

정보화가 농가소득 증대에 미치는 영향

유승주 · 조종구 · 이성우

서울대학교 농경제사회학부 지역사회개발학전공 · 서울대학교 농업생명과학원 지역개발-조경연구소

The Impact of Computer Applications on the Improvement of Farm Household Income

Yu SeungJu · Cho JoongKoo · Lee SeongWoo

Agricultural Economics and Rural Development in Seoul National University

Institute for Regional Planning and Landscape Architecture in Seoul National University

ABSTRACT : The objective of the this study is to find a way to increase farm household income through investigating their computer applications. We utilized the 2000 Korea Agricultural Survey data and applied a Heckman Selection Model to correct a selection bias. The present study found the following results. First, determinant of income among farm households by the level of computer applications has significant statistical differences based on their choices of computer applications. Accordingly, the application of general linear regression about farm income without adjusting these choices may cause statistical fallacy. Second, it has been reported that increasing the member of household is not directly related to increasing the farm income. In case of computer-own farm household, the effect of decrease in income according to increasing in age was predicted. However, in the farm household not possessing computer, it shows negative relationship. It shows that an agricultural career of farm owner and educational attainment of all farm household members have positive relationship regardless of computer possession. The income of the farm household whose main field is not agriculture is also found to be lower than that of farm household whose major earnings come from agriculture.

Key words : Computer application, Farming households, Heckman selection model, Farm income

1. 서론

정보화 수준의 향상은 지역산업의 생산성증대와 경쟁력 강화는 물론, 개인 및 지역의 발전을 도모하고 삶의 질을 향상시키는 중요한 역할을 담당하고 있는 것으로 여겨진다(류승호, 1996, 임창호, 1998). 또한 정보화의 구축과 정보에 대한 접근성의 확보는 국가나 지역 단위의 거시적 주제일 뿐 아니라, 개인이나 가구의 생존전략과 밀접하게 연계된 미시적 전략으로 이해되고 있다(이동필 외, 2001).

이러한 추세는 농촌사회의 경우에도 예외가 아니다. 하지만 상대적으로 낙후된 한국농촌은 정보화 수준을 향상시키기 어려운 상황이다. 도시지역에 비해 상대적으로 산업구조가 취약하고 기반시설이 낙후되어 있으며 노령인구가 많은 농촌지역들은 급속한 정보화시대에서 소외되어

지역 간 격차를 심화시키는 악순환을 되풀이할 가능성이 있는 것으로 드러났다(이성우 외, 2004, 강정혁, 박세권, 1996). 이는 결국 현재도 심각한 수준인 도-농간 격차를 더욱 가속화시키며 이촌향도를 발생시키는 요인으로 작용할 가능성이 있다(이성우, 임형백, 2005).

이 때문에, 기존의 외연적인 경영규모의 확대 대신 지식과 정보를 이용한 비용절감이나 부가가치의 향상, 농산물전자상거래 등의 정보화를 통한 농촌 지역의 활성화정책은 농가소득보전을 위한 하나의 대안이 될 수 있는 것으로 제안되고 있다(이동필 외, 2001).

따라서 농촌지역의 정보화를 통해 도농간 지역격차를 일정 정도 보정할 수 있다는 측면에서 농촌지역의 정보화실태 파악과 농가의 정보화를 결정짓는 요인을 분석하는 것은 중요한 의미를 갖는다. 하지만 기존의 농촌에 대한 정보화에 대한 연구는 현실에 대한 거시적 분석보다는 정책적 주제, 또는 제한된 공간에서의 조사연구에 국한되고 있다. 이러한 연구들은 한국 농촌 전반을 다룰 수 있

는 실제적인 자료를 이용하여 다양한 분석을 시도한 것이 라기보다는 제한된 자료의 이용(장욱, 송미령, 2001), 정책적인 접근(장욱, 송미령, 2002, 이정규, 1999), 그리고 연구의 대상이 여전히 지역적인 농촌 공간을 설정(강정혁, 박세권, 1996, 주성재, 2001, 이찬우, 2001)하는 한계를 내포하고 있다.

최근 농가 정보화의 결정요인에 대한 연구는 이성우 외(2004)에 의해 이루어졌다. 이 연구는 농가의 정보화수준을 자치단체별로 비교하여 연구하였다는 측면에서 의미가 있으나 결정요인 및 지역간 편차만 논의되었을 뿐 소득수준과의 연계성을 밝히지 못한 한계가 있다.

본 연구의 목적은 정보화수준 향상을 통한 농가소득 증대 방안을 제시하는데 있다. 정보화 수준을 결정짓는 요인을 분석하고 정보화 수준에 따른 농가의 소득수준에 대한 결정요인을 전업농과 겸업농을 구별하여 분석한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II 장에서는 농가 정보화의 기회요인과 위협요인을 포함한 선행연구를 중심으로 이론적 배경을 설명하였다. 제 III 장은 본 연구에서 사용한 연구방법으로서 자기선택성을 내재하고 있는 자료를 분석할 때 사용하는 Heckman 선택모형을 설명하였다. 제 IV 장은 자료와 변인에 대해서 설명하였고, 제 V 장은 Heckman 선택모형을 통하여 분석한 결과를 설명하였다. 마지막으로 제 VI 장 결론에서는 본 연구에서 발견한 내용을 바탕으로 시사점을 도출하였다.

II. 이론적 배경

과거 정보화에 대한 시각은 낙관적인 전망이 지배적이었다. Bell(1973)과 Toffler(1990)도 사회가 산업사회에서 탈 산업사회로 이행함에 따라 종래 산업사회의 문제였던 계급갈등은 완화될 것으로 보았다. 또한 시간과 공간에 대한 제약이 사라질 것으로 생각되었고 보다 많은 사람이 정보를 공유하여 생산수단을 소유하지 못한 계층의 불평등을 해결할 수 있는 대안이 될 것으로 여겨졌다. 무엇보다 사람들을 단순 노동에서 벗어날 수 있도록 하여 보다 많은 여가시간을 확보할 수 있게 함으로서 삶의 질을 획기적으로 향상시킬 수 있을 것으로 기대하였다. 즉, 정보화를 통해 거리에 구애받지 않고, 권력이 분산되며, 다양한 가치관이 받아들여지는 등 새로운 패러다임이 형성된다고 본 것이다. 예를 들면 정보화 사회에서는 지리적 제약이 극복됨으로써 대도시에 집중된 인구 및 자원을 분산시킬 수 있으며, 지역간 정보격차가 해소되어 정보 데이터베이스를 전국에서 활용 가능케 할 수 있다. 따라서 경제·문화의 지방분산화가 촉진될 뿐만 아니라, 지방의 정책결정 능력향상으로 분권화가 촉진된다는 것이다(최신영, 1993). 또한 각 지방자치단체가 초고속 정보통신기반

을 구축하게 되면, 모든 지역이 거의 동등하게 세계 여러 지역과 정보를 교환할 수 있고, 낙후된 지역에도 기업이 정착할 가능성 또한 증대된다. 이처럼 정보화는 정보의 지역분산을 초래하여 인적·물적 자원의 지역분산을 촉진시키는 효과는 물론, 궁극적으로는 지방 분산형 사회로 이어질 수 있을 것이다(김희진 외 2인, 1999). Tiepoh와 Reimer(2004)의 캐나다의 농촌의 연구에서도 인터넷을 통한 정보의 교환이 소득계층을 위한 사회적 능력(social capacity for income-generation)을 향상시키는 것으로 나타났다.

한 편, 도시에 비해 비교적 낙후된 지역에 속하는 농촌으로서는 탈도시화 현상의 이익을 누릴 수 있을 것으로 이야기 된다. 재택근무(tele-work)와 텔레커뮤니팅 기술의 발전은 공간의 제약을 비약적으로 제거해 줄 수 있어 다시 농촌지역으로 인구가 회귀하는 현상을 볼 수 있을 것이라는 기대도 표현되고 있다(이성우, 임형백, 2005). 특히, 이러한 귀농 현상은 농촌 지역의 노령화 문제와 이로 인한 여러 가지 사회적 비용의 발생을 크게 감소시킬 수 있는 해결책이 있다는 점에서 많은 관심을 불러일으켰었다. 이러한 낙관적 전망들은 대부분 효율성과 관계한 문제들의 해결을 전제에 두고 있다. 생산 측면의 시장 효율성 신장을 통해 창출되는 사회적 이익을 보다 많은 사람들이 향유할 수 있다는 점을 내세우고 있는 개념이다. 따라서 정보통신기술의 발달이 기존의 분배구조를 보다 합리적으로 만들어 주고 사람들은 보다 적극적으로 자신의 의사를 구조적으로 반영할 수 있을 것으로 가정하고 있는 것이다.

결국 공간적 제약이 줄어들게 됨에 따라 지리적으로 세워졌던 경계가 무너짐으로서 과거에 시간 때문에 생겨났던 제약도 줄어들 것이라는 주장이다. 정보화가 새로운 부가가치를 창출하고 생산성을 향상시키며 동시에 지역불균형발전의 문제도 해결할 것으로 기대하는 이러한 견해는 정보사회에 대한 낙관론을 가져왔다. 정보사회로 이행됨에 따라 각국이 국가기간정보통신망 구축에 큰 비중을 두고 정보통신기반시설(infrastructure)의 체계 정비 및 확충에 주력한 것도 이러한 이유이다.

