

# 영농형태별 농가소득 격차요인 분석

이 은 우\*

Key words: 농가소득(farm household income), 표본선택모형(sample selection model), 소득결정 함수(income determination function), 소득격차 요인분해(decomposition of income differentials)

ABSTRACT

The purpose of this paper is to analyze farm household income differentials by farming types. We use farm household economy survey data for this study. Farm households are classified into 4 types, i.e. paddy, fruits, vegetables, and others.

First, by using Heckman-type two stage model, we simultaneously estimate farm-type choice model and income determination function. According to income determination function, selectivity variable of other type household,  $\lambda$ , is positive with 5% significance level. This means other type farm household earns higher income than paddy, fruits and vegetables household when same human and physical capital are invested.

Second, we decompose income differentials into two parts, differentials due to personal characteristics difference and different returns. This analysis shows that other type farm household has high possibility to increase household income.

- 1. 서론
- 2. 소득격차 실태
- 3. 영농형태 선택함수 및 소득함수 추정
- 4. 영농형태별 소득격차 요인분해
- 5. 결론

## 1. 서론

1960년대 초 경제개발계획이 수립되고 시행된 이후 농업무문이 국민소득에서 차지하는 비중은 지속적으로 감소해 왔다. 2004년의 경우 GDP에서 농림어업이 차지하는 비중은 3%이다. 전체 취업자 중에서 농림어업 부문이 차지하는 비율이 8%인 점을 고려하면 농림어업 취업자는 타 부문에 비해 상대적으로 매우 낮은 소득을 얻

\* 울산대학교 사회과학대학 경제학과 교수  
ewlee@mail.ulsan.ac.kr, 052-259-2425.

\*\* 이 논문은 2005년 울산대학교의 연구비에 의해 연구되었음.

\*\*\* 필자는 자료의 이용에 많은 도움을 준 한국 농촌경제연구원의 박준기 박사와 문한필 연구원께 감사를 표합니다.

고 있다는 것을 알 수 있다.

농가경제통계 결과보고와 도시가계연보에 나타난 결과를 보면, 2004년의 농가소득은 2,900만원, 도시가구소득은 3,555만원으로 농가소득은 도시가구소득의 82%에 지나지 않는다. 농가는 가구당 취업자 수가 도시가구보다 많기 때문에 취업자 1인당 소득은 농가가 도시가구에 비해 훨씬 작다.

농가의 소득수준이 이렇게 낮은 것은 여러 가지 이유가 있겠지만 무엇보다 중요한 것은 WTO 출범 이후 국내 농산물 시장이 개방되어 외국 농산물이 많이 수입되었기 때문이다. 앞으로도 농산물 개방 추세는 계속될 것이다. 이제 우리 농업은 이런 대세를 거스르기는 힘들기 때문에 이런 환경 속에서 잘 적응하여 위기를 기회로 만들 수 있도록 여러 가지 대책을 수립하고 시행해야 할 것이다.

그간 대내외적인 환경이 농가에 여러모로 불리하게 작용하였기 때문에 정부는 농가소득을 보전하기 위하여 여러 가지 정책을 시행해 왔다. 1960년대 이후 시행되어 온 이종곡가제도가 그 대표적인 예이다. 농외소득을 증가시키기 위해 농촌공업화나 농촌관광산업을 육성하기도 했다. 최근에는 직접적으로 농가소득을 보조하는 직접지불제도를 시행하고 있고, 농가소득의 불안정성을 감소시키기 위해 농작물재해보험을 확대 실시하고 있다. 이 이외에도 농가소득을 높이고 안정시키기 위해 여러 정책이 시행되고 있다.

현재의 상황에서 농업이 비농업에 비해 여러 면에서 불리한 위치에 있기 때문에

농가소득을 보전하기 위해 여러 가지 정책이 시행될 것이다. 합리적인 소득정책을 수립하기 위해서는 농가소득의 결정 및 분배에 관해 심층적인 연구가 필요하다. 이제까지 농가소득과 관련하여 다수의 연구가 이루어졌다. 대표적인 연구는 다음과 같은 것을 들 수 있다. 이정환 외(1987)는 '농가경제조사' 원자료를 이용하여 농가소득과 관련된 여러 사항을 분석하였다. 그 중에서도 본 연구와 관련된 것은 농업소득함수와 농외소득함수를 추정한 점이다. 농외소득함수의 독립변수로 사용된 것은 성별, 연령, 교육연수, 그리고 지역변수 등이고, 농업소득함수의 독립변수로 사용된 것은 경지면적, 투하노동력, 동물자본, 그리고 농구자본 등이다. 이정환 등(1988)은 주로 국민소득 통계자료를 이용하여 거시적 측면에서 농업부문 소득을 분석하고 있다. 김인숙·최은숙(1990)의 연구는 본 연구의 주제와 거의 같은 영농형태별 가구소득과 소비지출을 분석하고 있으나 표본농가가 78호로 너무 적다는 것이 단점이다. 이동필 등(2004)의 연구는 도농간 소득격차의 실태와 원인을 여러 가지 부문으로 나누어 실태분석을 하고, 외국사례와 비교분석을 하고 있다. 박준기 등(2004), 김성용(2004a), 김성용(2004b)은 모두 '농가경제통계'의 원자료를 이용하여 농가소득의 불평등이 어떤 요인에 기인하는가를 분석하고 있다. 외국의 경우에도 농가소득과 관련된 연구들이 다수 있다. 예를 들면 Adams(1995), Hill(1999), LU(2002)의 연구를 들 수 있다.

이제까지 농가소득에 관한 다수의 연구

가 이루어졌으나 영농형태 사이의 소득격차를 분석한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 현실적으로 영농형태별로 소득수준은 많은 차이가 난다. 영농형태 사이의 소득의 차이가 어떤 요인에 의한 것인가를 파악하는 것은 매우 중요하다. 어떤 한 형태의 농가가 다른 형태의 농가보다 소득이 높으면, 이것의 요인이 보다 양질의 인적자원에 의한 것인지, 보다 많은 자본이 투입되어서인지, 또는 그 영농형태 자체의 상대적 높은 수익률 때문인지를 파악할 필요가 있다. 영농형태 사이의 소득격차 요인을 분해하여 그 격차가 생산요소 투입보다는 영농형태 자체의 높은 수익률에 의존한다면, 그 방향으로 영농형태를 전환하면 농가소득을 높일 수 있다. 영농형태별로 소득격차를 파악하고, 그 소득격차가 어떤 요인에 의존하는가를 분석하는 것은 우리나라의 농업이 나아가야 할 방향을 수립하는 데 반드시 필요하다.

