농가소득에 있어 '이웃효과' 추정*

권오상** 강혜정***

Keywords
농가소득(farm income), 이웃효과(neighborhood effects), 추정(identification)

Abstract
This paper investigates the existence of neighborhood effects in farm income in rural Korea. A farm-level income survey data set combined with the data on regional characteristics is used to identify and estimate the neighborhood effects. It is shown that the neighborhood effects exist for farm agricultural income, off-farm income, and overall farm income. That is, the effects are identified for every major component of farm income. It is estimated that the multipliers including the feedback effects of income change are 1.081, 1.119 and 1.145 for agricultural income, off-farm income, and overall farm income, respectively. Hence, the neighborhood effects are the largest for off-farm income. Moreover, we identify and estimate the contributions of various individual farm characteristics, regional characteristics and neighborhood characteristics incorporating the feedback effects existing among farms.

차례

1. 서 론
2. 이웃효과 분석모형
3. 자료와 분석결과
4. 요약 및 결론

---

* 본고는 한국농촌경제연구원의 지원을 받아 수행된 연구사업『지역별 소득 불균등화 및 소득지원정책 성과 영향 분석』의 결과물 중 일부임.

** 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학 전공 교수 및 농업생명과학연구원 겸무연구원(제1저자)
*** 전남대학교 농업경제학과 부교수

1. 서 론

농가소득이 최근 연도에 있어 실질가격기준으로는 하락하는 추세를 보여주고 있고, 농업소득은 물론이고 경제 전체의 침체로 인해 농외소득까지 부진해지면서 농가소득의 현황과 분포, 그리고 그 결정요인에 대한 관심이 다시 커지고 있다. 그동안 농가소득의 구조와 소득에 영향을 미치는 변수에 대한 연구는 꾸준히 진행되었고, 최근 연도에 이루어진 분석만도 김병률(2013), 박준기(2012), 김태곤(2012) 등의 연구가 있다. 그 이전에는 안동환(2004), 박준기 등(2005), 김정호(2005), 강혜정, 권오상(2008), 김태이 등(2012), 정진화(2012), 권오상, 강혜정(2008) 등의 연구들이 주로 『농가경제조사』의 미시자료를 이용해 농가소득의 구조와 결정요인을 분석하였다.

농가소득에 관한 이상의 모든 연구들은 농가의 개별 특성이 해당 농가의 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 농가소득은 농가 스스로의 경영능력이나 기타 특성뿐만 아니라 농가 외부로부터 주어진 조건들에 의해서도 영향을 받아 결정될 것이라는 점에서 기존 연구들은 한계를 가지고 있다. 그러한 외부조건으로 물론 정부정책이 중요한 역할을 하겠지만, 동일 시점의 모든 농가에 대해 적용되는 정부정책의 효과는 농가단위 소득자료를 이용해 분석하기는 쉽지가 않으며, 그러한 정부정책의 영향은 개별 농가자료보다는 전국단위 농가 평균소득이 정책이 도입되기 전과 도입된 후에 어떻게 달라지는지를 시계열 분석하여 파악하는 것이 더 유용할 것이다.

따라서 농가별 소득자료를 이용하여 각 농가의 소득이 농가 자신의 특성 외에 어떤 외부적 요인에 의해 추가적으로 영향을 받는지를 분석하려면 모든 농가에 대해 동시에 적용되는 외부적 요인보다는 농가별로 차등 적용되는 외부요인의 영향을 분석하는 것이 바람직하다. 그러한 요인으로서 우선 고려할 수 있는 것은 물론 농가가 속한 지역의 특성이다. 특정 지역 내 농가들은 지역의 농업자원 부존 현황이나 품목 특화로 인한 이득, 지역의 농업 하부구조가 갖추어진 정도, 품목의 브랜드 인지도, 지자체 차원의 지원 정책 등에 의해 공통으로 영향을 받고, 이러한 특성들은 지역별로 차이가 있기 때문에 개별 농가들은 스스로의 자원보유현황이나 특성은 물론, 자신이 속한 지역의 특성에 의해서도 영향을 받을 것이다.

최근 경제학에서 개별 경제주체의 성과를 결정하는 요인으로 개인의 특성이나 개인이 속한 지역 혹은 집단의 특성과 더불어 새로이 주목하고 있는 것이 각 개인 간의 상호작용

(interaction)이다. 예를 들자면, 개별 학생의 학업 성취도는 학생 개인의 특성과 그 학생이 속한 학교의 특성에 의해 물론 영향을 받을 것이다. 그러나 이들 두 가지 요인이 동일하더라도 어떤 학생의 성취도는 자신과 함께 공부하는 급우들의 특성이 어떤지에 의해서도 영향을 받는다. 이는 동일한 개인 특성과 집단 환경을 가졌더라도 집단 내의 구성원 간의 상호작용이 있기 때문에 집단을 구성하는 다른 개인들의 특성이 어떠하냐에 의해서도 특정 개인의 성취도가 달라진다는 의미이다.

농가소득의 경우에도 유사한 농가 간 상호작용이 있을 수가 있다. 농가들이 생산자단체를 만들 경우 그 내의 상호작용에 의해 자신이 보유한 자원이나 특성뿐 아니라 동일 단체 내의 농가들의 특성에 의해서도 소득이 달라질 수가 있다. 농가 간의 이러한 상호작용이 소득에 미치는 영향이 존재한다면 이를 무시하고 농가의 개인 특성과 농가가 속한 지역의 특성만을 가지고 농가소득이 결정되는 형태를 분석하는 연구는 한계를 가질 것이다.

