

자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활 관계

Relation Between Emotional Self-Support and The Level of Subjective Health Recognition of Participators

김은자

상지대학교 사회복지학과

EunJa Kim(0306k@hanmail.net)

요약

본 연구에서는 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활과의 관계를 살펴보고자 하였다. 자활사업 참여자가 주관적으로 인지하는 건강상태는 사업 참여 동기나 일에 대한 태도에 중요한 영향을 미칠 수 있고 자활성과와도 연결될 수 있다. 그러므로 경제적 자활을 이루기 위한 과정적 측면으로서의 정서적 자활이 주관적 건강인식 수준과 어떠한 관계가 있는지를 살펴보고, 동시에 이에 대한 시사점을 모색하고자 하였다. 연구대상은 원주시의 자활사업 참여자를 대상으로 하였으며 총 127부를 본 연구의 분석 자료로 사용하였으며 연구결과는 다음과 같이 나타났다. 첫째, 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활은 유의한 정(+)적 상관관계를 나타내고 있다. 둘째, 자활사업 참여기간은 주관적 건강인식이나 정서적 자활에 부(-)적 영향을 미치고 있으며, 참여자의 연령은 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 제언으로는 복지수급에 따른 조건부과로 인해 비자발적으로 자활사업에 참여하는 조건부수급자들이 삶의 태도나 일에 대한 생각을 긍정적으로 인식할 수 있도록 참여자의 욕구와 수준에 맞는 정서적·심리적 프로그램을 강화한다면, 주관적 건강인식 수준과 더불어 정서적 자활수준도 향상될 것으로 사료된다.

■ 중심어 : | 주관적 건강인식 | 정서적 자활 | 자활사업 참여자 |

Abstract

The object of this study was to survey the relationship between emotional self-support and the level of subjective health recognition of participators in the self support program. The health condition which is recognized subjectively by participators could affect the participation motive and the attitude to the program, and could be connected to the achievement of self-support. Therefore I tried to survey the implications and the relationship between emotional self-support and the level of subjective health recognition in terms of progress for the economic self-support. The objectives were self-support program participators in Wonju, and 127 questionnaires were collected. The results of this study were as followings; First, there was the positive relationship between emotional self-support and the level of subjective health recognition. Second, the participation period in the self-support program affected emotional self-support and the level of subjective health recognition negatively, and the affects of the ages were meaningless. The suggestion of this study is that the level of emotional self-support and subjective health recognition could be developed if the emotional and psychological program is developed which makes the conditional pensioners perceive the living attitude and the thoughts to the works positively.

■ keyword : | Subjective Health Recognition | Emotional Self-support | Participators |

I. 서론

국민기초생활보장법에 의한 자활사업은 근로능력 있는 저소득계층에 안정적인 일자리를 제공함으로써 자활능력을 향상시키고 빈곤에서 탈출하도록 유도하는 근로연계복지정책으로 제도화된 것이다[1].

일반적으로 자활사업의 궁극적 목적은 경제적인 자활에 두고 있으며, 이를 위해 자활능력 배양, 기능습득 지원, 근로기회 제공을 중심적인 수단으로 활용하고 있기 때문에[2] 저소득층 자활사업을 운영하고 있는 지역 자활센터는 예산 증가와 참여자의 양적인 확대에도 불구하고 자활사업 참여자의 탈수급에 성공적이지 못하였다는 평가와 비판을 받고 있다[3]. 자활사업을 담당하는 실무자와 연구자들은 이러한 부정적인 평가에 대해 대부분 현실을 반영하지 못한 제도적인 결함과 성과의 기준에 문제가 있는 것으로 비판하고 있으며[4], 임태영[5]은 자활사업 참여자들 대부분이 일반 노동시장에서 탈락한 중·장년층 여성으로 낮은 인적자본 문제와 자활사업 정책의 문제, 세계적인 불경기 측면 등 단순히 경제적으로만 자활사업 효과성을 평가하는 것은 한계가 있음을 지적하고 있다. 2015년 전체 자활사업 참여자의 탈수급과 자활성공률은 각각 16.9%, 35.1%로 나타났다[6].

이 같은 부진한 자활성과에 대해 노희경[7]은 근로유인체계의 미흡을, 최용민 외[8]는 맞춤형 자활프로그램의 부재와 참여자 감소를 저해요인으로 제기하고 있다. 그러나 사회적 합의가 도출되어 있지 않은 상황에서 자활의 개념을 어떻게 정의할 것인가에 따라 자활성과는 다양하게 수행되고[9], 연구자마다 다른 결과를 제시하고 있다[10]. 한상진 외[11]는 현재의 자활사업 성과가 비판을 받고 있는 이유로 자활사업 참여자들의 다양하고 복잡한 특성을 반영한 통합적인 접근을 해야 하는 자활사업 특성을 고려하지 못하고 탈빈곤 위주의 경제적 자활에만 초점을 두고 있기 때문이라고 보고하고 있다. 이은정[12] 역시 자활사업 실효성 평가를 탈수급이나 탈자활사업 성과만으로 지적하는 것은 한계가 있으므로 무엇으로 자활성과를 정의할 것인지에 대한 기준을 마련하는 것이 필요하다고 주장하고 있다. 이에 따

라 자활의 개념을 스스로 일을 함으로써 생계보호에 안주하지 않고 빈곤한 상태에서 벗어나는 경제적 측면의 과정으로 규정하자는 의견과[13][14], 소득변화에 따라 수급권 탈피 여부로 한정하는 경제적 측면뿐만 아니라 심리적 측면까지 확대하여 그 성과를 평가해야 한다는 의견이 대두되고 있다[15][16]. 뿐만 아니라 자활성과에 긍정적 영향을 미치는 자존감, 자신감 등 심리·정서적 요인들의 중요성에 비중을 두어야 한다는 의견도 나타나고 있다[17].

빈곤여성가구주의 자활에 영향을 미치는 심리·사회적 요인에 대한 김은선[18]의 연구에서는 자아존중감이 정서적 자활에 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 박지숙[19]의 연구에서도 자아존중감과 자활의지가 정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다[17]. 선행 연구들에서는 자활이라는 궁극적 목적에 도달하기 위한 과정적 측면으로서의 정서적 자활의지가 중요하게 조사되고 있다[12][13]. 자활사업 참여자의 자활에 대한 생각이나 자립의지의 영향 요인에 관련한 연구[4][7][13], 자활의지에 영향을 미치는 심리적·정서적 요인에 대한 선행연구들은 많이 있으나[5][8][10][18] 스스로 인식하는 주관적 건강수준과 자활에 대한 생각, 즉 정서적 자활과의 관계를 살펴 본 연구는 없었다.

따라서 본 연구는 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활의지 간의 관계를 살펴보고, 정서적 자활성과를 높이기 위한 주관적 건강인식 수준 향상과 심리적 지원 방안을 통해 실천적 함의를 도출하는 것을 연구의 목적으로 한다.

II. 이론적 배경

1. 정서적 자활

자활의 사전적 뜻은 ‘자기 스스로의 힘으로 살아감’, ‘스스로 문제를 해결하거나 문제해결을 위해 노력하는 행위’를 말한다. 박경숙·박능후[20]는 자활을 ‘스스로의 노력에 의한 생활수준 향상으로 국가의 보호로부터 벗어나는 것으로, 남에게 의지하지 않은 채 자신의 힘으로 살아가는 경제적인 자립으로 설명한다[21]. 자활사

업의 효과를 분석하는 과정에서는 경제적 측면의 자활 개념이 자활성고를 명확히 할 수 있다[16]. 그러나 사회복지 측면에서의 자활은 이보다 복잡한 개념으로 '개인이 물질적·사회적 빈곤과 노동으로부터의 소외를 극복하고 사회통합이나 사회적 주류화 속에서 인간으로서 기본적인 삶의 질을 누릴 수 있는 상태에 이르거나 이를 실현하는 과정'으로 정의한다[22]. 최근에는 자활사업 성과를 평가하는데 있어 경제적 자활뿐 아니라 정서적 자활이 강조되고 있는데[23][24], 이는 경제적 자활을 달성하기 위한 선행 변수로 자활을 이루고자 하는 심리적 요인이 많은 작용을 하기 때문으로 판단된다[5][15]. 그러나 아직까지 심리적인 요인들을 바탕으로 한 정서적 자활기준에 대해 사회적으로 합의된 측정방법은 마련되어 있지 않다.