이 논문에서는 영농형태별로 농가소득의 차이를 알아보고, 이 차이가 어떤 요인에 의해 발생하는가를 분석하고자 한다. 표본 선택모형을 이용하여 선택확률변수( $\lambda$ )를 포함하는 소득결정함수를 추계하면 어느 영농형태가 보다 높은 수익률을 가져다주는지 알 수 있다. 이와 함께 소득격차의 요인분해법을 이용하게 되면 영농형태 간 소득격차가 어떤 요인에 의해 발생하는지 알 수 있다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 ‘농가경제통계’의 원자료(2003년)를 이용하여 영농형태별 농가소득을 파악한다. 제3절에서는 다항 로짓 모형을 이용하

여 영농형태 선택함수를 추정하고, 다음으로 선택확률변수( $\lambda$ )를 포함하는 영농형태별 소득결정함수를 추정한다. 제4절에서는 요인분해법을 이용하여 영농형태 간 소득격차가 어떤 요인에 의해 발생하는가를 분석한다. 제5절에서는 이제까지의 논의에 대해 요약을 하고 나름대로 결론을 내리고자 한다.

## 2. 소득격차 실태

이 연구에서 농가소득을 분석하기 위해 사용하는 자료는 통계청에서 매년 발표하고 있는 ‘농가경제통계’의 원자료(2003년)이다. 이 조사는 전국을 대상으로 표본을 설정하고 이들 표본 농가를 대상으로 농가의 수입과 지출, 자산 및 부채 등 전반적인 농업경영실태를 조사하여 발표하고 있다. 2003년의 경우 표본농가 수는 3,042호이다. 이들 농가 중 일부는 소득이 음으로 나타나 이들 가구를 제외한 2,962호의 농가를 분석대상으로 한다.

<표 1>은 영농형태별 가구당 평균소득 수준을 나타낸다.<sup>1</sup> 여기서는 영농형태를 논벼농가, 채소농가, 과수농가, 그리고 기타농가로 구분한다.<sup>2</sup> 기타 농가는 특작, 화훼,

<sup>1</sup> <표1>에 나타난 소득수준은 『농가경제통계』에 발표된 소득수준과 약간의 차이가 난다. 『농가경제통계』에서는 2종 겸업농가를 제외시키고 영농형태별 소득수준을 구하고 있다. 본 연구에서는 2종 겸업농가는 포함하나 소득수준이 음수인 농가를 제외시키고 있다. 따라서 분석대상에 포함된 표본농가가 다르기 때문에 양자간에 소득수준의 차이가 난다.

<sup>2</sup> 영농형태를 분류할 때 축산부문을 따로 분리하

표 1. 영농형태별 농가소득, 2003

단위: 만원

	논 벼	채 소	과 수	기 타	전 체
농가소득	2,583 (1,870)	2,657 (1,868)	3,375 (2,537)	3,446 (3,097)	2,846 (2,253)
농업소득	858 (1,210)	1,220 (1,493)	1,366 (1,771)	1,962 (2,758)	1,206 (1,772)
농외소득	1,031 (1,294)	814 (1,246)	1,272 (1,825)	822 (1,403)	964 (1,376)
이전소득	213 (329)	187 (355)	227 (396)	220 (528)	209 (387)
비경상소득	482 (825)	435 (695)	511 (805)	441 (639)	466 (760)
표본 수	1,375	722	310	555	2,962

자료: 농가경제통계(2003) 원자료  
 주: ( )안은 표준편차

전작, 축산, 그리고 그 이외의 다른 영농형태를 모두 포함한다. 여기서는 농업총수입 중에서 가장 비중이 큰 것을 기준으로 영농형태를 구분하였다. 통계청에서 ‘농가경제통계’ 자료를 발표할 때도 이 기준을 적용하여 영농형태를 구분한다.

연평균 소득 수준을 보면 논벼농가의 평균소득수준은 2,583만원, 채소농가의 경우 2,657만원, 과수농가의 경우 3,375만원, 그리고 기타농가의 경우 3,446만원으로 나타나, 기타농가의 경우가 제일 소득수준이 높은 것으로 나타났다. 전체 농가평균 소득은 2,846만원으로 나타났다.

농가소득은 농업소득, 농외소득, 이전소

는 것이 바람직하다. 그러나 축산부문의 경우 표본수가 83에 불과하다. 그리고 『농가경제통계』에서는 2003년의 축산농가의 평균소득이 3,660만원으로 발표되었으나, 본 연구에서는 2종겹업 농가를 포함하고 있어 축산농가의 평균소득은 2,335만원으로 나타났다. 따라서 축산농가를 분리하여 분석을 할 경우 연구결과를 왜곡시킬 수 있어 여기서는 축산농가를 기타농가에 포함시키기로 한다.

득, 그리고 비경상소득으로 구성된다. 여기서 비경상소득이란 경조수입, 퇴직일시금, 그리고 사고보상금 등을 말한다. 농업소득만을 보면 논벼농가의 경우 858만원, 채소농가의 경우 1,220만원, 과수농가의 경우 1,366만원, 그리고 기타농가의 경우 1,962만원으로 기타농가의 경우가 압도적으로 높다.

이제 농가소득을 결정하는 변수들을 생각해보기로 하자. 농가소득을 결정하는 요인으로는 크게 인적자본과 물적 자본으로 나누어 생각할 수 있다. 인적자본을 결정하는 요인으로 경영주의 성별, 연령, 학력과 가구원수를 생각할 수 있다. 물적 자본으로는 경지면적, 농업용 고정자산(토지제외), 그리고 기타 자산으로 구분한다. <표 2>에는 영농형태별로 이들 변수의 평균값과 표준편차가 나타나 있다.