본 연구는 따라서 주로 농가의 개별 특성에 따라 소득이 결정되는 형태만을 분석한 기존 연구에서 나아가, 농가의 개별 특성, 농가가 속한 지역의 특성, 그리고 동일 집단 내에 속한 농가 간 상호작용이라는 세 가지 요인이 농가단위 소득에 미치는 영향을 동시에 계량분석하고자 한다. 이 세 가지 변수를 동시에 반영하여 농가소득의 결정요인을 분석한 연구는 아직 알려진 바가 없다.

농가 간의 상호작용을 분석하기 위해서는 상호작용이 이루어지는 농가의 집단을 정할 필요가 있다. 이러한 집단은 예를 들면 농가가 결성한 생산자조직이나 농가가 주로 생산하는 품목에 의해 구분될 수도 있다. 그러나 모든 농가가 생산자조직에 가입하는 것은 아니기 때문에 생산자조직을 기준으로 상호작용이 이루어지는 집단을 설정하기는 힘든 점이 있다. 품목의 경우도 생산자 간 상호작용이 활발히 이루어질 수 있는 집단구분 기준이 될 수 있지만, 다수의 품목을 생산하는 한국 농가의 특성상 농가의 구분을 품목만으로 하기에는 한계가 있으며, 또한 품목의 경우 외부적으로 주어진 것이 아니라 농가가 스스로 선택하기 때문에 농가가 어느 품목에 특화할지를 스스로 선택하는 메커니즘도 분석에 반영해야 하는 어려운 점이 따른다.

무엇보다도, 농가의 개별 특성, 농가가 속한 지역 특성, 그리고 농가 간 상호작용을 소득결정의 중요한 세 가지 변수로 인정한다면, 두 번째 변수인 지역 특성과의 일관성을 유지하기 위해서라도 농가의 상호작용이 이루어지는 집단은 농가가 속한 지역을 기준으로 구분하는 것이 바람직하다. 지역을 기준으로 하는 집단 설정방식은 또한 농가소득분석의 가장 기본적인 자료라 할 수 있는 『농가경제조사』를 활용하여 농가 개별 특성, 지역 특성,

집단 내 농가 간 상호작용 모두를 분석하게 한다는 장점도 가진다. 따라서 본고는 농가 간 상호작용이 이루어지는 농가 집단을 시·군 단위의 농가 집단으로 간주하기로 한다.

특정 지역이나 특정 집단에 속하는 농가들은 경영이나 일상생활과 관련하여 서로 상호작용을 할 수가 있다. 품목의 선택이나 생산량 결정, 공동 출하나 판로 선택, 공동 브랜드의 활용, 지역 단위 농업정책 프로그램 참여, 지역 단위의 각종 농외소득원 개발사업 참여 등에 있어 서로 정보를 주고받을 수 있으며, 이로 인해 서로의 소득은 밀접한 상호관련성을 가질 수가 있다. 즉 예를 들면 어떤 지역에 거주하는 농민 A의 소득은 나이나 보유 경지면적과 같은 A 자신의 사회경제적 특성은 물론이고, 자신이 거주하는 지역의 농업생산여건이나 도시화 정도와 같이 그 지역에 위치한 모든 농민들이 동시에 동일하게 영향을 받는 지역 특성에 의해서도 영향을 받아 결정된다. 또한 동시에, 농민 A의 소득은 자신과 동일한 지역에 거주하는 다른 농민들의 소득에 의해서도 상호작용에 따른 영향을 받을 수가 있다. 이때 이 지역에 거주하는 다른 농민들의 소득은 다시 이들의 사회경제적 특성에 의해 결정될 것이기 때문에 결국 농민 A의 소득은 자기 자신의 사회경제적 특성, 지역 공통의 특성, 그리고 동일 지역에 거주하는 다른 농민들의 사회경제적 특성 세 가지 모두로부터 영향을 받아 결정된다. 또한 농민 A뿐 아니라 지역 내에 거주하는 다른 농민들 역시 농민 A처럼 지역 내 여타 농민들의 소득 혹은 사회경제적 특성에 의해서 영향을 받기 때문에 결국 지역 내 모든 농민들의 소득이 서로 영향을 주고받으며 연계될 수가 있는 것이다.[1]

농가소득의 결정요인에 대한 기존의 모든 분석들은 개별 농가의 소득을 결정하는 이상 세 가지의 요인 중 첫 번째인 농민 자신의 사회경제적 특성이 미치는 효과만을 분석하였다. 두 번째 요인인 지역 전체의 특성과, 세 번째인 지역 내 여타 농민의 사회경제적 특성 혹은 이웃효과가 소득에 미치는 영향까지도 분석하는 시도가 잘 이루어지지 못한 것은 분석의 기본자료로 이용되는 『농가경제조사』가 조사대상농가가 어느 지역에 속하는지에 대한 정보를 광역자치단체 수준까지만 제공하기 때문이다. 본고가 목적으로 하는 분석을 위해서는 농가가 적어도 어느 시·군에 속하는지 정도는 파악할 수 있어야 하는데, 최근 권오상, 강혜정(2013)은 통계청의 협조를 얻어 그에 관한 정보를 추가로 획득하여 개별 농가의

---

1 따라서 이 마지막 효과, 즉 '이웃효과'는 통상적인 지역분석에서 회귀식 등을 추정할 때 서로 인접한 지역의 교란항 간에 존재하는 상호관련성을 의미하는 공간상관성(spatial correlation)과는 다른 개념이다.

특성과 지역 특성이 농가소득에 미치는 영향을 분석한 바가 있다. 본고는 이들의 자료를 활용하되, 세 번째 요인인 이웃농가들의 사회경제적 특성이 특정 농가의 소득에 미치는 영향까지도 분석하도록 모형을 확장한다.

농가소득에 영향을 미치는 이상 세 가지 요인 가운데서도 특히 세 번째 요인인 이웃효과를 분석하는 것은 자료의 이용가능성은 물론이고, 그 이론적 배경과, 또한 효과를 적절히 식별할 수 있는 계량모형의 적용도 필요로 하기 때문에 본 연구의 주안점이라 할 수 있다.

