

自活確率分析을 통한 生業資金融資對象者 選定

元 鍾 旭

현재 일부 生活保護對象者에 적용되는 자활프로그램으로는 教育保護, 職業訓練, 生業資金融資 등으로 크게 분류된다. 이 중에서 生業資金融資 프로그램은 自活保護家口에게 소규모자금을 융자해 줌으로써 생업의 기반을 조성하여 經濟的 自立을 할 수 있도록 支援해 주는 사업이다. 1995년 현재 受惠家口는 6천세대이고 融資條件은 900만원 한도에 연리 6%(5년 거치 5년 상환)로 되어 있으며, 이를 위한 豫算規模는 360억원이었다. 保健福祉部 資料에 따르면 1987년부터 1993년에 걸쳐 생업자금을 융자받은 가구중에서 經濟的으로 自活한 즉, 자활보호대상에서 제외된 가구의 비율은 41.2%로 나타났다. 본 연구는 생업자금융자를 받은 후 自活한 家口와 非自活한 家口間의 差異點은 무엇이고 어떤점이 자활을 가능케 하였는지를 우선 분석하였다. 또한, 生業資金融資支援은 정부의 예산부족으로 인하여 자활대상자의 약 1.1%만이 혜택을 받고 있는 실정이다. 따라서 생업자금융자 프로그램의 效率的인 運營이 절실하므로 자활가능성이 높은 대상가구에 대해서 우선적으로 支援惠澤이 주어져야 할 것이다. 이를 위해 본 연구는 對象者選定基準과 優先順位를 決定할 수 있는 自活確率分析을 시도해 보았다.

筆者: 本院 責任研究員

▶ 原稿를 검독하여 주신 鄭宇鎭·金龍夏 副研究委員께 감사드립니다.

I. 序 論

生活保護政策으로는 최저생활을 보장하기 위한 生計保護(소득이전)와 빈곤탈피를 위한 自活支援으로 나눌 수 있다. 이중에서 自活支援은 저소득층의 경제적 자립을 위한 능력을 배양하고 자활기회를 확장하고자 하는 것이며 이를 위한 프로그램으로 教育保護, 職業訓練, 그리고 자활기회를 확대하기 위한 生業資金融資가 있다. 自活保護對象者 대부분이 低學歷임을 감안하면 직업훈련을 받고 나서도 취업이 어려운 실정이고 취업이 된다 하더라도 안정적이지 못한 것이 사실이다. 따라서 生業資金融資 프로그램이 효율적으로 운영된다면 자활에 가장 直接的인 效果를 볼 수 있는 것으로 판단된다. 保健福祉部の 生活保護事業指針에 따르면 생업자금융자사업의 융자대상 자격요건은 ① 勤勞能力 및 自活意志가 旺盛한 자, ② 展望있고 現實性 있는 事業計劃을 提示하는 자이며, ③ 大都市 生活保護對象者 地方移住事業에 의거 大都市에서 地方으로 移住한 자에게는 優先權이 부여되는 것으로 되어 있다.

그러나 이러한 기준은 매우 主觀的이며 대상자 선정에 큰 도움을 주지 못하는 것이 사실이다. 1994년 통계에 따르면 自活保護對象 406,619 家口 중에서 1.1%만이 生業資金融資를 받은 것으로 나타났고, 이중 55%가 自活을 한 것으로 보고되었다. 결과적으로 생업자금융자로 인한 자활효과를 높이기 위해서는 우선 무엇이 자활을 가능케 하며 어떤 가구가 자활을 할 가능성이 높은가를 아는 것이다. 이를 위해서는 科學的이고 客觀的인 基準을 마련해서 융자대상자를 선정하여 자활률을 증가시킬 수 있도록 사전작업을 실시하여야 한다. 그리고 自活率이 높은 프로그램으로 認定된다면 1995년의 生活保護事業豫算에서 생업자금융자가 차지하는 比重이 8.7%이나, 앞으로 비중뿐만 아니라 絶對豫算의 增額도 기대할 수 있을 것이다.

