

가구주의 장애여부가 삶의 만족도에 미치는 영향: 자산수준과 자아존중감의 다중매개효과 검증*

김자영⁺

(성균관대학교)

한창근⁺⁺

(성균관대학교)

[요약]

본 연구는 한국복지패널 9차년도(2014) 자료를 사용하여 가구주의 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 자산수준과 자아존중감의 다중매개효과를 검증하였다. 분석결과, 가구주의 장애는 삶의 만족도와 자산수준 그리고 자아존중감에 각각 부적으로 영향을 미치는 반면에, 가구주의 자산수준은 삶의 만족도에, 자아존중감에 각각 정적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 가구주의 자아존중감은 삶의 만족도에 정적으로 영향을 미치는 것으로 드러났다. 또한, 가구주의 장애여부와 삶의 만족도 간의 관계에서 자산수준과 자아존중감의 부분매개효과가 검증되었다. 마지막으로 가구주의 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 자산수준과 자아존중감의 다중 부분매개효과가 검증되었다. 본 연구는 성인 장애인 가구를 대상으로 하는 저축프로그램 설계의 개입방안을 마련하기 위한 실천적·정책적 근거를 제시하였으며, 장애인의 저하된 삶의 만족도를 향상시키는데 있어서 Sherraden의 자산효과이론과 자아존중감의 긍정적 측면을 재조명하였다는 데에 의의가 있다고 볼 수 있다.

주제어 : 장애여부, 자산수준, 자아존중감, 삶의 만족도, 다중매개효과

*이 논문은 저자의 박사학위논문의 일부를 보완하여 재구성한 것임.

⁺주저자, ⁺⁺교신저자

1. 서론

한국사회에서 개인의 삶의 만족도 수준은 OECD 평균 6.64에 못 미치는 6.0을 기록하고 있는 상황으로, 그리스, 터키와 마찬가지로 하위권에 머무르고 있다(김광석, 2014). 특히, 한국사회는 과거에 비해 장애인의 수가 점점 늘어나고 있는 추세인데, 2014년 현재, 한국의 장애인 수는 총 272만 7천명으로, 88.9%가 후천적 질환이나 사고로 인하여 장애가 발생하는 것으로 나타난 상황(김성희 외, 2014)을 감안한다면, 장애와 삶의 만족도 간의 관계를 주목해서 살펴볼 필요가 있다.

삶의 만족도에 영향을 미치는 요인들은 소득, 경제활동, 교육 등을 포함해서 여러 가지가 있는데, 그중에서 건강한 삶은 삶의 질을 결정하는 필수적인 요소로(김광석, 2014), 일반적으로 삶의 질을 논의할 때, 간과할 수 없는 요인으로 일컬어지고 있다. 이러한 맥락에서 신체기능의 저하는 장애와도 관련될 수 있기 때문에 장애는 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 유추할 수 있다.

장애인은 비장애인에 비해 일반적으로 삶의 만족도 부문에서 취약한 것으로 보고되고 있는데, 2014년 장애인 실태조사에 의하면, 44.4%의 장애인이 자신의 삶에 만족하지 못한다고 응답한 반면에(김성희 외, 2014; 김자영·한창근, 2016b), 전체 국민의 경우, 19.3%만이 자신의 삶에 만족하지 못한다고 하였다(통계청, 2014; 김자영·한창근, 2016b). 일반적으로 장애가 있는 사람이 비장애인에 비해 왜 삶의 만족도의 수준이 낮은지는 다각도로 생각해 볼 수 있는데, 과거에 비해 많이 좋아지고 있지만, 한국사회에서 장애인은 비장애인에 비해 여전히 경제적 어려움, 교육 및 노동시장에서의 차별, 소외, 편견 등을 경험할 가능성이 높은 것은 주지의 사실이다. 장애인에게 있어서 삶의 만족도는 사회·경제적 자립을 가리키고 높은 수준의 기능 정도, 가족생활을 포함한 사회적 지원, 의료·심리적 보호를 받을 권리를 의미하기 때문에(Smart, 2001; 박수경, 2008 재인용) 삶의 만족도는 중요하게 다루어질 필요가 있다.

장애인은 교육 및 노동시장에서의 차별로 인하여 경제적 어려움에 부딪힐 가능성이 큰 편인데, 이는 열등감과 심리정서적 위축으로 이어질 수 있으며, 결국에는 낮은 자아존중감으로 이어질 수 있다. 자아존중감은 삶의 만족도에 영향을 주는 요인으로 밝혀졌고(황혜원, 2011; 김지혜, 2012; Kwan, Bond, and Singelis, 1997), 자산 또한 심리정서적 안녕감 및 삶의 만족도와 관련이 있는 것으로 보고 되었으며(Cairney, 2005; Han and Hong, 2011), 그리고 사회경제적 수준은 자아존중감에 영향을 미치는 변인으로 확인되고 있다(정은의, 2006; 김대규·신동환, 2015). 최아름(2011)은 생활수준과 삶의 질 사이에서 자아존중감의 간접효과를 밝혔으며, 유정원(2011)은 중학교 2학년 학생을 대상으로 빈곤이 청소년의 생활만족도에 영향을 미치는 과정에서 자아존중감의 간접효과를 보고하였다. 이상의 논증을 통해 장애여부는 삶의 만족도에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 경제수준과 자아존중감에도 각각 영향을 미치고, 이를 토대로 형성된 경제수준 및 자아존중감은 다시 삶의 만족도에 영향을 주며, 경제수준 또한 자아존중감에 영향을 미칠 것으로 짐작할 수 있다.

이에 따라 본 연구에서는 장애여부, 자산수준, 자아존중감, 삶의 만족도 간의 관련성을 파악하고자

삶의 만족도 측면에서 가구주의 장애여부가 미치는 영향에 관해 자산수준과 자아존중감을 매개변인으로 투입하여 좀 더 구체적으로 살펴보고자 한다. 그동안 수행되어온 장애인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인에 대한 선행연구들(백은령, 2003; 김희국, 2010; 오명란·김경신, 2015)은 관련 변수들이 삶의 만족도에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 분석하는데 그치고 있는 경우가 많은 편으로, 다양한 변수들 간의 직접적·간접적인 관계 속에서 삶의 만족도를 포괄적으로 이해하는데 한계가 있다(김자영·한창근, 2016b). 또한 장애인을 대상으로 하는 자산관련 연구는 부족한 상황으로(김자영·한창근, 2016b), 자산은 저소득층으로 하여금 빈곤에서 벗어날 가능성을 높이고, 그리고 은퇴 이후 소득의 감소나 예상치 못한 충격으로 인한 소비와 지출수준이 영향을 받을 경우에 소비수준을 평활화(consumption smoothing)하는데 큰 기여를 한다(석상훈, 2012)는 점에서 본 연구는 이러한 자산의 강점에 주목하고자 한다. 특히 Sherraden(1991)이 제시한 자산효과이론에 근거하여 본 연구모형에 자산을 주요 변인으로 포함시키고자 한다.

장애라는 취약요인이 삶의 만족도에 미치는 영향을 보다 포괄적으로 잘 이해하기 위해서는 이들 요인들 사이에서 직접적·간접적으로 영향을 미치는 다양한 변인들을 살펴보고 또, 이러한 변인들 간의 관계를 검증하는 것이 필요하다. 현재 장애인 자산관련 연구는 부족할 뿐만 아니라, 국내에서 장애인 가구를 대상으로 하는 자산형성지원사업은 아직 저조한 상황이다. 이러한 상황을 감안하면, 본 연구는 자산을 연구모형에 포함시킴으로써 장애인 가구의 자산관련 연구에 기초자료를 제공할 수 있다는 데에 의의를 가진다. 궁극적으로 본 연구를 통해 장애에 대한 포괄적 이해와 삶의 만족도 및 자아존중감 증진을 실천하기 위한 실천적·정책적 방안 그리고 자산수준과 자아존중감 특성을 반영한 저축 프로그램의 개입방안을 도출하였다는 데에 연구의 의의를 가진다고 할 수 있다.

본 연구의 구체적인 연구문제를 제시하면 다음과 같다.

첫째, 가구주의 장애여부는 삶의 만족도에 영향을 미칠 것인가?

둘째, 가구주의 자산수준은 장애여부와 삶의 만족도의 사이에서 매개역할을 할 것인가?

셋째, 가구주의 자아존중감은 장애여부와 삶의 만족도의 사이에서 매개역할을 할 것인가?

마지막으로, 자산수준과 자아존중감은 가구주의 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 다중매개역할을 할 것인가?

2. 이론적 배경

1) 장애와 삶의 만족도

장애와 삶의 만족도 간의 관계를 논증하기에 앞서 먼저 삶의 만족도에 대한 개념을 학자들의 정의를 통해 살펴보면 다음과 같다. Shin and Johnson(1978)에 따르면, 삶의 만족도란 자신의 선택된 기준에 따라서 개인의 삶의 질에 관한 전반적인 평가라고 밝혔으며, 그리고 Diener et al.(1985)은 삶의

만족도를 개인이 가지고 있는 기준과 비교하여 자신의 현재 상황을 판단하는 인지적 판단과정이라고 언급하였다.