반면에 정보기반시설의 지역간 편차는 오히려 기존의 정보격차(digital divide)를 더욱 확대하여 산업사회보다 더욱 큰 지역격차를 야기할 가능성을 가지는 양면적 구조를 갖고 있다(이성우 외 2인, 2004). 통신망건설이 지역적으로 국한된 경우, 국토의 균형발전이 저해될 뿐 아니라, 통신망의 외부경제성효과가 감소되어 통신망의 가치가 줄어들게 된다(김희진 외 2인, 1999).

정보사회에서 생산성의 근원은 노동과 생산수단 간의 관계에서 또 다른 매개 요인인 지식의 질에 좌우된다. 지식은 보다 높은 생산성을 창출하기 위하여 지식 그 자체에 개입한다. 또 정보주의(informationalism)는 기술적 발전, 즉

지식의 축적을 지향한다. 보다 높은 수준의 지식은 보다 높은 수준의 산출을 가져오기 때문에, 정보주의 하에서 기술적 기능을 결정하는 것은 지식의 추구 및 축적 그 자체이다(Castells, 2001). 그리고 공간의 생산에 영향을 미치는 능력은 또한 사회적 권력을 증진시키는 중요한 수단이다. 물질적인 측면에서, 이것은 교통·통신의 공간적 배분, 그리고 물리적·사회적 하부구조 투자의 공간적 배분, 혹은 행정적·정치적·경제적 권력의 영역적 배분에 영향을 미칠 수 있는 사람들이 종종 물질적인 보상을 거두어 들일 수 있음을 뜻한다(Harvey, 1994, 1996).

실제로 정보화는 정보기반시설의 도시편재로 인하여 도시에 배태(embeddedness)되기에 유리하며, 생산과정에서 얻어지는 잉여 가운데 상당 부분은 자본이 전유하게 된다. 따라서 정보화는 도시에 지식을 축적하고 도시공간에서의 생산성을 증가시킴으로서 잉여의 전유와 분배에 있어서 도시의 이익을 우선적으로 추구하게 되어, 도시와 농촌 사회를 하나로 묶는 것보다 농촌과 도시의 격차를 더 크게 할 가능성이 높다(임형백, 이성우, 2004). 즉, 정보사회는 산업사회와 후기산업사회의 생산양식의 확대에 따른 지역간 격차를 더욱 확대한다는 것이다.

이러한 현상은 농촌과 도시의 자원분포의 차이에 더욱 기인하는 것으로 판단된다. 농촌보다는 도시에 더 우수한 노동력이 집중되고, 더 많은 자본의 투자가 이루어지며, 더 많은 혁신(innovation)이 일어나는 것이 일반적이다. 즉 오늘날 정보기반시설은 도시에 편재되어 있고, 정보화는 농촌사회 보다는 도시공간의 생산성 향상에 더 크게 기여하고 있다. 따라서 오히려 현재의 농촌과 도시의 격차를 더 크게 할 개연성이 존재한다. 이성우 외 2인(2004)의 연구에서도 정보에 접근할 수 있는 능력의 차이는 개인 및 지역별 사회·경제·문화의 모든 측면에서 더욱 차별화되고 있는 것이 최근의 추세이고, 정보화의 진전은 이들 간의 관계를 불평등이 심화되는 쪽으로 기울 것으로 예상되고 있다.

정보화에 대한 의존도가 상대적으로 낮은 농업 종사자의 경우 이러한 불평등은 심화될 것으로 예측된다. 즉, 산업화시대 주로 인적·물질자원의 지역적 편재와 차별적 이용으로 심화되어 왔던 농촌과 도시의 격차가 정보화수준으로 인해 더욱 심화될 가능성이 존재한다. 정보화수준의 차이가 인적자원의 차이에 의해서도 결정되지만, 정책적 측면에서 지원되는 물리적 시설의 설비여부에 많이 의존되고 있다는 점을 감안하면 이러한 차이의 확대는 정부의 정책실패로 귀결될 가능성이 더욱 높다고 하겠다. 하지만 정보화 수준에 따른 농가의 소득증대와 같은 실질적인 연구는 극히 부진한 것이 현실이다. 농가의 소득증진과 농촌과 도시의 소득격차의 완화가 실질적인 도-농격차를 줄일 수 있는 주요한 요건임을 감안하면 정보화수준과 농가의 소득증진에 대한 연구는 매우 시급한 연구과제로 판단된다.

III. 연구방법론 : Heckman 선택모형 (Heckman Selection Model)

본 연구에서 사용된 자료의 경우 전체 농가는 일정한 정도의 정보화수준을 구비한 농가와 그렇지 못한 농가로 구분될 수 있다. 설명의 편의상 여기에서는 정보화를 채택한 농가(예를 들면, 컴퓨터보유/미보유, 인터넷사용/미사용 등)와 그렇지 못한 농가로 구분하기로 한다. 이 경우 정보화 수준은 개별 농가들의 선택에 달려있으므로 자기선택성(Self-selectivity)이 내재하고 있다. 이러한 선택성에 대한 고려없이 선형회귀분석을 하게 되면 전형적인 표본선택에 의한 편의(bias)가 발생하게 된다. 따라서 이러한 편의를 보정하기 위한 다른 보정변인이 필요하게 된다. 일반적으로 이 보정변인은 λ 로 표현된다.

먼저, 간략하게 다음과 같은 회귀식으로써 정보화수준에 대한 Heckman 2 단계 추정 모형은 다음과 같이 설명될 수 있다.

$$Y_i(\text{정보화를 채택한 농가들의 소득}) = X_i\beta_i + v_i \quad (1)$$

여기서, X 는 독립변인들의 나타내는 열벡터이고, β 는 계수 행벡터이며, 하첨자 i 는 개별 농가를 의미한다.

그런데 이러한 선형회귀분석을 통해서만 농가 중 정보화를 채택하지 않는 농가를 고려한 무작위 추출이 되지 못하는 표본선택이 발생한다. 따라서, 이 모형은 실제 다음과 같이 정보화를 채택하는 농가들만을 고려한 농가들의 소득을 계산하는 것과 동일하다. 즉,

$$\begin{aligned} Y_i(\text{정보화를 채택한 농가들의 소득}) &= \\ Y_i(\text{정보화를 채택한 농가의 소득} | & \\ \text{농업을 하는 농가들의 소득}) &= \\ X_i\beta_i + \theta\lambda_i + v_i & \end{aligned} \quad (1')$$

이 된다.

따라서, 정보화채택 여부를 종속변인으로 하는 다음의 식 (2)과 같은 새로운 프라빗 모형을 이용하여 식 (3)으로 계산되어지는 정보화를 채택하지 않은 농가들에 대한 정보를 간직한 새로운 보정변인 λ 를 위 식 (1')에 대입함으로써 정보화를 채택한 농가들에 대한 편의는 보정될 수 있다.

$$\begin{aligned} Z_i(\text{정보화채택여부, 정보화를 채택한 경우} = 1) & \\ = W_i\alpha_i + \mu_i & \end{aligned} \quad (2)$$

$$\lambda_i = \frac{\phi(W_i\alpha_i)}{\Phi(W_i\alpha_i)} \quad (3)$$

여기서, Φ^* 는 표준정규누적밀도함수 (standard normal cumulative density function)이고 ϕ^* 는 Φ^* 의 표준정규확률밀도함수 (standard normal probability density function)이다.

소득함수에서 종속변인인 소득함수는 일반적으로 반대수(Semilog) 형태로 표현되는 것이 일반적이므로 표본소득회귀함수(subsample earning regression function)를 다음의 식 (4)와 같이, 자기 선택성에 대한 프라빗모형은 식 (5)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln Y = X\beta + v \quad v \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (4)$$

$$Z^* + W\alpha + \mu \quad \mu \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (5)$$

$$\text{Cov}(v, \mu) = \rho\sigma_v\sigma_\mu \quad (6)$$

여기서 Z^* 는 관측되지 않고 오직 Z 만이 관측되는 것으로 이는 다음과 같이 만약 $Z^* > 0$ 면 $Z=1$ 이고, 그 이외에는 $Z=0$ 인 관계를 갖게 되며, Y 와 X 은 오직 $Z=1$ 경우에만 관측되는 변인들이다. 여기에서, 표본소득회귀추정함수는 오직 $Z=1$ 경우에만 추정이 가능하다.

