

자활근로사업의 근로유인효과에 관한 실증분석*

박 창 균** · 이 철 인***

논문초록 본 논문은 국민기초생활보장제도의 세부사업으로서 자활근로사업의 탈빈곤효과에 대해 서베이를 통해 2002-2005년 자료를 수집·분석한 실증결과를 제시한다. 준거집단과의 비교를 통해 얻은 주요 결과로서, (i) 탈빈곤효과가 사실상 거의 존재하지 않았고, 오히려 현 시점에서 자립기회를 대체하며, (ii) 다른 한편으로, 미래의 취업/자립확률을 감소시키는 효과를 시현하고 있어 시급히 제도 효과성을 제고시키는 방향으로 개선하는 것이 필요함을 보인다. (iii) 특히, 대부분의 자립확률감소가 기초보장제도의 혜택과 관련하여 발생함을 감안할 때, 자활사업자체에 대한 개편이 이루어지더라도, 현행 기초생활보장제도가 그대로 유지된다면 그 효과를 기대하기 어려움을 암시한다.

핵심 주제어: 공적부조제도, 자활, 근로유인형 복지제도

경제학문헌목록 주제분류: H31, I31, I38

투고 일자: 2011. 4. 12. 심사 및 수정 일자: 2011. 5. 11. 게재 확정 일자: 2011. 7. 19.

* 본 연구는 2006년도 KDI 연구사업 “자활사업 심층평가”의 일환으로 시작되었다. KDI와 한국보건사회연구원의 자료구축을 위한 도움에 감사드리며, 자료의 정리에 많은 도움을 준 김정인 연구원께도 감사드린다.

** 중앙대학교 경영경제대학 경영학부 부교수, e-mail: cp19@cau.ac.kr

*** 교신저자, 서울대학교 사회과학대학 경제학부 부교수, e-mail: leeci@snu.ac.kr

I. 서 론

자활근로사업은 소득보장을 강조하는 전통적 시혜적 복지의 개념에서 한 걸음 더 나아가 빈곤층이 자력으로 탈빈곤을 할 수 있도록 적극적으로 근로 기회를 제공하고 자립기반을 조성하는 것을 정책 목표로 하는 재정지출사업으로 볼 수 있다. 세계 각국들에서 최근 경쟁적으로 도입되고 있는 소위 “근로연계형 복지제도” 또는 “생산적 복지제도”의 하나로 볼 수 있는바,¹⁾ 우리나라에서는 국민기초생활보장법에 따라 2000년 10월 ‘자활사업’이 시작되었으며 자활근로사업은 2001년도 이후 본격적으로 실시된 이후 자활사업의 핵심적 프로그램으로 위치하고 있다.²⁾

본 연구의 기간인 2006년도의 본 사업예산은 2,337억원에 달하며, 본 사업의 대상자로는 조건부 기초보장제도수급자를 중심으로, 자활급여특례자, 일반수급자 그리고 차상위계층이 특정한 요건이 충족되는 경우 예외적으로 적용된다. 자활사업은 근로유지형, 사회적 일자리형, 인턴형, 시장진입형으로 나누어 실시되며, 자활근로참여자 중에서 차상위계층에는 자활급여를 지급하며, 기초보장제도 수급자가 획득하는 소득의 일부분에는 자활소득공제가 이루어져 30%의 소득에 대해서 자활장려금형태로 지급하고 있다. 법적으로 보아, 국민기초생활보장법은 조건부생계급여수급자에 대하여 자활사업 참여를 조건으로 생계비를 지급하도록 규정하고 있어, 자활근로사업은 근로능력이 있는 빈곤층이 국가 보호에 안주하는 것을 방지하는 제도적 장치로서의 목적도 지닌다. 소득이 상승하는 동시에 소득분배의 악화 또한 지적되면서 저소득층을 위한 사회안전망지원에 대한 요구가 증가하고 있다. 국민기초생활보장제도의 수혜범위와 보장범위가 점차 확대되는 과정에서 자활사업의 규모 및 예산 또한 꾸준히 증가하고 있다.

이러한 추세는 소득의 점진적 증가 및 악화된 소득분배의 개선이 쉽지 않음을 고려할 때, 향후 추세의 급속한 변화를 예측하기는 어려울 것이다. 자활사업의 효과에 대한 엄밀한 검증이 부재한 상태에서 예산지출규모가 지속적으로 증가하는 현상에 대해 우려가 제기되는 것은 자연스런 것이다. 이러한 문제의식에도 불구하고 국

1) EITC제도가 미국에서 도입된후 최근 그 외의 선진국들로 확대되고 있는 추세 또한 예가 될 수 있다.

2) 보다 구체적 내용을 위해 노대명(2004), 노대명 외(2005), 고경환 외(2009)의 연구를 참조할 수 있다.

민기초보장제도의 효과에 대한 연구가 부족하고, 더 나아가 자활사업의 경제적 효과에 관한 본격적인 실증분석 연구는, 본 저자들이 아는 한, 거의 없다고 판단된다 (주석의 문헌 서베이 참조).³⁾ 사회복지학자들을 중심으로 하는 일부의 연구들에서는 자활사업으로부터 근로에 대한 긍정적 효과로서 근로에 대한 태도의 변화 등을 꼽으면서도 자활사업의 본연적 목표인 자활성공에서의 낮은 확률을 근거로 회의적 평가를 내리고 있다. 본 연구에서는 2001년부터 시행된 자활근로사업에 대해 제도가 의도한 효과를 거두고 있는지 재정투입의 효율성 측면에서 어떻게 평가할 수 있는지 사업평가방법론을 적용하여 보다 객관적 방식으로 접근·평가하고자 한다.⁴⁾ 이를 위해 서베이를 통해 자료를 직접 수집하고 이를 분석한 실증결과를 제시하고자 한다.

복지제도로부터 발생하는 긍정적 효과 또한 존재하지만, 최근 많은 선진국들에서 누적된 부작용의 급증으로 인해 제도개혁이 점진적(parametric reform)으로 이루어지고 있다. 대표적 개혁으로서 미국의 AFDC(aid to families with dependent children) 프로그램⁵⁾에서 TANF(temporary assistance to needy families) 프로그램으로의 이전을 들 수 있으며, 많은 국가들에서 EITC(earned income tax credit) 제도를 도입하는 방향으로 복지제도의 비중 또한 서서히 조정되고 있다.⁶⁾ 미국의 공

3) 대부분의 자활사업의 성과평가에 관한 연구들은 사업평가(program evaluation)적 방법론에서 출발하고 있지 않고 자활사업 참여자에 대한 면접을 통한 사례분석을 통해 시사점을 유도하고 있다. 대부분 자활사업이 기대만큼의 역할을 하지 못한다고 지적하면서 신동면(2003)은 현행 자활사업이 비숙련노동력을 양산하여 수급탈출율을 높이지 못한다고 지적하였고, 구인회(2005)는 자활사업의 통합급여체계가 자활사업참여자의 근로의욕을 저하시킬 가능성이 높다고 지적하였다. 또한 자활로 인한 급여자격의 박탈가능성이 높아질수록 탈수급을 기피하는 현상이 강화되므로 근로능력자에 대한 자활의 유인효과가 미미하다고 지적한다.

4) 최적 공적부조제도의 설계를 위해 Saez(2002)의 연구를 참조할 수 있다. 반드시 EITC의 형태만이 최선이 아닐수 있으며 최적제도는 고용탄력성 및 근로시간탄력성에도 의존함을 보이고 있다.

5) TANF 프로그램에 대해서 Chun(2011)을 참조.

6) EITC의 효과 및 AFDC 프로그램과의 비교에 관한 연구로서 Eissa(1998), Saez(2002), Meyer(2002), Meyer and Rosenbaum(2001), Neumark(2000), Hotz, Mullin and Scholz(2001), Eissa and Liebman(1996), Fraker, Moffitt and Wolf(1985), Hoynes(1996) 등은 주로 미국의 사례에 관한 것이다. Oers, De Mooij, Graafland and Boone(2000)의 연구는 네덜란드의 사례를 보여준다. 연구들의 공통된 결과로 큰 폭의 노동시장참여를 보여주고 있으며 주로 여성가구주의 노동시장참여가 급증하였음이 두드러진 것으로 나타났다. 그러나, 노동시간 자체에서는 큰 변화가 없음을 보고하고 있다. Chun(2011)은

적부조제도의 개선책에 대한 평가는 아직 장기균형에 대한 논의를 하기에는 이른 시점으로 보고 있어 제한적이다. 예외적으로 Chun (2011)의 연구에서는 중복세대 모형에다가 미국의 다양한 사회보험 및 보장제도를 포함하여 분석한 결과 큰 폭의 근로유인을 보여주고 있으며 미미한 규모의 소득상승을 시산해주고 있다. 그 외 EITC 도입 및 확대에 관한 상당히 많은 양의 연구 또한 존재하는바, 주로 노동시장 참여의 증가를 미혼모 가구 중심으로 보여주고 있으나, 노동시간의 증대는 본 제도의 소득효과로 인해 미미한 것으로 보고되고 있다.

이러한 연구들에서는 점진적이거나 명확히 구분되는 방식으로 제도가 변천할 경우 이러한 변이를 이용한 제도의 효과를 식별하는 구조를 취하고 있다. 그러나 우리나라의 복지제도는 국민기초생활보장제도라는 매우 포괄적이고 근로유인효과가 미약한 시혜적 제도의 틀하에서 자활사업이란 세부사업을 통해 근로의욕 저하효과를 제고하는 방식으로 문제를 완화하는 특수한 구조로 제도가 설계되어 있어서 자활사업 그 자체의 효과를 식별하기 보다는 “국민기초생활보장제도의 큰 틀하에서 자활사업의 효과”를 포괄적으로 파악할 수밖에 없는 상황이다.⁷⁾ 본 연구에서는 서베이를 통해 자료를 직접 구축한후 준실험적 접근으로 자활사업의 탈빈곤효과를 파악하고자 한다. 자활사업의 목표로서 기초보장제도가 보장하는 최저생계비 지원의 혜택을 넘어서는 경제적 기회를 획득하여 스스로 빈곤으로부터 벗어나는 것을 들 수 있으므로 이러한 의미로서 “탈빈곤효과”를 정의하고⁸⁾ 이에 대해 분석의 초점을 두기로 한다.

주요 결과로서, (i) 탈빈곤효과가 사실상 거의 존재하지 않았고, 오히려 현 시점에서 자립기회를 대체하며, (ii) 다른 한편으로, 미래의 취업/자립확률을 감소시키는 효과를 시현하고 있어 시급히 제도 효과성을 제고시키는 방향으로 개선하는 것이 필요함을 강한 통계적 유의성에 기초하여 보여준다. (iii) 특히, 대부분의 자립 확률감소가 기초보장제도의 혜택과 관련하여 발생함을 감안할 때, 자활사업자체에

최근 미국의 TANF 프로그램의 도입에 따른 효과를 시산하고 있다.

- 7) 우리나라의 경우 EITC가 근로장려세제의 형식으로 도입되었으나, 국민기초생활보장제도의 큰 틀에서는 변화가 없다는 점에서 주요 선진국들에서의 변화 및 개혁과는 대비된다.
- 8) 익명의 심사자가 지적하였듯이 자활의 개념이 경제적 자립에만 국한된다고 보는데 주의해야 하며, 취업 그 자체가 자립이 된다고 볼수 어려운 경우도 있다. 그러나 자활사업이 국민기초생활보장제도의 혜택을 넘어서는 경제적 기회를 취득하는 경우, 탈빈곤으로 보는데 큰 무리가 없다고 판단된다.