II. 資料

본 研究를 위해서 韓國保健社會研究院이 1995년에 실시한 자활보호프로그램 既受給者에 대한 追跡調査를 활용하였다. 受給者追跡調査에 대한 내용은 이미 기존연구¹⁾에서 상세히 설명되었으므로 본 연구에서 활용한 生業資金融資受給者만을 중심으로 설명하고자 한다. 기수급자에 대한 추적조사는 전국 4개지역의 총 267가구를 조사한 것이다. 이 중에서 실제로 生業資金을 融資받았던 가구는 85가구로 나타났다. 추적조사 대상자들이 용자금을 지급받기 시작한 연도는 89년부터로 하였고 自活基準은 수급이후 생활보호대상자에서의 제외여부를 기준으로 하였다. 총 85가구 중 용자금을 수급한 후 자활에 성공한 가구는 65%인 56가구로 나타났다. 자활에 소요된 平均其間은 27개월이고 최저 12개월 최고 72개월이었다.

融資金을 수급한 후 1995년에 더 이상 자활대상자가 아니라고 대답한 56가구 중 15가구는 용자금을 事業이 아닌 他用途로 轉用하고도 자활한 것으로 나타나서 負債償還, 子女教育費, 住宅資金, 그리고 其他生活費 등의 用途로의 사용이 자활을 도운 것으로 볼 수 있거나 自活의 基準設定에 問題가 있는 것으로 파악된다. 自活의 基準에 의심을 갖게 하는 또 하나의 이유는 용자금을 수급한 후 生活保護對象家口에서 벗어난 것으로 파악된 56가구 중 국가의 도움 없이도 생활할 수 있을 정도로 생활형편이 나아졌기 때문이라고 대답한 가구는 17가구뿐이었다. 따라서 자활가구 중에는 자활프로그램의 效果로 인한 眞情한 자활가구도 있지만, 受給家口의 생각과는 달리 정부가 정한 所得基準이나 財産基準 그리고 其他條件에 의해 자활이 판정되는 경우도 상당수 있는 것으로 파악된다. 따라서 자활여부를 결정짓는데 수급당시의 생활보호대상자 선

1) 한국보건사회연구원 연구보고서 95-06: 저소득층 실태변화와 정책과제에서 저소득층의 변동추이와 각 자활프로그램의 현황과 평가를 광범위하게 분석하였다.

정기준과 그 이후의 선정기준간에 오차가 크다면 자활을 결정짓는 요소들을 찾아내는데 어려움이 있고 작업의 시도자체가 무의미하게 된다. 따라서 본 연구를 수행하는데 있어 가장 중심이 되는 基本假定은 자활의 判斷基準이 되는 생활보호대상자 선정기준이 客觀的이고 家口間의 誤差나 年度別 誤差가 적다는 것이다. 이러한 基準에 問題點이 있었다면 본 연구의 결과에 큰 의미를 부여하는 것 보다는 추적조사나 생활보호대상자 선정기준의 문제점이 보완된 후에 사용될 수 있는 본 研究의 方法論에 比重을 두는 것이 바람직할 것이다.

自活家口와 非自活家口間 현저한 差異點을 보이는 特性으로 수급시점 가구주의 所得水準과 농업, 기술, 서비스업종 經驗者의 比率을 들 수 있다. 한 가지 特異한 점은 自活家口의 수급당시 平均負債規模가 非自活家口보다 크다는 것이다. 平均事業規模는 자활한 가구가 비자활 가구에 비해 규모가 큰 것으로 나타났다. 生業資金을 受給한 家口主의 經驗職種分布는 무직이나 주부, 잡역이 32명으로 가장 많았고 농업이 31명, 그리고 기술직이나 서비스직종에 종사한 경험이 있는 사람은 22명이었다.

受給當時 所得이 전혀 없는 사람도 16명으로 전체의 18%를 차지하였다 (表 2 참조).

〈表 1〉 自活家口와 非自活家口의 比較

(단위: 만원, %)

가구 및 가구주의 특성	융자금수혜 전체가구(85)	자활가구 (56)	비자활가구 (29)
가구주 평균연령(세)	50	51	49
동거가구원수(명)	4.6	5	4
수급시점 가구주 연소득	385	450	261
가구주의 농업, 기술, 서비스업종 경험자비율	62	67	51
수급시점 부채규모	45	48	40
사업규모	355	370	327

〈表 2〉 生業資金 受給家口主의 受給當時 年所得分布

(단위: %)

소득분위	분포
0~100만원	24.7
101~300만원	24.7
301~600만원	34.12
600만원 이상	16.4

〈表 3〉 生業資金 受給家口主의 受給當時 教育水準

(단위: %)