선행연구들에서는 자립의지, 근로의욕, 긍정적 생각 등이 정서적 자활 개념으로 사용되고 있다. 박대중[25]은 '실직 상태, 불안정한 고용상태, 어려운 생활환경에서 안정적인 고용과 재할과정을 통해 스스로의 힘으로 생활하고자 하는 자활의지'로, 허태현[26]은 '개인이 직면하는 변화상황에 대한 자신감과 자아통제, 근로의욕'으로, 엄태영[13]은 '빈곤으로부터 탈피하여 독립적인 생활을 하겠다는 열망 및 미래에 대한 긍정적 생각'으로, 최선덕[27]은 '개인이 직면한 변화상황에 효과적으로 대처하기 위한 개인의 적극적인 의지'로 표현함으로써 정서적 자활을 심리적 요인으로 설명하고 있다.

정서적 자활의 측정 기준에 대해서 박장호[28]는 무력감에서 벗어나 빈곤으로부터 스스로 탈피하고자하는 주체적인 생각과 의지로 평가하고 있다. 엄태영 외[29] 또한 자신의 능력과 상황에 대해 긍정적인 평가를 함으로써 스스로의 삶의 태도를 긍정적으로 갖는 것이 정서적 자활을 이루는 기준이라고 설명하고 있다. 정서적 자활 효과에 대해 이형하 외[23]는 자활사업에 참여한 이후 경험하는 일자리에 대한 보람과 즐거움, 일에 대한 적극성 등 근로태도의 향상을, 이상록[30]은 자신에 대한 긍정적 태도 형성과 생활태도 변화 등 자립요소 형성을, 김은선[18]은 일을 하고자 하는 의욕, 국가의 보호보다 일자리를 선택하고자 하는 태도 등을 통해 측정하였다.

자활이 빈곤에서 벗어나는 것을 의미하므로 빈곤탈출에 영향을 미치는 요인들은 당연히 자활에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 특히 개인의 심리적 특성이 삶에 대한 무기력감이나 상대적 박탈감과 연결될 경우에는 더욱 부정적인 영향을 미치게 된다[31]. 따라서 경제적 자활을 이루기 위해서는 자활사업 참여자들의 심리적 상태를 우선적으로 고려해야 하며[23], 자립의지, 근로의욕, 긍정적인 생각, 일에 대한 태도 등 심리적 요인들이 경제적 자활을 이루기 위한 과정적 측면으로서의 필수적인 전제조건이라는 것이다[4].

본 연구에서는 정서적 자활을 선행연구들에서 사용된 개념을 종합하여 '개인이 갖는 긍정적인 삶의 태도와 일에 대한 생각으로 스스로 빈곤에서 벗어나 자립하고자 하는 심리적인 태도'로 정의하고, 엄태영[32]이 개발한 척도를 중심으로 정서적 자활수준을 살펴보고자 한다.

2. 주관적 건강인식

주관적 건강인식이란 신체적, 생리적, 심리사회적 상태를 스스로 평가하는 것으로 의학적인 방법으로 측정할 수 없는 개인적인 건강상태를 나타내는 것이다[33]. 즉, 만성질환의 유무 또는 의료 이용을 통해 신체 변화를 가장 민감하게 느끼는 개인이 자신의 건강상태에 대한 주관적 느낌을 반영한 개념이라고 할 수 있다[34]. 이러한 주관적 건강인식은 과거와 현재의 객관적 건강상태뿐 아니라 앓고 있는 질병, 의료 이용 상태 및 여러 사회경제적 상황으로부터 영향을 받게 되고[35], 한 개인에게 나타날 수 있는 다양한 측면의 건강상태를 압축적으로 표현해주는 지표이다[36]. 이 정의에 따르면 주관적 건강평가는 단순히 신체질병 및 신체 기능 상태와 같은 임상적 영역만 관계있는 것이 아니라[37] 성별이나 어렸을 때 받았던 교육수준, 청장년 시기의 소득수준, 직업 등 개인을 둘러싸고 있는 다양한 인구학적, 사회경제적 요인들과도 관련되어 있음을 알 수 있다[38]. 주관적 건강인식은 심리적 스트레스나 신체적·정신적·사회적 안녕감에 의해 영향을 받게 되고[39], 인생에서 경험하는 부정적인 사건들은 건강에 악영향을 끼치게 되어 스트레스 요인으로 작용하게 된다[40]. 노인의 주

관적 건강상태와 우울 간의 관계를 연구한 이막달[41]은 노인의 주관적 건강상태가 낮을수록 우울정도가 높아져 삶의 태도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 열악한 인적자본을 가진 자활사업 참여자들은 실직이나 구직의 어려움 등 부정적인 사건들이 주관적 건강인식에 영향을 미치고, 자활사업에 대한 생각이나 삶의 만족도에도 영향을 미치게 된다. 뿐만 아니라 빈곤보다 포괄적 개념의 절대적 박탈, 주거의 질적 박탈, 직업 수입 박탈, 사회적 지지 박탈은 주관적 건강에 더 많은 부정적 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다[42].

3. 주관적 건강인식과 정서적 자활

스스로 건강하다고 인식하는 주관적 건강인식은 신체적인 역량뿐 아니라 사회적·개인적 대처 능력을 가지고 긍정적으로 삶을 영위할 수 있음을 의미하기 때문에 개인의 삶의 태도에 중요한 영향력을 미치는 요인 중 하나라고 볼 수 있다[40]. 연령대별 삶의 만족도를 조사한 정순돌 외[43]는 45세-65세의 중고령자 집단과 65세 이상 집단의 주관적 건강상태가 삶의 태도에 긍정적인 영향력을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 스스로 인식하는 건강상태 정도가 심리적으로 삶의 태도와 직결된다는 것이다. Palmore & Lulkart(1972)는 주관적 건강인식이 사회 활동량과 내적 통제보다 긍정적 삶의 태도에 더 큰 영향력을 행사하는 것으로 나타났으며[40], 이 선정[44] 역시 주관적 건강인식과 삶의 만족도는 정(+)적인 관계가 있음을 보고함으로써 주관적 건강인식이 삶의 태도와 일에 대한 생각에 긍정적인 심리적 태도를 보이고 있다는 것을 밝히고 있다.

자활사업 참여자가 인식하는 주관적 건강은 지속적인 근로에 장애요인으로 작용할 뿐 아니라 자활의지에도 영향을 미치고 있다. 이상록[30]은 자활사업 참여자의 정신건강상태가 자활사업 참여태도에 영향을 미치고 있음을 밝히고 있고, 박장호[28]는 전문가의 정서적 지지와 주관적 건강이 자활의지에 영향을 주는 것으로 보고하고 있다. 주관적 건강인식이 낮은 집단의 경우 취·창업 의사가 낮기 때문에 자활의지를 높이기 위해서는 자신감 획득이나 자기개발 등 정서적 동기부여가 필요하다라는 이석환 외[45]의 연구 결과는 자활사업이 저

소득 자활사업 참여자에게 지속적인 근로기회를 제공함으로써 자신감 강화나 삶에 대한 태도를 긍정적으로 바꾸게 하는 기회를 제공하는 것이라고 볼 수 있다.

