

건강증진연구사업

(정책, 08-44)

**노인일자리사업에 대한  
사회·경제적 효과 분석  
(건강증진 효과 및 의료비  
절감효과 분석을 중심으로)**

(An analysis of social-economic effects of job creation projects for the elderly: Focus on the effects of the amelioration of health conditions and reduction of medical expenses)

2009

**서울대학교 산학협력단  
건강증진사업지원단**

이 보고서는 보건복지가족부에서 주관하는 국민건강증진기금에 의해 수행된 것이며, 이 보고서에 수록된 내용은 연구자 개인적인 의견이며 보건복지가족부의 공식견해가 아님을 밝혀드립니다.

# 제 출 문

## 보건복지가족부장관 귀하

이 보고서를

노인일자리사업에 대한 사회·경제적 효과 분석  
(건강증진 효과 및 의료비 절감효과 분석을 중심으로)

에 관한 연구" 과제의 결과보고서로 제출합니다.

2009. 03. 15.

주관연구기관명 : 서울대학교 산학협력단

연구책임자 : 이석원

선임연구원 : 김미곤

선임연구원 : 모선희

선임연구원 : 윤홍식

선임연구원 : 임재영

연구원 : 이현미

연구원 : 정연백

# 요 약 문

## I. 제 목

노인일자리사업에 대한 사회·경제적 효과 분석  
(건강증진 효과 및 의료비 절감효과 분석을 중심으로)

## II. 연구의 목적 및 필요성

2004년 시행되어 이제 시행 6년차를 맞이하는 노인일자리사업은 사업이 창출한 사회·경제적 효과성의 존재여부 및 크기에 대한 객관적이고 체계적 검증이 그 어느 때 보다도 필요

## III. 연구의 내용 및 범위

본 연구는 이제까지의 평가연구와는 달리 노인일자리사업이 창출한 '부가가치적' (value-added) 효과를 객관적으로 측정하여 사업의 목적달성 여부를 확인하고 사업의 성과와 관련된 요인들을 파악하여 사업의 개선활동에 환류할 수 있는 정보를 생산하고자 수행

단, 본 연구에서는 사업 효과(사업 참여자들이 사업에 참여함으로써 얻는 성과와 만약 동일한 참여자가 그 사업에 참여하지 않았더라면 얻었을 성과와의 차이) 측정에 있어 선택편의 최소화를 위하여 ① 비교집단 구성(노인일자리사업에 참여를 희망하여 신청하였으나 참여자로 선정되지 않은 노인으로 선정), ② Propensity Score Matching(PSM) 방법론 활용. 분석자료는 2008 노인일자리사업 참여자 및 대기자 대상 설문조사 결과 및 2007 노인일자리사업 참여노인 의료비 데이터(국민건강보험공단) 자료임

<주요 연구주제>

- ① 노인일자리사업은 소득보장 프로그램으로서의 정책목적을 달성하였는가?
- ② 노인일자리사업은 참여노인의 생활패턴을 더욱 적극적인 형태로 변화시켰는가?
- ③ 노인일자리사업은 노인의 건강증진이라는 부수적 정책목적을 달성하였는가?

- ④ 노인일자리사업은 참여노인들의 의료비 지출을 실제로 경감시키는 효과를 발생시켰는가?
- ⑤ 노인일자리사업에 참여한 노인에게 심리적으로 안정을 되찾고 자존감을 제고시키는 효과가 발생하였는가?
- ⑥ 노인일자리사업에 참여함으로써 가족 및 기타 사회적 관계를 맺고 있는 개인 또는 단체와의 접촉빈도, 사회활동 등에 변화가 발생하였는가?

#### IV. 연구결과

본 보고서에서 제시한 사업의 효과는 크게 생활패턴 변화효과, 경제적 효과, 건강증진 효과, 의료비 절감효과, 심리적 효과, 가족 및 사회관계 효과 등 6개 영역으로 구분되어 있으며, 노인일자리사업이 소득보장 기능뿐만 아니라 참여노인으로 하여금 일자리에 종사함으로써 적극적 노년생활을 영위하여 삶의 질을 전반적으로 향상시키는 효과가 있음을 발견. 주요 연구결과는 다음과 같음

##### 1) 생활패턴 변화 효과

노인일자리사업은 노인소득보장 사업일 뿐만 아니라 적극적 사회참여 촉진, 참여노인의 건강증진 등으로 노인문제를 예방하고 사회적 비용을 절감하고자 하는 노인복지사업이며, 노인의 복지(welfare)를 측정하는 조작적 변수들을 모두를 포괄할 수 있는 지표는 '시간활용 형태의 변화' 임

노인일자리사업은 사업이 제공되지 않았더라면 소득창출의 기회를 얻을 수 없었던 노인들에게 유급노동의 기회를 제공하여 적극적인 노년의 삶을 영위하도록 하는 생활패턴 변화 효과를 뚜렷이 발생시킴. 특히 유급노동 시간의 증가는 참여노인의 가사 및 돌봄 노동, 봉사활동 등 무급노동의 시간과 적극적 여가활동의 시간은 유지하는 대신에, 자칫 비생산적이고 고립된 생활패턴으로 이어질 수 있는 신문, TV 등 소극적 여가활동 시간을 축소시킴으로써 '적극적 노년'을 영위하도록 기여. 노인일자리사업 참여노인의 적극적 생활패턴은 우리나라 일반노인의 수준(통계청 생활시간 조사) 및 미국, 일본 노인의 생활시간 사용 패턴과 비교해 보아도 매우

높은 수준으로 나타남

## 2) 경제적 효과

노인일자리사업 참여노인은 비교집단보다 근로, 사업, 부업 소득이 있다고 응답한 비율이 높게 나타났는데, 이를 당연한 결과라고 해석할 수도 있으나 사업이 제공되지 않았더라면 자생적으로 소득창출의 기회를 얻을 수 없었던 노인들에게 소득원천을 제공해주는 효과를 발생시키고 있다는 것을 의미하므로, 중요한 연구결과라 할 수 있음

## 3) 건강증진 효과

참여집단과 비교집단 간 건강상태, 월평균 의료기관 이용 정도, 건강증진 활동의 시행 정도에 있어 통계적으로 유의미한 차이가 발견되지 않음. 그러나 코호트별 사업효과를 추정한 결과, 최근년도 사업 참여여부 및 사업 참여정도는 의료기관 이용 정도의 감소, 규칙적인 운동수행, 일상적인 활동량 증가 등 건강증진활동 증가에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타남. 특히 사업 참여로 인한 동료 간의 네트워크 형성이 규칙적인 운동수행 및 일상적 활동량 증가로 이어지는 '정보효과(information effect)' 확인

## 4) 의료비 절감 효과

사업에 참여한 경우는 참여하지 않은 경우에 비하여 연간 188,363원의 의료비 절감이, 참여기간이 1년 증가함에 따라 연간 68,179원씩 의료비 절감이 이루어짐. 특히 노인일자리사업 공익형 참여자에게 있어서 의료비 절감 효과가 크게 나타났는데, 재산상황이 열악하고 사회적으로 소외되기 쉬운 노인일수록 노인일자리사업에 참여함으로써 얻게 되는 긍정적 건강 개선 효과가 크게 나타남

## 5) 심리적 효과

연구결과 노인일자리사업 참여가 우울이나 자존감 등 심리적 효과에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 드러났으나, 사업 참여 연도별 코호트의

특성을 고려한 결과 최근년도 참여자의 우울 증상은 사업참여로 인해 상당 부분 개선됨이 검증. 사업참여 노인들은 아직 내가 일할 수 있고, 할 일이 있다는 것, 활동을 통해 건강을 유지하는 것, 가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 되는 것에 대하여 긍정적으로 인식하고 있었음

#### 6) 가족 및 사회관계 효과

노인일자리사업 참여는 참여 전 유지하던 관계에 투여하는 시간이 줄어들어 관계가 부정적으로 변화할 것이라는 예측과는 달리, 가족, 친척, 이웃, 친구와의 연락 및 만남 횟수, 관계만족도 등에서 차이가 없었으며 오히려 다양한 사회활동 증가에 긍정적 영향을 미침. 노인일자리사업 참여로 인해 가입한 사회단체 수 및 종교활동, 여가활동, 노인관련 단체 활동 등의 참여가 증가

한편, 노인일자리사업 참여는 전통적인 성역할 가치관을 벗어나 젠더평등의식을 확대하는 데 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타남

### V. 연구결과의 활용계획

본 연구결과가 시사하는 다양한 정책 제언을 토대로 노인일자리사업의 목표를 보다 명확하게 설정하고 사업내용 및 운영상의 질적 개선을 추구하는 데 활용할 계획. 특히 노인일자리사업이 단순한 일자리지원 프로그램이 아닌 노인의 4고를 해결하는 정책으로서의 기능을 강화할 수 있도록 정책 제언 계획

# SUMMARY

## (영 문 요약 문 )

### I. Title

An analysis of social-economic effects of job creation projects for the elderly: Focus on the effects of the amelioration of health conditions and reduction of medical expenses.

### II. The Purpose and Necessity of this Study

Job creation projects for the elderly beginning from 2004 till present need to be analyzed objectively and thoroughly in terms of test magnitude of project effects and whether social-economic effectiveness exists or not.

### III. Contents and Scope of this Study

Therefore, this study unlike other analysis studies measures the value-added effects originating from job creation projects for the elderly, determines whether the projects achieve initial or intended goals, and finds out the cardinal factors that play critical roles in the success or failure of the projects. Finally, this study intends to provide information and knowledge as a feedback process for project enhancement activities.

To minimize selection bias when measuring the effect of projects, this study constituted compared groups. This study also takes advantage of a methodology called Propensity Score Matching (PSM). In addition, this study utilizes the results of the questionnaires from participants and people who are waiting to participate in the job creation projects for the elderly in 2008 as well as the cost of medical

treatment for the people who participated in job creation projects for elderly in 2007(Ministry of Health, Welfare, and Family Affairs)

<Key Research Questions>

- ① Do job creation projects for the elderly achieve the purpose of the policy?
- ② Do job creation projects for the elderly change the behavior patterns of those who participate in projects more actively?
- ③ Do job creation projects for the elderly achieve improvement of health conditionsof the elderly as a subordinate purpose of policy?
- ④ Do job creation projects for the elderly reduce the amount of cost for medical treatment?
- ⑤ Do job creation projects for the elderly provide the participating elders with psychological repose and increase their self-esteem?
- ⑥ Are there any changes of frequencies and social activities to individuals or groups that participate in Job Creation Projects?

#### **IV. Results of this Study**

##### 1) The effect of changing behavior patterns

As welfare projects for the elderly, Job Creation Projects for the elderly is a project that helps the elderly secure their income, encourage them to join social activities, improve their health conditions, and reduce social costs.

The indices which can include all manipulated variables for measuring welfare of the elderly is the 'change in patterns of spending time'.

If Job Creation Projects for the elderly were not provided, the elderly wouldn't have been able to get a job for maintaining their lives. Therefore, Job Creation Projects for the elderly have a positive effect on changing behavior patterns. In addition, by reducing unproductive and isolated behavior patterns such as being a couch-potato and reading the news all day long, Job Creation Projects help the elderly utilize their time in a more productive and active manner. The elderly who participated in Job Creation Projects in Korea had more active and dynamic behavior patterns than those in the United States and Japan.

## 2) Economic Effect

The elderly who participated in Job Creation Projects have a higher income and more acceptances for work than those who did not participate in the projects.

The result looks like truism. But if Job Creation Projects for the elderly were not provided, they wouldn't have had the opportunity to earn an income. For this reason, Job Creation Projects for the elderly caused the effect of providing the elderly with opportunities to secure their income.

## 3) The effect of health promotion

According to the T-test, between those who participated in Job Creation Projects for the elderly and those who did not, there were no differences in the health conditions, frequencies of hospital visits on a monthly average level and activities for health promotions. However, after estimating the effect of each cohort, Job Creation Projects for the

elderly have a positive effect on health promotion for the elderly as well as the 'information effect'.

#### 4) The effect of reducing medical expenses

Compared to those who did not participate in the projects, those who participated were able to reduce their medical expenses by \188,363. Additionally, if the duration of participation in the projects increases by one year, medical expenses will further decrease by \68,179 per year. Most importantly, the effect of health promotion is clearly visible and outstanding.

#### 5) The psychological effect

According to the results of this study, participation in the project does not play a relevant role in ameliorating the degree of depression and self-esteem. However, if characteristics of cohorts were taken into account, the degree of depression of participants is ameliorated.

#### 6) The effect of family and social relationship.

According to the T-test between participants and non-participants in the projects, there were no differences in the frequencies of meeting family members, friends, and relatives. In addition, there were also no differences in the satisfaction index of relationships. Conversely, participation in the projects has a positive effect on increasing participation of various social activities.

By participating in Job Creation Projects for the elderly, participants become more active by joining religious and senior organizations.

In addition, participating in the projects has a positive effect on spreading the awareness of gender equality.

## **V. Schemes for taking advantage of the result of this study**

The results of this study will help clarify the purpose of the projects and set clearer goals. The findings of this study will also be utilized in improving the quality of projects. Furthermore, by taking advantage of the results, we can suggest a more efficient policy to solve problems for the elderly.

# 목 차

<b>제1장 서론</b> .....	<b>1</b>
제1절 연구의 목적 및 필요성 .....	1
제2절 노인일자리사업의 개요 및 현황 .....	5
1. 사업유형 .....	5
2. 사업현황 .....	7
3. 전달체계 .....	10
<b>제2장 효과성 평가 전략</b> .....	<b>13</b>
제1절 노인일자리 사업의 논리모형 .....	13
제2절 평가설계 .....	24
1. 비실험적 평가설계 .....	24
2. 비교집단의 구성 .....	27
3. 평가의 지역적 범위 .....	30
4. 표본추출 및 데이터 수집 .....	33
제3절 분석방법론 .....	43
1. Propensity Score Matching 방법 .....	43
2. 그 외의 분석방법론 .....	49
<b>제3장 노인일자리사업의 경제적 효과</b> .....	<b>51</b>
제1절 PSM 방법으로 분석한 경제적 효과 .....	51
제2절 노인일자리사업 참여자 특성별 효과 .....	53
1. 소득 .....	54
2. 지출 .....	57
3. 가계수지 .....	60
4. 주거 점유형태 및 유형 .....	62
5. 주관적 경제상태 인식 및 생활 만족도 .....	62
6. 노인일자리사업 참여자의 급여 만족도 및 경제적 보탬 정도 .....	63

제3절 노인일자리사업 참여 전후 경제상태 비교 .....	66
1. 빈곤지표 변화 .....	67
2. 경제활동 및 실업률 변화 .....	74
제4절 소결 .....	77
<b>제4장 노인일자리사업의 생활패턴 변화효과 .....</b>	<b>79</b>
제1절 개요 .....	79
제2절 PSM 방법론으로 분석한 생활패턴 변화 효과 .....	81
1. 적극적 활동 .....	81
2. 소극적 활동 .....	89
제3절 종합분석 및 소결 .....	91
1. 공익형 사업 .....	91
2. 교육형 사업 .....	93
3. 복지형 사업 .....	95
4. 종합평가 .....	97
<b>제5장 노인일자리사업의 건강증진 효과 .....</b>	<b>101</b>
제1절 PSM 방법론으로 분석한 건강증진 효과 .....	102
1. 현재 건강상태 .....	102
2. 의료기관 이용 정도 .....	104
3. 건강증진 활동의 시행 정도 .....	106
제2절 회귀분석방법으로 분석한 건강증진 효과 .....	109
1. 분석모형 .....	109
2. 추정결과 및 고찰 .....	115
제3절 소결 .....	151
<b>제6장 노인일자리사업의 의료비 절감효과 .....</b>	<b>156</b>
제1절. 개요 및 방법론 .....	156

1. 데이터 .....	156
2. 평가설계 .....	158
3. 분석모형 .....	161
제2절 분석결과 .....	163
1. 전체 표본에 대한 효과 .....	163
2. 사업 유형별 의료비 절감효과 .....	171
3. 주요 하위집단 별 의료비 절감효과 .....	174
제3절 소결 .....	176

## **제7장 노인일자리사업의 심리적 효과 ..... 179**

제1절 PSM 방법론으로 분석한 심리적 효과 .....	179
1. 우울감 정도 .....	179
2. 자아존중감 정도 .....	181
제2절 심리적 복지감 분석 .....	182
1. 우울감 차이 분석 .....	182
2. 자아존중감 차이 분석 .....	184
제3절 노인일자리사업 참여 동기 및 만족도 .....	186
1. 노인일자리사업 참여 동기 .....	186
2. 노인일자리사업에 대한 전반적 만족도 .....	186
제4절 노인일자리사업 참여 후 도움 정도 인식 .....	188
1. 돈을 벌 수 있는 것 .....	189
2. 일할 수 있다는 것 .....	190
3. 사회에 보탬이 되는 것 .....	192
4. 활동을 통해 건강을 유지하는 것 .....	193
5. 여러 사람들을 사귄 수 있는 것 .....	195
6. 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것 .....	196
7. 남은 시간을 보낼 수 있는 것 .....	198
제5절 노인일자리사업 참여 후 사회적 인식 변화 .....	199
1. 젊은 세대의 이해 .....	199

2. 다른 노인의 이해 .....	201
3. 세상의 이해 .....	202
제6절 소결 .....	203
<b>제8장 노인일자리사업의 가족 및 사회관계 효과 .....</b>	<b>206</b>
제1절 PSM 방법으로 분석한 가족 및 사회관계에 대한 효과 .....	206
1. 가족 내 돌봄 .....	206
2. 가족 및 친구와의 관계 .....	207
3. 사회관계 .....	212
제2절 노인일자리사업 참여와 가족생활 분석 .....	215
1. 가족 내 돌봄 .....	216
2. 세대 간 사적소득이전 .....	218
3. 가족관계 .....	219
4. 젠더인식 .....	222
제3절 소결 .....	232
<b>제9장 결론 및 정책적 제언 .....</b>	<b>234</b>

## 표 목 차

<표 1-1> 노인일자리사업 유형별 예산지원 기준 .....	7
<표 1-2> 연차별 노인일자리 창출 목표 및 실적의 변화 .....	7
<표 1-3> 연차별 재정투입규모 변화 .....	8
<표 1-4> 2008년 노인일자리사업 참여자 현황 .....	9
<표 1-5> 2008년 노인일자리사업 유형별 참여 현황 .....	10
<표 1-6> 연차별 수행기관 수 및 프로그램 수의 변화 .....	12
<표 2-1> 노인일자리사업 실시 지역 유형별 참여자 수 .....	39
<표 2-2> 노인일자리사업 선정 지역 유형별 표본 틀 .....	39
<표 2-3> 노인일자리사업 선정지역 및 사업 유형 별 추출표본 .....	41
<표 2-4> 노인일자리사업 선정지역 및 사업 유형별 최종 조사표본 .....	42
<표 2-5> 조사대상자의 일반적 분포 .....	42
<표 3-1> 근로, 사업, 부업 소득 유무 .....	52
<표 3-2> 기초노령연금 수령 여부 .....	53
<표 3-3> 참여자 유형별 노인가구 소득 .....	55
<표 3-4> 노인가구 사적이전소득 .....	57
<표 3-5> 참여자 유형별 노인가구 지출 .....	58
<표 3-6> 참여자 유형별 노인가구 소비·비소비지출 .....	59
<표 3-7> 참여자 유형별 참여 소득 지출 비목 .....	60
<표 3-8> 사업집단과 비교집단의 노인가구 가계수지 .....	61
<표 3-9> 사업집단과 비교집단 간의 노인가구 주거 점유형태 및 유형·62	62
<표 3-10> 사업집단과 비교집단간의 노인의 주관적 경제 상태 인식 및 만족도·63	63
<표 3-11> 참여자의 월보수에 대한 만족도 .....	64
<표 3-12> 참여 소득의 경제적 보탬 정도 .....	66
<표 3-13> 노인 빈곤율(전가구기준, 연간, 정부발표 최저생계비 기준) ... 68	68
<표 3-14> 정부발표 최저생계비기준 빈곤율(전가구기준, 연간) .....	68
<표 3-15> 정부발표 최저생계비기준 빈곤가구율(전가구기준, 연간) .....	69
<표 3-16> 정부발표 최저생계비기준 수준 .....	71

<표 3-17> 참여전후 노인가구 빈곤 가구율 .....	72
<표 3-18> 참여전후 노인가구 빈곤갭비율 .....	74
<표 3-19> 경제활동인구 .....	75
<표 3-20> 노인일자리사업이 시행되지 않았을 경우 구성비 .....	77
<표 3-21> 노인일자리사업이 실업률 및 경제활동 참가율에 미치는 영향(2007) .....	77
<표 4-1> 하루 중 보수 또는 소득이 있는 일에 배분된 시간에 대한 효과 .....	84
<표 4-2> 하루 중 가사 일에 배분된 시간에 대한 효과 .....	85
<표 4-3> 하루 중 손자녀, 노인, 장애인 등의 가구원을 돌보는 시간에 대한 효과 .....	85
<표 4-4> 하루 중 사회단체 활동 및 무급봉사 활동을 하는 시간에 대한 효과 .....	85
<표 4-5> 하루 중 스포츠 활동을 하는 시간에 대한 효과 .....	86
<표 4-6> 하루 중 사교활동을 하는 시간에 대한 효과 .....	86
<표 4-7> 하루 중 학습이나 수강을 하는 시간에 대한 효과 .....	87
<표 4-8> 하루 중 종교활동을 하는 시간에 대한 효과 .....	88
<표 4-9> 하루 중 신문, TV, 영화를 보는 시간 .....	90
<표 4-10> 하루 중 수면, 낮잠을 자는 시간 .....	90
<표 4-11> 하루 중 기타 여가활동을 하는 시간 .....	91
<표 5-1> 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 과거와 현재의 변화 .....	102
<표 5-2> 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도 .....	103
<표 5-3> 현재 앓고 있는 질병 수 .....	104
<표 5-4> 비만도 .....	104
<표 5-5> 월평균 의료기관 이용 .....	105
<표 5-6> 흡연 여부 .....	107
<표 5-7> 음주 여부 .....	107
<표 5-8> 체중 관리 여부 .....	107
<표 5-9> 규칙적 운동 여부 .....	108
<표 5-10> 가족구성원과의 관계를 측정하기 위해 이용한 설문항목 .....	112
<표 5-11> 친구와의 관계를 측정하기 위해 이용한 설문항목 .....	112
<표 5-12> 건강관련 행위를 측정하기 위해 이용한 설문항목 .....	114
<표 5-13> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여여부 .....	117

<표 5-14> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여 정도 .....	120
<표 5-15> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여 동기별 분석 .....	122
<표 5-16> 정신적 건강상태의 변화: 우울증상의 변화 (일자리사업 참여여부) .....	124
<표 5-17> 정신적 건강상태의 변화: 우울증상의 변화 (일자리사업 참여정도) .....	126
<표 5-18> 건강증진 행위 변화: 흡연행위(일자리사업 참여여부) .....	129
<표 5-19> 건강증진 행위 변화: 흡연행위 (일자리사업 참여정도) .....	131
<표 5-20> 건강증진 행위 변화: 음주행위 (일자리사업 참여여부) .....	134
<표 5-21> 건강증진 행위 변화: 음주행위 (일자리사업 참여정도) .....	136
<표 5-22> 건강증진 행위 변화: 체중관리 (일자리사업 참여 여부) .....	139
<표 5-23> 건강증진 행위 변화: 체중관리 (일자리사업 참여정도) .....	141
<표 5-24> 건강증진 행위 변화: 규칙적인 운동수행 (일자리사업 참여여부) .....	144
<표 5-25> 건강증진 행위 변화: 규칙적인 운동수행 (일자리사업 참여정도) .....	145
<표 5-26> 건강증진 행위 변화: 일상적인 활동 (일자리사업 참여여부) .....	148
<표 5-27> 건강증진 행위 변화: 일상적인 활동 (일자리사업 참여정도) .....	150
<표 6-1> 분석표본의 사업참여 시점과 각 연도별 참여여부 .....	157
<표 6-2> 전체 표본에 대한 의료비 절감효과 추정결과 .....	165
<표 6-3> 전체 표본에 대한 의료비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과 .....	167
<표 6-4> 진료 급여비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과 .....	170
<표 6-5> 노인일자리사업의 의료서비스 이용실적에 대한 효과 .....	171
<표 6-6> 사업유형별 의료비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과 .....	172
<표 6-7> 사업유형별 진료 급여비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과 .....	173
<표 6-8> 하위 집단별 의료비 절감효과 .....	176
<표 6-9> 2006~2008년 기간 사업유형별 의료비 절감효과와 재정투입액 .....	177
<표 7-1> 우울감 정도 .....	180
<표 7-2> 우울감의 현재와 과거의 변화 .....	181
<표 7-3> 자아존중감 정도 .....	182
<표 7-4> 자아존중감의 현재와 과거의 변화 .....	182
<표 7-5> 주요 변인에 따른 우울감 차이 .....	183
<표 7-6> 주요 변인에 따른 자아존중감 차이 .....	185

<표 7-7> 노인일자리사업 참여 동기 .....	186
<표 7-8> 노인일자리에 대한 전반적 만족도 .....	188
<표 7-9> 돈을 벌수 있다는 것- 도움 정도 .....	190
<표 7-10> 아직 내가 일할 수 있고 할 일이 있다는 것- 도움 정도 .....	191
<표 7-11> 가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 되는 것- 도움 정도 .....	193
<표 7-12> 활동을 통해 건강을 유지하는 것- 도움 정도 .....	194
<표 7-13> 여러 사람들을 사귄 수 있는 것- 도움 정도 .....	195
<표 7-14> 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것- 도움 정도 .....	197
<표 7-15> 남은 시간을 보낼 수 있는 것- 도움 정도 .....	198
<표 7-16> 일자리 참여 후 젊은 세대의 이해 변화 .....	200
<표 7-17> 일자리 참여 후 다른 노인의 이해 변화 .....	201
<표 7-18> 일자리 참여 후 세상의 이해 변화 .....	203
<표 8-1> 만12세 미만 가구원 돌봄 여부 .....	206
<표 8-2> 따로 사는 자녀에 대한 연락 빈도 .....	207
<표 8-3> 따로 사는 형제자매에 대한 연락 빈도 .....	208
<표 8-4> 따로 사는 친척에 대한 연락 빈도 .....	208
<표 8-5> 친구, 이웃에 대한 연락 빈도 .....	208
<표 8-6> 따로 사는 자녀에 대한 만남 빈도 .....	208
<표 8-7> 따로 사는 형제자매에 대한 만남 빈도 .....	209
<표 8-8> 따로 사는 친척에 대한 만남 빈도 .....	209
<표 8-9> 친구, 이웃에 대한 만남 빈도 .....	209
<표 8-10> 가구원과의 관계에 대한 전반적인 만족도 .....	210
<표 8-11> 따로사는 자녀에 대한 관계 만족도 .....	210
<표 8-12> 따로사는 형제자매에 대한 관계 만족도 .....	210
<표 8-13> 따로사는 친척에 대한 관계 만족도 .....	211
<표 8-14> 친구, 이웃에 대한 관계 만족도 .....	211
<표 8-15> 가족과의 관계 .....	211
<표 8-16> 친구와의 관계 .....	211
<표 8-17> 단체 유형 별 가입 수 .....	214

<표 8-18> 종교단체(천주교, 개신교, 절 등)의 활동정도	214
<표 8-19> 여가 문화활동단체(노래교실, 컴퓨터, 서예, 연극 등)의 활동정도	214
<표 8-20> 노인관련단체의 활동정도	214
<표 8-21> 사교단체(동창회, 향우회, 계모임 등)의 활동 정도	215
<표 8-22> 운동단체(게이트볼단체, 산악회 등)의 활동 정도	215
<표 8-23> 기타 단체 (자원봉사단체, 직능단체, 정당 등)의 활동 정도	215
<표 8-24> 가족 내 돌봄이 필요한 가족원에 대한 돌봄 제공 여부	216
<표 8-25> 노인일자리사업 참여 후 돌봄 시간 변화 여부 (%)	218
<표 8-26> 노인일자리사업 참여 이후 가족 간 소득이전 변화 (참여자)	219
<표 8-27> 노인일자리사업 참여 후 가구원과의 관계(N=917)	220
<표 8-28> 노인일자리사업 참여 후 가족과의 관계	221
<표 8-29> 일과 가족생활 충돌에 대한의견	224
<표 8-30> 카이스퀘어 검증: 일과 가족 충돌에 대한 의견	224
<표 8-31> 젠더역할에 대한 가치관	227
<표 8-32> 카이스퀘어 검증: 젠더역할에 대한 가치관	228
<표 8-33> 일과 가족생활 양립에 대한 가치관	230
<표 8-34> 카이스퀘어 검증: 일과 가족생활 양립에 대한 가치관	231
<표 9-1> 노인일자리사업 사업 대상자 선정기준	239

## 그림목차

<그림 2-1> 노인일자리사업 논리모형의 기본적 형태 .....	13
<그림 2-2> 노인일자리사업 논리모형과 관련효과 .....	15
<그림 2-3> 노인일자리사업의 부가가치적 효과 .....	25
<그림 2-4> 사회·복지 프로그램의 지원절차에 따른 표본집단 .....	28
<그림 2-5> 노인일자리사업 효과 추정치의 분포와 최소탐지가능효과 · 34	
<그림 2-6> PSM 분석의 절차도 .....	49
<그림 3-1> 65세 이상 노인들의 취업여부, 근로능력, 취업의사에 따른 분포 .....	76
<그림 4-1> 공익형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간 .....	92
<그림 4-2> 공익형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간 .....	93
<그림 4-3> 교육형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간 .....	94
<그림 4-4> 교육형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간 .....	95
<그림 4-5> 복지형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간 .....	96
<그림 4-6> 복지형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간 .....	96
<그림 4-7> 통계청 생활시간조사 노인의 하루 생활시간 .....	98
<그림 4-8> 미국 노인의 하루 생활시간 (1999년 조사결과) .....	100
<그림 4-9> 일본 노인의 하루 생활시간 (1999년 조사결과) .....	100
<그림 6-1> 노인일자리사업의 의료비 절감효과 .....	159
<그림 6-2> 누적 및 연차별 의료비 절감효과의 추세 .....	168

# 제1장 서론

## 제1절 연구의 목적 및 필요성

2008년 현재 우리나라의 65세 이상 노인인구는 전체인구의 10.3% 수준(501만 6,000명)으로 우리 사회는 이미 고령화 사회 (aging society)에 진입하였다. 이러한 추세는 2019년에 가서는 노인인구 비율이 14.4%에 도달하여 고령사회 (aged society)에 진입할 것으로 전망되고, 2026년에는 노인인구가 전체 인구의 20%인 1,011만 명으로 급증하여 초고령 사회에 진입할 것으로 예측되고 있다. 우리사회의 급속한 고령화 추세는 경제성장, 자본시장, 노동시장, 산업구조 등 경제 분야의 다양한 측면에 걸쳐 중대한 영향을 미칠 것으로 예측되고 있다. 특히 국가재정에 관하여는 수입과 지출 양 측면 모두에 심각한 영향을 미칠 수 있다. 취업자 수가 감소하고 경제성장이 둔화하여 조세수입, 세외수입, 사회보장 기여금 등이 감소하게 되면 재정수입은 전반적으로 감소하게 된다. 반면 연금수급자가 증가하고 노인복지비 및 노인의료비 지출이 급증하게 되면 고령화와 관련된 국가의 재정지출은 크게 늘어나게 될 것이다. 개인의 생활에도 큰 변화를 불러올 수 있다. 2008년 현재 전체 노인의 60%가 자녀와 따로 살고 있으며 자녀와 같이 살고 싶어하지 않는 노인의 비율도 비슷한 수준이다. 자녀 없이 살아가는 노인의 비중이 급속하게 증가함에 따라 전통적인 가족의 복지기능은 약화되는 반면 노인들 자신의 소득이나 사회적 지원의 수요는 더욱 늘어나게 될 것이다. 인구 고령화에 따라 의료비 문제도 심각해질 전망이다. 노령인구는 유병률이 평균치보다 훨씬 높고 만성질환자가 많아 인당 의료비가 비노인층에 비해 3~5배나 달하기 때문에 노령인구의 증가가 초래하는 의료비의 증가는 단순한 인구규모의 증가 추세를 훨씬 뛰어넘게

된다(고령화 및 미래사회위원회, 2004).

급속하게 증가할 것으로 전망되는 인구 고령화의 영향에 대비하는 효과적인 전략은 고령노동자의 은퇴를 지연시키거나 재취업을 촉진시켜 고령자의 취업률을 증진시키는 방안이다. 고령자의 취업은 연금수급 개시시기를 지연시켜 연금지출을 줄이는 동시에 연금 기여금 납부기간을 연장시켜 연금재정 부담을 이중으로 감소시키는 효과를 발휘한다. 뿐만 아니라 인구고령화 현상에 따른 생산가능인구의 부족 문제를 완화시키고 고용을 통한 자립적 노후생활로 인해 사회보장 지출을 절감시킬 수 있는 효과도 있다. 정부는 이러한 정책적 대응의 일환으로 65세 이상의 노인을 대상으로 노인적합형 일자리를 창출 제공하는 노인일자리사업을 2004년부터 추진하고 있다. 노인일자리사업은 만 65세 이상(일부 사업은 만 60세 이상) 노인 중 일하기를 희망하는 노인에게 적합한 일자리를 제공하여 소득보전 및 사회참여 기회를 제공하는 것을 목적으로 하고 있다. 2000년대 이전에도 취로사업 등 일부 노인 단체나 지방자치단체를 중심으로 노인을 대상으로 일을 제공하고자 하는 노력들은 있었으나, '노인일자리사업'이라는 이름으로 독자적 프로그램이 구성된 것은 2004년부터이다.<sup>1)</sup> 노인일자리사업은 노인을 대상으로 하는 사회적 일자리 성격으로 출발하였다. 노인을 대상으로 제공되는 사회적 일자리의 목적은 수익, 혹은 고부가가치의 창출 보다는 노인의 소외 극복과 탈빈곤, 노인의 서비스제공을 통한 사회적 기여 등에 있다. 즉 노인을 서비스 수혜대상으로만 보던 기존 시각에서 벗어나 지역사회 주민의 복지, 문화, 교육, 환경 등 삶의 질을 제고하기 위하여 노인인력을 활용하고 이를 통하여 노인에 대한 사회적 인식을 개선하는 한편, 노인일자리사업 참여를 통하여 노인은 소득 보전과 함께 건강증진, 사회참여를 통한 소외감 해소 및 사회적 관계망 형성 등의 효과를 얻도록 하고 있다. 노인일자리사업은 1) 일하기를 희망하는 노인에게 맞춤형 일자리 제공으로 노인 소득창출 및 사회참여 기회 제공, 2) 일을 통한 소득보충, 적극적 사회참여 및 건강증진 등으로 노인문제 예방

---

1) 혹은 시니어클럽이 지정되어 운영되기 시작한 2001년부터를 노인일자리사업 시작시기로 볼 수도 있다

및 사회적 비용 절감, 3) 노인인력 활용에 대한 사회적 인식개선 및 민간 참여 도모, 4) 은퇴전후 준비 및 노인생애교육 등 노인인력 교육 연계를 통한 일자리 창출 등의 목적으로 노인복지법 제23조(노인적합 직종의 개발 및 보급시책을 강구하고 근로능력이 있는 노인에게 일할 기회를 우선적으로 제공하도록 노력하여야 함) 및 저출산고령사회기본법 제11조(노인에게 적합한 일자리창출 등 안정된 노후생활을 할 수 있도록 필요한 조치를 강구하여야 함)를 근거로 하여 시행되고 있다.

우리나라를 비롯한 선진국 각국의 공공부문의 개혁은 데이터에 입각한 개혁(data-driven reform)이라는 말로 대변될 수 있듯이 객관적인 데이터에 의하여 개혁이 주도되는 환경으로 변화하고 있다. 이러한 환경에서는 정책 결정자가 새로운 정책이나 이미 시행 중인 정책의 효과에 대하여 객관적인 증거를 요구하며 그러한 요구에 부응하기 위해서는 사업의 효과성에 대한 평가가 더욱 중요성을 갖는다. 이러한 맥락에서 2004년 시행되어 이제 시행 6년차를 맞이하는 노인일자리사업은 사업이 창출한 사회·경제적 효과성의 존재여부 및 크기에 대한 객관적이고 체계적 검증이 그 어느 때보다도 필요하다고 할 수 있다. 노인일자리사업에 대한 평가는 노인 정책과 관련한 정부의 의사결정을 합리화할 수 있는 정보를 제공해 줄 뿐 아니라 수요자(노인)들에게 정부의 사업운영과 관련한 정보를 제공해 주고 만약 수요자에게 사업 참여의 선택권이 있다면 수요자의 이익이 극대화 될 수 있는 의사결정을 하게끔 도와주는 역할을 하기도 한다. 또한 사업의 효과성에 대한 객관적인 정보를 바탕으로 노인일자리사업의 개선 전략을 수립하도록 도와주며 국가적으로 사업의 비효율성을 제거할 수 있도록 하여 재정절감에 기여하는 역할도 수행한다. 노인일자리사업에 대한 평가가 본래의 의도된 역할을 충실히 수행해 내기 위해서는 그 결과가 피평가자를 포함한 모든 정책행위자들이 받아들일 수 있도록 객관적이어야 함과 동시에 타당한 효과성을 추정할 수 있는가의 기준을 충족시켜야만 정책도구로서 실질적 의미를 지닐 수 있다. 타당한 효과성이라 함은 사업 평가를 통해 답을 얻으려고 하는 평가 문제에 대하여 올바른 답을 얻고 있는가의 문제이다. 사회·복지 프로그램의 목적은 프로그램을 통하여 참

여자들의 복지에 긍정적인 변화를 발생시키려고 하는 것이기 때문에 참여자들의 복지에 미친 긍정적인 영향이 거의 모든 사회·복지 프로그램의 평가에 해당하는 평가 목적이 될 것이다. 그러나 그 동안 국내에서 수행된 사회복지 프로그램에 대한 대부분의 평가연구는 사업이 발생시킨 긍정적인 영향을 측정하기 보다는 사업목적의 효율적인 달성을 위하여 사업이 제공하는 서비스를 전달하는 기관의 활동을 모니터링하고 적절한 인센티브와 연계하여 동기를 부여하고자 하는 성과관리 활동의 형태로 이루어진 것이 대부분이다. 매년 노인일자리사업 수행기관과 지방자치단체에 대해서 실시되는 「노인일자리사업 종합평가」도 이러한 성격에서 크게 벗어나지 않는다.

본 연구는 이제까지의 평가연구와는 달리 노인일자리사업이 창출한 '부가가치적' (value-added) 효과를 객관적으로 측정하여 사업의 목적달성 여부를 확인하고 사업의 성과와 관련된 요인들을 파악하여 사업의 개선활동에 환류할 수 있는 정보를 생산하고자 수행되었다. 이러한 목적을 달성하기 위하여 본 보고서에 다루고자 하는 연구주제는 다음과 같이 정리할 수 있다.

- ① 노인일자리사업은 소득보장 프로그램으로서의 정책목적을 달성하였는가? 다시 말하여 참여노인의 소득 및 경제적 안정에 대하여 긍정적인 부가가치적 영향을 발생시켰는가?
- ② 노인일자리사업은 참여노인의 생활패턴을 더욱 적극적인 형태로 변화시켰는가?
- ③ 노인일자리사업은 노인의 건강증진이라는 부수적 정책목적을 달성하였는가? 다시 말하여 참여노인의 신체적 활동, 질병여부, 음주 및 흡연, 생활습관 등 전반적으로 건강과 관련된 사항들에 대하여 긍정적인 부가가치적 영향을 발생시켰는가?
- ④ 노인일자리사업은 참여노인들의 의료비 지출을 실제로 경감시키는 효과를 발생시켰는가? 또한 참여노인들의 의료 서비스 이용실적에 영향을 미쳤는가? 참여노인 및 사업의 어떠한 특성들이 의료비 절감효과

와 관련성을 갖고 있는가?

- ⑤ 노인일자리사업에 참여한 노인에게 심리적으로 안정을 되찾고 자존감을 제고시키는 효과가 발생하였는가?
- ⑥ 노인일자리사업에 참여함으로써 가족 및 기타 사회적 관계를 맺고 있는 개인 또는 단체와 만남 및 연락빈도, 사회활동 등에 변화가 발생하였는가?
- ⑦ 노인일자리사업의 공익형, 교육형, 복지형 사업유형은 어떻게 서로 다른 효과를 발생시키고 있는가?
- ⑧ 노인일자리사업이 발생시키는 긍정적 또는 부정적 사회경제적 효과는 어떠한 원인변수들과 연관성을 갖고 있는가?

## 제2절 노인일자리사업의 개요 및 현황

### 1. 사업유형

노인일자리사업은 2004년 사업 도입 이래 사업유형이 조금씩 변화되어 왔는데, 2009년 현재는 예산지원방식에 따라 크게 공공분야와 민간분야로 구분하고 있다. 공공분야 일자리는 참여노인의 급여와 사업비를 국비 및 지방자치단체 예산을 통하여 전액 지원하는 유형이며 사업내용에 따라 공익형, 교육형, 복지형으로 나뉜다. 공익형은 지방자치단체 및 공공기관에서 공공서비스 향상을 목적으로 창출된 일자리로서 공공의 이익에 부합하고 사회적으로 유용성이 강한 일자리로, 지역사회 환경개선 및 문화재·공공시설 관리, 주정차 계도 및 아동안전보호사업 등이 있다. 교육형은 경험과 교육을 통해 습득한 지식을 가진 노인이 다양한 계층을 대상으로 자신의 경륜과 지식을 전달함으로써 세대 간 문화전승의 효과를 살리고 교육대상자의 능력을 향상시키는 일자리로, 노인 및 아동·청소년 대상 강사사업, 숲생태 및 문화재 해설사업 등이 있다. 복지형은 소외계층을 대상으로 제공되는 사회서비스 중 노인적합형 일자리를 창출·제공하여 사회서비스 확대를 도모하고 서비스이용자의 사회적응 및 안정적 생활을 유지

할 수 있도록 지원하는 일자리로, 시설 및 재가 노인 돌봄, 장애인 및 아동·청소년돌봄, 주거환경 개선 사업 등이 있다. 공공분야 일자리는 각 유형별 활동기준일수(또는 시간)를 기준으로 하여 참여노인에게는 7개월간 월 20만원의 급여를 정부예산으로 제공하고, 1인당 연간 11~15만원의 사업비를 지원한다. 민간분야 일자리는 참여노인의 급여 또는 사업비 중 일부 또는 전액을 노인 파견처 또는 매출에서 부담하는 유형이며 파견형태 및 지원방식 등에 따라 인력파견형, 시장형, 창업모델형으로 나뉜다. 인력파견형은 수요처의 요구에 의해 일정 교육을 수료하거나 관련 업무능력이 있는 노인을 해당수요처로 파견하여 근무기간에 대한 일정 보수를 지급하는 일자리로, 파견내용으로는 시험감독관, 주례사, 주유원, 경비원 등이 있다. 시장형은 노인에게 적합한 업종 중 소규모 창업 및 전문직종 사업단을 공동으로 운영하여 창출되는 일자리로서 일정기간 사업비 또는 참여자인건비를 일부 보충지원하고 추가 사업소득으로 연중 운영하는 일자리로, 식품, 공산품 제조·판매, 공동작업장, 택배, 영농 등의 다양한 사업내용이 있다. 창업모델형은 노인창업 유도, 노인창업 아이템의 발굴, 창업 장애요인 분석 및 제거를 통한 민간노인일자리 활성화에 기여하고 노인 창업의 사회적 확산 및 파급효과를 도모하기 위한 일자리로 공모를 통하여 별도 선정하며 사업내용은 시장형과 유사하다. 민간분야 일자리 중 인력파견형은 참여노인 1인당 연 15만원의 사업비를, 시장형은 참여노인 1인당 연 130만원의 인건비 및 사업비를, 창업모델은 1개 사업단 당 약 5천만원~2억원의 인건비 및 사업비를 정부예산으로 지원하고 있으며, 그 외의 인건비 및 사업비는 파견처에서 부담하거나 사업매출을 통하여 부담한다.

<표 1-1> 노인일자리사업 유형별 예산지원 기준

유형	참여자 1인 예산지원 기준				유형 비율	국고 보조
	인건비 (월)	참여 기간	부대경비	계		
공공 분야	공익	20만원	7개월	13만원(예산범위내 공익형11~13만, 교육·복지형 13~15만원 탄력적용가능)	151~155만원	복지형 사업 최소 20% 이상 추진 - 나머지 유형은 시도 자율적 판단에 의해 실시
	교육					
	복지					
민간 분야	인력 파견	-	연중	15만원(예산범위내 탄력적용 가능)	10~15만원	각 시도별 사업량 할당
	시장	-	연중	130만원	130만원	"
	창업 모델	-	연중	-	사업단별 차등지원	지정공모에 의해 선별적운영

자료 : 한국노인인력개발원(2009a). 2009년 노인일자리사업 종합안내.

## 2. 사업현황

2004년 25천개의 일자리 창출을 목표로 시작된 노인일자리사업은 2005년 35천개를 거쳐 2006년에는 80천개, 2007년 110천개, 2008년 117천개로 노인일자리 창출목표가 상향조정되어 왔다. 2008년에는 151,566명의 노인 참여, 126,370개의 일자리를 창출하여 양적 목표 대비 7.8% 초과 달성하였으며, 창출된 일자리수는 2004년 대비 약 3.6배 증가하였다. 2008년 창출된 일자리수는 사업유형별로 공익형 48.9%, 복지형 27.0%, 교육형 11.5%, 시장형 9.1% 및 인력파견형 3.5% 순이었다.

<표 1-2> 연차별 노인일자리 창출 목표 및 실적의 변화

(단위: 천개)

	2004	2005	2006	2007	2008
창출 목표	25	35	80	110	117
창출 실적	35	47	83	116	126

참여노인 1인에게 지급되는 인건비는 공익, 교육, 복지형 기준 연간 약

140만원으로 일자리지원 프로그램으로서는 적은 급여에 해당하는 사업이나, 10만 명 이상이 참여하는 대규모 프로그램임을 볼 때 재정투입규모는 매우 큰 편으로, 2008년 투입된 예산은 국비 782억, 지방비까지 포함할 경우 1,778억에 달하였다. 2004년에 비하여 2008년의 정부예산투입액은 약 6.1배 증가하였다.

<표 1-3> 연차별 재정투입규모 변화

(단위: 백만원)

	2004	2005	2006	2007	2008
투입정부예산 (국비및지방비)	29,238	40,764	108,667	158,970	177,854

2008년 노인일자리사업 참여노인은 총 151,566명으로, 성별로는 남성이 41.9%, 여성이 58.1%로 여성노인의 참여비율이 조금 더 높았다. 연령별로는 70-74세가 36.0%로 가장 높은 비율을 차지하였고, 65-69세가 32.5%, 75-79세가 17.7% 가량을 차지하였다. 2008년 노인일자리사업 참여자 중 신규 참여자는 약 42.9%, 기존 참여자는 약 57.1%로, 기존 참여자가 약간 더 높은 비율을 보이고는 있으나 신규 참여자의 비율도 매우 높은 편이며, 2007년에 비해 2008년에는 사업목표가 약 7천 자리 가량만 상향되었음에도 불구하고 근로욕구를 가진 노인의 비율이 여전히 높기 때문에 계속적으로 신규참여가 높은 비율로 발생하고 있다.

<표 1-4> 2008년 노인일자리사업 참여자 현황

구 분		%
성별	남	41.9
	여	58.1
연령	64세 이하	8.3
	65-69세	32.5
	70-74세	36.0
	75-79세	17.7
	80세 이상	5.5
신규 및 기존 비율	신규참여자	42.9
	기존참여자	57.1
계		100.0

자료 : 한국노인인력개발원 내부자료(2009b).

2008년 노인일자리사업 참여노인을 사업유형별로 살펴보면, 공익형이 전체의 53.3%가량으로 가장 높은 비율을 차지하며, 그 중에서도 환경개선 사업이 차지하는 비율이 가장 높다. 복지형은 전체의 25.7%로 특히 노인 및 아동, 장애인 등을 대상으로 한 돌봄서비스가 가장 높은 비율로 나타났다. 교육형은 전체의 10.4%로 아동청소년 대상 학습지도 강사 인력이 가장 높은 비율을 차지하고 있다.

<표 1-5> 2008년 노인일자리사업 유형별 참여 현황

대분류	중분류	비율(%)
공익형	환경개선	44.8
	기타(지역)특화	3.0
	행정지원	2.8
	시설관리지원	2.7
	전체	53.3
교육형	학습지도강사파견	6.2
	기타(지역)특화	1.8
	전문해설	1.6
	여가활용강사파견	0.6
	교육연계형	0.1
	전체	10.4
복지형	기타(지역)특화	1.0
	돌봄서비스	17.6
	복지서비스지원	6.6
	문화복지지원	0.5
	전체	25.7
시장형	기타(지역)특화	1.0
	제조 및 유통	4.3
	서비스업	1.3
	지역영농	0.7
	초기투자비지원사업	0.4
	전체	7.7
인력파견형	특수직파견	1.7
	일반직파견	1.2
	전체	2.9
합계		100.0

자료 : 한국노인인력개발원 내부자료(2009a).

### 3. 전달체계

노인일자리사업 전달체계는 공공부문 간의 전달체계와 공공부문에서 민간부문으로 전개되는 전달체계로 구성되어 있다. 공적인 전달체계로서 중앙정부인 보건복지가족부는 정책결정과 법령·제도개선, 예산지원 등 정책전반을 관할하며 한국노인인력개발원 및 시도·시군구와 상호작용 관계

를 맺고서 이러한 역할을 수행하고 있다. 한국노인인력개발원은 노인일자  
 리사업과 관련된 정책지원, 일자리 개발 및 보급, 교육, 연구, 홍보 등의  
 기능을 담당한다. 그리고 시도 혹은 시군구는 지역 내 행정지원과 예산지  
 원 등의 업무를 담당하고 있는데, 보건복지가족부 및 한국노인인력개발원  
 과 업무상 협력체계를 구성하며 지역 내 노인일자리사업 전반을 총괄하는  
 역할을 맡고 있다. 시군구에서는 사업 지원업무뿐만 아니라 직접 사업을  
 수행하기도 하며, 시군구 및 읍면동 등 지방자치단체, 시니어클럽, 노인복  
 지관 및 사회복지관, 노인복지센터, 대한노인회 등 다양한 기관이 실무적  
 차원에서 노인일자리사업을 전담하고 있다. 수행기관은 사업계획서 제출,  
 참여자 모집·선발, 사업수행, 급여 지급, 사업실적보고 등의 역할을 담당  
 한다. 노인일자리사업은 일원화된 전달체계가 없는 상태에서 지방자치단  
 체에서 직접 사업을 수행하다가 점차 다양한 역할과 기능을 갖고 있는 기  
 관들로 구성이 다양화되어 왔다. 2004년 사업 초년도부터 2008년까지 5년  
 간 연차별 수행기관 수와 프로그램 수의 변화를 살펴보면 노인일자리사업  
 은 위와 같이 일자리 창출 목표치 및 실적의 급증으로 인하여 사업 운영  
 에 참여하는 기관 및 프로그램의 수 역시 크게 증가하였음을 알 수 있다.  
 2008년에는 지방자치단체, 시니어클럽, 노인복지관 및 사회복지관, 노인복  
 지센터, 대한노인회 등 976개 수행기관에서 합계 3,009개 프로그램이 실시  
 되어, 2004년 대비 수행기관 수는 2.9배, 프로그램 수는 4.0배 증가하였다  
 (일자리창출 실적 증가율에 비하여 프로그램 수의 증가율이 높은 것은 점  
 차 대규모 취로사업 형태의 노인일자리사업을 지양하고 다양하고 전문화  
 된 소규모 프로그램을 지향하고 있기 때문이다). 지방자치단체의 환경개  
 선사업 중심으로 실시되던 노인일자리사업 초창기와는 달리, 점차 전문화  
 된 기관들의 참여로 프로그램의 다양화와 전문화가 이루어지고 있다. 또  
 한 노인일자리사업이 다양한 본연의 역할과 기능을 갖고 있는 기관들이  
 참여함에 반해 목표 일자리수는 지속적으로 증가하고 있기 때문에 업무부  
 담 역시 증가하여, 사업의 양적 팽창과 질적 성숙에 대한 욕구에 대응하  
 여 사업을 효율적으로 수행하기 위하여 노인일자리 업무를 전담하여 수행  
 할 수 있는 인력지원이 이루어지고 있다. 2008년 약 900명가량이 정부에

산지원으로 채용되어 사업을 수행하였다.

<표 1-6> 연차별 수행기관 수 및 프로그램 수의 변화

(단위 : 개)

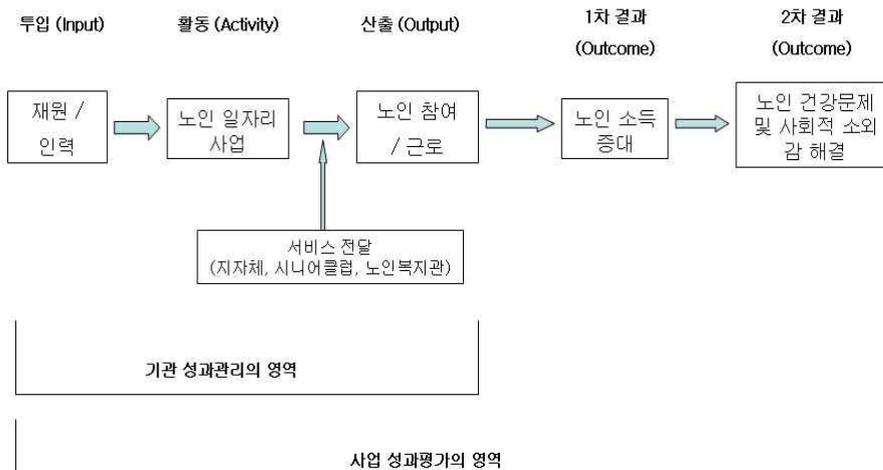
	2004	2005	2006	2007	2008
수행기관 수	336	416	713	908	976
프로그램 수	750	946	1,856	2,433	3,009

## 제2장 효과성 평가 전략

### 제1절 노인일자리 사업의 논리모형

노인일자리사업을 비롯한 모든 공공사업은 고유한 정책목표를 가지고 있으며 이러한 목표달성과 정책수단 간의 논리적 인과관계를 모형화하는 이론에 기반하여 정책이 수립되게 된다. 따라서 사업의 평가와 사업기관의 성과관리도 이러한 논리모형에 기반하여 이루어지게 된다. 논리모형은 투입과 산출, 그리고 결과 간의 인과관계로 연결된 논리의 사슬 (chain of logic)로서 투입에서 최종결과에 이르는 사업 또는 프로그램 요소들의 흐름을 표현한 것인데, 논리모형을 활용한 평가는 사업의 구성요소들이 사업목표를 달성하기 위하여 어떠한 역할을 하는가에 대한 이해를 증진시키고 이론과 실제 간의 격차를 확인할 수 있도록 해준다. 아래의 그림은 노인일자리사업의 효과성 평가를 위해 활용될 수 있는 논리모형의 기본적인 형태를 보여주고 있는데, 노인일자리사업의 목표달성 여부를 평가하는 성과평가는 그림에서와 같이 궁극적으로 결과지표에 대하여 발생한 부가가치를 측정하여 알 수 있게 된다.

<그림 2-1> 노인일자리사업 논리모형의 기본적 형태

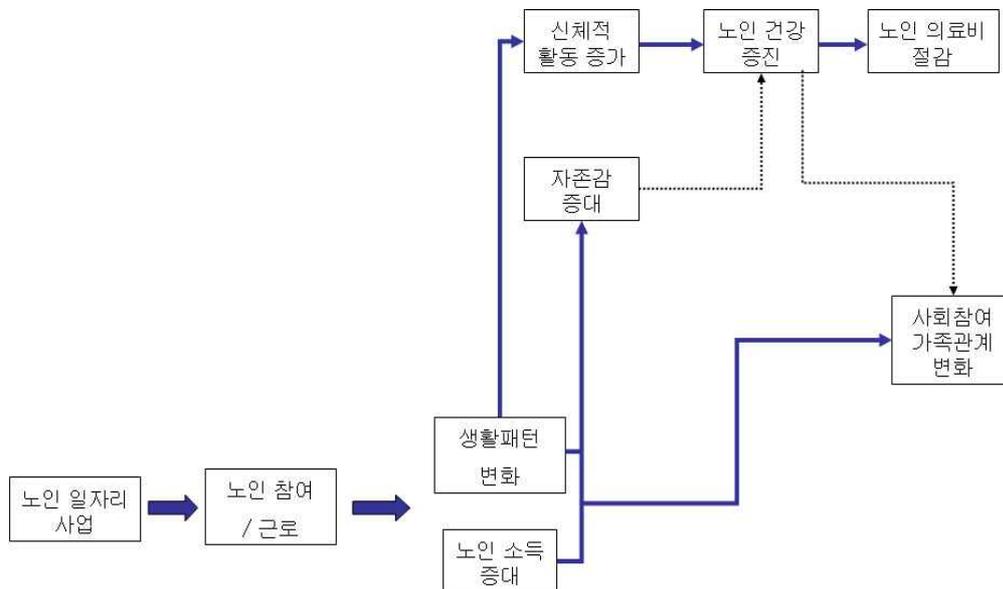


프로그램 논리 모형의 기본적인 전제는 만일 어떤 사업이 집행된다면, 기대되는 결과가 나오게 된다는 것이다. 이를 정확하게 평가하기 위해서는 그 사업의 기본적인 요소 및 각 단계간의 인과관계에 대해 올바르게 이해하고 있어야 한다. 이러한 이유로 프로그램 논리모형에 의한 사업 평가는 미리 사업의 효과성을 예측할 수 있고, 사업 집행으로 인해 생겨나는 여러 가지 효과들에 대한 평가를 미리 설계할 수 있다. 반면 지금까지 사회복지 분야에서 이루어진 사업평가는 실제로는 대부분 투입 및 활동지표를 위주로 한 기관의 성과관리에 해당한다. 사업의 성과평가는 사업이 창출한 부가가치적 효과를 객관적으로 측정하여 사업의 목적달성 여부를 확인하고 사업의 성과와 관련된 요인들을 파악하여 사업의 개선활동에 환류할 수 있는 정보를 생산하고자 수행하는 것인 반면 사업 수행기관에 대한 성과관리는 사업목적의 효율적인 달성을 위하여 사업이 제공하는 서비스를 전달하는 기관의 활동을 모니터링하고 적절한 인센티브와 연계하여 동기를 부여하고자 하는 관리활동이기 때문에 양자가 구분될 필요가 있다.

본 보고서에서는 위에서 제시한 기본적인 사업 논리모형을 확장하여 다음과 같은 논리모형을 구축하여 평가의 로드맵으로 활용하였다. 본 보고서에서 확장하여 개발한 사업 논리모형은 노인일자리사업의 근거법령에 나타난 사업의 명시적 목적은 물론이고 사업목적과 인과 관계적 연관성을 가질 수 있는 잠재적 사업효과 발생의 메카니즘을 구조화하는 것을 내용으로 하고 있다. 노인일자리사업의 근거법령은 노인복지법 제23조와 저출산고령사회기본법 제11조를 들 수 있다. 노인의 사회참여 지원을 규정하고 있는 노인복지법 제23조는 “국가 또는 지방자치단체는 노인의 사회참여 확대를 위하여 노인의 지역봉사 활동기회를 넓히고 노인에게 적합한 직종의 개발과 그 보급을 위한 시책을 강구하며 근로능력 있는 노인에게 일할 기회를 우선적으로 제공하도록 노력하여야 한다”고 규정하고 있다. 한편 저출산고령사회기본법 제11조는 “국가 및 지방자치단체는 일할 의욕과 능력이 있는 고령자가 최대한 일할 수 있는 환경을 조성하여야 한다”고 규정하고 있다. 이들 법 규정에 나타난 노인일자리사업의 목적은 노후

의 고용을 통한 보충적 소득지원을 통해 노후생활의 안정을 도모하는 것이라고 할 수 있다. 따라서 사업의 직접적 목적달성 여부는 소득증대 및 경제적 안정을 측정하는 결과지표에 대한 부가가치를 통해 검증할 수 있다. 한편 소득증대 및 경제적 안정이라는 직접적 사업목적과 인과 관계적 연관성을 지니는 2차적 사업효과로서 본 보고서에서는 다음의 <그림 2-2>에 나타난 바와 같이 네 가지 효과를 상정하고 있다.

<그림 2-2> 노인일자리사업 논리모형과 관련효과



첫 번째 효과는 노인일자리사업 참여 노인의 '생활패턴 변화 효과'이다. 소득증대 효과와 같이 노인일자리사업에 참여한 노인의 근로활동으로 인해 직접적으로 발생하는 생활패턴 변화효과는 사업의 명시적 목적은 아니지만 뒤에서 설명할 세 가지 관련효과를 모두 아우르는 중요한 정책적 의미를 지니고 있다. 노인일자리사업에 참여한 노인은 사업의 성격상 필수적으로 하루의 일정 시간을 '유급노동' 활동에 할애하여야 한다. 대체로 성인의 하루 생활은 유급노동을 비롯하여 가사노동과 같은 무급노동, 여

가활동, 생명 유지에 필수적인 수면 및 식사 등을 포함하는 개인적 활동으로 이루어져 있다. 개인이 주어진 하루의 시간을 어떠한 활동에 배분하는가의 문제는 경제학 또는 사회학 이론에서 자주 논의되는 문제이다. 경제이론에 따르면 개인의 시간배분은 노동(즉 임금소득)과 여가 간의 합리적 선택의 문제로 여겨진다. 임금소득으로 구입할 수 있는 시장재(market goods)와 여가는 상호 대체재로 여겨지며 개인은 자신의 효용을 최적화하는 수준에서 노동시간과 여가시간을 배분하게 된다. 개인의 생애주기 측면에서는 개인의 은퇴 이후에는 노동의 기회가 줄어들기 때문에 청년기에는 교육 및 학습에 시간을 많이 투자하여 인적자본을 축적하고 장년기에는 노동에 많은 시간을 할애하여 재산을 축적한 후 은퇴 이후 상대적으로 많은 시간을 여가에 할애할 수 있도록 준비하게 된다. 그러나 만약 충분한 은퇴 준비가 이루어지지 않은 상태라면 노년기 여가의 기회비용은 상승하게 된다. 한편 개인의 활동에 투입될 수 있는 두 가지 중요한 자원은 '시간'과 '돈'이며 이들은 개인의 효용에 직접적 영향을 미치고 상호 대체적인 관계를 갖고 있다. 만약 노인의 여가 기회비용이 상승하게 되어 노동에 종사하고자 하지만 노동의 기회가 주어지지 않을 경우 노인의 여가활동은 돈 대신 시간을 상대적으로 많이 필요로 하는 '시간 집약적 여가활동'(time-intensive leisure), 즉 신문, TV, 영화보기와 같은 소극적 여가활동에 집중되게 된다. 문제는 이러한 소극적 여가활동이 노인의 well-being에 여러 가지 좋지 못한 영향을 미친다는 것이다. 유급이든 무급이든 노동활동과 적극적 여가활동과 같은 적극적 활동은 노인의 신체적 기능 저하를 예방하고 수명을 연장하며 심리적 만족감도 증가시키는 것으로 많은 실증적 연구들이 보고하고 있다(Sugihara et al., 2008). 특히 역할축적이론(role accumulation theory)에 따르면 가사노동이나 봉사활동과 같이 노인들이 흔히 할 수 있는 적극적 활동들은 유급노동 활동과 함께 수행될 경우 노인의 well-being에 미치는 긍정적 영향이 배가되는 것으로 알려져 있다. 노인일자리사업은 노인들에게 사업이 시행되지 않았을 경우에는 주어지기 어려운 근로의 기회를 제공함으로써 유급노동에 할애되는 하루의 시간을 강제적으로 연장하는 직접적 효과를 갖고 있다. 강제적으

로 연장된 유급노동 시간이 재배분 될 수 있는 원천은 두 가지 유형이 존재한다. 하나는 다른 적극적 활동에 소비되던 시간이고 다른 하나는 소극적 여가활동에 소비되던 시간이다. 이론적으로 볼 때 유급노동으로 인해 소득이 증가하게 되면 노인의 소비활동도 덜 시간 집약적인 형태로 변화할 수 있고 따라서 신문, TV, 영화보기와 같은 소극적 여가활동에 배분되었던 시간이 줄어들 수 있다. 한편 유급노동 시간의 증가로 인해 줄어드는 여가시간을 보충하기 위해 기존에 무급노동이나 봉사활동 등에 배분되었던 시간을 유급노동에 재배분할 수도 있다. 만약 전자와 같은 효과가 나타난다면 전체적으로 적극적 활동은 늘어나고 소극적 활동은 줄어들기 때문에 노인의 well-being에 미치는 긍정적 영향은 배가될 것이고 후자와 같은 효과가 나타난다면 긍정적 효과는 반감될 것이다.

두 번째 효과는 노인일자리사업 참여 노인의 '건강 증진 효과'이다. 노인일자리사업에 참여한 노인들의 건강상태를 증진시키는 것이 사업의 직접적인 정책목적이라고 하기는 어렵지만 중요한 부수적 정책효과로 인식되고 있다. 이미 이석원·임재영 (2007)의 연구를 통해 노인일자리사업의 건강 증진 효과가 실증적으로 입증된 바도 있을 뿐 아니라 한국노인인력개발원(2009a)의 「2009 노인일자리사업 종합안내」에서도 “적극적 사회 참여 및 건강증진 등으로 노인문제 예방 및 사회적 비용 절감 효과”를 부수적인 사업의 목적으로 명시하고 있다. 원래 노인뿐 아니라 성인의 경우 직업을 갖고 있다는 사실이 건강상태에 미치는 영향은 사회학 분야에서 꾸준히 연구되어 온 주제이다. 다수의 선행연구들의 결론은 대부분 유급직업을 갖고 있는 성인의 경우 건강상태가 좋은 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 분석하고 있다(Ross & Mirowsky, 1995). 많은 연구들이 취업은 남성에게는 물론이거니와 여성에게도 건강개선효과를 가져옴을 실증적으로 분석하고 있는데(Ross & Mirowsky, 1995), Bird & Fremont(1991)의 경우에는 여성의 경우 남성보다 평균수명은 긴 반면 질병률은 더 높은 이유를 성별에 따른 사회적 역할의 차이에서 찾고 있다. 즉 남성의 경우에는 자아성취적인 대가를 기대할 수 있는 역할에 종사하는 반면 여성은 가사나 양육에 역할이 한정되어 있기 때문에 평균수명이 긴 것과는 걸맞지

않게 잦은 질병에 시달린다고 주장한다. 그들은 성별에 따른 사회적 역할을 통제하였을 경우 여성의 질병률이 남성보다 더 낮음을 실증적으로 분석해 보이고 있다. 한편 노인만을 대상으로 한 근로와 건강상태에 대한 선행연구들은 대부분 근로가 건강상태를 개선하는 긍정적 효과가 있음을 제시하고 있다. 미국 National Longitudinal Survey of Mature Men 데이터를 사용하여 55세 이상 고령자의 취업과 건강에 관한 연구를 수행한 Moore & Hayward(1990)는 단지 취업여부가 건강에 미치는 영향 뿐 아니라 직업의 종류나 동태적 직업경로가 노인의 건강에 영향을 미치고 있음 분석하고 있다. 직업이 건강 또는 사망률에 영향을 미치는 경로는 크게 두 가지 차원을 통해서인데, 그 중 하나는 직업에 의해 결정되는 생활 형태(life style)로서 건강습관, 의료서비스에 대한 접근, 의료서비스에 대한 태도 등을 결정짓는다고 주장한다.<sup>2)</sup> 이스라엘에 거주하는 1,886명의 노인들을 대상으로 건강과 근로와의 관계를 실증적으로 연구한 Abramson et al.(1992)도 근로상태를 유지하고 있는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 육체적으로나 정서적으로 더 건강하며 근로를 중단한 노인들의 경우에는 근로중단의 사유와 관계없이 건강이 악화됨을 밝히고 있다. 특히 이들은 종사하고 있는 직무에 대한 만족도가 높아질수록 건강상태의 개선도도 더욱 증가함을 분석하고 있다. 근로상태의 중단이 건강에 미치는 영향에 대해 연구한 Minkler(1981)의 연구는 많은 실증적 연구들이 근로의 중단, 즉 은퇴가 건강의 악화를 가져오는 스트레스성 사건인 것으로 분석되었다고 밝히고 있다. 한편 국내에서는 윤숙덕 외(2005)가 65세 이상 노인에게 대하여 지출된 의료지원비 등을 포함한 사회보장비용 지출의 증감과 농업노동과의 관련성을 분석하여 노동의 건강개선 효과를 간접적으로 분석하고 있는데 이들의 연구도 농업노동이 노인에게 대한 사회보장비 지출을 유의미하게 감소시키고 있음을 밝혀내었다. 노인일자리사업에 참여한 노인들의 건강이 증진되는 원인은 여러 가지로 설명될 수 있다.