교육수준	분포
국졸 이하	62.35
중졸 이하	18.8
고졸 이하	16.4
대졸 미만	2.3

〈表 4〉 生業資金 受給家口主의 受給當時 年齡分布

(단위: %)

연령	분포
30대	3.53
40대	45.8
50대	36.4
60대 이상	11.1

〈表 5〉 生業資金 受給家口의 事業規模分布

(단위: %)

사업규모	분포
0	29.41
160~300만원	27.06
340~600만원	27.06
700~900만원	7.09
1,000~1,300만원	4.71

生業資金을 受給한 후 사업에 사용하지 않고 全額을 轉用한 가구는 모두 25가구이다. 대부분의 가구가 300만원에서 600만원 규모의 사업을 한 것으로 나타났으며 事業費 使用內譯을 보면 材料費에 대한 支出이 가장 많아 평균 123만원을 사용하였고 그 다음으로 裝備購入으로 평균 45만원을 그리고 賃貸料에 평균 40만원을 지출한 것으로 나타났다. 受給者 중 女性의 比重은 18%인 16명인 것으로 파악되었다. 기타 수급자의 특성은 한국보건사회연구원 연구보고서 95-06(저소득층 실태변화와 정책과제)에 자세히 분석되어 있다.

Ⅲ. 自活決定方程式의 推定

앞에서도 언급되었지만 生業資金을 받았다고 해서 모든 가구가 자활에 성공하는 것이 아니기 때문에 본 연구의 目的은 自活을 결정짓는 變數가 무엇인지를 파악하는 것이다. 計量分析에 필요한 기본모델을 설정하기 위해서는 受給者追跡調査에서 사용된 많은 변수들 중 受給家口의 自活成功에 寄與도가 큰 변수를 우선 檢索해 내는 것이 첫 번째 과제이다. Logit 모델을 사용했을 때 설명력을 높일 수 있는 사회, 경제변수를 선택한 결과 다음의 10개 변수가 선택되었다.

$$P_i(\text{자활}=1) = F(Xb) \dots\dots\dots (1)$$

여기서, F = Logistic distribution function

$$Xb = \beta_0 + \beta_1 \text{연령} + \beta_2 \text{교육} + \beta_3 \text{사업규모} + \beta_4 \text{면담횟수} + \beta_5 \text{가구원수} + \beta_6 \text{임대·장비비율} + \beta_7 \text{원료·인건·경상비율} + \beta_8 \text{사업으로 인한 부채} + \beta_9 \text{기술·서비스·농업직경험} + \beta_{10} \text{평균저축액}$$

위 식에서 年齡은 용자금을 수령한 가구의 受給當時 年齡을 그리고 教育水準은 受給當時 가구의 학력을 의미한다. 事業規模는 수급자가 시행한 사업의 규모를 금액으로 나타낸 것이며 면담횟수는 용자금의 운

용과 관련하여 關係 公務員(社會福祉專門要員等)과 면담을 한 횟수를 의미한다. 家口員數는 수급당시 同居하고 있는 가구원의 수를 뜻한다. 여섯번째 변수인 賃貸·裝備比率은 사업내역을 비용측면에서 볼 때 총사업비에서 임대 및 장비구입비의 비율을, 그리고 原料·人件·經常比率은 총사업비에서 원료비, 인건비 그리고 경상비가 차지하는 비율을 말한다. 사업으로 인한 부채는 總事業費에서 融資金과 자기자본을 뺀 差額을 의미한다. 技術·서비스·農業職經驗은 융자금 수급자가 수급 당시까지 서비스직종이나 기술직종 그리고 농업에 종사한 경험이 있는 지를 나타낸다. 이와같은 직업분류는 특정직업 경험자와 무직, 단순노무자, 주부와의 비교를 위한 것이다. 마지막으로 平均貯蓄額²⁾은 수급 당시의 저축액과 1995년 저축액의 평균을 뜻한다.