III. 연구방법

1. 조사대상 및 자료 수집

본 연구의 조사대상자는 원주시 조건부수급자 중 일반 자활사업 참여자 108명과 취업성공패키지사업 참여자 45명을 대상으로 하였다. 설문지 배부는 2016년 6월 20일부터 7월 6일까지 조사의뢰 및 방문조사를 병행하여 진행하였다. 취업성공패키지사업 참여자는 원주 고용지원센터 담당자에게 사전협조를 요청하여 참여자의 면담일에 설문을 작성하도록 하였으며, 일반 자활사업 참여자는 원주지역자활센터의 동의를 구한 후 조사에 동의하는 참여자들이 직접 설문지를 작성하도록 하는 자기기입 방법으로 응답하게 하였다.

설문지는 총 153부를 배부하여 136부를 회수하였으며, 그중 응답방법에 오류가 있거나 신뢰도가 떨어지는 설문지 9부를 제외한 127부를 최종분석에 활용하였다.

2. 조사도구의 구성

본 연구의 조사도구는 선행 연구를 토대로 작성한 설문지이며, 조사 대상자의 일반적 특성으로 인구사회학적 변인에 관한 문항, 주관적 건강인식 수준에 관한 문항, 그리고 정서적 자활에 관한 문항으로 구성되어 있다. 인구사회학적 특성 변인으로는 성별, 연령, 학력, 결혼형태, 가구원 수, 참여 동기, 참여기간의 7문항으로 구성하였다.

본 연구에서 독립변수는 개인의 주관적 건강인식이다. 주관적 건강 인식은 자활사업 참여자들이 의학적인 소견과는 별도로 개인이 인식하고 있는 건강상태를 측정하는 것이다. “귀하가 생각하는 자신의 건강상태는 어떻습니까?”의 단일 문항으로 스스로의 건강에 대하여 ‘건강이 나쁘다’에서 ‘건강하다’의 5점 척도로 구분되어 있으며 점수가 높을수록 주관적인 건강인식이 좋다는 것을 나타낸다. 주관적 건강상태는 보건연구에서 일

반적인 건강지위를 측정하는 데 가장 빈번하게 사용되는 척도로서, 비교적 측정이 간단하고 국제적 비교가 가능한 것으로 알려져 있다[46]. 본 연구에서 자활사업 참여자가 갖는 주관적 건강인식 측정은 전반적 건강상태를 나타내는 것으로 정서적 자활 측면에 중요한 영향요인으로 작용할 것으로 예측된다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .721로 나타났다.

종속변수는 자활사업 참여자의 정서적 자활이다. 정서적 자활 수준을 측정하기 위한 도구로 엄태영[32]이 델파이 조사기법을 활용하여 개발한 정서적 자활 척도를 사용하였다.

정서적 자활에 대한 설문은 총 25문항으로 긍정적 삶의 태도 5문항 ①~⑤, 대인관계 3문항 ⑥~⑧, 통제력 4문항 ⑨~⑫, 일에 대한 생각 6문항 ⑬~⑱, 자아상 4문항 ⑲~⑳, 자립의지 3문항 ㉑~㉓으로 구성하였다. 각 문항은 '매우 그렇다'에서 '전혀 그렇지 않다'로 평가하는 Likert식의 5점 척도이며, 점수가 높을수록 정서적 자활 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .901이다. 내용은 [표 1]과 같다.

표 1. 주관적 건강 인식과 정서적 자활 하위 요인의 문항구성과 신뢰도

| 변수 | 구성문항 | Cronbach's α | |
|-----------|-----------|---------------------|------|
| 주관적 건강 인식 | 1 | .721 | |
| 정서적 자활 | 긍정적 삶의 태도 | 1,2,3,4,5 | .904 |
| | 대인관계 | 6,7,8 | .773 |
| | 통제력 | 9,10,11,12 | .837 |
| | 일에 대한 생각 | 13,14,15,16,17,18 | .805 |
| | 자아존중감 | 19,20,21,22 | .823 |
| | 자립의지 | 23,24,25 | .767 |

3. 자료 분석 방법

본 연구의 목적인 자활사업 참여자가 인식하는 주관적 건강수준과 정서적 자활의 관계를 규명하기 위하여 다음과 같은 분석 방법을 활용하였으며, 자료 분석 방법을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 척도의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's α 를 산출하였다.

둘째, 자활사업 참여자의 일반적 특성을 파악하기 위해 기술통계의 빈도분석, 평균 및 표준편차, 독립표본 t-검정(Independent sample t-test) 및 일원배치 분산분

석(One-way ANOVA)을 실시하였다.

셋째, 주요 변수 간 상관관계를 파악하기 위해 피어슨의 상관관계 분석(Pearson's correlation analysis)을 실시하였다.

넷째, 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 요인을 파악하고자 위계적 회귀분석(Hierarchical regression)을 실시하였다.

통계분석을 위해 SPSS 18.0을 활용하였으며, 통계적 검증은 유의수준 $\alpha=.05$ 를 기준으로 유의성 여부를 판단하였다.

IV. 연구결과 및 해석

1. 자활사업 참여자의 인구사회학적 특성

본 연구를 위해 원주시에서 자활사업에 참여하고 있는 조건부수급자 중 고용노동부 취업성공패키지사업 참여자 45명과 보건복지부 자활사업 참여자 108명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 연구대상자의 일반적 특성을 파악하기 위해 빈도분석을 실시하였으며, 그 결과는 [표 2]와 같다.

표 2. 자활사업 참여자의 인구사회학적 특성

| 변수 | 구분 | 빈도 | 퍼센트 |
|-----------------|-----------|----|------|
| 성별 (N=127) | 남자 | 58 | 45.7 |
| | 여자 | 69 | 54.3 |
| 연령 (N=127) | 29세 이하 | 15 | 11.8 |
| | 30-39세 이하 | 19 | 15.0 |
| | 40-49세 이하 | 37 | 29.1 |
| | 50-59세 이하 | 51 | 40.2 |
| 학력 (N=127) | 60세 이상 | 5 | 3.9 |
| | 중졸 미만 | 11 | 8.7 |
| 결혼형태 (N=127) | 중졸 | 20 | 15.7 |
| | 고졸 | 77 | 60.6 |
| | 대졸 이상 | 19 | 15.0 |
| | 미혼 | 16 | 12.6 |
| 가구원수 (N=127) | 기혼(동거 포함) | 56 | 44.1 |
| | 이혼 | 43 | 33.9 |
| | 사별 | 11 | 8.7 |
| | 기타(별거) | 1 | 0.8 |
| 가구원수 (N=127) | 1인 | 22 | 17.3 |
| | 2인 | 40 | 31.5 |
| | 3인 | 47 | 37.0 |
| | 4인 | 13 | 10.2 |
| | 5인 이상 | 5 | 3.9 |

| | | | |
|-----------------|-------------|----|------|
| 참여동기 (N=127) | 강제적 조건부과 | 32 | 25.2 |
| | 일이 쉬워서 | 22 | 17.3 |
| | 나태해지지 않으려고 | 15 | 11.8 |
| | 일 할 능력부족 | 49 | 38.9 |
| | 취·창업 능력 강화 | 9 | 7.1 |
| 참여기간 (N=127) | 1년 미만 | 25 | 19.7 |
| | 1년 이상-3년 미만 | 57 | 44.9 |
| | 3년 이상-5년 미만 | 27 | 21.3 |
| | 5년 이상-7년 미만 | 10 | 7.9 |
| | 7년 이상 | 8 | 6.3 |

