

한국 농가의 인적자본 스톡 추정

강마야*

키워드

농업노동(agricultural labor), 인적자본 스톡(Human Capital Stock), 2기간 농가모형(a two-period agricultural household model), Mulligan and Sala-i-Martin의 노동소득에 입각한 추정방법(Mulligan and Sala-i-Martin's LIHK), 효율성 파라미터(efficiency parameter), Mincer의 임금방정식(Mincer's wage regression)

요약

본 연구에서는 농가순소득을 이용해 한국 농가의 인적자본 스톡을 측정하였다. 이를 위해 Mulligan and Sala-i-Martin의 노동의 질적 측면을 반영한 인적자본 측정방식(LIHK)을 채택하였다. 질적 측면을 반영한 농가의 효율성 파라미터를 구하기 위해 Mincer의 임금방정식을 이용하였다. 농가순소득을 종속변수, 농가보유의 생산요소 및 농가구성원 합산교육연수를 독립변수로 하는 실증분석모형을 2008년 농가경제조사통계 자료를 이용해 추정한 결과 한국 농가의 효율성 파라미터는 6.507791인 것으로 분석되었다.

스톡을 추정한 결과 한국 농가의 총 인적자본 스톡은 35.1조원으로 산출되었고, 농가당 평균 인적자본 스톡은 28,986.1천원, 농가구성원 1인당 11,024.5천원으로 추정되었다. 그리고 질적 특성을 나타내는 지표-인적자본 스톡 추정치 및 효율성 파라미터-가 낮은 구간에 농가 대부분이 집중 분포되어 있음을 살펴보았다. 인구학적 특성별로는 교육연수가 높을수록, 연령이 낮을수록 인적자본 스톡 추정치가 높음을 증명하였다.

차례

- | | |
|------------------------|-----------------------|
| I. 서론 | IV. 한국 농가의 인적자본 스톡 추정 |
| II. 농가의 인적자본 및 선행연구 검토 | V. 요약 및 시사점 |
| III. 인적자본 스톡 추정 모형 | |

* 서울대학교 농경제사회학부 농경제전공 대학원 박사과정

I. 서론

1. 연구배경 및 필요성

농업기본통계에 따르면, 한국의 농가 인구는 1970년 14,422천명에서 2008년 3,186천명으로 약 78% 감소하였고, 농가도 1970년 2,483천호에서 2008년 1,212천호로 약 51% 감소하였다. 농가의 경영주 연령을 살펴보면, 1990년 40대 이하의 농가는 630.4천가구에서 2008년 162.4천가구로 약 74% 감소한 반면 70대 이상의 고령층 농가는 1990년 150.0천가구에서 2008년 369.7천가구로 약 146% 이상 증가하고 있다. 노동생산성은 1980년 4,329원이었다가 1995년에 10,000원대 이상으로 진입한 이후부터는 13,000원대에서 16,000원대 사이에서 증감을 반복하고 있는데, 노동생산성이 이미 상한선에 도달했음을 보여준다. 이러한 현실은 농업노동력의 양적·질적인 측면 모두 악화되고 있음을 단적으로 보여주는 것이고, 농업노동력이 계속 감소하고 고령화가 심해진다면 농업분야의 경제성장은 정체될 수 밖에 없을 것이다.

산업사회가 지식기반의 사회로 전환되면서 유형자원보다 무형자원인 지식, 능력 등 인적자본이 중요한 생산요소가 되었고, 한 국가, 사회, 기업, 개인에게 있어 경쟁력의 핵심요소가 되고 있다. Schultz(1960, 1961)는 인적자본 이론을 체계화시켜 1979년에 노벨상을 수상한 바 있다. 그 이후 Becker(1964, 1992)는 미국이 다른 국가들에 비해 앞서 나갈 수 있었던 원동력은 인적자본 투사이었음을 역설하였고, Romer(1989)와 Lucas(1988)는 인적자본이 지속적인 성장을 가능케 하는 중요한 요소라고 주장한 바 있다. 이를 반영하여 최근 OECD에서는 지식경제 사회에서의 인적자본 획득과 활용이 중요함을 인식하고 인적자본 추정, 회계, 평가 체계 개선을 위한 많은 연구들을 진행하고 있다. 여기서 인적자본이란 노동의 양적인 측면뿐 아니라 노동력에 체화된 질적인 측면까지 포함하는 것으로 일찍부터 비농업분야에서는 그 중요성을 인식하고 많은 연구가 진행되어 왔다.

그러나 농업분야의 인적자본에 대해서는 그 중요성에 비해 심도 있는 논의가 부족한 것이 사실이고, 이로 인해 체계적인 농업인력 육성 정책 수립이 제대로 되지 않고 있다는 평가도 있다(강대구, 2004; 농림부, 2006). 본 연구는 농업 인적자본이 농가의 생산성 및 효율성을 높여 주고 농업분야의 성장 원동력이 된다는 가정으로부터 출발해 농가의 노동에 내재되어 있는 인적자본의 스톡(stock)총량을 추정하고, 농가의 인적자본 축적에 영향을 미치는 고유한 특징들을 밝혀내고자 한다.

2. 연구목적 및 의의

본 연구의 목적은 한국 농가의 인적자본 스톡 추정을 위해서 먼저 농업 인적자원의 현황 및 문제점을 살펴보고, 인적자본 축적에 영향을 주는 요소에는 어떤 것이 있는지를 파악하여 각 요소가 얼마만큼 인적자본 스톡에 영향을 미쳤는지를 규명하고자 함이다. 그리고 농업분야의 인적자본 스톡 추정과정이 일반 산업분야의 그것과 차이점이 있음을 밝히고자 한다. 이런 추정과정에서 도출된 효율성 파라미터가 인적자본 스톡에 중요한 영향을 주는지 살펴보고자 한다. 본 연구의 의의는 추정결과를 토대로 농가의 생산성 및 효율성 차이를 발생하게 하는 농가의 인구학적·경제학적 요인을 분석함으로써 점차 고령화가 진행되고 있는 농촌의 노동현실을 파악하는 데 도움을 줄 수 있다는 것이다. 그리고 농업분야의 경쟁력 강화와 지속적인 성장을 위해서 농가의 인적자본이 중요한 요소임을 실증적으로 고찰한 최초의 시도라는 점이다. 이를 바탕으로 향후 농업의 인적자원을 효율적으로 관리하고, 활용할 수 있도록 농업정책 방향수립에 구체적인 근거를 마련하는데 기여하고자 함이다.

3. 연구방법 및 구성체계

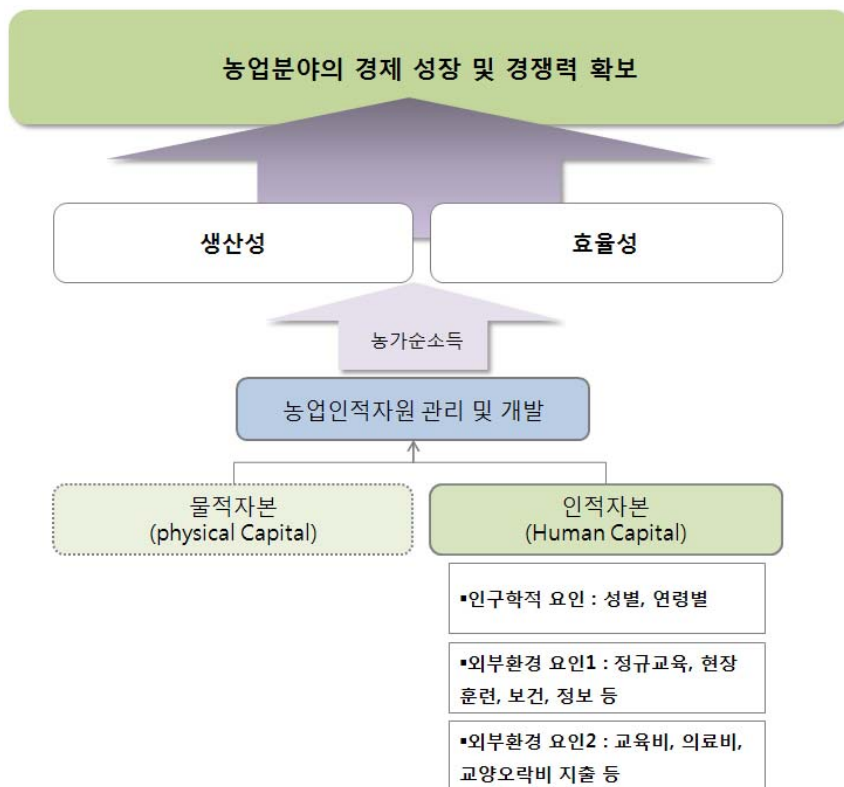
분석에 사용된 통계자료는 농가경제조사(2008년)를 이용하였다. II장에서는 인적자본의 정의 및 이론, 농업분야에 적용된 인적자본 개념을 설명한다. 그리고 농업노동의 현실을 파악하기 위해 농가의 인구학적 특성별 노동생산성 변화 및 경영수지와와의 관계를 살펴보고, 농업인력 육성정책을 간단히 짚어본다.

III장에서는 인적자본 스톡의 추정 방법과 관련된 선행 연구를 살펴보고, Huffman-Orazem(2007)의 다기간 농가모형을 한국 농가 현실에 맞게 응용한 ‘2기간 농가 모형(a two-period agricultural household model)’을 수립한다. 모형에서 도출된 의사결정변수를 이용하여 농가순소득 결정방정식을 도출하도록 한다. 이를 토대로 실증분석 모형을 세우고, ‘Mulligan and Sala-i-Martin(1995)의 노동소득에 입각한 추정방법(LIHK)’을 이용하여 ‘농가순소득에 입각한 총량적 인적자본 스톡 추정방식’을 구하도록 한다. 그리고 질적 측면을 반영한 인적자본 스톡 추정에 필요한 기준단위는 Mincer의 임금방정식(1974)으로부터 응용한 효율성 파라미터가 된다. 마지막으로 실증분석 모형에서 사용된 변수(토지, 노동, 자본, 교육수준, 농외소득 관련 변수)들을 조합하여 80개의 농가 특성치 그룹을 생성하였고, 인적자본 스톡 추정식에 대입해 최종적으로

인적자본 스톡을 추정하였다.

IV장에서는 III장에서 도출된 모형의 추정결과와 함께 전체 농가·농가당·농가구성원 1인당 인적자본 스톡을 산출한다. 이를 토대로 농가 특성치 그룹별 질적 지표-인적자본 스톡 추정치 및 효율성 파라미터-의 분포, 인구학적 특성과 질적 지표간의 상관관계 등을 고찰해 본다. 본 연구의 기본원리를 다음 <그림 I-1>과 같이 정리해 보았다.