일반적으로 장애인의 삶의 만족도는 비장애인에 비해 낮은 것으로 보고되고 있는데(김태일·김수용, 2009; 오세란, 2006; Lehman et al., 1982; Dijkers, 1997), 오세란(2006)의 연구에 의하면, 정신지체/발달장애를 가진 성인장애인과 비장애인을 대상으로 삶의 질에 차이가 있는지를 분석한 결과, 전반적인 삶에 대한 만족감에서 장애인이 비장애인보다 뚜렷하게 삶의 질이 낮은 것으로 드러났다. 그리고 Dijkers(1997)은 척추손상 이후의 삶의 질에서 장애요인의 영향에 대한 메타분석을 하였는데, 척추손상 장애인은 비장애인에 비하여 주관적인 삶의 질이 낮음을 보고하였다. 이처럼 선행연구의 결과에서 본 바와 같이 장애인의 삶의 만족도가 비장애인에 비해 낮은 것을 알 수 있는데, 이를 토대로 장애라는 요인이 삶의 만족도에 영향을 미칠 것으로 예측할 수 있다.

장애와 관련된 신체상태가 삶의 만족도에 영향을 미친다는 기존의 연구들을 살펴보면, 우선 Hicken et al.(2002)의 연구에서는 척추장애인과 외상성 뇌손상 장애인 집단의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 비교하여 분석하였는데, 기능적 장애는 각각의 두 집단의 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 Aprile et al.(2006)은 재활치료를 받고 있는 뇌졸중 환자들을 대상으로 장애와 삶의 질의 관계를 분석하였는데, 장애와 관련 있는 당뇨 및 심혈관 질환은 삶의 질을 저하시키는 것으로 확인되었다. 또한 성인 간질환자의 삶의 질에 영향을 미치는 요인을 분석한 Guekht et al.(2007) 연구에 의하면, 발작빈도가 간질환자의 삶의 질에 가장 큰 영향을 미치는 반면에, 질병기간은 삶의 질에 덜 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다.

2) 장애, 자산, 그리고 삶의 만족도

2013년 최저생계비 계층조사 연구에 따르면, 장애인 가구와 비장애인 가구의 재산을 비교한 결과, 금융자산의 경우, 장애인 가구가 2,783.6만원인 반면에 비장애인 가구는 3,938.6만원으로 장애인 가구가 더 적은 것으로 나타났으며, 자동차 가격 또한 장애인 가구가 412.7 만원으로 비장애인 가구(586.4 만원)에 비해 더 낮은 것으로 확인되었다¹⁾(김태완 외, 2013). 이는 또한 선행연구들을 통해서도 확인할 수 있는데, Parish et al.(2010)은 2001년 SIPP(Survey of Income and Program Participation) 자료를 이용하여 4,154명의 장애인 가구와 12,365명의 비장애인 가구의 순자산을 분석한 결과, 가족구조에 상관없이 장애인 가구의 순자산의 수준은 비장애인 가구에 비해 낮은 것으로 밝혀졌다.

한편 저축은 자산을 증식할 수 있는 대표적 수단에 해당되므로, 자산수준과 동일한 맥락에서 살펴볼 수 있는데, 김정희 외(2010)의 연구에서는 저축을 전혀 하지 못하는 장애인 가구의 비율이 높은

1) 김태완 외(2013)의 연구에 의하면, 장애인 집단과 비장애인 집단의 재산을 하위항목 별로 비교한 결과, 장애여부에 따라 금융자산과 자동차에 각각 통계적으로 유의미한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 반면에, 소유부동산, 점유부동산, 기타재산(농기계, 농축산 포함) 그리고 총자산의 경우에는 장애여부에 따라 각각 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않은 것으로 확인되었는데, 이는 경제적으로 빈곤한 수급자를 연구대상으로 한정해서 분석했기 때문에 장애여부에 따라 유의한 차이를 보이지 않은 것으로 판단된다.

것으로 확인되었다. 또한 같은 장애인이라도 장애 특성에 따라 월 평균 저축액은 차이가 있는 것으로 나타나고 있는데, 윤상용·김태완(2012)은 한국장애인고용패널자료 2008년~2010년 자료를 분석한 결과, 먼저 장애유형별 분포의 경우, 감각장애인 가구가 월평균 저축액이 가장 많았으며, 그 다음으로 신체외부장애, 신체내부장애, 정신적장애의 순으로 나타났으며, 장애등급의 경우에 있어서는 경증 장애인 가구가 중증 장애인 가구에 비해 저축액의 액수가 많은 것으로 드러났다.

이처럼 장애인 가구가 비장애인 가구에 비해 보유하는 자산이 적은 이유는 다각적으로 생각해볼 수 있는데, 가구주에 장애가 생기면, 그의 근로능력에 영향을 미치게 되어 가족들은 어쩔 수 없이 재산을 소비하게 되는(Caner and Wolff, 2004) 상황과 유사한 맥락에서 이해할 수 있다. 또한 장애인 가구는 경제적 어려움으로 인하여 저축을 할 수 있는 상황이 되지 않아 자산을 축적할 수 있는 가능성은 그만큼 낮아지게 된다고 볼 수 있다. 이러한 논증을 통해 장애의 유무가 가구의 자산에 영향을 미칠 것으로 예측해 볼 수 있는데, 이는 기존의 연구들을 통해서도 확인할 수 있다. Parish et al.(2010)의 연구에서 순자산에 영향을 미치는 요인들을 분석한 결과, 가족구조에 상관없이 가구내의 장애인의 유무가 순자산에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 자산은 심리정서적 안녕감과 관련이 있는 것으로 제시되고 있는데, 먼저 McKernan and Sherraden(2008)은 자산은 경제적 안정을 향상시킴으로써 갑작스러운 소득상실을 겪게 될 때, 개인이 겪게 되는 스트레스를 줄이며, 궁극적으로 자산축적은 만족감과 효능감을 제공한다고 밝혔다. 그리고 Han and Hong(2011)에 의하면, 50세 이상의 중고령자를 대상으로 자산과 삶의 만족도 간의 관련성을 분석한 결과, 자산과 부채는 삶의 만족도에 상당한 영향을 미치며, 금융자산과 다른 자산의 증가는 삶의 만족도에 있어서의 긍정적인 변화와 관련이 있는 반면에, 소득은 삶의 만족도에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 드러났다. 그 외의 연구들(김자영·한창근, 2016a; 김자영·한창근, 2016b)의 결과에서도 장애인 가구의 삶의 만족도에 자산수준은 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

3) 자산효과이론

Sherraden(1991)은 자산이 왜 중요한 지에 대해 자산의 효과를 주장하고 있는데, 이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다(김자영·한창근; 2015; 김자영·한창근; 2016a; 김자영·한창근; 2016b). 우선, 자산은 가정의 안정성을 향상시킨다. 자산이 결혼만족도 및 가정의 안정에 긍정적인 영향을 미치는 결과를 선행연구들을 통해 확인할 수 있는데, Dew(2007)의 연구에 따르면, 자산과 부채는 결혼만족도 및 결혼생활 갈등의 변화에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 그리고, 자산을 축적하는 과정은 미래 지향적인 생활습관을 길러주는데, 구체적으로 저축은 지연된 소비(deferred consumption)라는 소극적 의미에서 벗어나 미래를 위해 어떻게 투자할 것인지에 대한 생각과 이에 따른 행동의 변화를 가져온다는 것이다.

다음으로, 자산은 인적자본을 포함하여 다른 유형의 자산의 발달을 촉진시킨다. 부모의 자산이 교육적 성과를 포함하여 아동 및 청소년들에게 긍정적인 영향을 미치는 연구가 보고되었다(Aaronson,

2000). 또한 자산은 개인적 효능감을 증가시키는데, 즉, 자산은 개인의 예측력과 통제력을 높여주고, 유연성을 제공함으로써 개인의 효율성과 자아존중감을 증대시킨다. Ssewamala et al.(2009)의 연구에서는 우간다 고아들을 대상으로 SUUBI 프로그램으로 알려진 저축 프로그램을 실시하였는데, 저축 프로그램에 참여한 실험 집단은 참여하지 않은 통제 집단에 비해 자아존중감 발달이 더 높은 것으로 밝혀졌다.

마지막으로 자산은 사회적 영향력을 높인다. 즉, 높은 주거안정성의 잠재적 영향은 이웃과의 사회적 자본을 증가시키는데, 주택보유자는 세입자에 비해 친구를 사귀는데 투자하는 동기를 더 많이 지니고 있으며, 그리고 그 지역에 머무르기를 기대하여 일자리와 기회들에 대한 정보를 제공하게 된다 (McKernan and Sherraden, 2008). Sherraden(1991)은 이러한 자산의 효과성은 장기간의 탈빈곤 전략으로 작용을 하며, 자산에 기반한 복지정책은 사회경제적 고립에 기인한 빈곤을 퇴치하기 위한 하나의 움직임이 될 것이라고 주장하였다.

4) 장애, 자산, 자아존중감, 그리고 삶의 만족도 간의 관계

장애가 생기면 교육 및 노동시장으로부터 배제를 경험하게 될 뿐만 아니라, 건강관리에서도 배제를 겪게 되는데, 이는 또한 기술부족, 자아존중감 저하 그리고 건강악화를 초래하게 되며, 이러한 요인들은 결과적으로 소득창출의 기회를 감소시키게 되어 결국에는 빈곤으로 이어지게 된다(Yeo and Moore, 2003). 이를 토대로 살펴볼 때, 장애는 경제수준의 또 다른 지표인 자산에 영향을 미치는 요인으로 짐작할 수 있다.