성별은 남자 58명(45.7%), 여자 69명(54.3%)으로, 연령은 29세 이하 15명(11.8%), 30세-39세 이하 19명(15.0%), 40-49세 이하 37명(29.1%), 50-59세 이하 51명(40.2%), 60세 이상이 5명(3.9%)으로 나타났다. 학력은 중졸미만 11명(8.7%), 중졸 20명(15.7%), 고졸 77명(60.6%), 대졸 이상이 19명(15.0%)로 나타났다. 결혼형태는 미혼 16명(12.6%), 기혼(동거 포함) 56명(44.1%), 이혼 43명(33.9%), 사별 11명(8.7%), 기타(별거) 1명(0.8%)으로 나타났다. 가구원 수는 1인 22명(17.3%), 2인 40명(31.5%), 3인 47명(37%), 4인 13명(10.2%), 5인 이상 5명(3.9%)로 나타났다. 자활사업 참여 동기는 강제적 조건부과 32명(25.2%), 일이 쉬워서 22명(17.3%), 나태해지지 않으려고 15명(11.8%), 다른 일 할 능력부족 49명(38.9%), 취·창업 능력 강화 9명(7.1%)으로 나타났다. 참여기간에서는 1년 미만이 25명(19.7%), 1년 이상-3년 미만 57명(44.9%), 3년 이상-5년 미만 27명(21.3%), 5년 이상-7년 미만 10명(7.9%), 7년 이상 참여하고 있는 사람이 8명(6.3%)으로 나타났다.

2. 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활의 기술통계 분석

본 연구의 주요 변수인 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활에 대한 기술통계 분석 결과, [표 3]과 같이 주관적 건강인식 수준은 5점 척도로 측정된 결과 평균 2.52로 나타났으며, 정서적 자활수준은 평균 2.86으로 나타났다. 정서적 자활의 구성요소에서는 긍정적 삶의 태도는 평균 2.87, 대인관계는 평균 2.98, 통제력은 평균 2.60, 일에 대한 생각은 평균 2.73, 자아존중감은 평균 2.91, 자립의지는 평균 3.07로 나타났다. 정규성 가정 충족 여부를 판단하기 위해 왜도(Skewness) 및 첨도(Kurtosis)를 산출하였는데 모두 2미만으로 나타나 정

규성 가정을 충족하는 것으로 판단되었다. 따라서 분산 분석이나 회귀분석과 같은 모수통계를 진행하는데 문제가 없는 것으로 판단되었다.

표 3. 주관적 건강 인식과 정서적 자활

| 변수 | | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|-----------|-----------|------|------|-------|-------|
| 주관적 건강 인식 | | 2.52 | 1.14 | 0.54 | -0.53 |
| 정서적 자활 | 긍정적 삶의 태도 | 2.87 | .90 | 0.23 | -0.17 |
| | 대인관계 | 2.98 | .94 | 0.26 | -0.31 |
| | 통제력 | 2.60 | .73 | -0.48 | -0.13 |
| | 일에 대한 생각 | 2.73 | .92 | 0.36 | 0.30 |
| | 자아존중감 | 2.91 | .72 | 0.13 | 1.11 |
| | 자립의지 | 3.07 | .86 | 0.04 | -0.70 |

3. 인구사회학적 특성에 따른 주관적 건강인식 수준 차이

일반적 특성에 따른 자활사업 참여자의 주관적 건강 인식의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t-검정 및 일원 배치분산분석을 실시하였다. [표 4]와 같이 주관적 건강 인식 수준에 따른 일반적 특성의 차이를 검증한 결과, 연령과 참여 동기, 참여기간은 $p < 0.001$ 수준에서, 학력은 $p < 0.01$ 수준에서 유의한 차이를 보였다. 연령에서는 29세 이하($M=3.93$), 학력에서는 중졸 미만($M=3.20$), 참여 동기는 취·창업 능력 강화($M=3.88$), 참여기간에서는 1년 미만($M=3.68$)으로 참여하고 있는 대상자가 주관적으로 인식하고 있는 건강수준이 가장 높은 것으로 나타났으며, $p < 0.01$ 수준에서 유의한 차이를 보이고 있다.

연구 결과 29세 이하의 중졸 미만 학력으로, 취·창업 능력 강화를 위해 자활사업 참여기간이 1년 미만인 자활사업 참여자들의 주관적 건강인식 수준이 가장 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

표 4. 인구사회학적 특성에 따른 주관적 건강인식 차이

| 주관적 건강인식 | 변수 | 구분 | N | M | SD | t/F | p |
|----------|----|-----------|------|------|-------|---------|------|
| | 성별 | 남자 | 58 | 3.50 | 1.096 | .178 | .368 |
| | | 여자 | 69 | 3.46 | 1.195 | | |
| | 연령 | 29세 이하 | 15 | 3.93 | 1.223 | 5.479** | .000 |
| | | 30-39세 이하 | 19 | 3.89 | .737 | | |
| | | 40-49세 이하 | 37 | 3.30 | 1.127 | | |
| | | 50-59세 이하 | 51 | 2.86 | 1.077 | | |
| 60세 이상 | | 5 | 2.60 | .894 | | | |

| | | | | | | | |
|-------|-----------|-------|-------|-------|----------------------|----------------------|------|
| | 학력 | 중졸 미만 | 10 | 3.20 | 1.317 | 4.515 ^{***} | .005 |
| | | 중졸 | 20 | 2.55 | .945 | | |
| | | 고졸 | 77 | 2.66 | 1.210 | | |
| | | 대졸 | 20 | 2.10 | .852 | | |
| | 결혼 형태 | 미혼 | 16 | 3.50 | 1.366 | 2.260 | .067 |
| | | 기혼 | 56 | 3.05 | 1.102 | | |
| | | 이혼 | 43 | 3.51 | 1.009 | | |
| | | 사별 | 11 | 2.82 | 1.168 | | |
| | 가구 원수 | 기타 | 1 | 5.00 | . | .968 | .428 |
| | | 1인 | 22 | 3.36 | 1.093 | | |
| | | 2인 | 40 | 3.48 | 1.037 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.17 | 1.204 | | |
| 4인 | | 13 | 2.92 | 1.188 | | | |
| 참여 동기 | 5인 이상 | 5 | 2.80 | 1.304 | 5.510 ^{***} | .000 | |
| | 강제적 조건부과 | 27 | 2.56 | 1.013 | | | |
| | 일이 쉬워서 | 22 | 3.05 | 1.046 | | | |
| | 나태방지 | 15 | 3.13 | 1.187 | | | |
| 참여 기간 | 일 할 능력부족 | 46 | 3.52 | 1.070 | 9.831 ^{***} | .000 | |
| | 취·창업 능력강화 | 17 | 3.88 | .928 | | | |
| | 1년 미만 | 25 | 3.68 | .988 | | | |
| | 1년-3년 미만 | 57 | 3.61 | .881 | | | |
| | 3년-5년 미만 | 24 | 2.71 | 1.042 | | | |
| | 5년-7년 미만 | 13 | 2.31 | 1.182 | | | |
| 7년 이상 | 8 | 2.25 | 1.282 | | | | |

