

저소득층 자산형성사업 참여자의 저축행위와 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도에 영향을 미치는 원인에 관한 연구

김 혜 연

(경희사이버대학교)

[요 약]

본 연구는 국내에서 시행중인 자산형성사업에 대한 이해를 높이기 위해 자산형성사업 참여자의 저축 행위와 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도에 영향을 미치는 원인을 분석하였다. 이를 위해 서울 시복지재단에서 자산형성사업인 희망플러스통장 사업 참여자를 대상으로 2009년부터 2011년까지 3개년도 동안 구축한 종단자료를 사용하였다. 또한 시간의 흐름에 따른 변화를 파악하기 위해 위계적 선형모형(HLM)을 이용해 분석하였다. 분석 결과 개인적 특성에서, 장애가구의 경우 비장애 가구에 비해 생활형편에 대한 인식이 부정적이고 월평균 저축액도 적은 것으로 나타나 특별한 관심이 요구되는 것으로 나타났다. 희망플러스 통장에 참여하여 시간이 지날수록 생활형편이나 경제상황에 대한 인식은 긍정적으로 변화했으나, 실제 희망플러스통장 저축액을 제외한 저축액은 증가하지 않았다. 반면 소득 수준이 높을수록 월평균 저축액도 높아지는 것으로 나타나 소득과 저축액 간에 정적 상관관계를 발견할 수 있었다. 본 연구는 참여자의 저축행위와 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도에 영향을 미치는 인구·사회학적 변수들의 특성을 알아봄으로써 자산형성정책이 참여자의 어떠한 특성에 초점을 맞추어 설계되어야 하는지에 대한 함의를 얻을 수 있었다.

주제어: 자산형성사업, 개인발달계좌, 저소득층, 자산 불평등

1. 서론

저소득층을 위한 사회복지정책은 주로 단기간의 생활수준을 유지하도록 하기 위해 현물이나 현금을 지급하는 방식의 소득보장정책에 초점이 맞추어져 왔다. 전통적인 형태의 소득보장정책은 빈곤의 원인과 무관하게 현재 개인이나 가구의 경제적 상태가 빈곤한 경우 소득을 제공하여 빈곤을 벗어나도

록 하는 형태였다. 그러나 최근에는 이러한 형태의 소득보장정책이 빈곤의 원인을 제거하지 못한다는 인식이 확산됨에 따라 좀 더 근본적인 방식의 변화들이 시도되고 있다. 소득보장정책의 형태를 그대로 유지하면서 급여 수급의 기준을 강화하는 방식이 '근로연계복지'로 대표될 수 있다면, 단기적 소득 보장을 통한 생활수준의 현상유지가 아니라 자산의 축적을 통한 저소득층의 행태 변화 및 탈빈곤을 유도하고자 하는 목적을 가진 방식으로는 '자산형성사업'이 있다. 근로연계복지와 자산형성사업은 그 방식에 있어서는 엄연한 차이가 존재한다. 하지만 정책에서 기대하는 목표 중 하나로 빈곤층의 행태 변화를 지향하고 있다는 점에서는 동일한 정책목표를 가진다고 볼 수 있다. 다시 말하자면 빈곤의 원인을 빈곤층의 탈 빈곤에 대한 의지부족으로 간주한다는 점에서 두 정책 모두 최근의 신자유주의적 정책노선의 흐름을 따르고 있다고 평가할 수 있다.

국내에서 자산형성사업이 본격적으로 도입된 것은 2007년부터이다. 2007년 4월에 보건복지부에서 시설거주아동이 성인이 된 후의 자립을 지원하기 위해 '디딤씨앗통장'이라는 명칭으로 사업을 시작하였다. 사업에 참여한 시설거주아동에게는 만 17세가 될 때까지 3만원 이내에서 지자체가 1:1로 매칭금(matching fund)을 지원하였으며, 적립금은 만 18세 이후에 사회진출을 위한 학자금, 창업 및 주거 비용, 결혼비용 등으로 사용할 수 있도록 하였다. 2013년 현재 이 사업은 기초생활수급자 아동까지 대상이 확대되어 약 52,000여명 정도의 요보호 아동이 참여하고 있다(디딤씨앗통장 홈페이지 <http://www.adongcda.or.kr>, 2013). 2007년에는 서울시에서도 수급자 및 차상위 계층 100가구를 대상으로 시범사업을 실시한 이후, 2009년부터 현재까지 '희망플러스통장'이라는 명칭으로 사업을 실시해 오고 있다. 2009년 3월에 956명이 참여한 이후 2013년 10월 현재 14,756명이 사업에 참여하고 있다(이순성 외, 2012). 최근에는 몇몇 지자체들에서도 이 사업을 벤치마킹하여 실시한 경험이 있어 소규모이긴 하나 사업이 지속적으로 운영되어 왔음을 알 수 있다.

우리나라에서 시행되고 있는 자산형성사업의 모델은 미국의 개인발달계좌(Individual Development Account: IDA)를 벤치마킹한 것이다. 개인발달계좌는 미국의 Michael Sherraden이 처음 제안한 것이다. 그는 현재 미국사회에서 소득보다는 자산분포의 불평등이 훨씬 커지고 있기 때문에 빈곤층의 자산축적을 지원하는 것이 장기적인 측면에서 빈곤층의 복지에 훨씬 도움이 된다고 보았다(Sherraden, 1990). 그는 자산이 가구의 갑작스러운 소득 감소에 대해 완충역할을 함으로써 안정성을 제공할 수 있으며, 개인이 자산을 통해 미래에 대한 전망을 세우고, 축적된 자산을 활용해 인적자본을 개발할 수 있다고 보았다. 또한 이러한 과정이 결과적으로는 개인적 효능감(efficacy)을 증가시키고, 정치적 참여를 유도함으로써 사회적 힘 또한 증가시킬 수 있다고 주장하였다(Sherraden, 1990).

Sherraden이 개인발달계좌(IDA)에 대해 제안한 이후 미국에서는 수많은 개인발달계좌 프로그램이 다양한 지역사회조직에서 시행되어 왔다. 1998년에 AFI(Federal Assets for Independence) 프로그램 지원에 대한 법적 근거가 마련되어 전국적으로 확산되었다. 20,000가구 이상의 저소득 가구가 이 프로그램에 참여하였고, 1,000개 이상의 민간조직이 프로그램에 관여하였다(Loibl et al., 2010). 현재 개인발달계좌 사업은 미국 뿐 아니라 캐나다, 홍콩, 대만, 영국 등으로 확산되어 시행되고 있어 우리나라에서 시행되고 있는 자산형성사업들 또한 지속 및 확대될 가능성이 크다고 생각된다.

국내에서도 자산형성사업은 그 명칭만 달리하여 지자체별로 다양하게 운영되어 왔다. 특히 최근의

신자유주의적 정책흐름에 따르면 이와 같은 형태의 사업방식이 앞으로도 지속될 가능성이 크다. 따라서 자산형성사업의 효과와 운영 효율성에 대한 심층적인 연구들이 반드시 필요하다고 본다. 반면 국내에서 사업이 시작된 지 7년이 지나고 있음에도 불구하고 자산형성사업과 관련된 심층적인 연구결과들은 매우 드물다. 서울시복지재단에서는 현재 서울시에서 운영하고 있는 자산형성사업인 '희망플러스통장' 참여자들을 대상으로 2009년부터 매년 설문조사를 통해 종단적인 데이터를 구축하여 왔다. 그러나 관련 연구들이 경제적 성과를 분석하는 것에 치우치고 있어 사업의 효과적인 운영을 위한 영향 요인에 대한 연구들은 부재한 상황이다. 또한 사업 참여자들의 변화를 보다 정밀하게 분석할 수 있는 종단적인 분석방법을 이용한 연구 또한 이루어진 바가 없어 개인의 행태 및 인식 변화의 원인들을 정확히 예측하는 것에는 한계가 있었다고 평가된다. 자산형성사업에 대한 보다 정확한 평가를 위해서는 종단적으로 구축된 데이터를 이용해 보다 면밀하고 다양한 분석을 하고, 이를 통해 보다 과학적인 결과가 제시되는 것이 필요하다.

본 연구는 2007년부터 국내에 도입되어 실시되어 온 자산형성사업인 '희망플러스통장' 사업의 효과적인 운영을 위해 사업의 결과들에 영향을 미치는 원인을 분석하는 것을 목적으로 한다. 현재 희망플러스사업의 목표는 저소득층의 자립과 탈빈곤을 유도하는 것으로 제시되어 있으나(이순성 외, 2012), 3년이라는 사업기간 동안 소액의 저축인센티브를 통해 탈빈곤 하는 것은 현실적으로 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 Sherraden 외(2005)이 자산형성사업의 효과로 제시한 사업 참여자의 인지적 변화와 저축행위의 변화, 사업에 대한 태도의 변화를 살펴봄으로써 자산형성사업이 참여자에게 미치는 영향과 그 원인을 분석하고자 한다. 이러한 목적을 위해 서울시복지재단에서 2009년부터 2011년까지 3년도에 걸쳐 구축한 '희망플러스통장' 사업 참여자들에 대한 조사 자료를 분석하였다. 다만 구축된 데이터의 샘플탈락(attrition) 비율이 다소 높고 조사 문항이 다양하지 못해 분석에 충분한 변수들을 포함하지 못한 점들은 한계로 지적된다. 이러한 한계점들에도 불구하고 본 연구는 국내에 벤치마킹을 통해 도입된 '자산형성사업'의 결과에 영향을 미치는 요인들을 제한적으로나마 분석함으로써 이후 자산형성사업의 방향성에 대해 기초적인 정보를 제공할 수 있다는 점에서 의의가 있다고 본다. 특히 본 연구에서는 3년도에 걸쳐 구축된 조사 자료를 종단적 통계방법을 활용하여 분석함으로써, 자산형성사업 참여자들이 사업에 참여하면서 겪고 있는 변화의 특징과 그 원인을 살펴볼 수 있다. 자산형성사업의 경우 3년 이상의 장기간에 걸쳐 진행되는 경우가 대부분이기 때문에 장기적인 참여자의 변화를 시간의 흐름에 따라 살펴보는 것은 매우 의미 있는 일이다.

