



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학박사 학위논문

농업인력 구조 변화와 성과

- 총노동투입과 소득변동성 -

2023년 8월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

임 지 은

농업인력 구조 변화와 성과

- 총노동투입과 소득변동성 -

지도교수 정 진 화

이 논문을 경제학박사 학위논문으로 제출함

2023년 8월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

임 지 은

임지은의 박사 학위논문을 인준함

2023년 8월

위원장 권 오 상 (인)

부위원장 정 진 화 (인)

위원 유 도 일 (인)

위원 이 종 욱 (인)

위원 강 동 우 (인)

국문초록

그간 우리나라 농업인력 규모가 크게 감소하고 그 구성 또한 변화하면서 농업 부문은 지속적인 인력 부족 문제를 겪고 있다. 이에 따라 농업인력 질적 증대의 중요성이 높아지고 있는데, 농업인력의 질 향상은 실질적인 노동투입의 양을 증가시키는 효과가 있을 뿐 아니라 농가의 소득에도 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 본 연구는 농업인력 구성 변화에 따른 질적조정 노동투입, 즉 총노동투입지수를 도출하고, 농가의 인적자본 수준에 따라 농가소득의 하방변동성이 낮아지는 긍정적인 효과를 확인하고자 하였다.

먼저 농업 부문의 총노동투입지수를 도출하기 위해 다양한 출처의 노동통계 자료를 검토하고, 농업 부문 노동투입 지표 산출에 적합한 자료를 선택하였다. 해당 자료는 경제활동인구조사 및 부가조사, 지역별고용조사, 농가경제조사, 한국노동패널조사 원자료이다. 분석기간은 이용 자료에 따라 1991년~2021년 또는 2009년~2021년이다. 농업인력의 종사상지위, 성별, 교육, 연령 특성 범주를 조합하여 총 48개 특성 범주별 근로시간(노동투입량)과 시간당 노동보수(생산성) 자료를 구성하였다. 범주별 자료는 톨크비스트 지수(Törnqvist index)로 합산하였다.

이용 자료와 노동보수 계산 방식에 따라 총 8개의 총노동투입지수를 도출한 결과, 임금농 노동보수만 이용하는 경우에 비해 자영농 노동보수를 별도로 적용하는 경우에 총노동투입지수가 더 작게 나타났다. 대다수 선행연구의 방식대로 임금농 노동보수만 이용하는 경우 농업 부문 총노동투입지수가 과대평가될 수 있다는 의미이다. 한편 농업인력의 학력별 구조 변화는 농업인력의 질적 증대에 가장 크게 기여한 반면, 연령별 구조 변화는 농업인력의 질적 하락을 야기했다. 본 연구에서 제시한 농업 부문 총노동투입지수와 KIP DB 자료를 이용하여 1995년~2020년 총요소생산성을 도출한 결과, 총요소생산성 연평균 증가율의 최대 격차는 0.45%p

였다. 본 연구 결과는 향후 노동투입 지표를 이용하는 다른 연구에 있어서 참고할 기준 자료로 이용될 수 있을 것으로 기대한다.

다음으로 5년 단위 패널 자료인 농가경제조사(2003년~2021년)를 이용하여 농가 경영주의 인적자본이 농업소득·농외소득·농가소득 하방변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 하방변동성 지표는 농가별 4년~5년 간 소득의 하방 준변이계수이다. 표본그룹별 자료를 풀링하되, 표본그룹 및 권역 고정효과를 포함하여 일반 최소제곱법으로 추정하였다. 인적자본 변수로는 경력(경영주 연령 또는 잠재경력)과 학력(경영주 교육년수)을 사용하였다. 그러나 경영주 연령은 잠재경력에 비해 농가의 경력을 잘 대변하지 못하는 것으로 판단되어 잠재경력을 이용한 모형 위주로 검토하였다. 농가가 농업소득 하방변동성을 관리하기 위해 조정하는 변수는 농업노동내 가족 노동투입 비중과 품목군 집중도이다. 농외소득 하방변동성을 관리하기 위해 조정하는 변수는 농외노동투입 시간이다. 단, 농외노동투입 시간은 농가경제조사에서 제공하지 않는다. 따라서 농외노동투입 시간과 반비례 관계가 있을 것으로 추정한 성인 가구원 1인당 농업투입시간을 사용하였다. 농가는 위험회피적이며 절대위험회피감소(DARA) 형태의 위험선호를 가진다고 가정한다.

분석 결과, 소득유형에 따라 결과에 다소 차이는 있으나 농가 인적자본 축적은 소득 하방변동성을 낮추는 효과가 있었다. 경영주의 잠재경력은 농업소득이나 농가소득의 하방변동성을 낮추었다. 경영주의 교육년수 증가는 개별 소득유형(농업소득, 농외소득)의 하방변동성보다는 전체 농가소득의 하방변동성을 낮추는 효과를 보였다. 상대적으로 농외활동의 시간당 보수가 높은 고학력 농가는 농업활동과 농외활동 간 노동투입을 조정하여 보다 용이하게 전체 농가소득 하방변동성을 관리하는 것으로 보인다. 한편 전체 표본 대상 분석에서 인적자본 수준은 기대와 달리 농외소득 하방변동성을 높이는 부정적 영향을 보였는데, 이는 고소득 농가 집단에서 위험선호도의 이질성이 크기 때문으로 추정하였다. 실제로 분석 대상을 저소득 농가로 한정하면 농외소득 하방변동성에 대한

교육년수의 부정적 효과는 없어지고 잠재경력의 긍정적 효과가 추가로 나타났다. 한편 농가 조정 변수는 대부분 예상과 일치하는 방향으로 하방변동성에 영향을 미쳤으며, 일부 모형에서 인적자본 변수와 상호작용을 통한 긍정적 효과를 보였다. 예를 들어 전체표본 대상 분석에서 고학력 경영주일수록 품목수입 다각화를 통해 농업소득 하방변동성을 효과적으로 낮추었다. 고학력 농가는 다각화를 통해 하방변동성을 낮추는 데 필요한 새로운 정보나 재배기술 습득에 유리하기 때문일 것이다. 또한 교육수준 증가는 전체표본과 고소득 농가에서 1인당 농업노동시간 증가와 상호작용하여 농가소득의 하방변동성을 늘리는 것으로 나타났다. 반대로 해석하면 고학력 경영주일수록 농업활동 시간을 줄이고 농외활동 시간을 증가시킴으로써 농가소득 하방변동성을 줄일 수 있다는 것이다.

농가의 자체적인 소득변동성 관리 효과를 높이려면 농가의 인적자본 수준을 늘리는 동시에, 농가가 최적 결정에 따라 원활하게 노동투입과 품목집중도를 조정할 수 있도록 도와야 할 것이다. 관련 방안으로 농업인력 수급 안정화, 고학력 농가 가구원이 종사할 수 있는 일자리 활성화 등이 있다. 이를 통해 농가의 자체적인 소득 하방변동성 관리가 이루어진다면 장기적으로 농가의 소득안정화 정책 부담을 줄일 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 총노동투입지수, 질적조정 노동투입, 노동보수, 소득 하방
변동성, 인적자본

학 번 : 2018-37287

목 차

제 1 장	서론	1
제 1 절	연구배경 및 필요성	1
제 2 절	연구내용	2
제 3 절	주요 개념	3
제 2 장	농업인력 현황과 관련 통계 특징	9
제 1 절	농업인력 구성 변화와 노동보수	9
제 2 절	농업인력 관련 통계 검토	15
제 3 장	농업인력 구조 변화와 생산성	25
제 1 절	서론	25
제 2 절	노동투입 지표 관련 연구	26
제 3 절	분석방법 및 자료	35
제 4 절	농업 부문 총노동투입지수	46
제 5 절	소결	63
제 4 장	농가의 인적자본과 소득변동성	67
제 1 절	서론	67
제 2 절	농가의 인적자본과 소득변동성 관련 선행연구	69
제 3 절	분석방법 및 자료	77
제 4 절	소득의 하방변동성 분석 결과	93
제 5 절	소결	115
제 5 장	결론	120
참 고 문 헌		124
부 록		131
Abstract		152

표 목 차

<표 1-1> 주요 개념 및 범위	8
<표 2-1> 농가 가구주 및 배우자의 노동투입 유형별 분포 · 13	
<표 2-2> 통계출처별 농업 취업자 수	18
<표 2-3> 통계출처별 농업 주당 평균근로시간	19
<표 2-4> 통계출처별 시간당 보수 비교(2010년, 2020년)	23
<표 3-1> 주요 자료별 노동투입 산출 방식 비교 (국내 선행연구)	31
<표 3-2> 질적조정을 반영한 노동투입(총노동투입) 계산 방식 구분	40
<표 3-3> 임금농 및 자영농의 시간당 보수 추정 방법	53
<표 3-4> 노동시간, 노동의 질, 1차질적부분지수, 총노동투입지수의 연평균증가율	57
<표 3-5> 계산방식별 총노동투입지수에 따른 농업 중요소생산성 연평균증가율(1995년~2020년)	60
<표 3-6> 본 연구와 선행연구의 우리나라 농업 성장회계분석 결과 비교	60
<표 3-7> 미국 선행연구의 농업 성장회계분석 결과 비교	61
<표 3-8> 국내외 선행연구의 전산업 성장회계분석 결과 비교 · 62	
<표 4-1> 표본그룹별 가구당 시계열 개수 분포	86
<표 4-2> 경영주 연령대별, 학력별 소득 수준 및 변동성	88
<표 4-3> 농가 소득변동성 분석 변수 기초통계	89
<표 4-4> 소득유형별 하방 준변이계수 추정	95
<표 4-5> 소득유형별 하방 준변이계수 추정 (HC×Adjust 교차항 추가 모형)	100
<표 4-6> 소득유형별 하방 준변이계수 추정 (잠재경력 이용, 농가소득수준별)	106
<표 4-7> 소득유형별 하방 준변이계수 추정(잠재경력 이용,	

	농가소득수준별, HC×Adjust 교차항 추가 모형) ···	107
<표 4-8>	농가소득 수준별·소득유형별 하방변동성에 대한 인적자본 변수의 한계효과(잠재경력 이용, 교차항 포함 모형 기준)	110
<표 4-9>	평균소득 유무에 따른 수준별·소득유형별 하방 준변이계수 추정 결과 비교 (잠재경력 이용 모형 기준)	112
<표 4-10>	평균소득 유무에 따른 수준별·소득유형별 하방 준변이계수 추정 결과 비교 (잠재경력 이용, 교차항 포함 모형 기준)	112
<표 4-11>	농가소득 하방 준변이계수 추정 (잠재경력 이용, 농가소득수준별)	114
<부표 1>	남성과 여성 임금농의 임금 및 취업 확률 추정 (경제활동인구조사 부가자료)	131
<부표 2>	남성 임금농의 임금 추정(지역별고용조사)	132
<부표 3>	여성 임금농의 시간당 보수 추정(지역별고용조사)	133
<부표 4>	남성의 취업 확률 추정(지역별고용조사)	134
<부표 5>	여성의 취업 확률 추정(지역별고용조사)	134
<부표 6>	농가의 시간당 보수 추정(농가경제조사)	135
<부표 7>	자영농 시간당 보수 및 취업 확률 추정 (한국노동패널)	137
<부표 8>	노동투입 지표를 이용한 국내외 선행연구(전산업)	138
<부표 9>	농업 노동투입 지표를 이용한 국내 선행연구	140
<부표 10>	농업 노동투입 지표를 이용한 국외 선행연구	143
<부표 11>	교육수준이 소득변동성에 미치는 영향을 분석한 선행연구	145
<부표 12>	교육수준과 농외소득활동/농외소득의 관계를 분석한 선행연구	146
<부표 13>	소득유형별 하방 준변이계수 모형의 표본그룹 및 권역 더미 추정치	149

<부표 14> 소득유형별 하방 준변이계수 모형 (HC×Adjust
교차항 추가)의 농가 기타특성 및 통제변수 추정치 · 150

그 립 목 차

<그림 2-1> 농업 취업자와 전체 취업자 대비 비중	9
<그림 2-2> 농업 종사상지위별 취업자	10
<그림 2-3> 농업 성별 취업자와 전산업 취업자	11
<그림 2-4> 농업과 전산업의 여성 취업자 비중	11
<그림 2-5> 농업 외국인 근로자 수	12
<그림 2-6> 농촌 남녀 실질 농업노동임금	15
<그림 2-7> 통계출처별 농업 총근로시간 추이	21
<그림 2-8> 농가 농업 노동투입시간 구성	21
<그림 3-1> 농업 취업자의 교육수준별 총근로시간 구성 변화 (1990년~2020년) 및 교육수준별 시간당 실질보수 (2010년, 2020년)	46
<그림 3-2> 계산방식별 총노동투입지수 비교 (계산방식 1~4, 1991년 기준)	48
<그림 3-3> 계산방식별 노동질적지수 비교 (계산방식 1~4, 1991년 기준)	48
<그림 3-4> 계산방식별 총노동투입지수 비교 (계산방식 5~8, 2009년 기준)	49
<그림 3-5> 계산방식별 노동질적지수 비교 (계산방식 5~8, 2009년 기준)	50
<그림 3-6> 계산방식별 총노동투입지수 비교 (계산방식 1~8, 2009년 기준)	52
<그림 3-7> 계산방식별 노동질적지수 비교 (계산방식 1~8, 2009년 기준)	52

<그림 3-8>	노동질적지수에 대한 근로자 특성별 기여도 분해(1차 질적부분지수 - 계산방식 1~4)	54
<그림 3-9>	노동질적지수에 대한 근로자 특성별 기여도 분해(1차 질적부분지수 - 계산방식 5~8)	55
<그림 3-10>	계산방식별 총노동투입지수에 따른 농업 총요소생산성 추이	58
<그림 4-1>	농가소득의 구성	88
<부도 1>	농업 취업자의 종사상지위별 총근로시간 구성 변화 (1990년~2020년) 및 종사상지위별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)	147
<부도 2>	농업 취업자의 성별 총근로시간 구성 변화 (1990년~2020년) 및 성별 시간당 실질보수 (2010년, 2020년)	148
<부도 3>	농업 취업자의 연령대별 총근로시간 구성 변화 (1990년~2020년) 및 연령대별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)	148

제 1 장 서론

제 1 절 연구배경 및 필요성

우리나라 농업인력은 산업구조 변화와 함께 그 규모가 크게 줄었을 뿐 아니라 구성도 달라졌다. 산업구조가 1차산업에서 2·3차 산업으로 이행하면서 농업 취업자가 감소하였고 농촌인구가 급속히 고령화됨에 따라 농업인력 확보가 우리나라 농업 분야의 주요 과제로 대두되었다. 그간 기반사업과 농업기계화 등으로 농업 생산성이 향상되었으나 노동집약적 품목이 다수이고 특정 시기에 노동투입이 집중되는 농업의 특성상 농업인력의 중요성은 여전히 높다. 현실적으로 농업인력 양적증대에는 한계가 있으며 실질적인 노동투입 증가로 이어지는 농업인력 질적증대의 중요성이 더욱 커졌다.

농업인력의 질적 수준을 반영한 총노동투입량, 즉 질적조정 노동투입(quality-adjusted labor input)을 산출함으로써 농업인력 투입의 변화 양상을 파악할 수 있다. 이는 향후 농업인력 정책의 방향과 실행 속도를 설정하는 데 참고가 될 것이다. 노동의 이질적 생산성을 반영한 질적조정 노동투입은 노동생산성이나 총요소생산성 분석 시 흔히 사용된다. 실질적인 노동투입을 잘 계측하여 해당 투입지표를 이용한 분석결과의 신뢰도를 높일 수 있다. 가령 노동생산성 계산 시 농업인력의 질적향상을 반영하지 않은 노동투입 지표를 사용하면 노동투입이 과도하게 낮게 측정되어 노동생산성은 실제보다 과대평가될 수 있다. 그런데 노동의 질을 정확하게 측정하기는 어려우므로 여러 계산 방식에 따른 총노동투입 산출 결과를 비교함으로써 어떠한 방식으로 계산하는 것이 적합할지 논의해 볼 수 있다.

농업생산 투입 요소로서의 질적증대 뿐만 아니라 농업 경영 주체로서의 농업인력 질적증대도 중요한 의미를 갖는다. 농업인의 질적증대는 노동보수 증가로 이어지며 이는 농가소득 및 효용과 연결된다. 인적자본

축적은 생산성 향상에 의한 소득 증대와 더불어 생산요소 투입을 결정하고 배분을 효율화하는 등의 최적 의사결정에도 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

농가의 효용이 소득 수준뿐 아니라 소득변동성에 따라서도 영향을 받는다면, 농가는 소득이 크게 변동하는 상황을 회피하고자 할 것이다. 농가가 생산요소의 적절한 배분 등의 조정을 통해 소득변동성을 완화할 때 농가 인적자본 수준이 긍정적으로 작용한다면 농가 인적자본 축적의 중요성이 더욱 강조된다. 농가의 자체적인 소득변동성 관리 능력이 높아지면 장기적으로 소득안정화와 관련된 정책 부담도 줄일 수 있을 것이다. 또한 농가가 적절한 소득을 확보하고 변동성을 잘 관리할 수 있게 되면 이는 농가의 생활안정성을 높이며, 향후 농업 부문의 인력 유입에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 더 나아가 농업을 주요 산업으로 하는 농촌지역의 유지에도 큰 역할을 할 수 있을 것이다.

제 2 절 연구내용

본 연구는 농업인력의 구조 변화와 성과 측면에서 두 가지 주제를 다루고 있다. 첫 번째는 농업인력의 구조 변화에 따른 실질적인 총노동투입 수준(질적조정 노동투입)을 파악하는 것이다. 농업의 실질적인 농업투입을 파악하려면 농업인력의 구성 변화와 근로자 특성별 생산성을 함께 고려해야 한다. 두 번째는 농가 단위에서 노동의 질에 해당하는 인적자본 수준이 농가의 소득변동성에 미치는 영향을 파악하는 것이다.

노동투입 지표로 취업자 수나 총근로시간을 조정 없이 사용하면 노동의 이질적 생산성을 반영하지 못하므로 실질적인 노동력과 괴리가 커진다. 따라서 질적조정 노동투입인 총노동투입을 이용할 필요가 있다. 농업 부문의 총노동투입지수를 계산하기에 앞서, 이용 가능한 통계자료별 특성을 파악하고 계산에 사용할 자료를 선택하였다. 농업인력 특성 범주별 농업투입시간과 시간당 보수 자료를 구성하였다. 총노동투입지수는 특성 범주별 투입시간에 노동의 질을 나타내는 노동보수 자료를 적용하여 계

산하는데 이때 사용하는 자료나 시간당 노동보수(노동의 질)를 계산하는 방법에 따라 총노동투입지수가 달라진다. 농업 부문 노동투입 지표를 사용한 기존 연구에서도 노동투입의 질적차이를 반영하고자 하였으나, 본 연구와 같이 계산방식에 따른 차이를 검토한 연구는 찾아보기 어렵다.

다음으로 농가의 인적자본 수준이 소득변동성에 어떠한 영향을 미치는지 검토하였다. 농가 단위 소득의 하방변동성 지표를 계산하고 변동성에 농가 인적자본이 미치는 영향을 추정하였다. 인적자본은 농가 인력의 효율적 배분 등을 통해 소득의 수준을 늘릴 뿐 아니라 소득변동성을 줄이는 방향으로도 작용할 것으로 예상하였다. 단, 상방으로의 소득변동은 농가에 부정적 영향이 거의 없다고 보고, 하방변동성에 집중하여 분석하였다. 기존 국내 연구 중 인적자본에 초점을 두고 농가소득의 변동성과의 관계를 분석한 연구는 많지 않으며, 농가 단위 소득의 하방변동성에 초점을 맞춘 연구는 더욱 드물다.

제 3 절 주요 개념

본 연구에서 사용하는 농업, 농업인력, 인적자본, 농업인력 성과의 개념과 범위를 살펴본다.

본 연구에서 농업은 농림어업 생산 부문으로 한정한다. 이는 한국표준산업분류상 ‘농업, 임업 및 어업(농림어업)’ 대분류에 해당한다.¹⁾ 즉, 3장 총노동투입지수 분석 시 1차산업의 범위를 넘어서는 가공이나 농촌관광 등은 고려하지 않는다. 또한 본 분석의 초점은 농업에 있지만 임업 및 어업을 포함한 통계를 사용한다.²⁾ 농업 생산 외에 농업 관련 2차·3차산

1) 참고로 한국표준산업분류는 개정을 거듭하여 현재 10차 분류표가 사용되고 있다. ‘농업, 임업 및 어업’ 대분류는 농업, 임업, 어업 중분류로 구성되며, 이 중 농업 중분류는 작물재배업, 축산업, 작물재배 및 축산 복합농업, 작물재배 및 축산 관련 서비스업, 수렵 및 관련 서비스업 등의 소분류로 구성된다. 여기에서 서비스업은 생산물 판매를 위한 선별이나 전처리에 해당하는 것으로 실제 가공이나 소비자 대상 서비스업이라기보다 생산·판매 활동에 더 가깝다.

2) 단, 농가경제조사와 같이 본래 농가만을 대상으로 한 자료를 이용하는 경우, 임가·어가 조사 자료를 추가로 반영하지 않고 농가 대상 자료만 이용한다.

업 부문까지 고려하거나 농림어업 통계에서 임업·어업 부문을 제외하려면 적어도 중분류보다 상세한 분류가 필요한데, 이 경우 실증분석에서 사용할 수 있는 통계가 매우 적어지기 때문이다.³⁾

농업인력은 농림어업 취업자를 뜻한다. 종사상지위는 자영업자, 임금근로자, 무급가족종사자로 구분된다. 본 연구에서도 해당 분류를 따르되,⁴⁾ 산업 범위가 농업에 한정되므로 각각 자영농, 임금농, 무급가족농으로 칭한다. 자영농과 무급가족농은 비임금근로자(non-wage workers)이며, 임금농은 임금근로자(wage workers)에 해당한다. 비임금농(자영농+무급가족농)은 가족노동력, 임금농은 고용노동력으로도 표현한다. 다만 농가를 대상으로 한 4장에서 농가의 성인가구원은 현재 농업에 종사하지 않더라도 농가의 잠재적 농업노동인력에 포함되는 것으로 보았다. 농가 가구원의 노동공급 조정을 통해 농업 부문의 노동력으로 전환될 수 있기 때문에 분석 대상으로 포함할 필요가 있기 때문이다.

농업의 외국인 근로자는 명시적으로 분석 대상에 포함하지 않는다. 외국인 근로자를 포함하여 농업인력의 현황을 다루기에는 아직 관련 통계가 미비한 수준이기 때문이다. 농업 부문에서 비공식 체류 중인 외국인 근로자의 비율이 높아, 공식 통계가 외국인 고용 규모를 정확히 반영하지 못하는 것으로 보인다. 게다가 농업 외국인 근로자의 시간당 보수 자료와 근로시간은 「이민자체류실태및고용조사」(구 「외국인고용조사」) 원자료에서 제공되나, 월급여와 일한 시간 변수가 모두 연속값이 아닌 구간값으로 제시되어 있어서 시간당 노동보수 계산에 활용하기에 적합하지 않다. 따라서 농업 부문에서 외국인 근로자의 중요성이 높아지고 있는

3) 본 연구 3장에서 총근로시간 및 임금근로자 보수 산출을 위해 사용한 경제활동인구조사 원자료에서는 대분류 수준의 산업코드만 제공하고, 지역별고용조사 원자료에서는 지역 범위를 전국으로 할 경우 소분류 산업코드까지 제공한다(시군 단위에서는 중분류까지 제공). 본 연구에서 자영업자 보수 추정에 사용한 한국노동패널에서는 대분류 산업코드만 제공한다.

4) 경제활동인구조사의 공식 취업자 통계 중 무급가족종사자는 조사주간에 18시간 이상 일한 무급가족종사자를 의미하므로 18시간 미만 일하는 경우 농업 취업자에서 제외된다. 그러나 농가의 성인 가구원은 사실상 잠재적인 농업인력으로 볼 수 있다. 참고로 통계청은 1시간 무급가족종사자 기준의 고용현황을 2015년 1월부터 참고지표로 제공하고 있다.

것은 주지의 사실임에도, 외국인 근로자는 본 연구의 분석에서 제외한다.⁵⁾

농업 부문 노동투입량은 일반적으로 취업자 수나 총근로시간을 의미하며, 실제로는 농업인력 간 노동력의 이질성이 크기 때문에 이들의 생산성 차이(질적 차이)를 조정한 노동투입 지표를 사용해야 한다. 이렇게 근로자 특성 범주별 질적 차이를 반영하여 계산한 노동투입 지표를 기존 연구에서는 ‘질적조정 노동투입(quality-adjusted labor input)’, ‘총노동투입지수(aggregate index of labor inputs)’, ‘노동서비스(labor services)’ 등으로 지칭하고 있으며 본 연구도 기존 연구를 따라 이들 용어를 동일한 의미로 사용한다.