여기에서 μ 와 v 의 이변량정규분포성(Bivariate Normal Distribution)의 가정과 Johnson and Kotz(1972)에 의해 이미 잘 알려진 결과를 이용하면,

$$X\beta + E[v|\mu > -W\alpha] = X\beta + (\rho\sigma_v\sigma_\mu) \left[\frac{\phi(-W\alpha)}{1 - \Phi(-W\alpha)} \right] = \quad (7)$$

$$X\beta + (\rho\sigma_v\sigma_\mu) \left[\frac{\phi(W\alpha)}{\Phi(W\alpha)} \right] \quad (8)$$

그러나, σ_μ 는 관측할 수 없는 Z^* 에 대한 표준편차이므로 주어진 자료로는 추정할 수 없으므로, 1로 정규화되었음을 가정하고, 식 (3)에서 보듯이 $\lambda = \frac{\phi(W\alpha)}{\Phi(W\alpha)}$ 로 λ 를 규정하면, 식 (8)은 다음과 같이 변형된다.

$$X\beta = (\rho\sigma_v)\lambda \quad (9)$$

식 (1')에서와 같이 λ 에 대한 계수를 θ 로 두면 $\theta = \rho\sigma_v$ 이 되며 결국 식 (7)은

$$E[\ln Y|X, Z=1] = X\beta + \theta\lambda \quad (10)$$

에서 식 (10)과 같은 최종식에 도달하게 된다.¹⁾

지금까지의 방법론을 간략히 요약하면, 1)프라빗모형을 통해 λ 를 추정하고 2)이를 선택보정변인으로 선행회귀식에 추가함으로써 보정된 Heckman 2 단계 표본선택모형은 완성된다. 다만, 표준 오차와 σ_v^2 의 추정치가 일치성(Consistency)을 갖지 않기 때문에 일치성을 갖는 $\overline{\sigma_v^2}$ 를 다음의 식 (8)과 같이 따로 계산해야 한다(Greene, 1995). 이러한 추정은 LIMDEP을 이용할 경우 간단히 해결되는데, 다음의 식 (11)은 LIMDEP 프로그램이 제공하는 $\overline{\sigma_v^2}$ 의 추정식이다.

$$\overline{\sigma_v^2} = e'e/N = \overline{\theta^2} \overline{\delta} \quad (11)$$

여기서, $e_i = Y_i - \overline{Y}_i$ 이고, $\overline{\delta} = \sum_i -\lambda_i(W_i\alpha_i + \lambda_i)$ 이다.

마지막으로, 이 추정된 $\overline{\sigma_v^2}$ 를 통해 ρ^2 를 다음의 식 (12)과 같이 추정하면,

$$\overline{\rho^2} = \frac{\overline{\theta^2}}{\overline{\sigma_v^2}} \quad (12)$$

이 된다.

표본선택모형에 대한 최우도추정(MLE) 모형은 Heckman 2단계 추정모형과 유사한 과정으로 진행된다. 먼저, Heckman 2단계 추정모형에서 보여지는 $Z^* = W\alpha + \mu$ 로부터 프라빗 모형에 대한 $Z=0$ 일 때와 $Z=1$ 일 때의 우도함수를 추정한다. 각각의 우도함수(Log Likelihood Function)를 $\ln L_i^0$ 와 $\ln L_i^1$ 라고 하면 $\ln L_i^1$ 는 선행회귀식을 포함해야 하므로, 다음의 식들과 같이 정의된다.

$$\ln L_i^0 = \ln \Phi(-W_i\alpha) \quad \text{단, } Z=0 \quad (13)$$

$$\ln L_i^1 = -\ln \sqrt{\pi} - \ln \sigma_v - \ln \Phi(-W_i\alpha) - \frac{(Y_i - X_i\beta)^2}{2\sigma_v^2} + \ln \Phi \left[W\alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i\beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}} \right] \quad \text{단, } Z=1 \quad (14)$$

따라서,

$$\ln L_i = \ln L_i^0 + \ln L_i^1 = \ln \Phi(-W_i\alpha) \quad (15)$$

1) 실제로 θ 는 $\theta = \rho\sigma_v = \sigma_{v\mu}$ 이 되므로 결국 λ 의 계수 θ 는 μ 와 v 의 공분산 $\text{Cov}(v, \mu)$ 으로 해석될 수 있다.

$$-\ln \sqrt{\pi} - \ln \sigma_v - \ln \Phi(-W_i \alpha) - \frac{(Y_i - X_i \beta)^2}{2\sigma_v^2} + \ln \Phi \left[W_i \alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i \beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}} \right] \quad (16)$$

결국, 우도추정치 $\sum_i \ln L_i$ 은 아래의 식 (17)과 같이 최우도추정치가 계산되며, 이 때 α, β, ρ 및 σ_v 의 추정치들(estimators)이 구해진다.

$$\sum_i \ln L_i = \sum_{i,Z=0} \ln \Phi(-W_i \alpha) - \sum_{i,Z=1} (\ln \sqrt{\pi} + \ln \sigma_v) - \sum_{i,Z=1} \left\{ \ln \Phi(-W_i \alpha) + \frac{(Y_i - X_i \beta)^2}{2\sigma_v^2} \right\} + \sum_{i,Z=1} \ln \Phi \left[W_i \alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i \beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}} \right] \quad (17)$$

IV. 자료 및 변인

본 연구에서 사용된 주요 자료는 2000년 농업총조사 전수자료다. 또한 농업소득(농축산물총판매소득)이 정(+)인 가구만을 분석에 사용하였다. 본 연구의 종속변인인 농업소득은 농업총조사자료로부터 구하였다. 그러나 원자료인 농축산물총판매소득이 11가지의 집단변인(categorical variable)으로 설정되어 있어 종속변인의 분산을 충분히 반영할 수 없는 한계가 있다. 이를 극복하기 위해 본 연구에서는 주어진 집단내에서도 서로 다른 가중치를 부여하는 방안을 채택하여, 같은 집단 내에 있는 개별 농가의 경우에도 판매내역과 수량 및 중량에 따라 서로 상이한 농산물판매소득을 가질 수 있도록 하였다.

표 1은 본 연구에 사용된 종속변인 및 독립변인에 대한 설명이다. 회귀분석에서 사용된 종속변인인 농업소득은 자연대수로 변환하였다. 본 연구에서는 농업총조사자료에서 제공하는 변인들 중 농가의 소득과 관련된 변인들을 선택하여 사용하였다.

개별 독립변인들의 농업소득과의 관련성에 대한 연구는 많이 존재하는 편이다. 하지만 정보화와의 연관성은 상대적으로 적은 편이다. 독립변인들은 그 특성에 따라 인구학적, 사회-경제적, 작목별, 그리고 친환경 및 정보의 4가지로 대별하였다. 개별 독립변인들의 정보화수준의 관련성에 대한 예측은 다음과 같다.²⁾

인구학적 변인들 중 가구원수의 정보화와 관련된 영향

은 주성재(2001)의 연구에서 보듯이 가구원수가 많을수록 자녀의 가구내 존재 가능성이 높아진다는 측면에서 정보화와 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 성별의 정보화와의 연관성은 한국전산원(2000)의 연구에 의하면 남자와 여자의 PC보유비율은 별다른 차이를 보이고 있지 않지만 인터넷이용율은 남자의 경우가 여자의 경우보다 약 16.3% 정도 높은 것으로 나타났다. 호주의 경우에도 남자(51%)의 이용율이 여자(44%)보다 약 7% 정도 높게 나타났지만, 미국의 경우에는 인터넷 이용율이 남녀 비슷한 것으로 조사되었다. 하지만 이러한 결과는 전체 국민을 대상으로 한 것이고 농가를 대상으로 한 것이 아니었다.

대체로 남자가구주의 경우가 PC 사용 및 인터넷 접속에 있어 여자가구주의 경우보다 높은 정(+)의 관계를 보이리라 예상된다. 연령이 낮을수록 새로운 기술의 습득이나 환경에의 적응이 용이하다는 측면에서 연령의 정보화 관련 효과는 예측가능하리라 판단된다. 몇몇 사례연구에 있어서도 정보화와 연령은 부(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다(강정혁, 박세권, 1996, 주성재, 2001).

사회경제학적 변인들 중 컴퓨터의 사용은, 개인이 아닌 가구 구성원 전체의 교육수준이 영향을 미친다는 가정하에 가구원 전체의 교육수준을 합한 각 농가의 교육수준³⁾을 나타내는 변인을 새로 구축하였다. 이 변인과 농가경영주의 교육수준은 정보화수준에 정(+)의 영향을 끼치리라 판단된다. 경영주의 농사경력에 대한 정보화와의 관련성은 경력이 연령과 상관관계가 높다는 측면에서는 정보화수준과 부(-)의 관계가 예상되지만, 경력이 시장에 대한 판단과 예측이라는 측면에서 조명될 경우 정(+)의 관련성을 추측할 수 있다. 경지면적은 대체로 정보화와 긍정적 상관관계를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다(이동필 외, 2001).

주조사분야가 농업인 경우의 정보화수준은 농업이 아직 기타 산업분야보다 낙후된 정보화수준을 보이고 있다는 측면에서 부(-)의 관련성이 있으리라 판단된다. 이러한 측면에서, 2종겸업농보다는 1종겸업농의 정보화수준이 높으리라 예상된다.⁴⁾ 주로 경작하는 작목별 정보화에 대한 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 이동필 외(2001)의 연구에서는 과수가 가장 높은 것으로 나타났고, 축산이

3) 각 개인의 교육수준은 카테고리로 설정되어있기 때문에 교육을 받지 않은 경우는 0년으로, 초등학교=6년, 중학교=9년, 고등학교=12년, 3년제이하대학=14년, 4년제대학 이상=16년으로 하여 각 농가의 구성원 교육수준을 구한 뒤 각 농가별로 구성원의 교육수준의 총합을 구하여 이를 개별농가의 교육수준을 나타내는 변인으로 사용하였다.

4) 전업농은 연간 30일 이상 농사 이외의 일에 종사한 가구원이 없는 가구, 겸업농은 연간 30일 이상 농사 이외의 일에 종사한 가구원이 있는 농가를 의미한다. 제1종겸업농은 겸업농가중 농업수입이 농외수입보다 많은 경우고 제2종겸업농은 겸업농가중 농업수입이 농외수입보다 적은 농가를 의미한다.

2) 논문의 분량이 이미 본 학술지의 분량을 초과하는 관계로 표 1에 있는 변인들의 기초통계량은 제시하지 않았다. 하지만 저자들에게 요청할 경우 제공할 예정이다.

