

## 농업인력육성사업의 경제적 수익 효과 후계농업경영인육성사업을 중심으로

김강호\*    마상진\*\*

### Keywords

후계농업경영인(new farmer), 경제적 수익(economic return), 다항시차분포 모형(polynomial distributed lag model)

### Abstract

This paper analyzed the economic outcomes resulted from new farmer development program. In order to estimate national economic contribution of the program, polynomial distributed lag model was employed using total factor productivity(TFP) and program budget since starting-point of the program. The results of this study showed that new farmer development program had significantly increased agricultural TFP growth. The elasticity of agricultural TFP with respect to the program is 0.11, which was interpreted as an increase of 0.11% in TFP growth by an 1% increased in the program expenditure. The lagged impacts of the program on TFP began at the sixth year and increased to reach a maximum in the seventh and eighth years. Meanwhile, a marginal internal rate of return was 24.72% per year, which means the program was shown to be a economic profitable investment in Korean agriculture.

### 차례

1. 서론
2. 분석 모형
3. 분석 자료
4. 추정 결과
5. 요약 및 결론

---

\* 한국전문대학교육협의회 고등직업교육연구소 연구원

\*\* 한국농촌경제연구원 연구위원

## 1. 서론

농업인구의 급격한 감소와 1990년대 UR 이후 진행된 시장개방으로 인해 농가경제체의 양적·질적 확보가 중요하게 되었다. 이에 따라 신규농업인 확보와 정착을 지원하는 인력육성사업으로 유일하다시피 한 후계농업경영인육성사업 외에 정부는 전업농육성, 신지식농업인육성 및 농업벤처 지원, 농업경영컨설팅 등의 다양한 사업을 추진하게 되었다. 하지만, 이들 사업들은 후계농업경영인육성사업과 달리 특정 품목 또는 대상에 국한한 사업으로 추진 혹은 변경되거나, 사업추진 역사가 상대적으로 적고 일부 사업의 경우에는 단기 사업으로 추진되어 더 이상 운영되지 않는 사업도 있다. 더욱이 보다 체계적인 농업인력육성정책은 2004년 농업·농촌종합대책이 마련된 이후라고 할 수 있다(마상진, 박성재, 김강호 2011). 결국 후계농업경영인육성사업은 교육훈련과 컨설팅, 재정지원 등 포괄적인 지원을 통한 신규농업인의 안정적 정착을 위해 지금까지 운영된 대표적인 사업이라고 할 수 있다.

후계농업경영인육성사업은 농가인구의 노령화와 농촌 청년층의 농업기피와 이농현상이 심해지면서 농업후계인력의 육성을 목적으로 1980년 농어민후계자육성기금법이 제정되어 1981년부터 시행된 사업이다. 그럼에도 불구하고 사업초기 후계농 육성에 대한 뚜렷한 성과목표가 수립되지 않다가 1983년에 법정리당 1인 이상의 후계농 육성을 목표로 설정하였고, 1989년에는 이러한 목표가 달성되었다는 판단 하에 자연부락 1인씩의 후계자 육성을 목표로 전환되었다. 이후 1991년 농어촌구조개선대책에 따라 매년 1만 명의 후계인력을 선발·육성한다는 사업목표를 내세웠다.

하지만 뚜렷한 관리체계 없이 사업이 장기화되고 육성된 인력 수가 많아지면서 후계농업경영인육성사업의 성과 판단이 필요하다는 인식이 높아지게 되었다. 또한 최근 감사원 감사에서 후계농이 검적을 하거나 용자를 받아 구입한 농지를 지자체의 승인 없이 매도하는 등의 문제가 발생하면서 과연 후계농업경영인육성사업이 당초의 사업목적대로 국가농업발전에 충분히 기여하고 있는지에 대한 반성의 목소리가 나오기 시작하였다(마상진, 박대식, 김강호 2010).

2009년 기준 총 13만여 명의 후계농이 육성되었으나 사업연도에 따라 선정인원의 변동 폭이 크고, 투자예산도 급속히 줄어들게 되었다. 실제 전체 농림예산 중 후계농사업이 차지하는 예산비중이 10.3%를 차지하는 해(1985년)도 있었으나, 1990년대 들어 크게 줄기 시작하여 2009년에는 전체 농림예산 대비 0.52%에 그치는 사업이 되었다(농림수산식품부 각연도). 그럼에도 불구하고 후계농업경영인육성사업은 농업후계인력

의 안정적 확보와 정착 유도, 그리고 지역의 리더로 성장하도록 하는 기반사업으로서 충분히 기여하고 있는 것 또한 사실이다. 후계농업경영인육성사업은 그 목적에서도 밝히고 있듯이 농업발전을 이끌어갈 유망한 예비농업인 및 우수 농업경영인을 발굴하여 일정기간동안 교육, 컨설팅, 영농자금 등 종합적인 지원을 통해 정예농업인력으로 육성하는 것이다(농림수산식품부 2010). 이는 곧 후계농업경영인육성사업이 단기적으로는 후계인력을 지원, 육성함으로써 농업인력의 안정적 확보에 기여함과 동시에 장기적으로는 농업·농촌의 발전에 이바지할 핵심인력을 조기에 발굴하여 육성한다는 데 궁극적인 목적이 있는 것이다.

1981년 이후 후계농으로 선정된 농업인 중 약 92% 가량이 2010년 현재 영농에 종사하고 있으며, 지역사회 발전을 위한 다양한 활동에 참여하고 있는 것으로 보고되고 있다(마상진 외 2010). 한편, 후계농업경영인육성사업은 젊은 신규 인력의 지속적인 진입을 촉진하고, 더불어 고학력 사회로 인해 최근에 영농에 진입하는 인력들 역시 과거보다는 학력 향상이 뚜렷이 나타나고 있다.<sup>1</sup> 이는 곧 농업인력의 인적자본 증가를 시사하고 있으며, 이러한 인적자본을 바탕으로 농업의 생산성 향상 역시 충분히 기대할 수 있을 것이다.

