

정보화가 농가소득에 미치는 영향에 관한 연구

조중구¹⁾

본 연구의 목적은 한국 농가의 소득을 결정짓는 요인과 정보화수준 향상을 통한 농가소득증대 방안을 제시하는데 있다. 본 연구에서 밝혀진 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 친환경농업을 실시하는 농가의 농업소득은 그렇지 않은 경우보다 낮은 것으로 나타났다. 이것은 친환경농업에 따른 수요 시장에서의 대가(rate of return)가 그다지 높지 않거나, 친환경실시 농가의 농업규모가 대규모 농가에 비해 작는데 기인하는 것으로 판단된다. 하지만 정보화정도를 나타내는 컴퓨터 보유 및 사용정도는 농업소득에 정(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났는데, 컴퓨터를 보유하고 있는 농가의 농업소득은 비보유 농가에 비해 높게 나타났다.

둘째, 정보화수준의 지역발전에 대한 효과는 개별 농가수준의 결과와 일치하는 것으로 나타났다. 정보화수준의 진작은 특히 겸업농가의 농업소득에 비해 전업농가의 소득수준에 더욱 큰 영향을 미칠 수 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개별 농가의 정보화수준이 겸업농보다는 전업농에서 더욱 소득 진작효과가 있다는 측면에서 의미있는 분석결과로 여겨진다.

셋째, 농업소득에 대한 지역별 분포는 전업농가와 겸업농가별로 차별성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 전체 농가를 분석한 경우 수도권 인근의 자치단체의 농가당 평균 농업소득이 가장 높은 것으로 나타났으며 강원도 남부 및 경상북도 북부 지역, 그리고 차령산맥을 중심으로 한 인근지역의 농업소득이 상대적으로 낮게 나타났다.

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

다섯째, 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.

1) 서울대학교 농경제사회학부 지역사회개발학전공 박사과정(c1j2k3@snu.ac.kr, TEL: 02-880-4740)

I. 서론

1) 연구의 목적

현대사회에서 정보화 수준은 개인의 삶의 질이나 지역의 발전과 밀접한 관련이 있다. 정보화 수준이 향상되면 지역산업의 생산성이 증대되고 경쟁력이 강화되며, 개인의 삶의 질이 향상될 것으로 기대된다(류승호, 1996; 임창호, 1998). 반면, 정보화수준의 지역간 격차는 1960년대 이후 시행되었던 불균형개발로 인한 국토의 불균등성을 심화시켜, 더욱 극심한 지역간 사회-경제적 차이를 야기 시킬 것으로 우려되고 있다(김주찬,민병익, 2003).

따라서 정보인프라의 구축과 정보에 대한 접근성을 확보하는 것은 한 국가나 지역의 발전뿐만 아니라 개인이나 가구의 생존과도 밀접하게 연결되어 있다. 이러한 추세는 농촌사회의 경우에도 동일하게 적용된다. 하지만 상대적으로 낙후된 한국농촌은 안정적이고 신속한 디지털 사회를 구축하기가 어려운 상황이다. 이러한 상황은 결국 농촌의 정보격차를 발생시켜 이미 적정수준을 초과한 도-농간 격차를 더욱 가속화시키며 지속적인 이촌향도를 야기하는 요인으로 작용할 것으로 우려되는 상황이다.

본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 정보화의 이론적 배경과 정보화가 사회변화에 미치는 영향을 고찰한다. 둘째, 우리나라 정보화수준의 변화를 도시와 농촌으로 분리하여 분석한다. 셋째, 정보화수준이 농가의 소득수준에 미치는 영향을 분석한다. 넷째, 정보화 수준에 따른 농가의 소득수준에 대한 결정요인 및 계층별(연령, 성별 등) 수익률(Rate of Return)의 변화 추이를 전업농과 겸업농을 구별하여 분석한다.

2) 연구의 필요성

정보화에 대한 접근성의 차이는 특히 지역간 격차를 유발할 가능성을 가지고 있으며 이러한 경향은 특히 기존 존재하고 있는 지역간 격차를 더욱 확대할 개연성이 있는 것으로 나타났다. 김주찬,민병익(2003)은 정보화의 추진이 수도권과 비수도권간 격차를 해결하는 수단으로서의 역할을 하기보다는 수도권과 비수도권간 격차를 확대하는 결과를 초래할 가능성을 보여주고 있다. 특히 농촌지역의 정보화수준의 낙후는 또 다른 도시지배구조의 공간적 편향성을 강화시킬 가능성이 있는 것으로 나타났다.

도시지역에 비해 상대적으로 산업구조가 취약하고 기반시설이 낙후되어 있으며 노령화인구가 많은 농촌지역은 급속한 정보화시대로의 진입에 소외된 지역으

로 남아있게 되고 다시 지역 간 격차를 심화시키는 악순환을 되풀이할 가능성이 있는 것으로 드러났다(이성우 외, 2004; 강정혁·박세권, 1996). 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).

우리나라 농촌의 정보화수준에 대한 연구를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 대체로 정책적 연구가 주를 이루고 있다. 이러한 정책적 연구도 광범위하고 엄밀한 객관적 자료의 분석보다는 특정 지역에서 수집한 제한된 자료에 의존하고 있다. 제한된 자료에 분석결과에 기초한 정책적 제안은, 사용된 표본이 한국 전체 농가에 대한 모집단의 대표적 표본이 아닌 이상 상당 부분 편견적 정책의 정립으로 귀결될 가능성을 배제할 수 없다.

둘째, 이성우 외(2004)의 연구를 제외하고는 농가의 특성 및 농촌지역의 이질적 특성에 대한 연구가 부족하다는 점이다. 이러한 점은 특히 그 규모와 품목이 지역별로 상이한 한국 농가의 특성을 설명하는데 있어 결정적 장애요인으로 작용할 수밖에 없다. 이러한 점은 통계적 분석에 있어서, 미시적 수준에서의 개인 또는 가구의 상이성(individual difference)과 거시적 수준인 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고려하지 않은 분석이 가지는 한계점으로 귀결된다.

셋째, 정보화가 농업생산성과 연계되는지 여부에 대한 분석이 이루어지지 않은 점은 아쉬운 일이다. 특히 농업의 생산성과 연계되는가의 여부는 농업의 다원적기능과 직접적 연계를 가지기에 더욱 시급히 이루어질 필요가 있을 것으로 여겨진다. 농산물판매금액에 대한 정보를 농업총조사자료가 수록하고 있는 점을 고려하면 분석이 가능하리라 판단된다.

넷째, 이러한 변인에 대해 도시지역과 농촌지역을 분리하여 분석될 필요가 있다. 특히 농산물판매소득이 도시 또는 농촌의 정보화와 연관성에 대한 연구는 농촌 정책은 물론 향후 정보화와 관련된 국가의 공간정책에도 매우 중요한 연구가 될 수 있을 것으로 판단된다.

다섯째, 이러한 분석의 틀은 개별 지역의 특화산업과의 연계성 속에서 분석될 필요가 있다. 경기도만을 분석대상으로 삼은 이성우 외(2003)의 결과를 보면, 농산물의 특화산업은 기초자치단체별로 다양하게 존재하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 현재 다양한 형태로 개진되고 있는 광역시-도 수준에서의 기초자치단체에 대한 농산업정책의 수립은 현재 일반적으로 농촌발전의 주요 틀로 인식되고 있는 명분론적 측면의 정보화의 이식뿐만 아니라, 이러한 정책적 틀이 시장 경쟁력 제고가 가능한 지역의 특화산업과 연계될 때 더욱 경쟁력이 있기 때문이다.

II. 연구의 배경

1) 정보화에 대한 시각

정보사회에 대한 이론적 전망은 다양하지만 크게 보면 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째는 정보사회의 개념을 지지하면서 과거와는 다른 새로운 종류의 사회가 출현했다고 보는 이론적 시각이다. 이는 정보사회를 이전의 자본주의적 산업사회와는 다른 새로운 사회라고 주장하는 단절론이다. 둘째는 정보사회를 기존관계의 연속으로 보는 이론적 시각이다. 이는 자본주의적 산업사회의 연장선에서 정보사회를 파악하고자 하는 연속론이다(임형백·이성우, 2004: 137; Webster, 1997).

단절론을 주장하는 학자들은 연속성보다는 ‘변화’를 우선시하고, 변화의 결과로 나타나는 산업사회와 정보사회 간의 ‘단절성’을 강조한다(김종숙, 2004: 40).

반면 연속론을 주장하는 학자들은 정보사회와 자본주의적 산업사회간의 연속성을 강조한다. 이들은 정보사회적 특성으로 거론되는 최근의 현상을 여러 세기에 걸쳐 진행되어 온 산업자본주의의 발달과 19세기에 두드러졌던 민족국가의 공고화, 그리고 초국가적 조직의 전지구화 등으로 인해 20세기 후반에 가속도가 붙은 삶의 ‘정보화’ 과정으로 이해해야 한다고 강조한다. 결국 이들은 정보지향적 사회발전을 역사적 선행요소들과의 연속성 위에서 나타나는 기존 관계의 결과이자 표현이라고 주장하고 있는 것이다(김종숙, 2004: 43). <표 1>는 이를 정리한 것이다.

<표 1> 정보사회에 대한 입장

구분	내용
과거와는 다른 새로운 종류의 사회가 출현했다고 보는 입장	후기산업사회론(지식카치설)(D. Bell)
	포스트모더니즘(J. Baudrillard., M. Poster)
	유연적 전문화(M. Piore., C. F. Sabel., L. Hirschhorn)
	정보양식 발달론(M. Castells)
	제3의 물결 문명론(A. Toffler)
정보사회를 기존관계의 연속으로 보는 입장	네오마르크스주의(H. I. Schiller., N. Garnham., V. Mosco)
	조절이론(M. Aglietta., A. Lipietz)
	유연적 축적론(D. Harvey., K. Robins., F. Webster)
	역사사회학(A. Giddens)
	공공영역(J. Habermas., N. Garnham)

자료: 임형백·이성우, 2004: 137; 임형백·조중구, 2004: 50.

정보화는 모든 분야에서 활발하게 이뤄지고 있는데 이러한 정보화가 우리 사회에 미칠 영향에 대해서는 <표 2>에 정리된 것처럼 낙관적으로 보는 시각과 비관적으로 보는 시각이 공존하고 있다.

<표 2> 정보화에 대한 각 분야에서의 낙관론과 비관론

	낙관론	비관론
정치적 차원	국민의 정치참여를 증대시켜 참여민주주의를 가져오고 궁극적으로는 인간해방을 가져옴(김종길, 2005: 36-37; 김종숙, 2004: 53)	정보통신기술의 발전이 관료체적 통치기구에 이용되어 권력집중주의 도구가 됨(이근무, 1996; 소영진, 1995; 김종길, 2005: 37)
경제적 차원	정보통신기술이 자본의 집중화·표준화·획일화·거대화 등의 현상을 극복하여 경제의 소프트화가 이루어짐(임형백, 2004: 132; 소영진, 1995; 신윤식, 1992: 12). 시·공간의 압축을 가져옴(Harvey, 1989; Giddens, 1990)	정보격차로 인해 사회구조가 양극화되어 회적 갈등의 새로운 원인이 됨(Castells, 1989; Schiller, 1983: 88, 1984, 1996: 77-82; Mosco, 1989)
사회적 차원	사회조직이 계층적 구조에서 수평적 구조로, 중앙집권적 조직에서 분권적 조직으로 발달하고, 권위주의적 획일성에서 다양성을 지향하게 됨(신윤식, 1992: 12)	컴퓨터 범죄를 비롯한 신종 범죄의 증대, 프라이버시 침해, 인간소외의 현상이 심화됨(추병완, 2001, 2003)
문화적 차원	문화의 전파 범위와 향유의 기회 가 확대되고 새로운 형태의 공동체 문화가 창출됨(염재호, 1997; 김종숙, 2004: 61-62)	상업주의의 심화 문화적 정체성의 상실 및 전자 식민주의의 위험성, 해체적 개인주의의 확산, 저질 문화의 범람(김종숙, 2004: 61; 折笠和文, 2004: 97)
환경적 차원	정보통신기술이 이러한 산업사회의 문제인 자연과 생태계파괴와 같은 환경오염을 어떠한 형태로든 완화함(이문호, 1995: 205; Bell, 1973; Toffler, 1980; Naisbitt, 1982)	정보화가 산업사회나 자본주의적 특성을 제거하는 것이 아니라 오히려 강화함으로써 자본주의사회의 계급관계와 권력관계를 새로운 차원에서 재생산함(Mosco, 1989; Webster, 1997: 135; 환경과공해연구회, 1991; 이문호, 1995: 205)

2) 정보화의 양면성: 기회요인과 위협요인

확산이론(diffusion model)적 관점에서 불평등의 감소를 주장하는 이들은 TV, 라디오, 신문 등이 그러했던 것처럼 결과적으로 정보기술이 보편화됨으로써 대중적인 수용이 이루어지고 이용의 차별이 없어질 것이라 주장한다(Toffler, 1990; Naisbitt and Aburdence, 1990). 반면 정보격차의 증가를 주장하는 이들은 정보나 지식이 독점되거나 진입장벽을 통해 이용이 배제되거나 혹은 정보의 상품화 등의 이유로 정보를 둘러싼 사회적 격차는 더욱 커질 것으로 예상한다(Golding & Mordock, 1986). 그리고 한국적 상황에 비추어 긍정적인 측면은 균형개발의 측면

과 연계가 되고 부정적인 측면은 불균형의 심화와 연계된다는 점에서 정보화 자체가 개발이론의 양대 측면이 극명하게 대립되고 있는 주제임을 알 수 있다. <표 3>은 정보화의 양면적 측면인 기회요인과 위협요인을 보여준다.