먼저 경영주의 성별을 보면 대부분의 경우 남성으로 구성되어 있다. 경영주의 연령을 보면 논벼농가의 경우가 60.14세로 제일

표 2. 영농형태별 주요변수들의 값

	논 벼	채 소	과 수	기 타	전 체
경영주 남성비율	0.962 (0.191)	0.940 (0.237)	0.987 (0.113)	0.953 (0.212)	0.958 (0.201)
경영주 연령(세)	60.14 (10.68)	57.16 (10.59)	56.69 (11.09)	56.13 (11.43)	58.30 (10.98)
경영주 교육연수(년)	7.59 (3.65)	7.98 (3.51)	9.53 (3.71)	8.30 (3.84)	8.02 (3.71)
가구원수(명)	3.10 (1.40)	3.30 (1.38)	3.23 (1.32)	3.31 (1.43)	3.20 (1.40)
경지면적(평)	6,616 (7,735)	5,364 (6,488)	6,450 (5,764)	6,961 (12,628)	6,358 (8,465)
농업용 고정자산(만원)	1,457 (1,970)	1,986 (2,535)	4,865 (4,245)	6,292 (9,432)	2,849 (5,062)
기타 자산(만원)	7,016 (5,239)	6,925 (6,298)	9,235 (9,184)	7,307 (5,406)	7,281 (6,093)

자료: 농가경제통계(2003) 원자료

주: ( )안은 표준편차

높고, 기타농가의 경우가 56.13세로 제일 낮다. 경영주의 교육연수를 보면 과수농가의 경우가 9.53년으로 제일 높고, 논벼농가의 경우가 7.59년으로 제일 낮다. 호당 가구원수는 약간의 차이는 있으나 3.2명 내외이다.

경지면적을 보면 논벼농가의 경우 6,616평, 채소농가의 경우 5,364평, 과수농가의 경우 6,450평, 그리고 기타 농가의 경우가 6,961평으로 기타 농가의 경우가 제일 큰 것으로 나타났다. 그러나 기타 농가의 경우 경지면적의 표준편차가 12,628평으로 매우 크게 나타났다. 기타 농가의 경우 그 유형이 매우 다양하기 때문에 경지면적도 매우 다양하여 표준편차가 크게 나타난 것으로 생각된다.

농업용 고정자산은 그 형태가 다양하기 때문에 금액으로 환산되어 표시되어 있다. 농가경제통계에서 농업용 고정자산은 토지를 포함하고 있다. 농업에서는 토지는 매우 중요한 생산요소이기 때문에 여기서는 토

지를 따로 분리하여 별도의 생산요소로 처리하였다. 따라서 <표 2>에 나타난 농업용 고정자산은 토지를 제외한 것이다. 농업용 고정자산을 보면 논벼농가의 경우 1,457만원, 채소농가의 경우 1,986만원, 과수농가의 경우 4,865만원, 그리고 기타 농가의 경우가 6,292만원으로 기타농가의 경우가 다른 영농형태에 비해 압도적으로 높다. 기타 자산은 총자산에서 농업용 고정자산과 토지자산을 제외한 것을 말하는데, 논벼농가의 경우가 7,016만원, 채소농가의 경우가 6,925만원, 과수농가의 경우가 9,235만원, 기타농가의 경우가 7,307만원으로 과수농가의 경우가 제일 높다.

### 3. 영농형태 선택함수 및 소득함수 추정

이 절에서는 영농형태별로 소득함수를

추정하고 각 형태 사이의 소득격차가 어떤 요인에 의해 발생하는가를 알아보려고 한다. 영농형태별 소득수준은 <표 1>에 나타나 있다. 영농형태별로 소득의 차이가 나는 데, 이것이 어떤 요인이 의해 발생하는가를 분석하고자 한다.

각 영농형태별 소득함수를 추계하여 각 형태별 선택이 소득결정에 미치는 효과를 분석할 때 선택 편의(selectivity bias)가 발생할 수 있다(Heckman, 1979). 이를 무시하고 각 형태별 선택이 소득결정에 미치는 효과를 분석하게 되면 편의가 발생할 수 있다. 소득결정함수에서 선택 편의는 측정되지 않은 변수들이 소득결정에 영향을 미칠 때 발생한다.

선택 편의 문제를 해결하기 위해서 Lee (1983)가 개발한 표본선택모형(sample selection model)을 이용한다. 이 방식으로 소득결정함수를 추계하는 방법의 개략적인 내용은 다음과 같다. 각 영농형태를 선택하는 것을 다항 로짓(multinomial logit) 모형으로 추정하고, 선택확률변수  $\lambda$ 를 계산한다. 다음 단계에서 선택확률변수  $\lambda$ 를 포함하는 2단계 회귀분석으로 각 영농형태별 소득결정함수를 추계한다. 이런 과정을 (1), (2)식으로 나타낼 수 있다.

$$P_i = \frac{\exp(\beta_i W)}{\sum_{i=0}^N \exp(\beta_i W)} \quad i = 0, 1, 2 \dots N \quad (1)$$

(1)식에서  $P_i$ 는 표본농가가 각 영농형태를 선택할 확률을 나타내고,  $W$ 는 각 영농형태를 선택하는데 영향을 미치는 독립변

수벡터를 나타낸다. (1)식의 각 영농형태 선택확률을 근거로 각 영농형태별 소득결정함수는 (2)식과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} \ln(Y_i) &= \alpha_i X_i + \gamma_i \phi(H_i(P_i)) / \Phi(H_i(P_i)) + \epsilon_i \\ &= \alpha_i X_i + \gamma_i \lambda_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

(2)식에서  $Y_i$ 는  $i$  영농형태의 소득을 나타내고,  $X_i$ 는 소득결정에 영향을 미치는 독립변수벡터를 나타내고,  $\lambda_i$ 는 선택확률변수를 나타낸다.  $\phi$ 와  $\Phi$ 는 각각 정규분포 확률밀도함수와 누적확률밀도함수를 나타낸다.  $H_i$ 는 누적확률밀도함수의 역함수  $\Phi^{-1}(\cdot)$ 이다(Lee, 1983). 선택확률변수  $\lambda_i$ 가 소득결정에 영향을 미치는지 파악하기 위해서는  $\lambda_i$ 의 계수( $\gamma_i$ )에 대해  $t$ -검정을 한다. 검정 결과 계수가 통계적으로 유의하다면, 각 개인의 속성이외에 영농형태 즉 논벼농가, 채소농가, 과수농가, 기타농가 중 어느 그룹에 속하느냐가 소득결정체계에 영향을 준다는 것이다.