본 연구에서 검토하고자 하는 연구문제는 다음과 같다. 첫 번째, 자산형성사업 참여자의 저축행위, 현재와 미래의 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도가 시간에 따라 어떻게 변화하였는가? 두 번째, 자산형성사업 참여자의 저축행위, 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도의 시간에 따른 변화에 영향을 미치는 인구사회학적 요인은 무엇인가? 이 두 가지 연구문제를 검토하여 국내 자산형성사업의 향후 운영방향에 대한 기초적인 제언을 하고자 한다.

2. 문헌연구

1) 자산형성사업의 국내 현황

현재 국내의 자산형성사업은 중앙정부인 보건복지부와 지자체에서는 서울시에서만 운영되고 있다. 보건복지부에서 운영 중인 자산형성사업은 기초생활수급자 및 차상위계층, 저소득층을 대상으로 하는 '희망키움통장'과 요보호 아동을 대상으로 하는 '디딤씨앗통장', 자활근로사업 참여자를 대상으로 하는 '내일키움통장'의 세 가지로 운영되고 있다. 각 사업은 1:1 또는 1:0.5로 매칭 펀드를 제공하는 급여형태 및 수준에 있어서는 별 차이가 없다. 다만 성인을 대상으로 하는 경우 3년의 사업기간 동안 매칭금액이 5만원 또는 10만원인 반면, 아동을 대상으로 하는 '디딤씨앗통장'의 경우 매월 3만원 이내로 금액이 소액이나 기간제한이 없다(보건복지부 보도자료, 2013; Moneyweek신문, 2013년 3월 6일).

2013년 현재 지자체 중에서는 유일하게 서울시에서만 자산형성사업이 운영 중에 있다. 서울시에서는 기초생활수급자 및 차상위 계층, 저소득층의 성인을 대상으로 하는 '희망플러스통장'과 아동을 둔 저소득층을 대상으로 하는 '꿈나래통장'을 운영하고 있다. '희망플러스통장'의 경우 3년 동안 5~10만원으로 1:1 매칭 펀드를 제공하며, 수급자 이외의 저소득층은 1:0.5의 매칭 펀드를 제공받는다. '꿈나래통장'은 3년 또는 5년 동안 3~10만원으로 1:1 매칭 펀드를 제공한다. 다만 10만원은 3자녀 이상 가구만 신청할 수 있고, 수급자 이외의 저소득층은 1:0.5의 매칭 펀드를 제공받는다. 대부분의 사업들이 적립된 자금을 저소득층의 주거자금, 창업, 직업훈련 등 자립 및 자활을 지원하는데 사용하는 목적을 가지고 있는 반면에, '꿈나래통장'의 경우 자녀교육자금으로 사용할 수 있다는 점에서 다른 사업들과 다소 차이점이 있다(서울시복지재단, www.welfare.seoul.kr). 인천이나 경기, 전북, 부산 등의 지자체에서도 2009년부터 보건복지부의 공모사업을 통해 시범적으로 진행되었으나 현재는 종료된 상태이다. 대구에서는 지자체 예산을 활용하여 사업을 운영하였으나, 2013년 5월에 사업이 종료되었다(대구광역시청, www.daegu.go.kr). 이밖에도 민간영역에서 기업의 사회공헌 방식으로 운영되는 사례도 존재한다(IT-daily, 2013년 6월 25일).

자산형성사업이 국내에 운영되는 현황을 살펴보면, 보건복지부와 지자체, 민간에서 다소 산발적으로 시행되어 왔음을 알 수 있다. 다만 서울시를 제외한 지자체의 시범사업이 종료되고 현재는 보건복지부에서 세 가지 형태의 자산형성사업을 시행중에 있는데, 지금까지의 사업에 대한 평가와 향후 사업에 대한 연계성을 찾아보기가 다소 어렵다고 판단된다. 서울시의 경우에는 보건복지부 지원 없이 자체 예산을 확보하여 운영해오고 있는 사례인데, 이 또한 민간동원 자원을 활용하고 있기 때문에 사

1) 요보호 아동의 경우 월 3만원 내에서 지원토록 되어 있으며 월 5만원 내에서 추가적립이 가능하다. 추가적립액에 대해서는 매칭을 제공하지 않는다. 따라서 최대적립금은 월 8만원이며 여기에 정부지원금을 합쳐 월 11만원이 18년 동안 계좌에 적립된다고 보았을 때, 이자를 포함하여 약 3,866만원을 적립할 수 있게 된다.

업을 지속하거나 확대하는데 대한 명확한 실증자료 없이는 사업을 지속하는데 대한 근거가 부족하다. 미국을 비롯해 자산형성사업을 운영하고 있는 대다수의 국가들에서 자산형성사업에 대한 질적, 양적 자료를 구축하고 사업에 대한 다양한 평가연구를 진행하고 있다는 점에 비추어 볼 때, 국내에서도 이와 관련된 연구의 확산이 필요한 시점이라고 본다.

2) 자산형성사업에 대한 선행연구

자산형성사업과 관련된 기존 연구들은 주로 자산형성사업의 효과와 이에 영향을 미치는 원인을 분석하는데 초점이 맞추어져 왔다. 우선 자산형성사업의 효과에 대한 연구들은 자산형성사업이 참여자의 다양한 측면에 미치는 영향력에 대해 연구해 왔다. 그러나 자산형성사업이 가구의 경제적 측면에 미치는 연구들은 다소 불일치한 결과들을 제시한다. Loibl 외(2010)는 개인발달계좌 프로그램을 성공적으로 완수한 참여자들이 중도 탈퇴한 가구들보다 가구저축액이 높다는 결과를 제시하고 있다. 이는 자산형성프로그램이 장기적으로 가구에 경제적으로 긍정적 영향을 미칠 것으로 예측하게 한다. 반면 Mills 외(2008)의 연구는 개인발달계좌에 참여한 집단과 그렇지 않은 집단 간에 주택소유와 같은 자산의 증가, 빈곤율의 차이 등의 결과가 발생하지 않은 것으로 보고하고 있어 개인발달계좌의 경제적 효과에 대해 의문을 제기하고 있다. 캐나다의 자산형성사업인 'LeranSave'에 대해 평가한 Leckie 외(2009)의 연구도 프로그램 참여자의 저축행위는 빈도가 증가하였으나 순 저축액은 증가하지 않았음을 제시하고 있어 자산형성프로그램의 경제적 효과에 대한 평가는 다소 회의적이다. 자산형성사업의 경제적 측면을 제외한 효과들은 주로 저축에 대한 인지적 측면에 초점이 맞추어져 연구되어 왔다. 자산형성사업 참여자의 경우 의무감을 향상시킬 수 있고, 자신에 대한 존중감과 자신감, 안전감(security)과 신뢰, 미래에 대한 지향과 희망, 책임감과 시민적인 태도를 가질 수 있다고 보고되어 왔다 (Sherraden et al., 2005). Sherraden 외(2005)는 참여자들과의 인터뷰를 통해 개인발달계좌 사업에 참여한 참여자들 중 45.8%가 안전감을 느끼고 있으며, 20%가 넘는 참여자들이 신뢰와 미래에 대한 희망을 가지게 되었다고 보고하였다. 자산형성사업의 인지적 효과들은 자산형성 프로그램에 참여하여 자산을 획득하는 과정에서 함께 이루어지는 것으로, 인지적 변화를 통해 저소득층의 행동변화를 유도할 수 있다는 점에서 자산형성사업의 중요한 효과로 제시되어 왔다. 그러나 이러한 인지적 효과는 대부분 질적 인터뷰를 통해 이루어졌기 때문에 양적 실증자료가 부족하다는 한계가 있다.

자산형성사업과 관련된 대부분의 연구들은 자산형성사업과 저소득층의 저축에 영향을 미치는 원인에 대한 연구들에 초점이 맞추어져 왔다. 우선 자산형성사업에 영향을 미치는 원인변수로는 인구사회학적 특성을 들 수 있다.

첫 번째로, 소득은 자산형성사업에 대한 초창기 연구에서 주로 다루어져 왔던 변수인데, Sherraden 외(2003)는 소득수준이 높아지더라도 개인발달계좌 저축액이 증가하지 않은 결과를 토대로 사람들이 소득과 상관없이 저축을 할 수 있다고 주장하였다. 이는 신고전주의 경제학자들의 저축행위에 대한 이론에 따르면 불가능한 것으로 간주되어 왔다. 신고전주의 모델에서 저축은 소득의 함수로 가정하기 때문에, 저소득층은 저축을 할 수 없거나 저축하기를 원하지 않는다고 보았다(Ando and Modigliani,

1963; Browning and Lusardi, 1996; Wheeler-Brooks and Scanlon, 2009 재인용). 저축과 소득의 관계에 대한 연구들 또한 다소 상반된 결과들을 보여주는데, 자산형성사업 참여자들을 대상으로 한 연구들에서는 소득과 개인발달계좌 저축액 간에 유의한 상관관계가 없거나 상관관계가 미미한 것으로 나타났다(Schreiner et al., 2001; Sherraden et al., 2003; Curley et al., 2005; Grinstein-Weiss et al., 2005). 반면 저소득층을 대상으로 한 연구들에서는 소득과 저축이 유의한 관계가 있다는 연구결과가 제시되고 있어 저소득층의 저축 행위와 관련해서는 단정적인 결과를 제시할 수 없다. Furnham(1999)은 영국 청소년들의 저축에 대한 연구에서 이전 주에 받은 수당의 액수가 저축동기에 영향을 미친 것으로 보고하였으며, Wheeler-Brooks와 Scanlon(2009)의 연구에서도 소득이 저축에 중요한 결정 요인인 것으로 나타났다. 이 연구들에서는 청년들이 저축의 중요성에 대해 내재화하고 있음에도 불구하고 저축하지 못하는 이유는 대부분 실직이나 필수적인 지출 때문에 저축할 돈을 확보하지 못했기 때문으로 해석하고 있다. 국내에서도 이와 관련된 연구들이 진행되었는데, 주은수와 임태영(2008)은 도시 저소득계층의 소득이 높아질수록 가구 저축액이 증가하는 것으로 보고하고 있어, 저소득층의 저축과 소득, 자산형성사업과 소득 간의 관계에 대해 단정하기는 어렵다.