<표 3> 정보화의 기회요인과 위협요인

기회요인	<ul style="list-style-type: none"> ○ 시간과 공간에 대한 큰 제약을 극복. ○ 보다 많은 사람이 정보를 공유함으로써 생산수단의 소유 여부에 따른 불평등을 보다 민주적으로 해결할 수 있는 복안을 마련. ○ 단순 노동에서 벗어남으로써 지식근로자(Drucker, 1989)라는 새로운 직업군을 형성할 수 있고 보다 많은 여가시간을 가지게 되어 삶의 질적 측면을 획기적으로 향상시킴. ○ 지리적 제약이 극복됨으로써 대도시에 집중된 인구 및 자원을 분산시킬 수 있으며, 지역간 정보격차가 해소되어 정보 데이터 베이스를 전국에서 활용 가능케 함으로써 경제·문화의 지방분산화가 촉진될 뿐만 아니라, 지방의 정책결정 능력향상으로 분권화가 촉진됨(최신용, 1993) ○ 도시에 비해 비교적 낙후된 지역에 속하는 농촌으로서는 탈도시화 현상의 이익을 누림.
위협요인	<ul style="list-style-type: none"> ○ 정보기반시설의 지역간 편차는 오히려 기존의 정보격차(digital divide)를 더욱 확대하여 산업사회보다 더욱 큰 지역격차를 야기할 가능성을 가지는 양면적 구조를 내재함(이성우 외 2인, 2004: 49) ○ 정보화수준의 지역간 격차는 1960년대 이후 시행되었던 불균형개발로 인한 국토의 불균등성을 심화시켜, 더욱 극심한 지역간 사회·경제적 차이를 야기시킬 것으로 우려됨(김주찬·민병익, 2003) ○ 도시에 지식을 축적하고 도시공간에서의 생산성을 증가시킴으로서 잉여의 전유와 분배에 있어서 도시의 이익을 우선적으로 추구하게 되어, 도시와 농촌사회를 하나로 묶는 것보다 농촌과 도시의 격차를 더 크게 할 가능성이 높음(임형백·이성우, 2004: 141)

3) 정보화수준의 변화추이

2000년부터 2002년까지 3년 동안의 우리나라 전체 가구의 컴퓨터 보급률은 매년 증가하고 있는 추세이며, 각 계층별 가구 컴퓨터 보급률 역시 매년 증가하고 있다. 3년 동안 지역규모별 가구 컴퓨터 보급률은 모든 지역에서 증가하였으며, 2000년도 대비 2002년 월 평균 가구소득별 컴퓨터 보급률 역시 모든 소득계층에서 증가한 것으로 나타났다. 그러나 가구 컴퓨터 보급률이 가장 높은 계층과 가장 낮은 계층간 격차는 도리어 증가하고 있는 양상을 보이고 있다. 또한 가구의 소득수준별 컴퓨터 보급률 격차는 지역간 가구 컴퓨터 보급률 격차보다 더욱 심화된 것으로 나타났으며, 지역간 가구 컴퓨터 보급 격차보다 소득간 가구 컴퓨터 보급 격

차의 심화 정도가 더 심각한 것으로 나타났다(한국정보문화진흥원, 2003: 22).

2000년부터 2002년까지 3년 동안의 우리나라 전체 가구의 인터넷 접속률은 매년 증가하고 있는 추세이며, 각 계층별 인터넷 접속률 역시 매년 증가하고 있다. 3년 동안의 가구 인터넷 접속률 추이와 가구 컴퓨터 보급률 추이를 비교해 보면 가구 인터넷 접속률 증가폭(20.4%)이 동 기간 동안의 가구 컴퓨터 보급률 증가폭(7.6%)보다 크게 나타나는 특징을 보이고 있다. 가구 컴퓨터 보급률과 마찬가지로, 우리나라 전체 가구의 인터넷 접속률 및 계층별 인터넷 접속률 모두 지속적으로 증가하고 있음에도 불구하고, 가구 인터넷 접속률이 가장 높은 계층과 가장 낮은 계층간 가구 인터넷 접속률 격차는 3년 동안 매년 증가하고 있는 추세이다. 대도시와 군단위 지역간 가구 인터넷 접속률 격차도 점점 커지고 있고, 소득수준간 가구 인터넷 접속률 격차도 점점 커지고 있다(한국정보문화진흥원, 2003: 23).

〈표 4〉 지역/계층별 가구의 컴퓨터/인터넷 보급률/접속률 및 격차 추이(%)

구분			컴퓨터			인터넷		
			2000년 12월	2001년 12월	2002년 12월	2000년 12월	2001년 12월	2002년 12월
전체			71	76.9	78.6	49.8	63.2	70.2
지역별	도시	대도시	75.6	81.3	83.0	54.1	68.7	75.6
		중소도시	70	75.7	78.1	48.6	68.7	75.6
	농촌	군단위	56.3	63.0	63.0	36.2	49.8	53.2
	격차(%)		19.3	18.3	20.0	17.9	18.9	22.4
계층별	월평균 가구소득	150만원 미만	58.7	53.6	52.1	36.0	37.5	41.7
		150-249만원	79.2	85.2	88.9	58.2	70.6	81.3
		250만원 이상	86.1	94.0	93.5	68.5	84.5	86.3
	격차(%)		27.4	40.4	41.4	32.5	47.0	44.6

주: 자료: 인터넷 이용자수 및 이용행태 조사(KRNIC, 2000년-2002년)

격차는 각 계층별 가구의 보급률이 가장 높은 집단과 가장 낮은 집단간 차이

자료: 한국정보문화진흥원, 2003: 22.

1999년부터 2002년까지 4년 동안 전체 국민의 인터넷 이용률 및 계층별 인터넷 이용률 모두 매년 증가하고 있으나, 각 계층내에서 인터넷 이용률이 가장 높은 집단과 가장 낮은 집단간 인터넷 이용률 격차는 더욱 심화되거나 완화되지 않고 있는 것으로 나타났다. 1999년도 인터넷 이용률 격차보다 2002년도 인터넷 이용률 격차가 줄어든 것은 성별·직업별 격차뿐이며, 연령·학력·소득·지역간 인터넷 이용률 격차는 여전히 상존하거나 심화된 양상을 보이고 있다. 1999년도 대비 2002년도 인터넷 이용률 격차 증가폭을 살펴보면, 연령간 격차 증가폭이 43.1%로 가장 컸으며, 그 다음으로는 학력(38.3%), 소득(21.5%), 지역(2.3%) 순으로 격차 증가폭이 크게 나타났다(한국정보문화진흥원, 2003: 24).

〈표 5〉 전체 국민 인터넷 이용률 및 계층별 인터넷 이용률 격차 추이(%)

구분		1999년 10월	2000년 12월	2001년 12월	2002년 12월
전체 국민 인터넷 이용률(%)		22.4	44.7	56.6	59.4
계층별 인터넷 이용률 격차(%)	성별	15.2	12.3	12.8	11.6
	연령별	39.0	68.4	80.3	82.1
	학력별	36.8	64.7	76.7	74.9
	소득별	11.2	20.8	33.6	32.7
	직업별	-	57.7	58.0	49.7
	지역규모별	-	14.2	16.7	16.5

자료: 한국정보문화진흥원, 2003: 22.

4) 정보화의 방향

결국 정보화로 인해 발생하는 문제는 ‘정보격차’의 문제라고 말할 수 있다. 일반적으로 정보격차란 “여러 사회 경제적 계층의 개인 간, 가정 간, 기업 간, 그리고 지역 간 나타나는 정보통신기술에 대한 접근기회의 차이 및 다양한 형태의 활동을 위한 인터넷 활용 수준에 있어서의 차이”로 정의된다(OECD, 2001).

사회적 공간과 정보격차에 대한 논의는 사회·경제적 의미에서 지역개발과 밀접한 상관성을 가지고 있다. 기 시행되었던 불균형성장 또는 지역개발방식이 가진 한계점에 대한 해결책으로 흔히 지역의 정보 인프라 구축을 상정하고 있기 때문이다. 그리고 많은 낙후 또는 저개발 지역들에서 청정한 환경을 이용한 첨단산업의 유치를 희망하는 이유 중의 하나도 정보통신기술 산업 유치를 통한 관련 산업 유치와 외부효과를 전략적으로 이용하고자 하는 것이다. 이렇듯 정보화의 진전은 공간적 접근성을 균등하게 하여 산업화과정에서 공간적 접근성의 이질적 편재로 야기된 지역간 격차를 완화시키는 기능이 있다. 그러나 이러한 긍정적 효과를 누리기 위해서는 정보기반시설이 유입되기 위한 동기부여가 있어야 한다. 많은 경우 이러한 인프라의 구축은 막대한 비용의 투자를 필요로 하고 이러한 투자부담을 줄이기 위해서는 기 구축된 시설을 활용하는 측면이 강하다. 따라서 이미 고성장을 이룩한 많은 지역에 정보화 시설 및 관련 산업들이 입지를 하는 것은 보편화 되어있다. 이러한 점에서 정보기반시설의 지역간 편재는 오히려 기존의 정보격차를 더욱 확대하여 산업화시대보다 더욱 큰 지역격차를 야기할 가능성을 가지는 양면적 구조를 내재하고 있다. 농촌의 경우 정보화 자체가 농촌으로의 회귀는커녕 보다 이농 현상을 부추기는 원인으로 작용할 수 있는 것이다. 따라서 계층간-지역간 정보격차를 해소하기 위한 정책에 대한 고려는 진전된 정보화시대를 맞은 국가들의 주요 국가정책으로 자리하고 있다.

〈표 6〉에 정리되어 있는 정보격차에 관한 기존 연구들은 다음의 두 가지 측면에서 지역간격차 분석의 한계를 노정하고 있다. 첫째, 대체로 서술적 분석이나 기초 통계를 이용한 정책적 연구가 주를 이루고 있다. 이러한 정책적 연구도 광범위하고 엄밀한 객관적 자료의 분석보다는 특정 지역에서 수집한 제한된 자료에 의

존하고 있다. 제한된 자료에 분석결과에 기초한 정책적 제안은, 사용된 표본이 한국 전체 가구에 대한 모집단의 대표적 표본이 아닌 이상 상당 부분 편견적 정책의 정립으로 귀결될 가능성을 배제할 수 없다.

둘째, 가구의 특성 및 지역의 이질적 특성에 대한 계량적 연구가 부족하다는 점이다. 이러한 점은 특히 그 규모와 특성이 지역별로 상이한 한국의 특성을 설명하는데 있어 결정적 장애요인으로 작용할 수밖에 없다. 이러한 점은 통계적 분석에 있어서, 미시적 수준에서의 개인 또는 가구의 상이성(individual difference)과 거시적 수준인 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고려하지 않은 분석이 가지는 한계점으로 귀결된다. 다음 장에서는 이러한 통계적 문제와 개인적 상이성과 공간적 이질성의 문제를 해결할 수 있는 두 가지 계량모형을 설명하기로 한다.

< 표 6 > 정보화에 대한 기존 연구

정보 격차의 주요 원인		황혜선(1999) ○ 사회 경제적인 격차로 인한 접근도의 차이 ○ 정보 상품화로 인한 격차 유발 ○ 정보수단의 사유화와 개별화 ○ 정보의 폭증
주요 격차에 관한 분석		
주요 격차	정보화의 진전 정도	○ 정보화 기기의 가격 감소보다는 교육, 연령, 직업 등의 사회경제적 변인이 더 큰 요인으로 작용(김정석·심상완, 2002) ○ 여성의 개인 및 가족생활에 정보화의 영향(김경신·김오남, 2002) ○ 흑인의 낮은 정보화률은 흑인이 처한 사회경제적 요인에 기인함 (Attewell, 2001) ⇒ the 1st Digital Divide와 the 2nd D. D. 구별 ○ 정보화의 양적 성장뿐만 아니라 질적 성장도 고려되어야 함 (Natriello, 2001) ⇒ 교육 사회학자들의 실천적 연구 독려
	정보화에 대한 접근성의 차이	○ 정보화는 수도권과 비수도권간 격차의 심화 요인으로 작용 (김주찬·민병익, 2003) ○ 농촌지역의 정보화 수준 낙후는 산업구조의 취약과 기반시설의 약화로 지역간 격차 심화의 악순환으로 이어짐(강정혁·박세권, 1996) ○ 따라서 경영규모의 확대가 아니라 지식과 정보의 이용이 농촌지역 활성화의 핵심임(이동필 외 3인, 2001)
	지역의 열악한 정보화 환경	○ 지역정보화의 개념 자체의 변화 필요(류재춘, 1996) ⇒ 지역 정체성, 다원성의 확보, 지역문제 해결의 원천, 지역 격차 해소의 실마리 ○ 강원도 원주시 정보화시범 마을의 가능성(주성재, 2001) ○ 농촌 지역의 낮은 재정자립도, 넓은 행정구역과 낮은 인구밀도 (이찬우, 2001) ⇒ 정보화 거점의 필요성
	지역 내의 정보화 격차	○ 정보부자(Information Rich)와 정보빈자(Information Poor)의 문제 (Katzman, 1974) ⇒ 사회적 갈등의 원인으로 작용 ○ 청소년 내의 정보화 격차문제(황진구 외 2인, 2001) ⇒ 동일 세대 간에서도 발생 가능 ○ 저학력·저능력 계층의 소외현상(정지선 외 2인, 2001) ⇒ 동일 지역 또는 구성 내에서도 이질성이 존재함을 반영
	정책의 미비 또는 예상치 못한 효과	○ 정보화는 공공재적 성격의 정보를 사적 재산권 범위로 귀속시키면서 발생 ⇒ 비용지불의 문제, 소유권 설정의 문제, 기회주의의 문제 ○ 청소년 음란물 접속 기회 증가와 같은 부정적 사회적 외부효과

III. 연구방법론과 자료

본 연구의 목표는 실제 자료의 정량적 분석을 통해 농가 정보화수준을 분석

하고 농가소득증대 방안을 제시하는 것이다. 이러한 분석을 위해서는 다음과 같은 2가지 통계적 문제점을 해결해야한다. 첫째, 본 연구에서 분석할 자치단체별 정보화수준은 공간적 연속성(spatial correlation) 및 개별 자치단체가 보유하고 있는 인적-물적 자원에 대한 특성의 이질성(heterogeneity)을 내포하고 있다. 둘째, 개별 농가의 정보화 여부(컴퓨터/인터넷 사용)의 선택성에 대해 고려하지 못했을 경우 선택적 오류(selection bias)를 야기할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 미시자료를 이용할 때 발생하는 통계적 문제점을 해결할 수 있는 다음의 2가지 계량기법을 사용할 예정이다.