가장 낮은 정보화 의지를 보이는 것으로 보고하고 있다. 정보화와 관련한 자동차 보유여부의 독립변인 채택은 이 변인이 가구별 재산정도와 밀접한 관련을 가지고 있다는 개연성 때문이다. 컴퓨터 보유율과 인터넷 이용율이 재산정도와 정(+)의 관련성을 가지고 있다(이동필 외, 2001)는 측면에서, 자동차보유 역시 정보화와 긍정적 관련성을 가질 것으로 판단된다.

표 1. 정보화 선택에 따른 농업소득 분석에 사용된 변인

변인	변인설명
종속변인	
W_PROCE	농가의 생산능력으로 보정한 농축산물 판매금액
LNPRICE	LOG(W_PRICE)
COM	컴퓨터보유=1, 컴퓨터미보유=0
U_NET	인터넷활용=1, 인터넷미활용=0
독립변인	
인구학적 변인	
HH_N	총가구원수
HHN_SQ	HH_N*HH_N
GENDER	여성=1, 남성=0(ref.)
AGE	경영주 나이
AGE_SQ	AGE*AGE
사회경제학적 변인	
CAREER	경영주 농사경력
CA_SQ	CAREER*CAREER
EDU_T	가구 총교육연수
EDUT_SQ	EDU_T*EDU_T
EDU1	중졸이하
EDU2	고졸(ref.)
EDU3	3년제 대학 이하
EDU4	4년제 대학 이상
MAJOR	주 종사분야: 농업외=1, 농업=0(ref.)
CAR0	차량미소유=1, 그 외=0
CAR1	승용차량소유(ref.)
CAR2	화물차량소유=1, 그 외=0
CAR3	승용차와 화물차량 소유=1, 그 외=0
작목변인	
CROP1	논벼(ref.)
CROP2	과수
CROP3	채소
CROP4	화훼
CROP5	일반밭작물
CROP6	축산
CROP7	특용작물/양잠/기타
친환경변인	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
T_ENVC	친환경재배충면적

V. 분석결과: 정보화 수준 선택에 따른 농업소득 결정요인

(가) 컴퓨터 보유/사용과 농업소득

표 2에서 표 4는 식 (1)과 (4), 그리고 (5)을 응용하여 컴퓨터보유여부가 농업소득에 미치는 영향을 전농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 분석한 것이다. 표 2에서 나타난 전체 농가의 컴퓨터 보유여부에 대한 개별 독립변인들의 효과를 분석한 Probit모형과 OLS를 이용하여 농업소득을 측정된 결과의 해석은 다음과 같다.

가구원수가 많을수록(HH_N), 컴퓨터 보유 가능성은 증가하는 것으로 나타났다. 여성이 농가의 경영주인 가구(GENDER)의 컴퓨터 보유 확률은 그렇지 않은 가구에 비해 높았다. 농가 경영주의 연령이 높을수록(AGE) 컴퓨터 보유 가능성은 높아지는 것으로 나타났으나, 농업종사 경력(CAREER)은 정보화수준과 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다.

가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 정보화수준과 밀접한 정(+)의 관련성이 있는 것으로 분석되었다. 전업농가 경영주의 교육수준(EDU1, EDU3, EDU4)은 컴퓨터 보유 여부와 밀접한 관련성을 가지고 있는 것으로 나타났는데, 농가 경영주가 대졸 이상의 학력(EDU4)일 경우의 컴퓨터 보유확률은 기타 집단에 비해 훨씬 높은 것으로 분석되었다. 농업이 주종사분야가 아닌 농가(MAJOR)의 컴퓨터 보유 가능성은 농업이 주업인 농가에 비해 컴퓨터를 보유할 가능성이 더욱 높은 것으로 분석되었다. 승용차와 화물차 모두를 보유한 농가(CAR3)의 경우 컴퓨터 보유에 있어 기타 가구에 비해 우월한 정보화수준을 보이고 있으나, 화물차만 소유한 농가(CAR2) 또는 차량을 미소유한 농가(CAR0)의 경우에는 승용차만 소유한 농가에 비해 정보화수준이 낮은 것으로 나타났다. 이것은 이 변인이 가구의 경제적 수준을 반영하고 있다는 측면과 농업생산의 활력성 정도를 간접 대변하고 있다는 측면에서 당연한 결과로 보인다.

작목별 정보화수준은 주종이 논벼인 농가에 비해 축산농가(CROP6)의 경우를 제외하고는 정보화수준이 정(+)의 관련성을 보이고 있다. 축산이 주종인 가구(CROP6)의 컴퓨터 보유확률은 기타 작목이 주종인 가구에 비해 가장 낮은 정보화수준을 보이고 있었다. 하지만 채소(CROP3)와 화훼(CROP4) 등이 주종인 농가는 논벼가 주종인 가구에 비해 통계적 유의성은 보이지 않았다.

컴퓨터 보유 농가와 비보유 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 선택성보정합수인 λ 는 보유농가가 -1.4988과 비보유농가 -1.1653

표 2. 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (전농가)

Probit (컴퓨터보유)			OLS(농축산물판매금액)							
Var.			Var.	컴퓨터보유		컴퓨터미보유				
	Coeff.	S.E.		Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	
Intercept	-2.6712	***	0.1138	Intercept	12.4102	***	0.2149	8.8231	***	0.1189
hh_n	0.5272	***	0.0163	hh_n	-0.7176	***	0.0292	-0.5097	***	0.0174
hhn_sq	-0.0397	***	0.0018	hhn_sq	0.0603	***	0.0029	0.0390	***	0.0020
gender	0.1626	***	0.0175	gender	-0.9885	***	0.0304	-0.9991	***	0.0121
age	0.0392	***	0.0044	age	-0.0753	***	0.0073	0.0080	**	0.0035
age_sq	-0.0006	***	0.0000	age_sq	0.0006	***	0.0001	-0.0001	***	0.0000
career	-0.0022		0.0015	career	0.0710	***	0.0023	0.0547	***	0.0012
ca_sq	0.0000		0.0000	ca_sq	-0.0010	***	0.0000	-0.0006	***	0.0000
edu_t	0.0348	***	0.0013	edu_t	-0.0436	***	0.0025	-0.0192	***	0.0013
edut_sq	-0.0002	***	0.0000	edut_sq	0.0003	***	0.0000	0.0001	***	0.0000
edu1	-0.1233	***	0.0126	edu1	0.0373	**	0.0184	0.0310	**	0.0141
edu3	0.1762	***	0.0361	edu3	-0.0273		0.0436	-0.0602		0.0489
edu4	0.3404	***	0.0282	edu4	-0.1692	***	0.0345	-0.2207	***	0.0376
major	0.1250	***	0.0146	major	-1.4260	***	0.0199	-1.2479	***	0.0161
car0	-0.5742	***	0.0123							
car2	-0.1563	***	0.0131							
car3	0.2392	***	0.0190							
crop2	0.0741	***	0.0148							
crop3	0.0367		0.0284							
crop4	0.0017		0.0130							
crop5	0.4074	***	0.0510							
crop6	-0.0550	**	0.0222							
crop7	0.2159	***	0.0189							
envi	0.1677	***	0.0271							
t_envc	0.0000	***	0.0000							
lambda					-1.4988	***	0.0390	-1.1653	***	0.0219
N	129513				30855			98658		
Log L	-46915									
Adjusted R2					0.2459			0.2527		

***p<.01, **p<.05, *p<.10

으로 모두 p<.01 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 컴퓨터 보유 및 비보유 농가 모두에 있어서 가구원 수의 증대(HH_N)가 농업소득 증대와 직접적으로 연관성을 보이고 있지 않은 것으로 분석되었다. 여성이 가구주(GENDER)일 경우의 농업소득은 남성이 가구주일 경우에 비해 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 컴퓨터 보유여부와 관련 없이 동일한 것으로 드러났다.

농가경영주의 나이(AGE)는 컴퓨터 보유 여부에 따라 그 효과가 달라지는 것으로 드러났다. 컴퓨터를 보유한 농가의 경우 나이 증가에 따른 소득감소 효과가 예측되었으나, 컴퓨터 비보유농가의 경우 역의 관련성이 있는 것으로

드러났다. 컴퓨터 보유여부와 관계없이 농가 경영주의 농업경력(CAREER)과 농가 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였다. 하지만 농가 경영주의 교육수준(EDU3, EDU4)은 학력수준이 높을수록 소득수준은 오히려 낮아지는 것으로 드러났다. 주종사분야가 농업이 아닌 농가(MAJOR)의 농업소득 역시 농업이 주업인 농가의 농업소득에 비해 낮은 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과는 컴퓨터를 보유한 농가가 컴퓨터를 보유하지 않은 농가에 비해 상대적으로 낮은 연령을 보유한 때문으로 풀이된다. 컴퓨터 보유 여부에 따른 이러한 선택성의 차이는 앞서 설명하였듯이 선택성보정함수(λ)의

표 3. 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (전업농가)