인적자본은 노동의 질을 나타내는 핵심적인 개념이지만 직접적으로 측정하기는 매우 어렵다. 실체가 없고 거래되지도 않는 추상적인 개념이기 때문이다. 선행연구에서 인적자본을 측정하는 방법은 크게 두 가지로 나뉘볼 수 있다. 한 가지는 인적자본 축적을 위해 사용한 자원, 즉 투입지표를 보는 것이다. 인적자본을 향상시키기 위해 투자한 시간(경력, 교육년수)이나 비용 등이 이에 해당한다. 다른 한 가지는 인적자본 축적의 결과지표를 보는 것이다. 인적자본 축적은 근로자의 생산성을 높인다. 그리고 근로자가 생산성만큼의 보상을 받는다면 노동보수는 인적자본을 측정하는 지표가 될 수 있다.

근로자의 생산성을 높이는 인적자본이 어느 정도로 광범위하게 작용하는지에 따라 일반적 인적자본과 기업특수적 인적자본으로 나눌 수 있다. 일반적 인적자본은 어떤 일에서든 생산성을 높이는 인적자본으로 일반적 훈련(general training)을 통해 형성할 수 있다. 반면 기업특수적 인적자본은 특정 기업에서의 생산성을 높이는 인적자본으로 기업특수적 훈련(firm-specific training)을 통해 높일 수 있다. 이 중 일반적 훈련의 정도를 나타내는 지표로 교육수준(학력)과 경력이 널리 사용된다. 교육수준이 높아지거나 노동시장에서의 경력이 쌓이면 대체로 모든 종류의 일에서

5) 한편 본 연구의 4장에서 다루는 농가의 인적자본과 소득변동성 분석에서는 외국인 근로자 자료를 포함하지 않아도 무관하다. 해당 분석에서 고용노동력의 인적자본 수준은 고려 대상이 아니기 때문이다.

생산성이 높아진다고 보는 것이다. 이때 경력변수는 통계조사 원시자료에서도 제공하지 않는 경우가 많으므로 자료에서 제공하는 연령과 교육년수를 이용하여 잠재경력 변수를 계산한다. 기업특수적 인적자본은 해당 기업의 근속년수로 측정할 수 있다. 한편 농업 부문 생산성에 농업특수적 인적자본이 중요한 영향을 미칠 수 있다. 농업의 경우 기술 습득에 오랜 시간이 걸리며, 농업기술에 따른 보상의 격차가 크기 때문이다. 농업특수적 인적자본은 농사경력 또는 농업 관련 교육시간 등으로 측정할 수 있다.⁶⁾

본 연구에서는 인적자본 투입지표와 결과지표를 모두 활용한다. 먼저 농업 부문 총노동투입지수를 도출 시, 인적자본 변수로는 결과지표인 노동보수를 사용한다(본 연구의 3장 분석). 노동보수는 근로자의 생산성을 나타내므로 근로자 특성별 질적 차이(생산성 차이)를 반영하는 데 노동보수가 적합하다. 다음으로 농가 단위에서 인적자본 수준이 소득변동성에 미치는 영향을 분석할 시, 인적자본 변수로는 투입지표인 경력(연령 또는 잠재경력)과 교육년수를 사용한다(본 연구의 4장 분석). 이 분석에서 인적자본 수준은 농업인력의 생산성 자체에 한정되는 것이 아니라 전반적인 관리 능력을 의미한다. 농가는 더 넓은 개념의 인적자본 수준, 개인의 능력을 바탕으로 소득의 하방변동성 줄이기 위한 최적의 선택을 한다고 보는 것이다. 따라서 이 분석에서는 생산성 지표인 노동보수를 인적자본 변수로 사용하는 것은 적절하지 않다.

농업인력의 성과는 고용량과 노동보수를 의미한다.⁷⁾ 고용량은 농업인력의 질적 특성을 반영하여 총노동투입을 계산하는 첫 번째 분석에서 다룬다. 또한 농업인력의 90% 이상을 차지하는 농업 가족노동력의 노동보수에 초점을 두어, 농가의 총소득(농가소득), 농업소득, 농외소득을 중심

6) 홍은파(2010)는 여성농업인의 영농교육 참가 횟수를 농축산물 매출액에 미치는 주요 변수로 사용하였다. 해당 연구에는 농업 부문 교육과 생산성의 관계를 다룬 선행연구가 잘 정리되어 있다.

7) 노동시장 참여자의 고용 형태, 임금 등을 포괄하는 ‘노동시장 성과(labor market performance)’와 유사한 맥락이다. 단, 여기에서는 개별 농업인력의 노동시장 성과를 강조하기보다는 농업인력 구성 변화와 그 총합으로 도출되는 총노동투입지수, 개별 인력의 노동보수를 농가 단위로 합산한 소득을 검토한다는 점에서 ‘농업인력 성과(outcome)’라는 용어를 사용하였다.

으로 변동성 지표를 구성한다. 농가는 농업 생산자이자 노동공급자이고, 이들의 노동보수는 농가의 소득에 포함된다.⁸⁾ 농외소득은 농업생산에 포함되지는 않으나 농가소득을 구성하는 주요 소득원 중 하나이다. 가족노동력은 농업생산 활동 외에 농외활동에도 배분되며 두 활동 간 전환도 일어난다. 따라서 농가의 인적자본 및 생산요소 배분과 소득변동성의 관계를 분석하기 위해 농업소득, 농가 총소득(농가소득) 뿐 아니라 농외소득도 분석 대상으로 할 필요가 있다.

또한 본 연구의 모든 분석에서 지역에 따른 농업 노동시장 분리는 명시적으로 고려하지 않는다. 즉, 지역에 따른 노동보수 차이는 고려하지 않는다. 농업 노동시장은 농업노동 특성에 따라 다양한 수준의 통합이 가능한데, 가령 특정 품목에 대해서는 권역 또는 전국 단위로 통합되어 있는 반면, 다른 품목에 대해서는 지역별로 별도의 노동시장이 형성되어 있을 수 있다.⁹⁾ 이에 따라 지역 노동시장 구조에 대한 다양한 접근이 가능하나, 본 논문에서는 지역별 차이에 주된 관심이 있지 않다. <표 1-1>은 이상의 논의를 요약한 표이다.

이후 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 농업인력 구성 현황과 관련 통계의 특징을 살펴본다. 3장에서는 농업인력 총노동투입지수를 도출하고 계산방식별로 비교한다. 4장에서는 농업 인적자본과 농가 소득변동성의 관계를 검토한다. 5장은 연구의 결론이다.

8) 농가의 소득을 구성하는 주된 소득유형은 농업소득과 농외소득이다. 이 중 농업소득은 농업활동 수입에서 비용을 제한 것으로, 농업활동을 통한 이윤과 관련성이 높으며, 농업소득에는 가족노동력의 농업노동에 대한 노동보수가 포함된다. 농외 노동공급에 대한 보수는 겸업 및 농외근로 소득으로, 농업 외 사업으로 인한 소득과 임금근로를 통한 근로소득을 포괄한다.

9) 예를 들어 특정 품목 전문작업단은 전국 단위에서 동일 보수를 받는 반면 농업 단순노무 작업자는 근로 지역별로 다른 임금을 받을 가능성이 있다.

<표 1-1> 주요 개념 및 범위

구분	개념 및 범위
농업	표준산업분류 대분류상 농림어업(1차산업 위주)
농업인력	<ul style="list-style-type: none"> * 농림어업 취업자를 뜻함(취업자와 근로자는 같은 의미로 혼용) * 종사상지위는 자영업자(자영농), 임금근로자(임금농), 무급가족종사자(무급가족농)로 구분 <ul style="list-style-type: none"> - 자영업자+무급가족종사자 = 비임금근로자 = 가족노동력 - 임금근로자 = 고용노동력 * 농가의 성인가구원은 농가의 잠재적 농업노동인력에 포함되는 것으로 봄 * 외국인 근로자는 분석 대상에서 제외함 * 질적조정 노동투입지수 = 총노동투입지수 = 노동서비스지수
인적자본	<ul style="list-style-type: none"> * 노동의 질 차이로 인한 생산성 격차는 노동보수로 측정함. * 생산성보다 포괄적인 능력을 나타내는 농가 단위 인적자본은 경영주의 연령대(또는 잠재경력)와 교육수준으로 측정함.
농업인력 성과	<ul style="list-style-type: none"> * 농업 총노동투입지수 * 전체 농가소득(농업소득+농외소득+이전소득+비경상소득), 농업소득(농작물 및 축산 판매수입에서 비용을 제한 것), 농외소득(겸업소득+농외근로소득)

제 2 장 농업인력 현황과 관련 통계 특징

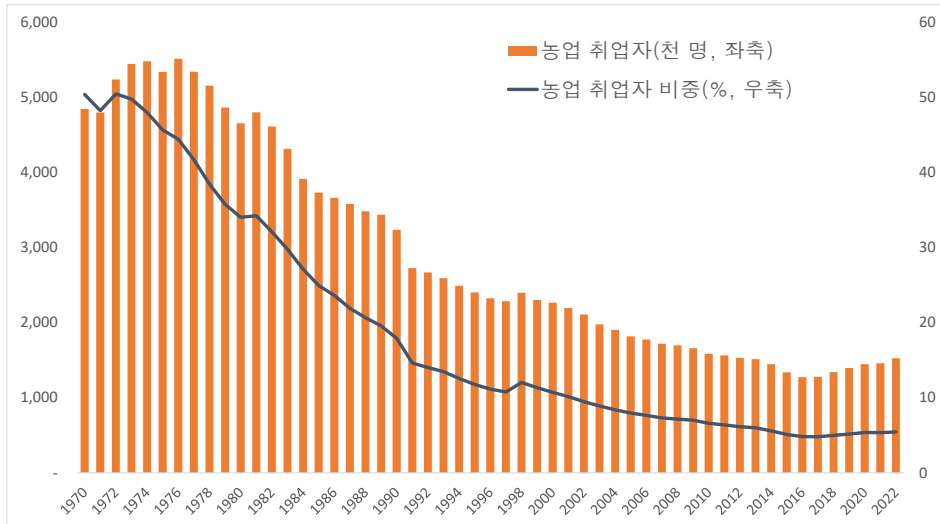
제 1 절 농업인력 구성 변화와 노동보수

(1) 농업 취업자 구성

농업 취업자 수는 1970년대 중반 이후 감소했다(<그림 2-1>). 1976년 농업 취업자 수는 551만4천 명(전체 취업자의 44.4%)이었으나 2016년에는 127만3천 명(전체 취업자의 4.8%)까지 줄어들었다. 40년 만에 1/4 미만으로 취업자가 줄어든 것이다. 그러나 2016년 이후 농업 취업자 수가 다시 증가하는 추세를 나타냈다.

<그림 2-1> 농업 취업자와 전체 취업자 대비 비중

단위: 천 명(좌축), %(우축)



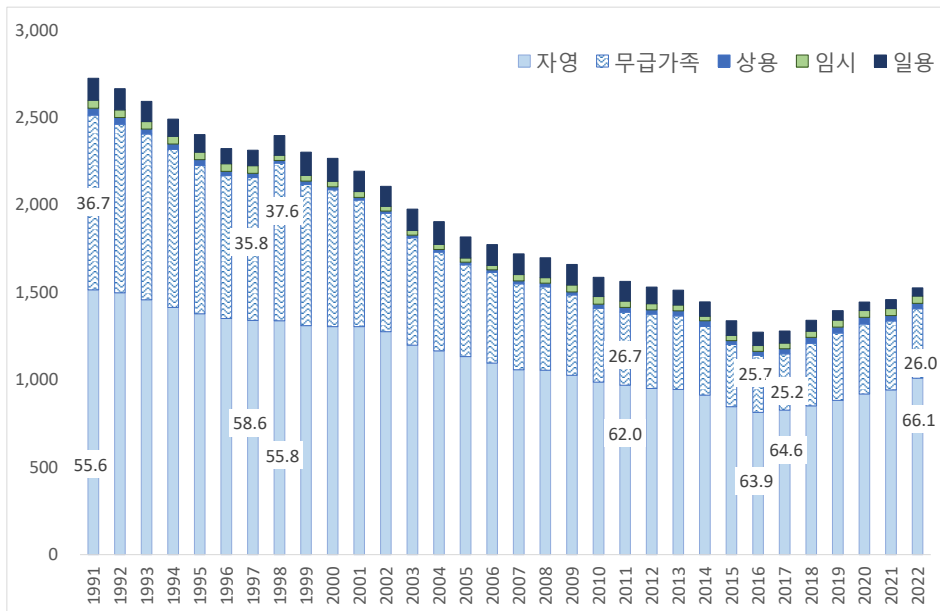
자료: KOSIS(경제활동인구조사).

농업 취업자의 종사상지위별 구성에 따른 추이는 <그림 2-2>와 같다. 농업 ‘가족노동력(자영농과 무급가족농)’의 비중은 1991년 92.3%에서

1997년 94.4%까지 증가하였으나, 이후 감소 추세를 나타내 2011년에는 88.8%까지 하락하였다. 농업 취업자 중 가족노동력을 제외한 ‘고용노동력(임금농)’은 해당 기간 동안 반대로 증가 추세였다는 것이다. 한편 2016년 이후 농업 취업자 수 증가는 가족종사자의 증가에 기인한다. 자영농 및 무급가족농 모두 그 규모가 증가하였고, 전체 취업자 대비 가족노동력의 비중도 2016년 89.6%에서 2022년 92.1%까지 증가하였다.

<그림 2-2> 농업 종사상지위별 취업자

단위: 천 명, %

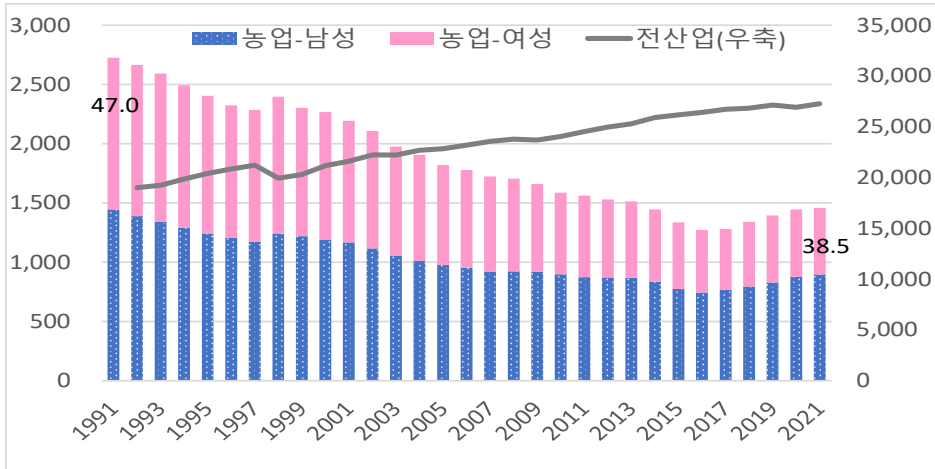


주: 차트의 숫자는 농업 전체 취업자 중 해당 종사상지위의 비중(%)임.
 자료: MDIS(경제활동인구조사).

농업 취업자 중 여성 비중은 1991년 47.0%에서 2021년 38.5%까지 감소했다(<그림 2-3>). 전산업에서 여성 취업자 비중은 증가추세를 보이는 것과 대조적이다(<그림 2-4>). 그림에는 표시되지 않았으나, 여성 농업 취업자 가운데 자영농은 증가한 반면 임금농은 감소하여 농업 부문에서 여성 취업자 비율이 감소하였다.

<그림 2-3> 농업 성별 취업자와 전산업 취업자

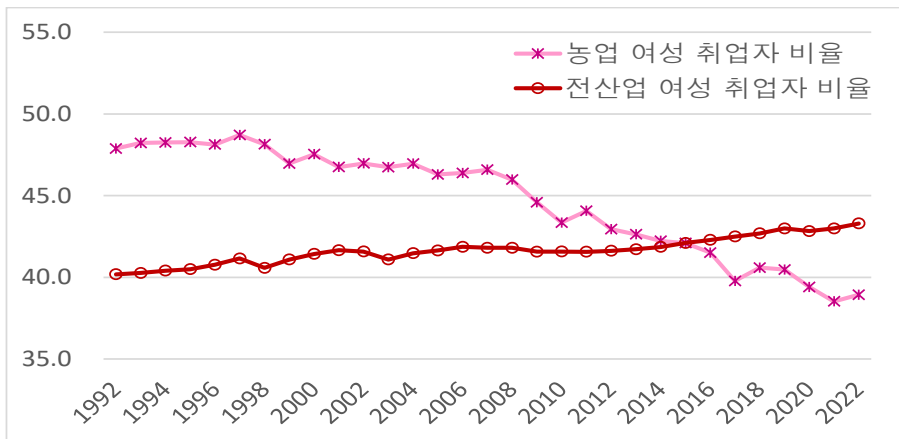
단위: 천 명



주: 차트의 숫자는 농업 취업자 중 여성 취업자 비중(%)임.
 자료: KOSIS(경제활동인구조사).

<그림 2-4> 농업과 전산업의 여성 취업자 비중

단위: %



자료: KOSIS(경제활동인구조사).

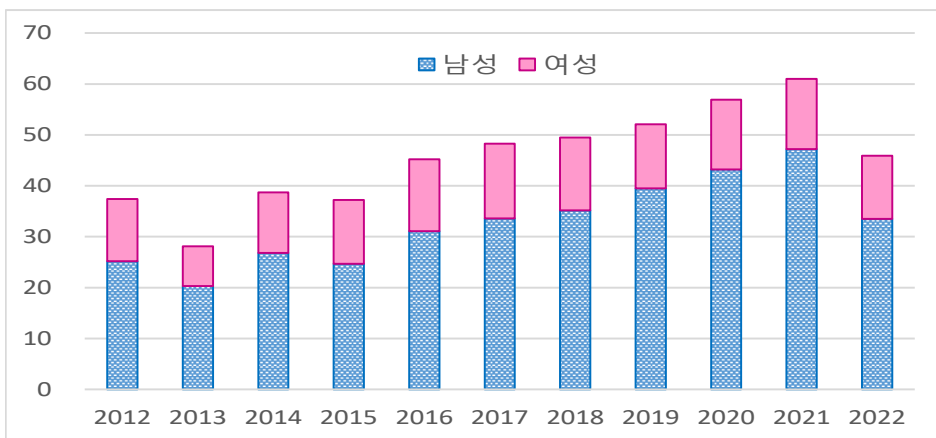
(2) 농업 외국인 근로자

<그림 2-5>는 이민체류자실태및고용조사(구 외국인고용조사) 자료에 따른 농업 외국인 근로자 현황이다. 해당 자료는 조사기준일 현재 한국

에서 91일 이상 상주하는 만 15세 이상 이민자(외국인과 귀화허가자)를 조사 대상으로 한다.¹⁰⁾ 농업 외국인 근로자 수는 2012년 3만7천 명에서 증가추세를 보이며 2021년에는 6만1천 명을 기록했다. 이는 2021년 경제활동인구조사 기준 임금농(12만1천 명)¹¹⁾의 절반에 해당하는 높은 수치다. 또한 58.8%의 외국인 근로자가 비공식적 경로를 통해 채용되고 있다는 농가 조사 결과도 있음을 감안하면(엄진영 외, 2020), 농업부문 외국인 근로자가 더욱 많을 것으로 짐작할 수 있다. 외국인 근로자의 증가 속도도 빠르다는 점에서 우리나라 농업인력의 구조 변화에 외국인 근로자가 중요한 위치를 차지하고 있다. 본 연구에서는 외국인 근로자를 다루지 않지만 통계자료가 보완될 경우 향후 총노동투입지수 산출 시 외국인 근로자를 포함해야 할 것으로 보인다.

<그림 2-5> 농업 외국인 근로자 수

단위: 천 명



자료: KOSIS(이민자체류실태및고용조사).

- 10) 계절근로자제에 의한 입국자는 제외한 수치로 보인다. 계절근로자는 농업·어업 분야에서 채용되며, 단기취업 계절근로(체류자격 C-4, 최대 체류기간 90일)와 계절근로(체류자격 E-8, 최대 체류기간 5개월)로 나뉜다(하이코리아 설명 인용). 2022년 상반기 배정 인원이 12,330명, 2022년 11월 30일 기준 참여자는 11,342명으로, 해외 입국 계절근로자는 10,028명, 국내 체류 참여자는 1,314명이었다. 2023년 상반기 배정 인원은 26,788명으로 증가하였으며(법무부 보도자료, 2022.04.04.; 2022.12.14.), 농업 부문에서 수요가 많아 향후 규모가 증가할 것으로 보인다.
- 11) 경제활동인구조사에는 외국인 표본이 거의 포함되지 않는다.

(3) 농가 노동투입 유형

전체적인 농업인력 구조 변화와 함께 농가 내에서도 노동투입 유형이 다양화하였다. <표 2-1>에서 배우자의 주업이 ‘농업’인 비율은 2010년 54.0%에서 2020년 53.2%로 큰 변화가 없었는데, 배우자가 겸업을 하는 비중은 2.2%에서 4.6%로 증가하였다. 가구주가 겸업을 하는 비중도 2010년 15.0%에서 2020년 21.3%까지 증가하였다.

<표 2-1> 농가 가구주 및 배우자의 노동투입 유형별 분포

구분	2010년	2015년	2019년	2020년
유배우자 농가(호)	681,057	588,723	511,169	511,847
(%)	(78.4)	(80.6)	(78.5)	(81.0)
배우자 주업별 구분(%)				
배우자 주업 농업 외	46.0	46.5	45.0	46.8
배우자 주업 농업	54.0	53.5	55.0	53.2
배우자 겸업 유무별 구분(%)				
배우자 겸업 없음	97.8	96.4	94.7	95.4
배우자 겸업 있음	2.2	3.6	5.3	4.6
가구주 겸업 유무별 구분(%)				
가구주 겸업 없음	85.0	85.7	80.2	78.7
가구주 겸업 있음	15.0	14.3	19.8	21.3
고용 여부별 구분(%)				
고용자 없음	87.8	92.6	94.0	91.3
고용자 있음	12.2	7.4	6.0	8.7
무배우자 농가(호)	187,788	141,864	140,186	119,980
(%)	(21.6)	(19.4)	(21.5)	(19.0)
계	868,844	730,587	651,356	631,827
	(100.0)	(100.0)	(100.0)	(100.0)

주: 1) 조사연도별 농가만을 대상으로 한 결과임. 경작면적, 판매금액, 사육금액에 따른 농가 기준 중 최소 한 가지 이상을 충족할 경우 농가로 판단함.

2) 겸업 유무는 주업 외 동시일자리 유무로 판단함.

3) 고용 여부는 종업원 유무로 판단함.

4) 2020년에 코로나 팬데믹의 영향이 있을 것으로 판단하여 2019년 결과도 함께 제시함.

자료: 한국노동패널(2009년 가구표본 가중치 적용 결과).

한편 고용자(종업원)를 두고 있다고 응답한 농가는 2010년 12.2%에서 2020년 8.7%까지 감소하였다. 한국노동패널자료에서 농가 표본은 매년

400호~600호 수준으로 많지 않으므로 단정할 수는 없으나, 해당 자료에 따르면 농가는 상시 고용노동력을 가족노동력으로 충당하는 동시에 겸업 활동을 증가시키고 있는 것으로 보인다.

한편 농가의 노동투입 유형이 다양해짐에 따라 농가의 영농 유형도 변화하고 있다.¹²⁾ 전문농 비중은 2005년(34.8%)과 2021년(34.3%)에 비슷했지만 일반농은 같은 기간 34.0%에서 26.9%로 감소하였다.¹³⁾ 반면 부업농은 소폭 증가(2003년 27.5%에서 2021년 29.5%)했고 가장 비중이 낮았던 자급농의 비중이 2003년 2.1%에서 2021년 9.3%까지 높아졌다. 전문농 비중은 크게 달라지지 않았지만 일반농에 해당하는 농가들이 부업·자급 농가로 전환하였을 것으로 예상할 수 있다.

(4) 농업노동임금

<그림 2-6>에서 임금농의 실질 노동보수가 증가 추세를 알 수 있다.¹⁴⁾ 남성농업노동임금은 1991년 대비 2021년에 두 배로 증가하였다. 여성의 농업노동임금(노임)은 1985년~2021년 동안 남성 노임 대비 64%~74% 수준이었다. 여성 노임 비중은 2010년까지 특정 시기(1992년~1996년, 2002년~2005년 구간)에 증가하기도 하였지만 대체로 하락 추세였다. 2018년부터 여성 노임 비율이 급격히 증가하였는데, 2018년 최대 폭의 최저임금 인상에 이어 코로나로 인한 인력난까지 더해져 여성 노임이 크게 증가한 것으로 보인다. 남성 노임 대비 여성 노임 비중은 1990년대 최고 수준을 넘어선 74% 이상을 보였다.