특정 지역이나 집단에 속하는 개인 간에 존재하는 상호작용에 대해서는 Datcher(1982)의 선구적인 연구 이래 최근까지 대단히 많은 경제학적 분석이 이루어지고 있다(예: Ioannides 2013; Blume et al. 2011; Epple and Romano 2011). 개인 간의 상호작용은 '사회적 상호작용(social interaction)', '이웃효과(neighborhood effects)', '사회자본(social capital)', '네트워크 효과(network effects)', '또래효과(peer effects)' 등의 다양한 명칭으로 불리고 있는데(Ioannides 2013, 14), 이미 예를 든 것처럼 개별 학생의 학업 성취도가 이 학생 개인의 특성뿐 아니라 동일 학교에 재학 중인 다른 학생들의 특성에 의해서도 영향을 받는 정도를 분석하는 등의 다양한 사례가 제시되고 있다.

개인 간의 상호작용효과는 그러나, 국내외를 막론하고 농가소득에 관해서는 명시적으로 분석된 바가 없다. 이러한 상호작용의 존재여부는 그 자체가 흥미롭기도 하지만, 소득관련 환경이나 정책의 변화효과를 분석함에 있어 정확성을 높일 수 있다는 중요한 기여도도 가지고 있다. 예를 들어 어떤 지역의 정보화 혹은 다른 종류의 하부구조를 구축하는 사업을 하여 해당 지역 농가의 소득을 높이고자 한다고 하자. 이러한 정책의 효과는 물론 각 개별 농가의 소득에 직접 영향을 미치게 된다. 그러나 예를 들면 농가 A는 정보화로 인해 직접 소득이 늘기도 하지만, 지역 내 다른 농가의 소득도 늘어나기 때문에 그 때문에 A의 소득은 다시 영향을 받게 되고, 다른 농가 B는 역으로 농가 A의 소득변화에 의해서도 영향을 받게 되며, 이러한 과정이 반복될 경우 정보화가 최종적으로 각 개별 농가에 미치는 영향은 통상적인 회귀분석 등이 보여주는 바와 같은 직접적인 효과에 비해서는 더 커져야 하는 것이다.

본고는 이상의 목적을 가진 분석을 위해 농가소득관련 선행연구들처럼 2008-2011년간의『농가경제조사』자료를 사용하지만, 다음과 같은 주안점을 분석한다.

첫째, 농가소득 결정에 있어 이웃효과가 있는지를 통계 검증한다. 이는 이론모형으로부터 도출된 이웃효과를 나타내는 파라메터를 포함하는 계량모형을 추정함으로써 가능하다.

둘째, 이웃효과이론은 개인 간 상호작용에 있어 일종의 균형이 성립함을 전제로 하는데, 본고가 사용하는 자료를 통해 볼 때 이웃효과가 존재함은 물론이고, 그러한 이웃효과가 일종의 상호작용의 균형현상을 뒷받침하는지를 검토한다.

셋째, 농가소득은 크게 농업소득과 농외소득으로 구성되는데, 두 가지 소득 가운데 어느 쪽에서 더 큰 이웃효과가 존재하는지를 확인코자 하며, 이를 통해 각 유형의 소득 증진 정책 방향에 대한 함의를 찾을 수 있는지도 검토한다.

본고의 제II장은 이웃효과를 반영하는 계량모형 도출과정을 설명한다. 제III장은 분석에 사용된 자료와 추정결과를 설명하며, 마지막 제IV장은 분석결과를 요약하고 결론을 내린다.

2. 이웃효과 분석모형

어떤 i번째 농가의 소득을 y_i라 하고, 관측되는 이 농가의 특성변수의 벡터를 x_i라 하자. 이 농가 i가 속한 지역을 $v(i)$라 하자. 즉 $v(i)$는 농가 i가 속한 집단으로서, 집단은 농가별로 달라진다. 본고는 농가의 이웃을 농가가 속한 집단, 즉 시·군 내의 농가들이라 정의한다. 그리고 $z_{v(i)}$를 농가 i를 포함하는 지역 $v(i)$의 인구 성장률이나 호당 경지면적과 같은 지역 특성을 나타내는 변수라 하자. 즉 $z_{v(i)}$는 지역 $v(i)$에 속하는 모든 농가들이 공통으로 가지게 되는 특성변수이다.

이제 $\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i]$를 농가 i가 자신이 가진 정보집합 Ψ_i가 주어진 상태에서 지역 내 다른 농가들의 소득에 대해 가지게 되는 기대치의 평균값이라고 하자. ϵ_i를 확률변수라고 할 때, 농가소득의 결정방정식은 이웃효과까지 감안하면 아래와 같다.

$$(1) \qquad y_i = \alpha_0 + \alpha x_i + \theta z_{v(i)} + \beta \frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i] + \epsilon_i,\ i = 1,\ldots,N$$

수식 (1)에서 추정 파라메터 α와 θ는 벡터이고, α_0와 β는 스칼라이다. 추정 파라메터 β가 0의 값을 가진다면 이웃효과는 존재하지 않으며, 통계적으로 유의한 어떤 다른 값을

가진다면 이웃효과는 존재한다. 농가 i가 기대하는 다른 농가의 소득 평균값 $\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i]$는 기대치이기 때문에 내생변수이고 자료로 관측이 되는 변수가 아니다. 따라서 이 변수가 관측 불가능함에도 불구하고 이웃효과를 나타내는 β의 값을 관측이 되는 자료들을 이용해 식별해내는 것이 분석에 있어 가장 중요한 작업이 된다.

