 42(4). 231-253.
- 박능후·김재희·장춘명. 2015. “개인의 객관적 배제와 주관적 배제 격차에 관한 연구”. 「사회복지정책」. 42(2). 185-218.
- 박능후·최민정. 2014. “중고령자 사회적 배제의 다차원성과 역동성 분석”. 「사회과학연구」. 25(2). 325-354.
- 박수명. 2013. “청년계층의 사회적 배제에 관하여”. 「한국정책연구」. 13(3). 113-131.
- 박영미. 2008. “복지국가에서의 빈곤의 여성화와 사회적 배제”. 「한국사회와 행정연구」. 18(4). 11-41.
- 서인덕·이원형. 2006. “조직문화, 리더십 그리고 조직시민행동 간의 관계에 있어서 리더신뢰 및 조직몰입의 매개효과”. 「인적자원관리연구」. 13. 71-106.
- 신희정. 2010. “여성 가구주의 빈곤에 영향을 미치는 사회적 배제 요인에 관한 이론적 고찰”. 「사회과학연구」. 26(1). 315-342.
- 윤성호. (2012). “한국형 사회배제성 척도 개발 연구”. 「사회보장연구」. 28(1). 53-95.
- 이정은·조미형. 2009. “사회적 배제 집단의 잠재적 유형 분류 및 성별과 학력에 따른 차이 분석”. 「사회복지정책」. 36(3). 79-103.
- 이중섭·이용교. 2009. “가족의 사회경제적 지위가 청소년의 사회적 배제에 미치는 영향”. 「청소년학연구」. 16(7). 1-27.
- 이현주·정순돌·김고은. 2013. “노인복지관을 이용하는 저소득층 노인의 사회적 자본 경험과 의미”. 「노인복지연구」. 60. 143-168.
- 임우석. 2009. “사회적 자본과 노인생활만족도의 관계에 관한 연구”. 서울시립대학교 대학원 사회복지학과 박사학위논문.
- 임은선. (2008). “퍼지이론 (Fuzzy Set Theory): 언어변수를 이용하여 애매모호한 집합문제 풀기”. 「국토연구」. 110-119.
- 조현미. 2009. “사회적 최하층계급의 거주지분리와 공동체의식의 변화”. 「한국지역지리학회지」. 15(6). 803-819.
- 최민정·권정호. (2014). “농촌노인의 사회적 배제와 경제적 불평등의 실증분석”. 「사회과학 담론과 정책」. 7(1). 103-138.
- 통계청. 2018.08.10. “균등화 개인소득”. [kostat.go.kr/incomeNcpi/income/income\\_dg/1/index.static](http://kostat.go.kr/incomeNcpi/income/income_dg/1/index.static).
- Alkire, S., Conconi, A., and Seth, S., 2014, Multidimensional Poverty Index 2014: Brief methodological note and results.
- Alvey, S., 2000, “Social exclusion and public sector housing policy in Scotland”. *International journal of sociology and social policy*, 20(5/6), 72-94.
- Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E., and Nolan, B., 2002, *Social indicators: The EU and social inclusion*. OUP Oxford.
- Baumeister, R. F., Brewer, L. E., Tice, D. M., and Twenge, J. M., 2007, “Thwarting the need to belong: Understanding the interpersonal and inner effects of social exclusion”. *Social and Personality Psychology Compass*, 1(1), 506-520.

- Betti, G., and Verma, V., August 1999, "Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: a multi-dimensional approach using fuzzy set theory". In Proceedings, ICCS-VI (Vol. 11, pp. 289-301).
- Bjørnskov, C., 2007. "Determinants of generalized trust: A cross-country comparison", *Public choice*, 130(1-2), 1-21.
- Bourdieu, P., 1986, "The Forms of Capital", in John G Richardson (ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. 241-258. NY: Greenwood, 1986.
- Coleman, J. S., 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital". *American Journal of Sociology*. S95-S120.
- European Commission, 2002, *European social statistics : Income, poverty and social exclusion: 2nd report*.
- Giddens, A., 1998. *The Third Way*. Cambridge. Polity, 129.
- Kaasa, A., and Parts, E., 2008, "Individual-level determinants of social capital in Europe: Differences between country groups". *Acta sociologica*, 51(2), 145-168.
- Lessof, C., and Jowell, R., 2000, September. "Measuring social exclusion". In *Statistics Users Council/CEIES Joint Conference on Social Exclusion Statistics, London (Vol. 22)*.
- McNeely, B. L., and Meglino, B. M., 1994, "The role of dispositional and situational antecedents in prosocial organizational behavior: An examination of the intended beneficiaries of prosocial behavior", *Journal of applied psychology*, 79(6), 836.
- Murayama, H., Fujiwara, Y., and Kawachi, I., 2012, "Social capital and health: a review of prospective multilevel studies", *Journal of Epidemiology*, 22(3), 179-187.
- Nannestad, P., 2008, "What have we learned about generalized trust, if anything?", *Annual Review of Political Science*, 11, 413-436.
- OECD, 2011, *Perspectives on Global Development 2012: Social Cohesion in a Shifting World*, OECD Publishing.
- Perugini, M., Gallucci, M., Presaghi, F., and Ercolani, A. P., 2003, "The personal norm of reciprocity", *European Journal of Personality*, 17(4), 251-283.
- Putnam, R. D., 1995, "Bowling Alone: America's Declining Social Capital". *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.
- Qizilbash, M., 2006, "Philosophical accounts of vagueness, fuzzy poverty measures and multidimensionality". In *Fuzzy set approach to multidimensional poverty measurement (pp. 9-28)*. Springer, Boston, MA.
- Room, G., (Ed.) 1995, *Beyond the threshold: the measurement and analysis of social exclusion*. Policy Press.
- Silver, H., 1994, "Social exclusion and social solidarity: three paradigms". *International Labour Review*, 133, 531-578.

Twenge, J. M., Baumeister, R. F., Tice, D. M., and Stucke, T. S., 2001, "If you can't join them, beat them: effects of social exclusion on aggressive behavior", *Journal of personality and social psychology*, 81(6), 1058.

# Session 2

## 제1주제 정신건강

1. 노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구
2. 알코올의존이 우울을 매개하여 자살생각에 미치는 중단적 영향 검증

## 제2주제 아동

1. 지역사의 및 가구의 특성이 아동의 방과후 시간 사용에 미치는 중단적 영향
2. 빈곤지위로 본 청소년의 진로성숙도 예측요인 및 단기중단적 변화

## 제3주제 대학원생 논문발표2

1. The Effect of the National Basic Livelihood Security System Reform on Labor Supply and Income Growth
2. 노동 시간의 단축이 건강 행태와 의료 이용에 미치는 영향





# 노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구

권혁창(경남과학기술대학교 사회복지학과)

조혜정(경남과학기술대학교 사회복지학과)

본 연구는 한국 65세 이상 노인의 생활만족도 영향요인을 노후소득보장 수급 상태를 중심으로 고찰하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 2012년(7차)부터 2017년(12차) 한국복지패널자료를 활용하여 패널자료분석방법을 통해 분석하였다. 본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 노인의 생활만족도 추이를 살펴보면 대체로 안정적으로 유지되는 현상을 볼 수 있다. 한편, 노후소득보장제도의 수급상태별 생활만족도를 비교해본 결과, 기초수급군의 생활만족도가 가장 낮았으며 그 다음으로 비수급군, 국민연금군, 특수지역군 순으로 높았다. 둘째, 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 인구사회학적(성별, 연령, 지역, 교육수준), 경제(균등화개입소득), 신체건강(주관적 건강상태), 심리건강(자아존중감, 우울) 변인을 통제하더라도 노후소득보장제도의 수급상태는 생활만족도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 노후소득보장제도의 수급상태별로 네 개 집단을 분류하여 전체모형에서 투입한 통제변인을 비교한 결과, 생활만족도와 관련된 변인의 일부 차이를 발견할 수 있었다. 노후소득보장제도의 수급상태가 노인의 생활만족도와 연관되어 있다는 본 연구의 분석결과는 한국 노인들의 생활만족도를 높이기 위해서 제도적으로 공적연금의 사각지대 축소가 필요하다는 것을 함의한다.

중심어: 노후소득보장제도 수급상태, 생활만족도, 패널자료분석

## 1. 서론

OECD 국가들 중에서 한국은 노인자살율과 빈곤율이 가장 높은 국가이면서 고령화 속도는 매우 빠르다. 빠른 고령화 속도는 기대여명의 증가를 반영한다. 한국의 65세 남자는 18.2년을, 여자는 22.4년 더 사는 것으로 추정하고 있다(통계청, 2017). 그렇다면 노인들은 길어진 기대여명만큼 노후준비를 하고 있을까? 노후를 준비하는 사람(46.9%)의 대다수가 예·적금(28.9%), 국민연금(28.7%) 등으로 준비하고 있다고 응답하고 있고, 노인들은 자녀에 대한 의존보다 스스로 노후생활비를 준비하거나 사회보장제도에 기대하고 있었다. 그러나 노년층에서 고령일수록, 그리고 저소득층일수록 국가나 시장소득보다는 가족소득에 의존정도가 높아(엄소영·이용재, 2015), 가족이 적절한 부양을 하지 못할 경우 노인이 빈곤에 노출될 위험은 커질 수 있다.

한편 국민연금으로 대표되는 한국의 노후소득보장제도는 아직 성숙하지 못한 상황이다. 국민연금의 경

우 1988년에 시행되어 30년의 역사를 가지고 있지만, 수급차원에서는 사각지대가 광범위하고 급여수준도 낮다고 보고되고 있다 (국민연금사편찬위원회, 2015). 고령자통계보고서를 살펴보면(통계청, 2017), 65세 이상 고령자 중 44.6%(301만 6천명)는 공적연금 수급자이며, 이들의 88.3%가 국민연금에 해당된다. 즉 노인의 절반 이상이 공적 노후소득보장제도 수급의 사각지대에 놓여 있는 것이다. 한편 한국 국민연금의 급여수준이 아직도 낮은 편이다. 2018년 현재 노령연금의 경우 월평균 급여액은 44만 5천원이며, 특례노령연금을 포함할 경우 37만원 수준인데, 이처럼 최저생계비에도 미치지 못하는 연금급여만으로 노후생활보장이 어렵다. 특히 국민연금의 급여대체율이 2008년 50%에서 그 이후에는 매년 0.5% 포인트씩 하락하여 2028년에는 40%까지 낮춰지게 되어 있기 때문에, 급여의 적절성 차원에서 문제가 있다. 그 결과 노인들의 빈곤위험은 크다고 할 수 있는데, 2016년에 국민기초생활보장을 받는 수급자 중에서 65세 이상 고령자는 27.3%(42만 1천명)로 전체 수급자의 1/4이상을 차지하고 있으며 매년 증가 추세를 보이고 있다.

이러한 상황에서 본 연구는 한국 노인들의 생활만족도를 노후소득보장제도 수급상태 측면에서 고찰하고자 한다. 최근 노인의 삶의 만족도 중 가장 취약한 영역이 경제 영역이다. 경제상태 만족도(28.8%)는 건강상태 만족(37.1%), 사회·여가·문화 활동 만족(47.7%), 가족관계 만족(71.7%), 친구 및 지역사회 관계만족(60.3%)에 비해 크게 낮았다(정경희 등, 2017:273). 특히 노인이 자살을 생각하는 가장 큰 이유가 경제적 어려움(27.7%)여서(정경희 등, 2017:303), 노후의 불안정한 경제여건은 생활만족도를 떨어뜨리는 요인으로 작용하리라 예상된다.

노인의 생활만족도에 대한 기존 선행연구에서 노후소득보장제도 차원을 고려한 연구들은 주로 공적연금과 노인층의 생활만족도의 관계를 고찰하였다 (김대환·류건식·이상후, 2011; 이승신, 2012; 하춘광, 2007; 허은진, 2017, 권혁창·이은영, 2012). 공적 연금과 노인층의 생활만족도의 관계에 대한 선행연구들은 허은진(2017)의 연구를 제외하면 공적 연금 관련 변수가 노인층의 생활만족도에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 보고하고 있다. 하지만 권혁창·이은영(2012)의 연구는 패널자료분석방법 중 고정효과모형을 사용하여 국민연금 수급자의 수급 전후 생활만족도 차이를 살펴보기 때문에, 노인층 중 특수직역 수급집단, 국민기초생활보장 수급 집단, 국민연금 수급집단과 비수급 집단과의 차이를 살펴보는 연구가 아니다.

본 연구의 목적은 한국 65세 이상 노인의 생활만족도 영향요인을 노후소득보장 수급 상태를 중심으로 고찰하는 것이다. 본 연구가 노인 생활만족도에 대한 선행연구와 구별되는 점은 65세 이상 노인층을 노후소득보장제도 수급상태에 따라 국민연금 수급자 계층, 특수연금 수급자 계층, 국민기초생활보장제도 수급자 계층, 비수급자 계층 등 4개 집단으로 나누어 분석한다는 점이다.

본 연구는 노인의 생활만족도가 노후소득보장제도 수급상태에 따라 다른가를 분석하기 위해 각 집단별로 생활만족도의 추이를 분석하고, 집단 간 생활만족도의 차이를 패널자료 분석방법을 통해 규명하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 노인의 생활만족도, 그리고 노후소득보장 수급 상태와 노인의 정신건강에 대한 선행연구를 검토하며, 3장은 패널자료분석방법을 중심으로 본 연구의 연구방법을 소개하고, 4장에서는 분석결과를 제시한다. 그리고 5장에서는 본 연구의 연구결과를 요약하면서 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

## 2. 선행연구 검토

### 1) 노인의 생활만족도

생활만족도란 의식주를 포함하여 가족 및 사회관계, 건강, 경제 및 사회생활 등 다양한 영역에서의 주관적인 만족도를 의미한다. 이는 사회심리학적 접근에서 성공적 노화를 반영하는 한 지표(Baltes & Baltes, 1990)이기도 하다. 생활만족도는 쾌락주의적 관점에서 접근한 행복의 하위개념이다. 쾌락주의적 관점에서 의 행복은 자기실현을 통한 행복보다 개인이 주관적으로 경험하는 긍정적 심리상태에 초점을 두며, 학술적으로는 주관적 안녕(subjective well-being)의 하위범주로 연구되어왔다(권석만, 2010: 124). 주관적 안녕은 정서적 요소와 인지적 요소로 구성된다. 정서적 요소는 긍정적 정서(즐거움, 만족감, 자존감 등)와 부정적 정서(우울, 슬픔, 불안 등)로 구성되어 있고, 인지적 요소는 생활만족도를 말한다(Diener, 1984; 권석만, 2010). 각 요소는 서로 밀접한 관계를 가지지만 독립적인 특성을 보인다. 정서적 요소는 단기적 상황변화에 직접적인 반응으로 지속기간이 짧은 반면에, 생활만족도는 인지·평가적인 측면으로 보다 장기적이고 안정적인 특성을 보인다(George, 1981; Pinquart & Sorensen, 2000: 188에서 재인용). Diener(1984)는 주관적 안녕에 영향을 미치는 요인을 중심으로 상향모델과 하향모델로 분류하였는데, 본 연구는 상향모델에 해당한다. 상향모델(bottom-up model)은 외부사건, 상황, 인구학적 요인 등이 영향을 미치는가에 관심을 가지는 것으로, 결혼, 가족, 주거, 재정, 건강 등의 각 생활영역에서 만족감이 축적될 때 총체적인 만족감을 느낀다고 가정한다. 본 연구는 주관적 안녕을 구성하는 두 가지 요소 중에서 보다 안정적인 특성을 보이는 생활만족도에 주목하고자 하며, 생활만족도와 상관성이 높은 정서적 요소(우울, 자존감)를 통제하고 노후소득보장제도 수급상태가 노인들의 생활만족도에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

먼저, 노년기 생활만족도 추이는 어떠한지 살펴보고자 한다. 유럽지역을 대상으로 연령집단별 생활만족도(Blanchflower & Oswald, 2011)를 살펴보면 U곡선 형태를 띠고 있으며, 65세 이후 생활만족도는 증가하는 양상을 보였다. 한국노동패널조사에서 65세 이상 노인을 대상으로 8년 간 생활만족도 변화 궤적을 분석한 박순미 등(2009)의 연구에서는 시간이 지나면서 상승하기는 하지만 상승속도가 시간이 지나면서 전반적으로 약화되는 블록 포물선 형태를 띠었다. 이처럼 증가경향을 보인다는 연구(김교성·유재남, 2012)와 달리 감소경향을 보인다는 연구(정순돌 등, 2011; 허원규, 2017)도 있다. 또한 Pinquart와 Sorensen(2000)은 '노년기에 건강 및 심리사회적 역량이 감소되면서 생활만족도가 떨어질 것으로 예측되어 왔지만, 최근 메타분석 결과를 살펴보면 생활만족도가 감소하는 것은 아니다'라고 설명하고 있어 노인들의 생활만족도 추이에 대한 연구결과는 일관적이지 않다고 할 수 있다.<sup>24)</sup>

한편 노인의 생활만족도를 향상시키기 위한 방안을 모색하기 위해 개인 간의 생활만족도의 차이를 설명하는 변인을 선행연구를 종합한 메타분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 모진아·이경희(2018)의 연구에서는 신체적 건강, 정신적 건강, 경제적 문제, 사회활동, 일상생활정도 요인이 생활만족도에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 신성일(2012)의 연구에서는 종교, 경제만족도 및 학력, 연령, 성별 등의 인구사회학적 요인, 건강상태 등의 신체 요인, 우울, 자기효능감, 자아존중감 등의 심리요인, 부부관계, 자녀와의 친밀감, 가족지지 등의 가정환경요인, 친구 및 이웃지지, 사회적지지, 여가활동 및 사회활동, 지역사회복지서비스

24) 이는 연구 대상 집단이나 분석방법에 따라 상이한 연구결과가 도출되었을 것으로 여겨지며, 생활만족도 추이를 좀 더 명확히 드러내기 위해 동일집단을 장기적으로 추적할 필요가 있다.

스, 의료서비스 등의 사회환경 요인이 삶의 질과 관련된 변인이었다. 즉 학력과 소득이 높을수록, 신체 및 심리건강이 양호할수록, 관계가 원만하고 여가 및 사회활동을 하며, 적절한 의료 및 지역사회복지서비스를 제공받는 노인일수록 생활만족도가 높음을 알 수 있다.

소득은 정서적으로 행복감을 높이는 데는 한계가 있을 수 있지만, 안정된 삶의 조건들을 마련할 수 있는 토대가 된다는 점에서 생활만족도에 영향을 미친다(Boes, & Winkelmann, 2010; Kahneman, & Deaton, 2010; Pinguart & Sorensen, 2000; 김교성·유재남, 2012; 김학주, 2017; 손주희·이명진, 2018; 이승신, 2012; 전명숙·태명옥, 2016 정운영·정세은, 2011; 최경희·조덕호, 2012; 하춘광, 2007; 허준수·조승호, 2017). 이들 연구는 단순히 소득 증가보다는 소득이나 부의 수준에 따라 삶의 다양한 영역에서 결과가 달라지기 때문에 소득이 생활만족도에 영향을 미칠 수 있음을 강조하고 있다. 일부 연구(손주희·이명진, 2018; 전명숙·태명옥, 2016; 한석태, 2008)에서도 소득이 높을수록 사회적 지지, 자존감, 건강, 여가에 긍정적으로 작용함에 따라 만족도가 커지는 결과를 보여주고 있다. 반면에 노인들의 수입이 줄어들어 의료비, 주거비 마련 방편은 없어지거나 빈곤을 경험하게 되면 이로 인해 우울증, 자존감이 상하면서 심리사회적으로 위축될 수 있다(이준우·이현아·황준호, 2011). 따라서 소득의 절대적 액수보다도 노후준비를 안정적으로 보장할 수 있는 노후소득보장제도가 과연 노인들의 생활만족도를 높일 수 있는지에 대해 살펴볼 필요가 있다.

## 2) 노후소득보장 수급 상태와 노인의 정신건강

고령자들이 노후준비가 되어있을까? 2015년 사회조사에 따르면 전체 고령자의 46.9%가 노후준비를 하고 있다고 응답하였고, 이들은 주로 예·적금(28.9%)과 국민연금(28.7%) 순으로 준비하고 있다고 보고하였다. 전체 고령자보다 고령자 중 1인 가구의 노후 준비(32.5%)가 더 취약한 것으로 나타났다(통계청, 2017:11). 또 다른 연구(엄소영·이용재, 2015)에서는 노인들은 시장소득, 국가소득, 가족소득 순으로 의존하고 있었고, 고령일수록 가족소득에 의존하는 경향이 높았다. 고소득층일수록 국가 및 시장소득 의존율이 높은 반면에 저소득층 노인일수록 가족소득 의존도가 높았다. 이처럼 공적소득보다 사적소득 의존율이 높은 상황에서 노인들이 경제적으로 안정된 생활을 영위하기는 쉽지 않아 보인다.

노후소득보장 수급상태와 노인의 정신건강에 대한 연구들은 첫째, 공적연금과 노인의 우울 혹은 자살생각의 관계에 대한 선행연구들이(<표 1> 참조) 존재한다(김정근, 2016; 이상록·이순아, 2016a; 이상우, 2017). 이 연구들은 공적연금이 노인의 우울을 완화시키는 효과가 있다는 연구결과를 보여주지만, 즉 공적연금 수급액이 높아질수록 우울증이 유의미하게 감소하지만, 수급여부가 자살생각에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보고되고 있다. 둘째, 공적연금과 노인층의 생활만족도에 대한 연구들(김대환·류건식·이상후, 2011; 이승신, 2012; 하춘광, 2007; 허은진, 2017, 권혁창·이은영, 2012)이 있다. 공적 연금과 노인층의 생활만족도의 관계에 대한 선행연구들은 허은진(2017)의 연구를 제외하면 공적 연금 관련 변수가 노인층의 생활만족도에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 보고하고 있다. 권혁창·이은영(2012)의 연구는 패널자료분석방법 중 고정효과모형을 사용하여 국민연금 수급자의 수급 전후 생활만족도 차이를 살펴보기 때문에 집단 간 차이를 분석하는 연구는 아니다. 즉 그들의 연구는 국민연금 수급 전후 중·고령층의 생활만족도를 비교하는데 초점을 두고 있다.

<표 1> 공적연금과 노인의 정신건강에 대한 일부 선행연구

저자	연구대상	패널자료	변인	결과
권혁창·이은영 2012	56-59세 중고령자 중 3차년에 국민연금 수급 받는 사람과 받지 않는 사람 비교	국민노후보장 패널조사	- 독립변수: 국민연금수급여부, 국민연금수급액(로그변환) - 종속변수: 삶의 만족도	국민연금수급여부는 생활만족도에 유의한 영향을 미치지 않음
김정근 2016	60세 이상 고령	5차 국민노후보장 패널자료	- 독립변수: 국민연금수급액, 가구 총소득대비 국민연금수급액비율 - 종속변인: 우울	국민연금 수급액이 증가하면 빈곤가구 고령자의 우울증이 유의하게 감소함.
이상록·이순아 2016a	조손가구/노인가구에 거주하는 60세 이상 노인	한국복지패널 9차	- 독립변수: 공적연금액 - 종속변수: 자아존중감, 우울, 자살생각(-), 가족관계, 사회적 관계	-공적연금은 우울, 자아존중감에 긍정적 - 빈곤지위에 따라 다르며, 빈곤층에게 있어 공적연금의 영향이 큼
이상우 2017	65세 이상 노인	복지패널 7-10차	독립변수: 공공부조수급여부, 공적연금수급여부 종속변인: 자살생각	- 빈곤노인의 경우 공공부조 수급하는 경우 자살생각이 높음 - 공적연금 수급여부가 자살생각 여부에 영향을 미치지 않음.
허은진 2017	65세 이상 노인	2014년도 노인실태조사	독립변수: 공적이전소득 종속변수: 생활만족도	- 공적이전소득은 노인의 생활만족도에 긍정적 영향을 미침.

하지만, 노후소득보장 수급상태를 세분화하여 노인의 생활만족도와와의 관계를 살펴본 선행연구는 존재하지 않는다. 이상우(2017)의 연구는 공적연금 수급여부와 공공부조 수급여부를 분석에 포함시켜 분석하고 있지만, 특수직역연금과 국민연금을 구별하지 않고 있으며, 종속변수가 노인층의 생활만족도가 아니다. 그리고 <표1>에서 확인할 수 있듯이, 일부 연구들(권혁창·이은영, 2012; 이상우, 2017)을 제외하면, 노인층의 정신건강상태에 대한 다수의 연구들이 횡단면 분석을 주로 활용하였다. 본 연구는 패널자료를 구축하고 노후소득보장 수급상태를 세분화하여 노인층의 생활만족도를 분석하고자 한다.

### 3. 연구방법

#### 1) 연구자료

본 연구는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 자료를 활용한다. 2006년에 처음 구축되기 시작한 한국복지패널은 7,000여 가구를 대상으로 하며<sup>25)</sup>, 조사대상에 제주도와 농어가 가구를 모두 포함하여 전국을 대표하는 패널 자료이다. 그리고 저소득가구에서 표본의 절반정도를 표집하고 있다. 한국복지패널의 6차년도 조사 이후에 원표본 가구 유지율이 감소하는 상황에서 신규 표본가구의 추가 필요성이 제기되었으며, 저소득층 가구 및 가구원의 분포가 어느 정도 치우침 현상이 발생하였고, 지역별 표본 규모는 잦은 이주와 탈락 등의 사유로 변동이 발생하였다. 따라서 한국복지패널 7차년도 조사에는 1차년도 표본규모를 유지하고자 약 1,800가구를 추가하여 신규패널을 구축하였으며, 표본추출은 1차년도 표본추출방식과 동일한 방식으로 추출하였다. 본 연구는 복지패널 7차년도 이후의 자료를 활용하여 패널자료를 구축하였다.

한국복지패널자료를 이용하여 노인대상 연구를 수행한 선행연구들(이순아·이상록, 2016a; 이상우, 2017)

25) 2005년 인구주택총조사 자료'로부터 확률비례추출 한'2006년 국민생활실태조사'최종 조사완료가구의 소득 자료를 기준으로 일반가구와 저소득층 가구를 구분하여 두 층으로 부터 각각 3,500가구씩 총 7,000가구를 표본으로 선정하였다.

의 경우 반복횡단면 자료를 이용하였는데, 이 자료들은 동일 대상을 추적하여 구축된 진정한 패널자료로 간주하기 힘들다. 본 연구는 패널자료분석방법을 활용하여 노인의 생활만족도 영향요인을 분석하고자 한국복지패널 중 7차년도부터 12차년도까지의 자료를 활용하였다. 7차년도에 65세 이상부터 74세 이하까지의 노인을 선별하여 추출하고<sup>26)</sup> 동일 대상을 지속적으로 추적하기 위해 12차년도까지의 총 6년 동안의 자료를 구축하였다. 최종 분석대상수는 7차년도 2,065명, 8차년도 2,003명, 9차년도 1,938명, 10차년도 1,886명, 11차년도 1,820명, 12차년도 1,760명이다.

## 2) 변수

종속변수인 생활만족도는 건강, 가족수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가 생활, 전반적인 생활만족도를 포함한 총 8문항으로 구성되었다. 각 문항은 5점 척도이며, 점수가 높을수록 생활만족도가 높다는 것을 의미한다. 연도별 생활만족도 신뢰도는 7차년도 .780, 8차년도 .783, 9차년도 .800, 10차년도 .829, 11차년도 .832, 12차년도 .825이다.

독립변수인 노후소득보장제도 수급상태는 4집단으로 분류하였다. 비수급집단, 기초수급(기초생활수급)집단, 특수직역집단, 국민연금집단이다.

통제변수는 선행연구결과를 토대로 4개 영역의 변수로 구성하였다. 첫째, 인구사회학적 변수는 성별, 연령, 지역, 교육수준, 배우자유무이다. 둘째, 경제 변수는 근로유무, 균등화개입소득이다. 셋째, 신체건강 변수는 주관적 건강상태, 장애유무, 만성질환심각도이다. 넷째, 심리건강 변수는 자아존중감과 우울이다. 자아존중감은 Rosenberg Self-esteem Scale을 활용하여 조사시점 현재일을 기준으로 자아존중감을 측정하였다. 총 10문항으로 4점 척도로 구성되어 있으며, 역문항(5문항)을 변환한 후 평점 처리하였다. 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 연도별 자아존중감의 신뢰도는 7차년도 .691, 8차년도 .713, 9차년도 .729, 10차년도 .695, 11차년도 .727, 12차년도 .745이다. 우울은 지난 1주일간의 심리상태에 대해 질문한 것이며 CESD-11 척도로 총 11문항, 4점척도로 구성되어 있다. 역점문항(2문항)을 변환한 후 총합한 후 20/11로 곱하여 계산하였고, 점수가 높을수록 우울수준이 높음을 의미한다. 연도별 우울의 신뢰도는 7차년도 .842, 8차년도 .878, 9차년도 .855, 10차년도 .883, 11차년도 .882, 12차년도 .899이다. 변수 정의는 다음 <표 2>에 제시하였다.

26) 분석대상을 2012년 현재 65세 이상 74세 이하의 노인으로 한정된 이유는 75세 이상 고령자의 경우 1988년 국민연금이 시행되었을 때 51세 이상의 나이를 가진 고령자이고 1988년 국민연금에 가입을 한다하더라도 가입기간이 10년 미만이기 때문에 연금형태의 국민연금을 수령할 수 없는 가능성이 높아서 국민연금에 원초적으로 배제되어 있을 가능성이 높은 인구계층이라고 판단했기 때문이다.

<표 2> 변수 정의

구분	변수명	코딩 정의
통제 변수	성별	남 1, 여 0
	연령	단위(세)
	지역1	중소도시 1, 대도시 0
	지역2	농촌 1, 대도시 0
통제 변수	교육	무학 0, 초졸이하 1, 중졸이하 2, 고졸이하 3, 전문대졸 이상 4
	배우자	배우자 있음 1, 기타(이혼, 사별, 별거, 비해당) 0
	경제	근로 1 비근로 0 (실업자, 비경제활동)
	근로	가처분소득 / √(가구원수)
통제 변수	주관적 건강상태	1점(아주 안 좋음) ~ 5점(매우 좋음)
	장애	있음 1, 없음 0
통제 변수	만성질환 심각도	만성질환 없음 0, 3개월미만 투병투약 1, 3-6개월 투병투약 2, 6개월이상 투병투약 3
	자아존중감	총 10문항, 1점(대체로 그렇지 않다)~4점(항상 그렇다)
통제 변수	우울	총 11문항, 1점(극히 드물다) ~ 4점(대부분 그랬다)
	독립 변수	기초수급
독립 변수	특수지역	특수지역 1, 비수급 0
	국민연금	국민연금 1, 비수급 0
종속 변수	생활만족도	건강, 가족수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가생활, 전반 (총 8문항), 1점(매우불만족)~5점(매우 만족)

### 3) 분석방법

패널자료는 횡단자료(Cross Section Data)와 종단자료(Time Series Data)가 결합된 형태로, 패널자료분석 방법은 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향을 동태적으로 분석할 수 있다.<sup>27)</sup> 패널자료분석방법에서 주로 활용되는 모형은 확률효과모형(Random-Effects model)과 고정효과모형(Fixed-Effects model)이다. 두 모형은 개별적인 특수성의 가정에서 차이를 보인다. 고정효과모형과 확률효과모형의 핵심적인 차이는 관측되지 않는 개체의 효과는 모형의 독립변수와 상관이 있는가 아니면 이러한 효과는 확률적인가이다. 본 연구에서는 노후소득보장제도 수급집단 간의 차이를 분석하기 위해서 확률효과모형을 선호하는데, 그 이유는 확률효과모형이 개인 내 변량뿐만 아니라 개인들 간의 변량을 분석에서 고려할 수 있기 때문이다. 다음은 본 연구의 분석모형이다.

$$y_{it} = X_{1it}\beta + X_{2it}\gamma + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, 33$$

$$t = 1, 2, 3, 4, 5$$

27) 패널자료분석방법의 장점으로는 첫째, 횡단모형과 종단모형보다 정보의 이용성 측면에서 더 많은 정보량을 가지고 종속변수를 설명할 수 있다. 둘째, 패널모형은 횡단 및 종단모형보다 변수들 간의 공선성 발생의 가능성이 낮기 때문에 분석에 있어서 효율적인 추정을 할 수 있다. 셋째, 패널모형에서는 모형에서 관찰되지 않는 개별 개체의 특수성을 측정하고 통제할 수 있다. 권혁창·정창률·염동문 (2018)을 참조할 것.



여기서  $y_{it}$ 는 종속변수로 노인의 생활만족도를 의미한다 ( $i$ 는 개인을 나타내고  $t$ 는 시간을 나타낸다).  $X_{1it}$ 는 통제변수로 개인적 특성 등이 본 분석에 포함되었고 노후소득보장 제도 수급변수는  $X_{2it}$ 에 포함되었다. 각 개인의 개별적인 특수성을 나타내는  $\alpha_i$ 는 모형에 포함되지 않은 각 개인의 개별적인 특성이 포함된 변수로, 시간에 따라 변하지 않는 다양한 요인들이 포함될 수 있다. 따라서  $\alpha_i$ 는 시간에 따라 변하지 않고 정량화 할 수 없는 개인의 특성이 반영되었다고 할 수 있다.

분석자료는 SPSS 21.0과 STAT 14.0 프로그램을 활용하여 분석하였다. 첫째, 변수의 특성을 보기 위해 빈도 및 기술통계분석, 교차분석, t-test, ANOVA 등을 실시하였다. 둘째 노인의 생활만족도 요인을 검증하기 위해 패널회귀분석을 실시하였다. 전체 집단의 경우 확률효과모형, 수급상태별 각 집단의 경우 하우스만 검정을 한 후 고정효과모형으로 분석하였다.

## 4. 연구결과

### 1) 변수의 특성 분석

#### (1) 연구대상자의 특성

연구대상자의 특성은 <표 3>과 같다. 성별의 경우 7차년도부터 12차년도까지 여자는 59.3%~60.4%로 남자(40.7%~39.6%)보다 많았다. 연령은 7차년도에 69.82세였다. 지역은 연도별 최소-최대비율을 살펴보면 대도시가 37.3%~38.9% 사이로 나타나 가장 많이 거주하였고, 그 다음으로 농촌이 31.9%~33.9%, 중소도시는 27.2%~30.4% 정도 거주하는 것으로 나타났다. 교육수준의 경우 7차년도를 살펴보면 초졸이하가 44.9%로 가장 많았고, 무학과 중졸이하가 각각 16.7%, 고졸이하가 1.05%, 전문대재이상이 6.8%순으로 나타났으며 그 이후 12차년까지 큰 비율의 차이가 없이 유사한 특성을 보였다. 배우자 유무에서 7차년도 배우자가 있는 사람이 68.9%로 기타(사별, 이혼, 별거, 미혼, 기타) 31.1%에 비해 많았으나, 12차년도에는 64.7%로 약 4.2% 감소한 것으로 나타났다. 주관적 건강상태의 경우 7차년도 2.92였으나, 점차 경향을 보였고 12차년도에는 2.79로 나타났다. 장애유무에서 7차년도 장애가 없다고 응답한 비율은 81.8%였으며 12차년도까지 유사한 비율을 보였다. 만성질환 심각도에서 7차년도에 6개월이상 투약 및 치료를 필요로 하는 경우가 81.3%로 가장 많았고, 그 다음으로 '없다'가 14.3%, 3개월미만이 2.6%, 3개월-6개월미만이 1.8% 순으로 나타났다. 6개월이상 만성질환이 심각한 군은 매년 증가하는 양상을 보였다. 근로유무에서 7차년도의 경우 근로를 하는 노인은 43.2%로 근로를 하지 않는 노인 56.8%에 비해 적었고, 이는 매년 감소하는 경향을 보여 12차년도에는 37.7%인 것으로 나타났다. 소득에서 7차년도의 1인 균등소득은 평균 1551.57만원(표준편차 1120.05)였으며, 증감이 반복되는 현상을 보이고 있었다. 자아존중감의 경우 연도별 평균점수가 차이가 없이 2.90~2.92점수 사이에서 거의 차이가 없는( $F=0.880$ ,  $p>.05$ ) 반면에, 우울의 경우 증감을 반복하되 9차년도에 크게 증가하는 양상을 보였다( $F=5.956$ ,  $p<.001$ ).

<표 3> 연구대상자의 특성

변수		조사차수						Chi-square (or) F-test
		7w	8w	9w	10w	11w	12w	
성 별	남	840(40.7)	806(40.2)	777(40.1)	753(39.9)	724(39.8)	697(39.6)	.553
	여	1225(59.3)	1197(59.8)	1161(59.9)	1133(60.1)	1096(60.2)	1063(60.4)	
연령		69.82(2.85)	70.79(2.85)	71.76(2.85)	72.75(2.85)	73.71(2.85)	74.69(2.83)	783.091***
지 역	대도시	803(38.9)	768(38.3)	743(38.3)	718(38.1)	695(38.2)	656(37.3)	7.248
	중소도시	562(27.2)	582(29.1)	576(29.7)	569(30.2)	544(29.9)	535(30.4)	
	농촌	700(33.9)	653(32.6)	619(31.9)	599(31.8)	581(31.9)	569(32.3)	
교 육	무학	344(16.7)	331(16.5)	320(16.5)	310(16.4)	297(16.3)	287(16.5)	.841
	초졸이하	928(44.9)	901(45.0)	871(44.9)	848(45.0)	822(45.2)	796(45.2)	
	중졸이하	344(16.7)	335(16.7)	329(17.0)	320(17.0)	311(17.1)	304(17.3)	
	고졸이하	309(15.0)	301(15.0)	291(15.0)	285(15.1)	270(14.8)	261(14.8)	
	전문대 제이상	140(6.8)	135(6.7)	127(6.6)	123(6.5)	120(6.6)	112(14.8)	
배 우 자	유배우자	1422(68.9)	1365(68.1)	1299(67.0)	1233(65.4)	1169(64.2)	1116(64.7)	20.371**
	기타	643(31.1)	638(31.9)	639(33.0)	653(34.6)	651(35.8)	644(36.6)	
주관적 건강상태		2.92(.90)	2.82(.92)	2.80(.88)	2.85(.85)	2.83(.87)	2.79(.86)	5.501***
장 애	유	375(18.2)	363(18.1)	354(18.3)	322(18.2)	3337(18.5)	330(18.8)	.363
	무	1690(81.8)	1640(81.9)	1584(81.7)	1542(81.8)	1483(81.5)	1430(81.3)	
만 성 질 환	없음	296(14.3)	233(11.6)	197(14.9)	235(12.5)	202(11.1)	158(9.0)	62.274***
	3개월미만	53(2.6)	23(1.1)	28(1.4)	19(1.0)	30(1.6)	21(1.2)	
	3-6개월	38(1.8)	33(1.6)	37(1.9)	23(1.2)	21(1.2)	27(1.5)	
	6개월이상	1679(81.3)	1714(85.6)	1676(86.5)	1609(85.3)	1567(86.0)	1554(88.3)	
근 로	유	893(43.2)	866(43.2)	820(42.3)	749(39.7)	699(38.4)	663(37.7)	24.187***
	무	1172(56.8)	1137(56.8)	1118(57.7)	1137(60.3)	1121(61.6)	1097(62.3)	
균등화 개인소득		1551.57 (1120.05)	1588.98 (1150.282)	1520.44 (1099.812)	1568.76 (1523.060)	1726.29 (4819.469)	1642.08 (1154.923)	2.078
자아존중감		2.90 (.40)	2.92 (.41)	2.90 (.39)	2.90 (.36)	2.91 (.39)	2.90 (.40)	.889
우울		8.52 (8.79)	8.88 (9.77)	10.00 (9.56)	8.71 (9.50)	8.79 (9.51)	8.69 (9.93)	5.956***

(2) 노후소득보장제도의 수급상태별 생활만족도 추이변화

노후소득보장제도 수급상태를 살펴보면 (<표 4> 참조), 7차년도 비수급군은 52.0%로 가장 많았고 국민연금 수급군은 31.7%, 기초생활수급군은 9.9%, 특수직역군은 6.4%순으로 나타났다. 이 비율의 경우 매년 노후소득보장제도의 수급군이 조금씩 늘어나면서도 비수급군이 12차년도에는 49.1%로 감소경향을 보였다.