---

2) Moore & Hayward (1990)가 주장하는 두 번째 경로는 노출 (exposure)인데 이는 직업에 따라 서로다른 정도의 위험한 작업환경, 환경오염, 감정적 스트레스 등에 노출됨을 일컫는다. 이러한 경로를 통하여서는 취업이 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

일반적으로는 취업이 사회적 지위와 권력, 경제적 독립, 비경제적 부가 혜택, 사회적 지지 및 인정, 성취감을 유발시켜 건강상태에 긍정적인 영향을 미친다고 대부분의 연구들이 설명하고 있다(Ross & Mirowsky, 1995, Wolfe & Haveman, 1983). 이를 좀 더 유형화시켜 설명한 연구가 Ross & Mirowsky (1995)의 연구인데, 그들은 인과관계의 경로로서 유급직업이 제공하는 급여에 의한 경제적 안정효과와 자아를 성취함으로써 느끼는 자존감의 제고효과 등 두 가지를 꼽고 있다. 이 외에도 Li & Sung (1999)은 고용된 산업 내에 존재하는 특정한 규제조항이 해당 산업 근로자를 더욱 건강하게 만드는 효과를 발휘할 수 있다고 주장하면서, 그 예로서 직장 내에서의 흡연을 금지하는 규제를 들고 있다. Ross & Mirowsky (1995)가 설명하는 두 가지 인과관계의 경로는 결국 사회경제적 지위(socioeconomic status)라는 단어로 압축될 수 있는데, 사회경제적 지위와 사망률간에 존재하는 음(-)의 상관관계는 그동안 많은 실증연구들에서 꾸준히 검증되어 온 바 있다(Krueger, et al., 2003). 특히 Link & Phelan (1995)과 같은 경우에는 식습관, 콜레스테롤 수치, 운동습관 등 개인적인 위험요소들보다도 사회경제적 지위가 건강에 영향을 미치는 더욱 중요한 근원적 요소이며 따라서 정부의 건강정책도 사회경제적 지위의 개선에 직접 개입하는 것이 바람직하다고 주장하고 있다. 그러나 노인일자리사업이 제공하는 보수의 액수가 월 20만원 수준에 그쳐 참여노인의 사회경제적 지위에 미치는 실질적인 영향력이 크지 않다는 점을 고려하면 노인일자리사업이 참여노인의 건강에 미치는 긍정적 영향의 인과관계는 주로 신체적 활동증가와 자존감 제고에 의한 결과라고 가정하는 것이 타당할 것이다.

세 번째 효과는 노인일자리사업에 참여한 노인들의 심리적 효과이다. 노인일자리사업 참여 노인의 심리적 복지에 대한 선행연구들을 살펴보면 일자리 참여가 심리적으로 긍정적인 효과가 있음을 보여주고 있다. 권치영·김선웅·임중철·이홍직(2007)의 일자리 참여노인과 비참여 노인을 대상으로 한 연구에서는 노인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인 중 일자리참여 여부가 가장 영향력 있는 요인이며, 그 다음으로 주 수입원, 주관적 건강상태 순으로 나타나 노인에게 일자리를 제공하는 것만으로도 자

자존감에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 홍석관(2006)의 노인일자리 사업 참여 노인과 비참여 노인의 자기효능감과 우울에 대한 비교연구에서는 일자리 참여노인들의 주관적 자기효능감과 우울이 긍정적으로 향상된 것으로 나타났다. 최영수(2008)의 일자리 유형에 따른 자아존중감의 차이 연구에서는 공익형, 교육형, 인력파견형에 비해 시장형 일자리 참여자의 자아존중감이 가장 낮게 나타났다. 자아존중감은 많은 연구에서 정신건강과 연계되어 있으며, 특히 낮은 자아존중감은 우울의 중요한 예측 요인으로 알려져 있다. 긍정적 자아존중감을 가진 노인은 자신을 가치 있고 중요하다고 인식하는 반면 부정적 자아존중감을 가진 노인은 그들 자신을 가치 없고 중요하지 않게 인식하며 자신에 대한 자신감, 신념, 능력에 대한 확신이 결핍되어 있어 자신에 대해 부정적 평가를 하고 이로 인해 우울해지며 생활만족도는 낮아진다고 한다(김오복, 2007). Miller(1965)는 일하는 사람으로서의 역할이 사회적 지위 및 자기가치에 대한 중요한 요소이므로 노년기의 대표적인 역할상실인 은퇴는 위기를 초래해 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 하였고(Reitzes 외, 1996), Taft(1985)는 사회적 역할상실, 건강상실, 독립의 상실은 낮은 자아존중감과 관련되어 있다고 하였다(김규엽, 2007, 재인용). 현대사회에서 노인들에게 직업이 있다는 것은 사회적 지위와 소득을 보장해주는 수단 뿐 아니라 노인 스스로에게 나도 쓸모 있고 필요한 존재라는 자신감을 심어주어 자존감 강화에 크게 이바지할 수 있다. 송대현과 박한기(1992)의 연구에서도 직업 유무와 자아존중감은 상관관계가 있으며, 직업이 있거나 경제력이 있거나 경제적 만족감이 높은 노인은 자아존중감이 높은 것으로 나타났다(이은주, 2005, 재인용). 한편 노인일자리사업 참여 노인들의 생활만족도를 다룬 연구결과들도 다수 있다. 안효철(2005)은 노인일자리사업 참여 노인들이 규칙적인 생활리듬에 의한 잠념 감소, 성취감을 통한 마음의 안정과 삶의 의욕, 숙면 등을 통한 체력의 증가, 고정수입의 보장, 가족관계의 긍정적 변화, 일에 대한 만족 등을 통해 생활만족도가 높아졌다고 밝히고 있다. 일자리사업에 참여하는 노인과 참여하지 않는 노인의 생활만족도를 비교 분석한 연구에서는(김경희, 2007), 일자리에 참여하는 노인의 집단이 참여하지 않

는 노인 집단보다 만족도가 높게 나타났다. 최은희(2007)는 노인일자리사업을 통하여 사회적 관계망이 증가하게 되면 건강수준이 향상되고, 우울 정도가 낮아지며, 생활만족도가 높아진다는 연구결과를 제시하고 있다. 강신옥·이은주(2008)는 청주지역 노인일자리사업 참여노인 178명을 대상으로 노인일자리사업 참여 전·후에 자아존중감과 생활만족도의 차이가 있는지를 살펴본 결과, 일자리사업 유형에 관계없이 생활만족도에 통계적으로 유의미한 효과가 있으며, 특히 교육형 일자리는 매우 긍정적인 효과를 보이는 것으로 나타났다. 서수오(2007)는 노인일자리 참여가 노인의 생활만족도에 미치는 영향이 크다고 밝히고 있으며, 김현숙(2005)의 연구에서는 노인일자리사업의 참여만족도가 높으면 태도변화에도 긍정적인 영향을 미친다고 하였다. 이상으로 노인일자리사업의 선행연구를 검토하여 본 결과, 노인일자리사업은 일자리 참여 노인들의 삶의 질에 변화를 초래하고 긍정적인 사회심리적 효과가 있음을 알 수 있다. 이러한 효과는 Havighurst, Lemon과 그의 동료들에 의해 주장된 노년기의 사회적 활동 참여가 주변의 역할지지를 얻게 되어 긍정적 자아개념이 형성되고 이로 인해 생활만족도가 높아지게 된다는 활동이론과 맥을 같이 한다. 활동이론에서는 노인들이 생산적인 일에 계속 참여하거나 새로운 관계망을 통한 사회적 상호작용을 창조하면, 사회적 역할을 상실한 노인들보다 신체적, 정신적으로 건강해질 수 있다고 본다. 이러한 관점은 우리 사회의 가치체계와 일치하며, 노인의 사회통합을 돕기 위한 방안으로 노인일자리사업, 노인자원봉사활동, 노인여가활동 등의 다양한 정책과 프로그램이 개발되어왔다. 그러나 아직 노인일자리사업의 심리적 효과에 대한 연구는 미흡한 수준으로 일자리 참여 노인의 질적 변화를 규명할 수 있는 종단적 연구 등 좀 더 체계적인 연구가 요구된다.

마지막으로 네 번째 효과는 가족 및 사회관계와 관련된 효과이다. 가족 및 사회관계와의 관련성은 노인의 일자리사업 참여가 젠더, 가족관계, 사회활동에 미치는 효과를 가정한다. 이는 5가지 가설적 효과로부터 출발하는데 첫째는 노인의 일자리 참여가 노인이 일자리사업 참여 이전에 가족 내에서 수행하던 돌봄 노동과 관련해 변화를 야기할 것이라는 가정이다.

일반적 기대와 같이 일자리 참여는 상대적으로 개별 노인이 가구 내에서 수행하던 돌봄 제공의 양이 감소할 개연성이 있기 때문이다. 성별에 따른 차이를 보면 남성의 경우 상대적으로 영향을 덜 받을 수 있겠지만(전통적 성별분업에 따르면 남성의 역할을 주로 생계부양에 집중되기 때문이다) 여성의 경우 불가피하게 돌봄 노동 수행 시간이 감소할 수밖에 없을 것으로 판단했다. 둘째는 노인일자리사업 참여와 가족원 간의 이전소득의 변화에 관한 것이다. 노인일자리사업 참여로 노인의 소득이 증가하게 되면 임금소득이 없던 참여 이전에 비해 가족원으로부터 이전되는 소득이 감소할 것이라는 가정에 근거한다. 논리적으로 노인가구의 소득이 증가하게 되면 그 동안 노인(가구)의 생계지원을 위해 이루어지던 가족원 간의 소득이전의 필요성이 그 만큼 줄어들 가능성이 높기 때문이다. 하지만 노인에게 이전되는 사적소득이 노인의 소득변화에 따라, 공공부조의 현금급여와 같이 보충성의 원칙에 따라 증감해 일정수준의 노인 가구 소득을 유지하는 역할을 할지는 의문의 여지가 많다. 실제로 노인에 대한 다른 가족원(주로 자녀가 되겠지만)의 소득이전은 경제적 목적도 있지만 노인(부모)에 대한 자녀들의 도덕적 책임을 동반하고 있기 때문이다. 셋째는 첫 번째 가정과 유사하게 노인의 일자리 참여로 가족생활에 투여되는 시간이 줄어들고, 이것이 배우자, 가구원과의 관계 더 나아가 자녀와 다른 친척들과의 관계 또는 교류에 변화를 야기할 수 있다는 가정이다. 일자리 참여는 절대적 시간을 요구하기 때문에 일자리 참여에 소요되는 시간만큼 다른 부분에 투여된 시간의 감소는 불가피하기 때문이다. 이로 인해 노인일자리사업 참여자와 다른 가구원 또는 가족들과의 관계의 변화가 불가피하다고 보았다. 이론적으로 보면 이러한 가정은 경계이론보다는 일과 가족생활 각각의 영역의 변화가 상대 영역에 긍정적 또는 부정적 영향을 준다는 전이이론과 유사한 전제에 근거하고 있다(Guest, 2002; Keene and Reynolds, 2005; Clark, 2002). 넷째는 노인일자리사업 참여와 젠더인식에 대한 가정이다. 한국사회에서 60세 이상 노인은 일반적으로 소득활동을 하지 않는 상태로 남아 있게 된다. 이럴 경우 남성의 생계부양역할과 여성의 돌봄 제공 역할과 같은 전통적 성별분업은 더 이상 그 유용성을 상

실하게 될 가능성이 높다. 결과적으로 소득활동을 하지 않게 된 노인가구 내 여성노인과 남성노인의 성별분업은 과거에 비해 상대적으로 약화된 상태로 남아있을 가능성이 있다. 그러나 노인, 특히 남성노인이 일자리에 참여할 경우 전통적 성별분업으로 복귀할 가능성이 있다. 반면 여성 노인의 소득활동은 가구 내 성별분업을 더욱 약화시킬 가능성이 높다. 다섯째, 노인의 일자리사업 참여는 경제적 필요를 충족시키는 것과 함께 노인의 사회활동을 확대할 수 있을 것이라는 가정이다. 특히 유급노동(일)이 사회관계 구성의 핵심적 전제인 한국사회에서 은퇴는 단순히 임금소득 또는 사업소득의 상실로 그치지 않고, 이와 관련된 사회관계의 약화를 야기할 수 있다. 이러한 가정에 근거했을 때 노인의 일자리사업 참여는 참여노인의 사회활동에 긍정적인 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

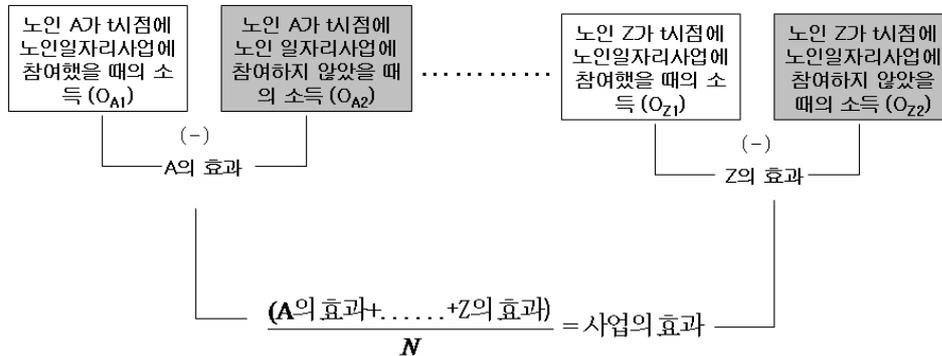
## 제2절 평가설계

### 1. 비실험적 평가설계

노인일자리사업이 창출하는 긍정적 사회·경제적 효과는 앞서 설명한 바와 같이 충분한 논리적 설득력을 갖고 있다. 그러나 그 효과를 실증적으로 검증하는 것은 쉬운 작업이 아니다. 그 이유는 노인일자리사업의 긍정적 효과가 허위적 인과관계(spurious causal relationship)에 기인한 것일 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 예를 들어 노인일자리사업이 참여 노인의 건강에 긍정적 영향을 미친 것으로 분석되었다 할지라도 이 효과가 직업역학(occupational epidemiology) 분야에서 '건강한 근로자 효과'(Healthy Worker Effect: HWE)라는 용어로 불리는 허위적 인과관계에 의한 효과일 가능성을 배제하기 힘들다는 것이다. McMichael et al. (1986)에 의해 처음으로 사용된 개념인 HWE는 고용된 노인이 더 건강한 상태를 보이는 이유는 첫째로 더 건강한 노인이 직장에 취업할 확률이 높기 때문이며 둘째로 더 건강한 상태에 있는 노인일수록 더 오랫동안 취업 상태를 유지하기 때문이라는 것이다. 직무수행에 지장을 주는 장애를 갖고 있기 때문에 취업이 되지 않을 수도 있고 질병이나 장애로 인해 고용주들에게 좋지 않은 인상을 줄 경우에는 취업과 건강 간에 존재하는 상관관계는 근로의 영향이 아니라 건강의 영향이라는 것이다(Ross & Mirowsky, 1995). 공공사업의 효과성을 분석할 때 발생할 수 있는 허위적 인과관계는 흔히 선택편의(selection bias)라는 용어로 불린다. 선택편의의 개념을 이해하기 위해서는 노인일자리사업의 타당한 사업효과가 무엇을 의미하는지를 먼저 이해해야 한다. Rubin(1974)의 연구 이래 현대 평가연구에서 정의하는 사업의 '효과'는 사업에 참여함으로써 창출되는 '부가가치'(value-added)를 가리키는 용어로 사용되고 있다. 다시 말하여 사업의 효과는 '그 사업에 참여한 참여자들이 사업에 참여함으로써 얻는 성과와 만약 동일한 참여자가 그 사업에 참여하지 않았더라면 얻었을 성과와의 차이'라고 정의할 수 있다(Holland, 1986; Heckman 외, 1997;

Angrist & Krueger, 1999). 이와 같이 정의되는 '부가가치'로서의 효과의 개념은 '대응적 사실' (counterfactual)의 개념에 기초한다. 대응적 사실이라 함은 사업의 참여자가 '만약 사업에 참여하지 않았더라면 얻었을 잠재적인 성과 (potential outcome)'를 말하며, 대응적 사실과 실제 성과와의 차이가 바로 효과가 되는 것이다. 다시 말하여 아래의 <그림 2-3>에서와 같이 노인일자리사업에 참여한 노인 A,B.....,Z 가 사업에 참여했을 때 얻은 소득과 동일한 시점 t에 사업에 참여하지 않았을 때 얻을 수 있는 소득과의 차이를 전체적으로 평균하여 구한 것이 바로 '부가가치'의 개념에 의한 노인일자리사업의 효과가 되는 것이다.

<그림 2-3> 노인일자리사업의 부가가치적 효과



선택편의는 대응적 사실을 타당하게 추정하기 어려울 경우 발생한다. 대응적 사실은 대개의 경우 사업집단(program group)과 유사한 비교집단(comparison group)을 사용함으로써 추정되는데, 선택편의는 근본적으로 사업집단과 비교집단 간의 이질성에 의하여 발생하며 비교집단의 구성과정에 기여하는 다양한 원인에 의하여 발생한다.<sup>3)</sup> 결국 선택편의는 진정한

3) 만약 참여자 개인의 능력, 지원동기, 성취동기 등에서 차이가 있을 경우에는 자기선택(self-selection), 사업운영자의 선발이 양 집단 간 이질성의 원인일 경우에는 운영자 선택(staff-selection), 참여자의 거주지나 직장의 위치에 따라 사업참여가 결정될 경우에는 지리적 선택(geographic selection), 평가자의 표본추출이 편의의 원인일 경우에는 평가자 선택(evaluator selection)이 발생하게 된다(Bloom 외, 2002).

대응적 사실과 실제 분석에 사용된 비교집단의 차이에서 비롯하는 '비교 집단의 문제'로 이해할 수 있으며, 선택편의의 발생 가능성을 최소화하여 타당한 프로그램의 효과를 추정하기 위해서는 비교집단의 선택이 가장 중요한 문제이다. 지금까지 학계에 알려진 바에 따르면 선택편의를 완벽하게 통제하여 사업의 효과를 타당하게 추정할 수 있는 유일한 방법론은 '무작위 실험평가'(Randomized Experimental Evaluation)이다. 무작위 실험평가란 사업 대상(개인, 가구, 회사, 조직 등)을 무작위 메카니즘에 의해 사업집단과 통제집단에 배정한 후 이들 집단을 비교하여 그 효과를 평가하는 사업평가 방법론이다. 무작위 실험평가가 선택편의를 통제할 수 있는 이유는 실험표본을 무작위로 사업집단과 통제집단으로 나눌 경우 확률의 원리에 의하여 양 집단이 평균적으로 동일한 특성을 갖기 때문에 표본 구성원의 관찰 가능한 특성들 뿐 아니라 관찰 불가능한 특성들을 포함하는 모든 특성들에 걸쳐서 동질적인 대응적 사실을 구축할 수 있기 때문이다. 반면 대응적 사실을 추정하기 위하여 데이터와 분석기법에 의존하는 비실험적 평가방법론은 특히 선택편의의 문제에 취약한데 그 이유는 대응적 사실의 형성에 많은 영향을 미치는 관찰 불가능한 특성을 데이터나 분석기법에 의해 완전히 통제하기 어렵기 때문이다.

실험적 평가방법론이 상대적 유용성을 지니고 있음에도 불구하고 본 보고서는 비실험적 평가설계를 채택한다. 그 이유는 실험적 평가방법론의 적용이 시간적 차원에서 불가능하기 때문이다. 실험적 평가방법론은 무작위 배정이 핵심인데, 노인일자리사업과 같이 이미 집행 중이거나 집행이 완료된 경우에는 무작위 배정에 의해 '사전적'으로 분리된 통제집단이 존재하지 않기 때문에 비실험적 평가 방법론의 선택이 불가피하다. 주어진 평가환경에서 비실험적 평가방법론의 선택이 불가피하다면 최적의 평가전략을 수립하기 위한 현실적 과제는 여러 가지 비실험적 평가 방법론 가운데 가장 최적의 대안을 찾는 문제이다. 본 보고서에서는 뒤에서 논의하는 바와 같이 비교집단 구성의 최적화와 Propensity Score Matching 방법론의 활용을 통해 최적의 비실험적 평가설계 전략을 수립하고 있다.

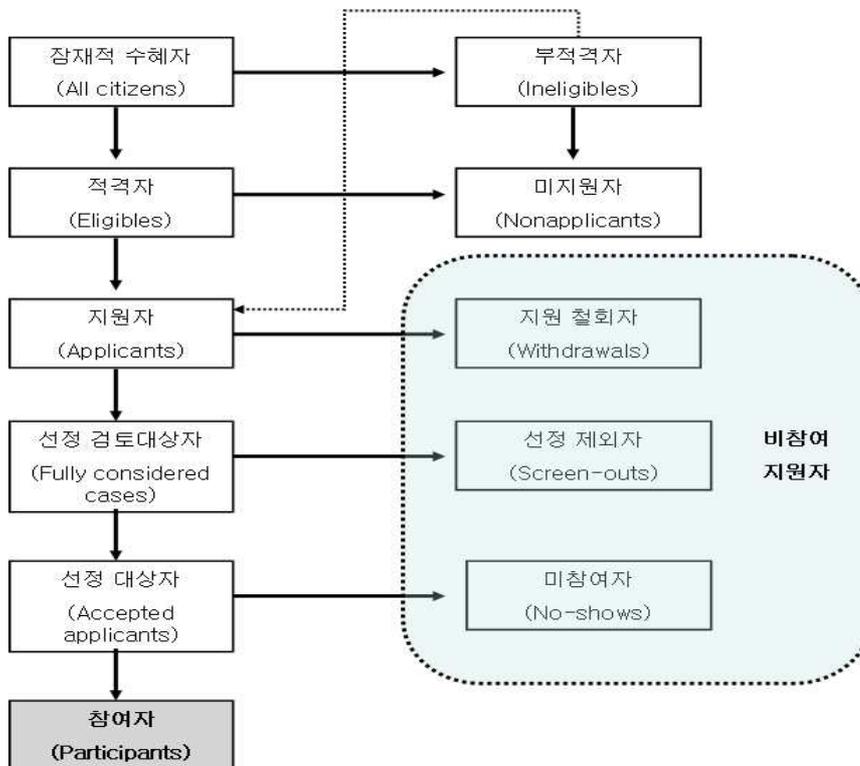
## 2. 비교집단의 구성

Heckman, Ichimura, Smith, & Todd (1998), Freedman (1991), Angrist & Krueger (2001)와 같은 학자들은 프로그램 평가에서 발생하는 선택편의를 통제하기 위해서는 분석 방법론의 선택보다는 데이터의 질 확보, 신중한 연구설계, 풍부한 데이터의 수집, 비교 가능한 비교집단의 구축 등이 우선되어야 한다고 강조하고 있다. 실제로 Heckman et al. (1998)의 연구에서는 데이터, 연구설계, 비교집단의 신중한 선택에 의해 선택편의의 대부분을 제거하는 것이 가능하다는 것을 실증분석을 통해 보여주고 있다. 본 보고서에서도 노인일자리사업의 효과 추정 시 발생할 수 있는 선택편의의 가능성을 최소화하기 위해서 비교집단을 구성하는 표본을 추출하는 표본 틀(sample frame)을 '노인일자리사업 대기자 집단'으로 하고 있다.

노인일자리사업에 참여를 희망하여 신청하였으나 심사결과 참여가 결정되지 않고 대기하고 있는 대기자들을 비교집단으로 선택한 이유를 설명하기 위해서는 이와 관련한 선행연구들의 내용을 살펴볼 필요가 있다. 선행연구들에 따르면 본 보고서의 경우와 같이 무작위 배정이 불가능하여 비실험적 방법론의 사용이 불가피하다면 비교집단을 어디에서 추출할 것인가 하는 source의 문제가 중요하게 된다. Heckman, Ichimura, Smith, & Todd(1998)는 그들의 연구에서 비교집단을 어떻게 구성하는가에 따라 추정되는 선택편의의 크기가 크게 달라짐을 보이고 있다. 이들은 우선 Survey of Income and Program Participation(SIPP) 데이터 전체 표본을 활용하여 미국에서 시행된 JTPA 사업의 효과를 추정하고 JTPA 프로그램의 적격성 기준(eligibility criteria)을 SIPP 데이터 표본에 적용하여 JTPA 적격성 기준을 충족시키는 표본만을 따로 추출하여 비교집단으로 구축한 후 JTPA 효과를 추정하여 비교하였다. 그 결과 JTPA 적격성 기준을 충족하는 '적격 미참여자'(Eligible Non Participant: ENP) SIPP 표본의 경우 전체 SIPP 표본에 비하여 선택편의를 10여 배 가량 감소시키는 것으로 나타났다. 한편 Bell et al. 은 대부분의 비실험적 연구들이 외부의 데이터 베이스에서 표본을 추출한 외부 비교집단(external comparison group)을

사용하는 반면 내부 비교집단(internal comparison group)을 사용할 경우 프로그램 효과 추정의 선택편의를 획기적으로 감소시킬 수 있음을 주장하고 있다. 그들이 설명하는 내부 비교집단은 동일한 사회·복지 프로그램에 지원하였으나 여러 가지 이유로 인하여 참여하지 못한 집단(nonparticipating applicants)을 가리킨다. Bell et al. 이 설명하는 내부 비교집단은 아래의 <그림 2-4>에서 볼 수 있는 바와 같이 사회·복지 프로그램에 지원한 사람들 중 지원을 중도에 지원을 철회한 자, 프로그램 운영자에 의해서 선정에서 제외된 자, 그리고 참여대상으로 선정되었지만 참여하지 않은 자 등으로 구성되어 있다.

<그림 2-4> 사회·복지 프로그램의 지원절차에 따른 표본집단



자료: Bell, Orr, Blomquist & Cain (1995: 24)에서 재구성.

대부분의 선행연구들에서는 위의 그림의 윗부분에 위치한 '부적격자'

내지는 '미지원자'를 '참여자'에 대한 대응적 사실로 사용하는데 이들은 사업에 참여를 유발시키는 관찰할 수 있는 특성은 물론 관찰할 수 없는 특성들(예: 성취감, 동기)에 대해서도 참여자들과 다른 특성을 보이기 때문에 대응적 사실로는 매우 부적합하다. 반면 위의 그림에서 비참여 지원자로 묶어서 표시된 집단들은 참여자 집단과 관찰할 수 없는 동기적 요소(motivational factor)에 대해서는 차이를 보일 수 있으나 미지원자 집단과 비교할 때는 참여자 집단과 훨씬 유사성이 강하다. 본 보고서에서는 노인 일자리사업에 참여를 희망하여 신청하였으나 참여자로 선정되지 않은 '선정제외자'를 비교집단의 표본 틀로 삼고 있다.<sup>4)</sup> 선정제외자(screen-outs)들은 다른 비참여 지원자들과는 다소 성격이 다른데, 프로그램 참여에서 제외된 동기가 비참여자 자신과 관련된 특성이 아니라 프로그램 운영자들의 판단에 의해 참여가 배제된 것이라는 점에서 차이가 있다. 운영자들의 선정제외 판단은 주로 프로그램과 관련된 특성을 기준으로 이루어지며 따라서 선택편의를 유발하는 관찰할 수 없는 동기적 요소의 측면에서는 적어도 선정검토 시점까지는 동일한 특성을 보인다고 할 수 있다. 이들은 비교집단의 비교가능성 측면에서 평가할 때 미지원자 집단에 비해서는 타당한 효과추정치 산출할 가능성이 훨씬 높은 비교집단을 구축할 수 있다.

---

4) 노인일자리사업 수행기관은 사업 참여 부적격자인 '국민기초생활보장법에 의한 수급자, 행정자치부 공공근로사업, 노동부의 사회적일자리사업 등 정부 부처(보건복지가족부 포함)에서 추진 중인 일자리 사업에 참여한 자'를 제외한 신청자에 대하여 상담을 실시하고 그 결과를 참여 신청서 상 상담의견란에 기록·관리하고, 선정된 자에 한하여 「참여조건합의서」를 작성하여 참여계약을 체결함으로써 참여가 확정된다(한국노인인력개발원, 2009a).

### 3. 평가의 지역적 범위

노인일자리사업 효과성 추정 결과가 외적 타당성을 확보하여 일반화 가능성 (generalizability)을 지니려면 전체 노인일자리사업 참여인구의 무작위 표본을 추출하는 것이 바람직한 원칙이다. 일반 통계학 이론에 따르면 무작위로 추출한 표본은 전체 모집단과 체계적으로 다른 특성을 갖지 않는 대표성을 지니기 때문에 일부 표본에 대하여 추정된 효과를 전체 인구에 대하여 합리적으로 일반화 시킬 수 있을 것이다. 그렇지만 본 보고서에서는 노인일자리사업에 참여한 전체 노인인구를 표본 틀로 하여 사업집단을 추출·구성하는 방법 대신에 전국적으로 대표성을 갖는 특정 지역들을 목적추출 (purposive sampling) 방법으로 추출하여 그 지역들 내에서 개인 노인 단위의 표본 구성원을 무작위 추출하는 방법으로 사업집단 및 비교집단 표본을 구성하였다. 이러한 접근법을 채택한 이유는 크게 세 가지로 설명할 수 있다.

첫째 이유는 노인일자리사업의 평가가 다지역 다사업 평가 문제라는 사실과 연관성을 갖고 있다. 노인일자리사업으로 불리는 사업은 하나의 단일사업 또는 소수의 유사한 사업으로 이루어진 것이 아니라 많은 수의 이질적인 개별사업들의 연합체이다. 뿐만 아니라 다양한 개별 노인일자리사업들이 수많은 지역단위에서 다른 수행주체에 의해 다양한 내용으로 수행되고 있다.<sup>5)</sup> 일반적으로 노인일자리사업과 같이 여러 지역에 걸쳐서 다양한 세부사업 내용으로 운영되는 경우에는 '다지역 다사업 평가'(multi-site multi-program evaluation)의 형태로 평가가 이루어져야 한다. 이와 같은 다지역 다사업 평가의 경우에는 사업효과의 추정치는 개인 단위의 사업효과 이외에 사업에 특정한 효과(program-specific effect)와 지역에 특정한 효과 (site-specific effect)를 포함하고 있다. 다시 말하여 동일한 노인에 대하여 실시된 사업이라고 하더라도 돌봄 서비스 사업과 문화재 해설사업의 효과가 같기 어렵다는 것이다. 또한 같은 돌봄 서비스

---

5) 2008년 현재 노인일자리사업은 전국 976개의 수행기관에 의하여 3,009개의 서로 다른 프로그램으로 운영되고 있다.

사업이 동질적인 노인에 대해 운영되었다고 하더라도 서울에서의 효과와 전남에서의 효과가 동일하지 않을 수 있다는 말이다. 노인일자리사업의 효과가 지역에 따라 다를 경우 그 이유는 세 가지로 설명될 수 있다. 첫째, 동일한 사업이 다르게 운영되거나 다른 운영요소를 포함하고 있는 경우, 둘째, 지역별 참여인구가 다른 경우, 셋째, 지역별 지역 경제상황이 다르고 사업효과와 상호작용을 발생시키는 경우가 그것이다. 이들 세 가지 경우 중 평가결과가 정책결정자에게 유용한 정보를 제공할 수 있는 경우는 첫째 경우이다. 즉 동일한 사업이 다르게 운영되거나 동일한 목적을 지향하는 사업이 다른 사업요소로 구성된 경우 사업의 효과가 어떻게 달라지는지를 밝힘으로써 사업개선을 위한 정책적 시사점을 도출하는 것이 가능하다. 만약 이와 같은 시사점을 도출하고자 한다면 각 지역별 각 사업별 효과를 추정하여 그 효과의 추정치와 사업요소들 간의 연관성을 분석하여야 한다. 그러나 노인일자리사업과 같이 많은 수의 이질적인 사업들이 비교적 소수의 노인들에 대해 여러 지역에서 시행될 경우에 특정지역 내에서 소수의 표본만 추출하여 넓고 얇은 형태의 표본을 구축하는 경우에는 특정사업의 표본수가 너무 작아지기 때문에 참여노인 전체를 표본으로 하여 분석하지 않고는 사업특정 효과와 지역특정 효과를 분리해 내기가 어렵다. 반면 소수의 지역으로 한정하여 표본을 추출할 경우에는 전체적인 대표성은 떨어지지만 지역 내 사업단위의 참여노인을 분석에 충분한 수준만큼 추출할 수 있기 때문에 지역 내 오차(within-site error)를 최소화하여 효과를 추정하는 것이 가능하게 된다.

둘째 이유는 위에서 논의한 비교집단의 구성과 관련을 갖고 있다. 위에서 논의한 바와 같이 노인일자리사업의 효과성 추정을 위해 활용되는 비교집단은 비참여지원자 풀(pool)로부터 추출되는 사업 대기자 노인들이다. 그런데 실험평가에서와 마찬가지로 비실험평가의 경우에도 비교집단은 사업집단과 동일한 지역에서 추출하는 것이 바람직하다. 실험평가의 경우에는 다지역 무작위 실험(multi-site randomized experiment)이라고 할지라도 반드시 모든 지역마다 별도의 사업집단과 이에 대응하는 통제집단을 구축하며 지역을 단위로 사업집단과 통제집단을 비교하는 경우는 거의 없

다. 비실험 평가설계의 경우에도 같은 지역 내에서 비교집단을 추출하여야 지역 간 오차를 통제하는 것이 가능하다. 일례로 지리적 매칭에 의한 선택편의의 감소 정도를 실증적으로 분석한 Heckman, Ichimura, Smith, & Todd (1998)의 연구는 JTPA 사업 평가집단과 동일한 지역의 노동시장에 위치한 비교집단의 경우 그렇지 않은 비교집단과 비교할 때 선택편의를 2~3배 정도 감소시킨 효과추정치(효과)를 산출해 내는 것으로 보고하고 있다. 따라서 노인일자리사업과 같이 여러 지역에 걸쳐 참여노인이 광범위하게 분포하는 경우에는 각 지역마다 소수의 사업집단과 비교집단을 추출하는 것 보다는 특정 지역으로 한정시켜 사업집단과 비교집단을 추출하는 방법이 현실적이며 지역 내 오차를 최소화할 수 있는 방법이기도 하다.

마지막으로 셋째 이유는 평가운영의 현실적 제약요인들과 관련성을 갖고 있다. 앞서 논의한 바와 같이 평가 결과의 외적 타당성을 제고시키기 위해서는 평가지역을 다양화하는 것이 바람직하다. 그러나 현실적으로 평가예산에 제약이 있다면 무작정 평가지역을 늘리는 것은 쉽지 않다. 우선 총 표본의 수가 고정되어 있다면 각 지역별 표본의 수가 줄어들기 때문에 지역 내(within-site) 표본오차는 증가하게 된다. 그러나 현실적으로는 총 표본의 수가 고정되기 보다는 지역의 수가 증가함에 따라 감소하는 것이 일반적이다. 그 이유는 지역의 수가 많아질수록 조사 및 평가인력의 파견, 출장, 데이터 수집 및 정리, 평가사무소 운영 등과 관련한 비용이 증가하기 때문에 고정된 평가예산 하에서는 총 표본의 수를 줄일 수밖에 없기 때문이다. 따라서 지역의 수가 늘어나 지역단위의 효과가 평균화(averaging out)하는 효과는 총 표본의 수가 감소함에 따라 증가하게 되는 표본오차에 의해 상쇄되는 것이 보통이다. 특히 노인일자리사업의 경우에는 전국적으로 사업인구가 광범위하게 분포되어 있기 때문에 전국적으로 추출한 사업집단 및 비교집단 구성원을 인터뷰하기 위하여 조사요원을 파견하는 것은 현실적으로 매우 어렵다. 따라서 고정된 평가예산의 제약 속에서 적절한 지역 수와 표본 수의 균형을 유지하고 지나친 평가비용의 상승을 방지하기 위해서는 특정 지역을 먼저 추출한 후 지역 내에서 사업집단과 비교집단을 추출하는 방식이 불가피하다.

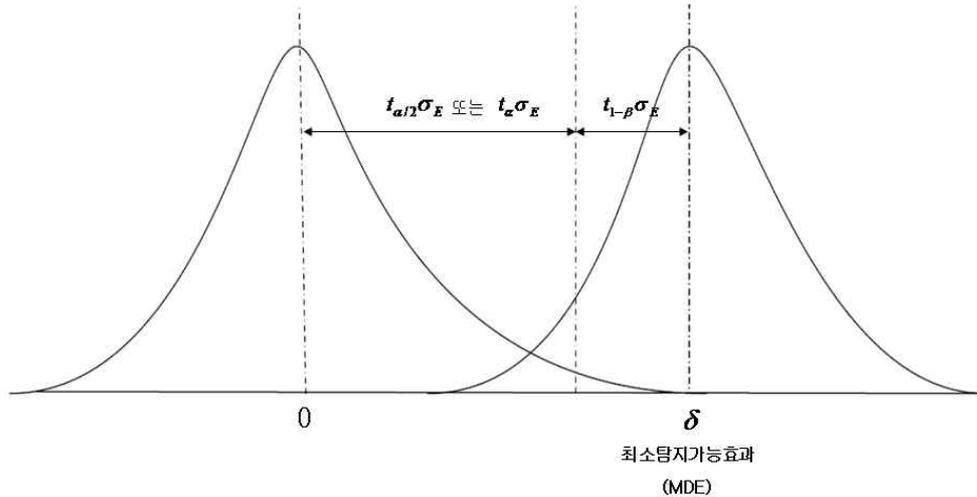
#### 4. 표본추출 및 데이터 수집

##### 가. 표본 수 선정 및 연구집단 배분

노인일자리사업의 사회경제적 효과분석을 위한 표본 수 및 연구집단 배분비율의 결정은 제한된 예산 하에서 평가설계의 정확도를 최대화하는 의사결정 과정에 따라 이루어진다. 평가설계의 정확도는 최소탐지가능효과(Minimum Detectable Effect: MDE)라는 개념에 근거하여 설명하는 것이 일반적인데, Bloom(1995, 2005, 2006)에 따르면 최소탐지가능효과는 “특정한 통계적 가설검정에서 특정 수준의 통계적 유의미성 기준에 따라 특정 수준의 통계적 검정력을 갖고 있는 실제로 존재하는 최소 크기의 사업효과”라고 정의할 수 있다. 이를 알기 쉽게 설명하면 평가자가 평가연구를 통해서 발견하기를 원하는 최소한의 사업효과라고 풀이할 수 있다. 본 보고서에서 노인일자리사업의 사회경제적 효과를 분석하는 이유는 사업효과의 존재여부 및 크기를 측정하여 사업을 지속하는 정당성을 확보하고 효과성 제고를 위한 시사점을 도출하기 위한 것이기 때문에 무엇보다도 발생한 효과를 정확히 탐지해 내는 것이 가장 중요한 과업이다. 만약 본 연구를 통하여 발견한 효과가 사업실시를 정당화하기에 너무 작은 크기이거나 수반되는 총 사회적 비용에 미치지 못한다면 사업개선 및 다른 정책적 대안의 개발을 위한 검토가 이루어져야 할 것이다. 정책결정자가 이러한 의사결정을 내리려면 사업의 실시를 정당화할 수 있는 사업효과의 최소한의 수준이 어느 정도인지를 알아야 한다. 따라서 본 연구를 통하여 이러한 정보를 정책결정자에게 제공하기 위해서는 노인일자리사업 효과성 평가설계가 최소한 수준의 사업효과를 실제로 탐지해 낼 수 있어야 하며 이것이 바로 평가자가 바라는 수준의 최소탐지가능효과가 되는 것이다. 따라서 최소탐지가능효과의 크기가 작으면 작을수록 해당 평가설계는 작은 크기의 사업효과라도 높은 신뢰도를 갖고 탐지해 낼 수 있으며 결과적으로 높은 수준의 정확도를 갖춘 평가설계가 되는 것이다.

아래의 그림은 평가연구를 통해서 사업효과를 검증하고자 하는 성과변수에 대한 효과 추정량의 분포를 나타내는 가상의 곡선이다. 왼쪽의 곡선은 사업의 효과가 없다는 귀무가설이 맞다는 가정 하에 그려진 곡선이고 오른쪽의 곡선은 평가자가 바라는 수준의 최소탐지가능효과 (MDE)가  $\delta$  라고 할 때를 가정하고 그려진 곡선이다.

<그림 2-5> 노인일자리사업 효과 추정치의 분포와 최소탐지가능효과



이때 평가자가 MDE를 탐지하기 위해서는 MDE가 반드시 기각역을 결정하는  $t_{\alpha/2}$  (양측검정의 경우, 단측검정의 경우는  $t_{\alpha}$ )의 오른쪽에 위치해야 하고 평가자가 평가설계의 검정력을  $1-\beta$  수준으로 원한다면 최소탐지가능효과,  $\delta$ 는 0 으로부터 총  $t_{\alpha/2} + t_{1-\beta}$  (또는 단측검정의 경우  $t_{\alpha} + t_{1-\beta}$ )과 효과 추정치의 표준오차  $\sigma_E$ 를 곱한 거리만큼 떨어져 있게 된다. 위의 그림에서의 결과를 이용하면 아래의 식과 같이 MDE를 정의하는 것이 가능하다.

$$MDE = (t_{\alpha/2} + t_{1-\beta})\sigma_E = M(\alpha, \beta, df) \sqrt{\frac{\sigma_Y^2}{NP_T(1-P_T)}} \quad (\text{식 2-1})$$

$M(\alpha, \beta, df)$  = 통계적 유의수준  $\alpha$ , 평가설계의 통계적 검정력  $1-\beta$ , 자유도  $df$ 에 의해 결정되는 MDE 승수 (multiplier),

$\sigma_Y^2$  = 성과변수  $Y$ 의 분산,

$N$  = 전체 표본의 크기,

$P_T$  = 전체 표본 중 사업집단에 배정된 개체의 비율.

(식 2-1)에서 볼 수 있는 바와 같이 MDE를 계산하기 위한 승수는 통계적 유의수준, 통계적 검정력, 자유도에 의해 결정되는데 이중에서 통계적 유의수준과 검정력은 평가자의 주관적 판단에 의해 결정하여야 한다. Bloom(2006)에 따르면 실험평가를 수행하는 학계에서의 일반적인 관행은 통계적 유의수준  $\alpha$ 를 0.05, 통계적 검정력  $1-\beta$ 를 80%로 설정한다. (식 2-1)에서 볼 수 있듯이 MDE는  $1/\sqrt{N}$ 과  $1/\sqrt{P_T(1-P_T)}$ 에 비례하며 실험설계의 정확도는 이들에 반비례한다. 즉 표본의 수가 클수록 그리고 사업집단과 비교집단의 배분비율이 균형을 이룰수록 평가설계의 정확도는 향상한다. 대신 표본 수가 증가함에 따라 설문조사 비용, 연락비용, 분석비용 등 직접적으로 연관된 비용이 증가하게 된다. 따라서 주어진 예산 범위 내에서 MDE를 최소화하는 표본의 수를 결정하는 것이 표본 수 결정의 원칙이 된다.

본 보고서에서는 현실적으로 가능한 연구집단 배분비율과 원하는 수준의 MDE를 먼저 결정하고 그 다음으로 바라는 수준의 MDE를 얻을 수 있는 표본의 수를 결정하는 절차를 따른다. 다시 말하여 (식 2-1)를  $N$ 에 대해서 풀고 실험평가 연구자들 사이에서 관습적으로 사용하는 5% 수준의 유의수준과 80%의 검정력, 그리고 양측검정을 가정하고 필요한 표본의 수를 구하게 되면 아래의 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$N = \frac{7.84 \cdot \sigma_Y^2}{MDE^2 \cdot P_T(1-P_T)} = \frac{7.84}{MDES^2 \cdot P_T(1-P_T)} \quad (\text{식 2-2})$$

최소탐지가능효과 (MDE)를 검정력 분석(power analysis)을 연구하는 통계학자들이 사용하는 개념인 효과크기(effect size)의 개념과 결합시키면 성과변수의 분산을 추정할 필요 없이 실험설계의 정확도를 나타낼 수 있는데, 이것이 바로 위의 식에서 표시된 ‘최소탐지가능효과크기’(Minimum Detectable Effect Size: MDES)이며 표준편차의 단위로 표준화(standardize)하여 표시한 MDE로 이해할 수 있다. 위의 식에서 볼 때 평가설계의 정확도를 위해서는 표본의 크기가 주어졌을 때 연구집단의 배분 비율을 0.5 : 0.5의 비율로 유지하는 것이 가장 바람직하다. 한편 앞의 제1장에서 설명한 바와 같이 공공분야 사회공헌형 노인일자리사업은 공익형, 교육형, 복지형 세 가지 유형이 존재한다. 이들 세 유형의 일자리사업은 그 내용과 목적, 그리고 세부사업의 유형이 상당히 상이하기 때문에 하나의 사업집단으로 통합하기 보다는 각기 별도의 사업집단으로 간주하는 것이 바람직하다. 따라서 본 보고서에서는 공익형, 교육형, 복지형 일자리사업에 참여한 노인들을 따로 표본으로 추출하여 세 유형의 사업집단을 구성한다. 사업집단이 여러 개일 경우에는 연구집단 간 최적 균형비율은 전체 사업집단 들에 배분된 표본 구성원과 비교집단 표본 간의 비율이 0.5 : 0.5인 경우이다. 다시 말하여  $k$  개의 사업집단이 존재할 경우 각 사

업집단에는  $\frac{1}{2k}$ , 비교집단에는  $\frac{1}{2}$ 의 비율로 배정할 경우 평가설계의 정확도가 극대화된다. 그러나 본 연구에서는 비교집단의 표본 틀로 활용하는 대기자의 풀(pool)이 충분하지 않기 때문에 사업집단의 3배에 해당하는 비교집단 대신에 개별 사업집단과 동일한 수의 공통의 비교집단을 활용하기로 하였다. 따라서 각 사업별 사업집단 대 비교집단의 배분비율은 0.75 : 0.25에 해당한다. 다음으로 본 보고서에서 원하는 수준의 MDES는 선행 연구에서 제시된 규범적 및 실증적 기준을 따르기로 하였다. Cohen (1988)의 연구는 MDES 크기의 규범적 기준을 제시하면서, 0.20는 작은 크기, 0.50은 중간 크기, 0.80은 큰 크기의 효과크기라고 기준을 제시하고 있고 186개의 메타분석 결과를 종합한 Lipsey(1990)의 연구는 하위 1/3 범위에 분포하는 효과크기는 0.00~0.32 수준, 중간 1/3 범위에 분포하는 효

과크기는 0.33~0.55, 상위 1/3 범위에 분포하는 효과크기는 0.56~1.20 수준이라고 실증자료에 근거한 기준을 제시하고 있다. 이들의 기준에 따라 많은 실증적 선행연구들이 매우 정교한 수준의 정확도를 요구하는 평가설계는 대체로 0.2~0.3 수준의 MDES를, 그렇지 않은 경우에는 0.4 이상의 MDES를 요구되는 수준으로 설정하고 있다. 본 보고서에서도 정교한 수준의 MDES를 기준수준으로 설정하고 0.15~0.2 수준의 MDES를 달성할 수 있는 표본 수를 선정하고자 하였다. 이상과 같이 ① 0.75 : 0.25의 연구 집단 배분비율, ② 0.15~0.2 수준의 MDES, ③ 5% 수준의 유의수준과 80%의 검정력, 그리고 양측검정을 가정하였을 경우 필요한 표본의 수는 아래의 식과 같이 구할 수 있다.

$$N = \frac{7.84}{0.2^2 \cdot 0.75 \cdot 0.25} \square \frac{7.84}{0.15^2 \cdot 0.75 \cdot 0.25} = 1,045 \square 1,858 \quad (\text{식 2-3})$$

따라서 원하는 수준의 평가설계의 정확도를 달성하기 위하여 1,045명~1,858명의 표본이 필요한데, 본 연구에 수반되는 조사비용 예산을 고려하여 0.186 수준의 MDES를 달성할 수 있는 1,200명을 본 보고서에서 필요한 표본의 수로 결정하고 공익형 사업, 교육형 사업, 복지형 사업 등 총 세 개 유형의 사업집단에 각기 300명씩 총 900명의 사업집단 표본을 추출하고 대기자 집단에서 300명의 비교집단 표본을 추출하기로 하였다. 실제조사 결과 응답거절, 전화접촉 불가능 등의 이유로 충분한 조사가 이루어지지 못한 경우가 있어 추가적으로 인접 유사지역에 대하여 추가 설문조사가 이루어졌으며 최종적으로 조사가 이루어진 표본은 총 1,220명으로 이때 달성할 수 있는 MDES는 0.185 수준이다.

## 나. 지역 선정

위에서 논의한 바와 같이 본 보고서에서 노인일자리사업의 평가를 위해 추출하는 표본은 특정한 시군구를 평가목적에 따라 선정한 후 선정된 지

역 내에서 표본을 추출하는 목적추출 (purposive sampling)의 방법에 의해 추출되게 된다. 표본을 선출할 지역을 선정하는 기준은 다음과 같이 세 가지를 설정하였다. 첫째, 선정되는 지역이 전국적인 대표성을 가질 수 있도록 각 시군구의 지역경제 여건 및 고령화율이 시군구 전체 평균과 유사한 지역 중 사업유형별 참여자수, 대기자수를 위에서 결정한 표본 수 이상으로 확보 가능한 지역이 잠재적 선정대상이 된다. 둘째, 노인일자리사업 추진실태 점검결과 부진사업으로 선정된 지역은 고려대상에서 제외하였다. 일반적으로 대부분의 사업평가는 사업의 운영평가와 효과성 평가를 큰 두 개의 축으로 하여 이루어진다. 그 이유는 노인일자리사업의 효과가 발생하지 않는 경우는 위에서 검토한 노인일자리사업의 논리모형에서 '활동' 및 '산출' 부분에 해당하는 사업의 운영 및 서비스 전달이 제대로 이루어지지 않아 사업효과 발생의 인과관계의 연결고리가 단절되었거나 운영 및 서비스 전달은 문제가 없으나 사업 자체가 효과가 없는 두 가지 경우가 존재할 수 있기 때문에 사업효과 발생의 대체적 설명원인을 정확하게 식별하기 위해서이다. 그런데 본 보고서에서 평가하는 노인일자리사업의 효과성은 사업의 운영 및 서비스 전달이 제대로 이루어졌다는 가정 하에서 사업이 효과를 발생시켰는지의 여부를 검증하는 범위로 제한되며 운영 및 서비스 전달의 이상 유무는 정기 및 수시로 실시되는 노인일자리사업 추진실태 점검 및 매년 실시되는 노인일자리사업 종합평가에서 검증이 이루어진다. 따라서 표본추출을 위한 지역은 노인일자리사업의 운영이 제대로 이루어진 지역에 국한하여야 하며 추진실태 점검결과 사업추진이 제대로 이루어지지 않아 부진사업으로 선정되지 않는 이상 원활히 사업운영 되는 것으로 간주하였다. 셋째, 사업운영에 있어 별도의 예산확보를 통한 급여기간 연장, 급여액 인상 등 지자체별 특별장치가 마련되어 있지 않은 경우로 국한하여 지자체의 영향에 의해 표준적인 사업운영 형태에서 벗어나는 지역은 선정대상에서 제외하였다. 한편 우리나라의 경우에는 도시 및 농어촌의 구분, 도시의 규모에 따라 지역경제 사정 및 생활여건에 차이가 크기 때문에 이에 의한 오차를 최소화하기 위해 선정대상 지역을 대도시, 중소도시, 농어촌으로 구분하여 지역유형에 따른 구획

표본추출 (blocked sampling) 방법을 활용하였다. 즉 공익형, 교육형, 복지형 등 세 가지 사업유형 별로 배정된 300명의 사업집단 표본을 아래의 표에 제시된 바와 같은 세 가지 지역유형 별 노인일자리사업 유형별 참여자 수의 비율에 따라 추출하도록 하였다.

<표 2-1> 노인일자리사업 실시 지역 유형별 참여자 수

(단위: 명, %)

지역유형	공익형	교육형	복지형	참여자 계
대도시	18,930 32.9	6,615 46.1	12,828 37.7	38,373
중소도시	23,696 41.2	5,980 41.7	13,458 39.6	43,134
농어촌	14,844 25.8	1,752 12.2	7,705 22.7	24,301
전체	57,470 100.0	14,347 100.0	33,991 100.0	105,808

위에서 제시한 지역선정 기준에 따라 대도시 지역유형에서는 B광역시 H구, 중소도시 지역유형에서는 G도 W시, 농어촌 지역유형에서는 J도 G군이 선정되었으며 각 지역 유형별 표본 틀의 크기는 아래의 표에 제시된 바와 같다.

<표 2-2> 노인일자리사업 선정 지역 유형별 표본 틀

(단위: 명)

지역유형	시도	시군구	공익형	교육형	복지형	참여자 계	대기자	전체
대도시	B광역시	H구	565	147	238	950	338	1,288
중소도시	G도	W시	294	168	187	649	95	744
농어촌	J도	G군	429	62	238	729	89	818
전체			1,288	377	663	2,328	522	2,850

자료 : 노인일자리사업 업무지원시스템 2008.7 기준

## 다. 표본 추출

위에서 논의한 바와 같이 노인일자리사업의 사회경제적 효과분석은 노인일자리사업에 참여한 사업집단 노인들이 이들과 비교 가능한 (comparable) 특성을 지닌 비교집단 노인들을 비교하는 비실험적 설계에 의해 수행된다. 사업집단 노인들은 역시 위에서 논의한 바와 같이 특정 시군구 지역에서 노인일자리사업에 참여한 노인들 중 무작위로 추출되었다. 사업집단 노인들의 표본 선정기준은 구체적으로 '노인일자리사업 업무지원시스템에 6월 급여수급 실적이 있는 60세 이상 노인'을 대상으로 하였다. 참여여부 판단기준으로 6월 급여수급 유무를 활용한 이유는 7,8월은 방학기간 운영 등으로 사업단별로 일시적으로 운영이 중단되는 경우가 있기 때문이다. 비교집단은 위에서 논의한 바와 같이 선정제외자에 해당하는 대기자 노인들로 노인일자리사업에 참여를 희망하여 신청하였으나 탈락하거나 향후 참여를 위해 대기하고 있는 노인들의 집단에서 무작위로 추출하였다. 대기자와 탈락자는 각 사업수행기관의 기준에 따라 자체적으로 구분, 엄밀하게는 유사한 의미로 혼용되고 있으므로 모두 비교집단으로 포함하였다. 비교집단 표본선정 기준 역시 사업집단 선정기준과 유사하게 '노인일자리 사업 업무지원시스템에 2008년 대기자로 등록된 자 중 참여경험이 없는 60세 이상 노인'을 대상으로 설정하였다. 각 지자체나 노인일자리사업 수행기관에서 보유하고 있는 자체 대기자 리스트가 추가적으로 있을 수 있으나 확보하는 것이 어려워 업무지원시스템 상에 등록된 자로 표본 틀을 한정하였다. 노인일자리사업 업무지원시스템에는 2006년 이전의 참여여부에 대한 기록이 존재하지 않는 관계로 조사요원이 대기자를 최초로 전화 접촉하였을 때 2004년 또는 2005년에 1회라도 참여경험이 있다고 응답한 노인은 추가적으로 비교집단 표본 틀에서 제외하였다.

<표 2-3> 노인일자리사업 선정지역 및 사업 유형 별 추출표본

(단위 : 명)

지역유형	시도	시군구	공약형	교육형	복지형	참여자 계	대기자	전체
대도시	B광역시	H구	99	138	113	350	117	467
중소도시	G도	W시	124	125	119	368	95	463
		W시외 추가					28	28
농어촌	J도	G군	77	37	68	182	60	242
전체			300	300	300	900	300	1,200

### 라. 설문조사

본 보고서의 분석을 위한 데이터는 위에서와 같이 추출된 표본에 대하여 1차적으로 CATI(Computer Aided Telephone Interview)방식으로 본 보고서를 위한 설문조사에 참여의향이 있는가를 조사한 후 조사에 참여하겠다고 밝힌 응답자에 대해 구조화된 설문지를 이용하여 응답자에게 질문하고, 조사자가 응답한 내용을 그대로 기록하는 대면면접조사(Face to Face Interview) 방식으로 수집하였다. 조사된 설문지에 대한 검증 과정에서 발견된 오류나 부정확한 응답 내용은 면접원이 전화로 추가적으로 조사하여 수정 또는 보완하는 절차를 거쳤다. 설문조사 기간 동안 해외 여행, 입원, 집단시설 거주 등으로 만날 수 없을 경우에는 조사 대상에서 제외하였다. 응답거절, 전화접촉 불가능 등의 이유로 충분한 표본에 대해 조사가 이루어지지 못한 B광역시 H구 및 G도 W시에 대해서는 인접한 유사한 지역을 선정하여 추가적으로 설문조사를 실시하였다. 추가 설문조사를 포함하여 최종적으로 설문조사를 실시한 표본은 총 1,220명이며 지역 유형 및 사업유형별 표본 수는 아래의 <표 2-4>에 제시된 바와 같으며, 참여자와 대기자 집단의 주요 사회인구학적 특성별 일반적 분포는 <표 2-5>와 같다. 참여자와 대기자 두 집단은 대체로 유사한 분포를 보이는데 교육수준 및 기초노령연금 수급여부 분포에서 다소 차이가 있는 것은 교육형 참여자의 특성이 포함되었기 때문이다. 이러한 관찰가능한 특성의

차이는 이후에 설명할 분석방법론을 통하여 통제되었다.

<표 2-4> 노인일자리사업 선정지역 및 사업 유형별 최종 조사표본

(단위 : 명)

지역유형	시도	시군구	공익형	교육형	복지형	참여자 계	대기자	전체
대도시	B광역시	H구	99	113	114	326	119	445
		Y구	0	25	0	25	0	25
		전체	99	138	114	351	119	470
중소도시	G도	W시	130	119	125	374	64	438
		G시	0	0	0	0	40	40
		D시	0	10	0	10	20	30
		전체	130	129	125	384	124	508
농어촌	J도	G군	77	37	68	182	60	242
전체			306	304	307	917	303	1,220

<표 2-5> 조사대상자의 일반적 분포

(단위: %)

		참여자	대기자
성	남성	41.4	41.6
	여성	58.6	58.4
연령	60-64세	10.4	8.9
	65-69세	34.0	34.7
	70-74세	37.2	37.0
	75-79세	15.3	17.2
	80세 이상	3.2	2.3
교육수준	무학	15.2	29.4
	초졸	34.2	42.6
	중졸	15.0	16.2
	고졸	22.2	8.3
	대학교 이상	13.3	3.6
지역규모	대도시	38.3	39.3
	중소도시	41.9	40.9
	농어촌	19.8	19.8
가구형태	노인독거	26.0	26.4
	노인부부	45.4	37.6
	자녀동거	28.5	36.0
	기타	0.2	0.0
기초노령연금 수급여부	수급	51.0	62.0
	미수급	49.0	38.0
전체		100.0	100.0

### 제3절 분석방법론

#### 1. Propensity Score Matching 방법

##### 가. 개요 및 방법론 선택의 정당성

본 보고서에서 노인일자리사업의 사회경제적 효과성 분석을 위해 활용하는 주 방법론은 Propensity Score Matching 방법론이다. PSM 방법은 *Biometrika*에 발표된 Rosenbaum & Rubin (1983)의 논문에서 처음으로 소개되었다. 원래 PSM 방법은 의학이나 생물학 분야의 관찰연구 (observational study)에 활용되기 시작하였으며(예: Stone 외, 1995; Imbens, 1999; Rubin, 2001) 사업평가에 활용되기 시작한 것은 극히 최근의 일이다(예: Dehejia & Wahba, 1999; Lechner, 1999a, 1999b; Lechner, 2000; Agodini & Dynarski, 2001; Bloom 외, 2002). PSM 방법은 사업평가에 사용된 역사가 짧아 그 유용성이 확고하게 입증된 것은 아니며, 그 역시 또 하나의 비실험적 방법이기 때문에 본질적인 한계를 가지고 있다. 그럼에도 불구하고 실험적 평가방법론을 채택하기 어려운 상황에서 PSM 방법을 노인일자리사업의 효과성 분석 방법론으로 채택할만한 정당성이 존재하는데 그것은 다음과 같다. 첫 번째로, PSM 방법의 유용성에 관하여 근래에 들어 제기된 경험적 증거를 들 수 있다. 실험적 평가의 효과 추정치를 기준삼아 기존의 여러 가지 비실험적 방법론을 비교한 연구들은 LaLonde (1986), Fraker & Maynard (1987), Heckman & Hotz (1989), Friedlander & Robins (1995) 등이다. 이들 연구들이 대체로 내리는 결론은 어떠한 비실험적 방법론을 사용하여도 실험적 평가와 유사한 결과를 얻기는 힘들다는 것이다.<sup>6)</sup> 그러나 근래에 들어 수행된 Dehejia & Wahba

---

6) 다만 Heckman & Hotz(1989)는 간단한 특정화 검증(specification test)절차를 거쳐 모형선택을 수행하면 실험적 평가의 결과와 괴리가 심한 비실험적 결과를 선별하여 제외시킬 수 있으며 따라서 비교적 실험적 평가결과와 유사한 결과를 얻을 수 있다고 주장한다.

(1999)의 연구는 기존의 유사 연구들과는 다른 결과를 보여주고 있다. Dehejia & Wahba는 LaLonde(1986)와 Fraker & Maynard(1987)에 사용된 데이터와 동일한 데이터를 사용하여 National Supported Work(NSW) 사업의 효과성을 PSM 방법으로 추정하였다. 그 결과 PSM 방법은 다른 비실험적 방법에 비하여 실험적 방법에 의한 평가결과에 월등하게 유사한 결과를 산출해 내는 것으로 밝혀졌다. Dehejia & Wahba (1999)의 연구는 교육훈련사업 평가를 위한 PSM 방법의 활용에 대하여 학계의 관심을 급속히 증대시켰으며 유사한 후속 연구로서 Agodini & Dynarski(2001), Bloom 외(2002)가 뒤따랐다.7) 두 번째로, 비실험적 방법이 통제하고자 하는 대상인 선택편의를 구성하는 ‘구성요소’를 들 수 있다. 선택편의에 관한 유명한 연구인 Heckman, Ichimura, Smith, & Todd(1998: 이하 HIST)의 논문은 최초로 선택편의를 세 가지의 구성요소로 분해하여 각각의 요소들을 분리하여 추정하였다. 이들은 통상적인 선택편의를 ① 관찰 가능한 측면에 있어서 이질적인 비교집단을 비교함으로써 발생하는 편의 ( $B_1$ ), ② 비교집단이 관찰 가능한 측면에서 있어서 동질적이지만 사업집단과 비교집단의 표본구성 비중이 이질적이어서 발생하는 편의 ( $B_2$ ), ③ 관찰 불가능한 특성에 의해 발생하는 편의 ( $B_3$ )의 세 가지로 분해하고8) 이들을 경험적으로 추정하였는데, 관찰 불가능한 특성에 의한 선택편의는

7) Agodini & Dynarski(2001)와 Bloom 외(2002)는 PSM 방법이 대체로 무작위 실험평가의 결과와 근접한 결과를 산출하는 데에는 실패하고 있다고 결론짓고 있으나, Bloom 외(2002: 4-3)는 “PSM 방법은 평균보다 높은 수치의 선택편의를 제거할 수 있는 특정화 검정 (specification check)의 수단을 제공해준다”라고 하고 있다.

8) HIST가 정의하는 선택편의를 수학적으로 표현하면 다음과 같다. 아래에서 S는 양의 값을 가지는 밀도함수의 영역, 즉 Support를 가리킨다 (Heckman, Ichimura, Smith, & Todd, 1998: 1030).

$$\begin{aligned}
 Bias &= \int_{S_{1,x}} E(Y_0|X, P=1)dF(X|P=1) - \int_{S_{0,x}} E(Y_0|X, D=0)dF(X|D=0) \\
 &= B_1 + B_2 + B_3 = \int_{S_{1,x} \setminus S_x} E(Y_0|X, D=1)dF(X|D=1) - \int_{S_{0,x} \setminus S_x} E(Y_0|X, D=0)dF(X|D=0) + \\
 &\quad \int_{S_x} B(X)dF(X|D=1) \\
 &\quad + \int_{S_x} E(Y_0|X, D=0)[dF(X|D=1) - dF(X|D=0)] + P_x \frac{\int_{S_x} dF(X|D=1)}{\int_{S_x} dF(X|D=1)}
 \end{aligned}$$

전체 선택편의의 불과 7%정도를 차지할 뿐 나머지는 모두  $B_1$ 과  $B_2$ 가 선택편의를 구성하고 있음을 밝혀냈다. 실제로 대부분의 선택편의가 관찰 가능한 특성에 의한 편익 또는 표본구성의 차이에서 오는 편익이라고 한다면, 관찰 가능한 특성에 의한 편익의 통제에 유용한 PSM 방법이 관찰 불가능한 특성을 모수적 모형에 의해 통제하려고 하는 계량 경제학의 방법론보다 유용할 수 있음을 시사한다. HIST와 유사한 연구인 Heckman, Ichimura, & Todd(1997: 이하 HIT)도 대부분의 선택편의가 관찰 가능한 특성에 의한 편익으로 이루어져 있고, 따라서 이를 효과적으로 통제하는 짝짓기 방법이 유용한 평가 전략이 될 수 있다고 하고 있다. 마지막으로, PSM 방법이 다른 비실험적 방법과 차별성을 가지는 점, 즉 무작위 실험 방법과의 유사성을 들 수 있다. Rubin(2001)에 따르면 기존의 비실험적 방법은 사업효과의 인과관계를 밝혀내기 위한 그 어떠한 ‘연구설계’(research design)도 사용하지 않으며 단지 성과변수(outcome variable)를 분석하는 모형에 의하여 인과관계를 추정한다고 한다. 반면 무작위 실험 평가는 실제로 사업이 시행되기 이전에 확립된 ‘연구설계’에 의해 인과관계를 파악하며, 따라서 성과변수가 없어도 연구설계가 가능하다고 한다. PSM 방법은 앞서도 언급하였듯이 무작위 실험평가를 통계적으로 모방하는 기법으로서 무작위 실험평가와 마찬가지로 성과변수가 없어도 연구설계가 가능하고 따라서 회귀모형에 수반되는 고유한 편익들로부터 자유롭다고 할 수 있다(LaLonde, 1988; Dehejia & Wahba, 1999; Rubin, 2001). 더구나 통상의 비실험적 방법들은 PSM 방법으로 비교집단을 구축한 후에도 활용이 가능하며, 일반적으로 통상의 모형에 근거한 추정방법은 정교한 연구설계가 함께 수반되어야 더욱 향상된 추론을 가능케 하는 것으로 알려져 있다 (Rubin, 2001).

#### 나. PSM 방법론의 이론적 내용

Rosenbaum & Rubin이 소개하는 PSM 방법은 우선 ‘사업 참여의 강한 무관성의 가정’ (strongly ignorable treatment assignment assumption)의

개념에 기초하고 있다. 이 가정은 사업 참여자에 관한 특성들이 주어졌을 때 사업 참여 여부는 성과변수들과는 독립적이고(가정 ①), 사업집단과 비교집단 구성원들의 사업 참여 확률의 분포는 공통의 영역에 존재한다(가정 ②)는 두 가지의 가정을 만족시킬 때 충족된다(Rosenbaum & Rubin, 1983; Dehejia & Wahba, 1998, 1999; Zhao, 2000).

가정 ①:  $(Y_0, Y_1) \perp T | X$  [조건부 독립성의 가정(conditional independence assumption)]

가정 ②:  $0 < \Pr(T = 1 | X) < 1$  [공통영역의 가정 (common support assumption)]

위의 가정들은, 만약 이들이 충족된다면, 사업 참여자들에 대한 특성을 측정하는 변수들이 충분히 존재할 경우 이들을 통제하는 것만으로 선택편의가 없는 효과 추정치를 산출해 낼 수 있음을 의미한다. 이 경우 효과의 추정치는 통상의 짝짓기 (matching) 방법으로 얻을 수 있다. 이론적으로 볼 때는 연구자가 확보하고 있는 통제변수(X)들이 가질 수 있는 값의 가능한 모든 조합별로 사업집단과 비교집단의 구성원들을 짝지을 수 있을 것이다. 그러나 만약 통제변수들의 수가 클 경우에는 현실적으로 이것은 불가능하다. 예를 들어 연구자가 10개의 통제변수를 가지고 있고 이들이 모두 2개의 값을 가지는 가변수라고 할 때 가능한 조합은  $2^{10}$ , 즉 1,024가지나 되기 때문이다 (Dehejia & Wahba, 1998). 이것이 바로 '차원의 문제' (dimensionality problem)인데 바로 이 문제를 해결하기 위하여 Propensity Score가 짝짓기의 기준으로 사용되는 것이 PSM 방법이다. Propensity Score는 사업 참여자들의 관찰 가능한 특성들이 주어졌을 때 이들이 사업에 참여할 조건부 확률을 가리킨다[다시 말하여  $\text{Propensity Score} = P \equiv P(X) \equiv \Pr(T = 1 | X)$ ](Rosenbaum & Rubin, 1983; Rubin, 2001). Rosenbaum & Rubin (1983)은 Propensity Score가 주어졌을 때 사업참여 여부는 통제변수들과는 무관하며(정리 ①), 위의 가정 ①과 ②가 충족될 경우 동일한 가정이 Propensity Score에 대해서도 성립함을 증명하였다(정리 ②).