두 번째로, 고용에 의한 근로소득이 자산형성사업의 주된 원천인 것으로 나타나 고용이 자산형성사업에 미치는 영향력을 짐작할 수 있다(Sherraden et al., 2005). Curley 외(2005)의 연구에서는 학생의 경우 저축액이 높았으나, 실업자와 취업자, 풀타임과 파트타임 근로자 간의 차이는 유의하지 않았다. Curley 외(2005)의 연구에서 학생들은 부모들로부터 돈을 받아 정기적인 저축을 유지하는 경우가 많았다. Grinstein-Weiss 외(2005)의 연구에서는 일하고 있는 참여자의 경우 그렇지 않은 경우보다 저축액이 높았다. 이는 고용이나 가족 내 이전(transfer)으로 인한 안정적 소득 확보가 저축에 중요하다는 점을 시사한다. 세 번째로, 성별의 경우 대부분의 연구에서 저축행위에는 차이가 없는 것으로 나타났으나(Ssewamala and Sherraden, 2004; Curley et al., 2005), Furnham(1985)의 연구에서는 남성보다 여성이 저축을 많이 한다는 연구결과를 제시하고 있다. 다만 Furnham(1985)의 연구에서도 저축에 대한 태도는 성별 차이가 없었다. 네 번째, 연령도 저축액과 유의한 것으로 나타났다. Furnham(1985)의 연구에서는 연령이 높을수록 정기적으로 저축을 하고, 저축에 대해 긍정적인 태도를 보였다. Han과 Sherraden(2009)의 연구에서는 연령이 높은 참여자들의 저축액이 더 많았다.

다섯 번째로, 교육수준은 많은 연구들에서 저축수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. Curley 외(2005)의 연구에서는 대학 졸업자들이 대졸 미만인 참여자들보다 저축액이 많았으며, Ssewamala와 Sherraden(2004)의 연구에서는 교육수준이 높을수록 저축액이 많았다. Mills 외(2008)의 연구에서도 교육수준이 높을수록 개인발달계좌 기여액이 높은 것으로 나타났다. 여섯 번째로, 혼인상태의 경우 미혼인 경우 다른 경우보다 저축액이 많았다(Loibl et al., 2010). 반면에 여성가구의 경우에는 중도에 예금을 출금할 가능성이 높은 것으로 나타났다(Mills et al., 2008). 여성가구의 경우 소득에 비해 생활비에 대한 지출 가능성이 높기 때문에 저축액이 낮아질 것으로 예측된다. 일곱 번째, 아동을 양육하고 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 저축액이 높았는데 아동이 미래의 소비를 예측시키는 요인으로 작용하기 때문인 것으로 보인다(Grinstein-Weiss et al., 2005; Loibl et al., 2010). 이는 주은수와 임태영(2008)의 연구에서도 유사하게 나타나는데, 자녀의 수가 많아질수록 저축을 하는 경향이 늘어

났다.

다음으로 자산형성사업에 대한 기존 선행연구들에 있어서 중요하게 다루어진 요인 변수는 제도적 특성에 대한 것이다. Beverly와 Sherraden(1999)은 저소득층의 저축을 촉진하는 요인으로 제도적 요인의 중요성을 제시하였다. 그는 저소득층에게 제도화된 저축의 매커니즘과 재정적 정보와 교육, 저축에 대한 인센티브 등이 적절하게 제공될 때 저소득층의 저축이 촉진될 수 있다고 주장하였다. 이후 다양한 연구들에서 자산형성사업의 제도적 특성들이 자산형성사업 참여자들의 저축행위에 영향을 미친다는 결과들이 제시되었다(Moore et al., 2001; Schreiner et al., 2001; Ssewamala and Sherraden, 2004; Curley et al., 2005; Grinstein-Weiss et al., 2005; Mason et al., 2006).

본 연구에서는 희망플러스통장 프로그램의 제도적 특성이 분석 자료에 포함되어 있지 않아 제도적 특성요인을 분석에 활용하지 못하였다. 사업의 제도적 특성을 파악하는 것이 사업의 향후 발전방향을 제시하는데 매우 중요하다는 점을 감안할 때 이는 연구의 한계로 지적될 수 있다. 그러나 본 연구는 국내의 자산형성사업과 관련된 연구와 데이터들이 매우 미미한 상태에 머물러 있음을 인식한 상태에서, 국내 자산형성사업의 평가와 발전을 위한 실증적 단초를 제공하고자 한다는데 의의가 있다. 서울시복지재단에서 지난 3년 동안 구축해 온 자산형성사업에 대한 참여자 자료를 통해 국내에서 자산형성사업에 참여하면서 나타난 개인들의 변화와 변화에 영향을 미친 요인을 인구사회학적 특성을 중심으로 분석해 보고자 한다. 이를 통해 국내에서 자산형성사업의 향후 운영방향에 대한 보다 실천적인 함의를 얻을 수 있을 것으로 기대한다.

3. 연구방법

1) 분석자료

본 연구의 분석 자료는 서울시복지재단에서 운영 중인 자산형성사업인 '희망플러스통장' 참가자들을 대상으로 수집해 온 2009년부터 2011년까지의 설문조사 결과이다. 이 자료는 '희망플러스 통장' 사업의 장기적인 성과를 분석하기 위한 목적으로 수집되었다. 최초 표집은 2009년에 실시되었는데, '희망플러스통장'사업 참가자 약 5,000명을 모집단으로 하여 층화표집 되었으며, 참가자 중 총 477명에 대한 조사가 진행되었다. 이들을 조사 표본으로 하여 매년 조사가 진행되었으나, 사업 중도해지, 접촉불가, 응답거절 등으로 표본소실이 발생해 2010년에는 참가자 391명만이 조사되었다. 2010년까지 표본 유지율은 81.9%이다(이순성 외, 2012).

본 연구에서는 연도별로 동일 개인이 응답하지 않아 패널자료의 분석에 적절하지 않은 케이스를 삭제하고 3개년도 동안의 개인에 대한 종단자료를 구축하였다. 최종적으로 분석에 사용된 사례는 2009년 409개, 2010년 361개, 2011년 317개로, 총 1,087개의 사례였다.

2) 변수의 정의 및 측정

(1) 종속변수

Sherraden은 자산형성사업의 효과를 자신감, 자기존중의 향상, 미래에 대한 지향성의 증가, 안전감, 시민참여의 증가, 자산획득 등으로 보았다(Sherraden et al., 2005). 또한 자산형성과 관련된 선행연구들은 저축액, 저축행위, 자산의 증가, 빈곤율, 신용변화, 태도변화 등 다양한 요인들을 자산형성사업의 효과로 간주하고 측정하였다. 본 연구에서는 기본적으로 Sherraden의 이론에 근거하여 설문조사 결과 중 종속변수로 사용할 수 있는 변수들을 아래 <표 1>과 같이 4문항 선정하였다.

<표 1> 종속변수의 개념 및 측정방법

문항	개념	측정방법
1) 희망플러스통장이 자립의 기회가 될 것이라 생각하는지?	희망플러스 통장에 대한 태도	4점 척도, 점수가 높을수록 긍정적
2) 자신의 생활형편에 대한 인식	현재 경제상황에 대한 인식	5점 척도, 점수가 높을수록 불만족
3) 미래의 경제상황에 대한 인식	미래의 경제상황에 대한 인식	5점 척도, 점수가 높을수록 비관적
4) 월평균 저축액 (희망플러스통장 저축액 제외)	저축행위	연속변수(만원)

종속변수 중 월평균 저축액은 희망플러스 통장 저축액을 제외한 나머지 저축액의 변화를 측정하는 것으로 저축행위의 변화 정도를 측정할 수 있는 변수이다. 저축행위의 변화는 장기적으로 자립과 탈빈곤을 가능하게 할 수 있는 행동변화를 의미하는 것으로 선행연구들에서 활용되었다(Mills et al., 2008; Loibl et al., 2010). 나머지 세 개의 변수는 희망플러스 통장 사업이 참여자에게 미친 결과 중에서도 인식의 변화를 측정하는 변수로 활용되었다. 자산형성사업에 대한 태도는 Han과 Sherraden(2009)의 연구에서 6가지 문항으로 측정된 바 있다. 이 연구에서 6개의 문항은 자산형성사업의 구조(내용)에 대한 만족감으로 구성되었으나, 본 연구에서는 희망플러스통장 사업의 결과에 대한 만족감, 즉 희망플러스통장이 자립의 기회가 될 것으로 생각하는 정도를 한 문항으로 하여 종속변수로 두었다. 현재와 미래의 생활형편에 대한 인식은 Sherraden 외(2005)의 연구에서 자산형성사업의 효과로 제시한 (현재 상황에 대한) 안전감 및 자신감의 향상과 미래에 대한 지향성, 즉 미래가 더 나아질 것으로 인식하는 것과 유사한 개념으로 설정하고 변수로 활용하였다.