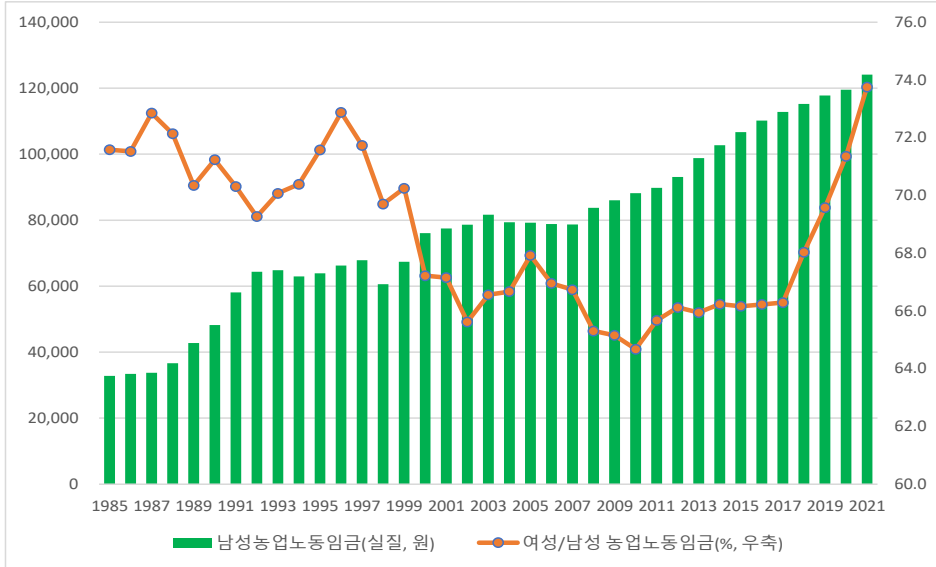
12) 농가경제조사 가중치를 적용하지 않은 통계로, 1인 농가도 포함하였다.

13) 전문농과 일반농의 정의가 2005년부터 변경되었다.

14) 농업노동 보수에는 임금농 뿐 아니라 자영농·무급가족농의 노동에 대한 보수도 포함되지만 본 절에서는 공식통계가 제공되는 농업노동임금 자료만을 바탕으로 현황을 파악하였다. 농가구입가격조사에서는 성별 농업노임 자료만 제공하므로 범주 간 구성 변화가 큰 교육수준별 임금이나 연령대별 임금은 알 수 없다.

<그림 2-6> 농촌 남녀 실질 농업노동임금

단위: 원/일(좌축), %(우축)



주: 농업노동임금은 소비자물가지수(2020=100)로 실질화.

자료: KOSIS(농가구입가격조사).

제 2 절 농업인력 관련 통계 검토15)

(1) 취업자 수 및 근로시간

농업인력 통계로 흔히 사용하는 지표는 농가 수 혹은 농가인구이다. 이 통계는 농업조사자료에서 매년 제공하며 5년에 한 번씩 전수조사인 농림어업총조사를 통해 파악된다. 투입시간의 경우 농가경제조사에서 연간 농가당 평균 농업노동투입 시간을 계산할 수 있으며, 농가 수와 농가당 평균 농업노동투입 시간 자료로 연간 총 농업노동투입 시간을 계산할 수 있다. 농업 부문의 노동투입을 다룬 여러 선행연구(박춘성·이광훈, 2012; 권오상 외, 2015)에서 이러한 계산방식을 기초로 노동투입 총량을 산출하였다. 농가경제조사 자료에서 노동투입을 계산할 경우 집계자료로

15) 3장에서 총노동투입지수 도출 시 통계자료별 특성을 비교한다.

는 비교적 긴 시계열을 확보할 수 있고, 가족노동(자영농+무급가족농)과 고용노동의 성별 투입 시간을 파악할 수 있으며, 농가 단위의 연간 투입을 조사한 자료이므로 특정 시기에 단기간 조사하는 자료에 비해 계절성에 의한 왜곡이 덜할 것이라는 장점이 있다. 반면, 가족노동력과 고용노동력의 성별 외에 다른 특성별로는 투입시간을 식별할 수 없다. 특히 고용노동력의 인적특성은 성별 외에 전혀 제공되지 않는다.

경제활동인구조사(이하 경활조사)는 농가경제조사와 상반되는 특징을 갖는다. 농업을 비롯한 전 산업을 포괄하며, 종사상지위, 성별, 학력, 연령 등 인적특성 정보를 모두 이용할 수 있다. 또한 근로시간을 1980년 초반부터 원자료로 제공하여 전산업을 대상으로 한 선행연구들에서 많이 활용되었다. 가구 대상 조사이므로 사업체 기반의 조사 자료에 비해 누락 범위가 좁다는 것도 장점이다(신우철, 2017).¹⁶⁾ 또한 경활조사는 월간 조사이므로 월 자료를 연 평균함으로써 자료 수집 시기에 따른 계절성 문제를 줄일 수 있다.¹⁷⁾ 그러나 경활조사는 고용 동향을 빠르게 파악하기 위한 목적의 조사로 표본 수가 적어 3만5천호에 불과하다.

지역별고용조사는 경활조사와 마찬가지로 가구 단위의 고용 현황을 파악하는 데 목적이 있다. 그러나 경활조사는 전국 단위의 월별 경제활동 동향을 빠르게 파악하는 데 목적이 있는 반면, 지역별고용조사는 시군 단위 고용 현황을 파악하는 목적을 두고 설계된 연간자료이다. 따라서 지역별고용조사의 표본은 19만호로 많다. 경활조사의 경우 표본 수가 적어서 근로자 특성별로 범주를 구분하면 세부 범주의 값이 불안정해지거나 결측치가 많아질 수 있다.¹⁸⁾ 지역별고용조사의 단점은 원자료가 2008년부터 제공되어 시계열이 짧고, 조사 주기 또한 연(2008~2010년), 분기(2010~2012년),¹⁹⁾ 반기(2013~현재) 등으로 달라졌다는 점이다. 연도별로 조사 시점이 다르면 계절성 때문에 시계열 비교가 어렵다. 지역별고용조사의 연 자료 조사가 가을에 이뤄졌으므로 각 연도의 시계열을 비교하기

16) 농업 부문 사업체 기반 자료에는 농가 기반의 자영농 및 무급가족노동이 포함되지 않는다.

17) 농업 취업자는 계절성을 강하게 띠므로 조사 시기에 따라 취업자 수가 다르다. 경활조사 월별자료를 이용한 다음 그림에서 고용노동력뿐 아니라 가족노동력의 경우에도 계절성이 뚜렷하게 나타난다.

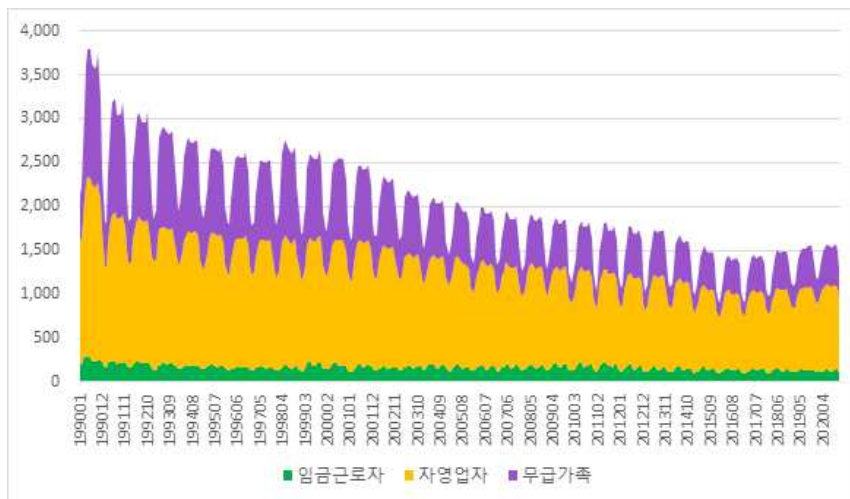
위해 3분기 혹은 하반기 자료를 이용할 수 있다.

이 외에 한국노동패널과 인구총조사에서도 농업 취업자 수 자료를 구성할 수 있다. 다만 한국노동패널은 2009년부터 전국 표본으로 확장되어 시계열이 짧고, 인구총조사의 경우 5년 단위로 제공되며 근로시간 자료가 제공되지 않는다. 한편 농림어업총조사 및 농업조사에서 제공되는 총농가수는 앞서 언급한 출처의 자영농 숫자와 비교해 볼 수 있다.

<표 2-2>는 통계출처별(경활조사, 인구총조사, 지역별고용조사, 한국노동패널) 농업 취업자 수이며 출처별로 차이를 보였다. 2020년 기준으로 경활조사와 지역별고용조사 농업 취업자 수가 다른 두 출처에 비해 많은데, 두 자료만 비교해도 2020년 기준 약 13만 명의 차이가 있었다. 모집단이 같은 두 자료에서 이러한 차이가 나타나는 것은 조사 시기에 따른 영향도 있을 것이다.²⁰⁾ 한국노동패널조사(이하 KLIPS)에서 계산한 농업

<중사상지위별 농업 취업자 월별추이>

(단위: 천 명)



자료: KOSIS(경제활동인구조사).

- 18) 3장 분석에서 근로자 특성 범주별(48개 범주) 취업자를 도출하면 1991년~2021년 총 1,488개 셀 중에서 총 13개 셀이 결측이다(1,488개 = 30개 연도×2개 성별×3개 중사상지위×2개 교육수준×4개 연령대). 취업자 수의 결측치는 절대적인 수치가 적은 여성 임금농과 남성 무급가족근로자 범주에서 주로 발생했다.
- 19) 2010년의 경우 4분기 자료부터 제공된다.
- 20) 경활조사 취업자 수는 1월부터 12월 평균 자료인 반면, 지역별고용조사는 연자료와 조사 시점을 통일하기 위해 3분기, 하반기 자료이다. 따라서 가을 농업 취

취업자 수치가 네 개 출처 중 가장 낮다. KLIPS는 기존에 도시근로자 가구를 대상으로 하였으나 2009년(13차조사) 자료부터 전국으로 모집단을 넓힌 바 있다. 네 가지 출처 중 가장 좁은 범위의 농업 취업자를 나타냄을 알 수 있다.²¹⁾

<표 2-2> 통계출처별 농업 취업자 수

단위: 천 명(천 호)

구분	자료	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
농업 취업자	경제활동인구조사	3,237	2,403	2,266	1,819	1,586	1,337	1,445
	인구총조사	3,280	2,855	2,416	2,100	1,733	1,561	1,111
	지역별고용조사					1,781	1,473	1,574
	한국노동패널조사					1,387	1,275	1,083
자영농	경제활동인구조사	1,836	1,378	1,304	1,133	987	846	919
	인구총조사	1,909	1,592	1,393	1,263	918	986	655
	지역별고용조사					1,079	902	983
	한국노동패널조사					801	768	641
무급 가족농	경제활동인구조사	1,150	849	783	525	423	356	400
	인구총조사	1,236	1,143	889	721	688	466	326
	지역별고용조사					521	427	464
	한국노동패널조사					428	365	306
임금농	경제활동인구조사	252	176	180	161	177	136	126
	인구총조사	135	120	133	117	127	109	130
	지역별고용조사					181	144	127
	한국노동패널조사					157	142	136
농가	농림어업총조사	1,767	1,501	1,383	1,273	1,177	1,089	1,035

자료: KOSIS(인구총조사 집계자료), MDIS(경제활동인구조사/지역별고용조사 원시자료), KLI(한국노동패널조사 원시자료).

주: 1) 주업(주된일자리) 산업 기준임.

2) 지역별고용조사의 2010년은 연 자료, 2015년과 2020년은 하반기 자료임.

3) 인구총조사 2010년은 10%표본, 2015년과 2020년은 20% 표본 자료임.

한편 2016년 이후 농업 취업자 수 증감의 양상은 통계별로 다르게 나타났다. 경활조사 자료에서 해당 기간 취업자 수가 증가하여 2020년에는 144만5천 명, 2022년에는 152만6천 명까지 회복되었다. 그러나 전수조사

업자 수가 연평균 취업자 수에 비해 많으면 경활조사의 취업자 수보다 지역별고용조사의 취업자 수가 일관되게 많게 나타날 수 있다.

21) 참고로 KLIPS 자료에서 제공하는 농가여부 코드(판매액 기준)를 기준으로 보아도 농가 수가 2010년 74만호, 2015년 61만호, 2020년 53만호로 농림어업총조사나 다른 출처 자료에 비해서도 낮았다.

인 농림어업총조사에 따르면 농가 및 농가인구는 2015년과 2020년 사이에도 줄어들었다. 매년 조사되는 농업조사에도 마찬가지로 감소하였다. 5년 간 종사상지위별 농업 취업자 변화 추이도 다르게 나타나, 인구총조사에 따르면 가족노동력(자영농, 무급가족농) 수는 감소하였고 고용노동력(임금농) 수는 증가한 반면, 경찰조사에 따르면 가족노동력 수가 증가하였고 고용노동력 수는 감소하였다.

<표 2-3>은 통계출처별 농업 주당 평균근로시간 자료이다. 취업자 수와 마찬가지로 농업 취업자 특성별 자료를 구성하였으며,²²⁾ 주된일자리 기준 근로시간이다. 통계출처별로 일관된 격차는 발견되지 않지만 모든 자료에서 과거에 비해 근로시간이 감소하는 추세를 알 수 있다.

<표 2-3> 통계출처별 농업 주당 평균근로시간

단위: 시간/주

구분	자료	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
농업 취업자	경제활동인구조사	45.3	45.9	43.1	40.6	38.8	37.1	35.2
	지역별고용조사					45.0	43.2	39.2
	한국노동패널조사					42.8	40.7	38.0
자영농	경제활동인구조사	45.2	45.6	42.1	39.3	36.8	35.6	33.7
	지역별고용조사					43.0	41.3	37.6
	한국노동패널조사					44.0	41.5	38.7
무급 가족농	경제활동인구조사	44.2	45.4	44.2	42.7	41.7	39.0	37.2
	지역별고용조사					42.4	39.7	35.7
	한국노동패널조사					41.4	38.2	35.6
임금농	경제활동인구조사	50.6	50.6	45.2	42.9	42.9	41.3	40.1
	지역별고용조사					44.0	39.7	38.9
	한국노동패널조사					40.5	42.9	40.5

주: 1) 주업(주된일자리) 산업 기준임.

2) 지역별고용조사 2010년은 연 자료, 2015년과 2020년은 하반기 자료임.

자료: KOSIS(인구총조사 집계자료), MDIS(경제활동인구조사/지역별고용조사 원시자료), KLI(한국노동패널조사 원시자료).

22) 결측치가 있는 셀은 자료가 있는 바로 전 연도와 다음 연도의 평균을 이용하여 보간하였다.

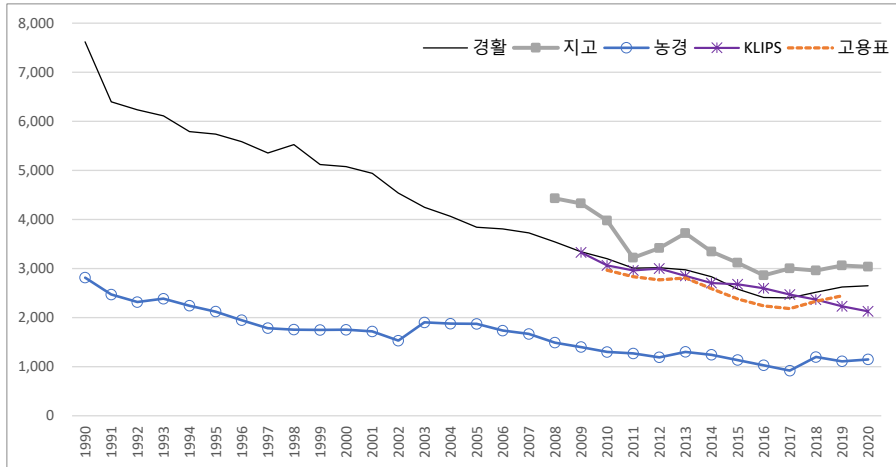
<그림 2-7>은 통계출처별 농업 부문의 연간 총근로시간이다. 경황조사와 지역별고용조사 자료는 농업 취업자 특성 범주별 주당 평균 근로시간에 52주를 곱하여 연간 자료로 환산하고, 여기에 다시 범주별 취업자 수를 곱하여 연간 총근로시간을 계산한 것이다. 반면 농가경제조사의 총근로시간은 연 단위로 조사된 호당 평균 노동투입시간에 농가 수를 곱하여 계산된다. 경황조사 및 지역별고용조사의 총노동투입시간에 비해 농가경제조사에서 계산한 투입시간이 낮았다. 이 원인 중 하나로 농가경제조사는 농가 단위 투입 시간만 포함한다는 점을 들 수 있다. 한편으로는 주당 근로시간을 연간으로 환산한 경황조사나 지역별고용조사에서 노동투입시간이 과도하게 측정되었기 때문일 수 있다. 농가경제조사의 투입시간 자료는 각 농가에서 연중 투입한 농업노동투입을 집계한 것이므로 주당 평균근로시간을 일괄적으로 연 자료로 환산하는 것에 비해 더 정확할 가능성이 높다. 그러므로 실제 우리나라 농업 부문 노동투입시간은 경황자료와 다른 출처 자료 중간 정도로 보인다. 이 외에 KLIPS 자료는 주된일자리가 ‘농업’인 취업자의 주당 평균 근로시간을 연간 자료로 환산하여 합산한 것이다. 고용표 자료는 한국은행의 산업연관분석 고용표에서 2010년부터 제공하는 산업별 총노동투입시간 자료이다. 해당 자료 계산 시 경제활동인구조사를 주된 출처로 이용하는 만큼 경제활동인구조사 자료와 유사한 추이를 나타낸다.

이상에서 경황조사, 지역별고용조사, KLIPS 자료의 농업 총근로시간 추이는 모두 하락함을 보았는데, 2016년 이후의 총근로시간 추이는 자료별로 차이가 있었다. 이는 앞서 보았듯 해당 기간에 취업자 수 추이가 다르게 나타났기 때문이다. 2016년 이후 자료에서는 자료 선택에 따라 노동투입 증가율이 반대로 나타날 수도 있음을 보여준다.

<그림 2-8>은 농가 농업 노동투입시간의 구성을 보여준다. 가족노동과 고용노동의 기여를 볼 수 있다. 그러나 선행연구의 지적과 같이 통계조사 방식의 변경(2003년)과 표본 개편으로 인해 시계열 단절이 발생함을 알 수 있다(황수철·유리나, 2014; 권오상 외, 2015).

<그림 2-7> 통계출처별 농업 총근로시간 추이

단위: 백만 시간



주: 1) 경활은 경제활동인구조사, 지고는 지역별고용조사, 농경은 농가경제조사, KLIPS는 한국노동패널, 고용표는 산업연관표 고용표를 의미함.

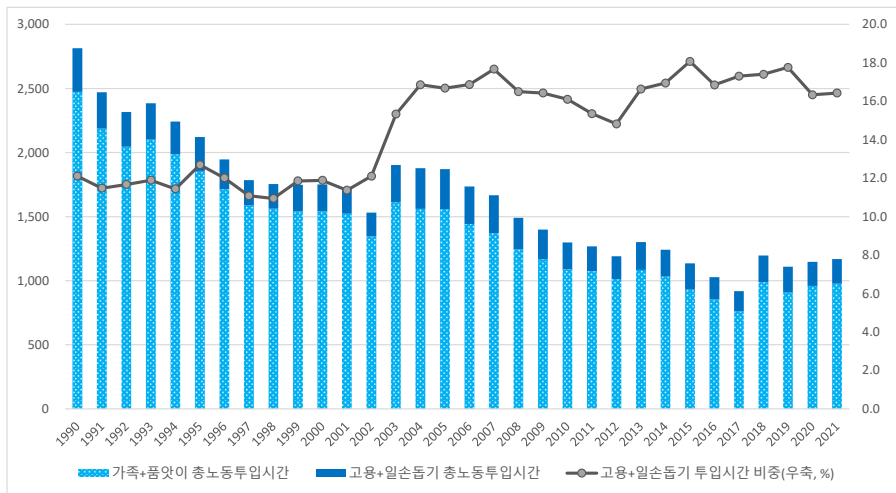
2) 지역별고용조사 자료는 2008년, 고용표 자료는 2010년부터임.

3) 농가경제조사의 경우 임가 및 어가는 제외된 수치임.

자료: MDIS(경제활동인구조사, 지역별고용조사, 농가경제조사), ECOS(산업연관표 고용표).

<그림 2-8> 농가 농업 노동투입시간 구성

단위: 백만 시간(좌축), %(우축)



자료: KOSIS(농가경제조사).

(2) 시간당 노동보수

농업 부문 노동보수 자료로는 농가구입가격조사의 농촌 농업노동임금이 있다. 성별에 따른 일 노임이 제공되며 농촌에서 실제 고용노동에 일 단위 노임을 책정하는 경우가 많아 현실적인 인건비 수준을 나타낼 것으로 보인다. 그러나 이는 고용노동력에 지급되는 노동보수이므로 자영농의 시간당 보수 정보는 알려주지 않으며, 성별 외에 다른 근로자 특성에 따른 보수 수준 차이를 반영할 수 없다.

전 산업 부문 임금근로자의 시간당 임금 자료는 여러 출처 자료에서 확인할 수 있다. 일반적으로 사업체노동력조사나 고용형태별 근로실태조사와 같은 사업체 기반 조사 통계를 많이 활용한다.²³⁾ 그러나 이들 통계의 조사 대상에는 농업에서 다수를 차지하는 개인 사업체, 가족농으로 운영되는 농가가 포함되지 않는다. 이에 따라 자영농 뿐 아니라 이들이 고용하는 임금농 대다수가 누락된다. 따라서 이들을 모두 포함하는 가구 기반 조사에 비해 사업체 기반 조사에서는 임금농의 교육수준과 임금에 상향편의가 존재할 가능성이 높아진다(이종화·김선빈, 1995). 따라서 농업 부문의 노동투입 분석 시에는 노동의 양을 나타내는 자료뿐 아니라 노동의 질을 나타내는 노동보수 자료 또한 가구 기반 조사 자료를 활용하는 것이 현실과 부합한다고 볼 수 있다. 경찰조사 부가자료와 지역별고용조사가 가구 기반 조사 자료에 해당한다.²⁴⁾ 지역별고용조사는 취업자 수와 마찬가지로 연도별 조사주기에 따라 3분기 혹은 하반기 자료를 이용하였다.²⁵⁾ 이들 자료에서는 시간당 노동보수를 계산할 수 있다.

23) 참고로 고용형태별근로실태조사(구 임금구조기본통계조사) 자료의 경우 KOSIS에서는 산업별/학력별/성별/연령별 집계자료를 1993년 통계부터 제공한다(농업 통계는 1999년 자료부터 제공). 2016년 원자료부터는 자유롭게 이용할 수 있고, 1980년대 이후 원자료를 요청 시 이용할 수 있으나, 과거 자료는 10인 내지 5인 이상 상용근로자만을 대상으로 하여 모집단이 더욱 좁다. 경제활동인구조사와 고용형태별근로실태조사 통계의 취업자, 임금, 근로시간 등에 관한 설명은 오상봉(2019)을 참조할 수 있다.

24) 다만, 김유선(2009)은 자기보고식 조사인 경제활동인구조사에서는 사업체 기반 조사에 비해 정확한 임금액을 보고하지 않을 수 있다는 한계를 지적하였다.

25) 단, 2011년의 수치가 매우 높게 나타났는데 인접 분기 자료와 평균을 이용해 보았으나 문제가 해결되지 않았다. 여기에서는 조정 없이 2011년 자료를 그대로 사용하였다.