생활만족도의 경우, 연도별 평균을 살펴보면 3.27, 3.31, 3.25, 3.37, 3.39, 3.32로 증감이 반복되는 현상을 보이고 있었다. 노후소득보장제도에 적용되는 유형별로 생활만족도를 비교해본 결과, 7차년도의 경우 기초수급군이 2.89점으로 가장 낮았고, 비수급군 3.25점, 국민연금수급군이 3.33점, 특수직역군이 3.62점 순으로 높았다. 매년 노후소득보장제도 내 하위집단별 생활만족도의 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

&lt;표 4&gt; 노후소득보장제도 수급 상태와 생활만족도 추이

변인		7w	8w	9w	10w	11w	12w	Chi-square (or) F-test
노후 소득 보장 제도	비수급	1073(52.0)	1026(51.2)	990(51.1)	952(50.5)	891(49.0)	864(49.1)	7.830
	기초수급	204(9.9)	200(10.0)	196(9.9)	185(9.9)	193(10.6)	200(11.4)	
	특수직역	133(6.4)	137(6.8)	132(6.8)	128(6.8)	132(7.3)	123(7.0)	
	국민연금	655(31.7)	640(32.0)	620(32.0)	620(32.9)	604(33.2)	573(32.6)	
생활 만족도	전체	3.27(.49)	3.31(.50)	3.25(.49)	3.37(.50)	3.39(.51)	3.32(.50)	23.697***
	비수급(a)	3.25(.46)	3.28(.48)	3.23(.47)	3.36(.46)	3.38(.49)	3.33(.48)	157.349***
	기초수급(b)	2.89(.49)	2.96(.50)	2.87(.44)	2.94(.53)	3.00(.63)	3.01(.49)3	
	특수직역(c)	3.62(.45)	3.65(.54)	3.54(.50)	3.68(.53)	3.62(.55)	.59(.50)	
	국민연금(d)	3.33(.46)	3.38(.46)	3.33(.46)	3.44(.45)	3.47(.45)	3.45(.44)	
	F-test	71.895***	62.111***	65.714***	71.848***	56.074***	53.655***	
사후검정 (Bonferroni)	a>b, a, b<c,d, c>d							

## 2) 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인

확률효과모형을 적용한 패널회귀분석을 통해 노후소득보장제도 유형이 노인의 생활만족도에 영향을 미치는지 검증하여 그 결과를 <표 5>에 제시하였다. 확률효과모형은 개체효과와 독립변수 간의 자기상관 관계가 없다는 것을 가정하여 추정한다. 추정량은 설명변수의 효과가 패널 그룹간과 패널 그룹 내에 똑같이 적용되는 것으로 해석한다(민인식, 최필선, 2013:156). 노인의 생활만족도에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 변인 및 건강요인을 통제하더라도, 제도요인이 유의한 것으로 나타났다. 노후소득보장제도에서 비수급군에 비해 기초수급군의 경우 생활만족도가 평균적으로 0.128만큼 낮은 것으로 나타났다( $t=-7.68$ ,  $p<.001$ ). 반면에 특수직역군은 비수급군에 비해 생활만족도가 평균적으로 0.194만큼 높았다( $t=9.20$ ,  $p<.001$ ). 또한 국민연금군은 비수급군에 비해 생활만족도가 평균적으로 0.056만큼 높았다( $t=4.93$ ,  $p<.001$ ). 이는 노후소득보장제도의 수급유형에 따라 생활만족도가 차이가 있으며, 특히 연금을 받는 집단의 생활만족도가 비수급군보다 높다는 것을 보여준다.

이외에 통제변인을 살펴보면, 인구사회학적 요인에서 남성보다 여성의 경우에 평균적으로 .110정도 생활만족도가 높았으며( $t=-8.16$ ,  $p<.001$ ), 연령이 1살 많을수록 평균적으로 0.015만큼 생활만족도가 증가하였다( $t=10.83$ ,  $p<.001$ ). 중소도시에 사는 사람이 대도시에 비해 평균적으로 0.044만큼 생활만족도가 높았으며( $t=3.55$ ,  $p<.001$ ), 농촌에 사는 사람이 대도시에 비해 평균적으로 0.32만큼 생활만족도가 높았다( $t=2.51$ ,  $p<.05$ ). 교육수준이 높은 사람일수록 평균적으로 0.025만큼 생활만족도 증가하였다( $t=4.75$ ,  $p<.001$ ). 경제적 요인 중에서는 균등화개인소득이 높은 사람일수록 .0000109만큼 생활만족도가 높았다( $t=6.54$ ,  $p<.001$ ). 신체 건강 요인 중에서는 주관적 건강상태가 높다고 인식할수록 0.106만큼 생활만족도가 증가하였고( $t=22.23$ ,  $p<.001$ ), 장애가 있을 경우 없는 사람에 비해 생활만족도가 .031만큼 생활만족도가 낮았다( $t=-2.26$ ,  $p<.05$ ). 만성질환수준은 생활만족도에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 심리건강 요인 중 자아존중감이 높은 사람일수록 평균적으로 .330만큼 생활만족도가 증가하였고( $t=29.50$ ,  $p<.001$ ), 우울수준이 높을수록 평균적으로 .011만큼 생활만족도가 감소하는 것으로 나타났다( $t=-24.66$ ,  $p<.001$ ).

<표 5> 패널회귀분석: 확률효과모형 (노후소득보장 수급집단별 분석)

		Coef.	S.E	t	95% Conf. Interval	
통계변수	성별	-.110	.013	-.816***	-.131	-.080
	연령	.015	.001	10.83***	.012	.017
	지역1 (중소도시)	.044	.012	3.55***	.020	.068
	지역2 (농어촌)	.032	.013	2.51*	.007	.057
	교육수준	.025	.005	4.75***	.015	.036
	배우자유무	.018	.012	1.54	-.005	.041
	근로유무	.014	.010	1.48	-.005	.033
	균등화개인소득	.000	1.67e-06	6.54***	7.62e-06	.000
	주관적 건강상태	.106	.005	22.23***	.097	.116
	장애유무	-.031	.014	-2.26*	-.057	-.004
	만성질환	-.004	.004	-.097	-.012	.004
	자아존중감	.330	.011	29.50***	.308	.352
	우울	-.011	.000	-24.66***	-.012	-.010
독립제도	기초수급	-.128	.017	-7.68***	.153	.236
	특수지역	.194	.021	9.20***	.153	.236
	국민연금	.056	.011	4.93***	.034	.079
_cons		1.04	.018	9.62	.825	1.25
Number of obs.		10,950				
Number of groups		2,010				
R2		within=0.1706 between=0.6214 overall=0.4116				

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

### 3) 노후소득보장제도 수급상태별 노인의 생활만족도에 미치는 요인

#### (1) 모형적합성 검정

제도영역별로 노인의 생활만족도 요인을 분석하기 전, 패널의 개체특성을 고려한 모형을 선택하기 위해 하우스만 검정을 실시하였다. 하우스만 검정은 개체효과를 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 어느 모형으로 추정할 것인지를 검정하는 것이다. 검정 결과, 4개 집단 모두 개인특성효과인  $u(i)$ 의 존재여부에 관한 귀무가설을 기각한 것으로 나타났다( $p<.001$ ). 따라서 개체효과와 독립변수 간에는 유의한 상관관계를 가진다고 할 수 있으므로 고정효과모형에 의한 계수 추정이 적합하다.

<표 6> 모형적합성 검정결과

제도 영역별	Chi2	p
비수급집단	169.65	.000
기초수급집단	41.18	.000
특수지역집단	33.81	.000
국민연금집단	117.61	.000

## (2) 하위집단별 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인

각 하위집단별로 생활만족도에 영향을 미치는 요인을 살펴본 결과는 <표 7>과 같다. 첫째, 비수급집단의 경우 연령이 높을수록( $t=7.14, p<.001$ ), 균등화개인소득이 높을수록( $t=2.94, p<.01$ ), 주관적 건강상태가 좋다고 인식할수록( $t=10.98, p<.001$ ), 자아존중감( $t=14.49, p<.001$ ), 우울감이 낮을수록( $t=-13.18, p<.001$ ) 생활만족도가 높은 것으로 나타났다. 둘째, 기초수급집단의 경우 다른 집단과 달리 중소도시보다 대도시( $t=-2.59, p<.05$ )와 농촌보다 대도시( $t=-2.53, p<.05$ )에 사는 사람의 경우 생활만족도가 더 높은 것으로 나타났다. 근로를 하는 사람의 경우( $t=2.80, p<.01$ ), 주관적 건강상태가 좋다고 인식할수록( $t=4.59, p<.001$ ), 자아존중감( $t=5.83, p<.001$ ), 우울감이 낮을수록( $t=-7.98, p<.001$ ) 생활만족도가 높은 것으로 나타났다. 셋째, 특수지역집단의 경우 주관적 건강상태가 좋을수록( $t=6.51, p<.001$ ), 자아존중감( $t=7.07, p<.001$ ), 우울감이 낮을수록( $t=-3.45, p<.01$ ) 생활만족도가 높게 나타났다. 넷째, 국민연금집단의 경우 연령이 높을수록( $t=5.67, p<.001$ ), 배우자가 없는 사람의 경우( $t=-1.44, p<.05$ ), 주관적 건강상태가 좋다고 인식할수록( $t=9.20, p<.001$ ), 자아존중감( $t=11.56, p<.001$ ), 우울감이 낮을수록( $t=-9.60, p<.001$ ) 생활만족도가 높은 것으로 나타났다.

하위집단별 요인 간 차이를 살펴보면, 네 집단 모두 생활만족도에 영향을 미치는 요인은 주관적 건강상태, 자아존중감, 우울이었다. 노년 초기의 신체 및 심리건강이 생활만족도와 매우 밀접하게 관련되어 있었다. 비수급집단의 경우 소득이 생활만족도에 미치는 계수크기는 매우 작으나, 생활만족도에 영향을 미쳤다. 기초수급집단의 경우 다른 집단과 달리 일을 하는 노인의 경우 생활만족도가 높았으며, 대도시에서 사는 노인일수록 생활만족도가 높았다. 비수급집단과 국민연금집단의 경우 연령이 높을수록 생활만족도가 높게 나타났다. 한편 국민연금집단은 기존 선행연구결과와 달리 배우자가 없는 사람의 생활만족도가 더 높은 것으로 나타나 다른 연구결과를 보였다.

<표 7> 노후소득보장제도 수급상태별 하위집단 (4 집단) 생활만족도의 영향요인

변인	비수급		기초수급		특수직역		국민연금		
	Coef. (S.E)	t	Coef. (S.E)	t	Coef. (S.E)	t	Coef. (S.E)	t	
연령	.021 (.003)	7.14***	.011 (.008)	1.46	.004 (.008)	.049	.020 (.003)	5.67***	
지역1 (중소도시)	.028 (.063)	0.44	-.661 (.255)	-2.59*	.080 (.360)	0.22	.137 (.071)	1.92	
지역2(농어촌)	-.098 (.070)	-1.49	-.620 (.245)	-2.53*	-.379 (.398)	-0.95	.060 (.080)	0.75	
배우자유무	-.046 (.041)	-1.12	.060 (.115)	0.52	.023 (.143)	0.16	-.146 (.067)	-2.19*	
근로유무	.025 (.018)	1.36	.160 (.057)	2.80**	.024 (.059)	0.41	.028 (.022)	1.26	
균등화 개인소득	.000 (7.24e-06)	2.94**	.000 (.000)	1.95	6.72e_06 (.000)	.031	1.91e-06 (1.85e-06)	1.03	
주관적 건강상태	.081 (.007)	10.98***	.084 (.018)	4.59***	.102 (.019)	5.27***	.083 (.009)	9.20***	
장애유무	-.007 (.081)	-0.08	-.139 (.129)	-1.08	-.033 (.141)	-.024	.151 (.076)	1.99	
만성질환	-.013 (.007)	-1.71	.005 (.021)	0.25	.009 (.017)	0.54	.000 (.007)	0.04	
자아존중감	.258 (.018)	14.49***	.212 (.036)	5.83***	.340 (.048)	7.07***	.251 (.022)	11.56***	
우울	-.009 (.001)	-13.18***	-.011 (.001)	-7.98***	-.007 (.002)	-3.45**	-.009 (.000)	-9.60***	
_cons	.901 (.248)	3.63***	1.72 (.607)	2.84**	2.04 (.633)	3.22**	1.24 (.302)	4.09***	
sigma_u	.304		.427		.325		.349		
sigma_e	.331		.363		.321		.331		
rho	.458		.581		.507		.527		
R2	within	.1757		.2066		.1967		.1662	
	between	.3818		.1206		.4448		.1180	
	overall	.3046		.1129		.3554		.1171	
F	74.28***		18.87***		13.27***		47.56***		
F-test	2.37***		2.17***		2.46***		2.32***		

주 1) 성별과 교육수준 변수를 분석에서 고려했지만, 시간불변변수는 고정효과모형에서 의미가 없기 때문에 표에서 보고하지 않는다.

2) \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 5. 결론

본 연구는 한국 65세 이상 노인의 생활만족도 영향요인을 노후소득보장 수급 상태를 중심으로 고찰하는 것을 목적으로 하였다. 본 연구의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 노인의 생활만족도를 2012년(7차)부터 2017년(12차)까지 추이를 살펴보면 증감이 반복되며 7차년도(3.27점)보다 12차년도(3.32점)에 약간 증가한 결과를 보였지만 대체로 안정적으로 유지되는 현상을 볼 수 있다. 이는 불룩한 포물선의 형태를 보인다는 박순미 등(2009)의 연구결과와 유사해 보인다. 그러나 본 연구는 분석대상을 노년 초기(65세-74세)에 해당되는 연령층에 제한한 결과라는 점에서, 향후 노년기 연령층별로 세분화하여 비교해볼 필

요가 있겠다. 한편, 노후소득보장제도의 수급상태별 생활만족도를 비교해본 결과, 기초수급군의 생활만족도가 가장 낮았으며 그 다음으로 비수급군, 국민연금군, 특수지역군 순으로 높았다. 종합해보면 각 집단 내 생활만족도의 평균점수가 안정적으로 유지되면서, 수급상태별 생활만족도 순위도 7차년도부터 12차년 까지 유지되는 현상을 보였다.

둘째, 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 인구사회학적(성별, 연령, 지역, 교육수준), 경제(균등화개입소득), 신체건강(주관적 건강상태), 심리건강(자아존중감, 우울) 변인을 통제하더라도 노후소득보장제도의 수급상태는 생활만족도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기초생활보장 수급군은 비수급군에 비해 생활만족도가 낮은 반면에, 특수지역군의 생활만족도가 비수급군에 비해 가장 크게 생활만족도가 높았고 그 다음으로 국민연금군이 비수급군에 비해 생활만족도가 높았다. 이는 공적연금 수급액과 노인들의 생활만족도 간의 유의미한 정적인 관계를 보고했던 허은진(2017)의 연구결과와 맥을 같이 한다.

셋째, 노후소득보장제도의 수급상태별로 네 개 집단을 분류하여 전체모형에서 투입한 통제변인을 비교한 결과, 생활만족도와 관련된 변인의 일부 차이를 발견할 수 있었다. 먼저 네 집단 모두 공통적으로 생활만족도에 영향을 미치는 변인은 주관적 건강상태, 자아존중감, 우울이었다. 이는 노인의 생활만족도에 주관적 건강상태(김교성·유재남, 2012; 신성일, 2012, 이승신, 2012; 최경희·조덕호, 2012; 하춘광, 2007; 허원구, 2017; 허준수·조승호, 2017), 자아존중감(신성일, 2012; 장명숙·박경숙, 2012), 우울(신성일, 2012; 허원구, 2017; 허준수·조승호, 2017)이 영향을 미친다고 보고한 연구결과를 지지한다. 특히 주관적 안녕감의 인지·평가적 요소인 생활만족도가 정서적 요소인 우울 및 자존감과 밀접한 관련성을 가진다는 것(권석만, 2010)을 확인할 수 있었다.

이외에도 각 집단별로 생활만족도에 영향을 미치는 변인을 살펴보면, 비수급집단의 경우 소득이 높을수록 생활만족도가 높게 나타났다. 이는 소득이 높을수록 생활만족도가 높다는 선행연구(Pinquant & Sorensen, 2000; 김교성·유재남, 2012; 김학주, 2017; 최경희·조덕호, 2012)를 지지한다. 비수급집단의 경우 연금이나 기초생활수급을 받는 집단처럼 매월 정기적으로 소득이 확보되지 않는다는 점에서, 개인 소득정도가 전반적인 생활여건과 보다 밀접히 관련되어 있을 것으로 보여진다. 기초수급집단의 경우 근로를 하는 경우, 대도시에 사는 노인일수록 생활만족도가 높았다. 이는 대도시에 거주하는 경우, 경제적으로 독립할 수 있는 경우 생활만족도가 높았던 이승신(2012)의 연구를 지지한다. 비수급집단과 국민연금집단의 경우 연령이 높을수록 생활만족도가 높게 나타났다. 이는 연령이 높을수록 생활만족도가 높았던 선행연구결과를 지지한다(김교성·유재남, 2012). 한편 국민연금 수급집단은 배우자가 없는 사람의 생활만족도가 더 높은 것으로 나타나 선행연구(이승신, 2012; 최경희·조덕호, 2012)와는 다르게 나타났다.

본 연구는 복지패널 7차부터 12차까지 6개년도 자료를 활용하여 패널자료를 구축한 종단연구로, 기존 선행연구가 개인특성변인을 중심으로 노인의 생활만족도를 고찰한 것과는 달리 노후소득보장 수급상태라는 제도적 변인과 노인의 생활만족도의 관련성을 탐색했다는 점에서 의의를 가진다. 그리고 본 연구는 노후소득보장제도의 하위유형별로 생활만족도의 차이를 검증하고, 네 집단별 노인층의 생활만족도 관련 변인을 고찰했다.

본 연구는 다음과 같은 시사점을 가진다. 첫째, 노후소득보장제도의 수급상태가 노인의 생활만족도와 연관되어 있다는 연구결과는 한국 노인들의 생활만족도를 높이기 위해서 제도적으로 공적연금의 사각지대 축소가 필요하다는 것을 함의한다. 2014년 말 현재 18~59세 경제활동인구 중 실제 공적연금 보험료 납부자의 비중이 65.4%에 불과하고 2013년 말 현재 65세 이상 인구 중 공적연금 수급자 비중은 37.6%에 불과한 실정이다 (국민연금사편찬위원회, 2015). 따라서 공적연금 가입과 수급의 사각지대를 줄이기 위한 정책

대안이 필요하며, 사각지대의 축소는 노인층의 생활만족도 향상으로 이어질 것으로 예상할 수 있다. 국민연금 가입의 사각지대를 줄이는 효과적인 정책대안의 하나로는 국민연금과 고용보험료의 50%를 지원하는 두루누리 사회보험료 지원사업의 수혜범위를 확대하여 저소득 근로자와 저소득 자영업자의 국민연금 가입을 독려하는 것이다. 그리고 출산, 군복무, 실업, 돌봄 등의 이유로 연금가입이 어려운 계층에 대한 배려가 필요한데, 크레딧제도를 확대하는 것도 연금 가입의 사각지대를 줄이는 효과가 있을 것이다. 한편 공적 연금 수급의 사각지대를 줄이기 위해서는 기초연금의 확대가 필요하다. 기초연금의 확대는 노인층의 생활만족도를 향상시킬 수 있는 또 다른 정책대안이라고 할 수 있다.

둘째, 주관적 안녕감의 정서적 측면(우울, 자아존중감)을 통제 한 후에도 노후소득보장제도는 생활만족도에 영향을 미치며, 특히 어느 수급상태에 놓여있느냐에 따라 생활만족도는 달랐다는 점에서 노후소득보장제도가 노후준비를 위한 제도로 안정적으로 운용되어야 함을 보여준다. 이는 제도가 가지는 심리적 안정성 효과를 보여주는데, 공적연금 수급자의 경우 자신의 기여를 댓가로 급여를 받고 있다는 권리의식을 바탕으로 매달 연금수급을 함으로써 제도 내에 소속되어 있다는 안정감을 느끼는 것으로 해석가능하다. 이러한 진술은 다양한 욕구를 충족시킬 수 있는 환경적 여건을 갖춘 사람일수록 행복하다는 욕망충족이론을 근거로 할 때 논리적인 추론이라고 할 수 있다. 일부 연구에서(Perterson, 2006; 권석만, 2010:128 재인용) 외부적 조건들이 주관적 안녕감과 관련성이 미미하다고 하나, 본 연구의 결과는 퇴직이후 소득이 감소할 수 있는 시기에 안정적으로 소득이 제공될 수 있는 제도 내에 소속되어 있다는 것만으로도 노인들에게 안녕감을 준다는 것을 보여준다. 노후소득보장제도는 노인의 생존 및 안전욕구와 밀접하게 연관될 수 있다는 점에서 각 제도가 지닌 정책적 효과를 지속적으로 검증하고, 사각지대에 있는 노인에게 대한 사회안전망이 마련되어야 할 것이다. 하지만 공공부조 수급자의 경우 생활만족도의 정도가 다른 세 집단에 비해서 제일 낮았는데, 이는 공공부조 제도가 부여하는 스티그마를 공공부조 수급자가 느끼고 있다는 것을 보여준다. 이처럼 노후소득보장제도의 속성에 따라서 개인들의 심리상황에 영향을 미치는 효과가 다르게 나타날 수 있다.

한편, 생활만족도는 욕구충족의 여부 이외에도 자신의 상태를 비교하는 기준의 속성에 의해서도 결정된다(권석만, 2010). 즉 개인의 욕구가 충족되더라도 자신보다 더 풍족한 상태에 있는 사람과 비교하게 되면 행복도가 저하되기 때문이다. 본 연구결과에서도 보았듯이 기초생활수급집단은 다른 세 집단에 비해, 비수급집단은 국민연금집단과 특수연금집단에 비해, 국민연금집단은 특수연금집단에 비해 생활만족도가 매년 큰 변함없이 낮았다.

노후소득보장제도의 수급상태와 노인들의 생활만족도의 관계를 고찰한 본 연구에서 충분히 다루지 못한 과제는 제도가 주는 심리적 안정성에 관한 이론 구축이라고 할 수 있다. 개인들의 눈에 보이지 않는 속성을 통제 한 상태에서 노후소득보장제도의 수급상태와 노인들의 생활만족도가 유의미한 관계를 가지고 있다는 본 연구의 분석결과를 보다 논리적으로 이해하기 위해서는 특정 노후소득보장제도에 소속되어 수급하고 있다는 사실이 수급자 개인에게 미치는 심리적 효과에 대한 구체적 이론이 요청된다. 이 과제는 후속연구에 맡긴다.



## 참고문헌

- 국민연금사편찬위원회. 2015. 『실록 국민의 연금』.국민연금연구원.
- 권석만. 2010. “심리학의 관점에서 본 욕망과 행복의 관계”. 『철학사상』,36: 121-152.
- 권혁창·이은영. 2012. “국민연금 수급이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구”, 『사회복지연구』, 43(2): 61-85.
- 권혁창·정창률·염동문. 2018. “OECD 국가들의 경제수준에 따른 연금개혁의 효과분석”, 『사회과학연구』, 34(2): 81-104.
- 김교성·유재남. 2012. “노년기 삶의 만족도와 소득 궤적에 관한 중단연구”. 『노인복지연구』 58, 163-188.
- 김정근. 2016. “국민연금수준이 고령층의 우울증에 미치는 영향: 빈곤가구와 비빈곤가구 비교분석”, 『노인복지연구』, 71(4): 423-447.
- 김학주. 2017. “노인가구의 경제적 변인이 생활만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 건강변수의 조절효과를 중심으로”, 『생명연구』, 46: 297-349.
- 모진아·이경희. 2018. “노인의 생활만족도 영향요인: 체계적 문헌고찰 및 메타분석”, 『한국산학기술학회논문지』, 19(1): 517-526.
- 손주희·이명진. 2018. “노인의 경제적 지위와 주관적 삶의 질의 관계에서 사회적 지지의 간접효과에 관한 연구”, 『사회과학연구논총』, 34(1): 43-71.
- 신성일. 2012. 『노인의 삶의 질에 관련된 변인들의 메타회귀분석』, 충북대학교 대학원 박사학위논문.
- 박봉길·전석균. 2013. “중년기 위기감이 자살생각에 미치는 영향: 사회적지지 및 영성적 지지의 조절효과”, 『한국사회복지조사연구』, 38: 149-179.
- 박순미·손지아·배성우. 2009. “노인의 생활만족도 변화에 대한 중단적 접근: 인구사회학적 변인을 중심으로”, 『사회과학연구』, 25(3): 1-24.
- 서인균·조혜정. 2013. “노인의 스트레스와 자살생각간의 관계에 대한 우울의 매개효과: 독거노인과 비독거노인의 비교연구”, 『노인복지연구』, 61: 135-163.
- 엄소영·이용재. 2015. “한국 노인소득보장의 국가-시장-가족분담구조 분석”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 15(5): 191-199.
- 이상록·이순아. 2010. “빈곤지위의 변화에 정신건강이 미치는 영향”, 『사회복지연구』, 41(4): 277-311.
- 이상록·이순아. 2014. “노인가구의 소득유형 및 소득원이 노인의 우울과 자아존중감에 미치는 영향”, 『사회복지연구』, 45(3): 71-95.
- 이상록·이순아. 2016a. “공적 연금의 심리사회적 영향: 빈곤지위에 따른 영향 차이를 중심으로”, 『사회복지정책』, 43(1): 187-214.
- 이상록·이순아. 2016b. “물질적 결핍과 노인의 정신건강에 대한 중단연구”, 『사회복지정책』, 43(2): 277-304.

- 이상우. 2017. “빈곤노인과 비빈곤노인의 자살생각 영향요인에 대한 종단연구: 패널 로짓 모형의 활용”, 『보건사회연구』, 37(3): 191-229.
- 이소정. 2010. “노인 자살의 사회경제적 원인 분석”, 『사회보장연구』, 26(4): 1-19.
- 이승신. 2012. “고령자 노후준비에 따른 삶의 만족도에 대한 연구”, 『소비문화연구』, 15(4): 43-61.
- 이준우·이현아·황준호. 2011. “한국 노인의 노후생활에 관한 인식”, 『한국노년학』, 31(3): 711-732.
- 전명숙·태명옥. 2016. “사회경제적 변인이 노인의 삶에 대한 만족도에 미치는 영향”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 16(6): 323-333.
- 정경희·오영희·이윤경·오미애·강은나·김경래·황남희·김세진·이선희·이석구·홍송이. 2017. 『2017년도 노인실태조사』. 한국보건사회연구원.
- 정순돌·이선희. 2011. “노인 삶의 만족도 변화: 전국노인생활실태 및 복지욕구조사 3개년도(1994, 2004, 2008년) 결과비교”, 『한국노년학』, 31(4): 1229-1246.
- 정운영·정세은. 2011. “1인 노인가구의 경제적 특성과 삶의 만족도 연구: 저소득가구와 고소득 가구의 비교”, 『한국노년학』, 31(4): 1119-1134.
- 최경희·조덕호. 2012. “순서화 로짓모형을 활용한 도시 및 농촌 노인의 삶의 만족도 결정 변수 분석”, 『한국정부학회 학술발표논문집』, 247-274.
- 하춘광. 2007. “공적연금수급노인과 일반노인의 삶의 만족도 관련요인 비교연구”, 『사회과학연구』, 23(3): 1-21.
- 한석태. 2008. “노인 삶의 질 결정요인에 관한 연구”, 『한국행정학보』, 42(3): 441-461.
- 허은진. 2017. “노년층의 경제적 노후준비와 생활만족도의 관계”, 『GRI 연구논총』, 19(2): 119-150.
- 허준수·조승호. 2017. “노인들의 삶의 만족도에 대한 인과모형 연구”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 17(1): 673-691.
- 통계청. 2017. 『2017 고령자 통계』, 서울:통계청. <http://kostat.go.kr/>
- Baltes, M. M., & Baltes, P. B. 1986. The psychology of control and aging. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Blanchflower, D. G. & Oswald, A. J. 2011. “International Happiness”, NBER Working Paper Series. Working Paper 16668, <http://www.nber.org/papers/w16668>
- Diener, E. 1984. Subjective well-being. Psychological Bulletin, 95: 542-575.
- Boes, S. & Winkelmann, R. 2010. “The effect of income on general life satisfaction and dissatisfaction.” Soc. Indic. Res. 95: 111-128.
- Kahneman, D. & Deaton, A. 2010. “High income improves evaluation of life but not emotional well-being.” PNAS 107(38): 16489-16493.
- Neugarten, B., Havighurst, R. J., & Tobin, S. 1961. “The measurement of life satisfaction.” Journal of Gerontology, 16(2): 134 - 143.
- Pinquart, M. & Sorensen, S. 2000. “Influence of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: A meta-analysis.” Psychology and Aging, 15(2): 187-224.



# 알코올의존이 우울을 매개하여 자살생각에 미치는 종단적 영향 검증

## The Longitudinal Mediating Effect of Depression in the Relationship between Alcohol Dependence and Suicidal Ideation

임선아(전북대학교 교육학과)

본 연구는 알코올의존과 자살생각 간의 관계에서 우울의 종단적 매개효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널(KOWEPS)의 2014년부터 2017년의 4차년 차수에 모두 응답한 6,056명의 자료를 자기회귀차지연모형(ARCLM)을 활용하여 분석하였다. 그 결과, 첫째, 이전 시점의 알코올의존, 우울, 자살생각은 이후 시점의 알코올의존, 우울, 자살생각 각각에 안정적이고 지속적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 이전 시점의 알코올의존은 이후 시점인 우울에 정적으로 유의한 영향을 미치고, 이전 시점의 우울은 이후 시점의 자살생각에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 이전 시점의 알코올의존과 이후 시점의 자살생각 간의 관계에서 우울은 완전매개하는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점에서 알코올의존이 높을수록 우울이 높아지고, 이전 시점에서 우울이 높을수록 이후 시점에서 자살생각을 생각한 적이 많음을 의미한다. 본 연구는 종단데이터를 사용하여 자기회귀차지연모형을 적용함으로써, 알코올의존과 자살생각의 관계에서 우울의 종단적 매개효과를 검증함으로써 알코올의존-우울-자살생각의 관계에 대한 경험적 자료를 제공하였다는 점에서 그 의의를 지닌다.

### 제1절 서론

국민건강영양실태조사(2013)에서 우리나라 성인 문제음주율(만19세 이상, Alcohol Use Disorder Identification Test, AUDIRT 8-15점)은 23.1%(남자는 32.4%, 여자 12.9%), 알코올남용(AUDIT 16-19점)은 6.4%(남자 10.2%, 여자 2.2%), 알코올의존(AUDIT 20점 이상)은 6.4%(남자 10.3%, 여자 2.1%)로 매우 높게 나타났다<sup>28)</sup>이며, 2016년도 고위험음주율<sup>28)</sup>은 13.2%(남자 21.2%, 여자 5.4%)로 나타나 음주에 허용적인 사회문화적 특성을 보여주고 있다. 음주로 인해 파생되는 문제는 매우 다양하게 나타나고 있으나 그 중에서 음주요인은 우울과 함께 자살을 예측하는 주요 위험요인으로 일관되게 보고되고 있다(Sher, 2006; Wagner, 1997).

많은 선행연구결과들에서는 자살생각이나 자살시도와 알코올중독의 관계에 대해 유의미한 상관관계를 보고하고 있다(Osgood & Manetta, 2002; Roy, 2003). 알코올중독은 자살의 가장 강력한 위험요인들의 하나로, 알코올중독자들의 약 20~35%가 자살로 인해 사망하는 것으로 나타났다(Pirkola et al., 2000). 또한 알코올남용 또는 알코올 의존자는 음주 문제를 가지지 않은 일반인구집단에 비해 자살로 사망할 가능성이 약 10배나 높은 것으로 나타났다(Wilcox et al., 2004). 선행연구에 따르면 알코올중독 치료 중인 환자의 자살시도율은 43%로 알코올중독자들의 자살 위험성은 매우 높은 것으로 파악되고 있다(Boenisch et al.,

28) 1회 평균 음주량이 남자의 경우 7잔 이상, 여자의 경우 5잔 이상이며 주 2회 이상 음주하는 분을

2010; Wonjar et al., 2009). 실제로 알코올중독자들의 경우 비중독자들과 비교했을 때 자살할 확률이 10배나 높은 것으로 나타났으며(Wilcox et al., 2004), 자살로 사망한 알코올중독자들은 그렇지 않은 알코올중독자들보다 더 자주 과음하고, 알코올 관련 의료적 문제가 많으며, 알코올중독 기간이 더 길게 나타나는 등 중독의 심각성이 뚜렷하게 높은 것으로 나타났다(Conner & Duberstein, 2004). 또한 Preuss 등(2003)과 Sher(2005)의 연구에서는 보다 구체적으로 알코올중독자의 자살시도율은 약 40%, 5년 사이의 자살시도율은 4.5%, 자살사망률은 18%로 높게 나타났으며, 이를 일반인과 비교해보면 약 6배 정도 자살위험률이 높다고 보고하였다(Harris et al., 1997).

우리나라에서도 알코올중독자의 자살시도율이 성인자살률에 비해 10배나 높은 것으로 파악되고 있다(윤명숙, 2011). 손애리 외의 연구결과(2009), 알코올의존자는 구체적인 자살계획을 할 가능성이 일반인에 비해 2.9배나 높은 것으로 나타났다. 또한 알코올중독자의 경우에는 자살위험률이 훨씬 높은 것으로 나타나는데, 박규태(2011)와 윤명숙(2011)의 연구결과를 살펴보면, 우리나라 알코올중독자의 자살시도력은 성인 자살시도율보다 적게는 4배, 많게는 10배 이상 높다고 보고하였다.

불안장애, 기분장애, 성격장애, 정신증 등 각각의 정신장애를 가지고 있는 대상자들과 알코올중독자들의 자살시도를 비교한 결과, 알코올중독자들의 자살시도 발생률이 다른 정신장애자 집단에 비해 가장 높은 것으로 나타났다(Flenborg-Madsen et al., 2009). 그러나 알코올중독은 우울증과 같은 정서장애와 혼하게 공존하며, 많게는 알코올중독자의 66% 이상이 별도의 치료가 필요할 정도의 우울증을 앓는다고 보고하고 있다(Grant, 2004). 우울의 문제가 알코올중독자의 8%에서 많게는 90%이상에서 나타나고 있다고 보고되고 있어 우울 문제의 심각성을 보여주고 있다(Tracey, 2006).

음주는 우울과 함께 자살을 예측하는 주요한 요인(나기천, 2009; Pompile et al., 2010)이기 때문에 두 요인을 함께 주목할 필요성이 있다. 자살시도자들은 우울, 주관적인 스트레스 등 높은 심리적인 부담으로 인해 반복적인 자살을 시도하거나 자살의도를 더 많이 가지는 것으로 나타났다. 이는 알코올중독자들이 우울과 음주문제(윤명숙 등, 2010)를 모두 가지고 있는 자살 고위험군이라는 것을 제시하는 것이다. 문제음주자의 경우에는 자살하기 전 전반적인 삶의 기능을 상실하였고 특히 우울증상을 가지고 있었던 것으로 나타났다(Zhang et al., 2010).

그러나 우울과 음주, 자살과의 관계에 관해서 상반된 연구결과들의 보고되고 있다. 즉, 주요 우울증을 가진 경우 음주 후 자살시도 가능성이 더 낮은 것으로 보고되고 있다. 알코올의 영향 하에 자살로 사망한 사람들의 경우 알코올의존을 제외한 정신장애의 유별률이 낮은 것으로 나타났다(Kakko et al., 2005). 유사하게 Preuss 외(2002)의 전국 규모 알코올중독자들 연구에서, 주요 우울장애를 가진 사람들은 알코올로 인한 우울증상을 가진 사람들에 비해 자살시도 당시에 음주량이 더 적은 것으로 보고하고 있다. 주요 우울증을 가진 경우는 오랜 기간 자살생각을 가지고 있고 자살시도 계획을 가지고 있는 반면에 알코올중독자의 경우는 좀더 충동적이고 자살계획을 구체적으로 가지지 않은 상태에서 자살시도를 하는 것으로 보고되고 있다(Modesto-Lowe et al., 2006).

본 연구는 이러한 우울과 음주, 자살과의 관계에 대한 상반된 결과에 대하여 통계적 분석결과에 따른 명확한 해석을 시도하기 위해 음주, 특히 알코올중독이 우울을 매개하여 자살에 영향을 미치는 모형을 설정하고 이 모형을 통계적으로 검증하고 한다. 그런데 지금까지 알코올중독과 자살에 대한 연구는 알코올중독환자와 정신과적 환자 등 병원자료를 이용하여 이루어졌다. 이들 연구들은 빈번히 우울증과 알코올중독의 동반이환에 대해 보고되고 있는데 병원에 입원한 환자 집단은 일반인 집단보다 더 다양한 질병을 갖고 있을 수 있기 때문에 일반인 내 우울증과 알코올중독 간의 상관성이 과다 추정될 수 있으므로 병원자

료에서 얻은 결과를 일반인에 일반화하기에는 제한점을 지닌다(Swendsen & Merikangas, 2000; 김상아, 남정모, 박웅섭, 2005). 따라서 본 연구는 일반인 내에서의 알코올문제와 우울, 자살생각의 관계를 살펴보기 위해, 일반 모집단을 대상으로 한 조사자료를 사용하여 알코올문제가 우울을 매개하여 자살사고에 영향을 미치는 변인간 관계를 설정하고 검증하고자 한다. 그런데 이러한 변인간 인과관계는 횡단적 자료의 분석으로는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 종단자료의 종단적 분석을 통하여 알코올의존성, 우울, 자살생각이 시간의 경과에 따라 안정적으로 유지되는지와 알코올의존성이 우울을 매개하여 자살생각에 미치는 인과관계가 시간의 경과에 따라 성립하는지 규명하고자 한다.

이를 위해 본 연구는 한국복지패널자료의 2014년부터 2017년까지 추적한 4차년도 종단자료를 이용하여 변인들 간의 관계를 구체적으로 분석하여 변인간 인과관계를 검증하고자 하는데 그 목적을 두었다. 또한 알코올중독과 자살생각 간의 관계에서 우울의 종단적 매개효과를 알아보는데 본 연구의 목적이 있다.

## 제2절 연구방법

### 1. 분석자료

본 연구는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study: KOWEPS)을 분석자료로 사용하였다. 한국복지패널은 국내 가구단위 패널조사 중 한국의료패널조사 다음으로 규모가 큰 패널조사로서, 농어가와 제주도까지 포함하여 전국 대표성을 띠고 있다는 점에서 주목할 만하며, 2017년 조사까지 12차년도 종단자료를 구축하였다. 9차 조사 자료의 원표본 가구는 5,104가구이고(원표본 가구 유지율은 최초 7,072가구 대비 69.23%임), 2~8차 조사기간 중 분가로 인해 발생한 분가 가구는 515가구이며, 7차부터 신규패널 1,800가구가 신규패널로 포함되고(신규패널 중 8차에서 107명 누락), 9차 조사과정에서 발생한 신규 분가가구 78가구를 포함하여 9차 총 조사대상 가구는 7,390가구였다. 본 연구는 2014년 조사자료인 9차년도부터 2017년 조사자료인 12차년도 자료를 사용하였는데, 모든 차수(9차~12차수)에 응답한 6,056명의 자료를 분석하였다. 모든 변인들의 결측치는 회귀대체법을 사용하여 결측치를 최소화하였다.

### 2. 측정도구

1) **알코올사용장애** : 한국복지패널조사는 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test) (Babor et al., 2001) 척도를 사용하여 문제음주와 알코올 의존에 대한 질문을 하고 있다. AUDIT 척도는 10개의 문항으로 구성되어 있어 민감도와 특이성에서 적절한 것으로 평가되고 있으며, 많은 연구에서 활용되는 자기보고용 알코올 남용 및 의존 평가척도이다. AUDIT 척도는 총 10개의 문항으로 구성되어 있으며 지난 1년간 개인이 경험한 음주의 빈도와 양, 알코올 의존증세, 음주와 관련된 문제의 세 영역으로 나누어 측정되고 있다(해로운 음주에 대한 3문항, 알코올 의존에 관한 3문항, 위험한 음주에 관한 4문항) (최은진 외, 2006).