| | | | | | | | |
|-------|-----------|-------|------|------|-----------------------|-----------------------|------|
| | 학력 | 중졸 미만 | 11 | 2.66 | .56 | 11.183 ^{***} | .000 |
| | | 중졸 | 20 | 2.61 | .67 | | |
| | | 고졸 | 77 | 3.38 | .79 | | |
| | | 대졸 | 19 | 3.81 | .76 | | |
| | 결혼 형태 | 미혼 | 16 | 3.08 | .61 | .577 | .680 |
| | | 기혼 | 56 | 3.35 | .87 | | |
| | | 이혼 | 43 | 3.20 | .94 | | |
| | | 사별 | 11 | 3.28 | .57 | | |
| | 가구 원수 | 기타 | 1 | 3.00 | . | 3.225 ^{***} | .015 |
| | | 1인 | 22 | 2.93 | .59 | | |
| | | 2인 | 40 | 3.23 | .94 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.25 | .72 | | |
| 4인 | | 13 | 3.60 | .92 | | | |
| 참여 동기 | 5인 이상 | 5 | 4.22 | 1.07 | 5.510 ^{***} | .000 | |
| | 강제적 조건부과 | 27 | 2.56 | 1.01 | | | |
| | 일이 쉬워서 | 22 | 3.05 | 1.04 | | | |
| | 나태방지 | 15 | 3.13 | 1.18 | | | |
| 참여 기간 | 일 할 능력부족 | 46 | 3.52 | 1.07 | 15.219 ^{***} | .000 | |
| | 취·창업 능력강화 | 17 | 3.88 | .92 | | | |
| | 1년 미만 | 25 | 2.54 | .62 | | | |
| | 1년-3년 미만 | 57 | 3.76 | .83 | | | |
| | 3년-5년 미만 | 24 | 3.10 | .53 | | | |
| | 5년-7년 미만 | 13 | 2.98 | .46 | | | |
| 7년 이상 | 8 | 2.88 | .59 | | | | |

4. 인구사회학적 특성에 따른 정서적 자활 수준의 차이

일반적 특성에 따른 자활사업 참여자의 정서적 자활 수준의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t-검정 (Independent sample t-test) 및 일원배치분산분석 (One-way ANOVA)을 실시하였다. 그 결과 [표 5]와 같이 정서적 자활은 연령, 학력, 가구원 수, 참여 동기, 참여기간에서 유의한 차이를 보였다(p<.05).

정서적 자활 수준에 유의한 차이를 보이고 있는 연령은 40-49세(M=3.67), 학력은 대졸(M=3.81), 가구원 수는 5인 이상(M=4.22), 참여 동기는 취·창업 능력 강화(M=3.88), 참여 기간은 1년 이상 3년 미만(M=3.76)에서 가장 높게 나타났으며, 성별이나 결혼형태는 정서적 자활 수준에 유의하지 않다는 것을 알 수 있다.

표 5. 인구사회학적 특성에 따른 정서적 자활수준 차이

| 정서적 자활 | 변수 | 구분 | N | M | SD | t/F | p |
|--------|----|-----------|----|------|------|----------------------|------|
| | 성별 | 남자 | 58 | 3.11 | .78 | -.184 | .368 |
| | | 여자 | 69 | 3.46 | .87 | | |
| | 연령 | 29세 이하 | 15 | 2.96 | 1.05 | 7.076 ^{***} | .000 |
| | | 30-39세 이하 | 19 | 3.24 | .91 | | |
| | | 40-49세 이하 | 37 | 3.67 | .91 | | |
| | | 50-59세 이하 | 51 | 3.20 | .46 | | |
| | | 60세 이상 | 5 | 1.92 | .57 | | |

[표 6]에서는 정서적 자활의 구성요소에 따라 유의한 차이를 보이고 있다는 것을 알 수 있다(p<0.05). 가구원 수는 정서적 자활의 모든 하위요인에서 유의미한 차이를 보이고 있고(p<0.001), 참여기간은 통제력을 제외한 하위요인에서만 유의미한 차이를 나타내고 있다(p<0.001). 특히 정서적 자활의 하위요인인 자립의지는 가구원 수와 참여기간 뿐 아니라 연령과 참여 동기에서도 유의미한 차이를 보이고 있다(p<0.05). 이는 자활하고자 하는 심리적인 의지는 연령에 따라서, 또는 자활 사업에 참여하는 동기에 의해 많은 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다.

표 6. 정서적 자활 구성요소간의 수준 차이

| 정서적 자활 | 변수 | 구분 | N | M | SD | t/F | p |
|-----------|-------|----------|----|------|------|-----------------------|------|
| 긍정적 삶의 태도 | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.66 | .78 | 13.274 ^{***} | .000 |
| | | 2인 | 40 | 2.23 | .75 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.31 | .77 | | |
| | | 4인 | 13 | 3.44 | .75 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 3.16 | .74 | | |
| | 참여 기간 | 1년 미만 | 25 | 2.47 | .75 | 8.016 ^{***} | .000 |
| | | 1년~3년 미만 | 57 | 3.25 | .90 | | |
| | | 3년~5년 미만 | 27 | 2.85 | .59 | | |
| | | 5년~7년 미만 | 10 | 2.60 | 1.07 | | |
| | | 7년 이상 | 8 | 1.82 | .66 | | |

| | | | | | | | |
|----------|-----------|-----------|------|------|-------|-------|------|
| 대인 관계 | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.86 | .84 | 5.878 | .000 |
| | | 2인 | 40 | 2.50 | .87 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.24 | .95 | | |
| | | 4인 | 13 | 3.48 | .58 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 3.60 | .89 | | |
| | 참여 기간 | 1년 미만 | 25 | 2.65 | .72 | 7.814 | .000 |
| | | 1년~3년 미만 | 57 | 3.36 | .92 | | |
| | | 3년~5년 미만 | 27 | 2.98 | .71 | | |
| | | 5년~7년 미만 | 10 | 2.46 | 1.18 | | |
| | | 7년 이상 | 8 | 1.91 | .70 | | |
| 통제력 | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.22 | .76 | 4.704 | .001 |
| | | 2인 | 40 | 2.46 | .75 | | |
| | | 3인 | 47 | 2.84 | .60 | | |
| | | 4인 | 13 | 2.96 | .47 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 2.20 | 1.09 | | |
| 일에 대한 생각 | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.68 | .80 | 6.062 | .000 |
| | | 2인 | 40 | 2.22 | .74 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.07 | .97 | | |
| | | 4인 | 13 | 3.05 | .63 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 3.03 | 1.20 | | |
| | 참여 기간 | 1년 미만 | 25 | 2.60 | .83 | 3.656 | .008 |
| | | 1년~3년 미만 | 57 | 3.03 | .90 | | |
| | | 3년~5년 미만 | 27 | 2.58 | .72 | | |
| | | 5년~7년 미만 | 10 | 2.30 | 1.15 | | |
| | | 7년 이상 | 8 | 2.08 | .98 | | |
| 자아 존중감 | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.75 | .77 | 5.095 | .001 |
| | | 2인 | 40 | 2.58 | .71 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.14 | .57 | | |
| | | 4인 | 13 | 3.23 | .61 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 3.25 | .98 | | |
| | 참여 기간 | 1년 미만 | 25 | 2.77 | .71 | 3.468 | .010 |
| | | 1년~3년 미만 | 57 | 3.07 | .75 | | |
| | | 3년~5년 미만 | 27 | 2.89 | .60 | | |
| | | 5년~7년 미만 | 10 | 2.95 | .34 | | |
| | | 7년 이상 | 8 | 2.15 | .77 | | |
| 기타 | 2 | 2.23 | .53 | | | | |
| 자립 의지 | 연령 | 29세 이하 | 15 | 3.26 | .91 | 3.423 | .011 |
| | | 30~39세 이하 | 19 | 2.56 | .71 | | |
| | | 40~49세 이하 | 37 | 2.91 | .91 | | |
| | | 50~59세 이하 | 51 | 3.28 | .81 | | |
| | | 60세 이상 | 5 | 3.46 | .50 | | |
| | 가구 원수 | 1인 | 22 | 2.63 | .63 | 8.416 | .000 |
| | | 2인 | 40 | 2.70 | .81 | | |
| | | 3인 | 47 | 3.50 | .84 | | |
| | | 4인 | 13 | 3.20 | .67 | | |
| | | 5인 이상 | 5 | 3.66 | .47 | | |
| | 참여 동기 | 강제적 조건부과 | 32 | 2.99 | .82 | 3.775 | .006 |
| | | 일이 쉬워서 | 22 | 3.22 | .93 | | |
| | | 나태방지 | 15 | 3.77 | .65 | | |
| | | 일 할 능력부족 | 49 | 2.86 | .81 | | |
| | 취·창업 능력강화 | 9 | 2.96 | .90 | | | |
| 참여 기간 | 1년 미만 | 25 | 2.57 | .79 | 4.548 | .002 | |
| | 1년~3년 미만 | 57 | 3.22 | .86 | | | |
| | 3년~5년 미만 | 27 | 3.40 | .66 | | | |
| | 5년~7년 미만 | 10 | 2.90 | .94 | | | |
| | 7년 이상 | 8 | 2.66 | .90 | | | |