1) 농가의 지역별 농업소득: 다중모형(Multi-level Model)

다중모형은 상당히 유연하며 횡단면 수준의 유추나 환경적 오류, 이웃효과, 다단계표본자료의 분석과 시계열적 설계와 같은 여러 가지 기술적이고 광범위한 문제 지역에 대해 더욱 의미있고 현실적인 틀을 제공한다(Jones, 1991). 보다 더욱 중요한 것은 다중모형은 주어진 문제 지역을 강제로 한 회귀방정식에서 해결함으로써 생길 수 있는 과대단순화(oversimplify)를 발생시키지 않는다. 장소간, 심지어는 시간적 차이에도 발생할 수 있는 다양한 위계관계들을 그대로 모형에서 추정가능하다(Jones, 1991).

관찰치들에 대해 2단계의 구조를 가정한 본 연구는 특정 시점에서 각 단계의 상대적인 효과를 분리시키는 것에 관심을 두고 있다. 또한, 본 연구는 어떤 면에서는 응답변수의 미시적 가치들이 거시적 가치들에 의존하기도 하고 미시적 결정요인(determinants)의 효과들이 구조적으로 거시적 함수에 따라 다양하게 나타날 수도 있음을 가정하고 있다.

모형에 대한 설명은 다음과 같다. 선형 종속변인 Y가 있고, 미시적 수준(Level_1)의 독립변인 X, 거시적(Level_2) 독립변인 Z가 있다고 가정하면, 먼저, 각 거시적 변인인 환경적 요소에 동일하게 미시방정식이 식 (1)과 같이 정의된다.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{1ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

여기서 $j=1, \dots, J$ 인 거시 단계의 단위, $i=1, \dots, n_j$ 는 각 거시 단위안의 미시 수준단위이고 총 관측치 수는 $N = \sum_{j=1}^J n_j$ 이며, 환경적 요소들은 미시적 수준(Level_1)의 관측치 수가 다를 수 있다. 여기에서 $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 이고, $n_j \geq 2$ 이다.

식(1)보다 더욱 현실적인 모형은 거시적 수준(Level_2)에서 절편(intercept)과 기울기를 다양하게 함으로써 더욱 세밀한 모형구축이 가능하다. 먼저, 절편을 거시적 수준(Level_2)에서 분산 분석이 가능하도록 정리하면,

$$\beta_{0j} = \beta_0 + \mu_{0j} \quad (2)$$

여기서, 지역단위인 j에 있어서 X1(상수항)의 평균인 β_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 평균인 β_0 와 각 지역인 j 단위에서 다양한 효과를 나타내는 μ_{0j} 의 합수라고 할 수 있다. 이 때, 식 (1)과 식 (2)를 결합시키면 다음의 식(3)과 같다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j}X_{1ij} + (\mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad (3)$$

이 때, 괄호안은 랜덤부문을 의미하는데, μ_{0j} 는 거시적 수준(Level_2)의 랜덤 항이면서 다음의 일반적인 가정을 가진다. $E(\mu_{0j})=0$, $j = j'$ 일때 $\text{var}(\mu_{0j})=E(\mu_{0j}\mu_{0j'})=\sigma_\mu^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $\text{cov}(\mu_{0j},\mu_{0j'})=E(\mu_{0j}\mu_{0j'})=0$ 이다. 그리고, μ_{0j} 와 ε_{ij} 는 상호독립적이고 동일한 지역적, 즉 거시적 수준(Level_2)에 있는 관측치들은 공통적인 분산 σ_μ^2 과 다른 환경에 대해 공분산 0을 갖게 되므로 서로 다른 환경성에 대해서 상관성이 없다.

추가적으로 기울기를 거시적 모형에 분산추정이 가능하도록 분포하게 만들면, 다음 식 (4)와 같이 β_{1j} 은 변형된다.

$$\beta_{1j} = \beta_1 + \Gamma_{1j} \quad (4)$$

이 기울기 항 β_{1j} 은 평균적인 지역 수준의 기울기(β_1)와, 특정 지역수준과는 다른 지역수준에 대한 기울기의 다양성(Γ_{1j})을 포함한다. 이 때, 식 (3)과 식 (4)를 결합시키면 소위 랜덤계수회귀식(Random Coefficient Regression) 또는 스와미 회귀모형²⁾(Swamy Regression Model)과 같은 다음의 식(5)를 얻게 된다.

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1X_{1ij} + (\Gamma_{1j}X_{1ij} + \mu_{0j} + \varepsilon_{ij}) \quad (5)$$

여기에서 기울기와 절편들은 모두 다양하게 분포되어진다. 이 모형은 두 개 (Γ_{1j} , μ_{0j})의 교란항(disturbance)을 가지고 있다. Γ_{1j} 는 또 다른 하나의 랜덤 항이며, 일반적인 가정인 $E(\Gamma_{1j})=0$, $j = j'$ 일때 $\text{var}(\Gamma_{1j})=E(\Gamma_{1j}\Gamma_{1j'})=\sigma_\Gamma^2$, 그리고 $j \neq j'$ 일때, $\text{cov}(\Gamma_{1j},\Gamma_{1j'})=E(\Gamma_{1j}\Gamma_{1j'})=0$ 을 설정하고 있다. 그리고, Γ_{1j} 와 μ_{0j} 사이에는 상관성이 있을 수 있고, 이 때 거시적 랜덤 항인 (Γ_{1j},μ_{0j})은 평균이 0이고 공분산 $\text{cov}(\Gamma_{1j},\mu_{0j})$ 이 σ_μ^2 인 결합분포를 갖게 된다. 하지만, 이처럼 랜덤 항의 공분산 σ_μ^2 을 가정할 경우 특히 n_i 가 동일하지 않을 경우에 통계적으로 대단히 복잡한 모형이 설정되어지고 대용량의 통계프로그램을 처리할 수 있는 SAS에서조차도 너무 많은 시간이 소비되는 관계로 여러 가지 공분산 구조 중에서 다음과 같이 랜덤 항 분산 구조가 결합주대각공분산구조(Banded Main Diagonal Covariance Structure)를 식 (5)의 본 모형에 사용하였다³⁾.

$$UN(1) = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{k-1}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_k^2 \end{bmatrix}$$

2) 이 방법론은 Swamy 등에 의해 발표되었고, 현재까지도 실증연구에서 널리 사용되어지고 있다(Caudill et al., 1995; Hoque, 1991, 외 다수).

3) 추정의 복잡성에 대하여는 Brky and Raudenbush(1992)와 Longford(1993)에 자세하게 나와 있으며, 통계프로그램으로는 현재 HLM, GENMOD, ML3, VARCL 등이 있는데(Kreft et al., 1994), 대부분의 사회과학자들에게 유용한 인구데이터와 같은 대용량데이터를 다루기에는 어려움이 있다. 또한 Jennrich and Schluchter(1986)은 이 공분산구조가 그들의 실험연구에서 훌륭하게 수행되었음을 밝힌 바 있다.

2) 정보화와 농가소득: 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 달려 있으므로 자기 선택성(Self-selectivity)이 내재하고 있다. 이러한 선택성에 대한 고려없이 선형회귀분석을 하게 되면 전형적인 표본 선택에 의한 편의(bias)가 발생하게 된다. 따라서 이러한 편의를 보정하기 위한 다른 보정변인이 필요하게 된다. 일반적으로 이 보정변인은 λ 로 표현된다.

정보화수준에 대한 Heckman 2 단계 추정 모형은 다음과 같이 설명될 수 있다.

$$Y_i(\text{정보화를 채택한 농가들의 소득}) = X_i\beta_i + v_i \quad (6)$$

여기서, X 는 독립변인들을 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 표본 선택이 발생한다. 따라서, 이 모형은 실제 다음과 같이 정보화를 채택하는 농가들만을 고려한 농가들의 소득을 계산하는 것과 동일하다. 즉,

$$\begin{aligned} Y_i(\text{정보화를 채택한 농가들의 소득}) &= \\ Y_i(\text{정보화를 채택한 농가들의 소득} \mid \text{농업을 하는 농가들의 소득}) &= \\ X_i\beta_i + \theta \lambda_i + v_i & \end{aligned} \quad (6')$$

이 된다.

따라서, 정보화채택 여부를 종속변인으로 하는 다음의 식 (7)과 같은 새로운 프라빗 모형을 이용하여 식 (3)으로 계산되어지는 정보화를 채택하지 않는 농가들에 대한 정보를 간직한 새로운 보정변인 λ 를 위 식 (6')에 대입함으로써 정보화를 채택한 농가들에 대한 편의는 보정될 수 있다.

$$Z_i(\text{정보화채택여부, 정보화를 채택한 경우} = 1) = W_i\alpha_i + \mu_i \quad (7)$$

$$\lambda_i = \frac{\phi(W_i\alpha_i)}{\Phi(W_i\alpha_i)} \quad (8)$$

여기서, $\Phi(*)$ 는 표준정규누적밀도함수 (standard normal cumulative density function)이고 $\phi(*)$ 는 $\Phi(*)$ 의 표준정규확률밀도함수 (standard normal probability density function)이다.

소득함수에서 종속변인인 소득변인은 일반적으로 반대수(Semilog) 형태로 표현되므로 표본소득회귀함수(subsample earning regression function)를 다음의 식 (9)와 같이, 자기 선택성에 대한 프라빗모형인 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln Y = X\beta + v \quad v \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (9)$$

$$Z^* = W\alpha + \mu \quad \mu \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (10)$$

$$\text{Cov}(v, \mu) = \rho \sigma_v \sigma_\mu \quad (11)$$

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: p.112~113)에 의해 이미 잘 알려진 결과를 이용하면,

$$X\beta + E[v | \mu > -W\alpha] = X\beta + (\rho \sigma_v \sigma_\mu) \left[\frac{\phi(-W\alpha)}{1 - \Phi(-W\alpha)} \right] = \quad (12)$$

$$X\beta + (\rho \sigma_v \sigma_\mu) \left[\frac{\phi(W\alpha)}{\Phi(W\alpha)} \right] \quad (13)$$

그러나, σ_μ 는 관측할 수 없는 Z^* 에 대한 표준편차이므로 주어진 자료로는 추정할 수 없으므로, 1로 정규화되었음을 가정하고, 식(8)에서 보듯이 $\lambda = \frac{\phi(W\alpha)}{\Phi(W\alpha)}$ 로 λ 를 규정하면, 식 (13)은 다음과 같이 변형된다.

$$X\beta + (\rho \sigma_v) \lambda \quad (14)$$

식 (6')에서와 같이 λ_j 에 대한 계수를 θ 로 두면 $\theta = \rho \sigma_v$ 이 되며 결국 식 (12)는

$$E[\ln Y | X, Z = 1] =$$

$$X\beta + \theta\lambda \tag{15}$$

에서 식 (15)와 같은 최종식에 도달하게 된다.⁴⁾

지금까지의 방법론을 간략히 요약하면, 1)프라빗모형을 통해 λ 를 추정하고 나면 2)이를 선택보정변인으로 선행회귀식에 추가함으로써 보정된 Heckman 2 단계 표본선택 모형은 완성된다. 다만, 표준 오차와 σ_v^2 의 추정치가 일치성(Consistency)을 갖지 않기 때문에 일치성을 갖는 $\bar{\sigma}_v^2$ 를 다음의 식 (13)과 같이 따로 계산해야 한다 (Greene, 1995: p.639). 이러한 추정은 LIMDEP을 이용할 경우 간단히 해결되는데, 다음의 식 (16)은 LIMDEP 프로그램이 제공하는 $\bar{\sigma}_v^2$ 의 추정식이다.

$$\bar{\sigma}_v^2 = e'e/N - \bar{\theta}^2 \bar{\delta} \tag{16}$$

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

마지막으로, 이 추정된 $\bar{\sigma}_v^2$ 를 통해 ρ^2 를 다음의 식 (17)과 같이 추정하면,

$$\rho^2 = \frac{\bar{\theta}^2}{\bar{\sigma}_v^2} \tag{17}$$

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 식 들과 같이 정의된다.

$$\ln L_i^0 = \ln \Phi(-W_i\alpha) \quad \text{단, } Z=0 \tag{18}$$

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

$$\ln L_i^1 = -\ln\sqrt{\pi} - \ln\sigma_v - \ln\Phi(-W_i\alpha) - \frac{(Y_i - X_i\beta)^2}{2\sigma^2} + \ln\Phi\left[W_i\alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i\beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}}\right] \quad \text{단, } Z=1 \quad (19)$$

따라서,

$$\ln L_i = \ln L_i^0 + \ln L_i^1 \quad (20)$$

$$= \ln\Phi(-W_i\alpha)$$

$$-\ln\sqrt{\pi} - \ln\sigma_v - \ln\Phi(-W_i\alpha) - \frac{(Y_i - X_i\beta)^2}{2\sigma^2} + \ln\Phi\left[W_i\alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i\beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}}\right] \quad (21)$$

결국, 우도추정치 $\sum_i \ln L_i$ 은 아래의 식 (22)와 같이 최우도추청치가 계산되며, 이 때 α , β , ρ 및 σ_v 의 추정치들(estimators)이 구해진다.

$$\begin{aligned} \sum_i \ln L_i &= \sum_{i,Z=0} \ln\Phi(-W_i\alpha) - \sum_{i,Z=1} (\ln\sqrt{\pi} + \ln\sigma_v) \\ &\quad - \sum_{i,Z=1} \left\{ \ln\Phi(-W_i\alpha) + \frac{(Y_i - X_i\beta)^2}{2\sigma_v^2} \right\} \\ &\quad + \sum_{i,Z=1} \ln\Phi\left[W_i\alpha + \frac{\rho(Y_i - X_i\beta)}{\sigma_v(1-\rho^2)^{1/2}}\right] \end{aligned} \quad (22)$$

3) 자료 및 변인

본 연구는 2000년 농어업총조사를 이용하여 시-군 단위의 기초자치단체인 170개 지역에 거주하는 농가를 대상으로 분석하였다. 또한 농업소득(농축산물총판매소득)이 있는 가구만을 분석하였으며 대도시의 구자치단체들은 해당 광역자치단체로 통합하였다.