한편 선행연구들에 의하면, 자산은 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인으로 나타났는데(윤상용·김태완, 2012; 홍성원, 2012; 김자영·한창근, 2016a; 김자영·한창근, 2016b; Han and Hong, 2011), 이러한 변인들 간의 관계를 통해 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준이 매개역할을 하는 것으로 짐작할 수 있다. 이는 장애와 관련된 신체상태가 삶의 만족도에 영향을 미치는 과정에서 경제수준의 간접효과를 밝힌 박자경(2009)의 연구에서 확인할 수 있다. 이처럼 장애가 삶의 만족도에 영향을 미치는 과정에서 또 다른 요인들도 함께 고려할 필요가 있음을 알 수 있는데, 즉, 장애로 인한 신체기능의 제한은 근로활동의 어려움을 초래하여 소득창출 기회가 감소하게 되며 이는 결과적으로 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치게 되는 것이다.

장애가 생기면 자아존중감이 낮아지는데(전용호, 2009), 이는 선행연구들을 통해서도 확인된 바로 질환이나 장애인지력은 자아존중감에 영향을 미치는 요인으로 제시되고 있다(Manuel et al., 2003). 장애로 인한 상실감으로 자기가치감이 감소되고, 차별 및 편견의 경험으로 인한 심리적 위축감은 자아존중감의 저하로 이어지게 된다. 또한 자아존중감은 삶의 만족도에 영향을 미치는데(노승현, 2007; 김자영·한창근, 2016b; Zhang and Leung, 2002; Zhang, 2005) 이를 통해 자아존중감은 장애여부와 삶의 만족도 간의 관계에서 매개효과를 보이는 것으로 예측할 수 있다. 이는 신체적 상태가 주관적 삶의 질에 영향을 미치는 데 있어서 자아존중감의 매개효과를 보고한 노승현(2007)의 연구를 통해서

도 확인할 수 있다.

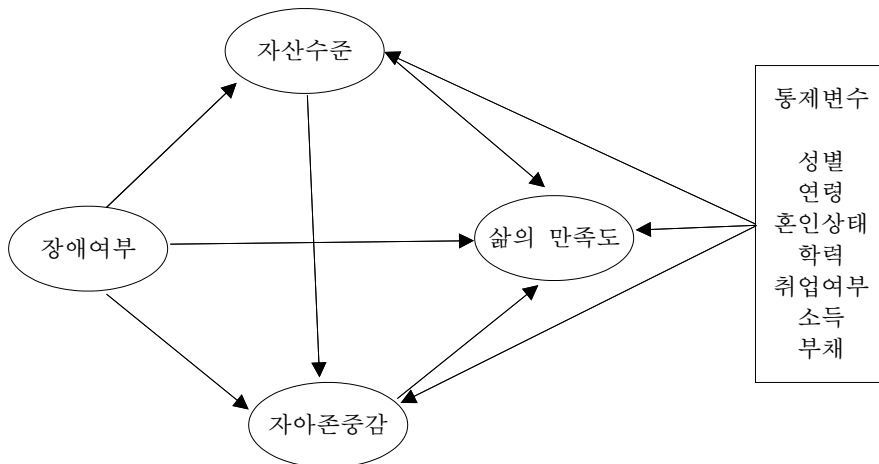
한편 자산은 자아존중감에 영향을 미치며(정인희, 2012; 서울시복지재단, 2014; 김자영·한창근, 2016b; Sherraden, 1991; Ssewamala et al., 2009; Han and Hong, 2013), 앞의 선행연구들을 통해 살펴본 바와 같이 자아존중감은 삶의 만족도에 영향을 미치는 것에 근거할 때, 자아존중감은 자산수준과 삶의 만족도 사이에서 매개작용을 보일 것으로 짐작할 수 있다. 이는 기존의 연구들을 통해서도 유사한 결과를 확인할 수 있는데, 먼저 권오형(2015)은 장애인 임금근로자가 주관적으로 인식하는 사회경제적 지위가 생활만족도에 영향을 미치는 과정에서 자아존중감의 매개효과를 보고하였다. 또한 김자영·한창근(2016b)의 연구결과에 의하면, 장애인 가구원의 자산수준이 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자아존중감의 부분 매개효과가 밝혀졌다.

지금까지 논의한 변인들 간의 관계에 근거할 때, 본 연구모형에서 장애여부는 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준과 자아존중감은 매개작용을 할 것으로 짐작할 수 있다. 따라서 본 연구는 독립변인인 장애여부와 종속변인인 삶의 만족도 사이에서 자산수준과 자아존중감을 각각 매개변수로 설정하여 다중매개효과 분석을 실시하고자 한다.

3. 연구방법

1) 연구모형

본 연구는 가구주를 대상으로 장애여부가 자산수준, 자아존중감, 삶의 만족도에 미치는 영향을 파악하고, 장애여부가 자산수준과 자아존중감을 매개로 하여 삶의 만족도에 미치는 영향을 검증하는데 목적이 있다. 이에 따른 연구모형은 다음의 <그림 1>과 같다.



<그림 1> 연구모형

2) 연구대상

본 연구에서는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study)²⁾의 9차년도(2014년) 자료를 사용하였다. 본 연구는 9차년 조사 완료 된 7,047명의 가구주 중, 20세 미만의 가구주 3명을 삭제³⁾한 총 7,044명의 가구주 중에서 총자산에서 무응답한 966명과 자아존중감 및 삶의 만족도에서 무응답한 159명 그리고, 소득에서 음수값으로 나온 값을 결측치로 처리한 22명을 EM(Expectation-Maximization) 접근법⁴⁾으로 처리하여 본 연구의 최종 분석에 사용하였다.

3) 변수의 정의 및 측정

(1) 종속변수: 삶의 만족도

본 연구의 종속변수는 삶의 만족도이다. 삶의 만족도는 9차년도 한국복지패널 자료에서 추출한 8개 영역별 만족도인 건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도(5점 Likert 척도: 1=매우 불만족, 2=대체로 만족, 3=그저 그렇다, 4=대체로 만족, 5=매우 만족으로 구성)를 각각 8문항을 총 합산한 값을 사용하였으며, 점수가 높을수록 삶의 만족도가 높음을 의미한다. 같은 척도를 사용한 선행연구들의 신뢰도 분석결과를 살펴보면, 박용순·송진영(2012)의 연구에서는 Cronbach's $\alpha = .956$, 송진영(2015)의 연구에서는 Cronbach's $\alpha = .722$ 로 나타났는데, 일반적으로 사회과학에서는 Cronbach's α 가 .6 이상이면 신뢰도가 있다고 보고 있다(송지순, 2011). 본 연구에서는 삶의 만족도 척도의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .815$ 으로 확인되었다.

(2) 독립변수: 장애여부

독립변수인 장애여부는 장애 없음=0, 장애 있음=1 로 부여하여 분석에 투입하였다.

(3) 매개변수: 자산수준과 자아존중감

매개변수는 자산수준으로 가구주의 부동산 자산액과 금융자산 및 기타재산 등의 자산액을 합산한

-
- 2) 한국복지패널은 기존에 한국보건사회연구원의 차상위빈곤패널, 자활패널과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널을 통합하고, 이 과정에서 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소는 '한국복지패널 컨소시엄'을 구성하였는데, 한국복지패널은 조사대상에 제주도와 농어가 가구를 모두 포함하여 대표성이 높은 패널이라 할 수 있다(한국복지패널, 2015).
 - 3) 연령의 편차가 큰 것으로 나타나서 20세 이상의 가구주를 중심으로 분석하였다.
 - 4) EM 접근법에서는 결측치에 대한 가장 가능한 추정치를 구하는 E-단계와 결측자료가 추정치로 대체되었다고 가정하고 구하고자 하는 모수치를 추정하는 M-단계로 이루어져 있으며, 추정치의 변화가 무시할 수 있을 만큼 작아질 때까지 E-단계와 M-단계가 반복되고 그리고 이러한 반복과정을 통해 얻어진 최종적인 추정치를 결측치로 대체한다(문수백, 2015).

총자산 금액을 연속변수로 사용하였다. 자산을 항목별로 구체적으로 살펴보면, 먼저 거주주택가격과 (거주주택 외) 소유 부동산인 주택, 주택 외 건물, 토지를 합산하였으며, 그리고 (거주주택 외) 점유 부동산에 해당되는 전세보증금 준 것과 기타(권리금 등)를 합산하였다. 다음으로 금융자산인 예금, 적금, 주식·채권·펀드, 계(타기 전), 기타(사채 등)를 합산하였으며, 그 외에 농기계(경운기, 콤팩트 등), 농축산물(소, 돼지 등), 자동차 및 기타재산(회원권, 상품권 등)을 합산하였다. 이렇게 항목 별로 합산한 총자산액은 왜도는 40.901, 첨도는 1,699.062로 기준치를 초과한 것으로 나타나서 자료의 정규성이 충족되지 않아 총자산액 변인을 자연로그(log) 함수로 변환⁵⁾을 실시한 뒤, 분석에 활용하였다.