하지만, 지금까지 후계농업경영인육성사업에 대한 평가는 선정된 인력이 영농에 정착했는지에만 관심이 있었고, 경영성과를 평가할 경우에도 개별농가의 소득향상에만 초점을 뒀서 거시적인 사업성과를 진단한 경우는 찾기 힘들다. 이에 이 연구는 농업인력육성 정책 중 가장 긴 역사를 가지고 있고, 그만큼 정책추진 과정에서 나타난 제반 문제를 개선해 나가면서 다른 사업, 예를 들어 전업농육성사업들에 기반이 된 사업으로서 그 거시적 성과를 진단하는 데 목적을 두었다. 구체적으로 이 연구는 후계농업경영인육성사업이 국가차원의 농업생산성에 기여한 정도를 판단하기 위해 1981년부터 투입된 후계농업경영인육성사업 예산이 국가 농업생산성에 어느 정도의 시차를 두고 어느 정도의 생산성 향상에 영향을 미치고 있는지를 도출하고자 한다.

1 후계농업경영인육성사업이 시작되기 직전인 1980년 고졸 이상의 농가경영주는 전체의 8.1% (전문대 이상 1.3%), 1990년 13.0%(1.8%), 2000년 20.5%(3.7%), 2005년 25.8%(6.0%)로 나타나 지속적으로 농가경영주의 학력향상이 이뤄지고 있다(통계청 각연도).

## 2. 분석 모형

### 2.1. 총요소생산성 분석

후계농업경영인육성사업을 위한 예산투자가 국가 농업생산성에 기여하는 정도를 파악하기 위해 이 연구에서는 우선 총요소생산성(TFP: Total Factor Productivity)을 산출하였다. 총요소생산성은 모수적 추정방법인 확률적 프론티어 생산함수(SFA: Stochastic Frontier Production Model)를 사용하였다.<sup>2</sup> 모수적 접근방법은 특정 생산함수를 가정하는 대신 확률적 오차를 고려한다. 모수적 접근방법에 따른 생산함수는 식(1)과 같이 표현할 수 있다. 여기서  $f(\chi_i)$ 는 생산함수를 나타내며,  $v_i$ 는 정규분포를 따르는 확률적 오차항이다. 또한, 각 생산단위가 정해진 생산요소를 활용하여 최대의 생산량을 산출한다는 가정이 비현실적이라는 사실을 반영하여 생산요소 대비 최대 생산량과 실질 생산량의 차이를 기술적 비효율성( $u_i$ )으로 나타내면 식(1)과 같고, 이때 기술적 비효율성은 항상 양의 값을 가진다고 가정한다.

$$(1) Y_i = f(\chi_i) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(-u_i)$$

$Y_i$ : 산출요소,  $f(\chi_i)$ : 생산함수,  $v_i$ : 오차항,  $u_i$ : 기술적 비효율성

생산함수  $f(\chi_i)$ 는 시간효과변수를 추가한 Cobb-Douglas의 모형을 사용하였으며, 투입요소로는 농업경영비와 노동투하량(시간)을 활용하였다. 여기서 오차항  $u_i$ 에 대한 가정이 필요한데, 주로 half-normal, exponential, truncated normal 분포 등을 가정하게 된다. 이 연구에서는 정규분포  $N(\mu, \sigma_u^2)$ 의 절단된 형태(half-normal distribution)를 따른다고 가정하였으며, 생산함수 추정식은 최우추정법(maximum likelihood estimation)이 활용되었다.

2 생산함수 추정방법은 모수적 방법과 비모수적 방법으로 나뉜다. 비모수적 접근방법은 특정 생산함수의 형태를 가정하지 않으며, 확률적 오차를 고려하지 않는다. 이러한 특징 때문에 투입되는 생산요소 외에 효율성에 영향을 미칠 수 있는 변수들은 모형 내에 포함되지 않으며, 따라서 이들 변수에 의한 산출량의 변화를 효율성의 변동으로 간주한다. 따라서 생산요소 및 효율성 변동 이외의 요인에 의해 산출량이 변동이 큰 경우에는 비모수적 접근방법이 적절하지 않다(김영수, 변창욱, 이상호 2009).

$$(2) \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln K_t + \beta_2 \ln L_t + \beta_3 T + v_t - u_t$$

$Y_t$ : 산출요소,  $K_t$ : 농업경영비,  $L_t$ : 노동투하량(시간),  $T$ : 시간(년도),

$v_t$ : 오차항,  $u_t$ : 기술적 비효율성

한편, 총요소생산성은 기술진보, 기술적 효율성 증가율, 규모 수익의 합으로 나타낸다. 식(2)에서 TP(technical progress)는 기술진보로서 생산함수를 시간으로 편미분한 것( $\beta_3$ )이며, 기술적 효율성(TE: technical efficiency) 증가율은 기술적 비효율성을 음의 값으로 바꾼  $-u_t$ 를 시간으로 편미분한 것이다.  $(RTS-1)\sum_j \lambda_j \dot{x}_j$ 는 규모 수익을 나타내며, 여기서 RTS(returns to scale)는 개별 생산요소, 즉 노동투하량과 농업경영비의 탄력성 합( $RTS = \beta_1 + \beta_2$ )을 의미하고  $\lambda_j$  ( $j = K, L$ )는 각 생산요소의 탄력성이 RTS에서 차지하는 비중( $\lambda_K = \frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}$ ,  $\lambda_L = \frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}$ )을, 그리고  $\dot{x}_j$ 는 각 생산요소의 증가율을 나타낸다. 따라서 총요소생산성 증가율(TFP)은 위에서 제시한 세 성분의 합인 식(3)과 같다.

$$(3) TFP = \frac{du_t}{dt} + (RTS-1)\sum_j \lambda_j \dot{x}_j$$

## 2.2. 한계내부수익률 분석

식(3)을 통해 구해진 총요소생산성을 종속변수로 하고, 이를 설명하는 변수로서 후계 농업경영인력육성사업 투입비용(R)을 투입하여 다항시차분포모형을 식(4)와 같이 설정하였다.

$$(4) \dot{TFP} = A \prod_{j=0}^L R_{t-j}^{\beta_j} \cdot e^\epsilon$$

다항시차분포모형(PDL: Polynomial Distributed Lag Model)은 외생시차변수(exogenous lagged variable)의 모수를 추정하는 방법으로 알몬시차분포모형(Almon Distributed Lag Model)이라고도 한다. 이 모형은 시차계수( $\alpha_i$ )의 크기가 시차에 따라 2차 또는 3차함수 등 다항식의 구조를 가진다고 가정한다. 특정사업(예, R&D 등)에 대한 예산투자가 일정 시차 이후에 발생한다고 가정하고, 어느 시점에 다다르게 되면