대한 개편이 이루어지더라도, 현행 기초생활보장제도가 그대로 유지된다면 그 효과를 기대하기 어려움을 암시한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 자활사업의 성과측정을 위한 통계량을 구축하고, 제Ⅲ장에서는 이에 의거한 자료수집, 포본구축, 계량모형의 도입 및 분석결과를 제시한다. 제Ⅳ장은 결론 및 시사점을 유도한다.

Ⅱ. 모 형

1. 성과모형

재정지출사업의 효과를 다음과 같이 준실험적(quasi-experimental) 방식으로 접근하기로 한다.

$$I_{it} = I_{it}^* + P_{it} D_i \quad (1)$$

여기서 I_{it} 는 그룹 i 의 시점 t 에서 재정지출사업의 결과(outcome)를 지칭하며, I_{it}^* 는 만약에 본 사업이 실시되지 않았을 경우의 가상적 결과(counter-factual outcome)를, P_{it} 는 사업의 효과(program effect)를, 그리고 D_i 는 사업이 실시된 경우 1 그리고 그렇지 않은 경우 0을 지칭하는 지수변수(index)이다.

이때 사업이 실시된 그룹의 효과는 다음과 같이 표시될 수 있다:

$$\begin{aligned} & E(I_{it} | D_i = 1) - E(I_{it} | D_i = 0) \\ & \equiv E(I_{it}^* | D_i = 1) + E(P_{it} | D_i = 1) - E(I_{it}^* | D_i = 0) \\ & = E(P_{it} | D_i = 1) + \{E(I_{it}^* | D_i = 1) - E(I_{it}^* | D_i = 0)\}. \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)의 마지막 항인 $E(I_{it}^* | D_i = 1) - E(I_{it}^* | D_i = 0)$ 로 인하여 정확한 프로그램 효과, $E(P_{it} | D_i = 1)$ 을 정확히 분리해내기 어렵다. 여기서 만약에 표본 특성 X 를 완전하게 통제함으로써 그룹간 동일한 성격이 유지될 경우 그 결과 또한 동일할 것이라고 적절히 가정한다면 다음이 성립한다:

$$E(I_{it}^* | D_i = 1, X) = E(I_{it}^* | D_i = 0, X). \quad (3)$$

즉, 이 경우 식 (2)는 곧

$$E(I_{it}^* | D_i = 1, X) - E(I_{it}^* | D_i = 0, X) = E(P_{it} | D_i = 1, X) \quad (4)$$

으로 단순화되어 사업의 순효과를 추정할 수 있다. 단, 여기에 수반된 가정으로서 프로그램 수혜그룹 결정이 순전히 변수 X 에 대해서만 기초하여 이루어졌음을 의미한다.⁹⁾ 이는 곧 관측가능한 X 변수에서 차이가 있더라도 이를 충분히 통제할 경우 사업효과의 식별이 가능함을 의미하는 조건이다.

본 연구에서는 자료의 접근가능성을 고려하여 식 (3)에 의한 재정사업의 효과 식별을 하고자 한다. 반면, DID (difference-in-differences)를 이용한 연구가 되려면 자활사업참여자의 제도참여 이전 정보가 완비되어 있어야 하나, 그러한 연구를 가능케 하는 시계열/패널 자료의 축적이 되어 있지 못하다. 따라서 효과집단의 관측 불가능한 특성을 가능한한 유사한 준거집단을 활용하여 최대한 통제하고자 한다. 이러한 취지에서 만약에 존재할 수도 있는 관측불가능한 요인문제를 보완하기 위해 다양한 준거집단의 정보를 활용하여 분석하기로 한다. 이러한 노력에도 불구하고 최근 사업평가방법론에서 가장 이상적 실험으로 간주하는 무작위적 실험 (randomized experiment)적 접근에 미치지 못하는 방법론상 한계를 분명히 밝혀두고자 한다.

9) 그러나 만약에 관측가능한 특성 X 뿐만 아니라 보이지 않는 특성(fixed effect)으로 인하여 결정되었다면 일반적인 비교분석에서 문제가 제기될 수 있다. 예를 들어, 변수 X 로 통제할 수 없는 성향 때문에(예: 자구노력 미비) 프로그램 수혜그룹으로 선정되고 이 경우 자활프로그램의 존재에도 불구하고 다른 그룹에 비해 낮은 탈출확률이 나타날 수 있는데 본 효과는 사업 본연의 효과와 구분되어야할 사항이다. 이러한 문제를 극복하고자 다음과 같이 일차차분을 하게 되면 상당히 많은 문제를 해결할 가능성이 있다. 즉, $E(I_{it}^* - I_{it-1}^* | D_i = 1, X) = E(I_{it}^* - I_{it-1}^* | D_i = 0, X)$ 임을 받아들일 경우 이를 식 (2)에 대입하면 DID (difference-in-differences) 추정치를 얻을 수 있다: $E[(I_{it} - I_{it}^*) - (I_{it-1} - I_{it-1}^*) | D_i = 1] = E(P_{it} | D_i = 1)$.

2. 성과지표의 구축

자활사업참여자에 대해 “자활행위가 실제로 발생하였을 확률” 또는 보다 일반적인 개념으로서 “자발적 빈곤탈출”을 기본 성과지표로 한다.

일반적으로 저소득층에 대한 정부재정지출 사업은 빈곤탈출을 목표로 하지만, 이러한 목표는 개인의 자구노력뿐만 아니라 정부지원으로도 충족될 수 있으므로, 양자 중에서 “자발적” 빈곤탈출에 국한하여 성과지표를 구축하는 것이 타당하다. 예를 들어 자활사업에 참여한 결과 그 자체를 보자면 자활에 어느 정도 성공한 것으로 볼 수도 있는데 이는 정부지원에 의한 것이므로 이를 제외하는 것이 타당하다.

여기서 “자발적” 빈곤탈출의 개념을 여러 가지 방식으로 접근할 수 있는데, 가장 이상적인 성과지표로서, 근로소득/비공적이전소득을 기준(예: 빈곤선)으로 할 수 있고, 일정기간 이상 근로를 하는 노동시장참여(예: 취업발생 또는 연속으로 몇 개월 이상 취업 및 근로)를 기준으로 할 수도 있다. 그러나 대개의 경우 근로, 비근로, 이전 및 사회보장급여 소득 등의 개별 소득 종류별로 정확한 소득자료를 얻기 어렵고, 동시에 자활근로자에 대한 장기에 걸친 자료를 확보하지 못하고 있으므로 자활행위 발생여부를 “취업, 창업 및 자활공동체참여에 해당하는지 또는 그렇지 않은지”를 기준으로 측정하고자 한다.

평가를 위한 개념정립에 있어서, 자구노력에 의한 자발적 빈곤탈출확률의 절대적 수준에 대한 논의보다 비교가능 집단과의 격차를 중심으로 논의하는 것이 보다 가치 중립적 평가가 될 수 있다. 즉, 기존 문헌에서와 같이 자발적 빈곤탈출확률의 절대적 수준이 어떠한가에 대한 논의에 초점을 둘 경우 자칫 주관적 판단이 개입될 수 있으므로, 준거가 될 수 있는 집단의 빈곤탈출 수준에 근접하고 있는지 계량적으로 검정하는 것이 중요하다.

또 하나의 분석의 기준으로서 가급적 많은 준거집단과 비교함으로써 비교의 정확성을 제고할 수 있다. 구체적으로 자활사업대상자를 효과집단(treatment group)으로, 자활사업에 참여하지 않는 일반수급자와 차상위계층을 두 개의 상이한 통제집단/준거집단(control group)으로 두고 집단간 빈곤탈출확률을 비교함으로써 보다 객관적으로 성과를 계측할 수 있다.

한편, 자활사업참여자 중에서도 이질적 특성을 가진 그룹이 있다면 이들을 자활사업으로부터 기초보장제도의 근로효과를 분리해낼 수 있는 특수한 형태의 준거집

단으로 이용할 수 있다. 즉, 자활사업에 참여한 자는 대부분 기초보장수급자이나 차상위계층 또한 무시할 수 없는 규모로 존재한다. 만약에 이들 차상위 자활사업참여자의 자립행태가 기초보장수급자의 자립행태에 비해 훨씬 더 적극적이었다면 이는 곧 기초보장제도의 근로유인효과가 미약함을 보여주는 증거로 활용할 수 있다. 이로써 자활사업이 기초보장수급자 위주로 집중된 데에 따라 자활사업과 기초보장제도의 두 제도가 중첩되어 개별 제도의 효과를 분리해 내기 어려운 점을 상당 부분 해결할 수 있는 장점이 있다.

1) 성과측정을 위한 기본 통계량 구축

본 연구에서는 성과지표 측정을 위한 기본통계량으로서 개별 시점에서 집계된 자활사업참여자 중에서 자구노력에 의한 자활사업탈출(조건부) 확률을 이용하기로 한다.

본 확률을 자활사업참여자(효과분석집단, treatment group)에게 적용하면 다음과 같고

$$\text{기초통계량 1} = \frac{\text{자발적 빈곤탈출자수}_t}{\text{자활사업참여자수}_t}, \quad (5-1)$$

여기서 t 는 표본기간의 각년도에 해당하고, 분자인 빈곤탈출자수는 과거 자활사업참여를 조건으로 하되 자발적으로 자활사업으로부터 탈출한 개인수(취업, 창업 및 자활공동체 참여를 통해 빈곤탈출한 자)이고, 빈곤탈출자수 및 자활사업참여자수는 각 년도별로 집계한다.

이를 준거가 되는 집단(준거집단 1, control group 1)에도 적용할 수 있다. 즉, 자활사업에 참여하고 있지 않는 일반기초생활수급자의 경우에도

$$\text{기초통계량 2} = \frac{\text{자발적 빈곤탈출자수}_t}{\text{자활미참여} \cap \text{기초생활일반수급자수}_t} \quad (5-2)$$

를 구축할 수 있고, 여기서 빈곤탈출자수는 기존에 자활사업에 참여하지 않는 기초생활일반수급자였음을 조건으로 하되 취업, 창업 및 자활공동체 참여를 통해 빈곤

탈출한 자를 지칭한다.

또 하나의 추가적 준거집단(준거집단 2, control group 2)으로서 자립하고 있지 못한 차상위계층자 중에서 자립에 성공한 자를 계측하는 통계량

$$\text{기초통계량 3} = \frac{\text{자발적 빈곤탈출자수}_t}{\text{비자립} \cap \text{차상위계층자수}_t} \quad (5-3)$$

를 구축할 수 있고, 여기서 빈곤탈출자수는 기존에 자활사업에 참여하지 않는 차상위생활자였음을 조건으로 하위 취업, 창업 및 자활공동체 참여를 통해 빈곤탈출한 자를 지칭한다.

표본수가 허락한다면, 자활사업참여자 중에서 준거집단을 구축할 수도 있는데, 이는 자활사업참여자 중 일부가 차상위계층자로서 이들에게는 기초보장급여가 지급되지 않으므로 이들의 자활사업을 통한 자립행위가 충분히 준거로 삼을 만한 의미를 지닐 수 있다.

2) 보다 엄밀한 통계량

이와 같이 직관적으로 집단별로 구축한 빈곤탈출확률을 연도별로 직접적으로 비교함으로써 기본적인 효과분석을 할 수 있다. 만약에 참여자 개인에 대해 연도별 추적이 가능할 경우, 본 통계량의 연도별 추이를 살펴봄으로써 또 하나의 비교분석을 실시할 수 있다. 본 연구에서는 2002-2005년까지의 시계열적 관측이 가능하므로 이를 이용한 생존분석(survival analysis)을 실시하고자 한다.

또한, 탈빈곤을 분석과 함께 자활사업의 투자사업으로서 수반되는 비용에 대한 연구도 필요하다. 즉, 자활사업에 의한 “탈빈곤효과”에 앞서 “사전”(ex ante)적으로 자활사업의 실시로 인해 기타 취업/자립기회를 포기하고 자활사업에만 참여할 가능성 또한 존재함을 고려해야 한다. 만약에 이러한 “근로대체효과”가 크다면 이에 따라 사업의 탈빈곤효과가 매우 커야만이 자활사업의 정당성이 확보될 수 있기 때문이다.