본 연구의 또 다른 매개변수로 자아존중감을 사용하였다. 자아존중감 척도는 Rosenberg Self-Esteem Scale을 활용하였는데, 조사시점 현재 일을 기준으로 하여 측정되었다. 긍정적 자기평가에 관한 5개의 문항과 부정적 자기평가에 관한 5개의 문항으로 구성되어 있다. 먼저 긍정적 자기평가에 관한 문항은 “나는 가치있는 사람이다”, “나는 좋은 성품을 지녔다”, “다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수 있다”, “긍정적인 태도를 가졌다”, “대체로 만족”으로 구성되어 있으며, 다음으로 부정적 자기평가에 관한 문항은 “나는 실패한 사람이라는 느낌이 든다”, “자랑할 것이 별로 없다”, “내 자신을 존경 할 수 있으면 좋겠다”, “내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌”, “내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다”로 구성되어 있다. 총 10개의 문항 중에서 자신에 대해 부정적으로 표현된 5개의 문항에 대해서는 역코딩 후 측정하였으며, 각 항목별 점수를 모두 합산하여 연속변수로 활용하였는데, 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 본 척도를 사용한 이성은(2009)의 연구에서는 Cronbach's $\alpha = .77$ 로 확인되었으며, 본 연구에서는 자아존중감 척도의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha = .768$ 로 나타났다.

(4) 통제변수

본 연구의 통제변수는 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 취업여부, 소득, 부채로 구성하였으며, 다음과 같이 조작적으로 정의하였다. 먼저 성별은 여=0, 남=1로 명목변수로 측정하였고, 혼인상태는 배우자 없음=0, 배우자 있음=1로, 학력은 고졸미만=0, 고졸이상=1로, 그리고 취업여부는 미취업=0, 취업=1로 부여하여 분석에 투입하였다. 다음으로 연령과 가구주 소득은 각각 연속변수로 분석에 활용하였다. 이때 소득의 경우, 왜도는 8.148 그리고 첨도는 166.853으로 기준치를 초과한 것으로 확인되어 소득 변인을 Ln(소득)으로 변환⁶⁾함으로써 분석에 투입시켰다. 부채는 금융기관대출, 일반사채, 카드빚, 전세보증금(받은돈), 외상 및 미리탄 계돈 그리고 기타부채 등을 합산한 총부채액을 연속변수로 사용하였다. 총부채액의 경우에도 왜도는 57.043, 첨도는 3,515.850으로 기준치를 초과한 것으로 나타나 자료의 정규성이 충족되지 않아 총부채액 변인을 Ln(총부채)로 변환⁷⁾함으로써 분석에 활용하였다.

- 5) Ln(총자산)으로 변환한 뒤에 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 왜도는 -.121, 첨도는 -.315로 확인 되어 정규분포의 요건을 충족하였다고 볼 수 있다.
- 6) Ln(소득)으로 변환한 뒤에 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 왜도는 -.121, 첨도는 -.315로 확인되어 정규분포의 요건을 충족하였다고 볼 수 있다.
- 7) Ln(총부채)로 변환한 뒤에 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 왜도는 .486, 첨도는 -1.565로 확인되어 정규분포의 요건을 충족하였다고 볼 수 있다.

〈표 1〉 변수 구성 및 측정변수의 정의

구분	변수명	유형	변수측정
종속 변수	삶의 만족도	연속	건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거환경 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도를 총 합산
독립 변수	장애여부		장애 없음=0, 장애 있음=1
매개 변수	총자산	연속	가구주의 총자산액(거주주택가격+소유부동산+점유부동산+금융자산+농기계+농축산물+자동차+기타재산)을 백만원 단위로 연속변수로 측정 → 자연로그(log) 함수로 변환함
	자아존중감	연속	Rosenberg Self-Esteem Scale 척도 10문항(1~4점 측정)
통제 변수	성별	더미	여=0, 남=1
	연령	연속	
	혼인상태	더미	배우자 없음=0, 배우자 있음=1
	학력	더미	고졸미만=0, 고졸이상=1
	취업여부	더미	미취업=0, 취업=1
	가구주 소득	연속	백만원 단위로 연속변수로 측정 → 자연로그(log) 함수로 변환함
	총부채	연속	가구주의 총부채액(금융기관대출+일반사채+카드빚+전세보증금(받은돈)+외상 및 미리탄 계돈+ 기타부채)을 백만원 단위로 연속변수로 측정 → 자연로그(log) 함수로 변환함

4) 자료분석 방법⁸⁾

우선, 연구대상자의 인구사회학적 특성을 알아보기 위해 빈도분석 및 기술통계분석을 실시하였고, 다음으로 주요변인들 간의 관계를 알아보기 위해 상관관계분석을 실시하였다. 마지막으로, 가구주의 장애 여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준과 자아존중감의 다중매개효과를 검증하기 위해 전체 매개효과분석과 팬텀변수를 이용한 개별 매개효과분석을 실시하였다.

8) 본 연구의 자료를 분석하기에 앞서 자료의 정확성을 점검하고 경로분석이나 구조방정식 모델을 분석하기 위한 전제조건을 충족시키는지 확인하기 위해 본 연구모형의 주요 변인의 결측치, 이상치, 자료의 정규성 그리고 다중공선성의 진단 및 처치를 실시하였다.

4. 연구결과

1) 연구대상자의 인구사회학적 특징

본 연구대상자의 인구사회학적 특성은 다음의 <표 2>에 제시되었으며, 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 성별의 경우, 남성이 80.5%로 여성(19.5%)에 비해 4.13배 높은 것으로 나타났으며, 혼인상태에 있어서는 배우자 있음이 71.1%로 배우자 없음(28.9%)에 비해 2.46배 높은 것으로 확인되었다. 그리고 학력의 경우, 고졸 이상이 70.6%로 고졸 미만(28.9%)에 비해 2.44배 높았으며, 취업여부에 있어서는 취업이 76.4%로 미취업(23.6%)에 비해 3.24배 높은 것으로 드러났다. 또한 본 연구모형의 변인의 평균, 표준편차, 최소값, 최대값을 살펴보면 다음과 같다. 기술통계 분석을 실시하기에 앞서, 총자산과 소득 및 총부채는 자료의 정규성을 만족시키지 않아서 자연로그(log) 함수로 변환한 값을 분석에 투입시켰다. 분석결과, 먼저 총자산은 최소 0.50백만원에서 최대 100,119.99백만원의 분포를 보였으며, 평균 327.86(표준편차 1,602.06)으로 나타났는데, 자연로그(log) 함수로 변환한 Ln(총자산)은 최소 3.91에서 최대 16.12의 분포를 보였으며, 평균 9.70(표준편차 1.34)으로 확인되었다. 그리고 자아존중감은 최소 14.00에서 최대 40.00까지의 분포를 보였고, 평균 30.61(표준편차 4.01)을 보였으며, 다음으로 삶의 만족도는 최소 9.00에서 최대 40.00까지의 분포를 보였고, 평균 27.42(표준편차 4.30)으로 나타났다. 그 외에 연령은 최소 20.00세에서 최대 96.00세까지의 분포를 보였으며, 평균 53.64(표준편차 14.19)세로 확인되었다. 소득은 최소 0.07백만원에서 최대 1,088.88백만원의 분포를 보였고, 평균 47.34(표준편차 44.47)로, Ln(소득)은 최소 1.95에서 최대 11.60까지의 분포를 보였으며, 평균 8.15(표준편차 0.83)로 드러났다. 마지막으로 총부채는 최소 0.00백만원에서 최대 199,999.99백만원의 분포를 보였고, 평균 111.54(표준편차 3,522.94)로, Ln(총부채)는 최소 0.00에서 최대 12.21까지의 분포를 보였으며, 평균 1.87(표준편차 2.03)로 나타났다.

<표 2> 연구대상자의 인구사회학적 특성

변수	구분	빈도(명)	비율(%)
성별	남성	4,881	80.5
	여성	1,179	19.5
혼인상태	배우자 없음	1,751	28.9
	배우자 있음	4,309	71.1
학력	고졸 미만	1,780	29.4
	고졸 이상	4,280	70.6
취업여부	미취업	1,431	23.6
	취업	4,629	76.4
연령(세)	(평균=53.64, 표준편차=14.19, 최소값=20.00, 최대값=96.00)		
소득(백만원)	(평균=47.34, 표준편차=44.47, 최소값=0.07, 최대값=1,088.88)		

변수	구분	빈도(명)	비율(%)
Ln(소득)	(평균=3.55, 표준편차=0.83, 최소값=-2.66, 최대값=6.99)		
총자산(백만원)	(평균=327.86, 표준편차=1,602.06, 최소값=0.50, 최대값=100,119.99)		
Ln(총자산)	(평균=5.09, 표준편차=1.34, 최소값=-0.69, 최대값=11.51)		
총부채(백만원)	(평균=111.54, 표준편차=3,522.94, 최소값=0.00, 최대값=199,999.99)		
Ln(총부채)	(평균=1.87, 표준편차=2.03, 최소값=0.00, 최대값=12.21)		
자아존중감	(평균=30.61, 표준편차=4.01, 최소값=14.00, 최대값=40.00)		
삶의만족도	(평균=27.42, 표준편차=4.30, 최소값=9.00, 최대값=40.00)		

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

2) 주요 변수들 간의 상관관계

주요 변수들 간의 관련성을 살펴보고자 상관분석을 실시하였으며, 그 결과는 다음의 <표 3>에 제시하였다. 먼저 장애여부는 Ln(총자산)($r = -.146$), 자아존중감($r = -.217$), 삶의 만족도($r = -.193$)와 유의한 부적상관관계를, 그리고 Ln(총자산)은 자아존중감($r = .307$), 삶의 만족도($r = .363$)와 유의한 정적상관관계를 보였다. 그리고 자아존중감은 삶의 만족도($r = .569$)와 유의미한 정적상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

<표 3> 주요 변수들 간의 상관계수

	장애여부	Ln(총자산)	자아존중감	삶의만족도
장애여부	1			
Ln(총자산)	-.146**	1		
자아존중감	-.217**	.307**	1	
삶의만족도	-.193**	.363**	.569**	1

** $p < .01$

3) 구조모형 분석

본 연구에서는 장애여부가 자산수준과 자아존중감을 매개로 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 변인들 간의 관련성을 살펴보기 위해 구조방정식 모형을 설정하였으며, 구조모형을 분석한 결과, 포화모형(Saturated Model)⁹⁾임을 알 수 있었다. A-MOS에서 다중매개모형의 경우에 전체 간접효과에 대한 붓스트래핑만 제공되고, 개별 간접효과에 대한 붓스트래핑 결과가 제시되지 않은 한계점이 있다(홍세희, 2016). 이에 본 연구에서는 팬텀변수(Phantom variable)를 활용¹⁰⁾하여 개별 매개효과분

9) 포화모형은 구조방정식모형에서 가장 초기 모형이라고 할 수 있는데, 완전 적합성을 갖는 모형이며, parameter에 구속을 전혀 과하지 않는 모형을 의미하는 것으로, 포화모형은 모형의 적합도를 살펴볼 필요가 없다(허준, 2013).