5. 주관적 건강 인식과 정서적 자활 관계

주관적 건강 인식과 정서적 자활 간의 상관관계를 파악하기 위해 피어슨의 상관관계 분석(Pearson's correlation analysis)을 실시하였다. 그 결과 [표 7]과 같이 주관적 건강 인식은 통제력을 제외한 모든 정서적 자활 하위요인 간에 유의한 정(+)적 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 특히 긍정적인 삶의 태도, 일에 대한 생각, 자립의지의 유의수준은 $p < 0.001$ 로, 대인관계와 자아존중감의 유의수준은 $p < 0.01$ 로 나타나 자활사업 참여자가 주관적으로 인식하는 건강수준이 높을수록 정서적 자활 하위요인들의 수준도 높아지고 있다는 것을 알 수 있다. 앞서 상관관계 분석을 통해 주관적 건강 인식과 정서적 자활 간의 관계만을 살펴보았지만, 주관적 건강 인식이 정서적 자활에 미치는 실질적인 영향을 파악하기 위해 1단계에서는 주관적 건강인식을 독립변수로 투입하고, 2단계에서는 일반적 특성 중 정서적 자활의 차이가 유의하게 나왔던 연령, 학력, 가구원 수, 참여 동기, 참여기간을 통제변수로 투입하여 위계적 회귀분석(Hierarchical regression analysis)을 실시하였다.

그 결과 [표 8]과 같이 1단계와 2단계, 3단계 모두 회귀모형은 유의한 것으로 나타났으며($p < 0.001$), 수정된 R제곱은 각각 .329, .437, .517로 1단계에서 32.9%, 2단계에서 43.7%, 3단계에서 51.7%의 설명력을 보이는 것으로 판단되었다. 회귀계수의 유의성 검증 결과 주관적 건강인식은 정서적 자활에 유의한 정(+)적 영향을 미치는 것으로 나타나 주관적 건강인식이 높을수록 정서적 자활 수준도 높은 것으로 나타났다.

또한 학력이나 가구원 수, 참여 동기, 참여기간은 정서적 자활에 유의한 정(+)적 영향을 미치고 있으나 연령은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현재 연령으로 자활사업 참여를 제한하는 기준이 저소득층에게 안정적인 일자리를 제공함으로써 빈곤에서 탈출하도록 유도하는 근로연계복지정책에 긍정적으로 작용하고 있는 것인가? 에 대한 문제를 제기하는 것으로 검토해야 할 부분임을 지적하고 있다.

표 7. 주관적 건강 인식과 정서적 자활 간의 상관관계

| | | | | | | | |
|--------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| 1. 주관적 건강 인식 | 1 | | | | | | |
| 2. 긍정적 삶의 태도 | .787*** | 1 | | | | | |
| 3. 대인관계 | .848** | .774** | 1 | | | | |
| 4. 통제력 | .106 | .341** | .218* | 1 | | | |
| 5. 일에 대한 생각 | .729** | .695** | .642** | .237** | 1 | | |
| 6. 자아존중감 | .654** | .692** | .682** | .360** | .598** | 1 | |
| 7. 자립의지 | .599** | .585** | .536** | .261** | .405** | .474** | 1 |

** p<0.01, * p<0.05

표 8. 주관적 건강 인식이 정서적 자활에 미치는 영향

| 변수 | 1단계 | | | 2단계 | | | 3단계 | | |
|---------------|------|-----------|------|-------|-------------|------|-------|-------------|------|
| | β | t | p | β | t | p | β | t | p |
| 주관적 건강인식 | .578 | 7.926*** | .000 | .480 | 6.891*** | .000 | .401 | 5.881*** | .000 |
| 연령 | | | | -.002 | -.027 | .978 | -.013 | -.203 | .839 |
| 학력 | | | | .309 | 4.458*** | .000 | .271 | 4.180*** | .000 |
| 가구원수 | | | | .154 | 2.236* | .027 | .146 | 2.278* | .025 |
| 참여 동기 | | | | | | | .230 | 3.647*** | .000 |
| 참여기간 | | | | | | | -.186 | -2.756** | .007 |
| F | | 62.816*** | | | 25.431*** | | | 23.483*** | |
| R-square | | .334 | | | .455 | | | .540 | |
| adj R-square | | .329 | | | .437 | | | .517 | |
| VIF | | 1.000 | | | 1.043-1.087 | | | 1.037-1.210 | |
| Durbin-Watson | | | | | 1.448 | | | | |

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

V. 결론 및 제언

본 연구는 자활사업 참여자가 인식하는 주관적 건강 수준과 정서적 자활과의 관계를 연구하였다. 원주시 자활사업 참여자를 대상으로 조사한 주요결과들을 정리하고 결론을 내리면 다음과 같다.

첫째, 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준은 평균 2.52로 낮게 나타나 사회경제적 계층이 낮은 집단의 주관적 건강수준이 낮게 나타난 이정민 외[47]의 연구결과와 일치한다. 자활사업 참여자의 정서적 자활 수준은 평균 2.86으로 중간점 보다 높게 나타났다. 연구결과 주관적 건강인식 수준(M=3.93)이 가장 높은 29세 이하 집단의 정서적 자활수준(M=2.96)이 60세 이상 집단 다음으로 낮게 나타났다. 이는 주관적으로 건강하다고 인식하는 29세 이하 집단의 자활사업 참여 행위가 자활에 대한 긍정적 기대감보다는 조건이행을 충족하려는 단순한 의도, 자활사업에 대한 부정적 관점에서 나타나는 결과라고 분석할 수 있다.

둘째, 주관적 건강인식 수준이 정서적 자활에 유의한

정(+)적 상관관계를 보이고 있다($r>0, p<0.01$). 이러한 결과는 자활사업 참여자가 갖는 긍정적 삶의 태도나 일에 대한 생각, 자아존중감 등 정서적 자활수준에 따라 스스로 인식하는 건강 수준이 달라진다는 것으로, 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준을 높이고 정서적 자활을 강화하기 위한 방법으로 심리·정서적지지이 필요하다라는 것을 알 수 있다.

셋째, 인구사회학적 특성에 따른 정서적 자활수준은 학력, 가구원 수, 참여 동기, 참여기간에서 유의한 정(+)적 영향을 보이고 있으나 연령이나 성별에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 연령이 낮을수록 자활 의지와 자활태도가 높게 나타난 나구원[48]의 연구나, 연령이 높을수록 일에 대한 긍정적인 태도로 자활의지가 높게 나타난 김연정[49]과는 차이가 나타났다. 성별에 있어서도 손수진[50]은 여성이 남성보다 자활효과가 높은 것으로, 임진섭[51]은 남성이 여성에 비해 자활성 효과가 높은 것으로 나타나 본 연구와 다른 결과를 보이고 있다. 그러나 자활성파에 성별은 영향을 미치지 않는다는 권현진 외[52] 연구와는 같은 결과를 보이고 있

다. 이는 자활사업 참여를 제한하는 현재의 연령 기준이 저소득층 자활에 어떠한 영향을 미치고 있는지에 대한 재검토 필요성을 제시하는 결과로 볼 수 있다.