Ⅲ. 자료 및 기초 통계

1. 서베이 자료

본 연구의 분석을 위해 표본자료를 직접 저자들이 구축하였다. 자료의 구축방법으로서 가급적 모집단을 잘 반영할 수 있는 구조로 표본을 추출하여야 하는바, 표본설계를 위해 자활정보센터(2003, 2004, 2005a, 2005b, 2005c, 2006)의 일련의 자료들을 이용하였고, 보건복지부(2006), 노대명 외(2005), 한국자활후견기관협회(2004)의 실무자료 등을 참조하였다. 구체적인 변수명 및 변수 설명은 논문의 부록〈부표 1〉에 있으며 이를 얻기 위해 사용한 표본설계 서베이 질문들을〈부록 그림 1〉에 의해 정리하였다.

1) 표본 설계

가장 이상적인 방법으로서 분석자료의 대표성을 확보하고자 지역별 가구수에 비례적으로 기초보장제도 수혜자 및 차상위계층 가구(예: 1만 가구)의 표본을 확률적으로 무작위로 추출하는 것이다.

본 기준을 지역별로 최대한 엄격히 적용하되 개별 관할지역(예: 동사무소)을 기준으로 함으로써 자료 징수율을 높이며, 만약에 발생할 수 있는 표본선택편의(sample selection bias) 문제를 회피하고자 선정된 관할사무소의 전수 표본을 추출하도록 한다. 구체적으로 전국 4,258개 동사무소 중 인구비례를 반영하여 909가구를 선정하고 이들을 대상으로〈부표 1〉의 변수를 질문하는 설문지를 배포한다(〈부록 그림 1〉참고). 설문지는 2002년말 기준 자활근로 대상자, 2003년 신규 추가된 자활근로 대상자, 2004년 신규 추가된 자활근로 대상자에 대한 변수를 수집하도록 고안하였다. 이를 배포한 후, 2006년 6월 19일까지 회수한 결과 612개¹⁰⁾ 11) 읍·면·동사무소로부터 응답결과를 획득하였다.

2) 표본의 구조

전체 자료에 포함된 관측치 수는 10,183명으로 2002년 5,426명, 2003년 2,218

10) 시·군·구 단위로 취합하여 응답서를 작성한 경우를 고려하면 응답기관은 다소 증가.

11) 전달과정의 오류로 경상북도 지역 동사무소는 2개소만 포함되는 문제 발생.

명, 2004년 2,539명이다. 2004년 이전 자료의 경우 다수 동사무소에서 기록을 보관하고 있지 않아 2004년 자료를 소급하여 작성한 사례가 많으며, 전출자에 대한 기록도 상당수 누락되어 있다. 특히, 소득 자료의 경우 기입방식의 오류나 근거자료의 부재 등으로 인하여 각 기관마다 기초수급액의 계산 방식이나 소득인정액 추정 방식이 상이한 문제가 있으며 이를 최소화하기 위하여 각 관측치마다 사용가능한 경우와 그렇지 않은 경우에 대한 식별 아이디어를 부여하여 분석시 활용하였다.

2. 추가 자료

준거집단에 대한 정보를 획득하기 위하여 보건복지부에 의해 발주된 “저소득층 자활사업 실태조사”패널을 한국보건사회연구원으로부터 제공받아 사용한다. “저소득층 자활사업 실태조사”패널을 활용하는데 구체적으로 자활근로사업 현황과약 설문조사를 통해 획득한 자료와 동일한 형태로 데이터를 구축한다.

통합된 자료를 사용하기 위해 초기년도의 가구 및 개인 ID를 이용하여 매년도 추적하여 “통합(match merging)”을 함으로써 수급자 및 비수급자의 경제활동을 관측한다.

3. 자료의 기본 특성

1) 인구특성

〈표 1〉에서 보듯이 40-60 연령대가 주로 자활사업에 참여하며, 여성의 경우 남성보다 2배 이상 높으며, 차상위계층 또한 23% 정도 참여하고 있으며, 2-3인 가구가 일반적이며 가구주가 주로 참여하고 있으며, 건강 상태면에서 대다수가 큰 문제가 없고 (81%), 장애가 있는 경우도 많지 않아 (11%), 자활사업에 대해 주로 근로인센티브 문제로 접근하는 것이 적절함을 암시한다.

그러나, 프로그램 유형에 있어서 〈표 2〉과 〈표 3〉에서 보듯이 “근로유지형” 참가자가 61%에 육박함으로써 나머지 “시장진입형” 및 “사회적 일자리형” 보다 초과하고 있다. 따라서 프로그램의 설계면에서 개선할 여지가 존재함을 간접적으로 시사하고 있다.

〈표 1〉 기초통계량 1: 자활사업참여자 전체 및 연도별

		전체		2002		2003		2004	
		인원	비중	인원	비중	인원	비중	인원	비중
연령	19세 이하	81	0.80	31	0.57	18	0.81	32	1.26
	20~29세 이하	409	4.02	185	3.41	101	4.55	123	4.84
	30~39세 이하	1,375	13.50	598	11.02	329	14.83	448	17.64
	40~49세 이하	2,958	29.05	1,498	27.61	661	29.80	799	31.47
	50~59세 이하	2,885	28.33	1,673	30.83	604	27.23	608	23.95
	60~69세 이하	1,881	18.47	1,058	19.50	410	18.49	413	16.27
	70세 초과	538	5.28	380	7.00	94	4.24	64	2.52
성별	무응답	56	0.55	3	0.06	1	0.05	52	2.05
	남	3,042	29.87	1,645	30.32	656	29.58	741	29.18
	여	7,122	69.94	3,773	69.54	1,557	70.20	1,792	70.58
	무응답	19	0.19	8	0.15	5	0.23	6	0.24
수급유형	일반	1,347	13.23	771	14.21	289	13.03	287	11.30
	조건부	5,680	55.78	3,077	56.71	1,260	56.81	1,343	52.89
	특례	789	7.75	413	7.61	179	8.07	197	7.76
	차상위	2,340	22.98	1,148	21.16	482	21.73	710	27.96
	무응답	27	0.27	17	0.31	8	0.36	2	0.08
가구주 여부	가구주	6,555	64.37	3,618	66.68	1,126	50.77	1,811	71.33
	가구주의 배우자	2,372	23.29	1,394	25.69	429	19.34	549	21.62
	가구주의 자녀	494	4.85	267	4.92	96	4.33	131	5.16
	기타	193	1.90	123	2.27	27	1.22	43	1.69
	무응답	569	5.59	24	0.44	540	24.35	5	0.20
본인제외 가구원수	0	2,611	25.64	1,408	25.95	557	25.11	646	25.44
	1	2,706	26.57	1,465	27.00	609	27.46	632	24.89
	2	2,388	23.45	1,235	22.76	530	23.90	623	24.54
	3	1,615	15.86	838	15.44	339	15.28	438	17.25
	4	590	5.79	322	5.93	123	5.55	145	5.71
	5	130	1.28	72	1.33	30	1.35	28	1.10
	6	29	0.28	18	0.33	5	0.23	6	0.24
	7	15	0.15	9	0.17	2	0.09	4	0.16
	10	1	0.01		0.00	1	0.05		0.00
	12	1	0.01		0.00		0.00	1	0.04
	무응답	97	0.95	59	1.09	22	0.99	16	0.63
건강상태	괜찮음	8,237	80.89	4,362	80.39	1,783	80.39	2,092	82.39
	좋지 않음	1,862	18.29	1,021	18.82	408	18.39	433	17.05
	무응답	84	0.82	43	0.79	27	1.22	14	0.55
신체장애 여부	장애있음	1,093	10.73	568	10.47	241	10.87	284	11.19
	장애없음	9,000	88.38	4,810	88.65	1,952	88.01	2,238	88.14
	무응답	90	0.88	48	0.88	25	1.13	17	0.67
프로그램 유형	근로유지형	6,212	61.00	3,630	66.90	1,321	59.56	1,261	49.67
	시장진입형	1,005	9.87	466	8.59	256	11.54	283	11.15
	사회적일자리형	2,282	22.41	963	17.75	473	21.33	846	33.32
	해당없음	604	5.93	325	5.99	145	6.54	134	5.28
	무응답	80	0.79	42	0.77	23	1.04	15	0.59

〈표 2〉 기초통계량 2: 자활사업 프로그램별

		근로유지형		시장진입형		사회적일자리형		해당없음	
		인원	비중	인원	비중	인원	비중	인원	비중
연령	19세 이하	19	0.31	7	0.70	22	0.96	33	5.46
	20-29세 이하	93	1.50	38	3.78	150	6.57	125	20.70
	30-39세 이하	530	8.53	218	21.69	507	22.22	104	17.22
	40-49세 이하	1,461	23.52	444	44.18	862	37.77	164	27.15
	50-59세 이하	1,981	31.89	241	23.98	534	23.40	113	18.71
	60-69세 이하	1,563	25.16	56	5.57	186	8.15	62	10.26
	70세 초과	516	8.31	0	0.00	18	0.79	3	0.50
	무응답	49	0.79	1	0.10	3	0.13	0	0.00
성별	남	1,964	31.62	311	30.95	524	22.96	230	38.08
	여	4,238	68.22	691	68.76	1,755	76.91	373	61.75
	무응답	10	0.16	3	0.30	3	0.13	1	0.17
수급유형	일반	1,027	16.53	66	6.57	129	5.65	117	19.37
	조건부	3,074	49.48	652	64.88	1,477	64.72	422	69.87
	특례	371	5.97	150	14.93	250	10.96	17	2.81
	차상위	1,729	27.83	135	13.43	425	18.62	44	7.28
	무응답	11	0.18	2	0.20	1	0.04	4	0.66
가구주 여부	가구주	4,093	65.89	650	64.68	1,431	62.71	341	56.46
	가구주의 배우자	1,439	23.16	244	24.28	588	25.77	90	14.90
	가구주의 자녀	174	2.80	41	4.08	134	5.87	143	23.68
	기타	137	2.21	9	0.90	29	1.27	17	2.81
	무응답	369	5.94	61	6.07	100	4.38	13	2.15
본인제외 가구원수	0	1,883	30.31	155	15.42	403	17.66	149	24.67
	1	1,822	29.33	222	22.09	512	22.44	137	22.68
	2	1,249	20.11	301	29.95	673	29.49	149	24.67
	3	797	12.83	213	21.19	484	21.21	107	17.72
	4	295	4.75	84	8.36	163	7.14	45	7.45
	5	68	1.09	18	1.79	34	1.49	9	1.49
	6	17	0.27	5	0.50	5	0.22	2	0.33
	7	10	0.16	2	0.20	2	0.09	1	0.17
	10	1	0.02		0.00		0.00		0.00
	12	1	0.02		0.00		0.00		0.00
	무응답	69	1.11	5	0.50	6	0.26	5	0.83
건강상태	괜찮음	4,901	78.90	887	88.26	1,999	87.60	428	70.86
	좋지 않음	1,287	20.72	114	11.34	279	12.23	165	27.32
	무응답	24	0.39	4	0.40	4	0.18	11	1.82
신체장애 여부	장애있음	774	12.46	68	6.77	189	8.28	52	8.61
	장애없음	5,406	87.03	935	93.03	2,085	91.37	545	90.23
	무응답	32	0.52	2	0.20	8	0.35	7	1.16

주: 전체응답자수는 10,183명이나 프로그램유형에 무응답인 80명을 제외한 10,103명을 대상으로 분석.