2) **우울** : 한국복지패널조사에서 우울 측정을 위한 척도로 Radloff(1977)의 CES-D (Center for Epidemiological Studies-Depression Scale) 20문항 중 11문항을 사용한 축약형을 사용하고 있다. 한국복지패널의 1~3차 자료를 사용하여 CESD-11 척도를 검증한 선행연구 결과, 성별 및 연령집단 간 측정불변성이 유지되어 남녀 및 연령대 간 우울수준 비교에 있어 신뢰성과 타당성을 검증되었다(허만세, 박병선, 배성우, 2015). 본 연구에서 이용된 우울척도의 11개 문항은 조사 시점으로부터 지난 한 주간 우울과 관련된

느낌과 행동에 관하여 질문을 하고 있다. 이 척도는 임상적인 정신질환으로서의 우울증과 달리 일상생활에서 경험하는 우울증상에 초점을 맞추고 있다.

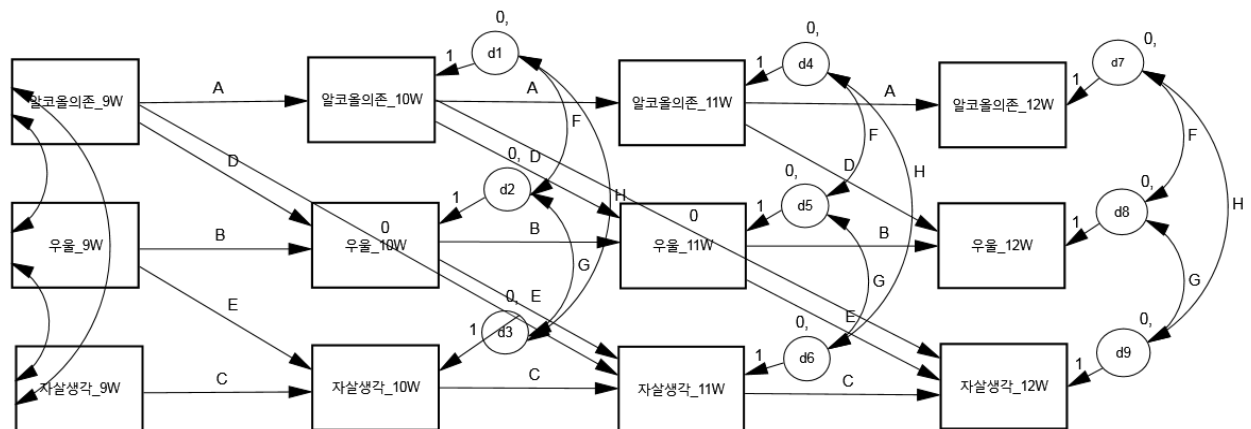
3) **자살 관련 변수** : 한국복지패널조사는 지금까지 자살하는 것에 대해 생각한 적이 있는지, 있다면 처음으로 생각한 나이와 마지막으로 생각한 나이가 언제인지를 질문하고 있다. 그리고 원가구원의 경우에는 조사일 현재를 기준으로 지난 한 해 동안 자살하는 것에 대해 생각한 적이 있는지를 질문하고 있다. 같은 방식으로 자살계획과 자살시도에 대해서도 질문하고 있다.

### 3. 분석방법

본 연구는 SPSS 22.0 과 Amos 22.0 프로그램을 사용하여 다음과 같이 통계분석을 실시하였다. 첫째, 자료를 분석하기 위해 먼저 기술통계 및 상관분석을 실시하여 주요 변수들이 구조방정식모형을 검증하기 위한 기본 조건을 충족하는지 확인하였다. 둘째, 알코올중독이 우울을 매개로 자살생각에 영향을 미치는지 알아보기 위해 자기회귀교차지연모형(Autoregressive Cross-Lagged Model; ARCLM)을 활용하였다. 자기회귀교차지연모형은 특정 시점의 값(t)이 이전 시점의 값(t-1)에 의해 설명되는 자기회귀모형(autoregressive model)을 두 변인간의 상호 지연 효과(cross-lagged effect)까지 검증할 수 있도록 확장한 방법이다(Kenneth, Wood, Wood, & Raskin, 1996). 또한 부트스트랩(bootstrap) 방법을 통해 종단매개효과의 유의성을 검증하였다. 본 연구의 적합도 해석 기준은 RMSEA의 경우 .05이하이면 좋은 적합도, .08이하이면 양호한 적합도, .1이하이면 보통 적합도로 해석한다(Browne & Cudeck, 1993). TLI와 CFI의 경우 그 값이 .90이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973).

### 4. 연구모형

[그림 1] 연구모형 - 자기회귀교차지연모형



### 제3절 연구결과

#### 1. 주요 변인들의 상관분석

주요 변인들 간의 상관분석을 실시한 결과, 알코올의존 9차와 자살생각 10차와 11차, 알코올의존 10차와 자살생각 10, 11, 12차 간의 상관관계수, 알코올의존 11차와 자살생각 12차 간 상관관계수, 알코올의존 12차와 자살생각 10차 간의 상관을 제외한 나머지 모든 변인들은 네 시점 모두에서 서로 유의한 정적 상관을 보였다( $p < .05$ ,  $p < .01$ ,  $p < .001$ ).

〈표 1〉 주요 변인들의 상관분석

	1)	2)	3)	4)	5)	6)	7)	8)	9)	10)	11)
1) AD_9W	1										
2) AD_10W	.297***	1									
3) AD_11W	.299***	.293***	1								
4) AD_12W	.256***	.274***	.368***	1							
5) D_9W	.069**	.200***	.046**	.060**	1						
6) D_10W	.058**	.051**	.164***	.071*	.342***	1					
7) D_11W	.037*	.051**	.060**	.159**	.318**	.373**	1				
8) D_12W	.044*	.059**	.055**	.066**	.309***	.347***	.372***	1			
9) SI_9W	.025*	.144***	.033*	.033*	.304***	.172***	.170***	.163***	1		
10) SI_10W	.013	.024	.064**	.019	.165***	.327***	.133***	.142***	.192***	1	
11) SI_11W	.028	.011	.035*	.053**	.120***	.148***	.308***	.166***	.118***	.156***	1
12) SI_12W	.048**	.018	.013	.032*	.091***	.133***	.132***	.266***	.099***	.132***	.161***

주 1) \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

2) AD: 알코올의존, D: 우울, SI: 자살생각, W: 차수

#### 2. 시간에 따른 동일성 검증

주요 변인들 간의 자기회귀교차지연모형의 분석을 위해서 9개 경쟁모형을 설정하여 모형의 동일성 검증을 실시하였다. 본 연구에서는 주요 변인들을 측정변인으로 설정하였으므로 '경로 동일성 → 오차공분산 동일성'의 순서로 검증한 결과는 <표 2>와 같다. 각 모형에 대해 간략히 설명하면, 모형 1은 기저모형, 모형 2에서 4까지는 알코올의존, 우울, 자살생각의 자기회귀계수 경로 동일성, 모형 5에서 6까지는 알코올의존, 우울, 자살생각의 교차지연계수 경로 동일성, 모형 7에서 9까지는 오차공분산 동일성이다.



〈표 2〉 동일성 검증 적합도

동일성 검증	모형	$\chi^2$	df	P	TLI	CFI	RMSEA
기저모형	1	511.181	29	.000	.883	.949	.052
	2	579.465	31	.000	.876	.942	.054
	3	582.481	33	.000	.883	.942	.052
	4	583.336	35	.000	.890	.942	.051
	5	583.493	37	.000	.896	.942	.049
	6	602.363	38	.000	.896	.940	.050
경로 동일성	7	590.954	41	.000	.906	.941	.047
	8	628.143	43	.000	.904	.939	.047
	9	630.607	45	.000	.909	.939	.046
오차공분산 동일성	7	590.954	41	.000	.906	.941	.047
	8	628.143	43	.000	.904	.939	.047
	9	630.607	45	.000	.909	.939	.046

주: \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 9~12차년도』 원자료.

〈표 2〉와 같이 모형 1의 기저모형과 모형 2에서 6까지 경로동일성, 모형 7에서 모형 9까지 오차 공분산 동일성 검증을 순차적으로 비교한 결과, 모든 모형이  $\Delta CFI \leq -.01$  합치도 기준에 충족하였으므로(Cheung & Rensvold, 2002) 경로 동일성과 오차 공분산 동일성이 검증됨에 따라 가장 간명한 모형인 모형 9를 최종 모형으로 결정하였다. 최종 모형 9의 적합도는  $\chi^2 = 630.607(45)$ ,  $p < .001$ ,  $TLI = .909$ ,  $CFI = .939$ ,  $RMSEA = .046$ 으로 TLI 적합도 지수가 기준치에 약간 미흡한 수준으로 나타났으나 함께 평가하는 CFI와 RMSEA 적합도 지수가 양호함에 따라 최종 모형 9의 적합도는 수용 가능할만한 수준이라고 할 수 있겠다. 즉, 알코올의존과 우울 그리고 자살생각 간의 자기회귀교차지연모형은 수용 가능한 모형이라 할 수 있겠다.

### 3. 자기회귀교차지연모형을 통한 종단매개효과 검증

상관분석에 의하면 알코올의존 9차와 자살생각 11차, 알코올의존 10차와 자살생각 12차 간의 상관계수가 유의하지 않았으므로( $p > .05$ ) 알코올의존 9차에서 자살생각 11차의 직접경로를 '0'으로 고정한 완전매개모형(경쟁모형)과 부분매개모형(연구모형) 중 어떤 모형이 보다 적절한지 모형 적합도 지수와 합치도 기준을 통해 비교한 결과는 <표3>과 같다. 부분매개모형( $TLI = .907$ ,  $CFI = .938$ ,  $RMSEA = .047$ )과 완전매개모형( $TLI = .909$ ,  $CFI = .938$ ,  $RMSEA = .046$ )의 적합도의 유의미한 차이가 없는 것( $\Delta TLI = .002$ ,  $\Delta CFI = .000$ ,  $\Delta RMSEA = -.001$ )으로 나타났으며,  $\Delta CFI \leq -.01$  합치도 내에서 변화가 없었으므로 기준에 충족하였다(Cheung & Rensvold, 2002). 또한 매개효과를 검증할 때 변수 간 관계성에 대해서 Hair 등(2006)은 상관관계는 모두 유의하여야 한다고 하였다. 그러나 본 연구의 상관분석 결과, 알코올의존 9차와 자살생각 11차, 알코올의존 10차와 자살생각 12차 간의 상관계수 직접경로를 '0'으로 고정한 완전매개모형(경쟁모형)이 더 적합한 모형이라 할 수 있겠다. 따라서 간결성의 원리(parsimony principle)에 따라 좀 더 간명한 모형인 완전매개모형을 최종 연구모형으로 채택하였다(Kline, 2011).

<표 3> 자기회귀교차지연모형이 부분매개모형과 완전매개모형 적합도 비교

모형	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA
부분매개모형 (연구모형)	629.334***	44	.907	.938	.047
완전매개모형 (경쟁모형)	630.607***	45	.909	.938	.046

주: \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 9~12차년도』 원자료.

최종모형인 자기회귀교차지연모형의 완전매개모형을 적용하여 분석한 최종 경로계수 다음 <표 4>와 같다.

<표 4> 최종 자기회귀교차지연모형의 경로계수

모수	B	S.E.	$\beta$		
			9차 → 10차	10차 → 11차	11차 → 12차
알코올의존 → 알코올의존 자기회귀계수	.288***	.007	.258	.298	.284
우울 → 우울 자기회귀계수	.319***	.007	.328	.312	.317
자살생각 → 자살생각 자기회귀계수	.109***	.006	.132	.118	.120
알코올의존 → 우울 교차지연계수	.078***	.016	.032	.035	.034
우울 → 자살생각 교차지연계수	.004***	.000	.099	.104	.117
알코올의존 → 자살생각 교차지연계수	-	-	-	-	-

주: \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 9~12차년도』 원자료.

<표 4>와 같이 최종 모형의 자기회귀계수를 살펴본 결과, 이전 시점의 알코올의존과 우울 그리고 자살생각 각각은 이후 시점의 알코올의존( $\beta=.258/.298/.284$ )과 우울( $\beta=.328/.312/.317$ ) 그리고 자살생각( $\beta=.132/.118/.120$ )에 정적으로 영향을 미치는 것으로 나타나( $p < .001$ ) 시간이 경과에 따라 안정적으로 영향을 미치고 있음을 보였다. 교차지연계수를 살펴본 결과, 이전 시점의 알코올의존이 이후 시점인 우울에 정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta=.032/.035/.034$ ,  $p < .001$ ). 이는 이전 시점에서 알코올의존도가 높을수록 시간이 경과한 후에 우울이 높아짐을 의미한다. 다음으로 이전 시점의 우울이 이후 시점의 자살생각에 정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\beta=.099/.104/.117$ ,  $p < .001$ ). 이는 이전 시점에서 우울이 높을수록 이후 자살생각이 많아지는 것을 의미한다.

<표 5> 최종 자기회귀교차지연모형의 종단매개효과 검증

매개효과 경로	B	S.E.	$\beta$	95% C.I.*
9차 알코올의존 → 10차 우울 → 11차 자살생각	.001**	.000	.009	(.004, .016)
10차 알코올의존 → 11차 우울 → 12차 자살생각	.001**	.000	.007	(.003, .013)

주 1) \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

2) bootstrap with bias correction

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소. 『한국복지패널 9~12차년도』 원자료.

Shout와 Bolger(2002)의 부트스트랩 방법(1000번 반복시행)을 통해 최종 자기회귀교차지연모형의 종단매개효과를 검증한 결과는 <표 5>와 같다. <표 5>에서 보는 바와 같이, 9차 알코올의존과 11차 자살생각 간의 관계에서 우울의 간접효과의 95% 신뢰구간에서 .004 ~ .016으로 0을 포함하고 있지 않아 완전매개효과가 통계적으로 유의하게 나타났으며( $p < .01$ ), 또한 10차 알코올의존과 12차 자살생각 간의 관계에서 우울의 간접효과의 95% 신뢰구간에서 .003 ~ .013으로 0을 포함하고 있지 않아 완전매개효과가 통계적으로 유의하게 나타나( $p < .01$ ) 알코올의존과 자살생각 간에 우울의 매개효과가 시간이 경과에도 존재함을 확인할 수 있었다. 이는 알코올의존이 높을수록 우울이 높아지고 이러한 우울 정도는 이후 자살생각을 높이게 되는 것을 의미한다.

#### 제4절 논의

본 연구는 알코올중독이 자살생각에 미치는 영향을 살펴보기 위해 자살에 미치는 여러 위험 요인들 중 특히 음주와 관련된 요인의 영향에 주목하여, 알코올중독이 자살생각에 미치는 영향을 검증함에 있어 우울의 매개효과를 검증하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 한국복지패널자료의 2014년부터 2017년까지 추적한 4차시 종단자료를 이용하였으며 변인들 간의 관계를 종단 방법인 ARCLM 방법을 사용하여 분석함으로써 변인간 인과관계를 검증하고자 하고자 하였으며 특히 알코올중독과 자살생각 간의 관계에서 우울의 종단적 매개효과를 검증하고자 하였다. 본 연구의 결과를 관련 선행연구와의 연계 속에서 논의하면 다음과 같다.

첫째, 이전 시점의 알코올중독, 우울, 자살생각은 이후 시점의 알코올중독, 우울, 자살생각 각각에 안정적이고 지속적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 알코올사용장애는 중독성을 지니기 때문에 그 재발 비율이 다른 만성질환들에 비해 비교적 높은 수준으로 나타난다고 한 선행연구(Bagnardi et al., 2001)와 우울이 시간의 경과에 따라 안정적으로 나타난 선행연구(홍태와, 황순택, 2015)를 지지한다. 또한 자살생각의 자기회귀계수가 안정적으로 영향을 미치는 결과를 보인 유창민(2018)의 연구결과를 지지한다.

둘째, 본 연구결과 이전 시점의 알코올중독은 이후 시점인 우울에 정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 국민건강영양실태 알코올중독자의 70% 이상이 Zung의 우울평정척도로 평가하였을 때 경도와 고도 수준의 우울로 평가되었고(우행원 1986; Goldman et al., 1973), Keeler et al(1978)의 연구에서는 실험군의 74%가 우울로 진단된 선행연구(이명은, 1998)와 같은 맥락에서 해석되는 것으로 알코올중독은 우울과 매우 밀접한 관련이 있음을 다시 한번 확인해주고 있다. 즉, 우울과 음주문제는 유의한 상관관계를 가질 뿐 아니라(강상경, 2010; 박현주, 2006), 알코올중독자의 상당수가 우울삽화를 동반하고 있는 것으로 나타난 연구결과를 종단적으로도 확인해주고 있다.

본 연구결과는 또한 이전 시점의 우울은 이후 시점의 자살생각에 정적인 영향을 미침을 보였다. 이러한 결과는 Tomori와 Zalar의 연구에서(2000) 자살을 시도한 고등학생들은 자살을 시도하지 않은 비교집단에 비해 더 높은 수준의 우울을 나타낸 것으로 보고하며 알코올중독자의 자살에 영향을 미치는 심리적 요인으로 우울감을 꼽은 연구결과(Sher et al., 2006)와 같은 결과이다. 이에 더해 본 연구는 우울이 자살에 영향을 미친다는 선행연구결과(정철순, 임숙빈, 고효진, 2001, 김현실, 2002, 김형수, 2002; 김교현, 2004)가 종단적으로 지지됨을 보였다.

셋째, 이전 시점의 알코올중독과 이후 시점의 자살생각 간의 관계에서 우울은 완전매개하는 것으로 나타났다. 이는 이전 시점에서 알코올중독이 높을수록 우울이 높아지고, 이전 시점에서 우울이 높을수록 이

후 시점의 자살생각이 많아지는 것을 의미한다. Kleiman(2014)의 연구에서는 우울과 대인관계, 자살생각이 직·간접적 효과를 가짐을 보였으며, 박병금(2009)과 추경진(2012)의 연구에서는 우울은 대인관계와 자살사이에 매개효과를 가짐을 보였다. 즉, 좌절된 대인관계는 우울에 영향을 미치고, 우울은 자살생각에 영향을 준다는 것이다. 국내에서는 박아름과 전종철(2014)은 알코올중독자의 대인관계와 자살생각 간의 관계에서 우울의 역할을 검증하며 알코올중독자들이 보이는 대인관계의 어려움이 우울감을 유발하고 이러한 우울감은 자살생각을 또한 높이는 결과를 확인하였다. 본 연구결과는 우울감이 또한 일반인들의 알코올의존문제와 자살생각 간에 종단적으로 매개하는 종단적 매개효과를 보임으로써 알코올의존문제는 시간의 경과함에 따라 우울감을 높이고 높아진 우울감은 시간의 경과에 따라 자살생각을 높임을 확인하였다.

## 참고문헌

- 김교현, 2004. "한국 청소년의 우울과 자살". 한국심리학회지: 사회문제, 10, 55-68.
- 김상아·남정모·박용섭. 2005. "우울증과 알코올중독간의 상관성에 대한 메타분석". 신경정신의학, 44(1), 75-81.
- 김현실, 2002. "청소년의 성격 특성, 가정 역동적 환경 및 자살시도간의 관계". 대한간호학회지, 32(2), 231-242.
- 김형수, 2002. "한국노인의 자살생각과 관련요인 연구". 한국노년학, 22(1), 159-172.
- 박아름·전종설, 2014. "알코올중독자의 대인관계와 자살생각 간의 관계: 우울의 매개효과를 중심으로". 보건사회연구, 34(1), 379-407.
- 유창민, 2018. "청소년의 이원적 정신건강의 종단적 상호관계성: 삶의 만족도와 자살생각을 중심으로". 청소년복지연구, 20(1), 67-90.
- 윤명숙, 2011. "알코올중독자의 자살생각에 미치는 음주의 조절효과". 정신보건과 사회사업, 38, 113-140.
- 윤명숙·최수연, 2012. "알코올중독자의 자살시도경험". 정신보건과 사회사업, 40(4), 27-56.
- 정철순·임숙빈·고효진, 2001. "청소년의 자살 위험에 관한 연구". 정신간호학회지, 10(4), 521-532.
- 최은진 외. 2006. 「국민건강영양조사 제3기(2005): 성인보건의식 행태」. 보건복지부 한국보건사회연구원.
- 허만세·박병선·배성우. 2015. "한국어판 축약형 CES-D 척도의 측정불변성 검증". 정신보건과 사회사업, 13, 7-35.
- 홍태화·황순택. 2015. "자기회귀교차지연모형을 적용한 청소년의 우울과 공격성 간의 종단적 관계 검증". 청소년학연구, 22(11), 545-568.
- Babor, T. F., Higgins-Biddle, J. C., Saunders, J. B., and M, G. Monteriro, "The Alcohol Use Disorder Identification Test: Guiding for Use in Primary Care. (2nd Ed.)". WHO.
- Bagnardi, V., Blangiardo, M., La Vecchia, C., and Corrao, G. A Meta-analysis of Alcohol Drinking and Cancer Risk. *British Journal of Cancer*, 85(11), 2001, 1700-1705.
- Bentler, P. M. "Comparative Fit Indices in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107, 1990, 238-246.
- Browne, M. W. and R. Cudeck, "Alternative Ways of Assessing Model Fit, In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models*, Newbury Park, CA; Sage.
- Conner, K. R., and P. R. Duberstein, "Predisposing and Precipitating Factors for Suicide among Alcoholics: Empirical Review and Conceptual Integration", *Alcoholism Clinical and Experimental Research*, 28(5), 2004, 6S-17S.
- Keneth, S., Wood, M. D., Wood, P. K., and G. Raskin, Alcohol Outcome Expectancies and Alcohol Use: A Latent Variable Cross-lagged Panel Study. *Journal of Abnormal Psychology*, 104(4), 1996, 561-574.

- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., and D. A. Evans, "Two Shorter Forms of the CES-D Depression Symptoms Index", *Journal of Aging and Health*, 5(1), 1993, 179-193.
- Preuss, U. W., Schuckit, M. A., Smith, T. L., Dango, G. P., Buckman, K., Bierut, L., Bucholz, K. K., Hesselbrock, M. N., Hesselbrock, V., and Reich, T., "Comparison of 3,190 Alcohol-dependent Individuals with and without Suicide Attempt", *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 26, 2002, 471-477.
- Preuss, U. W., Schuckit, M. A., Smith, T. L., Dango, G. P., Buckman, K., Bierut, L., Bucholz, K. K., Hesselbrock, M. N., Hesselbrock, V., and Kramer, J. R., "Predictors and Correlates of Suicide Attempts over 5 Years in 1,237 Alcohol-dependent Men and Women", *American Journal of Psychiatry*, 160(1), 2003, 56-63.
- Radloff, L. S., "The CES-D Scale a Self-report Depression Scale for Research in the General Population", *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 1977, 385-401.
- Roy, A., "Distal Risk Factors for Suicidal Behavior in Alcoholics: Replications and New Findings", *Journal of Affective Disorder*, 77, 2003, 267-271.
- Sher, L., "Alcoholism and Suicidal Behavior: A Clinical Overview", *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113, 2006, 13-22.
- Swendsen, J. D., and K. R. Merikangas, "The Comorbidity of Depression and Substance Use Disorders", *Clin Psychol Rev*, 20, 2000, 173-189.
- Tracey, L. F. "Alcohol Dependence and Depression: Advance Practice Nurse Intervention", *Journal of the American Academy of Nurse Practitioners*, 18, 2006, 303~308.
- Tucker, L. R., and C. Lewis, "A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis. *Psychometrika*, 38, 1973, 1-10.
- Wilcox, H. C., Conner, K. R., and Caine, E. D., " Association of Alcohol and Drug Use Disorders and Completed Suicide: An Empirical Review of Cohort Studies", *Drug and Alcohol Dependence*, 76, 2004, S11-S19.
- Wojnar, M., Ilgen, M. A., Czyz, E., Strobbe, S., Klimkiewicz, A., Jakubczyk, A., Glass, J., and Brower, K. J., "Impulsive and Nonimpulsive Suicide Attempts in Patients Treated for Alcohol Dependence", *Journal of Affective Disorders*, 115, 2009, 131-139.
- World Health Organization. Alcohol use disorders. [Internet]. Geneva: WHO; 2012. Available from [http://www.who.int/mental\\_health/mhgap/evidence/alcohol/en/](http://www.who.int/mental_health/mhgap/evidence/alcohol/en/)



## 지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과후 시간사용에 미치는 종단적 영향<sup>29)</sup>

김선숙<sup>30)</sup>(한국교통대학교 사회복지학과 교수)

임세희<sup>31)</sup>(서울사이버대학교 사회복지학과 부교수)

### I. 서론

지난 4월 정부는 ‘필요한 모든 아동에게 공적 돌봄을 지원’하는 것을 정부의 주요 아동정책 목표 중의 하나로 발표하였다. 즉, 돌봄이 아동의 기본적인 권리이며 따라서 국가가 공적인 돌봄체계를 통해 이를 보장해 줄 책임이 있음을 확인한 것이다. 그러나 복지서비스의 지방분권화에 따라 돌봄서비스의 현황은 지역별로 상당한 차이가 있다. 학교내에서 운영되고 있는 방과 후 돌봄이나 지역사회내의 대표적인 돌봄기관인 지역아동센터에 이르기까지 그 설치와 운영에 있어서 지역별 편차가 존재한다. 이로써 아동은 어떠한 가정에 태어났느냐뿐 아니라 어떠한 지역에서 살고 있느냐에 따라 돌봄서비스의 이용가능 뿐 아니라 이용여부 여부에 차이가 있을 수 있다.

선행연구에 따르면, 방과 후 돌봄 공백의 결과는 아동발달의 다양한 영역에 부정적인 영향을 미친다(이봉주·조미라, 2011; 김중운·정보현, 2012; 임혜정, 2017; 백혜영·강현아, 2016; 김선숙·임세희·김민, 2018). 특히 성인의 적절한 보호나 지도감독없이 보내는 시간이 많은 아동들의 경우 방과 후 시간을 아동발달에 긍정적인 방식으로 사용하지 못하고, 일방적인 TV 시청이나 과도한 인터넷 사용 등으로 보내는 경우가 많이 있다. 이것은 학령전기나 초등학교 저학년 아동에게만 국한되는 것이 아니라 중고등학생에 이르기까지 동일한 현상을 보인다(교육부·보건복지부·질병관리본부, 2017).

현재까지의 돌봄사업은 주로 초등학교 저학년 중심으로 진행되고 있으며, 이마저도 대부분 오후 5시까지 진행되고 있어 실제 부모의 퇴근까지 돌봄에 공백이 있었던 것이 사실이다. 또한 초등학교 고학년이나 중학교 이상의 청소년의 경우 사실상 돌봄정책에서는 주요 관심 대상이 아니었다. 그 결과 돌봄의 사각지대에 방치되는 아동들이 발생하게 되고, 이들은 아동의 발달단계별 과업 성취를 위해 긍정적인 방향으로 시간을 사용하기 보다는 부정적인 방향으로 시간을 사용함에도 그대로 방치되고 있는 실정이다.

따라서 본 연구는 돌봄과 관련된 지역사회 및 가구의 특성이 연령증가에 따른 아동의 방과후 시간사용 중 TV 및 인터넷 사용시간에 미치는 영향이 어떻게 변화하는 지 살펴보고자 한다. 또한 시간에 따른 아동의 TV 및 인터넷 사용시간 변화가 개별아동간에 왜 차이가 나타나는지 지역사회의 특성과 가구의 특성

29) 이 논문은 2018년도 한국교통대학교 교내학술연구비의 지원을 받아 수행한 연구임

30) 주저자, 한국교통대학교 사회복지학전공, 교수

31) 교신저자, 서울사이버대학교 사회복지학과, 부교수



을 중심으로 살펴보고자 하였다. 이를 통하여 아동의 방과후 돌봄사업의 대상지역 및 대상가구 선정의 구체적 방향성을 제시하고자 하였다.

## II. 선행연구 고찰

### 1. 아동의 방과후 시간사용

아동이 시간 사용을 어떻게 하느냐는 아동의 현재를 보여줄 뿐만 아니라, 아동의 미래를 어느 정도 예측할 수 있게 한다. 특히 정규 교육과정을 마친 후인 방과후 시간 사용을 어떻게 하느냐는 아동의 재량에 맡겨져 있다는 점에서 아동의 방과후 시간 사용은 아동 간에 편차가 발생할 수 있다. 즉 같은 연령대의 아동이더라도 아동가구의 특성 혹은 아동이 살아가는 지역사회의 특성에 따라 아동의 방과후 시간 사용에 차이가 있을 수 있다. 물론 같은 아동이더라도 아동의 연령증가에 따라 방과후 시간 사용의 형태가 달라질 수 있다.

아동의 방과후 시간에 대한 연구는 아동의 생활시간에 대한 연구로 분류할 수 있다. 아동의 생활시간은 발달단계에 따라 달라지며, 하루 24시간을 어떻게 보내느냐는 그 자체로 아동의 삶의 질이 보여준다. 또 누적된 생활시간은 생활습관이 되고, 새로운 가능성을 열어주거나, 역으로 제한함으로써 아동의 미래 모습에도 영향을 미칠 수 있다.

연령증가에 따라 아동의 생활시간은 보다 다변화되고, 생활시간의 구성과 각 생활시간의 양에 있어 아동간의 격차가 벌어진다. 영유아기에는 식사, 수면, 배변, 청결 유지 등의 생리적인 필수시간에 하루 24시간의 대부분을 사용하지만, 아동기에 이르면 생리적인 필수 시간 이외에 학업에 소요되는 시간, 여가나 휴식시간 등으로 나누어 생활하게 된다. 이 중 여가와 휴식시간을 어느 정도 보내느냐, 혹은 여가와 휴식시간을 무엇을 하며 보내느냐에 따라 아동의 삶의 질이 좌우된다 할 것이다. 특히 아동은 연령 증가에 따라 놀이와 공부를 분명히 구분하고, 놀이 형태에 대한 재량권이 증가한다. 근래에는 TV와 인터넷과 같은 미디어의 보편화와 고도화로 미디어를 사용하여 여가와 휴식시간을 보내는 아동들이 증가하고 있다.

2017년 '스마트폰과의존실태조사'에 따르면 유아동 중 스마트폰과의존위험군이 2015년 12.4%에서 2017년 19.1%로 증가하였으며, 청소년의 경우 스마트폰과의존위험군이 2013년 25.5%에서 2017년 30.3%로 증가한 것으로 조사되었다(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017). '청소년건강행태온라인조사'도 같은 경향을 보여주고 있다. 2017년 '청소년건강행태온라인조사'에 따르면 중1~고3 학생의 경우 최근 7일(월~금) 동안 학습 이외의 목적(TV보기, 게임, 인터넷, 수다떨기 포함)으로 앉아서 보낸 시간은 주중 151분으로 2015년의 주중 146.6분보다 다소 증가하였다. 중학생의 2017년 평균은 160.6분으로 2015년의 158.2분보다 증가하였으며, 고등학생의 2017년 평균 143.0분은 2015년 136.3분보다 역시 증가하였다(교육부·보건복지부·질병관리본부, 2017).

이처럼 아동의 방과후 시간, 특히 TV나 인터넷 등의 미디어 사용은 최근 더 증가하고 있으나, 아동의 성별과 연령에 따라 다소 차이가 있다.

성별과 미디어 사용에 대한 연구결과는 다소 상반되게 나타난다. 스마트폰과의존위험군의 경우 모든 학령층에서 여학생이 비율이 남학생보다 높았으며(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017), 여학생이

학습목적 이외에 앞서 보내는 시간(TV, 인터넷, 수다떨기 포함)이 더 길게 나타났다(남학생 전체평균은 146.6분, 여학생 전체평균은 155.6분)(교육부·보건복지부·질병관리본부, 2017). 그러나 게임중독을 기준으로 하면 남학생이 여학생보다 인터넷게임중독이 높게 발생하였으며(엄미경, 2002; 주석진·최동훈, 2011; 이현주·고혜진, 2012; 류성욱·이훈, 2013; 배성만, 2014), 남학생이 여학생보다 생활시간에 있어 '평균형'보다 '미디어 과잉형'에 속할 확률이 높게 분석되었다(정수정, 2017)

연령이 증가함에 따라 미디어 이용이 증가하여, 스마트폰과의존군의 경우 유아동(만3~9세)은 19.3%, 청소년(만 10~19세)은 30.3%이었다. 그러나 청소년의 경우 연령구간에 따라 다소 상이한 결과가 나타난다. 학교급으로 연구하였을 때 중학생의 과의존위험군이 가장 높아 34.3%였으며, 고등학생은 28.7%로 나타나 중학생이 고등학생보다 과의존위험군이 높게 나타났다(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017). '게임중독' 혹은 미디어를 지나치게 많이 사용하는 '미디어 과잉형' 역시 중학생이 고등학생보다 통계적으로 유의미하게 높게 나타난다(권진·박지은·오지영, 2016; 정수정, 2017). 반면에 만 10세에서 17세 남자 청소년만을 대상으로 2008년 생활시간 조사를 활용한 정재기(2011)의 연구에 따르면 연령증가에 따라 인터넷 사용시간은 대체로 증가하는 경향을 보이고 있었다( $p < .001$ ). 또 이를 게임중독에 한정하여 보면 남자 청소년의 경우 13~14세에 게임시간이 정점에 이른다고 한다.

TV나 인터넷 사용에 지나치게 많은 방과후 시간을 쓰는 경우 아동발달에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. TV나 인터넷 사용에 시간을 너무 많이 쓰는 경우 학업시간이 줄어들 수 밖에 없다. 실제로 과학기술정보통신부와 한국정보화진흥원(2017)에 따르면 청소년의 경우 스마트폰을 과도하게 이용한 날의 학업성취도는 평소 1일 성취 수준의 60%대에 불과한 것으로 조사되었다. 이는 학업성적으로 이어져 김은엽·이지은(2012)에 따르면 평균 4시간 이상 인터넷 게임을 하는 중고등학생의 경우 영어와 수학을 못하는 수준이라고 응답하는 경우가 가장 높았다. 박현숙·권윤희·박경민(2007) 역시 인터넷게임중독 위험군은 학교 성적이 '상'인 경우가 1.0%에 불과하였으나, 비위험군은 '상'인 경우가 57.9%였다고 보고하고 있다.

TV나 인터넷 사용은 아동의 정서발달에도 영향을 미칠 수 있다. 미디어의 다양하고 빠른 자극에 익숙해진 아동들은 매사에 잘 기다리지 못하고 성급하고 충동적이며, 주의집중력이 감소될 수 있다(Nikkelen, Valkenburg, Huisinga, & Bushman, 2014). 하루 평균 TV/비디오 게임 이용시간이 2시간을 초과한 초등학생들은 13개월 후 주의집중 문제를 겪을 가능성이 높다고 보고되고 있다(Swing, Gentle, Anderson, & Walsh, 2010). 우리나라에서도 스마트폰 과의존 위험군은 일반군에 비해 스트레스에 더 취약한 것으로 조사되었다(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017). 게임 중독 수준이 높을수록 우울증, 불안, 편집증, 신체화 증상이 강해지며(엄미경, 2002), 생활시간에 있어 '미디어 과잉형' 아동의 경우 '평균형'보다 우울, 공격, 스트레스 정도가 초등학교, 중학교, 고등학교 모든 학교급에서 모두 통계적으로 유의미하게 높았다(정수정, 2017). 안수빈·김보람·이강이(2017) 역시 초등학교 4학년 아동을 대상으로 실시한 연구에서, TV/비디오 시청시간과 컴퓨터/게임기 오락시간이 길수록 우울, 사회적 위축, 공격성, 주의집중의 문제가 증가하였으며, 이러한 내재화 및 외현화 문제행동정도가 높아짐에 따라 학교생활적응정도는 통계적으로 유의미하게 감소함을 밝혔다.

## 2. 가구특성과 아동의 방과후 시간사용

아동은 부모(보호자)의 보호와 감독을 받으며 생활하며, 아동의 방과후 생활시간의 사용형태는 아동가구가 가용가능한 인적 혹은 물적 자원의 양에 의해 영향을 받는다는 점에서 아동의 방과후 시간사용은 가구 특성과 연관될 수 있다.

일반적으로 가구소득과 아동의 TV와 인터넷 사용간에는 부적인 관계가 있는 반면에 학교 밖 학업시간(방과후 학업시간)은 정적인 관계가 있는 것으로 보고된다. 정혜지(2016)는 가구소득이 아동의 생활시간에 어떤 영향을 미치는지를 ‘한국 아동·청소년패널조사’의 자료 중 4차년도인 2013년 초등학교 4학년 패널 자료를 활용하여 중학교 1학년 아동들의 생활시간과 소득간의 관계를 살펴보았다. 정혜지(2016)에 따르면 아동의 가구의 경제적 수준이 낮을수록 컴퓨터나 게임기를 가지고 노는 시간, TV프로그램이나 비디오 DVD를 시청하는 등의 아동의 소극적 여가시간이 길어졌다. 반면 가구소득이 높으면 학교 밖 학업시간이 길고 여가 시간 중 소극적 여가시간으로 보내는 시간을 짧게 나타냈다. 가구소득이 높은 부모의 경우 여가시간을 어떻게 어떤 내용으로 보내는 지에 더 적극적으로 관심을 가지고 소극적 여가시간 사용을 적절한 수준으로 할 수 있도록 지도·감독하기 때문으로 해석하고 있다. 정혜련(2016) 역시 가구소득이 낮은 자기보호아동은 방과후 생활시간의 대부분을 교제나 여가영역에 할애하는 여가 중심형 생활패턴이 나타나는데 반면에 가구소득이 높은 자기보호아동은 방과후 생활시간의 대부분을 학습영역에 할애하는 학습중심형 생활패턴이 나타남을 초등학교 고학년(만 10세~12세) 아동을 대상으로 2014년 생활시간조사 자료를 통해 확인하였다. 정혜련(2016)에 따르면 자기보호아동은 보호자가 고의적으로 자녀의 양육의무를 수행하지 않는 방임아동과 다르지만, 가구소득이 낮은 자기보호 아동은 준방치되어 컴퓨터나 휴대폰 게임 등 ‘혼자 알아서’ 시간을 보낸다는 점에서 저소득층 아동의 자기보호가 보호 및 교육의 측면에서 제고되어야 하는 사회문제라고 주장하고 있다. 경제수준을 주관적으로 측정하여도 같은 결과가 나타나 정수정(2017)에 따르면 주관적 경제수준이 높을수록 ‘미디어 과잉형’보다는 ‘평균형’ 생활시간을 보낼 확률이 높았다. 정재기(2011)는 인터넷 사용을 검색시간과 게임시간으로 구분하여 가구소득과의 관계를 살펴보았는데, 남자 청소년의 인터넷을 이용한 검색시간에는 가구소득에 따른 차이가 없었으나, 게임시간에는 차이가 있어서, 가구소득이 200만원 이하일 때보다 그 이상일 때 남자청소년의 게임시간이 통계적으로 유의미하게 줄어드는 것으로 분석되었다.

부모의 취업, 특히 어머니의 취업은 아동의 방과후 활동에 영향을 미칠 수 있다. 물론 취업한 어머니의 수입, 근무시간의 형태, 취업모의 양육행동의 양태에 따라 아동발달의 결과가 달라질 수 있지만(Menaghan, & Parce, 1995; Bogen & Joshi, 2001; 정선영 2013 재인용), 아동이 혼자 있는 시간이 길수록 인터넷 게임 중독 가능성이 높아지고(박현숙·권윤희·박경민,2007), 어머니가 지속적으로 미취업인 경우에 비해 지속적으로 취업한 경우 청소년 자녀의 TV 시청시간이  $p<.05$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타난다(정선영, 2013). 또 맞벌이 가정 청소년(만10세~19세)의 스마트폰 과의존위험은 2017년 32%로 외벌이 가정 청소년의 스마트폰 과의존위험 27.8%보다 4.2%p더 높게 나타났다. 맞벌이 가정의 유아동의 과의존위험군 역시 20.7%로 외벌이 가정(17.8%)보다 2.9%p보다 높게 조사되었다(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017)는 점에서 모의 취업과 아동의 방과후 TV 혹은 인터넷 사용간에는 정적인 관계가 있는 것으로 볼 수 있다. 그런데 이러한 모의 취업과 아동의 미디어 사용의 증가는 여러 가지로 해석될 수 있다. 먼저 모의 취업이 아동의 방과후 시간에 대한 감독 부재로 이어져 아동의 TV 혹은 인터넷 사용이 증가되는 것으로 볼 수 있다. 취업한 모를 대신할 성인보호자가 없거나, 방과후 돌봄 서

비스가 없는 경우 아동 혼자 있는 시간이 증가하여 TV 혹은 인터넷 사용시간이 증가하는 것이다. 한편으로 아동의 TV 혹은 인터넷 사용시간의 증가는 성인보호자가 부재한 상황에서 아동의 안전을 고려한 부모의 선택일 수 있다. 외부에서 신체활동을 하는 과정에서 예측할 수 없는 위험에 노출되기 보다는 가정 내에서의 안전한 활동을 할 것을 허용하는 부모의 양육 전략일 수 있다(Brown, Broom, Nicholson & Bittman, 2010; 이상균 2017 재인용).