위의 變數들 이 외에도 다른 변수들을 포함시켜 보았으나 유의도가 크지 않거나 모델의 설명력이 부족하여 漏落시켰다. 예를 들어 1989년에서 1995년 사이에 教育保護를 받은 家口員이 있는지, 직업훈련을 받은 가구원이 있는지 등을 살펴 보았으나 자활과의 相關關係가 적은 것으로 나타났다. 融資金 受給 以前부터 갖고 있던 가구의 負債規模 또한 자활을 설명하기에는 부족한 변수로 판명되었다. 한 가지 특이한 발견은 융자금의 전부 또는 일부를 事業目的이 아닌 他用途(醫療費, 住宅資金, 負債償還, 教育費, 其他生活費)로 轉用하였는지의 여부 또한 자활을 설명하지는 못하였다. 수급자의 융자금 수급당시의 平均勞動時間이나 勞動能力의 程度도 설명력이 부족한 것으로 나타났다. 이와같이 일반적으로 자활에 영향을 미칠 것으로 생각되는 변수들이 유의도가 낮은 것

2) 저축액은 자활사업에 필요한 자기자본의 규모를 간접적으로 알 수 있는 변수이다. 수급당시 저축이 있던 대상자는 13명이었고 이중 1,000만원 이상이 8명이었다. 그리고 1995년 저축이 있던 사람은 20명이었고 이중 1,000만원 이상 저축자는 3명이었다. 자활대상자의 성격으로 보아 프로그램 수급당시 1,000만원 이상의 가처분 저축을 갖고 있다는 것은 현실적으로 타당치 않다고 보아서 수급년도와 1995년 저축액의 평균을 이들의 수급전 저축액으로 간주하였다. 그리고 저축액을 real term화 하지 않은 것은 저축시점의 편차가 1년 4개월이므로 고려하지 않았다.

으로 나타난 것은 표본(sample)의 규모가 85가구로 적은편에 속한다는 점과 自活의 決定이 내생변수의 效果보다는 외생적인 影響力이 크게 작용할수 있다는 것을 의심하게 한다. 외생적인 영향력은 자활의 기준이 受給者들이 피부로 느끼는 實質自活과는 거리가 먼 行政次元의 自活判斷基準(生活保護者與否)이 適用되는 것을 말하며, 그 기준 자체가 측정 시점간 誤差가 커서 생업자금융자로 인한 효과를 測程하기에는 부적절한 것을 뜻한다. 본 논문에서 외생적인 影響力을 측정하기에는 資料의 制約이 따르므로 내생적인 影響力만을 관찰하는 것으로 만족하였다.

<表 6> 自活決定 Logit Model

자활여부(1, 0)	Coef.	t	P> t
교육	0.240	1.597	0.110
연령	0.039	1.045	0.269
사업규모	0.006	1.867	0.062
면담횟수	0.220	0.847	0.382
가구원수	0.811	2.887	0.004
임대료·장비비율	0.797	0.382	0.702
원재료·인건비·경상비율	-1.939	-1.582	0.114
사업으로 인한 부채	-0.009	-1.935	0.053
기술·서비스·농업직 경험유무	0.923	1.463	0.144
평균저축액	-0.001	-2.548	0.011
상수항	-7.857	-2.592	0.010

註: Chi2(10)=37.50, Psuedo R²=0.3437, Log Likelihood=-35.8050, Significance Level은 P>|t|을 참조

生業融資金 受給家口가 생활보호대상자에서 제외된 경우 自活을 한 것으로 판단하였고 1995년에 생활보호대상자로 남아 있는 가구는 일단 자활을 못한 가구로 분류하였다. 위 결과를 종합해 볼때 教育水準이 높을수록, 事業規模가 클수록, 家口員의 수가 많을수록, 그리고 受給者가 기술직이나 서비스직종 또는 농업에 종사한 경험이 있는 경우 자활에 肯定的인 影響을 주는 것으로 나타났다. 반면에 總事業費에서 原材料나 人件費 그리고 經常費의 비중이 클수록 자활에 否定的인 影響을 미치는

것으로 보인다. 총사업비와 생업용자금의 차액인 사업비 부족액이 클수록 자활확률이 낮아지는 것으로 판명되었다. 그리고 貯蓄額의 規模와 自活은 逆의 相關關係가 있는 것으로 보인다. 이것은 사업비 부족액과 相反되는 결과로 저축액의 범위를 가처분소득을 벗어나 他用途 資金의 一時的인 入金까지 포함한 것으로 생각된다. 融資金의 運用에 관련하여 관계 공무원과의 면담횟수는 자활에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