정리 ①:  $X \perp T | P(X)$

정리 ②:  $(Y_0, Y_1) \perp T | P(X), 0 < \Pr(T = 1 | P(X)) < 1$

위의 정리들은 강한 무관성의 가정이 성립할 경우 추정된 Propensity Score가 동일한 비교집단 구성원을 사업집단 구성원과 짝지어 비교할 경우 양 집단 간의 관찰 가능한 특성들은 동일한 분포를 가지고, 결과적으로 무작위 실험평가와 같이 선택편의가 없는 효과를 추정할 수 있음을 의미한다.<sup>9)</sup> 다시 말하여 'PSM 방법은 통제변수들에 관하여 강한 무관성의 가정이 성립할 때, 이러한 통제변수들의 함수값인 Propensity Score에 대해서도 강한 무관성이 성립하며, 따라서 통제변수 그 자체를 기준으로 짝짓기할 때 발생하는 차원의 문제를 통제변수들을 하나의 숫자로 요약한 함수값인 Propensity Score에 기준하여 짝짓기 함으로써 해결하려는 방법이다'라고 요약할 수 있다. 실제로 PSM 방법이 얼마나 효과적으로 선택편의를 제거하느냐의 여부는 강한 무관성의 가정이 실제로 얼마나 현실적인가, 다시 말하여 관찰 불가능한 특성에 의한 선택편의의 크기가 실제로 얼마나 큰가에 달려 있다고 할 수 있다 (Zhao, 2000).<sup>10)</sup>

#### 다. 분석절차

PSM 방법을 사용한 노인일자리사업의 효과성 추정은 세 단계의 절차를 거쳐서 실행할 수 있다. 첫 번째 단계는 Propensity Score를 추정하는 작업이다. 무작위 실험평가의 경우에는 Propensity Score가 알려져 있으나

---

9) 강한 무관성의 가정이 성립하면 통상의 OLS에 의해서도 선택편의를 제거할 수 있을 것이다. 그러나 OLS는 통제변수와 성과변수간의 선형관계 (linearity)를 가정하는 추가적인 가정이 필요할 뿐 아니라 (대개의 경우 선형성을 충족시키지 않음), 성과변수를 추정하는 회귀모형의 특정화 (specification)가 알려져 있지 않기 때문에 특정화의 오류가 있을 경우에는 선택편의가 발생한다(Zhao, 2000).

10) 뒤에서 논의하겠지만 Heckman, Ichimura, Smith, & Todd (1998)의 연구는 그 크기가 크지 않음을 보이고 있다.

비실험적 평가의 경우에는 이것이 알려져 있지 않기 때문에 이를 모형을 통해 추정할 수밖에 없다. 이 사실은 PSM 방법의 성공적인 효과 추정여부는 Propensity Score를 추정하는 모형의 특정화 여부에 달려 있음을 의미한다.<sup>11)</sup> 이러한 이유 때문에, Rosenbaum & Rubin (1984)의 연구에서처럼, Propensity Score의 추정은 한 번에 그치는 것이 아니라 사업집단과 비교집단의 관찰 가능한 특성들의 분포가 균형을 달성(achieve balance)할 때까지 반복적으로 수행되는 것이다. Propensity Score는 대개의 경우 Logit으로 추정되고, 때때로 선형판별모형(linear discriminant model)으로 추정되기도 하지만 후자는 전자의 특별한 경우에 속한다(Rosenbaum & Rubin, 1983). 두 번째 단계는 짝짓기 (matching)이다. 짝짓기는 사업집단과 비교집단의 구성원을 일대일로 짝지을 수도 있고(one-to-one matching), 전체 표본을 유사한 Propensity Score를 가지는 몇몇의 하위집단(subclassification method)으로 분류하여 짝지을 수도 있다.<sup>12)</sup> 일대일 매칭의 경우에는 서로 가장 가까운 Propensity Score의 값을 갖는 사업집단 구성원과 비교집단 구성원을 짝짓는 ‘최소거리법’(minimum distance method)<sup>13)</sup>과 비교집단 구성원의 Propensity Score가 사업집단 구성원의 Propensity Score의 일정구간에 포함될 경우 이들을 짝짓는 ‘구간법’(caliper method)이 있다 (Parsons, 1997; Lechner, 1999a). 하위집단의 분류는 통상적으로 5개의 집단으로 분류하는데, Cochran (1968)은 하위집단을 5개로 분류할 경우 통제변수에 의한 선택편의의 90%를 제거할 수 있다고 하고 있다. 마지막 단계는 효과를 추정하는 단계이다. 일대일 매칭의 경우에는 개개의 쌍 (pair)의 성과변수간의 차이를 전체 표본에 대해서 평균하여 효과 추정치를 구한다. 하위집단 분류법의 경우에도 마찬가지로

11) 반면, Zhao (2000)은 Propensity Score 추정식의 특정화는 사업효과의 추정에 큰 관련성이 없다고 주장한다. (Zhao, 2000: 29-33).

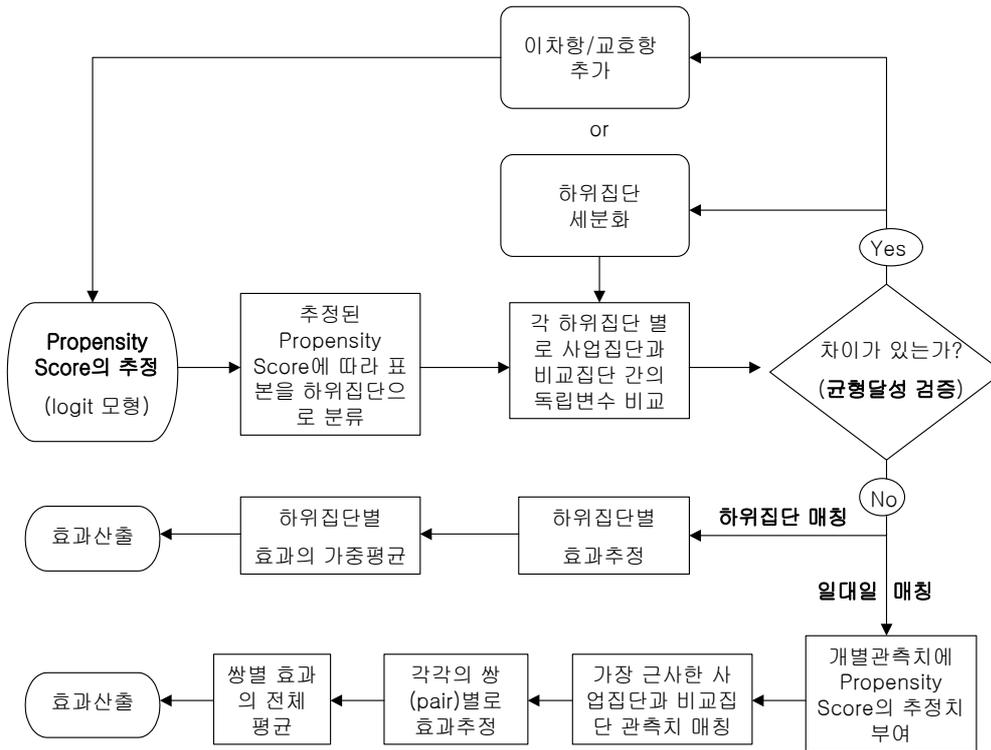
12) 전자는 후자의 특별한 경우인데 이는 일대일로 matching된 하나의 쌍 (pair)을 하나의 하위집단으로 볼 수 있기 때문이다 (Bloom 외, 2002).

13) 최소거리는 공분산을 고려한 Mahalanobis 거리를 사용할 수도 있다 (Rosenbaum, 1991: 548).

Mahalanobis Distance =  $(X^1 - X^0)' \hat{\Sigma}^{-1} (X^1 - X^0)$  ( $X^1$  = 사업집단의 통제변수의 벡터,  $X^0$  = 비교집단의 통제변수의 벡터,  $\hat{\Sigma}$  = 공분산의 추정치).

지로 개별 하위집단별로 사업집단과 하위집단 간의 성과변수의 차이를 구하고 이를 전체에 대하여 가중평균 (weighted average)하여 효과 추정치를 구한다(Bloom 외, 2002).

<그림 2-6> PSM 분석의 절차도



## 2. 그 외의 분석방법론

앞에서 논의한 바와 같이 본 보고서에서 노인일자리사업의 부가가치적 효과성 추정을 위하여 선택한 기본적인 방법론은 Propensity Score Matching 방법론이다. 분석 방법론 이외의 비교집단의 구성을 비롯한 평가설계도 Donald Rubin의 잠재적 성과모형 (Potential Outcome Model)에 근거한 부가가치적 효과성을 측정하고자 하는 노력의 하나이다. 그러나 부가가치적 효과성 이외에 다른 목적 또는 부가가치적 효과성을 측정

하기는 어렵지만 발생한 효과성에 대한 시사점을 얻기 위해서 다른 분석 방법론을 활용한 경우도 있다. 그 내용은 각 장마다 고유한 분석 목적에 따라 달라지겠지만 기본적으로는 설문조사 결과에 대한 빈도분석 등을 비롯한 기술통계분석 (descriptive statistics analysis)과 단순 평균비교 분석 (T-test 분석), 카이스퀘어 분석, F-분석 등이 공통적으로 해당한다. 이들 분석 결과만으로 부가가치적 효과성을 측정할 수는 없지만 설문응답에 기초하여 사업의 효과성과 관련한 강한 시사점을 얻을 수도 있다. 가장 대표적인 예가 사업의 효과성에 대하여 응답자에게 직접 설문을 통하여 조사한 경우이다. 뒤의 부록에서 볼 수 있는 바와 같이 노인일자리사업 효과성 분석을 위해 작성한 설문지에는 “노인일자리사업 참여를 통해 받는 급여가 경제적으로 보탬이 되었습니까?”와 같은 문항과 같이 노인일자리사업이 발생시킨 효과에 대하여 응답자가 직접 답하도록 묻는 문항들이 포함되어 있다. 이러한 문항들에 대한 응답결과는 노인일자리사업의 효과성에 대하여 강력한 시사점을 제공한다. 다만 주의할 점은 이들 문항에 대한 응답결과가 실제로 발생한 사업의 효과성을 측정하는 것은 아니며 응답자가 주관적으로 ‘인식’한 사업의 효과성을 나타낼 뿐이고 더구나 부가가치적 효과성과는 관련이 없음을 주의하여야 한다. 효과성 분석을 위하여 활용된 또 다른 분석방법은 회귀분석류 (regression-type analysis)의 분석방법이다. 예를 들어 제5장에서는 서수적인 형태로 응답하도록 작성된 건강증진활동과 관련된 문항의 응답결과를 사업에의 참여여부 및 관련 원인변수들에 대해 Ordered Probit Regression 분석으로 분석하고 있다. 이러한 분석이 활용되는 이유는 앞에서 설명한 PSM 방법을 적용하기 어려운 현실적인 제약요인이 존재하기 때문이다. 예를 들어 5장에서는 노인일자리사업 참여 시점을 기준으로 사업집단을 세분화하여 분석하고 있는데 사업집단을 이와 같이 세분화할 경우 PSM 방법을 적용하기에는 하위사업집단의 표본 크기가 너무 작아지기 때문에 모든 표본들을 pooling 하여 분석할 수 있는 회귀분석류의 분석방법이 활용되는 것이다.

## 제3장 노인일자리사업의 경제적 효과

### 제1절 PSM 방법으로 분석한 경제적 효과

노인일자리사업 참여자(사업집단)와 대기자(비교집단)간의 경제적 효과 차이를 살펴보기 위하여 PSM(Propensity Score Matching) 분석을 실시하였다. 분석 자료는 본 연구를 수행하기 위하여 개발된 「2008년 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조사」로서 2008년에 이루어진 조사이기 때문에 연간 소득 및 지출을 파악할 수 있는 최근 연도는 2007년이므로 본 장의 분석의 기준연도는 2007년이다.<sup>14)</sup> PSM 분석으로 '근로, 사업, 부업 소득 유무', '근로, 사업, 부업소득 금액', '가구총소득', '가구 소득액 중 노인 및 배우자 소득액', '노인 배우자 총소득'을 살펴보았다. 동 분석에서 '근로, 사업, 부업소득 유무'만이 모든 사업집단(공익형, 교육형, 복지형)과 비교집단 간에 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 공익형, 교육형, 복지형 참여자 모두 비교집단보다 '근로, 사업, 부업 소득이 있다'라고 응답한 비율이 높게 나타났고, 그 차이가 통계적으로 유의미한 차이였다. 복지형의 경우 사업집단은 동 소득이 있을 확률이 80%<sup>15)</sup>이고, 비교집단은 36%로 나타나 사업집단이 비교집단보다 소득이 있을 확률이 45%나 높다. 그리고 교육형의 경우 47%, 공익형의 경우 16%나

14) 따라서 사업집단이라고 하더라도 2008년에 최초로 사업에 참여한 노인의 경우에는 사업참여 이전의 소득이 분석에 사용될 수도 있다. 그러나 사업집단과 비교집단이 PSM에 의해 동질적인 특성의 분포를 보이고 양 집단 간에 소득에 차이가 존재한다면 이는 사업의 타당한 효과로 해석해도 무방할 것이다. 그 이유는 사업집단의 일부에 대해서 사업 참여 이전의 자료가 사용되었다면 이는 노인일자리사업이 긍정적 효과를 갖는다는 가정 하에 사업의 효과를 과소추정하게 하는 요인으로 작용할 것이고 과정추정에도 불구하고 유의미한 효과가 탐지되었다면 실제 효과는 그 보다 더 크고 유의미하다고 추론할 수 있기 때문이다.

15) 동 확률이 100%미만이 되는 이유는 다음과 같다. 「2008년 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조사」의 소득파악 기준 시점이 2007년이다. 그리고 표본추출은 2008년 6월 현재 사업에 참여하고 사람(사업집단)이다. 그러므로 2008년 참여자 중 2007년에는 노인일자리사업에 참여하지 않은 사람이 존재할 수 있다. 따라서 노인일자리사업 참여 확률이 100%이하로 나온다.

비교집단보다 높다. 노인일자리사업에 참여한 노인들은 사업유형에 따라 20만 원 정도의 인건비를 지급받기 때문에 사업에 참여한 노인들에게 소득이 발생하는 것은 어찌 보면 당연한 결과이다. 그러나 아래에 제시된 바와 같이 잠재적 성과모형의 틀 안에서 분석한 PSM 분석결과가 사업에 참여한 노인들에게 소득발생 확률이 통계적으로 유의미하게 증가한 것은 그렇게 당연한 결과만은 아니다. 그 이유는 대응적 사실에 해당하는 비교집단이 노동시장에서 자발적 능력에 의해 대체적 임금소득의 기회를 얻을 수도 있기 때문이다. 실제로 미국에서 강제근로사업 (mandatory work programs)에 대한 효과가 없거나 부정적인 것으로 나타나는 이유는 강제근로사업에 참여함으로써 참여하지 않았더라면 얻었을 수 있는 취업기회를 놓치게끔 하기 때문인 것으로 알려져 있다. 그러나 아래의 분석에서 제시된 바와 같이 노인일자리사업은 사업이 제공되지 않았더라면 소득창출의 기회를 얻을 수 없었던 노인들에게 소득원천을 제공해주는 효과를 발생시키고 있음을 확인할 수 있다.

<표 3-1> 근로, 사업, 부업 소득 유무

(단위: %)

구분	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.60	0.44	0.16	37.5%	0.030
교육형	0.89	0.42	0.47	113.3%	0.000
복지형	0.80	0.36	0.45	125.6%	0.000

소득 이외에 경제적 효과에 대한 시사점을 제공할 수 있는 중요한 변수는 기초노령 수급여부이다. 분석결과 아래의 표에 제시된 바와 같이 공익형과 교육형의 경우 사업집단과 비교집단 간에 통계적으로 유의미한 차이를 보이나, 복지형의 경우 유의미한 차이를 보이지 않고 있다. 공익형 참여자의 기초노령연금 수급확률은 76%이고 비교집단은 60%이며, 교육형은 경우 각각 25%, 52%이다. 교육형 사업의 경우 기초노령 연금의 수급확률을 감소시킨 것은 노인일자리사업이 제공하는 소득으로 인해 기초노령 연금 수급신청의 필요성이 감소하였기 때문으로 풀이된다. 이러한 효과는

노인일자리사업 참여자에게 소득을 보전해주는 직접적 효과 이외에 다른 노인관련 복지사업의 재정을 절감해주는 2차적 파급효과가 존재함을 시사한다. 반면 공익형 사업의 경우 기초노령연금 수령확률이 증가한 것은 그 이유를 명확하게 설명하기는 어려우나 교육형이나 복지형 사업에 비해 경제적으로 열악한 노인들이 참여하는 공익형 사업의 경우에는 노인일자리사업이 제공하는 소득만으로는 경제적 수요가 충족되지 않는데 반해 노인일자리사업 참여 및 인건비 수령으로 인해 기초노령연금 수급을 신청하기 위한 동기가 고취되고 낙인효과 (stigma)도 극복하였기 때문에 기초노령연금 수급신청이 늘었기 때문인 것으로 해석된다.

<표 3-2> 기초노령연금 수령 여부

(단위: %)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	76%	60%	16%	26.4%	0.038
교육형	25%	52%	-27%	-51.3%	0.023
복지형	50%	38%	12%	31.3%	0.164

노인일자리사업의 경제적 효과는 노인일자리사업이 제공하는 인건비가 직접적인 효과로 나타나기 때문에 PSM 방법을 활용하는 잠재적 성과모형에 의해 인과관계의 경로를 밝혀낼 필요는 적은 반면 서비스 전달 그 자체가 직접적 효과로 나타나게 된다. 따라서 본 절에서 분석한 PSM 분석결과 이외에 기술통계적 분석방법을 활용하여 경제적 효과와 관련된 설문조사 결과를 참여자 특성별로 살펴보고 거시 경제적 효과를 시뮬레이션을 통해 추론해 보는 것이 중요한 의미를 지닐 수 있다. 따라서 아래의 2절과 3절에서 참여자 특성별 분석 결과와 참여전후 경제상태에 대해 논의하고 있다.

## 제2절 노인일자리사업 참여자 특성별 효과

지금부터는 노인일자리사업이 노인가구의 소득 및 소비 등에 미치는 미시적 경제적 효과와 실업률, 경제활동참가율, 빈곤율 등에 미치는 거시적인 경제적 효과를 살펴보고자 한다<sup>16)</sup>. 미시적 효과는 사업예산 뿐만 아니라, 누구를 대상으로 선정하느냐에 따라 그 효과가 달라질 수 있다. 이는 정책의 주요관심 대상이 될 수 있다. 그리고 거시 경제적 효과 중 실업률, 경제활동참가율 등은 노인일자리사업 참여자수에 그리고 빈곤율은 참여자수와 급여수준에 의하여 결정된다. 참여자수는 급여수준이 동일할 경우 사업예산에 의하여 결정되므로 실업률 및 경제활동참가율은 사업예산의 함수이다. 이하 분석내용은 다음과 같이 데이터를 활용하였다. '2008 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조사'에서는 2008년 참여자와 대기자를 대상으로 2007년 가구소득 및 지출을 조사하였는데, 2008년 참여자 집단에는 2007년 사업 미참여자가 390명 포함되어 있다. 따라서 가구소득과 지출 항목이 포함된 분석내용은 2008년 참여자 중 2007년 미참여자를 비교집단으로 포함한 2007년 비참여자 693명과 2008년 참여자 중 2007년에도 참여한 527명 간 거시 및 미시경제적 특성을 살펴보았으며, 소득 및 지출 항목과 무관한 분석내용은 그대로 2008년 참여자와 대기자 집단을 활용하였다.

## 1. 소득

가구 소득의 경우 가구규모에 따라 달라질 수 있다. 그러므로 여기서는 가구의 총소득과 함께 균등화 소득을 동시에 분석하였다. 균등화 소득을 산출하기 위한 균등화지수(household equivalence scale)는 OECD, LIS 등에서 국제 비교용으로 주로 사용하고 있는 경상소득/(가구원수)<sup>1/2</sup>를 적용하였다. 사업집단과 비교집단 간에 경상소득을 비교하면 사업집단의 소득은 연간 1,174만원이고, 비교집단은 연간 864만원으로 나타났고, 이는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 또한 균등화 소득으로 비교할 경우에도,

16) 경제적 효과를 광의로 해석하면 건강증진에 따른 국민 의료비 절감 효과 등이 포함될 수 있다. 의료비 절감효과는 6장에서 정리한다.

사업집단이 비교집단보다 높고 차이가 통계적으로 유의미하였다. 특히 균등화 소득은 가구규모를 통제한 결과이므로 여기서는 균등화 소득을 중심으로 언급하고자 한다. 사업 참여집단의 경우 연령이 높을수록, 저학력일수록 소득이 낮고, 가구형태는 노인독거 가구, 지역으로는 농어촌일수록 소득이 낮다. 이러한 조사결과에서 노인일자리 사업 대상자 선정에 대한 정책적 함의를 얻을 수 있다. 즉, 대상 효율성(target efficiency)을 높이면, 균등화 소득이 낮은 집단을 우선적으로 선정하는 것이 바람직하다는 점이다. 부연하면, 균등화 소득이 낮은 집단을 우선적으로 선정하는 것은 분배 정의에 부합할 뿐만 아니라, 분배지표, 빈곤지표 개선에 더 많은 도움을 줄 수 있으므로 이들 집단에 대한 정책적 배려가 필요하다.

<표 3-3> 참여자 유형별 노인가구 소득

(단위: 만원/년)

구분	가구 경상소득 <sup>1)</sup>					가구 균등화 소득 <sup>2)</sup>				
	사업집단		비교집단		t값	사업집단		비교집단		t값
	소득액	F값	소득액	F값		소득액	F값	소득액	F값	
전체	1,174	-	864	-	4.38***	745	-	555	-	5.07***
연령 만60~64세	1,793		1,222			1,099		815		
만64~69세	1,306		937			798		595		
만70~74세	1,011	5.50***	798	3.58**	-	672	5.72***	502	5.55***	-
만75~79세	871		751			564		495		
만80세 이상	938		336			661		266		
성별 남성	1,295		942			783		574		
여성	1,087	3.00	808	2.53	-	719	.97	541	.55	-
학력 무학	513		632			410		429		
초등학교	809		829			515		526		
중학교	1,258	14.16***	905	6.06***	-	774	17.44***	569	8.16***	-
고등학교	1,319		1,114			828		704		
대학교 이상	1,877		1,459			1,177		943		
가구 형태 노인독거	554		381			554		381		
노인부부	920		640			651		453		
자녀동거	2037	59.16***	1,620	63.02***	-	1037	20.21***	857	31.33***	-
기타	-		1,401			-		710		
지역 대도시	1,274		1,021			767		631		
중소도시	1,262	7.24**	857	5.80**	-	817	6.12**	542	4.13*	-
농어촌	645		644			490		465		

주 1) 연간 가구 경상소득

2) 연간 가구 경상소득/(가구원수)<sup>1/2</sup>

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

다음에는 사적이전소득에 대하여 살펴본다. 우리나라는 공적 노후 소득 보장이 취약하기 때문에 사적이전소득은 노인가구의 삶의 질 수준에 매우 중요한 기능을 한다. 그러나 최근 사적이전소득을 받는 가구의 비율이나, 사적이전 소득액이 낮아지는 추세를 보이고 있다. 정경희 외(2005)의 연구에서 통계청의 가계조사를 분석한 결과에 의하면 우리나라 노인가구의 경우 '사적이전 소득을 받는 가구비율'은 1996년 72.0%에서 2000년 61.6%로 감소하였고, '사적이전 소득액'은 1996년 302만원(물가상승률을 적용하여 2000년 기준으로 환산)에서 2000년 258만원으로 감소하였다. 그리고 '가구소득에서 사적이전 소득이 차지하는 비율'은 1996년 45.5%에서 2000년 37%로 감소한 것으로 밝혀졌다.

본 「2008년 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조사」 결과 참여집단의 연간 균등화사적이전소득은 129만원, 비교집단은 93만원이며, 사적이전 소득이 가구소득에서 차지하는 비율은 각각 17.3%, 16.8%로 나타나고 있다. 사적이전소득의 경우 저소득층은 고소득층에 비하여 절대금액은 적고, 소득에서 차지하는 비율은 높은 것이 일반적이다. 그러나 본 조사의 사업 집단이나 비교집단이 모두 저소득층임에도 불구하고, 사적이전 소득이 가구소득에서 차지하는 비율이 16~18%로, 2000년 통계청 가계조사 결과인 37%보다 낮은 것으로 나타났다.

한편, 이전소득의 크기는 사업집단이 비교집단보다 많고, 그 차이는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이를 노인일자리사업 참여 특성별로 나누어 살펴보면, 자녀동거 가구, 지역으로는 농어촌일수록 사적이전 소득이 낮은 것으로 확인되었다.

<표 3-4> 노인가구 사적이전소득

(단위: 만원/년)

구분	가구 사적이전소득 <sup>1)</sup>					가구 균등화 사적이전소득 <sup>2)</sup>					
	사업집단		비교집단 <sup>3)</sup>		t값	사업집단		비교집단 <sup>3)</sup>		t값	
	소득액	F값	소득액	F값		소득액	F값	소득액	F값		
전체	171	-	122	-	3.53***	129	-	93	-	3.46**	
연령	만60~64세	180		97		131		71			
	만64~69세	139		110		106		84			
	만70~74세	209	2.00	139	.84	-	159	2.06	105	.86	-
	만75~79세	156		125			118		96		
	만80세 이상	96		103			68		85		
성별	남성	167		127		113		89			
	여성	174	.08	118	.35	-	140	2.20	95	.23	-
학력	무학	100		98		88		78			
	초등학교	159		122		122		93			
	중학교	205	2.53*	111	1.62	-	154	2.27	87	1.02	-
	고등학교	213		162			159		116		
	대학교 이상	141		155			98		113		
가구 형태	노인독거	193		123		193		123			
	노인부부	186		132		131		93			
	자녀동거	131	2.46	107	.73	-	77	11.74***	64	4.85**	-
	기타	-		0		-		0			
지역	대도시	184		160		139		123			
	중소도시	183	3.22*	125	11.09***	-	137	3.11*	93	10.85***	-
	농어촌	100		59		76		47			

주 1) 연간 사적이전소득, 사적이전소득이 없는 노인가구의 소득액은 0으로 함.

2) 연간 사적이전소득/(가구원수)<sup>1/2</sup>

3) 노인일자리사업 참여를 신청했으나, 참여하지 않은 집단

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

## 2. 지출

가구 지출도 소득과 마찬가지로 가구규모에 따라 달라질 수 있다. 그러므로 여기서는 가구의 총지출과 함께 균등화 지출을 동시에 분석하였다. 균등화 지출을 산출하기 위해 사용한 균등화지수는 앞서 균등화소득에 사용한 것과 동일하다.

사업집단과 비교집단 간에 경상지출을 비교하면 사업집단의 지출은 월평균 86만원, 비교집단은 월평균 66만원으로 나타났고 집단간 차이는 통

계적으로 유의미하였다. 월평균 지출액을 연간지출로 환산하면, 사업 참여자의 경우 약 1,032만원, 대기자의 경우 792만원이므로 <표 3-3>의 연간소득과 비교하면, 평균적으로는 흑자가구이다. 그리고 평균 소비성향은 사업참여 집단이 약 87.9%(1,032/1,174), 비교집단이 약 91.7%(792/864)이다.

한편, 균등화지출로 비교하면, 사업집단이 비교집단보다 높고 차이가 통계적으로 유의미하다. 사업 참여집단의 경우 연령이 높을수록, 여성일수록, 저학력일수록 지출액이 낮고, 가구형태는 노인독거 가구가 낮다.

<표 3-5> 참여자 유형별 노인가구 지출

(단위: 만원/월)

구분	가구 경상지출 <sup>1)</sup>					가구 균등화 지출 <sup>2)</sup>				
	사업집단		비교집단		t값	사업집단		비교집단		t값
	지출액	F값	지출액	F값		지출액	F값	지출액	F값	
전체	86	-	66	-	5.61***	57	-	45	-	5.75***
연령	만60~64세	115		84		74		56		
	만64~69세	84		70		54		47		
	만70~74세	85	3.56**	64	3.80**	-	57	3.37*	44	3.82**
	만75~79세	78		56		55		38		
	만80세 이상	63		41		44		34		
성별	남성	96		75		61		49		
	여성	79	7.65**	60	11.70**	-	54	4.14*	42	7.09**
학력	무학	40		48		31		36		
	초등학교	64		61		43		40		
	중학교	98	24.02***	73	19.76***	-	64	26.43***	49	24.83***
	고등학교	93		82		60		55		
	대학교 이상	129		127		84		84		
가구 형태	노인독거	46		38		46		38		
	노인부부	83		65		59		46		
	자녀동거	123	51.60***	94	37.91***	-	63	6.47**	49	4.34**
	기타	-		76		-		44		
지역	대도시	94		70		59		46		
	중소도시	86	4.94**	67	2.00	-	58	2.19	44	.50
	농어촌	66		59		48		43		

주 1) 가구 월평균 경상지출

2) 가구 월평균 경상지출/(가구원수)<sup>1/2</sup>

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

<표 3-6> 참여자 유형별 노인가구 소비·비소비지출

(단위: 만원/월)

구분	소비지출 <sup>1)</sup>					비소비지출 <sup>1)</sup>				
	사업집단		비교집단		t값	사업집단		비교집단		t값
	지출액	F값	지출액	F값		지출액	F값	지출액	F값	
전체	73	-	58	-	5.26***	13	-	8	-	2.87**
연령	만60~64세	101		75		15		9		
	만64~69세	72		60		11		10		
	만70~74세	72	6.26***	57	4.00**	-	13	.55	8	.85
	만75~79세	60		49		18		7		
	만80세 이상	52		35		11		6		
성별	남성	78	3.42	65	9.69**	-	18	5.67*	10	4.87*
	여성	69		53		10		7		
학력	무학	34		42		6		6		
	초등학교	56		54		9		7		
	중학교	79	28.21***	63	19.32***	-	19	2.56*	10	4.15**
	고등학교	81		70		12		13		
	대학교 이상	107		111		21		16		
가구 형태	노인독거	40		33		6		5		
	노인부부	65	91.69***	55	45.55***	-	18	3.78*	11	4.20**
	자녀동거	111		85		12		9		
	기타	-		75		-		1		
지역	대도시	83		64		11		7		
	중소도시	77	27.78***	61	10.64***	-	10	9.65***	6	19.74***
	농어촌	35		43		31		16		

주 1) 소비지출에는 식비, 교육비, 차량유지비, 주거비, 보건의료비, 교양문화오락비, 내구재 구입비, 통신비, 피복비, 대중교통비 포함. 비소비지출에는 경조사비, 현금 및 각종 기부금, 이자상환액(원금상환액 제외), 사적이전지출(현물의 현금환산), 기타(과태료, 범칙금 등)

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

노인일자리사업 참여자의 경우 일자리 소득의 대부분을 생활비에 지출하는 것으로 나타났다. 이는 이들 가구들이 대부분 매우 열악한 가구이기 때문인 것으로 판단된다. 특히, 나이가 많고, 여성가구주이고, 저학력이고, 농어촌 거주자이고, 공익형 참여자인 경우 생활비에 지출하는 비율이 상대적으로 높다. 동 지출 비율이 높다는 것은 이들 계층이 상대적으로 다른 계층보다 더 어려운 생활을 영위하고 있다는 것을 의미한다.

<표 3-7> 참여자 유형별 참여 소득 지출 비목

(단위: %)

구분	지출비목								X <sup>2</sup>
	생활비	의료비	손자녀 용돈	자녀보 조	경조 사비	저축	용돈	기타	
전체	77.3	2.9	2.9	0.1	0.9	0.9	12.0	2.9	
연령 만60~64세	66.3	2.1	1.1	1.1	2.1	4.2	15.8	7.4	55.09**
만64~69세	73.7	3.8	3.8	-	1.0	0.3	13.8	3.5	
만70~74세	78.5	3.5	3.2	-	0.9	0.6	11.5	1.8	
만75~79세	88.6	0.7	2.1	-	-	0.7	7.1	0.7	
만80세 이상	82.8	-	-	-	-	-	10.3	6.9	
성별 남성	70.5	3.2	5.0		1.3	0.8	14.2	5.0	27.34***
여성	82.1	2.8	1.5	0.2	0.6	0.9	10.4	1.5	
학력 무학	94.2	2.2	-	-	-	-	3.6	-	165.20***
초등학교	89.5	1.6	1.0	-	-	0.3	7.0	0.6	
중학교	75.2	4.4	2.2	-	2.2	1.5	13.1	1.5	
고등학교	65.7	4.4	6.4	-	1.0	1.0	18.1	3.4	
대학교 이상	48.4	3.3	6.6	0.8	2.5	2.5	23.0	13.1	
가구 형태 노인독거	91.1	1.3	1.3	-	0.4	-	4.6	1.3	52.30
노인부부	76.7	3.4	2.4	0.2	1.0	1.2	12.0	3.1	
노인+자녀 또 는 손자녀	65.9	3.8	5.4	-	1.1	1.1	18.4	4.2	
기타	50.0	-	-	-	-	-	50.0	-	
지역 대도시	72.9	3.4	2.0	0.3	1.1	0.6	17.1	2.6	56.13***
중소도시	72.9	3.4	4.9	-	0.8	1.6	12.2	4.2	
농어촌	95.1	1.1	0.5	-	0.5	-	1.6	1.1	
사업 유형 공익형	88.6	2.9	2.3	-	0.3	-	4.9	1.0	98.91***
교육형	61.4	1.7	4.6	0.3	1.7	2.3	21.1	6.9	
복지형	81.8	4.2	2.0	-	0.7	0.3	10.1	1.0	

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

### 3. 가계수지

가계수지를 계산할 때 기준소득과 기준지출을 무엇으로 하느냐가 중요하다. 일반적으로 소득의 경우 비경상소득을 제외한 경상소득을 기준으로 하고 지출도 일회성 경비 등을 제외한 경상지출을 기준으로 한다. 본 분석에 사용된 「2008년 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조사」는 경상소득과 경상지출을 파악하고 있으므로 이를 그대로 적용하였다. 즉, 소득

에서 지출 뺀 금액이 0보다 크면 흑자가구, 적으면 적자가구이다.

노인일자리사업 참여 가구는 평균적으로 약 11.71만원 흑자이고, 비교집단의 경우 약 6.16만원 흑자를 보이고 있다. 가계수지에서 적자를 보이고 있는 집단은 연령이 70~79세 인 경우, 노인 부부가구, 농어촌 거주자이다. 참여집단이나 비교집단 대부분 열악한 집단이지만, 가계수지에서 적자를 보이고 있는 집단은 더 열악한 집단이다. 따라서 이들 집단에 대한 노인일자리사업 참여기회가 확대되어야 함은 두말할 나위가 없다. 그 이유는 적자의 지속은 부채의 증가나, 자산의 감소를 유발하기 때문이다.

<표 3-8> 사업집단과 비교집단의 노인가구 가계수지

(단위: 만원)

구분	가계수지 <sup>1)</sup>				t값
	사업집단		비교집단		
	가계수지 흑(적)자액	F값	가계수지 흑(적)자액	F값	
전체	11.71	-	6.16	-	1.14
연령					
만60~64세	33.98		20.33		
만64~69세	25.30		8.43		
만70~74세	-26	3.26*	2.14	1.13	-
만75~79세	-5.89		6.19		
만80세 이상	14.93		-13.41		
성별					
남성	11.80	.00	3.70	.54	-
여성	11.65		7.93		
학력					
무학	2.78		4.31		
초등학교	2.97		8.23		
중학교	6.56	1.37	2.53	.35	-
고등학교	16.85		10.49		
대학교 이상	28.63		-2.95		
가구 형태					
노인독거	.47		-6.58		
노인부부	-6.12		-12.05		
노인+자녀 또는 손자	47.86	17.83***	42.73	27.11***	-
녀					
기타	-		40.75		
지역					
대도시	12.52		14.78		
중소도시	19.62	3.28*	5.39	3.54*	-
농어촌	-11.96		-5.23		

주 1) 가계수지=(연간 총소득의 월평균액)-(연간 소비지출의 월평균액+연간 비소비지출의 월평균액), 소득 혹은 지출이 없는 경우 0처리.

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

#### 4. 주거 점유형태 및 유형

주거 점유형태 및 유형의 경우 노인일자리사업 참여집단과 비교집단 간의 유의미한 차이를 발견할 수 없었다. 참여집단의 경우 자가인 경우가 74.8%, 전세인 경우가 8.9%로 나타났다. 그리고 주거 유형은 단독이 46.8%, 아파트가 40.9%로 나타났다. 한편, 비교집단의 경우 자가 79.5%, 전세 7.9%로 나타났고, 단독주택이 55.4%, 아파트가 34.0%로 조사되었다.

<표 3-9> 사업집단과 비교집단 간의 노인가구 주거 점유형태 및 유형  
(단위: %)

구분		사업집단	비교집단	$\chi^2$ 값
주거점유형태	자가	74.8	79.5	3.79
	전세	8.9	7.9	
	보증금 있는 월세	7.3	5.6	
	보증금 없는 월세	1.1	1.3	
	월세(사글세)	1.4	1.3	
	무상	6.4	4.3	
주거유형	단독주택	46.8	55.4	8.28
	아파트	40.9	34.0	
	연립주택	6.2	4.6	
	다세대주택	4.7	5.0	
	상가주택	1.0	1.0	
	기타	0.3	-	

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

#### 5. 주관적 경제상태 인식 및 생활 만족도

노인일자리사업 참여집단과 비교집단에 대한 '주관적 경제상태 인식'과 '경제상태 만족도'를 물어본 결과 통계적으로 유의미하게 비교집단이 오

히려 더 나쁘게 인식하고 있는 것으로 나타나고 있다. '주관적 경제상태 인식'의 경우 좋다고 인식하고 있는 비율(약간 좋다+매우 좋다)이 참여집단이 9.1%, 비교집단이 3.9%이다. 그리고 '경제상태 만족도'의 경우 '만족 또는 매우 만족한다'는 비율이 각각 10.6%, 5.6%로 나타나고 있다.

노인일자리사업 대상자 선정의 경우 경제적으로 어려운 가구들을 우선적으로 선정하고 있다는 점을 감안하면 비교집단의 만족도가 낮은 것은 의외의 결과이다. 만족도나 인식조사의 경우 응답자의 기대수준, 주위 가구들의 생활수준 등이 반영되므로 이를 그대로 정책에 반영하는 데는 한계가 있지만, 주관적 인식은 상대빈곤감 내지는 박탈감을 의미하므로 무시할 수 없는 지표이다. 따라서 대기자에 대한 정책적 배려(노인일자리사업 확대)도 필요하다.

<표 3-10> 사업집단과 비교집단간의 노인의 주관적 경제 상태 인식 및 만족도  
(단위: %)

구분		사업집단	비교집단	$\chi^2$ 값
주관적 경제상태 인식	매우 나쁘다	17.3	30.7	55.64***
	약간 나쁘다	24.5	34.7	
	그저 그렇다	49.1	30.7	
	약간 좋다	5.6	3.6	
	매우 좋다	3.5	0.3	
경제상태 만족도	매우 만족하지 않는다	14.2	21.8	34.38***
	다			
	만족하지 않는다	32.7	44.2	
	그저 그렇다	42.5	28.4	
	만족한다	8.7	4.6	
	매우 만족한다	1.9	1.0	

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

## 6. 노인일자리사업 참여자의 급여 만족도 및 경제적 보탬 정도

참여자 월 보수에 대한 만족도를 살펴보자. 노인일자리사업의 참여자에게 지원하는 인건비는 월 20만원이다. 우리나라 1인가구 최저생계비가 2007년 현재 약 43.6만원이라는 점을 감안하면 매우 낮은 급여이다. 그럼에도 불구하고 노인일자리사업 월 보수에 대한 만족도가 비교적 높게 나타났다. 만족과 매우 만족을 합한 비율이 약 41.9%이고, 보통 33.4%, 불만족 또는 매우 불만족이 24.7%이다. 만족도가 높은 집단은 남성, 초등학교 졸업자, 중소도시 거주자인 것으로 나타났다.

<표 3-11> 참여자의 월보수에 대한 만족도

(단위: %)

구분	월보수에 대한 만족도					X <sup>2</sup>
	매우 불만족	불만족	보통	만족	매우만족	
전체	1.6	23.1	33.4	35.1	6.8	-
연령						
만60~64세	1.1	28.4	29.5	33.7	7.4	
만64~69세	1.6	21.8	37.8	34.9	3.8	
만70~74세	2.3	23.5	31.7	34.3	8.2	15.81
만75~79세	0.7	23.6	30.7	35.7	9.3	
만80세 이상	-	13.8	31.0	48.3	6.9	
성별						
남성	2.1	21.1	31.1	36.1	9.7	
여성	1.3	24.6	35.0	34.5	4.7	11.78*
학력						
무학	0.7	17.3	46.8	33.1	2.2	
초등학교	1.3	18.5	33.4	39.2	7.6	
중학교	3.6	31.9	26.1	29.7	8.7	37.00**
고등학교	1.0	27.5	29.9	33.3	8.3	
대학교 이상	2.5	24.6	32.0	36.1	4.9	
가구 형태						
노인독거	0.8	24.4	32.8	35.7	6.3	
노인부부	1.2	22.1	32.2	36.8	7.7	
노인+자녀 또는 손자녀	3.1	23.8	35.6	31.8	5.7	8.74
기타	-	-	50.0	50.0	-	
지역						
대도시	2.0	29.9	31.9	28.5	7.7	
중소도시	2.1	23.4	28.1	40.9	5.5	49.28***
농어촌	-	9.3	47.3	35.7	7.7	
사업 유형						
공익형	2.3	24.2	30.4	36.6	6.5	
교육형	2.3	25.0	31.9	32.2	8.6	13.02
복지형	0.3	20.2	37.8	36.5	5.2	

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

마지막으로 노인일자리사업 참여소득의 경제적 보탬 정도를 물어본 결과 긍정적으로 응답한 비율이 78.3%, 중간이 17.0%, 부정적인 반응이 4.7%로 조사되었다. 1인가구 최저생계비보다 낮은 월 20만원 보수이지만, 참여자의 2/3 이상이 경제적으로 보탬이 된다고 응답하고 있다.

이상의 '일자리 만족도', '월보수 만족도', '경제적 보탬정도'에서 보여준 참여자들의 주관적 인식은 노인일자리사업 참여를 긍정적으로 판단하고 있음을 보여준다. 2007년 노인일자리사업에 국가가 투입하는 예산(국비+지방비)은 약 1,590억원 이었다. 동 예산으로 노인 약 11만 6천명에게 일자리를 제공하였다. 그러므로 참여노인 1인당 연 평균 137만원이다. 이는 2007년 5인 가구 월 최저생계비(1,405,412원)보다 낮은 수준이다. 한 마디로 국가차원의 비용(cost)은 매우 낮은 편이다. 하지만 얻는 편익(benefit)은 매우 큰 편이다. 또한 선행 연구(이석원·임재영, 2007)에서 나타난 바와 같이 참여자의 건강수준을 높여 국민의료비를 감소시킨다. 그리고 주관적 만족도도 높은 편이다. 이를 종합하면 국가적인 차원에서 노인일자리사업은 매우 비용효과적인 프로그램이다.

<표 3-12> 참여 소득의 경제적 보탬 정도

(단위: %)

구분	경제적 보탬 정도					X <sup>2</sup>	
	전혀 그렇지 않다	그렇지 않다	그저 그렇다	그렇다	매우 그렇다		
전체	1.6	3.1	17.0	41.5	36.8	-	
연령	만60~64세	3.2	7.4	24.2	45.3	20.0	35.71 **
	만64~69세	1.3	3.2	20.2	42.0	33.3	
	만70~74세	1.8	2.3	14.1	41.6	40.2	
	만75~79세	1.4	0.7	12.1	37.9	47.9	
	만80세 이상	-	6.9	17.2	41.4	34.5	
성별	남성	1.6	4.7	20.5	35.3	37.9	17.15 **
	여성	1.7	1.9	14.5	46.0	35.9	
학력	무학	0.7	0.7	5.8	46.8	46.0	135.13 ***
	초등학교	-	1.0	9.2	46.8	43.0	
	중학교	1.4	3.6	20.3	32.6	42.0	
	고등학교	1.5	3.4	26.0	38.7	30.4	
	대학교 이상	7.4	9.8	31.1	36.9	14.8	
가구 형태	노인독거	0.8	1.3	11.3	44.5	42.0	24.10*
	노인부부	1.4	3.4	16.6	42.5	36.1	
	노인+자녀 또는 손자녀	2.7	4.2	23.0	36.8	33.3	
	기타	-	-	-	100.0	-	
지역	대도시	3.1	3.4	19.1	37.9	36.5	25.59 **
	중소도시	0.8	4.2	18.2	40.9	35.9	
	농어촌	0.5	-	10.4	50.0	39.0	
사업 유형	공익형	0.7	2.3	7.8	38.6	50.7	85.48* **
	교육형	3.6	4.6	28.3	36.8	26.6	
	복지형	0.7	2.3	15.0	49.2	32.9	

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

### 제3절 노인일자리사업 참여 전후 경제상태 비교

앞에서는 PSM 분석으로 노인일자리사업 참여자와 비교집단간의 경제적 효과를 살펴보고, 참여자 특성별 경제적 상황의 차이를 살펴보았다. 본 절에서는 노인일자리사업 참여 전후의 경제 상태 비교를 통해 노인일자리사업의 거시 경제적 효과를 살펴보고자 한다. 이를 위하여 본 연구를 수행하기 위하여 개발된 「2008년 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 조

사」 결과를 이용하여 참여 전·후의 경제상태를 비교하는 시뮬레이션 (simulation)을 실시하였다. 자료의 활용방법은 앞과 동일하다.

## 1. 빈곤지표 변화

노인일자리사업 실시 전후를 비교하기 위한 거시 경제지표로는 빈곤지표, 경제활동 참가율, 실업률 지표 등을 들 수 있다. 그 중 빈곤지표는 노인일자리사업 목적과 매우 관련이 높은 지표이므로 자세하게 다루고자 한다. 먼저 노인일자리사업 목적을 살펴보자.

노인일자리사업의 목적은 일하고자 하는 건강한 노인 분들에게 알맞은 일자리를 제공함으로써, 사회참여 기회를 확대하고 보충적 소득보장을 통해 노인의 삶의 질을 높이고자 함이다. 노인들에 대한 소득보장은 다양한 방식으로 가능하다. 가장 보편적인 것이 공적연금을 통한 소득보장이다. 그러나 우리나라의 경우 연금보험의 역사가 짧아 연금을 통한 사회보험은 소득보장 기능을 수행하는데 한계가 있다. 따라서 기초노령연금제도를 2008년부터 도입하여 운영하고 있다<sup>17)</sup>. 기초노령연금은 소득과 재산을 고려한 경제상태(소득인정액<sup>18)</sup>) 분위 60(2008년)~70%(2009년)를 대상으로 하고 있지만, 급여수준이 낮아 소득보장 프로그램으로서의 한계를 지니고 있다.

이 결과 우리나라 노인들의 빈곤율은 매우 높은 것으로 추정되고 있다. 김태완 외(2008)의 연구에 따르면 2007년 현재 노인 빈곤율은 경상소득 기준 34.1%에 이르고 있다<sup>19)</sup>. 동 연구의 전국민 빈곤율이 10.8%인 점을 감안하면 약 3.2배나 높다. 이러한 빈곤현실과 건강한 노인 분들에게 알맞은 일자리를 제공함으로써, 사회참여 기회를 확대시킨다는 목적으로 노인

17) 기초노령연금 전에는 경로연금이 실시되고 있었다.

18) 소득인정액 개념은 국민기초생활보장제도에 처음 사용한 개념이나, 기초노령연금에서의 소득인정액 개념은 기초보장제도의 개념을 약간 수정하여 사용하고 있다.

19) 농어가를 제외한 빈곤율이므로 실제로는 이보다 높을 가능성이 높다. 왜냐하면 농어업 종사 노인의 경우 영세농어가 이기 때문이다.

일자리사업이 2004년부터 실시되어 그 대상이 2008년 현재 약 11.7만 명에 이르고 있다.

<표 3-13> 노인 빈곤율(전가구기준, 연간, 정부발표 최저생계비 기준)  
(단위: %)

구분	소득			지출	
	시장소득	경상소득	가처분소득	소비지출	가계지출
2003	38.4	30.3	31.8	29.2	25.5
2004	36.0	26.6	28.4	27.3	23.5
2005	37.2	28.3	29.9	31.4	27.6
2006	40.3	28.9	30.4	32.8	28.3
2007	40.5	30.0	31.6	33.0	29.0
2006 <sup>2</sup>	45.1	33.2	34.5	36.9	32.7
2007 <sup>2</sup>	45.5	34.1	35.6	36.7	33.0

주 1) 1인가구, 농어가가구 제외

2) 1인가구포함, 농어가가구 제외

자료: 김태완 외, 『2008년 빈곤통계 연보』, 한국보건사회연구원, 2008. 원자료: 통계청, 「도시가계조사」, 「가계조사」, 원자료, 각년도

<표 3-14> 정부발표 최저생계비기준 빈곤율(전가구기준, 연간)  
(단위: %)

구분	소득			지출	
	시장소득	경상소득	가처분소득	소비지출	가계지출
2003	11.7	10.0	11.1	11.7	8.4
2004	11.6	9.6	10.8	10.5	7.5
2005	12.7	10.5	11.7	12.6	9.0
2006	12.7	10.0	11.2	12.5	8.8
2007	12.5	9.7	10.9	12.2	8.7
2006 <sup>2</sup>	14.0	11.1	12.3	13.4	9.7
2007 <sup>2</sup>	13.9	10.8	12.0	13.1	9.7

주 1) 1인가구, 농어가가구 제외

2) 1인가구포함, 농어가가구 제외

자료: 김태완 외, 『2008년 빈곤통계 연보』, 한국보건사회연구원, 2008. 원자료: 통계청, 「도시가계조사」, 「가계조사」, 원자료, 각년도

<표 3-15> 정부발표 최저생계비기준 빈곤가구율(전가구기준, 연간)

(단위: %)

구분	소득			지출	
	시장소득	경상소득	가처분소득	소비지출	가계지출
2003	13.3	11.2	12.3	12.3	9.1
2004	13.1	10.7	11.9	11.2	8.2
2005	14.3	11.7	12.8	13.4	10.0
2006	14.5	11.2	12.5	13.5	9.8
2007	14.4	11.0	12.3	13.3	9.8
2006 <sup>2</sup>	18.1	14.2	15.4	16.1	12.4
2007 <sup>2</sup>	18.1	14.1	15.2	15.7	12.4

주 1) 1인가구, 농어가가구 제외

2) 1인가구포함, 농어가가구 제외

자료: 김태완 외, 『2008년 빈곤통계 연보』, 한국보건사회연구원, 2008. 원자료: 통계청, 「도시가계조사」, 「가계조사」, 원자료, 각년도

여기서 노인일자리사업은 과연 빈곤율을 어느 정도 감소시켰는지를 밝히는 것은 노인일자리사업의 목적에 견주어 볼 때 의미 있는 작업이다. 이를 위하여 빈곤의 개념이 무엇인지 어느 지표를 사용하는 것이 바람직한지를 살펴보고 이를 바탕으로 노인일자리사업의 빈곤지표 감소 효과를 살펴본다.

가치판단으로부터 자유로운 빈곤개념은 존재할 수 없다. 그러므로 빈곤을 정의한다는 것은 쉬운 일이 아니다. 미국의 빈곤선을 설정한 Orshansky(1965)에 의하면 아름다움(미)이 사람마다 달라지듯이 빈곤도 보는 사람의 눈에 따라 달라진다고 한다. 빈곤은 절대인 관점에서 객관적으로 정한 최저한도보다 적게 가지는 것으로 볼 수도 있고, 상대인 관점에서 주어진 사회의 다른 사람들보다 적게 가지는 것으로 정의할 수도 있다. 본 연구에서는 절대빈곤은 J. Drewnowski(1976), Watts(1968) 등이 정의한 빈곤의 개념을 준용하여 개별가구의 경제적인 능력이 기본적인 물질적인 욕구를 충족하지 못하는 상태라고 정의 한다<sup>20)</sup>. 그리고 상대빈곤은

20) 제3세계의 절대빈곤은 World Bank의 기준에 따라 소득이 하루 1달러 또는 2달러 이하인 상태라고 정의한다. 하지만 이러한 World Bank의 정의는 세계 빈곤현황을 축소하고 은폐한다는 비판이 있다(미셸 초스도프스키, 1998:47).

개별가구의 소득이 중위소득의 40, 50, 60%이하(OECD기준)라고 정의하지만, 본 연구에는 논외로 한다.

빈곤을 이와 같이 개념 정의할 때 상대빈곤을 측정하는 데는 크게 문제가 되지 않으나, 절대빈곤을 측정함에 있어서는 개별가구의 능력과 기본적인 물질적인 욕구에 대한 조작적 정의가 필요하다. 개별가구의 경제적인 능력을 나타내는 지표로는 소득수준, 재산수준, 소득인정액, 소비수준 등이 있다. 이들 지표 중 개별가구의 능력은 소득과 재산을 모두 고려하는 것이 바람직하다. 왜냐하면 기본적인 물질적인 욕구(일반적으로 최저생계비)에는 최저거주면적에 해당되는 주거재산(stock)이 유량(flow)화되어 포함되어 있기 때문이다<sup>21)</sup>. 그러나 개별가구의 소득과 재산에 관한 자료가 미흡하여 분석할 수 없다. 일부 연구에서는 소비수준을 기준으로 분석하고 있으나, 통계청에서 발표하고 있는 지출에는 유량(flow)만 포함되어 있기 때문에 소비를 기준으로 분석하는 것은 바람직하지 않다. 이는 최저생계비의 최저주거비에는 귀속임대료(imputed rent) 개념이 들어 있으나, 통계청의 지출에는 전세평가액 또는 자가 평가액이 포함되어 있지 않기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 소득(경상소득)을 사용하여 빈곤을 측정하고자 한다. 여기에서, 경상소득(ordinary income)은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득(사적이전소득+공적이전소득)의 합산액이다.

본 연구에서 사용되는 최저생계비는 정부발표 최저생계비이다. 최저생계비는 3년단위로 계측되며, 본 연구의 기준 시점인 2007년의 경우 계측된 최저생계비와 적용된(정부 발표) 최저생계비가 있다. 계측된 최저생계비는 정부 발표 최저생계비보다 약간 높으며, 이론적인 측면에서 더 현실을 반영한 최저생계비라고 볼 수 있다. 하지만, 정부 발표 최저생계비는 정부가 공식적으로 인정한 빈곤선이라는 의미가 있으므로 본 연구에서는 이를 기준으로 분석한다.

---

21) 본문의 내용은 전물량방식에 의한 최저생계비 계측방식이나, 최저생계비를 상대적인 관점에서 계측할지라도 최저주거비에는 이러한 개념이 포함되었다고 보는 것이 타당하다.

<표 3-16> 정부발표 최저생계비기준 수준

(단위: 원)

년도	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	6인가구	인상률 <sup>1)</sup>
2000년	324,011	536,614	738,076	928,398	1,055,588	1,191,134	3.0%
2001년	333,731	552,712	760,218	956,250	1,087,256	1,226,868	3.0%
2002년	345,412	572,058	786,827	989,719	1,125,311	1,269,809	3.5%
2003년	355,774	589,219	810,431	1,019,411	1,159,070	1,307,904	3.0%
2004년	368,226	609,842	838,797	1,055,090	1,199,637	1,353,680	3.5%
2005년	401,466	668,504	907,929	1,136,332	1,302,918	1,477,800	7.15%
2006년	418,309	700,489	939,314	1,170,422	1,353,242	1,542,382	3.0%
2007년	435,921	734,412	972,866	1,205,535	1,405,412	1,609,630	3.0%
2008년	463,047	784,319	1,026,603	1,265,848	1,487,878	1,712,186	5.0%
2009년	490,845	835,763	1,081,186	1,326,609	1,572,031	1,817,454	4.8%

주 1) 4인가구 기준 인상률

자료: 보건복지가족부, 홈페이지(<http://www.mw.go.kr>)

노인일자리사업 참여 전 빈곤율을 산출하기 위하여 먼저, 2008년 노인 일자리사업 참여노인 중 2007년에도 참여한 노인의 2007년 사업 참여 소득을 경상소득에서 뺀 금액을 산출하였다. 동 금액이 정부발표 최저생계비 미만일 경우 빈곤가구이다. 일자리 사업 참여 가구 중 빈곤가구를 일자리 사업 참여 가구수로 나눈 값이 노인 빈곤 가구율이다. 빈곤 가구율과 유사한 개념으로는 빈곤인구율이 있다. 빈곤인구율은 빈곤가구에 속하는 인구수를 전체 인구수로 나눈 개념이다. 하지만, 본 연구에서는 빈곤 가구율로 분석한다.

분석결과 참여 전 빈곤가구율은 64.1%이고, 참여 후 빈곤 가구율은 58.0%로 나타났다. 그러므로 노인일자리사업이 참여자의 빈곤가구율을 약 6.1% 감소시켰다. 이는 김미곤(2006)의 연구에서 밝혀진 노인일자리사업이 빈곤 가구율 감소에 미친 영향인 감소폭 4.3%(72.5%→68.2%)보다 높다(기준 연도 2005년).

한편, 2007년 전국 노인 빈곤율이 34.1%인데 반하여 참여자의 빈곤 가구율이 64.1%로 나타난 것은 노인일자리사업 참여 대상이 저소득층 노인

들이기 때문이다. 참여 노인들 유형별로 나누어 빈곤율 변화를 살펴보면, 특이할 만한 사항은 80세 이상인 참여 노인의 경우 노인일자리사업이 빈곤가구율 감소에 전혀 영향을 미치지 못하고 있다는 점이다. 이는 이들 가구의 경우 원래 소득이 최저생계비에 훨씬 미달하여(표 3-3 참조) 노인일자리 소득이 첨가되어도 빈곤선에 이르지 못하기 때문이다. 빈곤가구율 감소가 상대적으로 높게 나타난 유형으로는 만 75-79세 연령층, 여성, 무학 및 중졸, 노인독거 가구, 농어촌 거주자이다.

<표 3-17> 참여전후 노인가구 빈곤 가구율

(단위: %)

구분	사업참여 전 후 빈곤율 <sup>1)</sup>		비율변화 (B-A)
	참여 전 (A)	참여 후 (B)	
전체	64.1	58.0	△ 6.1
연령			
만60~64세	37.3	35.0	△ 2.3
만64~69세	61.5	52.9	△ 8.6
만70~74세	65.9	62.2	△ 3.7
만75~79세	85.3	73.2	△ 12.2
만80세 이상	70.6	70.6	0
성별			
남성	63.0	59.8	△ 3.2
여성	64.9	56.7	△ 8.2
학력			
무학	91.1	81.0	△ 10.0
초등학교	79.6	73.7	△ 5.9
중학교	64.4	54.0	△ 10.4
고등학교	50.4	47.0	△ 3.4
대학교 이상	39.8	37.9	△ 1.9
가구 형태			
노인독거	77.8	63.6	△ 14.1
노인부부	68.5	64.6	△ 3.9
노인+자녀 또는 손자녀	46.9	43.4	△ 3.5
기타	0.0	0.0	0
지역			
대도시	63.4	58.7	△ 4.7
중소도시	56.2	49.5	△ 6.7
농어촌	86.1	78.8	△ 7.3

주 1) 정부발표 최저생계비를 빈곤선으로 사용

빈곤 인구율이나 빈곤 가구율은 빈곤한 사람(가구)의 비율이므로 직관적인 설득력은 있다. 그러나 빈곤의 심도(the depth of poverty)를 알 수

없다. 예컨대, 앞에서 연령이 80세 이상인 노인들처럼 노인일자리 소득이 경상소득에 포함되어도 빈곤가구율의 변화에 전혀 영향을 미치지 못한 결과를 산출할 수도 있다. 이런 점을 감안하여 빈곤의 심도의 변화를 파악할 수 있는 빈곤갭 비율(poverty gap ratio, PGR)을 이용하여 노인일자리 사업의 효과를 살펴본다.

빈곤갭의 구성요소 중의 하나인 총 빈곤갭(poverty gap)은 빈곤선과 빈곤선 이하에 있는 사람들의 소득과의 차이의 합을 의미하고<sup>22)</sup>, 빈곤갭 비율(poverty gap ratio, PGR)은 총빈곤갭을 빈곤선 이하에 있는 가구수에 빈곤선을 곱한 액수로 나눈 값을 의미한다. 여기서  $z$ 는 빈곤선을 나타내며,  $y_i$ 는 빈곤선 이하에 속한 소득,  $q$ 는 빈곤선 이하에 있는 가구수를 의미한다.

$$PGR = \frac{\sum_{i=1}^q (z - y_i)}{zq}$$

참여 전 빈곤갭 비율은 62.6%이고, 참여 후 빈곤갭 비율은 51.0%로서 나타나 노인일자리사업이 빈곤갭을 약 11.6% 감소시킨 것으로 나타났다. 연령별로는 빈곤가구율에서 전혀 변화를 주지 못하였던 만 80세 이상의 노령층에서 빈곤갭 비율 감소폭이 매우 크게 나타나고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 80세 이상 노령층의 경우 노인일자리사업이 비록 빈곤가구율 감소에는 영향을 주지 못하였지만, 이들 계층의 소득보충 효과에는 다른 계층보다 높게 기여하고 있음을 의미한다. 그리고 빈곤갭 비율이 감소폭이 상대적으로 높게 나타난 유형으로는 남성, 고졸 이상, 노인독거 가구, 농어촌 지역 거주자인 것으로 나타났다.

---

22) 이는 빈곤선이하에 있는 가구의 소득을 빈곤선 상태로 끌어올리는데 필요한 액수를 의미한다.

<표 3-18> 참여전후 노인가구 빈곤갭비율

(단위: %)

구분	사업참여 전 후 빈곤갭 비율 <sup>1)</sup>		비율변화 (B-A)
	참여 전 (A)	참여 후 (B)	
전체	62.6	51.0	△ 11.6
연령			
만60~64세	56.7	40.8	△ 15.9
만64~69세	60.7	51.4	△ 9.3
만70~74세	63.1	51.4	△ 11.7
만75~79세	64.0	50.7	△ 13.3
만80세 이상	76.8	61.5	△ 15.2
성별			
남성	64.2	51.7	△ 12.5
여성	61.3	50.4	△ 11.0
학력			
무학	68.0	56.6	△ 11.4
초등학교	62.7	52.1	△ 10.7
중학교	55.4	44.1	△ 11.3
고등학교	64.5	51.3	△ 13.3
대학교 이상	61.5	49.2	△ 12.3
가구 형태			
노인독거	60.5	43.0	△ 17.5
노인부부	62.9	50.0	△ 13.0
노인+자녀 또는 손자녀	63.2	56.3	△ 6.9
기타	0.0	0.0	0
지역			
대도시	61.2	49.3	△ 11.9
중소도시	64.9	54.6	△ 10.3
농어촌	61.4	48.0	△ 13.4

주 1) 정부발표 최저생계비를 빈곤선으로 사용

## 2. 경제활동 및 실업률 변화

노인일자리사업이 경제활동 참가율 및 실업률 변화에 얼마나 영향을 주었는지를 살펴보고자 한다. 경제활동 참가율 변화 및 실업률은 노인일자리사업 참여자 수의 함수이므로 참여 인원수를 먼저 살펴보자. 2007년 노인일자리사업 참가자 수는 약 11.6만명이고, 참여 개월수는 약 7.7개월로 조사되었다. 그리고 2007년 우리나라의 경제활동인구는 2,421.6만명, 경제활동 참가율은 61.8%, 실업률은 3.2%이다.

<표 3-19> 경제활동인구

(단위: 천명)

연중	추계인구	15세 이상 인구 <sup>1)</sup>	경제활동인구				
			경제활동 인구 <sup>2)</sup>	취업자			광업
				취업자	농림·어업		
		농림업					
2005	48,138	38,300	23,743	22,856	1,815	1,747	17
2006	48,297	38,762	23,978	23,151	1,785	1,721	18
2007	48,456	39,170	24,216	23,433	1,726	1,670	18

<표 3-19> 경제활동인구(계속)

(단위: 천명)

연중	경제활동인구				비경제 활동인구 <sup>2)</sup>	경제활동 참가율(% <sup>2)</sup> )	실업률(% <sup>2)</sup> )
	취업자			실업자			
	제조업	사회 간접자본 및 기타 서비스업					
		건설업					
2005	4,234	16,789	1,814	887	14,557	62.0	3.7
2006	4,167	17,181	1,835	827	14,784	61.9	3.5
2007	4,119	17,569	1,850	783	14,954	61.8	3.2

주 1) 군인, 전투경찰, 공익근무요원, 형이 확정된 교도소수감자, 외국인 등은 제외

2) 1999년 6월 이후 공식고용통계기준이 '구직기간 1주기준'에서 '구직기간 4주기준'으로 변경됨(이전 자료와 시계열 불연속).

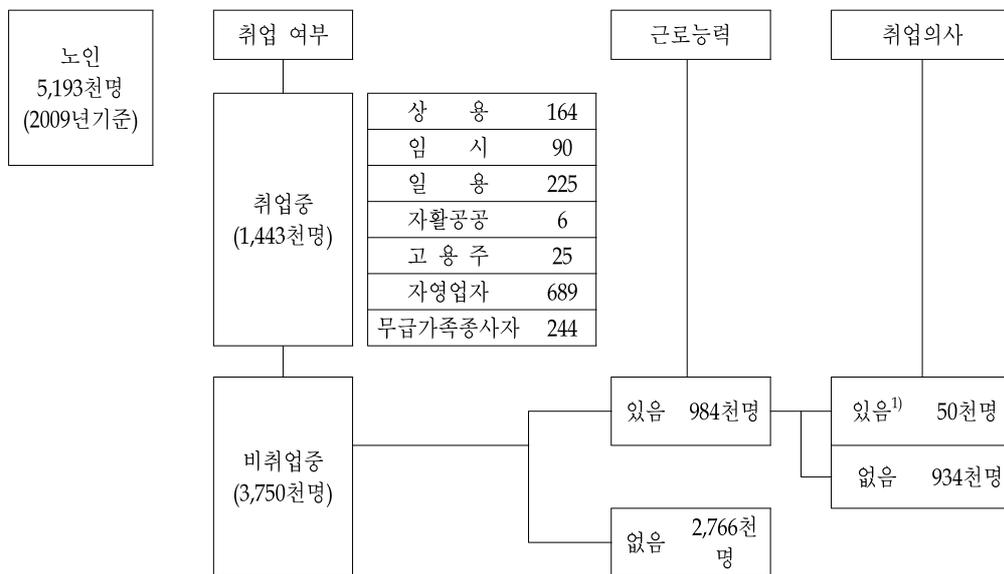
자료: 한국은행, 『경제통계연보』, 2008.

이를 바탕으로 노인일자리사업의 거시 경제지표에 미친 영향을 살펴보기 위해서는 다음과 같은 가정이 필요하다. 첫째, 노인일자리사업이 시행되지 않았다면 참여 노인들의 24.3%가 비경제활동인구로 전환된다는 가정이다. 이는 본연구의 조사에서 '사업 비참여시 구직의사'를 묻는 문항에서 '다른 일을 하지 않을 것이다'라고 응답한 비율이다<sup>23)</sup>. 둘째, 나머지 75.7% 중 12.2%는 취업자로 전환된다는 가정이다. 이는 본 연구에서 다른

23) 나머지 비율은 '일을 하고 싶다'이다.

일에 종사할 가능성이 없는 경우를 제외한 노인 중 현재 노인일자리사업 외에 소득이 있는 일을 하고 있어, 노인일자리사업에의 참여를 중단한다 하더라도 여전히 취업자로 남아있는 경우이다. 셋째, 나머지 63.5%는 실업자와 무급가족종사자다 라는 가정이다. 넷째, 무급가족종사자 비율은 전체 노인의 4.7%라는 가정이다. 무급가족종사자 비율 4.7%는 한국보건사회연구원의 한국복지패널 조사 결과이다. 그러므로 실업자는 전체의 58.8%(=63.5%-4.7%)이다.

<그림 3-1> 65세 이상 노인들의 취업여부, 근로능력, 취업의사에 따른 분포



주 1) 지난 4주간 구직활동을 하고 있는 경우  
 자료: 한국보건사회연구원, 『한국복지패널 3차자료』.

이상의 가정을 바탕으로 노인일자리사업이 실업률 및 경제활동 참가율에 미치는 영향을 살펴보자. 먼저, 노인일자리사업을 시행하지 않았을 경우 약 11.6만명은 비경제활동인구 2.8만명, 취업자 1.4만명, 실업자 6.8만명, 무급가족종사자 0.5만명으로 전환될 것이다. 그러므로 실업자는 기존 실업자 78.3만명에 6.8만명이 추가로 증가하여 85.1만명으로 증가하고, 이에 따른 실업률은 약 3.51%가 된다. 한편, 경제활동 참가는 기존 경제활

동자 2,421.6만명에서 비경제활동 인구로 전환되는 2.8만명이 감소하여 2,417.8만명으로 줄어든다. 이를 15세 이상 인구(3,917.0만명)로 나눈 경제활동 참가율은 약 61.75%가 된다. 결국 2007년 노인일자리사업은 경제활동인구를 약 0.07%증가시키고, 실업률을 약 0.28% 감소시켰다.