그림 I-1. 연구의 기본원리



II. 농가의 인적자본 및 선행연구 검토

1. 인적자본 정의 및 이론

인적자본은 인적자원의 양보다 질을 강조하기 위해서 탄생한 것으로 시대의 이슈나

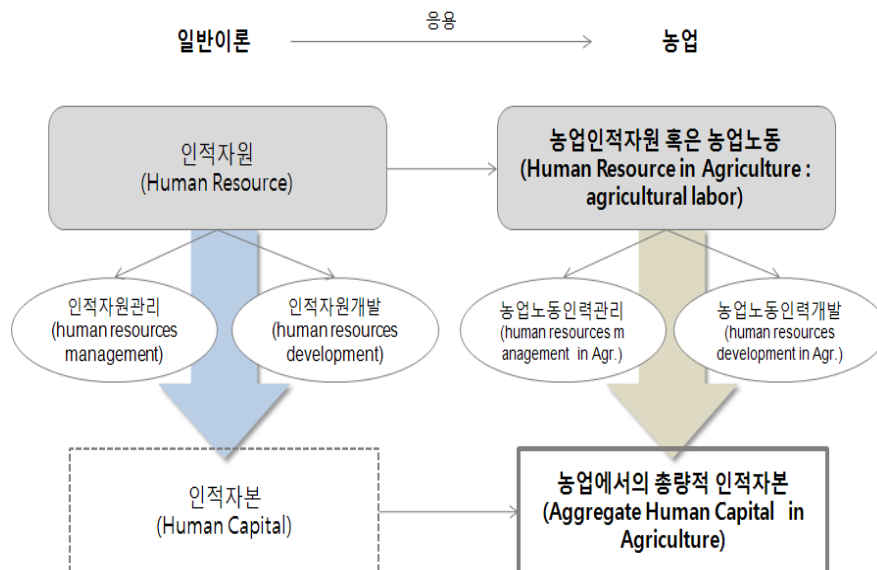
상황에 따라 다양하게 정의될 수 있는데, World Bank(2006)가 정의한 광의의 개념은 개인에게 체화된 생산적인 능력(the productive capacity)이다. 여기서 말하는 개인의 생산적인 능력은 지식, 기술, 육체적·정신적 상태, 경험, 생활습관, 태도와 같은 다양한 요소들과 관련이 있는데, 이 중에서 가장 중요한 요인으로 작용하는 것이 바로 ‘지식과 기술’이라고 할 수 있다. 이와 더불어 OECD(1998)에서는 인적자본의 구체적인 개념을 ‘지식, 기술, 능력과 경제활동에 관련된 개인에 내재된 특성’으로 정의하고, 광의로는 인간적 특성을, 협의로는 경제활동을 통해 편익을 가져다 주는 특성으로 보고 있다. 따라서 인적자본은 인적자원을 구성하는 하나의 요소로 볼 수 있고, 생산의 기본요소로서 지식기반사회가 요구하는 노동의 질적 의미를 구체적으로 표현한 개념인 것이다.

이런 개념을 토대로 인적자본 이론(Human Capital Theory)은 Schultz(1960,1961), Becker(1964,1992), Thurow(1970), Mincer(1974) 등에 의하여 체계화되었다. 이 이론에 의하면, 개인의 노동소득이 다른 이유는 개인에게 축적된 인적자본 스톡이 다르기 때문이라고 밝히고 있다. 교육은 노동생산성을 증가시켜 결과적으로 임금상승에 긍정적인 요인으로 작용할 뿐 아니라 비시장활동 참가를 통해 개인적인 삶을 풍요롭게 할 수 있는 전반적인 능력을 향상시킬 수 있게 도와준다. 이후 다른 몇몇 연구가들은 인적자본 형성에 미치는 요인으로 교육, 직장근무경험, 직업훈련 뿐 아니라 개인의 건강, 비정규교육(선천적인 능력, 가족관계, 유년시절, 자기학습 등)과 같이 다양한 형태로 축적될 수 있음을 고려해야 한다고 주장하기도 하였다(Graham and Webb, 1979 ; Kendrick, 1976 ; Jorgenson and Fraumeni, 1989, 1992).

2. 농업분야에 적용된 인적자본 개념

각 산업분야에서 노동의 질에 관심을 갖는 것과 마찬가지로 앞으로 농업분야에도 점차 농업 인적자원에 대한 관심과 투자를 기울여야 할 것이다. 다음 <그림 II-1>은 경영학적인 관점에서 언급되는 인적자본 개념을 우리 농업에 적용 및 응용해 본 것이다. 인적자원 개념은 크게 인적자원관리 및 인적자원 개발분야로 나뉘어 설명되고, 그 안에 인적자본과 물적자본으로 구성된다. 이것을 농업 분야에 적용해 보면, 인적자원은 농업노동이라 볼 수 있다. 농업노동의 양적인 부분과 질적인 부분 중 질적인 부분의 총합을 인적자본이라 하고, 그 외에 물적 자본에 속하는 것은 토지 및 기타 자본이라고 볼 수 있다.

그림 II-1. 농업과 인적자본간의 관계



본 연구는 한국 농가의 인적자원에 대한 투자는 어떤 요인이 가장 큰 영향을 미쳤고, 얼마만큼 축적이 되었을까라는 궁금증을 해결하기 위해 스톡과 플로우¹의 개념을 농가의 인적자본에 대입해 보기로 한다. 그리고 인적자본에 대한 투자가 농업분야의 전반적인 성장을 가져올 수 있다는 기본 가정 하에서 농가의 교육수준에 의해 인적자본이 형성·축적된다는 이론을 농업 부분에 적용하고자 한다.

3. 한국 농업의 인적자원 현황

가. 농가 인구학적 특성별 현황

농업의 인적자원 현황을 파악하기 위해서 다음 <표 II-1>과 같이 농가의 인구학적 특성별 노동생산성 변화를 살펴보도록 한다.

¹ 농업에 적용한 스톡과 플로우 개념을 살펴보면, 농가의 노동투입시간, 학교 정규교육연수 및 기타 영농교육 수강시간 등을 통칭한 것이 농가의 인적자본 플로우이고, 이런 활동(학교 정규교육 및 외부 영농교육 등)들이 지속적으로 농업생산활동에 유입되면서 축적된 것이 농가의 인적자본 스톡임.

표 II-1. 농가의 인구학적 특성별 노동생산성

단위: 천원

구분	평균	영농형태		경지규모				경영주연령			
		수도작	비수도작	1.0ha 미만	1.0-3.0ha 미만	3.0-5.0ha 미만	5.0ha 이상	40대 이하	50대	60대	70대 이상
2003	11.0	14.0	10.0	6.5	11.3	13.0	16.7	14.7	12.0	11.0	8.0
2004	12.0	15.0	11.3	9.0	11.0	14.0	18.3	15.0	12.0	12.0	9.0
2005	12.0	14.0	11.9	9.5	12.0	14.0	15.7	15.0	13.0	12.0	10.0
2006	13.0	16.0	12.1	9.5	12.3	15.0	20.0	13.5	15.0	13.0	10.0
2007	13.0	16.0	14.4	9.5	11.7	14.0	18.3	16.0	15.0	12.0	10.0
2008	13.0	15.0	14.3	9.0	13.0	15.0	21.0	16.5	14.0	13.0	11.0
평균	12.3	15.0	12.3	8.8	11.9	14.2	18.3	15.1	13.5	12.2	9.7

- 주 : 1. 노동생산성=노동생산성=농업부가가치/자가노동시간
 2. 모든 금액은 소비자 물가지수(2005=100)로 환산함.
 3. 2003년부터 생산성을 측정하는 기준이 '부가가치'개념으로 변경됨.

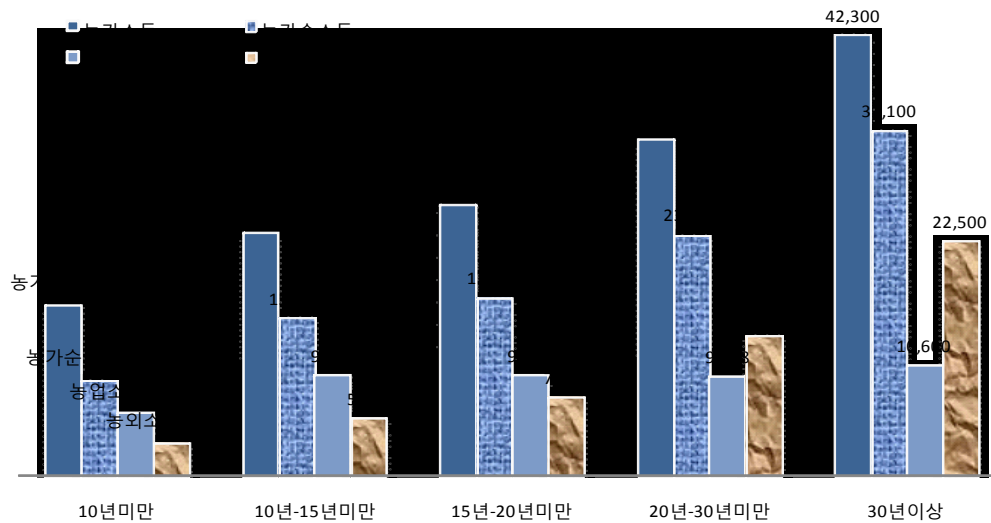
자료 : 농가경제조사(각연도), 통계청.

평균 노동생산성은 12,300원, 수도작 농가는 15,050원, 비수도작 농가는 12,300원인 것으로 분석되었다. 수도작 농가가 노동투입시간 대비 높은 부가가치를 창출하고 있음을 알 수 있는 부분이다. 그러나 매년 비수도작 농가의 노동생산성이 증가해서 수도작 농가와 격차를 좁히고 있다. 경지규모별로는 1.0ha 미만의 소규모 농가는 5개년 평균 8,833원, 5.0ha 이상의 대규모 농가는 18,333원으로, 규모에 따른 노동생산성의 격차가 존재함을 알 수 있다. 대규모 농가일수록 노동을 덜 투입해도 부가가치가 높아서 생산성이 높게 나타난다는 사실을 반영해주고 있다. 경영주 연령이 40, 50대에서 가장 높은 노동생산성을 보이고, 연령이 높아질수록 생산성이 낮아지고 있다. 60대 연령층의 평균 노동생산성은 12,200원으로 전체 평균치 수준임을 알 수 있다. 그러나 60대의 연령층 농가가 주를 이루고 있는 농촌 현실에 비추어 봤을 때, 이들 연령층의 노동생산성 향상이 앞으로 주요한 과제가 될 것임을 시사한다.

다음 <그림 II-2>는 농가의 교육수준(농가구성원 합산교육연수)별 경영수지를 비교해 보았다. 교육연수가 많을수록 농가소득 및 농가순소득이 크고, 특히 농외소득은 교육수준별 큰 차이가 발생하고 있다. 그러나 교육연수가 15년 이상으로 갈수록 농업소득 증가는 정체되는 반면, 농외소득이 농업소득보다 크게 나타났다. 이것으로 미루어 보아 교육연수와 농업소득 사이에는 상관관계가 존재하지 않음을 알 수 있다.

그림 II-2. 농가교육수준별 소득의 차이(2008년)

단위: 천원



자료: 농가경제조사 원자료(2008), 통계청.

나. 한국 농업인력 육성정책의 변화

다음 <그림 II-3>에서와 같이 농림부가 실시하는 농업인력 육성체계는 교육투자, 창업, 성장, 성숙의 4단계로 구분되어 시행되고 있다. 구체적인 교육사업의 내용으로는 농정시책 및 창업농 교육, 유통전문인력, 경영정보 전문교육, 품목별 교육, 영농설계교육, 분야별 기술교육, 경영 및 마케팅 지도 등 다방면에서 실시되고 있다. 그러나 여전히 농가수준에 맞는 품목별 전문교육기반 및 농업교육 인프라가 취약하고, 농업교육 정보나 자원의 상호 연계성이 부족해 실제 농업현상에서의 활용도가 떨어지는 등의 문제점이 제기되고 있다(농림부, 2006).

이와 같은 인력육성정책²의 시행에도 불구하고, 앞에서 살펴보았던 각종 지표 - 지속적인 농가 인구의 감소 현상 속에서 중장년층 농가의 감소, 60대 이상 고령농의 증가, 이로 인한 노동생산성의 정체 등 - 는 개선될 여지가 보이지 않다는 게 문제의 심각성이 있다.

² 정부정책의 중요성을 나타내는 척도로서 사업별 예산규모를 들 수 있는데, 이에 대한 내용은 <부록1:인력육성정책 사업별 예산투입 변화 (2003-2009)>을 참고하기 바람.

그림 II-3. 단계별 농업인력 육성 체계 및 대책 현황

단계	육성체계	주요 농업인력육성정책('81~'03)
성숙 ↓	(선도농) ↓	← 신지식농업인 및 농업벤처육성
성장 ↓	전업농 ↓	← 영농규모화사업, 선도경영체 육성
창업 ↓	후계농업인 ↓	← 자금지원을 통한 후계농업인 육성
교육	학교·사회교육	← 자영농고·특성화대 지원, 한농전 설립, 4-H지원

자료 : 농림부(2006).