10) 이러한 팬텀변수를 이용한 분석 방법은 다중매개의 경우에 개별매개에 대해 팬텀변수를 생성하여

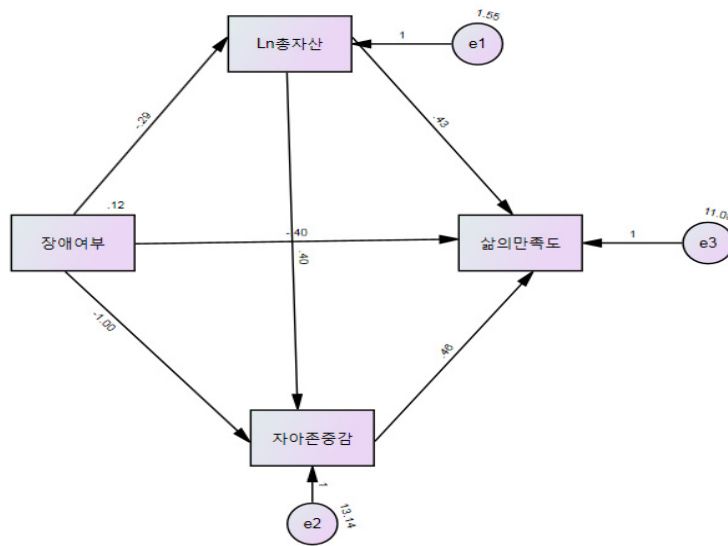
석을 실시하였으며, 각각의 분석방법 및 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

4) 매개효과 분석

매개효과를 검증하기 위해 전체 매개효과분석과 개별 매개효과분석을 실시하였는데, 우선 전체 매개효과를 검증한 결과를 제시하면 다음의 <그림 2>, <표 4>와 같다.

(1) 전체 매개효과분석

장애여부가 삶의 만족도에 이르는 경로에서 나타난 총효과가 -1.040, 직접효과가 -0.400, 그리고 간접효과의 값은 -0.641로 나타났는데 이는 다음의 <표 4>에 제시한 바와 같다. 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 과정에서 Ln(총자산)과 자아존중감의 직접효과와 간접효과가 모두 유의한 것으로 나타나¹¹⁾ 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 자산수준과 자아존중감은 부분매개효과를 보인다고 할 수 있다.



<그림 2> 전체매개효과 경로계수

통제변수: 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 취업여부, Ln(소득), Ln(총부채)

곱의 형태로 된 간접효과를 하나의 단일계수로 표현하여 붓스트래핑을 적용한 것이다(Chan, 2007).

11) 간접효과에 대한 유의성은 95% 신뢰구간에서 붓스트래핑의 BC법이 하한과 상한사이(-0.603 ~ -0.134)에 '0'이 존재하지 않아 유의수준 .05에서 유의하였고, 간접효과에 대한 유의성은 95% 신뢰구간에서 편차교정(Bias Corrected Percentile: BC)이 하한과 상한사이(-0.775 ~ -0.486)에 '0'이 존재하지 않아 유의수준 .05에서 유의한 것으로 판단하였다.

〈표 4〉 전체 매개효과분석

경로	Total Effect	Direct Effect	Indirect Effect	Bias - Corrected
장애여부 → 삶의 만족도	-1.040*	-0.400*	-0.641*	-0.755~-0.486*

* $p < .05$

변인들 간의 관계를 살펴보기 위해 경로계수를 중심으로 정리해서 다음의 〈표 5〉에 제시하였다. 먼저 주요변인에 해당하는 변수들 간의 관계를 살펴보면, 장애여부는 Ln(총자산), 자아존중감 그리고 삶의 만족도에 각각 부적으로 영향을 미치고, Ln(총자산)은 자아존중감과 삶의 만족도에 각각 정적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 통제변인의 경우, 혼인상태가 삶의 만족도에 미치는 영향과 취업여부가 삶의 만족도에 미치는 영향을 제외하고 변인들 간의 관계는 모두 유의미한 것으로 확인되었다.

〈표 5〉 전체 매개효과의 분석결과

	경로	Estimate		표준오차	C.R
		비표준화	표준화		
주요 변수 효과	장애여부→ Ln(총자산)	-0.288	-0.069	0.044	-6.498***
	장애여부→자아존중감	-1.003	-0.082	0.129	-7.745***
	Ln(총자산)→자아존중감	0.395	0.134	0.035	11.380***
	Ln(총자산)→삶의만족도	0.430	0.145	0.032	13.339***
	장애여부→삶의만족도	-0.400	-0.032	0.119	-3.346***
	자아존중감→삶의만족도	0.463	0.460	0.011	42.318***
통제 변수 효과	성별→Ln(총자산)	-0.126	-0.041	0.050	-2.533*
	연령→Ln(총자산)	0.032	0.346	0.001	22.504***
	혼인상태→Ln(총자산)	0.450	0.153	0.048	9.370***
	학력→Ln(총자산)	0.258	0.090	0.041	6.326***
	취업여부→Ln(총자산)	0.176	0.059	0.039	4.519***
	Ln(소득)→Ln(총자산)	0.631	0.395	0.026	24.282***
	Ln(총부채)→Ln(총자산) ¹²⁾	0.095	0.124	0.009	11.033***
	성별→자아존중감	-0.542	-0.059	0.145	-3.736***
	연령→자아존중감	-0.020	-0.073	0.004	-4.618***
	혼인상태→자아존중감	0.676	0.078	0.141	4.797***
	학력→자아존중감	1.090	0.129	0.119	9.149***
	취업여부→자아존중감	1.184	0.135	0.114	10.401***
	Ln(소득)→자아존중감	0.909	0.194	0.079	11.531***
	Ln(총부채)→자아존중감	-0.068	-0.030	0.025	-2.673**
	성별→삶의만족도	-0.403	-0.044	0.133	-3.026**

	경로	Estimate		표준오차	C.R
		비표준화	표준화		
	연령→삶의만족도	0.011	0.041	0.004	2.881**
	혼인상태→삶의만족도	-0.062	-0.007	0.130	-0.475
	학력→삶의만족도	0.377	0.044	0.110	3.423***
	취업여부→삶의만족도	0.160	0.018	0.105	1.519
	Ln(소득)→삶의만족도	0.908	0.192	0.073	12.426***
	Ln(총부채)→삶의만족도	-0.172	-0.076	0.023	-7.377***

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

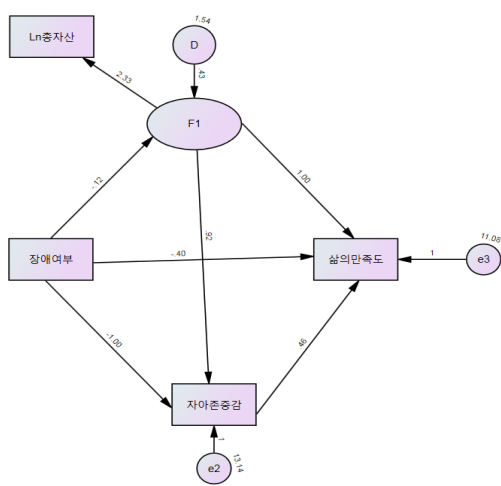
(2) 개별 매개효과분석

본 모형의 개별 매개효과분석을 실시하기 위해 팬텀변수를 활용하였으며, 각각의 경로에 따른 분석 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

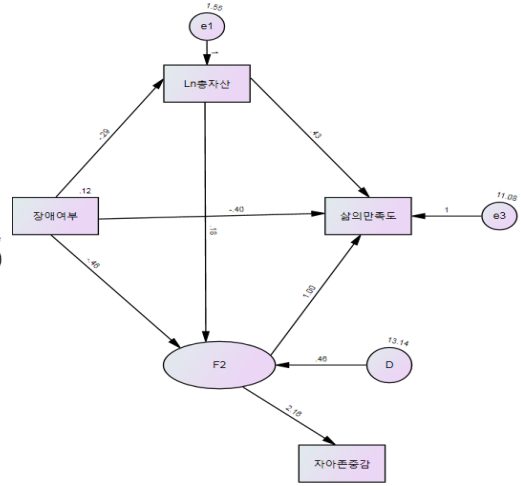
우선, 모형 1은 Ln(총자산)의 간접효과를 확인하기 위해 팬텀변수를 생성하였다. 이때, F1과 Y 사이의 계수를 1로 고정시켰고, F1의 오차계수를 원모형에서 Ln(총자산)이 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 경로계수 0.430으로 고정시켰으며, 95% 신뢰구간에서 붓스트래핑 방법을 적용하여 분석을 실시한 결과¹³⁾를 다음의 <그림 3>과 <표 7>에 제시하였다. 본 모형에서 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 직접효과와 간접효과가 모두 유의한 것으로 나타나 이 두개의 변인들 사이에서 Ln(총자산)의 부분매개효과가 검증됨을 판단할 수 있었다. 이는 장애가 있으면 Ln(총자산)은 낮아지고, Ln(총자산)이 낮아지면 삶의 만족도도 낮아지는 경로가 있음을 뜻한다.