<표 3-20> 노인일자리사업이 시행되지 않았을 경우 구성비

비고	비율(%)	인원수(천명)
비경제활동	24.3	28.2
취업자	12.2	14.1
실업자	58.8	68.2
무급가족종사자	4.7	5.5

<표 3-21> 노인일자리사업이 실업률 및 경제활동 참가율에 미치는 영향(2007)

	시행 전(B) <sup>1)</sup>	시행 후(A)	변화 폭(B-A)
경제활동 참가율	61.75	61.82	+0.07
실업률	3.51	3.23	-0.28

주 1) 노인일자리사업을 시행하지 않았을 경우

## 제4절 소결

노인일자리 마련 사업은 일하고자 하는 건강한 노인들에게 알맞은 일자리를 제공함으로써, 사회참여 기회를 확대하고 보충적 소득보장을 통해 삶의 질을 높이는 것을 목적으로 하고 있다. 본 장의 분석결과, 노인일자리사업은 적어도 경제적인 측면에서 노인일자리사업의 목적에 부분적으로 부응하고 있는 것으로 판단된다. 즉, 실제 지급되는 인건비 수준이 충분하다고 볼 수는 없지만 보충적 소득보장 기능을 수행하고 있음을 확인할 수 있었다. 예컨대, <표 3-12>에 나타난 바와 같이 참여 소득의 경제적 보탬 정도에서 도움이 되지 않는다는 4.7%, 보통이다 17.0%, 도움이 된다가

78.3%이다. 이러한 사실은 2006년 은퇴자협회의 부정적인 설문조사와는 달리 노인일자리사업이 본연의 목적(보충적 소득보장)을 어느 정도 달성하고 있는 것으로 평가된다. 또한 노인일자리사업은 대상 효율성 (target efficiency)도 견지하고 있는 것으로 평가된다. 대상 효율성이란 노인일자리사업의 목적에 부응할 수 있는 대상을 잘 선발하고 있는가의 문제이다. 보충적 소득보장의 대상은 저소득층이므로 노인일자리사업이 저소득층을 선발하고 있으면, 대상효율성이 견지하고 있다고 판단할 수 있다. 본 연구의 조사결과에 의하면, 참여자 일자리 사업 참여전의 신청동기가 생계비 마련 또는 용돈 마련이라는 응답이 76.3%이다. 이러한 점은 노인일자리사업이 대상 효율성을 견지하고 있음을 의미한다.

## 제4장 노인일자리사업의 생활패턴 변화효과

### 제1절 개요

노인일자리사업은 은퇴 이후의 노인들에게 일자리를 제공함으로써 안정적인 소득을 보장하고자 하는 소득보장 사업으로서의 성격을 지니고 있다. 그러나 한편 노인일자리사업을 통해 노인들의 적극적 사회참여를 촉진하고 참여노인의 건강증진 등으로 노인문제를 예방하고 사회적 비용을 절감하고자 하는 노인복지사업으로서의 정책목표도 함께 지니고 있다. 노인의 복지(welfare)를 측정할 수 있는 조작적 변수는 소득, 건강, 심리적 만족, 사회적 관계 등 다양하게 존재하지만 이들 모두를 포함할 수 있는 포괄적인 지표는 노인의 시간활용 형태의 변화이다. 바람직한 노년의 삶의 질을 나타내는 개념으로 학자들은 ‘성공적 노년’ (successful ageing)이라는 용어를 흔히 사용한다. 1960년대부터 유행하기 시작한 이 개념은 ① 질병 및 장애의 확률이 낮고, ② 인식 및 신체능력을 유지하며, ③ 일상생활에 적극적으로 참여하는 세 가지 조건이 충족될 때 성공적인 노년으로 정의한다. 비록 지나치게 질병 및 건강에 중점을 둔 개념이라는 이유로 근래에 들어 비판받기도 한 개념이기는 하지만 성공적인 노년의 삶이 어떤 형태이어야 하는지 좋은 시사점을 제공해주고 있다. ‘성공적 노년’의 개념과 유사한 ‘적극적 노년’ (active ageing)의 개념도 바람직한 노년 시절의 삶의 형태를 제시해 주는 개념이다. 성공적 노년이 삶에 대한 만족에 중점을 둔 개념이라면 적극적 노년은 그 보다는 좀 더 경제적 공헌 (economic contribution)에 중점을 둔 개념으로 “경제적으로나 사회적으로 생산적인 활동에 종사하고자 하는 욕구와 능력이 있는 노년”으로 정의될 수 있다 (Gauthier & Smeeding, 2000).

만약 이러한 개념에 의해 바람직한 노년의 삶을 규범적으로 정의할 수 있다면 노인일자리사업에 의해 충분한 경제적 소득 증가가 이루어지지 않았다고 하더라도 생산적 활동에 종사할 수 있는 기회를 제공하고 비생산

적인 시간활용을 억제하여 적극적인 삶의 형태를 유지할 수 있도록 영향을 미쳤다고 한다면 노인복지사업으로서의 정책목적은 달성한 것으로 평가할 수 있을 것이다. 근래 들어 적극적 노년의 개념에 관심을 가지기 시작한 OECD와 같은 국제기구는 생산적인 활동에 종사하고자 하는 노인들의 욕구를 꺾을 수 있는 노동시장의 제도들(예: 노년기 소득에 대한 조세, 근로노인에 대한 연금삭감)을 철폐할 것을 권고하고 있기도 하다. 생산적 활동에 종사하고자 하는 노인들의 '욕구와 능력'을 직접 측정하는 현실적으로 매우 어렵다. 대신 대부분의 연구들이 노인들의 시간활용 형태의 변화를 통해 노인들의 은퇴 후 삶이 '적극적'으로 변화하였는지를 탐색하고 있다. 그동안 시간활용 연구(time use study)는 많이 이루어졌지만 대부분 20세~60세까지의 성인에 대한 연구가 주종을 이루었다. 그러나 근래에 들어서는 그동안 시간활용 연구의 원자료로 자주 사용되어 오던 Multinational Time Use Archive (MTUS)가 20~60세 범위에 해당하지 않는 노인들에 대해서도 조사를 확대하기 시작함에 따라 은퇴 후 시간활용에 대한 연구가 점차 증가하고 있다. 근래에 이루어진 대표적인 연구는 다국적 데이터를 횡단면적으로 분석한 Gauthier & Smeeding (2000)의 연구와 미국, 영국, 네덜란드 3개국 데이터를 다시점으로 분석한 Gauthier & Smeeding (2001)의 연구가 있다. 이들 연구들이 분석한 결과들은 대체로 공통적인 시사점을 제공하고 있는데, 그것은 노령화가 진행됨에 따라 유급노동에 종사하는 시간은 빠르게 감소하는 반면 신문이나 TV 시청과 같은 '소극적 여가' (passive leisure)에 배분하는 시간이 크게 증가한다는 것이다. Robinson, Werner, Godbey(1997; Gauthier & Smeeding, 2001에서 재인용)에 따르면 노인들은 은퇴 후 얻게 된 새로운 '자유시간'의 거의 절반을 TV 시청에 소비한다고 보고하고 있다. 반면 은퇴 후 새롭게 얻게 된 자유시간은 적극적인 활동, 예를 들어 봉사활동, 종교활동, 운동 등 적극적 여가 등을 늘리는 데는 거의 쓰이지 않는 것으로 알려져 있다. Gauthier & Smeeding (2000)의 실증분석 결과도 은퇴 후 노인들은 줄어든 유급노동 종사 시간을 주로 소극적 여가나 낮잠, 식사, 휴식 등 개인적 활동 (personal activities)에 재배분하는 것으로 보고하고 있다.

본 장에서는 노인일자리사업이 참여노인들의 시간활용 형태에 어떠한 효과를 발생시켰는지를 분석하고자 한다. 앞의 제2장에서 살펴본 바와 같이 효과성 추정에 발생할 수 있는 선택편의의 가능성을 통제하기 위해서 PSM 방법론으로 추정된 결과를 검토할 것이며 PSM 분석결과를 종합하여 노인일자리사업 유형별 사업효과의 시사점을 종합적으로 검토할 것이다. 본 보고서에서는 노인들의 시간활용에 배분되는 활동을 크게 적극적 활동과 소극적 활동으로 분류하여 분석한다. 적극적 활동은 Gauthier & Smeeding (2000)의 분류에서 제시된 바와 같이 유급노동, 가사노동, 돌봄, 종교활동, 스포츠, 사교활동, 봉사활동, 학습활동 등을 포함한다. 반면 소극적 활동은 신문, TV, 영화 보기 등 소극적 여가활동, 수면이나 낮잠 등 개인적 활동을 포함한다. 만약 노인일자리사업이 참여노인들의 적극적 활동에 배분되는 시간을 늘리고 소극적 활동에 배분되는 시간을 단축시키는 효과를 발생시켰다면 노년의 삶의 질 향상에 긍정적인 영향을 미친 것으로 해석할 수 있을 것이다.

## 제2절 PSM 방법론으로 분석한 생활패턴 변화 효과

### 1. 적극적 활동

#### 가. 유급노동

앞에서 논의한 바와 같이 적극적 활동 범주에 속하는 대표적인 활동은 유급노동에 종사하는 경우이다. 일반적으로 유급노동에 종사하는 시간은 직장에서 은퇴함에 따라 급격하게 감소하는 것이 전형적인 패턴이다. Gauthier & Smeeding (2000, 2001)의 연구들도 연금수급 연령인 65세와는 상관없이 유급노동에 종사하는 시간은 실질적인 은퇴연령에 맞추어 급격

하게 감소하며 대부분 45~54세 기간에 급격한 감소를 경험하는 것으로 보고하여 조기은퇴와 노년기 재취업의 어려움을 시사하고 있다. 다음의 <표 4-1>을 살펴보면 노인일자리사업에 참여한 노인들의 보수 또는 소득이 있는 일에 종사하는 시간이 참여하지 않았을 경우와 비교하여 어떻게 변화하였는지를 PSM 방법으로 분석한 결과를 제시하고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 공익형, 교육형, 복지형 등 모든 유형의 노인일자리사업들이 유급노동에 종사하는 시간을 통계적으로 유의미하게, 그리고 매우 큰 크기로 증가시키고 있음을 알 수 있다. 노인일자리사업에 참여한 노인들의 유급노동 종사시간은 공익형은 3.06시간, 교육형은 2.38시간, 복지형은 3.16시간으로 사업유형과 관계없이 모든 참여노인들이 2~3 시간을 보수가 있는 직업에 종사하는데 소비한 데 반해 대기자 집단은 0.4~0.8 시간 정도를 유급노동에 종사하는데 소비한 것으로 나타났다. 이러한 효과는 교육형의 경우에는 유급노동에 종사하는 시간을 1.7배, 공익형의 경우에는 3배, 복지형의 경우에는 6.4배 증가시키는 효과이기 때문에 대단히 큰 크기의 효과이다. 노인일자리사업이 제공하는 서비스의 성격 상 이러한 효과는 언뜻 보면 당연한 결과인 것 같지만 본 연구에서는 중요한 의미를 갖는다고 할 수 있다. 은퇴 후 노인이 유급노동에 종사하는지의 여부는 여러 가지 결정요인들에 의해 결정된다. 지금까지 선행연구들이 중요한 결정요인으로 지적한 요인들은 노인의 신체적·정신적 능력, 욕구, 젊은 시절 형성된 습관, 그리고 정부의 정책이다. 대부분이 요인들이 노인 개인에 고유한 특성인 반면 정부의 정책은 외생적으로 결정되는 요인이다. 또한 노인 개인에 고유한 특성들은 업무 수행능력과 관계된 요인들인 반면 정부의 정책은 노인이 일할 수 있는 기회제공과 관련된 요인이다. 따라서 '생산적 활동에 종사하고자 하는 욕구와 능력'을 노인 개인이 갖추고 있다고 하더라도 일할 기회가 제공되지 않으면 '적극적 노년'의 삶을 구현하기 어려울 수 있다는 것이다. 아래의 표에 제시된 결과는 노인일자리사업에 참여할 기회를 부여받지 못한 노인들은 노동시장에서 재취업할 마땅한 기회를 찾지 못하였음을 보여준다. 노인일자리사업에 참여하지 않은 비교집단이 하루 중 유급노동에 종사하는 시간은 0.4~0.9 시간이다. 이러

한 수준은 선행연구들에서 밝혀진 바와 같이 우리나라나 선진국의 일반노인들이 유급노동에 배분하는 시간 수준과 거의 일치한다. 즉 Gauthier & Smeeding (2001)의 연구에 나타난 바와 같이 45~54세의 기간 동안 미국, 영국, 네덜란드 등 선진국 성인들이 유급노동에 종사하는 시간은 5~6 시간 수준인데 반해 65~74세 기간 동안에는 모두 1시간 미만으로 감소하는 것으로 알려져 있다. 또한 우리나라의 통계청에서 조사한 『2004년도 생활시간조사』에 따르면 65세 이상의 노인이 유급노동 또는 자영업에 종사하는 시간은 하루 중 1.21 시간에 머무르는 것으로 보고하고 있다. 반면 노인일자리사업에 참여한 노인들의 경우에는 유급노동에 종사하는 시간이 그렇지 않은 경우에 비해 3~8배 수준에 달하는 것으로 나타나고 있다. 경우에 따라서는 이러한 결과에 대해 노인일자리사업에 참여한 노인들이 더 높은 수준의 근로의욕과 신체적 능력을 갖고 있기 때문에 나타나는 선택편의(selection bias)의 결과라고 반론을 제기하는 것도 가능할 것이다. 만약 이러한 반론이 사실이라면 유급노동에 종사하는 시간이 감소하는 이유가 근로기회를 제공하는 정부정책의 부재보다는 개인적인 요인에 의한 선택의 결과이기 때문에 그만큼 정부개입의 요구는 줄어들 것이다. 그러나 앞의 제2장에서도 논의하였듯이 본 연구에서 구성한 비교집단은 노인일자리사업에 참여를 희망하여 신청하였으나 탈락하거나 대기하고 있는 노인이기 때문에 적어도 선정검토 시점까지는 근로의욕을 비롯한 재취업 확률에 영향을 미치는 모든 관찰 불가능한 특성에 대해 사업집단과 동일한 분포를 보이고 있다고 할 수 있다. 더구나 효과추정이 관찰 가능한 특성에 의한 편이의 가능성을 효과적으로 통제하는 PSM방법론에 의해 이루어졌기 때문에 아래의 표에 제시된 결과는 노인 개인의 욕구나 능력에 의한 결과라기보다는 노동시장에서 재취업 기회를 적절히 제공해주는 대체적인 정부정책이 존재하지 않기 때문에 발생한 결과로 해석하는 것이 타당할 것이다. 뒤집어 설명하면 노인일자리사업은 마땅한 대체적 경로가 없는 상태에서 노인들에게 유급노동의 기회를 제공하여 적극적인 노년의 삶을 효과적으로 영위하도록 하는 효과를 뚜렷하게 발생시키고 있는 것으로 해석할 수 있다.

<표 4-1> 하루 중 보수 또는 소득이 있는 일에 배분된 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.06	0.77	2.28	295.7%	0.000
교육형	2.38	0.87	1.51	173.2%	0.000
복지형	3.16	0.42	2.74	644.3%	0.000

## 나. 무급노동

유급노동에 배분되는 시간이 유의미하고 현저하게 증가하였다는 사실이 갖는 중요한 또 다른 시사점은 유급노동에 새롭게 배분된 시간이 어디로부터 재배분되었는가를 살펴봄으로써 얻을 수 있다. 하루 중 수면 및 식사 등 기본적인 생활을 영위하기 위한 시간 이외에 재배분할 수 있는 시간은 그다지 많지 않다. 생각할 수 있는 첫 번째 가설은 유급노동과 비슷한 성격을 갖는 활동, 즉 가사노동, 돌봄, 봉사활동 등 무급노동 활동에 소비되던 시간을 재배분하였을 수 있다는 것이다. 만약 이러한 가설이 사실이라면 노인일자리사업이 발생시킨 효과의 의미는 반감될 수 있다. 그 이유는 첫째, 노인의 입장에서 볼 때 유급노동에 재배분된 시간이 다른 적극적 활동에 배분된 시간을 감소시켜 얻어진 것이라면 전체적인 적극적 활동에 소비된 시간은 큰 변화가 없기 때문에 적극적 노년이라는 개념에 비추어 긍정적인 효과가 뚜렷이 발생했다고 보기 어렵다. 둘째, 비록 무급노동이기는 하지만 이를 통해서 노인들이 책임을 지고 있는 대상, 즉 돌봄의 대상이나 가사노동 및 봉사활동의 대상이 되는 가족이나 봉사대상자들의 입장에서는 노인일자리사업 참여 노인들이 제공하는 서비스가 줄어들기 때문에 이들의 복지가 감소하여 사회 전체적으로는 효용이 감소할 수도 있기 때문이다. 이러한 가설을 검증하기 위하여 아래의 표들에 제시된 바와 같은 분석을 수행하였다.

<표 4-2> 하루 중 가사 일에 배분된 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.68	1.99	-0.31	-15.5%	0.325
교육형	1.56	1.53	0.03	2.0%	0.905
복지형	2.36	2.56	-0.20	-7.7%	0.505

<표 4-3> 하루 중 손자녀, 노인, 장애인 등의 가구원을 돌보는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.41	0.25	0.17	68.6%	0.279
교육형	0.37	0.43	-0.07	-15.5%	0.793
복지형	0.59	0.63	-0.04	-6.7%	0.882

<표 4-4> 하루 중 사회단체 활동 및 무급봉사 활동을 하는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.41	0.31	0.10	33.0%	0.642
교육형	1.11	0.93	0.17	18.8%	0.520
복지형	0.70	0.74	-0.04	-5.2%	0.838

위의 표들에서 볼 수 있듯이 노인일자리사업은 참여노인이 가사노동, 돌봄노동, 무급 봉사활동 등에 배분하는 시간에 대하여 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이러한 유형의 활동들은 대개 시간을 할애하는 대상 (예: 가구 구성원, 돌봄대상)이 고정되어 있기 때문에 노인일자리사업에 의해 소비시간이 증가할 논리적인 이유는 뚜렷이 없는 반면 유급노동에 대한 시간이 사업효과에 의해 증가하였기 때문에 소비되는 시간이 감소할 가능성은 존재한다. 그럼에도 불구하고 사업유형과 관계없이 모든

노인일자리사업이 이들 무급노동 활동에 대해 아무런 영향을 미치지 않았다는 사실은 일단 긍정적인 결과로 해석할 수 있다.

#### 다. 적극적 여가활동

선행연구들에 따르면 은퇴이전에 유급노동에 배분하였던 시간은 은퇴이후 약 절반가량은 가사 또는 돌봄노동과 같은 무급노동에 나머지 절반은 여가활동에 재배분하는 것으로 알려져 있다. 여가활동도 적극적 여가활동 (active leisure)과 소극적 여가활동 (passive leisure)으로 나눌 수 있는데, 본 연구에서는 적극적 여가활동에 스포츠, 사교활동, 학습활동, 종교활동 등을 포함하고 있다. 노인들은 나이가 들어감에 따라 신체적 능력과 대인접촉의 기회가 감소하기 때문에 적극적 여가활동에 배분되는 시간이 점차 줄어드는 것으로 알려져 있다(Gauthier & Smeeding, 2001). 반면 적극적 여가활동은 비록 소득이나 노동의 기회가 제공되지는 않지만 신체적 활동과 능동적인 사회참여를 통해 노년기의 삶을 적극적으로 유지시켜 주는 활동에 속한다. 따라서 노인일자리사업에 의해 이들 활동들에 배분된 시간이 증가하지는 않는다고 하더라도 만약 감소하게 된다면 유급노동에 배분된 시간에 대한 효과의 의미를 반감시키게 되는 결과가 될 것이다. 이를 살펴보기 위하여 아래의 표들에 제시된 바와 같은 분석을 실시하였다.

<표 4-5> 하루 중 스포츠 활동을 하는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.57	0.53	0.04	7.2%	0.773
교육형	1.09	1.21	-0.12	-10.3%	0.644
복지형	0.67	1.01	-0.34	-33.5%	0.236

<표 4-6> 하루 중 사교활동을 하는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.14	1.29	-0.15	-11.5%	0.459
교육형	1.22	1.78	-0.56	-31.7%	0.152
복지형	1.13	1.74	-0.61	-35.3%	0.016

<표 4-7> 하루 중 학습이나 수강을 하는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.18	0.04	0.14	325.2%	0.005
교육형	0.77	0.39	0.38	97.8%	0.103
복지형	0.23	0.37	-0.14	-38.4%	0.337

제시된 표들에서 볼 수 있듯이 노인일자리사업은 어느 사업유형과 상관 없이 스포츠 활동과 같은 적극적인 여가활동에 소비되는 시간에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 오히려 공익형 사업의 경우 학습이나 수강활동에 배분하는 시간을 325% 증가시키는 매우 유의미한 효과가 나타났으며 교육형 사업의 경우에도 97% 증가시키는 거의 유의미한 효과가 발생하였다. 이러한 발견은 노인일자리사업에 의해 발생한 유급노동시간의 연장효과가 노인들이 다른 적극적 활동에 배분할 수 있는 시간을 감소시키는 구축효과 (crowding out effect)를 발생시키기 보다는 오히려 삶의 의욕과 신체적 활기를 제고시켜 학습과 수강활동에 소비하는 시간을 증가시키도록 하는 긍정적 파급효과를 갖고 있음을 암시한다. 반면 복지형 사업에 한해 사교활동에 소요되는 시간이 통계적으로 유의미한 수준에서 35% 정도 감소하는 효과가 나타났으나 이는 복지형 사업이 청소년 선도 및 상담활동, 노인돌봄활동, 문화복지지원활동 등 사회적 참여가 활발한 활동을 내용을 주로 하고 있기 때문에 사교활동 등 사회활동에 대한 요구를 부분적으로 대체하기 때문에 나타난 효과로 풀이된다.

노인일자리사업이 적극적 여가활동에 대해 발생시킨 효과 가운데 특히

주목할 만한 발견은 아래의 표에 제시된 종교활동에 배분된 시간에 대한 효과이다. 아래의 표에서 볼 수 있듯이 공익형, 교육형, 복지형 사업 모두 종교활동에 대해 배분된 시간이 통계적으로 유의미한 수준에서 증가하였다. 공익형 사업의 경우에는 100%, 교육형 사업의 경우에는 112%, 복지형 사업의 경우에는 79.6% 증가하여 모든 사업에 걸쳐 종교활동에 활용하는 시간이 약 2배 정도 늘어난 것이다. 종교활동 시간에 대해 발생시킨 긍정적 효과는 다음과 같이 두 가지 점에서 중요한 의미를 지닌다. 첫째, 종교활동에 활용하는 시간은 노인들이 유급노동에 종사하는 시간이 감소함에 따라 대체할 수 있는 가장 바람직한 유형의 시간활용 형태일 뿐 아니라 유급노동과 종교활동이 실증적으로도 유력한 대체적 활동으로서 기능하고 있는 것으로 선행연구들이 분석하고 있다 (Gauthier & Smeeding, 2001). 따라서 노년기에 유급노동 시간이 줄어들더라도 종교활동에 소비하는 시간이 증가한다면 바람직하면서도 자연스런 변화라고 평가할 수 있는데, 노인일자리사업의 경우에는 유급노동에 대한 종사 시간이 증가하면서 종교활동에 소비하는 시간도 함께 증가하였기 때문에 유급노동과 종교활동이 대체적 활동으로 기능하기 보다는 바람직한 과급효과를 유발시킨 외부효과로서 기능하고 있음을 암시한다. 둘째, 노인일자리사업이 종교활동에 활용하는 시간을 증가시킨 원인이 무엇인지를 생각해 볼 수 있는데, 사업 수행기관이 종교단체인 경우 수행기관이나 다른 참여노인에 의해 영향을 받았을 경우를 생각해 볼 수 있다. 또 다른 가설은 유급노동에 투입하는 시간이 증가함에 따라 신체적·정신적 안정감과 의욕이 고취되어 종교활동으로 연결되었으리라고 가정할 수 있을 것이다. 어느 가설이든 간에 이들 가설이 사실이라면 노인일자리사업은 직접적으로 유급노동에 종사하는 시간을 증가시키는 효과 이외에도 간접적으로 긍정적인 외부효과를 창출시켜 적극적 노년 달성에 공헌하고 있는 것으로 평가할 수 있다. 뿐만 아니라 수행기관의 성격에 따라 단지 일자리사업의 수행 뿐 아니라 참여노인의 전반적인 적극적 활동을 촉진하는 기능을 함께 수행할 수 있음을 시사하고 있다.

<표 4-8> 하루 중 종교활동을 하는 시간에 대한 효과

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.47	0.23	0.23	100.7%	0.002
교육형	0.66	0.31	0.35	112.2%	0.012
복지형	0.76	0.42	0.34	79.6%	0.007

## 2. 소극적 활동

소극적 활동은 신문, TV, 영화를 보는데 시간을 소비하는 소극적 여가활동, 수면, 낮잠 등에 소비하는 개인적 활동 등을 포함한다. 노인일자리사업에 의해 직접적으로 증가한 유급노동 종사시간이 소극적 활동을 감소시켜서 재배분 된 것이라면 이것은 노인일자리사업이 발생시킨 또 하나의 긍정적 효과로 해석할 수 있다. 수면이나 식사에 소비하는 시간은 인간으로서 기본적인 삶을 유지하기 위해 필요한 필수적인 시간이기 때문에 재배분하기가 어려운 반면 신문이나 TV를 보는데 할애하는 시간은 은퇴 이전 유급노동에 종사하던 시간이 은퇴 이후 급격히 감소하면서 늘어난 자유시간의 가장 많은 부분을 재배분하는 활동이다. 반면 신문이나 TV 시청과 같은 소극적 여가활동은 신체활동, 대인접촉, 사회참여 등을 수반하지 않고 비생산적이며 고립된 생활패턴을 유도하기 때문에 '적극적 노년'의 개념에 비추어서는 바람직하지 못한 시간활용이라고 할 수 있다. 그러나 대부분의 일반 노인들은 마땅히 시간을 소비할 곳을 찾지 못해 TV 시청과 같은 대중매체의 이용에 많은 시간을 소비하며 이러한 현상은 나이가 들어감에 따라 더 심각해지는 것으로 선행연구들은 보고하고 있다. 선진국의 예를 들면 미국의 경우 65~74세의 노인들이 TV 시청 등에 소비하는 시간은 하루 평균 4.8시간인데 반해 75세 이상 노인들이 소비하는 시간은 하루 평균 5.6 시간으로 크게 늘어난다. 네덜란드의 경우에도 65~74세의 노인들이 TV 시청에 할애하는 시간은 하루 평균 3.9 시간이다.

우리나라의 경우에는 통계청에서 조사한 『2004년도 생활시간조사』에 따르면 65세 이상 노인들이 하루 평균 TV 시청 등에 소비하는 시간은 3.33 시간인 것으로 조사되고 있다. 아래의 표를 살펴보면 노인일자리사업에 참여하지 못한 비교집단의 경우에는 우리나라 일반 노인의 소극적 여가 소비시간인 3.33 시간과 대체로 비슷하거나 약간 높은 수준이다. 그러나 노인일자리사업에 참여하였을 경우에는 소극적 여가활동에 배분하는 시간이 사업유형에 따라 7%~19% 까지 감소하는 것으로 분석되었으며 이러한 감소효과는 통계적으로도 유의미한 것으로 나타났다. 반면 아래의 다른 표들은 노인일자리사업이 수면이나 다른 여가활동에 소비하는 시간을 변화시키지는 않고 있음을 보여주고 있다. 이상의 분석결과를 종합하여 보면 노인일자리사업은 유급노동에 종사하는 노인의 시간을 직접적으로 증가시키고 동시에 늘어난 유급노동 종사시간을 신문이나 TV 시청과 같은 소극적 여가활동에서 바람직하게 대체하도록 함으로써 긍정적 효과를 배가시키고 있다고 해석할 수 있다.

<표 4-9> 하루 중 신문, TV, 영화를 보는 시간

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.35	3.59	-0.24	-6.7%	0.381
교육형	3.05	3.77	-0.72	-19.1%	0.065
복지형	2.98	3.63	-0.65	-17.9%	0.044

<표 4-10> 하루 중 수면, 낮잠을 자는 시간

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	5.88	6.00	-0.12	-2.0%	0.356
교육형	5.91	5.98	-0.08	-1.3%	0.140
복지형	5.97	5.94	0.03	0.4%	0.603

<표 4-11> 하루 중 기타 여가활동을 하는 시간

(단위: 시간)

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.25	1.45	-0.21	-14.2%	0.402
교육형	1.07	0.94	0.13	14.0%	0.606
복지형	1.00	1.26	-0.26	-20.6%	0.265

### 제3절 종합분석 및 소결

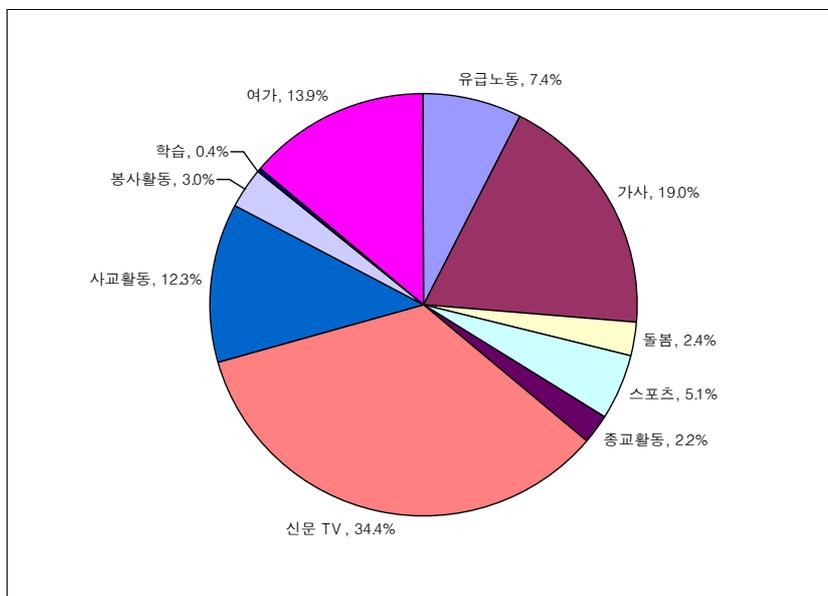
본 절에서는 위에서 분석한 PSM 분석 결과를 종합하여 노인일자리사업의 각 사업유형 별로 참여노인의 하루 전체 시간배분 비율이 어떻게 변화하였는지를 분석한다. 삶을 유지하기 위해 필요한 최소한의 기능인 수면에 소비하는 시간을 제외한 나머지 시간을 어떠한 비율로 배분하고 있는지를 각 사업유형 별로 사업집단과 비교집단 간 비교하여 변화된 시간활용 패턴을 살펴본다. 이러한 분석이 갖는 의미는 위에서 분석한 바와 같이 절대적인 시간의 차이는 특정한 활동에 배분된 시간의 변화를 보여주는 데 그치지만 본 절에서의 분석은 활용 가능한 주어진 시간이 배분되는 다양한 활동 간의 상대적 우선순위가 어떻게 변화하는지를 알려줌으로써 사업 참여 노인의 생활시간 사용 패턴의 변화상을 종합적으로 고찰할 수 있도록 한다.

#### 1. 공익형 사업

다음의 그림은 공익형 일자리 사업에 참여한 노인들의 하루 생활시간 사용 패턴이 사업 참여에 따라 어떻게 변화하였는가를 보여주고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 사업에 참여하지 않은 노인들이 수면에 필요한 시간 이외에 가장 많은 시간을 할애하는 활동은 신문이나 TV를 시청하는 소극

적 여가활동으로서 34.4%의 비중을 차지하였다. 그 다음으로는 가사노동으로 19%의 비중을 차지하고 있으며 그 다음으로는 사교활동이 12.3%로 이들 세 가지 활동에 하루 시간의 65% 이상이 소비되는 것으로 나타났다. 반면 유급노동에는 7.4%, 학습활동에는 0.4%, 종교활동에는 2.2%, 봉사활동에는 3.0% 수준으로 가사노동 이외의 적극적 활동에 배분하는 시간의 비중은 상대적으로 미미하였다. 따라서 공익형 사업에 참여하지 않은 노인의 생활시간 활용 패턴은 신체적 활동과 사회적 참여가 부족한 반면 소극적이며 고립된 형태로 이해할 수 있다.

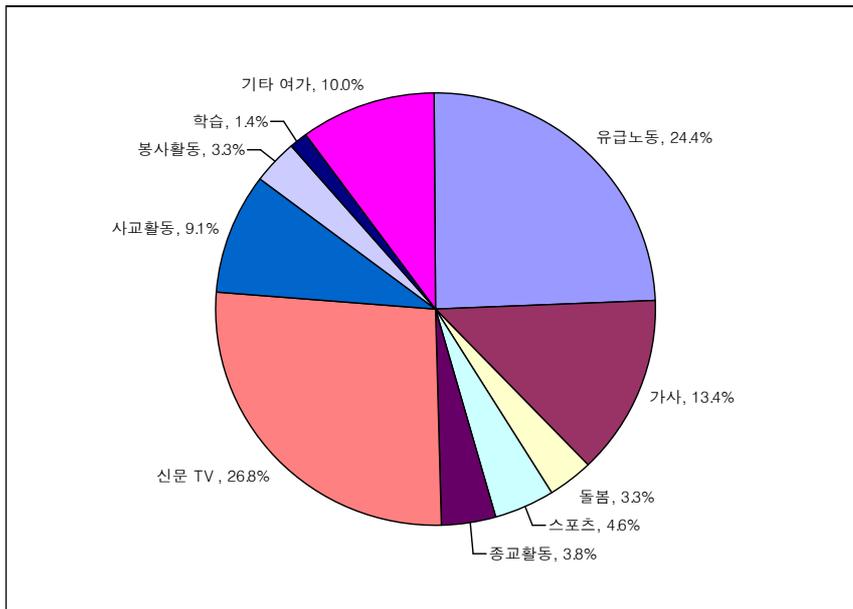
<그림 4-1> 공익형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간



반면 아래의 <그림 4-2>에서 볼 수 있는 바와 같이 공익형 사업에 참여한 노인들의 하루 생활시간 활용 패턴은 상당히 적극적인 방향으로 변화되고 있다. 가장 큰 비중을 차지하던 신문 및 TV 시청시간의 비중이 26.8%로 낮아진 반면 유급노동에 소비하는 시간이 신문 및 TV 시청에 할애하는 시간과 비슷한 비중인 24.4% 까지 높아졌음을 볼 수 있다. 유급노동에 소비된 시간의 일부는 신문, TV 시청 시간을 줄임으로써 재배분

된 것이지만 많은 부분이 가사노동에 소비하는 시간을 줄여서 재배분 된 것이기도 하다. 가사노동 이외에 학습, 봉사활동, 종교활동 등의 적극적 활동은 사업 참여 이후 시간 비중이 오히려 늘어나 일자리 사업이 긍정적인 파급효과를 미친 것으로 보인다.

<그림 4-2> 공익형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간

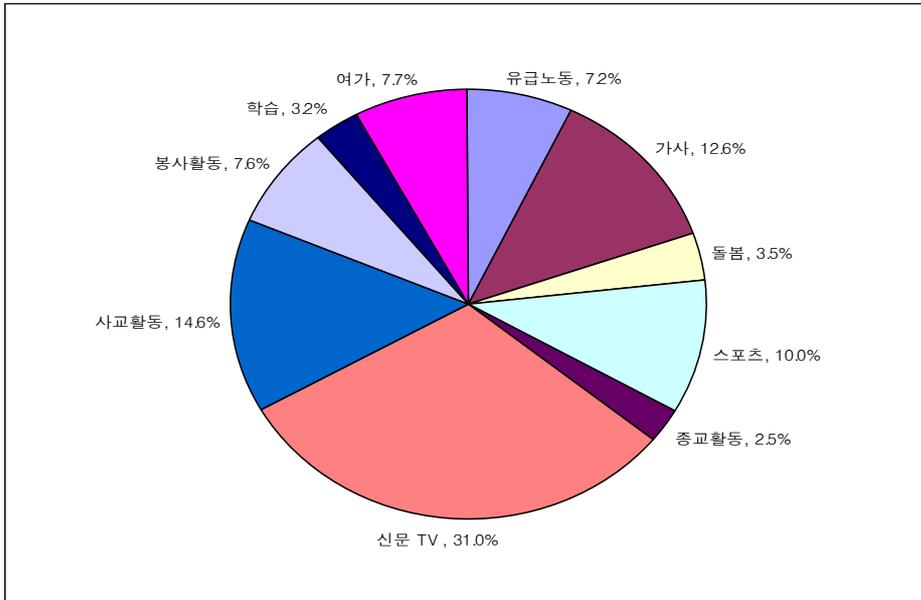


## 2. 교육형 사업

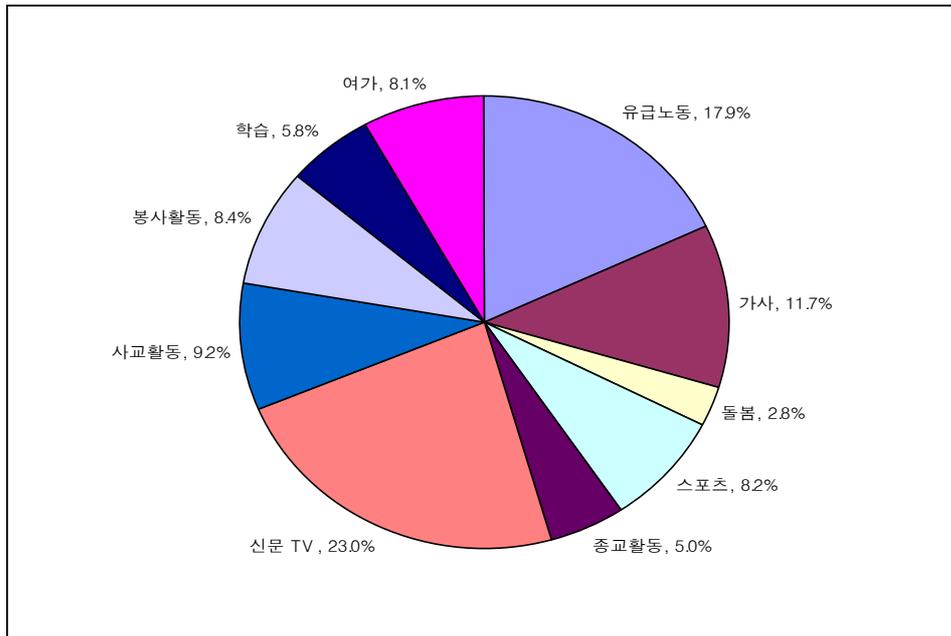
교육형 사업의 비교집단 노인도 공익형 사업의 경우와 크게 다르지 않다. 아래의 <그림 4-3>에 나타나 있듯이 하루 중 가장 많은 시간을 할애하는 활동은 신문 및 TV 시청으로 31%의 비중을 달했다. 그 다음으로 많은 비중을 차지한 활동은 14.6%의 비중을 차지하고 있는 사회활동이며 그 다음이 가사노동으로 12.6%이다. 역시 이들 3대 활동이 차지하는 비중은 58%에 달해 하루 시간의 대부분을 차지하고 있다. 사업참여로 인해 7.2% 수준에 불과하던 유급노동 시간이 17.9% 수준으로 증가하였다. 유급노동 시간을 늘리기 위해 재배분된 시간은 주로 신문 및 TV 시청 시

간과 사교활동에 소비되는 시간이 차지하였으며 가사노동의 비중이 거의 변화가 없는 것은 위의 공익형 사업의 경우와 차이를 보인다. 반면 공익형 사업의 경우와 마찬가지로 학습, 봉사활동, 종교활동이 차지하는 비중은 약간씩 증가하여 역시 긍정적인 파급효과가 존재함을 보여주고 있다.

<그림 4-3> 교육형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간



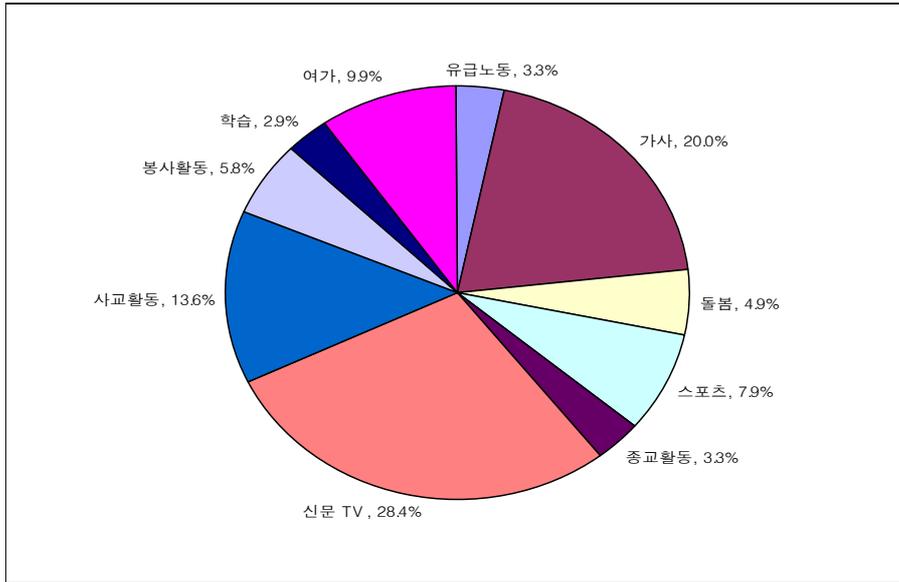
<그림 4-4> 교육형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간



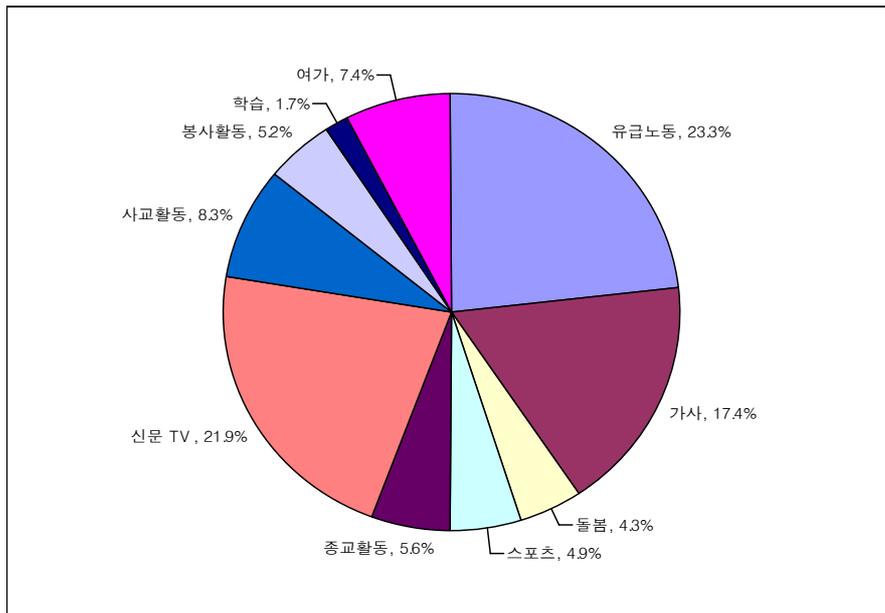
### 3. 복지형 사업

복지형 사업의 비교집단 노인의 하루시간의 대부분은 신문, TV 시청 등 소극적 여가활동과 가사노동에 할애되고 있으며 그 비중은 각각 28.4%, 20%에 달했다. 그 다음으로는 사교활동이 13.6%로 이들 세 가지 활동이 차지하는 비중은 62%에 달했다. 유급노동에 소비되는 시간은 불과 3.3%로 학습활동을 제외하고는 가장 낮은 비중을 차지하는 활동이었다. 사업에 참여한 경우 이러한 생활패턴은 유급노동 위주의 적극적 패턴으로 세 가지 사업유형 중 가장 큰 변화를 보여주고 있다. 가장 낮은 비중이던 유급노동이 사업참여 이후 23.3%로 증가하여 가장 높은 비중을 차지하는 활동이 되었으며 이 시간들은 주로 신문 및 TV 시청, 사교활동에 소비하던 시간을 재배분하여 얻어진 것이다. 그 외에 시간 비중이 증가한 활동은 종교활동으로 3.3%의 비중이 사업참여 이후 5.6% 늘어났다.

<그림 4-5> 복지형 사업 비교집단 노인의 하루 생활시간



<그림 4-6> 복지형 사업 사업집단 노인의 하루 생활시간

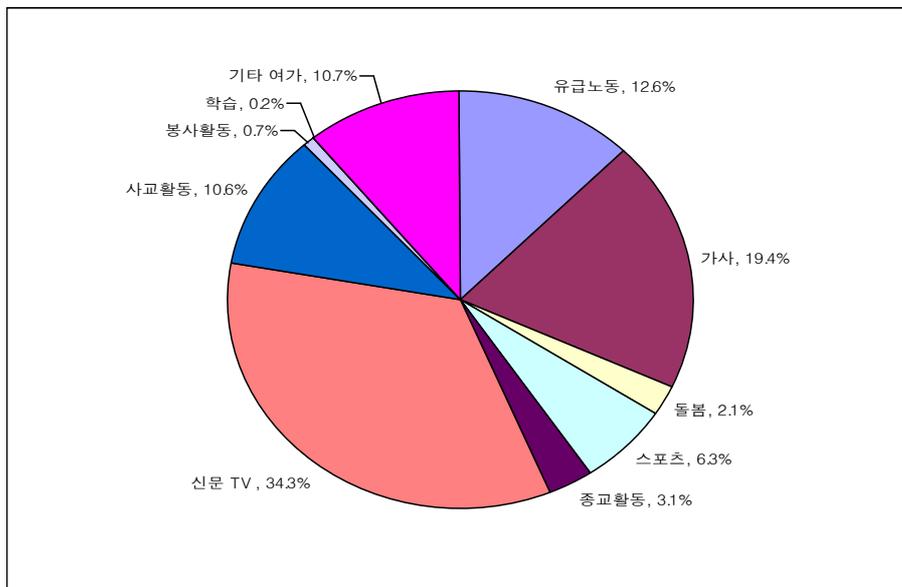


#### 4. 종합평가

본 절에서 수행된 분석결과는 노인일자리사업이 참여노인의 하루 생활시간 활용패턴을 뚜렷이 변화시키는 효과가 있음을 확인해 주고 있다. 그렇다면 이러한 변화는 얼마나 큰 변화이며 얼마나 바람직한 변화인가? 이 문제를 탐색하기 위해 본 절에서는 특정한 벤치마크를 설정하고 벤치마크 수준과 노인일자리사업이 발생시킨 변화의 수준을 비교하는 형식으로 분석을 진행한다. 벤치마크는 우리나라 전체 노인인구에 대하여 조사한 통계청 『2004년도 생활시간조사』 데이터와 Gauthier & Smeeding (2000)에 제시된 미국 및 일본 노인의 생활시간 데이터를 활용하였다. 먼저 우리나라 전체 노인인구의 생활시간을 대표하는 통계청 조사결과를 살펴보면 아래의 그림과 같다. 그림에서와 같이 일반 노인인구가 가장 많은 비중의 시간을 할애하는 활동은 역시 신문 및 TV를 시청하는 시간으로 전체의 34.3%의 비중이며 그 다음은 가사활동으로 19.4%의 비중을 차지하고 있다. 사교활동도 10.6%로 비교적 높은 비중을 차지하고 있다. 이들 세 가지 활동이 일반 노인인구 생활시간의 약 64%를 차지하고 있는 점은 위에서 분석한 세 가지 사업유형의 비교집단 분석결과와 거의 유사하다. 한편 유급노동에 소비하는 시간은 12.6%로 노인일자리사업 비교집단 노인들이 대체로 3~7% 수준의 시간을 소비하는 것과는 차이를 보이고 있다. 이는 노인일자리사업에 참여를 희망하는 노인들은 일반적인 평균 노인들에 비해 자력으로 노동시장에서 취업에 성공할 확률이 낮은 노인들로 구성되어 있음을 의미한다. 노인일자리사업 참여노인의 자격조건에 재산상황이 항목으로 고려되는 바와 같이 '사회적으로 소외되거나 전문적인 기술이 없어 취업이 어려운 노인' (공익형 사업의 경우)을 대상으로 하기 때문에 노인일자리사업 참여노인은 취업확률이 일반적인 노인에 비해 낮은 노인이 불균형적으로 많이 분포하는 표본임을 시사한다. 그러나 노인일자리사업에 참여한 노인들은 사업의 성격상 당연한 결과이기는 하지만 일반 노인들의 유급노동 활용 시간 비율보다도 훨씬 높은 18~24%의 시간을 유급노동에 소비하며 기타 학습, 봉사활동, 종교활동 등과 같은 적

극적 활동도 일반 노인들이 소비하는 시간 비율(학습 (0.2%), 봉사활동 (0.7%), 종교활동 (3.1%))보다 훨씬 높은 수준에서 시간을 활용하고 있는 것으로 나타났다. 결론적으로 원래 노인일자리사업에 참여한 노인들은 통계청 생활시간조사 대상인 일반 노인인구보다 유급노동 시간이 적은 소극적 생활패턴을 영위하는 노인들이 대부분으로 이루어졌으나 사업 참여 이후 유급노동을 비롯하여 다른 적극적 활동에 할애하는 시간이 일반 노인인구보다도 많은 적극적 생활패턴으로 변화하였음을 알 수 있다.

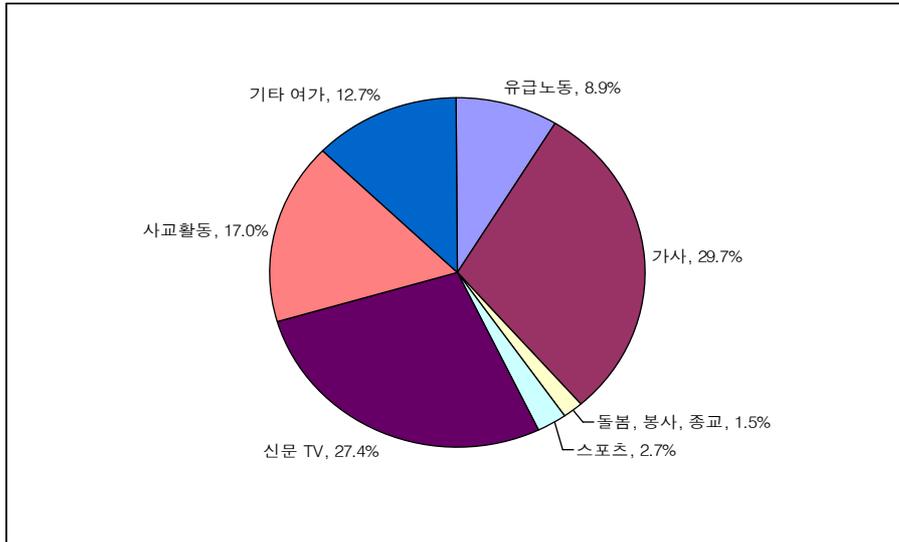
<그림 4-7> 통계청 생활시간조사 노인의 하루 생활시간



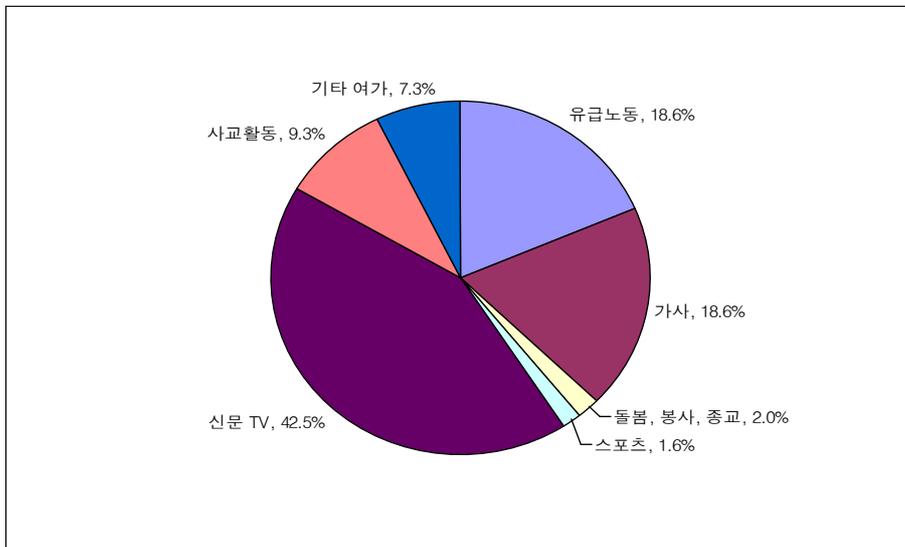
그렇다면 노인일자리사업에 의해 적극적 방향으로 변화된 생활패턴은 어느 정도로 적극적인 수준인가? 이 물음에 답하기 위해서 본 보고서에서는 선진국인 미국과 일본에서 조사된 내용을 바탕으로 노인일자리사업 참여 여부에 따라 변화된 노인들의 생활패턴과 미국 및 일본 노인들의 생활패턴을 비교해 보았다. 아래의 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 미국 노인들의 경우에도 우리나라와 큰 차이가 없이 노인들이 유급노동에 활용하는 시간의 비중은 8.9%에 그쳤다. 그러나 일본의 경우에는 유급노동에

활용하는 시간의 비중이 18.6%에 달해 우리나라나 미국의 경우보다 월등히 높았다. 이는 일본이 고령화 사회의 경험을 오랫동안 겪어왔기 때문에 실버인재센터 사업 등을 비롯한 고령자 취업관련 정책이 상대적으로 잘 정비되어 있어 고령자 취업기회가 많은 이유 때문인 것으로 풀이된다. 한편 양국 노인의 생활패턴에서 특징적인 것은 양국 모두 신문 및 TV 시청에 소비하는 시간이 가장 높은 비중을 차지하고 있으며 특히 일본의 경우에는 유급노동에 할애하는 시간 비중이 높음에도 불구하고 신문 및 TV 시청으로 여가시간의 대부분 (42.5%)을 소비하고 있다. 미국의 경우에는 우리나라나 일본에 비해 사교활동에 소비하는 시간의 비중 (17%)이 높아 여가시간의 활용이 적극적으로 이루어지고 있음을 알 수 있다. 미국과 일본이 유급노동 시간에 활용하는 시간의 비율은 차이가 크게 나지만 수면 이외의 활용가능 시간에서 유급노동, 봉사활동, 종교활동, 사교활동, 스포츠 등 적극적 활동이 차지하는 비중은 미국이 30.1%, 일본이 31.5%로 비슷한 수준이다. 우리나라의 경우에도 이는 비슷한 수준이어서 통계청 생활시간조사 대상 일반노인들의 경우 적극적 활동에 할애하는 비중은 33.4%이며 노인일자리사업 비교집단 노인들의 경우에도 30% (공익형), 45.1% (교육형), 36.8% (복지형) 수준이다. 노인일자리사업은 참여한 노인들이 하루 시간 중 적극적 활동에 활용하는 시간의 비중을 47%~54% 까지 크게 늘려 참여노인들이 적극적 노년 생활을 영위하도록 영향을 미쳤으며 이러한 결과는 선진국 노인들의 생활패턴과 비교하여서도 월등히 높은 수준이다. 특히 노령인구의 재취업에 높은 정책적 우선 순위를 두고 있는 일본과 비교하여서도 유급노동에 할애하는 시간을 일본과 거의 비슷하거나 높은 수준 (17.9%~24.4%)이 되도록 영향을 미치고 있는 것으로 나타나 '적극적 노년' (active ageing) 달성에 정부 정책이 중요한 변수임을 다시 한번 확인시켜 주고 있다.

<그림 4-8> 미국 노인의 하루 생활시간 (1999년 조사결과)



<그림 4-9> 일본 노인의 하루 생활시간 (1999년 조사결과)



## 제5장 노인일자리사업의 건강증진 효과

본 장에서는 노인일자리사업으로 인한 사업참여자의 건강증진 효과를 분석하였다. 건강증진 효과의 분석은 아래 소개하는 내용으로 이루어졌다. 우선 1절에서는, 노인일자리사업의 사회경제적 효과분석을 위해 수행된 설문조사 결과 중 건강증진 효과와 관련된 문항에 대한 사업집단과 비교 집단 간 설문응답을 바탕으로 앞 2장에서 소개된 Propensity Score Matching (PSM) 방법을 이용하여 양 집단 간 건강상태 (Health Status) 및 건강증진 행위 (Health Promotion Behaviors) 실천 정도 상의 유의미한 차이가 존재하는 지 여부를 고찰하였다. 전술한 항목에 대하여 양 집단 간 유의미한 차이의 존재는 노인일자리사업 참여와 참여자의 건강상태 및 건강증진행위 실천 정도 사이에 의미 있는 인과관계가 존재함을 의미한다. 그렇지만 이러한 인과관계에는 노인일자리사업에 참여한 참여자의 개별적인 특성에 대한 부분이 고려되지 않았다고 할 수 있으며, 아울러 사업참여자의 상이한 참여 시기가 고려되지 않고 이를 통합적으로 고찰하였기 때문에 상이한 사업참여시기로 인해 발생할 수 있는 각 연도별 코호트의 특징적인 부분들이 감안되었다고 볼 수 없기 때문에 PSM 방법에 의한 결과해석에는 좀 더 신중할 필요가 있을 것으로 사료된다. 환언하면 노인일자리사업 참여여부 혹은 참여정도 이외에 사업참여자의 건강증진에 영향을 미치리라 예견되는 여러 다른 변수의 통제를 통해 동 사업참여의 건강증진효과를 고찰할 수 있을 것이다. 따라서 2절에서는, 사업참여집단의 사업참여 전, 후 의료기관 이용실태의 변화정도와 건강증진활동 실천의 변화정도를 노인일자리사업의 건강증진 효과를 측정하기 위한 종속변수로 선정하여 동 사업의 참여 여부 및 참여 정도가 미치는 이들 종속변수에 미치는 영향을 회귀분석 방법을 통해 분석하였다.

## 제1절 PSM 방법론으로 분석한 건강증진 효과

노인일자리사업의 사회경제적 효과분석을 위해 수행된 설문조사 결과 중 건강증진 효과와 관련된 문항은 총 9개 문항이다. 9개 문항은, 첫째 설문응답자의 현재 건강상태와 관련된 문항, 둘째 의료기관 이용 정도, 셋째 건강증진 활동의 시행 정도와 관련된 문항으로 구성되어 있다.

### 1. 현재 건강상태

설문응답자의 현재 건강상태와 관련된 문항은 총 4개이며 각각, 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 과거와 현재의 변화, 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도, 현재 앓고 있는 질병 수, 및 비만도 등이다.

우선 아래 <표 5-1>은 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 과거와 현재의 변화와 관련된 PSM 분석결과를 나타낸다. 제 1장에서 기술되었듯이 노인일자리사업에 참여한 사업집단은 세부적으로 공익형, 교육형 및 복지형으로 구분되며, 비교집단은 사업에 참여하지 않은 집단을 의미한다.

<표 5-1> 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 과거와 현재의 변화

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	-0.02	-0.04	0.02	-47.9%	0.660
교육형	0.00	0.05	-0.05	-100.0%	0.394
복지형	0.05	0.01	0.04	768.6%	0.295

‘어르신들의 건강상태는 동년배의 다른 어르신들에 비하여 어떤 편이셨습니까?’ 라는 질문과 ‘어르신들의 건강상태는 현재 동년배의 다른 어르신들에 비하여 어떤 편이십니까?’ 라는 두 항목에 대한 응답결과를 토대로 두 번째 질문의 응답에서 첫 번째 응답결과를 차감하여 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 과거와 현재의 변화를 측정하였다. 각 질문에 대한 대답은 1-매우

건강하지 않다, 2-건강하지 않은 편이다, 3-보통이다, 4-건강한 편이다, 5-매우 건강하다 등의 5점 척도로 구성되어 있다.

위 <표 5-1>의 PSM 결과를 통해, 과거에 비해 현재 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 변화된 부분은 사업집단과 비교집단 간 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다. 이는 사업집단과 비교집단 간 사업참여 전·후에 비교한 동년배 대비 주관적으로 인지하고 있는 건강상태의 변화가 통계적으로 유의한 차이가 없었다는 것을 의미한다. 즉 이러한 결과는 사업참여로 인해 참여자가 주관적으로 인지하고 있는 건강상태의 변화 정도가 유의미하지 않았다는 것을 의미한다. 그렇지만 복지형 사업의 경우 통계적으로 유의하진 않았지만 비교집단에 비해 사업참여 집단의 건강상태의 보다 큰 정도의 긍정적인 변화가 이루어진 점은 주목할 만하다.

이러한 결과는 아래 <표 5-2>에서 재차 확인될 수 있다. 아래 <표 5-2>에는 현재 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도를 두 집단 간 비교분석한 것으로 어느 세부 참여 영역에서도 사업집단과 비교집단 사이에 주관적으로 인지하고 있는 건강상의 유의미한 차이가 발견되지 않았다.

<표 5-2> 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.36	3.32	0.04	1.1%	0.655
교육형	3.80	3.98	-0.18	-4.5%	0.116
복지형	3.57	3.66	-0.09	-2.5%	0.357

전술한 두 집단 간 건강상태의 유의미한 차이가 존재하지 않음을 확인하기 위해 현재 보유하고 있는 질환의 개수를 비교한 결과 아래 <표 5-3>에 제시되어 있듯이 참여하고 있는 세부 사업영역에 관계없이 설문응답자에게 제시된 33개의 질환보유 여부를 모두 더한 값을 토대로 양 집단 간 보유질환 개수를 비교한 결과 두 집단 간 보유하고 있는 질병의 수는 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다.

<표 5-3> 현재 앓고 있는 질병 수

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.04	0.95	0.09	9.3%	0.530
교육형	0.73	0.94	-0.21	-22.0%	0.116
복지형	1.00	0.94	0.06	6.6%	0.618

주 1) 설문조사에 나열된 질병(33개) 중 현재 앓고 있는 질병의수 (0~33의 값).

마지막으로 비만도를 통해 두 집단 간 유의미한 차이의 존재여부를 평가한 <표 5-4>의 결과도 유의미한 차이는 어느 세부 사업 영역을 막론하고 발견되지 않아 두 집단 간 건강상태의 차이가 유의미하지 않았음을 알 수 있었다.

<표 5-4> 비만도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.69	0.75	-0.06	-8.4%	0.212
교육형	0.83	0.79	0.04	5.0%	0.223
복지형	0.72	0.69	0.03	4.2%	0.600

주 1) 남성의 경우 - 몸무게/(키-100) \*0.9, 여성의 경우 - 몸무게/(키-100) \*0.8

## 2. 의료기관 이용 정도

PSM 분석의 두 번째 영역은 두 집단 간 의료기관 이용 정도의 차이와 관련된 부분이다. 분석을 위해 이용된 변수는 병/의원 보건소, 한방병/의원, 약국 등의 의료기관을 월평균 이용한 횟수이다. 아래 <표 5-5>에 분석 결과가 제시되어 있는 바, 위 건강상태의 경우와 마찬가지로 두 집단 간 의료기관 이용 정도는 공익형, 교육형 및 복지형 사업 모두 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다.

<표 5-5> 월평균 의료기관 이용

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.77	0.80	-0.03	-4.0%	0.624
교육형	0.64	0.69	-0.05	-7.6%	0.614
복지형	0.80	0.74	0.06	8.1%	0.409

의료기관 이용 목적은 크게 질병치료를 위한 치료서비스 소비와 질병예방을 위한 예방서비스 소비를 위한 것으로 구분될 수 있다. 선행연구결과(Kenkel, 1994)를 보면 노인 인구계층의 경우 다른 인구계층에 비해 치료서비스 소비량이 유의하게 많은 반면 예방서비스의 소비는 그렇지 않은 것으로 고찰되고 있다. 이는 노인 인구계층의 경우 전반적인 건강상태의 악화로 인해 다른 인구계층에 비해 질병 보유 확률이 높다는 것과 기대여명이 짧아 예방서비스의 소비로 인한 기대 편익 (Expected Benefit)이 다른 인구계층에 비해 낮다는 것으로 설명할 수 있다. 이는 노인 인구계층의 의료기관 이용 목적이 대부분 치료서비스 소비를 위해 이루어진다는 것을 의미한다. 따라서 비록 본 연구에서 이용한 설문조사에서 설문응답자에게 의료기관 이용 목적을 치료서비스 소비 혹은 예방서비스 소비로 구분하여 제시하진 않았지만 위 <표 5-5>에 나타나 있듯이 두 집단 간 의료기관 이용 정도의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다는 것은 치료서비스 소비상의 유의한 차이가 없었다는 것을 의미한다. 아울러 이는 치료서비스 소비의 이유인 질병보유 상의 차이가 두 집단 간 유의하게 존재하지 않았다는 위 <표 5-3>의 결과를 뒷받침한다고 할 수 있다.

그렇지만 위 <표 5-5>에 제시된 월평균 의료기관 이용 횟수는 설문조사가 이루어진 시점을 기준으로 측정된 것이다. 본 보고서에서 수행하고자 하는 분석이 노인일자리사업의 참여를 통해 사업참여자의 의료기관 이용 정도가 사업참여 전과 비교할 때 어느 정도 변화했는지에 대한 것임을 고려할 때, 이를 위해선 분석 대상 집단의 사업참여 전 의료기관 이용 정도에 대한 정보가 필요하며 이를 토대로 의료기관 이용 정도가 사업에 참여한 이후 어느 정도 변화했는가에 대한 분석이 수행되어야 할 것이다.

아울러 전술하였듯이 의료기관 이용에 영향을 미치리라 예견되는 사업 참여자 개인의 특성 혹은 사업에 참여한 시기별로 구분할 수 있는 연도별 코호트의 특성 등을 통제하여야만 노인일자리사업 참여가 의료기관 이용 정도에 미친 영향을 분석할 수 있으며 이에 대한 자세한 내용은 2절에서 소개되고 있다.

### 3. 건강증진 활동의 시행 정도

일반적으로 건강증진이란 현재의 건강상태를 더 나은 상태로 향상시키는 것을 의미하는데 이에 대한 다양한 정의를 살펴보면 다음과 같은 세 가지 견해로 정리할 수 있다. 첫째는 건강증진을 질병예방이나 건강보호 등과 구별하여 순수하게 건강한 상태에 있는 개인의 건강을 보다 나은 상태로 끌어올리려는 노력만을 포함하는 견해와, 둘째 개인에게서 질병이 생기기 전에 질병을 예방하고 건강을 보호하여 건강을 증진시키는 활동을 모두 포함하는 견해와, 셋째 현재의 건강상태와 상관없이 보다 긍정적인 상태로 나아가게 하는 활동을 총칭하는 견해를 의미한다. 본 연구에서는 현재 건강한 상태에 있는 개인이 자신의 건강수준을 증진하기 위한 노력을 건강증진 활동의 시행 정도로 정의한다. 현재 건강상태가 양호하지 못한 개인의 경우 전술한 의료기관 이용 정도, 즉 치료서비스의 소비를 목적으로 한 의료서비스 이용 정도를 통해 분석하였다.

본 보고서에서 건강증진과 관련하여 고려한 세부적인 영역은 흡연영역, 음주영역, 체중관리영역 및 규칙적 운동 수행영역 등이다. 우선 아래 <표 5-6>에는 사업참여 집단과 비교 집단 간 흡연 여부에 대한 PSM 분석 결과가 제시되어 있다. '현재 담배를 피우십니까?' 라는 설문 문항에 대해 '피우고 있다'고 응답한 응답자의 비율을 토대로 두 집단 간 흡연여부를 비교한 결과, 모든 세부 사업 영역에서 두 집단 간 흡연여부의 유의한 차이는 발견되지 않았다. 이러한 결과는 앞서 의료기관 이용 정도를 비교한 것과 마찬가지로 건강증진을 위한 활동의 실천 정도에 있어서도 양 집단 간 유의한 차이는 존재하지 않는다는 것을 나타낸다.

<표 5-6> 흡연 여부

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.20	0.18	0.02	12.3%	0.733
교육형	0.10	0.15	-0.05	-36.0%	0.506
복지형	0.03	0.08	-0.05	-64.1%	0.222

주 1) '현재 담배를 피우십니까?'라는 질문에 대해 '피우고 있다'고 응답한 응답자의 비율

다음으로 음주 행위와 관련된 PSM 결과가 아래 <표 5-7>에 제시되어 있다. '평소에 술을 드십니까?' 라는 질문에 '마신다' 라고 응답한 응답자의 비율을 토대로 현재 음주자의 비율을 계산하고 두 집단 간 음주자의 비율을 비교한 결과, 두 집단 간 음주자 비율의 유의미한 차이는 발견되지 않았다. 아울러 이 결론은 모든 세부 사업영역에서 동일했다. 따라서 음주 영역에서도 두 집단 간 건강증진활동의 실천정도 상의 유의한 특징은 존재하지 않았다고 할 수 있다.