수식 (1)의 추정은 여러 가지 방법으로 이루어질 수 있으며, 그에 관해서는 예를 들면 Blume et al.(2011)이 다양한 선행연구들을 검토한 바가 있다. β를 포함하여 모든 파라메터를 식별하여 추정하는 가장 쉬운 방법은 여타 농가의 소득 기대치 $E[y_j|\Psi_i]$를 관측되는 실제 소득 y_j와 같다고 보는 방법이겠지만, 이는 소득 기대치 자체가 일종의 내생변수라는 사실을 무시하는 방법이며, 따라서 이 경우 β의 추정치가 편의(bias)를 가지고 일치성도 잃어버리는 문제를 초래한다.

수식 (1)을 그와 같은 문제없이 추정이 가능하게 전환하는 데에는 크게 Ioannides(2013)가 사용한 합리적 기대(rational expectation)를 가정하는 방법과, Epple and Romano(2011)가 사용한 Bayes-Nash 균형을 이용하는 방법이 있을 수 있는데, 두 방법 모두 동일한 추정 결과를 도출한다. 전자의 방법을 적용하면, 농가 i는 $E[y_j|\Psi_i]$에 대해 합리적 기대를 하며, 따라서 이 농가가 기대하는 지역 내 다른 농가의 소득 기대치는 소득결정 방정식 추정모형이 예측하는 바와 일치하여야 한다. 즉 일종의 사회적 균형을 가정한다.[2] 이 가정 하에서 수식 (1)의 모형의 예측치를 구하고, 그 예측치가 $\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i]$와 같다고 가정하면 다음이 도출된다.

$$(2)\quad \frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i] = \alpha_0 + \alpha x_{v(i)} + \theta z_{v(i)} + \beta\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i]$$

단, 수식 (2)에서 $x_{v(i)}$는 지역 $v(i)$에 있어서 농가 i를 제외한 다른 농가들이 가지고 있는 사

---

[2] Manski(1993)는 합리적 기대라는 용어를 사용하지 않고 농가의 준거집단의 특성변수가 주어진 상태에서 수식 (1)의 소득의 조건부 기대치를 구한 후, 일종의 사회균형조건에 의해 그것이 수식 (1)의 마지막 항의 변수와 같다고 두어 본고가 아래에서 도출하는 추정식과 동일한 추정식을 도출하였다. 이는 본고가 사용하는 절차와 사실상 같은 절차이다.

회경제적 변수의 평균치 $\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} x_j$이다. 수식 (2)를 $\frac{1}{|v(i)-1|}\sum_{j(\neq i)\in v(i)} E[y_j|\Psi_i]$에 대해 풀어 다시 수식 (1)에 대입하면 다음과 같은 추정모형이 얻어진다.

$$(3) \qquad y_i = \frac{\alpha_0}{1-\beta} + \alpha x_i + \frac{\beta}{1-\beta}\alpha x_{v(i)} + \frac{\theta}{1-\beta} z_{v(i)} + \epsilon_i,\ i = 1,...,N$$

농가 i를 제외한 다른 농가들이 가지고 있는 사회경제적 변수의 평균치인 변수 $x_{v(i)}$는 각 지역에 속하는 농가의 숫자가 대단히 많을 경우 해당 농가까지 포함하는 평균치 $\frac{1}{|v(i)|}\sum_{j\in v(i)} x_j$를 구하여 근사치로 대신 사용하여도 무방하지만, 본고의 분석의 경우 지역 내 농가 수가 매우 많다고 할 수는 없으므로 해당 농가의 특성변수는 제외한 상태에서 구한 평균치를 사용한다.

수식 (3)이 결국 본고의 추정모형인데, 파라메터에 대한 비선형모형이다. 이웃효과에 있어 일종의 안정적인 균형이 존재하고, 그 균형을 유지하면서 소득에 미치는 외생변수의 영향이 승수효과를 통해 증폭되기 위해서는 $0<\beta<1$의 값이 도출되어야 한다. 예를 들면 어떤 특성변수 $z_{v(i)}$가 한 단위 변하면, 이로 인해 농가 i의 소득은 직접적으로는 θ만큼 변하겠지만, 사실 지역 내의 다른 모든 농가들도 이로 인해 영향을 받고, 그와 같은 환류효과(feedback)로 인한 농가 i의 소득변화가 있기 때문에 결국 $\theta+\beta\theta+\beta\theta^2+...=\frac{\theta}{1-\beta}$만큼의 소득변화가 발생하게 된다. 즉, $\frac{1}{1-\beta}$라는 승수효과(multiplier)가 있게 된다.

본고는 농가가 속하는 집단 $v(i)$를 농가가 속한 시·군·구라고 정의하는데, 물론 집단 $v(i)$는 반드시 지리적인 범위에 의해 정해질 필요는 없고 서문에서 밝힌 바와 같이 농가의 주 생산 품목이나 경영주 연령대와 같은 다양한 기준을 이용해 설정할 수가 있다. 그러나 쌀농가, 축산농가, 화훼농가처럼 품목을 기준으로 각 농가가 속하는 집단을 정할 경우 농가가 어느 집단에 속하느냐 하는 선택자체가 내생적으로 이루어지기 때문에 이웃효과 분석 시 집단 $v(i)$가 내생적으로 선택되는 과정 자체를 동시에 고려해야 하는 난해한 문제가 발생한다. 또한 지역과 달리 품목 등의 다른 집단 구분 방식을 적용할 경우 집단 전체의 특성변수 $z_{v(i)}$를 통계자료로 구하기가 어려운 점도 고려하여야 한다. 집단 자체의 특성변수를 구하기 어려울 경우 대개 관측되는 집단 내 개인별 특성의 평균치인 $x_{v(i)}$를

$z_{v(i)}$와 같다고 간주하는데, 이 경우 Manski(1993)의 잘 알려진 연구가 이미 보여준 바와 같이 모형이 식 (4)와 같이 변하고, $x_{v(i)}$의 추정파라메터가 $\frac{\beta\alpha+\theta}{1-\beta}$와 같이 되어 세 가지 파라메터 α, θ, β를 모두 식별하는 것이 더욱 어려워지는 문제가 발생한다.