<표 2-4> 통계출처별 농업 취업자 시간당 보수 비교(2010년, 2020년)

구분	자료	전체	성별		교육수준별		연령대별			
			남성	여성	중졸 이하	고졸 이상	30대 이하	40대	50대	60대 이상
2010년		(단위: 원)								
자영+임금	KLIPS	5,385	6,731	3,590	4,487	10,172	13,737	10,097	7,479	4,375
자영농	KLIPS	5,385	6,154	2,692	4,487	9,693	13,737	11,539	7,693	4,487
	농경	8,674	8,868	6,225	8,544	9,254	10,237	10,161	9,828	8,368
임금농	KLIPS	5,385	7,693	3,846	4,487	10,602	10,172	5,048	7,479	4,207
	농경	5,083								
	경찰부가 지고	5,048	6,731	4,188	4,487	6,731	6,213	7,265	5,770	4,039
	지고	5,178	7,212	4,039	4,487	7,292	6,731	6,731	5,279	4,039
2020년		(단위: 원)								
자영+임금	KLIPS	7,973	9,690	4,651	5,316	11,628	12,209	14,151	12,791	6,029
자영농	KLIPS	7,309	8,721	3,876	5,316	11,074	38,760	13,953	13,953	5,814
	농경	8,749	9,040	6,585	8,725	8,933	23,138	8,979	9,071	8,721
임금농	KLIPS	11,628	12,791	6,460	4,651	12,791	12,209	14,151	9,690	7,321
	농경	11,086								
	경찰부가 지고	9,690	11,181	7,752	8,488	11,337	10,174	12,209	10,174	8,306
	지고	8,906	10,465	7,267	7,752	10,336	9,690	11,628	9,302	7,267
2010년~2020년 연평균증가율		(단위: %)								
자영+임금	KLIPS	4.0	3.7	2.6	1.7	1.3	-1.2	3.4	5.5	3.3
자영농	KLIPS	3.1	3.5	3.7	1.7	1.3	10.9	1.9	6.1	2.6
	농경	0.1	0.2	0.6	0.2	-0.4	8.5	-1.2	-0.8	0.4
임금농	KLIPS	8.0	5.2	5.3	0.4	1.9	1.8	10.9	2.6	5.7
	농경	8.1								
	경찰부가 지고	6.7	5.2	6.3	6.6	5.4	5.1	5.3	5.8	7.5
	지고	5.6	3.8	6.1	5.6	3.5	3.7	5.6	5.8	6.1

주: 1) KLIPS는 한국노동패널조사, 경찰부가는 경제활동인구조사 부가조사(8월), 지고는 지역별고용조사, 농경은 농가경제조사를 의미함.

2) 시간당 보수는 가중치 적용 후 중간값 기준임.

3) 경제활동인구조사 시간당 보수 = (3개월 평균 월급여)/(주당 평균 근로시간×4.3).

4) 지역별고용조사 시간당 보수 = (3개월 평균 월급여)/(주당 평균 근로시간×4.3).

5) 한국노동패널 시간당 보수 = (월평균 임금 또는 소득)/(주당 평균 근로시간×4.3).

6) 농가경제조사 시간당 보수(자영) = (농가별 농업소득)/(농가당 총 노동투입시간, 음(-)으로 보고된 농업소득은 제외하고 계산한 수치임.

7) 농가경제조사 시간당 보수(임금) = (농가별 노무비)/(농가당 고용노동시간).

자료: KOSIS(고용형태별 근로실태조사), MDIS(경제활동인구조사/지역별고용조사/농가경제조사 원시자료), KLIPS(한국노동패널조사 원시자료).

한편 농가경제조사에서도 노무비 항목을 고용노동 투입시간으로 나누어 평균 임금근로 단가를 계산할 수 있으나, 이 경우 고용노동력의 특성에 따른 보수 차이는 전혀 알 수 없다.

임금농 외에 자영농의 시간당 노동보수를 계산할 수 있는 자료는 매우 한정적이다. 농가경제조사 자료와 KLIPS를 고려할 수 있다. 농가경제조사 자료에서는 농업소득을 자영농의 노동에 대한 보수로 본다면 이를 농가 전체 노동투입시간으로 나누어 자영농의 시간당 보수 대리변수로 사용할 수 있다. KLIPS에서는 농업에 종사하며 종사상지위가 자영업자인 취업자(자영농)의 월소득 및 주당 평균 근로시간 자료를 이용하여 시간당 노동보수를 계산할 수 있다.

<표 2-4>는 임금농 및 자영농의 통계출처별 시간당 보수를 비교한 것이다. 임금농은 통계출처별 근로자 특성 범주(성별, 교육수준, 연령대)에 따른 수치가 비교적 유사한 양상을 보였다. 그러나 자영농의 경우 농가경제조사 자료와 KLIPS 자료 상에 괴리가 나타나는데, 어느 한 쪽의 수치가 더 정확한지 판단하기는 어렵다.

제 3 장 농업인력 구조 변화와 생산성

제 1 절 서론

노동의 질적 향상은 생산성 증가에 기여하며 농업인력의 생산성은 근로자 특성별로 다르게 나타난다. 근로자의 특성으로는 여러 가지가 있으나, 생산성 격차를 보일 것으로 예상되는 대표 요인으로 종사상지위, 성별, 연령, 학력 등을 들 수 있다. 이들 특성은 인적자본의 종류, 수준, 축적 속도에 영향을 미칠 수 있으므로 근로자 특성별로 노동의 질이 다를 것으로 예상할 수 있다. 농업인력 간 노동의 질적 특성을 정확하게 고려하지 못하면 실질적인 노동의 양을 제대로 측정할 수 없고, 해당 노동투입 지표를 이용하여 도출한 생산성 추정에 편의가 발생할 우려가 있다. 특히 농업 부문은 타 산업과 달리 가족노동력(자영농+무급가족농) 비중이 높기 때문에 가족노동력의 정보를 반영하여 노동의 질을 추정해야 한다. 가족노동력의 노동에 대한 보수는 대체로 농가의 이윤과 연관되며, 이는 고용노동력의 보수와는 상이하므로 별도로 고려해야 한다(Sheng et al., 2016).

우리나라에서 농업인력의 질적 차이를 고려한 연구가 다수 있다. 강마야 외(2010)는 우리나라 농가의 인적자본 스톡을 추정하였는데, 농가 단위 분석으로 임금농은 고려하지 않았다. 권오상 외(2015)는 생산성 변화 요인을 분석하기 위해 농업인력의 질적 차이를 반영한 노동투입 지수를 산출하고자 하였다. 성별에 따른 노동의 질적 차이만 고려한 이전 연구(권오상·김용택, 2000)와 달리 고용형태별(자가, 고용) 차이도 반영했다는 진전이 있었으나, 연령이나 교육수준에 따른 차이는 고려하지 않았다. 또한 전 산업을 대상으로 산업별 총요소생산성을 도출한 표학길 외(2020)의 연구에서도 인력의 질적차이를 반영한 농업 총노동투입지수(노동서비스 지수)를 제시하였으나, 자영농을 제외한 임금농 특성별 노동보수 차이만을 반영하였다. 즉, 농업 가족노동력 특성별 노동의 질 차이가 임금농

과 동일함을 전제하고 있다.

본 장에서는 2장에서 검토한 통계자료를 이용하여 가족노동력과 고용노동력의 '질적 특성을 반영한 농업 총노동투입지수'를 도출하였다. 이때 노동의 질적 변화를 반영하는 변수로 시간당 노동보수를 사용하였다.²⁶⁾ 다양한 출처의 통계자료와 시간당 노동보수 계산 방식을 조합하여 8개의 총노동투입지수를 제시하고 이를 비교하였다. 다음으로 농업인력 노동의 질에 대한 기여도를 분해하여 노동의 질 변화에 가장 크게 기여한 근로자의 특성을 검토하였다. 마지막으로 본 연구에서 계산한 농업 총노동투입지수를 이용하여 농업의 총요소생산성 차이를 보았다. 이를 통해 농업 부문 총노동투입지수를 산출할 때 어떠한 자료와 계산 방법을 사용할 수 있으며 고려해야 할 사항은 무엇인지를 제시하였다. 국내 농업 부문을 대상으로 다양한 출처의 통계와 노동보수 계산방식을 조합하여 다수의 총노동투입지수를 산출하고, 노동질적지수에 대한 근로자 특성별 기여도 분해를 제시한 연구는 저자가 알기로 없다. 본 연구 결과는 향후 농업 노동투입 지표를 이용하는 다른 연구에 있어서 참고 자료가 될 것으로 기대한다.

본 장의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 노동투입 지표 관련 기존 연구를 검토하고, 3절에서는 분석방법 및 자료를 검토한다. 4절에서 농업 부문 총노동투입지수를 제시하고 계산 방식에 따른 결과를 비교한다. 5절은 소결이다.

제 2 절 노동투입 지표 관련 연구

노동투입 지표는 생산에 사용되는 노동의 양을 측정하는 것이다. 이때

26) 노동의 질적 특성을 반영한 총노동투입지수 도출 시, Jorgenson et al.,(1987)의 방법을 이용하는 연구들은 노동의 질적 특성을 나타내는 변수로 노동보수(시간당 임금)를 사용하고 있다. <부표 8>~<부표 10>에 소개된 대부분의 선행연구가 이에 해당한다. 이종화·김선빈(1995)은 인적자본 측정을 위해 학교등록률, 인적자본 투자비용, 평균교육년수, 노동소득을 이용할 수 있다고 언급하면서 근로자가 자신의 한계생산성만큼 보상을 받는 경우 노동소득을 이용하여 보다 정확하게 인적자본을 측정할 수 있다고 언급하였다.

노동력 간 이질성이 있으므로 이를 반영하여 노동투입 지표를 계산해야 한다. Jorgenson et al.(1987)은 노동의 구성 변화를 반영하여 질적조정 노동투입을 산출한 대표적인 연구이다. 노동력의 질적 차이를 나타내는 근로자 특성 범주로 성별, 연령, 교육, 종사상지위, 직업 등 다섯 개를 설정하고 이를 다시 산업별로 적용한 후 합산하여 총노동투입지수를 산출하였다. 이 경우 산업별·근로자 특성별 교차 매트릭스가 만들어지므로 방대한 셀의 정보가 필요하다.

이 방법은 다양한 근로자 특성을 반영할 수 있다는 장점이 있으나, 자료의 크기가 매우 크지 않은 이상 특성 범주에 따라 빈 셀이 나오는 경우가 많아 실제 계산 시 문제가 발생한다. BLS(1993)는 Jorgenson et al.(1987)의 방법과 같이 노동력의 다양한 특성 범주를 모두 고려하는 대신, 교육과 경력 범주에 초점을 두었다. 인적자본이론에 근거를 둔 교육과 경력 변수가 실제 생산성 차이를 설명하는 적합한 변수라고 보았기 때문이다. BLS(1993)가 사용한 노동투입 지표 계산상 가장 큰 특징은 성별 소득함수를 추정하여 사용하였다는 것이다. 소득함수 추정에는 다양한 통제변수를 사용하되, 교육수준과 경력 변수의 추정계수에 초점을 두고 노동의 질적 특성을 반영하였다.

이들 연구는 근로자 특성 범주 가운데 어디에 초점을 둘 것인지, 어떻게 생산성을 추정할 것인지에 세부적인 차이가 있으나, 큰 틀에서는 근로자 특성 범주별 노동시간에 노동보수를 적용하여 생산성 차이를 반영하고, 범주별 정보를 톨크비스트 지수(Törnqvist index)로 합산하는 방식을 사용한다는 측면에서 유사하다. 본 절에서 설명하는 노동투입 지표 관련 선행연구들도 이러한 방법론적 틀에서 크게 벗어나지 않고 분석 목적이나 가용 자료에 맞게 총노동투입지수를 계산하였다.²⁷⁾

(1) 전산업 대상 국내 연구

선행연구에서는 노동투입 지표를 주로 노동생산성이나 총요소생산성의

27) 노동투입 지표를 이용한 전산업 대상 선행연구, 농업 노동투입 지표를 이용한 국내 및 해외 선행연구는 부록(<부표 8>~<부표 10>)에 정리하였다.

계산 과정에서 필요한 변수로 다루었다. 노동투입 지표 계산에 주로 사용하는 자료는 경제활동인구조사, 고용형태별 근로실태조사 등이다.

우리나라 인적자본을 추계한 이종화·김선빈(1995)의 연구는 노동의 질적 측면을 반영하여 노동투입 지표를 계산한 대표적 연구이다. 취업자의 산업, 성별, 교육, 종사상지위 등을 모두 고려하여 노동의 질적 차이를 반영하고자 했을 뿐 아니라, 각 특성이 노동질적지수에 기여하는 바를 분석하여 본 연구에서 검토하고자 하는 내용을 상당 부분 다루고 있다. 그러나 이 연구는 전 산업 인적자본을 추계하였으며, 직종별임금실태조사를 사용하여 임금근로자의 급여 정보만을 반영하였다. 즉, 투입노동의 양적 측면에서는 종사상지위별 구성 변화를 고려하였으나, 질적 측면에서는 가족노동력의 특성별 질적차이가 고용노동력의 특성별 질적차이와 동일하다는 것을 전제로 하였다. 또한 근로자 특성 범주별 시간당임금 방정식을 별도로 추정하지 않았으므로 다양한 방식으로 계산한 총노동투입지수를 비교·검토한 본 연구의 분석과는 차이가 있다.

최근 연구로는 산업별 노동생산성 수렴을 검토하기 위해 전산업 및 산업별 총노동투입지수를 사용한 장인성(2018)의 연구가 있다. 1986년~2017년 동안 전산업 총노동투입은 완만하게 증가한 반면, 농업 노동투입은 크게 감소하여 농업 실질노동생산성이 1980년대 대비 4배 이상 증가하였다고 분석하였다. 이 연구는 자기보고식 가구 단위 조사인 경제활동인구조사의 근로시간이 부정확할 수 있다는 우려 때문에 사업체 기반 조사인 사업체노동력조사를 주 출처로 이용하였다. 이를 통해 좀 더 정확한 노동시간을 도출하고자 하였으나, 노동투입에 대해 별도의 질적 조정을 하지 않았다.

권오상 외(2018)의 연구에서는 중첩(nested) CES 생산함수를 추정하기 위해 우리나라 경제의 총산출 및 요소(자본, 노동, 에너지, 중간재) 투입지표를 구성하였다. 노동투입 지표의 경우 산업별·성별·연도별 근로시간, 근로자수, 임금자료를 이용하여 구축하였다.

연령대별 인적자본을 추정한 이원기·강삼모(2018)는 취업자 특성을 산업(12개 범주)·연령대(10개 범주)·학력(4개 범주)으로 보고 총 480개 코호

트를 구성하였다. 1993년~2016년 자료를 이용하여 평균 교육기간 지표를 바탕으로 한 인적자본 추정치와 Jorgenson and Fraumeni(1989)의 방법을 따른 소득 접근 방식의 인적자본 추정치를 함께 제시하였다. 두 가지 방법 모두 연령대별 1인당 인적자본스톡 추정치는 역 U자를 나타냈다. 산업별 인적자본 스톡도 제시하였는데, 농업의 경우 두 가지 추정 방법에 따른 격차가 컸다. 임금근로자만을 대상으로 한 고용형태별 근로실태조사의 교육기간 자료를 이용하였기 때문에 상대적으로 농업 취업자의 학력 수준이 상향 편향되었기 때문이라 보았다. 반면, 국민계정 피용자보수 금액을 이용한 생애소득 기반의 인적자본스톡 추정치는 농업의 1인당 인적자본 추정치가 도소매음식숙박업의 30% 수준에 불과해, 다른 산업에 비해 현저하게 낮았다.

전 산업 대상 연구는 농업의 특성을 충분히 반영하기 어렵고, 산업별 노동투입 지표를 제시한 연구라 하더라도 집계를 위한 과정으로써 다루고 있다. 현실적인 자료의 한계도 있는데 특히 노동의 질을 나타내는 노동보수 자료의 경우 사업체 기반 또는 임금근로자 기반 자료를 이용할 수밖에 없으므로 문제가 된다.²⁸⁾ 가령 표학길 외(2020)²⁹⁾는 취업자를 성별(2개 범주)·학력(3개 범주)·연령(3개 범주)으로 구분하고, 범주별 노동시간 증가율을 범주별 노동소득으로 가중하여 집계하는 방식을 사용하였으나(Jorgenson et al., 1987), 근로자 임금을 고용형태별 근로실태조사 자료에서 도출하였다. 따라서 앞서 언급한 이종화·김선빈(1995)의 연구와 같이 임금농의 질적 차이를 모든 농업 취업자에 반영함으로써 실질 노동투입을 정확하게 반영하지 못하였다.

(2) 농업 대상 국내 연구

농업의 노동생산성이나 총요소생산성을 계산하는 과정에서 농업 노동

28) 노동투입 자료 관련 설명은 2장을 참고할 수 있다.

29) 해당 연구에서 사용한 총노동투입지수(노동서비스지수) 및 산업별 총산출, 노동, 자본, 중간재 지수 등의 자료는 한국 생산성본부 홈페이지에서 KIP DB(Korea Industrial Productivity Database) 항목으로 제공하고 있다. 본 연구에서도 총요소생산성 도출을 위해 KIP DB를 이용하였다.

투입 지표를 다룬 국내 연구가 다수 있다(권오상·김용택, 2000; 박춘성·이광훈, 2012; 권오상 외, 2015; 황수철·유리나, 2014; 유영봉, 2016 등). 대부분 노동투입이 모두 동질적이라는 가정은 현실과 맞지 않는다고 보고, 노동의 질적 변화를 반영하고자 하였다. 주로 농가경제조사에서 제공되는 가구당 영농시간을 기반으로 노동투입을 계산하였다(권오상·김용택, 2000; 박춘성·이광훈, 2012; 권오상 외 2015 등).

먼저 권오상·김용택(2000)은 농업 생산성 변화를 검토하기 위해 농업노동투입을 계산하였다. 농가경제조사의 가구당 영농시간과 농가 수를 곱하여 1971년~1998년 노동투입시간을 산출하였다. 여기에 농촌지역 남녀 임금 자료를 이용하여 성별에 따른 생산성 차이를 반영하였다. 우리나라 농업에 대해 성장회계분석을 실시한 박춘성·이광훈(2012) 또한 유사한 방식으로 노동투입 지표를 산출하였다.

권오상 외(2015)는 이들 연구에서 나아가 농업인력의 성별뿐 아니라 고용형태(자가, 고용)를 고려하여 농업노동의 구성 및 질적변화를 고려하고자 하였다. 분석 결과, 1971년에서 2013년까지의 노동투입 수량지수는 하락한 반면, 노동의 가격지수는 크게 증가하였다. 이 연구 역시 농가경제조사의 투입시간 자료를 이용하였는데, 농가경제조사 자료가 2003년에 조사방식의 개편으로 인한 불연속을 나타내므로, 이를 조정하기 위해서 2002년까지의 성장률이 이후에도 이어진다고 가정하였다.

황수철·유리나(2014)는 농가경제조사의 표본 개편에 의한 시계열 불연속 문제를 지적하고, 농가 인구에 농업취업 비율을 적용하여 취업자 수를 도출하였다. 분석 결과, 노동투입은 1970년대 이후 지속적으로 감소하였으나 경상재와 자본은 증가추세를 나타내, 총산출 증가에 대해 총요소생산성보다 투입 증가가 더 크게 기여하였다. 유영봉(2016) 또한 농가경제조사 노동투입 시간 자료의 시계열 불연속성을 지적하였다. 이 연구는 농업의 노동투입을 추계하고 산업별 노동생산성을 비교하기 위해 농산물별(경종작물/축산농업/기타농업) 노동투입 시간의 합을 사용하였다. 또한 노동투입 스톡에 해당하는 취업자 수를 이용하면 노동생산성(산업별 산출액/노동투입)이 과소평가된다고 지적하였는데, 농업에 존재하는 시간제

근로나 노동투입의 계절성 때문에 취업자 수는 농업의 노동투입을 과대 추정하기 때문이다.

농업노동의 질에 초점을 둔 연구로 강마야 외(2010)와 이봉실·유영봉(2021)이 있다. 강마야 외(2010)는 2008년 농가경제조사 원자료에서 인적자본 스톡을 추계하기 위해 농가순소득을 Mincer 임금방정식 형태로 추정하였다. 독립변수로 농가구성원의 교육연수 합, 토지소득, 자본소득, 농외소득, 자가노동시간을 이용하였다. 임금방정식 추정 결과에서 상수항을 농가의 모든 질적 특성치가 0일 때를 의미하는 ‘질적 특성치 파라미터’로 보고 이에 대한 각 농가의 상대적인 질적 수준을 계산하여 인적자본스톡을 추계하였다. 인구학적 특성별로 볼 때 교육연수가 길수록, 연령이 낮을수록 인적자본스톡이 높다는 것을 보였다. 이 연구는 단년도 자료를 사용하였으므로 인적자본의 변화 추이를 파악하지는 못하였다. 이봉실·유영봉(2021)은 노지 감귤을 대상으로 2001년~2019년 노동의 질적환산(질적조정) 농업 노동투입시간을 계산하고 생산함수를 계측하였다. 성별·농작업(전정, 병해충방제, 기타단순작업)별 시장노동임금 차이에 따라 노동의 질적 차이를 반영한 결과, 질적환산 노동투입시간이 질적미환산 노동시간에 비해 더 작게 나타났다. 질적조정을 거치지 않을 경우 오히려 노동투입이 과대평가된다고 밝혔다. 성별뿐 아니라 농작업별 생산성 차이도 반영했다는 의의가 있으나 특정 품목만을 대상으로 분석하여 일반적인 농업 부문 농업인력의 특성을 보여주지는 못한다.

<표 3-1>은 지금까지 검토한 전 산업 및 농업 대상 국내 연구를 바탕으로 주요 이용 자료와 노동투입 지표 산출 방식을 비교한 것이다. 주요 이용 자료에 따라 노동의 양 계산 방식과 노동의 질적 차이 반영 방식이 달라지므로 총노동투입지수가 달라진다. 예를 들어 농업에서 많이 사용하는 농가경제조사를 바탕으로 노동투입량을 계산하면 종사상지위에 따른 가족노동과 고용노동의 성별 투입량과 질적 차이를 반영할 수 있다. 반면 농가경제조사에서 학력·연령별 농업 노동투입시간 정보를 제공하지 않으므로 농업 노동투입의 학력·연령별 구성 변화에 따른 질적 차이는 반영하지 못한다. 전 산업 부문 연구에서는 노동의 질적 차이를 반영하

기 위한 노동보수로 고용형태별 근로실태조사 자료를 이용하는데, 이 경우 임금근로자의 범주별 노동보수 구조를 자영업자에 그대로 적용하게 된다. 따라서 종사상지위별 노동의 투입량 차이는 반영되나, 그에 따른 노동의 질은 임금근로자의 보수 구조를 따르게 된다.

<표 3-1> 주요 자료별 노동투입 산출 방식 비교(국내 선행연구)

주요 자료	노동의 양	노동의 구성/질 반영	연구 사례	개선 가능 사항
농가경제조사	농업 취업자 = 농가인구 × 농가인구 농업취업률 [경활조사]	성별 가족노동 [농가구입가격조사 - 농촌 남녀일일노입], 취업자당 평균노동일수	황수철· 유리나 (2014)	[양] 농가인구 외 농업 취업자 반영, [질] 종사상지위/ 학력/연령별 차이
	총투입시간 = 농가당 평균 농업노동시간 × 농가수	성별 가족노동·고용노동 [농가구입가격조사 - 농촌 남녀일일노입]	권오상 외(2015)	[질] 학력/연령별 차이
	농가	농가순소득 추정치를 특성그룹별로 적용 (구분: 자영농지 토지소득/ 자가소유 자본소득/ 자가노동시간/농외소득/ 가구원교육년수 합)	강마야 외(2010)	농가(자영농) 인적자본 기준, 임금농으로 확장
경제활동인구조사	총근로시간 = 취업자 × 월 근로시간 [직종별 임금실태조사, 노동통계연감]	산업·성·학력별 차이 (월평균 급여총액) [직종별임금실태조사]	이종화· 김선빈 (1995)	[질] 연령별 차이 반영, 종사상지위별 보수구조 반영
	총근로시간 = 취업자수 × 월 근로시간 [고용형태별 근로실태조사]	산업·성·학력·연령별 차이(월 급여) [고용형태별근로실태조사]	표학길 외(2020)	종사상지위별 보수구조 반영
	총근로시간 = 취업자수 × 주당근로시간 × 52주	임금농 성/학력/연령별 차이 [경제활동인구 부가조사], 자영농 성/학력/연령별 차이 [농가경제조사/KLIPS]	본 연구	과거 시계열 확장, 범주 구성 변경 시 강건성 확인 (이용 자료 한계로 미반영)

(3) 전산업 대상 국외 연구

해외에서도 통계청, 국가기관 등을 중심으로 질적조정 노동투입의 필요성을 인지하고 해당 연구를 다양하게 진행하고 있다. 해외 연구에서도

질적조정 노동투입을 도출할 때 보수 비중을 가중치로 하는 Törnqvist 지수를 많이 사용한다. Zoghi(2010)는 BLS(1993)가 제시한 다양한 방식에 따라 총노동투입지수를 계산하고 총요소생산성을 도출하였다. 이 연구는 계산방식에 따른 질적조정 노동투입 결과 지표들을 비교했다는 점에서 본 연구가 검토하고자 하는 바와 가깝다. Zoghi(2010)는 노동의 질에 해당하는 노동보수로 범주별 중간값을 사용하는지 아니면 노동소득 추정치를 이용하는지, 그리고 시간당 노동소득 추정 시 연령 자료를 이용하는지 아니면 경력(work experience) 추정치를 이용하는지 등에 따른 결과 지표를 비교하였다. 미국의 1984년~2004년 자료를 이용한 결과, 다양한 방식을 사용한 추정 결과에 두드러지는 차이가 없다고 결론 내렸으며, 계산방식별로 결과에 큰 차이가 없는 경우에는 가장 간편히 계산할 수 있는 범주별 중간값 임금을 가중치로 사용하면 된다고 제안하였다. 또한 근로자의 특성 범주 구분에 따른 결과도 비교하였는데, 범주를 세분화하여 총노동투입을 집계할수록 질적조정을 반영한 노동투입 증가율이 더욱 높게 나타났다.