한부모가정의 경우 경제적 책임과 양육의 책임을 한부모가 모두 책임지는 과정에서 양부모 가정에 비해 아동의 생활시간에 대한 감독 및 지도가 부족할 수 있다. 실제 연구에서도 한부모가정의 스마트폰과의 존위험군이 33.3%로 양부모 가정의 30.5%보다 2.8p 높게 나타났다(과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017). 양부모 가정의 중학생 아동은 '미디어 과잉형'보다 '평균형'에 포함될 확률이 평균 약 4배 정도 높게 나타나고 있다(정수정, 2017).

### 3. 지역사회 특성과 아동의 방과후 시간사용

아동은 지역사회 안에서 살아간다는 점에서 생태체계적 관점에 따르면 아동의 방과후 시간사용은 지역사회의 영향을 받는다. 지역사회가 아동의 방과후 활동에 미치는 영향의 경로는 다음과 같이 설명할 수 있다. 먼저 방과후 활동으로 가용가능한 지역사회 자원의 양과 수준이 영향을 미칠 수 있다. 지역사회에 아동이 접근가능한 방과후 서비스가 있느냐에 따라 방과후 활동이 달라질 수 있다. 만일 지역사회 방과후 서비스가 저소득 저연령 아동을 중심으로 이루어진다면, 비빈곤층이거나 고연령 아동은 방과후 서비스를 이용할 수 없을 것이다. 또는 지역사회내에 집 밖에서 신체활동을 할 수 있는 공간이 있는지 여부와 공간이 아동의 신체 활동에 적합한지 여부에 따라 아동의 방과후 활동이 영향을 받을 수 있다. 여러 연령대의 아동이 다양한 신체활동을 할 수 있는 관리된 안전한 공간이 없는 경우 아동들의 방과후 여가활동은 소극적인 실내활동으로 이어질 수 밖에 없다. 둘째, 지역 주민간의 사회적 관계에 따라 아동의 방과후 활동이 달라질 수 있다. 지역공동체 차원에서 다수의 성인이 아동의 안전을 확보하려는 지역의 응집력 혹은 지역 효능감이 있을 때 아동은 집 안이 아니라 집 밖에서 보다 적극적인 여가활동을 누릴 수가 있다. 실제로 응집력이 높고 긍정적인 지역사회의 사회적 환경은 아동의 신체활동과 관련이 있는 것으로 나타난다(Franzini et al, 2009; 김세원·김선숙, 2012 재인용).

아동의 방과후 시간사용과 지역간의 관계 특히 TV나 인터넷과 같은 미디어 사용과 지역간의 관계를 본격적으로 탐색한 연구를 많지 않으며, 그 결과도 일관되지 않다. 중고등학생의 게임중독에 지역이 영향을 미치는지 살펴본 주석진·좌동훈(2011)의 연구에서는 게임중독군의 분포가 시군지역에서 서울, 혹은 광역시보다 높았으나, 이는 통계적으로 유의미한 차이가 아니었다. 권진·박지은·오지영(2016)은 서울에 살 때보다 광역시나 시군구에 사는 경우 게임 중독 수준이 통계적으로 유의미하게 높아졌다고 밝히고 있다. 반면에 대도시에 사는 경우 중소도시나 읍/면지역에 살 때보다 스마트폰 과의존위험군 혹은 잠재적 위험군의 비율이 높았다는 (과학기술정보통신부·한국정보화진흥원, 2017) 보고도 있다.

대도시, 중소도시, 읍/면지역 혹은 서울, 광역시, 시군지역의 경우 지역사회의 자원의 양뿐만 아니라 지역내 응집력에 있어 차이가 존재한다. 특히 현재의 방과후 서비스는 저소득, 저연령을 중심으로 제한적으로 이루어진다는 점에서 초등학생, 중학생, 고등학생의 전 학급과 저소득층뿐만 아니라 중산층, 고소득층 등 전 계층을 염두에 두었을 때 방과후 서비스와 같은 지역사회의 자원의 양과 수준의 차이는 아동들이 일상적으로 경험하지 못할 수 있다. 그러나 지역사회의 불평등과 지역사회에서 자신의 경제적 위치에 대해서

는 경험적으로 알 수 있다. 즉 지역사회의 불평등이 큰 상황에서 자신의 경제적 위치가 낮을 경우 아동은 집 밖으로 나가지 않고, 집 안에서 대부분의 시간을 보낼 수 있다. 높은 니트 비율(Net: Not in Employment, Education and Training, 일이 없고 교육을 받지 않고 훈련도 받지 않는 젊은이)에 영향을 주는 원인조건 결합 중 하나가 GDP가 낮고, 지니(Gini) 계수가 높은 것으로 나타났다는 정은진·김기현(2018)의 연구는 지역의 불평등이 아동의 방과후 시간사용에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석자료

본 연구는 한국복지패널 제 1차, 제 4차, 제 7차년도 자료를 이용하였다. 한국복지패널은 제주도를 포함한 전국을 대상으로 한 종단면 조사로 농어가 또는 읍면 지역을 표본에 포함하고 있어, 표본의 대표성이 높다. 아동가구 및 지역사회 정보를 측정하고 있을 뿐만 아니라 제 1차, 제 4차, 제 7차년도에는 아동부가 조사를 실시하여, 아동발달과 관련된 상세한 정보를 수집하고 있다. 한국복지패널은 일반화 가능성이 높은 표본이면서 아동과 가구에 관한 정보를 종단으로 축적하고 있다는 점에서 아동가구 및 지역사회 특성과 아동의 방과후 시간사용과의 종단적 관계를 살펴보고자 한 본 연구에 적합한 자료이다. 본 연구를 위하여 제 1차, 제 4차, 제7차년도 조사에 모두 참여한 총 419명의 아동 및 아동가구의 정보를 사용하였다.

#### 2. 연구방법

본 연구는 복지패널 조사에 참여한 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화를 분석하였다. 개별아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화함수를 추정하고 복지패널 조사에 참여한 초4, 중1, 고1 시기에, 개별아동의 TV 및 인터넷 사용시간은 어떠한 변화양상을 보이는지, 그리고 아동가구의 특성과 지역사회의 특성에 따라 개별아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 초기상태와 변화율의 차이를 어떻게 설명할 수 있는지 분석하고자 하였다. 이처럼 시간에 따른 변화함수를 추정하는 개별아동 내(within-person)의 변화와 이러한 변화함수에 영향을 미치는 개별아동의 차이를 나타내는 개별아동간(between-person)의 변화를 설명하기 위해 다층모형(Multilevel Model) 즉, HLM(Hierarchical Linear Model)을 사용하였다. 종단분석을 하는 경우 선형으로 분석할 것인지 비선형으로 분석할 것인지 결정해야 한다. 본 연구와 같이 관찰시점이 세 시점인 경우 선형임을 가정하는 것이 바람직하며, 관찰시점이 적을수록 가능한 한 간명한 모델을 통해 인과관계를 설명하는 것이 적절하다(Raudenbush, Bryk, 2002; Judith, John, 2003; 김선숙, 2002).

발달변화를 분석하기 위해서 먼저 1단계 모형을 통해 시간 경과에 따른 개별아동의 변화(Within-individual change)를 설명하였고, 다음으로 2단계 모형을 통해 개별아동 간의 변화(Between-individual change) 정도의 차이에 대해 설명하였다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

1단계  $Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}T_{ti} + e_{ti}$

$Y_{ti}$  : t시점에서 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 추정치

$\pi_{0i}$  :  $T_{ti} = 0, S_{ti} = 0$ 일 때 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 초기값(intercept).

$\pi_{1i}$  : 아동 i의 측정시점에 따라 기대되는 TV 및 인터넷사용시간의 변화율.

$\pi_{2i}$  : 아동 i의 각 측정시점의 아동복지서비스 참여횟수에 따라 기대되는 TV 및 인터넷 사용 시간 변화율(slope)

$T_{ti}$  : 측정시점에 따른 아동 i의 시간코딩값(1, 2, 3)

$e_{ti}$  : t시점에서 아동 i에 대한 오차

2단계  $\pi_{0i} = \beta_{00} + \gamma_{0i}$

$\pi_{1i} = \beta_{10} + \gamma_{1i}$

$\pi_{0i}$  : 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 변화의 초기치

$\pi_{1i}$  : 측정시점에 따른 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 변화의 변화율

$\beta_{00}$  : 대상아동의 TV 및 인터넷사용시간 초기치의 전체평균

$\beta_{10}$  : 측정시점에 따른 아동의 TV 및 인터넷사용시간 변화율의 전체평균

$\gamma_{0i}$  : 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 초기치가 전체평균에서 벗어난 정도

$\gamma_{1i}$  : 측정시점에 따른 아동 i의 TV 및 인터넷사용시간 변화율이 전체평균에서 벗어난 정도

### 3. 변수의 정의 및 측정

#### 1) 종속변수 : 아동의 TV 및 인터넷 사용시간

아동의 TV 및 인터넷 사용시간은 제 1차, 제 4차, 제 7차 조사에서 수집된 '하루 평균 TV 시청시간'과 '하루 평균 인터넷 사용시간'을 합산하여 '분'으로 변환하여 사용하였다.

#### 2) 독립변수

독립변인은 제 1차년도에 수집된 아동가구의 특성과 아동이 거주하는 지역사회의 특성을 사용하였다.

##### (1) 가구특성 관련 변인 : 가구소득, 가족구조, 맞벌이여부

가구특성관련 변인 중 가구소득은 1차년도 아동가구의 경상소득을 사용하였다. 가족구조는 양부모 여부를 측정하여 양부모 가구=1, 양부모가 아닌 가구=0으로 코딩하여 사용하였다. 맞벌이 여부 또한 부 또는 모의 근로상황을 측정하여, 부와 모 모두 근로 중인 경우 1로, 부 또는 모만 근로 중인 경우와 부 또는 모

모두 일치하지 않은 경우는 0으로 코딩하여 사용하였다.

(2) 지역사회특성 : 지역의 절대빈곤율, 지역의 불평등정도, 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수 비율  
지역의 절대빈곤율과 지역의 불평등 정도는 복지패널 1차년도 지역의 지역변수를 활용하여 구하였다. 복지패널에서는 지역을 5개 권역별 지역구분과 7개 권역별 지역구분으로 제시하고 있다. 5개 권역별 지역구분은 서울, 광역시, 시, 군, 도농복합군이며, 7개 권역별 지역구분은 서울, 수도권(인천/경기), 부산/경남/울산, 대구/경북, 대전/충남, 강원/충북, 광주/전남/전북/제주도 있다. 이 두 가지 정보를 이용하여 21개 지역으로 나눈 후 가구데이터를 이용하여 개별가구의 절대빈곤여부를 먼저 구한 후 지역별 절대빈곤율을 구하였다. 절대빈곤여부는 1차년도는 2005년을 기준으로 하므로 가구의 경상소득이 2005년 최저생계비 미만인지 여부를 측정하였다. 지역의 불평등 정도 역시 가구데이터를 이용하여 21개 지역의 경상소득의 GINI 계수를 구하였다. Gini 계수는 stata를 이용하여 구하였다. 각 지역별 절대빈곤율과 불평등 정도는 저소득층이 과대표집된 복지패널의 특성을 반영한 가중치를 설정한 상태에서의 값이다. 이렇게 구한 지역별 절대빈곤율과 불평등 정도를 아동가구의 지역정보에 따라 아동가구 데이터에 머지하였다.

지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수 비율은 보건복지부·(사)부스리기사랑나눔회(2006)의 자료를 활용하였다. 보건복지부·(사)부스리기사랑나눔회(2006)은 시도별로 지역사회내 아동보호 공적 서비스 이용 현황을 보여주고 있다. 지역사회내 아동보호 공적 서비스를 지역아동센터, 방과후 아카데미, 방과후 보육, 복지관 방과후 교실로 정의하고 방과후 사업 이용아동 파악하였으며, 시도별 빈곤아동은 아동백서(2006)의 시도별 상대빈곤아동수로 정의하고 있다. 복지패널1차년도의 TV 및 인터넷 사용시간은 2006년 조사된 것이므로 2006년도 기준 시도별 상대빈곤아동수 대비 아동보호 공적 서비스 이용 현황을 복지패널1차년도 지역기준으로 재분류하여 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수 비율로 활용하였다.

(3) 상호작용항 : 개별가구의 절대빈곤\*지역의 불평등정도

개별가구의 빈곤여부와 지역의 불평등간의 상호작용이 시간의 변화와의 수준간 상호작용을 통해 아동의 TV 및 인터넷 사용시간 초기값과 기울기에 어떻게 영향을 미치는지 확인하기 위하여 두 변수의 상호작용항을 모형에 투입하였다.

3) 통제변수 : 아동의 성별

선행연구를 통해 TV 및 인터넷 사용시간에 일관성있게 영향이 있는 것으로 나타난 성별을 가구의 특성과 지역사회의 특성을 확인하기 위하여 본 연구에서는 통제변인으로 사용하였다. 아동의 성별은 남아=1, 여아=2로 측정하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성은 아동의 성별, 가족구조, 맞벌이 여부, 평균소득, 거주지역의 빈곤율 및 불평등 정도 등을 통해 살펴보았다. 분석대상 아동 중 남아가 247명(51.8%), 여아가 230명(48.2%)였으며, 전체의 360명(75.5%)이 양부모와 함께 살고 있는 것으로 나타났다. 분석대상 아동의 가구 중 부모가 모두 직업이 있는 맞벌이 가구는 전체의 29.1%(139명)였다.

<표 1> 분석대상의 일반적 특성

변수	집단	빈도(명)	백분율
아동성별	남	247	51.8
	여	230	48.2
가족구조	양부모 가구	360	75.5
	양부모 이외의 가구	117	24.5
맞벌이 여부	맞벌이 가구	139	29.1
	맞벌이가 아닌 가구	338	70.9
	평균(SD)	최대	최소
가구소득 (만원)	309.28(208.69)	1,326	.00
지역의 절대빈곤율	.15(.08)	.42	.03
지역의 불평등 (Gini coefficient)	.40(.03)	.49	.30
일일 TV 및 인터넷 사용시간 (분)	433.58(269.41)	.00	2,445.00

분석대상 아동가구의 평균 월 평균소득은 약 309만원인 것으로 나타났으며, 최소 전혀 소득이 없는 가구에서, 최대 월 1,326만원의 소득이 있는 가구가 포함되어 있는 것으로 나타났다.

지역별의 절대빈곤율의 평균값은 13.4%인 것으로 나타났는데, 이는 1차년도 한국복지패널을 이용한 가처분소득 기준 최저생계비 미만 가구의 비율이 14.2%이었다는 김교성 외(2008)의 연구와 유사한 수치이다. 경상소득과 가처분소득의 차이, 그리고 전체가구와 아동가구의 차이, 지역구분에 따른 대표성 문제가 반영되어 반영되어 김교성 외(2008)의 연구보다 다소 낮게 나타난 것으로 보인다. 지역별 지니 계수의 평균값은 .3948로 이는 홍민기(2017)의 과세자 기준 2005년 지니계수 보정값<sup>32)</sup> 0.378과 유사하나 다소 높은 수치이다. 이는 복지패널의 경우 비과세자도 포함되어 있고, 본 평균값은 지역별 평균값으로 지역구분의 대표성에 문제가 있는 경우 실제값과 차이가 나타날 수 있다.

32) 우리나라의 지니계수는 일반적으로 OECD 평균보다 낮게 보고 되는데(2013년 기준 가처분소득 기준 한국의 지니계수는 0.302인데, OECD의 평균값은 0.317임), 이는 지니계수 산출에 활용된 가계동향조사의 경우 금융소득의 파악이 어려우며, 고소득자의 소득이 과소 파악될 가능성이 높기 때문이라는 문제제기가 꾸준히 제기되었다(한겨레, 2017. 3.6) 홍민기(2017)의 보정된 지니계수는 국세통계와 가계조사를 결합하여 고소득층의 소득을 반영하였다.



지역의 불평등정도(Gini coefficient)는 일반적으로 .4이상인 경우 소득 분배의 정도가 심하게 불평등한 것으로 보고되고 있다. 분석대상아동이 거주하고 있는 지역의 평균 지니계수는 .40인 것으로 나타났으며, 이것은 2016년 현재 우리나라 지니계수의 평균인 .304보다 높았다.

## 2. 다층모형 분석결과

### 1) 무조건모형

아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화모형에서 1수준의 분산과 2수준의 분산이 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이것은 아동의 TV 및 인터넷 사용시간을 설명하는 데 있어서 시간을 고려하는 것이 의미가 있음을 보여준다. 즉, 시간이 경과함으로써 아동의 TV 및 인터넷 사용시간이 달라진다는 것을 의미한다. 다시말해 일반적으로 우리나라 아동의 TV 및 인터넷 시간은 아동의 발달함에 따라 달라진다는 것을 의미하며, 본 연구의 연구모형을 조건모형을 통해 살펴볼 필요가 있다.

<표 2> 무조건 모형 : 아동의 TV 및 인터넷 사용시간

고정효과	회귀계수	표준오차	t비율	
초기값( $\beta_{00}$ )	360.490	7.780	46.330***	
기울기(시간)( $\beta_{10}$ )	-22.985	2.546	-9.027***	
무선효과	변량	자유도	$\chi^2$	P
초기값( $\gamma_{00}$ )	15229.585	418	1075.713	.000
기울기(시간)( $\gamma_{10}$ )	1043.582	418	690.403	.000
level-1( $e_{ti}$ )	33421.637			

\*\*\*p<0.001, \*\*p<0.01, \*p<0.05

즉, 3개년의 변화를 확인한 결과, 시간이 경과함에 따라 개별아동의 TV 및 인터넷 사용시간은 대체적으로 감소하는 패턴을 발견할 수 있다. 구체적으로, 초등학교 4학년 시기에 우리나라 아동의 평균 TV 및 인터넷 사용시간은 약 6시간(약 360분)이며, 이를 시간경과에 따라 3년 단위로 측정하였을 때, 평균 약 -22.985로 깎이면서 감소하고 있다는 의미이다. 이것은 초등학교 보다는 중학교, 고등학교로 진학할수록 학교에서 보내는 시간이 길어지는 등 다양한 이유로 점차 집에서 혼자 보내는 시간이 대체적으로 감소하고, 학습량의 증가나 또래와의 활동을 포함한 다양한 활동의 증가로 인해 TV나 인터넷 사용시간이 감소하고 있음을 예측할 수 있다. 다음은 이러한 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화함수를 구체적으로 확인하기 위하여 조건모형을 분석하였다.

### 2) 조건모형

무조건모형을 통해 개별아동 초기값의 무선효과가 유의미하다는 것을 확인하였다. 이것은 분석대상아동의 TV 및 인터넷사용시간 초기값에 있어서 개별아동간에 차이가 있다는 의미이다. 조건모형에서는 개별

아동의 초기상태와 변화율에 있어서 아동간 차이가 나타나는 요인이 무엇인지 확인하고자 하였다. 이를 위하여 2단계 모형에 아동가구와 특성과 관련된 변인과 지역사회의 특성과 관련된 변인을 독립변수로 투입하였다.

<표 3> 조건모형 분석

고정효과	아동의 TV 및 인터넷 사용시간			
	회귀계수	표준오차	t비율	
<b>초기값(<math>\pi_{0i}</math>)</b>				
초기값( $\beta_{00}$ )	360.473	7.370	<b>48.909***</b>	
아동성별( $\beta_{01}$ )	-22.345	14.854	-1.504	
가구소득( $\beta_{02}$ )	-.022	.004	<b>-5.179**</b>	
가족구조( $\beta_{03}$ )	19.967	9.336	<b>2.139*</b>	
맞벌이 여부( $\beta_{04}$ )	41.344	16.555	<b>2.497*</b>	
지역절대적빈곤율( $\beta_{05}$ )	-461.808	161.350	<b>-2.862**</b>	
지역불평등정도( $\beta_{06}$ )	1140.762	343.991	<b>3.316***</b>	
지역의빈곤아동대비보호아동비율( $\beta_{07}$ )	-4.622	2.456	<b>-1.882†</b>	
가구수급여부*지역불평등( $\beta_{08}$ )	-134.706	60.759	<b>-2.217**</b>	
<b>기울기(아동연령)(<math>\pi_{1i}</math>)</b>				
초기값( $\beta_{10}$ )	-23.042	2.461	<b>-9.360*</b>	
아동성별( $\beta_{11}$ )	6.311	5.127	1.231	
가구소득( $\beta_{12}$ )	.001	.001	1.115	
가족구조( $\beta_{13}$ )	-10.183	3.638	<b>-2.799**</b>	
맞벌이 여부( $\beta_{14}$ )	-3.316	5.180	-.640	
지역절대적빈곤율( $\beta_{15}$ )	-71.058	67.980	-1.045	
지역불평등정도( $\beta_{16}$ )	58.073	120.397	.482	
지역의빈곤아동대비보호아동비율( $\beta_{17}$ )	1.388	.991	1.401	
가구수급여부*지역불평등( $\beta_{18}$ )	46.696	22.936	<b>2.036*</b>	
무선효과	변량	자유도	$\chi^2$	P
초기값( $\gamma_{00}$ )	13190.489	410	973.076	.000
기울기(시간)( $\gamma_{10}$ )	968.981	410	657.801	.000
level-1 ( $e_{ti}$ )	33258.215			

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05, †p<.1

조건모형을 분석한 결과, 2단계 예측변수를 통해 개별아동 TV 및 인터넷 사용시간 초기상태에 가구의 특성과 지역의 특성이 모두 유의미한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 즉, 초등학교 4학년 당시 아동의 TV 및 인터넷 사용시간은, 가구의 특성과 관련한 변수 중에서 가구소득이 적을수록, 맞벌이 가구일수록, 양부모 가구가 아닐수록, 긴 것으로 나타났다. 지역사회의 특성과 관련하여서는 아동이 거주하는 지역의 절대적 빈곤율이 낮을수록 오히려 TV 및 인터넷 사용시간이 긴 것으로 나타났으며, 또한 지역의 불평등정도가 심각한 지역일수록 아동들이 TV 및 인터넷을 사용하는 시간이 긴 것으로 나타났다. 아동보호서

비스와 관련하여서는 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수의 비율이 높을수록 TV 및 인터넷 사용시간이 짧은 것으로 나타났다. 이것은 절대빈곤율이 높은 지역의 경우 지역에 거주하는 빈곤아동에 대한 돌봄 서비스 또한 집중되어 있을 가능성을 보여주는 결과로 예측해 볼 수 있다. 마지막으로 2수준의 독립변수 중 가구의 특성과 지역의 특성간의 상호작용으로 인한 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화를 확인하기 위하여, 대상아동가구의 수급여부와 지역의 불평등과의 상호작용항을 투입한 결과, 불평등한 지역에 거주하는 빈곤가구의 아동인 경우 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 유의미하게 긴 것으로 나타났다. 이것은 빈곤아동의 경우, 지역사회의 돌봄서비스의 적용을 받을 수 있는지에 따라 시간사용의 패턴이 달라질 수 있음을 시사하는 결과의 일부로 예측해 볼 수 있다.

분석대상아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 시간에 따른 평균 변화율은 전반적으로 음(-)의 방향인 것으로 나타났다. 즉, 시간이 경과할수록 아동의 TV 및 인터넷 사용시간 변화율은 유의미하게 감소하고 있었다. 이것은 앞서서도 언급하였듯이 아동이 상급학교로 진학할수록 학교에서 보내는 시간이 길어지고, 다양한 이유로 점차 집에서 혼자 보내는 시간이 대체적으로 감소할 수 있으며 또한, 학습양이나 또래와의 활동을 포함한 다양한 활동의 증가로 인해 결과적으로 TV나 인터넷 사용시간이 감소하고 있음을 보여주는 결과로 해석할 수 있다. 아동의 TV 및 인터넷 사용시간 변화율에 영향을 미치는 가구관련 특성은 가족구조로 나타났는데, 양부모 가구의 아동일수록 TV 및 인터넷 사용시간의 변화율 감소가 큰 폭으로 나타남을 알 수 있다. 이것은 가족 내에서 아동의 시간사용과 같은 일상생활에 대한 수퍼비전을 할 수 있는 성인이 많을수록 TV 및 인터넷 사용시간이 더 빠르게 감소할 수 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다. 지역특성과 관련하여서는 지역관련 개별변인들은 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 변화율에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 그러나 가구수급여부와 지역불평등과의 상호작용항을 투입한 결과, 불평등한 지역의 빈곤가구 아동일수록 시간의 변화에 따른 아동의 TV 및 인터넷 사용시간 감소율이 완만한 것으로 나타났다. 즉, 불평등한 지역의 빈곤가구 아동의 경우 연령 증가에 따른 TV 및 인터넷 사용의 감소가 우리나라 아동의 평균적인 감소율에 비해 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 초기값에서와 마찬가지로 아동을 돌봄을 위한 자원이 비교적 부족한 빈곤가구의 아동이 지역사회 내의 돌봄자원이 부족한 불평등한 지역에 거주하는 경우 오히려 절대적 빈곤지역에 거주하는 경우보다 방임될 가능성이 높을 수 있음을 일부 보여준다고 할 수 있다.

조건모형에서 초기값과 기울기의 상관관계는 -.358로 나타났으며, 이것은 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 클수록 기울기가 .358단위 만큼 감소함을 의미한다. 즉, 초등 4학년 시기에 TV 및 인터넷 사용시간이 긴 아동에 대한 개입이 우선적으로 고려되어야 함을 확인할 수 있다. 이를 위하여 가구의 소득이나 맞벌이 여부와 같은 가구의 특성 뿐 아니라 아동이 거주하는 지역의 특성과 돌봄체계 현황 등을 함께 고려하여야 함을 다시 한번 확인할 수 있다.

## V. 결론 및 제언

본 연구는 돌봄과 관련된 지역사회 및 가구의 특성이 연령증가에 따른 아동의 방과후 시간사용 중 TV 및 인터넷 사용시간에 미치는 영향이 어떻게 변화하는 지 살펴보았다. 또한 개별아동간 시간 경과에 따른 TV 및 인터넷 사용시간 변화에 지역사회의 특성과 가구의 특성이 어떻게 영향을 미치는지 확인하였다.

분석결과와 이를 기초로 몇가지 제언을 하고자 한다. 첫째, 가구의 소득이 적을수록 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 큰 것으로 나타났다. 이는 선행연구의 결과와 일치하는 것으로 빈곤가구일수록 아동의 미디어 사용시간이 길어지며, 이러한 장시간의 미디어 사용은 정서발달이나 학업성취도에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

둘째, 맞벌이 가구일수록 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 큰 것으로 나타났다. 양극화와 사회안전망의 부족으로 점차 맞벌이 가구가 증가하고 있는 추세이며, 이것은 선행연구에서도 유사한 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과를 통해 TV 및 인터넷 사용이 아동의 발달에 미칠 수 있는 다양한 영향에 대한 부모 또는 아동대상의 교육이 예방적 차원에서 실시될 필요가 있음을 확인할 수 있다.

셋째, 아동이 거주하는 지역의 절대빈곤율이 낮을수록 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 큰 것으로 나타났다. 또한 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수의 비율이 높을수록 TV 및 인터넷 사용시간이 줄어드는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다른 변수들과의 관계와 함께 면밀한 검토가 필요하겠으나, 우선적으로 예측할 수 있는 이유 중의 하나는 절대빈곤율이 높은 지역의 돌봄서비스 현황이다. 즉, 빈곤지역일수록 지역아동센터나 학교 내의 방과 후 돌봄서비스, 교육복지서비스 등의 사회적 지원이 집중되어 있으므로, 이로 인해 방과 후 방임시간이 비교적 줄어들어 아동의 TV 및 인터넷 사용시간이 감소할 수 있음을 생각해 볼 수 있다.

넷째, 불평등한 지역의 아동일수록 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 높은 것으로 나타났다. 절대빈곤 지역과는 반대방향으로 불평등이 오히려 아동의 TV 및 인터넷 사용시간과 정적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 이것은 상대적 불평등이 심각한 지역은 절대빈곤지역에 비해 오히려 돌봄서비스가 부족할 수 있음을 추측해 볼 수 있으며, 실제 돌봄서비스 현황에 대해 지역단위로 검토할 필요가 있다.

다섯째, 가족구조는 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 기울기에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 초4, 중1, 고1까지 시간의 경과에 따라 아동의 TV 및 인터넷 사용시간은 평균적으로 감소하고 있으며, 양부모 가구의 아동일수록 그 기울기의 변화가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 한부모 가구의 경우 경제적 지원 이외에 아동양육과 관련된 지원이 확충될 필요가 있음을 확인할 수 있다.

여섯째, 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수의 비율은 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 기울기에 영향을 미치지 않았다. 빈곤아동수 대비 지역아동보호수 비율이 비록 아동의 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값에는 영향을 미치지 않지만, 아동이 중학교, 고등학교로 자라감에 따라서는 영향이 없는 것은 지역의 중학생, 고등학생을 위한 돌봄 서비스의 부족을 그 원인으로 생각할 수 있다. 현재 우리나라의 돌봄서비스는 초등학생, 그것도 주로 초등학교 저학년층을 중심으로 이루어지고 있다. 본 연구에 투입된 지역의 빈곤아동수 대비 지역아동보호수 역시 초등학생을 주요 대상으로 하는 지역아동센터, 방과후 보육, 복지관 방과후 교실의 비중이 절대적으로 높고, 청소년을 대상으로 하는 방과후 아카데미의 이용아동 수의 비중은 약 4.7%에 불과하다는 점이 이를 뒷받침한다.

마지막으로 가구수급여부와 지역의 불평등과의 상호작용항은 아동 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값에는 음(-)의 방향으로, 기울기에는 양(+)-의 방향으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 불평등의 지역사회에 거주하는 빈곤가구의 아동일수록 TV 및 인터넷 사용시간의 초기값이 평균보다 길며, 시간이 경과하면서 평균적으로 나타나는 TV 및 인터넷 사용시간의 감소율의 기울기를 완만하게 하고 있었다. 다시말해 불평등한 지역에 사는 수급아동들은 절대빈곤으로 인한 어려움 이외에 상대적 박탈감도 더 많이 느낄 수 있으며, 상대적 박탈감이 미래에 대한 절망으로 이어져, 학업을 더 빨리 포기하고, TV 및 인터넷의 과도한 사용으로 이어질 수 있다.

## 참고문헌

- 과학기술정보통신부 · 한국정보화진흥원(2017). 2017년 스마트폰과의존실태조사
- 교육부 · 보건복지부 · 질병관리본부(2017). 제13차(2017년)청소년건강행태온라인조사 통계
- 권진 · 박지은 · 오지영(2016). 남자 중고등학생의 인터넷 게임중독에 미치는 영향요인 비교 연구. 한국산학기술학회논문지. 17(2). 75-86.
- 김교성 · 김성욱 · 이정면 · 노혜진(2008), 빈곤의 측정과 규모에 관한 연구. 한국사회복지조사연구. 29. 297-320.
- 김세원 · 김선숙. (2012). 지역사회간 사회경제적 불평등이 아동 건강에 미치는 영향. 한국아동복지학. 39. 127-150.
- 김은엽 · 이지영(2012). 중고등학생의 평일 인터넷 게임시간과 가정 환경 요인. 한국산학기술학회논문지, 13(11). 5326-5336.
- 류성욱 · 이훈(2013). 청소년의 여가제약이 게임중독에 미치는 영향. 관광레저연구. 24(4). 289-305.
- 박현숙 · 권윤희 · 박경민(2007). 청소년의 인터넷 게임 중독 영향 요인. 대한간호학회지. 37(5). 754-761.
- 보건복지부 · (사)부스러니사랑나눔회(2006). 지역아동센터 운영성과 분석에 따른 운영모델 개발 및 발전방안 모색
- 배성만(2014). Data Mining을 이용한 아동 및 청소년의 인터넷 게임중독의 예측 요인 탐색. 청소년학연구. 21(9). 259-278.
- 안수빈 · 김보람 · 이강이(2017). 아동의 미디어 이용시간, 문제행동, 학교생활적응간의 구조적 관계. 아동학회지. 38(2). 191-204.
- 엄미경(2002). 초등학생의 컴퓨터 게임 이용실태 및 게임중독정도와 정신건강간의 관계. 한국학교보건학회지, 15(1). 21-30.
- 이상균(2017). 아동 체질량지수의 중단궤적유형과 영향요인. 사회과학연구. 28(4). 19-42.
- 이현주 · 고혜진(2012). 청소년 인터넷 게임과몰입에 대한 가족요인의 영향:일반사용자, 잠재적위험사용자, 고위험사용자에 대한 비교분석. 사이버사회문화. 3(1). 85-114.
- 정선영(2013). 어머니의 취업이 청소년 자녀의 비만 및 저체중에 미치는 영향-TV 시청과 인터넷 이용의 매개효과를 중심으로-. 한국아동복지학. 41. 39-66.
- 정수정(2017). 아동생활시간 잠재계층유형의 영향요인과 발달결과. 이화여자대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 정은진 · 김기현(2018). 청소년정책 추진체계의 유형과 정책성과에 관한 OECD 국가비교. 한국청소년연구. 29(1). 117-143.
- 정재기(2011). 부모의 사회경제적 지위와 청소년의 인터넷 이용행태: 생활시간조사의 활용. 한국사회학 45(5). 197-225.
- 정해련(2016). 가구소득에 따른 자기보호 아동의 방과후 생활시간 사용 양태. 서울대학교 아동가족학과 석

사학위논문.

정혜지(2016). 가구소득이 아동의 생활시간에 미치는 영향-부모 양육방식의 매개효과를 중심으로-. 경기대학교 사회복지학과 석사학위논문.

주석진·좌동훈(2011). 청소년들의 인터넷 게임중독에 미치는 예측모델: 인구사회학적 특성과 가족관련 특성을 중심으로. 청소년학연구. 18(5). 165-190.

한겨레(2017. 3.6.) 한국 '평등한 나라' 순위 18위에서 27위로 . . . 새 지니계수 신뢰성 얻을까.

홍민기(2017). 보정 지니계수. 경제발전연구. 23(3). 1-22.

Bogen, K., & Joshi, P. 2001. "Bad work or good move: The relationship of part-time and nonstandard work schedules to parenting and child behavior in working poor families." Paper presented at the Conference on Working Poor Families:Coping as Parents and Workers, Bethesda, MD.

Brown, J.E., Broom, D.H., Nicholson, J.M., & Bittman, M. (2010). Do working mothers raise couch potato kids? Maternal employment and children's lifestyle behaviors and weight in early childhood. *Social Science & Medicine*. 70. 1816-1824.

Franzini, L., Elliot, M.N., Cuccaro, P., Schuster, M., Gilliland, M.J. Grunbaum, J.A., Frankin, F., & Tortolero, S.R. 2009. "Influences of physical and social neighborhood environments on children's physical activity and obesity." *American Journal of Public Health*, 99(2). 271-278.

Menaghan, E. & Parce,T.L 1995. "Social sources of change in children's home environments: The effects of parental occupational experiences & family conditions". *Journal of Marriage and the Family*. 57:69-84.

Nikkelen, S.W., Valkenburg, P.M., Huisinga, M., & Bushman, B.J. (2014). Media use and ADHD-related behaviors in children and adolescents: A meta-analysis. *Developmental Psychology*. 50(9). 2228-2241.

Swing. E.L.Gentle, D.A., Anderson, C.A., & Walsh, D.A.(2010). Television and video game exposure and the development of attention problem. *Pediatrics*. 126(2). 214-221.



# 빈곤지위로 본 청소년의 진로성숙도 예측요인 및 단기종단적 변화

정희선(한국보건사회연구원 연구원)

박성희(충북대학교 아동복지학과 박사과정)

방혜나(충북대학교 아동복지학과 박사과정)

윤혜미(충북대학교 아동복지학과 교수)

본 연구는 가구 빈곤지위(빈곤/비빈곤)에 따른 청소년의 진로성숙도 영향요인에 관심을 두고 요인의 차원을 개인요인, 가족요인, 사회요인으로 구분하여 영향력을 파악하고자 한다. 또한 중학생 시기의 진로성숙도가 고등학생 시기에는 어떻게 변화하는지 빈곤지위변화와 함께 동태분석하여 빈곤가구 청소년의 진로장벽을 최소화하기 위한 정책적 함의를 도출하고자 한다. 연구자료는 한국복지패널의 진로성숙도 문항이 신설된 4차년도와 7차년도 자료를 이용하였으며 512명의 응답이 분석되었다. 분석결과 청소년의 진로성숙도는 빈곤가구 청소년의 진로성숙도는 하락하고 있는 것으로 나타났다. 진로성숙도의 예측요인으로는 중학생은 부모교육참여가, 고등학생은 심리사회적 학교환경과 참여활동 및 서비스 이용경험이 유의미한 영향력을 미쳤다. 또한 친구애착과 자아존중감은 중학생과 고등학생 모두 중요한 예측요인으로 분석되었다. 마지막으로 진로성숙도의 변화를 단기종단적으로 살펴본 결과, 청소년의 진로성숙도 향상은 비빈곤가구에 비해 빈곤가구에 관찰되었으나 새로 빈곤에 진입하거나 빈곤을 탈출하는 등의 빈곤지위 변화는 단기적으로 진로성숙도에 유의한 영향을 보이지 않았다. 본 연구는 단기종단적 청소년의 진로성숙도의 변화에 미치는 영향을 살펴보고, 빈곤지위로 구분하여 살펴봄에 따라 빈곤가구 청소년의 진로성숙도 향상을 위해 차별적 접근이 필요하다는 경험적 자료를 제공하는데 의의를 지니고 있다.

## I. 서론

최근 우리나라에서 회자되고 있는 수저계급론은 가난의 대물림으로 인해 계층 상승 기회의 획득이 점점 어려워졌다는 현실을 반영하고 있다. 1980년대 후반부터 소비자본주의와 신자유주의가 심화되면서 계층 고착화가 가시화되고 있는 것인데, 계층 고착화는 사회통합 저해의 주요한 요인이다. 돌이켜보면, 신분제가 폐지된 사회에서 그동안의 계층이동 동력은 교육이었다. 개인적 수준에서 이루어지던 교육 투자는 1980년대 이후 관찰되는 사회변화에 대한 고전적 복지국가 접근의 간극을 보완하는 사회투자정책방향과 일치하면서 인적자본에 대한 투자로 이어진다. 미래 인력이 지식기반사회에서 도태되지 않도록 인적 자원에 대한 투자를 증대시키는 역량 형성 정책의 핵심이 된 것이다(양재진, 2009). 즉, 소득 양극화로 인한 계층 고착화를 개선하기 위한 노력 중 하나로, '공평한 출발'을 가치로 하여, 아동에 대한 투자로서 돌봄과 교육의 공공성 강화가 대두된 것이다.

그러나 정부의 공교육 강화를 위한 노력과는 별개로, 심화되는 경쟁구도에서 미래 직업지위의 우위를 선점하려는 노력은 진로탐색과 진로준비에서 개별 가족의 사교육비 부담과 부모의 역할을 여전히 강조한다. 이러한 가족주의적 교육제도와 소득계층에 따른 교육의 양극화는(장경섭, 진미정, 성미애, 이재림,



2015) 학교 교육 이외의 사교육 지출을 기대하기 어려운 빈곤가구 청소년의 진로준비 상황을 매우 불안하게 한다(엄태영, 김교연, 한복남, 2009). 더욱이 4차 산업혁명에 따른 인공지능에 의해 컴퓨터나 기계가 독자적으로 상호 소통하는 스마트 생태계 개념이 주가 되는 4차 산업시대에 부모로부터의 진로지도가 부족한 빈곤청소년은 이중고를 겪을 확률이 높다. 4차 산업혁명은 생산성 증대, 특정 일자리 증가, 일상생활의 편리함 등을 가져오는 반면 4차 산업 정보나 지식이 부족한 계층의 경제적, 사회적 불평등과 양극화는 더 심해져서, 안정적인 고용을 보장하는 일자리가 감소할 것으로 예측되기 때문이다(이지연, 2017).