본 연구에서 사용한 종속변인인 농업소득은 농어업총조사 자료에 있는 농축산물총판매소득을 이용하여 만든 변수이다. 농축산물판매소득은 11개의 집단(category)으로 나뉘어져 있기 때문에 변인의 분산을 제대로 반영하지 못한다. 따라서 한 집단내에서도 개인의 특성에 따라 다른 값을 가질 수 있도록 가중치를 부여하였다. 구체적인 방법은 다음과 같다.

개별 농축산물 총판매소득 집단($k=1, \dots, 11$)내 i 농가의 총 농축산물판매소득을 Y_{ik} 라 하면,

$$\gamma_{ik} = \sum_{l=1}^{l=L} a_{lk} b_{ilk} \quad (23)$$

로 표현할 수 있다. 여기서, a_{lk} 은 k 집단 내 l 작목(축산물)의 ha(마리)당 평균소득금액⁵⁾이고, b_{ilk} 은 개별 i 농가의 l 작목(축산물)의 ha면적(마리 수)이다. 본 연구에서는 개별 작목 및 축산물의 시장평균가격에 기초하여 개별 집단내 각 농축산물총판매소득의 중위값에 부여되는 가중치 w_{ik} 를 계산하고 다음과 같은 식을 통해 개별 집단내에서도 서로 다른 농축산물판매금액을 가질 수 있도록 하였다.

$$w_{ik} = \{(\gamma_{ik} - \gamma_k^m) * M_k + (\gamma_k^M - \gamma_{ik}) * m_k\} / (\gamma_k^M - \gamma_k^m) \quad (24)$$

이 때, γ_k^M 은 개별 소득 집단 중 γ_{ik} 중 최대치이고 γ_k^m 은 γ_{ik} 중 최소치이며, M_k 는 k 카테고리 내에서 최대금액이고, m_k 는 k 카테고리 내에서 최소금액이다.⁶⁾ 이러한 변환을 통해 본 연구에서 사용된 자료의 모든 농가는 각각 서로 다른 농축산물 판매소득을 보유하고 있다. 이러한 종속변인의 변환은 변환하기 이전보다 훨씬 설명력이 높은 통계모형의 구축이 가능한 것으로 나타났다.

<표 7>과 <표 8>는 본 연구에 사용된 종속변인 및 독립변인에 대한 설명이다. <표 7>은 농업소득에 대한 결정요인을 분석하기 위해 식(5)를 이용할 경우의 변인에 대한 설명이고 <표 8>는 식(15)를 이용하여 정보화 및 친환경농업 선택여부에 따른 농업소득 결정요인을 분석할 경우 사용된 것이다. 회귀분석에서 사용된 종속변인인 농업소득은 <표 7>과 <표 8> 모두에서 자연대수로 변환하였다.

개별 독립변인들의 농업소득과의 관련성에 대한 연구는 많이 이루어졌다. 하지만 정보화와 친환경농업과의 연관성을 분석한 연구는 상대적으로 적은 편이다. 따라서 여기에서는 개별 독립변인들이 가지는 정보화와 친환경농업과의 연관성에 대해 설명하기로 한다. 독립변인들은 그 특성에 따라 인구학적, 사회-경제적, 작목별, 그리고 친환경 및 정보의 4가지로 구분하였고, 개별 독립변인들의 정보화수준의 관련성에 대한 예측은 다음과 같다.

인구학적 변인들 중 가구원수의 정보화와 관련된 영향은 주성재(2001)의 연구에서 보듯이 가구원수가 많을수록 자녀의 가구내 존재 가능성이 높아지므로 정보화와 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 성별의 친환경 및 정보화와의 연관성

5) 본 연구에서 사용한 평균소득금액은 대부분 농촌진흥청에서 발표하는 2000년도의 전국농축산물소득자료 (<http://www2.rda.go.kr/stdincome/index.asp>)를 사용하였으며, 작목이나 축산물에 대하여 소득자료가 없는 경우는 유사한 작목이나 축산물끼리는 동일하게 취급하였고(팥과 콩, 혹은 오리와 닭), 시장조사가 곤란한 작목은 작목유형별로 조사된 소득자료의 평균을 부여하였으며(자두, 매실, 기타, 혹은 메론), 축산물의 경우는 여러 농가에 개별전화설문을 통해 마리당 연평균소득을 조사하여 이를 사용하였다.

6) 본 연구에서는 γ_{ik} 중 최대능력과 최소능력이 상당히 큰 정도로 편차를 이루고 특히 최대능력에 비해 전반적으로 γ_{ik} 이 낮은 수준을 이루고 있어 최대능력과 최소능력을 사용할 경우 k 카테고리 내에 고르게 분포되지 못하고 최소능력쪽으로 치우쳐지는 경향을 나타내어 최대능력 대신 상위 99%에 해당하는 생산능력과 최소능력 대신 하위1%에 해당하는 생산능력을 사용하고, 이에 따라 M_k 와 m_k 도 전체금액범위 중 각각 99%에 해당하는 금액과 1%에 해당하는 금액을 사용하여 전체적으로 k 카테고리 내에 농축산물판매금액을 고르게 분포시켰다. 따라서, 99%를 넘는 γ_{ik} 는 k 카테고리 최고금액을, 1%미만일 경우 k 카테고리 최하금액을 부여하였다.

은 속단하기 어렵다. 한국전산원(2004)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 교육수준⁷⁾을 나타내는 변인을 새로 구축하였다. 이 변인과 농가경영주의 교육수준은 정보화수준에 정(+)의 영향을 끼치리라 판단된다. 특히 농가 경영주의 교육수준은 다중모형의 주요 분석틀이라 할 수 있는 지역별 임의효과 측정에 사용될 것이다. 이것은 정보화수준을 높이기 위한 추가적인 교육의 정책적 효과를 간접적으로 측정할 수 있으리라 판단되기 때문이다. 경영주의 농사경력에 대한 정보화와의 관련성은 예측하기 힘들다. 경력이 연령과 상관관계가 높다는 측면에서는 정보화수준과 부(-)의 관계가 예상되지만, 경력이 시장에 대한 판단과 예측이라는 측면에서 조명될 경우 정(+)의 관련성을 추측할 수 있기 때문이다. 경지면적은 대체로 정보화와 긍정적 상관관계를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다(이동필 외, 2001).

주중사분야가 농업인 경우의 정보화수준은 농업이 아직 기타 산업분야보다 낙후된 정보화수준을 보이고 있다는 측면에서 부(-)의 관련성이 있으리라 판단된다. 이러한 측면에서, 2종겸업농보다는 1종겸업농의 정보화수준이 높으리라 예상된다.⁸⁾ 주로 경작하는 작목별 정보화에 대한 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 이동필 외(2001)의 연구에서는 과수가 가장 높은 것으로 나타났고, 축산이 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.

7) 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.

8) 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.

친환경농업에 대한 개별 독립변인들의 효과에 대한 예측은 다음과 같다. 인구학적 변인들 중 가구원수의 친환경농업 채택과 관련된 영향은 선행연구의 결과가 없는 연유로 예측이 불가능하다. 하지만 친환경농업이 최근의 경향이라는 점과 가구원수가 많을수록 다수의 젊은 연령대를 포함하고 있다고 가정하면 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 성별의 친환경농업과의 연관성 역시 속단하기 어렵다. 하지만 친환경농업이 교육수준과 밀접한 관련성을 가지고 있고 농가의 교육수준이 남자보다 여자가 낮은 연유로 여자가 남자의 경우보다 친환경농업채택가능성이 낮을 것으로 판단된다. 연령이 낮을수록 새로운 기술의 습득이나 환경에의 적응이 용이하다는 측면에서 연령의 친환경 관련 효과는 예측가능하리라 판단된다.

사회경제학적 변인들 농가경영주의 교육수준은 친환경농업에 정(+)의 영향을 끼치리라 판단된다. 농가 경영주의 교육수준은 다중모형의 주요 분석틀이라 할 수 있는 지역별 임의효과 측정에 사용될 것이다. 경영주의 농사경력에 대한 친환경농업과의 관련성은 예측하기 힘들다. 경력이 연령과 상관관계가 높다는 측면에서는 이러한 변인들과 부(-)의 관계가 예상되지만, 경력이 시장에 대한 판단과 예측이라는 측면에서 조명될 경우 정(+)의 관련성을 추측할 수 있기 때문이다. 경지면적에 대한 친환경농업과의 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 농산물판매소득이 친환경과 부(-)의 관련성을 보이고 있는 선행연구(이성우 외, 2003)를 감안하면 이 변인의 친환경농업에 대한 부정적 관련성을 예측할 수 있다.

주종사분야에 대한 의지가 부업보다 크다는 측면에서 예측할 때, 주종사분야가 농업인 경우의 친환경농업채택은 정(+)의 관련성이 있으리라 판단되며, 2종겸업농보다는 1종겸업농의 친환경농업 실시가능성 역시 더욱 높으리라 예상된다.⁹⁾ 주로 경작하는 작목별 정보화에 대한 관련성은 뚜렷하지 않은 편이다. 하지만 이동필 외(2001)의 연구에서는 과수의 친환경농업 적용이 가장 높은 것으로 나타났고, 축산이 가장 낮은 정보화 의지를 보이고 있는 것으로 보고하고 있다. 작목별 친환경농업의 채택여부는 친환경농업이 작목별 적용에 있어 차별적이라는 측면에서 일정 정도 예측이 가능하리라 판단된다. 일련의 선행연구(허장, 2000; 오세익 외, 1997)들은 논벼와 과수, 그리고 채소의 친환경농업 연관성이 가장 높은 것으로 보고하고 있다. 참조집단인 논벼에 비해 과수나 채소 등의 친환경채택이 높으리라 판단되고 특용작물이나 축산 등에는 부(-)의 관계를 보이리라 예상된다.

친환경농업에 대한 농가의 자동차보유여부에 대한 선행연구는 존재하지 않는다. 친환경농업과 관련한 자동차 보유여부의 독립변인 채택은 이 변인이 가구별 재산정도와 밀접한 관련을 가지고 있다는 개연성 때문이다. 하지만 친환경농업이 특히 기동성을 바탕으로 한 농업생산물의 신선도와 밀접한 관련성이 있다는 측면에서 자동차 보유여부, 특히 화물차의 소유여부는 친환경농업과 정(+)의 관련성을 가질 것으로 판단된다.

9) 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.

<표 7> 농업소득의 결정요인 및 지역격차 분석모형에 사용된 변인

변 인	변인설명
종속변인	
W_PROCE	농가의 생산능력으로 보정한 농축산물 판매금액
LNPRICE	Log(W_PRICE)
독립변인	
<u>인구학적 변인</u>	
NHH_N	(총가구원수)-(평균가구원수=3)
NHH_SQ	NHH_N*NHH_N
GENDER	여성=1, 남성=0(ref.)
NAGE	(경영주 나이)-(평균 경영주 나이=58)
NAGE_SQ	NAGE*NAGE
<u>사회경제학적 변인</u>	
NCAREER	(경영주 농사경력)-(평균경영주 농사경력=32)
NCA_SQ	NCAREER*NCAREER
NEDU_T	(가구 총교육연수)-(평균 가구 총교육연수=20)
NEDU_T_SQ	NEDU_T*NEDU_T
C_EDU1	중졸이하
C_EDU2	고졸(ref.)
C_EDU3	3년제 대학 이하
C_EDU4	4년제 대학 이상
M_W	주 종사분야: 농업외=1, 농업=0(ref.)
F_TYPE	겸업농종류: 2종 겸업농=1, 1종 겸업농=0(ref.)
DRIVE0	차량미소유=1, 그 외=0
DRIVE1	승용차량소유(ref.)
DRIVE2	화물차량소유=1, 그 외=0
DRIVE3	승용차와 화물차량 소유=1, 그 외=0
<u>작목변인</u>	
HIKIND1	논벼(ref.)
HIKIND2	과수
HIKIND3	채소
HIKIND4	화훼
HIKIND5	일반밭작물
HIKIND6	축산
HIKIND7	특용작물/양잠/기타
<u>친환경정보변인</u>	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
NT_ENVC	(친환경재배총면적)-(평균면적=368평)
C_ACT	컴퓨터보유=1, 컴퓨터미보유=0(ref.)

개별 독립변인들 중 특이한 부호화는 농업소득의 지역간 격차 분석에 있어서 선형변인들의 경우(교육수준 등) 중위분산 부호화를 채택했다는 점이다. 농업소득은 가구주의 영향이 가장 크겠지만 농가 전체의 역량이 더욱 중요하다는 판단하에, 개인이 아닌 가구 구성원 전체의 교육수준을 합한 각 농가의 교육수준¹⁰⁾을 나

10) 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

타내는 변인을 새로 구축하였다. 본 연구에서 사용된 모든 연속 또는 선형변인은 중위값에 대한 분산변인을 사용하였다. 이러한 변인들로는 경영주의 나이, 총가구원수, 경영주의 농사경력, 농가 총교육연수, 그리고 친환경재배충면적과 같은 변인들이다. 이처럼 연속변인에 대해 중위적인 구조를 가지는 것은 특히 다중모형에 있어서 여러 가지 이점이 있다. Bryk and Raudenbush(1992)와 Kreft et al.(1995)은 이러한 장점에 대해 잘 설명하고 있는데, 이것은 회귀분석상의 불안정을 초래할 수 있는 큰 값들을 방지하고, 절편이 주어진 자료의 범위에 있게 되므로 절편에 대한 해석을 직접적으로 할 수 있다는 장점이 있다.

<표 8> 정보화 및 친환경농업 선택에 따른 농업소득 분석에 사용된 변인

사용하였다.