〈표 3〉 소득인정액 분포: 전체, 연도별, 프로그램별

	전체	2002	2003	2004	근로 유지형	시장 진입형	사회적 일자리형	해당없음
40만원 이하	18.10	18.95	17.83	16.55	24.26	6.30	6.45	22.55
40~60만원 이하	27.95	30.47	27.63	22.99	31.31	21.21	23.97	21.09
60~80만원 이하	25.29	24.23	26.18	26.75	22.48	32.73	30.12	21.71
80~100만원 이하	16.25	16.21	15.19	17.22	13.31	20.36	21.43	18.16
100~150만원 이하	11.59	9.51	12.67	14.97	8.04	18.42	16.66	15.66
150만원 초과	0.83	0.62	0.50	1.53	0.59	0.97	1.37	0.84
전 체	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

주: 소득자료의 사용이 가능한 8223명을 대상으로 함.

〈표 4〉 기초수급액 분포: 전체, 연도별, 프로그램별

	전체	2002	2003	2004	근로 유지형	시장 진입형	사회적 일자리형	해당없음
40만원 이하	46.81	48.79	43.83	44.97	48.75	54.75	44.36	26.85
40~60만원 이하	16.55	17.03	15.61	16.29	16.65	12.99	17.68	17.23
60~80만원 이하	23.80	22.98	25.44	24.17	23.02	21.37	23.29	36.02
80~100만원 이하	9.34	8.19	10.24	11.19	8.84	7.54	10.41	12.53
100~150만원 이하	3.50	3.00	4.88	3.38	2.74	3.35	4.25	7.38
전 체	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

주: 차상위가 아니면서 소득자료 사용이 가능한 6,509명을 대상으로 함.

2) 프로그램 유형별

〈표 1〉에서 보듯이, 조건부 수급자가 일반/특례수급자보다 많으며 (55.8% vs. 13.25% 및 7.8%), 차상위계층 또한 자활사업에 참여하나(23.0%), 주로 근로유지형에서 많이 나타나고 있다. 근로유지형의 경우 건강 및 신체장애여부에 있어서 시장진입형 및 사회적 일자리에 비해 다소 열악하지만 여전히 큰 문제가 될 정도로 나타나고 있지 않다.

3) 소득인정액 및 기초수급액 분포

〈표 3〉로부터 알수 있듯이, 주로 40~80만원대의 소득인정액이 비교적 고루 나타나고 있는 반면, 기초수급액의 분포는 〈표 4〉에서 나타나듯이 40만원이하 (50% 약간 밑도는 수준) 및 60~80만원대(23%대) 이하에서 많이 나타나고 있다. 기초 통계

량만에 의해 확정적으로 단언할 수 없으나, 국민기초보장제도에 의한 소득지원으로 인하여 (근로) 소득분포 하향변화가 있음을 암시한다고 볼 수도 있다. 추후 보다 엄밀한 계량분석을 통해 이를 확인하고자 한다.

4. 기본 탈출확률 분석

1) 기본 통계량 구축

자활사업의 취업/자립률 제고 효과를 추정하는데 있어서 궁극적으로 본 사업이 의도한 효과가 있는지를 검정하는데, 본 연구에서는 제Ⅱ장 2절에서 도입한 기초통계량의 개념 $\frac{\text{자활성공자수}_t}{\text{자활가능한자수}_t}$ 를 이용하여 자활프로그램의 효과를 일차적으로 파악하기로 한다.

아래와 같은 몇 가지 분석 작업을 통해 기본적인 자활탈출확률을 구할 수 있다. 첫째, 일반수급자이며 자활사업참여자(그룹1)로 두고 이들의 연도별 자활탈출확률을 구한다. 단, 여기서 초기 기준시점에서는 반드시 자활사업참여를 조건으로 한다. 둘째, 차상위계층자(기초보장급여=0)이며 자활사업참여자를 하나의 통제집단으로 두고 이들의 연도별 자활탈출확률을 위와 동일한 방식으로 구한다. 이들로부터 기초보장제도를 통한 자활사업의 효과에 대한 정보를 제공한다. 셋째, 보건복지부의 저소득층 자활패널을 이용하여 통제그룹/준거그룹인 “일반수급자이며 자활사업비참여자”에 대한 동일한 정보를 구축한 후 이들을 또 하나의 통제집단으로 두고 이들의 연도별 자활탈출확률을 위와 동일한 방식으로 구한다. 이들로부터 기초보장제도를 통한 자활사업의 효과에 대하여 보다 구체적 정보를 제공한다. 넷째, 보건복지부의 저소득층 자활패널을 이용하여 제2의 통제그룹/준거그룹인 “차상위계층자(기초보장급여=0)이며 자활사업비참여자”를 상징하고 이들의 연도별 자활탈출확률을 위와 동일한 방식으로 구한다.¹²⁾

이들로부터 앞서 두 번째 시도에서 살펴본 기초보장제도를 통한 자활사업의 효과

12) 익명의 심사자가 제기한 바처럼 준거그룹의 평균적 특성이 실험그룹과 많은 차이가 존재할 경우 기본적 실험적 연구의 틀에서 벗어나게 되는 문제가 존재한다. 실제로 지면관계상 그 차이를 보고하지 않았지만, 차상위계층자들의 소득 및 자산 등의 측면에서 약간의 차이가 발견됨을 확인하였다. 그럼에도 적절한 관측변수의 통제를 통해 식별을 시도할 수 있음을 조건식 (3)과 (4)가 보여주고 있다.

과악에 추가하여 기초보장제도의 효과와 자활사업의 효과를 분리해 낼 수 있다는 측면에서 또 다른 차원에서 정보를 제공할 수 있다.

2) 자활사업이 빈곤탈출확률에 미치는 효과 분석결과

수급자 vs. 차상위계층에 대한 가장 명확한 구분이 가능한 2004-2005년도 서베이 결과에 따르면, 일반수급자이며 자활사업참여자의 경우 약 7.9% 정도의 자활사업탈출확률을 보이는 반면, 차상위계층이며 자활사업참여자의 경우 15% 정도로서 큰 격차를 시현하고 있다.

기초생활보장제도 하에서 획득된 근로소득(earned income)에 대한 실효 한계세율(effective marginal tax rate)이 80% 이상임을 감안할 때 충분히 납득할 만한 결과로 판단된다. 이는 기초보장제도가 근로의욕 및 탈빈곤노력을 저하시키고 있음을 간접적으로 보여주는 결과라 판단된다.

한편, 2002-2004년도 서베이 결과에 따르면, 일반수급자이며 자활사업참여자의 경우 약 4.3%와 3.5% 정도의 자활사업탈출확률을 보이는 반면, 일반수급자이며 자활사업미참여자의 경우 각각 7.3%와 3.9%의 오히려 높은 값을 보이고 있다. 표본오차(sampling error)에도 불구하고 자료의 평균에서 해석하자면, 자활사업이 매우 왜곡된 방식으로 운영되고 있음을 암시하는 결과라 판단된다. 본 결과를 기초보장제도하에서 자활사업 그 자체의 효과가 사실상 존재하지 않음을 입증하는 결과로 해석할 수 있다.

〈표 5〉 탈출확률

자활참여년도	탈출년도	일반수급 자활참여	차상위 자활참여	일반수급 자활불참	차상위 자활불참
2002년 자활사업참여자		4,261	1,148	234	9
	2003년 탈출	4.29	4.44	7.26	
	2004년 탈출	3.52	1.92	3.85	
	2005년 탈출	2.04	1.57		
2003년 자활사업참여자		1,728	482		
	2004년 탈출	7.75	7.88		
	2005년 탈출	4.34	1.87		
2004년 자활사업참여자		1,827	710		
	2005년 탈출	7.88	15.07		

이전 연도의 경우 여전히 일반수급자이며 자활사업참여자의 자활사업탈출확률이 차상위계층의 경우보다 높게 나타나기도 하지만, 통계적 유의성이 다소 낮은 듯하다.

이상의 분석들과 더불어 보다 구조적 모형에 의거하여 자활사업탈출확률을 명시적으로 추정하기로 한다. 가장 적합한 방식으로 취업/자립확률을 고려하는 모형으로서 생존분석을 실시하되, 기본 회귀분석 및 로짓분석을 한다.

IV. 주요 분석결과

앞서 이용한 성과지표로서 기초통계량 중 하나인 탈출확률, $\frac{\text{자활성공자수}_t}{\text{자활가능한자수}_t}$, 를 개인특성 및 보다 다양한 외부적 요인들을 통제한 후 활용함으로써 자활프로그램의 효과를 다양한 각도에서 파악할 수 있다. 계량모형에 대한 소개에 앞서 추정식의 설정(specification)에 있어서 첨언할 사항으로서, 본 모형은 자활프로그램에 의해 자활사업탈출확률이 명시적으로 어떻게 변화하였는지를 검정하기 위해 고안하였다. 구체적으로 탈출확률의 결정요인을 개인의 특성, 경기변동 및 프로그램의 효과 부분으로 나누어 설정한다.

1. 계량모형의 구축

$$y_{it} = x_{it}\beta + \gamma D_{it} + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

여기서 y 는 자활성공시 1 그렇지 않으면 0을 나타내는 가변수, x 는 개인의 특성(연령, 교육수준, 성별, 소득 등), 상황(연도), 및 그룹의 고유한 특성을 통제하기 위한 통제변수의 벡터(예: 일반수급자이며 자활사업미참여자 대비 일반수급자이며 자활사업참여자의 경우 1; 그렇지 않은 경우 0의 값을 취한다), D 는 준거그룹에 대비되는 효과그룹을 나타내는 가변수로서 전기에 자활사업에 참여하였는지 여부를 묻는데, 참여시 1, 비참여시 0의 값을 갖는다. 본 항은 곧 자활사업의 탈빈곤효과를 포착해낼 수 있으며, 마지막 항은 교란항에 해당한다.

1) 생존분석

보다 정확한 분석으로서, 한 개인의 과거 시점에서의 자활시도행위의 이력까지 모두 고려한 분석이 가능할 수 있다. 즉, 상당수의 개인들은(자활근로자 포함) 구직에 실패하여 단순히 자활근로에 의존하거나 아니면 국민기초생활보장의 혜택에 의존하거나 배우자 또는 주변인들의 도움에만 의지하여 생존하는 경우가 많을 수 있다. 이러한 일반적인 삶의 경로상에서 발견되는 자립성공의 확률보다 자활사업의 참여에 의해 목격되는 삶의 경로상에서 발견되는 자립성공의 확률이 높다면 이는 곧 자활사업의 효과를 탈출확률(자립성공확률)에 의해 보여줄 수 있는 것이다. 이러한 방식으로 사업의 효과를 접근하기 위해서는 생존분석 또는 위험분석(hazard rate analysis)을 실시하는데 여기서 사용하는 모형은 다음과 같다.

먼저, 모형의 개념을 설명하자면, 분석에 직접적으로 나타나지는 않지만 가상적인 종속변수는 자활에 소요되는 기간이 된다. 즉, 처음 서베이되는 시점부터 자활에 걸리는 기간이 종속변수인데, 이를 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$Duration_i = f(x_i\beta + \gamma D_i + \epsilon_i), \quad (7)$$

여기서 개인의 특성 x 및 자활사업 참여여부 D , 그리고 관측불가능한 확률요인 ϵ_i 에 의해 자활에 소요되는 기간이 결정된다. 함수 구조 $f(\cdot)$ 에 대한 특별한 정보가 없을 경우 선형으로 근사할 수 있으므로 일종의 축약형 방정식을 추정하기로 한다.