다음으로 모형 2는 모형 1에서와 마찬가지로 팬텀변수를 생성하였고, 이때, F2와 Y 사이의 계수를 1로 고정시켰으며, F2의 오차계수를 원모형에서 자아존중감이 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 경로계수 0.463으로 고정시켰다. 95% 신뢰구간에서 붓스트래핑 방법을 적용하여 분석을 실시한 결과¹⁴⁾는 다음의 <그림 4>와 <표 7>에 제시한 바와 같다. 본 모형에서 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 직접효과와 간접효과가 모두 유의한 것으로 드러나 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 자아존중감의 부분매개효과가 검증됨을 알 수 있었다. 이는 장애가 있으면 자아존중감은 낮아지고, 자아존중감이 낮아지면 삶의 만족도도 낮아지는 경로가 있음을 의미한다.

- 12) 총부채와 자산의 관계가 정적으로 나타난 것은 대출을 해서 주택을 구매하는 등 빚을 얻어서 자산 투자를 하는 비율이 높아서 총부채와 자산은 정적인 관계를 보이는 것으로 판단된다.
- 13) 장애여부 → F1의 경로계수 -0.124는 원모형에서 장애여부와 Ln(총자산)의 비표준화계수 -0.288과 Ln(총자산)과 삶의 만족도의 비표준화 계수 0.430을 곱한 간접효과 크기와 같다. 이를 통해 원 모형과 변환모형이 동일함을 알 수 있으며, 팬텀변수 변환이 적절하게 이루어진 것을 파악할 수 있었다.
- 14) 장애여부 → F2의 경로계수 -0.464는 원모형에서 장애여부와 자아존중감의 비표준화계수 -1.003과 자아존중감과 삶의 만족도의 비표준화 계수 0.463을 곱한 간접효과 크기와 같다. 이를 통해 원 모형과 변환모형이 동일함을 알 수 있으며, 팬텀변수 변환이 적절하게 이루어진 것을 파악할 수 있었다.



〈그림 3〉 모형 1의 경로계수¹⁵⁾



〈그림 4〉 모형 2의 경로계수¹⁶⁾

통제변수: 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 취업여부, Ln(소득), Ln(총부채)

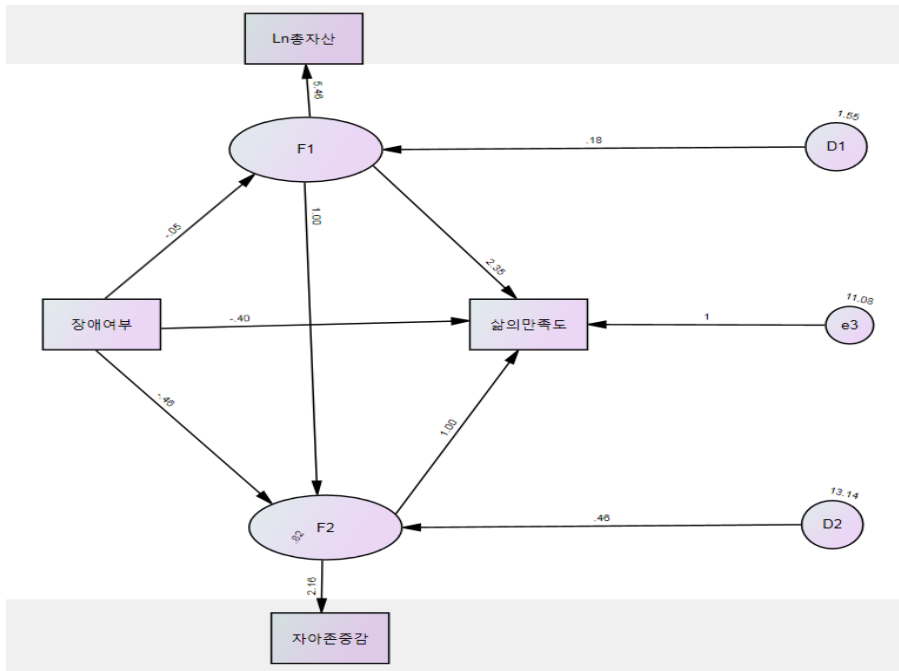
〈표 7〉 팬텀변수를 이용한 개별 매개효과의 분석결과

	경로	Estimate		표준오차	C.R
		비표준화	표준화		
모형 1	장애여부→자산수준→삶의 만족도	-0.124	-0.080	0.021	5.842***
모형 2	장애여부→자아존중감→삶의 만족도	-0.464	0.982	0.061	-7.619***

*** $p < .001$

마지막으로 모형 3의 경우, 2개의 팬텀변수를 활용하였는데, 먼저 F1의 오차계수는 원모형에서 Ln(총자산)이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 경로계수인 0.395와 자아존중감이 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 경로계수인 0.463을 곱한 0.183으로 고정시켰다. 다음으로, F2의 오차계수는 자아존중감이 삶의 만족도에 미치는 영향에 대한 경로계수인 0.463으로 고정시킨 뒤, 95% 신뢰구간에서 붓스트래핑 방법을 적용하여 분석을 실시하였다. 분석 결과¹⁷⁾는 다음의 〈그림 5〉와 〈표 8〉에 제시하였다.

- 15) 통제변인 중에서 (연령→자아존중감, Ln(총부채)→자아존중감, 혼인상태→삶의 만족도)를 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타남
- 16) 통제변인 중에서 (연령→삶의 만족도, 혼인상태→삶의 만족도)를 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타남
- 17) 장애여부에서 F1에 이르는 경로계수가 -0.053으로 나타났는데, 이는 원모형에서 장애여부 → Ln(총자산)의 비표준화계수 -0.288, Ln(총자산) → 자아존중감의 비표준화계수 0.395, 자아존중감→



〈그림 5〉 모형 3의 경로계수

통제변수: 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 취업여부, Ln(소득), Ln(총부채)

장애여부와 삶의 만족도 간의 관계에서 Ln(총자산)과 자아존중감의 다중매개효과가 유의한 것으로 나타났으며, 마찬가지로 장애여부가 삶의 만족도에 이르는 경로에서 나타난 직접효과도 유의한 것으로 드러났다. 따라서 장애여부와 삶의 만족도 사이에서 Ln(총자산)과 자아존중감의 다중 부분매개 효과가 검증됨을 파악할 수 있었다. 이는 장애가 있으면 Ln(총자산)이 낮아지고 Ln(총자산)이 낮아지면 자아존중감이 낮아지고, 자아존중감이 낮아지면 삶의 만족도도 낮아지는 것을 의미한다.

〈표 8〉 모형 3_팬텀변수를 이용한 개별 매개효과 분석결과

	경로	Estimate		표준오차	C.R
		비표준화	표준화		
모형 3	장애여부→Ln(총자산)→자아존중감→삶의만족도	-0.053	-0.080	0.009	-5.593***

*** $p < .001$

삶의 만족도의 비표준화계수 0.463을 곱한 간접효과 값과 일치하는 것으로 드러났다. 이를 통해 팬텀변수 생성이 적절히 이루어진 것을 알 수 있었다.

4. 결론

본 연구의 목적은 가구주의 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준과 자아존중감이 다중매개효과를 검증하는 것이다. 이에 따른 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 가구주의 장애는 삶의 만족도에 부적인 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 장애와 관련된 신체상태가 삶의 만족도에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 선행연구들(김계하, 2005; Hicken et al., 2002; Aprile et al., 2006)의 결과가 이를 뒷받침한다. 둘째, 가구주의 장애는 자산수준에 부적으로 영향을 미치는 것으로 드러났는데, 이러한 결과는 장애를 입게 되면 교육 및 고용 등으로부터의 배제를 당하고 이에 따른 기술부족과 자존감 저하로 인하여 소득창출의 기회 감소로 이어지게 되어 결국 빈곤을 초래하게 된다고 언급한 Yeo and Moore(2003)의 장애와 빈곤의 악순환을 통해서도 확인할 수 있다. 셋째, 가구주의 자산수준은 삶의 만족도에 정적인 방향으로 영향을 미치는 것으로 밝혀졌는데, 이는 자산의 증가는 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고된 기존의 연구결과들(윤상용·김태완, 2012; 김자영·한창근, 2016a; 김자영·한창근, 2016b; Han and Hong, 2011)과 일치하고 있다. 넷째, 가구주의 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준의 부분매개효과가 검증되었는데, 이는 장애와 관련된 신체상태가 경제수준을 매개로 삶의 만족도에 간접적인 영향을 미치는 것을 확인된 박자경(2009)의 연구결과와 유사하다고 볼 수 있다. 다섯째, 가구주의 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자아존중감의 부분매개효과가 검증되었는데, 이는 노승현(2007)의 연구에서 40세 이상의 지체장애인의 노화에 따른 신체적 기능의 변화는 자아존중감을 매개로 하여 주관적 삶의 질에 간접적인 영향을 미치는 것으로 나타난 분석결과와 유사하다. 마지막으로, 가구주의 장애여부가 삶의 만족도에 영향을 미치는 데 있어서 자산수준과 자아존중감의 다중 부분매개효과가 검증되었는데, 이는 또한 장애인 가구원의 자산수준이 삶의 만족도에 영향을 미치는 과정에서 자아존중감의 부분 매개효과를 밝힌 김자영·한창근(2016b)의 연구결과와 유사하다.