그 효과가 점차 감소한다고 가정하면 일반적으로 식(5)와 같이 2차함수를 설정하게 된다.

$$(5) \beta_j = \alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2$$

그리고 식(5)를 식(4)의 후계농업경영인육성사업 투자비용 항에 대입하면 다음의 식(6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} (6) \sum_{j=0}^L \beta_j \ln R_{t-j} &= \sum_{j=0}^L (\alpha_0 + \alpha_1 j + \alpha_2 j^2) \ln R_{t-j} \\ &= \alpha_0 \sum_{j=0}^L \ln R_{t-j} + \alpha_1 \sum_{j=0}^L j \cdot \ln R_{t-j} + \alpha_2 \sum_{j=0}^L j^2 \cdot \ln R_{t-j} \\ &= \alpha_0 Z_{0t} + \alpha_1 Z_{1t} + \alpha_2 Z_{2t} \end{aligned}$$

식(6)을 식(4)에 대입하여 OLS(ordinary least squares)를 통해 추정된  $\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2$ 를 활용하여 시차계수  $\alpha_i$ 를 구하게 된다<sup>3</sup>. 이를 위해  $\hat{\lambda}$ 와  $\hat{\alpha}$ 의 관계는 다음과 같으며, 여기서 L은 최대 시차수를 의미한다. 다항시차분포모형에서 다항식의 형태 및 시차수의 결정은 일반적으로 여러 가지 조합을 통해 모형의 적합지수에 따라 최적의 모형을 선택한다(Gujarati 2003).

$$\begin{aligned} (7) \hat{\beta}_0 &= \hat{\alpha}_0 \\ \hat{\beta}_1 &= \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \\ \hat{\beta}_2 &= \hat{\alpha}_0 + 2\hat{\alpha}_1 + 4\hat{\alpha}_2 \\ \hat{\beta}_3 &= \hat{\alpha}_0 + 3\hat{\alpha}_1 + 9\hat{\alpha}_2 \\ &\dots\dots\dots \\ \hat{\beta}_L &= \hat{\alpha}_0 + L\hat{\alpha}_1 + L^2\hat{\alpha}_2 \end{aligned}$$

한편 후계농업경영인육성사업에 대한 투자가 농업생산성 증가에 미치는 영향을 진단하기 위해 Alston, Norton, & Pardey(1995)의 한계내부수익률(marginal internal rates

---

3 모형의 추정을 위해 총요소생산성 추정은 STATA 10.0의 frontier 명령문을 활용하였으며, 다항시차분포모형의 추정은 SAS 9.1의 proc pdlreg를 활용하였다.

of return: MIRR)을 산출할 수 있다. 다항시차분포모형에 의해 산출된 후계농업경영인 육성사업 투자의 각 시차계수는  $t-j$ 시차의 사업 투자에 대한 농업생산성의 탄력성을 의미하며 식(8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(8) \beta_j = \frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln R_{t-j}} = \frac{\partial TFP_t}{\partial R_{t-j}} \times \frac{\overline{R_{t-j}}}{\overline{TFP_t}}$$

그리고 사업투자의 한계내부수익률(marginal internal rates of return)의 계산을 위해 시차계수를 한계생산가치(value of marginal product: VMP)로 전환할 필요가 있다. 이를 위해 우선  $t-j$ 시차에서 후계농업경영인육성사업 투자의 단위 증가분에 따른  $t$ 시점에서의 한계생산량(marginal physical product: MPP)을 식(8)을 활용하여 정리하면 식(9)와 같이 나타낼 수 있으며, 결국 총요소생산성과 사업투자비용의 평균값 비율과 시차계수의 곱으로 계산할 수 있게 된다.

$$(9) MPP_{t-j} = \frac{\partial TFP_t}{\partial R_{t-j}} = \beta_j \times \frac{\overline{TFP_t}}{\overline{R_{t-j}}}$$

그리고 한계생산량(MPP)을 이산근사값(discrete approximations)으로 전환한 후 한계생산가치를 식(9)에 대입하면 식(10)과 같이 시차계수를 활용한 한계생산가치(VMP)로 나타낼 수 있다. 여기서 VA는 농업생산량의 한계가치(marginal value of agricultural production)로 가격이 반영된 값이며, 농업부문 GDP를 사용하였다. 여기서  $\overline{TFP_t}$ 와  $\overline{R_{t-j}}$ 는 시계열 자료 기간(period)의 기하평균을 통해 근사치를 구할 수 있으며,  $\Delta VA_t$ 와  $\Delta TFP_t$ 는 해당기간 동안의 변화량이다(Thirtle 1999). 따라서 식(10)에서  $\overline{TFP_t}/\overline{R_{t-j}}$ 와  $\Delta VA_t/\Delta TFP_t$ 는 일정한 값을 갖게 되며, 다만  $\beta_j$ 만 시차에 따라 변화하는 값이다(Kiani, Iqbal, & Javed 2008; Alene 2010).

$$(10) VMP_{t-j} = \frac{\Delta VA_t}{\Delta R_{t-j}} = \frac{\Delta TFP_t}{\Delta R_{t-j}} \times \frac{\Delta VA_t}{\Delta TFP_t} = \beta_j \times \frac{\overline{TFP_t}}{\overline{R_{t-j}}} \times \frac{\Delta VA_t}{\Delta TFP_t}$$

식(10)을 통해 얻은 한계생산가치(VMP)를 식(11)에 대입하여 한계내부수익률(marginal internal rate of return: MIRR)을 얻게 되며, 여기서  $r$ 이 한계내부수익률이 된다.

$$(11) \sum_{j=1}^L \frac{VMP_{t-j}}{(1+r)^j} - 1 = 0$$

### 3. 분석 자료

분석에 활용한 자료는 통계청의 농업조사와 농가경제조사, 그리고 국민계정의 연도별 자료와 농림수산물부의 후계농업경영인육성사업 지원실적 자료를 활용하였다. 농업부문 총요소생산성 분석에 활용한 자료는 종속변수로 국민계정 자료 중 후계농업경영인육성사업이 시작된 1981년부터 2009년까지의 농림부문 GDP를 활용하였으며, 독립변수로서 농업경영비와 노동투하량(시간)을 활용하였다.