(2) 독립변수

본 연구에서 독립변수는 개인의 인구사회학적 변수들을 중심으로 아래 <표 2>와 같이 구성하였다.

<표 2> 독립변수의 정의 및 측정

구분	변수명	변수측정
시불변변수	성별	(기준변수=남성), 여성
	연령	연속변수
	학력	(기준변수=대학교 이상) 1=초졸 이하 2=중학교 이상 3=고등학교 이상
	혼인상태	(기준변수=미혼), 유배우, 사별·이혼·별거 등
	장애여부	(기준변수=장애), 비장애
	가구원수	연속변수(명)
	18세 미만 아동 수	연속변수(명)
시변변수	시간	2009년=0, 2010년=1, 2011년=2
	소득	연속변수(만원)
	업종	(기준변수=경영·관리·전문·사무직) 1=판매·서비스직, 2=숙련·기술·단순노무직, 3=자활 및 공공근로

본 연구는 개인을 단위로 한 연구이기 때문에, 우선 개인의 성별, 혼인상태, 연령, 교육수준, 장애유무가 독립변수에 포함되었다. 혼인상태는 미혼, 유배우, 이혼·별거·사별로 구성하였으며, 미혼을 기준집단으로 하여 가변수(dummy variable)를 구성하였다. 교육수준은 초졸 이하, 중학교, 고등학교, 대학교 이상으로 구분하여 대학교 이상을 기준변수로 가변수를 구성하였다. 가구의 특성으로 가구원수와 18세 미만 아동수를 포함하였으며, 두 변수 모두 연속변수로 분석에 포함하였다. 노동시장과 관련된 변수로는 직종을 포함하였는데, 경영·관리·전문·사무직, 판매·서비스직, 숙련·기술·단순노무직, 자활 및 공공근로로 구분하고 경영·관리·전문·사무직을 기준변수로 가변수를 구성하였다. 시간 변수의 경우에는 2009년도를 기준시점으로 0으로 코딩하였으며, 2010년도를 1, 2011년도를 2로 코딩하여 시간에 따른 변화를 측정할 수 있도록 하였다. 마지막으로 가구 소득변수를 연속변수로 투입하였다. 위계적 회귀분석에서 변수를 투입할 경우에는 변수를 집단 평균이나 전체 평균으로 센터링(centering)하는 과정을 거치게 된다. 1수준 모형에서는 소득의 경우 집단 내 평균값으로(group mean centering), 2수준 모형에서는 연령, 가구원수, 18세 미만 아동 수는 전체 평균값으로(grand mean centering) 센터링 하여 투입하였다. 나머지 변수들은 센터링하지 않았다.

(3) 분석방법

본 연구에서는 3년 동안 종속변수의 변화에 영향을 미치는 원인을 파악하기 위해 통계분석 방법으로 위계적 선형모형(Hierarchical Linear Model)을 사용하였다. 위계적 선형모형은 주로 조직 내에 속해 있는 개인과 같은 위계적 자료를 분석할 때 사용되는데, 패널자료를 이용할 경우 개인 간 차이 뿐 아니라 개인의 변화가 종속변수에 미치는 영향을 동시에 고려할 수 있다(홍백의, 2006; Raundebush and Bryk, 2002). 분석을 위해 활용한 통계패키지는 SAS 9.3과 HLM 6.0이다. SAS는 변수 조작 등 자료정리 과정에서 활용하였으며, HLM은 위계적 선형모형에 사용하였다.

본 연구에서 연구모형은 크게 세 가지로 설정하였다. 첫 번째 모형은 1수준과 2수준에 아무런 독립변인을 투여하지 않고 다만 1수준 모형의 절편만 변량이 있는 것으로 설정한 무조건 모형(Unconditional Model)이다. 이 모형은 독립변수의 영향력이 전혀 설정되지 않은 모형으로 개인의 시간에 따른 평균 차이가 통계적으로 유의한지를 검증할 수 있다. 무조건적 평균모형의 수식은 아래와 같다.

Level-1 model $Y = P_0 + E$	〈수식 1〉
Level-2 model $Y = B_{00} + R_0$	

이 때 Y는 개인의 종속변수 값이며, P0는 각 개인의 종속변수 값의 평균이며, E는 개인의 시간에 따른 종속변수의 차이이다. 2수준에서 각 개인의 종속변수 값의 평균은 다시 측정시점 전체의 개인의 종속변수 값의 평균(B00)과 각 개인별 종속변수 값의 편차(R0)로 이루어진다. 이를 하나의 식으로 설정하면 다음의 〈수식 2〉가 되며, Y의 변량은 〈수식 3〉과 같이 설정된다.

$Y = B_{00} + R_0 + E$	〈수식 2〉
$Var(Y) = Var(R_0 + E) = \tau_{00} + \sigma^2$	〈수식 3〉

이 때 Y의 변량은 집단 간 변량(τ_{00})과 집단 내 변량(σ^2)으로 구분되며, 집단 간 변량에 의해 설명되는 부분(Intraclass Correlation Coefficient, 개인의 시간에 따른 변화가 설명하는 정도)은 전체 변량에서 집단 간 변량에 차지하는 부분의 정도에 의해 아래 〈수식 4〉와 같이 계산할 수 있다.

집단 간 변량에 의한 설명 정도 $= \text{집단 간 변량} / (\text{집단 간 변량} + \text{집단 내 변량})$ $= \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2)$	〈수식 4〉
---	--------

다음 모형은 무작위 일원 공변량 모형(One-Way ANCOVA with Random Effects)으로 1수준 모형에 시변변수를 투입하고, 1수준의 절편에만 무작위 효과를 설정한 모형이다. 모형에 투입된 시변변수는 시간, 소득, 직종 변수이다. 시변변수를 투입한 모형에서는 시간과 소득, 직종이 종속변수의 변화에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지를 파악할 수 있다.

<p>Level-1 model</p> $Y = P0 + P1*(시간) + P2*(소득) + P3*(서비스업) + P4*(숙련, 기술, 단순노무직) + P5*(자활, 공공근로) + E$ <p style="text-align: right;">〈수식 5〉</p> <p>Level-2 model</p> $P0 = B00 + R0$ $P1 = B10$ $P2 = B20$ $P3 = B30$ $P4 = B40$ $P5 = B50$ <p style="text-align: center;">...</p> $P10 = B010$

마지막 모형은 1수준 모형에서 시변(time-variant) 변수와 2수준 모형에서 시불변 (time-invariant) 변수를 모두 투입한 모형이다. 다만 1수준 모형에서 기술기에 대한 무작위 효과가 없는 것으로 설정된다. 2수준 모형에서 투입된 시불변 변수는 가구원수, 18세 미만 아동수, 성별, 장애유무, 혼인상태, 학력, 연령이다.

<p>Level-1 model</p> $Y = P0 + P1*(시간) + P2*(소득) + P3*(서비스업) + P4*(숙련, 기술, 단순노무직) + P5*(자활, 공공근로) + E$ <p>Level-2 model</p> $P0 = B00 + B01*(가구원수) + B02*(성별) + B03*(장애유무) + B04*(18세미만 아동수) + B05*(기혼) + B06*(이혼 및 사별) + B07*(초등학교) + B08*(중학교) + B09*(고등학교) + B010*(연령) + R0$ $P1 = B10$ $P2 = B20$ $P3 = B30$ $P4 = B40$ $P5 = B50$ <p style="text-align: center;">...</p> $P10 = B010$
--

4. 연구결과

1) 분석대상의 일반적 특성

〈표 3〉 분석대상의 인구사회학적 특성(2009년)

변수명	구분	비율(N=409)
성별	남성	35.0
	여성	65.0
혼인상태	미혼	4.4
	유배우	47.4
	이혼 및 별거	41.1
	사별	7.1
교육수준	초등학교	8.1
	중학교	14.9
	고등학교	53.3
	대졸이상	23.7
장애여부	장애	11.7
	비장애	88.3
변수명		평균 (표준편차)
연령(세)		42.9 (8.0)
가구원수(명)		3.4 (1.1)
18세미만 아동 수(명)		1.4 (1.0)

본 연구에서 분석 대상의 일반적 특성은 위의 〈표 3〉과 같다. 먼저 성별의 경우 남성(35.0%)보다 여성(65.0%)이 훨씬 높은 비중을 차지하는 것으로 나타난다. 이는 빈곤층 중에서 여성의 비율이 높기 때문인 것으로 추정된다. 혼인상태의 경우 유배우자가 47.4%인데 반해, 이혼 및 별거, 사별한 경우가 48.2%로 유배우자인 경우보다 다소 높았다. 교육수준은 고등학교를 중퇴하거나 졸업한 경우가 53.3%로 가장 많았으며, 대졸 이상도 23.7%였다. 장애여부의 경우 가구원이 장애가 있는 경우가 11.7%였으며, 장애가 없는 경우가 88.3%였다. 2009년도를 기준으로 분석대상의 평균 연령은 42.9세로 비교적 젊은 편이었다. 가구원 수는 평균 3.4명이었으며, 18세 미만인 아동의 수는 평균 1.4명이었다.