연구 결과에 따른 제안은 다음과 같다.

첫째, 자활사업 개발과 평가과정에 자활사업 참여자를 포함시켜야 한다. 주관적 건강인식이 높은 29세 이하 집단에서 정서적 자활수준이 낮게 나타났다는 것은 자활사업에 대한 기대감 역시 낮다는 것을 의미한다. 자활사업에 참여하는 것이 단지 복지수급을 받기 위한 조건이행이 아니라 자활사업이라는 일자리를 통해 긍정적 삶의 태도, 일에 대한 생각, 대인관계를 향상시킬 수 있는 과정으로 접근하는 방법이 필요하다. 이를 위해 자활사업 개발이나 프로그램 구성, 평가과정에 자활사업 참여자를 포함시킴으로써 관리자 중심이 아니라 자활사업 참여자의 인적자원 수준을 반영한 자활사업 모형이 개발되어야 한다.

둘째, 자활사례관리를 통해 참여자의 정서적 자활수준을 강화해야 한다. 연구결과 취·창업 동기를 가지고 자활사업에 참여하는 경우 주관적 건강인식과 정서적 자활수준이 높게 나타났다. 따라서 자활사업 만족도를 높여 취·창업에 대한 정서적 동기를 유지하도록 하는 것이 필요하다. 의료적 건강과 달리 주관적 건강은 현재 생활의 부정적인 측면으로 인해 나쁘게 인식될 수 있다. 조옥희 외[53] 연구에서 주관적 건강상태가 낮은 집단에서 사회심리적 스트레스 수준이 높게 나타났으며, 자활사업 참여자의 복지의존성에 영향을 미치는 요인을 연구한 김경휘[54]는 주관적 건강상태가 좋지 않을 경우 일반 노동시장으로의 진입이 힘들고, 진입하더라도 오랫동안 머무르지 못한다고 하였다. 따라서 자활사업 참여자가 긍정적 삶의 태도나 일에 대한 생각을 유지할 수 있도록 지속적인 자활사례관리를 통한 심리·정서적 지지를 강화하는 것이 필요하다.

셋째, 자활사업 참여자의 연령기준 제한에 대한 재검토가 필요하다. 근로능력이 있고 지속적인 근로의사가 있는 참여자에게 일자리를 제공함으로써 소득을 유지할 수 있도록 해야 한다. 저소득층에게 자활을 위한 근로기회를 제공하여 자활능력을 배양하고 자립의지를 유지해 나갈 수 있도록 하는 자활사업 목적에 부합한

적극적인 정책적 검토가 이루어져야 한다.

마지막으로 본 연구는 원주에서 자활사업에 참여하고 있는 사람들을 대상으로 연구를 했기 때문에 자활사업 참여자 전체를 일반화 하는 데는 한계가 있음을 지적하지 않을 수 없다. 따라서 연구 결과의 일반화를 위하여 보다 전국적인 단위로 연구하는 것이 자활사업 참여자의 주관적 건강인식 수준과 정서적 자활의 관계를 이해하는데 효과적일 것이다. 또한 자활사업 참여자들의 정서적 자활과 관련한 연구들은 많이 제시되었지만 참여자 스스로 인식하는 건강 수준을 활용하는 연구들은 거의 찾아볼 수 없었다. 이러한 제한점에도 불구하고 주관적 건강인식수준이 정서적 자활에 미치는 영향을 살펴보았다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 자활사업 참여자의 많은 수가 복지수급을 전제로 한 조건이행을 목적으로 자활사업에 참여하고 있으므로 향후 자발적 참여 집단과 그렇지 않은 집단 간의 주관적 건강인식수준과 정서적 자활성가에 대해 비교 연구하는 방안도 바람직할 것으로 사료된다.

참고 문헌

- [1] 류만희, “자활근로사업단 참여자의 만족도와 개선방안에 관한 연구,” 한국지역사회복지학, 제22집, pp.51-71, 2007.
- [2] 백학영, 구인회, 김경휘, 조성은, 안서연, “자활사업 성과관리에 대한 비판적 접근: 논리모형을 적용한 자활사업 성과평가 체계 분석을 중심으로,” 보건사회연구, 제3권, 제2호, pp.3-35, 2011.
- [3] 김정원, 이문국, 김세나, “자활사업 제도개선 방안: 사회적 경제 개발전략을 중심으로,” 비판사회정책, 제38호, pp.7-44, 2013.
- [4] 엄태영, “자활사업 참여자의 조직헌신이 정서적 자활에 미치는 영향 및 경제적 스트레스의 조절 효과에 관한 연구,” 한국사회정책, 제20집, 제2호, pp.9-34, 2013.
- [5] 엄태영, “자활사업 참여자의 경제적 자활장벽 요인에 대한 정서적 자활의 영향에 관한 연구,” 사회과학연구, 제26집, 제2호, pp.229-248, 2010.

- [6] <http://www.cssf.or.kr>
- [7] 노희경, *자활사업 참여자의 근로의욕 증진에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 서울시 자활후견기관사업 참여자를 중심으로*, 이화여자대학교, 석사학위논문, 2004.
- [8] 최용민, 원상숙, “심리적 요인과 근로사업 만족도 요인이 근로의욕에 미치는 영향,” 복지행정논총, 제20집, 제2권, pp.195-220, 2010.
- [9] 권승, “비취업대상 조건부 수급자의 수급권 탈피에 관한 연구: 수급권 탈피의 결정요인과 자활사업의 단계적 발전전략 논리의 검증 중심으로,” 사회복지정책, 제22권, pp.179-205, 2005.
- [10] 엄태영, 주은수, “자활사업 참여자의 정서적 자활영향요인 연구: 서울·경인지역 장애아동 통합교육보조원 사업 참여자를 중심으로,” 서울도시연구, 제12권, 제2호, pp.169-187, 2011.
- [11] 한상진, 김용식, “사회적 배제과정과 자활의 측면들, 울산 동구 빈곤층의 생애과정을 중심으로,” 노동정책연구, 제7권, 제1호, pp.139-171, 2007.
- [12] 이은정, “자활사업 참여자의 정서적 자활과 사회적 자활의 영향요인 연구: 사회적응프로그램 참여자를 중심으로,” 디지털융복합연구, 제12권, 제2호, pp.539-548, 2014.
- [13] 엄태영, *자활사업 참여자의 취업에 대한 개인 및 지역자활센터 조직요인 연구*, 연세대학교, 박사학위논문, 2009
- [14] 송인한, 박장호, 김우식, “전문가지지, 근로희망과 경제적 자활의 관계: 자활사업 전문가 교육을 위한 제언,” 한국사회복지교육, 제22호, pp.179-202, 2013.
- [15] 정원오, 김진구, “자활사업에 대한 참여자들의 주관적 평가와 자립전망: 경기지역 참여자들을 중심으로,” 사회복지연구, 제28권, pp.35-67, 2005.
- [16] 박정호, “자활사업 참여자의 특성과 자활성과,” 사회복지연구, 제41권, 제3호, pp.163-184, 2010.
- [17] 안서연, 구인희, 이원진, “국민기초생활보장제도 수급탈출 결정요인: 근로능력자 집단별 분석,” 사회복지정책, 제38권, 제1호, pp.199-226, 2011.
- [18] 김은선, *빈곤여성가구주의 심리·사회적 요인이 자활에 미치는 영향*, 가톨릭대학교, 석사학위논문, 2005.
- [19] 박지숙, *자활근로사업 참여자를 위한 심리재활 프로그램의 효과성*, 청구대학교, 석사학위논문, 2004.
- [20] 박경숙, “저소득 모자가정의 빈곤실태와 자활대책의 활성화 방안,” 정책포럼, 제30호, pp.167-203, 2002.
- [21] 신명호, “자활사업의 효과, 제대로 평가하자,” 도시와 빈곤, 제80권, pp.19-45, 2006.
- [22] 김세원, *자활사업대상자의 자활의지에 영향을 미치는 요인: 대전광역시 자활후견기관을 중심으로*, 대전대학교, 박사학위논문, 2005.
- [23] 이형하, 조원탁, “한국 자활사업의 자활효과 영향요인에 관한 연구, 경제적·사회적·정서적 자활효과를 중심으로,” 사회복지정책, 제20권, pp.217-244, 2004.
- [24] 송인한, 박장호, 김리자, “자립의지에 영향을 미치는 요인의 성별 차이: 남성과 여성 자활사업 참여자 분석,” 한국심리학회지, 제17권, 제3호, pp.457-474, 2012.
- [25] 박대중, *노숙인의 자활의지에 영향을 미치는 요인에 관한 연구*, 강남대학교, 석사학위논문, 2007.
- [26] 허태현, *자활사업 참여자의 자립의지에 영향을 미치는 요인에 관한 연구*, 경상대학교, 석사학위논문, 2005.
- [27] 최선덕, *상대적 빈곤감이 자립의지에 미치는 영향: 비정규직 근로자를 중심으로*, 경기대학교, 석사학위논문, 2010.
- [28] 박장호, *자활사업 참여자의 주관적 건강이 자활의지에 영향을 미치는 영향: 전문가의 정서적 지지 조절효과*, 연세대학교, 석사학위논문, 2012.
- [29] 엄태영, 김동기, 허미경, “자활사업 실무자에 대한 만족도와 동료지지가 여성 자활근로 참여자의 정서적 자활에 미치는 영향과 자아존중감의 매개효과 검증-대전지역 가사간병사업 참여자를 중심으로,” 한국사회복지조사연구, 제18권, pp.1-24, 2008.