이 방식에 의하면 영농형태선택함수와 소득결정함수가 동시에 구해진다. 영농형태선택함수를 추정하게 되면 어떤 특성을 가진 사람들이 각 영농형태, 즉 논벼, 채소, 과수, 기타 등에 종사할 가능성이 높은가를 알 수 있다. 이 함수와 함께 추정된 각 영농형태별 소득결정함수를 이용하게 되면 영농형태 선택이 소득결정에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 이들 함수를 추정하기 위해 사용한 변수는 <표 2>에 나타난 변수들이다. 즉 먼저 인적자본을 설명하는 변수, 즉 성별, 교육수준, 연령, 그리고 가족

표 3. 변수 간 상관계수

	<i>SEXD</i>	<i>AGE</i>	<i>EDUYR</i>	<i>HNUMB</i>	<i>LAND</i>	<i>AFIXAS</i>	<i>OTHAS</i>
<i>SEXD</i>	1	0.045	0.111	-0.056	0.082	0.078	0.036
<i>AGE</i>		1	-0.492	-0.514	-0.143	-0.259	-0.198
<i>EDUYR</i>			1	0.275	0.105	0.199	0.248
<i>HNUMB</i>				1	0.089	0.183	0.185
<i>LAND</i>					1	0.249	0.171
<i>AFIXAS</i>						1	0.265
<i>OTHAS</i>							1

주: *LAND*는 경지면적, *AFIXAS*는 농업용 고정자산, *OTHAS*는 기타자산을 나타냄

수 등을 포함시키기로 한다. 농업에서는 인적자본 이외에도 다른 물적 자원이 중요하기 때문에 토지, 농업용 고정자산(토지 제외), 그리고 기타자산 등을 포함시켜 이들 함수를 추정하기로 한다. 일반적으로 연령이 증가하면 소득이 증가하다가 어느 수준을 넘어서면 다시 소득이 감소하기 시작한다. 따라서 소득결정함수의 추정에는 연령의 제곱을 포함시키기로 한다. 그리고 경지면적, 농업용 고정자산, 기타자산의 경우는 자연대수 값을 이용하기로 한다.

<영농형태 선택함수식>

$$P_i = f(SEXD, AGE, EDUYR, HNUMB, LLAND, LAFIXAS, LOTHAS)$$

<영농형태별 소득결정함수식>

$$\ln(Y) = g(SEXD, AGE, AGESQ, EDUYR, HNUMB, LLAND, LAFIXAS, LOTHAS, \lambda)$$

여기서

*Y*: 농가소득(단위: 만원)

*SEXD*: 경영주의 성별(남자 ; 1, 여자 ; 0)

*AGE*: 경영주의 연령

*AGESQ*: 경영주의 연령의 제곱

*EDUYR*: 경영주의 교육연수

*HNUMB*: 가구원 수

*LLAND*: 경지면적(평)의 자연대수치

*LAFIXAS*: 농업용 고정자산(만원)의 자연대수치

*LOTHAS*: 기타자산(만원)의 자연대수치

함수식을 추정하기에 앞서 먼저 변수들의 상관계수를 구해보기로 한다. 변수들 간의 상관계수를 알게 되면 추정된 계수의 성격을 보다 정확히 알 수 있다. *SEXD*와 *EDUYR*의 상관계수는 0.111로 나타나 남성의 교육연수가 여성보다 높은 것을 알 수 있다. *AGE*와 *EDUYR*, *HNUMB*, *LAND*, *AFIXAS*, 그리고 *OTHAS*와의 상관계수는 모두 음의 부호를 나타내 연령이 증가할수록 교육연수가 낮고, 가족수가 작고, 경지면적도 작고, 농업용 고정자산도 작고, 그리고 기타자산도 작은 것으로 나타났다. *EDUYR*와 *EDUYR*, *LAND*, *AFIXAS*, 그리고 *OTHAS*와 상관계수는 모두 양수로 나타나 교육연수가 높아질수록 가족수가

표 4. 영농형태 선택함수

	채소농가	과수농가	기타농가
<i>constant</i>	5.510 (0.843)***	-5.162 (1.344)***	3.643 (1.005)***
<i>SEXD</i>	-0.301 (0.230)	0.201 (0.550)	-0.436 (0.288)
<i>AGE</i>	-0.023 (0.0057)***	0.015 (0.0086)*	-0.016 (0.0069)**
<i>EDUYR</i>	0.0041 (0.015)	0.124 (0.022)***	0.0086 (0.018)
<i>HNUMB</i>	0.012 (0.040)	-0.119 (0.060)**	-0.043 (0.0048)
<i>LLAND</i>	-0.640 (0.063)***	-0.792 (0.086)***	-0.978 (0.072)***
<i>LAFIXAS</i>	0.472 (0.049)***	1.371 (0.078)***	1.270 (0.064)***
<i>LOTHAS</i>	-0.290 (0.074)***	-0.172 (0.111)	-0.489 (0.089)***

log likelihood function: -3237.3  
표본수: 2962

많고, 경지면적이 크고, 농업용 고정자산도 크고, 그리고 기타자산도 큰 것으로 나타났다. *LAND*와 *AFIXAS*, *OTHAS*와의 상관 계수를 보면 모두 양수로 나타났다. 따라서 경지면적이 클수록 농업용 고정자산도 크고, 기타 자산도 크다. 마지막으로 *AFIXAS*와 *OTHAS*의 상관계수도 0.265로 나타나 농업용 고정자산이 클수록 기타 자산도 큰 것으로 나타났다.

<표 4>는 (1)식에 의해 구해진 영농형태 선택함수를 나타낸다. 다항로짓모형을 이용하여 함수를 추정할 경우에는 한 그룹을 기본으로 제외시켜야 한다. 여기서는 논벼 농가를 기본으로 제외시키기로 한다.