IV. 自活確率의 推定

앞에서는 자활에 영향을 줄 수 있는 변수들을 선별하여 自活決定方程式을 推定해 보았다. 각 변수가 변화함에 따라 수급자의 自活確率에 影響을 미치게 되는 것이므로 앞의 식 (1)을 이용하여 $\hat{p}=F(XB)$, 自活推定確率을 구할 수 있다. 受給者追跡調査 對象家口가 아닌 다른 가구들이 融資金을 받았을 경우 자활에 성공할 수 있는 확률을 계산할 수 있는 것이다. 生業融資金 申請家口의 特性變數(가구주 연령, 가구주 교육 수준, 계획사업의 규모, 계획사업내역, 특정직종 종사경험 등)로 구성된 자료를 File화하여 위의 Logit Model에 접목시킴으로써 \hat{p} 즉, 긍정적인 결과가 발생할 확률을 구할 수 있게 된다. 家口特性에 따른 假想的 家口主들이 생업용자금을 申請한 경우 이들이 自活에 成功할 確率은 <表 7>과 같다.

<表 7>의 生業資金 申請家口들은 실제 가구가 아닌 假想的 對象者들이다. 이와 같은 가구들이 용자금 신청을 하였다고 가정할 때 신청자 모두에게 最大限度의 融資金을 신청해 주면 문제가 없으나 정부의 豫算 不足으로 인해 選定作業을 해야 하는 것이 현실이다. 그러나 현재 사용되고 있는 선정기준이 아주 抽象的(현실성 있는 사업 계획을 제시하는 자, 근로능력 및 자활의지가 왕성한 자 등)이어서 적용하는데 문제점이 있을 뿐만 아니라, 이와 같은 기준을 통과한 대상자들이 자활하는 비율

은 50~60%에 지나지 않고 실제로 자활한 가구의 비율은 이보다 훨씬 낮을 것으로 추정된다. 따라서 受給者 追跡調査의 표본(sample) 규모를 늘리고 생활보호대상자 선정기준의 시간대에 따른 오차를 줄여 客觀性을 향상시킨다면 추적조사를 바탕으로 자활확률산정을 통한 科學的인 對象者 選定이 이루어 질 수 있을 것이다. <表 7>의 융자금신청자 10명 중 확률이 높은 순서로 볼 때 가구 번호 5, 2, 4, 1의 순이다. 따라서 당해연도의 예산허용 범위내에서 確率順位로 신청자를 選定하면 된다. 그리고, 성공확률이 일정수준을 넘는 신청자에 대해서는 보증인 설정을 면제해 줌으로써 신청에 따르는 부담을 덜어 줄 수 있다.

<表 7> 生業融資金 申請家口의 自活成功確率

(단위: 만원, %)

가구 번호	가구주 교육수준 (년)	가구주 연령(세)	계획 사업규모	자금운용 면담계획 횟수(회)	계획사업 에서 임대· 장비비율	계획사업 에서 원재료· 인건비· 경상비율	사업비 부족분 (사업비- 신청액)	기술· 서비스· 농업 중사경험 (1:경험)	평균 저축액	동거 가구원수 (명)	자활 성공확률
1	6	61	500	2	0.04	0.36	300	1	0	5	0.728
2	6	46	300	1	1	0	0	1	0	4	0.916
3	9	65	350	1	0	1	0	0	0	4	0.625
4	9	42	500	2	0	0.8	100	1	12.5	5	0.871
5	12	61	1,000	3	0.1	0.3	600	0	0	6	0.949
6	6	47	400	1	0.5	0	0	1	4,000	5	0.258
7	6	42	200	2	0	1	0	0	0	5	0.271
8	9	31	200	4	0.5	0.5	0	0	0	4	0.573
9	9	41	400	2	0	1	0	0	0	4	0.521
10	9	42	750	4	0.5	0	300	0	2,502	2	0.101

V. Proportional Hazard(Censored) Model을 이용한 自活發生率算出

앞에서 분석한 Logit, Probit Model은 自活與否를 從屬變數로 사용한 것이다. 그리고 1995년 追跡調査當時 생활보호대상자로 남아 있으면 자

활을 못한 것으로 간주하였다. 물론 자활했는지의 여부도 중요하지만 자활하는데 소요된 시간이 얼마인지 그리고 所要期間과 其他變數間의 關係는 어떠한지도 분석의 대상이 되어 한다. 그러나 Logit Model이나 Probit Model은 Duration Data를 처리하는데 限界가 있기 때문에 Hazard Model을 적용하여야 한다. Logit Model에서는 自活與否 判斷時點이 1995년 追跡調査時點으로 정하였기 때문에 1995년 이후에 자활이 가능한 대상자는 자활을 못한 것으로 처리되었다. Hazard Model에서는 1995년 조사당시 생활보호대상자로 남아있는 사람들은 自活未定者(Censored Data)로 분류하여 처리할 수 있다.