미국 외에 호주(Reilly et al., 2005), 스위스(Bolli and Zurlinden, 2008), EU(Schwerdt and Turunen, 2007) 자료를 이용해 질적조정을 거친 총노동투입지수를 검토한 연구도 있다. Reilly et al.(2005)은 BLS(1993)의 노동구성모형(Labour Composition Model)을 호주 자료에 적용하였으며, 노동투입 집계에 토크비스트 지수(Törnqvist index)를 이용하였다. 비중 계산 방식으로써 i) 각 유형에 속하는 근로자의 임금 평균값을 사용하는 방법, ii) 각 근로자 유형에 대한 임금을 도출하기 위해 임금 함수를 추정하는 방법을 사용하며, 전자(i)의 경우 직관적이고 쉽게 계산할 수 있는 반면, 후자(ii)의 경우 다른 요소(연령, 성별, 자녀 수 등)를 통제할 수 있는 장점이 있다고 설명하였다.

(4) 농업 대상 국외 연구

Jorgenson and Gollop(1992)은 미국 농업 부문의 생산성을 분석하면서 투입요소 양(stocks)과 질(quality)의 기여를 구분하고 그 결과를 비농업

부문과 비교하였다. 1947년~1985년 동안 농업생산 증가에 노동투입량(노동시간)은 음(-0.74%)의 기여를 보인 반면, 노동의 질은 양(+0.26%p)의 기여를 나타냈다. 노동에 대한 질적 향상의 기여도는 다른 투입요소(자본, 에너지, 중간재)에 대한 질적 향상의 기여도에 비해 큰 것으로 나타나, 농업에서 노동투입의 질 증가가 중요한 성장의 원천이라고 분석한 Griliches(1963)의 주장을 확인하였다.

근로자의 특성뿐 아니라 지역별 생산성 차이도 고려한 연구로 Craig and Pardey(1996)가 있다. 고용유형(임금근로자, 연령대 및 교육수준별 자영근로자) 및 54개 주별로 노동투입을 구분하여 질적조정 노동투입을 계사하고 생산성 증가율을 검토하였다. 농가 경영주 소득에 대한 기회비용을 생산성 차이로 사용하기 위해 농업센서스 자료, 소득 특성에 대한 인구센서스 자료 등을 결합하였다(Pardey et al., 1994). 1949년~1991년 동안 질적미조정 노동시간은 연평균 2.68% 감소하였으나, 질적조정 후에는 2.21% 감소한 것으로 나타나 노동의 질적 향상이 있었음을 확인하였다. 이러한 평균노동의 질 증가는 거의 모든 주와 분석 기간에 대해 발견됐다. 미국 농업 부문에서도 우리나라와 마찬가지로 노동의 질 증가가 노동투입량 감소를 다소 완화한 것으로 분석하였다.

이상의 선행연구 검토를 통해 우리나라에서 농업의 노동투입에 초점을 두어 상세히 분석한 연구는 드물고, 특히 다양한 이용 자료나 추정 방식에 따른 결과를 비교한 연구는 많지 않음을 알 수 있다. 노동투입 지표 계산에 사용된 자료를 자세히 설명한 연구의 경우에도 여러 자료의 특성을 비교하기보다 시계열을 연장하기 위한 작업을 설명하는 경우에 그쳤다. 특히 근로자 범주별 노동보수를 산출함에 있어서 임금농과 자영농을 구분하여 별도의 자료를 적용한 경우는 더욱 찾아보기 어렵다.

본 연구는 농업 노동투입 추계에 사용할 수 있는 네 가지 출처의 자료를 이용하여 그 결과를 비교하였고 농업노동의 질적 변화에 있어서 어떤 농업인력 특성의 기여가 높은지를 분석하였다는 점에서 기존의 연구와 차별성을 갖는다. 또한 분석방법에 있어서도 농업인력 특성 범주별 시간당 보수의 실제 중간값 뿐 아니라, 시간당 보수 추정치를 이용한 결

과도 함께 검토하였다. 시간당 보수 추정 시에는 추정자료 특성에 따라 선택편의를 조정하는 모형이나 개인특성을 통제하는 패널 모형을 사용하였다.

제 3 절 분석방법 및 자료

(1) 총노동투입지수

노동의 질적 차이를 반영하기 위해 총노동투입지수($\Delta \ln L_t$) 계산 시 노동소득을 이용한다. 총노동투입이 초월대수(Translog) 함수 형태일 경우 톨크비스트 지수(Törnqvist index)가 도출될 수 있으며,³⁰⁾ 톨크비스트 지수는 두 기간의 평균 분배율을 가중치로 이용하기 때문에 고정가중치를 사용하는 타 지수에 비해 정확한(exact) 것으로 알려져 일반적으로 많이 사용한다(권오상 외, 2015).

$$\Delta \ln L_t = \ln \left(\frac{L_t}{L_{t-1}} \right) = \sum_{j=1}^J \left(\frac{s_{j,t} + s_{j,t-1}}{2} \right) \ln \left(\frac{h_{j,t}}{h_{j,t-1}} \right) \quad \text{식 (3-1)}$$

L_t : 총노동투입

j : 특성범주

$h_{j,t}$: 범주 j 의 총 노동시간

$s_{j,t}$: 범주 j 의 노동소득 비중

$$\Delta \ln Q_t = \Delta \ln L_t - \Delta \ln H_t$$

H_t : 총노동시간

Q_t : 노동투입의 질

식 (3-2)

식 (3-1)은 총노동투입(L_t)의 증가율, 즉 총노동투입지수의 계산식이다. 총노동투입은 노동투입의 질적 변화가 반영된 노동투입으로, 총노동투입

30) 식에서 확인할 수 있듯 본 장에서 사용하는 총노동투입지수와 노동질적지수 등은 모두 증가율에 해당하는 지표이다. 이러한 지수의 추이를 검토하기 위해 기준연도를 100으로 지수화하여 비교하였다.

지수는 질적조정 노동투입 증가율을 뜻한다. 노동투입량에 해당하는 특성 범주별 총노동시간($h_{j,t}$)의 경우 특성 범주별 주당 평균 근로시간에 52주를 곱하여 1인당 연간 근로시간으로 환산하고, 여기에 범주별 농업 취업자 수를 곱하여 계산한다. 가중치로 사용하는 $s_{j,t}$ 는 근로자 특성 범주별 노동보수의 비중을 뜻하며, 모든 범주의 총보수(labor compensation) 합 대비 해당 범주 총보수의 비율로 계산한다. 범주별 총보수는 해당 범주에 속하는 근로자들이 받는 총노동보수로, 이를 계산하기 위해 범주별 주당 평균 근로시간에 52주를 곱하고 여기에 시간당 보수를 곱하여 해당 범주 취업자 1인당 연간 총보수로 환산한다. 그 다음 범주별 취업자 수를 곱한다. 이러한 범주별 노동보수 비중은 농업노동력의 인적 구성에 따른 투입시간 변화와 시간당 노동의 가치(시간당 노동보수) 변화에 따라 결정됨을 알 수 있다.³¹⁾ 특성 범주별 노동시간 증가율에 2개년 평균 노동보수 비중을 가중치로 적용하여 톱크비스트 지수를 산출한다.

총노동투입지수에서 총근로시간 증가율을 제한 노동질적지수($\Delta \ln Q$)를 도출할 수 있다(Bolli and Zurlinden, 2008). 이는 노동의 질 증가율에 해당하며 식 (3-2)와 같다. 노동투입량(총근로시간)에 질적지수를 곱한 것이 질적조정 노동투입이라면(즉, $L = H \times Q$) 노동질적지수를 이와 같이 계산할 수 있다.

본 연구에서 사용한 근로자의 특성 범주는 종사상지위³²⁾, 성별, 학력, 연령이다. 각 범주의 구분은 다음과 같다. 종사상지위는 임금/자영/무급 가족(3개 범주), 성별은 남/여(2개 범주), 교육수준은 중졸 이하/고졸 이상(2개 범주), 연령대는 30대 이하/40대/50대/60대 이상(4개 범주)으로 구

31) 근로자 특성 범주별 노동보수의 비중을 노동의 질적조정 가중치로 사용하면 시간에 따라 노동력의 질이 전반적으로 향상되는 영향은 반영하지 못한다. 범주별 근로자의 상대적인 생산성이 질적 조정을 위한 가중치로 적용되기 때문이다. 총 노동투입지수만 단독으로 검토할 경우에는 이러한 문제가 있으나, 총요소생산성 분석 시에는 소득분배율을 통해 다른 생산요소 대비 상대적인 질적 증가로써 전반적인 질적 향상이 일부 반영될 수 있다. 타 생산요소에 비해 농업의 질적 향상으로 인한 보수 향상이 가파를 경우 노동의 소득분배율 비중이 높아지기 때문이다.

32) 농업의 경우 타 산업에 비해 자영업자(자영농)의 비중이 높다는 점을 고려하여 각기 적합한 출처를 이용하여 계산한다. 구체적인 사용 자료는 다음 절에서 설명한다.

분하였다.³³⁾ 이에 따라 총 48개의 범주가 생성된다.

한편 근로자 특성 범주별 노동보수 비중을 질적조정 가중치로 사용하는 것은 노동보수가 근로자의 생산성을 나타낸다는 가정하에서 적절하다. 즉, 시간당 노동보수 격차가 한계생산성을 반영한다는 것을 전제로 한다. 이러한 근로자의 생산성은 교육이나 직장내교육과 같은 인적자본 투자에 의해 달라질 수 있다.

(2) 노동질적지수 기여도 분해

위 식(3-2)에서 도출된 노동질적지수(노동투입의 질 지수)는 범주별 시간당 보수로 나타나는 생산성의 차이도 반영하지만, 근로자 특성별 취업자(노동시간)의 구성 변화도 반영한다.³⁴⁾ 이러한 두 가지 요인이 모두 작용한 결과, 노동의 질 변화에 대해 근로자 특성 중 어떠한 요인이 가장 크게 기여했는지를 분석하였다. Bolli and Zurlinden(2008)은 Jorgenson et al.(1987)의 방식에 따라 근로자 특성이 노동의 질에 대해 기여하는 정도를 검토하였다. 질적부분지수는 요소별 부분집합 간 대체효과를 나타내며, 본 연구에서 고려한 종사상지위(W), 성별(G), 학력(E), 연령(A)별 질적부분지수를 도출한다면, 1차 질적부분지수 4개, 2차 질적부분지수 6개, 3차 질적부분지수 4개, 4차 질적부분지수 1개를 계산할 수 있다.

식 (3-3)은 1차 질적부분지수이다. 한 특성 내 다른 범주 간 대체를 나타낸다. 예를 들어 1차 질적부분지수 $\Delta \ln Q_i^G$ 는 다른 특성 간 대체는 고려하지 않고 남성과 여성 범주 간 대체로 인한 변화를 나타낸다. 식 (3-3)에서 $\Delta \ln L_i^G$ 는 식 (3-1)과 같은 방식으로 계산하되, j 가 성별 범주에 해당하는 것으로 한정하여 계산한다(Bell et al., 2005). 나머지 1차 질적지수도 동일 방식으로 계산할 수 있다. 이때 노동보수 비중은 전체 소득에서 차지하는 비중을 이용한다.

33) 미국 연구들은 근로자 특성 범주를 보다 상세하게 구분하는 경우가 많으나, 본 연구에서는 범주를 최대한 간략하게 하였다. 노동투입량 계산 시 사용하는 경제활동 인구조사는 관측치가 많지 않아서 세분화된 범주를 이용할 경우, 결측치가 많아지거나 연도별 변동성이 지나치게 커지는 등의 문제가 발생한다.

34) 이와 같은 맥락에서 본 연구의 노동질적지수를 ‘노동구성(labor composition)’이라 표현할 수 있다(BLS, 1993).

$$\begin{aligned}
\Delta \ln Q_t^W &= \Delta \ln L_t^W - \Delta \ln H_t \\
\Delta \ln Q_t^G &= \Delta \ln L_t^G - \Delta \ln H_t \\
\Delta \ln Q_t^E &= \Delta \ln L_t^E - \Delta \ln H_t \\
\Delta \ln Q_t^A &= \Delta \ln L_t^A - \Delta \ln H_t
\end{aligned}
\tag{3-3}$$

식 (3-4)는 두 특성 간 대체를 나타내는 2차 질적부분지수를 나타낸다. 특성 조합에 따라 총 6개의 2차 질적부분지수가 계산될 수 있는데, 이 중 성별과 연령 특성과 관련된 질적지수($\Delta \ln Q_t^{GA}$)의 계산식을 나타낸다. 2차 질적부분지수 역시 1차 지수와 유사하게 계산한다. $\Delta \ln L_t^{GA}$ 계산시 식 (3-1)을 적용하되, j 를 성별과 연령 범주로만 한정하여 계산한다. 다만, 2차 질적부분지수 $\Delta \ln Q_t^{GA}$ 를 도출할 때는 1차 질적부분지수의 영향도 제해야 한다. 나머지 5개의 2차 질적부분지수도 동일한 방식으로 계산할 수 있다.

$$\Delta \ln Q_t^{GA} = \Delta \ln L_t^{GA} - \Delta \ln H_t - \Delta \ln Q_t^G - \Delta \ln Q_t^A
\tag{3-4}$$

식 (3-5)는 3차 질적부분지수 중 성별, 학력, 연령의 효과를 나타내는 부분지수를 나타낸다. 세 특성 간 대체를 나타내며, 마찬가지로 $\Delta \ln L_t^{GAE}$ 를 계산하되, 투입시간 증가율을 제한 후 모든 1차 질적부분지수 및 2차 질적부분지수를 추가로 제한한다. 네 개 범주를 모두 고려하는 4차 질적부분지수는 총노동투입지수에서 근로시간과 1차, 2차, 3차 질적부분지수의 영향을 모두 제외한 나머지로 계산된다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln Q_t^{GAE} &= \Delta \ln L_t^{GAE} - \Delta \ln H_t - \Delta \ln Q_t^G - \Delta \ln Q_t^A - \Delta \ln Q_t^E \\
&\quad - \Delta \ln Q_t^{GA} - \Delta \ln Q_t^{GE} - \Delta \ln Q_t^{AE}
\end{aligned}
\tag{3-5}$$

이종화·김선빈(1995)에 따르면 3차 이상의 지수가 기여하는 정도는 크지 않다. 본 연구의 분석 결과에서 1차 질적부분지수의 합은 노동질적지

수의 상당 부분을 설명하고 노동질적지수의 전반적인 움직임과 유사하게 나타났다. 따라서 본 연구는 분석의 단순화를 위해 1차 질적부분지수만을 바탕으로 농업 노동투입의 질적 향상에 대한 근로자 특성별 기여도를 분석하였다.

(3) 총노동투입지수 계산 방식에 따른 구분

총노동투입지수 계산에 사용하는 자료와 계산방식에 따라 도출되는 지수를 비교하였다. 이용 자료나 가정에 따라 매우 많은 지수가 도출될 수 있으나 이 중 어떤 것이 현실을 가장 잘 반영하는지 단언하기 어렵다. <표 3-2>는 8개의 지수 계산을 위한 자료 출처와 계산방식을 정리한 것이다. 이에 따라 계산한 지수를 비교함으로써 임금농의 시간당 임금(노동보수) 추정치 사용 여부에 따른 차이, 자영농 시간당 보수 적용 여부에 따른 차이, 이용 자료 출처에 따른 차이를 비교할 수 있다.

먼저 임금농의 시간당 임금 추정치 사용 여부에 따른 차이는 먼저 계산방식 1과 2를 비교하여 알 수 있다. 특성범주별 시간당 임금의 실제 중간값을 이용하는 경우(계산방식 1)와 시간당 임금을 추정한 후 추정치의 범주별 평균값을 이용한 결과(계산방식 2)의 차이를 알 수 있다. 마찬가지로 계산방식 3과 4, 계산방식 5와 6, 계산방식 7과 8을 비교함으로써 시간당 범주별 실제 중간값과 추정치를 사용한 결과를 확인할 수 있다.

다음으로 자영농의 시간당 보수를 별도로 추정하는지 여부에 따른 차이는 계산방식 1에 따라 계산한 지수를 계산방식 3 또는 7과 비교하여 알 수 있다. 계산방식 1은 자영농의 보수를 별도로 계산하지 않는 방법이다. 임금농과 자영농의 근로자 특성별 노동보수 구조가 동일함을 가정하는 것이다. 다만 시간당 보수의 수준은 자영농의 경우 임금농의 70% 수준이라고 가정한다.³⁵⁾ 반면 계산방식 3과 7은 각각 농가경제조사 및

35) 자영농의 시간당 보수가 임금농 대비 70%라는 가정은 한국노동패널조사 자료를 근거로 하였다. 자영농과 임금농의 2009년~2020년 시간당 노동보수 중간값을 성별로 계산한 결과, 남성 임금농 대비 자영농의 보수는 기간 평균 70.5%였고, 여성의 경우 73.1%였다. 이는 가족노동력의 생산성이 고용노동력의 생산성보다 낮은 것으로 가정하는 것이다. 고용노동력은 보통 연중 활용되기보다 특정 시기에 집중하여 활용되므로 시간당으로 환산한 노동보수가 자영농보다 높게 나타날

한국노동패널조사에서 자영농의 시간당 보수를 추정하여 자영농 노동투입시간에 대한 가중치로 별도 적용한다. 계산방식 2의 결과를 계산방식 4 또는 8과 비교해도 자영농 보수 적용 여부에 따른 차이를 알 수 있다.

<표 3-2> 질적조정을 반영한 노동투입(총노동투입) 계산 방식 구분

구분	기간	취업자	근로시간	임금농 보수	자영농 보수	무급가족농 보수
1	1991 ~2021	경활	경활 범주별 평균값	경찰부가 시간당 임금 범주별 중간값	임금농 보수의 70%	자영농 보수의 100%
2				경찰부가 시간당 임금 추정 후 범주별 평균값		
3				경찰부가 시간당 임금 범주별 중간값	농경 표본그룹별 시간당 보수 추정 후 범주별 평균값	
4				경찰부가 시간당 임금 추정 후 범주별 평균값		
5	2009 ~2021	지고	지고 범주별 평균값	지고 시간당 임금 범주별 중간값	임금농 보수의 70%	
6				지고 시간당 임금 추정 후 범주별 평균값		
7		경활	경활 범주별 평균값	경찰부가 시간당 임금 범주별 중간값	KLIPS 시간당 보수 추정 후 범주별 평균값	
8				경찰부가 시간당 임금 추정 후 범주별 평균값		

- 주: 1) ‘경활’은 경제활동인구조사, ‘경찰부가’는 경제활동인구조사 부가조사(8월), ‘지고’는 지역별고용조사, ‘KLIPS’는 한국노동패널조사, ‘농경’은 농가경제조사임.
 2) 계산방식 1~4의 임금농 보수는 2001년~2021년 연평균 증가율을 이용하여 1991년까지 확장함.
 3) 계산방식 3~4의 자영농 보수는 2003년~2021년 연평균 증가율을 이용하여 1991년까지 확장함.

수 있다(강혜정·권오상, 2005). 우리나라 노동소득분배율 계산 시에도 자영업자의 보수 수준을 임금근로자의 1/2 혹은 2/3 수준으로 산정한다는 점에서 큰 문제가 되는 가정은 아니라고 판단된다.

<표 3-3> 임금농 및 자영농의 시간당 보수 추정 방법

사용자료	구분	추정 방법	주요변수	결과표
경제활동 인구조사 부가자료	임금농 시간당 보수	Heckman 표본선택편의 조정 모형	연령, 연령제곱항, 학력 더미 (각 설명변수와 농업 더미 교차항) * 취업여부 식별변수: 배우자 유무 더미	부표 1: 남성과 여성 임금(시간당 보수) 및 취업 확률 추정 (계산방식 2, 4, 8)
지역별 고용조사	임금농 시간당 보수	Heckman 표본선택편의 조정 모형	연령, 연령제곱항, 학력 더미 (각 설명변수와 농업 더미 교차항) * 취업여부 식별변수: 배우자 유무 더미	부표 2: 남성 임금 추정 부표 3: 여성 임금 추정 부표 4: 남성 취업 확률 추정 부표 5: 여성 취업 확률 추정 (계산방식 6)
농가경제 조사	자영농 시간당 보수	패널 고정효과 모형 (표본그룹 4개별 추정)	연령, 연령제곱항 (단, 표본그룹 4는 연령대 더미), 가구원 평균 교육년수와 주부업 구분 더미 교차항, 주요 영농형태 더미와 기계기구비품 교차항	부표 6: 농가의 시간당 보수 (농업소득) 추정 (계산방식 3, 4)
한국노동 패널조사 (KLIPS)	자영농 시간당 보수	Heckman 표본선택편의 조정 모형	연령, 연령제곱항, 학력 더미 (각 설명변수와 농업 더미 교차항) * 취업여부 식별변수: 배우자 유무, $\ln(\text{가구소득}-\text{근로소득})$	부표 7: 자영농 시간당 보수 및 취업 확률 추정 (계산방식 7, 8)

마지막으로 자료 출처에 따른 차이는 계산방식 1과 5를 비교하거나, 계산방식 2와 6을 비교함으로써 알 수 있다. 계산방식 1과 2는 취업자 및 근로시간 자료로 경제활동인구조사를 이용한 것이고, 계산방식 5와 6은 지역별고용조사 자료를 이용한 것이다. 마찬가지로 계산방식 3과 7, 그리고 계산방식 4와 8에서도 자료 출처에 따른 비교가 가능하다. 계산방식 3과 4는 농업 취업자의 취업시간 및 임금농 보수 정보를 경제활동인구조사 및 부가조사 자료에서 산출하고 자영농의 시간당 보수자료는 농가경

제조사에서 추정한 것이다. 반면 계산방식 7과 8은 자영농의 시간당 보수를 농가경제조사가 아닌 한국노동패널조사에서 추정한 것이다.

한편 모든 계산방식(1~8)에서 무급가족농의 시간당 보수는 자영농과 동일하다고 가정하였다. 즉, 같은 특성 범주에 속하는 경영주와 가족구성원은 동일한 생산성을 갖는다고 본다. 농가 경영주가 자영농에 해당하고 무급가족농은 대부분 배우자에 해당하므로 크게 무리한 가정은 아니라고 판단하였다.

시간당 보수의 추정은 일반적으로 많이 사용되는 Mincer의 임금방정식 형태를 사용한다. 즉, 인적자본 수준이 시간당 노동보수를 결정한다는 가정에 따라 노동보수를 결정하는 주요 설명변수로 연령과 교육수준을 사용한다. 이는 BLS(1993)의 접근과 유사하다. 임금농 및 자영농의 시간당 보수 추정은 사용 자료에 따라 추정방법과 이용 변수에 차이를 두었으며, 시간당 보수 추정 방식의 주요 내용은 <표 3-3>과 같다.³⁶⁾ 경찰조사 부가자료 및 지역별고용조사에서 임금농의 시간당 노동보수는 Heckman의 표본선택편의 조정 모형을 사용하여 추정하였다. 해당 자료는 15세 이상 경제활동인구 및 비경제활동인구 모두를 포괄하고 있으므로, 취업 여부 선택에 따른 편의를 조정할 수 있다. 시간당 보수를 설명하는 기본 변수는 연령, 연령제곱항, 교육수준 더미 등이다. 한국노동패널조사 자료에서 자영농의 시간당 보수를 추정할 때도 마찬가지로 Heckman의 표본선택편의 조정 모형으로 남녀의 시간당 보수를 추정하였다.