먼저 성별을 나타내는 *SEXD*의 계수는 10% 수준에서 유의성이 없다. 따라서 성별

은 영농형태를 선택할 때 별로 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 연령을 나타내는 *AGE*의 계수를 보면 채소농가와 기타농가는 음의 부호를 나타내고, 과수농가는 양의 부호를 나타낸다. 즉 논벼농가를 기준으로 할 때 상대적으로 연령이 젊을수록 채소와 기타 형태의 농업을 선택할 확률이 높고, 상대적으로 연령이 증가할수록 과수 형태를 선택할 확률이 높아진다는 것을 나타낸다. 교육연수를 나타내는 *EDUYR*을 보면 모두 양의 부호를 나타내나, 과수농가만이 10% 수준에서 유의성이 있다. 즉 교육수준이 높아질수록 논벼에 비해 상대적으로 과수 형태를 선택할 확률이 높아진다는 것을 나타낸다. 가족수를 나타내는 *HNUMB*의 계수를 보면 과수농가만이 10% 수준에서



유의성이 있고, 음의 부호를 나타내고 있다. 즉 가족수가 많을수록 논벼형태에 비해 과수형태를 선택할 확률이 낮아진다는 것을 나타낸다.

경지면적에 자연대수를 취한 *LLAND*의 계수를 보면 모두 1% 수준에서 유의성이 있고, 음의 부호를 나타내고 있다. 즉 논벼형태에 비해 상대적으로 경지면적이 작을수록 채소, 과수, 기타의 영농형태를 선택할 확률이 높다는 것을 나타낸다. 농업용 고정자산에 자연대수를 취한 *LAFIXAS*의 계수를 보면 모두 양의 값을 나타내고, 1% 수준에서 유의성이 있다. 즉 농업용 고정자산이 많을수록 논벼 형태에 비해 상대적으로 채소, 과수, 기타 형태의 영농형태를 선택할 확률이 높다는 것을 나타낸다. 기타 자산에 자연대수를 취한 *LOTHAS*의 계수를 보면 모두 음의 부호를 나타내나, 채소 농가와 기타농가의 경우는 10% 수준에서 유의성이 있고, 과수농가의 경우 유의성이 없다. 즉 기타 자산이 작을수록 논벼에 비해 채소나 기타의 영농형태를 취할 가능성이 높아진다는 것을 나타낸다.

이제 (2)식에 의해 추정된 소득함수식의 결과를 보기로 한다. 이 결과는 <표 5>에 나타나 있다. <표 5>에 선택확률변수  $\lambda$ 가 나타나 있다. 이것은 각 영농형태, 즉, 논벼, 과수, 기타의 어느 영농형태를 선택하느냐가 소득결정에 미치는 영향을 나타낸다.

먼저 성별을 나타내는 *SEXD*의 계수를 보면 모두 음수로 나타나고, 과수를 제외하고는 모두 10% 수준에서 유의성이 있다.

이것은 논벼농가, 채소농가, 기타농가의 경우 경영주가 여자인 경우가 남자인 경우보다 보다 높은 소득을 얻는다는 것을 나타낸다. 일반적으로 남자가 여자보다 높은 소득을 얻는 것으로 알려져 있다. 여기서 여자가 남자보다 높은 소득을 얻는 것으로 나타난 것은 먼저 남자의 경우 여자에 비해 소득의 표준편차가 큰데 연유하는 것으로 판단된다. 같은 평균값을 나타내더라도 표준편차가 큰 경우 자연대수 값은 보다 작아지게 되기 때문이다. 다른 요인으로 들 수 있는 것은 변수들 간의 상관관계에 의한 것으로 판단된다. <표 3>의 변수 간 상관계수를 보면 성별인 남자인 경우가 교육연수가 높고, 토지, 농업용 고정자산, 기타 자산이 보다 큰 것으로 나타나 있다. 즉 성별이 설명할 부분을 다른 변수들이 설명하기 때문에 이런 결과가 나온 것으로 판단된다.

연령이 소득에 미치는 효과를 보면 일반적으로 연령이 증가하면 소득이 증가하거나 어느 연령수준을 넘어서면 소득이 다시 감소하기 시작한다. 따라서 연령과 소득과의 관계는 2차함수 모형을 나타나게 된다. 연령을 나타내는 *AGE*와 연령의 제곱을 나타내는 *AGESQ*의 계수는 네 방정식 모두 10% 수준에서 유의성이 있다.<sup>3</sup> 네 방정식 모두 *AGE*의 계수는 양의 값을 나타내고

<sup>3</sup> 소득이 가장 높은 연령을 구하려면  $\frac{\partial \ln(Y)}{\partial AGE} = 0$

으로 만드는 *AGE*의 값을 구하면 된다. 이렇게 구할 경우 소득이 최고가 되는 연령은 논벼농가의 경우 57.5세, 채소농가의 경우 55.6세, 과수농가의 경우 44.0세, 그리고 기타농가의 경우 58.4로 나타났다.

표 5. Heckman type 2단계 소득함수

종속변수:  $\ln(Y_i)$

	논 벼	채 소	과 수	기 타
<i>constant</i>	1.263 (0.703)*	0.912 (0.735)	7.314 (3.680)**	0.138 (0.800)
<i>SEXD</i>	-0.146 (0.087)*	-0.211 (0.109)*	-0.238 (0.379)	-0.319 (0.169)*
<i>AGE</i>	0.069 (0.014)***	0.110 (0.024)***	0.066 (0.035)*	0.097 (0.026)***
<i>AGESQ</i>	-0.00060 (0.00011)***	-0.00099 (0.00021)***	-0.00075 (0.00029)**	-0.00083 (0.00023)***
<i>EDUYR</i>	0.0050 (0.0053)	0.0052 (0.0084)	-0.038 (0.037)	0.0021 (0.011)
<i>HNUMB</i>	0.141 (0.013)***	0.120 (0.020)***	0.074 (0.048)	0.098 (0.028)***
<i>LLAND</i>	0.160 (0.059)***	0.113 (0.049)**	0.196 (0.110)*	-0.040 (0.074)
<i>LAFIXAS</i>	-0.034 (0.059)	-0.042 (0.027)	-0.405 (0.261)	0.377 (0.104)***
<i>LOTHAS</i>	0.351 (0.035)***	0.337 (0.040)***	0.319 (0.067)***	0.172 (0.069)**
<i>lamda</i> ( $\lambda$ )	0.037 (0.208)	0.043 (0.258)	-1.058 (0.706)	0.597 (0.294)**
$R^2$	0.35	0.28	0.21	0.33
표본 수	1,375	722	310	555

주1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*\*\*: 1% 수준에서 유의.