그런데 이러한 소요기간의 분포는 매 기간에 도래한 정보를 기초로 빈곤탈출의 결정을 하게 되는 동태적 구조를 충분히 반영하지 못하므로, 이를 감안하기 위해 일반적 회귀분석의 구조와 매우 상이한 방식으로 정보를 다루게 된다. 즉, 구체적으로

$$h(Y) = g(x\beta + \gamma D; Y), \quad (8)$$

여기서 $h(Y)$ 변수는, 매우 작은 숫자 ζ 에 대해서, $Y-\zeta$ 기간 동안 빈곤탈출하지 않은자들 중에서 금번 Y 기간에 얼마나 빈곤으로부터 탈출하여 취업/자립하는가를 측정하는 탈출확률이며 함수 $g(\cdot)$ 는 편의상 감마분포를 사용하기로 한다. 예를 들

어 서베이된지 1년 동안 빈곤으로부터 탈출하지 않고 남아있는 경우, 자활사업을 받고 다음 2년째에 얼마나 빈곤으로부터 탈출하는지를 파악 가능케 하는 “위험율함수”(hazard rate function)이다. 이로부터 $t-1$ 기간까지 빈곤탈출하지 못한 개인에 대해서 t 기에서도 빈곤탈출을 하지 못하는 확률(소위 생존확률, survival rate)은 다음과 같이 표현될 수 있다:

$$\begin{aligned} P[Y \geq t | Y \geq t-1] &= \int_{t-1}^t h(u) du \\ &= \int_{t-1}^t g(x\beta + \gamma D; u) du \end{aligned} \quad (9)$$

이를 이용하면 다음과 같은 관계 또한 얻을 수 있다. 즉, $t-1$ 기간까지 빈곤탈출하지 못한 개인에 대해서 t 기에 빈곤탈출을 하는 확률은

$$\begin{aligned} 1 - P[Y \geq t | Y \geq t-1] &= 1 - \int_{t-1}^t h(u) du \\ &= 1 - \int_{t-1}^t g(x\beta + \gamma D; u) du \end{aligned} \quad (10)$$

가 됨을 알 수 있다.

이러한 관계를 이용하여 표본규모 N 에 대해 우도함수를 정의할 수 있는데 구체적으로 다음과 같은 형태를 갖게 된다:

$$L = \prod_{i=1}^N \left[\left(1 - \int_{k_i-1}^{k_i} g(x\beta + \gamma D; u) du \right)^{I_i} \cdot \prod_{t=0}^{k_i-1} \int_{t-1}^t g(x\beta + \gamma D; u) du \right], \quad (11)$$

여기서 I_i 는 서베이 종료에 따른 자료수집의 중단여부를 측정하는 소위 “censorship indicator”로서 어떤 개인 i 가 기간 k 값을 갖고 있는데 마침 기간 k 에서 서베이가 멈춤에 따라 그 이후 과연 자활에 성공하였는지 아니면 그렇지 않았는지에 대해 알 수 없는 경우(censored observation)를 지칭하고, 이때 $i=0$ 의 값을 갖게 된다. 반면에 $i=1$ 인 경우도 있는데 이것은 어떤 개인 i 가 기간 k 값을 갖고

있으며 k 시점에서 자활에 성공한 것이 확실한 경우에 해당한다. 편의상 $i = 1$ 인 경우부터 살펴보자. 이러한 개인으로부터 얻을 수 있는 정보는 “기간 $k-1$ 까지는 자립에 성공하지 않았지만 기간 k 에 정확히 자립에 성공하였다”는 것이고 이를 수식으로 표현하자면,

$$\begin{aligned}
 & (1 - P[Y \geq k | Y \geq k-1]) \cdot P[Y \geq k-1 | Y \geq k-2] \cdot \dots \cdot P[Y \geq 1 | Y \geq 0] \\
 &= \left(1 - \int_{k-1}^k h(u) du\right) \cdot \int_{k-2}^{k-1} h(u) du \cdot \dots \cdot \int_0^1 h(u) du \\
 &= \left(1 - \int_{k-1}^k g(x\beta + \gamma D; u) du\right) \cdot \int_{k-2}^{k-1} g(x\beta + \gamma D; u) du \cdot \dots \cdot \int_0^1 g(x\beta + \gamma D; u) du \\
 &= \left(1 - \int_{k_i-1}^{k_i} g(x\beta + \gamma D; u) du\right) \cdot \prod_{t=0}^{k_i-1} \int_{t-1}^t g(x\beta + \gamma D; u) du \tag{12}
 \end{aligned}$$

를 우도함수에 추가하게 된다.

그리고 $i = 1$ 인 개인의 경우 우도함수에 기여하는 것은 단지 “기간 k 까지 자활에 성공하지 않았다”는 정보로서 활용할 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned}
 & (1 - P[Y \geq k | Y \geq k-1]) \cdot P[Y \geq k-1 | Y \geq k-2] \cdot \dots \cdot P[Y \geq 1 | Y \geq 0] \\
 &= \int_{k-2}^{k-1} h(u) du \cdot \dots \cdot \int_0^1 h(u) du \\
 &= \int_{k-2}^{k-1} g(x\beta + \gamma D; u) du \cdot \dots \cdot \int_0^1 g(x\beta + \gamma D; u) du \\
 &= \prod_{t=0}^{k_i-1} \int_{t-1}^t g(x\beta + \gamma D; u) du \tag{13}
 \end{aligned}$$

를 우도함수에 추가하게 된다.

β, γ 값이 우도함수의 값을 극대화하도록 추정치의 값들을 결정하며, 모형의 교란항의 구조가 감마분포를 따르지만 모형의 표준오차는 정규분포를 따르므로 일반적인 방식으로 신뢰구간을 구축할 수 있고 이에 의거하여 가설검정을 실시한다.

한편, 단순회귀모형 또는 로짓모형과 비교할 경우 접근방식 및 구조에서 확연하

게 차이가 나는데, 여러 가지 차이점 중에서 생존분석의 종속변수는 동일한 개인에 대해서 매 시점마다 추적하여 자립여부 값에 따라 자립이 되지 않았을 경우 계속하여 탈출가능 대상으로 분류되며, 자립에 성공하였을 경우, 더 이상 사용할 정보가 없으므로 추정에서 사용하지 않게 되는 상황별 고려를 필요로 하는 분석이 된다. 그러나 단순회귀모형 또는 로짓모형은 이러한 동태적인 구조를 무시하고 정태적인 분석을 조건없이 실시하고 있어 문제가 된다. 그럼에도 자활사업에 의한 빈곤탈출(취업/자립) 확률 분석과 함께 대안적 모형으로서 선형회귀분석과 (ii) 로짓분석을 동시에 실시함으로써 분석모형의 차이에 따른 결과의 신뢰성에 대한 검정을 간접적으로 민감도 분석차원에서 실시하기로 한다.

설명변수로서 모형마다 다소 차이가 있지만, 대체적으로 자활사업참여여부, 수급유형(일반수급, 조건부수급, 특례수급), 차상위 여부, 소득인정액(로그값), 공적부조금액(로그값), 연령, 성별, 가구주여부, 가구원수, 교육년수, 건강상태, 장애여부, 연도더미가 사용되고 있는데, 개별 변수들은 연속변수 또는 더미변수로 정의한다.

모든 설명변수를 수반한 준실험적 분석에서 효과그룹과 준거그룹간의 성격차이를 통제하기 위해 단순히 자활참여여부 만을 통제하지 않고, 추가적으로 그룹간의 차이를 고려하여 그룹더미를 포함시켜 자활사업의 효과를 보다 정확히 포착하려 시도한다.

2. 탈빈곤효과

1) 자활사업의 탈빈곤효과 분석 1

먼저, 국민기초생활보장제도의 일반수급자중에서 자활사업참여자 대비 미참여자 의 표본의 분석에서는 대체적으로 자활사업의 효과가 오히려 취업/자립을 저해하는 것으로 나타나고 있다(〈표 6〉 참조). 먼저, 선형확률모형에서는 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 자활참여더미변수의 계수 추정치에 따르면 미미한 부정적 효과가 포착되나 유의성이 매우 낮아 구체적 해석은 의미없다고 판단된다. 다음으로, 로짓모형 추정에서도 유의한 결과를 얻을 수 없었고, 효과의 규모 또한 거의 차이없이 탈출확률에 소폭 부정적 영향을 미치거나 거의 의미없는 효과를 보이는

〈표 6〉 자활사업의 자립(비근로탈출) 효과추정 1: 일반수급자 중 자활참여자 vs. 비참여자에 대한 분석

	선형확률모형	로짓모형	생존분석모형
자활참여더미 ⁵⁾	-0. 0087 (0. 0089)	-0. 0910 (0. 1557)	-0. 3696*** (0. 0556)
그룹구분더미	-0. 6033*** (0. 176)	-3. 4393*** (0. 2129)	0. 4689*** (0. 0760)
연령	-0. 0025*** (0. 0003)	-0. 0361*** (0. 0044)	0. 0102*** (0. 0010)
성별	-0. 0134*** (0. 0051)	-0. 0196** (0. 0808)	0. 0456*** (0. 0170)
일반수급자 더미	0. 7685*** (0. 0296)	2. 0685*** (0. 4196)	-0. 0168 (0. 0466)
조건부수급자 더미	0. 7507*** (0. 0297)	1. 8178*** (0. 4231)	0. 0632 (0. 0639)
특례수급자 더미	0. 7775*** (0. 0321)	2. 1634*** (0. 4614)	----
가구주여부	0. 0089** (0. 0039)	0. 0556 (0. 0568)	-0. 1758 (0. 0114)
가구원수	-0. 0008 (0. 0023)	0. 0164 (0. 0342)	0. 0033 (0. 0073)
교육	0. 0022*** (0. 0006)	0. 0384*** (0. 0111)	-0. 0064*** (0. 0024)
건강상태	0. 0039 (0. 0060)	0. 0304 (0. 1029)	0. 0034 (0. 0230)
장애여부	-0. 0277*** (0. 0079)	-0. 5363*** (0. 1598)	0. 1222*** (0. 0351)
월평균 총소득	0. 0185*** (0. 0049)	0. 2768*** (0. 0728)	-0. 0426** (0. 0168)
월평균 공적부조	-0. 0085*** (0. 0021)	-0. 1287*** (0. 0342)	0. 0241*** (0. 0071)
DY02 ⁶⁾	-0. 0187** (0. 0073)	-0. 2887*** (0. 1104)	-0. 1804*** (0. 0227)
DY03 ⁶⁾	-0. 0007 (0. 0088)	-0. 0117 (0. 1299)	-0. 1251*** (0. 0254)
상수항	----	-----	1. 3951*** (0. 1071)
#OBS	12, 061	12, 061	12, 061
R ² / Likelihood ratio	0. 2139	11089. 1710	-1, 928. 9657
F	204. 81		

주: 1) 종속변수는 취업/자립률.
2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.
3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.
4) “----”는 해당변수를 제외하고 추정한 모형.
5) 1인 경우 일반수급자이면서 자활사업 참여자.
6) DY02는 2002년 표본편입, DY03은 2003년 표본편입을 나타냄. 004년도 진입표본은 다중공선성 회피를 위해 설명변수로 추가하지 않음.

것으로 분석되었다. ¹³⁾ 본 추정에서 있어서 개인-가구의 특성 및 처한 환경 그리고 경기변동상의 요인까지도 통제되었다. ¹⁴⁾

반면 가장 신뢰할 만한 모형인 생존분석에서는 매우 높은 통계적 유의성 (p-value <1%)으로 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률을 30% 이상 감소시켜주는 것으로 분석되고 있다. 모형마다 추정치의 규모가 다르기는 하지만, 적어도 추정치의 부호에 있어서는 예외 없이 다른 변수들에 비해 자활사업의 효과가 부정적으로 나타나고 있다. 동시에 보다 믿을 만한 생존분석모형에 따르면 극명하게 탈빈곤에 있어서 부정적 효과가 포착되는바, 자활사업이 취업/자립률 제고에 도움을 주었다는 가설을 채택하기 매우 어려움을 보여주는 결과라 판단된다. 이러한 결과가 도출된 배경에 대해 생각해보자면, 자활사업이 자활/자립 그 자체의 목표뿐만 아니라 여타 소득보존 등의 복지제도로서의 온정주의적 목표 또한 추구하기 때문에 발생한 것으로 볼 수 있다.