<표 5-7> 음주 여부

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.38	0.31	0.06	19.9%	0.416
교육형	0.35	0.42	-0.07	-17.3%	0.461
복지형	0.23	0.24	-0.02	-6.8%	0.824

주 1) '평소에 술을 드십니까?' 라는 질문에 '마신다' 라고 응답한 응답자의 비율

다음은 체중관리 여부에 대한 PSM 분석으로 분석결과는 아래 <표 5-8>에 제시되어 있다. 응답자 중 체중 관리를 하지 않는 응답자의 비율을 통해 체중 관리 여부를 측정하고 이 수치를 토대로 두 집단 간 체중 관리 여부의 유의미한 차이의 존재 여부를 평가해본 결과 유의한 차이는 발견되지 않았으며 이러한 결과는 아래 <표 5-9>에 제시된 규칙적 운동 여부에서도 확인되고 있다.

<표 5-8> 체중 관리 여부

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.74	0.73	0.00	0.6%	0.951
교육형	0.47	0.56	-0.09	-16.2%	0.404
복지형	0.62	0.58	0.04	6.1%	0.686

주 1) 응답자 중 체중 관리를 하지 않는 응답자의 비율

응답자 중 규칙적으로 운동을 하는 응답자의 비율을 토대로 두 집단 간 유의한 차이의 존재 여부를 고찰한 결과 발견되지 않았다.

<표 5-9> 규칙적 운동 여부

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.41	0.43	-0.02	-4.3%	0.810
교육형	0.79	0.77	0.03	3.5%	0.789
복지형	0.58	0.70	-0.12	-17.5%	0.109

주 1) 응답자 중 규칙적으로 운동을 하는 응답자의 비율

본 보고서에서 건강증진과 관련하여 고려한 세부적인 영역인 흡연영역, 음주영역, 체중관리영역 및 규칙적 운동 수행영역 모두에서 사업 참여 집단과 비교 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다. 그런데 이는 노인일자리사업 자체가 효과를 발생시키지 않았기 때문일 수도 있으나 사업참여 집단의 일부는 효과를 경험하였으나 다른 집단에서는 효과가 발생하지 않아 전체적으로 효과가 없는 것으로 집계(averaging out)되었기 때문일 수도 있다. 그 대표적인 가능성이 사업 참여 시점에 따른 코호트 하위집단이다. 노인일자리사업은 해마다 사업의 내용과 수행방식이 개선되어 오면서 변화를 겪어왔기 때문에 사업의 효과도 매년 변화할 수 있다. 만약 이러한 사업 개선활동이 건강증진 효과로 연결되었다면 최근에 개선이 이루어진 최근연도 사업참여 코호트는 건강증진 효과를 경험한 반면 과거의 사업참여 코호트는 뚜렷한 효과가 발생하지 않았을 수 있다. 이러한 가능성을 확인하기 위해서 제2절에서는 사업참여 시점으로 분류한 코호트 별로 사업효과를 추정하였다. 이러한 코호트별 효과 추정은 PSM

방법으로는 분석하기 어려웠는데, 그 이유는 각 사업유형별 집단 내에서 다시 코호트를 기준으로 하위집단을 분류하면 PSM 분석에 필요한 충분한 표본을 확보하기 어렵기 때문이다.

## 제2절 회귀분석방법으로 분석한 건강증진 효과

전술하였듯이 본 보고서에서는 노인일자리사업 참여로 인해 발생했으리라 예견 되는 건강증진 효과는 사업참여 전·후 의료기관 이용 정도의 변화와 건강증진활동 실천 정도의 변화에 동 사업의 참여 여부 혹은 참여 정도가 미친 영향을 분석하였다. 이하에서는 의료기관 이용정도의 변화 및 건강증진활동 실천 정도의 변화를 각기 종속변수로 하고 노인일자리사업의 참여여부 및 참여정도를 독립변수로 선정하고 여타 다른 요인들을 통제변수로 선정하여 수행한 회귀분석 결과를 소개하고자 한다.

### 1. 분석모형

#### 가. 분석모형에 이용된 변수

##### (1) 종속변수

의료기관 이용정도의 변화와 관련하여 앞서 소개한 설문조사에서는 “사업 참여 전에 비해 (병의원, 보건소, 한방병원, 약국 등) 의료기관 이용 횟수가 변화하였습니까?” 라는 항목이 있으며 동 항목에 대한 응답은 1-많이 감소했다, 2-약간 감소했다, 3-별 변화 없다, 4-약간 증가했다, 5-많이 증가했다 등의 5점 척도로 구성되어 있다. 따라서 본 보고서에서는 이들 응답을 토대로 응답자의 의료기관 이용정도의 변화를 측정하였다.

또한 본 보고서에서는 노인일자리사업 참여와 관련하여 설문 응답자들의 정신건강 상태의 변화 또한 종속변수로 선정하였다. 설문조사의 항목

중에, 사업 참여 전 응답자의 우울증과 관련된 상태를 질문한 문항과 설문조사가 이루어진 현재 응답자의 우울증과 관련된 상태를 질문한 문항들이 있다. 이들 문항을 토대로 사업 참여 전·후 우울증과 관련된 상태의 점수를 측정하고 이들 값의 차이 즉 현재 시점의 우울증 관련 점수에서 사업 참여 전 우울증 관련 점수를 감산하여 얻은 수치를 응답자의 정신건강 상태의 변화로 간주하여 이 변수를 종속변수로 선정하였다.

응답자의 건강증진활동 실천 정도의 변화와 관련하여 설문조사에서는 흡연량, 음주량, 체중변화, 규칙적인 운동수행 정도, 및 일상적인 활동량의 변화가 어느 정도 변화하였는가를 물어보는 항목이 있으며 이들 항목에 대한 응답은 1-매우 감소했다, 2-약간 감소했다, 3-큰 변화 없다, 4-약간 증가했다, 5-매우 증가했다 등의 5점 척도로 구성되어 있다. 이에 본 보고서는 이들 응답을 토대로 응답자의 건강생활 실천 정도의 변화를 측정하였다.

이들 종속변수의 특징은 응답체계가 서수적인 형태 (Ordered Format)로 되어 있다는 것이다. 따라서 이러한 서수적인 형태의 응답을 기수적인 의미로 이해할 수 없으며 이에 본 보고서에서는 이하에 소개될 추정모형 결정 시 이러한 부분들은 충분히 고려하였다.

## (2) 독립변수

의료기관 이용정도의 변화, 혹은 건강증진활동 실천 정도의 변화에 영향을 미치리라 예견되어 본 보고서에 이용된 독립변수는 크게 1-노인일자리사업 참여여부 혹은 참여정도, 2-사회경제적 변수, 3-사회관계, 4-건강상태, 5-건강관련 행위 등으로 구분된다. 이들 독립변수 군은 의료서비스의 이용 혹은 건강증진활동 실천정도와 관련되어 선행연구 (Grossman, 1972; Manning et. al., 1987; Adler et. al., 1993) 에서 이용된 변수군들이며, 본 보고서에서는 선행연구와의 일관성을 유지하기 위해 이들 변수를 추정과정의 독립변수로 사용하였다.

#### (가) 노인일자리사업 참여여부 혹은 참여정도

전술한 설문조사에는 설문응답자에게 2004년부터 2008년도까지 동 사업에 연도별로 참여했는지의 여부를 질문하는 문항들이 있다. 각 연도별 참여 유무와 관련하여 이분변수 (Dichotomous Variable) 로 측정하였으며, 이들 응답과 노인일자리사업 업무지원시스템 상에 등록된 전산 자료를 중복 확인하여 이를 토대로 각 연도별 노인일자리사업의 참여 여부를 측정하였다.

아울러 동 설문조사에서는 설문응답자에게 2004년도부터 2008년도까지 각 연도별 유급상태로 동 사업에 참여한 개월 수를 질문하는 문항들이 있다. 본 보고서에서는 각 연도별 참여 개월 수를 참여 정도로 간주하여 이를 토대로 노인일자리사업의 참여 정도를 측정하였다.

#### (나) 사회경제적 변수

본 보고서에서 사용한 사회경제적 변수는 성별, 연령, 교육정도, 총 가구소득, 총 가구원 수, 응답자가 판단한 주관적인 경제상태, 현재 고용유무 및 거주 형태 등이다. 이들 중, 교육정도는 범주별 변수로 측정되어 응답 값이 증가할수록 높은 교육정도를 나타내며, 응답자가 판단한 주관적인 경제상태는 5점 척도로 측정되어 측정된 값이 증가할수록 경제상태를 양호하다고 판단하고 있음을 나타낸다. 그리고 현재 고용유무의 경우, “현재 수입을 목적으로 일(참여자 집단은 노인일자리사업 외의 일)을 하고 계십니까?” 라는 질문에 대하여 이분변수로 응답한 값을 토대로 측정하였으며, 거주 형태는 자가소유와 그 외, 즉 전월세 혹은 무상 등으로 이분변수화 한 값을 이용하였다.

#### (다) 사회관계

그간 발표되었던 의료서비스 이용 혹은 건강증진활동에 영향을 주는 요

인에 대한 연구(Lim & Jo, 2008; Hendryx et. al., 2002)를 살펴보면, 전술한 사회경제적인 요인과 자기효능감, 자아존중감, 지각된 건강상태, 등 인지적 요인 외에 최근에는 사회적 요인으로 사회적 지지 등과 같은 사회적 건강자원에 대한 연구가 증가하고 있는 추세이다. 노년층의 노인일자리사업의 참여 여부도 전술한 일종의 사회적 요인으로 간주될 수 있으며 이러한 맥락에서 노인일자리 참여 사업의 건강증진 효과는 사회적 건강자원이 건강증진에 미치는 효과를 분석하는 구체적인 사례로 인식될 수 있을 것이다.

본 보고서에는 노인일자리사업 참여여부 혹은 참여 정도 이외 사회적 건강자원의 영향을 통제하기 위해 설문응답자의 가족구성원 및 친구와의 관계 등 사회관계를 독립변수군으로 선정하였다. 우선 설문응답자의 가족구성원과의 관계를 측정하기 위해 아래 <표 5-10>에 제시된 총 5개의 질문항목에 대한 5점 척도의 응답 값을 모두 더한 방식을 이용하였다. 따라서 측정된 값의 범위는 5점부터 25점까지이다.

<표 5-10> 가족구성원과의 관계를 측정하기 위해 이용한 설문항목

문항	응답
나의 가족들은 나를 잘 보살펴준다.	1. 전혀 그렇지 않다.
나의 가족들은 진정으로 나를 존경한다.	2. 그렇지 않다.
나의 가족들은 나를 매우 사랑한다.	3. 그저 그렇다.
나의 가족 구성원들은 나를 잘 따른다.	4. 그렇다.
나는 나의 노후부양을 가족에게 맡길 수 있다.	5. 매우 그렇다.

아울러 친구와의 관계를 측정하기 위해 가족관계의 경우와 마찬가지로 아래 <표 5-11>에 제시된 총 3개 질문항목에 대한 5점 척도의 응답 값을 모두 더한 방식을 이용하였다. 따라서 측정된 값의 범위는 3점부터 15점까지이다.

<표 5-11> 친구와의 관계를 측정하기 위해 이용한 설문항목

문항	응답
----	----

나의 친구들은 나를 존경한다.	1. 전혀 그렇지 않다.
나는 나의 친구들에게 의지할 수 있다.	2. 그렇지 않다.
나는 나의 친구들과 깊은 관계를 가지고 있다고 느낀다.	3. 그저 그렇다.
	4. 그렇다.
	5. 매우 그렇다.

(라) 건강상태

본 보고서에서 이용한 응답자의 건강상태와 관련된 변수는 총 3개로, 주관적으로 평가한 참여(신청)전 건강상태, 현재 건강상태, 및 현재 보유하고 있는 만성질환의 개수 등이다. 주관적으로 평가한 참여(신청)전 및 현재 건강상태는 5점 척도로 측정되어 이 값이 증가할수록 건강상태가 양호함을 나타낸다. 현재 보유하고 있는 만성질환의 개수는 앞서 1절에서 소개되었듯이 설문조사에 제시된 총 33개의 질환의 보유여부를 토대로 계산되었다.

(마) 건강관련 행위

건강관련 행위는 전술한대로 흡연영역, 음주영역, 체중관리영역, 일상적인 활동량 영역 및 규칙적 운동 수행 영역 등 5개 영역에서 현재 각 영역별 어느 정도의 행위를 하고 있는 지를 토대로 측정되었다. 각 영역에 대한 질문 내용 및 응답내용은 아래 <표 5-12>와 같다. 각 영역별 응답은 구간별 형태로 이루어져 있어 그 응답 값이 증가할수록 건강증진을 위한 활동을 보다 적극적으로 하고 있음을 나타낸다.

<표 5-12> 건강관련 행위를 측정하기 위해 이용한 설문항목

각 영역별 설문문항	응답구성
흡연: 현재 담배를 피우십니까?	1. 피우고 있다. 2. 과거에는 피웠지만 지금은 피우지 않고 있다. 3. 과거부터 현재 피운 경험이 없다.
음주: 평소에 술을 드	1. 마신다.

십니까?	2. 과거에는 마셨지만 지금은 마시지 않는다. 3. 과거부터 전혀 마시지 않는다.
체중관리: 현재 체중관리를 하고 계십니까?	1. 아니요. 체중관리를 하고 있지 않다. 2. 예. 체중관리를 하고 있으나 6개월 미만이다. 3. 예. 체중관리를 6개월 이상 하고 있다.
일상적인 활동량: 일상적인 활동량은 동년배에 비해 어떤 편이십니까?	1. 매우 적다. 2. 조금 적은 편이다. 3. 보통이다. 4. 조금 많은 편이다. 5. 매우 많다.
규칙적인 운동: 현재 운동을 규칙적으로 하고 계십니까?	1. 아니요. 앞으로 6개월 동안에는 규칙적으로 운동할 의사가 없다. 2. 아니요. 하지만 앞으로 6개월 이내에 규칙적인 운동을 할 예정이다. 3. 아니요. 하지만 다음 달부터 규칙적인 운동을 할 예정이다. 4. 예. 규칙적인 운동을 하고 있지만 6개월이 되지는 않았다. 5. 예. 6개월 이상 규칙적인 운동을 하고 있다.

#### 나. 추정모형

아래 식 (5-1)은 노인일자리사업의 참여여부 혹은 참여정도의 건강증진 효과를 추정하기 위해 사용된 모형이다.

$$HP_i = \beta_1 X_i + \beta_2 S_i + \beta_3 H_i + \beta_4 HRB_i + \sum_{t=5}^9 \beta_t D_{i,t} + \varepsilon_i \quad (\text{식 5-1})$$

위 식 (5-1)에서 하첨자  $i$ 는 표본을 구성하는 각 응답자를 나타내며  $t$ 는 노인일자리사업이 시행된 년도, 즉 2004년, 2005년, 2006년, 2007년 및 2008년을 의미한다.  $HP_i$ 는 위 추정식의 종속변수로, 전술했듯이 표본  $i$ 의 사업참여 전·후 건강상태의 변화 정도, 즉 의료기관 이용정도, 우울증상과 관련된 지수 및 5개 영역에서 측정된 건강증진활동 실천의 변화정도를 나타낸다. 독립변수로는 전술한대로, 표본  $i$ 의 사회경제적 요인( $X$ ), 사회관계( $S$ ), 건강상태( $H$ ), 건강관련 행위( $HRB$ )와 표본  $i$ 가  $t$ 년에 노인일자리사업에 참여한 여부 혹은 참여한 정도( $D$ ) 등을 선정했다. 여기서 동 사업의 참여 여부와 참여 정도를 구분하여 추정을 한 바, 참여 여부를 다를

경우  $D_i$ 는 Dummy 변수로 표현되었으며 참여 정도를 다룰 경우에  $D_i$ 는 전술한대로 참여 개월 수로 나타내었다. 그리고  $\varepsilon_i$ 는 오류항으로 정규분포함을 가정하였으며  $\beta_5$ 는 식 (5-1)의 추정을 통해 추정하고자 하는 모수(parameter)들이다.

위 식 (5-1)에서 노인일자리사업이 시작된 2004년부터 설문조사가 이루어진 2008년도까지의 각 연도별 참여여부 혹은 참여정도를 추정과정에 모두 고려함으로써 각 연도별 참여 여부 혹은 참여 정도가 사업 참여자의 건강증진 정도에 미치는 한계효과를 각기 비교 검토할 수 있어 사업참여기간의 단기적인 효과뿐만 아니라 장기적인 효과도 고찰할 수 있는 장점이 있을 것이다.

아울러 위 식 (5-1)을 통한 추정과정에서 고려해야할 부분은 앞서 언급하였듯이 종속변수로 선정한 변수들이 모두 서수적인 형태(Ordered Format)로 되어 있다는 것이다. 따라서 이러한 서수적인 형태의 응답을 기수적인 의미로 이해할 수 없기에 만일 위 식 (5-1)을 최소자승추정방법(Ordinary Least Square Method)로 이용하면 추정결과의 해석이 다소 제한적일 것이다. 따라서 본 보고서에서는 Ordered Probit Estimation Method를 준용하여 이러한 부분들을 고려하였다.

## 2. 추정결과 및 고찰

### 가. 노인일자리사업 참여가 의료기관 이용 정도의 변화에 미치는 영향

아래 <표 5-13>은 노인일자리사업참여 여부가 의료기관 이용 정도의 변화에 미치는 영향과 관계된 추정 결과를 나타낸다. 우선 노인일자리사업 참여여부가 의료기관 이용 정도의 변화에 미친 영향을 고찰해보면 2004년부터 2008년까지 모두 음의 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 비록 2004년부터 2006년도까지의 참여여부의 영향은 통계적으로 유의하지 않았

지만 2007년도 2008년도의 참여여부는 의료기관의 이용정도 변화에 유의한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이러한 결과는 전술하였듯이 고령인구층의 의료기관 이용 목적이 주로 질병치료 목적으로 이루어졌음을 감안할 때, 동 사업의 참여로 인한 참여집단의 건강증진 효과가 다소 존재했음을 의미한다.

그런데 2004년부터 2006년 코호트의 참가여부가 의료기관 이용 정도에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았으나 2007년도와 2008년 코호트의 참가여부가 미친 영향은 통계적으로 유의했다는 사실은 앞서 1절의 PSM 방법에 의한 분석에서 고찰할 수 없었던 연도별 코호트 특성이 의료기관 이용 정도의 변화에 미치는 효과를 고찰할 수 있었다는 면에서 의의가 있다. 환언하면 PSM 방법에 의한 분석에는 각 코호트별 특성이 통합적으로 고려되어 각 코호트의 개별 특성이 소멸되는 단점이 있지만, 사업참여자 집단을 참여시기별로 구분하여 연도별 코호트를 형성하고 이들 코호트들을 추정식의 독립변수로 각각 포함시켜 분석하면 연도별 코호트가 종속변수에 미친 영향을 분석할 수 있게 된다.

분석결과, 2007년도 및 2008년도에 사업에 참여한 코호트들의 의료기관 이용정도가 통계적으로 유의하게 감소했다는 것은 노인일자리사업에 비교적 최근에 참여한 참여자의 의료서비스 소비정도의 감소가 유의했다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 아래에 소개하는 두 가지의 함의를 갖는다. 첫째 노인일자리사업 참여로 인한 의료기관 이용정도의 감소효과는 장기간에 걸쳐 나타나는 효과라기보다는 단기에 나타나는 효과라는 사실을 나타낸다. 따라서 이러한 효과의 지속적인 유지를 위해 사업참여가 꾸준히 가능할 수 있는 정책적인 방안의 모색이 필요하다. 두 번째로 노인일자리사업이 최초로 시행된 2004년과 2005년의 경우에 비하여 2006년 이후에 동 사업의 내용적인 측면에 다소 변화가 있었다는 부분을 고려할 때, 이러한 사업내용적인 측면의 변화가 이들 코호트들의 상이한 결과를 도출하게 한 이유로 지적될 수 있다는 것이다. 2006년도 들어 동 사업에 참여할 수 있는 개월 수가 증가했으며, 공익형, 교육형 및 복지형에 할당되는 예

산의 비율이 조정되었음을 고려할 때, 이러한 변화가 2006년 이후 코호트와 2006년 이전 코호트의 상이한 효과를 낳게 했으리라 생각할 수 있다.

<표 5-13> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여여부

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	-0.3423**	0.1713	-2.00	0.046
연령	-0.0156	0.0126	-1.23	0.218
교육정도	0.0955*	0.0570	1.67	0.094
총가구소득	$2.26 \times 10^{-5}$	$5.9 \times 10^{-5}$	0.38	0.702
총가구원수	-0.0123	0.0569	-0.22	0.829
주관적인 경제상태	-0.0285	0.0702	-0.41	0.685
고용유무	-0.2431	0.1562	-1.56	0.120
거주형태	-0.0675	0.1386	-0.49	0.626
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.0032	0.0288	-0.11	0.911
친구와의 관계	-0.0260	0.0195	-1.33	0.183
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	0.1263	0.1596	0.79	0.429
현재 건강상태	-0.1525	0.1635	-0.93	0.351
보유 만성질환 수	-0.0913	0.0604	-1.51	0.131
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.0469	0.1117	-0.42	0.674
현재 음주 정도	-0.0016	0.0759	-0.02	0.982
현재 체중관리 정도	-0.0790	0.0761	-1.04	0.300
현재 일상적인 활동량 정도	0.0839	0.0785	1.07	0.285
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0489	0.0393	1.24	0.214
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	-0.0609	0.2937	-0.21	0.836
2005년도 참여여부	-0.0865	0.2873	-0.30	0.381
2006년도 참여여부	-0.1408	0.2105	-0.67	0.503
2007년도 참여여부	-0.2629*	0.1504	-1.74	0.087
2008년도 참여여부	-0.3457**	0.1574	-2.20	0.028
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.0516			

그리고 사회경제적인 변수 중에서 의료기관 이용정도의 변화에 유의한 영향을 미친 변수로는 응답자의 성별(Gender)을 들 수 있다. 추정치가 음의 값을 갖고 있음을 고려할 때, 남성에게 비해 여성의 경우 동 사업에 참여하기 이전에 비해 참여한 이후 의료기관의 이용 정도의 변화가 더욱 크게 감소했음을 알 수 있다. 일반적으로 의료기관 이용에 영향을 미치는 다른 요인들, 즉 상병상황이나 경제적인 수준 등을 통제한 상태에서 남성에게 비해 여성이 더욱 자주 의료기관을 이용하는 경향이 있음을 주장한 선행연구들(Grossman, 1972; Lim, 2007)을 고려해볼 때, 동 사업참여와 관련한 건강증진 효과가 더욱 크게 존재하고 있음을 예상해볼 수 있을 것이다. 즉 의료기관을 더욱 빈번하게 이용할 경향이 있는 여성 노인의 경우 노인일자리사업 참여여부와 관련한 의료기관 이용정도의 변이 정도(Degree of Variation)가 남성 노인에 비해 컸다는 사실은 동 사업참여로 인해 여성노인의 건강수준이 향상되어 의료기관을 이용하는 정도가 더욱 감소했음을 나타낸다고 볼 수 있다.

이외 사회관계나 건강관련 행위 그리고 건강상태가 의료기관의 이용정도 변화에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 앞서 1절에서 논의한 PSM 방법에 의한 분석결과와 일맥상통하는 부분이 있다고 할 수 있다.

다음으로 노인일자리사업 참여정도가 의료기관 이용정도의 변화에 미친 영향을 추정한 결과가 아래 <표 5-14>에 제시되어 있다. 앞서 동 사업참여 여부가 의료기관 이용정도의 변화에 미친 영향을 추정한 결과와 마찬가지로 2004년부터 2008년도까지 동 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 의료기관 이용정도는 감소했다. 비록 2004년도부터 2006년까지의 추정치는 통계적으로 유의하진 않았지만 2007년도와 2008년도의 경우 유의하게 사업에 참여한 개월 수가 길수록 의료기관 이용정도의 감소폭이 컸다. 이러한 추정결과는 앞서 동사업의 참여여부를 대상으로 분석하여 얻은 결과와 비슷한 모습을 보이는 것으로 각 연도별 코호트의 특성이 나타난 것으로 해석할 수 있다.

그리고 사회경제적인 변수 중에서 의료기관 이용정도의 변화에 유의한 영향을 미친 변수로 여전히 응답자의 성별(Gender)을 들 수 있었다. 따라서 앞서 언급한대로 동 사업참여로 인한 건강증진효과가 상당부분 존재하고 있음을 알 수 있으며, 앞서 노인일자리사업의 참여여부를 다루었던 경우와 마찬가지로 사회관계나 건강관련 행위 그리고 건강상태가 의료기관의 이용정도 변화에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았다.

그런데 앞서 논의한 노인일자리사업의 참여여부 혹은 참여정도가 의료기관의 이용정도의 변화에 미친 영향을 분석함에 있어 유의해야 할 사항은, 사업참여로 인한 의료기관 이용정도의 변화를 해석함에 있어 사업에 참여한 참여자의 참여 동기를 고려해야 한다는 것이다. 만일 사업에 참여한 동기가 경제적인 이유에 있다면 자신 혹은 가구의 생계를 위한 목적으로 사업에 참여했다면 이들 참여자의 경우 사업참여로 인한 건강증진효과와 관계없이 의료기관의 이용정도가 감소했을 수도 있을 것이다. 이들 참여자 집단의 경우 건강수준과 관계없이 경제적인 문제가 의료기관의 이용에 더욱 커다란 장애 요소가 될 것임을 고려할 때, 이러한 부분에 대한 통제가 필요할 것으로 생각할 수 있다.

<표 5-14> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여 정도

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	-0.3426**	0.1707	-2.01	0.045
연령	-0.0157	0.0126	-1.25	0.213
교육정도	0.0931	0.0569	1.63	0.102
총가구소득	$2.64 \times 10^{-5}$	$5.88 \times 10^{-5}$	0.45	0.654
총가구원수	-0.0122	0.0568	-0.22	0.829
주관적인 경제상태	-0.0386	0.0697	-0.55	0.579
고용유무	-0.2710*	0.1576	-1.72	0.085
거주형태	-0.0621	0.1383	-0.45	0.653
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.0012	0.0289	-0.04	0.965
친구와의 관계	-0.0262	0.0195	-1.34	0.179
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	0.1252	0.1595	0.78	0.432
현재 건강상태	-0.1536	0.1633	-0.94	0.347
보유 만성질환 수	-0.0827	0.0602	-1.37	0.169
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.0517	0.1115	-0.46	0.643
현재 음주 정도	-0.0056	0.0757	-0.07	0.940
현재 체중관리 정도	-0.0789	0.0761	-0.07	0.940
현재 일상적인 활동량 정도	0.0869	0.0785	1.11	0.268
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0512	0.0392	1.30	0.192
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	-0.0148	0.0447	-0.33	0.740
2005년도 참여 개월 수	-0.0162	0.0420	-0.38	0.667
2006년도 참여 개월 수	-0.0176	0.0292	-0.60	0.704
2007년도 참여 개월 수	-0.0331**	0.0148	-2.23	0.025
2008년도 참여 개월 수	-0.0531*	0.0274	-1.93	0.053
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.0490			

따라서 본 보고서에서는 노인일자리사업에 참여한 동기를 묻는 설문조사 문항에 대한 응답내용을 토대로 전체 표본을 두 집단으로 나누었다. 즉 참여 동기를 묻는 설문조사 항목에 생계비 마련 혹은 용돈 마련이라고 응답한 집단과 기타 항목, 사회참여, 건강증진/유지, 소외감 해소, 자기발전, 여가활용, 및 기타로 응답한 집단으로 나누어 앞서 시행한 노인일자리사업 참여 여부 혹은 참여 정도가 의료기관 이용정도의 변화에 미치는 영향을 추정하였다. 추정결과는 아래 <표 5-15>에 제시되어 있다.

우선 노인일자리사업 참여 여부의 효과를 보면, 두 집단 모두 2004년부터 2008년까지 모두 참여 정도를 나타내는 회귀계수가 음의 값을 나타내고 있다. 비록 통계적 유의성은 2008년 코호트의 경우에만 확보되어 최소한 2008년 코호트의 경우 동 사업의 참여 여부가 의료기관 이용정도의 변화에 유의한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 따라서 참여 동기의 차이에 의해 노인일자리사업의 참여 여부가 의료기관의 이용정도의 변화에 미치는 영향이 편이될(bias) 될 가능성은 다소 적다고 판단된다.

또한 노인일자리사업의 참여 정도가 의료기관 이용정도의 변화에 미친 영향을 추정한 결과, 동 사업의 참여 여부를 놓고 분석한 경우와 거의 흡사한 결과가 도출되었다. 즉 두 집단 모두 2004년부터 2008년까지 모두 음의 회귀계수 값이 산출되었으며, 비록 2004년부터 2007년까지의 회귀계수의 값은 통계적으로 유의하지 않았지만 2008년의 경우 두 집단 모두 노인일자리사업 참여 정도가 통계적으로 유의하게 참여자의 의료기관 이용정도를 감소시키는 효과가 있었다.

따라서 이를 통해, 설령 노인일자리사업에 경제적인 이유로 참여한 참여자라고 하더라도 건강수준이 증진되어 의료기관의 이용정도가 다소 감소했다는 사실을 추론해볼 수 있다.

<표 5-15> 의료기관 이용정도 변화: 일자리사업 참여 동기별 분석

변수	동기: 경제적 목적(생계비 용돈 마련)		동기: 기타(사회참여, 건강증진 등)	
	coefficient	standard error	coefficient	standard error
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	-0.0561	0.0648	-0.6597	0.5401
2005년도 참여여부	-0.0489	0.0602	-0.4082	0.5725
2006년도 참여여부	-0.0370	0.0419	-0.0071	0.4646
2007년도 참여여부	-0.0257	0.0281	-0.0272	0.4135
2008년도 참여여부	-0.0453*	0.0270	-1.0687*	0.6004
Sample size	786		240	
Pseudo R square	0.0548		0.1628	
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	-0.0636	0.0650	-0.1325	0.0859
2005년도 참여 개월 수	-0.0646	0.0586	-0.0938	0.0894
2006년도 참여 개월 수	-0.0308	0.0381	-0.0429	0.0712
2007년도 참여 개월 수	-0.0098	0.0151	-0.0570	0.0580
2008년도 참여 개월 수	-0.0567*	0.0330	-0.1730*	0.1006
Sample size	786		240	
Pseudo R square	0.0899		0.1862	

나. 노인일자리사업 참여가 우울증상 개선정도의 변화에 미치는 영향

본 보고서에서는 참여자의 건강수준이 증진되었는지 여부를, 사업 참여 전·후 우울증상이 어느 정도 변화하였는지의 여부로 측정하고 노인일자리사업 참여 여부 혹은 참여 정도가 이러한 우울증상의 변화 정도에 미친 영향을 추정한 결과가 아래 <표 5-16>과 <표 5-17>에 제시되어 있다.

앞서 고찰한 의료기관의 이용정도의 변화 경우와 마찬가지로 우울증상의 변화도 기수적 관점에서 측정되었기보다 서수적 관점에서 측정되었기에 추정방법으로는 Ordered Probit Model을 사용하였다. 우선 아래 <표 5-16>에는 노인일자리사업 참여 여부가 우울증상의 변화에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 동 사업의 참여여부가 우울증상의 변화에 미친 영향은 2004년과 2005년의 경우 양의 효과, 2006년부터 2008년까지 음의 효과가 도출되었다. 그리고 2007년도와 2008년도의 효과는 통계적으로 유의하였으며 다른 연도의 효과는 유의하지 않았다. 우울증상의 존재

여부로 측정된 정신건강상태는 이들 수치가 증가할수록 비교적 안 좋은 상태에 있음을 의미하기 때문에, 이러한 결과는 노인일자리사업에 참여한 횟수가 증가할수록 우울증상의 호전여부로 판단한 정신건강수준이 상당부분 제고되었음을 의미한다. 즉 사업시행이 이루어진 초창기, 2004년 혹은 2005년에는 동 사업참여로 인한 정신건강수준의 개선효과가 존재하지 않았고 또한 통계적으로 유의하지 않았지만 사업이 시행된 지 어느 정도의 시간이 지난 2007년도와 2008년도의 경우 이들 효과가 존재했으며 유의했다고 할 수 있다. 이들 결과 또한 2006년을 분기점으로 이후 코호트와 이전 코호트별로 상이한 특성이 존재하기 때문에 각 연도별 코호트의 효과의 통계적 유의성에 있어 다른 결과가 나온 것으로 해석할 수 있으며, 이들 효과가 2007년 및 2008년에만 유의했다는 것은 동 사업참여로 인한 건강증진효과가 다소 단기적인 모습을 나타낸다고 할 수 있다.

아울러 가족구성원 혹은 친구와의 관계가 좋은 참여자일수록 우울증상이 통계적으로 유의하게 개선된 것을 확인할 수 있어 추정결과에 대한 신뢰도를 제고할 수 있었다. 또한 사회경제적 요인들 중에는 교육수준이 높을수록, 주관적으로 판단한 경제상태가 양호할수록, 그리고 고용상태에 있을수록 우울증상의 통계적으로 유의하게 개선되었다. 하지만 일반적인 건강상태를 나타내는 변수들의 영향은 발견되지 않았다. 특이할 만한 사항은 건강관련 행위를 나타내는 변수들 중, 규칙적인 운동 수행 정도가 높을수록 우울증상의 개선정도가 유의하게 이루어졌다는 것이다. 일반적으로 규칙적인 운동 수행이 우울증상에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 고려할 때, 이러한 추정결과는 이러한 사실들을 입증할 수 있는 논거들로 거론될 수 있을 것이다.

노인일자리사업의 참여 정도가 우울증상의 개선 정도에 미친 효과를 추정한 결과가 <표 5-17>에 제시되어 있다. 앞서 동 사업의 참여 여부가 우울증상의 개선 정도에 미친 효과의 경우와 마찬가지로 동 사업의 참여 정도가 증가할수록 우울증상의 개선 효과는 상당부분 존재했다. 여전히 사업시행 초창기인 2004년, 2005년도에는 그 효과가 존재하지 않았고 통계적으로 유의하지 않았지만, 2006년도부터 유의 효과가 발견되었고 2008년

도의 경우 통계적으로 유의한 음의 효과가 발견되었다.

<표 5-16> 정신적 건강상태의 변화: 우울증상의 변화 (일자리사업 참여여부)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.1746	0.2559	0.68	0.495
연령	0.2065	0.0190	1.09	0.277
교육정도	-0.3575***	0.0828	-4.31	0.000
총가구소득	$5.23 \times 10^{-6}$	$8.6 \times 10^{-5}$	0.06	0.952
총가구원수	-0.0599	0.0813	-0.74	0.461
주관적인 경제상태	-0.3767***	0.1030	-3.65	0.000
고용유무	-0.5035**	0.2372	-2.12	0.034
거주형태	-0.0034	0.2043	-0.02	0.987
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.2728***	0.0288	-9.46	0.000
친구와의 관계	-0.0937**	0.0442	-2.12	0.034
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.1979	0.2431	-0.81	0.416
현재 건강상태	-0.3103	0.2466	-1.26	0.209
보유 만성질환 수	0.1213	0.0913	1.33	0.184
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.2689	0.1651	-1.63	0.104
현재 음주 정도	0.1526	0.1110	1.38	0.169
현재 체중관리 정도	0.0752	0.1112	0.68	0.499
현재 일상적인 활동량 정도	-0.1879	0.1170	-1.61	0.109
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.2129***	0.0570	3.73	0.000
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.2792	0.4443	0.63	0.530
2005년도 참여여부	0.2050	0.4236	0.48	0.628
2006년도 참여여부	-0.2342	0.3110	-0.75	0.452
2007년도 참여여부	-0.3796*	0.2289	-1.66	0.098
2008년도 참여여부	-0.4515**	0.2236	-2.01	0.044
Sample size	1,167			
R square	0.2897			

또한 전술한 경우와 마찬가지로 가족구성원 혹은 친구와의 관계가 좋은 참여자일수록 우울증상이 통계적으로 유의하게 개선된 것을 확인할 수 있었으며, 교육수준이 높을수록, 주관적으로 판단한 경제상태가 양호할수록, 그리고 고용상태에 있을수록 우울증상의 통계적으로 유의하게 개선되었음을 알 수 있었다.

그리고 여전히 규칙적으로 운동하는 정도가 증가할수록 우울증상의 개선효과는 통계적으로 유의했다.

<표 5-17> 정신적 건강상태의 변화: 우울증상의 변화 (일자리사업 참여정도)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.1853	0.2558	0.72	0.469
연령	0.0201	0.0190	1.06	0.290
교육정도	-0.3644***	0.0827	-4.40	0.000
총가구소득	$4.01 \times 10^{-6}$	$8.6 \times 10^{-5}$	0.05	0.963
총가구원수	-0.0650	0.0813	-0.80	0.424
주관적인 경제상태	-0.3836***	0.1027	-3.73	0.000
고용유무	-0.4920**	0.2394	-2.05	0.040
거주형태	0.0027	0.2042	0.01	0.989
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.2748***	0.0288	-9.53	0.000
친구와의 관계	-0.0970**	0.0443	-2.19	0.029
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.1878	0.2432	-0.77	0.440
현재 건강상태	-0.3239	0.2466	-1.31	0.189
보유 만성질환 수	0.1155	0.0913	1.26	0.206
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.2704	0.1651	-1.64	0.102
현재 음주 정도	0.1534	0.1110	1.38	0.168
현재 체중관리 정도	0.0797	0.1114	0.72	0.475
현재 일상적인 활동량 정도	-0.1908	0.1172	-1.63	0.104
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.2154***	0.0571	3.77	0.000
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.0227	0.0679	0.34	0.737
2005년도 참여 개월 수	0.0629	0.0625	1.01	0.314
2006년도 참여 개월 수	-0.0644	0.0432	-1.49	0.136
2007년도 참여 개월 수	-0.0150	0.0211	-0.71	0.476
2008년도 참여 개월 수	-0.0671*	0.0391	-1.71	0.087
Sample size	1,167			
R square	0.2888			

## 다. 노인일자리사업 참여가 건강증진활동 실천정도의 변화에 미치는 영향

전술한대로 본 보고서에는 노인일자리사업의 참여로 인한 건강증진 효과를 측정하기 위해 의료기관 이용 정도의 변화뿐만 아니라 건강증진활동의 실천 정도의 변화를 고찰하였다. 건강증진활동은 앞서 언급한대로 모두 다섯 개의 영역으로 구성되어 있으며 각 영역에 있어 노인일자리사업의 참여 여부 혹은 참여 정도가 미친 영향을 고찰하기 위해 앞서와 마찬가지로 종속변수의 특성을 감안하여 Ordered Probit Model을 이용하여 추정하였고 이하에서는 각 영역별 추정결과를 소개하였다.

### (1) 흡연영역

흡연영역의 경우, 우선 언급되어야 할 사항은 분석대상 표본을 현재 흡연하고 있는 사람들로 국한시켰다는 것이다. 흡연자들만을 대상으로 분석을 수행한 이유는 비흡연자의 비율이 약 89.5%로 지나치게 많아 이들을 모두 분석에 포함시켰을 경우 분포상의 특이점(Left skewed)으로 인해 불편추정치(unbiased estimate)를 얻기 곤란하기 때문이다. 따라서 “현재 담배를 피우십니까?” 라는 질문에 “피우고 있다”는 응답을 보인 응답자들만을 대상으로 분석을 수행하였으며 분석에 포함된 총 표본은 128명이었다. 아울러 건강상태를 나타내는 변수 중 현재 흡연여부를 나타내는 변수를 분석에서 제외하여 분석의 일관성을 도모하였다.

아래 <표 5-18>은 노인일자리사업 참여 여부가 응답자의 흡연량 변화 정도에 미친 영향을 추정한 결과를 나타낸다. 전술하였듯이 흡연량 변화 정도를 묻는 문항에 대해 5점 척도로 측정된 응답 내용을 종속변수로 동사업의 참여 여부가 흡연량 변화 정도에 미친 영향을 분석한 결과 2004년도의 경우를 제외하고는 사업에 참여한 응답자의 흡연량 감소 정도가 더욱 많았다<sup>24)</sup>. 그렇지만 모든 추정치의 통계적 유의성은 확보되지 못하였

24) 전술하였듯이, 흡연량 변화 정도는 ①많이 감소했다, ②약간 감소했다, ③별 변화 없다, ④약간 증가했다, ⑤많이 증가했다 등으로 측정되었기에 <표 18>에 나타난 음의

기 때문에 이들 결과를 해석함에 있어 주의를 기울일 필요가 있을 것이다. 통계적 유의성이 확보되지 못한 이유로 거론될 수 있는 것은, 표본수가 다소 적었다는 것과 흡연행위의 경우 다른 영역대비 행위에 대한 중독성이 심하기 때문에 지속적으로 흡연해 온 흡연자들의 응답내용의 변이정도(degree of variation)가 다소 작은 것 등을 언급할 수 있을 것이다. 2004년의 경우 양의 계수가 도출된 이유는 노인일자리사업이 2004년에 처음으로 시행되어 동 사업이 안정적으로 시행되지 못해 사업 참여도가 다소 미흡하여 전체 표본 중, 2004년에 참가한 표본의 수가 적었기 때문으로 예상된다.

기타 사회경제적 변수 중에선 교육정도가 통계적으로 유의한 음의 영향을 미쳤다. 이는 교육정도가 증가할수록 흡연량의 감소가 이루어졌음을 의미하는 것으로 만일 교육정도를 흡연행위로 인한 건강상의 폐해에 대한 인지도를 나타내는 대리변수(proxy variable)로 인식할 수 있다면, 흡연으로 인한 여러 폐해를 교육시키는 방안이 흡연량 감소를 위한 효과적인 대책이 될 수 있음을 나타낸다고 할 수 있다.

---

추정계수가 나타내는 의미는 사업 참여 여부가 흡연량 감소에 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다.

<표 5-18> 건강증진 행위 변화: 흡연행위(일자리사업 참여여부)1)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.3086	0.1944	1.59	0.116
연령	-0.0133	0.0092	-1.44	0.152
교육정도	-0.0650*	0.0374	-1.74	0.086
총가구소득	$7.6 \times 10^{-7}$	$5.59 \times 10^{-5}$	0.01	0.989
총가구원수	-0.0078	0.0461	-0.17	0.866
주관적인 경제상태	-0.0152	0.0528	-0.29	0.773
고용유무	-0.1399	0.0976	-1.43	0.155
거주형태	0.0363	0.0929	0.39	0.696
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0089	0.0128	0.70	0.487
친구와의 관계	-0.0227	0.0228	-0.99	0.323
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0289	0.0998	-0.29	0.773
현재 건강상태	-0.0028	0.0974	-0.03	0.977
보유 만성질환 수	-0.0489	0.0521	-0.94	0.350
<b>건강관련 행위</b>				
현재 음주 정도	-0.0022	0.0509	-0.04	0.965
현재 체중관리 정도	0.0272	0.0588	0.46	0.645
현재 일상적인 활동량 정도	0.0246	0.0581	0.42	0.672
현재 규칙적인 운동수행 정도	-0.0081	0.0242	-0.33	0.739
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.4438	0.2792	1.59	0.115
2005년도 참여여부	-0.0553	0.2767	-0.20	0.842
2006년도 참여여부	-0.1811	0.1789	-1.01	0.314
2007년도 참여여부	-0.0600	0.1245	-0.48	0.631
2008년도 참여여부	-0.1455	0.0964	-1.51	0.135
Sample size	128			
R square	0.2067			

다음으로 노인일자리사업 참여 정도가 흡연량 변화에 미친 영향을 추정  
한 결과가 아래 <표 5-19>에 제시되어 있다. 앞서 동 사업 참여 여부를  
대상으로 했던 분석결과와 상당부분 일치한 결과가 도출되었는데, 우선  
사업 참여 정도를 나타내는 변수는 2004년의 경우를 제외하고는 음의 효  
과를 나타내어 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 흡연량이 감소하는  
효과가 있음을 나타내고 있다. 하지만 앞서의 경우와 마찬가지로 모든 추  
정치의 통계적 유의성이 확보되지 못했기에 이들 결과의 해석에는 상당한  
주의가 요망된다.

<표 5-19> 건강증진 행위 변화: 흡연행위 (일자리사업 참여정도)<sup>1)</sup>

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.3168	0.1945	1.62	0.108
연령	-0.0143	0.0092	-1.54	0.216
교육정도	-0.0656*	0.0373	-1.76	0.082
총가구소득	$5.19 \times 10^{-6}$	$5.6 \times 10^{-5}$	0.09	0.926
총가구원수	-0.0119	0.0461	-0.26	0.797
주관적인 경제상태	-0.0193	0.0528	-0.37	0.714
고용유무	-0.1438	0.0981	-1.47	0.146
거주형태	0.0494	0.0940	0.53	0.600
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0101	0.0128	0.79	0.432
친구와의 관계	-0.0255	0.0229	-1.11	0.269
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0265	0.1003	-0.26	0.797
현재 건강상태	-0.0068	0.0976	-0.07	0.944
보유 만성질환 수	-0.0475	0.0525	-0.91	0.368
<b>건강관련 행위</b>				
현재 음주 정도	-0.0022	0.0514	-0.04	0.965
현재 체중관리 정도	0.0251	0.0592	0.42	0.672
현재 일상적인 활동량 정도	0.0361	0.0585	0.26	0.538
현재 규칙적인 운동수행 정도	-0.0077	0.2422	-0.32	0.748
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.0644	0.0411	1.57	0.120
2005년도 참여 개월 수	-0.0017	0.0398	-0.04	0.965
2006년도 참여 개월 수	-0.0316	0.0254	-1.25	0.216
2007년도 참여 개월 수	-0.0042	0.0168	-0.25	0.803
2008년도 참여 개월 수	-0.0157	0.0180	-0.87	0.387
Sample size	128			
R square	0.2017			

사회경제적 변수들 중에서는 앞서와 마찬가지로 교육정도가 증가할수록 흡연량의 감소가 통계적으로 유의하게 이루어졌으며, 기타 건강상태 및 건강관련 행위가 흡연량의 변화에 유의한 영향을 끼치지 않는 것으로 나타났다.

## (2) 음주영역

다음으로 음주영역에 대한 분석결과가 아래 <표 5-20>과 <표 5-21>에 제시되어 있다. 앞서 흡연영역의 경우와 마찬가지로 현재 음주하고 있는 응답자들만을 대상으로 분석을 수행하였으며 분석에 이용된 총 표본은 342명으로 전체의 28% 정도를 차지하였다. 아울러 분석의 일관성을 도모하기 위해 건강관련 항목을 나타내는 변수 중, 현재 음주 여부를 나타내는 변수는 분석에서 제외하였다.

우선 사업 참여 여부가 음주량 변화에 미친 영향을 분석한 <표 5-20>을 고찰해보면, 앞서 흡연영역의 추정결과가 마찬가지로 2004년도의 경우를 제외한 모든 연도에서 사업에 참여한 이들의 음주량이 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노인일자리사업의 참여를 통해 건강증진활동의 실천 정도가 증가하여 참여 집단의 건강증진이 이루어질 가능성이 상당부분 있음을 나타낸다. 그렇지만 이들 추정치의 통계적인 유의성이 확보되지 못했기 때문에 이들 결과의 해석에 주의를 기울여야 할 것이다. 2004년 경우가 다소 예외적이었다는 것은 앞서 흡연영역에서 설명하였듯이 사업의 내용적인 측면에서 아직 완성되지 못한 부분이 있어 사업참여 정도가 다소 미흡했고 따라서 전체 표본 중 2004년에 참여한 참여자의 비율이 다소 낮았기 때문이다.

사회경제적인 변수나 건강상태 변수는 음주량의 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그렇지만 건강관련 행위를 나타내는 여러 변수들 중 현재 흡연하고 있다고 응답한 응답자의 경우 통계적으로 유의하게 음주량의 변화가 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현재 흡연하고 있는 흡연자의 경우 비흡연자에 비해 음주량이 더욱

증가하는 방향으로 변화했다는 것을 의미한다. 흡연자의 경우 음주할 기회가 더욱 많이 되고 이로 인해 건강상의 폐해가 더욱 크다고 예상할 수 있다<sup>25)</sup>. 앞서 흡연영역 부분에서 교육수준이 증가할수록 흡연량 감소가 유의하게 발생했음을 고려할 때, 금연교육을 통해 흡연량의 감소뿐만 아니라 음주량의 감소 또한 기대할 수 있으므로 금연교육 내용을 구성할 때, 흡연행위와 음주행위를 같이 고려할 필요가 있을 것이다.

그리고 동 사업의 참여 정도가 음주량 변화에 미친 영향을 추정한 결과가 아래 <표 5-21>에 제시되어 있다. 앞서 사업의 참여 여부와 관련한 추정결과가 마찬가지로 2004년도의 경우를 제외한 모든 연도에서 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 음주량의 감소정도가 커지는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 결과는 노인일자리사업의 참여를 통한 건강증진활동의 실천 정도가 증가하는 것을 시사해주는 것으로 해석할 수 있다. 그렇지만 이들 추정치의 통계적인 유의성이 확보되지 못했기 때문에 이들 결과의 해석에 주의를 기울여야 할 것이다.

---

25) 물론 앞서 흡연영역의 경우, 음주행위의 흡연량 감소에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았고 또한 그 방향도 음주자의 경우 흡연량이 감소하는 것으로 도출되어 다소 상반된 모습을 보이고 있지만 선행연구(Kenkel, 1994)에 의하면 흡연행위가 음주량에 미치는 효과는 존재하나 음주행위가 흡연량에 미치는 효과는 유의하지 않다고 주장하여 각 행위의 동기가 다소 상이하다고 주장하고 있다.

<표 5-20> 건강증진 행위 변화: 음주행위 (일자리사업 참여여부)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.1455	0.3241	0.45	0.653
연령	0.0039	0.0261	0.15	0.879
교육정도	0.0941	0.1127	0.84	0.403
총가구소득	$4.82 \times 10^{-5}$	$9.94 \times 10^{-5}$	0.49	0.627
총가구원수	-0.0534	0.1040	-0.51	0.608
주관적인 경제상태	<b>-0.1250</b>	0.1371	-0.91	0.362
고용유무	-0.2099	0.3338	-0.63	0.529
거주형태	-0.2265	0.3122	-0.73	0.468
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0460	0.0386	1.19	0.233
친구와의 관계	-0.0628	0.0566	-1.11	0.267
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	0.1650	0.3529	0.47	0.640
현재 건강상태	-0.6713	0.3605	-0.19	0.852
보유 만성질환 수	-0.0005	0.1234	-0.00	0.996
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.2519*	0.1517	1.66	0.097
현재 체중관리 정도	-0.0123	0.1406	-0.09	0.930
현재 일상적인 활동량 정도	-0.1070	0.1601	-0.67	0.504
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0521	0.0784	0.66	0.506
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.9401	0.6016	1.56	0.118
2005년도 참여여부	-0.5379	0.5607	-0.96	0.337
2006년도 참여여부	-0.0638	0.3918	-0.16	0.871
2007년도 참여여부	-0.1159	0.3002	-0.39	0.699
2008년도 참여여부	-0.1404	0.3039	-0.46	0.644
Sample size	342			
Pseudo R square	0.0769			

사회경제적인 변수나 건강상태 변수는 음주량 변화 정도에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났지만 앞서의 경우와 마찬가지로 건강관련 행위를 나타내는 여러 변수들 중 현재 흡연하고 있다고 응답한 응답자의 경우 통계적으로 유의하게 음주량의 변화가 증가하는 것으로 나타나 흡연자의 경우 비흡연자에 비해 음주량이 더욱 증가하는 방향으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

<표 5-21> 건강증진 행위 변화: 음주행위 (일자리사업 참여정도)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.1672	0.3241	0.52	0.606
연령	0.0022	0.0260	0.09	0.930
교육정도	0.0761	0.1136	0.67	0.503
총가구소득	$6.77 \times 10^{-5}$	$9.93 \times 10^{-5}$	0.68	0.495
총가구원수	-0.0693	0.1040	-0.67	0.505
주관적인 경제상태	-0.1383	0.1370	-1.01	0.313
고용유무	-0.2235	0.3385	-0.66	0.509
거주형태	-0.2290	0.3120	-0.73	0.463
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0478	0.0387	1.23	0.217
친구와의 관계	-0.0648	0.0566	-1.14	0.252
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	0.1688	0.3510	0.48	0.631
현재 건강상태	-0.0574	0.3596	-0.16	0.873
보유 만성질환 수	0.0019	0.1236	0.02	0.987
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.2477*	0.1504	1.65	0.098
현재 체중관리 정도	-0.0196	0.1413	-0.14	0.889
현재 일상적인 활동량 정도	-0.1035	0.1602	-0.65	0.518
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0545	0.0787	0.69	0.488
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.1450	0.0896	1.62	0.106
2005년도 참여 개월 수	-0.0936	0.0822	-1.14	0.255
2006년도 참여 개월 수	-0.0096	0.0540	-0.18	0.858
2007년도 참여 개월 수	-0.0027	0.0413	-0.07	0.947
2008년도 참여 개월 수	-0.0303	0.0535	-0.57	0.571
Sample size	342			
Pseudo R square	0.0768			

### (3) 체중관리 영역

노인일자리사업 참여로 인한 체중변화 정도에 미친 영향을 추정한 결과는 아래 <표 5-22>와 <표 5-23>에 제시되어 있다. 앞서 흡연 및 음주 영역과 달리 이 영역에서는 모든 표본을 분석 대상으로 하여 분석을 수행하였다. 또한 분석상의 일관성을 유지하기 위해 건강관련 행위를 나타내는 변수 중 현재 체중관리 여부 및 정도를 묻는 문항을 분석에서 제외하였다.

우선 아래 <표 5-22>에서는 노인일자리사업 참여 여부가 체중변화 정도에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 2004년도의 경우를 제외하고 동 사업의 참여가 응답자의 체중을 감소시키는 방향으로 영향을 미쳤음을 알 수 있으며, 특히 2007년도와 2008년도의 경우는 그 영향이 통계적으로 유의했다. 일반적으로 과체중 혹은 비만이 만성질환의 주된 원인을 고려할 때, 동 사업의 참여로 인한 체중감소는 참여자의 건강수준을 제고한 것으로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 응답자의 건강상태를 나타내는 변수들 중, 현재 보유하고 있는 만성질환의 수가 증가할수록 통계적으로 유의하게 체중변화가 감소하는 방향으로 이루어졌다는 사실을 통해 확인할 수 있을 것이다. 아울러 그 영향이 최근에 사업에 참여한 2007년과 2008년 코호트에서만 통계적으로 유의했다는 사실은 노인일자리사업의 건강증진 효과가 다소 단기적인 면을 갖고 있음을 나타낸다.

사회경제적인 변수들 중에선 총 가구소득과 총 가구원 수가 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 즉 총 가구소득이 증가할수록 그리고 총 가구원 수가 감소할수록 체중변화가 증가하는 방향으로 이루어졌는데, 이러한 결과는 가구소득이 증가할수록 그리고 가구구성원의 수가 감소할수록 외식횟수가 증가할 수 있다는 기존 연구결과(Jo and Lim, 2009)와 일맥상통하는 결과로 추정할 수 있다. 비록 외식을 통해 소비하는 음식의 질(quality)에 대한 부분을 알 수 없지만 집에서 먹는 음식과 비교했을 때, 외식을 통해 구입하는 음식의 질이 다소 낮다는 사실을 감안하면 본 보고서의 추정결과가 이해될 수 있을 것이다.

아울러 특이할만한 사항은 사회관계를 나타내는 변수들 중 가족구성원과의 관계가 친밀할수록 체중변화가 증가하는 방향으로 영향을 미쳤다는 것이다. 가족구성원에 대한 신뢰 및 가족구성원이 자신을 잘 보살펴주며 노후부양을 가족에게 맡길 수 있다고 생각하는 노인일수록 체중변화가 증가했다고 응답한 바, 이는 가족 내에서 가족 구성원 간 친밀도가 노인구성원의 식사습관 혹은 섭취하는 음식물 종류에 영향을 미치며 아울러 노인구성원의 심리적인 부담을 덜어주는 방향으로 작용했을 것으로 추론할 수 있다. 그렇지만 체중증가의 원인이 섭취하는 음식물의 질에 의해서도 결정되며 전술한대로 설문조사 항목 중, 섭취하는 음식물의 질적인 부분에 대해 알 수 있는 부분이 없으므로 앞서 언급한 해석에 일반화에는 주의를 기울여야 할 것이다.

또한 건강관련 변수들 중, 현재 일상적인 활동량이 증가할수록 체중감소가 유의하게 이루어졌다는 사실은 노인일자리사업이 일상적인 활동량을 증가시키는 한 원인임을 감안할 때, 동 사업의 체중감소 효과를 짐작케 하는 것이라고 해석할 수 있다.

<표 5-22> 건강증진 행위 변화: 체중관리 (일자리사업 참여 여부)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	-0.1897	0.1643	-1.15	0.248
연령	0.0040	0.0121	0.34	0.737
교육정도	0.0857	0.0534	1.60	0.109
총가구소득	0.0001**	$5.58 \times 10^{-5}$	2.04	0.042
총가구원수	-0.1406***	0.0505	-2.78	0.005
주관적인 경제상태	0.0189	0.0657	0.29	0.774
고용유무	0.5061	0.1604	0.35	0.726
거주형태	0.1388	0.1285	1.08	0.280
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0314*	0.0183	1.71	0.087
친구와의 관계	-0.0235	0.0282	-0.83	0.404
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0260	0.1484	-0.18	0.861
현재 건강상태	0.0800	0.1502	0.53	0.594
보유 만성질환 수	-0.1355**	0.0560	-2.42	0.016
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.1521	0.1068	-1.42	0.154
현재 음주 정도	0.0572	0.0713	0.80	0.422
현재 일상적인 활동량 정도	-0.2172***	0.0747	-2.91	0.004
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0193	0.0374	0.52	0.605
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.4579	0.2819	1.62	0.104
2005년도 참여여부	-0.3080	0.2680	-1.15	0.250
2006년도 참여여부	-0.0367	0.2037	-0.18	0.857
2007년도 참여여부	-0.3751**	0.1467	-2.56	0.011
2008년도 참여여부	-0.7178***	0.1593	-4.51	0.000
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.0897			

노인일자리사업의 참여 정도가 체중변화에 미친 영향을 추정한 결과는 아래 <표 5-23>에 제시되어 있다. 앞서 참여 여부를 중심으로 고찰해본 것과 마찬가지로 2004년도의 경우를 제외하고 동 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 응답자의 체중이 감소하는 것으로 나타났다. 특히 2008년도의 경우는 그 영향이 통계적으로 유의했다. 아울러 만성질환의 수가 증가할수록 통계적으로 유의하게 체중변화가 감소하는 방향으로 이루어졌다는 사실이 다시 한 번 입증되어 일반적으로 과체중 혹은 비만이 만성질환의 주된 원인이므로 동 사업의 참여로 인한 체중감소가 참여자의 건강수준을 제고한 것을 알 수 있다. 또한 2008년의 경우 그 영향이 통계적으로 유의했다는 사실은 앞서의 경우에서와 같이 노인일자리사업의 건강증진 효과가 다소 단기적인 측면이 존재하고 있음을 의미한다.

기타 사회경제적인 요소, 사회관계를 나타내는 요소 및 건강상태와 건강관련 행위를 나타내는 요소들은 사업참여 여부를 중심으로 도출한 결과와 거의 유사했다.

<표 5-23> 건강증진 행위 변화: 체중관리 (일자리사업 참여정도)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	-0.2213	0.1639	-1.35	0.177
연령	0.0035	0.0120	0.29	0.769
교육정도	0.0966*	0.0529	1.83	0.068
총가구소득	0.0001**	5.53×10 <sup>-5</sup>	2.22	0.026
총가구원수	-0.1341***	0.0501	-2.68	0.007
주관적인 경제상태	<b>0.0208</b>	0.0647	0.32	0.747
고용유무	-0.0004	0.1613	-0.00	0.998
거주형태	0.1359	0.1276	1.06	0.287
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0303*	0.0182	1.67	0.096
친구와의 관계	-0.0208	0.0282	-0.74	0.460
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0201	0.1465	-0.14	0.891
현재 건강상태	0.0678	0.1485	0.46	0.648
보유 만성질환 수	-0.1370**	0.0557	-2.46	0.014
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	-0.1593	0.1065	-1.50	0.135
현재 음주 정도	0.0508	0.0709	0.72	0.473
현재 일상적인 활동량 정도	-0.2200***	0.0743	-2.96	0.003
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0221	0.0372	0.59	0.552
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.0683	0.0425	1.61	0.108
2005년도 참여 개월 수	-0.0304	0.0390	-0.78	0.435
2006년도 참여 개월 수	-0.0321	0.0270	-1.19	0.235
2007년도 참여 개월 수	-0.0006	0.0096	-0.07	0.944
2008년도 참여 개월 수	-0.0990***	0.0260	-3.80	0.000
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.0789			

#### (4) 규칙적인 운동수행 영역

노인일자리사업 참여가 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 미친 영향을 추정한 결과가 아래 <표 5-24>와 <표 5-25>에 제시되어 있다. 앞서의 경우와 마찬가지로 전체 응답자를 분석 대상 표본으로 상정했고 분석결과의 일치성을 도모하기 위해 건강관련 변수들 중, 현재 규칙적인 운동 수행 여부 및 정도를 나타내는 변수는 분석에서 삭제하였다.

우선 아래 <표 5-24>에는 노인일자리사업 참여 여부가 규칙적인 운동수행의 정도에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 2004년도부터 2008년도까지 동 사업의 참여 여부는 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 양의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이는 노인일자리사업에 참여한 사람일수록 규칙적인 운동수행 정도가 증가했음을 의미하는 것으로 규칙적인 운동수행의 증가를 통한 건강증진효과를 고려할 때, 동 사업의 참여가 참여자의 건강수준을 제고시키는 방향으로 영향을 미쳤다고 할 수 있다.

비록 2004년도부터 2006년도까지의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았지만 2007년도와 2008년의 경우 사업 참여로 인한 규칙적인 운동수행 정도의 증가 효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 앞서 건강생활실천의 다른 영역, 흡연 혹은 음주 영역 등에서 언급한대로 노인일자리사업 참여로 인한 단기적 관점의 건강증진 효과가 존재하고 있음을 나타낸다. 이는 최근에 사업에 참여한 사람일수록 규칙적인 운동수행 정도의 증가로 인한 건강증진효과가 나타날 확률이 더욱 크다는 사실을 의미하며, 이러한 면들은 노인일자리사업의 건강증진효과를 극대화하기 위해서는 안정적인 사업참여가 꾸준히 이루어질 수 있도록 정책적인 고려가 있어야 한다는 사실을 나타내고 있다.

사회경제적 변수, 건강상태 및 건강관련 행위 변수 등은 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 하지만 사회관계를 나타내는 변수 중, 친구와의 관계를 나타내는 변수는 규칙적인 운동수행정도에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치고 있음을 알 수 있

다. 즉 노인인구층이 자신과 관계를 맺고 있는 친구에게 의지할 수 있고 깊은 관계를 갖고 있다고 느낄 경우 동 사업에 참여한 이후 규칙적인 운동수행 정도가 유의하게 증가했다. 이러한 결과는 친구관계를 중심으로 한 사회관계가 지니고 있는 정보효과(information effect)를 통해 그 의미를 해석할 수 있을 것이다.

만일 규칙적인 운동수행 등과 같은 건강증진활동이 가져다주는 건강증진효과에 대한 올바른 정보가 부재하다면 사람들이 실제 그 활동의 편익에 대해 그릇된 평가를 하게 되고 이로 인해 규칙적인 운동수행 정도가 적절하게 이루어지지 못할 것이다. 정보효과란 이러한 사람들의 비합리적인 의사결정과정에서 착안하여, 이러한 활동의 편익에 대한 양질의 정보가 주어진다면 사람들의 의사결정과정이 변화하게 되어 운동수행 정도가 증가한다는 것이다. 즉 자신과 관계를 맺고 있는 친구들로부터 규칙적인 운동수행이 가져다줄 건강증진효과에 대한 양질의 정보를 접하게 되면 이에 대한 자신의 의사결정이 영향을 받게 되어 운동수행 정도가 증가할 수 있을 것이다.

이러한 맥락에서 노인일자리사업이 사업에 참여한 노인인구층 간 새로운 관계를 맺을 수 있는 하나의 매개로써 인식될 수 있다면 노인일자리사업은 사업 참여 자체를 통한 건강증진효과 뿐만 아니라 사업참여를 통해 형성된 네트워크를 통한 정보효과에 기인한 건강증진효과도 생각해볼 수 있을 것이다.

<표 5-24> 건강증진 행위 변화: 규칙적인 운동수행 (일자리사업 참여여부)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.3276*	0.1764	1.86	0.063
연령	0.0117	0.1363	0.86	0.390
교육정도	0.0423	0.0578	0.73	0.464
총가구소득	$5.11 \times 10^{-5}$	$5.36 \times 10^{-5}$	0.95	0.340
총가구원수	0.0561	0.0541	1.04	0.300
주관적인 경제상태	0.0057	0.0731	0.08	0.937
고용유무	-0.2970	0.1988	-1.49	0.135
거주형태	0.0289	0.1461	0.20	0.843
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.0233	0.0209	-1.11	0.266
친구와의 관계	0.0756**	0.0311	2.43	0.015
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0823	0.1494	-0.55	0.582
현재 건강상태	-0.0668	0.1556	-0.43	0.667
보유 만성질환 수	-0.0247	0.0644	-0.38	0.701
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.1016	0.1128	0.90	0.368
현재 음주 정도	0.0535	0.0777	0.69	0.491
현재 체중관리 정도	-0.0109	0.0745	-0.15	0.883
현재 일상적인 활동량 정도	0.0746	0.0836	0.89	0.372
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.3550	0.2665	1.33	0.183
2005년도 참여여부	0.0376	0.2664	0.14	0.888
2006년도 참여여부	0.1520	0.2018	0.75	0.451
2007년도 참여여부	0.3400**	0.1607	2.12	0.034
2008년도 참여여부	0.4642**	0.1904	2.44	0.015
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.1145			

다음으로 아래 <표 5-25>에는 노인일자리사업 참여 정도가 규칙적인 운동수행의 정도에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 앞서 참여 여부를 토대로 분석한 결과와 비슷하게 2004년도부터 2008년도까지 동 사업의 참여 정도는 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 양의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 따라서 이러한 결과도 동 사업의 참여가 참여자의 규칙적인 운동수행 정도에 긍정적인 영향을 미쳐 참여자의 건강수준이 제고

되는 방향으로 영향을 미쳤다고 해석할 수 있다.

<표 5-25> 건강증진 행위 변화: 규칙적인 운동수행 (일자리사업 참여정도)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.3055*	0.1771	1.73	0.084
연령	0.0106	0.0136	0.78	0.438
교육정도	0.0590	0.0577	1.02	0.306
총가구소득	$3.46 \times 10^{-5}$	$5.35 \times 10^{-5}$	0.65	0.518
총가구원수	0.0757	0.0546	1.38	0.166
주관적인 경제상태	0.0333	0.0731	0.46	0.648
고용유무	-0.2508	0.2045	-1.23	0.220
거주형태	0.0293	0.1473	0.20	0.842
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	-0.0214	0.0212	-1.01	0.312
친구와의 관계	0.0912***	0.0317	2.87	0.004
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0937	0.1515	-0.62	0.536
현재 건강상태	-0.0455	0.1577	-0.29	0.773
보유 만성질환 수	-0.0289	0.0648	-0.45	0.656
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.1162	0.1146	1.01	0.311
현재 음주 정도	0.0660	0.0787	0.84	0.402
현재 체중관리 정도	0.0013	0.0754	0.02	0.986
현재 일상적인 활동량 정도	0.0724	0.0844	0.86	0.391
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.0631	0.0418	1.51	0.131
2005년도 참여 개월 수	0.0349	0.0400	0.87	0.383
2006년도 참여 개월 수	0.0295	0.0268	1.10	0.271
2007년도 참여 개월 수	0.0193**	0.0097	1.98	0.048
2008년도 참여 개월 수	0.1455***	0.0335	4.34	0.000
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.1252			

그렇지만 앞서의 경우와 마찬가지로 2004년도부터 2006년도까지의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았으므로 이들 코호트의 특성이 이에 영향을 미친 것으로 이해할 수 있다. 아울러 2007년도와 2008년 코호트의 경우 사업참여 정도의 증가가 규칙적인 운동수행 정도의 증가에 통계적으로 유

의한 영향을 미친 것으로 나타나, 앞서 건강생활실천의 다른 영역 등에서 언급한대로 노인일자리사업 참여로 인한 단기적 관점의 건강증진 효과가 존재하고 있음을 나타낸다.

또한 사회관계를 나타내는 변수들 중, 친구관계를 나타내는 변수가 통계적으로 유의하게 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 양의 영향을 미쳐, 전술한 사회관계의 정보효과가 다시 한 번 입증되었다. 아울러 사회경제적인 변수들 중, 성별이 통계적으로 유의한 영향을 미친 바, 이는 남성 노인일수록 규칙적인 운동수행 정도가 여성 노인에 비해 더욱 증가했음을 의미한다. 이에 대한 원인이 여러 가지 있을 수 있겠지만 그 중 하나를 앞서 언급한 친구관계가 규칙적인 운동수행 정도에 미치는 효과와 결부지어 고찰해보면, 남성 노인의 경우 여러 경로를 통해 친밀한 친구관계를 형성할 수 있고 이러한 친구관계를 통한 네트워크 효과로 규칙적인 운동수행으로 예상할 수 있는 건강증진효과와 관련된 양질의 정보를 수집할 가능성이 높기 때문인 것으로 이해할 수 있을 것이다.