\*\* : 5% 수준에서 유의.

\* : 10% 수준에서 유의.

AGESQ의 계수는 음의 값을 나타내, 2차 함수 모형을 나타내고 있다.

다음으로 교육연수를 나타내는 EDUYR을 보면 네 방정식 모두 계수의 유의성이 없다. 근로소득의 경우 학력이 높아질수록 인적자본 축적량이 늘어나고 그 결과 소득이 증가하는 것으로 인식되고 있다. 농가소득의 경우 학력이 소득수준에 거의 영향을 미치지 않은 것으로 나타나 있다. 이것은 농가소득은 인적자본보다는 실물자본에 의해 보다 많은 영향을 받기 때문이라 판단

된다. 이와 함께 변수들 간의 상호관계도 이런 결과를 나오게 하는데 영향을 미쳤으리라 생각된다.

경지면적의 경우를 보면 논벼, 채소, 과수의 경우는 양의 값을 나타내고, 10% 수준에서 유의성이 있다. 즉 토지면적이 클수록 농가소득이 증가한다. 기타의 경우는 계수의 유의성이 없는 것으로 나타났다.

농업용 고정자산의 경우를 보면 논벼, 채소, 그리고 과일의 경우 음의 부호를 나타내고, 10% 수준에서 유의성이 없다. 일반

적으로 농업용 고정자산이 증가하면 소득이 증가할 것으로 생각된다. 그러나 여기서 이런 결과가 나온 것은 변수들 간의 상호관계에 의한 것이라 생각된다. 즉 농업용 고정자산과 경지면적, 기타 자산과의 상관관계가 큰데 기인하는 것으로 판단된다. 기타 농가의 경우 농업용 고정자산의 부호가 양의 값을 나타내고, 1% 수준에서 유의성이 있다.

기타 자산을 나타내는 *LOTHAS*의 계수를 보면 모든 회귀식에서 양의 값을 나타내고, 1% 수준에서 유의성이 있다. 즉 기타 자산이 증가하면 모든 영농형태에서 농가소득이 증가한다는 것을 알 수 있다.

이제 선택확률변수  $\lambda$ 의 경우를 보면 논벼, 채소, 과수의 경우에는 10% 수준에서 계수의 유의성이 없다. 기타의 경우에는 양의 값을 나타내고, 5% 수준에서 유의성이 있다. 이것은 다른 조건이 일정할 경우 기타 형태를 선택하는 것이 논벼, 채소, 과수 형태를 선택하는 것보다 보다 높은 소득을 얻는다는 것을 나타낸다. 기타 형태에 속하는 것들이 특작, 화훼, 전작, 축산 등인데 이런 것들이 전통적인 농업, 즉 논벼, 채소, 과수 등보다는 높은 소득을 얻을 확률이 크다는 것을 나타낸다.

#### 4. 영농형태별 소득격차 요인분해

본 절에서는 영농형태 사이의 소득격차를 파악하고, 이 격차가 어떤 요인에 의해 발생하는가를 파악한다. 이를 위해서 소득격차의 분해기법을 이용하기로 한다. 이 분

해기법을 이용하게 되면 영농형태 사이의 소득격차가 어떤 요인에 의해 발생하게 되는가를 파악할 수 있다.

소득격차의 분해기법은 Blinder(1973), Goldin and Polachek(1987), Ihlanfeldt and Sjoquist(1990) 등에 의해 발전되었다. 이 기법의 개략적인 내용은 다음과 같다. 두 부분의 평균적인 소득격차는 두 가지 요인으로 분해될 수 있다. 한 부분은 개인의 속성의 차이, 즉 성별, 연령, 교육수준, 자본량 등이 차이가 나서 발생하는 부분이고, 다른 한 부분은 같은 속성을 가지고 있더라도 소득결정체계, 즉 수익성의 차이에 의해 발생하는 부분이다. 이 식은 (3)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$\overline{\ln Y_i} - \overline{\ln Y_j} = b_i(\overline{X_i} - \overline{X_j}) + (b_i - b_j)\overline{X_j} \quad (3)$$

(3)식에서 첨자  $i$ 와  $j$ 는 각 영농형태를 나타내고,  $\overline{Y}$ 는 소득의 자연대수 값의 평균치를 나타낸다.  $\overline{X}$ 는 각 변수의 평균치의 벡터를 나타내고,  $b$ 는 추정된 회귀계수의 벡터를 나타낸다.

(3)식의 우변은 두 부분으로 나누어지는데, 앞부분은 개인의 속성의 차이에 의한 소득격차를 나타내고, 뒷부분은 이들 개인 속성의 차이로 설명되지 않는 부분을 나타낸다. 이 뒷부분은 영농형태 사이의 소득격차 중에서 각 형태의 수익률에 의한 차이를 나타낸다. 우리가 관심을 가지고 있는 것이 이 부분이다. 즉 같은 생산요소를 투입하더라도 수익률이 다르면 농가소득은 다르게 된다. 우리나라 농업은 장기적으로

수익률이 높은 영농형태로 나아가야 하기 때문에 이 결과에서 여러 가지 함의를 얻을 수 있다.

그러나 (3)식의 우변 항은 어느 그룹을 기준으로 하느냐에 따라 (4)식과 같이 나타낼 수도 있다.

$$\overline{\ln Y_i} - \overline{\ln Y_j} = b_j(\overline{X_i} - \overline{X_j}) + (b_i - b_j)\overline{X_i} \quad (4)$$

(3)식과 (4)식은 좌변은 동일하고 우변은 서로 다르다. 그러나 (3)식과 (4)식 모두 논리상으로 맞는 식이다. 단지 어느 그룹을

기준으로 소득격차를 구하느냐의 차이 뿐이다. 이런 문제점을 해결하기 위해서 김재홍(Jae-Hong Kim, 1993)은 (5)식과 같은 가중평균치를 사용하는 방법을 사용하고 있다. 그는 미국 Pittsburgh의 거주지-직장 선택에 따른 소득격차를 분석하는데 이 방법을 이용하였다. (5)식의 우변항을 두 부분으로 나누어 보면 앞부분은 개인의 속성에 따른 소득격차를 나타내고, 뒷부분은 보수구조차이, 즉 수익성 차이에 따른 소득격차를 나타낸다. 여기서  $N_i$  와  $N_j$  는 각 그룹의 표본수를 나타낸다.