2) 자활사업의 탈빈곤효과 분석 2

그 다음, 자활사업참여자들 중에서 일반수급자 대비 차상위자 표본에 대한 분석에서도 대체적으로 자활사업의 효과가 오히려 취업/자립을 저해하는 것으로 나타나는 데, 이는 곧 기초보장제도의 상대적 편익이 높기 때문인 것으로 파악된다(〈표 7〉 참조). 이들 참여자들도 표본기간동안 자활사업에 참여하기 이전 정보도 포함하고 있으므로 자활여부의 효과분석이 가능하다.

먼저, 선형확률모형에서는 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 두번째, 로짓모형 분석에서도 유의한 결과를 얻을 수 없었고, 효과의 규모 또한 거의 차이없이 탈출확률에 소폭 부정적 영향을 미치거나 거의 의미없는 효과를 보이는 것으로 분석되었다. ¹⁵⁾

13) 로짓모형에서 추정치의 해석을 위해 다음과 같이 미분값을 이용해야한다. 즉, $\frac{\partial p_i}{\partial D_i} =$

$\beta_D \cdot p_i(1-p_i)$. 탈출확률이 낮으므로 본 값은 매우 작은 값에 지나지 않으며 또한 유의성도 매우 낮다.

14) 단, 지역의 특성을 반영하는 변수는 자료 보안상의 이유로 반영되지 못하였다.

15) 바로 이전 주석의 해석 참조.

〈표 7〉 자활사업의 자립(비근로탈출) 효과추정 II: 일반수급 자활참여자 vs. 차상위 자활참여자

	선형확률모형	로짓모형	생존분석모형
자활참여더미 ⁵⁾	-0.0085 (0.0087)	-0.1037 (0.1553)	-0.3685*** (0.0554)
그룹구분더미	0.1927*** (0.0311)	-1.0667** (0.5127)	0.0746 (0.0903)
연령	-0.0025*** (0.0003)	-0.0380*** (0.0046)	0.0104*** (0.0010)
성별	-0.0142*** (0.0050)	-0.2243*** (0.0840)	0.0480** (0.0171)
일반수급자 더미	-0.0131 (0.0145)	-0.2097 (0.2288)	0.0012 (0.0462)
조건부수급자 더미	-0.0342** (0.0137)	-0.5209** (0.2125)	0.0822* (0.0430)
특례수급자 더미	----	----	----
차상위 더미	0.2010*** (0.0378)	-0.8341 (0.6082)	----
가구주여부	0.0120*** (0.0038)	0.0756 (0.0586)	-0.0106 (0.0115)
가구원수	0.0008 (0.0022)	0.0506 (0.0352)	0.0023 (0.0073)
교육	0.0021*** (0.0006)	0.0413*** (0.0117)	-0.0068** (0.0024)
건강상태	0.0027 (0.0059)	0.0296 (0.1106)	0.0054 (0.0232)
장애여부	-0.0292*** (0.0077)	-0.5556*** (0.1607)	0.1232*** (0.0350)
월평균 총소득	0.0148*** (0.0048)	0.2720*** (0.0787)	-0.0472*** (0.0071)
월평균 공적부조	-0.0077*** (0.0021)	-0.1278*** (0.0353)	0.0256* (0.0164)
DY02 ⁶⁾	-0.0203*** (0.0070)	-0.2967*** (0.1099)	-0.1800*** (0.0225)
DY03 ⁶⁾	-0.0022 (0.0084)	-0.0268 (0.1290)	-0.1226*** (0.0250)
상수항	----	----	1.7634*** (0.1333)
#OBS	11,866	11,866	11,866
R ² / Likelihood ratio	0.0888	11150.5672	-1,891.8367
F	72.16		

주: 1) 종속변수는 취업/자립률.
2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.
3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.
4) “----”는 해당변수를 제외하고 추정한 모형.
5) DY02는 2002년 표본편입, DY03은 2003년 표본편입을 나타냄. 2004년도 진입표본은 다중공선성 회피를 위해 설명변수로 추가하지 않음.

가장 신뢰할 만한 모형인 생존분석에서는 매우 높은 통계적 유의성 ($p\text{-value} < 1\%$)으로 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률을 30% 이상 감소시켜주는 것으로 분석되고 있다. 전체적으로, 모형마다 추정치의 규모가 다르기는 하지만, 분석 1에서와 유사한 양상의 결과를 얻고 있다. 즉, 기초보장제도의 편익이 높기 때문에 자활사업이 자립에 의한 소득확보 및 탈빈곤이라는 본연의 목표를 달성하지 못함을 암시하고 있다. 또 하나의 측면에서 자활사업이 취업/자립률 제고에 도움을 주었다는 가설을 채택하기 매우 어려운 결과라 생각된다.

3) 자활사업의 탈빈곤효과 분석 3

일반수급자이며 자활사업참여자 대비 차상위자이며 자활미참여자의 표본에 대한 분석에서도 분석 1, 2에서와 유사하게 대체적으로 자활사업의 효과가 오히려 취업/자립을 저해하는 것으로 나타났다(〈표 8〉 참조). 선형확률모형에서는 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다. 로짓모형 분석에서도 선형확률모형과 사실상 동일한 결과를 얻었다.

생존분석에서는 매우 높은 통계적 유의성 ($p\text{-value} < 1\%$)으로 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률을 30% 이상 감소시켜주는 것으로 분석되고 있다. 요약하자면, 위의 두가지 다른 분석에서와 유사한 방식으로, 다른 변수들에 비해 자활사업의 효과가 부정적으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 다시 한번, 자활사업이 취업/자립률 제고에 도움을 주었다는 가설을 채택하기 매우 어려운 결과로 판단되며, 앞서 분석 2의 결과와 대비시켜 볼때, 대부분의 자립확률감소가 기초보장제도의 혜택과 관련하여 발생함을 알 수 있다. 따라서 자활사업자체에 대한 개편이 이루어지더라도, 현행 기초생활보장제도가 그대로 유지된다면 그 효과를 기대하기 어려움을 암시한다.

4) 자활사업의 탈빈곤효과 분석 4

모든 표본(일반수급자, 차상위자 모두 포함)을 활용하되, 개인들의 자활사업참여여부에 대한 정보를 기준으로 자활사업의 취업/자립촉진여부를 살펴보는데, 개인의 특성, 개별 그룹의 특성(예: 일반수급자, 차상위자 그리고 일반수급자 중에서도 수

〈표 8〉 자활사업 효과추정 III: 일반수급 자활참여자 vs. 차상위 자활비참여자

	선형확률모형	로짓모형	생존분석모형
자활참여더미 ⁵⁾	-0.0075 (0.0087)	-0.0867 (0.1565)	-0.3680*** (0.0556)
그룹구분더미	0.1851*** (0.0312)	-1.1849** (0.5129)	-2.1630 (101.2563)
연령	-0.0025*** (0.0003)	-0.0372*** (0.0046)	0.0103*** (0.0010)
성별	-0.0141*** (0.0050)	-0.2210*** (0.0844)	0.0477*** (0.0172)
일반수급자 더미	-0.0131 (0.0145)	-0.2083 (0.2287)	0.0008 (0.0463)
조건부수급자 더미	-0.0340** (0.0167)	-0.5169** (0.2124)	0.0813* (0.0431)
특례수급자 더미	----	----	----
차상위 더미	0.9412*** (0.0891)	2.7748*** (1.1716)	----
가구주여부	0.0123*** (0.0038)	0.0811 (0.0589)	-0.0115 (0.0116)
가구원수	0.0006 (0.0022)	0.0469 (0.0352)	0.0031 (0.0073)
교육	0.0021*** (0.0006)	0.0413*** (0.0118)	-0.0068*** (0.0024)
건강상태	0.0037 (0.0059)	0.0491 (0.1115)	0.0016 (0.0235)
장애여부	-0.0286*** (0.0077)	-0.5394*** (0.1608)	0.1208*** (0.0351)
월평균 총소득	0.0152*** (0.0048)	0.2789*** (0.0782)	-0.0485*** (0.0163)
월평균 공적부조	-0.0076*** (0.0021)	-0.1278*** (0.0355)	0.0257*** (0.0072)
DY02 ⁶⁾	-0.0193*** (0.0071))	-0.2842** (0.1108)	-0.1818*** (0.0227)
DY03 ⁶⁾	-0.0011 (0.0085)	-0.0139 (0.1303)	-0.1254*** (0.0254)
상수항	----	----	4.0176 (101.2563)
#OBS	11,778	11,778	11,778
R ² / Likelihood ratio	0.0955	11,069.7231	-1,878.1823
F	77.60		

주: 1) 종속변수는 취업/자립률.
2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.
3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.
4) “----”는 해당변수를 제외하고 추정 한 모형.
5) 1인 경우 일반수급자이면서 자활사업 참여자.
6) DY02는 2002년 표본편입, DY03은 2003년 표본편입을 나타냄. 004년도 진입표본은 다중공선성 회피를 위해 설명변수로 추가하지 않음.

〈표 9〉 자활사업 효과추정 IV: 모든 표본을 이용한 효과분석 결과

	모형 1	모형 2	모형 3
자활참여더미 ⁵⁾	-0.1859*** (0.0294)	-0.2127*** (0.0395)	-0.2443*** (0.0371)
연령	1.50e-06 (3.32e-06)	0.0095*** (0.0009)	0.0109*** (0.0009)
성별	0.0435*** (0.1309)	0.0550*** (0.0170)	0.0469*** (0.0168)
일반수급자 더미	0.3422*** (0.0336)	0.2235*** (0.0548)	0.2102*** (0.0506)
조건부수급자 더미	0.4118*** (0.0312)	0.3109*** (0.0533)	0.3027*** (0.0487)
특례수급자 더미	0.4398*** (0.0404)	0.2255*** (0.0685)	0.2233*** (0.0640)
차상위 더미	0.3490*** (0.0332)	0.1918* (0.0993)	0.1466 (0.0948)
가구주여부	-0.0538*** (0.0077)	-0.0230** (0.0114)	-0.0099 (0.0112)
가구원수	-0.0148*** (0.0052)	-0.0063 (0.0075)	-0.0030 (0.0072)
교육	-0.0184*** (0.0016)	-0.0046* (0.0024)	-0.0062*** (0.0024)
건강상태	-0.0342* (0.0184)	0.0024 (0.0236)	0.0046 (0.0224)
장애여부	0.0874*** (0.0270)	0.1501*** (0.0364)	0.1320*** (0.0351)
월평균 총소득	-0.0160 (0.0119)	-0.0346* (0.0200)	-0.0345* (0.0186)
공적부조	----	0.0270*** (0.0071)	0.0263*** (0.0069)
DY02 ⁶⁾	----	----	-0.1821*** (0.0227)
DY03 ⁶⁾	----	----	-0.1231*** (0.0252)
상수항	1.8648*** (0.0578)	1.3537*** (0.1088)	1.4300*** (0.1014)
#OBS	19,689	12,686	12,686
Likelihood ratio	-3,411.0759	-2,077.2418	-2,039.3356

주: 1) 종속변수는 취업/자립률.

2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.

3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

4) “----”는 해당변수를 제외하고 추정한 모형.

5) 1인 경우 일반수급자이면서 자활사업 참여자.

6) DY02는 2002년 표본편입, DY03은 2003년 표본편입을 나타냄. 2004년도 진입표본은 다중공선성 회피를 위해 설명변수로 추가하지 않음.