Hazard Model은 다음과 같은 累積確率函數로부터 시작한다. 確率變數 T가 f(t)라는 連續確率分布를 갖고 t는 T의 현실화 시점일 때 累積確率은 다음과 같다.

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \text{Prob}(T \leq t) \dots\dots\dots (2)$$

그리고 일반적으로 特定所要期間(Survival Function)이 적어도 t가 될 확률은,

$$S(t) = 1 - F(t) = \text{Prob}(T \geq t) \dots\dots\dots (3)$$

그렇다면 t시점까지 지속되고 있는 상황이 앞으로 特定期間(Δ)내에 종료될 확률은,

$$I(t, \Delta) = \text{Prob}(t \leq T \leq t + \Delta \mid T \geq t) \dots\dots\dots (4)$$

따라서 Hazard Rate는 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \lambda(t) &= \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T \leq t + \Delta \mid T \geq t)}{\Delta} \dots\dots (5) \\ &= \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta) - F(t)}{\Delta S(t)} \\ &= \frac{f(t)}{S(t)} \\ &= e^{\beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k} \end{aligned}$$

앞의 식 (5)에서 分母는 t시점 이후에 사건이 종료될 확률이고 分子는 t시점과 t+Δ시점내에 사건이 종료될 확률을 뜻한다. 따라서 Hazard Rate는 두 확률의 비율이라 할 수 있다.

Hazard Model을 적용하기 위해서는 우선 자활에 소요된 기간을 계산해서 새로운 변수로 만들어야 한다. 所要期間은 생활보호대상자에서 제외된 연도에서 생업융자금을 수급한 연도를 뺀 기간이며, 이 기간은 다시 개월수로 換算되었다. 1995년 조사 당시까지 자활하지 못한 가구들은 1995년에서 수급년도를 뺀 기간이 所要期間으로 적용되지만 이들은 아직까지 자활이 결정되지 않은 가구 즉, Censored Data로 처리된다.

〈表 8〉 自活의 Hazard Ratio

소요기간, 자활여부(확정=1, 미정=0)	Hazard Ratio	t	P> t
교육	1.152	2.316	0.021
연령	1.009	0.501	0.616
사업규모	1.002	2.123	0.034
면담횟수	0.996	-0.032	0.974
가구원수	1.356	2.497	0.013
입대·장비비율	1.259	0.345	0.730
원재료·인건비·경상비비율	0.398	-1.737	0.082
사업으로 인한 부채	0.995	-2.238	0.025
기술·서비스·농업직 경험유무	1.542	1.396	0.163
평균저축액	0.999	-1.974	0.048

註: Log Likelihood = -211.46, Chi2(10) = 30.79, Psuedo R²=0.0679, Significance Level은 P>|t|을 참조

Hazard Ratio는 앞의 식 (5)에서와 같이 相對的인 事件發生(終了)率을 말하는 것이다. 敎育變數의 Hazard Ratio가 1.152라는 것은 여타 변수가 不變인 상태에서 敎育수준이 1단위(1년) 증가함에 따라 相對的인 自活發生率이 1.152배 증가한다는 것이다. 따라서 가구원의 수가 1명 늘어남에 따라 자활발생률은 1.356배 증가하는 것을 의미하며, 수급자가 기술직이나 서비스직 그리고 농업에 종사한 경험이 있고 다른 조건이

동일한 경우 자활발생률은 1.5배 증가된다. 반면에 사업비에서 원재료, 인건비 그리고 경상비의 비중이 1% 증가함에 따라 자활발생률은 0.39 배로 저하된다. Hazard Ratio가 1에 가까운 것은 自活發生率의 變化에 아무런 영향을 미치지 않는 中立的인 變數로 해석될 수 있다.