(4) $$y_i = \frac{\alpha_0}{1-\beta} + \alpha x_i + \frac{\beta\alpha+\theta}{1-\beta} x_{v(i)} + \epsilon_i,\ i = 1, \ldots, N$$

3. 자료와 분석결과

개별 농가들의 특성변수 x_i는 동일한 표본이 유지된 가장 최근 기간인 2008-2011년 기간 동안의 『농가경제조사』로부터 얻어진다. 분석기간 동안 모두 조사된 2,217개의 농가의 자료가 반영되었다. 모든 금액자료는 2011년을 기준 연도로 하는 GDP 디플레이터를 이용해 실질가격으로 환산되었다. 『농가경제조사』에서는 농가가 속한 지역정보를 광역자치단체 수준까지만 공개하지만, 본 연구를 위해 통계청의 협조를 얻어 소속 시·군·구에 대한 정보를 얻었다. 농가가 속한 총 153개 지역의 특성변수들은 『농림어업총조사』와 『인구총조사』에서 얻었다.

농가소득은 농업소득, 농외소득, 이전소득, 비경상소득의 합인데, 본고는 전체 소득인 농가소득과, 그 구성요소 중 농가의 실제 경제활동으로부터 얻어지는 농업소득과 농외소득, 세 가지 소득의 결정요인을 분리하여 이웃효과를 분석한다.

주요 변수의 기초통계량은 <표 1>과 같다. 분석기간 동안 실질 농가소득은 시간이 지나면서 감소를 하였고, 농업소득보다는 농외소득의 비중이 더 커졌다. 농가의 개별 특성은 2011년 기준으로 <표 2>와 같이 정리된다. 농가유형과 영농형태 변수는 모두 더미(dummy) 변수로서, 농가가 각 그룹에 속하면 1의 값을 가진다. 농가유형은 농업에 전업하는 정도에 따라 전문농가, 일반농가, 부업농가, 자급농가로 구분된다. 영농형태의 경우 주생산품목에 따라 논벼농가, 과수농가, 채소농가, 특작농가, 화훼농가, 전작농가, 축산농가, 기타농가, 2종겸업농가로 나뉜다. 본고의 분석에 있어 농가유형의 경우 일반농가가, 영농형태의 경우 논벼농가가 기본농가이며, 이 두 가지 범주에 각각 1의 값을 가지는 더미변수

들은 모형의 설명변수로 포함되지 않는다. 경지규모는 규모에 따라 1에서 9의 등급을 가진다.

농가가 속한 지역의 특성변수 $z_{v(i)}$로는 5년간 인구변동률, 농가인구 비율, 농가호당 경지면적, 전업농 비율, 친환경농업농가 비율, 컴퓨터보유농가 비율 등이다. 이들 변수들을 조사하는 농림업총조사는 매년 이루어지는 것이 아니기 때문에 조사가 이루어진 가장 최근 연도인 2010년을 기준으로 하는 자료들이 사용된다. 인구변동률은 도시화의 진행속도를, 농가인구 비율은 현재의 도시화 정도를 나타내는 변수이다. 농가호당 경지면적과 농가 중 전업농 비율은 지역의 농업생산여건을 반영한다고 볼 수 있다. 친환경농업농가의 비율이나 컴퓨터보유농가의 비율은 지역의 농산물에 대한 새로운 수요에 대한 반응정도나 정보화 기반이 갖추어진 정도 등을 나타낸다.[3]

이상 사용된 자료를 2008-2011년 기간 동안의 관측치를 혼합(pooled data)하여 추정에 반영하였는데, 특히 지역특성변수의 경우 2010년 한 해에만 관측이 되어 연도별 변동이 없기 때문에 패널자료 추정법을 사용하기 어렵다.[4] 수식 (3)의 파라메터에 대한 비선형모형은 비선형 최소자승법(nonlinear least squares)기법을 이용해 추정하였고, 모든 자료의 정리와 추정작업에는 STATA 12.1을 이용하였다. 또한 특히 지역 특성변수까지 설명변수로 포함할 경우에는 농가소득, 농업소득, 농외소득 그 자체보다는 로그변환하는 경우에 비선형함수 추정과정이 더 잘 수렴하고, 또한 추정된 파라메터의 통계적 유의성도 더 높아 로그변환된 소득금액을 종속변수로 사용하였다.

---

[3] $z_{v(i)}$에는 그 외에도 지역별 품목 특화정도를 반영하는 지역 내 쌀재배농가의 비율, 축산농가의 비율, 화훼농가의 비율 등의 변수가 포함될 수도 있다. 그러나 이웃효과를 반영하는 본고의 분석에서는 이들 변수들은 개별 농가의 품목 특화지수의 평균치들이 이미 $x_{v(i)}$에 모두 포함된 관계로 대부분 통계적 유의성을 가지지 못하는 것으로 확인되었다. 따라서 본고의 분석에서는 이들 지역 품목특화관련 변수들은 $z_{v(i)}$에 포함하지 않도록 한다.

[4] 자료를 혼합하는 것은 각 시·군별 연간 평균 관측치 수가 14.5개로 많지 않아 발생할 수도 있는 문제를 보완하는 역할을 한다. 본고가 사용하는 농가경제조사자료를 이용해 농가의 개별특성이 농가소득에 미치는 영향을 패널회귀분석한 권오상(2013)의 연구는 자료가 비교적 짧은 패널이고 농가별 설명변수의 연도별 차이가 미약하여 패널회귀분석과 일반회귀분석의 추정결과가 별 차이가 없음을 지적하였다.