7) 모든 모형은 생존분석 실시.

급유형을 보다 세분화하여 통제) 등을 상세히 통제하여 분석하였다(〈표 9〉 참조).

앞서 분석에서 본 결과와 부합하는 결과를 얻었는데, 기본적으로 자활사업의 효과가 오히려 취업/자립을 약 18% 정도 또는 그 이상의 규모로 저해하는 것으로 나타나고 있다. 경기변동을 고려하기 위해 도입한 연도변수 그리고 공적부조변수를 모두 통제하는 경우, 보다 높은 통계적 유의성($p\text{-value} < 1\%$)으로 자활사업에 참여하였다는 사실 자체가 다음 기에 취업/자립을 통한 탈출확률을 감소시켜주는 역할을 하는 것으로 분석되고 있다(모형 3의 결과 참조). 종합해서 보자면, 모형마다 추정치의 규모가 다르기는 하지만, 예외 없이 일치하는 내용은 다른 변수들에 비해 자활사업의 효과가 의도한 취지와 달리 부정적으로 나타나고 있다. 이러한 결과로부터 다시 한번 자활사업이 취업/자립률 제고에 도움을 주었다는 가설을 채택하기 어려움을 알 수 있다. 이러한 결과의 이면에는 자활사업뿐만 아니라 기초보장제도의 비근로인센티브가 결합되어 나타난 제도적 여건에 대한 이해가 필요하다고 판단된다.

3. 추가분석: 자활사업의 대안적 취업기회 대체 효과

자활사업에 의한 탈빈곤 효과의 추정과 함께, 자활사업의 또 하나의 효과로서 자활참여를 이유로 대안적 고용기회를 포기하는데 따르는 “기회비용”을 수반한다는 점이다. 이에 앞서 사전적으로 자활사업의 실시에 의해 빈곤층이 기타 취업/자립기회를 포기하고 자활사업에만 참여할 가능성이 존재하므로 이를 “자활사업의 대안적 취업대체 효과”로 보고 이러한 대체성의 규모에 대한 분석을 실시한다. 본 분석에서는 현재시점에서 자활사업참여자와 비참여자간에 취업/자립에 있어서 어떠한 차이를 보이고 있는지 탈출확률분석에서 사용된 변수를 사용하여 평가하되, 여기서 자활사업참여 여부변수 D1은 지난기가 아닌 현재기에서 자활사업의 참여여부가 된다. 이에 대한 분석이 아래에 제시되어 있다.

1) 분석 결과

동사무소 단위의 서베이자료와 저소득층 자활패널자료를 통합하여 회귀분석 작업을 실시한 결과, 자활사업에 의한 현재 근로행위의 변화가 예측한 것 이상으로 크게 발생한 것으로 나타나고 있다(〈표 10〉 참조).

〈표 10〉 자활사업참여와 현재 자립(취업)간의 현상적 관계 1

	일반수급 자활참여 대상	일반수급 자활미참여 대상	차상위 자활참여 대상	차상위 자활미참여 대상
D1 ⁴⁾	-0.16035*** (0.0033)	0.16035*** (0.0033)	-0.19343*** (0.0330)	0.92212*** (0.0608)
AGE	0.000188 (0.0002)	0.000188 (0.0002)	8.11*10 ⁻⁵ (0.0002)	0.000151 (0.0002)
SEX	0.01019*** (0.0033)	0.01019*** (0.0033)	0.00453 (0.0035)	0.00459 (0.0035)
일반수급자 더미	-0.15443*** (0.0081)	-0.31478*** (0.0083)	-0.21084*** (0.0084)	-0.21211*** (0.0083)
조건부수급자 더미	-0.18271*** (0.0076)	-0.34306*** (0.0076)	-0.26816*** (0.0077)	-0.26905*** (0.0077)
특례수급자 더미	-0.14729*** (0.0118)	-0.30764*** (0.0118)	-0.22174*** (0.0122)	-0.22282*** (0.0122)
차상위 더미	-0.21127*** (0.0174)	-0.21127*** (0.0174)	-0.10357*** (0.0248)	-0.2777*** (0.0188)
가구주여부	-0.00726*** (0.0024)	-0.00726*** (0.0024)	-0.00439* (0.0025)	-0.00415* (0.0025)
가구원수	0.01831*** (0.0015)	0.01831*** (0.0015)	0.02048*** (0.0015)	0.02037*** (0.0015)
교육	0.00807*** (0.0015)	0.00807*** (0.0015)	0.01155*** (0.0015)	0.01147*** (0.0015)
건강상태	0.00995*** (0.0037)	0.00995*** (0.0037)	0.02388*** (0.0039)	0.02338*** (0.0039)
장애여부	0.05743*** (0.0049)	0.05743*** (0.0049)	0.07053*** (0.0051)	0.07036*** (0.0051)
월평균 총소득	0.0198*** (0.0029)	0.0198*** (0.0029)	0.01297*** (0.0030)	0.01256*** (0.0030)
월평균 공적부조	-0.00854*** (0.0014)	-0.00854*** (0.0014)	-0.00915*** (0.0015)	-0.00879*** (0.0015)
DY02	0.11803*** (0.0039)	0.11803*** (0.0039)	0.07977*** (0.0040)	0.07843*** (0.0039)
DY03	0.05545*** (0.0048)	0.05545*** (0.0048)	0.03451*** (0.0050)	0.03471*** (0.0050)
R ²	0.2521	0.2521	0.1846	0.1907
F	550.92	550.92	370.22	385.17

주: 1) 종속변수는 취업/자립률.

2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.

3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

4) D1=1 if 금기 자활사업참여시.

5) OLS 분석 실시.

첫째, 표본 전체적으로 보아 일반수급자이며 자활사업참여자의 경우 나머지 취업 계층, 즉, 일반수급자이며 자활사업미참여자 또는 차상위계층에 비해 16% 정도 낮은 취업/자립률을 시현하고 있다. 둘째, 일반수급자이며 자활사업 미참여자의 경우 놀랍게도, 나머지 취업계층에 비해 16% 정도 높은 취업/자립률을 시현하고 있다. 셋째, 위 두 가지 경우에 대한 분석에서는 정부보조 및 개인 특성을 적정수준 감안 하였으므로, 이로부터 적어도 “자활사업이 시행되는 시점”에서는 오히려 대안적 취업/자립기회를 대체하는 역기능이 존재함을 인정하지 않을 수 없다. 넷째, 차상위 계층이면서 자활참여자의 경우 나머지 그룹에 비해 약 19% 정도 낮은 취업/자립률을 시현하나, 차상위계층이면서 자활미참여자의 경우 나머지 그룹에 비해 약 92% 정도 높게 나타났다. 이는 정부지원의 혜택을 받지 못하는 취업계층은 보다 스스로 자립하려는 노력이 강하게 작용함을 보여주고 있으며 동시에, 자활사업이 시행되는 시점에서는 오히려 대안적 취업/자립기회를 매우 심각한 수준으로 대체함을 의미한다.

다섯째, 동일하게 자활사업에 참여하고 있지 않는 자들 중에서도 일반수급자의 경우 차상위계층에 비해 현저하게 낮은 탈출수치를 보이고 있는데 (0.16 vs. 0.92), 이는 곧 기초보장제도가 가지고 있는 근로의욕 저해효과를 보여주는 결과로서 이는 곧 자활사업의 효과를 억제하는 환경적 요인으로 작용함을 시사한다. 여섯째, 나머지 변수의 효과분석을 살펴보면, 공적부조가 높을수록 현재 시점에서 오히려 낮은 취업/자립률을 시현하고 있으며, 건강상태, 신체장애여부 등은 탈출확률에 생각만큼 높지 않은 효과를 보이고 있다.

그 다음 <표 11>에서는 좀더 세부 그룹으로 나누어 분석한 결과인데 역시 자활사업의 실시에 의해 사전적으로 기타 대안적 취업/자립기회를 포기하고 자활사업에만 참여할 가능성이 세가지 다른 모형에서도 균일한 정도로 약 20% 가량 존재함을 보여주고 있어, 선행 결과와 부합하고 있다. 자활참여일반수급자에 비해 자활비참여 일반수급자, 자활참여차상위계층비수급자, 자활비참여차상위계층비수급자 각각의 집단에서 거의 유사한 정도로 보다 높은 확률에 취업되어 있음을 의미한다. 이는 자활사업이 초기 비용을 수반하는 “투자”의 성격을 지님을 보여주는 결과로서, 적어도 사업에 의해 충분히 취업/자립확률이 제고되지 않으면, 상당히 비효율적 재정사업으로 전락됨을 암시하는 결과로 판단된다.

〈표 11〉 자활사업참여와 현재 자립(취업)간의 현상적 관계 2

	일반수급 자활참여 vs 일반수급 자활불참	일반수급 자활참여 vs 차상위 자활참여	일반수급 자활참여 vs 차상위 자활불참
자활참여더미 ⁵⁾	-0.2045*** (0.0036)	-0.2046*** (0.0034)	-0.2042*** (0.0034)
그룹구분더미	-0.5101*** (0.0104)	0.2019*** (0.0188)	0.1987*** (0.0189)
연령	-0.0012*** (0.0002)	-0.0013*** (0.0002)	-0.0013*** (0.0002)
성별	0.0000 (0.0032)	0.0002 (0.0031)	0.0003 (0.0031)
일반수급자 더미	0.6654*** (0.0187)	-0.0352*** (0.0089)	-0.0352*** (0.0089)
조건부수급자 더미	0.6801*** (0.0187)	-0.0223*** (0.0085)	-0.0221*** (0.0085)
특례수급자 더미	0.6957*** (0.0203)	----	----
차상위 더미	----	0.2020*** (0.0226)	0.8741*** (0.0552)
가구주여부	-0.0013 (0.0025)	0.0029 (0.0023)	0.0030 (0.0024)
가구원수	0.0017 (0.0014)	0.0028** (0.0014)	0.0027* (0.0014)
교육	0.0012*** (0.0004)	0.0001** (0.0004)	0.0009** (0.0004)
건강상태	0.0179*** (0.0038)	0.0170*** (0.0036)	0.0177*** (0.0037)
장애여부	-0.0158*** (0.0050)	-0.0167*** (0.0047)	-0.0162*** (0.0048)
월평균 총소득	0.2112*** (0.0032)	0.0179*** (0.0030)	0.0182*** (0.0030)
월평균 공적부조	-0.0067*** (0.0014)	-0.0061*** (0.0013)	-0.0060*** (0.0013)
DY026)	0.0029 (0.0041)	0.0017 (0.0039)	0.0019 (0.0039)
DY036)	0.0105** (0.0051)	0.0095** (0.0048)	0.0097** (0.0048)
# OBS	18,156	17,860	17,721
R ²	0.3598	0.2165	0.2260
F	637.16	308.12	323.14

- 주: 1) 종속변수는 취업/자립도: 취업 및 자립시 1, 그렇지 않은 경우 0.
 2) 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.
 3) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.
 4) “----” 표시는 다중공선성 회귀를 위해 변수를 추정식에서 제외한 경우에 해당함.
 5) 1인 경우 일반수급자이면서 자활사업 참여자.
 6) DY02는 2002년 표본편입, DY03은 2003년 표본편입을 나타냄. 004년도 진입표본은 다중공선성 회귀를 위해 설명변수로 추가하지 않음; OLS 분석 실시.

V. 요약 및 결론

지금까지의 분석을 통해 얻은 결과를 요약해 보자면 다음과 같다.

첫째, 자활사업의 탈빈곤효과 분석을 위해 다양한 준실험적 표본구축 및 추정기법을 활용한 결과, 초기비용(기회비용 포함)을 수반하는 자활사업의 투자적 성격에도 불구하고, 2002-2005년간 자활사업의 실시는 오히려 취업/자립을 저해하는 것으로 나타났다. 단순탈출확률분석에 더 나아가 확률구조를 어떻게 모형화하든, 표본을 어떠한 방식으로 구축하든지 간에 결과의 기본골격은 변화하지 않음을 확인하였다. 이로부터 적어도 자활프로그램의 근로친화적 개편이 필요함을 확인하였다.