VI. 結 論

生業資金을 포함한 자활프로그램의 窮極的인 目標은 자활에 있으므로 생업자금의 효율성은 수급자가 얼마나 자활하였는가에 달려 있다. 自活의 與否는 자활프로그램 수급이후 생활보호대상자에 계속 포함되어 있는지, 아니면 제외되어 있는 지가 判斷基準일 수 밖에 없다. 生活保護對象者 選定基準은 대상가구마다 동일하게 적용되어야 함은 물론이고 選定時點에 따른 오차가 적어야 하나 저소득층의 소득자체가 일정하지 못하고 재산기준도 감정평가 되기에는 적은 규모라 社會福祉專門要員의 主觀的 判斷에 좌우될 수 있다. 따라서 자활프로그램 수급자들이 진정한 자활을 이루었는지 아니면 선정기준의 문제점에 따른 오차에 의한 行政上의 自活인지를 가늠하기가 어렵다. 이와같은 문제점은 본 논문에서 활용한 受給者 追跡調査에서도 나타난 현상이다. 총 85가구가 생업용자금을 수급하였고, 이중 65%인 56명이 1995년 수급자 추적조사 당시 생활보호대상자에서 제외되었다고 응답함으로써 자활자로 분류되었다. 그러나 자활로 분류된 56명의 30%인 17명만이 생활보호대상가구에 서 벗어나게 된 이유로 생활형편이 나아졌기 때문이라고 응답하였고 나머지 70%는 기타 基準超過에 의한 除外였다고 응답하였다.

政府立場에서 생업자금융자는 일종의 投資事業이라 할 수 있다. 生活保護對象者들을 自立하게 함으로써 정부의 부담을 궁극적으로 줄이려는 노력인 것이다. 投資의 效率을 높이는 방법은 무엇보다도 事業選定에 달려 있다. 생업자금제도에서 事業選定이란 바로 대상자 선정과 동일

한 것이므로 客觀的이고 科學的인 選定方法이 絶실히 필요로 하고 있다. 따라서 본 논문이 제시한 自活確率算定은 투자의 효율을 높일 수 있는 정책도구로 이용될 수 있을 것으로 믿는다. 이러한 科學的 Screening Process를 도입함으로써 자활률을 높이고 궁극적으로는 豫算의 浪費를 줄일 수 있을 뿐만 아니라 자활률이 높은 프로그램으로 인식됨에 따라 豫算의 絶對額增加效果도 기대할 수 있을 것이다. 또한 自活確率算定을 활용한다면 현재 문제가 되고 있는 容자신청상의 保證人設定도 附隨的으로 해결이 가능하다. 예를 들어 가구특성상 추정자활률이 90%를 넘는 경우 보증인의 설정을 면제해 줄 수도 있을 것이다.

본 논문에서 시도한 自活決定方程式의 推定, 申請者 選定을 위한 自活確率算定, 그리고 自活所要期間과 家口特性과의 關係分析 등은 적어도 생활보호대상자 선정과정에 오차가 적었다는 것을 전제로 한다. 그리고 오차의 정도가 심하여 受給者追跡調査가 自活效果分析에 부적절하였다면 문제점을 보완하여 同一한 計量技法을 적용함으로써 앞으로 보다 정확한 確率推定이 가능할 것으로 믿는다.

參 考 文 獻

- 노인철 외, 『저소득층 실태변화와 정책과제』, 한국보건사회연구원, 1995.
- Berndt, Ernst R., *The Practice of Econometrics*, Adison-welsley Publishing Company, 1991.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, Macmillon Publishing Company, 1993.

Summary

Estimation of Success Probability in the Preferential Loan Program

Jongwook Won

This article develops a framework for analyzing the effectiveness of the assistance programs that are designed to promote self-reliance among needy families receiving public assistance. There are three major assistance programs for the purpose of promoting self-reliance of the needy families, educational protection for the children, job-training for adults, and provision of preferential loans to assist start-ups of small-scale business by needy families. Among these three programs, The paper only considers the features of the preferential loan program.

According to government statistics of 1994, only 1.1 percent of families in the public assistance program received the preferential loans. The statistics also shows that 55 percent of the recipients were later classified as families that are no longer in need of public assistance. Despite the apparent successes this figure represents the preferential loan program still has much room for improvement in terms of eligibility and the screening process. By utilizing the retrospective survey data, qualitative analyses are applied to identify the main sources of the success of loan recipients and to predict out-of-sample probabilities of the success of loan applicants. The findings indicate that an applicant's educational background, scale of business, and the number of family members, as well as the applicant's former experience in service, technique, and farming, have a positive impact on success in the preferential loan program.