표 1. 주요 변수의 기초 통계량

구 분	변수	평균	표준편차	최소	최대
소득	농가소득(백만 원)	33.61	38.97	-230.67	1591.25
	농업소득(백만 원)	11.64	33.25	-310.37	1523.01
	농외소득(백만 원)	12.65	18.32	-48.08	350.84
농가유형	전문농가(0/1)	0.336	0.473	0	1
	일반농가(0/1)	0.332	0.471	0	1
	부업농가(0/1)	0.261	0.439	0	1
	자급농가(0/1)	0.070	0.256	0	1
영농형태	논벼농가(0/1)	0.213	0.409	0	1
	과수농가(0/1)	0.111	0.314	0	1
	채소농가(0/1)	0.253	0.435	0	1
	특작농가(0/1)	0.013	0.114	0	1
	화훼농가(0/1)	0.017	0.130	0	1
	전작농가(0/1)	0.029	0.167	0	1
	축산농가(0/1)	0.052	0.223	0	1
	기타농가(0/1)	0.023	0.151	0	1
	2종겸업(0/1)	0.289	0.453	0	1
영농규모	경지규모(0-9)	3.346	2.006	1	9
경영주	성별(0/1)	0.930	0.256	0	1
	나이(년)	65.55	10.055	31	92
	교육수준(년)	7.950	3.863	0	16
	가족 수(명)	2.667	1.118	2	9
시·군·구 특성	5년간 인구변동률(%)	2.31	16.61	-19.75	68.07
	농가인구비율(%)	26.9	14.5	0.4	55.3
	농가호당 경지면적(ha)	1.25	0.39	0.41	2.68
	전업농비율(%)	53.64	10.69	14.43	78.15
	친환경농업농가 비율(%)	4.63	4.79	0.21	37.03
	컴퓨터보유 농가 비율(%)	45.21	12.87	21.74	84.10

표 2. 모형 추정결과

구 분	파라메터	농가소득		농업소득		농외소득	
		추정치	t-값	추정치	t-값	추정치	t-값
α_0		51.29	4.20***	1.13	0.06	-15.39	-0.64
β		.106	1.98**	.075	2.24**	.127	3.52***
농가 유형 (α)	전문농가	.508	22.32***	.832	23.12***	.102	2.17**
	부업농가	.180	4.46***	-.810	-11.2***	1.12	13.69***
	자급농가	.022	0.54	-1.69	-23.3***	.73	8.60***
영농 형태 (α)	과수농가	.160	5.67***	.49	11.01***	-.060	-1.04
	채소농가	.064	2.84***	.31	8.67***	-.169	-3.59***
	특작농가	.257	5.93***	.687	10.02***	.007	0.08
	화훼농가	.055	0.94	.679	7.09***	-.27	-2.30**
	전작농가	-.045	-0.98	.018	0.25	-.227	-2.30**
	축산농가	.429	13.44***	.969	19.23***	.362	5.50***
	기타농가	.547	8.63***	.905	9.35***	.286	2.19**
	2종겸업	.542	12.75***	.419	5.60***	1.13	13.13***
규모 (α)	경지규모	.056	11.32***	.115	14.09***	.098	9.59***
경영 주특성 (α)	성별	-.086	-2.75***	.062	1.20	-.137	-2.11**
	연령	-.006	-6.62***	-.011	-7.94***	-.032	-17.2***
	교육수준	.013	6.19***	-.0058	-1.64	.005	1.23
	가족 수	.101	14.90***	.039	3.46***	.222	15.88***
시·군·구 특성 (θ)	인구증가율	-.0003	-0.64	.0005	0.65	.002	2.18**
	농가인구비율	-.0016	-2.21**	-.0035	-2.92***	.003	2.15**
	호당경지면적	.063	3.24***	.176	5.26***	-.010	-0.27
	전업농비율	-.0016	-1.61	.0005	0.33	-.0161	-6.80***
	친환경농가 비율	.0013	0.89	-.0072	-2.89***	.008	2.61***
	컴퓨터보급률	-.00012	-0.12	-.0023	-1.43	-.0003	-0.15
연도 (θ)		-.024	-4.01***	.0002	0.02	.008	0.75
표본 수		8639		7414		8435	
R^2		0.307		0.479		0.458	

주: *** 1%에서, ** 5%에서, * 10%에서 유의함을 나타냄.
로그변환된 소득자료를 추정에 사용하여 소득이 음(-)인 경우 표본에서 제외됨.

모형의 추정결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 추정결과에 있어 가장 주목할 것은 물론 β의 추정치와 그 통계적 유의성이다. 세 가지 소득 모두에 있어 β의 추정치는 통계적으로 유의하게 0과 다르며, 또한 1보다 작은 값을 가진다. 따라서 이웃효과는 세 가지 소득 모두에 있어 존재한다고 할 수 있다. 농업소득의 경우를 보면 해당 지역 내 다른 농가들의 소득이 1% 늘어나면 지역 내 특정 농가의 농업소득이 0.075% 늘어나는 경향이 있다. 농

외소득의 경우 영향을 받는 정도가 더 커 0.127%에 달하며 그 통계적 유의성도 농업소득에 비해서는 더 높다. 농가의 전체 소득이라 할 수 있는 농가소득의 경우 지역 내 여타 농가의 평균 소득이 1% 높아지면 특정 농가의 소득이 덩달아 0.106% 높아진다.