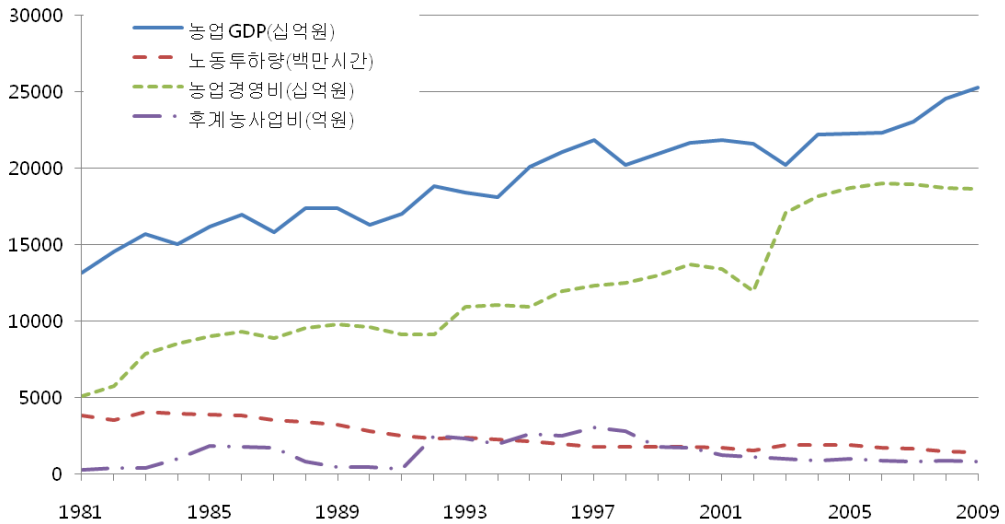
그러나 통계청 자료에는 우리나라 전체 농가의 노동투하량(시간)과 농업경영비에 대한 시계열 자료를 얻기 어렵기 때문에 본 분석에서는 전체 농가수에 농가경제조사에 집계된 연도별 농가당 노동투하량과 농업경영비를 각각 곱하여 산출하였다. 노동투하량은 가족노동시간을 활용하였으며, 농업경영비는 재료비, 종묘비, 비료비, 농약비, 노무비, 임차료, 수리비 등 농업경영에 투입되는 제반비용의 합을 사용하였다.<sup>4</sup>

또한, 생산함수 추정을 통해 산출된 총요소생산성에 대한 다항시차분포모형 분석에 사용한 후계농업경영인육성사업 투자비용은 농림수산물부의 내부자료를 활용하였다. 이 연구에서 사용된 자료의 연도별 변화 추이를 나타내면 <그림 1>과 같다.

4 농업 GDP에 영향을 주는 주요 변수로서 토지를 고려할 수 있다. 하지만 농지의 경우 1981년과 1982년의 자료가 누락되어 있었고, 아울러 연구자는 농지규모가 농업경영비와 높은 상관관계를 띠 가능성을 고려하였다. 실제로 자료분석 시 연도별 농지규모를 독립변수로 투입하였으나, 다중공선성이 발생하여 추정계수를 산출하지 못했다. 그럼에도 이 연구에서 활용한 자료가 전체 농가의 평균치를 사용했다는 점에서 측정오차를 무시할 수 없고 다중공선성 문제 역시 이 연구에서 통제하지 못한 측정오차에 기인했을 수 있음을 밝혀둔다.



그림 1. 분석 자료의 연도별 변화 추이



주. 농업GDP는 2005년 기준가격을 사용하였으며, 농업경영비와 후계농사업투자비용은 2005년 기준 GDP 디플레이터로 조정된 값임.

## 4. 추정 결과

### 4.1. 총요소생산성 변화 추이

식(2)의 확률적 프론티어 생산함수(SFA)를 활용한 추정결과는 <표 1>과 같다. 생산함수의 비효율성 여부를 나타내는  $\sigma_u$ 는 0.1285로 95% 유의수준에서 통계적으로 유의하였으며,  $\sigma_u$ 가 0이라는 귀무가설에 대한 우도비 검정통계량 역시 유의미하게 나타나 농업생산성에 대한 기술적 비효율성이 발생하고 있음을 알 수 있다. 투입변수로 설정한 노동투하량과 농업경영비의 탄력성은 각각 -0.9%와 0.8%로 나타났다. 기술진보를 나타내는 시간변수의 추정계수는 통계적으로 유의미하게 나타났지만 효과크기는 상대적으로 크지 않았다. 그런데 노동투하량과 기술진보에 대한 추정계수가 예상과 달리 음의 값을 보였다. 이는 투입요소에 대한 생산 탄력성은 0 이상이어야 한다는 생산함수

5  $\sigma_u$ 의 95% 신뢰구간은 CI(.099 .166)으로 산출되었다.

의 단조성(monotonicity) 가정에는 위배되는 결과이다. 이는 모든 자료구간에서 단조성이 충족되어야 하지만, 실제 자료에서는 그렇지 못한 경우가 많다(Henningsen & Henning 2009). 따라서 자료 분석 시 단조성을 충족하도록 추정계수를 제약하는 방법을 사용하기도 하지만, 자료의 대부분이 단조성을 띠지 않는 경우에는 효율적인 추정을 하기 어렵다.<sup>6</sup>

일부 선행연구에서도 이러한 결과가 나타나는데 이를 생산함수의 단계(the stage of production function)로 설명한다. 생산함수 단계는 총 3단계로 구분되는데 1단계는 총생산과 투입요소의 한계생산이 모두 증가하는 구간이며, 2단계는 총생산은 증가하지만 투입요소의 한계생산은 체감하게 된다. 마지막으로 3단계는 총생산량은 체감하고 투입요소의 한계생산은 음의 값을 나타내는 구간이다(Fox 2002). 결국 <표 2>에서 산출된 결과는 한계생산은 음의 값을 나타내는 3단계에 해당하는 것으로 판단된다. 특히 이러한 특징은 공공부문 사업에서 발견할 수 있는데 단조성 가정은 합리적인 생산자라면 생산량이 감소하지 않는 시점까지만 투입요소를 사용한다는 것이다. 하지만 정부의 공공투자의 경우 그러한 합리적인 선택을 하기 어려운 경우가 종종 발생하게 된다. 호주 화력발전소의 전력생산에 대한 Cowing과 Smith(1980)의 연구결과를 예로 들 수 있다. 정부소유의 발전소가 많았던 기간에 노동력 과잉현상이 발생하여 노동투하량의 한계생산이 음의 값을 나타내게 된 것이다. 하지만 1990년대 들어 인력감축 정책을 통해 상당수(약 40%)의 노동력이 감축된 시기에 실시한 Coelli(1998)의 연구에서는 인력감축에 대한 전력생산량에는 감소가 없었음을 보고하였다.<sup>7</sup>