청소년기의 진로탐색과 진로선택 등 진로성숙도에 주목해야 할 이유가 여기에 있다. 진로성숙도란 개인이 자아와 직업 세계를 이해하고 자신의 진로 발달을 위한 지식을 습득하고 계획해나가는 수준으로 정의된다(이현미, 정제영, 2017). 청소년기는 직업선택을 비롯하여 앞으로의 삶을 계획하고 수행하기 위하여 자신과 환경을 탐색하고 이해하면서 스스로 진로에 대한 의미를 형성해 가는 중요한 시기이다(정미나, 노지은, 2016). 청소년의 진로에 대한 이해와 계획에 대한 특성들은 향후 직업지위 등을 예측하는 지표가 될 수 있다(김희자, 2008).

청소년의 진로성숙도에 대한 연구들을 살펴보면, 청소년의 자아존중감이 높고, 자기유능감이 높을수록 진로성숙도는 높게 나타났고(서우석, 2015), 부모의 학업지원, 상호작용, 양육태도가 진로성숙도에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다(임현정, 2016). 최근 한국청소년정책연구원의 발표에 의하면, 청소년의 진로결정은 부모의 학력, 직업지위, 경제수준과 관련이 있는 것으로 나타났다. 즉, 부모의 학력 및 직업지위가 높고, 경제적수준이 높은 경우 부모와 자녀 간 진로에 대한 대화를 더 자주하며, 진로준비활동을 더 활발하게 하였다(안선영, 김희진, 강영배, 송민경, 2012). 반면 빈곤가구의 경우는 방과 후 혼자 지내는 시간이 길며, 부모가 현재 자녀를 잘 키우고 있다고 생각하는 인식의 정도도 일반가구보다 낮은 점수를 보이는 것으로 나타났다(여유진 외, 2016).

선행연구는 진로성숙도가 개인요인, 가족요인, 사회 및 문화적인 요인을 통해 형성된다고 밝히고 있으나, 지금까지의 연구들은 빈곤의 영향을 통제변인 수준에서 단순하게 취급하여 빈곤이라는 사회경제적 조건의 파장을 간과한 면이 있으며 대부분이 횡단적 분석에 그치고 있다. 그러나 진로성숙도는 시간의 흐름에 따라 변화한다(Super, 1964). 진로성숙도의 변화를 제대로 추론하기 위해서는 동일한 개인에 대한 반복 측정치를 바탕으로 한 검증이 필요하다. 또, 시간의 흐름에 따른 진로성숙도 수준의 변화가 측정되었다면 변화의 원인을 파악해야 하는데, 청소년 개인의 내적 요인 이외에도 청소년이 처한 외적 요인의 변화에 의해서도 영향을 받는지 살펴야 한다.

이에 본 연구는 가구 빈곤지위(빈곤/비빈곤)에 따라 청소년의 진로성숙도를 개인요인, 가족요인, 사회요인으로 구분하여 영향력을 파악하고자 하며, 중학생 시기의 진로성숙도가 고등학생 시기에는 어떻게 변화하는지 빈곤지위변화와 함께 동태분석하여 빈곤가구 청소년의 진로장벽을 최소화하기 위한 정책적 함의를 도출하고자 한다. 연구자료는 한국복지패널의 진로성숙도 문항이 신설된 4차년도와 7차년도 자료를 이용하였으며 512명의 응답이 분석되었다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

**연구문제 1.** 빈곤지위에 따라 청소년의 진로성숙도는 어떠한가?

**연구문제 2.** 빈곤지위에 따라 청소년의 진로성숙도에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

**연구문제 3.** 청소년의 진로성숙도 변화에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

## II. 이론적 배경

### 1. 진로성숙도

청소년기는 본격적인 노동시장으로 진입하기 위한 도약의 시기로 이때의 진로선택은 인생의 방향을 선택하는 아주 중요한 의사결정 중 하나이다(임현정, 김난옥, 2011). 진로를 선택하고 결정하는 일은 어느 한 순간에 갑자기 이루어지지 않고, 시간과 경험에 따라 변화하며 성숙하는 지속적 과정으로, 다양한 영역에서 발달 과업 성취에 직면해 있는 청소년에게 있어 자신의 진로성숙과 관련된 발달과업을 수행하는 것은 매우 중요하다(최윤미, 이문희, 2011). 청소년들이 진로를 탐색하는 데 있어 진로성숙도는 중요한 요인이다. 선행연구에서 진로성숙도는 진로발달, 진로선택, 진로성숙 등 다양한 표현을 사용하지만 모두 유사한 의미로 쓰인다. 본 연구에서는 진로성숙도라는 용어로 통일하며, 이현미와 정제영(2017)이 사용한 '개인이 자아와 직업 세계를 이해하고 자신의 진로 발달을 위한 지식을 습득하고 계획해나가는 수준'으로 정의하고자 한다. 다시 말해 진로성숙도는 유사한 연령집단에서의 상대적 진로발달 수준을 나타내는 개념이다.

진로성숙도의 구성개념을 살펴보면 태도(attitudes)와 능력(competencies)차원을 포함하고 있다. 태도차원은 결정성, 관여성, 독립성, 타협성, 성향으로, 능력차원은 자기평가, 직업정보, 목표선정, 계획, 문제해결로 구성된다. 진로성숙도 모형에 따르면 계획성 있는 진로탐색을 바탕으로 축적된 진로정보가 의사결정을 지원하게 되며 개인은 이때부터 실질적인 진로선택을 할 수 있는 성숙하고 준비된 상태에 이른다(Savickas, Briddick, Watkins, 2002). 따라서 진로성숙도는 개인의 진로발달 수준을 나타내는 지표로서 활용될 수 있으며, 진로성숙도가 높은 개인은 진로성숙도가 낮은 개인에 비하여 자신에게 적합한 진로를 합리적으로 선택할 수 있는 역량을 지닌다는 것을 알 수 있다(박효희, 성태제, 2008)

### 2. 청소년의 진로성숙도에 영향을 미치는 요인

진로성숙도 개념은 1950년대에 들어서면서 Ginzberg, Ginsburg, Axelrad & Herma(1951)에 의해 '진로 발달은 진로선택은 초기 아동기(early childhood)부터 시작하여 흥미, 능력 및 기회에 기반하여 생애단계에서 일어나는 일련의 연속적인 과정' 이라고 보는 시각이 등장하게 되었다. 이후 Super(1957)는 '진로성숙도'를 진로발달 이론에서 가장 중요한 요인으로 보고 '직업의 준비부터 은퇴까지의 발달과업에 대처해 나가는 태도적이고 인지적인 준비도'로 개념화하였다.

개인의 진로발달 다섯 단계 중 청소년기에 해당하는 탐색기(exploration stage)는 자신의 특성을 파악하고 이해하기 위해 노력하며 자신이 진출할 진로 영역을 파악하려는 시기이다(Super, 1964). 따라서 청소년기에는 학교수업, 여가활동, 취미활동, 동아리활동 등 보다 다양한 경험을 통해 자신의 흥미와 가능성을 발견하고 어떤 것이 자신에게 적합한 진로 대안이 될 지 파악해 나가야 한다. 그런데 진로성숙도는 개인의 생애사에 깊은 관련을 두고 있어 장시간에 걸쳐 구성되며 개인은 물론, 자신을 둘러싼 가족, 사회환경과의 상호작용에 영향을 받는다. 자아개념, 지능과 같은 개인의 내적요인과 학년, 사회경제적 지위와 같은 외적 요인의 상호작용이 진로성숙도를 형성하게 되며, 어릴 때부터 일련의 단계를 거쳐 발달하는 것이다.

그동안의 진로성숙도와 관련된 개인요인을 살펴본 연구들에 의하면, 성별, 자아존중감, 자기효능감, 학업성취, 정서성, 사회성 등이 진로성숙도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남학생보다 여학생이, 학년이

높을수록 청소년의 진로성숙도가 높게 나타났으며(김성아, 2012), 자아존중감이나 자기유능감이 높을수록 진로성숙도가 높은 것으로 나타났다(서우석, 2015; 장연진, 구혜영, 2014). 또한 학업성취와 사회성도 진로성숙도에 정적인 영향을 보이는 것으로 연구되었다(김유미, 권윤정, 2014; 김성아, 2012). 이러한 선행연구를 통해 개인의 심리적인 특성과 학업에 대한 관심은 자신의 진로준비와 영향력을 미치고 있는 것을 알 수 있다.

한편, 가족요인에 대한 연구는 주로 부모의 양육태도, 상호작용, 부모의 학업지지와 진로성숙도 관계에 주목하고 있다. 먼저, 부모의 학업지원, 자녀와의 상호작용, 자주적인 양육태도가 진로성숙도에 긍정적인 영향을 보였으며(임현정, 2016), 부모와의 애정관계가 좋고, 이해수준이 높을수록, 부모의 외출감독수준이 높을수록 진로성숙도가 높게 나타났다(김유미, 권윤정, 2014). 외국 연구에서도 진로탐색 및 의사결정과정에서 부모의 감정적, 사회적, 정보적 지지 등 다차원적인 지지의 영향력이 보고된 바 있다(Schultheiss et al., 2001). 그런데 이처럼 부모의 학업적, 정서적 지지는 진로성숙도에 긍정적인 영향을 미친다는 연구(이선영, 송주연, 2017)가 있는 한편, 가족요인은 청소년의 진로성숙도에 미미하거나 유의미하지 않은 영향을 보인다는 선행연구(김성아, 2012; 이경미, 이기홍, 2015)도 있어, 일관성은 부족하다.

청소년의 진로성숙도에 영향을 미치는 사회요인은 또래, 교사, 지역사회 등과 관련되어 연구되어 왔다. 친구의 사회적 지지는 진로성숙도에 긍정적인 영향을 미쳤으며(신경일, 김서정, 2016), 이는 대학생의 진로태도 성숙에도 큰 효과로 나타났다(정미나, 노자은, 2016). 교사도 영향을 주는데, 교사지지가 높을수록 진로성숙도가 높게 나타났으며(최미경, 2016), 진로교사의 지원은 중학생의 진로성숙도에 간접효과를 보였다(주영주, 강아란, 최세빈, 2013). 한편 청소년이 경험하는 진로 관련 지역사회요인의 역할에 대한 연구는 찾아보기 어렵다. 그러나 지역사회 청소년 활동 관련 기관이나 시설, 방과 후 활동에서도 진로 탐색이나 진로 박람회 등 청소년의 진로선택에 도움을 주기 위한 프로그램을 진행하고 있으며, 청소년의 참여도 이루어지고 있다. 본 연구에서는 참여 활동 및 서비스 이용 경험을 지역사회요인으로 설정, 그 영향을 살펴보고자 한다.

한편, 전술한 바와 같이 Ginzberg, Ginsburg, Axelrad & Herma(1951)와 Super(1964)는 진로를 선택하고 결정하는 것은 다양한 경험과 시간의 흐름 속에서 진행되는 과정이라고 보았다. 중학생과 고등학생의 진로성숙도 발달에 대한 임은미(2004)의 단기종단연구에서 진로성숙도의 변화는 성별, 학년별로 차이가 있었다. 진로성숙도의 하위요인을 태도영역, 능력영역, 행동영역으로 구분하여 살펴본 결과, 중학생은 능력영역과 행동영역은 향상되었으나 태도영역 진로성숙도는 저하된 반면, 고등학생의 경우 태도영역은 향상되었으나 능력영역과 행동영역은 하락하는 현상이 나타났다. 그러나 이 연구는 진로성숙도의 하위영역의 변화 양상이 다름을 확인했지만 8개월간의 단기 변화를 살펴본데 그친다는 점이 한계로 남았다.

이를 보완한 연구가 최윤미와 이문희(2011)의 연구인데, 이들은 진로성숙도 발달에서 개인차를 가져오는 위험요인과 보호요인에 대해 중3부터 고3까지의 변화를 살펴보았다. 연구 결과, 중3에서 고3까지의 진로성숙도는 유의미하게 증가하였다. 중3의 진로성숙도는 남학생보다 여학생이, 부모의 학력이 높을수록 진로성숙도가 높게 나타났으며, 시간이 흐름에 따라 자아존중감, 자기신뢰, 자기통제가 높을수록 진로성숙도의 변화율이 높아 보호요인으로 확인되었다. 반면 부모 스트레스, 친구 스트레스, 우울이 높을수록 진로성숙도의 변화율이 낮게 나타나 위험요인으로 확인되었다.

### 3. 빈곤과 청소년의 진로성숙도

진로를 선택하고 결정하는 것은 다양한 경험과 시간의 흐름 속에서 성숙하는 지속적인 과정이다. 중학생은 진로와 직업을 탐색하고 고등학교 진학의 방향을 설정하며, 고등학생은 진로를 구체화하여 대학교 학과 선택 및 직업선택을 준비한다. 이렇듯 청소년기는 자신의 미래를 구체적으로 준비해야 하는 중요한 시기로 진로의 결정을 위한 지식을 습득하고 계획을 하는 진로성숙도가 매우 중요함을 알 수 있다.

청소년정책연구원의 생활실태 국제비교 연구에 따르면, 우리나라 대학 비진학 빈곤청소년들의 진로교육 참여율은 10명 중 1.6명으로, 일반청소년에 비해 진로준비에 어려움을 더 겪고 있다. 이는 빈곤으로 인한 물리적인 환경으로 인해 진로탐색을 충분히 하지 못한 채 노동시장으로 진입한다는 것을 의미한다(윤민중, 김기현, 한도희, 배진우, 2015). 빈곤 청소년의 진로문제는 빈곤의 세대 간 이전 차단 및 계층이동의 가능성과 관련되기 때문에 주목해야 하며, 빈곤의 세대 간 대물림을 줄이기 위해서는 청소년들이 자신이 처한 사회경제적 제약 조건을 극복하고 긍정적인 진로 결정을 할 수 있도록 돕는 것이 중요하다(이영광, 김민수, 김민주, 2014).

지금까지 진로성숙도에 영향을 미치는 요인을 개인요인, 가족요인, 사회요인, 시작흐름에 따른 변화에 대해 살펴보았으며, 빈곤과 청소년의 진로성숙도와와의 관계에 대해 살펴보았다. 개인요인에서는 그동안의 선행연구를 통해 진로성숙에 상당한 영향력을 미치고 있는 것이 밝혀졌으나, 가족요인에서는 기존의 연구에서는 일치하지 않는 영향력을 보임에 따라 효과검증이 필요하다. 사회요인으로는 지역사회활동을 포함한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 또한, 진로성숙도의 예측 요인에 대한 종단연구는 다소 있었으나, 주로 개인요인과 부모요인의 관계만을 밝혀왔다. 본 연구는 이러한 선행연구의 한계를 보완하고자 개인요인과 가족요인 이외에 사회요인을 추가하여 보다 포괄적으로 살펴볼 것이다. 또한 기존의 연구에서는 청소년의 진로성숙도를 빈곤여부로 구분하여 살펴본 연구는 미미하다. 이에 본 연구에서는 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분하여 두 집단 간 청소년의 진로성숙도에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 더 나아가 중학교의 진로성숙도가 고등학교의 진로성숙도에 어떻게 변화하였는지를 살펴보고자 진로성숙도 점수를 상승, 유지, 하락으로 구분하여 단기종단적 변화를 살펴보고자 한다.

## Ⅲ. 연구방법

### 1. 연구대상 및 분석자료

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 구축하는 한국복지패널 자료를 활용하였다. 한국복지패널은 전국에 거주하는 가구를 층화표집 하였으며, 표본 배분은 저소득층 가구의 복지욕구를 효과적으로 파악하기 위하여 저소득층을 과대 표집 하였다. 본 연구에서 활용된 아동용 부가조사는 진로성숙도 문항이 신설된 4차년도와 7차년도 조사자료이다. 4차년도 자료는 중학교 1, 2, 3학년을 대상으로 조사를 진행하였으며, 7차년도 자료는 고등학교 1, 2, 3학년을 대상으로 조사를 진행하였다. 분석하기 위해서는 4차년도와 7차년도 모두 응답한 아동을 추출하여 균형패널을 활용하였으며, 아동조사의 전체 응답자는 512명이다.

## 2. 용어정의

진로성숙도는 개인이 자아와 직업 세계를 이해하고 자신의 진로 발달을 위한 지식을 습득하고 계획해 나가는 수준을 의미한다(이현미, 정제영, 2017). 가구의 빈곤지위는 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분하였다. 산출 방식은 OECD 가구균등화 방식인 가처분소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화된 가처분소득을 산출한 뒤, 균등화된 가처분소득의 중위값을 구하였다. 빈곤선을 구분하는 방식은 절대적 빈곤과 상대적 빈곤으로 분류된다. 절대적 빈곤은 최소한 유지되어야 하는 일정한 소득수준을 설정하여 기준에 미달하는 것을 의미하지만, 이는 생존에 필요한 최소한의 지출과 사회적 욕구를 반영하지 못한다는 비판을 받고 있다. 이에 전체 국민의 복지와 소득수준을 상대적인 방식으로 측정하자는 시도들이 나타났으며, 주로 평균소득이나 중위소득을 기준으로 측정하고 있다(김태완 외, 2017). 또한 우리나라도 2015년 7월부터 맞춤형 개별급여가 실시되면서 선정기준이 상대적 빈곤선 방식을 의미하는 기준중위소득으로 대체되었으며, 이는 국가간 비교에 대한 연구에서도 주로 사용됨에 따라, 본 연구에서도 상대적 빈곤기준을 활용하고자 한다. 이러한 기준을 바탕으로 빈곤가구는 중위소득 60% 미만인 가구를 의미하며, 비빈곤가구는 중위소득 60% 이상인 가구로 정의하고자 한다. 보통 빈곤연구에서는 중위소득 50%를 기준으로 살펴보고 있으나, 본 연구의 경우 청소년을 대상으로 살펴봄에 따라 차상위까지를 포괄하여야 한다고 판단되어 중위소득 60%를 기준으로 분석하고자 한다.

빈곤여부는 가족요인에 포함되는 변수이기는 하나, 본 연구에서는 빈곤여부에 따른 청소년의 진로성숙도에 대한 관계를 살펴보기 위하여 소득을 하나의 독립변수로 설정하여 분석하였다.

## 3. 주요 변수의 측정

### 1) 진로성숙도

한국복지패널에서 사용된 진로성숙도는 서울아동패널(2008) 서울아동발달 및 복지실태조사 설문지에서 활용된 문항을 통해 측정하였다. 측정문항은 21개의 문항으로 4점 척도로 측정하였으며, 부정적으로 질문하는 문항은 역코딩하여 총점을 계산하였다. 총점이 높을수록 진로성숙도가 높은 것을 의미하며, 진로성숙도 문항의 Cronbach'  $\alpha$ 는 각각 0.85(4차), 0.85(7차)로 신뢰할만한 내적타당도의 수준이다.

### 2) 개인요인

개인요인으로는 청소년의 성별과 자아존중감을 주요변수로 설정하였다. 한국복지패널에서 사용된 자아존중감은 Rogenberg(1965)의 자아존중감 한국어판 아동용 10문항과 자기효능감은 Shere et al.(1982)이 제작한 자기효능감 척도를 박현선(1998)이 빈곤청소년의 학교적응유연성의 연구에서 재구성한 일부 문항 3문항을 추가하여 총 13개의 문항으로 구성하였으며, 4점 척도이다. 부정적으로 질문하는 문항은 역코딩하여 총점을 계산하였으며, 총점이 높을수록 자아존중감이 높은 것을 의미한다. 자아존중감 문항의 Cronbach'  $\alpha$ 는 각각 0.89(4차), 0.88(7차)로 내적타당도는 신뢰할 만한 수준이다.

### 3) 가족요인

가족요인은 부모교육참여, 부모지도감독을 주요변수로 설정하였다. 한국복지패널에서 사용된 부모교육

참여와 부모지도감독은 이세용, 양현정(2003)이 아버지의 교육참여와 청소년 발달 연구에서 개발한 척도의 일부로 부모교육참여와 부모지도감독은 각각 4개의 문항으로 되어 있으며, 4점 척도이다. 두 지표 모두 총점이 높을수록 부모교육참여와 부모지도감독 정도가 높다는 것을 의미한다. 부모교육참여 문항의 Cronbach'  $\alpha$ 는 각각 0.65(4차), 0.74(7차)이며, 부모지도감독 문항은 각각 0.80(4차), 0.81(7차)로 신뢰할만한 내적타당도의 수준을 보여준다.

#### 4) 사회요인

사회요인은 심리사회적 학교환경, 학교유대감, 친구애착, 참여활동 및 서비스 이용경험을 주요변수로 설정하였다. 한국복지패널에서 사용된 심리사회적 학교환경에 대한 문항의 출처는 제공하지 않아 파악되지 않았다. 부정적인 질문을 하는 문항은 역코딩하여 총점을 계산하였으며, 총점이 높을수록 학교환경을 긍정적으로 인식하는 것을 의미한다.

학교유대감은 Cavazos(1990)의 학교생활척도를 박현선(1998)이 빈곤청소년의 학교적응유연성 연구에서 수정하여 사용한 척도로 6개의 문항으로 구성되어 있으며, 4점 척도이다. 부정적인 질문을 하는 문항은 역코딩하여 총점을 계산하였으며, 총점이 높을수록 학교유대감이 높다는 것을 의미한다. 친구애착은 서울아동패널(2005)의 척도를 참조하여 만든 4개 문항으로 구성되어 있으며 5점 척도이다. 총점이 높을수록 친구애착 정도가 높다는 것을 의미한다.

지역사회와 변수를 살펴보기 위하여 참여활동 및 서비스 이용경험 변수를 포함하였다. 학교 또는 지역 사회에서 '진로상담, 취업관련 프로그램' 등으로 구성된 세부항목 중 1번이라도 참여한 경험이 있는 경우는 참여활동 및 서비스 이용경험이 있는 것으로 분류하여 분석하였다. 심리사회적 학교환경 문항의 Cronbach'  $\alpha$ 는 각각 0.74(4차), 0.88(7차)이며, 학교유대감 문항은 각각 0.70(4차), 0.82(7차)이고, 친구애착 문항은 각각 0.80(4차), 0.65(7차)로 내적타당도는 신뢰할 만한 수준이다.

### 4. 분석방법

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 22.0 프로그램을 이용하여 분석하였다. 분석방법으로는 먼저, 기술통계와 측정도구의 신뢰도를 검증하기 위해 Cronbach'  $\alpha$ 를 구하였으며, 요인별 관련성을 검증하고, 다중공선성 문제를 검토하기 위해 상관분석을 실시하였다. 다음으로 빈곤과 비빈곤 가구에 따라 요인별 차이가 어떤지를 살펴보기 위하여 t-test를 실시하였으며, 진로성숙도의 예측요인을 살펴보기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다. 마지막으로 시간변화에 따른 청소년의 진로성숙도가 어떻게 변했으며, 변화를 주는 요인들이 무엇인지에 대해 살펴보기 위하여 다항로지스틱 모델을 활용하여 분석하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 연구대상의 일반적 특성

분석대상자는 512명으로 남자는 264명, 여자는 248명이다. 진로성숙도 평균은 중학생(4차)은 19.46점이며, 고등학생(7차)은 19.63점으로 나타났다. 4차와 7차 자료에 나타난 연구변수의 특성은 다음과 같다.

&lt;표 1&gt; 연구대상자의 일반적 특성

(단위: 명, %, 점, 회)

구분		중학생(4차)		고등학생(7차)	
		빈도(비중)	평균(S.D)	빈도(비중)	평균(S.D)
진로성숙도		512	19.46(4.71)	512	19.63(4.27)
성별	남	264(51.6)	-	264(51.6)	-
	여	248(48.4)	-	248(48.4)	-
자아존중감		512	25.73(6.29)	512	25.09(5.91)
부모교육참여		512	4.68(2.43)	512	4.87(2.61)
부모지도감독		512	7.29(2.86)	512	7.61(2.38)
심리사회적 학교환경		512	8.05(1.19)	512	7.29(1.96)
학교유대감		512	12.16(2.72)	512	11.36(3.33)
친구에착		512	12.63(2.81)	512	11.49(2.31)
참여활동 및 서비스 이용경험	있음	436(85.2)	2.85(1.64)	365(71.3)	2.93(1.83)
	없음	76(14.8)	-	147(28.7)	-
빈곤여부	빈곤	154(30.1)	-	120(23.4)	-
	비빈곤	358(69.9)	-	392(76.6)	-

주: 빈도(비중)는 가중치를 적용하지 않았으며, 평균(S.D)은 각 차수 집단가중치를 적용함.

## 2. 빈곤지위에 따른 차이

중학생과 고등학생의 진로성숙도를 살펴보면, 진로성숙도는 중학생(4차) 전체 평균(19.46)보다 고등학생(7차) 전체 평균(19.63)이 높은 것으로 나타났다. 진로성숙도의 경우는 중학생에서 고등학생으로 성장하면서 성숙효과에 의해 진로성숙도 점수가 자연스럽게 높아지는 경향을 보이고 있다는 것을 알 수 있다. 진로성숙도를 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분하여 그 변화를 살펴보면, 중학생의 경우는 빈곤가구가 비빈곤가구보다 점수가 높게 나타났으며 두 집단 간 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 반면, 고등학생의 경우는 빈곤가구가 비빈곤가구보다 점수가 낮게 나타났으며, 두 집단간 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났다.

부모교육참여와 부모지도감독의 점수는 중학생(4차)보다 고등학생(7차)때에 더 높게 나타났으며, 빈곤가구보다 비빈곤가구에서 더 높은 점수를 보였다. 부모교육참여는 빈곤가구와 비빈곤가구의 두 집단간 차이가 중학생과 고등학생 모두 통계적으로 유의미하게 나타났으나, 부모지도감독은 중학생(4차)때만 두 집단간 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났다.

한편, 자아존중감, 심리사회적 학교환경, 학교유대감, 친구에착은 중학생(4차)보다 고등학생(7차)때가 더 낮게 나타났으며, 빈곤가구 청소년이 비빈곤가구 청소년보다 전체적으로 더 낮은 점수를 보였다. 다만 학교유대감의 경우는 빈곤가구에서 비빈곤가구보다 다소 높은 점수를 보였다. 빈곤가구와 비빈곤가구간의 집단 간 차이를 살펴보면, 심리사회적 학교환경의 경우는 중학생(4차)때만 통계적으로 유의미한 차이를 보였다.

<표 2> 빈곤지위별 연구변수 값 차이

(단위: 점)

구분	중학생(4차)		고등학생(7차)		
	평균	S.D	평균	S.D	
진로성숙도	전체	19.46	4.71	19.63	4.27
	빈곤	19.49	5.18	18.72	4.44
	비빈곤	19.46	4.58	19.78	4.22
	<i>F</i> 값	-.06		2.04*	
자아존중감	전체	25.73	6.29	25.09	5.91
	빈곤	24.82	6.58	24.31	5.70
	비빈곤	25.98	6.20	25.22	5.94
	<i>F</i> 값	1.58		1.26	
부모 교육참여	전체	4.68	2.43	4.87	2.61
	빈곤	4.13	2.20	4.05	2.51
	비빈곤	4.83	2.48	5.01	2.60
	<i>F</i> 값	2.64**		3.01**	
부모 지도감독	전체	7.29	2.86	7.61	2.38
	빈곤	6.67	3.02	7.08	2.84
	비빈곤	7.45	2.79	7.70	2.28
	<i>F</i> 값	2.34*		1.80	
심리사회적 학교환경	전체	8.05	1.19	7.29	1.96
	빈곤	7.81	1.26	7.23	2.05
	비빈곤	8.12	1.16	7.30	1.95
	<i>F</i> 값	2.24*		0.31	
학교유대감	전체	12.16	2.72	11.36	3.33
	빈곤	12.37	2.66	11.38	3.27
	비빈곤	12.11	2.73	11.35	3.34
	<i>F</i> 값	-.83		-0.08	
친구애착	전체	12.63	2.81	11.49	2.31
	빈곤	12.11	3.20	11.04	2.53
	비빈곤	12.77	2.68	11.57	2.27
	<i>F</i> 값	2.00*		1.85	

주: \*<.05, \*\*<.01; 각 차수 횡단가중치를 적용함.

### 3. 진로성숙도 예측요인

중학생(4차)과 고등학생(7차) 각각의 진로성숙도 예측요인을 살펴보기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하기 전에 변수간 상관관계를 확인하였다. 변수들의 상관관계는 <표 3>과 같다.

<표 3>에 나타난 바와 같이 진로성숙도는 자아존중감과 부모교육참여, 부모지도감독, 심리사회적 학교환경, 학교유대감, 친구애착, 참여활동 및 서비스 이용경험과는 정적인 상관관계를 보였으며 통계적으로 유의미하였다. 반면 빈곤여부와는 부적인 상관관계를 가졌으며, 고등학생(7차)의 경우는 통계적으로 유의미하였으나, 중학생(4차)의 경우에는 통계적으로 유의미하지 않았다. 또한, 성별과 중학생(4차)의 진로성숙도는 중학생(4차)의 참여활동 및 서비스 이용경험에서 통계적으로는 유의미 하지 않았다. 진로성숙도와 빈



곤여부의 경우 부적인 상관관계를 보였으나 유의미하지 않았다. 일반적으로 상관계수는 .6이상인 경우 상관성이 높다는 것을 의미한다. 본 연구의 상관관계의 경우 모든 변수간의 상관계수가 기준 수치에 미달하여 분석틀에 있어 변수들간의 다중공선성은 문제가 없는 것으로 볼 수 있다.

<표 3> 변수들의 상관관계 분석

구분	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
1. 성별	1																			
2. 자아존중감(4차)	-.02	1																		
3. 자아존중감(7차)	-.11*	.43**	1																	
4. 부모교육참여(4차)	.02	.29**	.19**	1																
5. 부모교육참여(7차)	.00	.20**	.27**	.43**	1															
6. 부모지도감독(4차)	.19**	.29**	.16**	.50**	.31**	1														
7. 부모지도감독(7차)	.16**	.15**	.23**	.28**	.53**	.34**	1													
8. 학교환경(4차)	.01	.33**	.15**	.17**	.15**	.24**	.13**	1												
9. 학교환경(7차)	.08	.15**	.26**	.11*	.13**	.14**	.21**	.28**	1											
10. 학교유대감(4차)	.00	.38**	.21**	.11*	.10*	.11*	.11*	.30**	.20**	1										
11. 학교유대감(7차)	.06	.18**	.27**	.12**	.18**	.12**	.19**	.15**	.66**	.27**	1									
12. 친구애착(4차)	.20**	.25**	.11*	.08	.06	.18**	.11*	.10*	.12**	.13**	.08	1								
13. 친구애착(7차)	.06	.23**	.21**	.13**	.13**	.15**	.11*	.10*	.09	.16**	.14**	.32**	1							
14. 참여활동(4차)	-.02	.02	-.03	.10*	-.03	.06	-.03	.03	.00	-.01	.01	-.02	.00	1						
15. 참여활동(7차)	-.01	.09*	.13**	.08	.07	.06	.06	.07	.23**	.01	.16**	.06	.04	.10*	1					
16. 진로성숙도(4차)	.06	.51**	.24**	.27**	.17**	.22**	.13**	.16**	.13**	.21**	.18**	.29**	.36**	.08	.10*	1				
17. 진로성숙도(7차)	.02	.20**	.41**	.17**	.22**	.16**	.22**	.15**	.28**	.12**	.27**	.12**	.29**	.12*	.17**	.44**	1			
18. 빈곤여부(4차)	.05	-.12*	-.03	-.13**	-.13**	-.13**	-.09*	-.07	.00	.03	.06	-.09*	-.04	.01	-.04	-.01	-.04	1		
19. 빈곤여부(7차)	.09*	-.13**	-.06	-.15**	-.18**	-.11*	-.12**	-.06	-.03	.00	-.02	-.11*	-.08	-.05	-.04	-.00*	-.10*	.56**	1	

주: \*.<0.05, \*\*<0.01

다음으로 중학생 시기(4차)와 고등학생 시기(7차)의 진로성숙도 영향요인을 확인하기 위해 위계적 회귀 분석을 실시하였다(<표 4>). 모델1은 개인요인(성별, 자아존중감)을 투입하였으며, 모델2은 가족요인(부모교육참여, 부모지도감독), 모델3은 사회요인(심리사회적학교환경, 학교유대감, 친구애착, 참여활동 및 서비스 이용경험)을 각각 투입하였다. 또한 본 연구의 목적인 빈곤지위에 따른 청소년의 진로성숙도의 예측요인을 살펴보기 위하여 빈곤지위는 통제변수로 설정하였다.

중학생(4차)의 진로성숙도 예측요인은 모델1에서 개인요인 중 자아존중감이 높을수록 진로성숙도가 높은 것으로 나타났다. 모델2에서 가족요인을 투입한 결과 자아존중감, 부모교육참여 모두 유의미한 영향력을 보였다. 즉, 진로성숙도는 자아존중감이 높고, 부모교육참여가 높을수록 영향을 받는 것으로 나타났다. 모델3에서는 사회요인을 추가 투입한 결과 자아존중감, 부모교육참여, 친구애착이 유의미한 영향을 보였다. 자아존중감이 높을수록, 부모교육참여가 높을수록, 친구애착이 좋을수록 진로성숙도에 영향을 높이는 것으로 나타났다.

고등학생(7차)의 진로성숙도 예측요인은 모델1에서 개인요인 중 자아존중감이 높을수록 진로성숙도가 높은 것으로 나타났다. 모델2에서는 자아존중감과 부모교육참여가 유의미한 영향력을 보였다. 부모교육참여의 경우는 다소 미비한 영향력을 보였으나 중학생의 경우 사회요인에서 통계적으로 유의미한 영향력을

보인 요인들이 있었으며, 이와 같은 결과가 고등학생에게도 나타나는지를 확인하기 위하여 모델3으로 진행, 사회요인을 투입하였다. 모델3에서는 사회요인을 투입한 결과 자아존중감, 심리사회적 학교환경, 친구애착, 참여활동 및 서비스 이용경험이 통계적 유의미한 영향력을 보였다. 고등학생의 진로성숙도에는 개인요인과 사회요인이 주요한 영향력을 미치는 것을 알 수 있다. 즉, 자아존중감이 높을수록, 심리사회적 학교환경이 좋을수록, 친구애착이 좋을수록, 참여활동 및 서비스 이용을 할수록 진로성숙도가 높은 것을 알 수 있다.

<표 4> 진로성숙도 예측요인

구분		중학생(4차)			고등학생(7차)		
		모델1	모델2	모델3	모델1	모델2	모델3
상수		8.71***	7.68***	5.65**	13.13***	12.45***	7.36***
빈곤지위		0.46	0.64	0.71	-0.86+	-0.72	-0.60
개인	성별	0.62	0.66	0.39	0.51	0.48	0.27
	자아존중감	0.39***	0.36***	0.34***	0.29***	0.27***	0.22***
가족	교육참여		0.30**	0.29**		0.13+	0.09
	지도감독		-0.01	-0.03		0.04	0.02
사회	학교환경			-0.13			0.24*
	학교유대감			0.03			0.06
	친구애착			0.24**			0.34***
	참여활동			0.56			0.74*
수정된 $R^2$		0.27	0.29	0.31	0.16	0.17	0.23
$F$		21.12***	33.98***	20.67***	35.622***	22.51***	18.26***

주: +<1, \*<.05, \*\*<.01, \*\*\*<.001; 각 차수 횡단가중치를 적용함

이상의 결과를 종합하여 중학생과 고등학생의 진로성숙도 예측요인을 비교해 보면 다음과 같다. 전체 중학생과 고등학생의 진로성숙도 예측요인을 비교해보면, 공통적으로 개인요인에서 자아존중감, 사회요인에서는 친구애착이 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 중학생과 고등학생에서 차이가 있는 요인을 살펴보면, 가족요인에서는 중학생 때 부모교육참여, 사회요인에서는 고등학생 때 심리사회적 학교환경과 참여활동 및 서비스 이용경험이 진로성숙도를 예측하는 것으로 나타났다.

한편, 각 모델에 대한 설명력을 살펴보면 중학생(4차)은 모델3에서 31%의 설명력을 보인 반면, 고등학생(7차)은 모델3에서 23%의 설명력만 보이고 있다. 이는 중학생에서 고등학생으로 성장하는데 따라 인지 발달 및 생활환경이 변화하면서 본 연구에서 상정한 개인, 가족, 사회요인 이외의 다양한 요인이 복합적으로 작용하고 있다는 것을 짐작할 수 있다.

#### 4. 진로성숙도 단기종단적 변화

마지막으로 다항로지스틱 분석을 통해 진로성숙도(상승 및 하락)에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지를 살펴보았다. 분석을 위하여 주요변수들을 진로성숙도 변수와 동일하게 중학생(4차)에서 고등학생(7차)의 변화를 상승, 유지, 하락으로 구분하였으며, 빈곤지위변화는 빈곤유지, 빈곤진입, 빈곤탈출, 비빈곤으로 구분하여 관계를 살펴보았다. 가구의 빈곤여부가 4차년도에서 7차년도로 시간이 경과함에 따라 변화했을 가능성이 있기 때문이다.

빈곤지위변화는 중학생(4차)과 고등학생(7차)의 빈곤여부를 기준으로 중학생(4차)과 고등학생(7차) 모두

빈곤한 경우는 빈곤유지, 중학생(4차)에는 비빈곤이었으나 고등학생(7차)에는 빈곤인 경우는 빈곤진입, 반대의 경우는 빈곤탈출, 중학생(4차)과 고등학생(7차) 모두 비빈곤인 경우는 비빈곤으로 나누었다. <표 5>는 빈곤지위 변화를 보여준다. 조사대상가구가 4차년도에는 비빈곤이었으나 7차년도에 빈곤으로 진입한 경우는 5.47%, 빈곤을 탈출한 경우는 12.11%이고, 빈곤지위에 변화가 없는 빈곤유지집단은 17.97%, 비빈곤 집단은 64.45%로 나타났다.

<표 5> 연구대상자의 빈곤지위변화

(단위: 명, %)

구분		빈도	비중
빈곤 지위변화 (중학생(4차) → 고등학생(7차))	빈곤유지	92	17.97
	빈곤진입	28	5.47
	빈곤탈출	62	12.11
	비빈곤	330	64.45

주: 빈도(비중)는 가중치를 적용하지 않았음.

<표 6>의 다항로지스틱 분석 결과를 보면, 청소년의 진로성숙도의 상승에는 빈곤지위변화, 성별, 부모의 교육참여, 심리사회적 학교환경이 통계적으로 유의미한 영향력을 보였으며, 진로성숙도 하락에는 성별, 빈곤지위변화, 자아존중감, 지역사회에서의 참여활동 및 서비스 이용이 유의미하게 나타났다.

먼저, 빈곤지위변화는 진로성숙도의 상승과 하락 모두 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 빈곤유지를 기준으로 하여 빈곤에 진입하거나 빈곤을 탈출하는 지위변화가 있는 경우에는 빈곤의 진로성숙도에 대한 영향이 유의하지 않았으나, 비빈곤 집단의 경우 진로성숙도의 상승과 하락에 양의 영향을 보였다. 비빈곤한 청소년이 빈곤이 유지된 청소년에 비해 진로성숙도가 하락할 승산이 2.73배( $p<.05$ ) 높은 것으로 나타났고, 유의도 수준을  $p<.1$ 로 완화할 경우 진로성숙도가 상승할 승산도 2.29배 높은 것으로 나타난 것이다.

다음으로, 개인요인 중 성별은 진로성숙도와 통계적으로 유의미한 영향력을 보였다. 즉, 진로성숙도에는 남학생보다 여학생이 진로성숙도가 상승하거나 하락하는 등의 변화하는 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 여학생에 비해 남학생일 때, 진로성숙도가 상승할 승산이 0.36배( $p<.01$ )이고, 진로성숙도가 하락할 승산이 0.44배( $p<.05$ )로 나타났다. 즉, 여학생일 경우 남학생이 비해 진로성숙도의 상승과 하락에 좀 더 영향을 받으며, 특히 상승보다는 하락하는 비율이 더 크다는 것을 알 수 있다. 자아존중감의 경우는 진로성숙도의 상승보다는 하락에 영향력을 미치는 것으로 분석되었다. 자아존중감이 1만큼 하락할 때, 진로성숙도는 2.72배( $p<.01$ ) 하락한다는 것으로 해석할 수 있다. 이는 청소년기의 자아존중감이 진로를 탐색하고 결정하는데 매우 중요한 영향력을 미치고 있음을 알려준다.