Probit				OLS(농축산물판매금액)							
(컴퓨터보유)				컴퓨터보유				컴퓨터미보유			
Var.	Coeff.	S.E.	Var.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.		
Intercept	-2.7546 ***	0.1572	Intercept	13.2533 ***	0.2749	8.7041 ***	0.1380				
hh_n	0.5575 ***	0.0228	hh_n	-0.8324 ***	0.0370	-0.4652 ***	0.0215				
hhn_sq	-0.0416 ***	0.0027	hhn_sq	0.0733 ***	0.0038	0.0361 ***	0.0026				
gender	0.2213 ***	0.0264	gender	-0.8918 ***	0.0473	-0.9953 ***	0.0145				
age	0.0353 ***	0.0061	age	-0.0874 ***	0.0097	0.0184 ***	0.0040				
age_sq	-0.0005 ***	0.0001	age_sq	0.0008 ***	0.0001	-0.0002 ***	0.0000				
career	0.0050 **	0.0021	career	0.0571 ***	0.0031	0.0448 ***	0.0014				
ca_sq	-0.0001	0.0000	ca_sq	-0.0008 ***	0.0001	-0.0005 ***	0.0000				
edu_t	0.0369 ***	0.0019	edu_t	-0.0408 ***	0.0032	-0.0178 ***	0.0015				
edut_sq	-0.0003 ***	0.0000	edut_sq	0.0003 ***	0.0000	0.0001 ***	0.0000				
edu1	-0.0893 ***	0.0174	edu1	0.0464 **	0.0231	0.0679 ***	0.0167				
edu3	0.1795 ***	0.0498	edu3	-0.0833	0.0553	-0.1210 **	0.0597				
edu4	0.3315 ***	0.0388	edu4	-0.4201 ***	0.0456	-0.3561 ***	0.0443				
car0	-0.5885 ***	0.0183									
car2	-0.1441 ***	0.0189									
car3	0.2463 ***	0.0275									
crop2	0.0887 ***	0.0202									
crop3	0.0658 *	0.0354									
crop4	0.0245	0.0172									
crop5	0.4365 ***	0.0625									
crop6	-0.0038	0.0350									
crop7	0.2975 ***	0.0251									
envi	0.2212 ***	0.0359									
t_envc	0.0000 **	0.0000									
lambda				-1.7488 ***	0.0454	-1.2629 ***	0.0255				
N	86077			14508		71569					
Log L	-24509										
Adjusted R ²				0.21		0.2939					

***p<.01, **p<.05, *p<.10

통계적 유의성이 존재한다는 점에서도 잘 드러나고 있다. 결론적으로 컴퓨터보유여부로 살펴본 농업소득은 컴퓨터 보유농가와 비보유 농가간 현저한 표본의 특성 차이가 존재하는 것으로 드러났다고 할 수 있다.

표 3와 표 4는 전업농가와 겸업농가를 구분하여 분석한 정보화수준에 따른 농업소득을 분석한 것이다. 전업농가와 겸업농가 모두에 있어서 가구원수가 많을수록(HH_N), 컴퓨터 보유 가능성은 증가하는 것으로 나타났다. 또한 전업농과 겸업농의 구분 없이, 여성이 농가의 경영주인 가구(GENDER)의 컴퓨터 보유 확률은 그렇지 않은 가구에 비해 높았으며, 이러한 현상은 농가 경영주의 연령(AGE)에 대한 효과에서도 동일한 것으로 드러났다. 하지만 농

업종사 경력(CAREER)의 경우 전업농가는 정보화수준과 정(+)의 관련성을 보였으나, 겸업농가의 경우에는 부(-) 상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

전업농과 겸업농 모두에 있어서 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 정보화수준과 밀접한 정(+)의 관련성이 있는 것으로 분석되었고, 전업농가 경영주의 교육수준(EDU1, EDU3, EDU4)은 컴퓨터 보유여부와 밀접한 관련성을 가지고 있는 것으로 나타났는데, 농가 경영주가 대졸 이상의 학력(EDU4)일 경우의 컴퓨터 보유확률은 기타 집단에 비해 훨씬 높은 것으로 분석되었다. 겸업농의 경우 농업이 주종사분야가 아닌 농가(MAJOR)의 컴퓨터 보유 가능성은 농업이 주업인 농가에 비해 컴퓨터를 보유할 가능성

이 더욱 높은 것으로 분석되었다. 또한 전업농과 겸업농 모두에 있어 승용차와 화물차 모두를 보유한 농가(CAR3)의 경우 컴퓨터 보유에 있어 기타 가구에 비해 우월한 정보화수준을 보이고 있으나, 화물차만 소유한 농가(CAR2) 또는 차량을 미소유한 농가(CAR0)의 경우에는 승용차만 소유한 농가에 비해 정보화수준이 낮은 것으로 나타났다.

작목별 정보화수준은 전업농의 경우 전체 농가에 대한 분석과 동일한 결과를 보이고 있으나 겸업농의 경우는 조금 다른 양상을 보이고 있다. 전업농의 경우 주종이 논벼인 농가에 비해 축산농가(CROP6)의 경우를 제외하고는 정보화수준이 정(+)의 관련성을 보이고 있다. 하지만 겸

업농의 경우는 축산농가와 채소농가(CROP3), 그리고 화훼농가(CROP4)가 논벼가 주종인 농가에 비해 정보화수준이 낮은 것으로 나타났다.

전업농과 겸업농 모두에 있어서 컴퓨터 보유 농가와 비보유 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 전업농의 경우 선택성보정합수인 λ 는 보유농가가 -1.7488과 비보유농가 -1.2629로 모두 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 겸업농의 경우도 선택성보정합수인 λ 는 보유농가가 -1.4168과 비보유농가 -1.1427로 역시 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다.

표 4. 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (겸업농가)

Probit (컴퓨터보유)				OLS(농축산물판매금액)						
Var.				컴퓨터보유			컴퓨터미보유			
	Coeff.		S.E.	Coeff.		S.E.	Coeff.		S.E.	
Intercept	-2.5018	***	0.1690	Intercept	10.9065	***	0.3177	8.5207	***	0.2253
hh_n	0.4636	***	0.0246	hh_n	-0.5775	***	0.0435	-0.5146	***	0.0313
hhn_sq	-0.0350	***	0.0026	hhn_sq	0.0463	***	0.0042	0.0404	***	0.0033
gender	0.1184	***	0.0237	gender	-0.8237	***	0.0393	-0.8283	***	0.0238
age	0.0422	***	0.0065	age	-0.0592	***	0.0104	-0.0053		0.0072
age_sq	-0.0006	***	0.0001	age_sq	0.0004	***	0.0001	0.0000		0.0001
career	-0.0102	***	0.0021	career	0.0730	***	0.0031	0.0634	***	0.0025
ca_sq	0.0002	***	0.0000	ca_sq	-0.0010	***	0.0001	-0.0008	***	0.0000
edu_t	0.0332	***	0.0021	edu_t	-0.0356	***	0.0037	-0.0187	***	0.0027
edut_sq	-0.0002	***	0.0000	edut_sq	0.0003	***	0.0000	0.0002	***	0.0000
edu1	-0.1651	***	0.0185	edu1	0.1051	***	0.0275	0.0728	***	0.0256
edu3	0.1680	***	0.0526	edu3	-0.0278		0.0637	-0.0294		0.0837
edu4	0.3603	***	0.0415	edu4	-0.0639		0.0491	-0.1301	*	0.0689
major	0.1191	***	0.0168	major	-1.0321	***	0.0246	-0.8873	***	0.0198
car0	-0.5435	***	0.0172							
car2	-0.1805	***	0.0189							
car3	0.2328	***	0.0265							
crop2	0.0593	***	0.0219							
crop3	-0.0141		0.0477							
crop4	-0.0359	*	0.0201							
crop5	0.3857	***	0.0887							
crop6	-0.0981	***	0.0287							
crop7	0.1062	***	0.0289							
envi	0.0929	**	0.0420							
t_envc	0.0000	***	0.0000							
lambda					-1.4168	***	0.0649	-1.1427	***	0.0411
N	43436				16347			27089		
Log L	-22322									
Adjusted R ²					0.1747			0.1927		

***p<.01, **p<.05, *p<.10

농가 경영주의 나이를 제외하고는 전업농과 겸업농 모두에 있어 정보화수준이 농업소득에 미치는 효과는 비슷한 양상을 보이고 있다. 컴퓨터 보유 및 비보유 농가 모두에 있어서 가구원수의 증대(HH_N)가 농업소득 증대로 연결되지는 않는 것으로 분석되었다. 전업농과 겸업농 모두에 있어 여성이 가구주(GENDER)일 경우의 농업소득은 남성이 가구주일 경우에 비해 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 컴퓨터 보유여부와 관련 없이 동일한 것으로 드러났다.

전업농의 경우 농가경영주의 나이(AGE)는 컴퓨터 보유여부에 따라 그 효과가 달라지는 것으로 드러났다. 전업농의 경우 컴퓨터를 보유한 농가는 나이 증가에 따른 소득감소 효과가 예측되었으나, 컴퓨터 비보유농가의 경우 정(+)의 관련성이 있는 것으로 드러났다. 하지만 겸업농의 경우 경영주의 나이는 컴퓨터 보유여부에 관계없이 소득과 부(-)의 관련성을 보이고 있었다. 전업농과 겸업농 모

두에 있어 컴퓨터 보유여부와 관계없이 농가 경영주의 농업경력(CAREER)과 농가 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였다. 하지만 농가 경영주의 교육수준(EDU3, EDU4)은 학력수준이 높을수록 소득수준은 오히려 낮아지는 것으로 드러났다. 주종사분야가 농업이 아닌 농가(MAJOR)의 농업소득 역시 농업이 주업인 농가의 농업소득에 비해 낮은 것으로 분석되었다.