#### (5) 일상적인 활동 영역

건강실천활동의 마지막 영역인 일상적인 활동 영역에 있어 노인일자리사업 참여가 이 영역의 변화 정도에 미치는 영향을 추정한 결과가 아래 <표 5-26>과 <표 5-27>에 제시되어 있다. 앞서의 경우와 마찬가지로 분석은 모든 응답자를 대상으로 이루어졌고 분석결과의 일관성을 도모하기 위해 건강관련 행위 중 현재 일상적인 활동량을 물어보는 항목을 나타내는 변수는 분석에서 제외시켰다.

우선 아래 <표 5-26>에는 노인일자리사업 참여 여부가 일상적인 활동량의 변화에 미친 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 2004년도부터 2008년도까지 노인일자리사업에 참여한 노인들은 일상적인 활동량이 증가하는 것으로 도출되었다. 비록 2004년도부터 2007년도까지의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았지만 2008년도의 추정치는 통계적으로 유의했다. 이는 최근에 사업에 참여한 2008년 코호트의 경우 동 사업의 참여를 통해

일상적인 활동량이 통계적으로 유의하게 증가했다는 것을 의미한다. 물론 일자리사업에 참여하는 것 자체가 일상적인 활동량을 증가시킨 것으로 단순하게 이해할 수 있지만 사업참여 전과 비교할 때, 유의하게 사업참여 후 일상 활동량이 증가했다는 것은 동 사업의 건강증진효과가 다소 존재함을 의미한다.

아울러 사회관계를 나타내는 변수들 중, 친구관계를 나타내는 변수가 통계적으로 유의하게 일상적 활동량을 증가시킨 사실은 앞서 규칙적인 운동수행 정도의 변화에서 언급했듯이 친구관계 등을 나타내는 사회관계의 형성을 통한 정보효과가 상당부분 존재하고 있음을 의미한다.

<표 5-26> 건강증진 행위 변화: 일상적인 활동 (일자리사업 참여여부)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.0043	0.1376	0.03	0.975
연령	0.0081	0.0102	0.79	0.428
교육정도	0.1548***	0.0445	3.47	0.001
총가구소득	$6.36 \times 10^{-5}$	$4.32 \times 10^{-5}$	1.47	0.141
총가구원수	-0.0347	0.0429	-0.81	0.419
주관적인 경제상태	-0.0771	0.0554	-1.39	0.164
고용유무	-0.5340***	0.1525	-3.50	0.000
거주형태	-0.0167	0.1080	-0.16	0.877
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0023	0.0155	0.15	0.879
친구와의 관계	0.1069***	0.0237	4.51	0.000
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0506	0.1215	-0.42	0.677
현재 건강상태	-0.0789	0.1233	-0.64	0.522
보유 만성질환 수	0.0368	0.0483	0.76	0.447
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.0109	0.0891	0.12	0.902
현재 음주 정도	0.0074	0.0597	0.12	0.901
현재 체중관리 정도	-0.1254**	0.0590	-2.12	0.034
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0368	0.0307	1.20	0.230
<b>노인일자리사업 참여여부</b>				
2004년도 참여여부	0.1902	0.2084	0.91	0.362
2005년도 참여여부	0.0280	0.2034	0.14	0.890
2006년도 참여여부	0.0147	0.1548	0.10	0.924
2007년도 참여여부	0.0974	0.1190	0.82	0.413
2008년도 참여여부	0.9038***	0.1548	5.84	0.000
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.1224			

아래 <표 5-27>에는 노인일자리사업 참여 정도가 일상적 활동량의 변

화정도에 미치는 영향을 추정한 결과가 제시되어 있다. 앞서의 경우와 마찬가지로 2004년도부터 2008년도까지 노인일자리사업에 참여한 기간이 길면 길수록 참여 노인들의 일상적인 활동량이 여전히 증가하는 것으로 도출되었다. 비록 2004년도부터 2007년도까지의 추정치는 여전히 통계적으로 유의하지 않았지만 2008년도의 추정치는 통계적으로 유의했다.

아울러 사회관계를 나타내는 변수들 중, 친구관계를 나타내는 변수는 여전히 통계적으로 유의하게 일상적 활동량을 증가시킨 것으로 나타나, 앞서 규칙적인 운동수행 정도의 변화에서 언급했듯이 친구관계 등을 나타내는 사회관계의 형성을 통한 정보효과의 존재를 입증하고 있다고 할 수 있다.

<표 5-27> 건강증진 행위 변화: 일상적인 활동 (일자리사업 참여정도)

변수	coefficient	standard error	t-value	P-value
<b>사회경제적 변수</b>				
성별	0.0206	0.1384	0.15	0.882
연령	0.0077	0.0102	0.76	0.449
교육정도	0.1591***	0.0446	3.57	0.000
총가구소득	$4.86 \times 10^{-5}$	$4.34 \times 10^{-5}$	1.12	0.263
총가구원수	-0.0297	0.0431	-0.69	0.490
주관적인 경제상태	-0.0624	0.0552	-1.13	0.259
고용유무	-0.4407***	0.1546	-2.85	0.004
거주형태	-0.0362	0.1083	-0.33	0.738
<b>사회관계</b>				
가족구성원과의 관계	0.0047	0.0156	0.30	0.763
친구와의 관계	0.1193***	0.0240	4.96	0.000
<b>건강상태</b>				
참여신청 전 건강상태	-0.0725	0.1217	-0.60	0.551
현재 건강상태	-0.0478	0.1236	-0.39	0.699
보유 만성질환 수	0.0402	0.0483	0.83	0.405
<b>건강관련 행위</b>				
현재 흡연 정도	0.0236	0.0899	0.26	0.793
현재 음주 정도	0.0183	0.0601	0.30	0.761
현재 체중관리 정도	-0.1230**	0.0593	-2.07	0.038
현재 규칙적인 운동수행 정도	0.0405	0.0309	1.31	0.190
<b>노인일자리사업 참여정도</b>				
2004년도 참여 개월 수	0.0436	0.0320	1.36	0.173
2005년도 참여 개월 수	0.0341	0.0301	1.13	0.258
2006년도 참여 개월 수	0.0229	0.0215	1.06	0.287
2007년도 참여 개월 수	0.0003	0.0120	0.03	0.977
2008년도 참여 개월 수	0.1744***	0.0256	6.81	0.000
Sample size	1,167			
Pseudo R square	0.1297			

### 제3절 소결

본 장에서는 노인일자리사업의 참여로 인한 건강증진효과를 PSM 방법론과 회귀분석 방법론을 통하여 분석하였다. 위에서 분석된 내용을 정리하면 다음과 같다.

우선 PSM 방법론을 이용한 분석결과를 보면, 노인일자리사업의 사회경제적 효과분석을 위해 수행된 설문조사 결과 중 건강증진 효과와 관련된 문항은 첫째 설문응답자의 현재 건강상태와 관련된 문항, 둘째 의료기관 이용 정도, 셋째 건강증진 활동의 시행 정도와 관련된 문항 등이었다.

현재 건강상태와 관련해서는, 과거에 비해 현재 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도의 변화된 부분은 사업집단과 비교집단 간 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았으며 이러한 결과는 현재 동년배에 비해 건강하다고 느끼는 정도를 두 집단 간 비교분석한 것에서도 재차 확인되었다. 아울러 현재 보유하고 있는 질환의 개수를 비교한 결과에서도 두 집단 간 보유하고 있는 질병의 수는 통계적으로 유의한 차이를 나타내지 않았다. 마지막으로 비만도를 통해 두 집단 간 유의미한 차이의 존재여부를 평가한 결과도 유의미한 차이는 어느 세부 사업 영역을 막론하고 발견되지 않아 두 집단 간 건강상태의 차이가 유의미하지 않았음을 알 수 있었다.

두 번째 의료기관 이용 정도와 관련해서는 분석을 위해 이용된 변수는 병/의원 보건소, 한방병/의원, 약국 등의 의료기관을 월평균 이용한 횟수이다. 분석 결과 두 집단 간 의료기관 이용 정도는 공익형, 교육형 및 복지형 사업 모두 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 두 집단 간 의료기관 이용 정도의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다는 것은 치료서비스 소비상의 유의한 차이가 없었다는 것을 의미하며 아울러 이는 치료서비스 소비의 이유인 질병보유 상의 차이가 두 집단 간 유의하게 존재하지 않았음을 의미한다.

마지막으로 건강증진 활동의 시행 정도 면에 있어 두 집단 간 차이를 비교분석한 결과, 본 보고서에서 건강증진과 관련하여 고려한 세부적인

영역은 흡연영역, 음주영역, 체중관리영역 및 규칙적 운동 수행영역 등이었으며, 두 집단 간 흡연여부를 비교한 결과, 모든 세부 사업 영역에서 두 집단 간 흡연여부의 유의한 차이는 발견되지 않았다. 아울러 음주 행위와 관련해서도 두 집단 간 음주자의 비율을 비교한 결과 음주자 비율의 유의한 차이는 발견되지 않았다. 다음으로 체중관리 여부에 대한 PSM 분석 결과, 두 집단 간 체중 관리 여부의 유의미한 차이의 존재 여부를 평가해본 결과 유의한 차이는 발견되지 않았으며 이러한 결과는 규칙적 운동 여부에서도 확인되었다.

본 보고서에서 건강증진과 관련하여 고려한 세부적인 영역인 흡연영역, 음주영역, 체중관리영역 및 규칙적 운동 수행영역 모두에서 사업참여 집단과 비교 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았음은, 노인일자리사업 참여여부 혹은 참여정도와 건강증진활동 실천 정도 간 통계적으로 유의한 인과관계가 존재하지 않는다는 사실을 의미한다. 그렇지만 이러한 분석방법에는 사업참여자의 개별적인 특성과 사업내용의 특징들을 반영하는 연도별 코호트의 특성이 고려되지 못한 한계가 존재한다.

본 보고서에서 수행하고자 하는 분석이 노인일자리사업의 참여를 통해 사업 참여자의 건강증진활동의 실천 정도가 사업 참여 전과 비교할 때 어느 정도 변화했는지에 대한 것임을 고려할 때, 건강증진활동의 실천 정도 및 의료기관 이용의 변화 정도를 종속변수로 선정하고 전술한 다른 여러 요인들, 즉 응답자의 개별적인 특성과 연도별 코호트의 특성을 통제할 상태에서 노인일자리사업의 참여 여부 혹은 참여 정도가 종속변수에 미치는 인과관계를 회귀분석을 통해 고찰해본 결과는 다음과 같다.

우선 종속변수의 특징이 서수적인 형태 (Ordered Format) 로 되어 있어 이러한 부분을 고려하여 분석 방법으로는 Ordered Probit model을 사용하였으며, 독립변수로는 크게 1-노인일자리사업 참여여부 혹은 참여정도, 2-사회경제적 변수, 3-사회관계, 4-건강상태, 5-건강관련 행위 등을 사용하였다.

추정결과를 보면, 우선 노인일자리사업 참여 여부가 의료기관 이용 정도의 변화에 미친 영향을 고찰해보면 2004년부터 2008년까지 모두 음의

영향을 미친 바, 고령인구층의 의료기관 이용 목적이 주로 질병치료목적으로 이루어졌음을 감안할 때 동 사업의 참여로 인한 참여집단의 건강증진 효과가 다소 존재했다고 할 수 있다. 아울러 노인일자리사업 참여정도가 의료기관 이용정도의 변화에 미친 영향을 추정한 결과에서도 2004년부터 2008년도까지 동 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 의료기관 이용정도는 감소해서 전술한 건강증진효과의 존재가 재차 확인되었다. 뒷받침했다. 아울러 2004년도부터 2006년까지의 추정치는 통계적으로 유의하진 않았지만 2007년도와 2008년도의 경우 유의하게 사업에 참여한 개월 수가 길수록 의료기관 이용정도의 감소폭이 컸다는 사실은 각 연도별 코호트의 특성이 분석과정에 고려되었다는 사실을 의미한다.

그런데 앞서 논의한 노인일자리사업의 참여여부 혹은 참여정도가 의료기관의 이용정도의 변화에 미친 영향을 분석함에 있어 유의해야 할 사항은, 사업참여로 인한 의료기관 이용정도의 변화를 해석함에 있어 사업에 참여한 참여자의 참여 동기를 고려해야 한다는 것이다. 해서 이들 동기를 고려하여 동기가 서로 상이한 두 집단 별 회귀분석을 재차 시도한 결과 동 사업참여 여부 혹은 정도가 의료기관 이용정도의 변화에 유의 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다.

다음으로 우울증상 개선정도를 정신건강의 증진정도를 나타내는 대리변수로 선정하고 노인일자리사업의 참여여부 혹은 정도가 이에 미치는 영향을 추정한 결과, 동 사업의 참여여부가 우울증상의 변화에 미친 영향은 2004년과 2005년의 경우 양의 효과, 2006년부터 2008년까지 음의 효과도 출되었다. 그리고 2007년도와 2008년도의 효과는 통계적으로 유의하였으며 다른 연도의 효과는 유의하지 않았는데, 이러한 결과는 노인일자리사업에 참여한 시기가 다른 각 연도별 코호트의 특성이 분석과정에 고려되었음을 의미한다. 그런데 2007년도 2008년 코호트의 경우 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 우울증상의 호전여부로 판단한 정신건강수준이 상당부분 제고되었음을 의미한다는 것은 노인일자리사업의 참여로 인한 정신건강수준의 향상이 단기적으로 존재했다는 것을 의미한다.

노인일자리사업 참여가 건강증진활동 실천정도의 변화에 미치는 영향을

분석함에 있어 본 보고서에는 건강증진활동 영역을 크게 흡연, 음주, 체중 관리, 규칙적인 운동수행 및 일상적인 활동량 등 5개 영역으로 구분하였다.

우선 흡연영역의 경우, 동 사업의 참여 여부가 흡연량 변화 정도에 미친 영향을 분석한 결과 2004년도의 경우를 제외하고는 사업에 참여한 응답자의 흡연량 감소 정도가 더욱 많았지만 모든 추정치의 통계적 유의성은 확보되지 못하였기 때문에 이 결과를 해석함에 있어 주의를 기울일 필요가 있을 것이다. 그리고 노인일자리사업 참여 정도가 흡연량 변화에 미친 영향을 추정한 결과 앞서 동 사업참여 여부를 대상으로 했던 분석결과와 상당부분 일치한 결과가 도출된 바, 2004년도의 경우를 제외하고는 음의 효과를 나타내어 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 흡연량이 감소하는 효과가 있음을 나타내고 있었지만 앞서의 경우와 마찬가지로 모든 추정치의 통계적 유의성이 확보되지 못했기에 이들 결과의 해석에는 상당한 주의가 요망된다.

음주영역의 경우, 사업참여 여부가 음주량 변화에 미친 영향을 분석한 결과, 2004년도의 경우를 제외한 모든 연도에서 사업에 참여한 이들의 음주량이 감소한 것으로 나타났지만 여전히 이들 추정치의 통계적인 유의성이 확보되지 못했기 때문에 이들 결과의 해석에 주의를 기울여야 할 것이다. 그리고 동 사업의 참여 정도가 음주량 변화에 미친 영향을 추정한 결과 역시 2004년도의 경우를 제외한 모든 연도에서 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 음주량의 감소정도가 커지는 것으로 나타나, 노인일자리사업의 참여를 통한 건강증진활동의 실천 정도가 증가하는 것을 시사해주는 것으로 해석할 수 있지만 이들 추정치의 통계적인 유의성은 확보되지 못했다.

체중관리 영역의 경우에도 2004년도의 경우를 제외하고 동 사업의 참여가 응답자의 체중을 감소시키는 방향으로 영향을 미쳤으며, 특히 2007년도와 2008년도의 경우는 그 영향이 통계적으로 유의했으며 이는 노인일자리사업 참여를 통해 참여자의 체중관리가 유의하게 이루어져 건강수준이 향상된 단기적인 효과가 존재했음을 의미한다. 일반적으로 과체중 혹은

비만이 만성질환의 주된 원인임을 고려할 때, 동 사업의 참여로 인한 체중감소는 참여자의 건강수준을 제고한 것으로 이해할 수 있다. 또한 노인 일자리사업의 참여 정도가 체중변화에 미친 영향을 추정한 결과 역시 앞서 참여 여부를 중심으로 고찰해본 것과 마찬가지로 2004년도의 경우를 제외하고 동 사업에 참여한 개월 수가 증가할수록 응답자의 체중이 감소하는 것으로 나타났다.

규칙적인 운동수행 영역의 경우, 노인일자리사업 참여 여부가 규칙적인 운동수행의 정도에 미친 영향을 추정한 결과, 2004년도부터 2008년도까지 동 사업의 참여 여부는 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 양의 영향을 미치고 있어 노인일자리사업에 참여한 사람일수록 규칙적인 운동수행 정도가 증가했음을 알 수 있었다. 비록 2004년도부터 2006년도까지의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았지만 2007년도와 2008년의 경우 사업참여로 인한 규칙적인 운동수행 정도의 증가 효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 노인일자리사업 참여로 인한 단기적 관점의 건강증진 효과가 존재하고 있음을 알 수 있었다. 노인일자리사업 참여 정도가 규칙적인 운동수행의 정도에 미친 영향을 추정한 결과, 앞서 참여 여부를 토대로 분석한 결과와 비슷하게 2004년도부터 2008년도까지 동 사업의 참여 정도는 규칙적인 운동수행 정도의 변화에 양의 영향을 미치고 있음을 알 수 있어 노인일자리사업에 참여한 기간이 길면 길수록 규칙적인 운동수행 정도가 증가했음을 의미한다.

마지막으로 일상적인 활동 영역의 경우, 2004년도부터 2008년도까지 노인일자리사업에 참여한 노인들은 일상적인 활동량이 증가하는 것으로 나타났다. 비록 2004년도부터 2007년도까지의 추정치는 통계적으로 유의하지 않았지만 2008년도의 추정치는 통계적으로 유의했으며 이는 사업에 참여한 노인일수록 일상적인 활동량이 증가했다는 것을 의미한다. 아울러 노인일자리사업 참여 정도가 일상적 활동량의 변화정도에 미치는 영향을 추정한 결과 역시 2004년도부터 2008년도까지 노인일자리사업에 참여한 기간이 길면 길수록 참여 노인들의 일상적인 활동량의 변화가 여전히 증가하는 것으로 도출되었다.

## 제6장 노인일자리사업의 의료비 절감효과

### 제1절. 개요 및 방법론

#### 1. 데이터

노인일자리사업의 건강개선 효과는 앞의 제5장에서 분석한 바와 같이 설문조사 결과에 근거하여 추정하는 것도 가능하지만 설문조사에 대한 응답은 조사 대상자가 주관적으로 인식하는 건강상태를 반영하고 있기 때문에 객관적 사실을 반영하는 데에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 본 장에서는 건강개선 효과에 대한 간접적 성과지표이기는 하지만 보다 객관적 지표인 의료비 지출 자료를 활용하여 노인일자리사업의 건강개선 및 건강보험 재정 절감효과를 분석하고자 시도하였다. 본 장에서는 「2007년 노인일자리사업 참여노인 실태조사」에서 조사된 2,808명 노인에 대한 자료를 국민건강보험공단이 보유하고 있는 의료비 데이터와 통합한 새로운 데이터를 활용하고 있는데, 노인일자리사업 참여노인 실태조사는 2007년 5~6월에 걸쳐 전국 34개 수행기관의 현장방문을 통해 일반특성 영역, 사회경제적 특성 영역, 참여실태 영역, 참여효과 및 욕구 영역 등에 걸쳐 조사항목을 구성하여 2007년 9월 기준 노인일자리사업에 참여한 노인 중 무작위로 추출된 표본 2,987명을 대상으로 실시된 조사이다. 2,987명의 대상 노인 중 94%에 해당하는 2,808명이 응답하였으며, 이들 중 본 보고서의 분석대상인 공익형, 교육형, 복지형 사업에 참여한 노인 2,547명이 최종 분석표본이 되었다. 한편 이들 2,547명 노인들의 2001년~2008년 건강보험 및 의료비 지급 데이터를 건강보험공단에서 입수하여 주민등록번호를 매개로 통합한 후 개인-연도 (person-year) 형태를 지니는 패널 혹은 시계열-횡단면 데이터 형태로 데이터 구조를 변환하여 유효한 데이터를 갖고 있는 총 20,320개의 개인-연도 관측치를 생성하여 본 절의 분석 자료로 활용하였다. 국민건강보험공단의 건강보험 자료에는 이들 표본의 2001년부

터 2008년까지 의료서비스 이용실적, 즉 각 연도별 진료비, 진료일수 및 입·내원일수 등에 대한 정보를 수록하고 있다.<sup>26)</sup> 본 절의 분석표본으로 활용된 노인들은 「2007년 노인일자리사업 참여노인 실태조사」 조사시점인 2007년을 기준으로는 모두 노인일자리사업에 참여한 노인들이지만 최초로 사업에 참여한 시점은 모두 상이하다. 아래의 표에서 볼 수 있듯이 전체 표본의 7.1%에 해당하는 181명의 노인들이 2004년에 사업에 최초로 참여하였으며 이들의 71.3%에 해당하는 129명의 노인들은 2005년~2007년 기간에도 계속적으로 사업에 참여하였다. 2005년에는 총 284명의 노인들이 사업에 최초로 참여하게 되었으며 이중 대부분에 해당하는 220명의 노인들은 2006년~2007년 기간에도 역시 사업에 참여하였다. 전체 표본의 28.2%에 해당하는 718명의 노인들은 2006년도에 최초로 참여하였으며 이들 모두가 2007년에도 참여하였다. 마지막으로 전체 표본의 53.6%에 해당하는 1,364명의 노인들이 2007년에 최초로 참여하였다.

<표 6-1> 분석표본의 사업참여 시점과 각 연도별 참여여부

최초 참여연도	해당연도 참여여부				빈도	백분율
	2004	2005	2006	2007		
2004년	참여	비참여	참여	참여	5	0.2%
	참여	참여	비참여	참여	13	0.5%
	참여	비참여	비참여	참여	34	1.3%
	참여	참여	참여	참여	129	5.1%
2005년	비참여	참여	비참여	참여	64	2.5%
	비참여	참여	참여	참여	220	8.6%
2006년	비참여	비참여	참여	참여	718	28.2%
2007년	비참여	비참여	비참여	참여	1364	53.6%

위의 표에서 어두운 부분으로 표시된 영역은 해당 연도별 데이터 중에

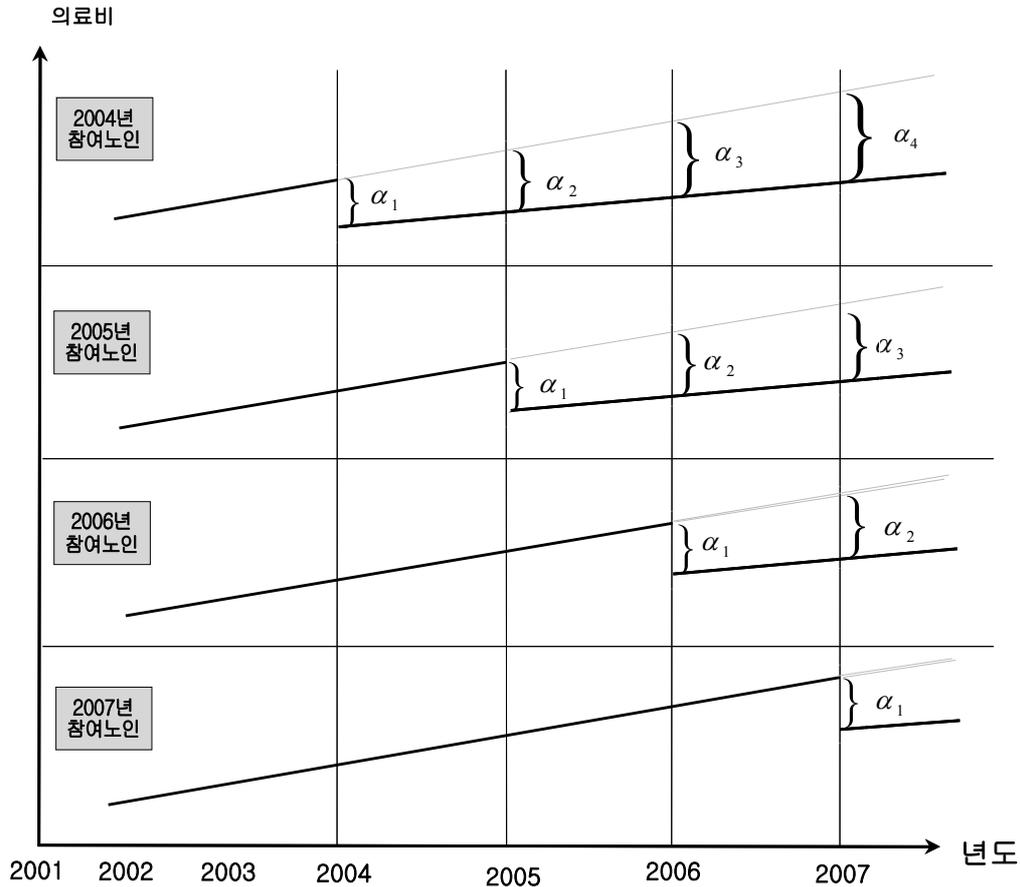
26) 그러나 분석에서는 2008년도 의료비 데이터는 제외되었다. 그 이유는 2008년 건강보험 데이터는 2008년 6월 까지의 의료비만을 반영하고 있기 때문에 이를 포함시킬 경우 의료비 절감효과가 과대추정될 우려가 있기 때문이다.

서 노인일자리 사업에 참여한 상태의 관측치를 나타내며, 패널데이터에서 이들 관측치가 사업집단을 구성한다. 반면 표에서 밝은 영역('비참여'로 표시된 영역)에 속하는 관측치들과 2001년도~2003년도 까지 모든 표본 노인들의 패널 데이터 상 관측치들이 비교집단을 구성하게 된다.

## 2. 평가설계

위의 표에서와 같이 노인일자리사업에 참여한 노인들은 사업에 참여한 시점을 기준으로 분류할 때 2004년 참여노인, 2005년 참여노인, 2006년 참여노인, 2007년 참여노인 등 네 개의 코호트 (cohort) 집단으로 나눌 수 있다. 각각의 코호트 집단은 사업에 참여한 시점이 각각 다른데 만약 공통적으로 사업참여 전과 후를 비교할 때에는 성과지표의 추세가 사업참여 시점을 기준으로 하여 절편이나 기울기의 양 측면에서 모두 변할 수 있다. 아래의 그림에서 볼 수 있듯이 세 코호트 모두 사업참여 이전에는 노인들의 연령이 노령화되어 감에 따라 의료비 추세는 전반적으로 증가하는 추세를 보일 것으로 예측된다. 그러나 사업에 참여한 시점을 기준으로 하여 이러한 추세선의 절편이 하향 이동(downward shift)하게 된다면 그림에서와 같은 형태로 나타날 것이다. 이때 각 코호트 별로 의료비의 사업 참여 이전 추세의 연장선과 사업참여 이후의 실제 추세선 간의 차이 (deviation from trend: 즉 절편의 이동거리)를 노인일자리사업의 의료비 절감효과로 파악할 수 있다. 만약 사업참여 시점을 기준으로 하여 추세선의 절편 뿐 아니라 추세선의 기울기도 완만하게 변화하였다면 사업참여의 효과는 사업 개시 이후 시간이 지남에 따라 <그림 6-1>에서와 같이  $\alpha_1 \rightarrow \alpha_2 \rightarrow \alpha_3 \rightarrow \alpha_4$  로 그 크기가 증대될 것이다.

<그림 6-1> 노인일자리사업의 의료비 절감효과



노인일자리사업의 의료비 절감효과 분석에서 유의하여야 할 사항은 '건강한 근로자 효과' (Healthy Worker Effect: HWE) 라고 불리는 선택편의이다. McMichael et al. (1986)에 의해 처음으로 사용된 개념인 HWE는 고용된 노인이 더 건강한 상태를 보이는 이유는 첫째로 더 건강한 노인이 직장에 취업할 확률이 높기 때문이며 둘째로 더 건강한 상태에 있는 노인일수록 더 오랫동안 취업상태를 유지하기 때문이라는 것이다. 직무수행에 지장을 주는 장애를 갖고 있기 때문에 취업이 되지 않을 수도 있고 질병이나 장애로 인해 고용주들에게 좋지 않은 인상을 줄 경우에는 취업과 건강 간에 존재하는 상관관계는 근로의 영향이 아니라 건강의 영향이라는

것이다 (Ross & Mirowsky, 1995). HWE를 노인일자리사업의 맥락에서 해석한다면 건강상태가 좋은 노인일수록 사업에 지원하여 참여하려는 욕구가 강할 것이고 따라서 사업에 참여한 노인이 더 건강한 것처럼 보일 수 있다는 것이다. 본 장의 분석에 활용되는 평가설계는 이러한 HWE의 가능성을 다음과 같은 두 가지 점에서 통제하고 있다. 첫째, 위의 표에서 볼 수 있듯이 본 연구에서 사용한 표본인 2,547명의 노인들은 조사시점인 2007년을 기준으로 모두 노인일자리사업에 참여한 상태이다. 반면 본 연구에서 비교집단으로 활용되는 관측치는 2001년~2003년 기간 동안의 모든 노인들의 관측치와 2004년, 2005년, 2006년, 2007년 관측치 중 참여하지 않은 연도의 관측치들이다. 위의 표에서 볼 수 있듯이 2004년에 참여한 노인 중 2005년 또는 2006년 혹은 2개 년도 모두 참여하지 않은 노인들 52명과 2005년에 최초 참여한 노인들 중 2006년에는 참여하지 않은 노인 64명을 제외한 총 2,431명 또는 전체 표본의 95.4%에 해당하는 대부분의 관측치의 경우에는 과거 관측치가 비교집단을 구성하는데 사용되었으며, 사업참여 이후의 관측치가 비교집단으로 사용된 경우는 전체 표본의 4.6%에 불과하다. 사업참여 이전의 관측치가 사용된 대부분의 비교집단들은 시간적 측면에서 볼 때 동일한 노인의 상대적으로 젊은 연령대의 관측치이기 때문에 만약 편이가 존재한다면 사업집단에 비해서 더 건강상태가 양호한 방향으로 편이가 존재할 것이다. 반면 건강한 근로자의 효과 중 Healthy Hire Effect (HHE)<sup>27)</sup>가 존재할 경우 비교집단은 건강상태가 더 나쁜 방향으로 편이를 가지고 있을 것이기 때문에 본 장의 비교집단이 가질 수 있는 편이와는 반대방향의 편이이다. 따라서 본 연구에서 만약 양 (+) 의료비 절감효과가 탐지될 경우에는 그것은 건강한 근로자의 효과에 의한 편이일 가능성이 거의 없다고 할 수 있으며 만약 비교집단에 편이가 존재한다면 그것은 오히려 절감효과를 과소추정하는 방향으로 작용할 것이다. 둘째로, Healthy Survivor Effect의 경우는 건강한 노인들이 더 일자

27) Baillargeon & Wilkinson (1999)의 연구는 더 건강한 노인이 직장에 취업할 확률이 높기 때문에 발생하는 HWE를 Healthy Hire Effect (HHE), 더 건강한 상태에 있는 노인일수록 더 오랫동안 취업상태를 유지하기 때문에 발생하는 HWE를 Healthy Survivor Effect (HSE)로 구분하고 있다.

리에 오래 머물러 있는 경우에 존재할 수 있는 편익인데, 본 장에서 사용된 표본의 경우에는 관측 마지막 연도인 2007년을 기준으로 모든 관측치들이 사업에 참여한 상태이기 때문에 건강이 나빠져서 은퇴한 노인들이 비교집단에 유입됨으로서 발생하는 편익의 가능성은 전혀 존재하지 않는다고 할 수 있다. 결론적으로 본 장에서 추정하고자 하는 노인일자리사업의 의료비 절감효과는 전체 표본의 하위 집단들이 시간의 경과에 따라 순차적으로 사업집단에 편입된다는 특수한 상황을 활용하여, 과다추정 편익의 가능성을 배제한 채 효과를 추정하고 있으며 만약 편익이 작용한다면 그것은 오히려 과소추정 편익의 가능성을 안고 있는 보수적 추정결과가 될 것이다.

### 3. 분석모형

#### 가. 모형 1

아래의 식은 본 장에서 코호트에 고유한 효과, 측정시점에 고유한 효과, 개별 노인에 고유한 효과를 통제한 채 사업참여 전후를 비교하여 노인일자리사업의 의료비 절감효과를 추정하는 모형을 나타내고 있다.

$$Y_{ijt} = \alpha P_{ijt} + \sum_k \beta_k X_{ijk} + \gamma_j + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (\text{식 6-1})$$

$Y_{ijt}$  =  $t$  시점에 측정된  $j$  코호트에 속하는  $i$  노인의 성과변수(의료비, 급여비, 입내원일수, 진료일수)

$P_{ijt}$  =  $j$  코호트에 속하는  $i$  노인이  $t$  시점을 기준으로 하여 사업참여 이후이면 1 아니면 0의 값을 갖는 가변수

$X_{ijk}$  = 성과변수에 영향을 미치는 기타의 통제변수

$\gamma_j$  =  $j$  코호트에 고유한 효과 ( $j = 2004, 2005, 2006, 2007$ )

$\delta_t$  = 측정시점  $t$  에 고유한 효과 ( $t = 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007$ )

$\mu_i$  = 노인  $i$  에 고유한 효과

본 연구에서 분석의 대상으로 삼고 있는 노인들은 2004년, 2005년, 2006년, 2007년에 노인일자리사업에 최초로 참여한 노인들인데 이들 최초 참여연도를 기준으로 하여 코호트를 분류할 수 있다. 위의 식에서  $\gamma_j$ 는 바로 이들 세 코호트에 고유한 효과를 통제하는 항이 된다.  $\delta_t$ 는 측정시점에 고유한 효과를 통제하고 있다.  $\mu_i$ 는 본 장에서 사용된 데이터가 횡단면 자료와 시계열 자료의 혼합형태인 패널 데이터라는 점을 활용하여 노인 개인에 고유한 효과를 통제하는 항으로 노인일자리사업의 의료비 절감 효과에 영향을 미치는 노인 개인의 관찰 불가능한 특성들을 반영한다.  $P_{ijt}$ 의 회귀계수  $\alpha$ 는 바로 본 장에서 측정하고자 하는 노인일자리사업의 의료비 절감효과를 측정하고 있다.

## 나. 모형 2

효과  $\alpha$ 는 위의 식에서와 같이 시간이 지남에 따라 변화하지 않고 일정할 수도 있지만 앞서 논의한 바와 같이 시간이 지남에 따라 그 크기가 변화할 수 있는데 이는 아래의 식과 같이 식을 재구성함으로써 추정할 수 있다.

$$Y_{ijt} = \sum_{l=1}^4 \alpha_l D_{ijlt} + \sum_k \beta_k X_{ijtk} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (\text{식 6-2})$$

$D_{ijlt}$  =  $j$ 코호트에 속하는  $i$ 노인이  $t$ 시점을 기준으로 하여 사업참여 이후  $l$ 년이 경과하였으면 1 아니면 0의 값을 갖는 가변수 ( $l = 1, 2, 3, 4$ )

위의 식에서 데이터의 측정시점인  $t$ 와 코호트의 분류기준인 사업참여 시점  $j$ 와의 차이 즉  $l$ 이 사업참여 이후 경과한 시간, 다시 말하여 연령에 해당되는 기간을 측정한다. 2004년 ~ 2007년 기간 동안에는 데이터 측정과 사업참여가 동일한 연도에 이루어 졌다고 하더라도 데이터의 측정은 해당년도의 말에 이루어 졌기 때문에 데이터의 측정이 한 해 늦게 이루어진 것으로 가정하고 분석하였다. 따라서  $l=t-j+1$ 이 되며 1, 2, 3의 값을 갖게 된다. 위의 식에서  $\alpha_l$ , 즉  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 는 앞서 논의한 바와 같이 노인일자리사업에의 참여 이후 시간이 경과함에 따라 발생하는 사업효과 크기의 크기를 나타낸다.

### 다. 모형 3

한편 노인일자리사업에 참여한 연도가 증가함에 따라 위에서 논의한 분석이 노인일자리사업에 참여하였다는 사실이 참여노인들의 의료비 절감에 미친 영향을 살펴본 것이라면, 사업참여 기간에 따른 차등적 효과분석은 노인일자리사업이라는 정책처방의 강도 (intensity)에 따른 효과의 한계적 증감을 분석하려는 작업이라고 할 수 있다. 이는 다음의 식 6-3을 사용하여 추정할 수 있다.

$$Y_{ijt} = \alpha_m PM_{ijt} + \sum_k \beta_k X_{ijk} + \gamma_j + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{ijt} \quad (\text{식 6-3})$$

$PM_{ijt}$  =  $j$  코호트에 속하는  $i$  노인이  $t$  시점을 기준으로 사업에 참여한 년수

## 제2절 분석결과

### 1. 전체 표본에 대한 효과

## 가. 의료비 절감효과

아래의 <표 6-2>는 위에서 설명한 모형 1에 의해 추정한 전체 표본에 대한 의료비 절감효과 분석결과를 나타내고 있다. 모형에 포함된 통제변수,  $X_{ijk}$ 는 아래의 표에 제시된 바와 같으며 동일한 통제변수들이 뒤에서 제시되는 모든 모형에 포함되어 추정되었다. 표에서 볼 수 있는 바와 같이 노인일자리사업에 참여하였을 경우 그렇지 않은 경우와 비교하여 연간 188,363원 의료비를 절감하는 효과를 나타냈으며 이 효과는 통계적으로 매우 유의미한 수준이다. 이는 앞의 제5장에서 부분적으로 확인된 노인일자리사업의 건강개선 효과가 의료비 절감효과로 연결되었음을 확인해 주는 결과이다. 특히 표에서 볼 수 있듯이 년도(시간)의 경과에 따라 의료비가 매우 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 추정되었는데, 이는 앞에서 설명한 바와 같이 본 장의 분석에서 활용된 비교집단 관측치(전체 표본의 95.4%)가 시간적 순서로 보아 과거의 관측치에 해당하기 때문에 만약 비교집단에 선택편의가 존재한다면 이는 의료비 절감효과를 과소추정하는 방향으로 작용할 것이라는 가설을 확인해 주는 분석결과이다. 따라서 만약 선택편의가 존재한다고 하더라도 노인일자리사업에 참여한 노인들에 대한 의료비 절감효과가 아래에서 추정된 188,363원 보다 작지는 않다는 것을 의미한다.<sup>28)</sup>

---

28) 매 1년이 경과함에 따라 증가하는 의료비 지출이 약 100,000원 내외인 추정결과로 미루어보아 오히려 선택편의가 작용한다면 실제 의료비 절감효과는 188,363원보다 훨씬 커질 수도 있다.

<표 6-2> 전체 표본에 대한 의료비 절감효과 추정결과

독립변수	추정계수	P-value
상수항	1513297	<.0001
사업참여	-188363	<.0001
년도: 2001	-837631	<.0001
년도: 2002	-786070	<.0001
년도: 2003	-690440	<.0001
년도: 2004	-561612	<.0001
년도: 2005	-385838	<.0001
년도: 2006	-162001	0.0013
참여년도: 2004	122818	0.0494
참여년도: 2005	135711	0.0068
참여년도: 2006	-1484	0.9630
참여년도: 2007	-113021	0.0069
연령	3961	0.1730
가구원 수	40976	<.0001
만성질환 개수	113093	<.0001
본인소득 총액	542	0.0579
가구소득 총액	-317	0.0538
월평균 지출액	1104	0.0008
최장종사직업 기간	2046	0.0910
최장종사직업 월임금	460	0.0220
지역: 동	57306	0.1822
지역: 면	98154	0.0414
수행기관: 기타	11286	0.9015
수행기관: 노인복지관	-36869	0.3926
수행기관: 노인복지센터	-147627	0.0453
수행기관: 노인학대예방센터	-388694	0.1814
수행기관: 대한노인회	112518	0.0066
수행기관: 시니어클럽	-132528	0.0174
수행기관: 실버인력뱅크	339902	0.0033
수행기관: 자활후견기관	242323	0.2954
수행기관: 종합복지관	-39531	0.4837
수행기관: 지방문화원	27680	0.8750
사업유형: 공익형	-92956	0.0061
사업유형: 교육형	-21442	0.6683
교육수준: 정규교육 없음	-42074	0.3818
교육수준: 초등이하	-139400	0.0380
교육수준: 중등이하	-74997	0.0239
교육수준: 고등이하	-16345	0.6997

<표 6-2> 전체 표본에 대한 의료비 절감효과 추정결과(계속)

독립변수	추정계수	P-value
가구형태: 독거노인	62731	0.3136
가구형태: 노인부부	35920	0.5302
가구형태: 노인+ 자녀	-49025	0.4142
건강상태: 매우 나쁨	656218	<.0001
건강상태: 약간 나쁨	-159634	0.0002
건강상태: 보통	67980	0.0562
건강상태: 약간 좋음	166056	0.0001
만성질환 없음	-131582	0.0020
건강보험: 건강보험	-175031	0.0001
건강보험: 의료급여	-190252	0.0298
건강보험: 보험료 체납	-267136	0.0318
정부일자리참여	51676	0.0910
경제상황: 매우 나쁨	-165179	0.0075
경제상황: 약간나쁨	-233426	0.0497
경제상황: 보통	-212131	0.0001
경제상황: 약간좋은	-200675	0.0005
일자리사업 만족도: 매우 불만족	84294	0.3057
일자리사업 만족도: 약간 불만족	138610	0.1032
일자리사업 만족도: 보통	-28324	0.8715
일자리사업 만족도: 약간 만족	67926	0.4216
산업: 농업광업	-144729	0.0551
산업: 제조 건설	-195575	0.0085
산업: 판매 서비스	-89656	0.1407
산업: 행정 교육	25648	0.6518
직업: 사무 고위 전문직	49778	0.4905
직업: 기능 기계	2149	0.9774
직업: 서비스 판매	-9077	0.8629
직업: 농임어업	-109298	0.0970
남성	66578	0.0512
전체 표본수	20320	
-2 Restricted Log Likelihood	640643	

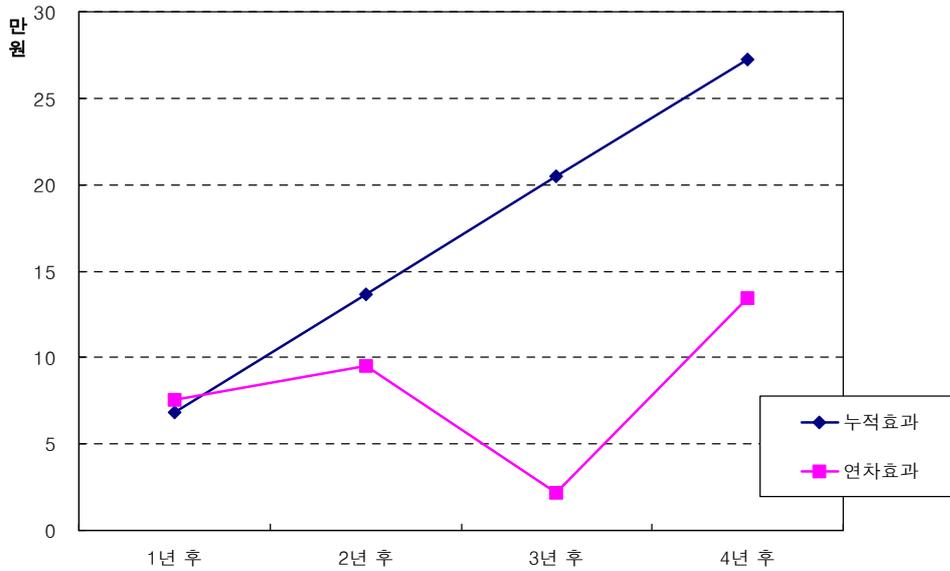
아래의 <표 6-3>은 위의 표에서 제시된 바와 같은 동일한 통제변수들을 포함한 모형 2와 모형 3의 추정결과를 요약해서 나타내고 있다. 아래의 표에서 볼 수 있는 바와 같이 노인일자리사업에 참여한 노인의 경우

참여한 기간이 매 1년 증가함에 따라 연간 의료비는 매년 68,179원씩 감소하며 또한 통계적으로 매우 유의미한 것으로 분석되었다. 다시 말하여 노인일자리사업에 참여한 노인이 만약 4년 연속 사업에 참여하였다면 4년간 누적된 총 의료비 절감효과는 272,716원에 달할 수 있다는 것이다. 한편 사업에 참여한 연도 수가 누적적으로 증가하지 않는다고 하더라도, 다시 말하여 1회라도 참여한 노인의 경우 참여한 이후 시간이 경과함에 따라 의료비 절감효과는 점점 커지는 경향을 보이는 것으로 나타났다. 즉 위에서 논의한 바와 같이 사업참여 이후 매년 변화하는 의료비 절감효과 ( $\alpha_1 \rightarrow \alpha_2 \rightarrow \alpha_3 \rightarrow \alpha_4$ )는 사업참여 첫 해 75,611원에서 이듬해 95,229원, 셋째 해 21,791원, 넷째 해 134,721원으로 대체로 증가하는 추세를 보이고 있다.

<표 6-3> 전체 표본에 대한 의료비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과

구분	추정 절감효과	통계적 유의수준
전체 의료비 절감효과 (모형 1)	-188,363 원	<.0001
사업참여 1년 당 누적 의료비 절감효과 (모형 3)	매년 -68,179 원	0.033
사업참여 이후 연차별 의료비 절감효과 (모형 2)		
사업참여 1년 후	-75,611 원	0.697
사업참여 2년 후	-95,229 원	0.382
사업참여 3년 후	-21,791 원	0.630
사업참여 4년 후	-134,721 원	0.291

<그림 6-2> 누적 및 연차별 의료비 절감효과의 추세



위의 분석결과에서 주목할만한 점은 본 장에서 추정된 의료비 절감효과가 과거에 수행된 분석결과와 매우 유사하다는 점이다. 아래의 Box에 설명되어 있듯이 이석원(2006)은 「2006년도 노인일자리사업 실태조사」 데이터와 건강보험심사평가원의 진료비 데이터를 통합한 데이터를 활용하여 본 장의 분석에 활용된 것과 동일한 평가설계와 모형을 이용하여 의료비 절감효과를 추정한 바 있다. 이석원(2006)의 연구는 본 장에서의 분석과는 완전히 다른 표본과 기간에 대하여 분석하였음에도 불구하고 노인일자리사업 참여가 187,817원의 의료비 절감효과를 발생시키는 것으로 분석하여 본 장에서 분석된 188,363원의 절감효과와 거의 유사한 분석결과를 제시하고 있다. 서로 다른 표본과 기간에 대해서 동일한 효과가 탐지되었다는 사실은 본 장에서 활용된 평가설계가 매우 바람직한 수준의 외적 타당성(external validity)을 확보하고 있음을 증명함과 동시에 노인일자리사업의 의료비 절감효과가 참여노인과 참여시기와 관계없이 일관적이며 뚜렷하게 존재하는 실제의 효과일 가능성이 높다는 점을 강하게 시사하는 증거이다.

<Box 6-1> 2006년 노인일자리사업 의료비 절감효과 분석 연구

이석원(2006), 이석원·임재영(2007)은 2006년도에 실시한 노인일자리사업 실태조사 데이터와 2001년~2006년 건강보험심사평가원의 건강보험통계자료를 통합한 1,055명 노인에 대한 데이터를 활용하여 의료비 절감효과를 분석하였다. 본 장에서 활용된 분석과 동일한 평가설계인 코호트 순차설계를 활용하여 분석한 의료비 절감효과는 아래의 표에 제시된 바와 같이 연간 187,817원인 것으로 나타났다. 연차별 의료비 절감효과는 본 장에서의 분석결과보다 높은 수준인 약 200,000만원 수준인 것으로 나타났다.

구분	추정 절감효과
전체 의료비 절감효과	-187,317
사업참여 이후 의료비 절감효과	
사업참여 1년 후	-189,072
사업참여 2년 후	-218,164
사업참여 3년 후	-209,549

한편 이석원(2006)은 노인일자리사업은 사업에 참여한 남성노인에 대하여는 175,162원, 여성노인에 대해서는 196,178원의 의료비 절감효과가 발생한다는 사실과 사업참여 이전의 건강상태가 좋다고 응답한 집단의 경우에는 노인일자리사업에 참여함으로써 연평균 68,259원의 의료비를 절감한데 반해 건강상태가 좋지 못했던 집단의 경우에는 그의 4.3배에 달하는 290,975원의 의료비를 절감한 사실을 밝혀내었다. 그러나 이 연구에서 활용한 2006년도 노인일자리사업 실태조사 데이터는 사업의 유형에 대한 자료가 존재하지 않아 사업의 유형에 따른 효과를 분리하여 추정하지 못하는 한계를 지니고 있었다.

한편 의료비 중 본인부담금을 제외한 공단에서 부담하는 진료 급여비에 대한 효과를 별도로 분리하여 추정하였다. 진료 급여비는 전체 의료비의 일부이기 때문에 대체로 같은 양상의 효과를 보여 동일한 시사점을 제공

할 것으로 예상되지만 건강보험 재정의 절감에 직접적으로 기여하는 부분이 얼마 만큼인지에 대한 직접적인 시사점을 제공한다는 점에서 분석의 의미를 지니고 있다. 아래의 표에서 볼 수 있듯이 노인일자리사업에 참여한 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 연 160,636원의 진료 급여비가 덜 지급된 것으로 나타났으며 사업에 참여한 기간이 매 1년 증가할 때마다 매년 57,451원씩 진료 급여비가 절감되는 것으로 나타났으며 이들 효과들은 통계적으로 매우 유의미한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 위에서 분석한 전체 의료비에 대한 절감효과와 매우 비슷한 양상이다.

<표 6-4> 진료 급여비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과

구분	추정 절감효과	통계적 유의수준
전체 진료 급여비 절감효과	-160,636 원	<.0001
사업참여 1년당 진료 급여비 절감효과	매년 -57,451 원	0.034
사업참여 이후 진료 급여비 절감효과		
사업참여 1년 후	-12,214 원	0.715
사업참여 2년 후	-74,768 원	0.437
사업참여 3년 후	- 4,912 원	0.747
사업참여 4년 후	-121,647 원	0.293

#### 나. 의료 서비스 이용실적 효과

위에서 측정된 노인일자리사업의 의료비 절감효과가 노인들의 건강이 개선되어서가 아니라 노인들이 취업으로 인해 의료기관을 방문할 시간이 없기 때문에 의료비 지출이 줄어들었기 때문에 발생한 효과일 수도 있다. 이러한 가능성은 사업에 참여한 노인들의 의료서비스 이용실적에 대한 효과를 추정해 봄으로써 검증이 가능하다. 노인들의 의료서비스 이용실적은 입내원 일수와 진료일수로 측정이 가능한데 아래의 표는 이들 성과변수에 대한 효과추정 결과를 나타내고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 노인일자리 사업은 입내원일수와 진료일수 모두에 통계적으로 유의미한 효과를

미치지 못하고 있는 것으로 나타나 노인일자리사업에의 참여가 노인들의 의료서비스 이용실적을 감소시키지는 않은 것으로 보인다. 따라서 의료서비스 이용실적은 변화가 없으면서 의료비는 유의미한 수준으로 크게 감소하였다는 사실은 노인일자리사업에 참여한 노인들은 그렇지 않은 노인들에 비하여 같은 횟수로 의료기관을 방문하였다고 하더라도 훨씬 저렴한 의료비가 소요되는 가벼운 질병을 앓았음을 시사하고 있다. 한편 두 성과지표에 대한 효과가 모두 통계적으로 유의미하지는 않지만 입내원일수에 대한 효과가 진료일수에 대한 효과에 비하여 상대적으로 더 유의미하고 큰 효과를 미치고 있는 점으로 미루어 보아 사업에 참여한 노인들에게 투약이 필요한 가벼운 질병을 겪을 확률에는 개선에는 큰 변화가 없는 반면 입내원이 필요한 상대적으로 중한 질병을 겪을 확률은 다소 감소시키는 것으로 판단할 수 있어 앞서 논의한 추론을 다시 한번 확인시켜 주고 있다.

<표 6-5> 노인일자리사업의 의료서비스 이용실적에 대한 효과

구분	추정 효과	통계적 유의수준
전체 입내원 일수 효과	-1.2413 일	0.123
사업참여 1년 당 입내원 일수 효과	-0.7816 일	0.279
전체 진료일수 효과	0.2195 일	0.969
사업참여 1년 당 진료일수 효과	-0.9405 일	0.738

## 2. 사업 유형별 의료비 절감효과

이석원(2006)의 연구는 본 장에서 이루어진 분석과 거의 유사한 결과를 제시하면서 노인일자리사업의 의료비 절감효과를 최초로 실증적으로 확인시켜주고 있다는 점에서 의미를 갖고 있으나 데이터의 제약으로 인해 사업유형별 효과를 분리하여 추정하지 못하였기 때문에 정책적 시사점을 제공하는데에는 한계를 지니고 있었다. 그러나 본 장에서는 2007년도 노인

일자리사업 실태조사 데이터가 수록하고 있는 자료를 활용하여 사업유형별 효과를 추정할 수 있었다. 아래의 표는 노인일자리사업의 의료비 절감효과를 전체효과, 누적효과, 연차별 효과로 나누어 제시하고 있다. 분석결과에서 가장 두드러진 특징은 공익형 사업이 발생시킨 의료비 절감효과가 다른 사업유형의 의료비 절감효과에 비해 약 2배 또는 그 이상에 달하며 통계적 유의미성도 훨씬 높은 수준이라는 점이다. 공익형 사업에 참여한 노인들에 대해서는 그렇지 않은 노인들에 비해 연평균 약 241,804원의 의료비가 감소하는 효과가 발생하였는데, 이는 교육형 사업의 125,851원과 복지형 사업의 100,344원에 비해 2배 정도의 수준이다. 사업참여 기간이 1년 늘어남에 따라 변화하는 의료비 절감효과도 공익형 사업 참여노인이 112,105원으로 교육형 사업의 30,121원, 복지형 사업의 9,361원에 비해 훨씬 높은 수준임을 알 수 있다. 해마다 변화하는 연차별 효과도 교육형 사업이나 복지형 사업에 참여한 노인의 경우에는 매년 감소 또는 증가여부가 불규칙하게 나타나 뚜렷한 효과를 관찰할 수 없으나 공익형 사업만이 매년 뚜렷하게 의료비가 감소하는 효과를 발생시키고 있음을 알 수 있다.

<표 6-6> 사업유형별 의료비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과

구분	공익형	교육형	복지형
전체 의료비 절감효과	-241,804원***	-125,851원	-100,344원
사업참여 1년 당 의료비 절감효과	-112,105원**	-30,121원	-9,361원
사업참여 이후 연차별 의료비 절감효과			
사업참여 1년 후	-22,187원	-11,275원	8,203원
사업참여 2년 후	-162,225원	92,440원	-53,804원
사업참여 3년 후	-181,810원	219,269원	172,806원
사업참여 4년 후	-169,862원	-102,817원	-170,140원

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

아래의 표에 제시된 사업 유형별 진료 급여비 절감효과도 위에서 분석한 의료비 절감효과와 거의 같은 양상을 보이고 있으나 의료비 절감효과와는 달리 모든 사업유형에 대해서 통계적으로 유의미한 진료 급여비 감

소효과가 발생되고 있음을 보여주고 있다는 점이 차이점이다. 즉 다시 말하여 공익형 사업이 노인일자리사업이 발생시킨 의료비 절감효과의 대부분을 발생시키고는 있지만 비단 공익형 사업 뿐 아니라 교육형 사업과 복지형 사업이 발생시킨 의료비 절감효과도 건강보험 재정의 부담 경감에는 통계적으로 유의미한 수준에서 상당히 기여하고 있음을 의미한다.

<표 6-7> 사업유형별 진료 급여비 절감효과: 전체, 누적, 연차별 효과

	공익형	교육형	복지형
전체 진료 급여비 절감효과	-209,504원***	-108,874원*	-75,866원**
사업참여 1년 당 진료 급여비 절감효과	-97,172원**	-21,510원	-932원
사업참여 이후 연차별 급여비 절감효과			
사업참여 1년 후	-28,161원	-6,051원	4,504원
사업참여 2년 후	-134,428원	84,363원	-32,049원
사업참여 3년 후	-138,570원	203,413원	154,929원
사업참여 4년 후	-164,239원	-82,260원**	-127,684원*

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

그렇다면 공익형 사업이 다른 사업유형에 비하여 높은 의료비 절감효과를 보이는 이유는 무엇인가? 공익형 사업과 교육형 및 복지형 사업을 비교할 때 두 집단 간에 뚜렷한 차이점을 보이는 측면은 참여노인의 선발과정에서이다. 교육형 사업과 복지형 사업은 모두 참여노인의 인적자원 및 전문성을 활용하고자 하는 목적에서 수행되는 사업이니 만큼 관련교육의 이수여부나 전문성 정도가 참여자 선발기준의 중요한 요소로 작용하고 있지만 공익형 사업은 신청자의 재산상황이 결정적 기준으로 작용하고 있다. 즉 공익형 사업 참여자의 선발기준에서 재산상황은 가장 큰 배점비중을 차지하는 요소인데, 신청자의 재산세 납세실적이 없거나 작을수록 유리한 배점을 받도록 되어있다. 따라서 공익형 사업은 전문성이나 인적자원의 수준이 낮으면서 재산도 없어서 사회적으로 소외되기 쉬운 노인들을 우선적으로 선발하는 사업이다. 이는 다시 말하여 재산상황이 열악하고 사회적으로 소외되기 쉬운 한계적 위치에 놓인 노인들일수록 노인일자리사업에 참여함으로써 얻게 되는 긍정적 건강개선 효과가 큼을 의미한다. 이는 이석원(2006)의 연구나 뒤에서 제시되는 하위집단 분석결과와 매우

일관되게 일치되는 결과이다. 예를 들어 이석원(2006)의 연구에서는 사업 참여 이전 건강상태가 나쁜 노인의 경우 그렇지 않은 노인에 비해 훨씬 큰 의료비 절감효과를 경험하고 있는데, 본 장에서의 분석에서와 같이 재산상황이 열악한 빈곤노인일수록 사업참여 이전의 건강상태도 좋지 못할 확률이 크기 때문에 같은 맥락에서 해석할 수 있는 분석결과라고 볼 수 있다.

### 3. 주요 하위집단 별 의료비 절감효과

사업유형에 따른 하위집단 이외에도 정책적 시사점을 제공할 수 있는 주요 변수를 기준으로 분류한 하위집단에 따른 의료비 절감효과도 분석하였다. 아래의 표는 그 결과를 제시하고 있는데, 표에서 볼 수 있는 바와 같이 대부분의 하위집단에 대해서도 뚜렷한 의료비 절감효과를 탐지할 수 있었다.

먼저 성별에 따른 의료비 절감효과를 살펴보면 남성노인의 경우에는 노인일자리사업에 참여하였을 경우 그렇지 않은 경우에 비해 210,819원, 여성노인의 경우에는 106,728원 감소한 의료비를 지출하는 것으로 분석되었다. 남성이나 여성 모두 통계적으로 유의미한 의료비 절감효과를 경험하고 있지만 남성의 경우에는 여성에 비해 의료비 절감효과가 거의 2배에 달했다. 이는 여성에 비해 남성의 평균수명이 일반적으로 짧고, 동일한 연령대의 남성노인은 가사노동을 전담하는 여성노인에 비해 신체적 활동량이 적다는 점을 고려하면 남성노인이 여성노인보다 일자리 사업 참여 이전에 건강상태가 더 나쁘고 건강개선을 위한 신체적 활동의 기회가 적을 확률이 크기 때문에 더 큰 크기의 효과가 발생된 것으로 추론할 수 있다.

가구형태에 따른 효과를 살펴보면 독거노인을 제외하고는 모든 가구형태에 대해 통계적으로 유의미한 효과가 추정된 것으로 나타났다. 특히 손자녀와 함께 동거하는 노인들의 경우에는 의료비 절감효과가 가장 크게 나타났는데, 이는 손자녀에 대한 양육부담을 추가적으로 지고 있어 본인의 건강개선을 위한 활동의 기회가 많지 않은 노인들이 더 큰 건강개선

및 의료비 절감효과를 발생시키고 있는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 교육수준에 따른 효과를 살펴보면, 중학교 수준 이하의 교육을 받은 노인들에 대해서는 192,750원의 의료비 절감효과가 발생하는데 비해 고등학교 이상의 학력을 지닌 노인에 대해서는 그 절반수준에도 미치지 못하는 86,119원의 절감효과가 발생한 것으로 나타났다. 교육수준과 건강상태가 일반적으로 양의 상관관계를 갖고 있음을 고려하면 이러한 분석결과 역시 사회적으로 소외되고 건강이 좋지 못한 저학력자일수록 노인일자리사업에 참여하여 더 큰 건강개선 및 의료비 절감에 대한 부가적 효과를 누리고 있는 것으로 해석된다.

흥미로운 발견은 노인일자리사업에 참여하게 된 동기가 생계비나 용돈을 마련하기 위한 경제적 동기에서 비롯된 노인들의 경우에는 209,322원의 의료비 절감효과를 경험하는데 비하여 사회적 참여나 건강개선 등 비경제적 동기에서 사업에 참여한 노인들의 의료비 절감효과는 123,143원에 그치고 있다는 점이다. 이는 경제적으로 소외된 노인들의 경우에는 건강개선이나 사회적 참여라는 뚜렷한 건강관련 목적을 지니고 참여하는 노인들에 비해 훨씬 큰 건강개선 효과를 누리고 있음을 의미한다. 이는 사회적으로 소외된 노인집단일수록 더 큰 부가가치적 개선효과가 발생한다는 지금까지의 분석결과를 다시 한번 확인시켜주는 결과이다.

마지막으로 만성질환 보유여부에 따른 분석결과도 같은 맥락의 시사점을 제공해주고 있는데, 표에서 볼 수 있듯이 만성질환을 보유한 노인이 노인일자리사업에 참여한 경우에는 204,587원, 만성질환을 보유하지 않은 노인의 경우에는 185,914원 의료비가 절감된 것으로 나타나 상대적으로 건강상태가 좋지 못한 만성질환 보유자가 더 큰 건강개선 효과를 누린 것으로 분석되었다.

<표 6-8> 하위 집단별 의료비 절감효과

분류기준	하위집단	의료비 절감효과	통계적 유의수준
성별	남성	-210,819원	0.005
	여성	-106,728원	0.025
가구형태	독거노인	-82,289원	0.318
	노인부부	-139,693원	0.029
	노인+자녀	-203,265원	0.029
	노인+손자녀	-281,446원	0.100
교육수준	중학교 이하	-192,750원	0.001
	고등학교 이상	-86,119원	0.178
노인일자리 사업 참여 동기	경제적 동기	-209,322원	0.000
	비경제적 동기	-123,143원	0.171
만성질환 보유 여부	질환 있음	-204,587원	0.003
	질환 없음	-185,914원	0.004

### 제3절 소결

본 장에서의 분석은 이석원(2006)의 연구에 이어 노인일자리사업이 참여한 노인들의 건강을 개선시켜 전체적인 의료비 지출을 감소시키는 뚜렷한 효과가 있음을 실증적으로 재확인 시켜주고 있다. 의료비 절감효과는 참여한 노인 개인에게는 건강개선이라는 긍정적 가치를 제공해주고 있지만 국가재정이나 사회 전체적으로 볼 때에는 건강보험 재정절감과 수발비용 절감이라는 추가적 편익을 창출하고 있다. 의료비 절감을 노인일자리사업의 유일한 편익이라고 가정하고 투입된 재정규모 대비 비용-편익 분석을 실시해 보아도 상당한 비중의 편익이 창출되고 있음을 알 수 있다. 만약 각 사업유형별 의료비 절감효과가 위에서 분석한 바와 같이 각 참여자마다 동질적이고 시간에 따라 변하지 않도록 발생한다면 아래의 표에서 보는 바와 같이 각 사업유형별 통계가 존재하는 2006~2008년 기간 동안 총 의료비 절감액은 공익형 사업 273억5천2백만원, 교육형 사업 66억4천만원, 복지형 사업 60억8천4백만원으로 각각 투입된 재정규모 대비

15.8%, 16%, 6% 수준의 편익이 발생하는 것으로 나타나고 있다. 이는 다시 말하여 노인일자리사업이 발생시키는 부수적 효과인 의료비 절감만으로도 사업운영에 소요된 전체 예산의 6~16%에 달하는 비용을 회수할 수 있음을 의미하며 사업이 발생시킨 소득보전의 직접적 효과와 다른 부수적 효과까지 감안한다면 비용 대비 편익의 비율이 상당한 수준일 것이라는 것을 암시한다.

<표 6-9> 2006~2008년 기간 사업유형별 의료비 절감효과와 재정투입액

	공익형	교육형	복지형
참여자 수 (명)	113,116	52,763	60,636
재정투입액 (백만원)	173,107	41,440	101,050
1인당 의료비 절감액 (원)	241,804	125,851	100,344
전체 의료비 절감액 (백만원)	27,352	6,640	6,084
재정 대비 의료비 절감	15.8%	16.0%	6.0%

본 장의 분석 결과 중에서 가장 두드러진 점은 공익형 사업에 참여한 노인들과 경제적·사회적으로 소외된 집단에 속하는 노인들에 대한 의료비 절감효과가 다른 사업유형 또는 집단에 비해 훨씬 크다는 점이다. 이는 일반적으로 소외되고 열악한 한계적 상황에 처해있는 인구를 대상으로 하는 사회복지 프로그램이 일반인을 대상으로 한 프로그램 보다 더 큰 부가가치적 효과를 발생시킨다는 일련의 실증연구 결과들과 같은 맥락에서 해석할 수 있는 결과이며 노인일자리사업의 개선과 관련하여서도 유용한 정책적 시사점을 제공해주고 있다. 예를 들어 사업 참여자의 선발기준과 관련하여 다음과 같은 시사점을 제공할 수 있다. 노인일자리사업에 참여한 노인은 노인일자리사업에 참여함으로써 인건비를 지급받는 편익 이외에 신체적 활동과 사회참여라는 서비스의 수요자로서의 지위도 누리며 한편 노인일자리사업이 사업 대상자에게 제공하는 서비스 (예: 거동불편요보호자 돌봄서비스 사업에서의 돌봄서비스)의 공급자로서의 지위도 누리고 있다. 한편 공익형 사업의 경우에는 참여자 선발기준으로서 신청자의 재산 상황을 고려함으로써 참여자의 수요자로서의 지위와 관련있는 특성을 주

요한 기준으로 삼고있는 반면 교육형과 복지형 사업의 경우에는 관련 교육 이수여부, 전문성등을 주요 기준으로 삼고있어 참여자의 서비스 공급자로서의 지위와 관련있는 특성이 상대적으로 더 중요한 비중을 차지하고 있다. 그러나 이러한 기준들이 상호 배타적 성질이 아니라 상호 병합하여 적용할 수 있는 기준들이기 때문에 교육형과 복지형 사업 신청자의 경우에도 같은 수준의 전문성을 가진 노인이라면 되도록 빈곤하거나 소외된 노인이 선발되도록 수요자 관련기준을 추가하여 노인일자리사업의 재분배적 효과를 제고시키는 것도 바람직한 정책적 개선이 될 수 있다. 또한 세 가지 유형 사업 모두 현재 가구형태를 참여자 선발의 기준으로 삼고 있는데, 독거노인, 노인부부, 자녀동거 등 세 가지 형태의 가구형태만 선발기준에서 고려될 뿐 정작 가장 큰 의료비 절감효과를 나타내는 손자녀 동거 노인에 대해서는 구분하여 기준이 적용되지 않고 있기 때문에 이와 관련한 선발기준 개선이 이루어지는 것도 바람직할 것이다. 또한 현재 노인일자리사업에서는 자녀와 동거하는 노인의 경우에는 자녀에게 부양을 받는다고 전제하고 선발결정에 감점요인으로 규정하고 있는데, 본 장의 분석에서 나타난 바와 같이 자녀동거 노인의 경우 손자녀 동거 노인보다는 다소 작지만, 그리고 독거노인이나 노인부부 가구보다는 더 큰 크기의 의료비 절감효과를 경험하고 있는 점으로 미루어보다 자녀와 동거한다는 가구형태가 곧 자녀로부터의 부양을 의미하는 것만은 아닐 수 있고 오히려 정신적 또는 사회적으로 노인에게 부담을 주고 있는 가구형태일수도 있다는 점을 고려하여 현재와 같은 획일적 배점기준 적용을 다시 검토할 수 있을 것이다.