4. 선행연구 검토

인적자본 스톡은 직접적으로 관찰할 수 없기 때문에 간접적으로 추정할 수밖에 없다. 그 방법을 크게 요약·정리해보면, 1) 인적자본의 생성에 필요한 투입요소로 접근하는 방법, 2) 인적자본 생성에서 발생하는 결과물로 접근하는 방법이 있다. 투입요소를 기준으로 본 접근방법은 개인에게 투자된 비용을 근거로 파악하는 방법, 학교의 질적 지수 근거로 파악하는 방법으로 나뉜다. 그리고 결과물 기준으로 본 접근방법은 교육관련 지표에 입각한 방법, 학교의 질적 지수에 입각한 방법, 소득에 입각한 방법으로 나뉜다. 투입요소 기준으로 본 접근방법보다 결과물 기준으로 본 접근방법에 대한 연구들이 많이 진행되고 있는데, 최근 연구동향은 그 중에 주로 소득에 입각한 방법이 주를 이루고 있다.³ 본 연구에서는 소득에 입각한 방법의 대표적 연구를 중심으로 검토하고자 한다.

소득을 이용한 전통적인 접근방법에는 재할인율을 통해 개인의 평생소득을 계산한 미래예측 측정방법이 있다. 이것은 투자에 대한 기대수익에 초점을 맞추고, 궁극적으로는 개인이 소득을 벌어들일 수 있는 능력을 측정하는 것이다. 즉, 노동자 자신이 제공

³ 접근방법별 많은 연구자들의 연구 결과를 일목요연하게 <부록2>로 정리함.

하는 노동의 한계생산성만큼 보상받는다라는 가정하에 θ 를 학력별 임금자료로부터 추정한다. 실제로 소득에 기반한 측정 방법은 인적자본의 가치를 노동시장가격으로 파악한다. 그러나 1980년대에 들어서면서 측정방법들이 더 개발되었다. 즉, 경제활동인구들의 평균 교육연수, 학교등록률, 교육스톡 등을 통해 측정하는 것이다. 대표 연구자들로는 Graham and Webb(1979), Jorgenson and Fraumeni(1989, 1992), Ahlroth et al.(1997), Macklem(1997), Mulligan and Sala-i-Martin(1995, 1997), Koman and Marin(1999), Laroche and Merette(2000), Wei(2001), Jeong(2002) 등이 있다.

가. Jorgenson and Fraumeni(1989, 1992)의 연구

개인의 인적자본 스톡을 추정하기 위해 할인율이 적용된 미래의 소득을 사용하였다. Jorgenson and Fraumeni(1989, 1992)의 연구는 미국경제의 국가계정에 새로운 시스템을 도입하고, 경제성장에서 교육에 대한 투자효과를 측정하기 위해 1948~1986년 미국의 인적자본 스톡을 추정하였다. 특히 개인을 5단계의 생애주기로 구분·분류하여 측정하였다. Ho and Jorgenson(1999)의 연구에는 노동자의 특성을 교육뿐 아니라 연령(61개 그룹), 성별(2개 그룹), 교육수준(18개 그룹), 종사상 지위 등으로 더 세분하여 미국의 노동투입지수를 계산하고 이를 양적 지수와 질적 지수로 구분하고, 질적 지수 증가율을 인적자본 축적률로 사용하였다.

국내에서는 이종화·김선빈(1995)가 각 연도의 노동투입지수를 계산하기 위해 Ho and Jorgenson(1999)의 방법을 이용하였다. 취업자를 산업별 교육수준별 종사상 지위별로 분류하고, 취업자의 구성 변화에 따른 노동의 질적 변화를 추정함으로써 1963년부터 1993년에 걸친 우리나라의 인적자본 크기의 변화를 추정하였다. 과거 30년에 걸쳐 우리나라 전 산업의 인적자본의 증가를 요인별로 분석해 본 결과, 취업자의 평균 교육수준의 증가가 인적자본의 축적에 가장 큰 공헌을 한 것으로 나타났다. 그러나 인적자본 형성에 중요한 역할을 하는 직업훈련, 학습효과 등의 변수를 무시하고 있어서 과거 30년에 걸친 우리나라의 인적자본 축적률을 정확하게 추정하였다고 보기는 힘들다.

나. Mulligan and Sala-i-Martin(1995, 1997)의 연구

노동소득에 입각한 접근방법의 대표적인 연구자는 Mulligan and Sala-i-Martin(1995, 1997)으로 인적자본 스톡 추정을 위하여 분석대상인 미국 48개주의 노동소득을 이용하였다. 이 연구에서는 노동자간 기술배분이 일률적이지 않기 때문에 경제에 있어서 총

량적 인적자본(aggregate human capital)이 개별 노동자의 노동력에 질적 가중치를 곱한 것의 합이라고 정의하였다. 이 때 가중치는 근로자의 효율성 파라메타(efficiency parameter)인 θ 를 이용한다. 일정년도에 일정국가의 인적자본은 1인당 총노동소득을 교육받지 않는 사람의 임금으로 나눈 것으로 측정하였다. 무학력 근로자는 언제, 어디서든지 같은 임금을 받는다고 가정했기 때문에 보편 타당한 기준단위(numeraire)가 된다. 인적자본과 물적자본은 시간과 공간을 초월해서 다양할 수 있기 때문에 주어진 교육수준만이 임금수준에 영향을 주고, 궁극적으로 인적자본에 영향을 준다. 물적자본이 노동소득에 영향을 주는 것은 노동소득을 무학력 근로자의 임금으로 나눔으로써 그 영향을 파악할 수 있다는 것이다. 무학력 근로자의 임금은 각 년도별 각 국가의 Mincer(1974)의 임금방정식의 상수항 지수로 측정할 수 있다.

이 방법을 적용한 국내의 대표적인 연구자로는 이남철·이금희(2001)가 노동소득에 근거한 인적자본 스톡 측정 방법을 이용하였다. 1963년부터 2000년까지 한국의 산업별, 성별, 교육수준별 취업자수, 노동시간, 임금 자료 등을 이용하여 38년 동안 우리나라 전산업의 인적자본 스톡을 측정하였다. 분석 결과에 의하면, 총 노동투입 증가의 23%가 노동의 질적 향상 즉, 인적자본의 축적에 의한 것이다.

이와 같이 인적자본 스톡을 측정하는 방법은 매우 다양한데, 경제학 분야에서는 교육, 경력, 나이, 성별 등이 노동생산성에 영향을 미칠 수 있다고 판단하여 여러 가지 노동력의 특성들을 이용하여 인적자본 스톡을 측정하여 왔다. 다수의 자본스톡 추정과 관련한 연구(표학길, 2003; 표학길 외, 2005)를 비롯한 기존의 인적자본 스톡 추정과 관련된 선행 연구들은 주로 지역경제성장과 인적자본간 관계를 연구하거나(김종구, 2007), 2, 3차 산업을 연구 대상으로 하고 있다(이종화·김선빈, 1995). 그러나 농업분야의 인적자본 스톡을 계측한 연구는 드물다.

실증적인 관점에서 보면 인적자본의 추정부터 많은 난관이 있는 것은 사실이지만 교육수준은 개인의 임금이나 소득을 설명하는 데에 매우 중요한 요소이다. 따라서 본 연구에서는 농가의 교육수준에 따른 농가순소득의 차이를 주요 지표로 삼고, Mulligan and Sala-i-Martin(1995)의 노동소득을 이용한 접근방법(LIHK)을 응용하여 한국 농가의 인적자본 스톡을 추정할 것이다. 이 방법의 장점은 첫째, 물적자본과 학교교육 등 비교적 입수하기 쉬운 통계자료를 이용하여 인적자본을 측정할 수 있다는 것이다. 둘째, 모든 근로자의 기술수준과 교육수준이 같다는 비현실적인 가정을 배제한다는 것이다(Trinh et al., 2003). 셋째, 근로자의 질적인 부분을 반영하는 파라미터 도출을 위해 Mincer(1974)의 임금방정식과 연계하여 인적자본 스톡을 측정할 수 있다는 것이다.

III. 인적자본 스톡 추정 모형

1. 이론적 모형

농가의 인적자본 스톡을 측정하기 위해 다음의 <식 III-1>과 같은 효용함수를 가정한 다. 효용함수(U)는 농가가 일생 동안 축적한 총 인적자본(H)과 일생 동안 구입한 총 재화량(X)을 통해 만족을 얻는다는 기본 가정에서 출발한다.

$$U = U(H, X) \quad \text{<식 III-1>}$$

본 연구에서는 위의 효용함수에 시간 개념($t=1,2,3$)을 도입하여 인적자본 투자와 관련된 의사결정에 미치는 영향을 고찰하는 Huffman and Orazem(2007)의 ‘다기간 농가 모형(multi-period agricultural household model)’을 이론적 배경으로 삼았다. 그리고 한국 농업의 현실에 맞게 응용한 ‘2기간 농가모형(a two-period agricultural household model)’을 수립하였는데, 이 모형의 가정을 다음과 같이 설정해 본다.

- <가정1> 각 기간 동안 농가는 소비활동, 인적자본 생성을 위한 활동, 농업소득 창출을 위한 생산활동, 농외소득 창출을 위한 활동을 한다.
- <가정2> $t=1$ 기의 인적자본은 농업 생산활동 및 농외활동에 투입되고, 인적자본 스톡을 증가시키는 것에도 투입된다. 단, 이러한 인적자본은 농가마다 선천적으로 타고난 기질, 재능 등과 같은 고유의 특성에 따라 다르다.
- <가정3> $t=2$ 기의 인적자본은 농업 생산활동 및 농외활동에 투입되지만 새로운 인적자본 생성에 투입되지 않는다.
- <가정4> 경제 행위의 단위는 농업인 개인이 아닌 농가 단위이다.
- <가정5> 농외소득을 얻기 위한 노동시간 이외의 의사결정변수는 모두 $t=1$ 기에 결정된다고 본다.
- <가정6> $t=1$ 기의 모든 생산요소의 스톡이 일정비율만큼 $t=2$ 기에는 생산요소 플로우로 전환되어 $t=2$ 기의 스톡이 된다. 즉, 전기의 스톡 크기가 후기의 스톡 크기에 영향을 미친다.
- <가정7> 농가는 항상 위험 중립적인 태도를 취하고 합리적인 의사결정을 할 수 있다.

각 기간($t=1,2$) 동안 농가는 인적자본 생성을 위한 활동, 농업소득 창출을 위한 생산 활동, 농외소득 창출을 위한 활동을 한다고 봤을 때, 위의 가정을 토대로 모형의 효용 함수를 설정해보면 다음의 <식 III-2>과 같다.

$$u = u(h_t, x_t, h_2, x_2) \quad \text{<식 III-2>}$$

u : 농가의 총 효용함수

h_t : 기간별 농가의 여가활동에 소요되는 인적자본 서비스($t=1,2$)

x_t : 기간별 농가의 효용을 만족시키기 위해 구입한 재화($t=1,2$)

농가의 총 효용함수(u)는 기간별 소요되는 인적자본 서비스와 구입한 재화로 구성된다. 인적자본 서비스 총량(h_t)은 각 기간별로 여가활동에 투입되는 인적자본 서비스(h_t^l), 인적자본의 생성에 투입되는 인적자본 서비스(h_t^h), 농업 생산활동에 투입되는 인적자본 서비스(h_t^p), 농외활동에 투입되는 인적자본 서비스(h_t^w)에 적절히 배분되어 투입된다(<식 III-3> 참고).

$$h_t = h_t^l + h_t^h + h_t^p + h_t^w \quad \text{<식 III-3>}$$

본 모형에서는 농가의 인적자본 서비스(플로우)는 생산요소 중 노동력에 해당하고, 이것과 더불어 농가가 보유한 토지, 자본이 농가순소득에 영향을 준다. $t=1$ 기의 농가순소득은 농업소득과 농외소득의 합이라 보고 다음과 같이 나타낼 수 있다(<식 III-4>, <식 III-5> 참고).

$$y_1 = f_1(h_1^p, l_1, k_1) + w h_1^w \quad \text{<식 III-4>} \quad y_2 = f_2(h_2^p, l_2, k_2) + w h_2^w \quad \text{<식 III-5>}$$

y_1, y_2 : $t=1,2$ 기의 농가 순소득, $f_1(\cdot), f_2(\cdot)$: $t=1,2$ 기의 농업소득 함수

h_1^p, h_2^p : $t=1,2$ 기의 농업 생산활동에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

l_1, l_2 : $t=1,2$ 기의 토지 서비스(플로우), k_1, k_2 : $t=1,2$ 기의 자본 서비스(플로우)

w : 임금률

h_1^w, h_2^w : $t=1,2$ 기의 농외활동에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

모형에서 $t=1$ 기에 농가의 인적자본 서비스, 토지 서비스, 자본 서비스는 인적자본 스톡(H_1), 토지스톡(L_1), 자본스톡(K_1)에 비례하여 소득창출행위에 투입된다(<식 III-6> 참고). $t=2$ 기도 $t=1$ 기와 마찬가지로인데 단, 인적자본 생성에 투입되는 인적자본 서비스의

량은 0이다. 그 이유는 $t=2$ 기에는 농가가 인적자본 생성활동(예를 들면, 외부의 비정규 교육 등)에 참여하지 않는다고 가정하기 때문이다(<식 III-7> 참고).