한편 농가경제조사는 농가 표본만 포함하는 대신 5년 단위 패널로 구성되어 농업 특성 변수를 포함하고 있다. 따라서 이 자료에서 자영농 시간당 보수 추정 시 5년 단위로 패널 고정효과 모형을 사용하였다. 이로써 관찰되지 않는 개인 특성을 통제할 수 있다. 이 자료에서는 농가 경영주의 남성 비중이 높으므로 추정 시 경영주의 성별을 구분하여 추정하지 않았다. 설명변수로 주·부업 구분 더미와 가구원 교육수준의 교차항도 추가하였는데, 농업경영 특성에 따라 인적자본 수준이 시간당 보수에 미

36) 본 연구의 목적은 시간당 보수 자체의 추정에 있는 것이 아니므로 추정 결과는 본문에서 자세하게 다루지 않고 해당 내용은 부록(<부표 1>~<부표 7>)에 수록하였다.

치는 영향이 다를 것이라고 보았기 때문이다. 또한 농가의 영농형태(주요 품목) 더미와 기계기구비품 평가액의 교차항을 추가하였다. 기계기구부품 평가액은 농업 자본에 대한 대리변수로 사용하였다. 즉, 농가별 농업 자본 수준 또한 노동생산성에 해당하는 시간당 보수에 영향을 미칠 수 있으며, 이러한 농업 자본의 영향이 영농형태(주요 품목)별로 다를 수 있다고 보고 이를 통제하고자 하였다.

(4) 분석자료

농업 부문 총노동투입지수 산출 시 필요한 자료는 근로자의 특성 범주별 농업 부문 취업자 수, 노동투입시간(주당 평균 근로시간), 생산성을 나타내는 임금농의 시간당 노동보수(임금) 또는 자영농의 시간당 노동보수(소득) 자료이다. 본 연구 2장에서 검토한 통계출처별 특성을 고려하여 분석자료를 선택하였다. 분석자료 선택 시에는 자료가 포괄하는 농업 노동투입의 범위가 충분히 넓은지, 이용 가능한 자료의 기간은 어떠한지 등을 고려해야 한다. 분석 기간을 과거로 길게 연장하면 질적조정 노동투입의 장기적인 추이를 검토할 수 있다는 장점이 있으나, 결측이 많아지면 연구자의 판단으로 자료를 보간해야 하고 이용 가능한 자료가 한정적이라는 단점이 있다. 이에 본 연구는 사용 자료에 따라 분석의 기간을 1991년~2021년 및 2009년~2021년 두 가지로 설정하였다.³⁷⁾

본 연구에서 사용한 취업자 수 및 근로시간 자료는 경제활동인구조사(1991년~2021년), 지역별고용조사(2008년~2021년) 자료이다. 임금농의 시간당 보수 자료의 출처는 경제활동인구조사 부가조사(8월)(2001년~2021년)와 지역별고용조사이며, 자영농의 시간당 보수 변수는 한국노동패널조사(전국 단위로 표본 2009년~2021년)과 농가경제조사 원자료(2003년~2021년)에서 구성하였다. 시계열이 충분하지 않은 시간당 보수 자료는 자료 제공 기간의 연평균증가율을 계산하여 과거연도로 확장하였다. 명목 금액 자료는 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 실질화하였다.

37) 단, 중요소생산성 분석 시 사용한 KIP DB 생산성 자료는 1995년부터 2020년 자료까지 이용 가능하므로 해당 기간에 대해 분석하였다.

농가경제조사에서 자영농의 시간당 보수는 농가별 시간당 농업소득에 해당한다. 그러나 이에 대해서는 몇 가지 문제를 제기할 수 있다. 먼저 농가(자영농)의 농업소득에는 임금농의 기여도가 함께 포함되기 때문이다. 농업소득에는 노무비가 포함되지 않지만 농업소득은 임금농의 추가적인 생산성도 반영된 결과일 수 있다는 것이다. 이러한 가능성을 감안하여 농업소득을 농가의 전체 노동투입 시간으로 나누어 계산하였다. 이는 임금농의 한 시간과 자영농의 한 시간의 가치를 동일하게 두고 계산하는 것으로, 가족노동의 정확한 생산성과 괴리가 생길 우려가 있다.³⁸⁾ 그러나 분석 결과에서 가족노동의 노동투입시간으로 농업소득을 나누어 계산해도 결과에 큰 차이가 나타나지 않았다.

다음으로 농업소득에는 농업자본의 생산성도 포함된다는 문제이다. 노동에 대한 대가를 임금으로 받는 임금농에는 해당하지 않는 문제이다. 자본과 노동의 상호작용 효과는 차치하더라도, 농업소득에서 농업자본의 기여도를 제외할 필요가 있다. 실제값을 보더라도 시간당 농업소득의 값이 꽤 크게 도출되어 조정이 필요할 것으로 보인다. 본 연구는 농가경제조사 자료에서 시간당 보수를 추정할 때, 농업자본의 변수에 해당하는 기계·기구·비품의 평가액을 포함하여 해당 문제를 완화하고자 하였다.

마지막으로 농가의 농업소득이 모두 농업에 귀착되는지에 대한 이론적 근거가 필요하다. 핵심 자료인 농가경제조사상의 농업소득 자료는 음수(-)로 도출되는 경우도 많다. 동일 표본의 자료임에도 불구하고 연도에 따라 변동성이 적지 않기 때문에 자료의 신빙성 또는 농업소득과 근로시간 자료가 실제 투입과 보수를 얼마나 잘 대변하는가에 대한 문제제기가 가능하다. 이는 중요한 문제일 수 있으나, 이용 가능한 자료의 한계로 남겨두고 자영농의 월평균 급여 자료를 제공하는 한국노동패널조사 자료에서 유사한 분석을 한 결과와 비교한다. 한편 농가경제조사 자료에는 앞서 언급한 한계가 있으나, 다른 자료와 달리 농가의 농업 특성 자료가 있다는 것이 장점이다.

38) 농가에서 고용노동은 일손이 집중적으로 투입되어야 하는 농번기에 사용되며, 계약노동의 개념으로 농기계와 함께 사용되는 경우 등이 있으므로 일반적으로 시간당 생산성이 가족농에 비해 높은 것으로 본다.

한편 근로자 특성 범주별(종사상지위·성별·학력·연령) 총노동시간 구성비 변화와 범주별 시간당 보수 추이를 비교하면 총노동투입지수의 변화 방향을 예상할 수 있다. <그림 3-1>은 농업 취업자의 교육수준별 총근로시간 구성비 변화와 2010년 및 2020년 교육수준별 시간당 보수이다.³⁹⁾ 고졸 이상의 농업 취업자 비중이 크게 증가하였고, 고졸 이상 취업자의 보수가 중졸 이하 취업자 보수의 절반 미만이다. 또한 2010년 대비 2020년의 시간당 보수의 증가율은 두 그룹에서 비슷하다. 시간당 보수 수준이 훨씬 높은 고졸 이상의 근로시간 비중이 크게 증가한 것으로 보아, 교육수준 범주에 따른 노동구성 변화는 질적 향상에 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다.

이 외에 한국생산성본부는 KIP DB(Korea Industrial Productivity Database)에서 산업분류별 총요소생산성과 함께 계산에 사용한 자료를 제공하고 있다. 농업(농림어업) 자료도 포함되어 있으며, 총노동투입지수(노동서비스)도 제공한다.⁴⁰⁾ 노동보수에 해당하는 임금을 이용하여 노동투입의 질적 변화를 반영하였다. 질적 특성 범주로는 성별, 연령, 학력을 사용하였다. 임금 자료의 출처는 고용형태별 근로실태조사인데, 이는 사업체 기반 조사이며 임금근로자만 대상으로 한다. 그러므로 해당 자료에서 농업 취업자의 학력 및 임금이 상향편의 되었을 수 있으며,⁴¹⁾ 농업 전체 취업자의 특성을 대변하기에는 무리가 있다. 이 자료에서 노동의 소득분배율 계산 시 피용자보수를 이용하였는데, 농업 부문에 한정하여 비임금근로자의 보수가 피용자보수의 50%에 해당하는 것으로 가정하였다. 총요소생산성 도출 시 총산출지수, 자본서비스지수, 소득분배율 등은

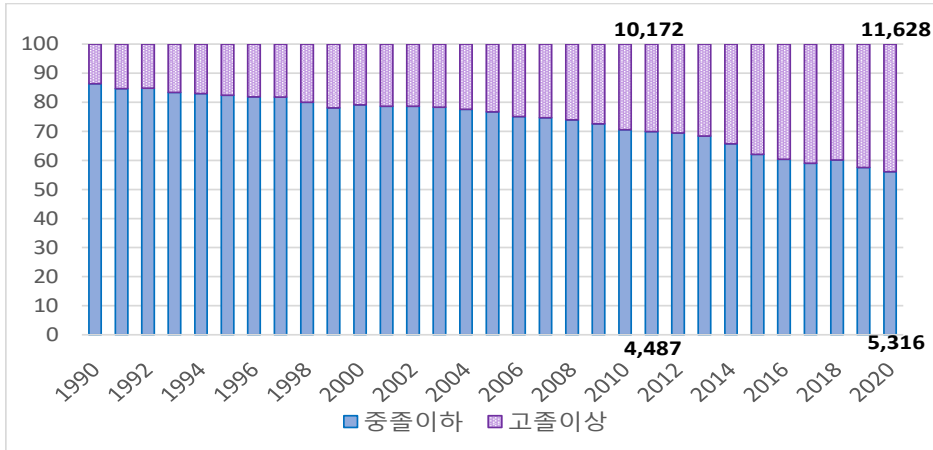
39) 농업 취업자의 종사상지위별/성별/연령대별 총근로시간 구성 변화 및 시간당 보수는 <부도 1>~<부도 3>에 수록하였다.

40) 해당 자료는 산업별로 총요소생산성 계산에 필요한 자료를 제공하고 있어 활용이 용이하지만, 농업 부문에 특화된 자료는 아니므로 한계가 있다. 가령 농업 부문에서 핵심적인 생산요소인 토지를 반영하지 않고 있다. 농업 부문의 총요소생산성 계측에 필요한 제반 자료 구축과 관련된 설명은 김상현 외(2020)에 수록된 위탁연구 “한국 농업부문의 총요소생산성 계측을 위한 DB 구축방안에 관한 연구(권오상)”에 설명되어 있으므로 관련 연구 시 참고할 수 있다.

41) 고용형태별 근로실태조사 자료에 따르면 2021년 농업 시간당 임금총액은 19,128원으로 전체근로자의 시간당 임금 19,806원과 거의 비슷한 수준이다(KOSIS).

KIP DB(Korea Industrial Productivity Database) 자료를 이용하였다.

<그림 3-1> 농업 취업자의 교육수준별 총근로시간 구성 변화
(1990년~2020년) 및 교육수준별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)
단위: %, 원



주: 1) 총근로시간은 경제활동인구조사 취업자 수와 주당 근로시간을 이용하여 계산.
2) 2010년 및 2020년 시간당 실질보수는 한국노동패널자료 범주별 중간값임.
자료: 경제활동인구조사, 한국노동패널, 소비자물가지수

제 4 절 농업 부문 총노동투입지수

(1) 총노동투입지수와 노동질적지수 비교

<그림 3-2>는 계산방식 1~4에 따라 산출된 총노동투입지수를 1991년 값을 100으로 나타낸 것이다.⁴²⁾ <그림 3-3>은 총노동투입지수에 대응되는 노동질적지수이다. 모두 경제활동인구조사 및 부가자료에서 취업자 총근로시간과 임금농 노동보수를 계산하였으며 L_3과 L_4는 농가경제조사 자료에서 자영농 보수구조를 추정하는 것이다. 농업 부문에서 노동투입시간이 대폭 감소하였으며 계산방식에 따라 질적조정 후 총노동투입지수

42) 계산방식 설명은 <표 3-1>을 참고할 수 있다. 계산방식 1~4는 1991년 지수부터 구성한 것이며, 5~8은 2009년부터 구성한 것이므로 별도의 그림에

가 상대적으로 덜 감소하는 경우도 있고, 반대의 경우(L_3)도 있다.⁴³⁾ 앞서 설명하였듯이 도출된 지수를 비교함으로써 임금농의 범주별 시간당 임금을 실제 중간값으로 이용하는 경우와 추정치로 이용하는 경우, 임금농의 노동보수를 전체 취업자에 적용하는 경우와 자영농의 노동보수를 별도로 적용하는 경우, 그리고 자료출처별 차이를 확인한다.⁴⁴⁾

[임금농 시간당 보수 실제값과 추정치 사용에 따른 비교: 1991~2021]

먼저 <그림 3-2>에서 계산방식 1(L_1) 지수가 계산방식 2(L_2) 지수보다 더욱 가파르게 감소하여, 임금농의 범주별 시간당 보수 실제값(범주별 중간값)을 이용하는 경우에 비해 시간당 보수 추정치(범주별 평균값)를 이용하는 경우 총노동투입지수가 더 컸다. L_1은 2000년대 후반까지 총근로시간 원계열보다 더 가파르게 감소했을 정도이다. 질적조정을 반영한 후 노동투입이 오히려 투입시간 원계열보다 더 크게 하락한 것은 농업인력의 연령대별 구성 변화와 보수구조가 함께 작용한 결과이다.⁴⁵⁾ 또한 L_1 지수와 L_2 지수는 계산 시 사용한 노동투입량은 같고 시간당 임금 차이만 있으므로, 두 지수의 차이는 계산된 임금구조의 차이에 기인함을 알 수 있다.⁴⁶⁾ 계산방식 3(L_3)과 4(L_4)를 비교해도 동일하게 임금농 시간당 보수 실제값(범주별 중간값)을 이용하는 경우(L_3)보다 추정치(범주별 평균)를 이용하는 경우(L_4)에 총노동투입지수와 노동질적 지수가 컸다.

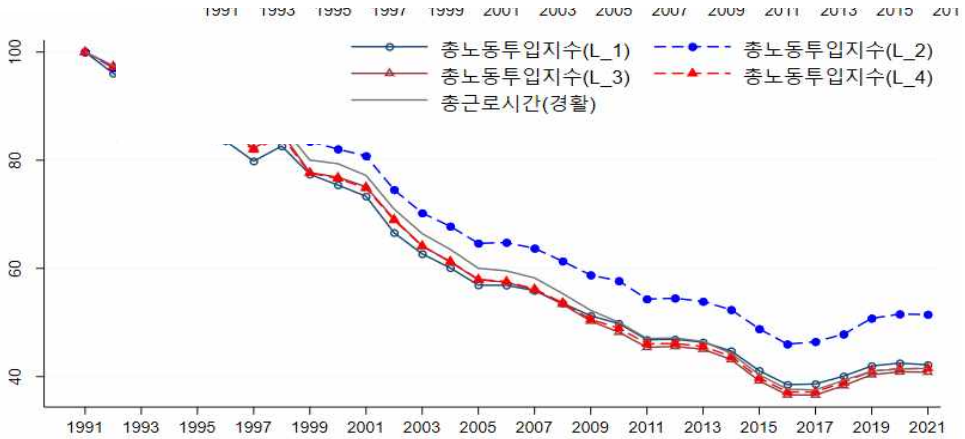
43) 참고로 농업 취업자 수는 총근로시간보다 덜 감소하므로 농업 취업자 수를 그대로 노동투입 지표로 사용할 경우 농업노동투입이 과대평가된다(유영봉, 2016).

44) 자료 출처별 차이는 <그림 3-6> 및 <그림 3-7>의 지표 비교에서 확인된다.

45) 전체 농업 취업자의 총근로시간에서 60대 이상의 총근로시간이 차지하는 비중은 1990년대 초반 20%대에서 2000년대 중후반 50%대까지 급격히 증가하였고(<부도 3>), 다른 연령대에 비해 60대 이상의 시간당 실질보수가 낮은 수준이다. 임금(시간당 생산성)이 낮은 60대 이상의 시간투입 비중이 크게 증가함에 따라 질적조정을 거친 노동투입이 총노동투입시간보다 크게 감소한 것이다.

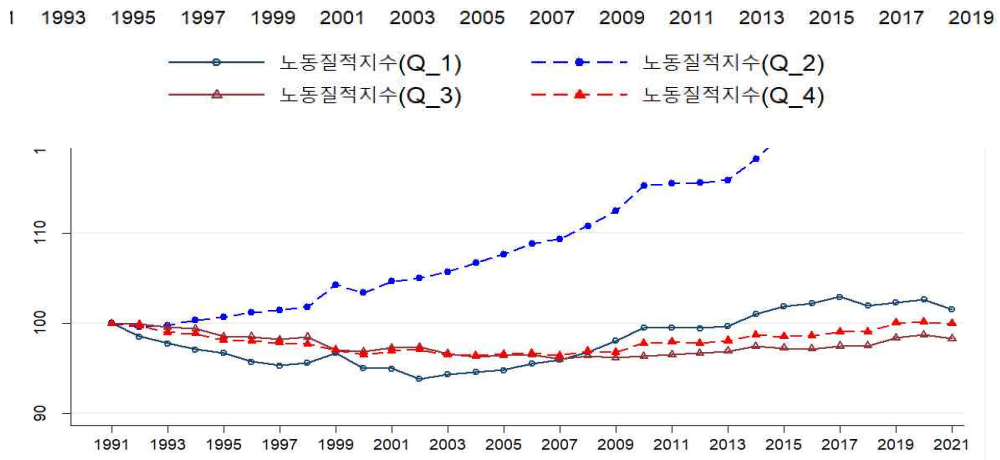
46) <그림 3-1>의 예시를 들어보면 다음과 같다. 고졸이상 범주의 농업인력 시간투입 비중이 크게 증가하였는데, 여기에 적용된 시간당 임금이 계산방식 1보다 2에서 훨씬 더 크다면 두 지수의 차이가 크게 나타날 수 있다. 실제로 남성 고졸이상 50대 임금근로자의 시간당 임금은 계산방식 1에 따르면 11,628원으로 도출된 반면, 계산방식 2에 따르면 17,930원으로 도출되어 격차가 컸다.

<그림 3-2> 계산방식별 총노동투입지수 비교(계산방식 1~4, 1991년 기준)
(1991=100)



자료: <표 3-2> 참조.

<그림 3-3> 계산방식별 노동질적지수 비교(계산방식 1~4, 1991년 기준)
(1991=100)



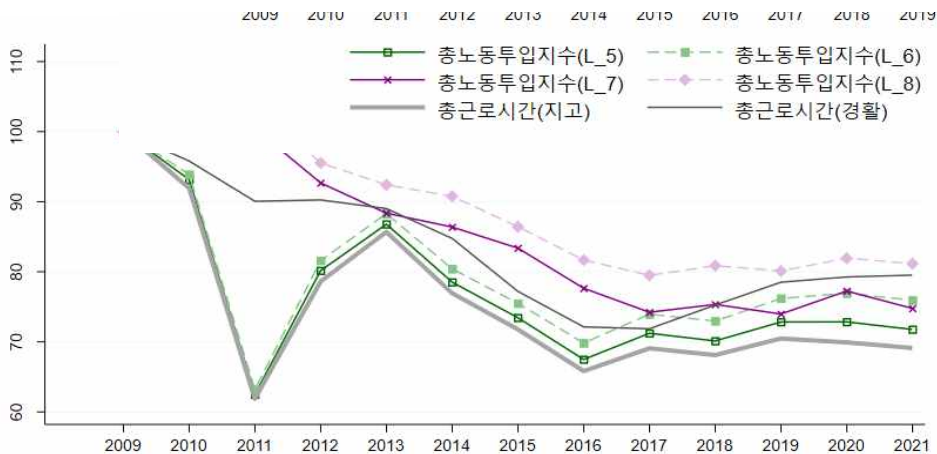
자료: <표 3-2> 참조.

[자영농 노동보수 별도 적용 여부에 따른 비교: 1991~2021]

L_1과 L_2는 전체 취업자 근로시간에 임금농 보수를 적용한 것이며, L_3과 L_4는 농가경제조사 자료에서 자영농의 시간당 보수를 별도로 추정하여 적용한 것이다(<그림 3-2>). L_1과 L_3을 먼저 비교해 보면, 자

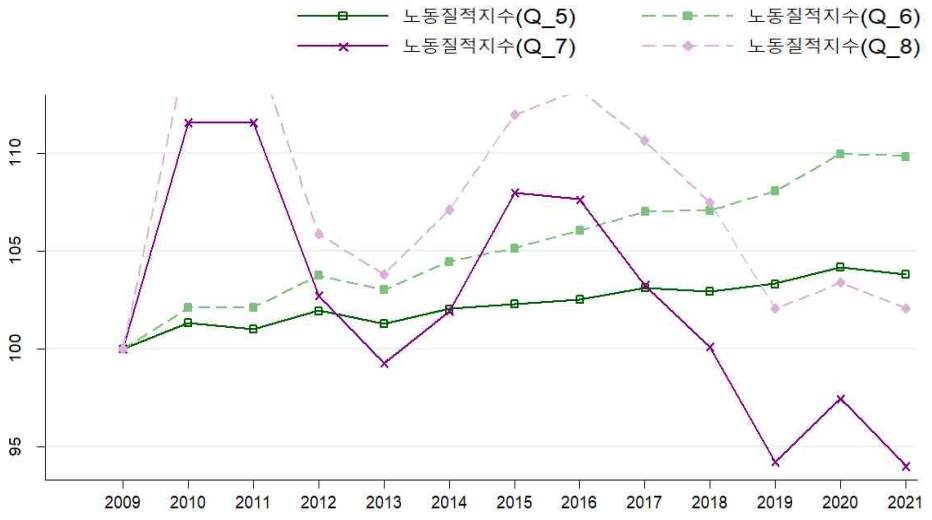
영농 노동보수를 별도로 적용하는 경우(L_3)의 총노동투입지수가 그렇지 않은 경우(L_1)에 비해 더 작게 나타남을 알 수 있다. 임금농의 노동보수 구조를 자영농 및 무급가족농에도 그대로 적용하면 농업노동의 질적 향상 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 임금농의 노동보수 추정치를 사용한 L_2와 L_4의 비교에서도 확인할 수 있다. 자영농 노동보수를 추정한 L_4의 총노동투입지수가 그렇지 않은 L_2에 비해 더 작았다. 이러한 분석 결과는 총노동투입지수 산출 시 자영농(비임금농)의 근로자 특성별 질적 차이를 임금농의 노동보수와 별개로 반영해야 할 필요성을 보여준다. 임금농의 투입시간은 전체 농업 취업자 투입시간의 10% 정도의 비중을 갖는데(<부도 1>), 투입량의 비중이 낮은 임금농의 보수구조를 전체 취업자에 적용하면 왜곡이 발생할 가능성이 높기 때문이다.

<그림 3-4> 계산방식별 총노동투입지수 비교(계산방식 5~8, 2009년 기준)
(2009=100)



자료: <표 3-1> 참조.

<그림 3-5> 계산방식별 노동질적지수 비교(계산방식 5~8, 2009년 기준)
(2009=100)



자료: <표 3-1> 참조.

한편 <그림 3-4>는 계산방식 5~8에 따른 2009년~2021년 총노동투입 지수이다. 2009년 값을 100으로 지수화하였다. 계산방식 5과 6에 따른 총 노동투입지수(L_5, L_6)는 지역별고용조사 자료에서 계산된 임금농의 보수구조를 비임금농에 확장하여 계산한 것이다.⁴⁷⁾ 계산방식 7과 8은 임금 농 보수구조와 별도로 한국노동패널조사에서 자영농 보수구조를 도출한 것이다. <그림 3-5>는 이에 대응되는 노동질적지수이다.⁴⁸⁾

[임금농 시간당 보수 실제값과 추정치 사용에 따른 비교: 2009~2021]

계산방식 5와 6을 비교하면 임금농의 범주별 노동보수 실제값(범주별 중간값)을 사용하는 경우(L_5)보다 임금 추정치(범주별 평균값)를 사용하는 경우(L_6)에 질적향상이 더 큼을 알 수 있다(<그림 3-4>). 계산방식 7과 8을 비교해도 마찬가지로 임금농 보수를 추정한 L_8이 L_7보다 총노동투입지수와 노동질적지수가 더 컸다.

47) 지역별고용조사에서 2011년 취업자 수 등의 통계가 다른 연도보다 크게 낮다. 이에 따라 계산된 총노동투입지수도 2011년 값이 특히 낮다.

48) 단, Q_5 및 Q_6, Q_7 및 Q_8은 각각 지역별고용조사와 경찰조사의 총근로시간을 바탕으로 하기 때문에 노동질적지수도 각 자료의 총근로시간에서 계산된다.