β의 의미는 다른 방식으로 해석될 수도 있는데, 먼저 개인 특성변수 x_i의 경우 해당 농민 스스로의 특성이 한 단위 변하면 그로 인해 소득이 $\alpha \times 100\%$만큼 변하지만, 자신이 아닌 지역 내 다른 농민들의 특성 평균치가 한 단위 변할 때도 이 농민의 소득이 $\alpha \frac{\beta}{1-\beta} \times 100\%$만큼 변하게 된다. 예를 들어 이를 경지면적에 적용하면 농가의 경지면적이 1-1.5ha에서 1.5-2.0ha로 증가하면 농업소득은 11.5%가 증가하는데, 이 농가가 속한 지역 농민들의 평균 경지면적이 증가하면 이 농가의 경지면적은 증가하지 않아도 농업소득은 $11.5 \times \frac{0.105}{1-0.105} = 1.35\%$가 증가하게 된다.

표 3. 승수 추정치

구 분	농가소득	농업소득	농외소득
β	0.106	0.075	0.127
$\frac{1}{1-\beta}$	1.119	1.081	1.145
$\frac{\beta}{1-\beta}$	0.119	0.081	0.145

각 소득에 있어 그와 같은 승수 추정치들은 <표 3>에 정리되어 있다. 아울러 β는 $z_{v(i)}$가 소득에 미치는 영향과 관련하여서도 그 의미를 해석할 수 있는데, 예를 들면 어떤 지역의 농가는 분석기간 중 농가소득이 감소하는 경향에 의해 한 해가 더 지나면서 소득이 직접적으로는 2.4%가 하락하였다. 그러나 자신만의 소득이 아니라 지역 내 다른 농민들의 소득이 모두 감소함으로써 발생하는 파급효과가 있기 때문에 이러한 환류효과까지 감안하면 한 해 동안 실제로는 $2.4 \times \frac{1}{1-0.106} = 2.4 \times 1.119 = 2.69\%$의 소득 감소가 발생하였다. 마찬가지의 승수효과가 지역 전체의 평균 경지면적이나 농가인구 비율, 인구증가율, 전업농 비율 등과 같은 여건변수들이 변할 때에도 발생한다.

그와 같은 승수효과까지 감안했을 때에 농가의 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치

는 변수들을 보면, 농업소득의 경우 일반농가에 비해 전문농가는 더 높고 부업농가나 자급농가는 더 낮다. 논벼농가와 비교할 때 축산농가, 기타농가, 특작농가, 화훼농가, 과수농가, 2종겸업농가, 채소농가의 순서로 소득이 높고, 전작농가는 논벼농가와 농업소득에 있어 별 차이가 없다. 이미 앞에서 밝힌 바대로 쌀보다는 축산이나 화훼에 특화하면 농가 스스로의 특화에 의해 농업소득이 높아지지만, 또한 이웃효과에 의해 지역 내 다른 농민들이 특화하는 것에 의해서도 해당 농민의 소득이 높아지게 된다. 농업소득은 또한 경지규모가 클수록 높아지지만 경영주의 나이가 많을수록 줄어들고, 가족 수가 많으면 커진다.

호당 농업소득은 지역의 특성에 의해서도 영향을 받는데, 농가인구 비율이 높은 전형적인 농촌의 경우 오히려 상대적으로 더 낮지만, 호당 경지면적이 넓어 영농여건이 잘 갖추어진 지역은 상대적으로 높다. 친환경농가의 비중이 높은 지역의 농업소득은 상대적으로 낮다. 농가인구 비율이 호당 농업소득과 역의 관계를 가지는 것은 수도권이나 부산권처럼 비교적 도시화가 진행된 지역의 농민들이 보다 시장지향적인 고부가가치 농업을 선택하거나 시장과의 높은 접근성을 판로 확보 등에 활용함으로써 얻는 이득을 반영하는 것이라 볼 수도 있다.

농외소득은 농업소득과는 상당히 다른 방향으로 변수들의 영향을 받는다. 일반농가보다는 부업농가나 자급농가의 농외소득이 훨씬 더 높고, 전문농가도 어느 정도는 더 높다. 논벼농가에 비해 2종겸업농가나 축산농가, 기타농가의 농외소득이 더 높지만, 채소농가, 화훼농가, 전작농가의 농외소득은 오히려 더 낮다. 농지임대수입 등으로 인해 경지면적이 넓은 농가는 농외소득도 더 많으며, 경영주 연령이 낮거나, 여성이거나, 가족 수가 많을수록 농외소득이 더 많다.

지역 특성변수의 경우 인구증가율이 높아 도시화가 빨리 진행되는 지역일수록 농외소득이 높지만, 동시에 인구 중 농가인구 비율이 높은 농촌지역에서도 농외소득이 상대적으로 높아 이중적인 성격을 보여준다. 그러나 예상할 수 있는 바지만 전업농 비율이 높은 지역의 농외소득은 낮으며, 친환경농업 보급률이 높으면 농업소득은 줄이지만 농외소득은 높이는 것으로 나타났다.

농가의 총소득인 농가소득은 위에서 정리된 농업소득과 농외소득의 영향이 혼재되고, 또한 여기에 이전소득과 비경상소득의 영향까지 더해져서 결정된다. 일반농가에 비해 전문농가와 부업농가의 농외소득이 더 높지만 자급농가는 일반농가와 별 차이가 없다. 논벼농가에 비해 농외소득이 높은 기타농가, 2종겸업농가와, 이어서 축산농가, 특작농가, 과수농가, 채소농가의 순서로 농가소득이 높지만 화훼농가와 전작농가의 경우 논벼농가와 농

가소득 면에서 큰 차이가 없다. 농가의 경지규모가 크면 농업소득과 농외소득이 모두 높은 관계로 농가소득도 높으며, 경영주 나이가 적을수록, 교육수준이 높을수록, 가족 수가 많을수록 농가소득이 높고, 경영주가 여성일 때 더 높지만, 마지막 변수의 경우 표본 내 여성 경영주의 관측치 수가 매우 작아 그 신뢰성이 높지는 않다.