한편, 가족요인에서는 부모의 교육참여가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부모교육참여는 진로성숙도의 변화에 유의미한 영향력을 보였다. 특이하게도 부모의 교육참여 수준이 중학생 시기와 고등학생 시기 모두 동일하게 유지된 경우 진로성숙도가 상승할 승산이 0.31배( $p<.01$ )로 나타났다.

마지막으로 사회요인에서는 친구애착을 제외한 심리사회적 학교환경과 지역사회 참여활동 및 서비스 이용 경험이 진로성숙도 변화에 영향을 미치는 것을 볼 수 있다. 심리사회적 학교환경의 경우 진로성숙도 변화에 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 중학생에서 고등학생으로 시간이 가는 동안 학교환경에 대한 심리사회적 인식이 하락하는 경우 진로성숙도가 상승할 승산이 0.45배( $p<.05$ )인 것으로 나타났다. 지역사회 참여활동 및 서비스 이용경험을 중학생과 고등학생 시기 모두 꾸준히 유지한 경우 진로성숙도가 하락할 승산은 0.39배( $p<.05$ )로 나타났다.

<표 6> 다항로지스틱 분석을 이용한 진로성숙도 요인분석

구분		진로성숙도 상승/진로성숙도 유지			진로성숙도 하락/진로성숙도 유지			
		B값	S.E	Exp(B)	B값	S.E	Exp(B)	
상수		2.50***	0.68		1.72*	0.67		
빈곤지위	(기준=빈곤유지)							
	비빈곤	0.83+	0.45	2.29	1.00*	0.44	2.73	
	빈곤탈출	0.21	0.58	1.24	0.04	0.57	1.04	
	빈곤진입	-0.63	0.71	0.53	-0.67	0.68	0.51	
개인	성별	(기준=여학생)						
		남학생	-1.01**	0.33	0.36	-0.82*	0.33	0.44
	자아 존중	(기준=상승)						
		유지	-0.86	0.53	0.42	-0.08	0.52	0.92
	하락	-0.23	0.36	0.79	1.00**	0.35	2.72	
가족	교육 참여	(기준=상승)						
		유지	-1.17**	0.42	0.31	-0.55	0.40	0.58
		하락	0.07	0.35	1.08	0.19	0.36	1.21
	지도 감독	(기준=상승)						
		유지	-0.42	0.44	0.66	-0.24	0.43	0.78
		하락	0.23	0.35	1.26	0.21	0.34	1.23
사회	학교 환경	(기준=상승)						
		유지	0.10	0.38	1.11	0.44	0.38	1.55
		하락	-0.79*	0.39	0.45	-0.14	0.37	0.87
	학교 유대	(기준=상승)						
		유지	0.12	0.53	1.13	0.55	0.52	1.74
		하락	-0.39	0.34	0.68	-0.37	0.34	0.69
	친구 애착	(기준=상승)						
		유지	-0.07	0.43	0.93	-0.69	0.44	0.50
		하락	0.36	0.37	1.43	-0.03	0.36	0.97
	참여 활동	(기준=상승)						
		유지	-0.78+	0.44	0.46	-0.94*	0.43	0.39
		하락	-0.38	0.68	0.68	-0.66+	0.66	0.52
-2로그우도					894.28			
$\chi^2$					110.80***			

주: +<.1, \*<.05, \*\*<.01, \*\*\*<.001; 가중치는 종단가중치를 적용함.

이상의 결과를 통해서 청소년의 진로성숙도는 개인, 가족, 사회요인에 모두 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 먼저 개인요인에서는 성별과 자아존중감 모두 영향력이 있는 것으로 나타났으며, 진로성숙도의 상승보다는 진로성숙도의 하락에 더 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 남학생보다는 여학생이 진로성숙도에 더 많은 영향을 받고 있었으며, 자아존중감의 하락은 진로성숙도의 하락과 관련이 있음을 확인하였다. 가족요인으로는 빈곤지위변화와 부모교육참여가 진로성숙도의 상승에 영향력을 가지고 있는 것으로 나타난 결과를 보였다. 특히 빈곤지위에 변화가 없을 경우 진로성숙도가 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난 점과 부모교육참여는 진로성숙도 상승과 관련성을 보인 결과를 토대로 부모교육참여가 중요함을 알 수 있다. 사회요인에서는 심리사회적 학교환경과 참여활동 및 서비스 이용경험이 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 심리사회적 학교환경이 하락할수록 진로성숙도 상승에 부적인 영향력을 보인 결과를 토대로 청소년의 학교요인이 중요하다는 것을 파악할 수 있다. 그 밖에도 학교뿐만 아니라 지역사회에서

의 참여활동 및 서비스 이용경험은 경험수준에 변화가 없다면 경험수준이 증가한 경우에 비해 진로성숙도의 상승, 하락 두 방향의 변화 모두 일어날 승산이 낮은 것을 알 수 있다.

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 빈곤가구와 비빈곤가구 청소년의 진로성숙도 영향요인에 관심을 두고 요인의 차원을 개인, 가족, 사회로 구분하여 그 관계를 살펴보았다. 또 중학교 시기의 진로성숙도가 고등학교 시기에는 어떻게 변화하는지, 가구의 빈곤지위변화에 따라서는 어떻게 변화하는지를 살펴보기 위하여 다항로지스틱 분석을 통해 알아보았다.

먼저, 진로성숙도는 중학생보다 고등학생이 다소 높은 것으로 나타났는데 이는 청소년이 성장함에 따라 진로성숙도가 향상된다는 최윤미와 이문희(2011)의 연구결과와 맥을 같이 한다. 빈곤지위로 구분하여 살펴보면 중학생은 비빈곤가구보다 빈곤가구의 진로성숙도가 높은 반면, 고등학생은 빈곤가구보다 비빈곤가구의 진로성숙도가 높게 나타났다. 중학생에서 고등학생으로 성장하면서 진로성숙도의 변화정도를 살펴보면 서로 다른 양상을 보이는 것이다. 즉, 비빈곤가구 청소년의 경우는 진로성숙도가 상승하고 있는 것으로 나타났으나, 빈곤가구 청소년의 경우는 진로성숙도가 하락하고 있는 것으로 나타났다. 이는 고등학교로 진학하면서 학업내용이 심화되고 대학 진학 등 진로결정의 시간이 다가오는 과정에서 빈곤가구의 청소년보다 비빈곤 가구의 청소년이 부모의 더 많은 지원과 관심, 그리고 미래준비에 정보와 지도를 경험하게 되기 때문으로 추정할 수 있다. 거꾸로, 중학생일 때 진로성숙도가 오히려 높았으나 고등학생이 되어 하락하는 빈곤가구 청소년은 진로결정의 시기가 다가오면서 꿈을 이루는 과정의 현실적 장애를 인식하게 되고, 진로선택을 위한 지원과 지도를 제공받지 못한 까닭일 수 있다. 결과적으로 빈곤가구 청소년들이 진로 발달을 위한 지식습득과 계획 수준을 상승시키기 위한 진로교육과 상담 등 가정 외의 지원이 필요할 것으로 판단된다.

두 번째로 부모교육참여는 빈곤가구와 비빈곤가구의 집단간 유의미한 차이를 보였다. 중학생과 고등학생 모두 비빈곤가구보다 빈곤가구의 부모교육참여도가 낮았다. 또한 비빈곤가구의 경우 중학생에서 고등학생으로 변화하는 동안 부모교육참여가 높아진 반면, 빈곤가구의 경우 중학생에서 고등학생으로 변화하는 동안 부모교육참여 수준은 낮아진 것으로 나타났다. 이와 더불어 진로성숙도의 예측요인으로 중학생과 고등학생 모두 부모교육참여가 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤으며, 중학생에게 더 큰 영향력을 보이고 있는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 부모의 학업지원, 자녀와의 상호작용에 긍정적인 영향을 미친다는 선행연구(임현정, 2016)와 부모의 학업적, 정서적 지지는 진로성숙도에 긍정적인 영향을 미친다는 연구(이선영, 송주연, 2017)와 맥락을 같이 한다. 이를 통해 부모의 교육참여는 부모들이 자녀에 대해 관심을 가지고 의사소통을 자주하며, 자녀에게 많은 지지를 해 줌으로써 올바른 진로를 탐색하고 선택을 할 수 있도록 긍정적인 교육참여가 필요함을 시사한다. 특히 빈곤가구 부모의 교육참여가 비빈곤가구보다 낮은 결과를 토대로 빈곤가구의 부모에 대한 교육참여를 높이기 위한 방안 마련이 필요함을 시사한다.

세 번째로 중학생의 진로성숙도의 예측요인에서는 부모교육참여가 유의미한 영향력을 미친 것으로 나타난 반면, 고등학생의 진로성숙도 예측요인에서는 부모교육참여의 영향력이 다소 미비한 결과를 보였다. 이는 부모의 학업지원, 자녀와의 상호작용, 자주적인 양육태도가 진로성숙도에 긍정적인 영향을 보인 연구결과(임현정, 2016)와 비슷한 경향을 보였다. 그러나 고등학교 1학년 학생이 고등학교 3학년이 되었을 때까지의 진로성숙도에 대한 발달궤적을 규명하고자 한 연구에서 고등학교 1학년의 진로성숙도는 부모요인

에 영향을 받는 것으로 나타났으나 고등학교 3학년이 되었을 때의 진로성숙도 변화율에서는 부모요인이 밝혀지지 않은 결과(김유미, 권운정, 2014)와는 다소 다른 견해를 보이고 있다.

이와는 반대로 심리사회적 학교환경과 학교 또는 지역사회에서의 참여활동 및 서비스 이용경험은 고등학생의 진로성숙도에 유의미한 예측요인으로 분석되었으나 중학생의 진로성숙도에는 유의미한 영향력을 보이지 않았다. 이렇게 상반되는 두 결과를 토대로 중학생에서 고등학생으로 성장을 하면서 진로에 대한 관심과 준비는 부모의 영향보다는 학교에서의 생활, 지역에서의 진로상담, 취업관련 프로그램 참여, 타지역간의 교류에 대한 경험을 통해서 그 역량이 강화된다고 볼 수 있다. 이를 통해 중학생에게는 부모와의 관계에 대한 프로그램에 중점을 두어야 하며, 고등학생에게는 다양한 경험을 통해서 진로를 탐색할 수 있는 프로그램을 제공할 필요가 있음을 알 수 있다. 또한 지역사회에서 이루어지고 있는 진로에 대한 참여활동이나 서비스를 학교내에서 청소년의 실제의 진로결정에 도움이 되도록 포커스를 맞추어 진행된다면 그 효과성은 더 클 것이라고 생각한다.

네 번째로 친구애착은 중학생과 고등학생 모두에게 유의미한 영향력을 보였으며, 종단적 변화에서도 친구애착이 상승하는 비중이 높게 나타났다. 이는 친구의 정서적 지지가 진로결정성, 진로성숙도에 유의미한 영향을 미쳤으며, 친구의 평가적 지지가 진로준비성, 진로성숙도에 유의미한 영향을 보인 연구(신경일, 김서정, 2016)와 맥락을 같이 한다고 볼 수 있다. 이러한 결과를 토대로 친구의 애착과 지지는 청소년기에 중요한 역할을 하고 있다는 것을 확인하였으며, 친구와의 긍정적인 관계를 경험하도록 지원한다면 청소년의 진로성숙도 향상에 기여할 것으로 생각된다.

다섯 번째로 자아존중감은 청소년의 진로성숙도에 매우 중요한 예측요인으로 분석되었다. 즉, 자아존중감이 높은 청소년은 진로성숙도가 높았으며, 중학생에서 고등학생으로 성장하면서 자아존중감이 높아질수록 진로성숙도가 상승하는 것으로 나타났다. 이는 자기유능감과 자아존중감이 높을수록 진로성숙도가 높다는 기존의 연구(서우석, 2015; 장연진, 구혜영, 2014)와 자아존중감은 진로 계획 수준, 진로에 대한 자기이해, 직업에 대한 긍정적인 태도, 직업에 대한 수단적 태도 모두에서 유의미한 영향력을 보인 연구(이현미, 정제영, 2017)와 일치하는 결과이다. 즉, 자신에 대한 긍정적인 관점은 진로 결정에 대한 목표의식을 뚜렷하게 하고, 진로에 대한 확신을 높여주는 것으로 볼 수 있다. 그러나 빈곤가구의 청소년의 경우 비빈곤가구의 청소년보다 자아존중감이 더 낮은 것으로 분석된 결과를 바탕으로 빈곤가구 청소년들이 자기에 대한 생각과 자기효능감이 긍정적으로 향상될 수 있도록 할 수 있는 방안마련이 시급하다. 즉, 이들에게는 진로에 대한 관심과 탐색을 할 수 있는 기회를 제공하는 것도 중요하지만 그 보다도 먼저 자신에 대해 이해하고 긍정적인 자기애를 가질 수 있도록 부모, 친구, 교사의 지지가 더욱 필요할 것이다. 이와 더불어 지역사회에서 고민 및 문제 상담, 심리, 언어, 음악, 놀이치료 등의 다양한 프로그램을 통해 올바른 자아정체감이 형성될 수 있도록 지원하고 멘토링 서비스를 통한 진로지도가 필요하다.

마지막으로 진로성숙도의 변화를 단기종단적으로 살펴본 결과, 빈곤지위변화양상도 관련이 있는 것으로 나타났다. 청소년의 진로성숙도 향상은 비빈곤가구에서 관찰되었으나, 새로 빈곤에 진입하거나 빈곤을 탈출하는 등의 빈곤지위의 변화 사실은 단기적으로는 진로성숙도에 유의한 영향을 보이지 않았다. 즉, 진로성숙도는 장기간에 걸쳐 청소년 개인과 가족의 경제사회적 조건 및 부모의 관심 등 사회자원을 지속적으로 확보한 결과로 나타나는 누적적 성격이 있음을 보여준 것으로 해석할 수 있다. 다른 한편으로 빈곤과 진로성숙도는 부적 상관관계를 보였으며, 진로성숙도의 상승 및 하락에 미치는 요인으로도 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 빈곤으로 인하여 충분한 진로탐색을 하지 못한 채 노동시장에 진입한다는 연구(윤민중, 김기현, 한도희, 배진우, 2015)의 연구결과를 뒷받침하고 있다. 이를 해결하기 위

해서는 Super(1964)가 주장한 바와 같이 내적요인과 외적요인의 상호작용이 긍정적인 방향으로 나아갈 수 있도록 개인-가족-사회가 적극적으로 지원함에 따라 빈곤가구 청소년의 꿈을 실현할 수 있도록 진로장벽을 최소화하기 위한 방안 마련이 필요하다.

본 연구는 단기종단적으로 청소년의 진로성숙도의 변화에 미치는 영향을 살펴보았다는 점과 빈곤지위로 구분하여 살펴봄에 따라, 빈곤가구 청소년의 진로성숙도 향상을 위해 차별적 접근이 필요하다는 결론에 도달하였으며, 이를 입증할 경험적인 자료를 제공하는데 의의를 지니고 있다. 그러나 한국복지패널 데이터 자료를 활용하였음에도 불구하고 저소득층 표본수가 충분하게 확보되지 않다는 점을 한계로 지적할 수 있다. 또한 청소년의 진로성숙도를 예측하기 위하여 개인요인, 가족요인, 사회요인을 데이터에서 제공되는 변수만을 살펴보았다는 점에서 이를 보완한 후속연구가 이루어져야 할 것이다.

## 참고문헌

- 김성아 (2012). 작용-개인-맥락-시간 모델의 관점에서 본 초기청소년의 환경체계들과의 인지된 관계와 진로 성숙도. *한국아동복지학*, 38, 7-31.
- 김유미, 권윤정 (2014). 개인요인 및 부모요인이 청소년의 진로성숙도 변화에 미치는 영향. *한국인간발달학회 학술대회지*, 91-92.
- 김태완, 김문길, 김미곤, 여유진, 김현경, 임완섭 등 (2017). 2017년 기초생활보장 실태조사 및 평가연구(정책보고서 2017-10), 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 김희자 (2008). 청소년 빈곤과 진로성숙도, 교육 포부. *한국보건복지학회*, 10, 87-106.
- 노경란 (2011). 빈곤 가정 청소년의 가정적, 개인적 특성과 주관적 인식 특성이 진로장벽 인식에 미치는 영향 분석 -빈곤 가정 청소년의 진로개발을 위한 평생교육영역에서의 지원 활성화 관점. *교육연구논총*, 32(2), 81.
- 박효희, 성태제 (2008). 성별 진로성숙도 변화에 있어 부모-청소년 자녀 유대가 미치는 종단적 매개효과 검증. *한국청소년연구*, 19(1), 117-142.
- 서우석 (2015). 대학생의 진로성숙도와 부모의 사회경제적 지위, 자아 존중감 및 자기 효능감의 인과적 관계. *한국실과교육학회지*, 28(4), 149-171.
- 송진영, 정영민 (2015). 부모로부터의 학대경험이 고등학생의 진로성숙도에 미치는 영향. *GRI 연구논총*, 17(1), 107-131.
- 신경일, 김서정 (2016). 교사와 친구의 사회적 지지가 마이스터고 학생의 진로성숙도에 미치는 영향. *한국콘텐츠학회지*, 16(2), 420-431.
- 안선영, 김희진, 강영배, 송민경 (2012). 청소년 생활실태 국제비교 연구 I (연구보고 12-R07). 서울: 한국청소년정책연구원 연구보고서.
- 양재진 (2009). 사회투자정책의 정책거버넌스와 전달체계 연구: 영국의 아동복지 정책을 중심으로. *행정논총*, 47(3), 309.
- 엄태영, 김교연, 한복남 (2009). 빈곤청소년의 진로결정수준에 대한 진로결정 자기효능감의 영향과 사회적 지지의 조절효과 분석. *청소년상담연구*, 17(2), 69-85.
- 여유진, 김미곤, 정은희, 권지성, 김광혁, 김은지, 조준용, 황정미, 이주미, 정희선 (2016). 아동의 빈곤예방을 위한 실태 연구(정책보고서 2016-39). 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원.
- 윤민중, 김기현, 한도희, 배진우 (2015). 대학비진학 청소년 역량개발정책사업 추진방안연구(연구보고 15-R20). 세종: 한국청소년정책연구원.
- 이경미, 이기홍 (2014). 항공서비스 전공 대학생들의 문화자본과 직업포부에 대한 탐색적 연구. *International Journal of Tourism and Hospitality Research*, 28(6), 201-214.
- 이선영, 송주연 (2017). 부모의 학업적·정서적 지지와 진로의식 성숙도의 관계에서 자아개념의 매개효과.



한국청소년연구, 28(4), 77-112.

이영광, 김민수, 김민주 (2014). 청소년의 진로성숙을 변화·포기하게 만드는 원인은 무엇인가?: 질적연구를 통한 빈곤청소년과 비빈곤 청소년 비교. *사회과학논총*, 33(2), 157-179.

이지연 (2017). 4차 산업혁명을 대비한 청소년 진로교육의 방향. *한국진로교육학회 학술대회지*, 65-96.

이현미, 정제영 (2017). 중학생의 진로성숙도에 영향을 미치는 요인 분석. *청소년학연구*, 24(2), 117-139.

임은미 (2004). 청소년 진로성숙도의 발달에 대한 단기종단연구. *교육학연구*, 42(3), 325-348.

임현정, 김난옥 (2011). 학교활동 경험이 진로성숙도에 미치는 영향. *한국청소년연구*, 22(3), 261-281.

임현정 (2016). 초등학생의 진로성숙도에 대한 개인, 가정, 학교의 영향. *한국교육문제연구*, 34(4), 265-285.

장경섭, 진미정, 성미애, 이재림(2015). 한국사회 제도적 가족주의의 진단과 함의 - 소득보장, 교육, 돌봄 영역을 중심으로. *가족과 문화*, 27(3), 1-38.

장연진, 구혜영 (2014). 농촌청소년의 진로성숙도 영향요인 연구. *학교사회복지*, (25), 57-82.

정미나, 노자은 (2016). 청소년 진로성숙의 영향요인에 대한 메타분석. *한국청소년연구*, 27(3), 133-162.

주영주, 강아란, 최세빈 (2013). 진로교사의 지원, 진로교육 만족도, 진로결정 자기효능감, 진로준비행동과 중학생의 진로성숙도 간의 구조적 관계 규명. *진로교육연구*, 26(4), 25-47.

최미경 (2016). 청소년의 부정적 정서 및 사회적 지지와 진로성숙도 간의 관계. *아동학회지*, 37(3), 53-68.

최윤미, 이문희 (2011). 진로성숙 발달에 영향을 미치는 위험요인과 보호요인. *청소년상담연구*, 19(2), 171-181.

한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소 (2016). 2016 한국복지패널 10차년도 조사자료 유저가이드. 세종: 한국보건사회연구원.

Brofenbrenner, U. (1977). Toward an Experimental Ecology of Human Development. *American Psychologist*, 32(7), 513-531.

Savickas, M. L., Briddick, W. C., & Watkins, C. E. (2002). The relation of career maturity to personality type and social adjustment. *Journal of Career Assessment*, 10(1), 24-49. doi:10.1177/1069072702010001002

Schultheiss, D. E. P., Kress, H. M., Manzi, A. J., & Glasscock, J. M. J. (2001). Relational influences in career development: A qualitative inquiry. *The Counseling Psychologist*, 29(2), 216-241. doi:10.1177/0011000001292003

Super, D. E. (1957). The psychology of careers. *Monthly Labor Review (Pre-1986)*, 80(9), 1114.

Super, D. E. (1964). A developmental approach to vocational guidance: Recent theory and results. *Vocational Guidance Quarterly* 13, 1-13.

Ginzberg, E., Ginsburg, S. W., Axelrad, S., & Herma, J. L. (1951). *Occupational choice: An approach to a general theory*. New York: Columbia University.

# The Effect of the National Basic Livelihood Security System Reform on Labor Supply and Income Growth

BongHa Shin<sup>33)</sup> (Barcelona Graduate School of Economics)

## Abstract

This project studies the labor supply and income growth effects of the National Basic Livelihood Security System reform in South Korea. In 2015, Korean government redesigned the major social security system to alleviate the problem of potential dependence on welfare and limited coverage by diversifying the type of allowance (from the integrate allowance to the customized allowances) and selection criteria. Using Korean Welfare Panel Survey for 2010 - 2016, I investigate the impact of the reform on labor supply and income growth by employing difference-in-differences estimation. The evidence suggests that the reform has significantly decreased labor supply by 6.9 percentage points, for the old group aged 41-65, whereas the result is not significant for the young group aged 19-40. However, the reform positively affects the income growth of the low-income individuals, although the result is significant only for the younger group. This finding provides an important policy implication for the direction of effective social security reform, which needs to be customized further to reflect heterogeneous characteristics of the potential and incumbent beneficiaries and facilitate work incentives based on such consideration.

## 1. Introduction

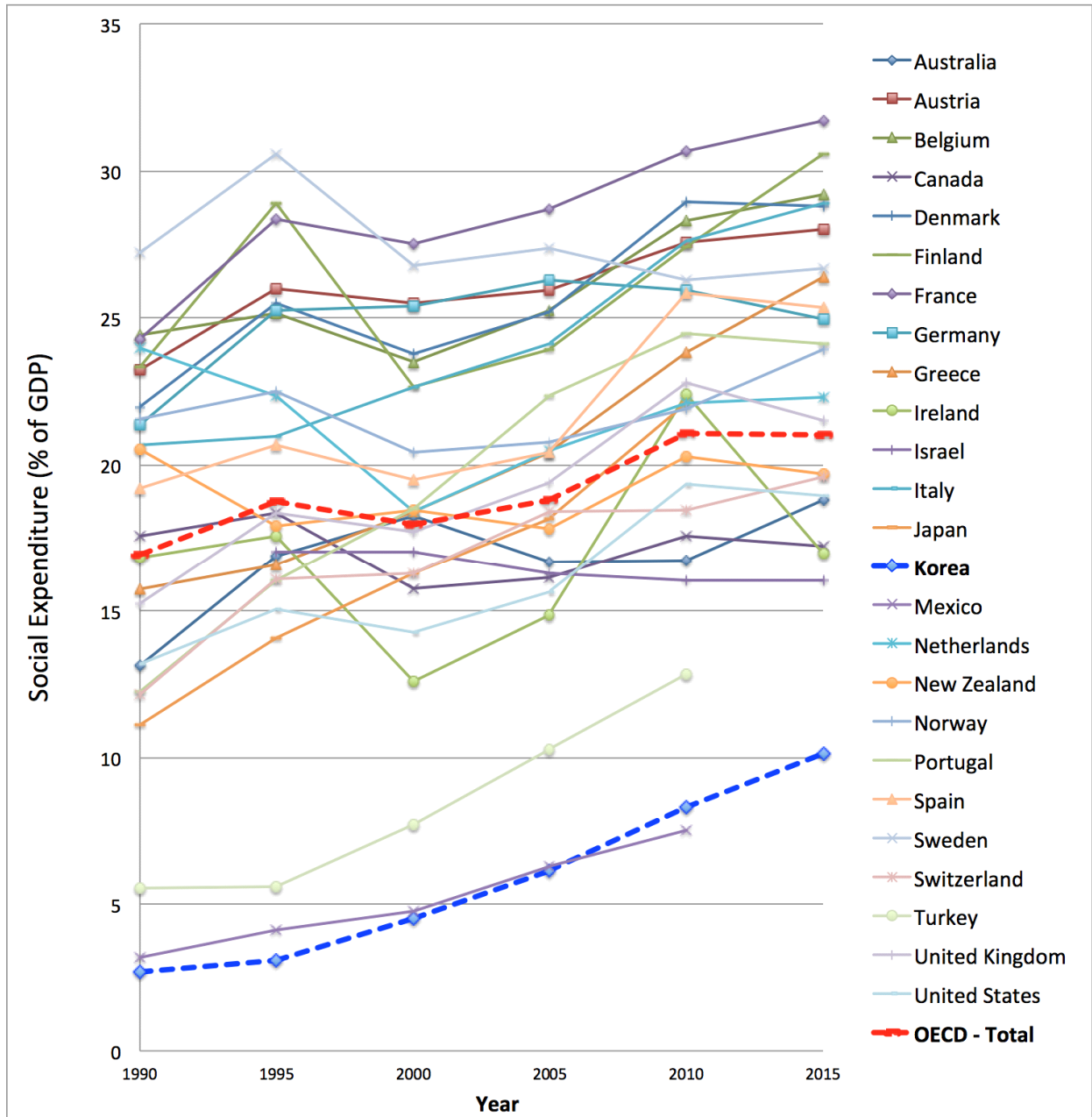
The provision of social security benefits is one of the major government functions. Those benefits provide social protection to needy or disadvantaged people to tackle poverty and promote sustainable and inclusive growth. Figure 1 shows the aggregate social expenditure as a percentage of Gross Domestic Product (GDP) in the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) countries. Notably, Northern and Western European countries with social democratic institutions report the higher share of government spending on social benefits. The average share of all OECD countries displays an increasing trend in aggregate social expenditures over time. South Korea (henceforth, Korea) has increased social expenditure continuously since the 1990s but still has a long way to go to join the ranks of welfare states, with its lowest level of social spending amongst the OECD member countries.

---

33) Barcelona GSE 경제학 석사과정 졸업(현 University of Barcelona 경제학 박사과정)

[Figure 1] Social Expenditure in OECD countries

(in percentage of GDP)



Note: Table A1 in Appendix provides the full statistics for all member countries.

Source: OECD Social Expenditure Database([https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SOCX\\_AGG#](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SOCX_AGG#))

Given the increasing trend toward the welfare state as well as the aging society, it takes on even greater importance to understand labor supply responses to social benefits. Providing social benefits by means-tested or conditional on employment status may create deadweight losses by driving changes in people’s economic behavior. In that sense, the optimal social protection system requires a balance between the level of protection and the welfare costs of distorting economic behavior. (Feldstein and Liebman 2002, Feldstein 1985). Therefore, to design the optimal protection policy, it is essential to evaluate the beneficial and distortionary effects generated from the social benefits.

Accordingly, the labor supply effects of welfare and tax policies have long been a central concern in public economics literature. (Auerbach and Slemrod 1997, Bitler et al. 2006, Blank 2002, Blau and Kahn 2005, Chetty et al. 2011, Eissa 1995, Friedberg 2000, Imbens et al. 2001, MaCurdy et al. 1990, Meyer and Rosenbaum 2001, Saez 2002, among others). Extensive literature simulates or evaluates the impact of policy changes, but the reported results vary depending on the overall context of the policy settings whether it stimulates the incentive to work or not.

Theoretically, social benefits can influence labor supply through multiple channels, but most of the research on the labor supply response to social benefits focus on the income effect and the substitution effect. The income effects from the benefit may reduce the labor supply by inducing retirement or de-motivating labor force participation. Since individuals' decision on labor force participation may depend on the net income, if the potential net income including the wage after taking up a job is smaller than the current net income from social benefits for unemployment, there might be no incentive for the individual to participate in the labor market (the substitution effect). Such disincentive to work is one of the critical side effects of generous social benefits. Social benefits may generate substantial disincentive to labor force participation, and the effect is likely to be stronger for the low-wage workers (Fialová and Mysíková. 2009).

This study aims to examine the effect of the National Basic Livelihood Security System (NBLSS) reform on labor supply in Korea. NBLSS has first introduced in 2000 to provide financial support for people whose earnings are below the minimum cost of living. However, many studies indicate the adverse effect of NBLSS on the labor participation of the low-income beneficiaries (e.g., Byun 2005, Park and Kim 2011, Ahn and Kim 2012). In July 2015, the Korean government redesigned the system to alleviate the problem of potential dependence on welfare and limited coverage. The main changes are (i) expanding the scope of beneficiaries by diversifying the type of allowance (from the integrate allowance to the customized allowances) and selection criteria; and (ii) adjusting the allowance payment method. Despite the significance of the reform of NBLSS as the primary public aid program in Korea, its overall effects have not examined thoroughly. Only a few studies assess the impacts in aggregated level, focusing on the coverage issues (e.g., the increased number of total beneficiaries) or in a conceptual manner (Kang 2016, Rho 2016). There exists little empirical finding, and to the best of the author's knowledge, this is the first empirical work to examine the effect of reform concretely. Thus, the main contribution of this study is to provide rich evidence on the effect of the reform by providing an in-depth ex-post evaluation.

Using Korean Welfare Panel Survey for 2010 - 2016 (6th - 12th wave), I investigate the impact of the reform on labor supply and income growth by employing difference-in-differences estimation (DD). The evidence suggests that the reform has significantly decreased labor supply by 6.9 percentage

points, for the old group aged 41-65, whereas the result is not significant for the young group aged 19-40. However, the reform positively affects the income growth of the low-income family, although the result is significant only for the young group. This finding provides an important policy implication for the direction of effective social security reform, which needs to be customized further to reflect heterogeneous characteristics of the potential and incumbent beneficiaries and facilitate work incentives based on such consideration.

The rest of the paper is organized as follows. In the second section, I provide the brief backgrounds of the NBLSS. In the third section, I describe the data and the main variables used in this study. In the fourth section, the empirical strategy is presented. Main findings are interpreted and discussed in the fifth section. Section 6 concludes.

## 2. Backgrounds of NBLSS

Unlike general social security policies focusing particularly on old age, short-term unemployment, and disability, NBLSS aims to provide universal financial support for people whose earnings are below the minimum cost of living. Since its first introduction in 2000, it has provided primary social protection for low-income families. [Figure 2] summarizes the overall social security system in Korea. The national social security system is composed of three categories - social insurance, social service, and public aid. NBLSS is the primary public aid system covering around 1 million low-income households, with around 12 trillion Korean Won (in 2016, see <Table 1> ).

[Figure 2] The structure of social security system in Korea



Source: Lee (2015)

〈Table 1〉 The number of the beneficiary and annual budget of NBLSS

	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Household (In thousand)	851	822	811	814	1,014	1,035
Individual (In thousand)	1,469	1,395	1,351	1,329	1,646	1,631
Budget (KRW, in trillion)	8.8	9.0	10.0	10.0	11.0	12.0

Source: Fiscal statistics from National Assembly Budget Office (<http://stat.nabo.go.kr>); National plan of basiclivelihood security (2018-2020)

The primary issue for the existing NBLSS was the so-called “All-or-nothing” system with the single criteria for eligibility (income is below the minimum cost of living). The strict single standard has failed to encourage people to get a job or work more; because once there income exceeds the minimum income level they lose the eligibility for all benefits (livelihood, housing, medical care, education, childbirth, funeral and self-support assistances). This problem resulted in significant welfare dependence and disincentive to beneficiaries to work. According to the Ministry of Health and Welfare (2012), 51.2% of the recipients had stayed in the program for more than five years, and 24.5% for more than ten years.

In the reformed system, the single standard became diversified by the division of 4 allowances; livelihood, medical care, housing, and education allowances. Also, the absolute value of the minimum income level was replaced by relative median incomes. Specifically, people earn below 30% median income is eligible for livelihood allowance, below 40% for medical care allowance, below 43% for housing allowance, and up to 50% for educational allowance, respectively.

### 3. Data

The main data analyzed in this study comes from the Korean Welfare Panel Study (KWPS, <https://www.koweps.re.kr>) for 2010 - 2016 (6<sup>th</sup> - 12<sup>th</sup> waves). KWPS is a nationwide annual panel survey, offering the most extensive sampling (around 7,000 households) in Korea in the area of social welfare. The survey contains information on household (general information, health & medical care, economic activity status, social insurance, retirement pension, housing and living conditions, living expenses, income, NBLSS take-up) and household member (NBLSS take-up, social insurance, labor, living conditions, education, mental health).

I restrict the sample to individuals aged 19 - 65 having the ability to work (by self-reporting), to estimate whether and how the work (dis)incentive of the reform affects individual’s labor force

participation, without being interfered from the low ability or inability to work. I further separate the sample into two sub-groups by age - the young group aged 19-40 and the old group aged 41 - 65. Besides, each income variable is converted into real value by deflating the original nominal data using the Consumer Price Index, taken from the Korean Statistical Information Service (KOSIS) database.

〈Table 2〉 describes the variables used in this study. I employ three dependent variables - employment status to directly measure the labor supply response of the reform, and income variables to evaluate the impact on income growth of the individual. In addition to personal income summing up all earned income, I use the disposable income of a household per capita as well to reflect the effects on the household level. Demographic and regional variables are included to control for possible influence from those factors. Education variable is re-coded in increasing order, combining the level of highest education and the actual attainment. A dummy for a disability is created to indicate whether an individual officially has a disability. Finally, a metropolitan dummy is introduced to capture the potential influence of residing in a large metropolitan area on the opportunity to get a job.

〈Table 2〉 Variables

Variables	Description
Employment	Dummy of employment status - Employment = 1, if the type of main labor force participation is (1) regular paid worker, (2) irregular paid worker, (3) part-time paid worker, (4) participants in Public Work, Self-sufficiency Program, Elderly Job Supporting Program, (5) employer, (6) self-employed, (7) unpaid family business - Employment = 0, if the type of main labor force participation is (8) unemployed, (9) Not economically active population
ln_income	Natural logarithm of annual real personal income - Variable is converted to real term using CPI deflator (2016 = 100) - The original value in KRW is converted to USD applying fixed exchange rate (1000 KRW = 1 USD)
ln_disposable income	Natural logarithm of annual real disposable income of household divided by the number of household members - Variable is converted to real term using CPI deflator (2016 = 100) - The original value in KRW is converted to USD applying fixed exchange rate (1000 KRW = 1 USD)
Age	Age
Sex	Male = 1, Female = 0
Education	- Elementary school or less = 1, Middle school graduate = 2, High school graduate = 3, Bachelor or more = 4
Disabled	Disabled = 1 if having the Degree of disabilities
Metropolitan	Metropolitan = 1 if resides in Seoul or metropolitan city

〈Table 3〉 displays the number and share of recipients of NBLSS before and after the reform. As it is shown, in the full sample of individuals aged 19-65, the share of beneficiaries remains stable

around 7% before the reform, with a slightly decreasing trend after 2011. When excluding people with low or no ability to work, the take-up ratio declines to around 5%, implying that individuals with the ability to work participate labor force actively than those who are not capable. In addition, the stable recipient population even in the sample of individuals with the ability to work may be interpreted as the result of the welfare dependence. After the reform, the take-up ratio for each sub-category of the benefit seems to shrink by 1~2%, although this does not directly provide evidence of the effect of the reform.

〈Table 3〉 NBLSS take-up statistics

Year	Take-up	2010		2011		2012		2013		2014		2015		2016	
(Full sample)															
Basic Livelihood	No	5512	92.7%	5552	92.6%	5557	92.8%	5570	93.1%	5626	93.5%	5675	93.5%	5802	94.3%
	Yes	433	7.3%	442	7.4%	434	7.2%	414	6.9%	391	6.5%	392	6.5%	348	5.7%
	Total	5945	100%	5994	100%	5991	100%	5984	100%	6017	100%	6067	100%	6150	100%
Medical allowance	No	5493	92.4%	5550	92.6%	5554	92.7%	5543	92.6%	5616	93.3%	5671	93.5%	5757	93.6%
	Yes	452	7.6%	444	7.4%	437	7.3%	441	7.4%	401	6.7%	396	6.5%	393	6.4%
	Total	5945	100%	5994	100%	5991	100%	5984	100%	6017	100%	6067	100%	6150	100%
Housing allowance	No													5770	93.8%
	Yes													380	6.2%
	Total													6150	100%
Education allowance	No													5995	97.5%
	Yes													152	2.5%
	Total													6147	100%
(Sample with ability to work)															
Basic Livelihood	No	4965	94.6%	5062	94.3%	5177	94.3%	5335	94.7%	5547	95.0%	5587	94.8%	5702	95.9%
	Yes	282	5.4%	305	5.7%	314	5.7%	298	5.3%	293	5.0%	304	5.2%	243	4.1%
	Total	5247	100%	5367	100%	5491	100%	5633	100%	5840	100%	5891	100%	5945	100%
Medical allowance	No	4948	94.3%	5064	94.4%	5177	94.3%	5312	94.3%	5539	94.8%	5584	94.8%	5661	95.2%
	Yes	299	5.7%	303	5.6%	314	5.7%	321	5.7%	301	5.2%	307	5.2%	284	4.8%
	Total	5247	100%	5367	100%	5491	100%	5633	100%	5840	100%	5891	100%	5945	100%
Housing allowance	No													5668	95.3%
	Yes													277	4.7%
	Total													5945	100%
Education allowance	No													5803	97.7%
	Yes													139	2.3%
	Total													5942	100%

〈Table 4〉 provides the detailed statistic about the pre- and post-reform program take-up. Around 30% of the old system beneficiaries remain eligible for all four allowances after the reform. 60% of the pre-reform beneficiaries take up three allowances - livelihood, medical, and housing. However, one should not interpret this figure as a result of income growth of the recipients, because the educational allowance is eligible for people with a young child or teenage students who are enrolled in schools. Similarly, other partial take-up cases of the post-reform may be affected by specific criteria for the eligibility and individual situations of the beneficiaries. The change in the program take-up of non-beneficiaries in the pre-reform presents the extended coverage of the NBLSS after the reform. However, it is possible that the additional program take-up after the reform might be caused by an unexpected income decline of the non-beneficiaries. For instance, if the individual becomes unemployed after the reform, it lowers his or her income, and thus makes the person be newly eligible for the



reformed NBLSS.