이러한 맥락에서 기술진보 역시 음의 계수를 갖는 것은 단위 노동투입량을 증가시키더라도 농업생산량에 기술적 비효율성이 발생하는 것으로 해석된다(Kyi & von Oppen 1999). 이러한 결과는 농업인력은 지속적으로 감소했으나 경영비 등 물리적 자본은 계속 증가해온 데 따른 것으로 보인다. Kyi 등(1999)에 따르면 이러한 비효율 문제는 소규모 농가에서 주로 발생한다고 밝히고 있다. 특히 우리나라의 경우 소농의 비중이 크게 차지해 왔다는 점에서 크게 다르지 않다고 판단된다.

결국 농업부문의 GDP가 점차 증가하는 추세를 보여 왔지만 이는 농업에 투입되는

6 실제로 이 연구에서도 투입요소의 탄력성을 단조성 원칙에 부합하도록 제약하였지만 추정과정에서 이를 충족하지 못했다.

7 그러나 일부 연구(Quiggn 1997)에서는 이러한 결과가 생산물의 측정지표 문제로 보고 있다. 즉 전력생산에 대한 함수에서 전력수요를 고려하지 못했음을 지적하고 있다. 다시 말하면 전력생산은 전력수요와 밀접한 관련이 있기 때문에 노동력과 전력생산의 관계보다는 전력수요로 생산량을 측정하는 것이 합리적일 수 있다는 것이다.

경영비 증가분에 의해 비롯된 것으로 판단되며, 노동력의 투입과 기술의 활용 측면에서는 오히려 부정적인 효과가 나타났다고 볼 수 있다. 실제로 산업화에 따라 줄어드는 농업인력의 확보를 위해 후계농업경영인육성사업 등이 추진되어 왔지만 박문호(2003)의 연구에서도 지적하듯이 이들 사업의 대부분이 자금지원에 치중되어 농업인력의 질적 향상에는 제한적이었다. 또한 토지에 대한 애착이 강한 우리나라의 경우 주로 경영체를 자녀에게 물려주는 농가가 많고, 이 경우 부모의 영농방식과 다른 새로운 영농방식으로 자녀가 농업을 경영하는 데 어려움이 많은 현실도 고려할 수 있다(마상진 외 2010).

표 1. 농업 GDP에 대한 확률적 프론티어 생산함수 추정결과

종속변수: log(농업 GDP)	추정계수	표준오차
log(노동투하량)	-0.933***	1.26E-05
log(농업경영비)	0.840***	1.09E-05
시간	-0.063***	1.24E-06
상수	8.185***	3.31E-04
$\sigma_v$	5.65E-09	1.12E-06
$\sigma_u$	0.128	0.017
$\sigma^2$	0.016	0.004
$\lambda$	2.27E+07	0.017
Log Likelihood	38.472	
단측오차( $\sigma_u$ )의 LR 검증( $\chi^2$ )	8.73**	

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

주.  $\sigma_v$ : 확률오차의 표준편차

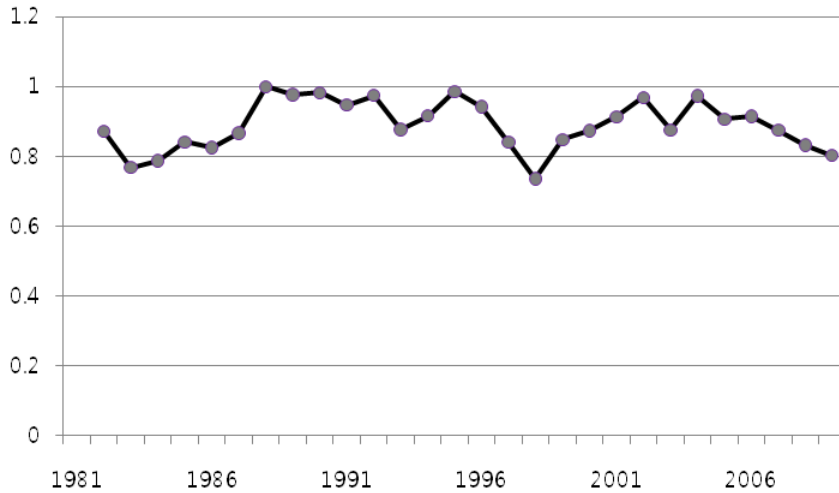
$\sigma_u$ : 비효율성의 표준편차

$$\sigma^2 = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}: \text{전체 변량 중 비효율성의 설명변량}$$

<표 1>의 결과를 바탕으로 식(3)을 활용한 총요소생산성의 증가율 변화추이는 <그림 2>와 같다. 1998년 0.736%로 1996-1998년 사이에 증가율이 하향추세를 보였으나 전반적으로 0.7%에서 1.0% 사이의 증가율을 나타내고 있다. 후계농업경영인육성사업이 시작된 1981년부터 지금까지의 농업부문의 총요소생산성은 연평균 0.887%였다. 이는 기존 연구결과에 비해 다소 낮은 수치를 나타내고 있다. 김용택 외(2000)의 연구에서는 80년대의 농업 총요소생산성이 연평균 3.2%, 그리고 90년대의 경우 1.4%로 증가하였다고 보고하고 있고, 최근 한국생산성본부(2010)의 자료에 따르면 1981년 이후 농

업부문의 총요소생산성 증가율은 대략 1.4%로 나타나고 있다. 이는 총요소생산성을 산출하는 방식과 투입되는 변수 및 자료가 연구마다 다소 차이가 있기 때문이라고 보여진다.