〈표 4〉 분석대상의 연도별 특성(2009~2011년)

변수명		2009년 (N=409)	2010년 (N=361)	2011년 (N=317)
가구소득(만원)		1450.3 (529.0)	1475.0 (765.5)	1720.8 (762.0)
직종(%)	경영·관리·전문·사무직	21.8	27.2	28.1
	판매·서비스직	29.8	27.8	31.8
	숙련·기술·단순노무직	28.5	32.2	27.1
	자활·공공근로	19.9	12.9	13.0
종속변수 (평균, 표준편차)	희망플러스통장의 유용성	3.5 (0.6)	3.3 (0.6)	3.5 (0.6)
	생활형편에 대한 인식	6.1 (0.8)	6.0 (0.8)	5.8 (0.8)
	미래 경제상황에 대한 인식	3.6 (0.8)	2.6 (0.9)	2.4 (0.9)
	월평균 저축액 (희망플러스통장 제외, 만원)	23.8 (46.5)	13.6 (17.1)	13.9 (15.7)

다음으로 〈표 4〉를 통해 본 연구의 분석대상자들의 일반적인 특성이 2009년에서 2011년까지 어떻게 변화하였는지를 살펴보도록 하겠다. 우선 가구소득의 경우 2009년 평균 연 가구소득이 1,450만원이었는데, 2010년에는 1,475만원, 2011년에는 1,720만원으로 크게 증가한 것으로 나타났다. 다음으로 직종의 변화를 살펴보았다. 4가지 범주 중에서 경영·관리·전문·사무직의 경우 2009년에 21.8%였으나, 2010년 27.2%, 2011년에 28.1%로 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 판매, 서비스직은 2009년 29.8%, 2010년 27.8%로 다소 감소하였으나, 2011년에 다시 31.8%로 증가하였다. 숙련·기술·단순노무직의 경우는 2009년에 28.5%였다가 2010년에 32.2%로 증가하였으나, 2011년에는 27.1%로 다소 감소하였다. 자활 및 공공근로사업의 경우에는 2009년 당시에는 19.9%였으나, 2010년에는 12.9%, 2011년에 13.0%로 다소 감소한 것으로 나타났다.

종속변수의 변화를 살펴보면 우선, 희망플러스 통장의 유용성에 대한 인식에서는 연도별로 큰 차이를 보이지 않았다. 다음으로 생활형편에 대한 인식과 미래 경제상황에 대한 인식은 다소 긍정적으로 변화한 것으로 나타났다. 다만, 희망플러스통장을 제외한 월평균 저축액의 경우 2009년 평균 23.8만원이었던 것이, 2010년에는 13.6만원으로 크게 감소하였고, 2011년에도 13.9만원 정도의 수준을 유지하는 것으로 나타났다²⁾.

2) 〈표 4〉를 해석 하는데 유의할 필요가 있다. 연도별로 사례 탈락(attrition)이 있기 때문에 독립변수의 변화를 개인 및 가구의 변화로 유추해서 해석할 수 없다. 예를 들어, 평균가구소득이 감소한 것은 소득수준이 낮은 가구들이 샘플에서 탈락했기 때문일 수도 있다.

2) 위계적 선형모형 분석결과

(1) 무조건적 평균모형(One-Way ANOVA with Random Effects)

다음 <표 5>는 종속변수의 시간에 따른 변화가 차이가 있는지를 알기 위해 무조건 모형(Unconditional Model)을 이용해 분석한 결과이다. 무조건 모형에서는 독립변수를 투입하지 않으며, 무선효과가 유의한지를 보게 된다. 4개의 종속변수를 각각 분석한 결과, 희망플러스 통장의 유용성($p < .001$)과 생활형편에 대한 인식($p < .001$), 월평균 저축액($p < .1$)의 경우 무선효과가 유의한 값을 나타내었다. 이는 희망플러스통장 사업에 참여한 개인이 시간의 흐름에 따라 종속변수에 차이가 있다는 결과이다. 반면 미래 경제상황에 대한 인식의 경우에는 무선효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

개인의 시간에 따른 종속변수의 변화가 설명하는 정도가 전체 변량에서 차지하는 정도(Intraclass Correlation Coefficient: I.C.C.)는 희망플러스통장의 유용성의 경우 14.02%였고, 생활형편에 대한 인식은 25.05%였다. 반면 미래 경제상황에 대한 인식은 0.19%로 개인의 변화가 전체 변량에서 차지하는 정도는 매우 미약한 수준이었다. 월평균 저축액의 경우 I.C.C.는 5.58%였다.³⁾ 무조건적 평균모형의 분석 결과 미래 경제상황에 대한 인식을 제외한 나머지 변수들에서 무선효과가 유의하게 나타났기 때문에 이 종속변수들의 경우 개인의 시간의 흐름에 따른 변화의 원인에 관심을 기울여야 한다는 것을 보여주고 있다. 즉, 3년에 걸친 통장 사업 참여자들의 변화가 통계적으로 유의하기 때문에 '참여자의 변화'에 영향을 미치는 원인을 분석하는 것이 타당하다는 것이다.

<표 5> 무조건적 평균모형 분석결과

종속변수	희망플러스통장의 유용성		생활형편에 대한 인식		미래 경제상황에 대한 인식		월평균 저축액	
	계수	T-ratio	계수	T-ratio	계수	T-ratio	계수	T-ratio
절편, B00	3.43	171.79***	5.98	203.81***	2.92	97.65***	17.57	17.34***
무선효과	분산	Chi-square	분산	Chi-square	분산	Chi-square	분산	Chi-square
절편, R0	0.05	576.81***	0.16	0.48***	0.00	395.61	56.28	449.94+
level-1, E	0.30		0.49		1.01		952.54	

+ $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

(2) 무조건적 기울기 모형(Unconditional Slope Model)

다음 <표 6>는 1수준 모형에 시간과, 소득, 직종이라는 시변 변수를 투입하여 종속변수의 변화에 미치는 영향력을 분석한 결과이다. 위의 무조건적 평균모형의 경우 개인이 시간의 흐름에 따라 종속변

3) 일반적으로 위계적 선형모형에서 시간변화변수의 변인이 5% 이상의 설명력을 가질 때 시간변화변수의 변인이 전체 모형에서 의미가 있다고 본다(Raudenbush and Bryk, 2002).

수에 차이가 있다는 것만을 알 수 있는 반면, 무조건적 기울기 모형의 경우 시간 변수를 연도별로 0, 1, 2로 코딩하여 분석에 포함시킴으로써 시간의 흐름에 따라 종속변수가 어떠한 방향으로 변화하는지를 좀 더 자세히 알 수 있다.

우선 희망플러스 통장의 유용성의 경우 직종이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 기준변수인 경영·관리·전문·사무직에 비해 판매·서비스직($t=-2.65^{**}$)과 숙련·기술·단순노무직($t=-2.46^*$)의 경우 희망플러스 통장이 자립의 기회가 될 것이라고 생각하지 않았다. 전문사무직 등에 비해 열악한 직종에 종사하는 경우 희망플러스 통장이 자립의 기회가 될 것이라는 인식을 하지 않았는데, 직종에 대한 소득의 불안정성이 프로그램에 대한 긍정적 인식을 감소시킨 것으로 보인다. 생활형편에 대한 인식의 경우에는 시간과 소득, 직종 변수 모두 통계적으로 유의했다. 우선 시간의 흐름에 따라 현재의 생활형편을 긍정적으로 인식하고 있었다($t=-5.25^{***}$). 즉, 참여자들은 희망플러스 통장 사업에 참여하면서 점차 생활형편에 대해 긍정적으로 인식하게 된 것을 알 수 있다. 이는 자산형성사업이 지속적인 자산의 축적을 통해 자신감과 자기존중, 안전한 느낌(security)을 향상시키는 효과가 있다는 선행연구 결과와 같은 맥락으로 볼 수 있다(Sherraden et al., 2005).

〈표 6〉 무조건적 기울기 모형(Unconditional Slope Model) 분석결과

종속변수	희망플러스통장의 유용성		생활형편에 대한 인식		미래 경제상황에 대한 인식		월평균 저축액	
	계수	T-ratio	계수	T-ratio	계수	T-ratio	계수	T-ratio
절편, B00	3.54	83.17***	5.97	102.93***	3.38	55.97***	22.72	10.49***
시간, B10	-0.03	-1.29	-0.15	-5.25***	-0.59	-18.28***	-5.90	-4.54***
소득, B20	0.00	0.85	-0.00	-2.57*	-0.00	-0.52	0.00	3.60**
직종(판매, 서비스직), B30	-0.12	-2.65**	0.13	1.87 ⁺	0.12	1.69	2.53	1.03
직종(숙련, 기술, 단순노무직), B40	-0.12	-2.46*	0.17	2.32*	0.06	0.75	-0.04	-0.02
직종(자활 및 공공근로), B50	-0.09	-1.45	0.36	4.74***	0.29	2.96**	-3.41	-1.23
무선효과	분산	Chi-square	분산	Chi-square	분산	Chi-square	분산	Chi-square
절편, R0	0.05	572.98***	0.15	754.47***	0.07	519.23***	71.89	469.39*
level-1, E	0.30		0.45		0.69		916.63	

+ $p<.1$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

또한 소득이 높을수록 생활형편에 대한 인식이 긍정적인 것으로 나타났다($t=-2.57^*$). 직종의 경우도 통계적으로 유의했는데, 기준변수인 경영·관리·전문·사무직에 비해 판매·서비스직($t=1.87^+$), 숙련·기술·단순노무직($t=2.32^*$), 자활 및 공공근로($t=4.74^{***}$)인 경우 생활형편에 대한 인식이 부

정적이었다. 다음으로, 미래 경제상황에 대한 인식의 경우에도 생활형편에 대한 인식과 유사한 결과를 보여준다. 미래 경제상황에 대한 인식은 앞서 <표 4>에서 무조건적 평균모형 분석결과에서는 무선희과가 유의하지 않았으나, 시변변수를 통제변수로 설정하였을 때 모형이 유의한 것으로 나타났다. 분석 결과, 시간에 흐름에 따라 미래 경제상황에 대한 인식 또한 긍정적으로 변화한 것으로 나타났다 ($t=-18.28^{***}$). 이 또한 Sherraden 외(2005)의 연구에서 자산형성사업을 통해 더 나은 미래에 대한 전망을 가지게 되었다는 연구결과와 일치하는 것으로 볼 수 있다. 희망플러스통장 사업 참여자들은 3년의 저축 과정을 통해 미래에 대한 경제상황 또한 긍정적으로 인식하게 된 것으로 평가된다. 직종의 경우 자활 및 공공근로만 통계적으로 유의했는데, 경영·관리·전문·사무직에 비해 자활 및 공공근로에 종사하는 경우 미래 경제상황에 대한 인식이 부정적임을 알 수 있다. 경영·관리·전문직에 비해 좀 더 열악한 고용지위를 가진 직종에서 현재와 미래의 생활형편에 대한 인식이 부정적인 것은 불안정한 고용에 대한 불안감에서 비롯된 것으로 생각된다. 희망플러스통장 사업 참여가 고용에 대한 불안정성을 상쇄해주지는 못하는 것으로 평가된다.