이상의 결과에 근거하여 다음과 같은 함의들을 도출할 수 있다.

첫째, 본 연구는 Sherraden(1991)이 제시한 자산효과이론을 이용하여 자아존중감과 삶의 만족도에 영향을 미치는 자산 그리고 자산과 다른 변인들 간의 관계를 체계적으로 분석했다는 데에 이론적 의의를 가지고 있다. 둘째, 본 연구에서 장애라는 위험요인이 자산수준에 부정적인 영향을 주어서 간접적으로 삶의 만족도를 저하시키는 결과가 확인되었다. 따라서 자산수준의 하락을 예방할 수 있도록 가구별 자산관리를 활성화하여 자산수준의 하락이 삶의 만족도 저하로 이어지지 않도록 하는 지원이 요구된다. 셋째, 장애로 인해 낮아진 자아존중감을 높일 수 있는 방안이 마련되어야 할 것이다. 자아존중감은 본 연구결과에서 확인된 바와 같이 삶의 만족도에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라, 장애로 인하여 저하된 자아존중감이 다시 개인의 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 자신의 긍정적인 모습을 발견하여 자신감을 갖게 하는 등 자아존중감을 향상시키는 데에 도움이 되는 프로그램들이 적극적으로 실시될 필요가 있다. 넷째, 자산수준은 자아존중감을 높이는 방

식으로 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인된 결과는 앞에서 논의했던 자산의 효과성을 다시 한 번 강조하고 있다. 따라서 장애인을 대상으로 자산과 자아존중감의 특성을 반영한 저축프로그램 설계를 고려할 필요가 있다. 현재 시행중인 자산형성지원사업에 해당되는 희망키움통장 및 서울희망플러스통장 참여자들 중에서 장애인 가구를 대상으로 집단상담 프로그램, 음악·미술치료 등 자아존중감을 증진시킬 수 있는 프로그램을 적극적으로 연계하는 방안이 이루어져야 할 것이다. 이때 자산수준이 자아존중감에 정적으로 영향을 미치는 것으로 확인된 본 연구의 분석결과를 통해 장애인 가구별 자산수준 별로 자아존중감을 향상시키는데 도움이 되는 교육 및 프로그램을 차별적으로 연계하여 이들이 삶의 만족도를 높이고 행복한 삶을 살아갈 수 있도록 지원하는 시스템 구축이 효과적일 수 있다. 예를 들면, 희망키움통장 및 서울희망플러스통장 사업 같은 자산형성지원사업에 참여하면서 동시에 가구별 자산수준 별로 자아존중감을 증진시키기 위한 교육 및 프로그램을 의무적으로 이수할 수 있도록 하는 행정시스템 구축 방안을 모색해볼 수 있다.

본 연구가 가지고 있는 몇 가지 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 자아존중감과 삶의 만족도의 하위항목을 합산한 총 측정치를 지표변수로 활용하여 자아존중감과 삶의 만족도 변인의 각각의 측정오차를 고려하지 못하였다. 이러한 한계점을 보완하고자 향후 연구에서 자아존중감과 삶의 만족도를 각각 잠재변수로 사용하여 분석한다면, 측정오차를 포함한 좀 더 심층적인 연구가 가능할 것으로 판단된다. 둘째, 본 연구는 현재시점에서의 자산수준, 자아존중감, 삶의 만족도 변인을 투입하여 분석함으로써 시간의 흐름에 따라 이들 변인의 변화 경향을 살펴보지 못한 점에서 한계가 있다. 따라서 추후연구에서는 구조방정식을 이용한 잠재성장모형을 활용하여 시간의 변화에 따른 변인들의 변화성을 분석함으로써 보다 심도 깊은 연구가 이루어져야 할 것이다.

현재 한국에서는 저소득 장애가정 청소년들을 지원하는 두드림 U+ 요술통장이 시행되고 있지만, 성인 장애인을 대상으로 하는 자산형성 프로그램은 아직 시행되고 있지 않은 상황¹⁸⁾이다. 따라서 한국사회에서는 장애인 가구만을 대상으로 보다 특성화된 저축프로그램의 도입이 필요하다고 할 수 있다. 이는 또한 장애인 가구주의 자산이 주로 금융자산을 중심으로 나타난 것으로 확인된 본 연구의 분석결과에 근거한다¹⁹⁾.

이에 본 연구는 성인 장애인 가구를 대상으로 하는 저축프로그램 설계의 개입방안을 마련하기 위한 실천적·정책적 근거를 제시하였다는 데에 의의가 있다고 볼 수 있다. 본 연구결과를 통해 장애가 삶의 만족도에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 자산수준과 자아존중감이 삶의 만족도에 영향을 주는 선행요인임을 밝혀냄과 동시에 장애와 삶의 만족도 간의 관계에서 자산수준과 자아존중감이 다

18) 다만, 희망키움통장 1~6기 참여가구 중에서 장애인의 비율은 10.2%이며(최현수 외, 2012), 서울희망플러스 통장과 꿈나래통장 참가 가구 중에도 장애인 가구의 참여비율이 낮은 것으로 확인되고 있다. 그리고 디딤씨앗통장의 경우, 2013년 현재, 가입하고 있는 아동들 중에 장애인시설아동의 비율은 5%(<http://www.adongcda.or.kr>)로 매우 저조한 편이다.

19) 본 연구에서 장애인 가구주의 자산을 영역별로 빈도분석 한 결과, 장애인 가구주의 자산은 금융자산에 해당되는 예금이 92.6%로 가장 높게 나타났으며, 그 다음으로 적금은 23.4%, 자동차는 31.2%, 토지는 18.1%, 주식 및 채권은 6.4%, 그리고 주택은 4.5%, 그 외에 농기계 및 농축산물도 매우 소량으로 확인되어 장애인 가구주의 자산은 금융자산을 중심으로 나타나고 있음을 알 수 있었다.

중매개역할을 하는 긍정적인 요인임을 확인함으로써 장애인의 저하된 삶의 만족도를 증진시키는데 있어서 Sherraden(1991)의 자산효과이론과 자아존중감의 긍정적인 측면을 재조명하였다는 데에 의의가 있다. 따라서 자산효과와 자아존중감의 긍정적인 측면을 활용한 정책 및 프로그램 개발에 대한 지속적인 관심과 연구가 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 권오형, 2015, “장애인 임금 근로자의 주관적 사회경제적 지위가 일상생활 만족도에 미치는 영향 : 자아존중감의 매개효과와 정규직여부의 조절효과분석 중심으로”, 『장애와 고용』, 25(4): 297-319.
- 김계하, 2005, “후천성 지체장애인의 건강관련 삶의 질 모형구축에 관한 연구”, 이화여자대학교 박사학위논문.
- 김광석, 2014, “무엇이 ‘삶의 질’을 결정하는가? OECD ‘Better Life Index’를 활용한 구조방정식 모형 추정 및 국제 비교”, 『보건복지포럼』, 214: 89-99.
- 김대규 · 신동환, 2015, “장애인의 사회경제적 지위가 삶의 질에 미치는 영향 연구: 건강수준과 자아존중감의 매개효과”, 『재활복지』, 19(1): 151-172.
- 김성희 · 이연희 · 황주희 · 오미애 · 이민경 · 이난희 · 강동욱 · 권선진 · 오혜경 · 윤상용 · 이선우, 2014, 『2014년 장애인 실태조사』, 보건복지가족부 · 한국보건사회연구원.
- 김지영 · 한창근, 2015, “노인가구의 자산수준이 우울감에 미치는 영향: 사회적관계망의 매개효과 검증”, 『사회복지정책』, 42(1): 55-79.
- _____, 2016a, “장애인 가구주의 사회적 배제가 삶의 만족도에 미치는 영향: 자산수준의 매개효과 검증”, 『사회과학연구』, 42(2): 169-190.
- _____, 2016b, “자산수준과 취업여부가 장애인의 삶의 만족도에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과 검증”, 『장애와 고용』, 26(3): 5-30.
- 김정희 · 김은혜 · 이진수, 2010, 『장애인 주거지원 방안 연구』, (재)한국장애인개발원.
- 김지혜, 2012, “청소년 봉사활동이 자아존중감과 자아탄력성을 매개로 공동체 의식과 삶의 만족도에 미치는 영향 : 봉사활동 시간과 주관적 만족을 중심으로”, 『청소년복지연구』, 14(1): 41-62.
- 김태완 · 최현수 · 김미곤 · 여유진 · 김문길 · 손창균 · 이선우 · 우선희 · 김성아 · 신재동 · 이주미 · 정희선 · 송치호, 2013, 『2013년 최저생계비 계측 조사 연구』, 보건복지부 · 한국보건사회연구원.
- 김태일 · 김수용, 2009, “장애인과 비장애인의 삶의 질 격차 분석”, 『제1회 장애인고용패널학술대회 자료집』, 263-284.
- 노승현, 2007, “노화에 따른 지체장애인의 주관적 삶의 질 모형구축 연구”, 숭실대학교 박사학위논문.
- 디딤씨앗통장, 2016, “디딤씨앗통장 소개: 디딤씨앗통장은?”, <http://www.adongcda.or.kr>.
- 문수백, 2015, 『구조방정식 모델링의 이해와 적용』, 서울: 학지사.
- 박수경, 2008, 『장애의 사회적 의미와 사회통합』, 서울: 집문당.
- 박자경, 2009, “장애인의 삶의 만족도 모형 구축 및 검증에 관한 연구”, 성균관대학교 박사학위논문.
- 백은령, 2003, “지체장애인의 삶의 질에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 : 환경 요인과 사회통합정도를 중심으로”, 가톨릭대학교 박사학위논문.
- 서울시복지재단, 2014, 『저소득층 자산형성 지원 사업 성과분석 연구』, <http://www.welfare.seoul.kr>.