그림 2. 농업부문 총요소생산성 증가율 변화 추이



#### 4.2. 다항시차분포모형 추정결과

식(3)을 통해 추정된 총요소생산성의 증가율을 종속변수로 하여 다항시차분포모형을 추정하였다. 먼저 다항시차분포모형을 추정하기에 앞서 다항식의 형태와 시차수를 결정해야 한다. 이 연구에서는 선행연구(Kiani 2008)를 바탕으로 다항식의 형태는 2차 함수를 가정하였다. 즉, 후계농업경영인육성사업을 통한 인력육성 투자가 일정 시점 이후에서 그 효과를 나타내지만, 그 이후에는 점차 효과가 감소하는 형태를 가정하였다. 다음으로 다항식의 시차를 결정해야 하는데, 이를 위해서는 예상되는 여러 시차의 모형을 설정하여 모형의 적합도를 기준으로 선정하게 된다(Gujarati 2003).

시차수를 결정하기 위해 이 연구에서는 후계농업경영인육성사업의 선정기준 및 대출기간과 기존 연구에 기초하여 설정하였다. 우선 후계농업경영인육성사업 대출 상환기간은 15년(5년 거치 10년 균등상환)으로 운영되었으나 2010년부터 10년 상환(3년 거치 7년 균등상환)으로 변경되었으며, 후계농업경영인 선정기준을 10년 미만의 영농경

력을 지닌 자로 제한하고 있다. 한편, 마상진 등(2010)의 연구에서 후계농업경영인들은 대체로 5-6년 이후에 자신의 영농능력이 어느 정도 수준에 도달한다고 인식하는 것으로 조사되었다. Johnson et al.(2001)은 영농경력 4-10년 정도의 농업인을 재구조기단계(re-strategist)로 명명하여 자신의 영농계획을 조정해 나가는 단계로 정의하였고, 그 이후의 시기는 정착기(establishing)로 농업경영의 안정기에 접어든 단계로 보았다. 이를 종합해 볼 때, 후계농업경영인으로 선정된 이후 약 5-6년 후부터 농업생산성에 일정부분 기여할 것이며, 이러한 효과가 대략 10년까지 지속될 것으로 예상할 수 있다. 이러한 가정을 바탕으로 다항시차분포모형의 최대 시차를 11년부터 15년까지로 설정하고 모형을 설정하였다. 또한 각 최대 시차수별로 종점(end-point)의 계수를 0으로 제약하는 모형과 제약하지 않는 모형을 분석하였다.

대개 시차의 종점을 제약하는 이유는 다항시차분포모형을 추정할 때 일부 시차계수가 음의 값을 갖는 문제를 해결하거나, 미래의 투입비용 혹은 최대 시차 이전의 투입비용은 현재의 산출물에 어떠한 영향도 미치지 않는다는 가정에 의한 것이다(Ravenscraft & Scherer 1982). 시차의 종점을 제약하는 방법은 미래의 투자비용에 대한 시차계수( $\beta_{-1}$ )를 0으로 제약하거나, 최대 시차로 정한 시점 이전의 시차계수( $\beta_{L+1}$ ) 또는 두 시차계수를 모두 0으로 제약하는 세 가지 방법이 있다. 이 연구에서는 이들 세 가지 방법을 모두 모형추정에 적용하였으며, 시차분포모형의 최대 시차수 설정과 종점의 제약 방법은 모형선택의 기준이 되는 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwarz's Bayesian criterion)에 따라 판단하였다.<sup>8</sup>

추정결과 시차수를 11년으로 설정하고, 종점의 계수를 제약한 모형의 AIC와 SBC가 가장 낮게 나타나 다른 모형에 비해 적합한 모형임을 알 수 있었다. 비제약 모형의 경우 모형의 설명량( $R^2$ )는 제약모형에 비해 높았지만, 모형 선택의 기준이 되는 AIC와 SBC가 제약모형에 비해 높게 나타났다.

각 시차계수는 총요소생산성에 대한 후계농업경영인육성사업 투자의 탄력성을 나타낸다. 제약모형의 경우 시차효과의 총 합은 0.110으로 이는 후계농업경영인육성사업을

8 AIC와 SBC는 두 개 이상의 모형을 분석하였을 때, 최적의 모형을 선택하기 위한 판단기준으로서 모형의 적합정도를 나타내며, 그 값이 낮을수록 적합도가 높은 것으로 판단한다. 이 논문에서 보고하지 않았으나 12~15년의 시차를 추가로 분석하였지만 AIC와 SBC의 수치가 점차 높아지는 양상을 띠었으며, 아울러 종점의 제약방법에서도  $\beta_{-1}=0$  또는  $\beta_{-1}=\beta_{L+1}=0$ 으로 제약하는 모형 역시  $\beta_{L+1}=0$ 으로 제약한 모형에 비해 적합도가 낮아져 이 연구에서는 최종적으로 최대 시차수를 11년으로 설정하고 최대 시차수 이전의 시차계수( $\beta_{L+1}$ )를 0으로 설정한 모형과 제약하지 않은 모형 두 가지를 분석하였다. 그럼에도 불구하고 세 시차계수( $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ )는 음의 값이 산출되었으며, 이는 선행연구(Alene 2010; Thirtle 1999)의 방식에 따라 0으로 처리하였다.

위한 정부지출을 1%를 증액시켰을 때 농업부문의 총요소생산성이 연간 0.11% 증가한다는 것을 의미한다. 또한 시차효과계수는 6년부터 통계적으로 유의미하게 나타났다. 즉 후계농업경영인육성사업을 위한 투자가 이루어진 시점 이후로 6년부터 농업부문의 총요소생산성 증가에 기여한다는 것을 알 수 있다.