둘째, 자활사업의 대안적 취업 대체효과 분석으로부터, 자활사업의 실시과정에 수반되는 기회비용을 고려하면 자활사업의 효과는 위에서 보인 결과보다 더 부정적으로 평가된다. 이러한 결과는 자활사업이 초기 재정투입이외에 기회비용을 수반하는 “투자”적 성격을 지니기 때문에 발생하고 있는데, 자활사업의 실시에 의해 사전적으로 발생하는 기회비용, 즉, 기타 대안적 취업/자립기회를 포기하고 자활사업에만 참여할 가능성이 높기 때문이다.

셋째, 이상의 결과를 종합하면, 자활사업은 한편으로, 현 시점에서 자립기회를 대체하며, 다른 한편으로, 미래의 취업/자립확률을 감소시키는 효과를 시현하고 있어 시급히 제도의 실효성을 제고시키는 방향으로 개편하는 것이 타당하다고 판단된다. 특히, 대부분의 자립확률 감소가 기초보장제도의 혜택과 관련하여 발생함을 감안할 때, 자활사업 자체에 대한 개편이 이루어지더라도, 현행 기초생활보장제도가 그대로 유지된다면 그 효과가 제한적일 수밖에 없음을 암시한다.

이처럼 통계적 유의성이 높은 결과를 얻었지만, 보다 완전한 방식의 실험적 연구(randomized experiment)에 이르지 못하는 한계점 그리고 더 나아가 완전한 실험적 연구가 이루어졌더라도, 축약형 모형(reduced form model)의 한계로 인해 자활사업과 국민기초보장제도의 각각의 구조상 발생하는 후생경제학적 문제점을 구분해낼 수 없는 한계점을 인정하지 않을 수 없다. 이러한 맥락에서의 후속연구는 우리나라의 복지제도에 대한 연구를 한 차원 더 높일 수 있다고 판단된다.

■ 참고 문헌

1. 고경환 · 이선우 · 강지원 · 임완섭, 『자활사업의 평가연구 - 정책설계와 정책효과 그리고 쟁점들』, 한국보건사회연구원 연구보고서, No. 2009-31-5, 2009.
(Translated in English) Koh, K.-H., S.-W. Lee, J.-W. Kang and W.-S. Lim, *Evaluating Self-Reliance Program - Policy Design and Effects*, Research Report No. 2009-31-5, Korea Institute for Health and Social Affairs, 2009.
2. 구인회, “국민기초생활보장제도의 근로유인효과 개선방안: 자활사업을 중심으로,” 『사회보장연구』, 21(1), 2005, pp. 1-29.
(Translated in English) Ku, Inhoe, “Work Incentive Effects of the National Basic Livelihood Protection Program and New Policy Proposals: Focusing on the Self-Sufficiency Program,” *Social Security Research*, 3, 2005, pp. 1-29.
3. 노대명, 『자활정책 · 지원제도 개선방안 연구』, 한국보건사회연구원 · 한국노동연구원, 2004.
(Translated in English) Noh, Damyoung, *Assessment and Strategies for Improving Policy on Self-Reliance*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs, 2010.
4. 노대명 외, 『한국 근로빈곤층의 소득 · 고용실태 연구』, 한국보건사회연구원, 2005.
(Translated in English) Noh, Damyoung and Seunga Choi, *Study on the Income and Employment Dynamics of Working Poor in Korea*, Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs, 2005.
5. 보건복지부, 2005년 12월 자활사업 월보자료, 2006.
(Translated in English) Ministry of Public Health and Welfare, *Monthly Report on Self-Reliance Program*, 2006.
6. 박창균 · 노대명 · 이철인, 『자활사업 심층평가』, KDI 연구자료, 2006.
(Translated in English) Park, C.-G., D. Noh and C.-I. Lee, *Evaluating Self-Reliance Program*, KDI Research Report, 2006.
7. 신동면, “자활사업에 대한 평가와 발전방안,” 한국행정학회 학술대회 발표논문집, 2003, pp. 561-579.
(Translated in English) Shin, D., “Self-Reliance Program and the Ways to Enhance the Program,” *Proceedings in Korea Association of Public Affairs*, 2003, pp. 561-579.
8. 자활정보센터, 『자활실무자 이직요인 및 조직 안정화 방안 조사보고서』, 2003.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *Job Mobility of Self-Reliance Program Staffs and the Schemes to Reduce the Self-Reliance Staffs' Job Changes*, 2003.
9. _____, “자활후견기관 예산운용 개선방안 설문조사 결과 보고서,” 2004.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *Survey Report on the Ways to Enhance the Efficiency of Spendings for Self-Reliance Program*, 2004.
10. _____, 『2004년 정책관련 자료모음집』, 2005a.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *Collection of the 2004 Policies Related to Self-Reliance Program*, 2005a.
11. _____, “자활후견기관 운영비 소요액 정리,” 2005b.

- (Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *Operating Costs for Self-Reliance Program*, 2005b.
12. _____, “2005년 상반기 자활후견기관 참여자 및 사업 현황,” 2005c.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *The 2005 Supporting Institutes for Self-Reliance Programs and the Scope of Operations*, 2005c.
 13. _____, 『2005년 정책관련 자료모음집』, 2006.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *Collection of the 2005 Policies Related to Self-Reliance Program*, 2006.
 14. _____, 『자활후견기관 운영개선 및 합리적 지원방안을 위한 연구 : 결과보고』, 2006.
(Translated in English) Information Center for Self-Reliance, *A Study of Improving the Operations of Supporting Institutes for Self-Reliance Programs and the Subsidy Programs*, 2006.
 15. 한국자활후견기관협회, 『2004년 활동 평가를 위한 자활후견기관 종사자 및 지방자치단체 공무원 조사보고서』, 2004.
(Translated in English) The Association of Supporting Institutes for Self-Reliance Program, *The Evaluation of the 2004 Self-Reliance Program-Related Activities - Perspectives from Supporting Institutes and Local Public Officials*, 2004.
 16. Borzaga, Carlo and J. Defourny, *The Emergence of Social Enterprise*, Routledge, London, 2001.
 17. Chun, Y.-J., “Economic Effects of Work-Oriented Welfare Policies in the Presence of Uncertainty on Job Opportunity,” unpublished manuscript, 2011.
 18. Danziger, Sandra et. al., “Barriers to the Employment of Welfare Recipients,” PSC Research Report, Institute for Research on Poverty, 1999.
 19. Eissa, N. and H.W. Hoynes, “The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples,” Working Paper No. 656, NBER, 1998.
 20. _____ and J.B. Liebman, “Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 2, 1996, pp. 605-637.
 21. Fraker, T., R. Moffitt, and D. Wolf, “Effective Tax Rates and Guarantees in the AFDC Program,” *Journal of Human Resources*, Vol. 2, 1985, pp. 251-263.
 22. Hotz, V.J., C.H. Mullin, and J.K. Scholz, “The Earned Income Tax Credit and Labor Market Participation of Families on Welfare,” unpublished manuscript, 2001.
 23. Hoynes, H.W., “Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation under AFDC-Up,” *Econometrica*, Vol. 64, No. 2, 1996, pp. 295-332.
 24. Mike Campbell, “The Third System, Jobs and Local Development,” ISTSR International Conference, 1999.
 25. Meyer, B.D., “Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins: The EITC, Welfare and Hours Worked,” *American Economic Review*, Vol. 92, 2002, pp. 373-379.
 26. _____ and D.T. Resenbaum, “Welfare, The Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 3, 2001, pp. 1063-1114.

27. Neumark, D. and W. Wascher, "Using the EITC to Help Poor Families: New Evidence and a Comparison with the Minimum Wage," *National Tax Journal*, Vol. 54, 2001, pp. 281-317.
28. Oers, H. van, Mooij, R.A. de, Graafland, J.J., and Boone, J., "An earned income tax credit in the Netherlands: Simulations with the mimic model," Open Access publications from Tilburg University, 2000.
29. Saez, E., "Optional Income Transfer Programs: Intensive Versus Extensive Labor Responses," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, 2002, pp. 1039-1073.

부록: 표본자료의 구축

설문변수의 설정과 표본설계를 위한 서베이 질문들은 <부록 그림 1>에 의해 정리되고 있다.

<부표 1> 설문변수

자료명	내용	예시	
ID		N001	N002
연령	만나이로 기록	42	38
성별	1=남성, 2=여성	1	2
수급유형	1=일반, 2=조건부, 3=특례, 4=차상위층	1	3
가구주 여부	1=가구주, 2=가주주의 배우자, 3=가구주의 자녀, 4=기타	1	2
가구원수	본인제의 동거 가구원수	4	3
학력	1=무학, 2=초등학교 졸, 3=중학교 졸, 4=고등학교 졸, 5=대학교 졸, 6=대학원 졸, 7=정보없음 중학교 중퇴는 초등학교 졸로 간주	2	4
건강상태	1=괜찮음, 2=좋지않음 통상적 생활이 어려운 건강상태인 경우 2로 분류	1	2
신체장애	1=장애 있음, 2=장애 없음 장애등급 있는 경우 1로 분류	2	1
자활프로그램유형	1=근로유지형, 2=시장진입형, 3=사회적일자리형, 4=해당없음	2	1
소득인정액	월평균 가구원 전체 총소득 합계 * 만원단위 기입 * 기초보장급여 포함	120	110
기초보장급여액	가구 전체가 수급하는 월평균 기초보장 현금 급여액 * 만원단위 기입 * 차상위 계층의 경우는 0으로 표시	100	90
2003년 현재 상황	0= 자활근로 참여중 * 미참가 사유 * 1=취업, 2=자활공동체 참여, 3=창업, 4=사망, 5=이사, 6=기초생활자로 재분류, 7=연락두절 및 기타	0	0
2004년 현재 상황	0= 자활근로 참여중 * 미참가 사유 * 1=취업, 2=자활공동체 참여, 3=창업, 4=사망, 5=이사, 6=기초생활자로 재분류, 7=연락두절 및 기타	0	2
2005년 현재 상황	0= 자활근로 참여중 * 미참가 사유 * 1=취업, 2=자활공동체 참여, 3=창업, 4=사망, 5=이사, 6=기초생활자로 재분류, 7=연락두절 및 기타	2	3

Work Incentive Effects of a Workfare Program: The Case of Self Reliance Program

Chul-In Lee* · Chang-Gyun Park**

Abstract

This paper studies the work incentive effects of the so-called Self Reliance program (SR), some sort of a training program within the welfare system in Korea [the Minimum Living Standard (MLS) program]. In contrast to the intended program goals, our quasi-experimental approach demonstrates the following: (i) exits from poverty are found to be few, and the program replaces work opportunities with welfare dependence, (ii) future employment probabilities rather fall, and (iii) these problems arise because the negative work incentive effects from the MLS program dominate the positive effects from the SR program. Our results imply that improving the SR program without revising the MLS program would not boost exits from welfare dependence and poverty.

Key Words: welfare system, poverty, work incentive, productive welfare

Received: April 12, 2011. Revised: May 11, 2011. Accepted: July 19, 2011.

* Corresponding author, Associate Professor, Department of Economics, Seoul National University, 599, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 151-746, Korea, Phone: +82-2-880-6345, e-mail: leeci@snu.ac.kr

** Associate Professor, College of Business and Economics, Chung-Ang University, 221, Hueksuk-dong, Dongjak-ku, Seoul 156-756, Korea, Phone: +82-2-820-5584, e-mail: cp19@cau.ac.kr