$t=1$ 일 경우

$$a_1 H_1 = h_1^l + h_1^h + h_1^p + h_1^w$$

$$b_1 L_1 = l_1$$

$$c_1 K_1 = k_1$$

<식 III-6>

$t=2$ 일 경우

$$a_2 H_2 = h_2^l + h_2^p + h_2^w (\because h_2^h = 0)$$

$$b_2 L_2 = l_2$$

$$c_2 K_2 = k_2$$

<식 III-7>

H_1, H_2 : $t=1,2$ 기의 인적자본 스톡

h_1^l, h_2^l : $t=1,2$ 기의 여가활동에 소요되는 인적자본 서비스(플로우)

h_1^h, h_2^h : $t=1,2$ 기의 인적자본 생성에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

h_1^p, h_2^p : $t=1,2$ 기의 농업생산 활동에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

h_1^w, h_2^w : $t=1,2$ 기의 농외활동에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

L_1, L_2 : $t=1,2$ 기의 토지 스톡, l_1, l_2 : $t=1,2$ 기의 토지 서비스(플로우)

K_1, K_2 : $t=1,2$ 기의 자본 스톡, k_1, k_2 : $t=1,2$ 기의 자본 서비스(플로우)

a_1, a_2 : $t=1,2$ 기의 인적자본 스톡에서 플로우로 전환하는 일정 비율($a_i > 0$)

b_1, b_2 : $t=1,2$ 기의 토지 스톡에서 플로우로 전환하는 일정 비율($b_i > 0$)

c_1, c_2 : $t=1,2$ 기의 자본 스톡에서 플로우로 전환하는 일정 비율($c_i > 0$)

$t=1$ 기의 생산요소별 스톡은 일정한 비율($\delta_H, \delta_L, \delta_K$)로 감소되어 $t=2$ 기로 넘어가고, $t=2$ 기에 구입된 요소별 스톡($\Delta H, \Delta L, \Delta K$)과 새롭게 생성된 인적자본이 합쳐져서 $t=2$ 기의 생산에 그 서비스를 제공하게 되는데 관계는 다음과 같다(<식 III-8>, <식 III-9>, <식 III-10> 참고).

$$H_2 = (1 - \delta_H) H_1 + \Delta H + \gamma \cdot h_1^h \quad \text{<식 III-8>}$$

$$L_2 = (1 - \delta_L) L_1 + \Delta L \quad \text{<식 III-9>}$$

$$K_2 = (1 - \delta_K) K_1 + \Delta K \quad \text{<식 III-10>}$$

$\Delta H, \Delta L, \Delta K$: $t=1$ 에서 $t=2$ 로 전환되면서 발생한 인적자본 · 토지 · 자본 스톡 변화량

$\delta_H, \delta_L, \delta_K$: 인적자본 · 토지 · 자본 스톡의 감가상각율

γ : 플로우가 스톡으로 축적되는 비율(생성된 인적자본 축적율)

h_1^h : $t=1$ 기의 인적자본 생성에 투입되는 인적자본 서비스(플로우)

(δ : 감가상각율, $0 \leq \delta < 1$)

농가가 직면하게 될 예산 제약 조건은 일생동안 소비에 필요한 재화구입, 인적자본 생성에 필요한 재화 구입, 생산활동에 필요한 재화구입을 하는데 보유한 농가순소득⁴

을 전부 지출한다는 것이다. 따라서 각 시기별 농가순소득 제약식은 다음과 같다(<식 III-11>, <식 III-12> 참고).

$$\begin{aligned} t=1기] \quad x_1 &= y_1 - (P_H \Delta H + P_L \Delta L + P_K \Delta K) \cdot \frac{1}{1+r} \\ &= f_1(a_1 H_1 - h_1^h - h_1^w, b_1 L_1, c_1 K_1) + w \cdot h_1^w - (P_H \Delta H + P_L \Delta L + P_K \Delta K) \cdot \frac{1}{1+r} \end{aligned} \quad <식 III-11>$$

$$\begin{aligned} t=2기] \quad x_2 &= y_2 \\ &= f_2(a_2 \{(1-\delta_H)H_1 + \Delta H + \gamma \cdot h_1^h\} - h_2^h, \\ &\quad - h_2^w, b_2 \{(1-\delta_L)L_1 + \Delta L\}, c_2 \{(1-\delta_K)K_1 + \Delta K\}) + w \cdot h_2^w \end{aligned} \quad <식 III-12>$$

요약하자면, 농가는 효용을 극대화하기 위해 t=1기에는 적당한 생산 및 소비를 하는 한편, 인적자본 창출을 위한 인적자본 투자를 하고, 이때 적당한 양의 인적자본 서비스는 농외소득 획득에도 사용한다. 그리고 t=2기에는 t=1기에 이미 주어졌던 인적자본, 토지, 자본에 새롭게 축적된 인적자본, 토지, 자본을 이용하여 농업소득 및 농외소득 창출을 하고 이를 모두 소비한다. 이와 같은 효용극대화 행위 모형에서 농가의 의사결정변수 $h_1^h, h_1^w, h_2^h, h_2^w, \Delta H, \Delta L, \Delta K$ 를 도출할 수 있다.

2. 실증분석 모형

실증분석에서는 한국 농가 대부분이 고령화되어 있기 때문에, 즉, t=2기의 상태 있다고 생각되기 때문에 t=2기만을 분석대상으로 하고, 농업인구 개개인이 아닌 농가의 인적자본을 추정하였다⁵. 이론적 모형에서 살펴본 바에 의하면, 2기간 농가 모형에서 농가가 효용을 최대화하기 위한 의사결정변수로서 $h_1^h, h_1^w, h_2^h, h_2^w, \Delta H, \Delta L, \Delta K$ 가 도출되었다. 이 변수의 최적값을 이용하여 ‘농가순소득 결정방정식’을 도출할 수 있는데, t=2기의 농가순소득 W_2^* 는 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다(<식 III-13> 참고).

4 농가순소득은 농가경제통계 기본정의에 의거해 농업소득과 농외소득의 합을 말함.

5 측정의 단위를 농가로 설정한 이유는 통계조사가 농가단위로 이루어지기 때문이다.

$$\begin{aligned}
W_2^* &= f_2(h_2^p, l_2^*, k_2^*) + w \cdot h_2^w \\
&= f_2(a_2\{(1-\delta_H)H_1 + \Delta H^* + \gamma \cdot h_1^{h*}\} - h_2^{l*} \\
&\quad - h_2^w, b_2\{(1-\delta_L)L_1 + \Delta L^*\}, c_2\{(1-\delta_K)K_1 + \Delta K^*\}) \\
&\quad + w \cdot h_2^w
\end{aligned}
\tag{식 III-13}$$

위의 식에서 H_1 은 농가구성원들이 타고난 재능, 성별 등과 같은 것을 나타내는 변수, ΔH^* 는 인적자본을 투입하지 않고 증가시킬 수 있는 인적자본(영농경력 및 경험), $\gamma \cdot h_1^{h*}$ 는 인적자본 h_1^{h*} 만큼을 투입하여 증가시킬 수 있는 인적자본(교육), $[(1-\delta_L)L_1 + \Delta L^*]$ 는 t=2기의 토지 보유량, $[(1-\delta_K)K_1 + \Delta K^*]$ 는 t=2기의 자본 보유량을 각각 나타낸다고 할 수 있다. 의사결정변수를 이용한 농가순소득 결정방정식을 토대로 실증분석 모형을 수립해 보면 다음의 <식 III-14>와 같다.

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln L_i + \beta_2 \cdot \ln K_i + \beta_3 \cdot \ln h_{2i}^p + \beta_4 \cdot \ln h_{2i}^w + \beta_5 \cdot edu_i + \mu_i \tag{식 III-14}$$

W : 농가순소득, L : 자영농지면적의 토지소득, K : 자가소유자본의 자본소득, h_2^p : 자가노동시간, h_2^w : 농외소득, edu : 농가구성원 합산교육연수, μ : 오차항, i : i 부분 농가

3. 인적자본 스톡 추정방식

본 절에서는 Mulligan and Sala-i-Martin(1995)의 노동소득을 통한 스톡 추정방법(Labor-Income-Based Human Capital : LIHK)을 새롭게 응용한 '농가순소득에 입각한 총량적 인적자본 스톡 추정방식'에 대해 살펴보기로 한다. 이 방법은 노동의 질적인 측면을 반영하여 합산함으로써 총량적 인적자본(aggregate human capital)을 구해야 하는 것인데, 농가들의 노동력의 질적 가중치 합은 다음의 <식 III-15>로 표현할 수 있다.

$$HC_i(t) = \int_0^\infty \theta_i(t, s) N_i(t, s) ds \tag{식 III-15}$$

$HC_i(t)$ 는 t 시점에서 총량적 인적자본, $N_i(t, s)$ 는 t 시점에서 s 특성치를 가진 i 부분 농가수 $\theta_i(t, s)$ 는 해당 농가의 효율성 파라미터(efficiency parameter)⁶, i : i 부분 농가

⁶ 효율성 파라미터에 대한 내용은 <식 III-19>을 통해 설명될 것임.

<식 III-15>는 i 부문에서 s 특성치를 가진 농가들의 생산성이 동일하다고 할 때 각 농가의 인적자본을 특성치에 따라 적분한 것으로 전체 농가의 t 시점에서 총 인적자본을 나타내는 것이다. t 시점에서 총량적 인적자본 $HC_i(t)$ 에서 i 부문의 t 시점에서의 농가수로 나누게 되면, 농가당 인적자본 스톡 $hc_i(t)$ 이라 할 수 있는데 이것을 다음의 <식 III-16>과 같이 나타낼 수 있다.

$$hc_i(t) = \frac{HC_i(t)}{N_i(t)} = \int_0^{\infty} \theta_i(t, s) \frac{N_i(t, s)}{N_i(t)} ds \quad \text{<식 III-16>}$$

여기서 $N_i(t, s)/N_i(t)$ 는 i 부문에서 t 시점의 전체 농가 대비 s 특성치를 가진 농가수 비율이다. 그리고 $\theta_i(t, s)$ 는 해당 특성을 갖는 농가의 효율성 파라미터(교육수준과 생산성은 상호 연관이 있음)를 나타내는 것이다. 농가의 한계생산이 농가순소득과 같다는 가정하에 s 특성치를 가진 농가의 인적자본은 다음의 <식 III-17>과 같이 농가순소득비율에 의해 추정할 수 있다.

$$\theta_i(t, s) = \frac{w_i(t, s)}{w_i(t, 0)} \quad \text{<식 III-17>}$$

여기서 $w_i(t, 0)$ 는 s 특성치를 가지지 못한 농가(예를 들면, s 가 교육연수라고 한다면 교육을 전혀 받지 못한 농가)의 농가순소득 대비 $w_i(t, s)$ 는 s 특성치를 가진 농가(즉, s 년의 교육을 받은 농가)의 농가순소득을 나타낸다. <식 III-16>에 <식 III-17>을 대입하면 t 시점에서 i 부문 농가의 평균 인적자본 스톡을 구할 수 있다(<식 III-18> 참고).

$$\frac{H_i(t)}{N_i(t)} = \frac{\sum w_i(t, s) \cdot \frac{N_i(t, s)}{N_i(t)}}{w_i(t, 0)} \quad \text{<식 III-18>}$$

우변에서 분자는 s 특성치를 가진 i 부문 농가순소득을 나타내며, 분모는 s 특성치를 가지지 못한 i 부문 농가순소득을 나타낸다고 할 수 있다. 즉, 농가당 농가순소득합계(혹은 i 부문 농가순소득)를 계산하고, s 특성치를 가지지 못한 농가들의 농가순소득으로 나누는 것이 인적자본 스톡 추정 방법인 것이다. 이것을 ‘농가의 순소득에 기반한 총량적 인적자본 스톡 추정방식’이라고 한다.