표 2. 농업 총요소생산성에 대한 후계농 사업투자의 시차효과 추정결과

구 분	비제약모형			제약모형		
	추정계수	표준오차	t	추정계수	표준오차	t
상수	-13.228	3.966	-3.340**	-10.390	3.204	-3.240**
$\alpha_1$	0.036	0.024	1.510	0.017	0.018	0.940*
$\alpha_2$	0.047	0.015	3.050**	0.038	0.014	2.780
$\alpha_3$	-0.017	0.015	-1.150	-0.031	0.010	-3.070**
시차 계수(가중치)						
$\hat{\beta}_0$	0			0		
$\hat{\beta}_1$	0			0		
$\hat{\beta}_2$	0			0		
$\hat{\beta}_3$	0.003	0.006	0.500	0.002	0.006	0.240
$\hat{\beta}_4$	0.009	0.007	1.380	0.008	0.007	1.230
$\hat{\beta}_5$	0.014	0.007	2.000	0.013	0.007	1.860
$\hat{\beta}_6$	0.018	0.007*	2.440	0.016	0.007	2.220*
$\hat{\beta}_7$	0.021	0.008*	2.740	0.018	0.007	2.450*
$\hat{\beta}_8$	0.023	0.008*	2.840	0.018	0.007	2.590*
$\hat{\beta}_9$	0.024	0.009*	2.650	0.016	0.006	2.680*
$\hat{\beta}_{10}$	0.024	0.011*	2.200	0.012	0.004	2.750*
$\hat{\beta}_{11}$	0.023	0.014	1.660	0.007	0.002	2.800*
$\Sigma R^2_{t-j}$	0.159			0.110		
$R^2$	0.522			0.471		
AIC	-45.977			-46.135		
SBC	-41.525			-42.574		
Durbin-Watson	2.121			1.817		

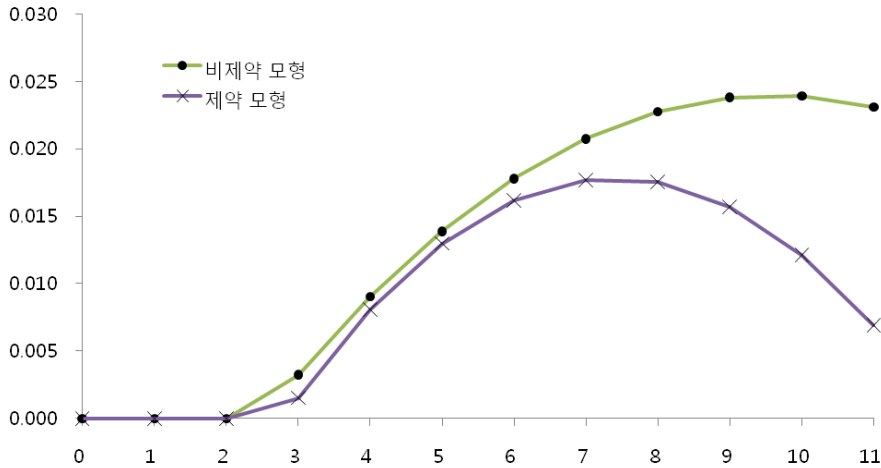
\*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001

주) 두 모형에서  $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ 는 음의 계수값이 산출되어 0으로 처리하였음.

<표 2>의 추정결과를 도식화하면 <그림 3>과 같다. 후계농업경영인육성사업에 대한 투자효과는 역 U자 형태를 나타내며 농업부문의 총요소생산성에 미치는 효과는 투자

시점 이후 7-8년에 가장 높고 그 이후로는 점차 감소하는 양상을 띠고 있다.

그림 3. 후계농업경영인육성사업의 시차분포에 따른 효과



후계농업경영인육성사업의 다항시차분포모형 중 제약모형의 추정결과를 바탕으로 식(11)을 활용한 한계내부수익률(MIRR)을 산출하였다. 그 결과 후계농업경영인육성사업의 한계내부수익률은 24.72%로 나타났다. 이는 후계농업경영인육성사업에 대한 투자비용에 대해 연평균 24.72%의 내부수익률이 발생한다는 것을 의미하여 농업인력육성사업으로서 후계농업경영인육성사업이 농업생산성 향상에 상당부분 기여하고 있다고 해석할 수 있다.

### 5. 요약 및 결론

이 연구는 장기적인 측면에서 농업인력육성사업이 충분한 경제적 성과를 창출할 수 있는 소프트웨어적 정책임에도 불구하고 그에 대한 검토가 부족했다는 문제의식에서 출발하였다. 이러한 제한점에는 상당부분의 사업들이 금융기관을 통한 보조사업으로 추진되어 국가 차원의 사업투자에 대한 성과 확인에 큰 관심이 없었고, 더불어 농업부문의 인력육성사업이 그리 오랜 역사를 가지고 있지 못했기 때문이라고 볼 수 있다.

1990년대 이후 전업농육성사업, 법인경영체육성사업, 신지식농업인육성사업, 농업경

영권선택사업, 선도농업경영체육성사업 등 상당 수의 농업인력육성사업이 추진되었지만, 후계농업경영인육성사업만큼 오랜 시간을 두고 추진된 사업이 없었고, 아울러 일부 사업들은 정책변화에 따라 특정품목에 국한한 사업으로 변경되거나, 소수 인력에 대한 집중 육성 사업, 또는 단기적 지원사업으로 운영됨으로써 국가차원의 농업생산성 증대에 얼마나 기여했는지를 판단하기 어려운 부분이 있다. 농업인력육성사업 역시 교육을 기반으로 하여 안정적 정착을 유도하는 사업인 만큼 특정 사업을 통해 농업인력이 취농하여 정착하고, 일정수준의 생산성 향상에 기여하는 데는 사업투자 이후 일정 시간이 흐른 후에 나타나는 특징을 지닌다. 이에 이 연구에서는 여러 농업인력육성사업 중 전체 품목에 대해 이루어져 왔고, 아울러 상당한 역사를 지닌 후계농업경영인육성사업에 초점을 두고 그 경제적 성과가 어떻게 나타나는지를 판단하고자 하였다.

분석결과 우리나라 농업의 총요소생산성은 후계농업경영인육성사업이 시작된 1981년 이후 연평균 약 0.89%의 증가를 보였다. 그리고 이러한 농업부문의 총요소생산성 증가에는 여러 정책에 의한 효과가 있겠으나, 농업인력육성사업으로서 후계농업경영인육성사업에 대한 투자가 1% 증가할 때 농업부문의 총요소생산성이 연평균 약 0.11% 증가하는 것을 알 수 있었다.