표 6. 소득함수(OLS)

종속변수:  $\ln(Y_i)$

	경 중	채 소	과 일	기 타
<i>constant</i>	1.359 (0.448)***	0.877 (0.704)	2.026 (1.036)*	0.289 (0.799)
<i>SEXD</i>	-0.151 (0.082)*	-0.209 (0.108)*	-0.068 (0.363)	-0.253 (0.167)
<i>AGE</i>	0.068 (0.014)***	0.110 (0.024)***	0.090 (0.031)***	0.099 (0.026)***
<i>AGESQ</i>	-0.00060 (0.00012)***	-0.00099 (0.00021)***	-0.00086 (0.00028)***	-0.00081 (0.00023)***
<i>EDUYR</i>	0.0054 (0.0049)	0.0055 (0.0082)	0.014 (0.013)	0.0081 (0.011)
<i>HNUMB</i>	0.141 (0.013)***	0.119 (0.020)***	0.028 (0.037)	0.109 (0.027)***
<i>LLAND</i>	0.150 (0.022)***	0.119 (0.033)***	0.055 (0.057)	0.097 (0.030)***
<i>LAFIXAS</i>	-0.024 (0.017)	-0.043 (0.026)	-0.023 (0.053)	0.174 (0.028)***
<i>LOTHAS</i>	0.346 (0.025)***	0.340 (0.036)***	0.352 (0.063)***	0.265 (0.051)***
$R^2$	0.35	0.28	0.20	0.32
표본수	1,375	722	310	555

주 1) ( ) 안은 표준오차.

- 2) \*\*\*: 1% 수준에서 유의.
- \*\* : 5% 수준에서 유의.
- \* : 10% 수준에서 유의.

$$\ln \overline{W}_i - \ln \overline{W}_j = \frac{(b_i N_j + b_j N_i)(\overline{X}_i - \overline{X}_j)}{N_i + N_j} + \frac{(b_i - b_j)(\overline{X}_i N_j + \overline{X}_j N_i)}{N_i + N_j} \quad (5)$$

(5)식에 의해 소득격차의 요인분해를 하려면 보통최소자승(OLS)으로 추정된 방정식을 이용해야 한다. <표 6>에는 보통최소자승법으로 각 영농형태별 소득함수가 추정되어 있다. <표 5>와 동일한 변수를 사용하였는데 단 선택확률변수  $\lambda$ 가 제외되었다. 계수의 절댓값이 약간 다르기는 하지만 부호나 유의성 수준은 거의 같다.

(5)식을 이용하여 영농형태별 소득격차의 요인분해를 한 결과는 <표 7>에 나타나 있다. 계수는 <표 6>의 값을 이용했고, 각 변수의 평균값은 <표 2>에 나타난 값을 이용하였다. 경지면적, 농업용 고정자산, 그리고 기타자산의 경우는 <표 2>에 실제 값이 나와 있지만 요인분해를 할 경우에는 자연대수 값을 이용하였다. 소득격차는 ‘속성에 의한 차이’와 ‘수익성에 의한 차이’로 분해되는데, 속성에 의한 차이는 다시 ‘인적자본’에 의한 차이와 ‘물적 자본’에 의한 차이로 분해될 수 있다. <표 7>에 나타난 값들을 구체적으로 계산한 방식은 다음과 같다. 먼저 각 변수별로 ‘속성에 의한 차이’와 ‘수익성에 의한 차이’를 계산한다. ‘속성

에 의한 차이’ 중 ‘인적자본’에 의한 것은 성별, 연령 및 연령의 제곱, 교육연수, 그리고 가구원수의 ‘속성에 의한 차이’값을 모두 더한 것이다. ‘속성에 의한 차이’ 중 ‘물적 자본’에 의한 것은, 경지면적, 농업용 고정자산, 그리고 기타 자산의 ‘속성에 의한 차이’값을 모두 더한 것이다. ‘수익성에 의한 차이’는 모든 변수들의 ‘수익성에 의한 차이’ 값을 모두 더한 것이다. 영농형태가 네 종류이기 때문에 모두 두 개씩 묶을 경우 여섯 개의 조합으로 구성될 수 있다.

먼저 채소농가와 논벼농가와 소득격차를 보면 0.0142로 소득격차가 거의 없다. 이 가운데 속성에 의한 차이는 -0.0166인데, 이 중 인적자본에 의한 것이 0.0472, 물적 자본에 의한 것이 -0.0638로 나타났다. 수익성에 의한 차이는 0.0308로 나타나 채소가 논벼보다 수익성이 높은 것으로 나타났다. 과수농가와 논벼농가의 소득격차는 0.1824인데 이 중 인적자본의 차이에 의한 것이 0.0518, 물적 자본의 차이에 의한 것이 0.507, 그리고 수익성에 의한 것이 0.0799로 나타나 소득격차가 여러 가지 요인에 끌려서 기인하는 것으로 나타났다. 과수농가와 채소농가와 소득격차는 0.1682인데 인적자본의 차이에 기인하는 것이

표 7. 영농형태별 소득격차의 요인분해 결과(계속)

	기타-논벼	기타-채소	기타-과수
소득격차	0.1872	0.1729	0.0049
속성에 의한 차이	0.1196	0.0686	-0.1171
인적자본	0.0074	-0.0196	-0.0113
물적 자본	0.1122	0.0882	-0.1058
수익성에 의한 차이	0.0676	0.1043	0.1220

0.0022로 거의 없다. 물적 자본의 차에 의한 것은 0.0866, 수익성의 차이에 기인하는 것은 0.0774로 나타났다.

기타농가와 논벼농가와 소득격차는 0.1872인데 인적자본에 의한 것이 0.0074로 거의 없고, 물적 자본에 의한 것이 0.1122, 수익성에 의한 차이가 0.0676으로 나타났다. 기타농가와 채소농가와 소득격차는 0.1043인데 이중 인적자본의 차이에 기인하는 것은 -0.0196으로 나타났고, 물적 자본의 차이에 의한 것이 0.0882, 수익성의 차이에 의한 것이 0.1043로 나타났다. 기타농가와 과수농가와 소득격차는 0.0049로 거의 없다. 이 중 인적자본에 의한 것은 -0.0113, 물적 자본에 의한 것이 -0.01058, 수익성에 의한 것이 0.1220으로 나타났다.