마지막으로 월평균 저축액의 경우 시간이 흐름에 따라 월평균 저축액이 감소하였으며($t=-4.54^{***}$), 소득수준이 높을수록 월평균 저축액이 높았다($t=3.60^{**}$). 시간이 지날수록 월평균 저축액이 감소한 이유는 전체 자산이 감소하였거나, 이미 가지고 있던 자산을 희망플러스통장으로 이동시켰을 가능성으로 해석할 수 있다. 희망플러스통장 가입 이후에 추가적인 자산의 증가가 없을 때, 참여자가 소유한 기존의 저축계좌보다는 희망플러스통장에 적립하는 것이 이익이기 때문이다. 이는 Mills 외(2008)의 연구에서도 나타났던 현상으로 개인발달계좌와 소유자들의 개인발달계좌를 제외한 재정자산은 오히려 감소한 것으로 나타났다. 다만 희망플러스통장 사업 참여자의 자산이 오히려 감소했다면 이는 소액의 저축 인센티브를 제공하는 자산형성사업이 단기적으로 자산의 증가나 탈빈곤의 목표를 가지기는 어렵다는 것을 보여주는 것이다.

다음의 <표 7>은 1수준 모형에 시변변수를, 2수준 모형에는 시불변 변수를 투입하여 개별 독립변수들의 영향력을 살펴본 것이다. 우선 종속변수가 희망플러스통장의 유용성인 경우, 비장애 가구일 경우 ($t=1.68^+$), 18세 미만 아동의 수가 적을 경우($t=-1.96^+$) 희망플러스 통장이 자립의 기회가 될 것이라는 점에서 긍정적으로 생각하고 있었다. 혼인상태의 경우 미혼에 비해서 기혼인 경우와 이혼 및 사별한 경우에 희망플러스 통장에 대해서 긍정적으로 인식하고 있었다. 가구원들을 부양해야 하는 기혼자나 이혼, 사별가구의 경우 경제적 필요성에 의해 사업에 대한 긍정적 인식이 높을 수 있다. 시변변수의 경우에는 경영·관리·전문·사무직에 비해 서비스직, 기술직, 자활 및 공공근로사업에 참여하고 있을 경우에 희망플러스통장의 유용성에 대해 부정적으로 인식하고 있었다. 다음으로 생활형편에 대한 인식을 종속변수로 두었을 경우에는 가구원수가 많을수록 생활형편에 대해 긍정적으로 인식하고 있었으며, 비장애가구일 경우 생활형편에 대해 긍정적으로 인식하고 있었다. 생활형편에 대한 인식은 교육수준이 유의한 변수였는데, 대학교를 중퇴하거나 졸업한 경우에 비해 초·중·고등학교를 중퇴하거나 졸업한 경우에 생활형편에 대한 인식이 부정적임을 알 수 있다. 선행연구 결과에 의하면 교육수준이 높을수록 저축액이 높은 것으로 나타났는데, 본 연구에서는 생활형편에 대한 인식에 대해 교육수준이 높은 경우 보다 긍정적인 것으로 나타나 선행연구와는 차이가 있었다(Curley et al., 2005:

Ssewamala and Sherraden, 2004; Mills et al., 2008).

시변변수의 영향력으로는 시간이 흐름에 따라 생활형편에 대한 인식이 나아진 것으로 나타났고 ($t=-5.53^{***}$). 또한 소득수준이 높을수록 생활형편에 대한 인식이 긍정적이었다. 직종의 경우 경영·관리·전문·사무직에 비해 자활 및 공공근로사업에 참여하는 경우 생활형편에 대한 인식이 부정적이었다.

〈표 7〉 연구모형(희망플러스통장의 유용성, 생활형편에 대한 인식) 분석결과

종속변수 고정효과	희망플러스통장의 유용성		생활형편에 대한 인식	
	계수	T-ratio	계수	T-ratio
상수, P0				
절편, B00	3.15	24.00***	6.05	43.48***
가구원수, B01	0.02	0.78	-0.09	-2.71**
성별, B02	0.02	0.51	0.04	0.65
장애여부, B03(기준=장애)	0.12	1.68 ⁺	-0.24	-3.09**
18세 미만 아동수, B04	-0.06	-1.96 ⁺	0.00	0.05
혼인상태(기준=미혼)				
기혼, B05	0.22	1.77 ⁺	-0.07	-0.60
이혼 및 사별, B06	0.28	2.22*	0.10	0.80
교육수준(기준=대졸)				
초등학교, B07	0.05	0.54	0.40	4.28***
중학교, B08	0.07	0.85	0.21	2.28*
고등학교, B09	0.06	0.99	0.20	3.01**
연령, B010	-0.00	-0.91	0.00	0.76
시간, B10	-0.03	-1.39	-0.15	-5.53***
소득, B20	0.00	0.85	-0.00	-2.72**
직종(기준=전문직, 관리직)				
서비스직, B30	-0.14	-2.69**	0.06	0.84
기술직, B40	-0.13	-2.39*	0.08	1.02
자활 및 공공근로, B50	-0.11	-1.69 ⁺	0.18	2.24*
무선효과	분산	Chi-square	분산	Chi-square
절편, R0	0.05	551.31***	0.12	672.23***
level-1, E	0.29		0.45	

+ $p<.1$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

아래 <표 8>은 미래 경제상황에 대한 인식과 월평균 저축액을 종속변수로 하였을 때의 분석 결과이다. 시불변 변수의 경우 통계적으로 유의한 변수는 없었고, 시변변수 중에서는 시간만이 유의한 것으로 나타났다. 시간의 흐름에 따라 미래 경제상황에 대한 인식은 긍정적으로 변화한 것으로 나타났다($t=-18.21^{***}$). 마지막으로 월평균 저축액을 종속변수로 하였을 때, 시불변 변수 중에서 성별과 장애여부가 유의했다. 성별의 경우 여성이 남성보다 월평균 저축액이 적었으며($t=-2.19^*$), 장애가 없을 경우 월평균 저축액이 많았다. 여성 가입자의 경우 여성가구주일 가능성이 크기 때문에 월평균 저축액이 남성가구주 가구에 비해 낮아지는 것으로 생각된다. 또한 장애가 있는 경우에도 소득활동이 제한적이므로 월평균 저축액이 낮아질 가능성이 있다. 시변변수의 경우 시간과 소득이 유의한 변수였다. 시간이 지날수록 월평균 저축액은 오히려 감소하는 것으로 나타났으며, 소득수준이 높을수록 월평균 저축액이 높았다.

<표 8> 연구모형(미래 경제상황에 대한 인식, 월평균 저축액) 분석결과

종속변수 고정효과	미래 경제상황에 대한 인식		월평균 저축액	
	계수	T-ratio	계수	T-ratio
상수				
절편, B00	3.69	18.87***	15.27	3.25**
가구원수, B01	-0.02	-0.48	0.64	0.57
성별, B02(기준=남성)	0.02	0.35	-4.87	-2.19*
장애여부, B03(기준=장애)	-0.13	-1.28	6.81	2.79**
18세 미만 아동수, B04	-0.01	-0.15	-1.17	-0.85
혼인상태(기준=미혼)				
기혼, B05	-0.24	-1.33	6.91	1.47
이혼 및 사별, B06	-0.21	-1.08	3.32	0.70
교육수준(기준=대졸)				
초등학교, B07	0.094	0.68	2.00	0.36
중학교, B08	-0.09	-0.89	-0.97	-0.26
고등학교, B09	0.04	0.51	-1.69	-0.60
연령, B010	0.01	1.04	0.04	0.19
시간, B10	-0.59	-18.21***	-5.84	-4.49***
소득, B20	-0.00	-0.56	0.00	3.64**
직종(기준=전문직, 관리직)				
서비스직, B30	0.11	1.39	3.39	1.32
기술직, B40	0.04	0.45	0.32	0.11
자활 및 공공근로, B50	0.23	2.14*	-2.06	-0.60
무선폭과	분산	Chi-square	분산	Chi-square
절편, R0	0.07	505.43***	63.65	448.02*
level-1, E	0.69		916.35	

+ $p<.1$, * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

지금까지 위계적 선형모형을 분석한 결과 특히, 희망플러스 통장의 유용성(희망플러스 통장이 자립의 기회가 될 것이라고 생각하는 정도)에 대한 응답자들의 인식과, 통장사업에 참여하면서 자신의 생

활형편에 대한 인식, 월평균 저축액의 경우 시간의 흐름에 따라 차이가 있는 것으로 나타나 개인들이 3년 동안의 과정에서 어떠한 변화를, 또한 어떠한 원인에 의해 겪고 있는지 분석하는 것은 매우 타당한 것으로 나타났다.

시변변수와 시불변 변수를 모두 투입하여 연구모형을 분석한 결과에 따르면, 종속변수에 따라 독립 변수의 영향력이 다소 달라지는 것을 알 수 있다. 연구모형을 분석한 결과를 정리하면 다음 <표 9>와 같다.