- [30] 이상록, “자활사업에 대한 자활사업 참여자의 인식과 태도가 자활사업의 성과에 미치는 영향,” 사회복지연구, 제21권, pp.105-136, 2003.
- [31] 이래혁, 김승아, 노혜진, “자활사업 참여자의 심리사회 특성이 정서적 자활에 미치는 영향,” 제1회 자활사업논문 공모전 논문수상집, pp.6-39, 2007.
- [32] 엄태영, “정서적 자활 척도개발에 관한 연구,” 한국사회정책, 제21집, 제4호, pp.81-102, 2014.
- [33] J. E. J. Ware, “Standards for validating health measures: definition and content,” Journal of Chronic Diseases, Vol.40, pp.473-480, 1987.
- [34] 오영희, 우리나라 노인의 객관적 건강상태와 주관적 건강인식의 관련성 연구, 한양대학교, 박사학위논문, 2005.
- [35] 오영희, 배화옥, 김윤신, “우리나라 노인의 주관적 건강인식과 신체적 및 정신적 기능상태의 관련성 연구,” 한국노년학, 제26권, 제3호, pp.461-476, 2006.
- [36] 염지혜, 박준식, 김동현, “노인의 주관적 건강평가 관련요인에 관한 연구: 남녀 차이를 중심으로,” 한국노년학, 제32권, 제4호, pp.1101-1118, 2012.
- [37] Y. Lee and S. Shinkai, “A comparison of correlates of self-rated health and functional disability of older persons in the Far East: Japan and Korea,” Archives of Gerontology and Geriatrics, Vol.37, pp.63-76, 2003.
- [38] J. Caimey, “Socio-economic status and self-rated health among older Canadians,” Canadian Journal on Aging, Vol.19, pp.456-478, 2000.
- [39] J. E. Connelly, J. T. Philbrick G. R. Smith Jr., D. L. Kaiser, and A. Waimer, “Health Perception of primary care patients and the influence on health care utilization,” Medical Care, Vol.27, pp.99-109, 1989.
- [40] 이윤진, 신혜리, 이민아, “은퇴자의 주관적 건강인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 경제적 노후준비의 조절효과를 중심으로,” 사회과학연구, 제24권, 제3호, pp.35-59, 2013.
- [41] 이막달, 신체적 활동과 정서적 활동이 노인의 건강상태, 주관적 건강평가 및 우울에 미치는 효과, 가천대학교, 석사학위논문, 2012.
- [42] 허종호, 조영태, 권순만, “사회경제적 박탈이 건강에 미치는 영향,” 한국사회학, 제44집, 제2호, pp.93-120, 2010.
- [43] 정순돌, 성민현, “연령집단별 사회적 자본과 삶의 만족도 관계비교,” 보건사회연구, 제32권, 제4호, pp.249-272, 2012.
- [44] 이선정, 노인 생활실태와 삶의 만족도에 관한 연구: 수원시를 중심으로, 아주대학교, 석사학위논문, 2009.
- [45] 이석환, 장소현, 최동국, 이용갑, “건강인식 기준 자활사업 참여자 집단들의 자활의지 영향 요인 비교연구,” 보건과 사회과학, 제36집, pp.133-156, 2014.
- [46] 김형용, “지역사회 건강불평등에 대한 고찰,” 한국사회학, 제44집, 제2호, pp.59-92, 2010.
- [47] 이정민, 김원중, 손혜숙, 전진호, 이명진, 박현숙, “연령층별 사회경제적 계층에 따른 건강행위 실천과 주관적 건강수준에 미치는 영향,” 한국콘텐츠학회, 제12권, 제6호, pp.317-327, 2012.
- [48] 나구원, 자활사업 프로그램 유형이 참여자의 자활의지에 미치는 영향에 관한 연구: 성남지역 비취업대상 자활근로·공동체 참여자를 중심으로, 성균관대학교, 석사학위논문, 2011.
- [49] 김연정, 자활사업의 자활효과성 결정요인에 관한 연구: 경기지역 자활사업 참여자를 중심으로, 성공회대학교, 석사학위논문, 2002.
- [50] 손수진, 자활후견기관의 자활사업 효과성에 대한 연구: 업그레이트형 자활근로와 자활공동체의 참여자를 중심으로, 대구대학교, 석사학위논문, 2004.
- [51] 임진섭, “중·고령 자활사업 참여자의 지각된 자활성과만족에 관한 연구: 개인요인과 조직요인의 상호작용효과에 관한 검증,” 한국사회정책, 제20권, 제4호, pp.37-75, 2013.
- [52] 권현진, 안기덕, 인천 지역자활사업의 성과와 개선방안, 인천발전연구원, 2010.

[53] 조옥희, 한종숙, 황경혜, “간호사의 주관적 건강 상태, 죽음에 대한 태도 및 영적 안녕,” 한국콘텐츠학회, 제13권, 제10호, pp.375-384, 2013.

[54] 김경휘, “자활사업 참여자의 복지의존성에 영향을 미치는 요인,” 사회복지정책, 제40권, 제4호, pp.83-108, 2013.

저 자 소 개

김 은 자(Eun-Ja Kim)

정회원



- 1985년 2월 : 가톨릭대학교 사회사업학과 졸업
- 2016년 8월 : 상지대학교 사회복지학과 박사과정 수료
- 2014년 3월 ~ 현재 : 상지영서대학교 사회복지학과 강사

<관심분야> : 자활, 사회복지실천, 사회복지정책