## 제7장 노인일자리사업의 심리적 효과

심리적 복지감(psychological well-being)은 추상적이고 복합적인 개념으로 학자에 따라 다양하게 정의되는데, 노인에게 심리적 복지는 심리적 건강상태 뿐만 아니라 성공적 노화정도를 측정해 주는 지표이다. 심리적 복지는 긍정적 측면에서는 생활만족도, 자아존중감, 자기통제감, 자기유능감, 행복감을, 부정적 측면에서는 우울증, 불안, 고독감, 디스트레스, 적대감 등을 측정도구로 활용하고 있다(이진희, 2006). 본 장에서는 노인일자리사업의 심리적 효과를 분석하고 있는데, 제1절에서는 앞에서 소개된 PSM 방법으로 심리적 복지감 중 우울감과 자아존중감을 일자리사업 참여집단(사업집단)과 일자리사업 대기자 집단(비교집단)에 대해 비교 분석하였다. 제2절에서는 우울감과 자아존중감이 주요 변인에 따라 어떤 차이를 보이는지 분석하였다. 제3절에서는 노인일자리사업 참여 동기 및 노인일자리사업에 대한 전반적 만족도, 제4절에서는 노인일자리사업 참여 후 도움 정도에 대한 주관적 인식, 제5절에서는 노인일자리사업 참여 후 사회적 인식 변화 등에 대하여 주요 변인에 따라 어떠한 차이를 보이는지 분석하였다.

### 제1절 PSM 방법론으로 분석한 심리적 효과

#### 1. 우울감 정도

일자리사업 유형별 사업집단과 비교집단의 우울감 정도 변화는 <표 7-1>와 같다. 우울감은 총 15개 문항으로 구성되었으며, ‘어르신께서는 2008년 7.1 - 7.31의 기간동안 다음과 같은 느낌을 경험하십니까?’라는 질문에 0-에, 1-아니오로 답하여 점수가 높을수록 우울감이 높음을 나타낸다. 조사대상 노인의 우울감 정도는 일자리사업 유형별 차이를 보여 사업집단, 비교집단 모두에서 우울 정도는 공익형> 복지형> 교육형 순으로 나

타났다. 일자리사업 유형별 사업집단과 비교집단의 우울감 정도 변화를 살펴본 <표 7-1>에 의하면, 일자리 유형간 차이를 보면 비교집단에 비해 사업집단의 우울감 정도가 공익형은 높아진 반면 교육형과 복지형은 줄어드는 양상을 보이고 있다. 그러나 이러한 우울감의 변화는 통계적으로 유의미한 수준은 아니다.

<표 7-1> 우울감 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	5.18	4.56	0.62	13.5%	0.258
교육형	1.67	2.77	-1.10	-39.7%	0.125
복지형	2.88	3.42	-0.55	-16.0%	0.338

한편 우울감의 현재와 과거의 변화(각각 집단의 현재 우울 정도에서 과거 우울 정도를 차감)에 대한 추가 분석에서도 위와 비슷한 결과를 보여주고 있다. 여기서 과거 우울 정도는 3개 문항에 대해 '어르신께서 노인일자리사업 참여 전(혹은 참여 신청 전)에 다음과 같은 느낌을 경험하십니까?'라고 질문하였다. <표 7-2>를 살펴보면, 사업집단과 비교집단의 우울감의 현재와 과거의 변화는 일자리 참여 후 공익형에서는 19.5% 증가된 반면 교육형과 복지형에서는 각각 35.3%, 15.9% 감소된 것을 알 수 있다.

이러한 결과를 종합해 보면, 일자리사업의 참여가 우울감 감소라는 긍정적 심리적 효과를 유발할 수 있는지는 실증적으로 확인되지 않았다. 한편 통계적으로 유의미하지는 않지만 일자리 사업의 유형에 따라 우울감이 증가하거나 혹은 감소하는 등 차이를 보이는 것으로 나타나 일자리 사업 유형에 따른 참여자의 특성과 사업의 내용이 심리적 변화에 영향을 미치는 요인으로 작용할 수 있음을 시사하고 있다.

<표 7-2> 우울감의 현재와 과거의 변화

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.86	3.23	0.63	19.5%	0.243
교육형	1.23	1.90	-0.67	-35.3%	0.184
복지형	2.10	2.50	-0.40	-15.9%	0.436

## 2. 자아존중감 정도

일자리사업 유형별 사업집단과 비교집단의 자아존중감 정도 변화를 살펴본 결과는 <표 7-3>과 같다. 자아존중감은 10개 문항으로 구성되었으며, '다음에 대해 어르신은 어떻게 생각하십니까?'라는 질문에 1- 전혀 그렇지 않다, 2- 그렇지 않다, 3-그저 그렇다, 4-그렇다, 5-매우 그렇다 등 5점 척도로 답하여 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 분석결과 비교집단에 비해 사업집단의 자아존중감 정도는 전반적으로 큰 변화가 없었으며 변화도 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 자아존중감 정도가 교육형은 일자리사업 참여 후 36.51점에서 38.01점으로 4.1% 증가된 효과를 보이는 반면, 공익형은 34.30점에서 34.07점으로 0.7% 감소되고 복지형은 36.60점에서 35.82점으로 2.1% 감소된 것을 알 수 있다. 자아존중감은 일자리사업 유형별 차이가 없이 비슷한 수준이며, 단지 사업집단의 교육형 참여자만이 다소 높은 38.01점으로 나타났다.

한편 자아존중감의 현재와 과거의 변화(각각 집단의 현재 자아존중감 정도에서 과거 자아존중감 정도를 차감)를 분석한 결과에서도 위와 비슷한 결과를 보여주고 있다. 여기서 과거 자아존중감은 3개 문항에 대해 '어르신께서 노인일자리사업 참여 전(혹은 참여 신청 전)에 다음에 대해 어떻게 생각하셨습니다?'라고 질문하였다. 분석결과, 사업집단과 비교집단의 자아존중감의 현재와 과거의 변화는 공익형에서는 변화가 없었고 교육형에서는 2.8% 증가된 반면 복지형에서는 2.7% 감소된 것으로 나타났다.

이러한 결과를 종합해 보면, 본 연구에서는 일자리사업의 참여는 일자리 사업 유형에 관계없이 전반적으로 자아존중감에 별 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

<표 7-3> 자아존중감 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	34.07	34.30	-0.22	-0.7%	0.692
교육형	38.01	36.51	1.50	4.1%	0.131
복지형	35.82	36.60	-0.77	-2.1%	0.279

<표 7-4> 자아존중감의 현재와 과거의 변화

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	24.86	24.85	0.01	0.0%	0.980
교육형	26.70	25.96	0.74	2.8%	0.378
복지형	25.84	26.54	-0.71	-2.7%	0.290

## 제2절 심리적 복지감 분석

### 1. 우울감 차이 분석

조사대상자들의 우울감은 평균 3.57(0-15범위)로 비교적 낮은 우울감을 보이고 있다. 주요 변인에 따른 우울감 분석 결과<표 7-5>, 모든 변인에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 여성이고, 연령이 높고, 중소도시에 거주하고, 독거노인이고, 교육수준이 낮고, 공익형 일자리 참여자의 우울감이 높은 것으로 나타났다.

<표 7-5> 주요 변인에 따른 우울감 차이

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	506	3.25	3.593	5.978
	여 자	714	3.80	4.087	*
연령별	64세 이하	122	2.40	3.172	4.643 **
	65 - 69세	417	3.34	3.741	
	70 - 74세	453	3.85	4.111	
	75 - 79세	192	4.09	3.971	
	80세 이상	36	3.89	3.977	
지역	대도시	470	3.06	3.503	26.933 ***
	중소도시	508	4.50	4.596	
	농어촌	242	2.61	2.297	
가구형태	노인독거	318	4.30	4.112	7.319 ***
	노인부부	530	3.05	3.546	
	노인+자녀	370	3.68	4.091	
	기타	2	5.50	2.121	
교육수준	무학	228	5.39	4.487	37.871 ***
	초등학교	443	4.26	3.954	
	중학교	187	2.78	3.228	
	고등학교	229	2.31	3.263	
	대학교 이상	133	1.44	2.172	
일자리사업 유형	공익형	306	4.83	4.185	50.877 ***
	교육형	304	1.70	2.596	
	복지형	307	3.00	3.394	
	대기자	303	4.75	4.286	

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

구체적으로 살펴보면, 성별로는 여성노인(3.80)이 남성노인(3.25)보다 우울감이 높은 것으로 나타났다(t=5.978, p=.015). 연령별로는 75-79세 집단의 우울감이 4.09로 가장 높고 다음으로 80세 이상(3.89), 70-74세(3.85), 65-69세(3.34), 64세 이하(2.40) 집단 순으로 나타나(F=4.643, p=.000) 전반적으로 나이가 많을수록 우울감이 높음을 알 수 있다. 거주 지역별 우울감 차이를 보면 중소도시 거주 노인이 4.50으로 가장 높고, 다음으로 대도시(3.06), 농어촌(2.61) 순이다(F=26.933, p=.000). 가구형태에서도 차이를 보여 독거노인(4.30)이 노인+자녀(3.68)나 노인부부(3.05)보다 우울감이 높았다(F=7.319, p=.000). 교육수준별 우울감은 무학이 5.39로 가장 높고, 다음으로 초등학교(4.26), 중학교(2.78), 고등학교(2.31), 대학교이상(1.44) 순으

로 학력이 낮을수록 우울감이 높았다( $F=37.871, p=.000$ ). 일자리 유형별 우울감 정도는 공익형이 4.83으로 가장 높고, 다음으로 대기자(4.75), 복지형(3.00), 교육형(1.70)으로 차이를 보이고 있다( $F=50.877, p=.000$ ).

이러한 결과는 노인의 우울감에 대한 선행연구(강희숙·김근조, 2000; 김오남, 2003; 노병일·모선희, 2007; 이평숙 등, 2004; 정영미·김주희, 2004; 하근영 등, 1999; 허준수·유수현, 2002; Loughlin, 2004)에서 여성은 남성에게 비해 우울을 겪을 가능성이 더 크며, 연령이 증가할수록, 소득이 낮을수록, 혼자 살수록, 교육 수준이 낮을수록, 경제 수준이 낮을수록, 우울 정도가 더 높은 것으로 나타난 연구결과와도 일치하는 것이다.

## 2. 자아존중감 차이 분석

조사대상자들의 자아존중감은 평균 35.57(10-50범위)로 비교적 높은 자아존중감을 보이고 있다. 주요 변인에 따른 자아존중감 분석 결과인 <표 7-6>을 살펴보면, 성별을 제외한 모든 변인에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 연령이 낮고, 대도시에서 거주하며, 노인부부끼리 살며, 학력이 높고, 교육형 일자리 참여자의 자아존중감이 높은 것으로 나타났다.

구체적으로 변인에 따른 자아존중감 정도를 보면, 연령별로는 64세 이하 집단의 자아존중감이 36.97로 가장 높고 다음으로 65-69세(35.76), 70-74세(35.30), 75-79세(35.08), 80세 이상(34.67) 순으로 나타나( $F=5.075, p=.000$ ) 전반적으로 연령이 낮을수록 자아존중감이 높음을 알 수 있다. 거주지역별로는 대도시(36.16)와 농어촌(36.12) 거주 노인의 자아존중감이 중소도시(34.76)보다 높게 나타났다( $F=16.171, p=.000$ ). 가구형태에서도 차이를 보여 노인부부(35.96)나 노인+자녀(35.68) 가구보다 독거노인(34.80)의 자아존중감이 낮은 것을 알 수 있다( $F=5.226, p=.001$ ). 교육수준별 자아존중감은 대학교이상이 38.29로 가장 높고, 다음으로 고등학교(36.88), 중학교(36.11), 초등학교(34.71), 무학(33.89)순으로 학력이 높을수록 자아존중감이 높았다( $F=37.361, p=.000$ ). 일자리 유형별 자아존중감 정도는 교육형이

37.85로 가장 높고, 다음으로 복지형(35.62), 대기자(34.68), 공익형(34.13)으로 순으로 나타났다( $F=50.879, p=.000$ ).

이러한 결과는 노인의 자아존중감에 관한 선행연구에서 남성이고(서경현·김영숙, 2003; 이신숙·이경주, 2001; 정순돌, 2004), 연령이 낮을수록(송대현·박한기, 1992; 전해정, 2004), 독신이나 이혼보다는 배우자와 함께 살수록(홍주우, 1999), 교육 수준이 높을수록(박현숙, 1995; 안영미, 2002), 경제 수준이 높을수록(권치영 외, 2007; 김주현·한경혜, 2001), 건강상태가 좋을수록(권치영 외, 2007; 안영미, 2002; 정순돌, 2004) 자아존중감이 높은 것으로 나타난 연구결과와 일치하는 것이다.

<표 7-6> 주요 변인에 따른 자아존중감 차이

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	506	35.83	4.279	3.310
	여 자	714	35.38	4.212	
연령별	64세 이하	122	36.97	4.522	5.075 ***
	65 - 69세	417	35.76	4.204	
	70 - 74세	453	35.30	4.177	
	75 - 79세	192	35.08	4.241	
	80세 이상	36	34.67	3.578	
지역	대도시	470	36.16	4.320	16.171 ***
	중소도시	508	34.76	4.542	
	농어촌	242	36.12	3.006	
가구형태	노인독거	318	34.80	4.120	5.226 **
	노인부부	530	35.96	4.111	
	노인+자녀	370	35.68	4.451	
	기타	2	34.50	6.364	
교육수준	무학	228	33.89	3.541	37.361 ***
	초등학교	443	34.71	3.813	
	중학교	187	36.11	4.596	
	고등학교	229	36.88	4.260	
	대학교 이상	133	38.29	4.093	
일자리사업 유형	공익형	306	34.13	3.873	50.879 ***
	교육형	304	37.85	4.149	
	복지형	307	35.62	4.003	
	대기자	303	34.68	3.992	

주 1) \*\*\*  $p<.001$ , \*\*  $p<.01$

### 제3절 노인일자리사업 참여 동기 및 만족도

#### 1. 노인일자리사업 참여 동기

본 조사대상자 중 현재 노인일자리사업에 참여하고 있는 노인들에게 노인일자리사업 참여 동기를 질문한 결과<표 7-7>, 생계비 마련이라고 응답한 비율이 68.1%로 가장 높게 나타나 노인일자리사업은 기본적으로 보충적 소득보장을 목적으로 함에도 일자리 참여 노인의 주요한 소득원이며 용돈 마련인 11.9%까지 포함한다면 일자리 참여 노인의 대부분이(80%) 경제적 이유로 일자리 사업에 참여하고 있음을 알 수 있다. 경제적 이유 외의 참여 동기로는 사회참여가 11.0%로 높고, 건강증진 및 유지(3.65%), 여가활용(3.4%), 자기발전(1.6%) 등이 있다. 이러한 결과는 노인일자리사업의 양적 확대가 이루어지고는 있으나 아직도 참여자의 선발 기준이 저소득, 차상위층을 우선적으로 배정하고 있는 현실을 반영한 것으로 해석된다.

<표 7-7> 노인일자리사업 참여 동기

참여 이유	%(N)	참여 이유	%(N)
생계비 마련	68.1(831)	소외감 해소	0.2(3)
용돈 마련	11.9(145)	자기발전	1.6(19)
사회참여	11.0(134)	여가활용	3.4(41)
건강증진·유지	3.6(44)	기타	0.2(3)

#### 2. 노인일자리사업에 대한 전반적 만족도

노인일자리사업 참여자의 전반적인 만족도는 5점 척도에서 4.07로 만족하는 수준으로 나타났다. 주요 변인에 따른 노인일자리사업의 전반적 만족도

차이를 분석한 결과<표 7-8>, 다른 변인에서는 차이가 없고 일자리사업 유형에서만 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 교육형이 4.17로 복지형(4.04), 공익형(4.01)보다 노인일자리에 대한 전반적 만족도가 높음을 알 수 있다( $F=5.324, p=.005$ ).

여기서 공익형의 노인일자리사업에 대한 전반적 만족도가 낮은 것은 공익형의 우울감에 대한 분석결과과도 연결되어 있다. 즉, 1절 PSM 분석에서 공익형은 일자리사업 참여 후 다른 일자리 유형의 우울감이 감소된 것과 대조적으로 우울감이 증가되었고, 2절 우울감 분석에서도 공익형 일자리 참여자의 우울감이 가장 낮았다. 즉 이러한 현상은 공익형 일자리 참여자들이 주로 환경개선 등의 일을 하므로 스스로 다른 일자리유형보다 하급한 직업으로 인식하여 자괴감을 느낄 수 있기 때문이라고도 추측된다. 그러므로 일자리에 대한 전반적인 만족도도 낮을 것이다.

<표 7-8> 노인일자리에 대한 전반적 만족도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.06	0.738	0.141
	여 자	537	4.08	0.622	
연령별	64세 이하	95	4.15	0.583	0.414
	65 - 69세	312	4.08	0.642	
	70 - 74세	341	4.05	0.707	
	75 - 79세	140	4.06	0.722	
	80세 이상	29	4.10	0.618	
지역	대도시	351	4.11	0.732	1.068
	중소도시	384	4.04	0.667	
	농어촌	182	4.05	0.553	
가구형태	노인독거	238	4.07	0.613	0.308
	노인부부	416	4.07	0.691	
	노인+자녀	261	4.08	0.697	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.96	0.624	1.774
	초등학교	314	4.05	0.667	
	중학교	138	4.13	0.692	
	고등학교	204	4.12	0.666	
	대학교 이상	122	4.11	0.718	
일자리사업 유형	공익형	306	4.01	0.722	5.324 **
	교육형	304	4.17	0.708	
	복지형	307	4.04	0.568	

주 1) \*\* p<.01

#### 제4절 노인일자리사업 참여 후 도움 정도 인식

조사대상 노인 중 일자리사업 참여 노인만을 대상으로 노인일자리사업에 참여하면서 도움이 되는 정도를 7개 영역에서 1점- '전혀 그렇지 않다' 부터 5점-'매우 그렇다'로 답하도록 하였다. 이는 일자리 참여자가 노인일자리사업의 효과를 주관적으로 어떻게 인식하고 있는지를 알아 볼 수 있는 질문으로 7개 영역 모두에서 4점 이상으로 답하여 노인일자리 참여가 전반적으로 도움이 되고 있는 것으로 나타났다. 이 중 '아직 내가 일할 수

있고, 할 일이 있다는 것'의 도움 정도가 4.37로 가장 높았고, 다음으로 '활동을 통해 건강을 유지하는 것'(4.27), '가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 되는 것'(4.22), '돈을 벌 수 있는 것'(4.20), '여러 사람을 사귄 수 있는 것'(4.13), '남은 시간을 보낼 수 있는 것'(4.12), '스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것'(4.10) 순이었다. 이러한 결과는 노인일자리사업을 통해 참여자가 자신의 일에 대한 자신감과 사회성원으로서의 역할 등 심리적 효과가 경제적 효과보다 높게 나타난 것을 알 수 있다.

## 1. 돈을 벌 수 있는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 돈을 벌 수 있다는 것에서 도움이 되는 정도 차이를 분석 결과에서는<표 7-9> 연령별, 교육수준별, 일자리유형별 차이가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 연령별 차이를 보면, 75-79세 집단의 도움 정도가 4.33으로 가장 높고, 다음으로 70-74세(4.23), 80세 이상(4.21), 65-69세(4.18), 64세 이하(3.98)순이다( $F=3.231$ ,  $p=.012$ ). 교육수준별로는 초등학교가 4.32로 가장 높고, 다음으로 중학교(4.30), 무학(4.29), 고등학교(4.16), 대학교 이상(3.77)순이다( $F=13.646$ ,  $p=.000$ ). 일자리 유형별 도움 정도는 공익형이 4.36으로 가장 높고, 다음으로 복지형(4.18), 교육형(4.08)으로 순으로 나타났다( $F=10.786$ ,  $p=.000$ ).

일자리사업으로 돈을 벌어 도움이 된다는 인식은 70세 이상 노인들이 60대 노인들보다 높고, 교육수준에서는 고등학교, 대학교 이상 노인들보다는 낮은 교육수준의 노인들이 긍정적이며, 또한 공익형 사업 참여노인이 교육형, 복지형 사업 참여노인보다 경제적 도움이 크다고 인식하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해 보면, 노인일자리사업이 월 20만원의 수입이지만 실질적으로 도움이 되는 정도는 참여자의 특성에 따라 다를 수 있음을 보여주고 있다.

<표 7-9> 돈을 벌수 있다는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F (sig)
성별	남 자	380	4.16	0.822	2.646
	여 자	537	4.24	0.717	
연령별	64세 이하	95	3.98	0.875	3.231 *
	65 - 69세	312	4.18	0.803	
	70 - 74세	341	4.23	0.730	
	75 - 79세	140	4.33	0.683	
	80세 이상	29	4.21	0.491	
지역	대도시	351	4.25	0.800	1.792
	중소도시	384	4.15	0.789	
	농어촌	182	4.23	0.614	
가구형태	노인독거	238	4.26	0.727	0.646
	노인부부	416	4.18	0.774	
	노인+자녀	261	4.20	0.777	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	4.29	0.651	13.646 ***
	초등학교	314	4.32	0.665	
	중학교	138	4.30	0.721	
	고등학교	204	4.16	0.759	
	대학교 이상	122	3.77	0.986	
일자리사업 유형	공익형	306	4.36	0.697	10.786 ***
	교육형	304	4.08	0.862	
	복지형	307	4.18	0.693	

주 1) \*\*\* p<.001, \* p<.05

## 2. 일할 수 있다는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 아직 내가 일할 수 있고 할 일이 있다는 인식에 도움 정도를 분석한 결과<표 7-10>, 성별, 거주지역별, 교육수준별, 일자리유형별로 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다. 즉, 일자리사업 참여로 아직 내가 일할 수 있고 할 일이 있다는 인식에 도움 정도는 남성이고, 대도시 거주이며, 교육수준이 높고, 교육형 사업 참여 노인일수록 높게 평가하고 있다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.49)이 여성

노인(4.29)보다 일할 수 있다는 인식에 긍정적인 도움이 되었다고 하였다 (t=16.845, p=.000). 거주지역별로는 대도시 거주노인(4.53)의 도움 정도가 가장 높고, 다음으로 농어촌(4.48), 중소도시(4.18) 순이다(F=26.818, p=.000). 교육수준별 차이를 보면 학력이 높을수록 긍정적으로 인식하는 경향을 보이는데, 대학교 이상이 4.56으로 가장 높고 무학이 4.12로 가장 낮다(F=8.128, p=.000). 일자리 유형별로는 교육형이 4.56으로 가장 높고, 다음으로 공익형(4.34), 복지형(4.22) 순으로 나타났다(F=19.074, p=.000).

<표 7-10>아직 내가 일할 수 있고 할 일이 있다는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.49	0.675	16.845 888
	여 자	537	4.29	0.717	
연령별	64세 이하	95	4.35	0.649	0.550
	65 - 69세	312	4.36	0.707	
	70 - 74세	341	4.37	0.730	
	75 - 79세	140	4.42	0.700	
	80세 이상	29	4.52	0.634	
지역	대도시	351	4.53	0.569	26.818 ***
	중소도시	384	4.18	0.789	
	농어촌	182	4.48	0.662	
가구형태	노인독거	238	4.30	0.730	1.872
	노인부부	416	4.37	0.717	
	노인+자녀	261	4.44	0.658	
	기타	2	4.00	1.414	
교육수준	무학	139	4.12	0.803	8.128 ***
	초등학교	314	4.33	0.713	
	중학교	138	4.46	0.695	
	고등학교	204	4.45	0.645	
	대학교 이상	122	4.56	0.590	
일자리사업 유형	공익형	306	4.34	0.782	19.074 ***
	교육형	304	4.56	0.605	
	복지형	307	4.22	0.679	

주 1) \*\*\* p<.001

### 3. 사회에 보탬이 되는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 된다는 인식에 도움 정도를 분석한 결과<표 7-11>, 연령을 제외하고 모든 변인에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 대도시 거주이며, 노인+자녀 가구이고, 교육수준이 높고, 교육형 사업 참여 노인일수록 일자리사업 참여가 가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 된다는 인식에 크게 도움이 된다고 하였다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.35)이 여성 노인(4.14)보다 일자리 참여가 사회에 보탬이 된다는 인식에 도움이 크다고 하였다( $t=16.855, p=.000$ ). 거주지역별로는 대도시 거주노인(4.46)의 도움 정도가 농어촌(4.10), 중소도시(4.07) 보다 높게 나타났다( $F=27.597, p=.000$ ). 거주형태별 차이는 노인+자녀 가구(4.34)의 도움 정도가 가장 높고, 다음으로 노인부부 가구(4.26), 노인독거가구(4.04)순이다( $F=6.526, p=.000$ ). 교육수준별 차이를 보면 학력이 높을수록 긍정적으로 인식하는 경향을 보이는데, 대학교 이상이 4.61로 가장 높고 무학이 3.78로 가장 낮았다( $F=24.722, p=.000$ ). 일자리 유형별로는 교육형이 4.54로 가장 높고, 다음으로 복지형(4.12), 공익형(4.02) 순으로 나타났다( $F=41.315, p=.000$ ).

<표 7-11> 가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 되는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.35	0.773	16.855 ***
	여 자	537	4.14	0.781	
연령별	64세 이하	95	4.28	0.694	0.833
	65 - 69세	312	4.19	0.803	
	70 - 74세	341	4.23	0.784	
	75 - 79세	140	4.27	0.803	
	80세 이상	29	4.03	0.778	
지역	대도시	351	4.46	0.640	27.597 ***
	중소도시	384	4.07	0.823	
	농어촌	182	4.10	0.844	
가구형태	노인독거	238	4.04	0.821	6.526 ***
	노인부부	416	4.26	0.782	
	노인+자녀	261	4.34	0.729	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.78	0.832	24.722 ***
	초등학교	314	4.12	0.770	
	중학교	138	4.36	0.800	
	고등학교	204	4.36	0.706	
	대학교 이상	122	4.61	0.567	
일자리사업 유형	공익형	306	4.02	0.881	41.315 ***
	교육형	304	4.54	0.628	
	복지형	307	4.12	0.724	

주 1) \*\*\* p<.001

#### 4. 활동을 통해 건강을 유지하는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 활동을 통해 건강을 유지하는 것의 도움 정도 분석 결과인 <표 7-12>를 살펴보면, 성별, 거주지역별, 교육수준별, 일자리사업 유형별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 농어촌에 거주하며, 대학교 이상 학력이며, 교육형 일자리 참여 노인이 일자리참여가 활동을 통해 건강을 유지하는 것의 도움 정도가 크다고 인식하고 있는 것으로 나타났다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.41)이 여성

노인(4.18)보다 일자리 참여가 건강을 유지하는데 도움이 된다고 인식하고 있었다( $t=20.853$ ,  $p=.000$ ). 거주지역별로는 농어촌(4.45)과 대도시(4.42) 거주노인의 도움 정도가 중소도시(4.06) 노인보다 높게 나타났다( $F=28.079$ ,  $p=.000$ ). 교육수준별 도움 정도 차이를 보면 대학교 이상이 4.48로 가장 높고, 다음으로 중학교(4.37), 고등학교(4.33), 초등학교(4.25), 무학(3.97)순이다( $F=9.124$ ,  $p=.000$ ). 일자리 유형별로는 교육형이 4.48로 가장 높고, 다음으로 공익형(4.26), 복지형(4.07) 순으로 나타났다( $F=23.405$ ,  $p=.000$ ).

<표 7-12> 활동을 통해 건강을 유지하는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.41	0.715	20.853 ***
	여 자	537	4.18	0.771	
연령별	64세 이하	95	4.26	0.656	0.686
	65 - 69세	312	4.22	0.782	
	70 - 74세	341	4.29	0.760	
	75 - 79세	140	4.34	0.775	
	80세 이상	29	4.31	0.660	
지역	대도시	351	4.42	0.662	28.079 ***
	중소도시	384	4.06	0.794	
	농어촌	182	4.45	0.740	
가구형태	노인독거	238	4.16	0.792	2.566
	노인부부	416	4.33	0.745	
	노인+자녀	261	4.28	0.735	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.97	0.859	9.124 ***
	초등학교	314	4.25	0.730	
	중학교	138	4.37	0.820	
	고등학교	204	4.33	0.698	
	대학교 이상	122	4.48	0.606	
일자리사업 유형	공익형	306	4.26	0.829	23.405 ***
	교육형	304	4.48	0.650	
	복지형	307	4.07	0.726	

주 1) \*\*\*  $p<.001$

## 5. 여러 사람들을 사귄 수 있는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는 것에 도움이 되는 정도를 분석한 결과<표 7-13>, 연령을 제외하고 모든 변인에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 대도시 거주이며, 노인부부 가구이고, 교육수준이 높고, 교육형 사업 참여 노인일수록 일자리사업 참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는데 도움이 된다고 인식하고 있었다.

<표 7-13> 여러 사람들을 사귄 수 있는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.24	0.761	14.509 ***
	여 자	537	4.05	0.756	
연령별	64세 이하	95	4.13	0.703	0.932
	65 - 69세	312	4.06	0.795	
	70 - 74세	341	4.17	0.752	
	75 - 79세	140	4.16	0.789	
	80세 이상	29	4.21	0.620	
지역	대도시	351	4.28	0.733	21.704 ***
	중소도시	384	3.94	0.748	
	농어촌	182	4.25	0.772	
가구형태	노인독거	238	4.01	0.766	2.969 *
	노인부부	416	4.19	0.768	
	노인+자녀	261	4.13	0.748	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.88	0.772	7.243 ***
	초등학교	314	4.07	0.744	
	중학교	138	4.20	0.827	
	고등학교	204	4.21	0.729	
	대학교 이상	122	4.34	0.711	
일자리사업 유형	공익형	306	4.09	0.799	19.434 ***
	교육형	304	4.34	0.722	
	복지형	307	3.96	0.724	

주 1) \*\*\* p<.001, \* p<.05

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.24)이 여성 노인(4.05)보다 일자리 참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는데 도움이 크다고 하였다( $t=14.509$ ,  $p=.000$ ). 지역별로는 일자리 참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는데 도움 정도가 대도시(4.28), 농어촌(4.25), 중소도시(3.94) 순으로 나타났다( $F=21.704$ ,  $p=.000$ ). 가구형태별로는 일자리 참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는데 도움 정도가 노인부부(4.19), 노인+자녀(4.13), 노인독거(4.01), 기타가구(4.50)에 따라 차이를 보이고 있다( $F=2.969$ ,  $p=.031$ ). 교육수준별 차이를 보면 학력이 높을수록 긍정적으로 인식하는 경향을 보이는데, 대학교 이상이 4.34로 가장 높고 무학이 3.88로 가장 낮다( $F=7.243$ ,  $p=.000$ ). 일자리 유형별로는 교육형이 4.34로 가장 높고, 다음으로 공익형(4.09), 복지형(3.96) 순으로 나타났다( $F=19.434$ ,  $p=.000$ ).

## 6. 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것에 도움이 되는 정도를 분석한 결과<표 7-14>, 연령을 제외하고 모든 변인에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 대도시 거주이며, 기타 가구형태이고, 교육수준이 높고, 교육형 사업 참여 노인일수록 일자리사업 참여가 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것에 도움 정도가 크다고 하였다.

<표 7-14> 스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.22	0.780	14.311 ***
	여 자	537	4.01	0.801	
연령별	64세 이하	95	4.15	0.743	0.344
	65 - 69세	312	4.06	0.804	
	70 - 74세	341	4.11	0.808	
	75 - 79세	140	4.12	0.826	
	80세 이상	29	4.10	0.673	
지역	대도시	351	4.26	0.779	20.611 ***
	중소도시	384	3.91	0.776	
	농어촌	182	4.18	0.797	
가구형태	노인독거	238	3.95	0.818	3.669 *
	노인부부	416	4.15	0.789	
	노인+자녀	261	4.15	0.782	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.76	0.806	13.997 ***
	초등학교	314	4.01	0.756	
	중학교	138	4.20	0.887	
	고등학교	204	4.23	0.763	
	대학교 이상	122	4.39	0.674	
일자리사업 유형	공익형	306	3.97	0.857	35.661 ***
	교육형	304	4.40	0.692	
	복지형	307	3.92	0.750	

주 1) \*\*\* p<.001, \* p<.05

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.22)이 여성 노인(4.01)보다 일자리 참여가 스스로 발전할 수 있는 계기에 도움이 크다고 하였다( $t=14.311$ ,  $p=.000$ ). 지역별로는 일자리 참여가 스스로 발전할 수 있는 계기에 도움 정도가 대도시(4.26), 농어촌(4.18), 중소도시(3.91) 순으로 나타났다( $F=20.611$ ,  $p=.000$ ). 가구형태별로는 일자리 참여가 여러 사람들을 사귄 수 있는데 도움 정도가 노인부부(4.15), 노인+자녀(4.15), 노인독거(3.95), 기타가구(4.50)에 따라 차이를 보이고 있다( $F=3.669$ ,  $p=.012$ ). 교육수준별 차이를 보면 학력이 높을수록 긍정적으로 인식하는 경향을 보이는데, 대학교 이상이 4.39로 가장 높고 무학이 3.76으로 가장 낮다

(F=13.997, p=.000). 일자리 유형별로는 교육형이 4.40으로 가장 높고, 다음으로 공익형(3.97), 복지형(3.92) 순으로 나타났다(F=35.661, p=.000).

## 7. 남은 시간을 보낼 수 있는 것

주요 변인에 따른 일자리참여가 남은 시간을 보낼 수 있는 것에 도움 정도 분석 결과<표 7-15>, 성별, 거주지역별, 교육수준별, 일자리사업 유형별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 대도시에 거주하며, 고등학교 이상 학력이며, 교육형 일자리 참여노인이 일자리참여가 남은 시간을 보낼 수 있는 것에 도움 정도가 크다고 인식하고 있는 것으로 나타났다.

<표 7-15> 남은 시간을 보낼 수 있는 것- 도움 정도

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	4.26	0.814	17.770 ***
	여 자	537	4.02	0.852	
연령별	64세 이하	95	4.14	0.780	0.504
	65 - 69세	312	4.07	0.874	
	70 - 74세	341	4.13	0.846	
	75 - 79세	140	4.18	0.859	
	80세 이상	29	4.21	0.620	
지역	대도시	351	4.41	0.699	51.523 ***
	중소도시	384	3.82	0.878	
	농어촌	182	4.21	0.814	
가구형태	노인독거	238	4.01	0.852	2.419
	노인부부	416	4.19	0.832	
	노인+자녀	261	4.12	0.849	
	기타	2	4.50	0.707	
교육수준	무학	139	3.83	0.881	8.103 ***
	초등학교	314	4.05	0.808	
	중학교	138	4.22	0.910	
	고등학교	204	4.29	0.757	
	대학교 이상	122	4.25	0.856	
일자리사업 유형	공익형	306	4.13	0.862	15.528 ***
	교육형	304	4.31	0.830	
	복지형	307	3.93	0.799	

주 1) \*\*\* p<.001

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(4.26)이 여성 노인(4.02)보다 일자리 참여가 남은 시간을 보낼 수 있는데 도움이 된다고 인식하고 있었다( $t=17.770$ ,  $p=.000$ ). 지역별로는 대도시(4.41) 거주노인의 도움 정도가 가장 높고, 다음으로 농어촌(4.21), 중소도시(3.82) 거주 순이다( $F=51.523$ ,  $p=.000$ ). 교육수준별 도움 정도 차이를 보면 고등학교가 4.29로 가장 높고, 다음으로 대학교 이상(4.25), 중학교(4.22), 초등학교(4.05), 무학(3.83)순이다( $F=8.103$ ,  $p=.000$ ). 일자리 유형별로는 교육형이 4.31로 가장 높고, 다음으로 공익형(4.13), 복지형(3.93) 순으로 나타났다( $F=15.528$ ,  $p=.000$ ).

## 제5절 노인일자리사업 참여 후 사회적 인식 변화

조사대상 노인 중 일자리 참여 노인만을 대상으로 노인일자리사업 전에 비하여 참여 후에 젊은 세대 이해, 다른 노인 이해, 세상 이해가 어떻게 변화하였는지를 1점-'전혀 변화가 없다'부터 5점-'매우 변화였다'로 답하도록 질문하였다. 이러한 질문은 일자리 참여자가 노인일자리사업을 통해 사회적 인식 변화가 어떠한지를 살펴봄으로써 사회구성원으로서의 역할 인식과 사회통합에의 기여가 가능한지를 간접적으로 검증할 수 있다. 일자리참여 후 3가지 영역에 대한 이해는 보통을 약간 상회하는 수준으로 다른 노인의 이해가 3.82로, 세상의 이해 3.73보다 다소 높고, 젊은 세대의 이해는 3.54로 나타났다. 이러한 결과로 노인일자리사업으로 전반적인 사회 이해정도가 다소 높아진 것을 알 수 있다.

### 1. 젊은 세대의 이해

주요 변인에 따른 일자리참여 후 젊은 세대에 대한 이해 변화를 분석한 결과에 따르면<표 7-16>, 연령별, 거주지역별, 교육수준별, 일자리사업 유형별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 연령이 낮고,

대도시에 거주하며, 교육수준이 높고, 교육형 일자리 참여노인이 일자리참여 후 젊은 세대에 대한 이해 정도가 높아진 것으로 나타났다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 연령별로는 연령이 낮을수록 젊은 세대의 이해도가 높은 경향을 보여 64세 이하 집단이 3.71로 가장 높고, 80세 이상 집단이 3.21로 가장 낮았다(F=3.009, p=.018). 지역별로는 대도시(3.72) 거주노인의 젊은 세대 이해도가 가장 높고, 다음으로 농어촌(3.65), 중소도시(3.32)순이다(F=32.673, p=.000). 교육수준별 젊은 세대 이해도 차이는 교육수준이 높을수록 이해도가 높아 대학교 이상이 3.69로 가장 높고, 무학이 3.32로 가장 낮았다(F=5.366, p=.000). 일자리 유형별로는 교육형이 3.69로 가장 높고, 다음으로 복지형(3.55), 공익형(3.37) 순으로 나타났다(F=14.614, p=.000).

<표 7-16> 일자리 참여 후 젊은 세대의 이해 변화

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	3.53	0.735	0.082
	여 자	536	3.54	0.725	
연령별	64세 이하	95	3.71	0.698	3.009 *
	65 - 69세	312	3.54	0.743	
	70 - 74세	340	3.54	0.725	
	75 - 79세	140	3.48	0.714	
	80세 이상	29	3.21	0.675	
지역	대도시	350	3.72	0.754	32.673 ***
	중소도시	384	3.32	0.732	
	농어촌	182	3.65	0.523	
가구형태	노인독거	237	3.49	0.723	0.700
	노인부부	416	3.54	0.724	
	노인+자녀	261	3.57	0.744	
	기타	2	4.00	0.000	
교육수준	무학	139	3.32	0.651	5.366 ***
	초등학교	314	3.50	0.725	
	중학교	137	3.58	0.792	
	고등학교	204	3.62	0.695	
	대학교 이상	122	3.69	0.751	
일자리사업 유형	공익형	305	3.37	0.751	14.614 ***
	교육형	304	3.69	0.725	
	복지형	307	3.55	0.676	

주 1) \*\*\* p<.001, \* p<.05

## 2. 다른 노인의 이해

주요 변인에 따른 일자리참여 후 다른 노인에 대한 이해 변화를 살펴보면<표 7-17>, 성별과 거주지역별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 남성이고, 농어촌에 거주하는 노인일수록 일자리참여 후 다른 노인에 대한 이해 정도가 높아진 것으로 나타났다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 성별로는 남성 노인(3.87)이 여성 노인(3.77)보다 일자리참여 후 다른 노인에 대한 이해도가 높아졌다( $t=4.634$ ,  $p=.032$ ). 지역별차이를 보면 농어촌(4.07) 거주노인의 다른 노인 이해도가 가장 높고, 다음으로 대도시(3.86), 중소도시(3.66)순이다( $F=23.624$ ,  $p=.000$ ).

<표 7-17> 일자리 참여 후 다른 노인의 이해 변화

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	3.87	0.677	4.634 *
	여 자	536	3.77	0.697	
연령별	64세 이하	95	3.84	0.719	0.976
	65 - 69세	312	3.76	0.691	
	70 - 74세	340	3.86	0.674	
	75 - 79세	140	3.81	0.698	
	80세 이상	29	3.76	0.739	
지역	대도시	350	3.86	0.696	23.624 ***
	중소도시	384	3.66	0.705	
	농어촌	182	4.07	0.552	
가구형태	노인독거	237	3.82	0.715	1.999
	노인부부	416	3.86	0.668	
	노인+자녀	261	3.73	0.700	
	기타	2	4.00	0.000	
교육수준	무학	139	3.76	0.721	0.915
	초등학교	314	3.78	0.696	
	중학교	137	3.86	0.688	
	고등학교 이상	204	3.85	0.605	
일자리사업 유형	공익형	305	3.80	0.733	1.375
	교육형	304	3.87	0.667	
	복지형	307	3.78	0.668	

주 1) \*\*\*  $p<.001$ , \*  $p<.05$

### 3. 세상의 이해

주요 변인에 따른 일자리참여 후 세상에 대한 이해 변화를 분석한 결과에 따르면<표 7-18>, 연령별, 거주지역별, 교육수준별, 일자리사업 유형별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있다. 즉, 연령이 낮고, 대도시에 거주하며, 교육수준이 높고, 교육형 일자리 참여노인이 일자리참여 후 세상에 대한 이해 정도가 높아진 것으로 나타났다.

구체적으로 변인별 차이를 살펴보면, 연령별로는 연령이 낮을수록 세상에 대한 이해도가 높은 경향을 보여 64세 이하 집단이 3.89로 가장 높고, 80세 이상 집단이 3.48로 가장 낮았다( $F=3.291, p=.011$ ). 지역별로는 대도시(3.95) 거주노인의 세상 이해도가 가장 높고, 다음으로 농어촌(3.71), 중소도시(3.54)순이다( $F=37.092, p=.000$ ). 교육수준별 세상에 대한 이해도 차이는 교육수준이 높을수록 이해도가 높아 대학교 이상이 3.91로 가장 높고, 무학이 3.43으로 가장 낮았다( $F=10.848, p=.000$ ). 일자리 유형별로는 교육형이 3.87로 가장 높고, 다음으로 복지형(3.69), 공익형(3.63) 순으로 나타났다( $F=10.959, p=.000$ ).

<표 7-18> 일자리 참여 후 세상의 이해 변화

변인	구분	N	M	SD	t / F
성별	남 자	380	3.77	0.647	2.792
	여 자	536	3.70	0.699	
연령별	64세 이하	95	3.89	0.707	3.291 *
	65 - 69세	312	3.72	0.668	
	70 - 74세	340	3.75	0.681	
	75 - 79세	140	3.63	0.661	
	80세 이상	29	3.48	0.634	
지역	대도시	350	3.95	0.694	37.092 ***
	중소도시	384	3.54	0.677	
	농어촌	182	3.71	0.502	
가구형태	노인독거	237	3.64	0.691	2.086
	노인부부	416	3.77	0.667	
	노인+자녀	261	3.75	0.682	
	기타	2	4.00	0.000	
교육수준	무학	139	3.43	0.626	10.848 ***
	초등학교	314	3.70	0.674	
	중학교	137	3.81	0.681	
	고등학교	204	3.82	0.637	
	대학교 이상	122	3.91	0.704	
일자리사업 유형	공익형	305	3.63	0.672	10.959 ***
	교육형	304	3.87	0.650	
	복지형	307	3.69	0.690	

주 1) \*\*\* p<.001, \* p<.05

## 제6절 소결

먼저 PSM방법론으로 우울감 및 자아존중감에 대한 효과를 분석한 결과, 두 성과지표에 대하여 모두 통계적으로 유의미한 효과는 탐지되지 않았다. 다만 통계적으로 유의미하지 않은 수준에서 공익형 일자리 참여노인의 우울감 정도는 13.5% 증가한 반면 교육형과 복지형 일자리 참여노인의 우울감은 각각 39.7%, 16.0%로 감소하여 일자리사업 유형에 따라 심리적 효과가 다르게 나타날 수도 있음을 시사하고 있다.

한편 구체적으로 주요 변인에 따라 심리적 복지감인 우울감과 자아존중감

이 어떠한 차이가 있는지를 분석한 결과, 전반적으로 조사대상 노인들의 우울감은 평균 3.57(0-15 범위)로 낮은 반면 자아존중감은 평균 35.57(10-50 범위)로 비교적 높게 나타났다. 통계적으로 유의미한 결과를 보인 변인별 우울감 차이를 보면, 여성이고, 연령이 높고, 중소도시에 거주하며, 독거노인이고, 교육수준이 낮고, 공익형 일자리 참여노인일수록 우울감이 높았다. 반면 자아존중감 차이에서는, 연령이 낮고, 대도시에 거주하며, 노인부부가구이며, 교육수준이 높고, 교육형 일자리 참여노인일수록 자아존중감이 높게 나타났다.

조사대상자 중 노인일자리사업 참여 노인만을 대상으로 하여 이들의 노인 일자리사업 참여 동기 및 만족도를 살펴본 결과, 참여 동기로는 경제적 이유(생계비 마련 68.1%, 용돈 마련 11.9%)가 대부분이며 심리적 효과를 유발할 수 있는 동기들(사회참여 11.0%, 소외감 해소 0.2%, 자기발전 1.6%, 여가활용 3.4%)은 낮은 비율로 나타났다. 노인일자리에 대한 전반적 만족도는 5점 척도에서 4.07이며, 일자리사업 유형별로 차이를 보여 교육형>복지형>공익형의 순으로 만족도가 높았다.

다음으로 노인일자리사업 참여노인들이 주관적으로 일자리참여의 효과를 어떻게 판단하고 있는 지를 알아보려고 일자리사업 참여 후 다양한 7개 영역에서의 도움 정도를 분석한 결과, 모든 영역에서 도움 정도가 4점 이상으로(5점 척도) 노인일자리 참여가 전반적으로 도움이 된다고 인식하고 있었다. 도움 정도는 '아직 내가 일할 수 있고, 할 일이 있다는 것'(4.37)> '활동을 통해 건강을 유지하는 것'(4.27)> '가치 있는 일을 통해 사회에 보탬이 되는 것'(4.22)> '돈을 벌 수 있는 것'(4.20)> '여러 사람을 사귄 수 있는 것'(4.13)> '남은 시간을 보낼 수 있는 것'(4.12)> '스스로 발전할 수 있는 계기가 되는 것'(4.10) 순으로 나타나 참여노인이 일에 대한 자신감과 사회에의 보탬 등을 긍정적으로 인식해 어느 정도의 심리적 효과가 있음을 알 수 있다. 한편 주요 변인별 7개 영역에서의 도움 정도 차이는 다양한 양상을 보이는데, 공통적으로 유의미하게 나타난 변수는 교육수준과 일자리사업 유형이다. 즉, 돈을 벌 수 있다는 것에는 중학교 이하 학력이고 공익형 참여자일수록 도움 정도가 높게 나타난 반면 나머지 6개 영역

에서는 교육수준이 높고, 교육형 참여자일수록 도움 정도가 높다고 인식하고 있었다.

노인일자리사업 참여 후 사회적 인식 변화를 젊은 세대 이해, 다른 노인 이해, 세상 이해에 어느 정도 영향을 미쳤는지 질문한 결과, 전반적으로 보통 수준의 변화이며 다른 노인 이해(3.82)>세상 이해(3.73)>젊은 세대 이해(3.54) 순으로 나타났다. 통계적으로 유의미한 결과를 보인 변인별 사회적 인식 차이를 보면, 연령이 낮고, 대도시에 거주하며, 교육수준이 높고, 교육형 일자리 참여노인이 일자리참여 후 젊은 세대에 대한 이해와 세상에 대한 이해가 높아진 것으로 나타났다. 한편 다른 노인에 대한 이해 정도는 남성이고 농어촌에 거주하는 노인일수록 높은 것으로 나타나 차이를 보인다.

## 제8장 노인일자리사업의 가족 및 사회관계 효과

### 제1절 PSM 방법으로 분석한 가족 및 사회관계에 대한 효과

노인일자리사업 참여자와 대기자 간의 가족 및 사회관계와 관련된 차이를 분석하기 위해 PSM(Propensity Score Matching) 분석을 실시했다. 가족과 사회관계와 관련된 설문문항은 14개의 기본 설문문항과 기본 설문문항을 보충하는 하위문항으로 구성되어 있다. 본 절에서는 노인일자리 참여자와 대기자의 가족과 사회관계의 차이를 주요한 문항들에 대한 결과를 제시했다.

#### 1. 가족 내 돌봄

<표 8-1>을 보면 노인일자리 사업유형(공익형, 교육형, 복지형)에 따른 참여자와 대기자의 12세 미만 아동 돌봄 여부의 차이와 관련된 PSM 분석결과를 제시하고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 노인일자리사업은 사업유형에 관계없이 참여노인의 돌봄여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 교육형과 복지형 사업에 참여한 노인들은 비교집단에 비해서 12세 미만 가구원을 돌보는 노인들의 비중이 각각 28%p, 31%p 감소하는 효과가 나타났으며 이는 통계적으로 유의한 수준이었다. 또한 공익형의 경우에도 통계적으로 유의미한 수준은 아니지만 14%p 감소 효과가 나타났다. 결국 앞의 제4장 생활패턴 변화효과 분석에서도 나타난 바와 같이 일자리 사업에 참여하기 위해 할애된 시간의 일부가 돌봄노동 시간에서 재배분 되었으며, 특히 가구원 중 아동에 대한 돌봄의 의무가 타인에게 전가된 것으로 보인다.

<표 8-1> 만12세 미만 가구원 돌봄 여부

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	86%	100%	-14%P	-14.0%	0.167
교육형	72%	100%	-28%P	-28.0%	0.009
복지형	67%	98%	-31%P	-31.6%	0.080

## 2. 가족 및 친구와의 관계

노인일자리사업이 가족, 이웃, 친구와의 관계 형성 및 유지에 미치는 영향을 효과적으로 측정하는 변수는 연락 및 만남빈도이다. 아래의 표들에서 볼 수 있듯이 따로 사는 자녀, 형제자매, 친척, 친구 및 이웃에 대한 연락빈도는 노인일자리사업으로 인해 아무런 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 역시 이들에 대한 만남빈도도 노인일자리사업에 의해 통계적으로 유의미한 변화가 발생하지는 않았다. 가족, 친척, 이웃, 친구와의 접촉과 관계 만족도에 유의미한 변화가 있지 않은 것은 노인일자리사업의 긍정적 효과로 풀이될 수 있다. 노인일자리사업 참여로 인해 늘어난 유급노동 시간이 가족 및 친척과 보내는 시간을 줄이는 부정적인 부수적 효과가 나타날 수도 있으나 실제로는 그러한 부정적 효과가 측정되지 않았기 때문이다.

<표 8-2> 따로 사는 자녀에 대한 연락 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.12	1.20	-0.08	-6.9%	0.710
교육형	2.01	1.93	0.08	4.1%	0.857
복지형	1.57	1.49	0.08	5.5%	0.761

주 1) 0- 거의 연락하지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3-4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-3> 따로 사는 형제자매에 대한 연락 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.42	0.45	-0.04	-8.3%	0.787
교육형	0.72	0.86	-0.14	-16.4%	0.664
복지형	0.55	1.03	-0.48	-46.6%	0.101

주 1) 0- 거의 연락하지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3-4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-4> 따로 사는 친척에 대한 연락 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.28	0.59	-0.31	-52.5%	0.205
교육형	0.40	0.54	-0.14	-26.8%	0.596
복지형	0.40	0.34	0.06	17.0%	0.793

주 1) 0- 거의 연락하지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3-4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-5> 친구, 이웃에 대한 연락 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	2.91	2.63	0.28	10.7%	0.356
교육형	3.05	2.98	0.07	2.4%	0.876
복지형	3.10	3.20	-0.09	-2.9%	0.727

주 1) 0- 거의 연락하지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3-4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-6> 따로 사는 자녀에 대한 만남 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.63	0.62	0.00	0.7%	0.983
교육형	0.90	1.19	-0.29	-24.5%	0.610
복지형	0.70	0.96	-0.26	-27.5%	0.310

주 1) 0- 거의 만나지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회

회, 3.5- 주3.4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-7> 따로 사는 형제자매에 대한 만남 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.20	0.23	-0.03	-11.7%	0.802
교육형	0.48	0.39	0.09	21.7%	0.796
복지형	0.37	0.50	-0.14	-26.9%	0.295

주 1) 0- 거의 만나지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3.4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-8> 따로 사는 친척에 대한 만남 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.27	0.31	-0.04	-12.9%	0.783
교육형	0.30	0.40	-0.10	-25.9%	0.706
복지형	0.39	0.20	0.19	94.2%	0.402

주 1) 0- 거의 만나지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3.4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-9> 친구, 이웃에 대한 만남 빈도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.11	3.03	0.08	2.6%	0.831
교육형	3.17	2.94	0.23	7.9%	0.621
복지형	3.33	3.07	0.26	8.4%	0.435

주 1) 0- 거의 만나지 않음, 0.019- 연1회, 0.058- 6개월에 1-2회, 0.35- 월1-2회, 1.5- 주1-2회, 3.5- 주3.4회, 5- 주 5회 이상

<표 8-10>은 집단 간 가구원과의 관계에 대한 전반적인 만족도에 대한 노인일자리사업의 효과를 보여주고 있다. 표에서 볼 수 있듯이 노인일자리사업이 만족도에 통계적으로 유의미한 효과를 발생시키지는 않았지만 모든 사업유형에 대해 만족도가 증가하는 경향이 있음을 보여주고 있다. 이는 노인일자리사업으로 인해 가구원과의 관계에 대한 만족도가 증가하거나 최소한 감소하지는 않는다는 사실을 말한다. 노인일자리사업이 물리적으로는 가족 또는 친구와의 관계유지를 위해 할애할 수 있는 시간을

감소시킴에도 불구하고 만족도에 변화를 주지 않는다는 측면에서 역시 긍정적인 효과로 풀이할 수 있다. 가구원 뿐 아니라 친척, 친구, 이웃과의 관계에 대한 만족도 항목들이 모든 사업유형에 대해서 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 다만 공익형 사업의 경우 따로 사는 자녀 및 따로 사는 친척과의 관계에 대한 만족도에서 유의미한 감소효과가 나타났다. 그런데 위에서 논의하였듯이 따로 사는 자녀와 친척과의 만남 또는 연락빈도에 대해서는 유의미한 변화가 없는 점을 고려하면 이러한 결과는 공익형 사업이 제공하는 일자리의 성격이 따로 사는 자녀나 친척에게 낙인효과(stigma effect)를 발생시킬 만한 단순 업무 위주로 구성되어 있기 때문에 심리적 위축감을 형성하여 만족도를 저하시켰을 수 있다.

<표 8-10> 가구원과의 관계에 대한 전반적인 만족도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.66	3.59	0.07	2.1%	0.555
교육형	4.02	3.61	0.41	11.3%	0.185
복지형	3.89	3.69	0.20	5.4%	0.275

주 1) 1-매우 불만족, 2-대체로 불만족, 3-보통, 4-대체로 만족, 5-매우 만족

<표 8-11> 따로사는 자녀에 대한 관계 만족도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.49	3.70	-0.20	-5.5%	0.098
교육형	3.98	3.93	0.05	1.4%	0.804
복지형	3.75	3.93	-0.19	-4.7%	0.154

주 1) 1-매우 불만족 ~ 5-매우 만족

<표 8-12> 따로사는 형제자매에 대한 관계 만족도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.22	3.42	-0.21	-6.0%	0.137
교육형	3.66	3.74	-0.08	-2.2%	0.730
복지형	3.42	3.64	-0.22	-6.0%	0.197

주 1) 1-매우 불만족 ~ 5-매우 만족

<표 8-13> 따로사는 친척에 대한 관계 만족도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.14	3.39	-0.25	-7.3%	0.059
교육형	3.41	3.58	-0.17	-4.7%	0.427
복지형	3.27	3.44	-0.17	-5.0%	0.298

주 1) 1-매우 불만족 ~ 5-매우 만족

<표 8-14> 친구, 이웃에 대한 관계 만족도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.75	3.64	0.10	2.9%	0.350
교육형	3.92	3.80	0.12	3.1%	0.592
복지형	3.79	3.69	0.10	2.7%	0.568

주 1) 1-매우 불만족 ~ 5-매우 만족

<표 8-15> 가족과의 관계

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	17.43	17.70	-0.27	-1.5%	0.684
교육형	20.04	19.16	0.87	4.6%	0.369
복지형	18.67	19.29	-0.62	-3.2%	0.279

주 1) 1) 나의 가족들은 나를 잘 보살펴 준다. 2) 나의 가족들은 진정으로 나를 존경한다.  
 3) 나의 가족들은 나를 매우 사랑한다. 4) 나의 가족 구성원들은 나를 잘 따른다.  
 5) 나는 나의 노후부양을 가족에게 맡길 수 있다. 1), 2), 3), 4), 5) 다섯 질문에 대해 1- 전혀 그렇지 않다, 2- 그렇지 않다, 3- 그저 그렇다, 4- 그렇다, 5- 매우 그렇다로 응답한 점수의 합계

<표 8-16> 친구와의 관계

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	9.62	9.39	0.23	2.5%	0.564
교육형	10.75	10.40	0.35	3.4%	0.548
복지형	10.25	10.28	-0.04	-0.4%	0.931

주 1) 1) 나의 친구들은 나를 존경한다. 2) 나는 나의 친구들에게 의지할 수 있다. 3) 나는 나의 친구들과 깊은 관계를 가지고 있다고 느낀다. 1), 2), 3) 세 질문에 대해 1- 전

혀 그렇지 않다, 2- 그렇지 않다, 3- 그저 그렇다, 4- 그렇다, 5- 매우 그렇다로 응답한 점수의 합계

### 3. 사회관계

노인일자리사업은 일자리가 없던 노인에게 직접적으로 사회적 기여활동에 참여할 수 있는 기회를 제공한다. 한편 노인일자리사업이 제공하는 노동시장 참여의 기회는 참여노인들의 사회관계 형성을 더욱 활성화시키고 사회참여의 동기를 고취시켜 노동시장 참여 이외의 사회적 참여를 증대시키는 파급효과를 발생시킬 수 있다. 그러한 효과는 실제로 다음의 표에서 제시된 PSM 분석결과에서 실증적으로 확인되었다. 먼저 <표 8-17>은 노인일자리사업에 참여한 노인들은 그렇지 않은 노인들에 비하여 단체가입수의 집단 간 차이를 보여주고 있다. 복지형의 경우 그 효과가 통계적으로 유의미한 수준은 아니었지만 모든 사업유형에 대하여 노인일자리사업은 가입한 단체의 수를 증가시키는 뚜렷한 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 천주교, 개신교, 불교 등 종교 활동과 관련하여서도 뚜렷한 효과가 나타났다. 아래의 표에서 볼 수 있듯이 교육형과 복지형의 경우에는 각각 56%, 79.2% 종교관련 활동을 증가시키는 것으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의미한 수준이었다. 공익형의 경우에도 통계적으로 유의미한 수준은 아니지만 종교활동의 증가효과가 탐지되었다. 특히 복지형 사업에 대해 나타난 큰 크기의 효과는 종교기관에서 복지관련 활동이 상대적으로 많거나 복지형 사업 참여가 종교 활동에 더 적극적일 수 있는 동기를 제공하였기 때문인 것으로 풀이된다. 앞의 제4장의 생활패턴 변화효과에서 측정된 노인일자리사업의 긍정적 파급효과가 본 장에서도 다시 한번 확인된 것이다. 노래교실, 컴퓨터, 서예, 연극 등 여가활동의 경우에도 뚜렷한 증가효과가 측정되었다. 교육형 사업의 경우에는 여가문화활동단체의 활동정도를 36.3%, 복지형 사업의 경우에는 39.4% 증가시키는 것으로 나타났다. 일반적으로는 사업참여로 인해 가용 가능한 절대 시간이 줄어들었음에도 불구하고 사업 참여자가 더 여가활동에 적극적이라는 점은 주목할

만한 결과이다. 이러한 결과는 앞의 제4장에서 분석된 바와 같이 유급노동의 재개로 인해 유발된 적극적 생활패턴이 미친 또 다른 긍정적 파급효과로 풀이된다. 대한노인회와 노인복지관 등 노인관련 단체와 관련하여서도 통계적으로 유의미한 긍정적 효과가 관찰되었다. 표에서 볼 수 있듯이 교육형 사업의 경우에는 112%, 복지형 사업의 경우에는 99.2%의 증대효과가 있는 것으로 분석되었다. 사고단체, 운동단체, 기타단체와 관련된 활동은 앞의 제4장의 생활패턴 변화효과에서 확인된 바와 마찬가지로 통계적으로 유의미한 증대효과는 존재하지 않았지만 역시 부정적인 감소효과도 발생하지 않았다.

위의 분석결과들을 요약하면 앞서 제시한 사회관계를 분석한 결과와 같이 노인에게 일자리 사업 참여는 단순히 가구소득을 높이는 경제적 결과를 넘어 노인들이 해당 지역사회와 지속적인 관계를 유지하고 활동할 수 있게 하는 통로가 되고 있는 것으로 보인다. 일자리사업 참여가 발생시킨 이러한 효과의 구체적 인과관계 경로는 확실하지 않다. 예를 들어, 일자리사업으로 높아진 소득은 상대적으로 가구 생존에 필수적인 부분 이외의 지출을 가능하게 하고 이러한 경제적 여유가 노인들의 사회활동을 가능하게 했을 수도 있는 반면 일자리 사업 참여를 통해 넓어진 관계를 통해 직접적으로 사회활동을 증가시켰을 가능성도 있다. 그러나 종합적으로 살펴보면, 사회참여 증대효과가 주로 교육형과 복지형 사업에 대해 뚜렷이 나타났고 공익형 사업의 경우에는 유의미한 효과가 측정되지 않은 점, 세 가지 유형의 사업이 제공하는 인건비 수준에 차이가 없는 점, 공익형의 경우에는 신청자의 재산상황을 고려하여 경제적으로 어려운 노인을 우선적으로 선발하는데 비해 교육형과 복지형 사업은 관련교육 이수여부 및 전문성을 고려한다는 점, 공익형 사업이 환경개선이나 시설관리 등 단순업무 위주인데 반해 교육형 및 복지형은 관련 지식이나 전문성을 요구한다는 점 등을 고려하면 노인일자리사업이 발생시킨 사회관계에 대한 긍정적 효과는 사회적으로 쓸모 있는 일을 수행한다는 자신감이 파급시킨 효과로 해석할 수 있을 것이다.

<표 8-17> 단체 유형 별 가입 수

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.39	0.90	0.49	54.2%	0.002
교육형	3.40	2.53	0.87	34.6%	0.000
복지형	2.34	2.17	0.16	7.4%	0.460

주 1) 1)사교단체, 2)종교단체, 3)여가문화활동단체, 4)운동활동, 5)노인관련단체, 6)기타 단체에 대한 가입 여부 합계 (가입-1, 비가입-0)

<표 8-18> 종교단체(천주교, 개신교, 절 등)의 활동정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.30	1.11	0.19	17.1%	0.473
교육형	1.50	0.96	0.54	56.0%	0.102
복지형	1.52	0.85	0.67	79.2%	0.005

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

<표 8-19> 여가 문화활동단체(노래교실, 컴퓨터, 서예, 연극 등)의 활동정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	2.24	2.22	0.02	0.9%	0.987
교육형	2.30	1.69	0.61	36.3%	0.139
복지형	2.16	1.55	0.61	39.4%	0.041

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

<표 8-20> 노인관련단체의 활동정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.50	1.20	0.30	24.8%	0.424
교육형	2.34	1.10	1.23	112.0%	0.000
복지형	2.09	1.05	1.04	99.2%	0.000

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

<표 8-21> 사교단체(동창회, 향우회, 계모임 등)의 활동 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	0.51	0.42	0.09	21.3%	0.519
교육형	0.75	0.82	-0.07	-9.0%	0.854
복지형	0.47	0.38	0.10	25.6%	0.753

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

<표 8-22> 운동단체(게이트볼단체, 산악회 등)의 활동 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	3.00	3.81	-0.80	-21.1%	0.566
교육형	2.72	3.11	-0.39	-12.5%	0.614
복지형	3.15	3.29	-0.15	-4.4%	0.878

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

<표 8-23> 기타 단체 (자원봉사단체, 직능단체, 정당 등)의 활동 정도

	사업집단	비교집단	효과	%효과	P-값
공익형	1.84	2.86	-1.02	-35.5%	0.619
교육형	1.81	1.14	0.67	58.9%	0.501
복지형	1.61	1.24	0.37	29.4%	0.732

주 1) 1- 거의 활동하지 않음, 2- 연1회, 3- 6개월에 1-2회, 4- 월1-2회, 5- 주1-2회, 6- 주3-4회, 7- 주5회 이상

## 제2절 노인일자리사업 참여와 가족생활 분석

위의 PSM 분석은 노인일자리사업이 발생시킨 가족 및 사회관계에 대한 부가가치적 효과를 타당하게 측정하고 있다는 점에서 의의를 갖는다. 본 절에서는 PSM 방법으로는 분석하지 않았지만 PSM 분석결과 발견된 효과들을 지지할 수 있는 추가적인 실증 분석결과를 얻기 위하여 가족생활

과 관련된 설문조사 문항의 기술통계 분석을 실시하였다.

### 1. 가족 내 돌봄

다음의 표는 가족 내 돌봄 대상이 있는 경우 실제 돌봄을 수행하고 있는지 여부에 대한 결과를 보여주고 있다. 먼저 참여자를 보면 돌봄을 수행하고 있는 경우 중 61.3%는 12세 미만 아동을, 38.7%는 아동이 아닌 다른 가족원을 돌보고 있다고 응답하고 있다. 가족 내 돌봄 대상이 있음에도 노인일자리사업에 참여하는 노인이 돌봄을 제공하지 않는 경우는 돌봄 대상이 아동인 경우가 비아동인 경우에 비해 높은 것으로 나타났다. 여러 가지 추론이 가능하겠지만 아동의 경우 노인 이외에 다른 가족구성원(부 또는 모), 비공식적 자원(이웃, 다른 친지 등), 공식돌봄기관(보육시설 등) 등 아동에 대한 돌봄을 제공해줄 사회적 인프라가 상대적으로 존재하고 있다는 현실을 반영한 것으로 보인다. 반면 전체 비아동 돌봄 대상의 경우 노인일자리사업 참여자의 93.5%가 돌봄을 제공하고 있고, 돌봄을 제공하지 않는 경우는 2사례 6.5%에 불과한 것으로 나타났다<sup>29)</sup>.

<표 8-24> 가족 내 돌봄이 필요한 가족원에 대한 돌봄 제공 여부

돌봄 대상		참여자 (N=93)		X <sup>2</sup>	대기자 (N=25)		X <sup>2</sup>
		수행 (n=75)	비수행 (n=18)		수행 (n=20)	비수행 (n=5)	
있음	아동 (12세 미만)	61.3	88.9	3.7975+	85.0	80.0	0.00
	비아동	38.7	11.1		15.0	20.0	
계		100.0	100.0		100.0	100.0	

+ p < .10

이는 아동이 아닌 노인, 장애인 등의 가족에게 제공되는 돌봄의 사회적 분담 체계 또는 돌봄자본(care capital, 돌봄대상에게 돌봄을 제공할 수 있

29) 본 결과는 <표 8-1>에는 제시되지 않았다. 그러나 제시된 %를 역 계산해서 비율을 계산하면 제시한 결과를 도출할 수 있다.

는 가족 내외의 자원(Anttonen and Sipila, 2007:153))이 부족한 현실을 반영하고 있다. 대기자의 경우도 유사한 양상을 보여주고 있지만 집단 간에 통계적으로 유의미한 차이는 발견되지 않았다. 더불어 제시된 <표 8-24>와는 별도로 참여자와 대기자 간의 (수행 vs. 비수행) 차이는 0.10 수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다(Continuity Adjusted  $\chi^2=2.8566$ ,  $p=0.0910$ ). 즉, 노인일자리사업에 참여하는 경우가 참여하지 않는 경우에 비해 상대적으로 가족 내 돌봄 대상에 대한 돌봄을 제공할 가능성이 낮을 수 있다는 것을 보여주고 있다.

돌봄이 필요한 가족 구성원에게 실제 돌봄을 제공하는 문제에 대하여 일자리 사업에 참여한 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 상대적으로 돌봄을 제공할 가능성이 낮다는 추론을 할 수 있다. 즉, 실제 돌봄을 수행하는 것과 일자리에 참여하는 것은 어린 자녀와 다른 돌봄 대상이 있는 여성뿐만 아니라 노인일자리사업에 참여하는 노인에게도 어려움 과제임을 추론할 수 있다.

<표 8-25>는 노인일자리사업 참여 이후 돌봄 제공 시간 변화에 대한 정보를 제공하고 있다. 실제 돌봄을 제공하고 있는 노인 중 아동을 돌보는 경우 절대 다수인 56.5%가 변화가 없다고 응답했고, 11.3%가 감소했다고 응답했다. 6.5%는 노인일자리사업 참여 이후 오히려 돌보는 시간이 증가했다고 보고하고 있다. 비아동의 경우 아동 돌봄과 같이 절대다수인 58.1%는 노인일자리사업 참여 이후 돌봄 시간에 변화가 없다고 응답하고 있다. 돌봄 시간이 증가한 경우는 없으며 감소한 경우는 35.5%로 나타났다. 이러한 결과는 노인이 아동을 돌보는 경우 노인이 비아동 가족구성원을 돌보는 경우에 비해 노인일자리사업 참여가 상대적으로 영향이 덜하다는 추론을 가능하게 한다. 즉, 아동의 경우 노인일자리사업 참여로 인해 돌봄 시간을 줄일 여지가 별로 없지만 비아동의 경우 돌봄 시간을 줄일 수 있는 여지가 상대적으로 큰 것으로 보인다.