이러한 분석결과는 앞서 분석한 전체 농가를 대상으로 한 결과와 대체로 일치하고 있다. 즉 연령은 전업농과 겸업농의 소득 증감에 가장 큰 차이를 보이고 있는 변인으로 드러났는데 전업농의 경우는 컴퓨터를 보유한 농가가 컴퓨터를 보유하지 않은 농가에 비해 상대적으로 낮은 연령을 보유한 때문으로 풀이된다. 하지만 겸업농의 경우는 컴퓨터 보유여부가 농업소득에 미치는 영향은 차별성이 없는 것으로 드러났다.

표 5. 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (전농가)

Probit				OLS(농축산물판매금액)							
(인터넷사용)				인터넷사용				인터넷미사용			
Var.	Coeff.	S.E.	Var.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.		
Intercept	2.0587	***	0.4644	Intercept	7.2680	***	0.4152	6.6308	***	0.7998	
hh_n	-0.0514		0.0655	hh_n	-0.0899		0.0609	-0.1233		0.1147	
hhn_sq	0.0043		0.0070	hhn_sq	0.0179	***	0.0066	0.0189		0.0122	
gender	-0.0378		0.0977	gender	-0.7461	***	0.0985	-0.8139	***	0.1511	
age	-0.0531	***	0.0192	age	0.0528	***	0.0191	0.0925	***	0.0349	
age_sq	0.0004	**	0.0002	age_sq	-0.0005	***	0.0002	-0.0009	***	0.0003	
career	-0.0014		0.0063	career	0.0567	***	0.0059	0.0695	***	0.0104	
ca_sq	0.0001		0.0001	ca_sq	-0.0009	***	0.0001	-0.0012	***	0.0002	
edu_t	0.0088		0.0058	edu_t	-0.0030		0.0058	0.0002		0.0100	
edut_sq	-0.0001		0.0001	edut_sq	0.0000		0.0001	-0.0001		0.0001	
edu1	-0.1755	***	0.0464	edu1	0.2281	***	0.0554	0.1517		0.0971	
edu3	0.0002		0.0887	edu3	0.1578	***	0.0785	0.1220		0.1523	
edu4	0.2379	***	0.0732	edu4	-0.2765	***	0.0709	-0.1553		0.1508	
major	0.0686		0.0617	major	-1.2277	***	0.0559	-1.1895	***	0.1038	
crop2	0.1837	***	0.0589								
crop3	0.2687	**	0.1049								
crop4	0.0942	*	0.0523								
crop5	0.4900	***	0.1350								
crop6	0.0969		0.1186								
crop7	0.1167	**	0.0561								
envi	0.1453	**	0.0641								
lambda					-3.2148	***	0.3572	-4.1967	***	0.6575	
N	5064				3677			1387			
Log L	-2901										
Adjusted R ²					0.1864			0.1829			

***p<.01, **p<.05, *p<.10

(나) 인터넷 사용과 농업소득

표 5에서 표 7은 식 (1)과 (4), 그리고 (5)를 응용하여 인터넷 사용여부가 농업소득에 미치는 영향을 전농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 분석한 것이다. 표 5는 전체 농가의 인터넷 사용여부에 대한 개별 독립변인들의 효과를 분석한 Probit모형과 OLS를 이용하여 농업소득을 측정하는 것이다.

가구원수(HH_N)는 인터넷 사용 가능성의 증감여부에 별다른 영향을 미치지 않고 있는 것으로 나타났다. 여성이 농가의 경영주인 가구(GENDER)의 컴퓨터 보유 확률 역시 통계적 유의성이 없었다. 농가 경영주의 연령이 높을수록 (AGE) 인터넷 사용확률은 낮아지는 것으로 나타났으나, 농업종사 경력(CAREER)은 정보화수준과 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않고 있는 것으로 분석되었다.

가구원 전체의 교육수준(EDU_T) 역시 정보화수준에 별다른 관련성이 없는 것으로 분석되었다. 경영주의 교육수준(EDU1, EDU3, EDU4)은 인터넷 사용여부와 밀접한 관련성을 가지고 있는 것으로 나타났는데, 농가 경영주가 대졸 이상의 학력(EDU4)일 경우의 인터넷 사용확률은 기타 집단에 비해 훨씬 높은 것으로 분석되었다. 농업이 주종사 분야가 아닌 농가(MAJOR)의 인터넷 사용가능성은 농업이 주업인 농가에 비해 높은 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 없었다. 작목별 인터넷 사용수준(CROP2-CROP7)은 주종이 논벼인 농가에 비해 모든 작목별 농가에 있어서 인터넷 사용 가능성과 정(+)의 관련성을 보이고 있었다.

인터넷 사용 농가와 비사용 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 선택성보정합수인 λ 는 사용농가가 -3.2148과 비사용농가 -4.1967으로 모두 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 인터넷 사용 및 비사용 농가 모두에 있어서 가구원수의 증대(HH_N)가 농업소득 증대와 직접적으로 연관성을 보이고 있지 않은 것으로 분석되었다. 여성이 가구주(GENDER)일 경우의 농업소득은 남성이 가구주일 경우에 비해 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 인터넷 사용여부와 관련 없이 동일한 것으로 드러났다.

농가경영주의 나이(AGE)는 인터넷 사용여부에 관계없이 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였다. 인터넷 사용여부와 관계없이 농가 경영주의 농업경력(CAREER) 역시 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였으나, 농가 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 별다른 관련성이 없는 것으로 분석되었다. 하지만 농가 경영주의 교육수준(EDU3, EDU4)은 학력수준이 높을수록 소득수준에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 드러났다. 주종사분야가 농업이 아닌 농가(MAJOR)의 농업소득은 농업이 주업인 농가의 농업소득에 비해 낮은 것으로 분석되었다.

표 3과 표 4는 전업농가와 겸업농가를 구분하여 분석한 인터넷 사용여부에 따른 농업소득을 분석한 것이다. 전업농과 겸업농 모두에 있어 가구원수(HH_N)는 인터넷 사용 가능성의 증감여부에 별다른 영향을 미치지 않고 있는 것으로 나타났다. 여성이 농가의 경영주인 가구(GENDER)의 컴퓨터 보유 확률 역시 전업농과 겸업농 모두에 있어 통계적 유의성이 없었다. 농가 경영주의 연령이 높을수록 (AGE) 인터넷 사용 확률은 낮아지는 것으로 나타났으나, 농업종사 경력(CAREER)은 정보화수준과 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않고 있는 것으로 분석되었다. 연령과 농업종사 경력에 대한 인터넷 사용수준은 전업농과 겸업농 모두에 있어 동일한 결과를 보이고 있다.

가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 전업농의 경우 인터넷 사용에 정(+)의 관련성을 보였으나, 겸업농의 경우에는 별다른 관련성이 없는 것으로 분석되었다. 전업농의 경우 경영주의 교육수준(EDU1, EDU3, EDU4)은 인터넷 사용여부와 정(+)의 관련성을 가지고 있는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 미약한 편이었다. 겸업농의 경우 승용차와 화물차 모두를 보유한 농가(CAR3)의 경우 컴퓨터 보유에 있어 기타 가구에 비해 우월한 정보화수준을 보이고 있으나, 화물차만 소유한 농가(CAR2) 또는 차량을 미소유한 농가(CAR0)의 경우에는 통계적 유의성의 없는 것으로 나타났다. 전업농의 경우 작목별 인터넷 사용수준(CROP2-CROP7)은 주종이 논벼인 농가에 비해 모든 작목별 농가에 있어서 인터넷 사용 가능성과 정(+)의 관련성을 보이고 있었다. 하지만 겸업농의 경우는 축산(CROP6)과 특용작물/양잠/기타(CROP7)의 인터넷 사용가능성이 논벼를 주종하는 농가에 비해 인터넷 사용가능성이 낮은 것으로 분석되었다.

전업농과 겸업농 모두에 있어서 인터넷 사용 농가와 비사용 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 전업농의 경우 선택성보정합수인 λ 는 사용농가가 -2.5186과 비사용농가 -3.0684로 모두 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 겸업농의 경우도 선택성보정합수인 λ 는 사용농가가 -1.9740과 비사용농가 -3.5094로 역시 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다.

전업농과 겸업농 모두에 있어서 인터넷 사용 및 비사용 농가 모두에 있어서 가구원수의 증대(HH_N)가 농업소득 증대와 직접적으로 연관성을 보이고 있지 않은 것으로 분석되었다. 하지만 여성이 가구주(GENDER)일 경우의 농업소득은 남성이 가구주일 경우에 비해 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 인터넷 사용여부와 관련 없이 동일한 것으로 드러났다.

농가경영주의 나이(AGE)는 인터넷 사용여부에 관계없이

이 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였는데 이러한 결과는 전업농과 겸업농 모두에 동일하게 해당하는 것으로 분석되었다. 전업농과 겸업농 모두에 있어 인터넷 사용여부와 관계없이 농가 경영주의 농업경력(CAREER) 역시 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였으나, 농가 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 별다른 관련성이 없는 것으로 분석되었다. 농가 경영주의 교육수준(EDU3, EDU4) 전업농과 겸업농 모두에 있어 인터넷 사용여부에 따른 농업소득에 대한 효과는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 겸업농의 경우 주종사분야가 농업이 아닌 농가(MAJOR)의 농업소득은 농업이 주업인 농가의 농업소득에 비해 낮은 것으로 분석되었고 이러한 결과는 $p < .01$ 수준에서 통계적 유의성이 존재하는 것으로 분석되었다.