지역특성변수의 경우 농가인구비율이 높은 전형적인 농촌의 경우 농가소득이 오히려 낮지만, 호당 경지면적이 넓어 영농여건이 잘 갖추어진 지역은 반대로 소득이 더 높다. 농가소득의 경우 여타 변수들의 영향을 감안하여도 시간이 지나면서 하락하는 경향이 뚜렷하여, 최근의 농가소득에 대한 우려현상을 반영하고 있다.

4. 요약 및 결론

본고는 2008-2011년 농가경제조사와 농림업총조사자료를 이용하여, 농가의 소득이 농가나 경영주의 개별 특성은 물론이고, 농가가 속한 지역의 특성, 그리고 무엇보다도 동일 지역 내에 거주하는 여타 농가의 특성과 소득에 의해서 어떤 영향을 받는지를 계량분석하였다. 그와 같은 분석이 가능토록 하기 위해 농가경제조사 대상 농가가 속한 시·군·구에 대한 별도의 정보를 구하여 분석에 반영하였다.

본고가 행한 분석의 가장 큰 주안점은 농가소득에 있어 일종의 이웃효과가 존재하는지의 여부인데, 이와 관련하여 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 농업소득, 농외소득, 농가소득 모두에 있어 이웃효과는 존재하며, 각 농가의 소득은 해당 농가의 사회경제적 특성뿐 아니라 지역 내 농가들의 평균적인 소득수준의 기대치에 의해서도 통계적으로 유의한 정도로 영향을 받는다. 여타 농가들의 소득의 기대치는 또한 그 농가들의 사회경제적 특성에 의해 결정되기 때문에 결국 특정 농가의 소득은 자신의 사회경제적 특성, 인구나 농지면적 등과 같은 지역 자체가 가지는 특성, 그리고 지역 내 다른 농가들의 개별 특성에 의해 모두 영향을 받게 된다.

둘째, 이웃효과는 농외소득, 농가소득, 농업소득의 순서대로 크게 추정된다. 농업소득보다는 농외소득이 해당 농가는 물론이고 지역 내의 여타 농가의 소득 혹은 특성에 의해서도 영향을 받는 정도가 더 크다고 할 수 있다. 따라서 예를 들어 어떤 계기로 인해 농외소득이 부진해지면, 농가 간에 존재하는 환류효과로 인해 그 효과가 증폭되는 정도가 농업

소득에 비해 상대적으로 더 크다고 할 수 있다.

셋째, 이웃효과의 존재는 농가소득에 영향을 미치는 정책변수가 일종의 승수효과를 가짐을 의미하기 때문에 개별 농가에 대해 직접 영향을 미치는 정도보다는 실제 효과가 더 클 수 있다는 점을 정책의 타당성 평가나 정책 유형 선택에 반영할 필요가 있을 것이다.

참고 문헌

강혜정, 권오상. 2008. “농가소득의 양극화 실태 분석.”「농업경제연구」 제49권 제1호. pp. 39-60.

권오상. 2013.「지역별 소득 불균등화 및 소득지원정책 성과 영향 분석」. 서울대학교.

권오상, 강혜정. 2008. “농업소득, 농외소득, 농가소득의 절대적 수렴과 상대적 수렴.”「농업경제연구」 제49권 제2호. pp. 99-118.

권오상, 강혜정. 2013. “지역특성을 반영한 농가소득 결정요인 분석.”「농업경제연구」 제54권 제2호. pp. 75-93.

김병률. 2013. “2013년 농업 및 농가경제 전망.”「농업전망 2013」. 한국농촌경제연구원.

김정호. 2005.「농업부문의 양극화 실태와 정책과제」. 2005년 경제·인문사회연구회 연구기관 공동 WORKSHOP 결과보고서 7. 경제·인문사회연구원.

김태곤. 2012. “농가소득안정과 직불제 개편.”「농업전망 2012」. 한국농촌경제연구원.

김태이, 임정빈, 안동환. 2012. “공적보조금이 지역내 지역간 농가소득불평등에 미치는 영향 분석.”「농업경제연구」 제53권 제1호. pp. 41-61.

박준기. 2012. “농가소득·경영안정화, 이렇게 접근해야 한다.”「농정이슈 심층 토론회」. 한국농촌경제연구원.

박준기, 황의식, 문한필. 2005.「저소득농가의 농가경제 실태 분석」. 한국농촌경제연구원.

안동환. 2004. “도시근로자가구와 농가의 소득불평등도 비교 분석: 엔트로피지수의 그룹별·소득원별 분해.”「농업경제연구」 제45권 제1호. pp. 21-46.

정진화. 2012. “한국 농가의 고령화와 농가소득.” 제3회 한·중·일 농업경제학 심포지엄 발표논문. 서울대학교.

Blume, L. E., W. A. Brock, S. N. Durlauf and Y. M. Ioannides. 2011. “Identification of Social Interactions.” in J. Benhabib, A. Bisin and M. O. Jackson (eds.). *Handbook of Social Economics* 1B. Elsevier North-Holland.

Datcher, L. 1982. “Effects of Community and Family Background on Achievement.” *Review of Economics and Statistics* vol. 64, pp. 32-41.

Epple, D. and R. E. Romano. 2011. “Peer Effects in Education: A Survey of the Theory and Evidence.” in J. Benhabib, A. Bisin and M. O. Jackson (eds.). *Handbook of Social Economics*

1B, Elsevier North-Holland.

Ioannides, Y. M. 2013. *From Neighborhoods to Nations: The Economics of Social Interaction.* Princeton University Press.

Manski, C. F. 1993. "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem." *Review of Economic Studies* vol. 60, pp. 531-542.

원고 접수일: 2013년 2월 22일
원고 심사일: 2013년 3월 11일
심사 완료일: 2013년 4월 16일