하지만, 후계농업경영인육성사업은 사업투자 연도, 혹은 다음 연도에 바로 그 효과가 나타나지 않았다. 후계농업경영인육성사업이 국가차원의 농업생산성에 영향을 미치기 시작한 시점은 사업비 투자 이후 6년 시점에서 나타나며, 특히 7-8년에 가장 큰 효과를 보였다. 또한 그 이후에는 후계농업경영인육성사업이 농업부문의 총요소생산성에 기여하는 정도가 점차 작아지는 형태를 나타냈다.

한편, 후계농업경영인육성사업은 투자비용 대비 연평균 약 24.72%의 수익률을 보이는 것을 알 수 있었다. 이는 후계농업경영인육성사업이 농업생산성 증대에 상당한 기여를 하고 있다는 것을 의미하며, 우리나라의 농업발전에 농업인력육성사업이 왜 필요한지에 대한 당위성을 마련해 준다.

그럼에도 불구하고 이 연구의 결과는 다음과 같은 제한점이 따른다. 우선 이 연구에서는 단위 농가를 대상으로 한 자료를 분석한 것이 아니다. 결국 미시적 경제 이론에 입각한 생산함수 추정에 제약이 있기 때문에 생산함수의 단조성 가정에 충분한 대안을 제시하기 어렵다. 따라서 추후연구에서는 공공정책에 따른 농업생산 함수의 거시적 추정과 단위 농가경영체의 미시적 추정에 대한 면밀한 검증이 필요할 것으로 생각된다.

둘째로, 농업부문의 총요소생산성 증가에는 후계농업경영인육성사업 외에도 농업부문의 여러 투융자 사업에 의한 영향을 받을 수 있다. 따라서 이 연구에서 밝힌 후계농업경영인육성사업 투자비용의 수익률은 과대추정되었을 가능성을 배제할 수 없다. 하



지만, 후계농업경영인육성사업만큼 오랜 시간을 두고 투입된 사업이 없는 실정에서 시계열에 따른 사업비 투입 효과를 충분히 분석하기 어렵다. 아울러 상대적으로 오랜 역사를 지닌 후계농업경영인육성사업 역시 29년 간의 자료가 분석에 활용되었다. 이러한 자료의 제약은 다항시차분포모형 분석 시 최대 시차수를 증가시킬수록 분석에 활용되는 자료가 줄어들기 때문에 보다 많은 시계열자료를 요한다. 또한 자본, 노동 이외의 여러 투입요인(예, 강수량)을 적용할 수 있으나 자료 활용의 한계로 인해 반영되지 못했다. 따라서 이 연구에서 추정한 시차효과 결과는 일반화에 주의가 요구되며, 추후 연구에서는 이러한 점을 감안하여 장기 시계열 자료가 구축된 사업의 시차효과를 추정하는 추가적인 작업이 이뤄질 필요가 있다.

### 참고 문헌

- 김영수, 변창욱, 이상호. 2009. 「지역산업의 생산성과 정책효과 분석방법 연구」. 산업연구원.
- 김용택 등. 2000. 「농업생산성 제고방안」. 한국농촌경제연구원.
- 농림수산식품부. 2010. 「후계농업경영인 육성사업 지침」.
- \_\_\_\_\_. 각연도. 농정에 관한 연차보고서.
- 마상진, 박대식, 김강호. 2010. 「후계농업경영인 육성사업 진단 및 성과평가」. 한국농촌경제연구원.
- 마상진, 박성재, 김강호. 2011. 「농림수산식품 인력육성정책 진단 및 발전방안 연구」. 한국농촌경제연구원.
- 마상진, 정기환. 2008. 「신규 취농의 진입장애 해소 방안」. 한국농촌경제연구원.
- 박문호. 2003. 농업인 민간위탁 교육·훈련의 실태와 발전방안. 한국농촌경제연구원.
- 한국생산성본부. 2010. 「중요소생산성 국제비교」.
- 통계청. 각연도. 「농업총조사」.
- \_\_\_\_\_. 각연도. 「농가경제조사」.
- \_\_\_\_\_. 각연도. 「국민계정」.
- Alene, A. D. 2010. “Productivity Growth and the Effects of R&D in African Agriculture.” *Agricultural Economics* 41: 223-238.
- Alston, J.M., Norton, G.W., & Pardey, P.G. 1995. *Science under Scarcity: Principles and Practice for Agricultural Evaluation and Priority Setting*. Ithaca, NY: Cornell University Press.
- Coelli, T. 1998. *Productivity Growth in Australian Electricity Generation: Will the Real TFP Measure Please Stand Up? Center for Efficiency and Productivity Analysis*. University of New England.
- Cowing, T. G. & Smith, V. K. 1980. “The Estimation of a Production Technology: A Survey

- of Econometric Analyses of Steam-Electric Generation.” *Land Economics* 54: 156-186.
- Fox, K. J. 2002. *Efficiency in the Public Sector*. Kluwer Academic Publishers.
- Gujarati, D. N. 2003. *Basic Econometrics*(4th ed.). McGraw Hill.
- Henningsen, A. & Henning, C. H. 2009. “Imposing Regional Monotonicity on Tranlog Stochastic Production Forntiers with a Simple Three-Step Procedure.” *Journal of Production Analysis* 32: 217-229.
- Johnson, S. E. et al. 2001. *Exploring the Concept of Farming Career Paths*. Belchertown, MA: The New England Small Farm Institute.
- Kiani, A. 2008. “TFP and MIRR in the Agricultural Crop Sub-Sector of Sindh.” *European Journal of Social Sciences* 7(1): 43-57.
- Kyi, T. & von Oppen, M. 1999. “Stochastic frontier production function and technical efficiency estimation: A case study on irrigated rice in Myanmar.” *Deutscher Tropentag* 45.
- Ravenscraft, D. & Scherer, F. M. “The Lag Structure of Returns to Research and Development.” *Applied Economics* 14: 603-620.
- Thirtle, C. 1999. “Productivity and the Return to Levy-Funded R&D for Sugar Production in the Eastern Counties of England.” *Journal of Agricultural Economics* 50(3): 450-467.
- Quiggin, J. 1997. “Estimating the Benefits of Hilmer and Related Reforms.” *Australian Economic Review* 30: 256-272.

원고 접수일: 2011년 8월 24일
원고 심사일: 2011년 9월 6일
심사 완료일: 2011년 10월 20일