여기서 s 특성치를 가지지 못한 농가의 농가순소득을 밝혀낼 수 있는 방식, 즉, 기준 단위(numeraire)를 설정해야 한다. 이 때 도입된 것이 Mincer의 임금방정식(Mincer's wage regression: 1974)이다. Mincer에 따르면, 노동소득과 교육 및 경험 사이에는 통계적인 관계가 있다고 가정하여 근로자의 주당 평균임금(로그값)을 산출물로, 투입물을 교육연수, 경력연수, 인구학적 특성(경력연수, 성별, 인종, 결혼여부, 지역)별 더미로 놓고 회귀방정식을 계산한다. 그리고 관찰되지 않은 개인별 특성치(β_0) - 학교교육과 직장경험 등 - 를 인적자본의 대리변수로 보고, 이들이 임금에 미치는 영향을 설명했다 (<식 III-19> 참고).

$$\ln W_t = w_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot schooling_t + \beta_2 \cdot exp_t + \beta_3 \cdot exp_t^2 + \epsilon_t \quad \text{<식 III-19>}$$

W_t : t 시점에서의 일반산업 근로자 임금, Schooling : 학교교육, exp : 경험,
 β_0 : 특성치를 가지지 못한 근로자의 효율성 파라미터, ϵ_t : 관찰되지 않은 개인의 초기 능력값

<식 III-19>에서 β_0 의 의미를 농업에 적용시켜보면, 그 추정값은 학교교육과 영농경력이 전무한, 즉, 특성치의 값이 모두 0인 농가의 농가순소득을 나타내는 '효율성 파라미터(efficiency parameter)'인 것이다. 실증분석 모형의 변수를 - 토지, 노동, 자본, 농외활동 및 교육수준 변수 - 농가순소득을 결정짓는 농가의 질적 구성요소로 보고 이들로 조합된 '농가 특성치 그룹'⁷을 생성시킨다. 이런 과정을 거친 뒤 다음의 <표 III-1>과 같은 인적자본 스톡 추정식에 대입하면 스톡이 도출되는 것이다.

⁷ 농가 특성치 그룹은 각 변수별 전체 평균값을 중심으로 일정 구간을 나누었는데 그 방식으로는 농가구성원 합산교육연수(5그룹)×자영농지에 대한 토지소득(2그룹)×자가소유자본에 대한 자본소득(2그룹)×자가노동시간(2그룹)×농외소득(2그룹)으로 조합된 80개 그룹을 생성하는 것임.

표 III-1. 인적자본 스톡 추정식

개별 농가 인적자본 스톡 추정식	$STOCK1 = \sum_{L=1}^2 \sum_{K=1}^2 \sum_{h_i^p=1}^2 \sum_{h_i^w=1}^2 \sum_{edu=1}^5 \left[\frac{w_i(t,s)}{w_i(t,0)} \times \frac{N_i(t,s)}{N_i(t)} \right]$
특성치그룹 인적자본 스톡 추정식	$STOCK2 = \sum_{i=1}^{2,643} \left(\theta_{LKh_i^p h_i^w edu_i(t,s)} \times N_{LKh_i^p h_i^w edu_i(t,s)} \right)$
한국 농가의 총량적 인적자본 스톡	$STOCK3 = \frac{\sum_{i=1}^{2,643} \left(\theta_{LKh_i^p h_i^w edu_i(t,s)} \times N_{LKh_i^p h_i^w edu_i(t,s)} \right) \times N_n(t)}{N_i(t)}$
농가 1가구당 인적자본 스톡	$STOCK4 = \frac{STOCK3}{N_n(t)} \quad \text{cf. } N_n(t) : t\text{시점에서의 총 농가}$
농가구성원 1인당 인적자본 스톡	$STOCK5 = \frac{STOCK4}{N_{fam}(t)} \quad \text{cf. } N_{fam}(t) : t\text{시점에서의 농가당 평균 구성원수}$

4. 분석자료의 개요

분석에 이용된 자료는 2008년 농가경제조사 원자료(통계청)이고, 표본농가수는 2,643가구⁸이다. 다음의 <표 III-2>와 같이 기초통계량을 정리하였다. 경영주의 평균 연령은 64.9세, 농가당 평균 연령은 58.2세이고, 가족구성원수는 2.9명이다. 경영주의 평균 교육연수는 7.7년, 농가구성원 합산교육연수는 19.5년, 농가당 평균 교육연수는 6.7년이다. 농가소득은 28,300천원, 농가순소득은 19,700천원, 농업소득은 9,105천원, 농외소득 10,600천원으로 분석되었다.

농업소득 중 농가가 자가보유 토지와 자본, 노동에 대한 요소별 소득을 다시 계산해보면, 자영농지면적은 10,756.1m²(3,253.69평), 자영농지에 대한 토지소득은 4,529.3천원이고, 자가소유 자본총액은 66,000천원, 자가소유자본에 대한 자본소득은 1,978.6천원이다. 자가노동시간은 964.4시간, 고용노동시간은 236.8시간, 자가노동시간에 대한 노동소득은 2,597천원으로 나타났다. 총 노동시간은 1,201.2시간으로 연간 100일(20일 노동일 기준 일일 5시간)가량을 농업활동에 투입하고 있는 것으로 조사되었다.

⁸ 한국 농가의 인적자본 스톡 추정을 위한 연구이기 때문에 표본의 대표성을 고려해 임의적으로 농가를 제외하지 않고 조사된 모든 농가를 분석에 사용함.

표 III-2. 기초통계량

구 분	변수명	단위	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
농가인적정보	경영주 연령	(세)	2,643	64.9	10.3	30.0	91.0
	농가당 평균 연령	(세)	2,643	58.2	14.4	18.0	88.0
	경영주 교육연수	(년)	2,643	7.7	4.1	0.0	20.0
	농가합산 교육연수	(년)	2,643	19.5	12.9	0.0	86.0
	농가당평균교육연수	(년)	2,643	6.7	3.3	0.0	18.0
	가족구성원수	(명)	2,643	2.9	1.3	2.0	11.0
농가수지정보	농가소득	(천원)	2,643	28,300.0	26,900.0	-143,000.0	457,000.0
	농가순소득	(천원)	2,643	19,700.0	24,700.0	-153,000.0	444,000.0
	농업소득	(천원)	2,643	9,105.3	20,400.0	-159,000.0	438,000.0
	농외소득	(천원)	2,643	10,600.0	15,400.0	-9,784.5	183,000.0
농가생산요소 정보	토지소득	(천원)	2,643	4,529.3	7,279.6	0.0	146,000.0
	자본소득	(천원)	2,643	1,978.6	3,206.8	0.0	123,000.0
	노동소득	(천원)	2,643	2,597.4	20,500.0	-167,000.0	434,000.0
	자영농지면적	(㎡)	2,643	10,756.1	14,754.6	0.0	186,750.0
	자가소유자본총액	(천원)	2,643	66,000.0	107,000.0	0.0	4,100,000.0
	자가노동시간	(시간)	2,643	964.4	846.9	2.8	7,097.4
	고용노동시간	(시간)	2,643	236.8	734.9	0.0	9,768.8
	총 노동시간	(시간)	2,643	1,201.2	1,312.9	2.8	14,058.8

주: 농가수지정보와 관련된 부분은 생산자물가지수(2005=100)으로 모두 환산함.

자료: 농가경제조사 원자료(2008), 통계청.

실증분석 모형에 사용된 종속변수는 농가순소득이고, 독립변수는 농가구성원 합산 교육연수, 자영농지면적의 토지소득, 자가소유자본의 자본소득, 자가노동시간, 농외소득이다. 여기서 유념할 부분은 농가순소득 극대화를 위해서는 자영농지, 농업자기자본, 자가노동을 투입하는 것이라고 간주하기 때문에 사용된 변수들도 모두 이러한 개념으로 전환시켜 분석에 사용하였다.

첫째, 농가 단위의 인적자본 스톡 추정 연구이기 때문에 인구학적 특성인 교육수준도 농가 단위로 합산해서 산출하였다. 즉, 농가구성원 전체의 교육연수를 총 합산한 변수를 생성한 뒤 사용하였다.

둘째, 토지요소에 대한 대리변수로서 토지소득을 모형에 사용하였다. 토지소득을 산출하는 방법은 연평균 자영농지면적에 이자율 2%-2008년 농림사업 시행 지침에 의거해 농지매매사업의 이자율-를 적용하였다. 자영농지면적은 임대와 임차면적을 제외한 자가소유의 토지면적만을 계산하였다.

셋째, 자본요소에 대한 대리변수로서 자본소득을 모형에 사용하였다. 자본소득을 산

출하는 방법은 자가소유의 자본총액에 이자율 3%-2008년 농림사업 시행 지침에 의거해 농기계구입지원사업의 이자율-를 적용하였다. 자본총액은 통계청의 산출 공식 정의에 의하여 다음의 항목을 합산한 값인데, 임대와 임차를 제외한 자가소유자본만을 계산하였다.

- ① 토지자산의 토지개량, 개간 및 간척, 경지정리, 지목변경에 따른 연중증가액 중 투입 자본액(구입지불비, 자급재료비, 가족노동 평가액)
- ② 건물 및 구축물과 기계, 기구, 비품, 대식물, 대동물 등 토지를 제외한 농업용 고정 자산의 연초 현재가
- ③ 미처분 농축산물, 미사용 구입자재, 소동물 등 자가소유의 농업용 유동자산에 대한 연말 평가액
- ④ 연간 투입된 경상적 농업경영비(감가상각비, 미사용 구입자재 증감 제외)
- ⑤ 모든 금액을 2008년 생산자 물가지수로 환산(2005=100)

넷째, 노동요소의 대리변수로서 자가노동시간을 모형에 사용하였다. 자가노동시간이란 경영주·배우자·기타가족·농가구성원의 품앗이 노동시간을 모두 합산한 것을 말한다. 그리고 각각의 여성노동력을 0.8로 환산하여 총 노동시간에 적용하였다.

IV. 한국 농가의 인적자본 스톡 추정

1. 농가모형의 파라미터 추정

실증분석 모형은 log-log모형을 사용하였는데, 종속변수로는 농가순소득 로그값, 독립변수로는 자가소유의 생산요소인 토지, 자본, 노동 관련변수들의 로그값과 농가의 인적 특성을 나타내는 교육연수 변수를 이용하였다. 즉, 토지의 대리변수로서 자영농지에 대한 토지소득 로그값, 자본의 대리변수로서 자가소유자본에 대한 자본소득 로그값, 농업생산 활동의 대리변수로서 자가노동시간, 농외활동의 대리변수로서 농외소득을 사용하였다. 농가의 인구학적 특성을 나타내는 변수로는 농가구성원 합산교육연수를 사용하였다. 모형의 추정결과에서 계측된 파라미터 값을 인적자본 스톡을 추정하는 과정에 사용하였다. 전체 농가의 추정모형은 다음의 <식 IV-1>과 같다.