[자영농 노동보수 별도 적용 여부에 따른 비교: 2009~2021]

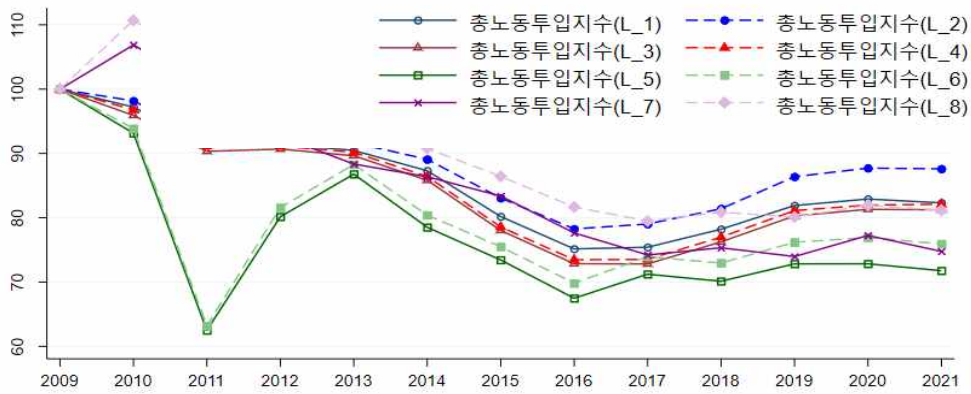
계산방식 5와 7에 따른 노동질적지수를 비교하면 한국노동패널조사 자료에서 자영농 보수구조를 추정하여 별도로 적용하는 경우의 질적지수는 (Q_7) 그렇지 않은 경우(Q_5)와 비교할 때 더 낮았다(<그림 3-5>). 계산방식 6과 8을 비교해도 동일하게 자영농 보수구조를 별도로 반영할 경우의 질적지수(Q_8)는 그렇지 않은 경우(Q_6)에 비해 더 낮았다.⁴⁹⁾ 즉, 2009년 이후 자료에서도 앞서 살펴본 1991년~2021년 자료에서와 마찬가지로 임금농의 보수구조를 전체 취업자에 그대로 적용하면 구성변화에 따른 질적 향상이 높게 추정될 수 있음을 알 수 있다.

[자료출처별 비교: 2009~2021]

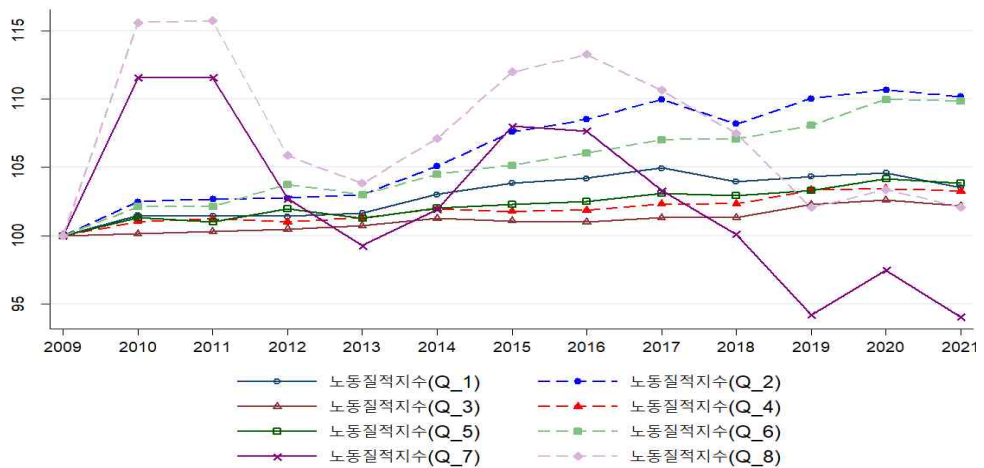
<그림 3-6>은 계산방식 1~8에 따른 총노동투입지수를 2009년 값이 100인 지수로 나타낸 것이고 <그림 3-7>은 이에 대응하는 노동질적지수이다. 취업자 수와 근로시간을 경제활동인구조사에서 계산한 경우(계산방식 1~2)와 지역별고용조사에서 계산한 경우(계산방식 5~6)를 비교해 볼 수 있다. 지역별고용조사를 이용한 계산방식 5와 6의 노동질적지수가 경찰조사를 이용한 계산방식 1과 2에 비해 낮았다(즉, $Q_1 > Q_5$, $Q_2 > Q_6$). 또한 자영농 보수 추정에 농가경제조사를 사용한 경우(계산방식 3~4)와 한국노동패널조사 자료를 사용한 경우(계산방식 7~8)를 비교하면 최종 지수 수준을 볼 때 농가경제조사를 사용한 총노동투입지수 및 노동질적지수가 한국노동패널조사 자료를 이용한 경우보다 크게 나타났다(즉, $L_3 > L_7$, $L_4 > L_8$).

49) 단, 계산방식 5와 6, 계산방식 7과 8의 경우 총근로시간과 임금농 노동보수 자료의 출처도 다르므로 노동질적지수가 아닌 총노동투입지수의 수준을 직접 비교하기는 어렵다.

<그림 3-6> 계산방식별 총노동투입지수 비교(계산방식 1~8, 2009년 기준)
(2009=100)



<그림 3-7> 계산방식별 노동질적지수 비교(계산방식 1~8, 2009년 기준)
(2009=100)



(2) 노동질적지수 분해

노동질적지수에 대한 농업인력 특성 범주별(중사상지위, 성별, 학력, 연령) 구성 변화의 영향을 살펴보았다. <그림 3-8>과 <그림 3-9>에서 알 수 있듯, 노동질적지수의 증가에 학력의 긍정적 기여가 가장 뚜렷하다. 이는 우리나라의 전 산업을 대상으로 분석한 이종화·김선빈(1995)의 결과와도 일치한다. 해당 연구는 성별, 연령, 학력 가운데 학력의 일차(1차)

질적부분지수 기여도가 가장 크며, 이 지수의 연평균 증가율이 농업을 포함한 전산업의 경우 1.17%~1.55%라 분석한 바 있다. 해외 연구에서 비슷한 결과를 확인하였다(Bell et al., 2005; Bolli and Zurlinden, 2008).⁵⁰⁾

그 다음으로 기여도가 높은 것은 성별과 종사상지위이다. 분석 기간과 계산방식별로 다소 차이는 있지만, 성별은 대체로 농업 노동질적지수에 긍정적 영향을 미쳤다. 한편 2009년 이후 자영농의 근로소득을 한국노동패널조사 자료로 추정된 경우(계산방식 7~8)에 한하여 종사상지위별 구성 변화가 노동의 질에 부정적으로 작용하였음을 알 수 있다. 한편, 연령대 구성 변화는 일관되게 노동질적지수의 하락 효과가 컸다.

<표 3-4> 노동시간, 노동의 질, 1차질적부분지수, 총노동투입지수의 연평균증가율

단위: %

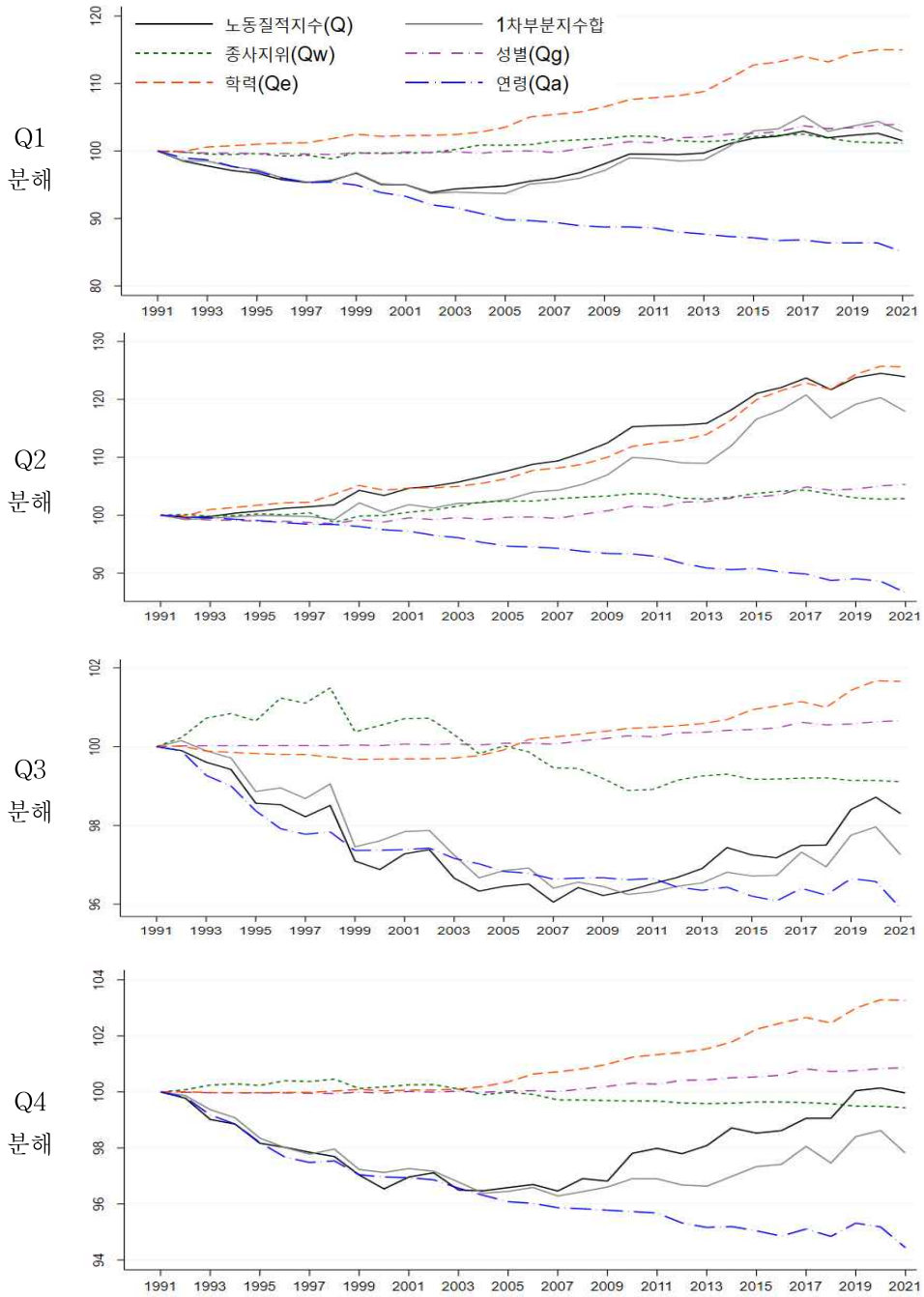
기간	계산 방식	노동시간 증가율	노동의 질 증가율	1차질적부분지수 증가율				총노동 투입지수 증가율
				종사상 지위	성별	교육	연령	
1991~2021	1	-2.89	0.05	0.04	0.13	0.47	-0.54	-2.84
	2	-2.89	0.72	0.09	0.17	0.76	-0.48	-2.19
	3	-2.89	-0.06	-0.03	0.02	0.05	-0.14	-2.94
	4	-2.89	-0.001	-0.02	0.03	0.11	-0.19	-2.89
2009~2021	1	-1.89	0.29	-0.05	0.25	0.64	-0.36	-1.61
	2	-1.89	0.81	-0.04	0.37	1.11	-0.62	-1.10
	3	-1.89	0.18	-0.01	0.04	0.11	-0.07	-1.72
	4	-1.89	0.27	-0.02	0.06	0.19	-0.12	-1.63
	5	-3.03	0.31	-0.04	0.26	0.71	-0.46	-2.73
	6	-3.03	0.79	0.004	0.45	1.02	-0.51	-2.27
	7	-1.89	-0.51	-1.74	0.10	1.35	-1.00	-2.39
	8	-1.89	0.17	-1.74	0.24	1.81	-1.29	-1.72

주: 총노동투입지수(증가율)에 노동소득분배율을 적용하지 않은 수치임.

50) Bell et al.(2005)은 영국 자료를 이용하여 근로자 특성을 교육(5개 범주), 성별(2개 범주), 연령(5개 범주)으로 구분하고 특성별 질적 기여를 분석한 결과 교육이 가장 큰 영향을 미쳤으며 다음으로 연령의 긍정적 영향이 1/3 수준이었다. 성별 범주에 따른 변화는 노동질적지수를 소폭 낮추었다. 한편 산업별 분석 결과도 제시하였는데, 농업의 경우 다른 산업에 비해 교육수준 변화가 노동투입의 질적 지수에 미치는 영향이 낮았다.

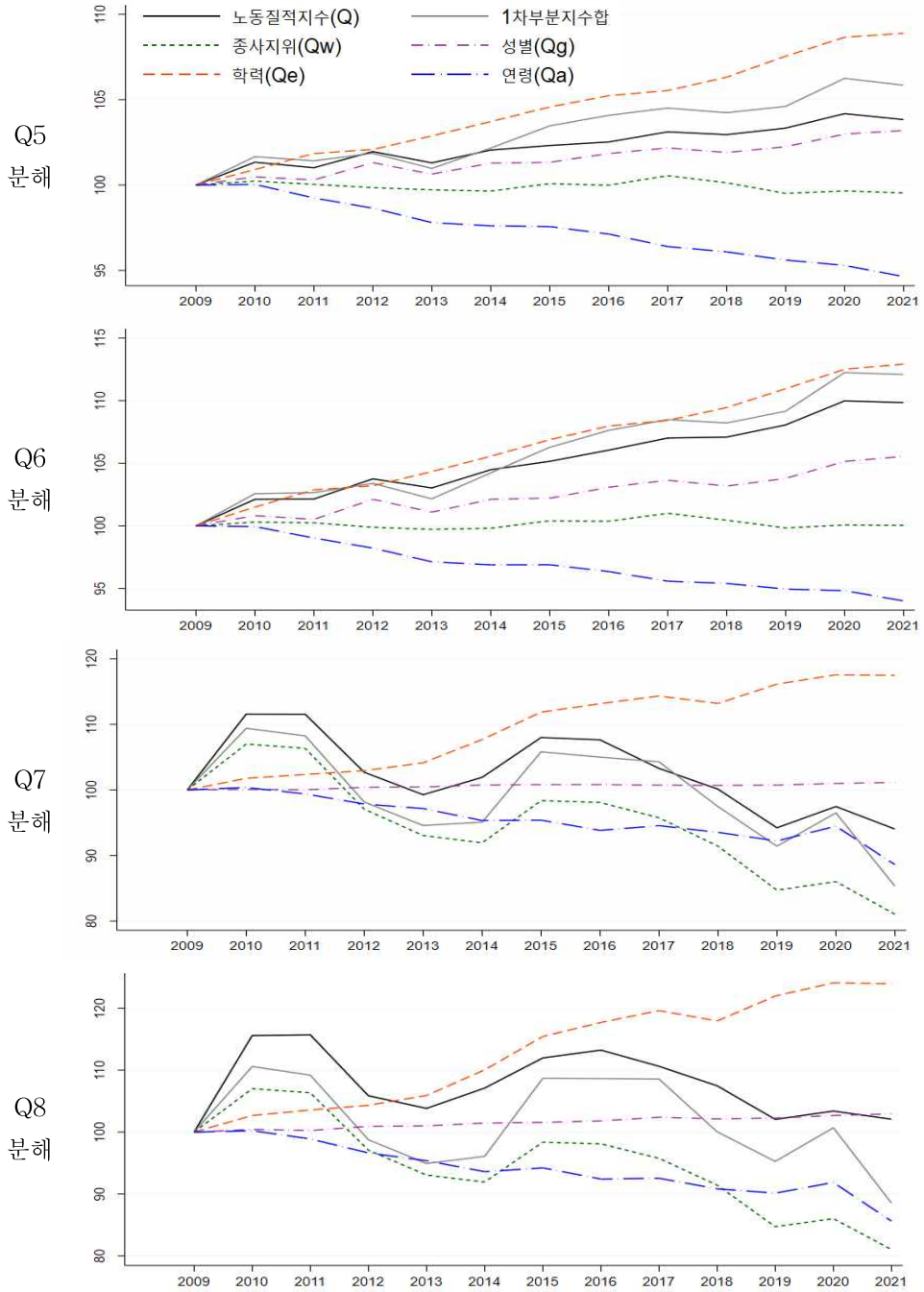
<그림 3-8> 노동질적지수에 대한 근로자 특성별 기여도분해
 (1차 질적부분지수 - 계산방식 1~4)

(1991=100)



<그림 3-9> 노동질적지수에 대한 근로자 특성별 기여도분해
(1차 질적부분지수 - 계산방식 5~8)

(2009=100)



<표 3-4>는 앞서 보았던 결과를 연평균 증가율 값으로 보여준다. 1991년~2021년 총노동투입은 계산방식 2를 따랐을 때 하락 속도가 가장 완만한 -2.19%로 나타났고, 계산방식 3을 따랐을 때는 -2.94%로 다소 가파르게 나타났으며, 둘의 격차는 0.75%p이다. 노동의 질적 증가는 임금농의 시간당 노동보수(임금)를 추정하고 이를 자영농 및 임금농에도 동일하게 적용한 경우(계산방식 2) 가장 컸다. 반면, 노동의 질적 증가가 가장 작은 경우는 임금농의 시간당 임금을 실제값(범주별 중간값)으로 사용하고, 자영농 및 무급가족농의 시간당 노동보수를 별도로 추정하였을 때이다(계산방식 3). 이 경우에는 노동투입시간 증가율을 사용하는 것보다 노동의 질적 조정을 반영할 때 오히려 총노동투입이 추가적으로 더 하락하였다. 2009년 기준으로는 -2.73%(계산방식 5)에서 -1.72%(계산방식 8)로 나타나, 계산방식별 최대 격차는 1.01%p였다. 미국 자료를 사용한 Zoghi(2010)가 아주 강한 가정을 사용하지 않는 이상에는 총노동투입지수에 사용하는 노동보수 자료의 추정 방법에 따라 큰 차이가 없다고 언급한 것과 상반된다.

계산방식 1~4를 계산방식 5~8과 비교 가능하도록 2009년부터 2021년까지의 자료를 바탕으로 연평균 증가율을 계산한 결과, 이 경우에도 총노동투입지수가 가장 적게 하락한 것은 계산방식 2였다(-1.10%). 반면 지역별고용조사 자료의 취업자 수 및 총 근로시간을 이용한 계산방식 5에서 총노동투입이 가장 크게 하락하였는데(-2.73%), 경제활동인구조사 자료를 이용하는 경우에 비해 총노동시간 감소율이 훨씬 더 크기 때문이다. 한편 계산방식 7에 따르면 노동의 질이 오히려 하락하였다. 이는 경제활동인구조사 취업자와 근로시간을 이용하였으며 자영농의 보수구조를 한국노동패널조사 자료에서 별도로 추정한 방식이다.

(3) 총노동투입지수에 따른 총요소생산성 차이

앞서 도출한 총노동투입지수 선택에 따라 총요소생산성이 얼마나 달라지는지를 검토할 수 있다. 기존 선행연구의 결과 간 차이를 해석하는데 도움이 될 것으로 보인다. 총노동투입지수 외에 성장회계분석에 필요

한 노동소득분배율, 자본서비스지수, 총산출지수, 중간재투입지수 등은 한국생산성본부의 KIP DB 자료를 이용하였다. 해당 출처에서 1995년 자료부터 제공하고 있으므로, 시계열이 긴 계산방식 1~4에 따른 총노동투입지수를 사용하였다.

총노동투입 증가율과 중요소생산성 증가율은 성장회계 분석방법에 의해 반대로 움직인다. 즉, 새로운 총노동투입 증가율이 기존 지수에 비해 클 경우 중요소생산성 증가율은 낮아진다. 농업 총산출에 대한 노동의 기여가 높아지면 총투입의 기여가 커지고, 총산출에서 총투입의 기여를 제외한 잔차로 계산되는 중요소생산성의 기여는 줄어들 수밖에 없기 때문이다.

<표 3-5> 계산방식별 총노동투입지수에 따른 농업 중요소생산성 연평균증가율(1995년~2020년)

단위: %

구분	총산출	노동	자본	중간재	중요소생산성
KIP(H)		-1.11			+1.51
KIP(L)		-0.86			+1.30
L_1	+1.57	-1.27	+0.08	+1.11	+1.67
L_2		-0.99			+1.38
L_3		-1.35			+1.75
L_4		-1.32			+1.72

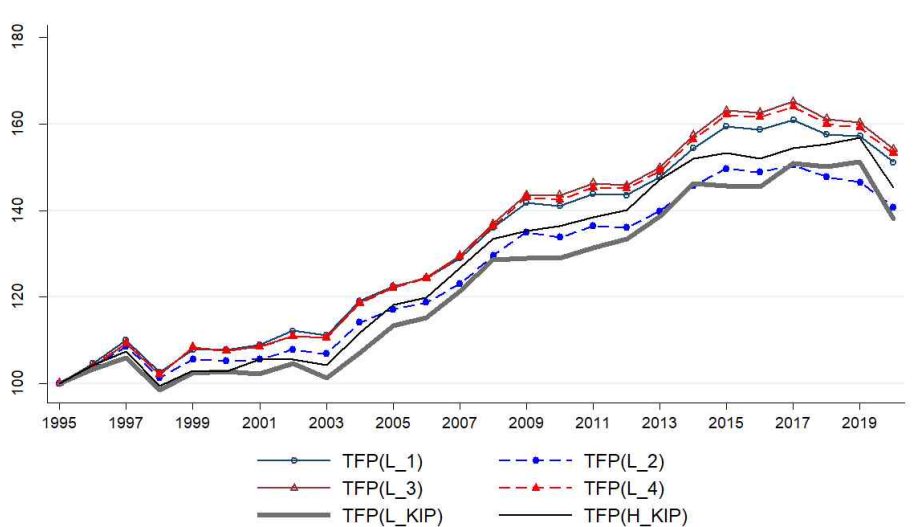
주: 모든 계산방식에 동일한 생산요소별 소득분배율을 적용한 수치임.

<표 3-5>는 계산방식별 총노동투입지수에 따른 중요소생산성의 연평균증가율을 보여준다. ‘KIP(H)’는 KIP의 노동투입시간 원계열을 이용한 결과이며, ‘KIP(L)’은 KIP에서 제공하는 총노동투입지수를 이용한 결과이다. KIP(H)를 사용한 중요소생산성은 1.51%로 나타나, KIP(L)을 사용한 중요소생산성 1.30%에 비해 컸다. 질적 미조정 시 노동투입 감소가 과하게 나타나 중요소생산성은 과대평가된 것이다. 본 연구에서 계산한 총노동투입지수를 바탕으로 계산한 중요소생산성 연평균증가율은 KIP(L)을 사용한 경우보다 모두 높았다(1.38%~1.75%).⁵¹⁾ 이 중 노동이 가장 덜

51) KIP에서 제공하는 농업 부문 총노동투입지수는 질적향상이 과장되게 나타난 것

감소한 것으로 계산되어 총요소생산성이 가장 낮게 나타난 것은 계산방식 2번이다. 노동소득분배율을 적용한 수치 기준으로 질적조정 노동투입은 연평균 -0.99% 감소하였다. <그림 3-10>은 이러한 계산방식별 총노동투입지수에 따른 총요소생산성을 1995년 값을 기준(1995=100)으로 보여준다. 본 연구에서 도출한 총노동투입지수 이용 시, KIP의 총노동투입지수(KIP(L))에 비해 노동투입의 질 향상 효과를 덜 과장함으로써 농업 총요소생산성이 더욱 커짐을 알 수 있다. 농가경제조사에서 추정한 결과를 적용한 계산방식 3과 4의 경우 가장 보수적인 질적조정으로 인하여 총 노동투입지수의 증가가 가장 낮게 계산되고 총요소생산성은 커졌다.

<그림 3-10> 계산방식별 총노동투입지수에 따른 농업 총요소생산성 추이 (1995=100)



- 주: 1) 생산성본부에서 제공하는 1995년~2020년 총요소생산성 농림어업 자료를 이용한 계산 결과임(총산출 이용 자료).
 2) 노동투입 자료의 경우 본 연구의 계산방식별 추계 자료를 이용함. 질적조정 방식에 따른 변화를 비교하기 위해 노동소득분배율은 동일하게 적용하였음.

으로 짐작한다. 해당 자료는 임금농의 정보를 바탕으로 질적 가중치를 계산하였고, 이를 비임금농을 포함한 전체 취업자 정보에 적용하였기 때문이다. 예를 들어, 자영농이나 무급가족농의 고학력자 비중이 높아지면, 이러한 변화에 대해 임금농의 학력에 따른 보수구조를 가중치로 사용하게 된다. 이 경우 임금농의 학력 상승에 따른 보수 증가가 자영농에 비해 뚜렷하다면 질적 향상이 과장된다.

이러한 분석 결과는 기존 연구에서 사용한 방식과 같이 임금농의 근로자 특성별 질적 차이를 비임금농에 그대로 적용하면 기술발전에 따른 농업생산성 증가율을 과소평가할 수 있음을 보여준다. 총산출증가율에서 총노동투입의 기여가 과대평가되기 때문이다. 그러나 추정 오류의 방향이 절대적인 것은 아니므로 이와 정반대되는 결과도 가능하다. 중요한 점은 비임금근로자의 특성별 질적 차이를 적절히 반영하지 못하면 편이가 발생할 우려가 있다는 것이다. 특히 비임금농의 비중이 높고 비임금농과 임금농의 특성 차이가 큰 농업에서는 이러한 문제가 두드러질 수 있다. 특히 타 산업과의 분석 결과 비교 시 주의가 필요하다.