변 인	변인설명
종속변인	
W_PROCE	농가의 생산능력으로 보정한 농축산물 판매금액
LNPRICE	LOG(W_PRICE)
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
COM	컴퓨터보유=1, 컴퓨터미보유=0
U_NET	인터넷활용=1, 인터넷미활용=0
독립변인	
<u>인구학적 변인</u>	
HH_N	총가구원수
HHN_SQ	HH_N*HH_N
GENDER	여성=1, 남성=0(ref.)
AGE	경영주 나이
AGE_SQ	AGE*AGE
<u>사회경제학적 변인</u>	
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
<u>작목변인</u>	
CROP1	논벼(ref.)
CROP2	과수
CROP3	채소
CROP4	화훼
CROP5	일반밭작물
CROP6	축산
CROP7	특용작물/양잠/기타
<u>친환경정보변인</u>	
ENVI	친환경농업=1, 그 외=0
T_ENVC	친환경재배충면적
COM	컴퓨터보유=1, 컴퓨터미보유=0(ref.)

IV. 분석결과

1) 농업소득 결정요인 및 지역간 격차

<표 9>은 다중모형으로 분석한 농업소득의 결정요인을 전농가와 전업농, 그리고 겸업농별로 분석한 결과를 보여주고 있다. <표 9>에 제시된 모형들은 농가 및 지역의 절편(intercept)에 대한 임의효과(random effect)와 통제된 독립변인에

대한 고정효과(fixed effect)를 추정할 수 있는 모형이다. 모형1은 통제변인 없이 개별 농가 및 지역간 농축산물판매금액의 통계적 차이를 분별할 수 있는 모형이다. 개인차이(전농가=1.9482, 전업농=1.9174, 겸업농1.9448)와 지역간차이(전농가=0.1637, 전업농=0.1704, 겸업농=0.1641) 모두 통계적으로 유의미한($p < .01$) 차이가 있는 것으로 나타나서, 만약 다중모형을 사용하지 않고 일반적인 회귀분석을 실시했을 경우 통계적문제점이 있는 것으로 나타났다. 이러한 영향은 독립변인을 통제할수록 감소하고 있는 것으로 나타났지만, 모든 독립 변인을 통제한 최종 모형4에서도 통계적 유의성은 존재하고 있는 것으로 나타났다. -2RLL(Restricted Log-Likelihood)와 BIC(Bayesian Information Criterion)으로 설명되는 모형의 설명력은 모든 변인을 통제한 모형4가 모형1, 2, 3보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 따라서 농업소득에 미치는 개별 독립변인의 효과에 대한 설명은 모형4를 중심으로 하기로 한다.

농업소득에 대한 독립변인들의 효과는 예상된 결과를 보이고 있다. 가구원수(NHH_N)가 많을수록 판매금액은 증대하는 것으로 나타났다. 여성이 가구주인 농가(GENDER)는 남성인 경우에 비해 농업소득이 적은 것으로 나타났고, 가구주의 나이 역시 농업소득과 부(-)의 관계를 보이고 있다. 경영주의 농사경력(NCAREER)과 전체 가구원의 교육수준(NEDU_T)은 농업소득을 증진시키는 것으로 나타났고, 경영주의 교육수준이 대졸이상인 경우(C_EDU4)가 낮은 학력을 가진 다른 집단보다 높은 농업소득을 올리고 있는 것으로 분석되었다.

농가 경영주의 주종사 분야가 농업 이외의 분야인 경우(M_W)가 농업인 경우보다 농업소득이 낮은 것으로 나타났고, 전업농에 비해 1종겸업 농가와 2종겸업(F_TYPE)의 농업소득이 낮은 것으로 분석되었다. 농가의 경제적 활황정도를 일정 반영한다고 판단되는 자동차보유여부 역시 예상한 결과를 보이고 있다. 차량을 미소유한 농가(DRIVE0)의 농업소득은 보유한 농가에 비해 낮은 것으로 드러났고, 승용차량만 소유한 농가보다 화물차량(DRIVE2)을 소유한 농가 또는 2가지 다 소유한 농가(DRIVE3)의 판매소득이 높게 나타났다.

지역별 편차가 크게 작용하리라고 예상되는 작목변인은 논벼가 주업인 농가를 대조집단(reference group)으로 부호화하여 이에 대한 기타 작목을 위주로 하는 농가의 농업소득에 미치는 효과를 측정하였다. 과수(HIKIND2), 화훼(HIKIND4), 축산(HIKIND6), 그리고 특용작물이나 양잠(HIKIND)을 주종하는 하는 농가의 농업소득이 논벼가 주종인 농가의 경우보다 농업소득이 높은 것으로 분석되었고, 채소(HIKIND3)나 일반밭작물(HIKIND5)의 경우에는 농업소득이 낮은 것으로 나타났다. 하지만 이러한 결과는 지역별 차이를 감안하지 않은 우리나라 농가의 일반적 추세를 나타내는 것으로, 지역별 무작위효과(random effect)를 분석하는 후반부의 분석에서는 이러한 변인들에 대한 지역별 차이가 나타날 것으로 판단된다.

환경과 정보관련 변인의 결과는 환경농업의 경우 예상과 일치하지 않았으나 정보화변인은 일치하는 것으로 나타났다. 일부라도 친환경농업을 실시하는 농가

(ENV1)의 판매소득은 그렇지 않은 경우보다 낮은 것으로 나타났다. 이것은 친환경 농업에 따른 수요 시장에서의 대가(rate of return)가 그다지 높지 않거나, 친환경 실시 농가의 농업규모가 대규모 농가에 비해 작은데 기인하는 것으로 판단된다. 따라서 친환경농업의 경작면적이 클수록(NT_ENVC), 농업소득은 증가하는 것으로 나타났다. 정보화정도를 나타내는 컴퓨터 보유 및 사용정도는 농산물판매금액에 정(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났다. 컴퓨터를 보유하고 있는 농가(C_ACT)의 판매소득이 그렇지 않은 경우보다 높게 나타났다.

농업소득에 영향을 미치는 독립변인들의 효과에 있어서 전업농과 겸업농의 차이는 높은 교육수준에 관한 변인의 영향 이외에는 거의 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 농가의 경영주가 대졸 이상의 학력을 가질 경우(C_EDU4), 전업농의 농업소득에 미치는 효과는 고졸이하의 농가경영주에 비해 별다른 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으나, 겸업농의 경우는 높은 학력수준의 농가경영주가 고졸이하의 학력을 가진 농가에 비해 농업소득이 훨씬 높은 것으로 드러났다.

<표 10>는 <표 9>에서 분석된 내용 중 주요 변인에 대한 무작위효과(random effect)를 추정하여 지역별 차이의 존재여부를 추정한 모형이다. 모형5는 농가의 지역별 컴퓨터보유수준이 차이가 있을 것이라는 가정을 반영한 것이고, 모형6은 친환경농업의 지역별 편차를, 그리고 모형 7은 농가의 작목별 지역간 차이를 반영한 모형이다. 모든 모형에서 지역별 차이는 통계적으로 유의성이 존재하는 것으로 드러났다. -2RLL(Restricted Log-Likelihood)와 BIC(Bayesian Information Criterion)으로 설명되는 모형의 설명력은 작목별 지역간 차이를 분석한 모형7이 정보화수준의 지역간 차이를 반영한 모형5나 친환경농업여부의 지역간 차이를 반영한 모형6보다 훨씬 높은 것으로 나타났다. 한 편, <표 10>의 모든 모형의 분석결과에 있어서 고정효과(fixed effect)에 대한 독립변인의 효과는 앞서 <표 9>에서 설명한 것과 동일한 것으로 드러나 추가적인 설명은 하지 않았다.

<표 9> 다중모형으로 분석한 농업소득 결정요인(모형 1-4)

		모형1			모형2			모형3			모형4		
		전농가	전업농	겸업농	전농가	전업농	겸업농	전농가	전업농	겸업농	전농가	전업농	겸업농
Fixed	INTERCEPT	6.1535 ***	6.2757 ***	5.9793 ***	6.6964 ***	6.9405 ***	6.6815 ***	6.6332 ***	6.8526 ***	6.6552 ***	6.5793 ***	6.7913 ***	6.6117 ***
	NHH_N				0.0086 *	0.0658 ***	0.0216 **	0.0177 ***	0.0715 ***	0.0267 **	0.0081 *	0.0590 ***	0.0198 **
	NHHN_SQ				0.0005	-0.0063 ***	0.0008	-0.0001	-0.0065 ***	0.0007	0.0010	-0.0054 **	0.0014
	GENDER				-0.8328 ***	-0.7717 ***	-0.4888 ***	-0.7724 ***	-0.7183 ***	-0.4471 ***	-0.7792 ***	-0.7307 ***	-0.4484 ***
	NAGE				-0.0323 ***	-0.0322 ***	-0.0157 ***	-0.0306 ***	-0.0306 ***	-0.0149 ***	-0.0297 ***	-0.0296 ***	-0.0140 ***
	NAGE_SQ				-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***
	NCAREER				0.0145 ***	0.0141 ***	0.0119 ***	0.0149 ***	0.0143 ***	0.0124 ***	0.0147 ***	0.0141 ***	0.0123 ***
	NCA_SQ				-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***
	NEDU_T				0.0089 ***	0.0117 ***	0.0132 ***	0.0080 ***	0.0109 ***	0.0120 ***	0.0074 ***	0.0101 ***	0.0114 ***
	NEDUT_SQ				-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0002 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***
	C_EDU1				-0.1190 ***	-0.0747 ***	-0.0668 ***	-0.1003 ***	-0.0560 ***	-0.0572 ***	-0.0902 ***	-0.0483 ***	-0.0473 ***
	C_EDU3				0.1482 ***	0.1178 ***	0.0924 **	0.1339 ***	0.0916 **	0.1022 **	0.1245 ***	0.0830 **	0.0923 **
	C_EDU4				0.1674 ***	0.0555 *	0.1930 ***	0.1325 ***	0.0247	0.1646 ***	0.1157 ***	0.0061	0.1530 ***
	M_W				-1.0644 ***			-0.9970 ***			-0.9914 ***		
	F_TYPE						-1.0795 ***			-1.0251 ***			-1.0147 ***
	DRIVE0				-0.1563 ***	-0.2822 ***	-0.2337 ***	-0.1197 ***	-0.2326 ***	-0.2015 ***	-0.1003 ***	-0.2078 ***	-0.1874 ***
	DRIVE2				0.4675 ***	0.3630 ***	0.3231 ***	0.4347 ***	0.3469 ***	0.2932 ***	0.4342 ***	0.3477 ***	0.2953 ***
	DRIVE3				0.8535 ***	0.8530 ***	0.6595 ***	0.7434 ***	0.7405 ***	0.5807 ***	0.7140 ***	0.7048 ***	0.5644 ***
	HIKIND2							0.4180 ***	0.3818 ***	0.3899 ***	0.4162 ***	0.3797 ***	0.3909 ***
	HIKIND3							-0.0823 ***	-0.0502 ***	-0.1982 ***	-0.0801 ***	-0.0505 ***	-0.1902 ***
	HIKIND4							0.6458 ***	0.5468 ***	0.5062 ***	0.6602 ***	0.5573 ***	0.5174 ***
	HIKIND5							-0.8809 ***	-0.8530 ***	-0.8034 ***	-0.8736 ***	-0.8497 ***	-0.7926 ***
	HIKIND6							0.7634 ***	0.7169 ***	0.7529 ***	0.7701 ***	0.7201 ***	0.7597 ***
	HIKIND7							0.1616 ***	0.1987 ***	-0.0210	0.1658 **	0.2005 **	-0.0126
	ENVI										-0.0715 ***	-0.0495 **	-0.1328 ***
	NT_ENVC										0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***
	C_ACT										0.1378 ***	0.1683 ***	0.1001 ***
Random	LEVEL_1												
	INTERCEPT	1.9482 ***	1.9174 ***	1.9448 ***	1.4103 ***	1.2835 ***	1.3866 ***	1.3230 ***	1.2120 ***	1.2943 ***	1.3127 ***	1.2040 ***	1.2838 ***
	LEVEL_2												
	INTERCEPT	0.1637 ***	0.1704 ***	0.1641 ***	0.1042 ***	0.0854 ***	0.0933 ***	0.0952 ***	0.0788 ***	0.0854 ***	0.0965 ***	0.0793 ***	0.0849 ***
	C_ACT												
	ENVI												
	hikind2												
	hikind3												
	hikind4												
	hikind5												
hikind6													
hikind7													
N	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	
2RR	454,581	300,910	152,656	412,884	266,465	138,076	404,632	261,556	135,108	403,655	261,019	134,787	
bic	454,591	300,920	152,666	412,895	266,476	138,086	404,643	261,566	135,118	403,666	261,030	134,797	

<표 10> 다중모형으로 분석한 농업소득 결정요인(모형 5-7)