<표 9> 연구모형의 독립변수의 효과

종속변수	희망플러스 통장의 유용성	생활형편에 대한 인식	미래 경제상황에 대한 인식	월평균 저축액
종속변수의 방향	+ 긍정적	+ 불만족	+ 비관적	+ 저축액이 높음
절편, B00	+	+	+	+
가구원수, B01		-		
성별, B02(기준=남성)				-
장애여부, B03(기준=장애)	+	-		+
18세 미만 아동수, B04	-			
혼인상태(기준=미혼)				
기혼, B05	+			
이혼 및 사별, B06	+			
교육수준(기준=대졸)				
초등학교, B07		+		
중학교, B08		+		
고등학교, B09		+		
연령, B010				
시간, B10		-	-	-
소득, B20		-		+
직종(기준=전문직, 관리직)				
서비스직, B30	-			
기술직, B40	-			
자활 및 공공근로, B50	-	+	+	

변수의 영향력을 독립변수를 기준으로 정리해보면, 우선 가구원수의 경우 대부분의 종속변수에서 통계적으로 유의하지 않았으나, 가구원수가 많아질수록 생활형편에 대해 만족하는 것으로 나타났다. 성별의 경우에는 남성보다 여성이 월평균 저축액이 적었다. 즉, 남성 가입자의 경우 저축액이 더 많았다. 장애가구 여부 또한 세 개의 종속변수에서 유의했는데, 가구원이 장애가 없는 경우 희망플러스 통장이 유용하다고 인식하였고, 생활형편도 만족하였으며, 월평균 저축액도 높았다. 즉, 장애 가구의 경우 희망플러스 통장에 대한 성과가 부정적으로 나타날 가능성이 큰 것으로 보여 이에 대한 대책 마련

이 요구된다. 18세 미만 아동이 많을수록 희망플러스 통장에 대해 부정적으로 인식하였으며, 저축액과는 상관관계가 없는 것으로 나타나 선행연구와는 다른 결과를 보여준다(Grinstein-Weiss et al., 2005). 가구 내에 아동이 많을수록 저축의 필요성이 커질 개연성이 많아짐에도 불구하고 이러한 결과가 나타난 것은, 희망플러스통장 사업이 아동을 둔 가구에게 도움이 된다는 인식을 주지 못하고 있기 때문인 것으로 보인다.

다음으로, 혼인상태의 경우 미혼에 비해 기혼이거나 이혼, 사별한 경우에 희망플러스통장이 더 유용하다고 느끼고 있었다. 교육수준의 경우 교육수준이 높을수록 생활형편에 대해 만족하는 것으로 나타났다.

다음으로 시변변수의 경우 희망플러스 통장에 가입한 후 시간이 흐를수록 생활형편에 대해 만족하였으며, 미래 경제상황에 대해서도 낙관적으로 인식하는 것으로 나타나 경제적인 측면에서 긍정적인 인식변화를 가져오는 것으로 보인다. 다만, 희망플러스 통장을 제외한 월평균 저축액의 경우 시간이 흐를수록 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 이는 희망플러스 통장 참여자들이 아마도 희망플러스 통장 저축을 하는 것이 가장 이익이 크기 때문에, 이를 우선으로 하고 다른 저축을 오히려 줄였을 가능성 때문으로 해석할 수 있겠다(Mills et al., 2008).

다음으로 소득이 높을수록 생활형편에 대해 만족하였으며, 월평균 저축액도 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존의 자산형성사업에 대한 연구결과, 즉 저소득층의 소득과 저축액이 상관관계가 없거나 미약하다는 결과와는 차이가 있는 것이며, 오히려 신고전주의 이론을 지지하는 것이다(주은수·엄태영, 2008; Ando and Modigliani, 1963; Browning and Lusardi, 1996; Wheeler-Brooks and Scanlon, 2009 재인용; Schreiner et al., 2001; Sherraden et al., 2003; Curley et al., 2005; Grinstein-Weiss et al., 2005). 따라서 근본적으로 저소득층의 저축을 장려하기 위해서는 저소득층이 적정한 소득을 보장받을 수 있도록 하는 노동시장 정책이 병행되어야 한다.

마지막으로 직종의 경우 전문·관리직에 비해 서비스직이나 기술직, 자활 및 공공근로 사업 참여자의 경우 희망플러스통장의 유용성에 대해 낮게 인식하는 반면, 자활이나 공공근로사업에 참여하는 경우 생활형편이나 미래 경제상황에 대한 인식도 비관적인 것으로 나타났다.

5. 결론

본 연구에서는 국내에서 시행중인 자산형성사업인 '희망플러스통장' 사업에 대한 이해를 높이기 위해 참여자의 저축행위와 경제상황에 대한 인식, 사업에 대한 태도에 영향을 미치는 원인을 분석하고자 하였다. 자산형성사업이 일회성 또는 단기간에 이루어지는 것이 아니라 3년 이상의 장기간 동안 이루어지는 사업이기 때문에 시간적 흐름에 따라 사업의 결과의 변화와 이에 영향을 미치는 원인을 파악하기 위해 위계적 선형모형(Hierarchical Linear Model)을 이용하여 종단분석 하였다.

분석결과, 희망플러스통장 사업이 진행되는 3년 동안 참여자들의 현재 및 미래의 경제상황에 대한 인식은 긍정적으로 변화한 것으로 나타나, Sherraden 외(2005)가 제시한 자산형성사업의 효과 중 자

신감, 안전감, 미래에 대한 긍정적 지향에 있어 긍정적 변화가 나타났음을 알 수 있었다. 반면 저축행위에 있어 희망플러스통장을 제외한 저축액은 감소한 것으로 나타났다. 이는 가구 내에서 순자산이 증가하기보다는 단순히 자산이 일반 계좌나 자산의 형태에서 희망플러스통장으로 이동했거나, 자산이 오히려 감소한 것으로 볼 수 있다.

또한 4개의 종속변수 대부분에서 독립변수의 영향력을 확인할 수 있었다. 개인적 특성으로는 남성일수록 저축액이 많았으며, 가구원이 장애가 없는 경우 희망플러스 통장과 생활에 대한 인식이 긍정적이고, 월평균 저축액도 높았다. 소득의 경우에는 소득수준이 높을수록 월평균 저축액도 높아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 전문·관리직 같은 고소득 직종의 경우에 서비스직, 기술직, 자활 및 공공근로 등의 직종보다 희망플러스 통장 사업에 대해 낙관적으로 인식하는 것으로 나타났다. 남성일수록, 장애가 없는 경우, 전문·관리직 등의 고소득 직종일 경우 사업에 대해 긍정적인 효과가 있었던 것은 소득활동이 용이하고, 경제적 장애물이 적은 인구사회학적 특징을 가진 집단의 경우 자산형성사업을 운영하는데 좀 더 좋은 효과를 기대할 수 있다는 것을 보여주는 결과이다. 반면에 여성가구주이거나 장애 및 불안정한 고용으로 인해 취약한 집단의 경우 자산형성사업의 효과를 높이기 위해서는 이들이 처한 사회·경제적 상황을 완화시키기 위한 접근이 병행되지 않으면 사업에서 좋은 성과를 얻기가 어렵다는 것을 시사한다.

이상의 연구결과에 따른 정책적 함의는 다음과 같다.

우선, 개인적 특성이 희망플러스 통장의 성과, 즉 종속변수에 영향을 미치는 것으로 나타나, 자산형성사업이 개인의 특성별로 구체적이고 세분화된 정책내용을 가질 필요가 있다고 본다. 예를 들어 장애인이 있는 가구에 비해 장애인이 없는 경우에 희망플러스 통장의 유용성이나 생활형편에 대해 보다 낙관적으로 인식하고 있었고 월평균 저축액도 높은 수준이었다. 이는 아무래도 장애가구의 경우 경제활동을 통해 소득을 얻는 것이 비장애가구보다 제한적이기 때문에 나타난 결과로 풀이된다. 따라서 장애가구의 경우 통장사업에서 긍정적인 결과를 유도할 수 있는 추가적인 장치가 필요한 것으로 보인다. 장애가구의 경우 매칭금액에 있어서 추가적인 인센티브를 제공하거나 저축기간을 연장하는 형태의 제도적 인센티브를 통해 장애가구의 자산형성사업에 대한 적극적인 참여를 유도할 필요가 있다.

두 번째로, 자산형성사업에 참여한 후 시간이 흐름에 따라 생활형편이나 미래 경제상황에 대해서 긍정적으로 인식하는 것으로 나타나 자산형성사업이 현재의 경제적 상황이나 미래의 전망에 대한 보다 긍정적 인식을 갖도록 하는데 기여할 것으로 예측된다. 다만 자산형성사업에 대한 긍정적인 인식의 변화가 재정적 변화 또는 행동의 변화로 현실화되고, 장기적으로 유지될 수 있도록 부가적인 지원이 필요하다. 사업 참여자가 사업 종료 이후에 자녀교육이나 창업, 취업, 교육훈련 등을 통해 자신의 삶을 변화시킬 수 있도록 구체적인 경로를 설정해주고 평가해주는 형태의 장기적 사후관리가 제공되어야 한다. 이를 위해 현재 희망플러스통장 사업의 경우 관리 전담인력이 배치되어 있으나, 기관 당 평균 239명의 참여자를 담당하고 있어 현실적으로 개인별 관리를 위한 역량은 턱없이 부족한 형편이다(김혜연·강현민, 2010). 따라서 자산형성사업 참여자의 자립과 탈빈곤을 도울 수 있는 전문적인 관리 인력이 충원되고, 이들을 통해 참여자들에 대한 체계적이고 다양한 지원이 이루어지도록 할 필요가 있다.