(다) 정보화수준에 따른 농업소득의 수익률(Rate of Return) 분석

표 8과 표 9는 컴퓨터 보유여부 및 인터넷 사용여부에

따른 주요 변수에 대한 수익률(Rate of Return)을 분석한 것이다. 이러한 수익률 분석은 지금까지의 분석과 마찬가지로 전체농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 분리하여 분석하였다. 선형변수에 대한 수익률(Rate of Return)은 LNPRICE(농축산물판매소득에 자연로그를 취한 값)를 그 변수에 대하여 편미분하여 계산한다. 이 때의 수식은 $(b + 2 \cdot (-b^2/100) \cdot b(\text{평균}) \cdot 100)$ 이 된다. 범주형 변수일 경우 $(EXP(b) - 1) \cdot 100$ 이며 본 연구에서 사용한 계수는 본문의 회귀분석표에 있는 계수를 사용하였고, 평균값은 부록 1의 변수별 평균값을 참조하여 수익률에 대한 절대치를 계산하면 된다.

표 8에서 보듯이 전체 농가의 경우 컴퓨터 보유여부에 따른 수익률은 연령과 가구원 전체의 교육수준, 농업종사경력, 그리고 가구원 전체의 교육수준과 주종사분야별로 차이가 존재하는 것으로 드러났다⁹⁾. 이러한 차이가 존재하는 모든 변수에 있어서 컴퓨터를 보유한 농가가 미보유 농가에 비해 대졸이상의 고학력집단을 제외하고는

표 6. 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (전업농가)

Var.	Probit (인터넷사용)			OLS(농축산물판매금액)						
	Coeff.	S.E.	Var.	인터넷사용			인터넷미사용			
				Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.	
Intercept	2.5542	***	0.5955	Intercept	6.9220	***	0.5055	6.1073	***	0.9436
hh_n	-0.1030		0.0872	hh_n	-0.0221		0.0737	0.0992		0.1434
hhn_sq	0.0083		0.0096	hhn_sq	0.0126		0.0081	-0.0036		0.0156
gender	-0.2070		0.1589	gender	-0.3045	*	0.1629	-0.1672		0.2246
age	-0.0752	***	0.0248	age	0.0676	***	0.0232	0.0817	*	0.0427
age_sq	0.0006	**	0.0002	age_sq	-0.0007	***	0.0002	-0.0007	*	0.0004
career	0.0057		0.0087	career	0.0426	***	0.0076	0.0516	***	0.0130
ca_sq	0.0000		0.0002	ca_sq	-0.0007	***	0.0002	-0.0010	***	0.0003
edu_t	0.0146	*	0.0085	edu_t	-0.0078		0.0085	0.0044		0.0126
edut_sq	-0.0002		0.0001	edut_sq	0.0001		0.0001	-0.0001		0.0002
edu1	-0.1397	**	0.0594	edu1	0.0848		0.0593	-0.0952		0.1030
edu3	0.1338		0.1178	edu3	-0.0080		0.0931	-0.0384		0.1986
edu4	0.1467		0.0959	edu4	-0.1605	**	0.0782	-0.0628		0.1656
crop2	0.2044	***	0.0789							
crop3	0.2265	*	0.1271							
crop4	0.0316		0.0652							
crop5	0.6262	***	0.1716							
crop6	0.2403		0.1795							
crop7	0.1529	**	0.0709							
envi	0.2108	**	0.0826							
lambda					-2.5186	***	0.3385	-3.0684	***	0.6516
N	3090				2250			840		
Log L	-1758									
Adjusted R ²					0.0792			0.0941		

***p<.01, **p<.05, *p<.10

표 7. 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (겸업농가)

Probit (인터넷사용)				OLS(농축산물판매금액)						
Var.				인터넷사용			인터넷미사용			
	Coeff.		S.E.	Var.	Coeff.	S.E.	Coeff.		S.E.	
Intercept	2.1476	***	0.7184	Intercept	6.2742	***	0.7304	6.1042	***	1.4339
hh_n	0.0118		0.1060	hh_n	-0.1446		0.1064	-0.3046		0.1931
hhn_sq	-0.0031		0.0109	hhn_sq	0.0235	**	0.0112	0.0368	*	0.0193
gender	0.0462		0.1275	gender	-0.7739	***	0.1299	-0.8962	***	0.2069
age	-0.0587	**	0.0269	age	0.0461		0.0314	0.0986	*	0.0564
age_sq	0.0005	*	0.0003	age_sq	-0.0004		0.0003	-0.0010	*	0.0005
edu_t	0.0029		0.0092	career	0.0490	***	0.0091	0.0712	***	0.0163
edut_sq	0.0000		0.0001	ca_sq	-0.0007	***	0.0002	-0.0010	***	0.0003
major	0.0889		0.0708	edu_t	0.0136		0.0096	0.0045		0.0166
car0	-0.3204	***	0.1072	edut_sq	-0.0002		0.0001	-0.0001		0.0002
car2	-0.0686		0.0790	edu1	0.0700		0.0766	0.0793		0.1280
car3	0.2007	**	0.0829	edu3	0.1701		0.1396	0.1191		0.2282
crop2	0.1461	*	0.0888	edu4	0.0946		0.0976	0.3172		0.2178
crop3	0.3479	*	0.1919	major	-0.8537	***	0.0702	-0.7946	***	0.1260
crop4	0.2074	**	0.0915							
crop5	0.2412		0.2241							
crop6	-0.0462		0.1585							
crop7	-0.0090		0.0947							
envi	0.1032		0.1300							
t_envc	0.0000		0.0000							
lambda					-1.9740	***	0.3662	-3.5094	***	0.5841
N	1974				1427			547		
Log L	-1135									
Adjusted R2					0.157			0.1965		

***p<.01, **p<.05, *p<.10

농업소득에 대한 수익률이 현저히 높은 것으로 드러났다. 특히 연령별 수익률은 컴퓨터 보유 농가가 비보유 농가에 비해 약 9배 정도 높았으며, 농업종사경력은 약 1.4배 정도 높은 것으로 드러났다.

컴퓨터 보유 여부에 따른 수익률의 차이는 전업농의 경우 가구원수, 성별, 연령, 농업종사경력, 총가구원수의 교육수준에 따라 존재하는 것으로 나타났다. 가구원수와 연령, 농업종사경력과 총가구원수의 교육수준에서는 컴퓨터 보유 농가가 비보유 농가에 비해 수익률이 높은 것으로 나타났으며, 성별에서만 비보유농가의 수익률이 보유농가에 비해 높은 것으로 분석되었다. 겸업농가의 경우에는 연령, 농업종사경력, 총가구원의 교육수준, 그리고 주종사분야에서 컴퓨터 보유여부에 따른 수익률의 차이가 존재하는 것으로 드러났다. 연령, 종사경력, 총가구원수의 교육수

준, 주종사분야 등 모든 부분에서 컴퓨터 보유농가의 농업소득에 대한 수익률이 비보유농가에 비해 높은 것으로 분석되었다.

표 8. 컴퓨터 보유 여부에 따른 수익률(Rate of Return)

	전농가			전업농가			겸업농가		
	수익률			수익률			수익률		
	보유	미보유	T-test	보유	미보유	T-test	보유	미보유	T-test
hh_n	71.26	50.78	6.1126	82.65	46.36	8.5816	57.35	51.20	1.1735
gender	62.79	63.18	0.3232	59.01	63.04	2.0899	56.12	56.32	0.1007
age	7.47	0.78	10.2504	8.66	1.82	10.1160	5.88	0.53	4.2608
career	7.05	5.43	6.3644	5.67	4.44	3.5998	7.26	6.30	2.4233
edu_t	4.34	1.91	8.7888	4.06	1.78	6.5034	3.53	1.86	3.6795
edu1	3.80	3.15	0.2737	4.75	7.02	0.7554	11.08	7.55	0.8583
edu3	2.70	5.84	0.5013	7.99	11.40	0.4638	2.74	2.89	0.0151
edu4	15.56	19.81	1.0102	34.30	29.96	1.0076	6.19	12.20	0.7824
major	75.97	71.29	6.9683			0.0000	64.37	58.83	4.5828

5) 통계적 차이성에 대한 검증은 (이성우 외, 2005)가 제시하는 asymptotic t-test를 사용하였다.

표 9. 인터넷 사용 여부에 따른 수익률(Rate of Return)

	전농가			전업농가			겸업농가		
	수익률		T-test	수익률		T-test	수익률		T-test
	사용	미사용		사용	미사용		사용	미사용	
hh_n	8.84	12.17	0.2573	2.10	9.89	0.7521	14.25	30.14	0.7260
gender	52.58	55.69	0.3762	26.25	15.40	0.4947	53.88	59.19	0.5007
age	5.23	9.16	0.9996	6.69	8.10	0.2905	4.57	9.76	0.8135
career	5.64	6.89	1.0643	4.24	5.12	0.5973	4.87	7.08	1.1927
edu_t	0.30	0.01	0.2708	0.78	0.43	0.8018	1.35	0.44	0.4757
edu1	25.63	16.38	0.6838	8.85	9.08	1.5152	7.25	8.26	0.0624
edu3	17.09	12.97	0.2091	0.80	3.77	0.1387	18.54	12.65	0.1906
edu4	24.16	14.39	0.7274	14.83	6.09	0.5332	9.93	37.32	0.9324
major	70.70	69.56	0.3237			0.0000	57.42	54.82	0.4098

표 9는 인터넷 사용여부에 따른 수익률을 전체 농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 구분하여 분석한 것이다. 컴퓨터 보유여부와는 달리 인터넷 사용여부에 따른 수익률의 차이는 모든 변인에서 존재하지 않는 것으로 드러났다. 이것은 컴퓨터보유가 주로 개인 또는 가구수준에서의 인적자본(human capital)의 질적수준과 밀접한 관련성이 있는 반면, 인터넷 사용여부는 SOC분야의 거주지역내 설비가 가장 큰 영향을 미치는데 기인하는 것으로 판단된다. 다른 한 편으로, 사용된 자료가 2000년인 점을 고려하면 아직 광통신망의 광범위한 설비가 이루어지지 않았던 점도 이러한 차이가 존재하지 않은 개연성을 무시할 수 없다. 2005년 현재 전국적으로 상당한 수준의 광통신망에 대한 설비가 완료되어 있다는 점을 감안하면 최근 조사 자료를 이용할 경우 다른 결과를 낳을 가능성을 배제할 수 없다.