○ 전체 농가모형

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln L_i + \beta_2 \cdot \ln K_i + \beta_3 \cdot \ln h_{2i}^p + \beta_4 \cdot \ln h_{2i}^w + \beta_5 \cdot \ln edu_i + \mu_i \quad <\text{식 IV-1}>$$

($i = 1, 2, 3 \dots 2,643$)

W :농가순소득, L :자영농지면적의 토지소득, K :자가소유자본의 자본소득, h_2^p :자가노동시간,
 h_2^w :농외소득, edu :농가구성원 합산교육연수, μ :오차항, i : i 부분 농가

<표 IV-1>과 같이 오차항의 이분산성이 감지되어 GLS로 추정한 결과, 최종적으로 분석에 사용된 관측치는 2,287가구, F값은 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타났고, 조정된 R^2 은 0.5554인 것으로 분석되었다.

표 IV-1. 전체 농가모형의 GLS 추정결과

구 분	GLS 추정		
	parameter	t-value	(유의수준)
농가전체 교육연수	0.008222	6.51	***
토지소득 로그값	0.098412	8.26	***
자본소득 로그값	0.081092	5.83	***
노동시간 로그값	0.1436403	9.75	***
농외소득 로그값	0.4115937	38.33	***
상수항	6.507791	24.17	***
표본수	2,643		
관측치수	2,287		
F-value	572.10		
Pr > F	0.0000		
R2	0.5564		
Adj R2	0.5554		

주: *** 1%유의수준, ** 5%유의수준, * 10%유의수준

자료: 농가경제조사(2008), 통계청.

토지소득의 변화율, 자본소득의 변화율, 자가노동시간의 변화율, 농외소득의 변화율에 대해 농가순소득은 모두 양(+)의 계수를 가지고, 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 이 중에서 농외소득의 변화율이 농가순소득에 가장 큰 영향을 미침을 알 수 있었다. 농가구성원 합산교육연수도 농가순소득과 양(+)의 계수를 가지고, 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 비록 약 0.008%의 매우 작은 기여도이지만, 농가구성원이 교육을 많이 받으면 받을수록 농가순소득은 증가함을 증명해주고 있다. 결국 인적자본 스톡에도 영향을 미칠 수 있음을 예측해 볼 수 있다.

실증분석모형에서 궁극적으로 추정하고자 했던 농가의 효율성 파라미터(*efficiency parameter*)는 6.507791로 분석되어 인적자본 스톡 추정에 그 정보를 제공해 준다. β_0 의 의미는 토지와 자본, 노동시간, 농외소득, 교육수준이 아무것도 없는 상태의 농가순소득 수준을 나타내는 효율성 파라미터인 것이다.

추정결과를 통해 새롭게 발견된 점은 첫째, 농가의 경우 교육수준이 인적자본 스톡 증가에 영향을 미치지만, 기본적으로 농가가 보유하고 있는 토지 및 자본, 노동요소, 농외활동에 따라 농가순소득이 결정되고, 인적자본 형성 및 축적에도 영향을 미친다는 사실이다. 이것은 일반적인 임금근로자와 비교했을 때 새롭게 도출된 차이점으로, 근로자의 경우 자신의 지식과 기술, 훈련, 교육수준에 따라 생산성 및 임금이 결정되고, 인적자본 스톡의 축적에 영향을 미친다. 둘째, 농외소득의 기여도가 다른 생산요소보다 큰 기여를 하고 있는 점은 농업이라는 1차 산업이 더 이상 그 산업 내에서만 머무르지 않고 있다는 현실을 반영한다는 점이다. 즉, 농가는 소득극대화를 위해서 농가가 보유한 여러 요소들을 이용해 농업소득 창출에 투입하는 것보다 농외소득 창출에 투입하고 있다는 점이다.

2. 인적자본 스톡 추정결과

추정과정과 관련하여 고려되어야 할 사항은 앞의 이론적 모형에서 살펴보았던 가정 중 하나인 '인적자본은 투입된 인적자본 서비스에 비례하여 축적되거나 구입된다'라는 것이다. 즉, 플로우에서 스톡으로 전환하는 일정비율 γ 을 시장이자율로 간주하여 최종 스톡 추정량에 사용하였다⁹. 농가의 인적자본 스톡 추정결과는 다음의 <표 IV-2>와 같이 최종적으로 정리하였다.

⁹ 플로우에서 스톡으로 전환하는 비율에 대한 이론적 근거는 OECD 자본스톡 추정매뉴얼(조완우, 2007)에 기반을 둔. 즉, 자본서비스는 주어진 기간에 사용된 자본스톡이 제공할 수 있는 잠재적인 플로우를 추정하는 것인데, 이때 사용되는 방법 중 하나가 이자율을 적용하는 방식이라고 소개하고 있음. 이자율은 자산으로부터 예상되는 임대료를 현재가치로 환산하기 위한 할인율(*discount rate*)을 의미하는데, 실제 시장이자율로부터 할인율을 도출함. 따라서 본 연구에서는 사용되는 플로우에서 스톡으로 전환되는 일정비율을 시장이자율인 5%로 보고 추정에 인용하였음.

표 IV-2. 농가의 인적자본 스톡 추정결과

구분	효율성 파라미터	총 농가 플로우 (단위:10억)	농가당 플로우 (단위:천원)	인구당 플로우 (단위:천원)	총 농가 스톡 (단위:10억)	농가당 스톡 (단위:천원)	인구당 스톡 (단위:천원)
전체 농가	6.507791	1,756.6	1,449.3	551.2	35,132.6	28,986.1	11,024.5

주: 1. 제시된 값은 III장 추정식으로부터 설명되었던 stock3~stock5에 해당하는 부분임.

2. 시장이자율 5% 적용(플로우에서 스톡으로 전환)

한국 농가의 총 인적자본 플로우는 1.7조원이고 일정비율을 곱해서 스톡으로 환산하면, 한국 농가의 인적자본 스톡은 총 35.1조원으로 추정되었다. 그리고 농가당 인적자본 플로우는 1,449.3천원이고, 다시 일정비율만큼 스톡으로 환산하면, 28,986.1천원이다. 또한 농가구성원 1인당 인적자본 플로우는 551.2천원이고, 다시 스톡으로 전환하면 11,024.5천원인 것으로 분석되었다.

이런 추정결과에 대해 객관성 및 타당성을 확보하기 위하여 스톡과 관련된 연구결과 중에서 표학길(2003)의 자료를 검토하였다. <표 IV-3>과 같이 연구결과를 비교·정리해 보았다. 1995년~2000년까지 평균 총가구는 13,674.7천가구, 총인구는 45,372.4명이고 이 중 농가는 1,433.0천가구, 농업인구는 4,441.9천명으로 약 10%를 차지하고 있다. 6개년 전산업의 평균 실질GDP는 554.8조원으로 이 중 농업은 약 4%수준인 24.3조원을 차지하고 있다. 자본스톡 부분에서도 전산업 대비 농업 자본스톡은 약 4% 범위를 차지하고 있다. 즉, 농업의 총 자본스톡은 89.5조원, 순자본스톡은 42.9조원, 이들의 차이인 인적자본 스톡은 46.6조원인 것으로 나타났다. <표 IV-2>의 총 인적자본 스톡 추정결과인 35.1조원과 비교했을 때 약 11.5조원의 차이가 발생하고 있다.

농업의 가구·인구당 스톡 추정치는 전산업 대비 약 40% 수준을 보이고 있다. 즉, 전산업의 가구당 총 자본스톡은 164,600.9천원, 농가당 총 자본스톡은 62,474.6천원인 것으로 분석되었다. 전산업 가구당 인적자본 스톡은 77,342천원, 농가당 인적자본 스톡은 32,529.1천원으로 나타났다. 전산업 인구당 총 자본스톡은 49,609천원, 농업 인구당 총 자본스톡은 20,154.9천원이고, 인적자본 스톡은 전산업이 23,310.1천원, 농업은 10,494.2천원인 것으로 분석되었다.

따라서 <표 IV-2>와 <표 IV-3>을 비교했을 때 본 연구에서 도출된 농가의 인적자본 스톡 추정치와 비교시 큰 무리가 없는 결과임을 뒷받침해주고 있다.

표 IV-3. 전산업 대비 농업의 인적자본 스톡 추정치

구분	단위	전산업(A)	농업(B)	B/A(%)
총 가구	천가구	13,674.7	1,433.0	10.5%
총 인구	천명	45,372.4	4,441.9	9.8%
실질GDP	10억	554,881.1	24,335.8	4.4%
총 자본스톡		2,250,880.3	89,527.6	4.0%
순자본스톡		1,193,245.9	42,912.6	3.6%
인적자본 스톡		1,057,634.4	46,615.0	4.4%
가구당 총 자본스톡	천원	164,600.9	62,474.6	38.0%
가구당 인적자본 스톡		77,342.0	32,529.1	42.1%
인구당 총 자본스톡		49,609.0	20,154.9	40.6%
인구당 인적자본 스톡		23,310.1	10,494.2	45.0%

주 : 1. 모든 통계수치는 1995년에서 2000년까지 6개년 평균데이터 사용함.

2. 원 논문(표학길, 2003)에서는 산업별 총 자본스톡과 순자본스톡 추정에 초점을 맞춘 연구이기 때문에 인적자본 스톡 추정에 대한 부분은 언급되지 않았음. 산업별 총 자본스톡과 순자본스톡의 차이를 개념상 '산업별 인적자본 스톡'으로 볼 수 있다고 임의적으로 간주함. 따라서 추정치 비교가 정확하다고 볼 수는 없으나 인적자본 스톡 결과에 대해서 이해를 돕기 위해 소개하였음.
4. OECD(2001)정의에 의하면, 총(고정)자본스톡이란 어떠한 시점에 생산자가 보유한 모든 자산을 그 시점에서 다시 구입하는데 소요되는 비용으로 평가한 것을 말함. 생산자가 소유·임대한 자본스톡, 생산과정에 투입되지 않는 유헴자본스톡 모두를 포함함.

자료 : 1. 표학길(2003), 인용 및 재구성.

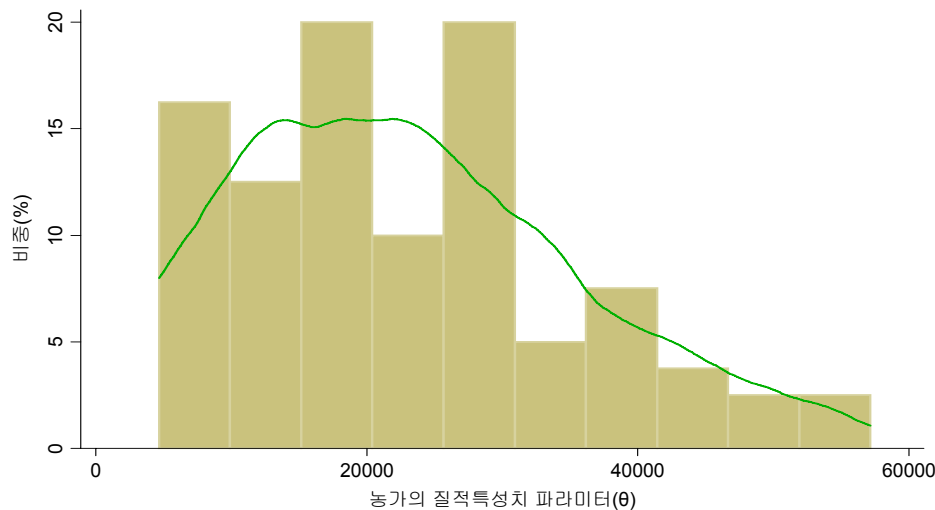
2. 인구주택총조사(1995, 2000), 통계청
3. 농업기본통계(1995~2000), 통계청
4. 국민계정(1995~2000), 한국은행

3. 추정결과의 고찰

효율성 파라미터와 인적자본 스톡 추정치를 농가의 질적 특성을 나타내는 지표로 보고, 이들의 결과를 다시 고찰해 보고자 한다. 첫째로, 농가의 특성치 그룹별 질적 지표의 분포, 둘째로, 농가의 인구학적 특성과 인적자본 스톡 추정치간의 상관관계를 살펴볼 것이다.