네 가지 영농형태 중에서 기타농가의 경우가 소득이 제일 높는데 이것의 이유로는 일부는 속성에 의한 차이에 기인하지만 일부는 수익성에 의한 차이 때문이라는 것을 알 수 있다. 즉 기타형태의 경우가 다른 경우 보다 많은 인적, 물적 자본을 투하하면서, 동시에 같은 투입물에 대해 보다 높은 수익성을 낸다는 것을 알 수 있다.

## 5. 결 론

이제까지 농가경제통계(2003)의 원자료를 이용하여 영농형태 간 소득격차에 대한 제반 사항을 분석하였다. 영농형태를 네 가지로 구분하였는데, 각 형태별 평균소득을 보면 기타 농가의 경우가 제일 높고, 그 다음 과수농가, 그 다음이 채소농가이고, 논

벼농가가 제일 낮은 것으로 나타났다.

먼저 표본선택모형을 이용하여 영농형태 선택함수와 각 형태별 소득함수를 동시에 추정하였다. 이렇게 할 경우 선택확률변수  $\lambda$ 가 포함되는 소득함수를 추정할 수 있다. 선택확률변수  $\lambda$ 는 어느 그룹에 속하느냐 그 자체가 소득결정에 영향을 주는지의 여부를 나타낸다. 소득함수를 추정한 결과 기타농가의 소득함수의  $\lambda$ 가 양의 값을 나타내고, 5% 수준에서 유의성이 있는 것으로 나타났다. 이것은 논벼, 채소, 과수 농가에 비해 기타 형태에 속하는 농가가 다른 조건이 같더라도 보다 많은 소득을 얻는다는 것을 나타낸다.

소득함수를 보통최소자승법(OLS)으로 추계하여 이 함수의 계수와 각 변수의 평균 값을 이용하여 소득격차의 요인분해를 하였다. 요인분해를 하면 소득격차를 '속성에 의한 차이' '수익성에 의한 차이'로 구분할 수 있다. 요인분해를 한 결과에 의하면 기타농가의 경우가 다른 형태의 농가에 비해 소득이 높은 것은 '속성의 차이'에 일부 기인하고, '수익성의 차이'에도 기인하는 것으로 나타났다.

우리나라 농업은 현재 매우 어려운 처지에 있다. 대부분의 농산물이 개방되어 외국의 농산물과 경쟁을 해야 한다. 우리나라 농촌이 발전하기 위해서는 농가가 도시가 구 못지않은 소득을 얻을 수 있어야 한다. 이를 위해서는 농가가 작목을 잘 선택하여 농업소득을 높여야 한다. 농업소득을 높이기 위해서는 가능하면 같은 투입물을 사용하더라도 보다 높은 수익을 얻고 있는 품

목을 선정하는 것이 바람직하다. 이 연구의 결과에 의하면 기타 영농형태로 분류한 품목 즉 특작, 화훼, 전작, 축산 등은 논벼, 채소, 과수 등에 비해 동일한 투자에 비해 보다 높은 소득을 얻는다는 것을 보여주었다.

**참고 문헌**

김성용. 2004a. “농가소득 불균등의 변화 추이와 소득원천별 분해.” 『농업경제연구』 45(4): 97-115.

김성용. 2004b. “농가소득 불균등도 변화 추이의 경영주 연령별·경지규모별 요인 변화 추세.” 『농업경영·정책연구』 31(4): 568-584.

김인숙, 최은숙. 1990. “농가유형별로 본 농가소득 및 소비지출 구조분석.” 『대한가정학회지』 28(3): 105-125.

김재홍. 1996. “공공부문과 민간부문간 보수격차의 요인에 관한 연구: 공무원의 보수수준을 중심으로.” 『한국행정학보』 30(3): 89-104.

박준기 외. 2004. “농가소득 불평등도의 요인분해.” 『농촌경제』 27(4): 15-27.

이동필 외. 2004. 『도농간 소득 및 발전 격차의 실태와 원인 분석』. 한국농촌경제연구원.

이은우. 1995. “도농간 소득격차의 실태와 원인.” 『경제발전연구』 창간호: 249-267.

이정환 등. 1987. 『농가소득의 결정과 분배』. 연구보고 149. 한국농촌경제연구원.

이정환 등. 1988. “농가소득의 결정구조와 전망.” 『농촌경제』 11(1): 35-49.

최재혁, 고석남. 2005. “한국의 농가소득 결정에 미치는 요인 분석.” 『산업경제연구』 18(1): 1139-1159.

황연수. 2005. “개방경제하 농가소득정책 정립방향.” 『농업경영·정책연구』 32(1): 74-99.

Adams, Jr., R.H.. 1995. “Agricultural Income,

Cash Crops, and Inequality in Rural Pakistan.” *Economic Development and Cultural Change* 43(3): 467-471.

Blinder, A. 1973. “Wage discrimination: reduced form and structural estimate.” *Journal of Human Resources* 8: 436-455.

Goldin, C. and S. Polachek. 1987. “Residual Differences by Sex: Perspectives on the Gender Gap in Earnings.” *American Economic Review, Papers and Proceedings* 77: 143-151.

Heckman, J.J. 1979. “Sample Selection Bias as a Specification Error.” *Econometrica*, 47: 153-161.

Hill, B. 1999. “Farm Household Incomes: Perceptions and Statistics.” *Journal of Rural Studies* 15(3): 345-358.

Ihlanfeldt, K.R. and D.L. Sjoquist. 1990. “Job Accessibility and Racial Differences in Youth Employment Rates.” *American Economic Review* 80: 267-276.

Kim, J.H.. 1993. “Divided Metropolis: Intra-Metropolitan Spatial Segmentation of Labor Market.” Ph.D. Dissertation. Carnegie Mellon University.

Lee, L. 1983. “Generalized econometric model with selectivity.” *Econometrica* 51: 83-104.

LU D.. 2002. “Rural-urban income disparity: impact of growth, allocative efficiency, and local growth welfare.” *China Economic Review* 13: 419-429.

■ 원고 접수일 : 2006년 1월 17일  
 원고 심사일 : 2006년 3월 7일  
 심사 완료일 : 2006년 3월 21일