〈Table 4〉 Number of beneficiaries for pre- and post-reform program take-up

Beneficiaries in the old system				Non-beneficiaries in the old system			
Pre-reform (10th wave)	Post-reform (12th wave)	Obs.	%	Pre-reform (10th wave)	Post-reform (12th wave)	Obs.	%
Take-up	E	2	1%	Not eligible	E	18	12%
Take-up	H	4	1%	Not eligible	H	5	3%
Take-up	L, M	1	0%	Not eligible	L, M	7	5%
Take-up	L, M, E	1	0%	Not eligible	L, M, H	23	15%
Take-up	L, M, H	195	60%	Not eligible	L, M, H, E	14	9%
Take-up	L, M, H, E	103	31%	Not eligible	M	7	5%
Take-up	M	4	1%	Not eligible	M, E	2	1%
Take-up	M, H	10	3%	Not eligible	M, H	10	6%
Take-up	M, H, E	7	2%	Not eligible	M, H, E	5	3%
				Not eligible	Not eligible	64	41%
Total		327	100%	Total		155	100%

Note: L: Livelihood allowance, M: Medical allowance, E: Education allowance, H: Housing allowance

〈Table 5〉 summarizes the final sample from the data on 10th and 12th waves. Among 11,785 observations in total, treated observations are 425, and controlled observations are 10,231. The t-test result reveals that there exist significant differences between treated and controlled groups. Treated individuals have lower income and labor force participation, and they are more likely to be younger, women, less educated, more disabled, and lives in small cities or rural areas than controlled counterparts. 〈Table 6〉 provides detailed statistics and t-test result between treated and controlled groups by age categories.

〈Table 5〉 Summary statistics

	Total sample		Treated		Controlled		t-test	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Difference	Std. Error
ln (income)	9.929	1.041	8.675	0.973	10.048	0.973	1.373***	0.073
ln (disposable income)	9.634	0.559	8.873	0.345	9.751	0.463	0.878***	0.023
Employment	0.675	0.468	0.338	0.473	0.703	0.456	0.365***	0.023
Age	43.431	13.423	39.569	16.164	43.368	13.081	3.799***	0.654
Sex	0.472	0.499	0.392	0.488	0.478	0.499	0.086***	0.025
Education	3.153	0.967	2.468	1.138	3.234	0.906	0.767***	0.045
Disabled	0.045	0.208	0.185	0.389	0.033	0.180	-0.152***	0.010
Metropolitan	0.548	0.497	0.395	0.489	0.551	0.497	0.156***	0.025
Treated	0.039	0.195						
Observation	11785		425		10231			

Notes: (1) Sample of individuals aged 19-65 with the ability to work

(2) \*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Source: KWPS 10th and 12th wave data

<Table 6> Summary statistics by age category

	Treated (Mean)	Controlled (Mean)	Difference	Std. Error	Obs.
Young group					
<i>ln (income)</i>	8.432	9.764	1.332***	0.130	2445
<i>ln(disposable income)</i>	8.848	9.737	0.889***	0.032	4174
<i>Employment</i>	0.188	0.514	0.326***	0.036	4177
<i>Age</i>	23.698	29.443	5.745***	0.484	4177
<i>Sex</i>	0.421	0.448	0.027	0.036	4177
<i>Education</i>	2.708	3.475	0.767***	0.062	4177
<i>Disabled</i>	0.040	0.013	-0.027***	0.009	4177
<i>Metropolitan</i>	0.376	0.531	0.155***	0.036	4177
<i>Observation</i>	202	3975			
Old group					
<i>ln (income)</i>	8.800	10.180	1.380***	0.085	5285
<i>ln(disposable income)</i>	8.897	9.762	0.864***	0.032	6477
<i>Employment</i>	0.475	0.824	0.349***	0.026	6479
<i>Age</i>	53.946	52.217	-1.729***	0.476	6479
<i>Sex</i>	0.368	0.499	0.131***	0.034	6479
<i>Education</i>	2.251	3.082	0.831***	0.063	6479
<i>Disabled</i>	0.318	0.047	-0.272***	0.015	6479
<i>Metropolitan</i>	0.413	0.564	0.152***	0.034	6479
<i>Observation</i>	223	6256			

Notes: (1) Sample of individuals with the ability to work. Young group is aged 19-40, old group is aged 41-65.

(2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Source: KWPS 10th and 12th wave data

#### 4. Empirical Strategy

Regarding methodological strategies, Moffitt (2002) reviews the existing controversies addressed in the empirical works on evaluating welfare policies. One issue is over the relative advantages of structural versus reduced-form estimation of the effects of policy variation, and the other is over the best sources of policy variation (e.g., cross-sectional, cross-regional) to employ in the estimation. DD methods exploit policy variation between the treatment (affected) and control (unaffected) groups and have been widely used to evaluate policy effectiveness, since the work by Ashenfelter and Card (1985).

The NBLSS reform may stimulate the labor supply and income growth of beneficiaries who are eligible for the benefit in old system by less decreasing their incentive to earn more income because in the new system it is possible to receive partial benefits with increased income. I analyze the effects of the reform on actual labor force participation and income growth, using DD estimation to capture the treatment effect of reform between the treated group (the beneficiaries of the old system) and the controlled group (individuals from normal households), to take into account pre-exist differences between the treated and controlled group.

The total sample is classified into two groups - normal household and low-income household. The former is the household that has above 60% median income before public aid, while the latter is the

household with income below the standard. Among the low-income households, I exclude the sample group, which is not eligible for the old system to isolate the treatment effect only on the beneficiaries of the old system (pre-reform). Since the reform enlarges the coverage of beneficiary, some of those non-beneficiaries in the old system, which become beneficiaries in the new system (post-reform), may be affected by the treatment. However, only ex-post program take-up information is available in the data, without exact information about the eligibility of the program. Therefore, I exclude the total non-beneficiaries among low-income households, because separating them by eligibility for the new program is not possible.

I estimate the treatment effect on the probability of participating in the labor force (by logistic regression, Logit) and on the income growth (by ordinary least square, OLS) using the following specifications:

$$Y_{it} = \alpha_t + \beta_1 Treated_{it} + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treated_{it} * Post_t + \beta Treated_{it} * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

where  $Y_{it}$  is the outcome of interest of individual  $i$  at time  $t$  (dummy of employment, natural logarithm of annual personal income, natural logarithm of annual disposable income of household divided by the number of household members);  $\alpha_t$  is the year fixed effect,  $Treated_t$  is the dummy for pre-reform take-up,  $Post_t$  is the dummy indicating the time of the reform. I use the 12<sup>th</sup> wave (2016) as the post instead of 11<sup>th</sup> wave considering the timing of implementation of the reform. Because the reform was implemented in July 2015, there existed multiple data in the 11th wave, pre-reform and post-reform observations. Since the reference points of data are mixed in 2015, I drop post-reform data from the 11th wave (2015) dataset.  $Treated_t * Post_t$  is the variable of main interest, with  $\beta_3$  revealing the effect of the reform on the outcome of the treated low-income individuals.  $X_{it}$  is the set of vectors to control for the individual (age, sex, education, disabled) and regional characteristics (large metropolitan city = 1).  $\varepsilon$  is a standard error term.

## 5. Results

〈Table 7〉 reports the estimation of the impacts of the NBLSS reform on labor supply by applying DD and logistic regression. The results for the full sample and each age category are presented together. The dependent variable is the dummy for employment (1 = employed, 0 = unemployed or inactive) and the sample consists of individuals aged between 19 - 65 with the ability to work. Marginal effects are presented and year fixed effect is included in the regression. Columns (1) to (4) display the result using the total sample, columns (5) to (8) and (9) to (12) present the finding by young group and old group, respectively.

The results suggest that the reform generates an unintended negative effect on labor supply, especially for older beneficiaries. Column (10) shows that the adverse effect of the reform decreases labor force participation of beneficiaries aged 41 and older by 6.4 percentage points. The marginal effect of the reform becomes -6.9 percentage points when adding interaction terms of treatment and individual and regional characteristics, implying that the reform reduces the participation for the labor market of the old beneficiaries. These estimates are statistically significant, driving overall labor supply response for the full sample toward negative signs. Although the labor supply response of young beneficiaries has positive signs, none of the estimates from young people is statistically significant at any conventional level.

Moreover, for elderly recipients of the NBLSS benefits, age and disability deteriorate the adverse response. The magnitude of the negative effect of the reform is higher when combined with a disability factor, that is, it decreases labor market participation by 17.5 percentage points. Residing in big cities (e.g., Seoul and metropolitan cities) seems to promote the labor supply. For an elderly beneficiary, the marginal effect of the interaction term of reform and metropolitan residence is 9.1 percentage points, and this is the only factor having a positive and significant impact, except for the interaction term with the male dummy variable. Interestingly, for young recipients, living in metropolitan region does not induce a meaningful change in employment. One plausible explanation for this result is that in a big city, there may exist relatively more low-wage jobs attracting older beneficiaries than young beneficiaries.

Notably, the effects of the reform vary significantly by age groups. The interaction terms of the treatment and age in column (8) and (12) evidently show the critical influence of age on the labor supply effect; the treatment effect increases with age for the young group but decreases with age for the old group. Contrast to the old counterpart, for young beneficiaries, being old(high age) facilitates the participation in the labor force, by 3.9 percentage points. The positive marginal effect of treatment and age interaction seems to be caused by the characteristics of the young group. Moreover, the marginal effect of higher education with reform is shown as high as 18 percentage points, whereas, while there is no evidence of significant influence from education level for the old group. This finding points out that the treatment of the reform influences the incentive to work very differently according to the heterogeneous characteristics of the sub-groups; it could decrease the disincentive to work for the young recipients whereas significantly increases the disincentive to work for the old recipients.

〈Table 7〉 The impacts of the NBLSS reform on labor supply (Logit)

VARIABLES	Total sample			Aged 19-40			Aged 41-65					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Treated</i>	-1.472*** (0.060)	-0.306*** (0.012)	-5.330*** (0.279)	-1.098*** (0.057)	-1.819*** (0.127)	-0.443*** (0.030)	-8.247*** (0.685)	-1.997*** (0.164)	-1.477*** (0.076)	-0.221*** (0.011)	1.008 (0.807)	0.150 (0.120)
<i>Post = 2015</i>	0.027 (0.045)	0.006 (0.009)	0.035 (0.045)	0.007 (0.009)	0.231*** (0.069)	0.056*** (0.017)	0.238*** (0.069)	0.058*** (0.017)	0.085 (0.066)	0.013 (0.010)	0.082 (0.066)	0.012 (0.010)
<i>Treated x Post</i>	-0.142 (0.167)	-0.030 (0.035)	-0.054 (0.188)	-0.011 (0.039)	0.460 (0.284)	0.112 (0.069)	0.542 (0.331)	0.131 (0.080)	-0.427** (0.217)	-0.064** (0.033)	-0.467** (0.222)	-0.069** (0.033)
<i>Treated x Age</i>			0.069*** (0.004)	0.014*** (0.001)			0.162*** (0.022)	0.039*** (0.005)			-0.043*** (0.013)	-0.006*** (0.002)
<i>Treated x Education</i>			0.318*** (0.056)	0.066*** (0.011)			0.744*** (0.139)	0.180*** (0.034)			-0.063 (0.072)	-0.009 (0.011)
<i>Treated x Male</i>			0.330** (0.129)	0.068** (0.027)			0.034 (0.285)	0.008 (0.069)			0.283* (0.156)	0.042* (0.023)
<i>Treated x Disabled</i>			-1.274*** (0.173)	-0.262*** (0.036)			-0.137 (0.698)	-0.033 (0.169)			-1.177*** (0.163)	-0.175*** (0.024)
<i>Treated x Metropolitan</i>			0.418*** (0.126)	0.086*** (0.026)			-0.283 (0.311)	-0.069 (0.075)			0.613*** (0.151)	0.091*** (0.022)
Observations	35,447	35,447	35,447	35,447	12,948	12,948	12,948	12,948	22,499	22,499	22,499	22,499
Pseudo R-squared	0.0176		0.0243		0.0201		0.0270		0.0202		0.0244	
Marginal effect		YES		YES		YES		YES		YES		YES

Notes: Dependent variable is the dummy for employment (1=employed, 0 = unemployed or inactive); Sample: 19-65 aged individuals with the ability to work. Year fixed effect is included and robust standard errors are in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\*p<0.05, \* p<0.1.

〈Table 8 and 9〉 estimates the impacts of the NBLSS reform on income growth by DD approach and OLS regression. Dependent variables are ln Income, the natural logarithm of annual personal income in USD (1 USD = 1000 KRW) in 〈Table 8〉, and ln Disposable income, the natural logarithm of annual household disposable income divided by the number of household members, in USD (1 USD = 1000 KRW) in 〈Table 9〉, respectively. Both variables are converted to a real term, by deflating using CPI data (2016=100). The sample is limited to individuals aged between 19-65 with the ability to work. Year fixed effect is included, and robust standard errors are employed. Estimation is conducted using the full sample, as well as sub-samples by age categories, young and old groups.

〈Table 8〉 The impacts of the NBLSS reform on personal income growth (OLS)

VARIABLES	(1) Total sample	(2) Total sample	(3) Aged 19-40	(4) Aged 19-40	(5) Aged 41-65	(6) Aged 41-65
Treated	-1.473*** (0.045)	-3.110*** (0.318)	-1.601*** (0.102)	-4.635*** (0.609)	-1.460*** (0.048)	-0.306 (0.500)
Post = 2015	0.093*** (0.024)	0.095*** (0.024)	0.300*** (0.048)	0.306*** (0.048)	0.067*** (0.026)	0.066** (0.026)
Treated x Post	0.181* (0.103)	0.264*** (0.100)	0.395** (0.166)	0.495*** (0.166)	0.148 (0.132)	0.104 (0.123)
Treated x Age		0.030*** (0.004)		0.072*** (0.016)		-0.018** (0.008)
Treated x Education		0.123*** (0.046)		0.283*** (0.104)		-0.002 (0.047)
Treated x Male		0.151* (0.087)		0.109 (0.156)		0.086 (0.102)
Treated x Disabled		-0.784*** (0.138)		1.242*** (0.340)		-0.816*** (0.140)
Treated x Metropolitan		-0.128 (0.081)		-0.116 (0.188)		-0.132 (0.085)
Observations	25,787	25,787	7,532	7,532	18,255	18,255
R-squared	0.054	0.058	0.060	0.065	0.063	0.067

Notes: Dependent variable is ln(Income) = ln annual personal income, in USD (1 USD =1000 KRW); Sample: 19-65 aged individuals with the ability to work. Year fixed effect is included and robust standard errors are in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\*p<0.05, \* p<0.1

〈Table 8〉 reveals a substantial positive effect of the reform on the personal annual income. The reform increases the personal income of the treated beneficiaries significantly, at least by 19.8% (for the entire sample, Column (1)) and up to about 64% (for the young group, Column (4)). For elderly beneficiaries, although the result is not statistically significant at any conventional level, the signs of the coefficients are positive. Overall, the recipients are expected to earn higher personal income after the NBLSS reform, and this finding suggests the positive impact of the reform stimulating work incentive. Note that public aid is not included in the income data, and thus the increased amount of income may be earned from the economic activity of the beneficiaries.

Unlike <Table 7>, age acts positively on the income growth for the young beneficiaries, and negatively for the old group. When the adjusted disposable income is used in <Table 8>, the trend goes the opposite direction. The mixed impacts of age by the type of income variable emphasize the importance of using proper proxies for measuring income. Although NBLSS is a household-level program, labor market participation depends more on an individual's behavior. Therefore, personal income data is likely to be a better proxy for income growth, in terms of measuring the effect of the reform on treated individuals. The favorable and significant impact of education on income growth for young beneficiaries is reconfirmed in Column (4) in <Table 8 and 9>.

<Table 9> The impacts of the NBLSS reform on disposable income growth (OLS)

VARIABLES	(1) Total sample	(2) Total sample	(3) Aged 19-40	(4) Aged 19-40	(5) Aged 41-65	(6) Aged 41-65
Treated	-0.883*** (0.009)	-0.929*** (0.031)	-0.896*** (0.014)	-0.777*** (0.067)	-0.873*** (0.013)	-1.154*** (0.125)
Post = 2015	0.150*** (0.009)	0.150*** (0.009)	0.113*** (0.015)	0.112*** (0.015)	0.171*** (0.012)	0.171*** (0.012)
Treated x Post	0.026 (0.025)	0.022 (0.025)	0.043 (0.035)	0.002 (0.036)	0.015 (0.036)	0.015 (0.034)
Treated x Age		0.000 (0.001)		-0.010*** (0.003)		0.004** (0.002)
Treated x Education		0.016** (0.008)		0.064*** (0.013)		0.012 (0.011)
Treated x Male		0.003 (0.018)		0.026 (0.026)		-0.026 (0.024)
Treated x Disabled		0.129*** (0.023)		0.165*** (0.055)		0.125*** (0.025)
Treated x Metropolitan		-0.052*** (0.017)		-0.100*** (0.024)		-0.024 (0.023)
Observations	35,430	35,430	12,941	12,941	22,489	22,489
R-squared	0.140	0.141	0.160	0.161	0.129	0.130

Notes: Dependent variable is  $\ln(\text{Disposable income}) = \ln$  Annual household disposable income divided by household members, in USD (1 USD = 1000 KRW). Sample: 19-65aged group with the ability to work. Year fixed effect is included and robust standard errors are in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

<Table 9> fails to provide significant evidence of disposable income growth after the reform. In addition, the coefficients of the interaction term of treatment and disability from <Tables 8 and 9> provide a confounding outcome. It is shown that for young recipients, disability increases their income significantly. The rise in disposable income despite disability could occur if the beneficiary moves into other family members with high income. However, it requires deeper decomposition of the result to understand the positive effect of disability on the personal income growth of young recipients. Finally, residing in a metropolitan area may be detrimental to income growth of the beneficiaries. This makes

sense when the high level of urban income inequality is considered; even though the probability to get a job may be higher in the metropolitan area, the wage for low profiled workers might be lower, thereby decreases the earned income.

## 6. Discussions and Conclusion

In this study, I analyze the labor supply and income growth effects of the National Basic Livelihood Security system reform in South Korea implemented in 2015. The aims of the reform to alleviate the problem of potential dependence on welfare and increase the social protection seem to be successful in general. Overall, the results using difference-in-differences estimation provide the evidence of negative labor supply effect of the social security reform for the old beneficiaries. However, the reform positively affects the income growth of the low-income individuals, although the result is significant only for the young recipients.

The mixed result that the reform insignificantly increases the probability of participating in the labor force for the young group, while revealing the opposite direction of the effect for the old group, indicates that stimulating work incentive (or decreasing work disincentive) depends more on the ability and possibility of individuals to be employed. Since younger people are able to find a job more efficiently, the reform can effectively stimulate the incentive to work, whereas older people have more difficulty to get a paid job, which might lead to increase their disincentive to work. Given that the treated group is the beneficiaries of the pre-reform system, they generally have lower education, weaker physical strength, and lower ability to find a paid job. Since the older people in the treated group have further inferior conditions, the reform might deepen the dependence on social benefits by raising the frustration of the older beneficiaries. Regarding the income growth, the reform appears to increase the income of treated beneficiaries. Although the result is statistically significant for the young group, the signs of the coefficients are positive for the old group. This result may be driven by the increased labor force participation since the incomes are measured without the social benefit.

Although this paper firstly examines the ex-post effect of the NBLSS reform on the actual labor supply and income growth of the beneficiaries, further research is required to assess the effect of the reform fully. As explained, this study focuses on the effect for the pre-reform beneficiaries due to the limited data availability. If more information becomes available to identify the eligibility of the post-reform take-up exactly, it is able to investigate the effects of the reform for the potential beneficiaries of the post-reform program, who are not eligible for the pre-reform program. Then, far-reaching effects of the increased coverage of the reform can be estimated precisely.



Finally, an important policy implication can be drawn here. As age, or overall ability to get hired consequent upon individual characteristics, critically influences the effect of the reform, it is required to fine-tune the policy design to decrease the disincentive to work effectively. That is, the direction of effective social security reform needs to be customized further to reflect different baselines of the potential and incumbent beneficiaries and facilitate incentives based on such consideration. If the social benefit programs in Korea evolve further in this direction, the desired goal to provide efficient social protection and reduce poverty can be attained without deepening the torpid dependence on public aid.

## References

- J.B., Ahn., J.H., Kim., "The effect of National Basic Livelihood System on labor income by ability to work", Korean journal of policy analysis and evaluation), 22(1), 2012, 193-218, in Korean
- Ashenfelter, O., & Card, D. (1985). USING THE LONGITUDINAL STRUCTURE OF EARNINGS TO ESTIMATE THE EFFECT OF TRAINING PROGRAMS. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648-660.
- A. Auerbach and J. Slemrod, "The Economic Effects of the Tax Reform Act of 1986" *Journal of Economic Literature* 35( June 1997), 589-632.
- M. Bitler, J. Gelbach, and H. Hoynes, "What Mean Impacts Miss: Distributional Impacts of Welfare Reform Programs" *AER*, 2006.
- R. Blank, "Evaluating Welfare Reform in the United States," *Journal of Economic Literature*, December 2002.
- G.S. Byun., "The Effect of National Basic Livelihood Institution to Labor Supply" *Quarterly Journal of Labor Policy*, 5(2), 2005, 31-64, in Korean
- Francine D. Blau, Lawrence M. Kahn, "Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000", NBER Working Paper No. 11230, March 2005.
- R. Chetty J. Friedman, T.Olsen and L.Pistaferri. "Adjustment Costs, Firm responses, and Micro vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records", *QJE* 126(2): 749-804, (2011)
- N. Eissa "Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment" NBER Working Paper 5023, 1995
- Feldstein, M. (1985). The optimal level of social security benefits. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 303-320.
- Feldstein, M., & Liebman, J. B. (2002). Social security. *Handbook of public economics*, 4, 2245-2324.
- Fiscal statistics from National Assembly Budget Office (<http://stat.nabo.go.kr>), accessed April 24, 2018
- Fialová, Kamila, and Martina Mysíková. "Labour Market Participation: The Impact of Social Benefits in the Czech Republic and Selected European Countries." *Prague Economic Papers* 18, no. 3 (2009): 235-250.
- S.W. Kang, "The Effect of NBLs Reform: Focusing on Eligibility Conditions," *Health and Welfare Policy Forum*, 241: 20-31. 2016, in Korean
- L. Friedberg "The Labor Supply Effects of the Social Security Earning Test", *Review of Economics and Statistics* 82(1), February 2000, pages 48-63.
- G. Imbens, D. Rubin, and B. Sacerdote "The Causal Effect of Income on Labor Supply: Evidence from

- the Lottery Winner Survey" AER, Vol. 91, No.4, September 2001.
- Lee, Sunju. "Social security system of South Korea". Inter-American Development Bank, 2015.
- T. MaCurdy, H. Paarsch, and D. Green, "Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply" Journal of Human Resources, Summer 1990.
- B. Meyer and D. Rosenbaum, "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers", QJE 116 (3) August 2001, 1063-1114
- MOHW (Ministry of Health and Welfare of Korea). Statistics on recipients of National Basic Livelihood Security System. in Korean, Seoul, Korea: MOHW. 2012
- National plan of basic livelihood security (2018-2020)
- Moffitt, Robert A. "Welfare programs and labor supply." Handbook of Public Economics 4 (2002): 2393-2430.
- S.H., Park., T.I., Kim., "The effect of National Basic Livelihood System on labor supply and performance", The Korea Association for Policy Studies, 20(4), 2011, 277-307, in Korean
- D.M. Rho "The Reform of Social Assistance System in Korea: Issues and Policy Suggestions", Health and Welfare Policy Forum, 241: 6-19, 2016, in Korean
- E. Saez, "Optimal Income Transfer Program: Intensive versus. Extensive Labor Supply Responses", QJE 117(2002), 1039-1073.

## Appendix

Table A1. Social Expenditure in OECD countries – Aggregated data

Country / Year	1990	1995	2000	2005	2010	2013	2014	2015	2016
Australia	13.1	16.9	18.2	16.7	16.7	18.1	18.7	18.8	19.1
Austria	23.2	26.0	25.5	25.9	27.6	27.6	27.9	28.0	27.8
Belgium	24.4	25.2	23.5	25.3	28.3	29.3	29.2	29.2	29.0
Canada	17.5	18.4	15.8	16.1	17.5	16.9	16.8	17.2	..
Chile	9.8	11.0	12.7	8.7	10.5	10.0	10.5	11.2	..
Czech Republic	14.2	16.1	18.0	18.1	19.8	20.3	19.9	19.5	19.4
Denmark	22.0	25.5	23.8	25.2	28.9	29.0	29.0	28.8	28.7
Estonia	..	..	13.8	13.0	18.3	15.9	16.0	17.0	17.4
Finland	23.3	28.9	22.6	23.9	27.4	29.5	30.2	30.6	30.8
France	24.3	28.3	27.5	28.7	30.7	31.5	31.9	31.7	31.5
Germany	21.4	25.2	25.4	26.3	25.9	24.8	24.9	25.0	25.3
Greece	15.7	16.6	18.4	20.4	23.8	26.0	26.1	26.4	27.0
Hungary	..	..	20.1	21.9	23.0	22.1	21.4	20.7	20.6
Iceland	13.2	14.7	14.6	15.9	17.0	16.6	16.7	15.7	15.2
Ireland	16.8	17.5	12.6	14.9	22.4	20.2	19.2	17.0	16.1
Israel	..	17.0	17.0	16.3	16.0	16.1	16.2	16.0	16.1
Italy	20.7	21.0	22.6	24.1	27.6	28.6	29.0	28.9	28.9
Japan	11.1	14.1	16.3	18.2	22.1	23.1	..	..	..
<b>Korea</b>	<b>2.7</b>	<b>3.1</b>	<b>4.5</b>	<b>6.1</b>	<b>8.3</b>	<b>9.3</b>	<b>9.7</b>	<b>10.1</b>	<b>10.4</b>
Latvia	..	0.0	14.8	12.2	18.7	14.4	14.2	14.4	14.5
Luxembourg	18.1	19.7	18.6	22.4	22.9	23.2	23.0	22.2	21.8
Mexico	3.2	4.1	4.8	6.3	7.5	..	..	..	..
Netherlands	24.0	22.3	18.4	20.5	22.1	22.9	22.7	22.3	22.0
New Zealand	20.5	17.9	18.5	17.8	20.3	19.3	19.4	19.7	..
Norway	21.6	22.5	20.4	20.7	21.9	21.8	22.4	23.9	25.1
Poland	14.6	21.8	20.2	20.9	20.6	19.6	19.5	19.4	20.2
Portugal	12.2	16.0	18.5	22.3	24.5	25.5	24.5	24.1	24.1
Slovak Republic	..	18.4	17.6	15.8	18.1	18.1	19.3	19.4	18.6
Slovenia	..	5.7	22.4	21.4	23.4	24.0	23.1	22.4	22.8
Spain	19.2	20.7	19.5	20.4	25.8	26.3	26.1	25.4	24.6
Sweden	27.2	30.6	26.8	27.4	26.3	27.4	27.1	26.7	27.1
Switzerland	12.1	16.1	16.3	18.4	18.4	19.2	19.3	19.6	19.7
Turkey	5.5	5.6	7.7	10.3	12.8	13.4	13.5	..	..

Source: OECD.Stat. Data extracted on 01 Aug 2018



# 노동 시간의 단축이 건강 행태와 의료 이용에 미치는 영향

The Effect of Working Hours reduction on Health behaviors and Health service utilization

신한열(서울대학교 보건대학원 석사과정)

본 연구는 2004년 개정된 근로기준법으로 인한 노동시간 단축이 근로자의 건강행태와 의료이용에 미친 영향을 분석하였다. 근로기준법 시행이 사업체 규모에 따라 순차적으로 차등 적용된 점에 착안하여 다그룹-다시점(multiple groups multiple time periods) 이중차분 분석을 수행하였다. 분석 결과, 근로시간 단축 정책은 근로자들이 건강검진을 받을 확률을 유의하게 증가시켰고 동시에 흡연 확률도 증가시킨 것으로 나타났다. 건강검진 증가의 경우 남성 및 장시간 근로자, 고등학교 이하 졸업자와 중고연령층에서 두드러지게 나타났으며, 고연령 일수록 그 효과도 크게 나타났다. 흡연은 남성과 고학력자, 청년층에서 주로 증가하는 것으로 분석되었다. 또 장시간 근로자의 경우 건강검진 증가와 더불어 의료 외래 서비스 이용이 증가하는 것으로 나타났다.

## 제1장 서론

한국의 고용인력 일인당 연간 근로시간은 1995년 2,677시간과 2000년 2,512시간으로 동년 OECD 평균인 1,864시간과 1,844시간을 크게 상회하는 수준이었다(OECD, 2013). 이처럼 긴 근로시간은 사회적으로 해결되어야 할 주요 현안으로 대두되어 2004년 근로기준법 개정이 이루어졌으며, 14년 뒤인 2018년 새로운 개정안을 통해 개선되어왔다.

2004년 7월부터 근로기준법 개정에 의해 사업체의 규모에 따라 순차적으로 최대 40시간의 정규 근로시간제도가 도입되었다. 금융 보험업, 정부투자기관, 공기업 및 상시 1,000인 이상의 근로자를 사용하는 사업장은 2004년 7월 1일부터, 상시 300-999인의 근로자를 사용하는 사업장은 2005년 7월 1일부터, 상시 100-299인의 근로자를 사용하는 사업장은 2006년 7월 1일부터, 상시 50-99인의 근로자를 사용하는 사업장은 2007년 7월 1일부터, 상시 20-49인의 근로자를 사용하는 사업장은 2008년 7월 1일부터, 상시 5-19인의 근로자를 사용하는 사업장은 2011년 7월 1일부터 법적으로 정규 근로시간이 주당 최대 40시간을 넘지 못하도록 하였다(<표 1> 참조). 2018년에는 주 최대 노동시간을 기존 68시간에서 52시간으로 명시하고 이를 초과하는 노동은 금지되는 개정안이 시행 되면서 근로자들의 노동 시간은 더 줄어들 것으로 예측된다.

〈표 1〉 근로기준법 개정 현황

구분	사업장규모	시행시기	최대 근로 시간 개정 전	최대 근로 시간 개정 후
2004년 개정	1,000인 이상 사업체	2004년 7월 1일		
	300~999인 사업체	2005년 7월 1일	기준근로 44시간	기준근로 40시간
	100~299인 사업체	2006년 7월 1일	+연장근로12시간	+연장근로12시간
	50~99인 사업체	2007년 7월 1일	+휴일근로16시간	+휴일근로16시간
	20~49인 사업체	2008년 7월 1일	=72시간	=68시간
2018년 개정	5~19인 사업체	2011년 7월 1일		
	300인 이상 사업체	2018년 7월 1일	기준근로 40시간	기준근로 40시간
	50~99인 사업체	2020년 1월 1일	+연장근로12시간	+연장근로12시간
	5~49인 사업체	2021년 1월 1일	+휴일근로16시간 =68시간	=52시간

자료: (근로기준법, 2003; 근로기준법, 2018)

한편, 근로시간 단축의 효과에 대한 기존분석은 실 근로시간, 고용, 임금, 경제성장, 노동생산성 등 경제지표에 집중되고 있다. 하지만 근로시간은 근로자의 노동생산성이나 임금 외에 생활습관과 건강에도 영향을 미친다. 한국 및 외국에서 노동시간이 건강 행태에 미치는 영향을 분석한 일부 선행 연구들은 있었지만 그 결과는 아래에서 정리하였듯이 건강행태에 따라서 일부 다르다 (Ruhm 2005; Berniell 2012; Ahn 2016). 본 연구는 기존에 관련 연구에서 사용된 적 없는 복지패널을 분석 데이터로 하여 노동 시간의 감소가 건강 관련 행태에 어떠한 영향을 미치는지 확인할 뿐만 아니라 외래 및 입원 등의 의료이용에 미친 영향을 처음으로 살펴보고자 한다. 2004년 근로기준법 개정으로 인한 주40시간 도입이 사업체 규모에 따라 순차적으로 도입되었음에 착안하여 시점 및 사업체규모에 따라 근로기준법에 적용받지 않은 사업체들을 대조군으로 설정하고 그 외 사업체를 실험군으로 하여 이중차분 분석을 수행함으로써 노동시간의 감소가 의료이용 및 건강행태에 미친 효과를 추정하였다. 또한 성별, 연령, 노동시간 등 특성들을 기준으로 하위그룹 분석을 시행하여 정책 효과가 하위그룹별로 상이하게 나타나는지 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 선행연구 및 이론적 배경을 검토한다. 3장에서는 분석 모형과 자료 및 표본 설정 방법에 대해 설명하고, 4장에서는 분석의 결과를 제시한다. 마지막 5장에서는 결과의 요약 및 논의점을 제시한다.

## 제2장 선행연구, 이론적 배경

### 1. 선행연구

선행 연구에서 주40시간제 도입은 실 근로시간을 4시간(노용진, 2014; 윤윤규 외, 2012) 혹은 6.6%(김형락 & 이정민, 2012) 감소시켰지만, 시간당 임금이 장기적으로 상승해 임금총액에는 유의미한 영향을 미치지 않는다고(김유선, 2008). OECD 자료에서도 한국의 일인당 근로시간이

2011년 2,090시간에서 2015년 2,082시간으로 감소함으로써 동년 OECD 평균인 1765시간과 1,766시간과의 격차가 많이 줄어들었다(OECD, 2013, 2018).

노동시간과 건강 행태와의 관련성에 대한 선행 연구들을 살펴보면, Ruhm (2005)은 근로시간이 감소하면 흡연율, 비만율, 육체적 비활동률이 감소한다고 제시하였으며, Berniell (2012)은 프랑스의 법정근로시간이 단축되면서 근로자의 흡연과 음주가 줄고 신체 활동이 증가했음을 보였다. 반면 Ahn (2016)은 한국의 법정 근로시간이 단축되면서 흡연은 줄어든 반면 음주율은 증가한 결과를 제시하였다. Taris (2011)는 초과 근무가 흡연이나 음주, 운동 부족, 포화 지방 과잉섭취 등의 행동과 습관에 변화를 주어 건강에 악영향을 미친다는 가설을 구조방정식을 이용하여 논증하였다. 한편, 한국에서는 주 40~48시간의 근무보다 40시간이하 혹은 48시간이상의 근무시간의 근로자가 더 흡연할 가능성이 높은 것으로 나타났다(Cho et al. 2013). 핀란드의 단면 연구 결과 역시 남자의 경우 주 40시간 이상 근로자가 40시간미만 근로자보다 흡연율이 높은 것으로 나타났다(Lallukka et al., 2004). 이처럼 노동시간과 흡연간의 관계에 대해서는 상관성 방향이 다르게 보고되었다.

노동시간과 질병과의 인과성을 추정하고 사망률 지표를 종속변수로 제시한 연구들도 존재한다. Sparks, Cooper, Fried, & Shirom (1997)은 근로시간이 주당 48시간을 초과할 때 건강 관련 문제가 크게 상승한다고 보고하였다. Park, Yi, & Kim (2010)은 한국 노동자들의 근무시간이 길수록 스트레스가 높다는 것을 보였으며, Kang (2012) 역시 한국 노동자의 장시간 근무가 심혈관질환에 미치는 악영향을 보고하였다.

한편 근로자의 생활, 근로환경, 건강 등 변수들의 분석에서 나타날 수 있는 내생성문제를 해결하기 위한 자연실험적 접근방법을 이용한 연구들 역시 존재한다. White와 Beswick (2003)은 준-실험설계를 이용해 장시간 근로가 육체적 건강에 부정적 영향을 미칠 뿐만 아니라 일과 삶의 균형을 저해함을 보였다. 또한 Lee & Lee (2016)는 법정근로시간 단축으로 인해 실근로시간이 외생적으로 변하는 상황을 이용하여 근로시간 감소가 근로자의 산업재해 가능성을 감소시켰음을 보였다.

이처럼 건강 행태에 관련된 해외연구는 노동시간의 감소가 음주 및 흡연 행태를 모두 줄였다고 보고한 반면 한국의 노동 패널을 이용한 연구는 흡연의 빈도는 줄었지만 음주는 오히려 늘었다고 보고하였다. 그리고 노동시간과 흡연의 관계에 대해 이견들이 존재한다. 본 연구는 기존 논문과는 다른 데이터인 복지패널 데이터를 이용하여 노동 시간의 감소가 흡연과 음주뿐만 아니라 건강검진 등에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였을 뿐만 아니라, 의료이용에 미친 영향을 분석하였다.

## 2. 이론모형

의료이용을 설명하는 모형은 크게 Andersen의 행동모델과 Levesque의 사람 중심 모형이 기존연구에서 사용되는 모형이다. Andersen의 행동모델은 소인요인(predisposing factors), 가능요인



(enabling factors), 필요요인(need factors)으로 구성된다(Andersen, 1995). 소인요인은 의료욕구 발생 전에 개인이 이미 가지고 있는 특성으로, 의료서비스 이용에 집적적인 욕구로 연결되지는 않지만 서비스 이용에 매우 중요한 역할을 한다. 여기에는 연령, 성별 등과같은 인구사회학적 특성이나 교육이나 계층 등의 사회경제적 요인이 포함된다. 가능요인은 의료서비스를 이용할 수 있도록 하는 능력에 관한 요인으로 소득수준이나 가족자원, 외출 시 불편유무, 의료 시설까지의 거리나 자녀의 수 등의 요인을 포함한다. 필요요인은 개인의 질병의 수준에 관련한 요인으로, 의료 서비스를 이용하는데 직접적인 원인이 되는 요인들을 뜻한다. 건강에 대한 주관적 평가나 만성질환 개수, 기능제한 유무 등이 필요요인에 속한다고 할 수 있다.(Andersen & Newman, 1973).

Levesque의 사람 중심 모형은 의료 필요의 인식부터 결과에 이르는 각 단계마다 공급 측과 이용자 측 관점을 나누어 관련 요인을 제시했다. 1) 의료적 필요를 느끼는 단계, 2) 의료기관을 찾는 단계, 3) 의료기관에 도달하는 단계, 4) 의료 이용을 하는 단계, 5) 의료의 결과를 평가하는 단계로 구성되며, 각 단계에 맞춰서 접근성 역시 1) 도달가능성(approachability), 2) 수용성(acceptability), 3) 가용성과 편의성(availability and accommodation), 4) 지불가능성(affordability), 5) 적절성(appropriateness) 의 측면으로 나누었다. 이 모형은 공급과 이용자 양측에 각기 영향을 미치는 개인적, 구조적 요인을 포함하며, 의료이용 단계에 따라 구분되어 있어 의료 이용과 사회적 상호작용을 세분하고 각 단계에 따른 경로 해석을 하는 데 도움이 된다.

건강신념모형(health belief model)은 사람의 건강행태에 대한 변화를 촉구하는 요인으로 개개인의 가치관과 인구·사회학적 요인이 같이 작용한다고 보는 모형이다. 건강행위가 건강문제에 대한 심각성을 인지(Perceived seriousness), 건강에 대하여 개인적으로 민감한 정도(Perceived susceptibility), 건강행위로부터 얻어지는 효과에 대한 기대(Perceived benefits), 건강행위가 초래할 수 있는 불이익(Perceived barriers), 건강행위가 촉구되게 된 원인(cue to action), 자신에 대한 신뢰감(self-efficacy) 등에 따라 결정된다고 모형은 설명한다(E. C. Green & Murphy, 2014; Hayden, 2017).

건강행태를 설명하는 또 다른 모형인 단계적 변화모형(stages of change or transtheoretical model)에서는 행위 변화가 개인 스스로의 행동이 초래하는 위험에 대하여 전혀 인지하지 못하거나 행동자체에 어떤 변화도 초래할 의도가 없는 상태를 출발점으로 하여(precontemplation stage), 자신에게 건강문제가 있음을 인식하고 이를 해결하기 위한 일환으로서 행위 변화를 고려하는 단계(contemplation stage), 행위 변화를 위한 기술이나 방법을 습득하는 단계(preparation stage), 실제 적용하는 단계(action stage)를 거치는 것으로 보고 있다. 단계적 변화모형은 행위변화에 대한 단계적 해석을 통해 특히 건강증진사업에서 대상에 따라 상황에 적합한 중재를 가능하도록 하는데 기여한 것으로 평가되고 있다(Prochaska & Velicer, 1997).

이상 모형들에서 알 수 있듯 건강행위는 개인 스스로 뿐만이 아니라 각 개인을 둘러싸고 있는 사회환경적 여건에 영향을 받고 있다. 건강 행태에 영향을 주는 요인들은 크게 소인부여요인, 행동가능요인, 강화요인으로 분류된다. 소인부여요인(predisposing factors)은 기본적 소인이나 동기로서 건강 지식, 건강에 대한 믿음, 건강에 대한 가치 평가 등이 해당되며, 행동가능요인

(enabling factors)은 소인부여요인의 동기가 실현되도록 돕는 요인으로 의료이용을 할 수 있게 하는 자원, 자원에 대한 접근도, 기술 등과 같은 사회환경적 여건이 있다. 강화요인(reinforcing factors)은 건강 행태를 지속하게 하는 요인으로서 건강 행태로 인한 효과나 주위 가족들의 반응 등을 포함하고 있다. 또한 이들 요인은 교육수준, 직업, 소득등과 같은 개인의 사회경제적 특성에 따라 결정되거나 영향을 받으며 건강행태와 관련한다(L. W. Green & Kreuter, 1999; Simons-Morton, Greene, & Gottlieb, 1995).