<그림 IV-1>과 같이 질적 지표 중 농가의 효율성 파라미터의 분포를 살펴보면, 파라미터의 중앙값에 해당하는 농가들이 전체에서 차지하는 비중이 높음을 알 수 있다. 중심축을 기준으로 왼쪽(효율성 파라미터값이 낮은 구간)부분에 농가가 집중적으로 분포하고 있고, 오른쪽(효율성 파라미터값이 높은 구간)으로 갈수록 농가의 비중이 낮음을 알 수 있다.

그림 IV-1. 농가의 효율성 파라미터 분포

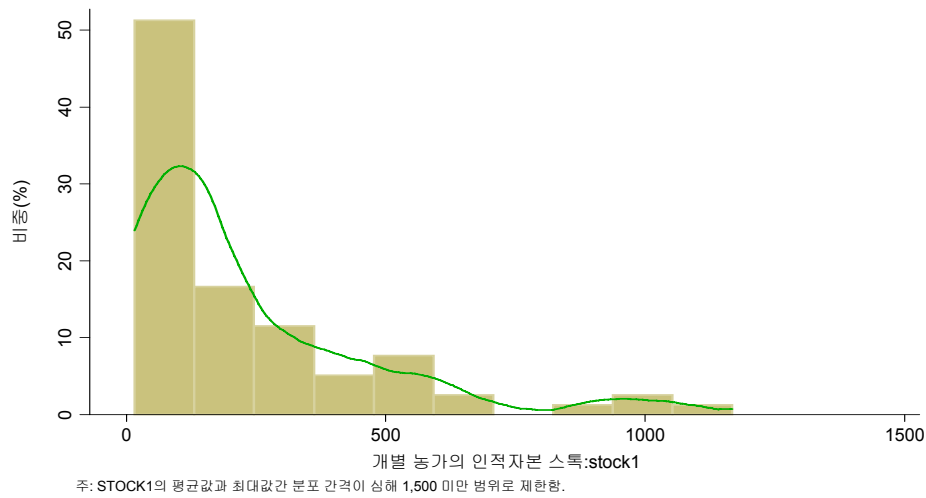


주: 변수의 분포양상을 보기 위해 kernel smoothing 방법으로 밀도 추정함. 이하 표에서도 동일함.

효율성 파라미터가 낮은 농가들이 전체에서 차지하는 비중이 높은 현상은 개별 농가의 인적자본 스톡 추정치 분포를 나타내는 <그림 IV-2>에서도 발견됨을 알 수 있다. 농가의 인적자본 스톡 추정치 분포형태는 추정치가 낮은 구간에 8~90%의 농가가 집중적으로 몰려있어서 효율성 파라미터의 분포형태보다 농가들의 쏠림현상이 더욱 심각한 것으로 분석되었다. 대부분의 농가들의 인적자본 스톡은 매우 낮은 수준임을 다시 보여주고 있다.

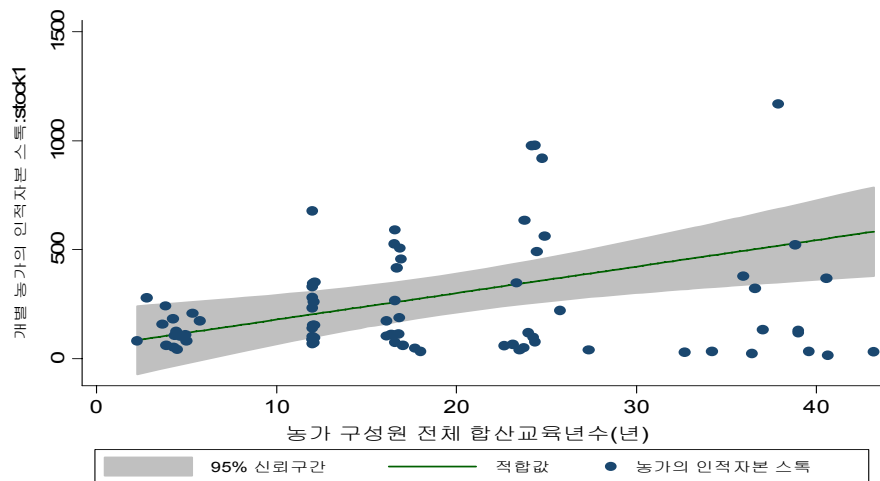
<그림 IV-1>와 <그림 IV-2>에서 보듯이 다수의 농가가 질적 특성을 나타내는 지표들이 낮은 구간을 중심으로 집중되어 있다는 것은 향후 한국 농업 전체의 질적인 성장 측면에서 봤을 때 우려할 만한 결과이다.

그림 IV-2. 농가의 인적자본 스톡 추정치 분포



농가의 인구학적 특성 중 교육수준과 인적자본 스톡 추정치간의 상관관계를 살펴보면, 다음의 <그림 IV-3>과 같다. 농가 전체의 교육연수가 높아질수록 인적자본 스톡 추정치는 높아지고 있다. 분포 형태가 다소 흩어져 있으나 95%의 신뢰구간 범위 내에서 다수의 관측치가 포함되어 있고, 선형관계가 뚜렷하다고 볼 수 있다. 즉, 교육과 인적자본 스톡 추정치 사이에 정관계를 보이고 있어서 향후 농가의 교육수준(외부교육 등을 포함) 향상이 인적자본 스톡 증가와 전반적인 농가단위의 효율성 개선에 긍정적으로 기여할 수 있음을 예측해 볼 수 있다.

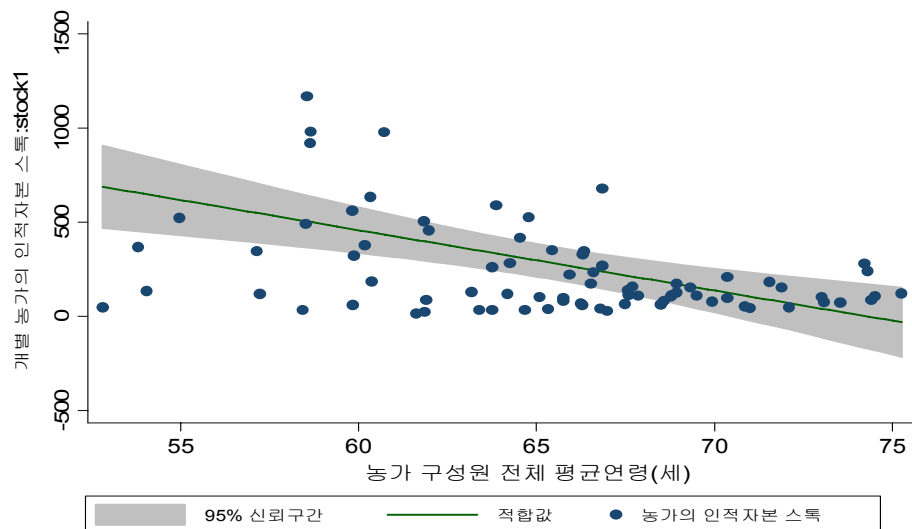
그림 IV-3. 교육수준과 인적자본 스톡 추정치와의 상관관계



주: STOCK1의 평균값과 최대값간 분포 간격이 상해 1,500 미만 범위로 제한함.

다음의 <그림 IV-4>는 농가의 인구학적 특성 중에서 경영주의 평균 연령과 인적자본 스톡 추정치간의 상관관계를 나타내주고 있다. 경영주 연령이 높아질수록 인적자본 스톡 추정치와는 역의 상관관계를 보여주고 있다. 95%의 신뢰구간 범위 내에서 다수의 농가가 포함되어 있으면서 역의 선형관계임을 뚜렷이 보여주고 있다. 점차 고령화 되고 있는 농촌 현실을 비추어 볼 때, 이는 한국 농업의 성장 및 경쟁력 차원에서 장애요인으로 작용할 것임을 짐작해 볼 수 있다.

그림 IV-4. 경영주 연령과 인적자본 스톡 추정치와의 상관관계



주: STOCK1의 평균값과 최대값간 분포 간격이 심해 1,500 미만 범위로 제한함.

V. 요약 및 시사점

1. 요약

인적자본 스톡 추정을 위해 Huffman and Orazem(2007)의 ‘다기간 농가 모형’을 토대로 한국 농업의 현실에 맞게 응용한 ‘2기간 농가 모형(a two-period agricultural household model)’을 수립하였다. 이론적 모형에서 도출된 의사결정변수를 이용하여 농가순소득 결정방정식을 도출했다. Mulligan and Sala-i-Martin(1995)의 질적 측면이 반영된 노동소득에 입각한 추정방법(LIHK)을 이용하여 ‘농가순소득에 입각한 총량적

인적자본 스톡 추정방식'을 구하였다. 질적 측면을 반영한 인적자본 스톡 추정을 위해서는 기준단위가 필요한데, Mincer의 임금방정식(1974)을 도입함으로써 '농가의 효율성 파라미터(efficiency parameter, β_0)'를 설정하였다. 농가순소득을 종속변수로, 농가가 소유한 생산요소 및 농가구성원 합산교육연수를 독립변수로 하는 log-log 형태의 실증분석 모형을 도출하고, 80개의 농가 특성치 그룹을 생성해서 스톡 추정식에 대입하여 농가의 인적자본 스톡을 추정하였다. 분석에 사용된 원시데이터는 2008년 농가경제조사(총 표본농가 2,643가구)이고, 표본의 대표성을 고려해 임의적으로 삭제하지 않고 모두 사용하였다. 모형 추정결과, 모든 변수가 양(+)의 계수를 가지고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 효율성 파라미터는 전체 농가가 6.507791로 도출되었다. 한국농가의 총 인적자본 스톡은 35.1조원으로 산출되었고, 농가당 28,986.1천원, 농가구성원 1인당 11,024.5천원인 것으로 나타났다. 이는 기존의 스톡 추정과 관련된 연구결과와 비교해도 비슷한 수준임을 알 수 있었다.

그래프 분석에서도 살펴봤듯이 농가의 질적 특성을 나타내는 지표의 분포형태는 파라미터값이 낮은 구간에 대부분의 농가가 집중적으로 분포되어 있는 결과를 보여주었다. 농가의 교육연수가 높을수록, 연령이 낮을수록 질적 지표의 값이 높아지는 것으로 분석되었다.

2. 시사점 및 향후 과제

첫째, 농가가 보유한 생산요소인 토지, 노동, 자본서비스가 많을수록, 농가의 전체적 교육수준이 높을수록 인적자본 스톡 총량 증가에 영향을 미치게 됨을 알 수 있었다. 이것은 지식과 기술, 훈련, 교육수준에 따라 생산성 및 임금이 결정되는 임금 근로자와 농가의 스톡추정시 큰 차이점으로서 농가는 보유하고 생산요소가 교육수준보다 인적자본 형성에 더 큰 영향을 미친다는 점이다.

둘째, 농가의 교육수준과 인적자본 스톡간 정의 상관관계가 존재함을 밝혀냄으로써 교육과 같은 투자가 인적자본 스톡의 증가에 긍정적인 기여를 하고 있음을 증명하였다. 향후 교육에 대한 지속적 관심과 투자가 농가단위의 효율성 개선, 농업분야의 질적 성장을 위해 필요하다는 판단 근거를 제공해 주고 있다. 다만, 농가의 연령이 높아질수록 질적 지표들이 낮아지고 있는, 역의 상관관계를 갖고 있다는 것은 점차 고령화되고 있는 현실에 비추어 볼 때 이와 관련된 대책도 동시에 병행되어야 함을 알 수 있다.

학교의 정규교육보다 영농경험, 외부의 비정기적인 생산 기술 및 경영 교육 등이 많

은 현실을 고려해 볼 때, 자료의 제약으로 인하여 이것을 이론적 모형의 가정에 고려하지 못한 것은 본 연구의 한계점이면서 향후 보완해야 할 과제이다.