		모형5			모형6			모형7			
		전농가	전업농	겸업농	전농가	전업농	겸업농	전농가	전업농	겸업농	
Fixed	INTERCEPT	6.5801 ***	6.7910 ***	6.6113 ***	6.5790 ***	6.7915 ***	6.6108 ***	6.5397 ***	6.7501 ***	6.5772 ***	
	NHH_N	0.0082 *	0.0590 ***	0.0197 **	0.0082 *	0.0593 ***	0.0198 **	0.0059	0.0551 ***	0.0165 **	
	NHHN_SQ	0.0009	-0.0056 ***	0.0015	0.0009	-0.0054 ***	0.0014	0.0017	-0.0044 **	0.0021	
	GENDER	-0.7793 ***	-0.7310 ***	-0.4486 ***	-0.7783 ***	-0.7300 ***	-0.4482 ***	-0.7492 ***	-0.7074 ***	-0.4367 ***	
	NAGE	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0140 ***	-0.0296 ***	-0.0296 ***	-0.0140 ***	-0.0280 ***	-0.0282 ***	-0.0134 ***	
	NAGE_SQ	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0007 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	-0.0006 ***	-0.0008 ***	-0.0003 ***	
	NCAREER	0.0147 ***	0.0141 ***	0.0123 ***	0.0147 ***	0.0141 ***	0.0123 ***	0.0144 ***	0.0139 ***	0.0121 ***	
	NCA_SQ	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	
	NEDU_T	0.0074 ***	0.0101 ***	0.0114 ***	0.0074 ***	0.0100 ***	0.0114 ***	0.0071 ***	0.0097 ***	0.0111 ***	
	NEDUT_SQ	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	-0.0002 ***	-0.0003 ***	-0.0001 ***	
	C_EDU1	-0.0905 ***	-0.0480 ***	-0.0474 ***	-0.0903 ***	-0.0482 ***	-0.0474 ***	-0.0918 ***	-0.0523 ***	-0.0504 ***	
	C_EDU3	0.1262 ***	0.0864 **	0.0924 **	0.1236 ***	0.0819 **	0.0916 **	0.1314 ***	0.0915 **	0.0883 **	
	C_EDU4	0.1145 ***	0.0056	0.1525 ***	0.1157 ***	0.0059	0.1538 ***	0.1302 ***	0.0197	0.1660 ***	
	M_W	-0.9910 ***			-0.9905 ***			-0.9411 ***			
	F_TYPE			-1.0147 ***			-1.0144 ***			-0.9800 ***	
	DRIVE0	-0.1003 ***	-0.2079 ***	-0.1873 ***	-0.1001 ***	-0.2080 ***	-0.1871 ***	-0.0999 ***	-0.1988 ***	-0.1872 ***	
	DRIVE2	0.4338 ***	0.3481 ***	0.2954 ***	0.4341 ***	0.3474 ***	0.2957 ***	0.4202 ***	0.3443 ***	0.2876 ***	
	DRIVE3	0.7139 ***	0.7058 ***	0.5644 ***	0.7140 ***	0.7047 ***	0.5648 ***	0.7018 ***	0.6989 ***	0.5555 ***	
	HIKIND2	0.4171 ***	0.3804 ***	0.3915 ***	0.4158 ***	0.3789 ***	0.3918 ***	0.4294 ***	0.4003 ***	0.4239 ***	
	HIKIND3	-0.0814 ***	-0.0523 ***	-0.1902 ***	-0.0826 ***	-0.0532 ***	-0.1902 ***	-0.1734 ***	-0.1476 ***	-0.2105 ***	
	HIKIND4	0.6605 ***	0.5523 ***	0.5179 ***	0.6610 ***	0.5578 ***	0.5175 ***	0.6753 ***	0.5695 ***	0.5452 ***	
	HIKIND5	-0.8746 ***	-0.8496 ***	-0.7929 ***	-0.8733 ***	-0.8498 ***	-0.7918 ***	-1.0057 ***	-0.9349 ***	-0.9337 ***	
	HIKIND6	0.7687 ***	0.7170 ***	0.7596 ***	0.7704 ***	0.7198 ***	0.7598 ***	0.7490 ***	0.6985 ***	0.7727 ***	
	HIKIND7	0.1652 ***	0.2006 ***	-0.0127	0.1658 ***	0.2005 ***	-0.0134	0.0743	0.0765	0.0096	
	ENVI	-0.0723 ***	-0.0489 **	-0.1329 ***	-0.0651 **	-0.0429	-0.1338 ***	-0.0810 ***	-0.0574 **	-0.1473 ***	
	NT_ENVC	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	
	C_ACT	0.1379 ***	0.1714 ***	0.1009 ***	0.1375 ***	0.1680 ***	0.1000 ***	0.1352 ***	0.1657 ***	0.1001 ***	
	Random	LEVEL_1									
		INTERCEPT	1.3112 ***	1.2023 ***	1.2832 ***	1.3110 ***	1.2024 ***	1.2827 ***	1.2613 ***	1.1598 ***	1.2419 ***
		LEVEL_2									
		INTERCEPT	0.0956 ***	0.0793 ***	0.0844 ***	0.0987 ***	0.0812 ***	0.0859 ***	0.1038 ***	0.0877 ***	0.0878 ***
		C_ACT	0.0087 ***	0.0120 ***	0.0029						
ENVI					0.0370 ***	0.0375 ***	0.0241 **				
hikind2								0.0553 ***	0.0330 ***	0.0442 ***	
hikind3								0.2506 ***	0.2178 ***	0.1787 ***	
hikind4								0.1176 ***	0.0698 *	0.1166 *	
hikind5								0.1922 ***	0.1611 ***	0.2370 ***	
hikind6							0.1182 ***	0.1000 ***	0.0679 ***		
hikind7							0.2481 ***	0.2515 ***	0.1636 ***		
N	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436	129,513	86,077	43,436		
2RR	403,611	260,985	134,785	403,586	260,981	134,779	399,882	258,872	134,058		
bic	403,627	261,001	134,800	403,601	260,996	134,795	399,923	258,913	134,099		

<그림 1>는 모형6의 랜덤항에 포함되어진 정보화(C_ACT)에 대한 지역간 편차를 전체농가와 전업농, 그리고 겸업농별로 좌표화한 것이다. 이것은 평균적 판매소득을 올리고 있는 개별지역 농가에 대한 정보화 수준과의 관련성을 보기 위한 것이다. 전체농가의 경우 지역별로 평균적 농업소득을 올리고 있는 농가에 대한 친환경농업에 대한 농업소득의 결과는 정(+)의 결과(0.1379)를 보이고 있다. 이것은 2000년의 경우 정보화를 통한 농업소득은 정의 상관관계를 가지고 있다는 측면에서 정통부와 농림부를 중심으로 한 농촌의 정보화정책이 효과를 나타내고 있다는 결과로 여겨진다.

전업농가에 대한 농업소득의 지역별 분포에 대한 기울기는 0.1714로 겸업농가의 0.1009에 비해 높은 것으로 나타났는데 정보화수준의 진작은 특히 전업농가의 농업소득에 비해 전업농가의 소득수준에 더욱 큰 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 긍정적인 것으로 여겨진다. 이러한 결과는 개별 농가의 정보화수준이 겸업농보다는 전업농에서 더욱 소득 진작효과가 있다는 측면에서 의미있는 분석결과로 여겨진다. 즉, 정보화수준의 제고는 개별 농가의 소득증대는 물론 지역적 차원에서의 농업소득 증진에 상당히 기여할 것으로 판단된다.

<그림 2>은 <표 10>에 있는 모형7을 가지고 각 지역별 절편 (INTERCEPT)의 임의효과(random effect)에 대한 차이를 고려하여 각 지역별 평균농축산물판매소득에 대한 순위의 차이가 어떻게 다르게 나타나는 지를 보여주고 있다. 즉 <그림 2>의 결과는 개별 모형에서 통제된 모든 변인을 통제한 가운데 평균적인 농가의 경우에 대한 개별 지역에서의 농축산물 판매소득의 평균을 분석한 것이다. 본 연구에서와 같이 종속변인이 선형일 경우 다중모형에서 표준화된 종속 변수에 대한 평균을 구하는 식은 다음의 식(25)와 같다(Goldstein, 1987).

$$\hat{\mu}_j = \{((\sum_{i=1}^{i=n_j} \hat{q}_{ij}) / n_j)(n_j \hat{\sigma}_\mu^2)\} / (n_j \hat{\sigma}_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2) \quad (25)$$

여기에서 본 연구의 경우에는,

$\hat{\mu}_j$ = 모형별 \hat{q}_{ij} (합성 잔차)의 축약분산(shrunken variance)을 가진 Level_1과 Level_2의 잔차(residuals)

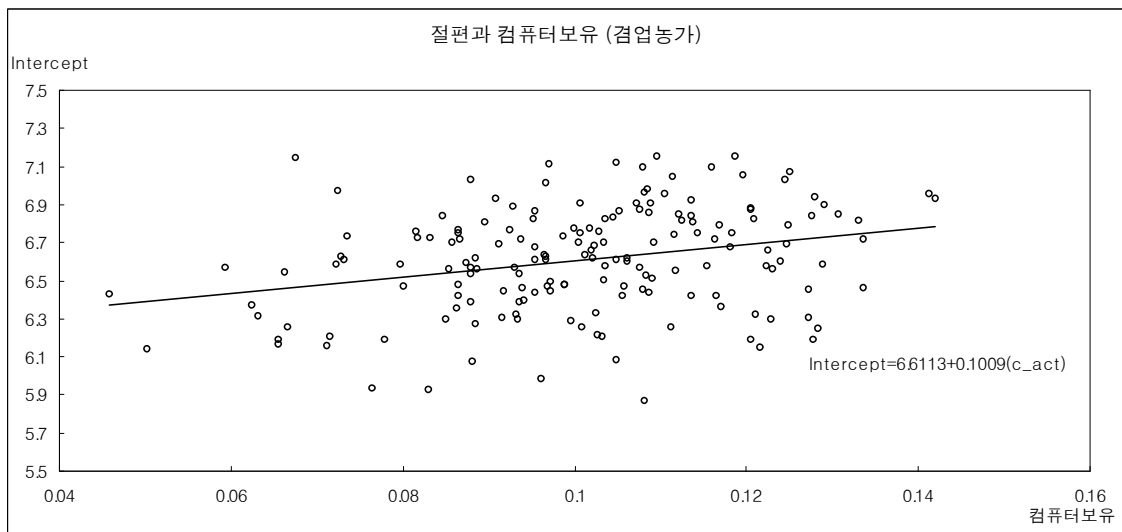
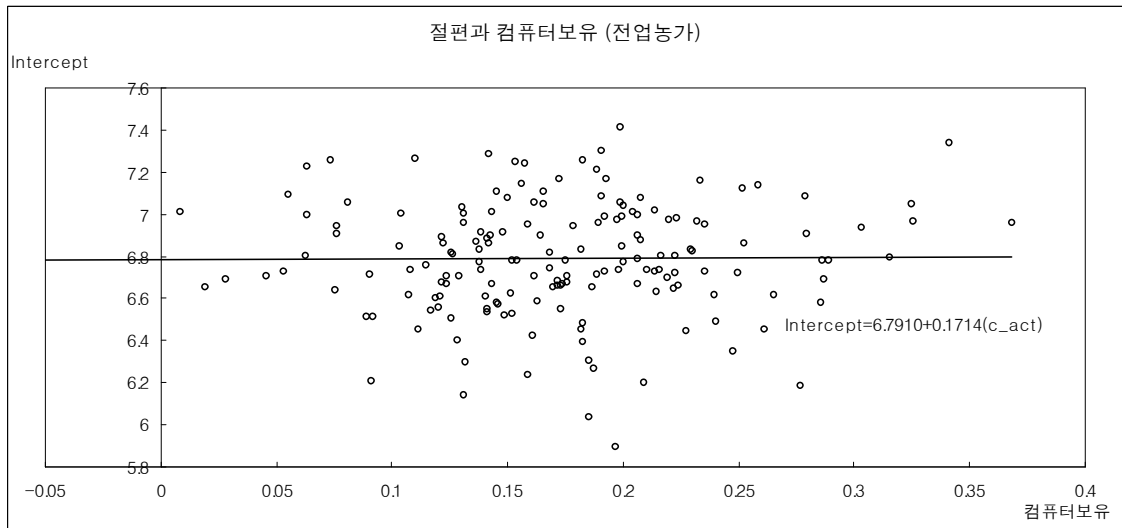
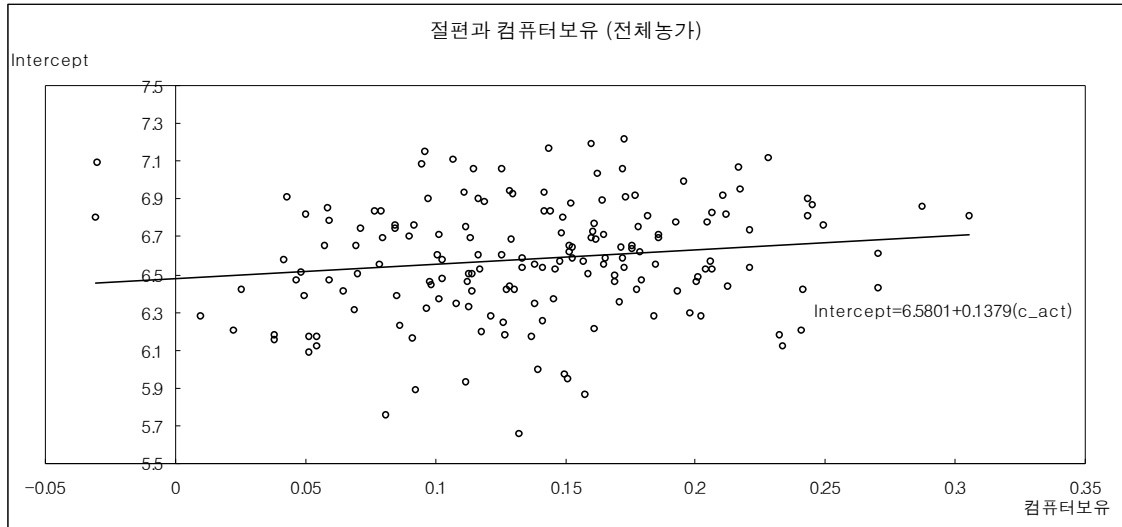
\hat{q}_{ij} = (j지역별 농가 i의 실제농축산물판매소득) - (j지역별 농가 i의 모형 추정판매소득)

n_i = j지역별 농가 수

$\hat{\sigma}_\mu^2$ = Level_2 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)

σ_ε^2 = Level_1 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)로 설명된다.

<그림 1> 랜덤 항 변인간 축약선 (절편과 컴퓨터보유)



<그림 2>은 본 연구에서 사용된 식(23)과 식(24)를 이용하여 새로이 추정된 농축산물판매소득(첫째 행)에 대한 지역별 평균소득을 기본으로 하고, 기타 행은 식(25)를 이용하여 추정하여 전국 자치단체별로 상위 20%와 하위 20%, 그리고 중위 80%를 표시한 것이다. 전체 농가의 경우 수도권 인근의 자치단체의 농가당 평균 농업소득이 가장 높은 것으로 나타났으며 강원도 남부 및 경상북도 북부지역, 그리고 차령산맥을 중심으로 한 인근지역의 농업소득이 상대적으로 낮게 나타났다. 이러한 경향은 전업농가의 경우에도 비슷한 것으로 나타났으나, 겸업농가의 경우에는 농업소득 상위권에 대한 수도권의 비중이 줄어드는 대신 전라남도과 전라북도의 해안 인근지역의 상위소득비율이 높은 것으로 분석되었다.