- 석상훈, 2012, “자산빈곤의 현황과 과제”, 『보건복지포럼』, 186: 22-31.
- 송지준, 2011, 『논문작성에 필요한 SPSS/AMOS 통계분석방법』. 과주: 21세기사.
- 오세란, 2006, “장애인과 비장애인의 삶의 질 비교연구: 정신지체인을 중심으로”, 『재활복지』, 10(2): 38-62.
- 유정원, 2011, “빈곤이 청소년의 삶의 질에 미치는 영향 : 생태체계변인의 매개효과를 중심으로”, 경기대학교 박사학위논문.
- 윤상용·김태완, 2012, “장애인과 저축: 저축 결정 요인과 고용상태 및 생활 만족도 효과”, 『장애와 고용』, 22(3): 101-124.
- 이성은, 2009, “여성장애인의 자아존중감에 영향을 미치는 요인”, 『한국가족복지학』, 27: 209-242.
- 전용호, 2009, 『차별로부터의 자유, 그 당연한 삶을 위한 장애인 복지』, 서울: 학문사.
- 정미영·심미영, 2009, “이용시설 참여노인의 삶의 질에 영향을 미치는 요인: 프로그램 참여도, 자아존중감 및 우울을 중심으로”, 『한국노년학』, 29(4): 1539-1557.
- 정은의, 2006, “사회경제적 요인과 기혼여성 행복간 관계 : 개별성-관계성의 조절효과 및 자아존중감의 매개효과 검증”, 전남대학교 박사학위논문.
- 정인희, 2012, “성인 생애주기별 자아존중감과 영향요인 연구 : 청년, 중년, 노년층의 비교”, 『한국위기관리논집』, 8(6): 231-247.
- 최아름, 2011, “노인의 삶의 질 결정요인에 관한 한일비교 연구 : 경제, 사회, 신체, 심리요인을 중심으로”, 성균관대학교 박사학위논문.
- 최현수·한창근·최준영, 2012, 『탈수급 촉진을 위한 희망키움통장 참여가구 모니터링 및 평가연구 - 3차』, 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 허 준, 2013, 『허준의 쉽게 따라하는 Amos 구조방정식 모형 - 기초편』. 서울: 한나래출판사.
- 홍성원, 2012, “은퇴자의 삶의 만족에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 한국 고령화연구패널 2차 자료를 중심으로”, 숭실대학교 석사학위논문.
- 홍세희, 2016, 『구조방정식 모형의 다양한 확장: 중급』, 서울: S&M 리서치그룹.
- 황혜원, 2011, “청소년의 삶의 질에 영향을 미치는 보호체계 요인에 관한 연구”, 『청소년학연구』, 18(3): 1-26.
- Aaronson, D. 2000, “A note on the benefits of homeownership”, *Journal of Urban Economics*, 47(3): 356-369.
- Aprile, I., Piazzini, D. B., Bertolini, C., Caliandro, P., Pazzaglia, C., Tonali, P., and Padua, L. 2006, “Predictive variables on disability and quality of life in stroke outpatients undergoing rehabilitation”, *Neurol Sci*, 27: 40-46.
- Cairney, J. 2005, “Housing tenure and psychological well-being during adolescence”, *Environment and Behavior*, 37(4): 552-564.
- Caner, A., and Wolff, E. 2004, “Asset poverty in the United States”, 1984-1999. *Challenge*, 47: 5-52.
- Chan, W. 2007, “Comparing Indirect Effects in SEM: A Sequential Model Fitting Method Using Covariance-Equivalent Specifications”, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(2): 326-346.
- Dew, J. 2007, “Two Sides of the Same Coin? The Differing Roles of Assets and Consumer Debt in Marriage”, *Journal of Family Economic Issues*, 28: 89-104.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., and Griffin, S. 1985, “The satisfaction with life scale”,

Journal of Personality Assessment, 49: 71-75.

- Dijkers, M. 1997, "Quality of life after spinal cord injury: a meta analysis of the effects of disablement components" , *Spinal Cord*, 35: 829-840.
- Guekht, AB., Mitrokhina, TV., and Lebedeva, AV. 2007, "Factors influencing on quality of life in people with epilepsy" , *Seizure*, 16(2): 128-133.
- Hicken, B. L., Putzke, J. D., Novack, T., Sherer, M and Richards, J. S. 2002, "Life satisfaction following spinal cord and traumatic brain injury: A comparative study." *Journal of Rehabilitation Research and Development*, 39(3): 359-366.
- Han, C.-K. and Hong, S.-I. 2011, "Assets and Life Satisfaction Patterns among Korean Older Adults: Latent Class Analysis" , *Social Indicators Research*, 100(2): 225-240.
- _____ , 2013, "Trajectories of Volunteering and Self-Esteem in Later Life: Does Wealth Matter?" , *Research on Aging*, 35(5): 571-590.
- Kwan, V.S.Y., Bond, M. H., and Singelis, T. M. 1997, "Pancultural Explanations for Life Satisfaction Adding Relationship Harmony to Self-Esteem" , *Journal of Personality and Social Psychology*, 73(5): 1038-1051.
- Lehman, A. F., Ward, N. C., and Linn, L. S. 1982, "Chronic mental patients: The quality of life issue", *The American Journal of Psychiatry*, 139(10): 1271-1276.
- Manuel, J. C., Balkrishnan, R, Camacho, F, Smith, B. P., and Koman., L. A. 2003, "Factors associated with self-esteem in preadolescents and adolescents with cerebral palsy", *Journal of Adolescent Health*, 32: 456-458.
- McKernan, S.-M., and Sherraden, M. 2008, *Asset Building And Low-Income Families*. Washington, DC : The Urban Institute Press.
- Parish, S. L., Grinstein-Weiss, M., Yeo, Y. H., Rose, R. A., and Rimmerman, A. 2010, "Assets and Income: Disability-based Disparities in the United States" , *Social Work Research*, 34(2): 71 - 82.
- Sherraden, M. 1991, *Assets and the Poor: A New American Welfare Policy*, Armonk, NY: M.E. Sharpe.
- Shin, D. C., and Johnson, D. M. 1978, "Avowed happiness as an overall assessment of the quality of life" , *Social Indicators Research*, 5: 475-492.
- Ssewamala, F. M., Han, C. K., and Neilands, T. B. 2009, "Asset Ownership and Health and Mental Health Functioning Among AIDS-Orphaned Adolescents: Findings From a Randomized Clinical Trial in Rural Uganda", *Social Science and Medicine*, 69(2): 191-198.
- Yeo, R. and K. Moore. 2003, "Including Disabled People in Poverty Reduction Work: 'Nothing About Us, Without Us' " , *World Development*, 31(3): 571-590.
- Zhang, L., and Leung, J. P. 2002, "Moderating effects of gender and age on the relationship between self-esteem and life satisfaction in mainland Chinese" , *International Journal of Psychology*, 37(2): 83-91.
- Zhang, L. 2005, "Prediction of Chinese life satisfaction: Contribution of collective self-esteem" , *International Journal of Psychology*, 40(3): 189-200.

Abstract

The Effect of Disability of Household Head on Life Satisfaction: Focusing on Multiple Mediating Effects of Asset and Self-Esteem

Kim, Ja Young

(Sungkyunkwan University)

Han, Chang Keun

(Sungkyunkwan University)

This study aims to analyze multiple mediating effects of asset and self-esteem on the relationship between disability of household head and life satisfaction. This study used 9th panel data of KoWePS(Korean Welfare Panel Study) and employed path analysis with A-MOS. Research findings of this study are as follows: First, disability of household head had a negative effect on life satisfaction, total assets, and self-esteem. Second, we found not full but partial mediating effects of assets on the relationship between disability and life satisfaction. Third, similarly we found not full but partial mediating effects of self-esteem on the relationship between disability and life satisfaction. Finally, we found multiple partial mediating effects of assets and self-esteem on the relationships between disability and life satisfaction. The findings of this study suggest that financial education as well as asset management targeting persons with disability are necessary and very helpful to sustain their life satisfaction. In addition, we need to think about asset-building programs targeting persons with disability.

Key words: Disability, Assets, Self-esteem, Life satisfaction, Multiple mediating effects

[논문 접수일 : 17. 02. 07, 심사일 : 17. 03. 13, 게재 확정일 : 17. 04. 17]