VI. 결론

본 연구의 주요 분석내용은 다음과 같다. 첫째, 농가의 정보화채택에 영향을 미치는 변수를 인구학적변인, 사회경제학적 변인, 작목변인, 친환경변인으로 분류하여 농가의 정보화수준 향상에 가장 큰 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 둘째, 농가를 전체농가, 전업농가, 겸업농가로 구별 분석하여 농가유형별로 정보화수준 및 소득수준과의 연계성 정도를 분석하였다. 본 연구에서 밝혀진 주요 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전반적으로 농가의 컴퓨터 보유에 정(+)의 영향을 주는 요인은 인구학적 변인에서는 가구원수(HH_N)가 많은 농가, 여성이 농가의 경영주인 농가(GENDER), 경영주의 연령(AGE)이 높은 농가인 것으로 나타났고, 사회경제학적 변인에서는 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)이 높은 농가, 농업이 주종사분야가 아닌 농가(MAJOR), 승용

차와 화물차 모두를 보유한 농가(CAR3)인 것으로 나타났다. 또한 작목별 변인에서는 과수(CROP2), 일반발작물(CROP5), 특용작물/양잠/기타(CROP7)의 작목을 재배하는 농가인 것으로 나타났다. 친환경변인에서는 친환경농업을 하는 농가(ENVI)와 친환경재배총면적(T_ENVC)이 넓은 농가의 컴퓨터 보유 가능성이 높은 것으로 나타났다.

둘째, 정보화 수준(컴퓨터 보유 농가와 비보유 농가, 인터넷 사용 농가와 미사용 농가)에 따른 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 따라서 이러한 선택성을 보정하지 않은 상태에서의 농업소득에 대한 일반적 선행분석(OLS와 같은)의 적용은 통계적 문제점을 야기할 가능성이 높은 것으로 드러났다.

셋째, 컴퓨터 보유 및 비보유 농가 모두에 있어서 가구원수의 증대(HH_N)가 농업소득 증대와 직접적으로 연관성을 보이고 있지 않은 것으로 분석되었다. 여성이 가구주(GENDER)일 경우의 농업소득은 남성이 가구주일 경우에 비해 낮은 것으로 나타났으며 이러한 경향은 컴퓨터 보유여부와 관련 없이 동일한 것으로 드러났다. 농가경영주의 나이(AGE)는 컴퓨터 보유 여부에 따라 그 효과가 달라지는 것으로 드러났다. 컴퓨터를 보유한 농가의 경우 나이 증가에 따른 소득감소 효과가 예측되었으나, 컴퓨터 비보유농가의 경우 역의 관련성이 있는 것으로 드러났다. 컴퓨터 보유여부와 관계없이 농가 경영주의 농업경력(CAREER)과 농가 가구원 전체의 교육수준(EDU_T)은 농업소득과 정(+)의 관련성을 보였다. 주종사분야가 농업이 아닌 농가(MAJOR)의 농업소득 역시 농업이 주업인 농가의 농업소득에 비해 낮은 것으로 분석되었다.

넷째, 컴퓨터 보유여부에 따른 수익률(Rate of Return)은 연령과 가구원 전체의 교육수준, 농업 종사경력, 그리고 가구원 전체의 교육수준과 주종사분야별로 차이가 존재하는 것으로 드러났으며, 이러한 차이는 전업농과 겸업농 모두에 존재하지만 전업농의 컴퓨터 보유여부가 더욱 큰 차이를 드러내는 것으로 밝혀졌다. 전체 농가의 경우 연령별 수익률은 컴퓨터 보유 농가가 비보유 농가에 비해 약 9 배 정도 높은 것으로 드러났다. 실증분석 결과를 통해 알 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같다.

전업농의 정보화수준을 높이는 것이 농업소득의 향상에 보다 많이 기여할 수 있다는 측면에서 향후 정부의 전업농 육성정책에는 전업농가에 대한 정보화수준의 향상을 위한 노력이 필요할 것으로 판단된다. 또한 최근 정부 차원에서 이루어지고 있는 농업농촌 투융자계획에서의 정보화수준 향상을 위한 다양한 정책개발이 필요하다. 2003년 마련된 농업-농촌 지원계획안은 2004년부터 10년간 순수 국고 지원만 119조원에 달하는 대규모 농업-농촌 투융자계획이다. 또한 현 정권하에서 실질적으로 집행 가능한 정부중기재

정운영계획에 반영된 (안)에 따르면 2004년 8조 4천억에서 2008년 11조 4천억까지 약 50조 5천억이 투입되는 계획이다. 하지만 이러한 막대한 투융자계획 중 정보화 관련 예산은 극히 미미한 것으로 드러났다. 규모화를 통한 전업농 육성도 중요하지만 전업농의 시장 자생력 확보를 위해서는 보다 적극적인 정보화 진작을 위한 실질적 재정 계획이 수립될 필요가 있겠다.

이 연구는 2004년 대산농촌문화재단의 연구비 지원에 의해 이루어졌음.

참고문헌

1. 강정혁, 박세권, 1996, 「농촌지역정보의 수요파악과 효율적인 지역정보화 방안」, 『농촌정책연구』 23(2) : 175-198
2. 김선기, 권오혁, 장은주, 2001, 『지역간 정보격차해소를 위한 정보화 확산방안』, 서울 : 한국지방행정연구원
3. 김희진, 손진화, 이영균, 1999, 『정보사회론』, 서울 : 세창출판사
4. 류승호, 1996, 「지역정보화 정책과 지역정보의 위상」, 『한국사회학』 30 : 731-758
5. 이동필, 이장호, 김종선, 한근수, 2001, 『농촌지역의 정보화 실태와 정보격차 해소방안에 관한 연구』, 한국농촌경제연구원
6. 이성우, 민성희, 박지영, 윤성도, 2005, 「로짓프라빗 모형응용」, 박영사
7. 이성우, 임형백, 2005, 「정보화와 농촌사회」, 명진 씨앤피
8. 이성우, 임형백, 조중구, 2004, 「농가 정보화의 결정요인과 지역간 차이」, 『농업경제연구』, 45 : 1-24
9. 이정규, 1999, 「농업·농촌의 정보화를 위한 농학계 대학의 역할」, 『한국정보시스템학회 춘계학술대회논문집』, 한국정보시스템학회
10. 이찬우, 2001, 「농촌의 정보격차(Digital Divide)해소를 위한 거점방식의 정보화 확산 전략; 물리적 거점과 인적 거점을 혼합한 거점방식」, 『2001년도 경영정보계열 공동 국제학술대회』
11. 임창호, 1998, 「정보기술의 발달과 도시에의 영향 : 계획 패러다임의 위기와 도시의 미래」, 『국토계획』, 33(6) : 7-31
12. 임형백, 이성우, 『농촌사회의 환경과 기능』, 서울대학교출판부
13. 장욱, 송미령, 2001, 「농업과 농촌발전을 위한 정보통신기술의 역할: 기대와 현실」, 『국토계획』, 36(3) : 255-271
14. 장욱, 송미령, 2002, 「농업·농촌발전을 위한 정보통신기술의 적용의 도전과 장벽」, 『한국지역개』
15. 주성재, 2001, 「농촌지역의 정보화와 생활변화: 강원도 원주시 정보화시범마을 사례」, 『국토계획』, 36(6) : 137-151
16. 최신용, 1993, 「정보사회와 권력관계의 변화」, 박재창 편, 『정보사회와 정치과정』, 서울 : 비봉출판사
17. 추병완, 2001, 「인터넷과 윤리: 사이버윤리의 접근방법」, 『정보와 사회』, 3 : 1-27
18. 추병완, 2003, 「사이버윤리교육의 새로운 접근모색」, 『사이버커뮤니케이션학보』 12 : 127-156
19. 한국전산원, 2000, 『국가정보화백서』
20. Bell, D., 1973, The Coming of Post-Industrial Society: A Venture in Social Forecasting, Harmondsworth: Penguin, Peregrine Books
21. Castells, M., 2001, 정보도시: 정보기술의 정치경제학, 한울아카데미
22. Greene, William H., 1995, Limdep Version 7.0 User's Manual
23. Harvey, D., 1994, 포스트모더니티의 조건, 한울
24. Johnson, N. and Kotz, S., 1972, Continuous Multivariate Distributions, New York: Wiley
25. Tiepoh, M. Geepu Nah., and B. Reimer, 2004, "Social capital, information flows, and income creation in rural Canada: a cross-community analysis", Journal of Socio-Economics, 33 : 427-448
26. Toffler, A. 1990, Power Shift, New York: Bantam Books