<표 8-25> 노인일자리사업 참여 후 돌봄 시간 변화 여부 (%)

	아동(n=62)	비아동(n=31)
증가	6.5	0.0
변화 없음	56.5	58.1
감소	11.3	35.5
무응답	25.8	6.5
계	100.0	100.0

그렇다면 줄어든 돌봄 시간은 어떻게 대체되고 있는 것일까? 누가 노인 일자리사업에 참여하는 노인대신 아동과 돌봄이 필요한 가족원을 돌보고 있는 것일까? 현재로서는 자료상의 제약으로 노인일자리 참여로 인한 돌봄 공백을 어떠한 방식으로 대체하고 있는지 분명한 그림을 제시하기는 어렵다. 다만 제한된 자료를 통해 추론을 해보면 누가 돌보는지를 거칠게나마 추정해 볼 수 있다<sup>30)</sup>. 본 조사는 돌봄 시간이 감소했다면 “어르신이 돌보던 시간에 만 12세 미만의 아동 가구원을 주로 돌보는 분은 누구입니까?”로 묻고 있다. 이에 대한 응답은 단지 8사례만 응답했는데 이 중 6사례가 다른 가족원이라고 대답하고 있다. 반면 비아동 돌봄 대상에 대해서는 11사례가 응답했다. 이 중 가장 많은 5사례가 돌보는 사람이 없다고 응답했고, 이어서 4사례가 다른 가족원이 돌보고 있다고 응답했다.

## 2. 세대 간 사적소득이전

다음의 표는 노인일자리사업 참여 이후 가족 간 사적소득이전의 변화를 보여주고 있다. 논리적 추론은 노인의 일자리 사업 참여가 노인의 가처분 소득을 증대시킴으로써 노인에게 이전되던 사적소득이전의 필요성을 줄일 것이라는 판단에 근거했다. 그러나 결과는 동거가구원, 비동거가구원, 비가구원의 차이가 없이 노인의 일자리 사업 참여는 해당 노인에게 이전되던 사적 소득이전에 변화가 없는 것으로 나타났다. 절대 다수인 97.7%가

30) 본 결과는 표에 제시되어 있지 않은 별도의 분석을 수행한 것이다.

전혀 변화가 없다고 응답했다. 반면 0.2%만이 감소를 경험했다고 응답했고, 증가한 경우도 2.1%에 지나지 않았다. 결국 분석 전의 논리적 추론은 노인에 대한 사적소득이 마치 공공부조의 보충성의 원칙에 따라 일정수준의 소득을 유지를 전제하며, 일정 수준의 소득을 초과 할 때는 감소할 것이라는 추론에 근거했던 것이다. 그러나 결과는 앞서 언급한 것과 같이 사적소득이전 수준은 노인의 일자리 참여와는 무관한 것으로 나타났다.

<표 8-26> 노인일자리사업 참여 이후 가족 간 소득이전 변화 (참여자)

	동거가구원	비동거가구원	비가구원
감소	0.2	0.7	0.4
변화 없음	97.7	98.2	97.8
증가	2.1	1.1	1.9
계	100.0	100.0	100.0

### 3. 가족관계

<표 8-27>은 노인일자리사업 참여 이후 가구원과의 관계 변화를 보여주고 있다. 전체 참여자의 절반이 넘는 57.6%가 변화가 없다고 응답했지만 16.1%는 노인일자리사업 참여이후 가구원과의 관계가 조금 좋아졌거나 매우 좋아졌다고 응답했다. 노인일자리사업 참여의 상당수가 일자리사업 참여 이후 가구원과의 관계가 긍정적으로 변화했음을 보여주는 대목이다. 반면 일자리참여 이후 관계가 나빠졌다고 응답한 비율은 0.2%에 지나지 않았다. 좀 더 구체적으로 보면 가구원과의 변화는 성별에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 차이는 여성의 경우 비해당(즉 노인혼자 생활하는 경우)이 높게 나타났기 때문인 것으로 해석된다. 즉, 노인일자리사업에 참여한 노인의 경우 가구원과의 관계가 부정적으로 변화한 경우는 거의 없고, 대다수가 변화가 없거나 일부는 긍정적으로 변화를 경험한 것으로 나타났다.

<표 8-27> 노인일자리사업 참여 후 가구원과의 관계(N=917)

	전체	남성	여성	$\chi^2$
매우 나빠졌다 <sup>31)</sup>	0.0	0.0	0.0	
조금 나빠졌다	0.2	0.3	0.2	
큰 변화가 없다	57.6	69.0	19.5	
조금 좋아졌다	13.1	17.9	9.7	
매우 좋아졌다	3.2	5.0	1.9	
비해당	26.0	7.9	38.7	
계	100.0	100.0	100.0	

<표 8-28>은 현재 함께 생활하고 있는 가구원을 포함해 배우자, 자녀, 친척들과의 관계가 노인일자리사업 참여이후 어떻게 변화했는지를 묻고 있다. 이러한 질문은 노인이 일자리를 다시 얻게 되면 기존 보다 일에 투여하는 시간이 늘어나게 되고 이는 현재 동거하고 있는 배우자와 동거여부를 떠나 자녀, 친척들과 교류할 시간이 줄어들 수 있다는 가정에 근거한 것이다. 구체적으로 배우자와의 관계를 보면 성별에 따라 유의한 차이를 보이고 있는 것으로 나타났지만 이는 앞서 언급한 것과 같이 배우자가 없는 여성 노인이 상대적으로 많기 때문에 나타난 결과라고 할 수 있다. 전체적으로 배우자와의 대화 및 여가 시간에 변화가 없다는 응답이 48.2%로 가장 높게 나타났다. 그 뒤를 이어 해당하지 않는 경우와 약간 늘었다는 응답이 10.9%로 나타났다. 일자리 참여로 인해 배우자와의 대화 및 여가시간이 (약간 또는 많이) 줄었다는 응답은 4.6%에 지나지 않았다.

다음으로 자녀와의 관계를 보면 성별에 따라 통계적으로 유의미한 차이는 없었다. 전체적으로 자녀들과의 교류에 변화가 없다고 응답한 비율이 90.3%로 절대적으로 높게 나타났다. 즉, 노인일자리사업 참여가 자녀들과의 교류를 줄일 정도로 많은 시간이 투여되는 것은 아니라고 판단된다. 배우자와 자녀 이외에 다른 친척들과의 교류로 성별에 따라 통계적으로

31) 매우 나빠졌다는 응답사례가 없어  $\chi^2$  검증 결과는 매우 나빠졌다는 항목을 제외하고 분석 한 것이다.

유의미한 차이는 없었으며, 대다수인 86.0%가 노인일자리사업 참여 이후 친척들과 교류에 변화가 없다고 응답했다. 약간 친척들과의 교류가 또는 많이 줄었다고 응답한 비율은 1.2%에 지나지 않았다. 다만 전체적으로 볼 때 현재 동거하고 있을 가능성이 높은 배우자와의 교류가 줄었다는 비율이 4.6%로, 자녀들과의 교류 감소 1.7%, 친척들과의 교류 감소 1.2% 보다는 3배에서 4배가량 높게 나타났다. 정리하면 노인일자리사업 참여는 참여 노인과 배우자, 자녀, 친척들과의 교류 정도에 유의미한 영향을 주지 않는다는 주장이 가능할 것으로 판단된다.

<표 8-28> 노인일자리사업 참여 후 가족과의 관계

		전체	남성	여성	$\chi^2$
배우자와 대화 및 여가 시간	많이 줄었다	0.3	0.5	0.2	185.70*** <sup>32)</sup>
	약간 줄었다	4.3	6.6	2.6	
	변화 없다	48.2	64.2	36.9	
	약간 늘었다	10.9	16.6	6.9	
	많이 늘었다	1.2	2.1	0.6	
	비해당	35.1	10.0	52.9	
	계	100.0	100.0	100.0	
자녀들과의 교류	많이 줄었다	0.1	0.0	0.2	3.05 <sup>33)</sup>
	약간 줄었다	1.6	1.1	2.1	
	변화 없다	90.3	91.8	89.2	
	약간 늘었다	5.5	5.0	5.8	
	많이 늘었다	0.8	0.5	0.9	
	비해당	1.7	1.6	1.9	
	계	100.0	100.0	100.0	
친척들과의 교류	많이 줄었다	0.3	0.3	0.4	7.27 <sup>34)</sup>
	약간 줄었다	0.9	1.1	0.7	
	변화 없다	86.0	89.0	84.0	
	약간 늘었다	3.2	3.1	3.2	
	많이 늘었다	0.6	0.3	0.7	
	비해당	9.1	6.3	11.0	
	계	100.0	100.0	100.0	

32) 25%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있다. 사례수의 문제는 여전히 논란이 있는데 부족한 사례수가 문제가 된다는 학자도 있고, 그렇지 않은 학자도 있다. 구체적인 논의는 Cody와 Smith의 책을 참고하라.

33) 33%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있다.

#### 4. 젠더인식

본 절에서는 노인의 일자리 사업 참여가 가족을 둘러싼 젠더 인식과 어떠한 관계가 있는지를 검토하고 있다. 구체적으로 가족을 둘러싼 젠더인식은 3부분으로 나누어 살펴볼 수 있는데, 일과 가족생활 충돌에 대한 의견, 젠더역할에 대한 가치관, 일과 가족생활양립에 대한 가치관이 그것이다.

##### 가. 일과 가족생활 충돌에 대한 의견

<표 8-29>은 참여여부와 성별에 따른 일과 가족생활 충돌에 대해 어떤 의견을 갖고 있는지를 조사한 결과이다. 여기서는 주로 여성이 일을 할 경우 일과 가족생활과의 충돌에 대해 묻고 있다. 먼저 첫 번째 문항을 보면 “여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활이 힘들어진다”는 질문에 가장 많은 44.0%가 그렇다고 응답했고, 6.4%가 매우 그렇다고 응답해 절반이 넘는 50.4%가 여성이 전일제로 일할 경우 가족생활이 어려워진다는 의견에 동의하고 있다. 반면 전혀 그렇지 않다와 그렇지 않다고 응답한 비율은 30.4%로 나타났다. 그저 그렇다고 응답한 경우는 19.5%로 보고되었다. 참여자와 대기자를 보면 그 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다 ( $F=9.987$ ,  $p<.05$ ). 참여자가 대기자에 비해 상대적으로 여성의 전일제 참여에 긍정적으로 답한 것으로 알 수 있다. 참여자의 경우 31.8%가 “전혀 그렇지 않다”와 “그렇지 않다”라고 응답한 반면 대기자의 경우 26.4%가 해당 항목에 응답을 했다. 성별차이를 보면 일반적 예상과 같이 여성의 경우 “여성이 전일제로 일할 경우 가족생활이 힘들어진다”는 질문에 동의하지 않는 응답이 남성보다 높게 나타났다 ( $F=11.416$ ,  $p<.05$ ).

다음으로 참여자 내 젠더 간 차이를 보면 여성의 경우 해당 질문에 동의하지 않는 비율이 35.5%, 남성의 26.3% 보다 높게 나타났다. 남성의 경

34) 50%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있다.

우 절반이 넘는 51.9%가 여성의 전일제 참여가 가족생활에 어려움을 준다는데 동의하고 있다. 이러한 결과는 대기자들에서도 유사하게 나타나고 있다. 여성 내 참여자와 대기자, 남성 내 참여자와 대기자를 보면 0.10수준에서 참여자가 대기자에 비해 해당 질문에 동의하지 않는 비율이 높게 나타났다. 이러한 결과를 종합했을 때 노인 일자리에 참여하는 경우가 참여하지 않는 경우에 비해, 여성이 남성에 비해 해당 질문에 동의하지 않는 비율이 높게 나타났다. 즉, 다른 조건이 같다는 것이 입증되면 이는 결국 젠더와 함께 노인일자리 참여, 즉 일하는 것이 영향을 미쳤다고 보여진다.

두 번째는 어머니가 노동시장에 참여할 경우 어린자녀들에게 미치는 영향에 대한 질문이다. 전체적으로 보면 “전혀 그렇지 않다”와 “그렇지 않다”에 응답한 비율이 33.4%로 “그렇다”와 “매우 그렇다”에 응답한 비율 46.2% 보다 낮게 나타났다. 전반적으로 여성의 노동시장 참여가 어린자녀들에게 부정적 영향을 미친다는 것에 동의하는 비율이 동의하지 않는 비율 보다 높게 나타났다. 구체적으로 보면 참여자와 대기자 간에 분명한 인식의 차이가 있는 것으로 보인다 ( $F=15.371, p<.01$ ). 참여자의 36.2%가 해당 질문에 동의하지 않는 반면 대기자의 경우 이보다 2.8%p 낮은 33.4%가 동의하지 않는 것으로 나타났다. 성별 차이도 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 남성에 비해 여성이 해당 질문에 동의하지 않는 비율이 높게 나타났다 ( $F=28.285, p<.01$ ). 참여자와 대기자 내의 성별차이를 보면 두 집단 모두 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 남성 내 참여자와 대기자 간에 인식의 차이도 없는 것으로 나타났다. 반면 여성 내 참여자와 대기자 간에 차이는 통계적으로 유의미한 차이를 나타냈다. 여성의 경우 현재 노인일자리사업에 참여하는 경우 참여하지 않는 경우에 비해 여성의 노동시장 참여에 긍정적인 의견을 갖고 있는 것으로 보인다.

<표 8-29> 일과 가족생활 충돌에 대한의견

질문	응답	참여자			대기자			전체
		남	여	합	남	여	합	
여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활이 힘들어 진다	①	4.2	6.3	5.5	2.4	3.4	3.0	4.8
	②	22.1	29.2	26.3	23.0	23.7	23.4	25.6
	③	21.8	19.4	20.4	16.7	17.0	16.8	19.5
	④	44.0	41.0	42.2	48.4	48.0	48.2	44.0
	⑤	7.9	4.1	5.7	9.5	7.9	8.6	6.4
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
어린 자녀가 있는 어머니가 밖에서 일할 겨우 자녀에게 부정적 영향을 준다	①	1.8	5.8	4.1	4.8	2.8	3.6	4.1
	②	25.3	36.9	32.1	20.6	21.5	21.1	29.3
	③	19.5	20.9	20.3	20.6	20.9	20.8	20.4
	④	45.3	33.0	38.1	43.7	50.3	47.5	40.4
	⑤	8.2	3.5	5.5	10.3	4.5	6.9	5.8
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 1) ① 전혀 그렇지 않다 ② 그렇지 않다 ③ 그저 그렇다 ④ 그렇다 ⑤ 매우 그렇다

<표 8-30> 카이스퀘어 검증: 일과 가족 충돌에 대한 의견

$\chi^2$ 검증	여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활을 힘들어 진다	어린 자녀가 있는 어머니가 밖에서 일할 겨우 자녀에게 부정적 영향을 준다
참여자 내 젠더 간 차이 (N=917)	12.94*	0.50
대기자 내 젠더 간 차이 (N=303)	35.42***	0.28
여성 내 참여자와 대기자 (N=714)	9.31+	22.90***
남성 내 참여자와 대기자 (N=506)	2.83+	4.61
참여자 와 대기자 (N=1,220)	9.99*	15.37**
남성과 여성 (N=1,220)	11.42*	28.28***

주 1) + p < .10, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

#### 나. 젠더역할에 대한 가치관

젠더역할에 대한 가치관은 <표 8-31>에 제시된 것과 같이 세 가지 질문으로 구성되어 있다. <표 8-32>은 집단 간 차이에 대한 검증을 수행한 결과이다. 먼저 첫 번째 질문(전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다)에 대한 조사대상자 전체의 인식을 보면 동의하는 비율이 72.9%로 동의하지 않는 비율 3.6%보다 압도적으로 높게 나타났다. 이러한 인식은 조사대상자들이 여성의 무급노동(가사노동과 돌봄노동)에 대한 가치를 높게 평가하고 있다는 것으로 보여주고 있다. 구체적으로 보면 전업주부 역할의 중요성에 대해 참여여부와 성별에 관계없이 동의하고 있는 것으로 나타났다. 다만 참여자 내 젠더간의 차이는 0.10 수준에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타내고 있다. 노인일자리사업 참여 여성의 경우 남성에게 비해 여성의 가족 내 무급 노동에 대해 보다 더 높은 가치를 부여하고 있는 것으로 조사되었다. 또한 여성 내 참여자와 대기자 간의 비교에서는 여성 참여자가 여성 대기자에 비해 여성의 무급노동에 대해 높은 가치를 부여하고 있는 것으로 보인다. 특히 이러한 결과는 일면 모순적인데 소위 여성에게 비전통적인 근로 여성노인이 그렇지 않은 여성에 비해 가족 내 무급노동에 대한 보다 높은 가치를 부여하고 있다는 점이다. 반면 현재 근로하고 있지 않고, 전통적인 성역할에 근거해 무급노동만을 전일제로 수행하고 있을 가능성이 높은 여성 노인의 경우 현재 자신이 수행하고 있는 일의 가치를 상대적으로 낮게 인식하고 있다는 점이다. 즉, 모순적이게도 가족 내 무급노동의 가치는 가족 내 전통적 성별분업이 이루어질 때보다 전통적 성별분업이 약화된 경우에 더 높게 인식되고 있다는 점이다. 남성의 경우 참여여부에 따른 차이는 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 보고되었다.

두 번째 문항은 “남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다”라는 질문에 대한 동의수준을 묻고 있다. 전체적으로 동의하지 않는 비율은 24.2%로 동의하는 비율 40.6% 보다 낮게 나타났다. 첫 번째 질문과 연장선상에서 논의하면 가족 내 무급노동이 중요한 가치를 가지고 있지만 그 역할을 수행해야 할 사람은 남성이

아닌 여성이라는 전통적인 성별분업 인식이 강하게 남아 있음을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 대기자 내 성별차이를 제외하고 모든 집단 비교에서 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 참여자와 대기자 간의 인식차이를 보면 참여자 중 전통적 성별분업에 동의하지 않는 비율이 38.1%로 대기자 30.1%보다 높게 나타났다. 노인일자리사업에 참여하고 있는 노인, 즉 노동시장에 참여하고 있는 노인에 경우 가족 내 전통적 성별분업 해체에 보다 더 긍정적인 인식을 가지고 있는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 남성 내 참여자와 대기자의 차이를 보아도 분명하게 들어난다. 남성노인 참여자의 경우 대기 노인에 비해 성별 분업 해체에 긍정적인 인식을 갖고 있는 것으로 조사되었다.

세 번째 문항은 남성과 여성 모두 생계부양역할을 담당해야하는가에 대해 질문하고 있다. 절대적 다수인 72.1%가 “그렇다”와 “매우 그렇다”에 응답해 소위 이인생계부양자 모델에 동의하고 있는 것으로 나타났다. “전혀 그렇지 않다”와 “그렇지 않다”에 응답한 비율은 6.7%에 지나지 않았다. 참여자와 대기자 간에 차이를 보면 참여자 중 이인생계부양자 가구모형에 동의하는 비율이 70.3%로 대기자의 동의하는 비율 77.3% 보다 7.3%p 낮게 나타났다 ( $F=12.331, p<.05$ ). 노인일자리사업에 참여하고 있지 않은 응답자 내에서 이인생계부양 모델에 대해 동의하는 비율이 높게 나타난 것은 주목할 만하다. 성별차이를 보면 여성이 남성에 비해 이인생계부양모델에 동의하는 비율이 높게 나타났다 ( $F=21.514, p<.001$ ). 참여자 내 성별차이도 전체 성별차이와 같이 통계적으로 유의미한 결과가 도출되었고, 여성 참여자 내 참여자와 대기자 간의 차이도 유의미하게 조사되었다.

전체적으로 보면 젠더역할에 대한 참여자와 대기자, 남성과 여성의 가치는 모순적인 양상을 보이고 있다. 예를 들어, 두 번째 문항에 대한 남성과 여성의 전통적 역할에 대해 모든 집단에서 압도적으로 지지하고 있다. 반면 세 번째 문항에서는 두 번째 문항에 대한 인식과 모순적이게도 남녀 모두 생계부양자의 역할을 담당해야한다는데 다시 압도적 지지를 보이고 있다. 이러한 결과는 조사대상인 60세 이상 노인들이 가치관에서는 여전히 전통적 성별분업을 지지하고 있지만 가구의 경제적 문제와 관련해

서는 성별분업 보다는 가구경제에 실질적으로 도움이 되는 것이 현실적이라고 판단하고 있는 것으로 보인다. 또한 첫 번째 문항에서는 전업주부의 무급가사노동과 돌봄노동의 가치의 중요성에 동의하면서 다시 세 번째 문항에서는 남녀 모두 가구의 생계부양책임을 나누어야한다고 인식하고 있다. 여성주의 관점에서 보면 차이와 평등의 과제를 동시에 지지하는 모순적인 양상을 보이고 있다.

<표 8-31> 젠더역할에 대한 가치관

질문	응답	참여자			대기자			전체
		남	여	합	남	여	합	
전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다 <sup>35)</sup>	①	0.5	2.1	1.4	1.6	1.1	1.3	1.4
	②	3.4	2.6	2.9	3.2	0.6	1.7	2.6
	③	20.8	26.4	24.1	22.2	18.6	0.1	23.1
	④	62.9	59.6	61.0	57.9	64.4	1.7	61.2
	⑤	12.4	9.2	10.6	15.1	15.3	5.2	11.7
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고 여성의 임무는 가족을 돌보는 것임	①	9.0	10.8	10.0	1.6	2.3	2.0	8.0
	②	23.4	31.5	28.1	17.5	22.6	28.1	26.2
	③	23.7	27.0	25.6	26.2	22.0	25.6	25.2
	④	38.7	26.4	31.5	44.4	48.0	31.5	35.3
	⑤	5.3	4.3	4.7	10.3	5.1	4.7	5.3
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
남성과 여성 모두 가구소득에 보탬이 되어야 한다 <sup>36)</sup>	①	0.8	0.2	0.4	0.8	0.6	0.7	0.5
	②	8.2	6.0	6.9	5.6	3.4	4.3	6.2
	③	24.7	20.7	22.4	21.4	13.3	17.8	21.2
	④	62.9	64.4	63.8	65.9	65.5	65.7	64.3
	⑤	3.4	8.8	6.5	6.4	17.3	11.6	7.8
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 1) ① 전혀 그렇지 않다 ② 그렇지 않다 ③ 그저 그렇다 ④ 그렇다 ⑤ 매우 그렇다

<표 8-32> 카이스퀘어 검증: 젠더역할에 대한 가치관

$\chi^2$ 검증	전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다	남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다	남성과 여성 모두 가구소득에 보탬이 되어야 한다
참여자 내 젠더 간 차이	9.45+	17.88**	14.82**
대기자 내 젠더 간 차이	4.1237)	4.63	7.49
여성 내 참여자와 대기자	11.43*	35.73***	9.81*
남성 내 참여자와 대기자	2.37	13.47**	3.37
참여자과 대기자	7.16	41.21***	12.33*
남성과 여성	6.82	15.35**	12.33*

주 1) + p < .10, \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001

#### 다. 일과 가족생활 양립에 대한 가치관

<표 8-33>은 일과 가족생활 양립에 대한 응답자들의 가치관을 정리한 것이다. 일과 가족생활 양립과 관련된 질문은 3항목으로 구성되어 있다. 먼저 가정생활과 스트레스와 관련된 문항에 대한 응답을 보면 전체 응답자 중 60.0%가 가정생활이 응답자에게 스트레스를 주지 않는다고 응답했고, 스트레스를 준다는 응답은 13.7%에 그쳤다. 참여자와 대기자 간의 차이를 보면 참여자가 가정생활이 개인에게 스트레스를 주지 않는다는 응답이 64.1%로, 대기자 47.6%보다 17.5%p 높게 나타났다. 일반적으로 임금노동을 수행할 경우 가정생활과 일을 양립하기 어렵다는 것이 통례이다. 그러나 60세 이상 응답자의 경우 오히려 노인일자리사업에 참여하고 있는 집단이 스트레스를 덜 받는 것으로 나타났다. 성별차이, 참여자 내 성별차이, 대기자 내 성별차이는 통계적으로 유의미한 차이가 없었다. 남성 내

35) 본 문항에 대한 응답은 역문항 처리하였다 (① 매우 그렇다 ~ ⑤ 전혀 그렇지 않다)

36) 본 문항에 대한 응답은 역문항 처리하였다 (① 매우 그렇다 ~ ⑤ 전혀 그렇지 않다)

37) 40%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있음.

참여자와 대기자 간의 차이는 대기자가 참여자에 비해 스트레스를 받는다는 응답이 높게 나타났다. 이는 남성 대기자가 전통적인 생계부양역할을 수행하지 못함으로 인해 자신에게 주어진 역할을 수행하지 못함으로써 가정생활에 스트레스를 받는 것으로 추론할 수 있다. 여성의 경우도 남성과 유사한 결과가 도출되었다. 여성의 경우는 60세 이상의 경우 어린자녀가 있는 세대에 비해 가정 내 무급노동의 책임이 상대적으로 경감되었기 때문에 일자리에 참여하는 것이 가정생활에 큰 스트레스를 주지 않는 것으로 판단된다. 그러나 대기 여성의 경우 참여여성에 비해 스트레스를 받는다는 응답이 높게 나타난 것은 현재의 스트레스가 생계부양역할 때문이 아닌 다른 이유 때문에 나타난 문제로 판단된다.

두 번째 문항은 일자리에 참여하는 것으로 인해 가족에 대해 책임을 다하기 어렵가에 대해 묻고 있다. 전체의 절반이 넘는 53.8%가 그렇지 않다(매우 그렇지 않다 포함)고 응답한 반면 그렇다(매우 그렇다 포함)고 응답한 비율은 17.3%에 불과했다. 참여자와 대기자 간에 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 대기자가 가족에 대한 책임을 다하기 어렵다고 응답한 비율이 참여자 보다 높게 나타났다. 성별차이와 참여자와 대기자 내 성별에 따른 유의미한 차이는 없었다. 여성 내 참여자와 대기자의 차이는 첫 번째 문항과 같이 대기자 가족에 대한 책임을 다하지 못하고 있다는 응답이 높게 나타났다. 상대적으로 전통적 성별분업에 대한 지지가 강한 여성 노인집단에서 대기자(전업주부)가 가족에 대한 책임을 다하고 있지 못하다는 인식이 높다는 것은 의외의 결과이며 이후 구체적인 분석이 필요한 부분이다.

<표 8-33> 일과 가족생활 양립에 대한 가치관

질문	응답	참여자			대기자			전체
		남	여	합	남	여	합	
가정에서의 생활은 나에게 스트레스를 준다	①	19.5	17.6	18.4	9.5	7.3	8.3	15.9
	②	45.5	45.9	45.7	46.8	33.9	39.3	44.1
	③	25.3	26.0	25.7	22.2	29.4	26.4	25.9
	④	9.0	8.8	8.9	19.1	26.0	23.1	12.4
	⑤	0.8	1.7	1.3	2.4	3.4	3.0	1.7
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
나는 가족에 대한 책임을 다하기가 어렵다	①	15.0	13.7	14.2	15.9	17.0	16.5	14.8
	②	41.6	41.4	41.5	33.3	29.9	31.4	39.0
	③	27.1	31.3	29.5	26.2	27.7	27.1	28.9
	④	15.0	12.7	13.7	23.0	20.9	21.8	15.7
	⑤	1.3	0.9	1.1	1.6	4.5	3.3	1.6
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
가족에 대한 책임 때문에 직장에서 일에 집중하기가 어렵다	①	38.7	26.0	31.3	23.5	30.2	27.3	30.5
	②	41.8	47.0	44.9	44.9	46.5	45.8	45.1
	③	15.5	23.0	19.9	25.5	15.5	19.8	19.9
	④	3.4	3.4	3.4	5.1	3.9	4.4	3.6
	⑤	0.5	0.6	0.6	1.0	3.9	2.6	1.0
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 1) ① 전혀 그렇지 않다 ② 그렇지 않다 ③ 그저 그렇다 ④ 그렇다 ⑤ 매우 그렇다

세 번째 문항은 가족에 대한 책임 때문에 직장 생활에 곤란을 겪을 수 있는지에 대한 의사를 묻고 있다. 절대다수인 75.6%가 그렇지 않다(전혀 그렇지 않다 포함)고 응답한 반면 그렇다(매우 그렇다)라고 응답한 비율은 4.6%에 지나지 않았다. 집단 간의 차이는 대기집단 내 성별차이를 제외하고는 모든 집단 간 차이는 통계적으로 유의미한 것으로 조사되었다. 참여자와 대기자를 보면 가족생활이 직장생활을 어렵게 한다고 응답한 비율이 참여자는 4.0%, 대기자는 4.6%로 조사되었다. 전반적으로 가족생활로 인해 직장생활이 어렵다는 응답에 대해 동의하지 않았다. 정리하면 일

과 가족생활 양립과 관련해 세 문항 모두에서 일과 가족생활을 하는데 큰 어려움이 없다는 인식이 지배적이었다.

<표 8-34> 카이스퀘어 검증: 일과 가족생활 양립에 대한 가치관

$\chi^2$ 검증	나는 가족에 대한 책임을 다하기가 어렵다 <sup>38)</sup>	가족에 대한 책임 때문에 직장에서 일에 집중하기가 어렵다 <sup>39)</sup>	가정에서의 생활은 나에게 스트레스를 준다 <sup>40)</sup>
참여자 내 젠더 간 차이 (N=914)	1.84	2.71	18.97***
대기자 내 젠더 간 차이 (N=303)	6.77	2.63	5.69 <sup>41)</sup>
여성 내 참여자와 대기자 (N=711)	46.15***	24.41***	12.95 <sup>42)</sup>
남성 내 참여자와 대기자 (N=506)	16.35**	5.33	10.55*
참여자와 대기자 (N=1,217)	57.73***	22.52***	9.79*
남성과 여성 (N=1,217)	4.01	2.73	11.38*

주 1) + p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\*p<.001

38) 본 문항에 해당하지 않는 3사례는 분석에서 제외되었다.

39) 본 문항에 해당하지 않는 3사례는 분석에서 제외되었다.

40) 본 문항에 응답하지 않은 79사례는 제외하였음. 참여자 대 대기자, 남성 대 여성의 비교시 사용된 사례 수는 1,141, 참여자 내 젠더 차이는 914사례, 대기자 내 젠더 차이는 227사례, 여성 내 참여 대 대기자는 663 사례, 남성 내 참여 대 대기자는 478사례이다.

41) 30%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있다.

42) 30%의 셀의 사례수가 5이하인 관계로  $\chi^2$  검증이 유효하지 않을 수도 있다.

### 제3절 소결

본 장에서의 분석 결과는 노인일자리사업이 가족 및 사회관계에 대하여 비교적 뚜렷한 긍정적 효과를 발생시키고 있음을 확인시켜주고 있다. 앞서 제시한 PSM 분석에 따르면 노인일자리사업 참여는 노인의 사회적 참여를 활성화시키는 반면, 가족, 친척, 이웃, 친구와의 관계에는 부정적 영향을 미치지 않고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노인일자리사업이 노인이 살고 있는 가구의 가처분 소득을 높여 노인의 경제적 상태를 개선하는 것을 넘어, 해당 노인을 중심으로 한 사회관계 형성과 활동에도 긍정적 영향을 주고 있다는 점을 시사한다. 노인일자리사업 참여로 인해 유급노동에 종사하여야 하는 시간이 절대적으로 늘어난 반면 적극적 노년의 삶을 유지하는데 필수적인 가족 및 사회관계에 긍정적 영향을 미쳤다는 사실은 노인일자리사업의 중요한 파급효과로 평가할 수 있다. 한편 노인일자리사업은 가족원 간의 사적이전 소득에도 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었는데, 노인일자리사업 참여로 노인의 소득이 증가하게 되면 임금소득이 없던 참여 이전에 비해 가족원으로부터 이전되는 소득이 감소할 것이라는 이론적 예측과는 상반된 결과이다. 이는 노인에 대한 다른 가족원(주로 자녀가 되겠지만)의 소득이전은 경제적 목적도 있지만 노인(부모)에 대한 자녀들의 도덕적 책임을 동반하는 상징적 의미도 갖고 있기 때문이라고 판단되며 노인일자리사업 효과분석의 또 다른 긍정적 결과로 해석된다. 또한 노인일자리사업 참여는 전통적 성역할을 강화시키기 보다는 젠더평등 의식을 확대하는 긍정적 영향을 갖고 있는 것으로 분석되었다. 전통적 성별분업을 지지하는 동시에 생계부양역할의 남녀 공유를 지지하는 모순적인 결과가 도출되기도 했지만 대체적으로 일자리사업에 참여한 노인집단이 대기자 집단에 비해 보다 더 젠더평등에 대해 관대한 태도를 가지고 있는 것으로 나타났다. 다만 노인의 일자리사업 참여로 인해 가구 내 돌봄 과제와 관련이 있을 것이라는 가정이 부분적으로 지지되었다. 노인일자리사업 참여 이후 절반이 넘는 사례에서 돌봄 제공 시간의 변화는 목격되지 않았다. 그러나 돌봄 대상이 아동이 아닌 경우

돌봄 시간은 35.5%의 사례에서 감소했다. 더욱이 다른 대체자원 없이 감소된 돌봄 시간으로 인해 비아동 돌봄 대상의 다수가 돌봄을 제공받지 못하고 있는 것으로 나타난 것은 잠재적인 부정적 영향으로 해석할 수 있다.

## 제9장 결론 및 정책적 제언

본 보고서는 시행 6년차를 맞이하는 노인일자리사업이 발생시킨 사회·경제적 효과를 포괄적 범위의 변수들에 대하여 종합적으로 분석한 연구인 동시에 사회복지 프로그램 분야에서 엄밀한 잠재적 성과모형 (Potential Outcome Model)에 입각한 인과관계적 효과성을 과학적 평가설계와 분석방법에 의해 분석한 최초의 연구라는 점에서 의의를 갖고 있다. 본 연구의 분석결과 사업논리 모형에 의해 가정된 효과들을 지지하는 실증적 결과들이 상당 부분 검증되었다. 본 보고서에서 발견된 노인일자리사업의 직접적 효과와 간접적 파급효과는 사업의 정당성을 지지할 만한 충분한 근거로 받아들일 수 있다. 앞서 분석하였듯이 노인일자리사업이 제공하는 인건비는 월 20~30만원 수준으로 사업이 발생시키는 소득이전 효과는 별도의 분석이 필요없이 직접적이고 명백하게 이해할 수 있다. 월 20만원~30만원 수준의 소득보충 효과는 참여노인의 경제적 상황에 따라 다른 의미를 가지겠지만 급여액의 절대적 수준이 높지 않기 때문에 실질적인 소득보충 효과는 크지 않을 수 있다. 반면 본 보고서에서 발견한 생활패턴, 건강증진, 의료비 절감, 심리적 만족감, 가족 및 사회관계에 대한 긍정적 효과를 고려하면 노인일자리사업의 일자리 지원 사업으로서 지니는 가치뿐만 아니라 일자리에 종사함으로써 적극적인 노년생활을 영위하도록 하여 삶의 질을 전반적으로 향상시키는 효과에 더 큰 의미를 부여할 수 있다. 비록 본 보고서에서 생활패턴의 변화에 의해 질병 또는 사망률을 감소시키고 전반적인 삶의 질이 향상되었는지를 직접 확인할 수는 없었지만 노인일자리사업은 정책적 개입이 없는 상태에서는 영위하기 어려운 적극적 생활패턴을 영위하도록 변화를 유도하였고 유급노동 시간을 직접적으로 증가시키는 것을 넘어서 종교활동과 같은 다른 적극적 활동을 촉진시키는 파급효과도 창출함을 확인하였다. 노인일자리사업이 변화시킨 참여 노인들의 생활패턴은 우리나라 일반 노인은 물론이고 적극적 여가활동

의 비중이 높은 미국 노인이나 노인취업 정책의 영향으로 유급노동 활동의 비중이 높은 일본 노인에 비해서도 훨씬 더 '적극적 노년' (active ageing)의 개념에 가까운 생활패턴이었음도 확인하였다. 노인일자리사업이 발생시킨 생활패턴의 변화효과가 2차적으로 파급시킨 건강증진, 심리적, 그리고 가족 및 사회관계 효과는 PSM 분석이외에 기술통계 또는 회귀분석류 분석에서도 확인할 수 있었다. 제5장에서 밝혀졌듯이 2007년도 및 2008년도 노인일자리사업 코호트의 경우 의료기관 이용이나 건강증진 활동 실천 정도에 대해 모두 통계적으로 유의미한 긍정적 효과가 발생하였다. 이는 적극적 방향으로 변화한 참여노인들의 생활패턴이 신체적 건강을 제고시키고 질병률을 감소시켜 의료기관 이용정도를 감소시켰음을 의미한다. 또한 증가한 유급노동 시간은 종교활동과 같은 다른 적극적 활동 이외에 건강증진 활동도 증대시키는 유의한 파급효과도 발생시켰음을 의미한다. 심리적 측면에 미친 파급효과도 확인되었다. 제5장의 우울증상 개선정도에 대한 분석에서도 2007년도와 2008년도 참여 코호트의 경우에는 통계적으로 유의미한 우울증상 개선효과가 검증되었다. 제6장에서 이루어진 코호트 순차설계 분석은 노인일자리사업이 발생시킨 건강증진 효과가 직접적으로 의료비 절감효과로 연결되고 있음을 확인해 주었다. 노인일자리사업에 참여한 노인들은 그렇지 않은 노인들에 비하여 연평균 188,363원 덜 의료비를 지출하는 것으로 나타났다. 이러한 의료비 절감효과는 공익형 사업유형과 상대적으로 더 소외되고 열악한 사회·경제적 특성을 지니는 집단에 속한 노인들에게 더 크게 나타남도 확인하였다.

제7장의 분석에서도 노인일자리사업에 참여한 노인들은 자존감, 사회적 기여감 등에 대해서 대부분 긍정적으로 인식하고 있는 것으로 나타났으며 사업에 참여한 이후 절은 세대, 다른 노인, 세상에 대한 이해에 있어서도 긍정적인 개선효과를 미치고 있는 것으로 확인하였다. 제8장의 가족 및 사회적 관계 효과에 대한 분석에서는 노인일자리사업이 노인의 종교단체, 여가문화활동단체, 노인관련단체와 관련된 사회활동을 촉진시키는 반면 가족, 친척, 이웃, 친구와의 관계 형성 및 유지에는 부정적 영향을 미치지 않음을 확인하였다.

그러나 한편 통계적으로 유의미한 효과가 탐지되지 않은 결과변수들도 다수 존재하였다. 분석결과를 종합하여 보면 경제적인 소득보충 효과, 생활패턴의 변화효과, 가족 및 사회적 참여효과에 대해서는 PSM 분석결과에 의해 뚜렷한 긍정적 효과가 탐지된 반면 건강증진 효과, 심리적 효과에 대해서는 뚜렷한 효과가 검증되지 못했다. 이러한 결과에 대한 원인이 사업이 실제로 발생시킨 파급효과가 미미하였기 때문일 수도 있으나 그 보다는 보다 설득력 있는 다른 대체적 설명요인들이 존재한다. 첫째는 통계적으로 유의미한 변화가 측정되지 않았다는 사실이 오히려 사업이 긍정적 효과를 발생시켰음을 증명하는 결과변수가 다수 존재한다. 즉 논리적인 설명으로는 부정적인 영향이 발생할 것이라 예측되지만 실제로는 이러한 부정적 영향이 탐지되지 않았다면 이것은 다른 의미에서 사업의 긍정적 효과로 해석할 수 있다. 예를 들어 노인의 하루 생활시간 중 가사, 돌봄 등 무급노동 활동이나 적극적 여가활동에 배분되는 시간은 노인 일자리사업 참여노인에게 강제적으로 늘어난 유급노동 시간으로 재배분될 가능성이 크다. 그러나 실증분석 결과 이들에 대한 영향은 없는 반면 소극적 여가활동에 소비되는 시간이 감소한 것은 전반적으로 매우 긍정적인 결과로 해석할 수 있다. 가족 및 사회관계에 대한 효과를 분석한 제8장에서 나타난 바와 같이 노인일자리사업에 참여한 노인들이 가족, 친척, 이웃, 친구 들과 연락이나 만남, 관계 만족도에 대해 변화를 경험하지 않았다는 사실도 같은 맥락에서 긍정적으로 해석할 수 있다. 둘째는 '개시효과' (start-up effect)가 존재할 가능성이 있다. 개시효과는 원래 사업내용이 제대로 구현되고 서비스가 제대로 전달되기 위해서 얼마간의 시간이 필요하기 때문에 사업효과의 구현이 지연되는 효과를 가리킨다. 개시효과가 지속되는 기간은 사업 환경 및 내용에 따라 달라지겠지만 개시효과가 존재한다면 단기에는 사업효과가 없는 것으로 나타나고 시간이 갈수록 효과가 증가하는 것처럼 나타난다. 본 보고서의 경우에는 사업의 효과가 서비스 전달에 의해 직접적으로 나타나는 경제적 효과와 생활패턴 변화효과는 즉시 나타나지만 2차적 파급효과에 해당하는 건강증진 효과, 심리적

효과, 가족 및 사회관계 효과는 시간이 경과하여야 탐지할 수 있는 수준으로 발생할 것이다. 다시 말하여 이들 효과는 현재 시점에서 아직 탐지할 수 있는 수준으로 발생하지 않았지만 추적 연구기간이 더 장기화되면 유의미한 효과로 탐지될 수 있다는 것이다. 다시점 데이터를 활용하여 분석한 제6장에서는 횡단면 자료를 이용하여 분석한 제5장에 비해 통계적으로 매우 유의미한 의료비 절감효과가 측정되었으며 역시 6장에서 분석된 연차별 의료비 절감효과가 해마다 점차 증가하는 경향이 보인다는 사실도 개시효과가 존재한다는 추론을 뒷받침해준다. 셋째는 사업 운영 및 내용의 개선에 따라 사업효과가 달라질 수 있다는 점이다. 예를 들어 제5장의 건강증진 효과 분석에서 사업 참여 시점에 따라 사업집단을 개별 코호트 (cohort)로 분류하여 분석을 수행하였을 경우 사업내용과 운영에 대해 많은 변화가 발생한 2007년도와 2008년도 코호트의 경우에는 유의미한 건강증진 효과가 탐지된 반면 2004~2006년도 코호트의 경우에는 유의미한 효과가 탐지되지 않았다. 결과적으로 2007, 2008년도 코호트의 유의미한 사업효과는 2004~2006년도 코호트의 무효과에 의해 상쇄 (average-out)되어 유의미한 효과가 존재하지 않는 것으로 분석되었을 수 있다. 만약 이러한 가정이 사실이라면 추후에는 보다 많은 표본을 추출하여 사업유형 및 년도 별로 사업집단을 구성하여 분석을 시도하는 후속 연구가 필요할 것이다.

본 보고서에서의 실증적 분석결과는 노인일자리사업의 내용과 운영과 관련하여 몇 가지 규범적 시사점을 제공하고 있다.

첫째, 노인일자리사업의 근본적인 정책적 목적을 명확하게 재설정할 필요가 있다. 그동안 노인일자리사업의 목적은 기초생활보장제도의 사각지대에 놓여있는 노인빈곤층에 대한 소득보충, 사회참여를 통한 삶의 질 향상, 근로능력이 있는 노인의 노동시장 통합 등 상이한 성격의 여러 목표들이 혼재해 있어 사업에 대한 정체성 문제가 지속적으로 제기되어 온 것이 사실이다. 이론적으로 볼 때 빈곤 노인의 소득을 보충하기 위한 형평성이라는 정책목적을 위해서는 현금 이전소득을 지급하는 재분배 정책을 활용하

는 것이 바람직하다. 반면 노인 대상이 아닌 일반 성인 대상의 일자리 사업이나 노동시장 관련 사업은 빈곤자나 실업자에게 근로의 중요성을 일깨우고 근로경험을 고취시켜 궁극적으로 자활을 유도하여 참여자의 복지를 노동시장을 통해 보장하고 국가적으로 재정운영을 효율화하고자 하는 효율성의 목적에 근거를 두고 있다. 그러나 노인일자리사업은 이들 두 가지 정책목적 모두에 정확하게 일치하지는 않으며 오히려 사회적 참여를 통한 참여 노인의 삶의 질 향상에서 사업의 진정한 가치를 발견할 수 있는 성격의 사업이다. 현실적으로 노인일자리사업에 투입할 수 있는 예산이 제한되어 있는 상태에서 소득보충 기능을 강화하기 위해 노인개인에게 지급되는 인건비 수준을 상향조정한다면 전체적인 참여자 수가 줄어들 수밖에 없다. 그러나 소득수준에 상관없이 노인일자리사업에 참여한 노인들에게 전반적으로 나타난 삶의 질 향상 효과를 고려하면 제한된 숫자의 빈곤노인의 생계해결을 위해 일자리 사업 참여자 수를 제한하는 것 보다는 참여자 수를 확대하는 데 정책적 우선순위를 두는 것이 전체적인 사회적 비용을 절감하는데 더욱 효과적일 수 있다. 그렇다면 빈곤노인을 위한 소득보충 기능은 현금 이전소득을 통한 소득 재분배 정책을 통해 우선적으로 수행하고 노인일자리사업은 소득수준과 관계없이 노년기에 보편적으로 발생하는 노인의 삶의 질 문제를 개선시키기 위한 사업으로서 정체성을 재정립하는 것이 바람직할 것이다. 사업 유형에 따라서 정책목적의 우선순위를 달리하는 것도 또 다른 정책적 대안이 될 수 있다. 예를 들어 공익형 사업의 경우에는 소득보충 기능에 교육형 및 복지형 사업의 경우에는 사회참여 기능에 더 큰 비중을 두고 인건비 지급도 차별화 시킬 수 있을 것이다.

둘째, 이러한 논의는 사업 대상자의 선정과 관련해서도 시사점을 제공한다. 현행 노인일자리사업 사업 대상자 선정은 아래의 표에 나타난 바와 같이 신청노인의 연령, 건강상태, 재산상황, 관련교육 이수여부, 전문성, 경력 등을 고려하여 이루어진다. 이들 기준들은 재산상황을 제외하고는 모두 노동의 수요자 측면을 고려한 기준들이다. 다시 말하여 노동의 공급자인 신청 노인의 니즈 (needs)는 경제적 상황만 고려될 뿐 다른 모든 기준들은 참여 노인이 일자리를 제대로 수행할 수 있는 역량을 갖추었

는지 여부에 초점을 맞추고 있다. 그러나 논의한 바와 같이 사회적 참여를 통한 삶의 질 향상이라는 목적에 좀 더 비중을 둔다면 사회적 참여에 대한 욕구의 존재 또는 절실함 여부를 대상자 선정기준으로 고려할 필요가 있다. 예를 들어 독거노인 여부, 배우자나 부양 가족의 존재여부, 심리상담을 통해 확인한 신청노인의 심리상태 등을 명시적인 대상자 선정기준으로 추가할 수 있을 것이다. 아울러 제6장의 의료비 절감효과에서 밝혀진 바와 같이 사회·경제적으로 소외된 상황에 노출된 노인들일수록 더 큰 의료비 절감효과를 경험하고 있는 만큼 교육형 사업이나 복지형 사업의 경우에도 재산상황과 같은 신청 노인의 니즈를 반영한 선정기준을 도입할 필요가 있다.

<표 9-1> 노인일자리사업 사업 대상자 선정기준

구 분	공 통 기 준	주요 세부기준
공익형	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 연령(60세 이상이면 모두가능)</li> <li>- 건강상태(일할 수 있는 건강정도면 모두가능)</li> <li>- 세대주형태(60세이상 노인가구 우선)</li> <li>- 담당자 상담의견 반영(적격여부 판단)</li> </ul>	- 재산상황
교육형		- 관련교육 이수 여부 - 전문성
복지형		- 관련교육 이수 여부 - 자원봉사 경력
시장형		- 전문성 및 경력
인력파견형		- 관련교육 이수 및 경력

셋째, 역시 같은 맥락에서 노인일자리사업이 제공하는 일자리의 성격에 대해서도 정책적 관심을 기울일 필요가 있다. 본 보고서에서 밝혀진 분석에서 특히 주목할 만한 점은 공익형 사업과 교육형 및 복지형 사업 간에 다른 형태의 효과들이 발생한 경우가 몇몇 존재한다는 점들이다. 예를 들어 공익형 사업에 참가한 노인의 경우만 따로 사는 자녀와 따로 사는 친척에 대한 관계 만족도가 통계적으로 유의미하게 감소하였다거나, 통계적으로 유의미하지는 않으나 공익형 사업에 참가한 노인의 경우에만 다른 유형의 사업들과는 반대로 우울감이 증가하였다는 발견은 공익형 사

업의 프로그램 내용이 사회적 참여의 기회를 제공하여 참여노인의 삶의 질을 향상시키는 효과보다는 제공하는 일자리가 참여노인의 심리적 위축감과 관련된 낙인효과 (stigma effect)를 유발시키는 요소를 일부 포함하고 있음을 의미한다. 노동 경제학에서 다루어지는 많은 연구들이 분석의 가정을 단순화하여 직업이 주는 가치를 대부분 임금을 통해 측정하는 반면 또 다른 많은 연구들이 임금 이외에 일 자체가 주는 보람과 자긍심, 다른 비금전적 혜택에서 일의 가치를 측정하려고 노력하고 있다. 마찬가지로 노인일자리사업 중 공익형 사업과 교육 및 복지형 사업은 동일한 수준의 인건비가 제공됨에도 불구하고 참여자에게 서로 다른 가치를 지니고 있는 것으로 판단되기 때문에 일자리 설계에서 이러한 점을 고려할 필요가 있다.

넷째, 노인일자리사업의 운영 상의 개선이 근본적으로 사업효과 수준을 제고시킬 수 있다는 점을 유념하고 운영 체계 및 절차의 개선을 끊임없이 모색하여야 한다. 노인일자리사업은 연차별로 목표 일자리수를 지속적으로 늘리면서 재정투입규모도 증가되어 왔는데, 이러한 양적인 증가 이외에도 사업 운영 측면에서도 많은 개선 노력들이 이루어져 왔다. 그 중에서도 가장 중요한 변화가 참여자 선정기준, 지원기준, 사업운영 등에 대해 이루어졌는데 참여자 선정기준에서 2005년까지는 사회적 취약가정 노인을 우대하였던 반면 2006년부터는 선정기준에서 그러한 조항들이 사라졌고, 사업 유형별 지원기준은 2004~5년 6개월 지원이던 것이 2006년 이후부터 7개월로 증가하였다. 유형별 비율에서 공익형을 계속 하향조정하면서 프로그램의 질의 향상시키려 하였고, 사업 운영 차원에서 수행기관 수가 적고 주로 지자체 중심으로 운영하던 사업을 다양한 기관들이 참여하여 전문화 및 다양화하도록 노력하였다. 프로그램 수가 적고 대규모 사업으로 운영하던 초창기와는 달리 소규모 사업들로 전환하면서 운영상의 주요한 개선을 2006년을 기점으로 이루었다. 한편 제5장에서 이루어진 건강증진 효과 분석 결과 몇몇 주요한 건강증진 효과들이 2007년도와 2008년도 참여 코호트에 대해서만 발견된 사실은 운영 상의 개선 노력이 사업효과의 제고로 직접 연결되었다는 점을 시사하는 것이다.

다섯 째, 노인일자리아업이 갖는 사회적 자본 (social capital)으로서의 기능을 인식하고 이를 촉진하기 위한 정책적 노력을 기울일 필요가 있다. 제5장의 분석에서 규칙적인 운동 혹은 일상적인 활동량 영역의 경우 사회 관계를 나타내는 변수들 중, 친구관계가 이들 영역의 지표들에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤음은 이들 영역의 경우 친구관계가 일종의 사회적 네트워크로서 기능하는 정보효과(information effect)가 존재함을 시사한다. 또한 제4장의 생활패턴 변화효과에 대한 분석과 제8장의 사회관계에 대한 효과분석에서도 노인일자리아업이 유급노동에 대한 시간을 직접적으로 증가시켰을 뿐 아니라 종교활동과 관련한 생활시간이나 활동정도가 증가한 것으로 밝혀졌는데, 이는 수행기관과 참여자 간, 그리고 참여자 상호 간에 바람직한 확산효과가 발생하였음을 의미한다. 이러한 발견은 노인일자리아업 수행기관과 참여자 상호 간의 관계가 참여노인들에게는 참여노인들의 삶의 질을 개선시키고 전체적인 사회적 비용을 절감시키는 중요한 사회적 자본으로서 기능하고 있음을 시사하며 이러한 기능을 강화시키기 위해서는 일자리 종사 이외에 대상자 교육, 수행기관과 대상자 간의 접촉, 참여자 상호 간의 교류와 관련한 서비스를 보완하는 방안을 모색할 필요가 있다.

여섯 째, 노인일자리아업이 창출시키는 의료비 절감효과의 크기가 상당한 수준이고 효과의 발생이 일자리 사업의 참여로 인한 신체적 활동 및 자존감의 증대에 기인한 것이라고 추정되기 때문에 이러한 긍정적 파급효과를 극대화시킬 수 있는 요소를 명시적으로 사업내용에 포함시키는 것을 고려할 수 있다. 다시 말하여 매일 사업 전 간단한 단체운동을 실시한다든가 노인의 신체활동에 유익한 활동이 수반되는 업무를 위주로 일자리를 배분하는 것을 고려할 수 있다. 또한 참여노인의 자긍심을 고취하기 위하여 사업 관리자 및 참여자에 대한 정기적 교육이나 지역사회 참여 행사를 마련하는 것도 대안이 될 수 있다.

마지막으로 사업의 지속 및 확대여부를 경제적 효율성의 기준으로 판단할 때 화폐적 단위로 측정할 수 있는 소득보충 효과와 의료비 절감효과만으로도 상당한 크기의 편익이 발생하고 있고 사회적 참여나 자긍심 제

고 등 비금전적 편익도 유의미하게 검증된 만큼 비노인인구를 대상으로 하는 일반 일자리 사업과는 다른 기준에 입각해 정책적 판단에 임할 필요가 있다. 비록 미국 등 선진국에서의 사업평가 결과가 비노인인구에 대한 공공 일자리 제공사업이 효과가 없거나 미미하다고 결론짓고 있지만 우리나라의 노인일자리사업은 제6장에서 확인된 바와 같이 비노인 인구를 대상으로 한 사업에서는 발견하기 어려운 의료비 절감효과 등을 통해 직접적으로 재정절감에 기여하고 있는 만큼 이러한 부수적 편익을 정책판단의 기준으로 포함시킬 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강신옥·이은주(2008). 노인의 일자리 참여와 심리적 복지: 자아존중감과 생활만족도를 중심으로. 사회복지연구, 4, 63-80, 공주대학교 사회복지연구센터.
- 강희숙·김근조(2000). 일부지역 노인들의 신체적 건강과 우울과의 관련성. 대한보건협회학술지, 26(1), 451-459.
- 고령화 및 미래사회위원회(2004). 저출산고령사회 대응을 위한 국가실천전략. 제35회 국정과제회의 보고참고자료.
- 권치영·김선웅·임중철·이홍직(2007). 일자리 참여가 노인의 자아존중감에 미치는 영향에 관한 연구. 한국노년학, 27(2), 427-443.
- 김경희(2007). 노인일자리 참여자의 생활만족도에 관한 연구. 동국대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 김규엽(2007). 노인의 여가활동이 생활만족도와 자아존중감에 미치는 영향. 경기대학교 행정대학원 석사학위논문.
- 김미곤 외(2008). 2008년 한국복지패널 기초분석 보고서. 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소.
- 김미곤(2006). 노인일자리사업의 사회경제적 효과 분석 - 소득보전 효과. 한국노인인력개발원 제6차 노인일자리 전문가포럼.
- 김오남(2003). 농촌노인의 건강수준, 사회적 지지와 우울에 관한 연구. 한국가족사회복지학, 8(2), 5-22.
- 김오복(2007). 여성노인의 정신건강에 영향을 미치는 요인. 백석대학교 기독교전문대학원 박사학위논문.
- 김주현 · 한경혜(2001). 노년기 자원봉사활동과 자아존중감. 한국노년학, 21(2), 209-224.
- 김태완 외(2008). 2008년 빈곤통계 연보. 한국보건사회연구원.
- 김현숙(2005). 충북지역 노인일자리 사업 참여자의 참여실태에 관한 조사

- 연구: 참여만족도 및 태도변화에 영향을 미치는 요인을 중심으로.  
청주대학교 석사학위논문.
- 노병일·모선희(2007). 사회적 지지의 수준과 차원이 노인 우울에 미치는 영향. *한국노년학*, 27(1), 53-69.
- 박현숙(1995). 집단인지요법이 노인의 우울, 자아존중감, 고독감에 미치는 효과. *경북대학교 박사학위논문*.
- 서경현·김영숙(2003). 독거노인의 자아존중감과 우울. *한국심리학회지: 사회문제*, 9(1), 115-137.
- 서수오(2007). 노인일자리사업 참여에 따른 생활만족도에 관한 연구. *대구 가톨릭대학교대학원 석사학위논문*.
- 송대현·박한기(1992). 한국노인의 자존심에 관한 연구. *한국노년학* 12(1), 79-95.
- 안영미(2002). 노인의 삶의 의미와 자아존중감, 정신건강과의 관계 연구. *이화여자대학교 대학원 석사학위논문*.
- 안효철(2005). 사회적 일자리 창출사업에 참여하는 노인들의 삶의 질에 관한 연구. *서강대학교 신학대학원 석사학위논문*.
- 윤숙덕·박공주·강경하(2005). 노년기 농업노동의 사회복지비용 절감효과 분석. *한국노년학*, 25(2), 109-126.
- 이석원·임재영(2007). 노인일자리사업의 연차별 의료비 절감효과. *한국행정학보*, 41, 387-413.
- 이신숙·이경주(2001). 남녀노인의 경제상태, 건강상태, 성역할 정체감에 따른 자아존중감. *한국가정관리학회지*, 4(1), 1-10.
- 이은주(2005). 노인의 자원봉사활동이 자아존중감 및 생활만족도에 미치는 영향. *청주대학교대학원 석사학위논문*.
- 이진희(2006). 노인교육이 노인의 심리적 복지감에 미치는 영향에 관한 연구. *경기대학교 사회복지대학원 석사학위논문*.
- 이평숙·이용미·임지영·황라일·박은영(2004). 노인의 스트레스, 사회적 지지와 우울간의 관계. *대한간호학회지*, 34(3), 477-484.
- 이석원(2006). 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 - 연차별 의료비 절감

- 효과. 한국노인인력개발원 제6차 노인일자리 전문가포럼.
- 임재영(2006). 노인일자리사업 사회경제적 효과분석 - 연도별 의료비 절감 효과. 한국노인인력개발원 제6차 노인일자리 전문가포럼.
- 임재영·이석원(2008). 노인일자리사업의 의료비 절감 효과에 관한 연구. 보건경제와 정책연구, 14(1), 75-102.
- 전혜정(2004). 미국노인의 사회적 지원제공과 정신건강: 종단적 자료분석. 한국노년학, 24(1), 89-105.
- 정경희 외(2005). 2004년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사. 한국보건사회연구원.
- 정순돌(2004). 시설노인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인 탐색. 한국노년학, 24(4), 107-122.
- 정영미·김주희(2004). 동거유형에 따른 노인의 인지기능, 영양상태, 우울의 비교. 대한간호학회지, 34(3), 495-503.
- 최영수(2008). 노인 일자리 참여가 자아존중감에 미치는 영향. 우송대학교 보건복지대학원 석사학위논문.
- 최옥금(2007). 노인빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석. 한국사회복지학, 59(1), 5-25.
- 최은희(2007). 노인일자리사업이 참여자의 삶의 질에 미치는 영향 연구: 사회적 자본의 매개효과를 중심으로. 연세대학교 사회복지대학원 석사학위논문.
- 통계청(2007). 2007년 고령자 통계.
- \_\_\_\_\_ (2005). 2004년도 생활시간조사.
- 하근영·홍달아기(1999). 노인의 교우관계와 심리적 안녕감의 관계. 한국노년학연구, 8, 75-90.
- 한국노인인력개발원(2009a). 2009년도 노인일자리사업 종합안내.
- \_\_\_\_\_ (2009b). 2008년 노인일자리사업 실적 분석보고. 한국노인인력개발원 내부자료.
- \_\_\_\_\_ (2006). 노인일자리사업 참여노인 만족도조사. 한국노인인력개발원.

- 한국은행(2008). 경제통계연보.
- 허준수·유수현(2002). 노인의 우울에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *정신보건과 사회사업*, 13, 7-35.
- 홍석관(2005). 노인일자리 참여 노인과 비참여 노인의 자기효능감과 우울 비교 연구. 경성대학교대학원 석사학위논문.
- 홍주우(1999). 노인의 자아존중감 및 사회적지지가 정신건강에 미치는 영향 연구. 이화여자대학교대학원 석사학위논문.
- Abramson, J. H., Michael Ritter, J. Gofin, and J. D. Kark(1992). Work-Health Relationships in Middle-Aged and Elderly Residents of a Jerusalem Community. *Social Science & Medicine* 34(7), 747-755.
- Adler N.E., Boyce W.T., Chesney M.A., Folkman S., Syme S.L.(1993) Socioeconomic inequalities in health: No easy solution. *JAMA*, 269(24), 3140-5.
- Agodini, Roberto & Mark Dynarski(2001). *Are Experiments the Only Option? A Look at Dropout Prevention Programs*. Princeton, NJ: Mathematica Policy Research, Inc.
- Angrist, Joshua D. & Alan B. Krueger(2001). Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69-85.
- 
- (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. In Orley C. Ashenfelter & David Card (ed). *Handbook Labor Economics*, Volume 3, 1277-1366. Amsterdam, Netherlands: Elsevier Science B.V.
- Anttonen, A. and J. Sipilä(2007). Care capital, stress and satisfaction. In Crompton, R., S. Lewis, and C. Lyonette, eds., *Women, men, work and family in Europe*, 152-170.
- Baillargeon, Jacques & Wilkinson, Gregg S.(1999). Characteristics of the

- Healthy Survivor Effect Among Male and Female Hanford Workers. *American Journal of Industrial Medicine* 35, 343-347.
- Bell, Stephen H., Larry L. Orr, John D. Blomquist, Glen G. Cain(1995). *Program Applicants As a Comparison Group in Evaluating Training Programs: Theory and a Test*. W. E. Upjohn Institute for Employment Research Kalamazoo, Michigan
- Bird, Chloe E. & Fremont, Allen M.(1991). Gender, Time Use, and Health. *Journal of Health and Social Behavior*. 32(2), 114-129.
- Bloom, Howard S.(2006). *The Core Analytics of Randomized Experiments for Social Research*. MDRC Working Papers on Research Methodology.
- Bloom, Howard S., Charles Michalopoulos, Caryoly J. Hill, & Ying Lei. (2002). *Can Nonexperimental Comparison Group Methods Match the Findings from a Random Assignment Evaluation of Mandatory Welfare-to-Work Programs?* MDRC Working Papers on Research Methodology. New York, NY: Manpower Demonstration Research Corporation.
- Clark, S. C.(2002). Employees' sense of community, sense of control, and work and family conflict in Native American organizations. *Journal of Vocational Behavior*, 61(1), 92-108.
- Cochran, W. G.(1968). The Effectiveness of Adjustment by Subclassification in Removing Bias in Observational Studies. *Biometrics*, 34, 665-672.
- Cody, R. and J. Smith(1997). *Applied statistics and the SAS programming language(4th ed)*, New Jersey: Prentice Hall.
- Dehejia, Rajeev H. and Sadek Wahba.(1999). Causal Effects in Nonexperimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1053-1062.

- Fraker, Thomas, & Rebecca Maynard.(1987). The Adequacy of Comparison Group Design for Evaluations of Employment-Related Programs. *The Journal of Human Resources*, 22(2), 194-227.
- Freedman, David.(1991). Statistical Models and Shoe Leather, in *Sociological Methodology* 1991. Peter Marsden, ed. Washington, D.C.: American Sociological Association, chapter 10.
- Friedlander, Daniel & Philip K. Robins.(1995). Evaluating Program Evaluations: New Evidence on Commonly Used Nonexperimental Methods. *The American Economic Review*. 85(4), 923-937.
- Gauthier, A., & Smeeding, T.(2000). *Patterns of Time Use of People Age 55 to 64 Years Old: Some Cross-National Comparisons*. Center for Retirement Research at Boston College Working Paper, CRR WP 2000-15.
- \_\_\_\_\_ (2001). *Historical Trends in the Patterns of Time Use of Older Adults*. OECD.
- Grossman, M.(1972). *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*. Columbia University Press, New York.
- Guest, D. E.(2002). Perspectives on the study of work-life balance. *Social Science information*. 41(2), 255-279.
- Heckman, James & Joseph V. Hotz.(1989). Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training, *Journal of the American Statistical Association*, 84(408), 862-874.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, & Petra E. Todd(1997). Matching as Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith, & Petra Todd. (1998). Characterizing Selection Bias Using Experimental Data.

- Econometrica*, 66(5), 1017-1098.
- Hendryx, M., Ahern M., Lovrich N., and McCurdy A.(2002). Access to Health Care and Community Social Capital. *Health Service Research*, 37(1), 85-101.
- Imbens, Guido W.(1999). *The Role of Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions*. NBER Technical Working Paper #237. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Jo, Changik, Lim, Jae-Young(2009). *The Effect of the Food Stamp Program and the Minimum Wage on Obesity: An Empirical Investigation Using Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS) Data*, Unpublished paper.
- Keene, J. R., and Reynolds, J. R.(2005). The job costs of family demands: Gender differences in negative family-to-work spillover. *Journal of Family Issues*, 26(3), 275-299.
- Kenkel, D.(1994) The demand for preventive medical care. *Applied Economics*, 26, 313-325.
- Krueger, Patrick M., Rogers, Richard G., Hummer, Robert A., LeClere, Felicia B. & Bond Huie, Stephanie A.(2003). *Socioeconomic Status and Age: The Effect of Income Sources and Portfolios on U.S. Adult Mortality*. *Sociological Forum*. 18(3), 465-482.
- LaLonde, Robert. (1986). Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data. *The American Economic Review*, 76(4), 604-620.
- Lechner, Michael(1999a). Earning and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany After Unification. *Journal of Business & Economic Statistics*. 17(1), 74-90.
- Li, C.-Y. & Sung, F.-C.(1999). A Review of the healthy worker effect in occupational epidemiology. *Occup. Med*, 49(4), 225-229.
- Lim, Jae-Young, Jo, Changik(2008). The Effect of Social Capital on

- Health-Related Behaviors of the Elderly in Korea. *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, 14, 73-92.
- Lim, Jae-Young(2007). The effect of patient's asymmetric information problem on elderly use of medical care. *Applied Economics*, 39, 2133-2142.
- Link, Bruce G. & Phelan, Jo.(1995). Social Conditions as Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior*. 35(Extra Issue), 80-94.
- Loughlin, A.(2004). Depression and social support. *Journal of Gerontological Nursing* 30(5), 11-15.
- Manning, W., J. Newhouse, N. Duan, E. Keeler, A. Leibowitz, and M. Marquis(1987). Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment. *American Economic Review*, 77, 251-277.
- McMichael AJ, Spirats R, Kupper LL.(1986). An Epidemiological Study of Mortality within a Cohort of Rubber Workers, 1964-72. *Journal of Occupational Medicine* 18, 165-168.
- Minkler, Meredith.(1981). Research on the Health Effects of Retirement: An Uncertain Legacy. *Journal of Health and Social Behavior*. 22(June), 117-130.
- Moore, David E. & Hayward, Mark D.(1990). Occupational Careers and Mortality of Elderly Men. *Demography*. 27(1), 31-53.
- Parsons, Lori S.(1997). *Using SAS Software to Perform a Case-Control Match on Propensity Score in an Observational Study*. SAS SUGI Paper 225-25.
- Ross, Catherine E. & Mirowsky, John.(1995). Does Employment Affect Health?. *Journal of Health and Social Behavior*. 36(3), 230-243.
- Rosenbaum, P., and Rubin, D. B. (1984). Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity

- Score. *Journal of the American Statistical Association*, 79, 516-524.
- Rosenbaum, Paul R. & Donald B. Rubin(1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Rubin, Donald B.(1974). Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies, *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701.
- \_\_\_\_\_ (2001). *Use of Propensity Scores for Tobacco Litigation*. Unpublished Working Paper.
- Stone, Roslyn A., Scott Obrosky, Daniel E. Singer, Wishwa N. Kapoor, Michael J. Fine, & The Pneumonia Patient Outcomes Research Team (PORT) Investigators(1995). Propensity Score Adjustment for Pretreatment Differences Between Hospitalized and Ambulatory Patients with Community-Acquired Pneumonia. *Medical Care*, 33(4), AS56-AS66.
- Wolfe, Barbara & Haveman, Robert. (1983). Time Allocation, Market Work, and Changes in Female Health. *Women and Health* 73(2), 134-139.