농업소득이 정(+인) 전국의 모든 농가를 고려할 경우 연천군의 농가별 평균 농업소득이 1,989만3천원으로 가장 높게 나타났으며, 그 다음이 과천, 이천, 안성시의 순이었고 경남 통영시와 강원도 동해시의 농업소득이 170위와 169위로 나타나 전국에서 가장 낮은 농가당 농업소득을 보이는 것으로 나타났고, 전남 여수시와 완도군, 경남 거제시 등도 농가당 평균 농업소득이 165위 미만으로 매우 낮은 것으로 분석되었다¹¹⁾.

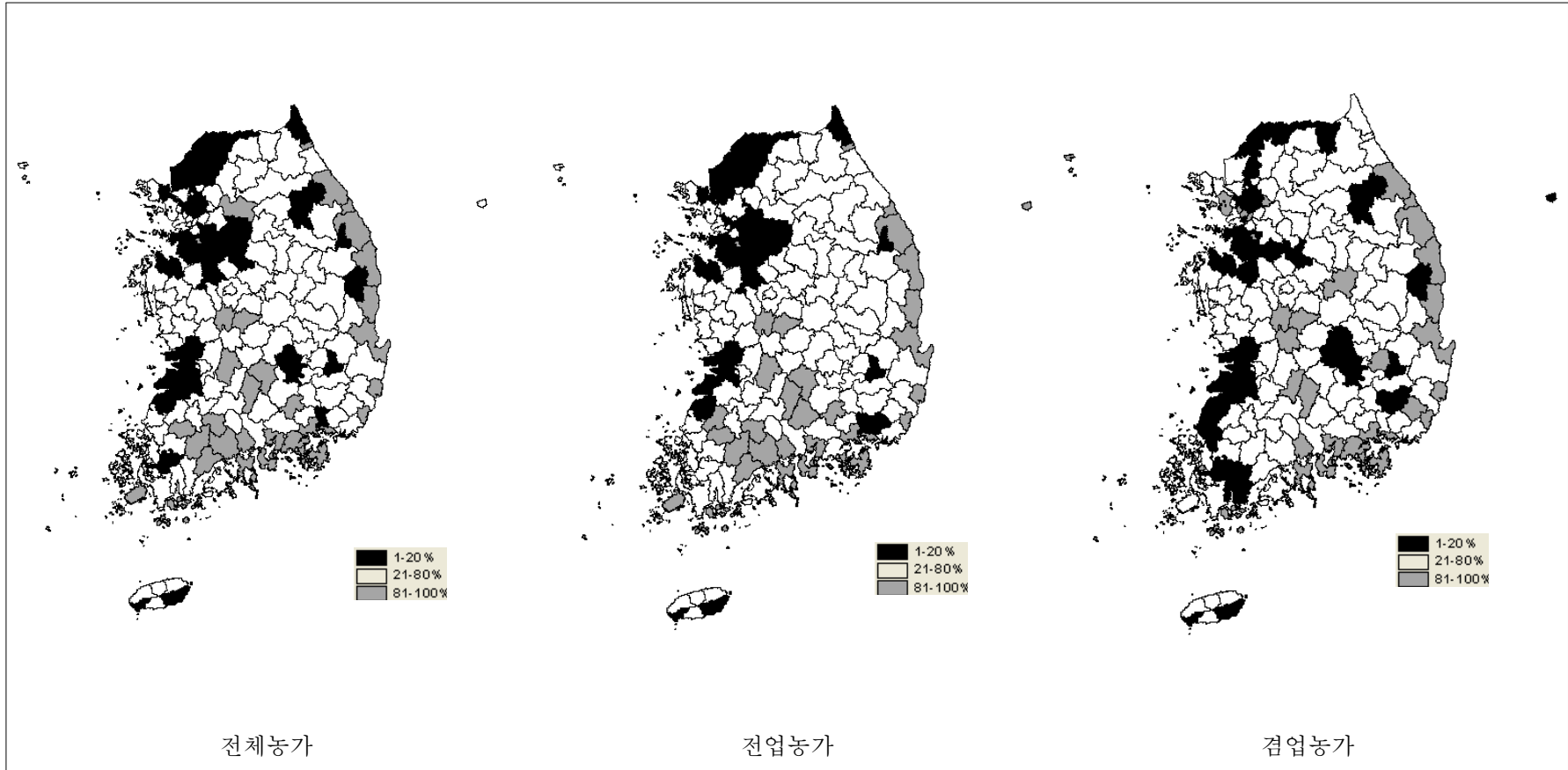
<그림 2>의 원자료를 보면 독립변인을 통제하지 않은 모형1에서는 강원도 철원군이 전국에서 가장 순위가 높은 것으로 나타났으나 모든 변인을 통제한 모형4의 경우에는 경기도 과천시와 1위로 상승했고 철원군은 2위인 것으로 드러났다. 이것은 다른 조건이 일정하다면, 과천시에 거주하는 농가의 농업소득에 대한 생산성이 철원군에 비해 높다는 것을 의미한다. 모형에서 독립변인이 통제되지 않았을 경우에는 전국 순위가 약 10위 밖이었던 전라북도 부안군, 고창군, 김제시, 그리고 전라남도 영암군은 모든 변인을 통제한 모형4에서 각각 10위권 이내로 진입해 높은 생산성을 기록하고 있는 것으로 분석되었다. 반면 관찰된 판매소득이 10위권 이내였던 경기도 이천시, 안성시, 포천군, 동두천시 등은 모든 변인을 통제한 모형4에서는 10위권 밖으로 밀려나서, 농가당 생산성이 높지 않은 것으로 나타났다.

관찰된 농업소득은 지역이나 농가의 특성이 감추어진 상태인 반면, 모형4에서 드러난 결과는 최소한 모형에서 통제된 모든 변인이 모든 지역별로 동일한 상태의 결과를 보이고 있다는 측면에서 유의미한 분석결과로 판단된다. 즉 부안군, 고창군, 김제시 등에 있는 농가의 평균생산성이 이천시, 안성시, 포천군 등에 거주하는 농가의 경우보다 높다고 할 수 있다. 하지만 이러한 결과는 본 연구에서 통제하지 못한 자치단체의 노력, 기후, 환경 등과 같은 변인에 의한 결과일 개연성 역시 존재하고 있는 연유로, 최종적인 결론은 보다 이러한 유관 변인들을 통제한 모형의 정립과 이에 대한 분석이 이루어진 연후에 가능할 것으로 판단된다.

전업농가의 경우 강원도 철원군의 농가당 농업생산성이 가장 높은 것으로 분석되었고, 그 다음이 전라북도 고창군과 부안군의 순위를 보이고 있었다. 반면 전업농가의 평균 농업소득에 기초한 농업생산성은 경상남도 통영시와 거제시, 그리고 강원도 동해시가 가장 낮은 것으로 나타났다.

11) 지면의 한계로 인하여 <그림 2>의 원자료를 부록으로 첨부하지 않았으나 요청이 있을 경우 제공할 예정이다 (약 20페이지 정도임).

<그림 2> 농가당 농업소득의 전국순위



겸업농의 경우는 경기도 과천시와 충청남도 당진군, 그리고 강원도 철원군의 농업 생산성이 높은 것으로 나타나 반면, 경상남도 통영시, 전라남도 여수시, 강원도 동해시 등은 농업생산성이 낮은 겸업농을 구성하고 있는 지역들이므로 분석되었다.

2) 정보화 수준 선택에 따른 농업소득 결정요인

(가) 컴퓨터 보유/사용과 농업소득

앞서 설명하였듯이, 전체 농가는 일정한 정도의 정보화수준을 구비한 농가와 그렇지 못한 농가로 구분될 수 있다. 설명의 편의상 여기에서는 정보화를 채택한 농가(컴퓨터보유/미보유, 인터넷접속/미접속 등)와 그렇지 못한 농가로 구분하기로 한다. 이 경우 정보화 수준은 개별 농가들의 선택에 달려있으므로 자기 선택성(Self-selectivity)이 내재하고 있다. 이러한 선택성에 대한 고려 없이 OLS를 이용한 선형회귀분석을 하게 되면 전형적인 표본 선택에 의한 오류(bias)가 발생하게 된다. 따라서 이러한 편의를 보정하기 위한 다른 보정변인이 필요하게 되며 보정변인은 λ 로 표현된다.

<표 11>에서 <표 13>는 식(6)과 (9), 그리고 (10)을 응용하여 컴퓨터보유여부가 농업소득에 미치는 영향을 전농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 분석한 것이다. <표 11>에서 나타난 전체 농가의 컴퓨터 보유여부에 대한 개별 독립변인들의 효과를 분석한 Probit모형과 OLS를 이용하여 농업소득을 측정한 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(-) 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 보유여부와 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 정

도를 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.

<표 11> 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (전농가)

Var.	Probit (컴퓨터보유)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		컴퓨터보유		컴퓨터미보유	
				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 R ²				0.2459		0.2527	

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

컴퓨터 보유 농가와 비보유 농가간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 선택성보정함수인 λ 는 보유농가가 -1.4988과 비보유농가가 -1.1653으로 모두 $p<.01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 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 농업

소득은 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 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 12>와 <표 13>는 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 농업종사 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 나타났다. 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 가능성이 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.

<표 12> 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (전업농가)

Var.	Probit (컴퓨터보유)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		컴퓨터보유		컴퓨터미보유	
				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

<표 13> 컴퓨터보유여부에 따른 농업소득 (겸업농가)

Var.	Probit (컴퓨터보유)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		컴퓨터보유		컴퓨터미보유	
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

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 겸업농의 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 선택정보정함수인 λ 는 보유농가가 -1.7488과 비보유농가 -1.2629로 모두 p<.01 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 겸업농의 경우도 선택정보정함수인 λ 는 보유농가가 -1.4168과 비보유농가 -1.1427로 역시 p<.01 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다.

농가 경영주의 나이를 제외하고는 전업농과 겸업농 모두에 있어 정보화수준이 농업소득에 미치는 효과는 비슷한 양상을 보이고 있다. 컴퓨터 보유 및 비보유 농가 모

두에 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 보유 여부에 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 모두에 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.

(나) 인터넷 사용과 농업소득

<표 14>에서 <표 16>은 식(6)과 (9), 그리고 (10)을 응용하여 인터넷 사용여부가 농업소득에 미치는 영향을 전농가와 전업농가, 그리고 겸업농가별로 분석한 것이다. <표 14>은 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 낮아졌으므로 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 주종사분야가 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. 선택성보정함수인 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.

<표 14> 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (전농가)

Var.	Probit (인터넷사용)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		인터넷사용		인터넷미사용	
				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	

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

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 별다

른 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 12>와 <표 13>는 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 선택성보정함수인 λ 는 사용농가가 -2.5186과 비사용농가 -3.0684로 모두 $p < .01$ 수준의 통계적 유의성을 보이고 있었다. 겸업농의 경우도 선택성보정함수인 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 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.

<표 15> 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (전업농가)

Var.	Probit (인터넷사용)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		인터넷사용		인터넷미사용	
				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 16> 인터넷 사용여부에 따른 농업소득 (겸업농가)

Var.	Probit (인터넷사용)		Var.	OLS(농축산물판매금액)			
	Coeff.	S.E.		인터넷사용		인터넷미사용	
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 R ²				0.157		0.1965	

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

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

<표 17>와 <표 18>은 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 $(b + 2 * (-b^2/100) * b(\text{평균}) * 100)$ 이 된다. 범주형 변수일 경우 $(EXP(b) - 1) * 100$ 이며 본 연구에서 사용한 계수는 본문의 회귀분석표에 있는 계수를 사용하였고, 평균값은 <부록 13>의 변수별 평균값을 참조하여 수익률에 대한 절대치를 계산하면 된다.

<표 17>에서 보듯이 전체 농가의 경우 컴퓨터 보유여부에 따른 수익률은 연령과 가구원 전체의 교육수준, 농업 종사경력, 그리고 가구원 전체의 교육수준과 주종사분야별로 차이가 존재하는 것으로 드러났다¹²⁾. 이러한 차이가 존재하는 모든

변수에 있어서 컴퓨터를 보유한 농가가 미보유 농가에 비해 대졸이상의 고학력집단을 제외하고는 농업소득에 대한 수익률이 현저히 높은 것으로 드러났다. 특히 연령별 수익률은 컴퓨터 보유 농가가 미보유 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 미보유 농가에 비해 수익률이 높은 것으로 나타났으며, 성별에서만 미보유농가의 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 교육수준, 주종사분야 등 모든 부분에서 컴퓨터 보유농가의 농업소득에 대한 수익률이 미보유농가에 비해 높은 것으로 분석되었다.

<표 17> 컴퓨터 보유 여부에 따른 수익률(Rate of Return)

	전농가			전업농가			겸업농가		
	수익률		T-test	수익률		T-test	수익률		T-test
	보유	미보유		보유	미보유		보유	미보유	
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

<표 18>은 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 질적 수준과 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.

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

<표 18> 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

V. 결론

1) 연구의 요약

본 연구에서 밝혀진 주요 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 환경과 정보관련 변인의 결과는 환경농업의 경우 예상과 일치하지 않았으나 정보화변인은 일치하는 것으로 나타났다. 친환경농업을 실시하는 농가의 농업소득은 그렇지 않은 경우보다 낮은 것으로 나타났다. 이것은 친환경농업에 따른 수요 시장에서의 대가(rate of return)가 그다지 높지 않거나, 친환경농업 실시 농가의 농업규모가 대규모 농가에 비해 작아 기인하는 것으로 판단된다. 하지만 정보화 정도를 나타내는 컴퓨터 보유 및 사용 정도는 농업소득에 정(+)의 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났는데, 컴퓨터를 보유하고 있는 농가의 농업소득은 비보유 농가에 비해 높게 나타났다.