### 제3장 분석 모형 및 자료

#### 1. 분석모형

본 연구는 근로기준법의 변경이 사업체 규모 기준으로 순차적으로 시행되었다는 점을 활용하는 준실험설계 연구이며, 개인의 관찰되지 않은 특성 및 시간에 따른 변화를 보정하기 위해 패널-고정효과(fixed effect) 모형에 근거한 이중차분법(Difference-in - differences)을 사용한다.

추정 방정식 모형은 다음과 같다.

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 d_{jt} + \beta_2 X_{ijt} + \tau_t + \alpha_j + u_{ijt}$$

위의 식에서  $i$ 는 근로자,  $j$ 는 근로자의 사업체 규모,  $t$ 는 연도를 의미한다.  $y_{ijt}$ 는 건강행태 및 의료 이용 변수를 의미하며  $\tau_t$ 는 2008년부터 2016년까지의 연도 고정효과,  $\alpha_j$ 은 사업체 규모별 고정효과이다.  $d_{jt}$ 은 근로자가 근로시간을 제한하는 근로법의 적용 받는 사업체에 근무하는 경우 1을 취하는 정책효과 더미변수이다.  $X_{ijt}$ 은 시간에 따라 변화하는 근로자의 특성변수이다.

이중차분법이 가지는 가정으로는 공통 추세(parallel trend)가 있으며, 공통추세 가정이 성립하기 위해서 처치 이외에 결과변수 변화량에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제하는 방법이 있다 (Abadie, 2005; Kmenta, 2010). 이를 위해 건강 행태 및 의료이용에 영향을 미치는 개인의 사회경제적 요인 등을 통제하고, 그에 따른 이중차이분석 결과를 먼저 제시한다. 그리고 성별 및 기존 근로시간, 교육수준, 출생년도를 기준으로 하위그룹 분석을 시행한 결과를 제시한다. 종속 변수 중 외래 이용 횟수는 포아송 분포를 가정하여 음이항 회귀분석(negative binomial regression)을 한다. 포아송 회귀분석을 적용할 때 과대산포(over-dispersion)가 발생할 경우에는 이를 설명할 수 있는 음이항 회귀분석을 적용하는 것이 일반적이다(J. H. Kim, Kim, & Kwon, 2014; J. Kim & Park, 2012; 조현희, 권기현, & 문상호, 2010). 음주 및 문제 음주 여부, 건강검진 및 입원 여부는 모두 이분형 변수이며 이들 변수에 대해서는 선형확률모형(linear probability model)으로 추정한다. 이분형 변수에 대해서는 프로빗 혹은 로짓모형을 추정하는 것이 더 적절할 것이나 비선형모형에서 이중차이분석에 의한 상호작용항을 해석할 때, 상호작용항 추정치는 방향, 크기, 통

계적 유의도에서 실제 상호작용 효과를 평가하기에 부적절하다는 주장이 제기된 바 있다(Ai & Norton, 2003). 따라서 종속변수가 이분형 변수일 때는 선형확률모형을 사용하여 상호작용항의 계수를 산출한다.

한편 처치항의 추정치는 정책의 효과가 아닌 추세(trend)를 반영한 결과일 가능성이 있다. 다시 말해서, 분석 결과가 시간의 흐름에 따른 추세를 반영한 결과임에도 '정책 도입의 효과'로 잘못 해석될 위험이 있다는 것이다(Azam, 2011; Finkelstein, 2002; St Clair & Cook, 2015; 홍정림, 2016). 이에 본 연구는 오류실험(falsification test)을 추가로 시행하여 강건성을 검증하였다. 분석 시 임의로 근로기준법 시행 연도를 가정한 후, 본 분석과 동일한 회귀식으로 오류 실험을 시행함으로써 처치항의 추정치가 순수한 정책의 효과인지 확인하였다. 오류 실험으로 도출된 계수 값이 0이 가까우면 원래 분석의 계수가 시간의 흐름에 따른 추세가 아닌, 순수한 정책의 효과라고 해석할 수 있다.

본 연구에서 검증할 가설은 다음과 같다. 첫째, 근로기준법에 의한 근무시간의 감소가 스트레스의 감소 및 여가시간의 증가를 매개로 하여 근로자의 건강 행태에 영향을 미칠 것이다. 둘째, 노동시간 감소로 인한 여유 시간의 증가가 외래 및 입원 등의 의료 이용에 영향을 미칠 것이다.

## 2. 분석 자료 및 표본 설정

분석 데이터는 한국복지패널의 2008년(4차)~2016년(12차) 자료이다. 복지패널은 전국 만 15세 이상 가구원을 대상으로 조사한 자료로 건강 및 의료, 경제활동 상태, 보험, 주거, 생활, 만족도 등 다방면의 내용을 제공한다. 노동 패널의 경우에는 농어가 또는 읍, 면 지역이 표본에 포함되지 않지만, 한국복지패널은 농어촌 가구와 읍, 면을 표본에 포함하고 있으므로 표본의 대표성이 높다. 전국의 7천여 가구를 대상으로 하며, 2006년 1차 조사를 시작으로 지속적으로 유지·진행되어 2016년 11차 조사까지 데이터가 제공되고 있다. 표본의 배분은 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선) 이하의 저소득층을 3,500가구 추출하고, 중위소득 60%(OECD 상대빈곤선)이상에 해당하는 일반 가구를 3,500가구 추출하여 저소득층을 과대 포집하였다. 1차~3차 데이터를 사용하지 않는 이유는 연구에서 사용되는 주요 변수인 audit 점수와 민간의료보험 가입 등의 변수가 4차 패널부터 조사가 되었기 때문이다. 분석 대상 노동자들은 크게 근로시간 감축법의 적용대상이 아니다가 분석 기간 중에 적용대상이 된 실험군, 근로시간 감축법의 지속적인 적용을 받은 대조군, 그리고 근로시간 감축법의 지속적인 적용을 받지 않는 대조군 등으로 나눌 수 있다. 분석 대상 기간 중 근로법 적용은 2008년 7월에 20-49인 사업체, 2011년 7월 5-19인 사업체가 적용의 대상이 되었다. 따라서 20-49인 사업체와 5-19인 사업체는 순차적으로 근로시간의 감축이 이루어진 실험군이 된다. 금융, 공공 부분 및 100인 이상 사업체의 근로자는 연구 분석 기간에서 이미 법의 적용을 받아 지속적으로 근로시간 감축이 이루어진 대조군이며, 4인 이하 사업체는 지속적으로 법의 적용을 받지 않아 근로시간 감축이 이루어지지 않은 대조군이 된다(<표 2> 참조).

〈표 2〉 사업장 규모별 정책 시행 시기에 따른 처치항 정의 ( $d_{jt}$ )

사업장규모	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
50인이상	1	1	1	1	1	1	1	1	1
20~49인	0	1	1	1	1	1	1	1	1
5~19인	0	0	0	0	1	1	1	1	1
4인이하	0	0	0	0	0	0	0	0	0

분석 대상 근로자는 실질적으로 법정근로시간 단축의 영향을 받는 임금근로자만을 사용하며, 분석 대상의 일관성을 유지하기 위해 연령을 20세 이상 65세 이하로 제한한다. 임금 근로자중 임시직 및 일용직 임금근로자는 법정근로시간 단축의 영향을 받지 않거나 적을 것으로 생각되어 제외하고, 같은 이유로 농업 및 임업과 어업, 자가소비 활동 분야에 종사하는 근로자도 제외한다. 또 복지패널에서 제공하는 사업체 규모 분류인 10~49명 규모의 경우 2010년을 조사시점으로 실제로 주40시간 근무제를 적용 받는 종사자와 그렇지 않은 종사자가 섞여 있다. 이러한 문제를 해소하기 위해 10~49명 규모의 사업체에 종사하는 근로자는 분석 대상에서 제외한다.

건강행태 관련 종속변수로는 1) '흡연 여부', 2) 문제음주 여부('AUDIT' 점수 기준 16점 이상), 3) 건강검진 유무(년 기준)으로 정의한다. 의료이용 관련 종속변수로는 4) '외래진료횟수' (회/년), 5) '입원 여부' (회/년)로 설정한다. 흡연은 당해에 흡연을 했는지 안했는지, 문제음주는 AUDIT 점수가 16점을 기준으로, 건강검진은 당해에 건강검진을 한 적이 있는지 여부를 사용하였다. 의료이용은 1년 동안 병원에 외래 방문한 횟수 그대로를 가산변수로 사용하였다. 그리고 입원의 경우 1년 내에 입원을 한 경험이 있는지 없는지를 이분변수로 사용하였다.

근로기준법 평가를 위한 주요 설명변수는 정책 수혜 여부이다. 해당 년도에 정책 수혜를 받은 사업장 규모이면 1, 그렇지 않으면 0을 부여한다. 근로기준법 시행은 1년의 중간인 7월에 시행되었지만 근로기준법 시행 전에 이미 주40시간 근로시간을 선행해서 적용한 기업이 많았기 때문에 시행 당해 연도를 시행의 범위로 정의하고 분석한다.

그 외 설명 변수로는 의료 이용 및 건강 행태에 영향을 미친다고 알려진 성별, 연령, 결혼상태, 거주상태, 교육수준, 가구원수, 가구원수 보정소득, 민간보험 가입여부, 만성질환 유무, 장애 유무, 주관적 건강상태 등이 포함된다. 각 종속변수에 따라 통제하는 변수는 달라진다. 결혼 변수는 배우자가 있을 경우 1, 미혼이거나 사별 등으로 인해 배우자가 없을 경우 0으로 코딩하였다. 거주지가 시 단위 이상일 경우 0, 군이나 도농복합군일 경우 1로 지정하였다. 학력은 중학교 졸업 이하와 고등학교 졸업, 전문대학교 졸업, 대학교 졸업 이상으로 구분하여 분석하였다. 가구에 의료급여 수급자가 있을 경우 1, 없을 경우 0으로 코딩하였다. 민간의료 보험 개수는 보유한 숫자 그대로 사용하며, 만성질환은 1년 내 3개월 이상 앓는 질환이 있을 경우 1로, 장애는 근로자 본인이 6급 이상 장애를 지니면 1로, 그리고 우울증은 cesd-변환점수 16점을 기준으로 그 이상이면 1로, 그렇지 않으면 각각 0으로 코딩하였다. 주관적 건강 지표는 보통을 포함하여 좋은 편, 매우

좋음을 ‘ 좋음 ’ 으로, 그리고 나쁜 편, 매우 나쁨을 ‘ 나쁨 ’ 으로 구분하여 주관적 불건강 응답률을 사용했다. 가구 보정 가구소득은 1년의 가구 소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 것으로, 로그 변환하여 모델에 적용하였다. 가구 소득은 소비자 물가지수를 이용하여 재환산하여 분석에 포함하였다 (2015년=100).

선정기준 및 배제기준에 따라 4,294명의 16,601인년(person-year) 불균형 패널이 구축, 분석 대상이 되었다. 기술통계는 전체 대상자와 정책의 해당군, 비해당군을 각각 나누어 <표 3>에 종단면 가중치를 적용하여 기술하였다. 그리고 분석 특성을 독립 t 검정 및 Chi-Square 검정을 시행, p값을 제시하였다. 그 결과 전체 집단에서는 남성 비율이 67%로 여성 보다 높게 나타났으며 정책에 해당 하는 그룹에도 약 70%로 더 높게 나타났다. 평균 연령은 40.11세, 배우자가 있는 비율은 73%이고 거주지가 군이나 도농복합군인 경우는 약 6%, 가구보정 가처분소득은 3711.48(원)이었다. 정책 해당군과 비해당군을 비교 시 정책해당군에서 상기 변수들의 수치가 높게 나타났는데, 정책 비해당그룹의 기업 규모가 영세한 특성에 의한 것으로 보인다. 학력에서도 이러한 차이가 나타나는데, 정책 해당군의 경우 대학졸업이상이 54%를 차지하지만 비해당 그룹에서는 29%만 대학졸업이상 학력에 해당하는 것을 확인할 수 있다.

또한 정책 비해당군에서 의료급여 비율이 더 높았으며 민간보험도 더 적게 소지하고 있는 것으로 나타났다. 만성질환과 장애는 정책 해당군에 더 많이 관찰된 반면 주관적 건강 상태 및 우울증은 정책 비해당그룹에 더 안좋은 결과가 관찰되었다. 한편 정책 해당군에서 외래 및 입원 횟수가 더 높은 것으로 나타났다. 건강검진 이용도 정책 해당군에서 확연히 높게 나타났다. 반면 불건강행태인 문제음주는 정책 해당군에서 더 높게 나타났고, 흡연은 비해당군에서 더 높게 관찰되었다. 그리고 근로시간 단축 정책이 사업체 규모에 따라 점진적으로 확대되었기 때문에, 시간이 지날수록 정책 해당군의 크기는 커지고 비해당군의 크기는 작아지는 것을 확인할 수 있다. 이러한 양상은 사업체 규모에서도 보이는데 정책 해당군에서는 큰 규모의 사업체 종사자들이 많고, 반면 정책 비해당군에서는 영세한 규모의 사업체 종사자들이 대다수를 차지하였다.

<표 3> 기술통계량

	전체	정책-비해당	정책-해당	p-value
인년(person-year)	16,601	2,849	13,752	
남성비율(%)	0.67	0.60	0.69	0.000***
연령	40.11	38.65	40.38	0.000***
결혼비율(%)	0.73	0.64	0.75	0.000***
거주지-군,도농복합군(%)	0.06	0.05	0.06	0.540
가구보정가처분소득(만원)	3711.48	2,867.79	3,867.64	0.000***
학력				0.000***
중학교졸업이하(%)	4.57	6.63	4.18	
고등학교졸업(%)	26.93	40.66	24.39	
전문대학교졸업(%)	18.29	23.23	17.37	
대학졸업이상(%)	50.21	29.48	54.05	
의료급여 유무(%)	0.01	0.02	0.00	0.000***
민간의료 보험개수	1.55	1.33	1.59	0.000***
만성질환 유무(%)	0.26	0.21	0.26	0.000***
주관적건강-나쁨	0.03	0.04	0.02	0.000***
장애 여부(%)	0.03	0.02	0.03	0.145
우울증 여부(%)	0.04	0.06	0.04	0.000***
건강검진 여부(%)	0.72	0.45	0.76	0.000***
흡연 여부(%)	0.29	0.32	0.30	0.057*
문제음주 해당 여부(%)	0.28	0.23	0.29	0.000***
연간외래방문횟수	6.45	5.53	6.39	0.000***
연간입원일수	0.75	0.67	0.77	0.377
년도				0.000***
2008년(%)	10.73	20.46	8.72	
2009년(%)	10.57	15.13	9.62	
2010년(%)	10.05	15.23	8.98	
2011년(%)	12.17	16.85	11.20	
2012년(%)	11.88	6.53	12.99	
2013년(%)	11.76	6.84	12.78	
2014년(%)	11.49	6.77	12.46	
2015년(%)	10.79	6.21	11.74	
2016년(%)	10.55	5.97	11.50	
사업체 규모				0.000***
1~4명(%)	10.54	60.62	0.16	
5~9명(%)	13.87	34.29	9.63	
30~49명(%)	8.53	5.09	9.24	
50명 이상(%)	67.06	0.00	80.97	

주: 1) \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## 제4장 분석 결과

### 1. 건강행태 및 의료이용에 미친 효과

전체 표본을 대상으로 이중차이 회귀분석을 시행한 결과는 <표 4>에 정리되어 있다. 모든 표

준오차는 근로자 개인 단위의 강건성 표준오차로 제시하였다. 분석 결과, 근로기준법 개정에 따른 근로시간의 감소로 흡연을 할 가능성은 통계적으로 유의하게 약 3% 증가하고, 건강검진을 할 확률은 7%정도 상승하였다. 하지만 문제 음주를 할 확률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 또 외래 및 입원, 의료비 등 모든 의료이용에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

개인 근로자의 시간은 일반적으로 회사에서 일하는 노동 시간 및 개인 유지시간, 여가시간 등으로 구성된다. 그리고 여가시간은 노동시간과 제로섬관계를 보이며, 장기간 노동시간에 따른 시간 압박은 여러 측면에서의 여가행위와 여가시간을 줄어들게 한다(김유선, 2011; 차승은, 2011). 따라서 근로자의 건강검진 확률 증가는 노동시간 감소로 인해 생긴 여유 시간의 증가 일부분을 투자한 결과로 이해할 수 있다. 통계적 유의성은 없으나 외래 이용이 증가한 것도 같은 맥락에 의한 것으로 보인다. 하지만 입원 서비스는 외래 서비스 보다 중증의 질환으로 인해 이용하는 것이며, 따라서 노동 시간의 감소로 인한 여가시간의 증대가 영향을 미치지 않는 성격의 서비스로 해석된다.

근로시간이 감소한 근로자는 흡연 확률이 상승한 것으로 나타났는데, 이는 노동패널을 이용해 고정효과-도구변수 모델로 추정된 Ahn (2016)의 결과와는 상반된 것이다. 본 연구 결과는 노동시간과 흡연간의 관계에 대한 이론들 중, 노동시간과 흡연간의 관계가 음의 상관인 양의 상관이나 노동 시간 40~48시간을 기준으로 U자 형을 보인다는 선행문헌의 결과들을 지지하는 것으로 생각된다(Cho et al., 2013; Lallukka et al., 2004).

〈표 4〉 건강행태 및 의료이용에 미친 영향

	흡연	음주	건강검진	외래	입원
treatment effect	0.028** (0.011)	0.001 (0.017)	0.074*** (0.022)	0.051 (0.058)	-0.004 (0.013)
결혼	-0.026	-0.025	-0.004	0.221***	0.047**
가구원수	0.000	0.003	-0.004		
거주지-군,도농복합군	0.006	0.010	-0.032	-0.088*	0.000
가구보정가처분소득	0.010	0.035***	0.070***	0.014	-0.003
주관적건강-나쁨	-0.020	0.014	-0.004	0.597***	0.150***
문제음주	0.025***			-0.029	-0.007
우울증		0.069***	0.010	0.129*	0.034**
흡연		0.066***	-0.025	-0.111***	-0.024*
민간의료보험개수			0.002	0.043***	0.003
만성질환			0.012	1.163***	0.069***
의료급여				0.014	-0.011
장애				0.019	-0.068
건강검진				0.118***	-0.009
Adjusted $R^2$	0.016	0.008	0.012		0.020
Observations	16601	16601	16601	16601	16601

주 1) \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

2) 괄호안은 클러스터 표준오차(Clustered robust standard errors)

3) 년도 및 사업체 규모도 보정하였으나, 주요 변수만을 제시함.

## 2. 근로자 특성별 건강행태에 미친 영향

성별 및 연령, 교육수준 등의 인구학적 특성에 따라 건강행태와 의료이용이 다르다는 것은 익히 알려졌다(Cawley & Ruhm, 2011). 상기한 인구학적 특성에 따라 개개인의 생활의 형태는 각각 다르며, 따라서 근로시간의 변화에 따른 건강행태 및 의료이용도 차이가 있을 것이다. 이에 근로자를 특성별로 나누어 근로시간 감소의 영향을 살펴보았으며 결과는 <표 5>와 같다. 남성의 경우 전체표본의 결과와 같이 흡연과 건강검진의 확률이 통계적으로 유의하게 증가하였으나 여성의 경우 통계적 유의성이 줄어들었다. 또 근로시간 변경에 따른 생활 변화가 클 것으로 예상되는 장시간 근로자의 경우, 근로시간 단축은 건강검진 확률을 증가시켰으며 동시에 외래 서비스 이용 정도를 통계적으로 유의하게 증가한 결과를 가져왔다. 과도한 근무 시간을 지닌 근로자가 근무 시간 단축으로 인해 여유 시간이 생겨 병원 이용이 용이하게 되었다고 해석할 수 있다. 이는 근로자의 근로시간이 길수록 시간 부족으로 병원을 못가지 못하게 되어 의료 미충족이 발생한다는 선행문헌의 연구결과와도 같은 맥락의 결과이다(석홍덕 외, 2016). 흥미로운 점은 통계적으로 유의하지는 않지만 근로시간의 감소가 장시간 근로자의 문제 음주확률을 감소시킨 결과이며, 이는 근로기준법 개정으로 인한 여가시간의 확대가 장시간 근로자들의 건강행태에 긍정적인 영향을 미쳤다고 해석된다. 학력에 따른 변화의 차이도 나타났다. 고등학교 졸업 이하 학력자의 경우 건강검진을 받을 확률이 약 10%로 나타나 전체 표본의 평균보다 높게 나타났지만, 고등학교 이상의 교육을 받은 근로자의 경우 건강검진의 통계적 유의성은 줄어들고 흡연 확률이 3%정도 상승하는 것으로 분석되었다.



〈표 5〉 근로자 특성별 미친 영향

	흡연	음주	건강검진	외래	입원
Panel A : 남성					
treatment effect	0.031*	0.004	0.097***	0.080	-0.002
	(0.018)	(0.025)	(0.028)	(0.080)	(0.016)
Adjusted $R^2$	0.022	0.008	0.013		0.033
Observations	11131	11131	11131	11131	11131
Panel B : 여성					
treatment effect	0.008	-0.004	0.023	0.01	-0.003
	(0.006)	(0.018)	(0.038)	(0.083)	(0.022)
Adjusted $R^2$	0.001	0.01	0.016		0.016
Observations	5470	5470	5470	5470	5470
Panel C : 주 40시간 초과 근무자					
treatment effect	0.012	-0.017	0.104***	0.147**	0.004
	(0.016)	(0.025)	(0.029)	(0.073)	(0.016)
Adjusted $R^2$	0.015	0.006	0.020		0.020
Observations	8642	8642	8642	8642	8642
Panel D : 고등학교 졸업 이하 학력자					
treatment effect	0.026	-0.02	0.095***	-0.04	0
	(0.018)	(0.027)	(0.032)	(0.084)	(0.020)
Adjusted $R^2$	0.018	0.008	0.022		0.022
Observations	6170	6170	6170	6170	6170
Panel E : 고등학교 졸업 초과 학력자					
treatment effect	0.035**	0.023	0.051	0.107	-0.005
	(0.015)	(0.022)	(0.032)	(0.077)	(0.017)
Adjusted $R^2$	0.016	0.008	0.009		0.023
Observations	10431	10431	10431	10431	10431

주: 1) \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

2) 괄호안은 클러스터 표준오차(Clustered robust standard errors)

3) 표 4와 같이 모든 변수를 통제하였으나, 관심 변수만을 제시함.

<표 6>은 출생 년도를 기준으로 연령 세대(age cohort)를 구축하여 분석한 결과이다. 중고연령 집단인 1962~1975년생과 1951~1961년생에서 건강검진 확률이 유의하게 상승하였다. 특히 가장 고연령 집단인 1951~1961년생이 약 12% 검진 확률이 상승하는 것으로 나타나, 약 7% 상승한 1962~1975년생보다 더 높게 분석되었다(표8 Panel B&C). 반면 가장 젊은 집단인 1976~1988년생의 경우 건강검진 및 다른 건강행태, 의료이용 양상의 변화의 통계적 유의성은 보이지 않으나, 흡연 확률이 약 3%상승하는 것으로 나타났다(표8 Panel A). 의료이용의 변화는 나타나지 않았다. 이러한 결과는 일반적으로 나이가 많을수록 건강에 대한 관심과 건강검진의 필요성이 커지기 때문으로 해석된다.

〈표 6〉 연령 세대별 미친 영향

	흡연	음주	건강검진	외래	입원
Panel A : 1976~1988년생 (20-40세)					
treatment effect	0.036** (0.017)	0.031 (0.028)	0.06 (0.042)	0.051 (0.098)	-0.004 (0.021)
Adjusted $R^2$	0.014	0.01	0.023		0.015
Observations	6156	6156	6156	6156	6156
Panel B : 1962~1975년생 (33-55세)					
treatment effect	0.021 (0.016)	-0.012 (0.024)	0.069** (0.030)	0.082 (0.081)	-0.012 (0.017)
Adjusted $R^2$	0.023	0.009	0.009		0.025
Observations	7978	7978	7978	7978	7978
Panel C : 1951~1961년생 (47-65세)					
treatment effect	0.039 (0.032)	-0.017 (0.047)	0.119** (0.059)	-0.05 (0.137)	0.019 (0.040)
Adjusted $R^2$	0.022	0.01	0.011		0.045
Observations	2467	2467	2467	2467	2467

주: 1) \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$   
 2) 괄호안은 클러스터 표준오차(Clustered robust standard errors)  
 3) 표 4와 같이 모든 변수를 통제하였으나, 관심 변수만을 제시함.

### 3. 강건성 검증(Robustness Check)

분석 결과가 시간의 흐름에 따른 추세를 반영한 결과임에도 '정책 도입의 효과'로 잘못 해석될 위험이 있으므로 오류실험(falsification test)을 추가로 시행하였다. 임의로 정책 시행 연도를 5년 후로 가정한 후 동일하게 정책 시행이 건강행태에 미친 영향을 분석하였다. 전체 표본 대상 오류 실험 결과(표 7 Panel A), 앞서의 주요 결과와 상반되게 건강검진에서는 통계적으로 유의한 영향이 없었다. 또 인구 집단 특성별 분석에서 주요 결과로 제시된 변수들이, 오류 실험에서는 부호가 바뀌거나 통계적 유의성이 사라지는 등 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다(표 7 Panel B~H). 따라서 근로시간의 감소에 따른 흡연 및 건강검진 확률의 증가는 시간에 따른 추세라기보다는 근로기준법 개정의 효과로 해석할 수 있다.

〈표 7〉 Falsification test

	흡연	음주	건강검진	외래	입원
Panel A : 전체					
treatment effect	0.003 (0.008)	0.014 (0.011)	0.008 (0.014)	-0.009 (0.045)	0.012 (0.009)
Adjusted $R^2$	0.015	0.006	0.011		0.02
Observations	16601	16601	16601	16601	16601
Panel B : 남자					
treatment effect	0.007 (0.011)	0.017 (0.015)	0.019 (0.016)	-0.006 (0.057)	0.017* (0.010)
Adjusted $R^2$	0.022	0.008	0.011		0.034
Observations	11131	11131	11131	11131	11131
Panel C : 여자					
treatment effect	-0.001 (0.002)	0.019 (0.013)	-0.007 (0.029)	0.05 (0.069)	0.004 (0.018)
Adjusted $R^2$	0	0.011	0.016		0.016
Observations	5470	5470	5470	5470	5470
Panel C : 노동시간 40시간 초과근로자					
treatment effect	-0.003 (0.012)	0.040** (0.017)	-0.011 (0.020)	0.003 (0.070)	0.015 (0.013)
Adjusted $R^2$	0.015	0.007	0.018		0.02
Observations	8642	8642	8642	8642	8642
Panel D : 고등학교 졸업 이하 학력자					
treatment effect	0.004 (0.013)	0.012 (0.019)	0.032 (0.021)	-0.131** (0.066)	0.012 (0.015)
Adjusted $R^2$	0.017	0.008	0.02		0.022
Observations	6170	6170	6170	6170	6170
Panel E : 고등학교 졸업 초과 학력자					
treatment effect	0.006 (0.010)	0.019 (0.014)	-0.011 (0.018)	0.061 (0.059)	0.012 (0.011)
Adjusted $R^2$	0.015	0.008	0.009		0.023
Observations	10431	10431	10431	10431	10431
Panel F : 1976~1988년생 (20-40세)					
treatment effect	0.006 (0.012)	0.025 (0.019)	-0.004 (0.024)	0.048 (0.079)	0.018 (0.015)
Adjusted $R^2$	0.013	0.01	0.022		0.015
Observations	6156	6156	6156	6156	6156
Panel G : 1962-1975년생(33-55세)					
treatment effect	0.01 (0.012)	0.015 (0.016)	0.015 (0.019)	-0.051 (0.066)	0.011 (0.012)
Adjusted $R^2$	0.023	0.009	0.008		0.025
Observations	7978	7978	7978	7978	7978
Panel H : 1951-1961년생(47-65세)					
treatment effect	-0.026 (0.021)	-0.019 (0.028)	0.01 (0.035)	-0.04 (0.079)	-0.002 (0.024)
Adjusted $R^2$	0.023	0.01	0.009		0.045
Observations	2467	2467	2467	2467	2467

주 1) \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$

2) 괄호안은 클러스터 표준오차(Clustered robust standard errors)

3) 표 4와 같이 모든 변수를 통제하였으나, 관심 변수만을 제시함.

## 제5장 요약 및 결론

건강에 대한 관심 증가와 인구 고령화, 소득의 증대 등의 원인으로 건강 검진 같은 건강행태는 증가하고, 음주 및 흡연은 감소하는 경향이 있다. 여기에 더해 의료 공급의 증가와 신기술 개발로 인하여 의료이용은 지속적으로 증가한다. 이러한 추이를 고려할 때 근로기준법 도입 전후를 단순 비교한다면 정책의 효과와 무관한 시간에 따른 변이를 통제하지 못하여 내생성으로 인한 편의가 발생할 수 있으며, 정책의 순수한 효과를 추정하지 못하는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 2004년 근로기준법 개정이 사업체 규모별로 순차적으로 도입되었다는 점에 착안하여 이 중차분 분석을 수행하였다. 그리고 오류 실험(falsification test)을 통해 순수한 정책의 효과인지 확인하였다.

분석한 결과, 근로시간이 줄어들면 개인 노동자들의 건강검진을 할 확률과 흡연률이 상승한 것으로 나타났다. 건강검진을 할 확률이 증가하는 것은 개인이 근로 시간이 감소하면서 생긴 여유 시간을 긍정적 건강 행태에 투자하여 나온 결과로 해석된다. 건강검진 증가 효과는 특히 남성과 장시간 근로자, 고등학교 졸업자 이하와 중장년층에서 두드러지게 나타났다. 흥미로운 결과는 가장 고령 집단인 1951~1961년생에서 건강 검진 확률이 약 12% 정도로 크게 상승한다는 점이다. 은퇴 시점이 가깝다는 근로자 특성과 신체 건강이 급속도로 안 좋아지기 시작하는 연령대라는 특성으로 인한 것으로 해석된다. 즉, 이들 고연령 노동자들은 근로시간의 감소로 인해 생긴 추가 시간을 근로시간이 많을 때 이용하기 힘들었던 건강검진 서비스에 활용한 것으로 생각된다. 근로 시간이 주 40시간이 넘는 장시간 근로자들 역시 약 10% 정도 건강 검진 확률이 올라가는 것으로 나타났으며, 건강검진 외에도 병원 외래 서비스 이용도 유의하게 증가를 보였다. 장시간 근로자들이 근로시간 단축 정책의 영향을 비교적 크게 받았을 것을 고려할 때, 이들의 건강 행태 및 의료이용 증가는 긍정적인 신호로 보인다. 반면 부정적 건강 행태인 흡연이 늘어난 것으로 보이는 것은 근무시간이 줄면 그로 인한 스트레스가 줄어 흡연이 줄어들 것이라는 기존 한국 및 프랑스의 연구 결과와 상반된 결과이다(Ahn, 2016; Berniell, 2012). 이러한 결과는 근로시간과 흡연율이 양의 선형관계나 혹은 일종의 U자 형을 그린다는 선행 연구의 결과를 지지하는 것이라 볼 수 있다(Cho et al., 2013; Lallukka et al., 2004).

본 연구의 한계로는 첫째, 연구 대상을 정규직 임금근로자만으로 한정하여 분석을 진행하였다는 점이다. 정규직 임금 근로자가 아닌 비정규직 근로자는 약 30% 내외를 차지한다고 알려져 있다(한국노동연구원, 2016b). 이러한 추세는 한동안 지속될 것으로 예상되며, 따라서 본 연구의 결과를 전체 모든 노동자에 소급적용하기는 어렵다. 추후 다른 연구 설계를 통해 비정규직 근로자를 대상으로 하는 연구가 진행될 필요가 있다. 또 다른 연구의 한계로는 분석 결과에 과소 추정의 가능성이 있다는 것이다. 근로기준법 적용 확대 인식에 대한 실태조사(한국노동연구원, 2016a)에 따르면, 4인 이하 사업체(1,239개소)에서는 주당40시간(1일 8시간)의 법정근로시간의 한도에 대

해 43%가 이미 적용하고 있다고 나타났다. 즉 연구 설계 단계에서 4인 이하 사업장의 경우 처치  
항 코드 0을 부여해 통제군으로 설정하였지만, 실제로는 이들 중 일정 비율은 이미 실험군에 속  
해야 한다는 것이다. 마지막 한계점은 2004년의 근로기준법 개정이 근로시간 단축 외에도 휴가  
사용촉진제도 및 보상휴가제 신설, 생리휴가 무급화, 탄력적 근로시간제 확대 등도 같이 변경되  
었다는 이루어졌다는 점이다. 따라서 연구에서 분석된 건강 행태 및 의료 이용의 변화가 순수 근  
무시간의 감소로 인한 것이 아닌 기타 요인들과의 복합적인 효과로 인식될 수 있다. 하지만 근로  
기준법의 가장 큰 목적이 근로시간의 감소였고, 실제로 실근로시간의 감소가 뚜렷하게 나타났음  
을 선행문헌에서 확인할 수 있음을 감안할 때, 본 연구의 결과를 근로시간의 감소로 인한 결과로  
해석해도 큰 무리는 없을 것이다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 근로시간 단축 정책이 근로자 개인의 건강행태와 의료  
이용에 미친 효과를 종합적으로 추정한 최초의 연구라는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 기존에 국  
내외 선행 연구들은 근로시간 단축 정책으로 인한 건강 행태의 변화를 연구하는 데 그친 경향이  
있다면, 본 연구에서는 더 나아가 의료이용 경험도 정책의 효과로 인식하여 면밀하게 검토하였  
고, 따라서 2018년부터 진행될 근로시간 단축 정책이 개인의 건강행태와 의료이용에 미치는 영향  
을 파악하는데 유용한 근거를 제공하고자 하였다. 다만 본 연구는 건강행태와 의료이용을 넘어  
실제 근로자들의 건강이 어떻게 변화하였는지는 분석하지 못해 추후 연구가 더 필요하다고 판단  
된다.

## 참고문헌

- 근로기준법, 제 6974호 § (2003).
- 근로기준법, 제15108호 § (2018).
- 김유선. (2008). 법정근로시간 단축이 실근로시간, 고용, 실질임금에 미친 영향. 『산업노동연구』, 14(2), 1 - 21.
- 김유선. (2011). 노동시장 및 노사관계: 주 40 시간 근무제가 노동자 여가생활에 미친 영향. 산업노동연구, 17(1), 37 - 71.
- 김형락, & 이정민. (2012). 주 40 시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향. 노동경제논집, 35(3), 83 - 100.
- 노용진. (2014). 주 40 시간제의 고용효과. 산업관계연구, 24(2), 109 - 129.
- 석홍덕, 김지현, 김영광, 이완형, 윤진하, 원종욱, & 노재훈. (2016). 장시간 근로와 필요의료 미충족의 관련성을 통해 살펴본 작업장 내의 건강 비형평성. 대한직업환경의학회 학술대회 논문집, 478 - 478.
- 윤윤규, 김유선, 김정우, 노용진, 박경원, 한치록, & 홍민기. (2012). 사업체패널조사 (WPS) 를 활용한 사업체의 동학 연구. 한국노동연구원.
- 조현희, 권기현, & 문상호. (2010). 민간의료보험이 의료서비스 이용에 미치는 영향. 정책분석평가학회보, 20, 103 - 128.
- 차승은. (2011). 노동시간에 따른 시간압박과 여가제약. 한국인구학, 34(2), 65 - 90.
- 한국노동연구원. (2016a). 4인 이하 사업장 실태조사.
- 한국노동연구원. (2016b). KLI 비정규직 노동통계.
- 홍정림. (2016). 임신·출산 진료비 지원정책이 의료이용 및 건강성과에 미친 효과. 보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구), 22(3), 67 - 98.
- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. The Review of Economic Studies, 72(1), 1 - 19.
- Ahn, T. (2016). Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle?: Working Time and Health Behaviors. Health Economics, 25(8), 969 - 983.
- Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. Economics Letters, 80(1), 123 - 129.

- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1), 1 - 10.
- Azam, M. (2011). The impact of Indian job guarantee scheme on labor market outcomes: Evidence from a natural experiment.
- Berniell, M. I. (2012). The effects of working hours on health status and health behaviors. CEMFI-UIMP Discussion Paper.
- Cawley, J., & Ruhm, C. J. (2011). The economics of risky health behaviors. In *Handbook of health economics* (Vol. 2, pp. 95 - 199). Elsevier.
- Cho, Y.-S., Kim, H.-R., Myong, J.-P., & Kim, H. W. (2013). Association between work conditions and smoking in South Korea. *Safety and Health at Work*, 4(4), 197 - 200.
- Finkelstein, A. (2002). The effect of tax subsidies to employer-provided supplementary health insurance: evidence from Canada. *Journal of Public Economics*, 84(3), 305 - 339.
- Green, E. C., & Murphy, E. (2014). Health belief model. *The Wiley Blackwell Encyclopedia of Health, Illness, Behavior, and Society*.
- Green, L. W., & Kreuter, M. W. (1999). *Health promotion planning: An educational and ecological approach*.
- Hayden, J. A. (2017). *Introduction to health behavior theory*. Jones & Bartlett Learning.
- Kang, M.-Y., Park, H., Seo, J.-C., Kim, D., Lim, Y.-H., Lim, S., ... Hong, Y.-C. (2012). Long Working Hours and Cardiovascular Disease: A Meta-Analysis of Epidemiologic Studies. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 54(5), 532 - 537.
- Kim, J. H., Kim, S. J., & Kwon, S. M. (2014). Effect of Expanding Benefit Coverage for Cancer Patients on Equity in Health Care Utilization and Catastrophic Expenditure. *Health Policy and Management*, 24(3), 228 - 241.
- Kim, J., & Park, S. (2012). Impact of Level of Physical Activity on Healthcare Utilization among Korean Adults. *Journal of Korean Academy of Nursing*, 42(2).
- Kmenta, J. (2010). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Springer.
- Lallukka, Tea, Sarlio-Lähteenkorva, S., Roos, E., Laaksonen, M., Rahkonen, O., & Lahelma, E. (2004). Working conditions and health behaviours among employed women and men: the Helsinki Health Study. *Preventive Medicine*, 38(1), 48 - 56.
- Lee, J., & Lee, Y.-K. (2016). Can working hour reduction save workers? *Labour Economics*, 40, 25 - 36.
- OECD. (2013). *OECD Employment Outlook 2013*.

- OECD. (2018). OECD Employment Outlook 2018.
- Park, J., Yi, Y., & Kim, Y. (2010). Weekly work hours and stress complaints of workers in Korea. *American Journal of Industrial Medicine*, 53(11), 1135 - 1141.
- Prochaska, J. O., & Velicer, W. F. (1997). The transtheoretical model of health behavior change. *American Journal of Health Promotion*, 12(1), 38 - 48.
- Ruhm, C. J. (2005). Healthy living in hard times. *Journal of Health Economics*, 24(2), 341 - 363.
- Simons-Morton, B. G., Greene, W. H., & Gottlieb, N. H. (1995). Introduction to health education and health promotion. In *Introduction to health education and health promotion*.
- Sparks, K., Cooper, C., Fried, Y., & Shirom, A. (1997). The effects of hours of work on health: a meta-analytic review. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70(4), 391 - 408.
- St Clair, T., & Cook, T. D. (2015). Difference-in-differences methods in public finance. *National Tax Journal*, 68(2), 319.
- Taris, T. W., Ybema, J. F., Beckers, D. G. J., Verheijden, M. W., Geurts, S. A. E., & Kompier, M. A. J. (2011). Investigating the Associations among Overtime Work, Health Behaviors, and Health: A Longitudinal Study among Full-time Employees. *International Journal of Behavioral Medicine*, 18(4), 352 - 360.
- White, J., & Beswick, J. (2003). Working long hours. Health & Safety Laboratory (HSL), Sheffield.