그러나 농업분야의 경쟁력 강화와 지속적인 성장을 위해서 농가의 인적자본이 중요한 요소임을 밝혀내고자 하였으며, 효율성 차이를 발생하게 하는 농가의 인구학적 요인을 분석함으로써 점차 고령화가 진행되고 있는 농촌의 노동현실을 파악하는데 도움을 주고자 하였다. 이와 더불어 농가의 교육수준 향상은 정부와 농가의 의지로 해결할 수 있는 부분이라는 희망적인 메시지를 줄 수 있었고, 농업인력 육성정책의 구체적인 판단 근거를 제시했다는 점이 본 연구의 의의 및 기여하는 점이다.

참고 문헌

- 강대구. 2004. 「농업인력 구조변화에 따른 정예농업인력 육성방안 연구」. 농림부 정책과제보고서.
- 김종구. 2007. 「우리나라 지역 인적자본 추정과 지역경제 성장요인 분석」. *경제연구* 1:29.
- 농림부. 2006. 「농업교육체계 개편방안」.
- 이남철, 이공희. 2001. 「인적자본 스톡 측정 연구(II)」. 한국직업능력개발원(연구보고서).
- 이종화, 김선빈. 1995. 「한국의 인적자본 추계(1963 - 1993)」. *국제경제연구* 1(2): 33-64.
- 표학길. 2003. 「한국의 산업별 · 자산별 자본스톡추계(1953~2000)」. *한국경제의 분석* 9(1):203-282.
- 표학길, 이근희, 하봉찬. 2005. 「한국경제의 산업별 성장요인 분석과 생산성 추계(1984-2002)」. *한국경제의 분석* 11(1):109-160.
- Ahlroth, S., A. Bjorklund and A. Forslund. 1997. "The Output of the Swedish Education Sector." *Review of Income and Wealth* 43(1): 89-104.
- Becker, G. S. 1964. *Human capital : a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. 4th. New York, National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press.
- Becker, G. S. 1992. "Human Capital and the Economy." *Proceedings of the American Philosophical Society* 136(1):85-92.
- Dagum, C. and D. J. Slottje. 2000. "A new method to estimate the level and distribution of household human capital with application." *Structural Change and Economic Dynamics* 11(1-2): 67-94.
- Eisner, R. 1989. *The total incomes system of accounts*. Chicago, The University of Chicago Press
- Graham, J. W. and R. H. Webb. 1979. "Stocks and Depreciation of Human Capital: New Evidence from a Present-Value Perspective." *Review of Income and Wealth* 25(2): 209-233
- Ho, M. S. and D. W. Jorgenson. 1999. *The Quality of the U.S. Workforce, 1948-95*. NBER Summer Institute on Productivity, Bureau of Labor Statistics:1-48.
- Huffman, W. E. and P. F. Orazem. 2007. "Agriculture and Human Capital in Economic Growth: Farmers, Schooling and Nutrition." *Handbook of Agricultural Economics* 3: 2281-2342.
- Jeong, B. 2002. "Measurement of human capital input across countries : a method based on the

- laborer's income." *Journal of Development Economics* 67: 333-349.
- Jorgenson, D. W. and B. M. Fraumeni. 1989. *The accumulation of human and nonhuman capital, 1948-84*. Chicago, The University of Chicago Press.
- _____. 1992. "The Output of the Education Sector." *Working Papers in Output Measurement in the Service Sector, Harvard Institute of Economic Research*:303-338
- Kendrick, J. W. 1976. *The Foundation and Stocks of Total Capital*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Koman, R. and D. Marin. 1999. "Human capital and macroeconomic growth: Austria and Germany, 1962-1992." *Munich Economics*:1-43.
- Laroche, M. and M. Merette. 2000. Measuring Human Capital in Canada. *Ministere des Finances du Canada* 5 :1-34.
- Lucas, R.E.. 1988. "On the mechanics of economic development." *Journal of Monetary Economica*. 22(1):3-42.
- Macklem, R. T. 1997. "Aggregate Wealth in Canada." *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* 30(1): 152-168.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, Human Behavior & Social Institutions No. 2(National Bureau of Economic Research, Inc.)
- Mulligan, C. B., X. Sala-i-Martin, et al. 1995. *A labor-income-based measure of the value of human capital : an application to the states of the United States*. Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- _____. 1997. "A labor income-based measure of the value of human capital: an application to the states of the United States." *Japan and the World Economy* 9(2): 159-191.
- OECD. 1998. *Human Capital Investment : An International Comparison*. Paris, OECD.
- _____. 2001. *The Well-being of Nations : The Role of Human and Social Capital*. Paris, OECD.
- Romer, P. M. 1989. *Human capital and growth: Theory and evidence*. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research(3173).
- Schultz, T. W. 1960. "Capital Formation by Education." *The Journal of Political Economy* 68(6): 571-583.
- _____. 1961. "Investment in Human Capital." *The American Economic Review* 51(1): 1-37.
- Tao, H. L. and T. F. Stinson. 1997. *An Alternative Measure of Human Capital Stock*. Bulletin 97-1, Economic Development Center, University of Minnesota(97-1):1-31.
- Trinh, L. T. V., J. Gibson and L. Oxley. 2003. "Cost- and income-based measures of human capital." *Journal of Economic Surveys* 17(3):271-307.
- Thurow, L. C. 1970. *Investment in human capital*, Belmont, Calif. Wadsworth Pub. Co.
- Wei. 2001. *Measuring the stock of Human Capital for Australia: A lifetime labour income approach* (Methodology Advisory Committee). Australian Bureau of statistics working paper 1352.0.55.045.:1-29.
- World Bank. 2006. *Where is the Wealth of Nations : Measuring Capital for the 21st Century*. The International Bank for Reconstruction and Development , The World Bank:1-208.

<부록1> 인력육성정책 사업별 예산투입 변화 (2003~2009)

단위: 사업비-백만원

구분			2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
후계농업 경영인 육성	후계농업인 육성사업	총 사업비	193,710	81,710	81,000	191,000	204,388	209,988	206,007
	신규후계 농업인육성	사업량(명)	800						
		사업비	24,000						
	취농창업 후계농업인	사업량(명)	1,200						
		사업비	72,000						
	창업농 지원사업	사업량(명)	1,910	1,125	1,000	1,000			1,600
		사업비	96,000	80,000	80,000	70,000			88,000
	후계농업경영인 육성	사업량(명)					1,507	1,705	
		사업비					83,000	88,000	
	여성농업인 센터운영지원	사업량(개소)	18	18					
		사업비	1,710	1,710					
	농업인턴제 (농산업인턴제)	사업량(명)			113	104	111	200	250
		사업비			500	500	600	1,200	1,507
	창업농후견인제 (창업농멘토제)	사업량(명)			108	100	121	100	100
		사업비			500	500	500	500	500
농업인 자녀지원	우수농업경영인 추가지원사업	사업량(명)				1,829	1,772	1,670	1,450
		사업비				120,000	120,000	120,000	116,000
컨설팅	농업경영 컨설팅지원	사업량(명)							
		사업비					288	288	
농업인 자녀지원	학자금 지원 및 양육비,인력지원 비	사업비	97,496	141,661	102,010	123,456	151,097	49,534	56,060
컨설팅	농업경영 컨설팅지원	사업비	5,695	6,550	8,000	8,640	8,640	9,600	11,040

자료: 농림사업시행지침서(각연도, 농림수산물부)에서 인용하여 재구성함.

<부록2> 선행연구의 정리 및 요약

연구자	접근방법	대상국가	분석시기	결과 및 시사점
kendrick(1976)	비용접근법	미국	1929-1969	· 인적자본 스톡은 물적자본 스톡보다 더 크고 더 빨리 성장함.
Graham&webb(1979)	소득접근법	미국	1969	· 1969년 미국 남성의 인적자본 스톡은 \$2조9천억 · 교육이 모든 연령에 걸쳐서 부를 증대시키는데 강력한 상관관계가 있다고 밝힘.
Eisener(1989)	비용접근법	미국	1945-1981	· 인적자본 스톡은 물적자본 스톡 수치만큼 크게 나타남. · 소득 측정방법에 대한 비판으로는 개인의 총소득에서 비용항목을 빼지 않았다는 것임.
Jorgenson and Fraumeni(1989,1992)	소득접근법	미국	1948-1986	· 실질적인 인적자본스톡은 1949년에 \$92조에서 1984년 \$171조로 거의 2배가 됨. · 1992년 연구에서는 20%더 높게 나타남.(이유는 학교등록률 데이터를 추가 사용함.) · per capita는 1948년 \$742,000에서 1986년 \$855,000으로 15% 증가함. · 이 중 여성의 비중은 약 40%이었음. 노동시장 기준으로는 인적자본의 비율은 약 30%임. · 규모면에서는 물적자본보다 인적자본은 12배에서 16배까지 더 컸음.
Tao and Stinson(1997)	소득접근법&비용접근법 혼용	미국	1963	· 인적자본 스톡치 : 1963년-1988년 사이에 6배 차이 · 인적자본의 증가율: 여성(135%), 남성(75%)
koman and Marin(1997)	소득접근법 (Mulligan and Sala-i-Martin의 방법)	호주 독일	1980,1985, 1990,1992	· 인적자본은 전체인구에서 평균교육연수보다 더 빨리 증가함. · 시계열자료에서는 Solow Model에서 증가된 인적자본과 일치하지 않음
Mulligan and Sala-i-Martin(1997)	소득접근법	미국 (48개주)	1940-1990 (10년단위)	· 전체적으로 인적자본스톡은 1940년과 1950년 사이 꾸준히 감소. · 1990년 이후에야 꾸준히 증가 · 1980년과 1990년 사이에 총 인적자본스톡은 52%까지 증가함.
Macklem(1997)	소득접근법 (거시적 관점에 초점을 맞춤)	캐나다	1963-1994 (4분기)	· per capita는 1963에서 1973년까지 급격히 증가함. · 그리고 1980대 중반에 감소했으나 그 이후 다시 증가함. · 비인적자본 복지 대비 인적자본 복지 비율은 1960년대 8:1에서 1990년대 3:1로 떨어짐.

연구자	접근방법	대상국가	분석시기	결과 및 시사점
Ahlroth et al.(1997)	소득접근법 (Jorgenson and Fraumeni의 방법)	스웨덴	1968,1974, 1981,1991	• 심지어 인적자본 스톡의 가장 낮은 수치가 물질 자본보다 6배에서 10배 사이로 나옴(세전소득 에서 세금을 제외).
Laroche and Merette(2000)	노동소득접근법 (komanandMarin's 방법 (1997, MulliganandSala- i-martin))	캐나다	1971	• 1976년과 1996년 사이 : 학력 15% 증가 • Koman and Marin 방법에 의해 1인당 인적자본 (Per Capita) 33% 증가 • 직장경험치까지 계산하면 45% 증가
dagum and slottje(2000)	소득접근법 & 비용접근법 혼용	미국	1982	• Kendrick의 1969년 per capita 추측치 2배 • 그러나 Jorgenson and Fraumeni(1989,1992) 추정 의 일부분에 불과함.
Wei(2001)	소득접근법 (Jorgenson and Fraumeni의 방법)	호주	1981-1996	• 1996년 가격으로 호주의 경제활동연령에 있는 인구의 인적자본 스톡을 측정한 결과 1981년에 \$1조7천억에서 1996년 \$2조1천억으로 증가했 으나 1991에 급격한 감소가 일시적으로 있었음. • 인적자본 스톡은 물질자본 스톡보다 시간이 흐 름에 따라 비율은 감소하지만 규모는 큼.
Jeong(2002)	소득접근법	45개국		• 후진국은 선진국의 2.2~2.8배를 생산과정에서 인적자본 투입물을 덜 사용하는 것으로 파악함. • 국가간 인적자본 측정과 산출물에서 차이를 보 인 것을 비교해 본 것은 의미있지만 차이가 작 음.
Trinh et al.(2003)	소득접근법 (Jorgenson and Fraumeni의 방법)	뉴질랜드	1981,1986, 1991,1996, 2001	• 남성 무학력자들은 여성무학력자들보다 줄어드 는 속도가 더 빠름.

주: per capita는 1인당 인적자본을 말함.

자료: 해당 저자의 각 논문 및 Trinh et al.(2003)을 토대로 인용 및 재구성함.