세 번째로, 소득수준이 높을수록 생활형편에 대한 인식이 낙관적이고 월평균 저축액 또한 증가하는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 직종에 있어 소득수준이 높은 전문직 직종에서 자산형성사업에 대해 보다 낙관적으로 인식하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 저소득층이 소득 중 일정 부분을 저축이라는 형식을 통해서 자산으로 축적하기 위해서는 저축이 가능한 정도의 소득수준이 전제되어야 한다는 점을 보여주는 것이다. 달리 말하면 자산형성사업이 최하위층에게 자산을 축적하도록 하기 위해서는 근본적으로는 저축을 할 수 있을 정도의 안정적인 소득과 일자리를 보장하는 것이 필수적이라는 점이다. 프로그램적인 접근으로는 자산형성사업 참여자들을 취업지원 및 창업지원 프로그램, 교육훈련 프로그램과 적극적으로 연계하여 이들이 안정적으로 소득활동을 할 수 있도록 지원하는 것이 필요할 수 있겠다.

마지막으로, 시간이 흐름에 따라 희망플러스통장 저축액을 제외한 전체 저축액이 감소하는 것으로 나타나 단기적으로는 가구의 자산이 증가되는 현상은 발견되지 않았다. 소득이 높을수록 저축액이 증가하는 결과와 더불어 볼 때, 참여자 중에서도 소득이 낮은 집단에서 가구의 전체 자산은 오히려 감소하고 있는 것으로 보인다. 이는 소득의 양극화가 더욱 심화되고 있는 최근 상황이 반영된 결과로 생각된다. 자산형성사업이 가구의 저축행동을 변화시키고, 미래에 대한 전망과 자신감을 가지게 함으로써 빈곤에서 탈피할 수 있는 동기를 제공한다는 점에서 의의가 있으나, 소액의 인센티브 제공이 근본적인 자산과 소득의 불평등을 해소하기에는 한계가 있다고 평가된다. 즉, 저소득층에 대한 자산형성 프로그램이 빈곤프로그램으로써 효과적으로 작동하기 위해서는 이 프로그램 뿐 아니라 다양한 형태의 소득지원정책, 저소득층 창업지원정책, 노동시장 정책들과 더불어 빈곤프로그램의 패키지로써 제공되는 것이 효과적일 것이다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 우선, 자산형성사업에 영향을 미치는 원인 변수로 사업의 제도적 특성이 포함되지 못하였기 때문에 분석결과는 참여자의 개인적 특성을 중심으로 기술되었다. 사업의 제도적 특성 변수의 영향정도를 통해 제도의 향후 운영 방향에 대해 구체적인 함의를 얻을 수 있겠으나, 분석 자료에 제도적 특성변수로 사용할 수 있는 변수가 포함되어 있지 않아 분석이 불가능하였다. 두 번째로, 자료가 종단자료임에도 불구하고, 매년 응답자가 달라지는 케이스가 발견되어 이러한 케이스의 경우 분석에서 제외하였다. 또한 매년 케이스의 탈락(attrition)이 발생하기 때문에 이의 영향력 또한 결과에 영향을 미쳤을 수 있으므로 결과를 분석하는데 주의할 필요가 있다. 마지막으로, 종속변수에서 저축행위를 제외한 나머지 변수들은 한 문항으로 구성되어 있기 때문에 사업에 대한 태도와 현재와 미래에 대한 인식을 측정하는데 타당성이 낮을 수 있다는 점이다.

참고문헌

- 김혜연·강현민, 2010, “꿈나래통장 가입 아동을 위한 통합지원방안 연구”, 『서울시복지재단』, 2010-정책-12.
- 이순성·서용희·김기재, 2012, “저소득층 자산형성지원 사업의 장기적 성과분석을 위한 기초연구”, 『서울시복지재단』, 2012-19.
- 주은수·엄태영, 2008, “도시 저소득 계층의 저축실태 및 결정요인에 관한 탐색적 연구 : 자산형성지원 정책의 도입과 관련하여”, 『서울도시연구』, 9(2): 1-17.
- 홍백의, 2006, “중·고령자의 퇴직 전 직무만족도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『사회복지연구』, 30: 353-376.
- 보건복지부 보도자료, 2013, “3년의 희망키움, 커지는 내 일(my job)의 꿈”, 2013년 2월 25일.
- IT-daily, 2013, “LG유플러스, ‘두드림U+ 요술통장’ 신규 대상자 모집”, 2013년 6월 25일.
- Moneyweek, 2013, “저소득층 ‘자립지원 통장’ 지원 조건은?” 2013년 3월 6일.
- 대구광역시청 <http://www.daegu.go.kr>
- 디딤씨앗통장 <http://www.adongcda.or.kr>
- 보건복지부 <http://www.mw.go.kr>
- 서울시복지재단 <http://www.welfare.seoul.kr>
- Ando, A., and Modigliani, F., 1963, “The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests”, *American Economic Review*, 53: 55-84.
- Beverly, S., and Sherraden, M., 1999, “Institutional determinants of saving: implications for low-income households and public policy”, *Journal of Socio-economics*, 28: 457-473.
- Browning, M., and Lusardi, A., 1996, “Household saving: Micro theories and micro facts”, *Journal of Economic Literature*, 34: 1797-1855.
- Curley, J., Ssewamala, F., and Sherraden, M., 2005, *Institutions and Savings in Low-income Households*, Center for Social Development, St. Louis.
- Furnham, A., 1985, “Why do people save? : Attitudes to, and habits of, Saving Money in Britain”, *Journal of applied social psychology*, 15(4): 354-373.
- Furnham, A., 1999, “The saving and spending habits of young people”, *Journal of Economic Psychology*, 20(6): 677-697.
- Grinstein-Weiss, M., Wagner, K., and Ssewamala, F. M., 2005, “Saving and asset accumulation among low-income families with children in IDAs”, *Children and Youth Service Review*, 28: 193-211.
- Han, C., and Sherraden, M., 2009, “Attitudes and saving in Individual Development Accounts: Latent class analysis”, *Journal of Family and Economic Issues*, 30: 226-236.
- Leckie, N., Shek-Wai Hui, T., Tattire, D., and Cao, H., 2009, *Learning to Save, Saving to Learn*, Social research and demonstration corporation.
- Loibl, C., Grinstein-Weiss, M., Zhan, M., and Beth, R. B., 2010, “More than a penny saved: Long-term changes in behavior among savings program participants”, *The Journal of Consumer Affairs*, 44(1): 98-126.
- Mason, L. R., Clancy, M., Sherraden, M., and Han, C., 2006, *Saving for College in Maine’s Matching Grant Program: Account Owner Experiences*, Centre for Social Development.

- Mills, G., Gale, W. G., Patterson, R., Engelhardt, G. V., Eriksen, M. D., and Apstolov, E., 2008, "Effects of individual development accounts on asset purchases and saving behavior: Evidence from a controlled experiment", *Journal of Public Economics* 92: 1509-1530.
- Moore, A., Beverley, S., Schreiner, M., Sherraden, M., Lombe, M., Cho, E., Johnson, L., and Vonderlack, R., 2001, *Saving, IDA Programs, and Effects of IDAs: A Survey of Participants*, Washington University in St. Louis, Center for Social Development, St. Louis.
- Raudenbush, S. W., and Bryk, A. S., 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Sage Publications.
- Schreiner, M., Sherraden, M., Clancy, M., Johnson, L., Curley, J., Grinstein-Weiss, M., Zhan, M., and Beverley, S., 2001, *Saving and Asset Accumulation in IDAs: Downpayment on the American Dream Policy Demonstration, a National Demonstration of Individual Development Accounts*, Center for Social Development, St. Louis.
- Sherraden, M., 1990, "Stakeholding: Notes on a theory of welfare based on assets", *Social Service Review*, 64(4): 580-601.
- Sherraden, M., Schreiner, M., and Beverley, S., 2003, "Income, institutions, and saving performance in Individual Development Account", *Economic Development Quarterly* 17: 95-112.
- Sherraden, M., McBride, A. M., Johnson, E., Hanson, S., Swewamala, F. M., and Shanks, T. R., 2005, *Saving in Low-Income Households: Evidence from Interviews with Participants in American Dream Demonstration*, Center for Social Development, St. Louis.
- Sewamala, F., and Sherraden, M., 2004, *Integrating Savings into Microenterprise Programs for the Poor: Do Institutions Matter?*, Center for Social Development, St. Louis.
- Wheeler-Brooks, J., and Scanlon, E., 2009, "Perceived facilitators and barriers to saving among low-income youth", *The Journal of Socio-economics*, 38: 757-763.

Factors Affecting on Saving Behaviors, Perceptions of Economic Situation and Attitudes on the Program of the Asset-based Program Participants

Kim, Hyeyoun

(Kyung Hee Cyber University)

The purpose of this study is to investigate determinants of the saving behaviors, perceptions of economic situation and attitudes on the program of the Individual Development Account program participants in Korea. Data used for this article was the survey on the participants of 'Seoul Hope-plus Saving Account Program' implemented by Seoul Welfare Foundation for 3 years. In order to consider variances within-individual and between-individuals, Hierarchical Linear model is used for this study.

The results are as follows. First, In demographic factors, disability, gender, education level, marriage status are significant factors on the effectiveness of the program. Second, the participation on the program has positive effects on the conception on the living standard and economic status of the participants. However, total amount of savings excluding savings on 'Hope plus' has decreased. The household income is positively related with the amount of savings. Thus, it is necessary to consider individuals' socio-demographic factors to planning the asset-based program.

Key words: asset-based program, Individual Development Account, low income people, asset inequality

[논문 접수일 : 13. 10. 18, 심사일 : 13. 11. 19, 게재 확정일 : 14. 01. 08]