둘째, 정보화수준의 지역발전에 대한 효과는 개별 농가수준의 결과와 일치하는 것으로 나타났다. 전업농가에 대한 농업소득에 지역별 분포에 대한 기울기는 0.1714로 겸업농가의 0.1009에 비해 높은 것으로 나타났는데 정보화수준의 진작은 특히 전업농가의 농업소득에 비해 전업농가의 소득수준에 더욱 큰 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 긍정적인 것으로 여겨진다. 이러한 결과는 개별 농가의 정보화수준이 겸업농보다는 전업농에서 더욱 소득 진작효과가 있다는 측면에서 의미있는 분석결과로 여겨진다. 즉, 정보화수준의 제고는 개별 농가의 소득증대는 물론 지역적 차원에서의 농업소득 증진에 상당히 기여할 것으로 판단된다.

셋째, 농업소득에 대한 지역별 분포는 전업농가와 겸업농가별로 차별성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 전체 농가를 분석한 경우 수도권 인근의 자치단체의 농가당 평균 농업소득이 가장 높은 것으로 나타났으며 강원도 남부 및 경상북도 북부 지역, 그리고 차령산맥을 중심으로 한 인근지역의 농업소득이 상대적으로 낮게 나

타났다. 이러한 경향은 전업농가의 경우에도 비슷한 것으로 나타났으나, 겸업농가의 경우에는 농업소득 상위권에 대한 수도권의 비중이 줄어드는 대신 전라남도과 전라북도의 해안 인근지역의 상위소득비율이 높은 것으로 분석되었다.

넷째, 정보화 수준(컴퓨터 보유 농가와 비보유 농가, 인터넷 사용 농가와 미사용 농가)에 따른 간의 소득 결정요인은 그 선택에 따른 차별성이 존재하는 것으로 드러났다. 따라서 이러한 선택성을 보정하지 않은 상태에서의 농업소득에 대한 일반적 선형 분석(OLS와 같은)의 적용은 통계적 문제점을 야기할 가능성이 높은 것으로 드러났다. 이러한 차이는 특히 겸업농가보다는 전업농가에서 정보화 수준별 집단별 연령차이가 존재하는 것이 가장 큰 요인으로 나타났다.

다섯째, 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 9배 정도 높은 것으로 드러났다.

2) 정책적 시사점

첫째, 전업농에 대한 정보화수준의 진작이 농업소득의 향상에 보다 많이 기여할 수 있다는 측면에서 다양한 정부의 전업농육성정책은 전업농가에 대한 정보화수준의 진작이 필요할 것으로 판단된다. 또한 다른 조건이 일정하다면 정보화의 접근도가 낮은 지역에 거주하는 농가의 농업생산성이 접근도가 높은 지역에 거주하는 농업생산성보다 낮게 나타난다(이성우 외, 2003)는 선행연구의 결과 역시 본 연구의 분석결과와 부합된다는 점을 참조하여 전업농에 대한 전폭적인 정보화수준 진작 노력이 필요할 것으로 판단된다.

둘째, 컴퓨터 보유 및 사용에 대한 지역 편차는 매우 큰 것으로 나타났다. 이러한 지역의 편차는 특히 경북과 전남지역에 거주하는 전업농의 경우에 더욱 극심한 것으로 분석되어 향후 이 지역의 정보화 전과를 위한 전폭적인 지원이 필요하다 여겨진다. 이러한 직접적인 정책적 고려 이외에 농촌지역에서의 다양한 산업의 이식이 농촌지역의 정보화수준 제고에 더욱 긍정적으로 작용하며, 이러한 경향은 특히 전업농의 경우에 긍정적인 영향을 끼치는 것(이성우 외, 2004)으로 나타나서 다양한 산업의 농촌공간 이식은 농촌지역의 정보화에 긍정적 역할을 수행할 가능성이 높을 것으로 판단된다.

셋째, 최근 정부 차원에서 이루어지고 있는 농업농촌 투융자계획에서의 정보화수준 진작을 위한 다양한 정책개발의 필요성이다. 2003년 마련된 농업-농촌 지원계획안은 2004년부터 10년간 순수 국고 지원만 119조원에 달하는 대규모 농업-농촌 투융자계획이다. 또한 현 정권하에서 실질적으로 집행 가능한 정부중기재정운영계획에 반영된 (안)에 따르면 2004년 8조 4천억에서 2008년 11조 4천억까지 약 50

조 5천억이 투입되는 계획이다. 이러한 투·융자 금액은 UR이후 예측되는 농업위기에 대응하기 위해 1992-2002년 총 투입된 농업-농촌 부문에 대한 순순 국고지원액 약 62조의 약 2배에 달하는 막대한 지원이다. 하지만 이러한 막대한 투·융자계획 중 정보화 관련 예산은 극히 미미한 것으로 드러났다. 규모화를 통한 전업농 육성도 중요하지만 전업농의 시장 자생력 확보를 위해서는 보다 적극적인 정보화 진작을 위한 실질적 재정계획이 수립될 필요가 있겠다.

본 연구에서의 다양한 분석결과에도 불구하고 농가의 정보화수준에 미치는 요인들에 대한 분석이 개별 농가의 최적의사결정(optiamal decision making)의 분석 등과 같은 미시적 분석이 이루어지지 못한 점은 아쉬운 일이다. 농가의 경우 정보화수준 제고에 따른 암묵적 비용(정보화수준 제고와 같은 시간 및 노력 등)과 명시적비용(컴퓨터 구입 비용 및 인터넷 사용료 등)과 이의 사용에 따른 보상적 편익(소득증대 등과 같은 반대급부)의 비용-편익 분석 등은 이러한 결점을 보완할 수 있는 후속연구의 일환으로 여겨진다. 이러한 농가단위의 미시적 분석결과와 정보화의 지역간 차이에 대한 본 연구의 분석이 결합될 때, 보다 바람직한 농촌 및 농가의 정보화수준 제고를 위한 정책 입안이 용이하리라 판단된다.

참고문헌

- 강정혁·박세권, 1996, 「농촌지역정보의 수요과악과 효율적인 지역정보화 방안」, 『농촌정책연구』, 23(2):175-198.
- 국가과학기술자문회의, 1996.5, 『정보화 추진현황 및 정책과제』.
- 김정신·김오남, 2002, 「성인여성의 정보화와 개인 및 가족생활변화: 광역시 및 중소도시 거주자를 중심으로」, 『대한가정학회지』, 40(12): 171-187.
- 김원동, 2001, 『정보사회와 지역정보화』, 서울: 한울아카데미.
- 김정석·심상완, 2002, 「한국의 정보격차 추이(1995~2000) 분석」, 『동향과 전망』, 50: 247-271.
- 김종길, 2005, 「사이버공론장의 분화와 속의민주주의의 조건」, 『한국사회학』, 39(2): 34-68.
- 김중숙, 2004, 『정보화사회의 사회학적 접근』, 한국문화사.
- 김주찬·민병익, 2003, 「수도권과 비수도권의 정보격차 현황과 정책방향 연구」, 『지방정부연구』, 7(1): 75-95.
- 데이비드 하비(D. Harvey), 1989, 『포스트모더니티의 조건』, 서울: 한울.
- 류승호, 1996, 「지역정보화 정책과 지역정보의 위상」, 『한국사회학』, 30: 731-758.
- 류재춘, 1996, 「지역정보화와 지역개발」, 『정보처리학회지』, 3(3): 23-47.
- 소영진, 1995, 「정보의 개념과 정보사회의 의미」, 『국가기간전산망 저널』, 2(3): 26-37.
- 신윤식, 1992, 「정보통신혁명의 의의와 정보사회의 바람직한 실현방향」, 『한국행정연구』, 1(3): 5-22.
- 염재호, 1997, 「정보행정론」, 『정보정책론』, 서울: 나남출판사

- 오리가사 가즈후미(折笠和文), 2004, 『고도 정보화사회의 여러 모습』, 서울: 커뮤니케이션북스.
- 이근무, 1996, 「세계화, 정보화 시대의 사회과학의 과제와 방법: 정보통신혁명과 사회학의 과제」, 『사회과학연구』, 5: 161-193.
- 이동필·이장호·김중선·한근수, 2001, 『농촌지역의 정보화 실태와 정보격차 해소방안에 관한 연구』 한국농촌경제연구원.
- 이문호, 1995, 『정보 유목민』, 서울: 전자신문사.
- 이성우·권오상·이호철, 2003, 「농산물 판매금액으로 분석한 경기지역 특화산업 연구」, 『농촌경제』, 26(2):1-25.
- 이성우·민성희·박지영·윤성도, 2005, 『로봇·프라빗 모형 응용』, 서울: 박영사.
- 이성우·임형백·조중구, 2004, 「농가 정보화의 결정요인과 지역간 차이」, 『농업경제연구』, 45: 1-24.
- 이찬우, 2001, 「농촌의 정보격차(Digital Divide)해소를 위한 거점방식의 정보화 확산 전략:물리적 거점과 인적 거점을 혼합한 거점방식」, 『2001년도 경영정보계열 공동 국제학술대회』.
- 임창호, 1998, 「정보기술의 발달과 도시에의 영향 : 계획 패러다임의 위기와 도시의 미래」, 『국토계획』, 33(6): 7-31.
- 임형백·이성우, 2004 『농촌사회의 환경과 기능』, 서울대학교출판부.
- 임형백·조중구, 2004, 「생산양식과 농촌사회의 변화」, 『농촌계획』, 10(1): 41-55.
- 임형백, 2004, 「농촌연구에 대한 농업경제학적 접근과 농촌사회학적 접근의 비교와 학제간 연구의 필요성」, 『한국농업교육학회지』, 36(1): 127-144.
- 주성재, 2001, 「농촌지역의 정보화와 생활변화: 강원도 원주시 정보화시범마을 사례」, 『국토계획』, 36(6):137-151.
- 최신용, 1993, 「정보사회와 권력관계의 변화」, 박재창 편, 『정보사회와 정치과정』, 서울: 비봉출판사.
- 추병완, 2001, 「인터넷과 윤리: 사이버윤리의 접근방법」, 『정보와 사회』, 3: 1-27.
- 추병완, 2003, 「사이버윤리교육의 새로운 접근모색」, 『사이버커뮤니케이션학보』, 12: 127-156.
- 한국정보문화진흥원, 2003, 『2003 정보격차 해소 백서』.
- 환경과공해연구회, 1991, 『공해문제와 공해대책』, 서울: 한길사.
- 황진구·유지열·이종임, 2001, 『연구보고 01-R19 청소년 정보격차 실태와 대책 연구』, 서울: 한국청소년개발원.
- 황혜선, 1999, 「정보격차의 요인과 정보격차 해소를 위한 정책적 원칙」, 『한국도서관·정보학회지』, 30(4): 279-297.
- Attewell, P., 2001, "The First and Second Digital Divides", *Sociology of Education*, 3: 252-259.
- Bell, D., 1973, *The Coming of Post-Industrial Society: A Venture in Social Forecasting*, Harmondsworth: Penguin, Peregrine Books.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush, 1992, *Hierarchical Linear Models*, Sage, Newbury Park.
- Castells, M., 1989, *The Informational City: Information Technology, Economic*

- Restructuring and The Urban-Regional Process*, Oxford: Blackwell.
- Caudill, S.B., J.M. Ford, and D.L. Kaserman, 1995, "Certificate-of-need regulation and the diffusion of innovations: a random coefficient model", *Journal of Applied Econometrics*, 10: 73-78
- Drucker, P. F., 1989, 『새로운 현실』, 서울: 시사영어사.
- Giddens, A., 1990, *The consequence of modernity*, Cambridge: Polity Press.
- Golding, P., and G. Murdock, 1986, "Unequal Information: Access and Exclusion in the New Communications Markets Place", M. Ferguson (ed.), *New Communication Technologies and the Public Interest: Comparative Perspective on Policy and Research*.
- Greene, William H., 1995, *Limdep Version 7.0 User's Manual*.
- Hoque, A., 1991, "Application and test for a random coefficient model in Bangladesh agriculture", *Journal of Applied Econometrics*, 6: 77-90
- Jennrich R. I. and M. D. Schluchter., 1986, "Unbalanced repeated-measures models with structured covariance matrices," *Biometrics*, 42:805-820.
- Johnson, N. and Kotz, S., 1972, *Continuous Multivariate Distributions*, New York: Wiley.
- Jones, 1991, 'Specifying and estimationg multi-level models for geographical research', *Transactions of Institute of British Geographers*, N.N. 16: 148-160
- Jonscher, C., 1983, "Information Resources and Economic Productivity", *Information Economics and Policy*, 1: 13-35.
- Katzman, N., 1974, "The Impact of Communication Technology: Some Theoretical Premises", *Ekistics*, 225: 125-130.
- Kreft, I. G. G., J. Deleeuw and L. S. Aiken, 1995, "The effect of different forms of centering in hierarchical linear models." *Multivariate Behavioral Research*. 30:1-21.
- Mosco, V., 1989, *The Pay-Per Society: Computers and Communications in the Information Age: Essays in Critical Theory and Public Policy*, Toronto: Garamond Press.
- Naisbitt, J., 1982, *Megatrends: Ten New Directions Transforming Our Lives*, New York: Warner Books.
- Naisbitt, J., and P. Aburdene, 1990, *Megatrends 2000: Ten New Directions for the 1990s*, New York: William Morrow and Company, Inc.
- Natriello, G., 2001, "Bridging the Second Digital Divide: What can sociologists of education contribute", *Sociology of Education*, 74: 260-266.
- OECD, 2001, *Multifunctionality: Towards and Analytical Framework*, Paris: OECD.
- Schiller, H. I., 1983, "The World Crisis and Information Technologies", *Columbia Journal of World Business*, 18(1): 88.
- Schiller, H. I., 1984, *Information and the Crisis Economy*, Norwood, NJ: Ablex Publishing.
- Schiller, H. I., 1996, *Information Inequality: The Deepening Social Crisis in America*,

New York: Routledge.

Toffler, A. 1980, *The Third Wave*, New York: Bantam Books.

Toffler, A. 1990, *Power Shift*, New York: Bantam Books.

Webster, F., 1997, 『정보사회이론』, 서울: 사회비평사.