(4) 선행연구 결과와의 비교

<표 3-6>은 우리나라 농업을 대상으로 성장회계분석을 한 선행연구 결과를 본 연구의 결과(계산방식 3)와 비교한 것이다. 계산방식 3은 농가 경제조사 자료를 바탕으로 자영농의 특성그룹별 생산성을 계산하여 도출한 것으로, 노동의 질 변화를 가장 보수적으로 계산하였다.

선행연구와 비교한 결과 본 연구의 총노동투입지수를 이용할 때 중요소생산성이 좀 더 크게 계산되었다. 이는 앞서 KIP(L)를 이용한 중요소생산성의 비교 시에도 확인할 수 있었다. 권오상 외(2015)에서 2000년~2013년 기간의 총투입 증가율은 -1.04%, 연평균 중요소생산성 증가율은 +0.81%인데, 본 연구 결과를 이용할 경우 해당기간 총투입은 -1.21%, 중요소생산성 증가율은 +2.56%로 나타났다. 그러나 본 연구에서는 농업 특성을 고려하지 않은 KIP DB 자료를 바탕으로 산출한 결과이므로 해석에 주의가 필요하다. 만약 KIP DB 자료의 총산출증가율이 권오상 외(2015)와 동일한 -0.24%이고 다른 요인들이 동일하다면, 단순계산으로 중요소생산성은 1.10% 수준일 것이므로 여전히 선행연구의 수치보다는 높다.

이 외에 다른 선행연구들도 서로 분석 방법과 기간이 달라 직접 비교하기는 어려우나, 권오상·김용택(2000)과 권오상 외(2015)는 유사한 자료와 방법을 적용하였으므로 결과를 비교할 수 있다. 총산출증가율은 최

근 자료가 포함된 권오상 외(2015)에서 더 낮아, 2000년대 이후 우리나라 농업 총산출이 둔화한 것을 알 수 있다. 총투입은 최근 연도가 포함된 자료에서 0.07%p 더 높아, 총요소생산성 또한 2000년대 이후에 둔화한 것을 알 수 있다. 권오상 외(2015)는 2000년~2013년 자료의 총요소생산성 증가율을 0.81%로 계산하여 이전 기간을 포함한 전 기간(1971년~2013년)의 총요소생산성 연평균 증가율에 비해 1.01%p 낮은 것으로 제시하였다.

다음으로 1960년대 자료까지 포함한 황수철·유리나(2014)에서 박춘성·이광훈(2012)에 비해 총산출이 더 높았다. 1960년대 농업총산출 증가율이 1970년대~2000년대에 비해 높았음을 알 수 있다. 황수철·유리나(2014)에서 투입요소별 증가율은 파악되지 않지만 총투입 증가율은 박춘성·이광훈(2012) 결과보다 높았다. 1960년대의 총산출 증가는 이후 기간에 비해 총요소생산성 증가보다 총투입 증가의 기여도가 크다고 보인다.

<표 3-6> 본 연구와 선행연구의 우리나라 농업 성장회계분석 결과 비교

단위: %

연구	기간	총산출	총투입			중간재	총요소 생산성
			노동	자본			
본 연구 (L3)	1995~ 2020	+1.57	-0.16	-1.35	+0.08	+1.11	+1.75
	2000~ 2013	+1.35	-1.21	-1.78	-0.13	+0.70	+2.56
KIP DB (L)	1995~ 2020	+1.57	+0.28	-0.86	+0.06	+1.08	+1.30
권오상·김용택 (2000)	1971~ 1998	+2.60	+0.40	-4.56 [양] -4.50 [질] -0.06	+10.54 [양] +8.90 [질] +1.64	[중간재] +9.1 [토지] -0.60	+2.26
권오상 외 (2015)	1971~ 2013	+2.29	+0.47	-	-	-	+1.82
	2000~ 2013	-0.24	-1.04	-	-	-	+0.81
황수철·유리나 (2014)	1956~ 2011	+2.60	+1.40	-	-	-	+1.20
박춘성·이광훈 (2012)	1970~ 2010	+2.24	+0.36	-1.41	+2.13	[토지] -0.36	+1.88

주: 1) 선행연구에서 차트로만 제시하거나 계산 자료만 제공하는 경우 공란으로 둠.
 2) 권오상·김용택(2000)의 요소투입 증가율은 요소소득비중 적용 전 값임.
 3) 연구에서 직접 수치를 확인하거나 계산할 수 없는 경우에는 “-”으로 표시함.

<표 3-6>의 결과를 종합하면 총산출과 총요소생산성 모두 1970년~1990년대에 비해 2000년 이후에 증가율이 둔화하였음을 알 수 있다. 그렇다고 하더라도 황수철·유리나(2014)를 제외하면 총요소생산성이 총투입 증가보다 총산출 증가에 기여하는 바가 여전히 더 크게 나타났다. 여기에는 질적조정을 거치더라도 농업 노동투입이 꾸준하게 감소한 영향이 있을 것이다. 토지와 같은 생산요소의 감소도 기여한 것으로 생각된다.

<표 3-7>은 미국 농업 성장회계분석을 실시한 선행연구의 결과이다. 농업 부문 노동투입은 질적 조정을 하더라도 분석기간 동안 감소하였음을 알 수 있다. 예를 들어 1949년~1991년 미국 농업 부문 노동투입량은 연평균 -2.68% 감소하였고 질적지수는 0.47% 증가하여, 결과적으로 질적조정

<표 3-7> 미국 선행연구의 농업 성장회계분석 결과 비교

단위: %

연구	국가	기간	총산출	총투입			총요소 생산성	
				노동	자본	중간재		
Ball et al.(2016)	미국	1948~2013	+1.52	-	-0.49 [양] -0.61 [질] +0.12	-0.18 (토지재고 포함)	+1.26	+1.47
Jorgenson and Gollop (1992)	미국 (농업)	1947~1985	+1.92	+0.34 [양] -0.14 [질] +0.48	-0.48 [양] -0.74 [질] +0.26	+0.83 [양] -0.09 [질] +0.23	<중간재> +1.23 [양] +0.64 [질] -0.02 <에너지> +2.11 [양] +0.05 [질] +0.08	+1.58
Andersen et al. (2018)	미국	1910~2007	+1.58	+0.16	-1.32	-	[토지] +0.17	+1.42
Craig and Pardey (1996)	미국	1949~1991	+1.58	-0.20	-2.21 [양] -2.68 [질] +0.47	-	-	+1.76

- 주: 1) Jorgenson & Gollop(1992)을 제외하면 요소소득분배율을 적용한 값 기준임.
 2) Andersen et al.(2018)의 노동 및 토지투입은 노동과 토지의 부분요소생산성과 총산출 증가율 차이로 계산함.
 3) 연구에서 직접 수치를 확인하거나 계산할 수 없는 경우에는 “-”으로 표시함.

노동투입 증가율은 연간 -2.21%로 감소하였다(Craig and Pardey, 1996). 또한 Andersen et al.(2018)에 따르면 미국 농업 부문의 1910년~2007년 총요소생산성 증가율은 1.42%였지만 최근(1990년~2007년)에는 1.16%로 나타나, 과거에 비해 총요소생산성이 하락하였다고 해석하였다. 미국 농업 부문에서도 우리나라와 같이 농업 노동투입은 질적 조정을 거쳐도 감소했으며, 최근 들어 농업 부문 총요소생산성이 감소했음을 알 수 있다.

마지막으로 <표 3-8>은 국내외의 전산업 또는 비농전산업의 성장회계 분석 결과이다. 농업과 달리 국내외 모두 노동투입의 양과 질이 모두 증가하였다. 표학길 외(2005)와 표학길 외(2020)의 결과를 비교하면 우리나라 전산업에서 2000년 이전과 이후에 노동투입, 자본재, 중간재 등의 투

<표 3-8> 국내외 선행연구의 전산업 성장회계분석 결과 비교

단위: %

연구	국가/산업	기간	총산출	투입			총요소 생산성
				노동	자본	중간재	
표학길 외 (2005)	한국/ 전산업	1985~ 2002 [전기간 증가율]	20.78	+2.11 [양] +1.66 [질] +0.44	+5.21	[중간재] +9.86 [에너지] +1.01	+2.59
표학길 외 (2020)	한국/ 전산업	2001~ 2018 [전기간 증가율]	+4.68	+0.28	+0.94	+3.05	+0.40
Jorgenson and Gollop (1992)	미국/ 비농업	1947~ 1985	+3.35	+0.69 [양] +0.56 [질] +0.13	+4.18 [양] +0.64 [질] +3.54	<중간재> +3.23 [양] +1.26 [질] +1.97 <에너지> +2.86 [양] +0.08 [질] +2.78	+0.44
Schwerdt and Turunen (2007)	EU/ 전산업	1983~ 2005	-	+0.47	-	-	+1.00 [질조정 시] +0.80

주: 1) Jorgenson & Gollop(1992)을 제외하면 요소소득분배율을 적용한 값 기준임.

2) 연구에서 직접 수치를 확인하거나 계산할 수 없는 경우에는 “-”으로 표시함.

입 증가율이 둔화하였으나, 총산출 증가율도 둔화하여 결과적으로 총요소생산성도 감소하였음을 알 수 있다.

이상에서 선행연구 결과와 본 연구 결과를 비교한 결과, 대체로 전산업의 노동투입은 양적으로도 질적으로도 증가한 것으로 보인다. 그간의 급격한 노동투입량 감소는 농업에서 특히 두드러지는 현상이라는 뜻이다. 이는 우리나라뿐 아니라 미국 등의 선진국에서도 동일하게 나타나는 사항이며, 농업 부문에서 노동은 질적조정을 거치더라도 여전히 감소 추세를 보였다.

제 5 절 소결

총노동투입지수는 기존 연구에서 생산성 분석을 위한 여러 지표 중 하나로 다뤄진 경우가 많았다. 대체로 장기간의 생산성을 다루다보니, 가용한 노동통계가 매우 한정적인 데다 원자료가 아닌 집계자료를 이용할 수밖에 없으므로 계산방식도 단순해진다. 따라서 대다수의 기존 연구는 다음 세 가지 한계점 중 적어도 하나를 갖고 있다. 첫째, 농업과 농업 외 산업의 총노동투입을 동일한 방법으로 계산함으로써 가족노동력 비율이 압도적인 농업 부문의 특성을 반영하지 못하였다. 둘째, 농가경제조사와 같은 농업 부문의 자료를 이용했지만 자영농의 보수구조를 별도로 적용하지 않고 임금농의 보수구조를 전체 농업인력에 적용하였다. 셋째, 농업인력 간 질적차이를 유발하는 농업인력의 특성 범주를 폭넓게 고려하지 않는다. 예를 들어 농업인력의 성별·종사상지위에 따른 구분만 사용하면 농업인력의 학력·연령 구성 변화에 따라 발생하는 농업인력 간 질적차이를 반영하지 못한다.

본 연구는 농업인력 구조가 변화함에 따라 발생하는 질적 변화를 고려하여 농업 부문의 총노동투입지수를 도출하였다. 농업 인력 통계별 특징을 검토하고 농업 부문 노동투입 총량 분석에 네 개 출처 자료(경제활동인구조사 및 부가자료, 지역별고용조사, 농가경제조사, 한국노동패널조사)

를 이용하였다. 이용 자료와 계산방식에 따라 8개의 농업 부문 총노동투입지수를 계산하였다. 분석 기간은 이용 자료에 따라 1991년~2021년 또는 2009년~2021년이다. 농업인력 특성 범주를 종사상지위별·성별·학력별·연령별 총 48개 범주로 설정하고 범주별 노동투입 시간과 시간당 보수 자료를 구성한 후 이를 톨크비스트 지수(Törnqvist index)로 합산하였다. 또한 총노동투입지수에서 노동질적지수를 도출하고 이에 대한 농업인력 특성 범주의 기여도를 검토하였다. 농업 총산출 지수 및 다른 투입요소 지수는 KIP DB에서 제공되는 자료를 이용하고, 본 연구에서 도출한 총노동투입지수별 중요소생산성 차이를 제시하였다. 임금농의 노동보수뿐 아니라 자영농의 노동보수 구조를 별도로 반영하고 여러 방식으로 계산한 총노동투입지수를 비교했다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

농업 부문 총노동투입지수(질적조정 노동투입)는 질적 변화를 고려하면 노동투입시간 감소 효과가 일부 완화되기는 하였으나 노동투입시간의 하락 추세를 반전시킬 정도의 영향은 없었다. 8개의 총노동투입지수를 비교한 결과, 임금농의 보수구조를 농업 전체 취업자에 반영하면 우리나라 농업 부문에서 노동의 질적 증가가 과다하게 측정됨을 알 수 있었다. 또한 총노동투입은 특성 범주별 임금농의 보수로 실제 중간값을 사용하는 경우에 비해 추정치를 사용하는 경우 더 컸다. 1991년~2021년(계산방식 1~4) 총노동투입지수의 연평균증가율은 -2.94%(L_3)에서 -2.19%(L_2)에 걸쳐 있어, 최대 0.75%p의 차이를 보였다. 2009년~2021년(계산방식 5~8)에는 총노동투입지수 연평균 증가율이 -2.73%(L_5)에서 -1.72%(L_8) 범위로 나타나, 1.01%p의 차이가 있었다. 최근 10여 년 동안 그 이전 20년에 비해 평균적으로 총노동투입의 감소 추세가 다소 완화되었음을 알 수 있다.

노동질적지수를 근로자 특성별 기여로 분해한 결과, 대부분 기존 연구와 같이 교육의 기여가 큰 것으로 나타났다. 반면 연령은 노동의 질적지수에 부정적으로 기여하여, 농업의 고령화로 인한 인력의 생산성 저하를 나타냈다. 총노동투입지수를 바탕으로 계산한 농업 중요소생산성 증가율을 계산한 결과, 본 연구의 총노동투입지수(L_3)를 이용하는 것과 KIP에

서 제시한 총노동투입지수를 이용하는 것의 총요소생산성 연평균 증가율 격차는 0.45%p였다.

이상의 분석에서 도출한 시사점은 다음과 같다.

첫째, 농업 부문 총노동투입지수(질적조정 노동투입) 계산 시 임금농의 생산성 차이(시간당 노동보수)를 전체 취업자에 적용하면 도출된 결과에 편의가 있을 수 있음을 주지해야 한다. 많은 선행연구에서 임금농의 시간당 보수(임금)를 전체 취업자에 적용하나, 이러한 방법은 농업노동의 질적증가를 과대 측정할 수 있다. 실제와의 괴리는 임금농과 자영농의 근로자 특성별 보수구조 차이가 클수록, 그리고 농업인력 구조 변화가 급격할수록 커진다. 따라서 노동투입 지표의 크기가 중요한 의미를 갖는 연구의 경우 자영농의 보수구조를 별도로 반영한 지표의 결과와 비교해 볼 필요가 있다. 총요소생산성을 분석하거나 부분요소(노동)생산성을 분석할 때 노동투입 지표의 계산방식은 결과값을 좌우할 수 있고, 분석 기간에 따라 총노동투입지수의 변화 추이를 다르게 보여줄 수도 있다.

둘째, 총노동투입지수 산출 시 적절한 자료의 선택도 중요하다. 앞서 살펴보았듯 총근로시간 투입에 결정적으로 영향을 미치는 취업자 수 통계는 2015년 이후 자료에 따라 추세가 반대로 나타나기도 하였다. 따라서 노동투입 지표를 이용한 추후 연구에서는 자료 선택에 따라 중요 결론이 바뀔 수 있는지를 확인해 볼 필요가 있을 것이다. 본 연구에서 자영농의 시간당 보수를 추정하기 위해 사용한 자료에는 한계가 있지만 두 개 출처의 자료를 이용하여도 결과 해석은 동일하게 나타나, 총노동투입지수 계산방식에 따른 분석에 신뢰성이 있다고 판단된다.

한편, 본 연구에서 총노동투입지수 산출 시 노동의 질을 반영하여도 노동투입의 하락 추세를 반전시키는 결정적인 영향은 없었다. 특히 질적조정을 거친 총노동투입이 노동투입시간 원계열보다 낮게 나타나는 경우도 있었다. 실제로 농업인력의 질적향상이 크지 않았기 때문일 수도 있지만, 이보다는 질적조정 노동투입 지표 계산에 사용한 톨크비스트 지수(Törnqvist index)의 특징 때문일 가능성도 높다. 해당 지수는 하위 범주를 합산할 때 총보수의 가중치를 사용하므로 절대적인 질적 차이보다 범

주 간 상대적인 질적 차이를 반영한다. 만약 농업인력의 생산성이 전반적으로 높아져서 근로자 특성 범주별 노동보수가 모두 증가한다고 하더라도, 본 분석 방법의 특성상 노동투입 지표 자체로는 이러한 전반적인 생산성 향상을 모두 반영하지 못한다.⁵²⁾

또한 본 분석에서 사용한 노동의 질 지수는 농업생산에 대한 노동의 질의 중요성을 온전히 보여주지는 못한다. 노동의 질은 노동뿐 아니라 다른 생산요소의 배분, 자본 사용 등 다른 투입요소의 생산성에도 큰 영향을 미칠 수 있으나 노동보수에 모두 반영되지 않을 가능성이 높다. 가령 노동의 질은 장기적으로 새 작목 선택, 스마트팜 등 신기술 도입 등에도 영향을 미칠 수 있다. 다음 장에서는 농업노동의 질의 중요성을 강조하는 다른 측면으로 농가의 소득변동성에 대한 인적자본의 영향을 살펴본다.

52) 극단적으로 모든 취업자의 전반적인 생산성 향상이 동일한 비율로 일어나고 모든 근로자 특성 범주의 투입시간이 변화하지 않으면 총노동투입지수는 변하지 않는다. 단순히 근로자 특성별 농업노동의 구성(labor composition) 변화에 따라 총노동투입지수가 계산되는 것이다. 다만 총노동투입지수가 성장회계분석에 이용될 경우에는 생산요소별 상대적인 비중으로 가중되므로, 타 생산요소에 비해 노동의 전반적인 질 향상이 두드러지는 경우에는 생산요소소득 가중치를 통해 노동의 전반적인 질적 향상이 분석에서 반영되어 해당 문제가 완화될 수 있다.

제 4 장 농가의 인적자본과 소득변동성

제 1 절 서론

가구 단위에서 필수적인 소비 규모를 유지하려면 일정 수준 이상의 소득이 필요하다. 소비지출을 유지하기 어려울 만큼 소득이 낮아지면 문제가 된다. 특히 농가의 소득 불안정성은 소비 문제뿐 아니라 생산활동 지출이나 향후 투자 감소와도 연결되어 생산에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 농업소득은 투입재 및 농산물의 가격위험뿐 아니라 생산위험과도 직결되는 만큼 특히 변동성이 크다. 농가의 소득 안정성은 농가 단위 효용과 관련되지만 더 나아가 농촌 사회 유지와도 관련된다.⁵³⁾ 농가인구는 농촌에서 적지 않은 비중을 차지하고 있으며 농가가 안정적인 생활을 유지할 수 있어야 농가의 이탈이 줄어들고 농업·농촌 인구 유입을 기대할 수 있을 것이다. 따라서 농가의 소득 규모 증대뿐 아니라 소득변동성, 특히 소득이 낮아지는 하방변동성을 줄이는 것도 중요한 문제이다.

농가소득의 변동성 관리가 중요함에도 불구하고 우리나라에서 농가의 소득 수준에 대한 연구에 비해서 소득변동성을 다룬 연구는 상대적으로 적다. 농가소득을 다룬 연구는 소득의 결정요인(최재혁·고석남, 2005; 이은우, 2006; 정진화·조현정, 2013)을 다루거나, 소득 불평등·양극화에 대한 영향 요인(박준기 외, 2004) 또는 개선 요인(김재경·김한호, 2011)을 다루고 있다. 변동성에 초점을 맞춘 연구로는 농가소득의 변동성 양상을 살펴보거나(황의식·문한필, 2005; 우병준 외, 2017) 새로운 변동성 지표 제시에 초점을 둔 연구(황의식, 2004), 소득변동의 요인을 검토한 연구(전지연 외, 2016; 윤지원·권오상, 2016; 김용준 외, 2020) 등이 있다. 가격의 변동성을 다루는 연구에 비해 소득의 변동성을 다룬 연구는 많지 않고 농가소득의 하방변동성 관리에 초점을 맞추어 농가가 이러한 위험을 어

53) 농가가 위험회피적이라면 기대소득은 동일하더라도 소득변동성이 크면 효용 수준이 낮아진다. 관련 설명은 본 장 3절의 세 번째 소절을 참고할 수 있다.

떠한 방식으로 관리하는지, 어떤 경우에 관리 효과가 높은지를 검토한 연구는 찾아보기 어렵다.

본 연구는 소득의 하방변동성에 영향을 미치는 요인 가운데 인적자본에 초점을 두고 인적자본과 농가 소득유형별 하방변동성의 관계를 분석하였다. 인적자본의 축적은 노동의 생산성을 높일 뿐 아니라 농가 생산요소의 최적 배분(allocative efficiency)을 통해 소득 증가에 기여하는 것으로 알려져 있다(Yang, 2004).⁵⁴⁾ 농가가 위험회피적이라면 농가는 생산요소를 적절히 배분하는 등 관리 수단을 활용하여 소득변동성 관리할 것이다. 이때 높은 인적자본 수준이 요소의 최적배분에 긍정적 영향을 미치는 것과 같이 농가의 인적자본은 효율적 소득변동성 관리 능력과 연결될 수 있다. 농가가 인적자본을 축적하면 여러 수단을 이용하여 효율적으로 소득변동성을 관리하는 능력이 높아지며 이로써 인적자본 축적이 소득변동성 하락에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

농가가 소득의 하방변동성을 낮추기 위해 사용하는 수단으로 크게 두 가지를 검토하였다. 먼저 가구원 노동공급의 조정이다. 가령 농사일에 외부 사람을 고용하는 대신 가족노동 투입시간을 늘린다거나, 가사나 농업일을 하던 가구원이 농외근로로 전환하는 경우가 여기에 포함된다. 시간당 보수가 높은 소득활동에 집중하여 소득의 하방변동성을 낮출 수 있으며, 하방변동성 관리 효과는 인적자본 수준에 따라 달라질 수 있다. 다음으로 농업생산 품목집중도의 조정이다. 농업의 경우 선택하는 품목 특성에 따라 내재된 변동성의 수준이 상이하며, 품목집중도 조정을 통해 변동성 관리가 가능하다.⁵⁵⁾ 일반적으로 다각화가 위험 분산 효과가 있다고 알려져 있는데, 신규 품목의 생산 기술을 익히는 데 시간이 필요하므로 농업생산과 관련된 인적자본 수준이 변동성 관리 정도에 영향을 미칠 수

54) 농가소득을 구성하는 농업소득에 대한 인적자본의 기여는 상대적으로 덜 명확하다. 그러나 그 효과가 크지 않을 뿐 인적자본은 농업소득에도 긍정적인 영향을 미친다. 정진화·조현정(2013)은 농가 가구원의 평균 교육수준 및 최고 교육수준이 농업소득과 농외소득 증대에 기여하며, 교육수준의 소득 증대 효과는 농외소득에서 보다 크다고 분석하였다.

55) 농업생산소득 변동성의 원천은 투입재 및 산출물의 가격 변동, 생산량 변동이며, 품목 특성에 따라 주된 위험요인이 다르다.

있다. 이 외에도 농가 총소득(이하 농가소득)의 변동성은 재해보험금·피해보상금, 공적보조금 등의 이전소득 수준에 따라서도 변화하지만, 이러한 요인은 본 연구의 초점인 인적자본 수준과 관련성이 낮을 것으로 보아 연구에서 다루지 않았다.⁵⁶⁾

농가의 인적자본 수준과 소득 하방변동성의 관계 분석에 2003년~2021년 농가경제조사 자료를 사용하였다. 농업소득, 농외소득, 농가 총소득(이하 '농가소득')에 대해 4~5년 단위의 하방변동성 지표를 구성하고 농가의 인적자본 변수와 농가 조정 변수(노동투입, 품목집중도)가 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 소득수준에 따른 농가 간 위험선호의 이질성을 반영하고자 소득수준별 분석 결과도 검토하였다. 농가의 인적자본 축적이 소득변동성 통제에 유리하게 작용할 경우 농가 단위 인적자본 축적의 중요성이 더욱 강조될 것이다.⁵⁷⁾ 더 나아가 농가소득의 안정화를 위한 지원 정책의 방향을 제시하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다.

본 장의 2절에서 농가 인적자본과 소득변동성 관련 선행연구의 내용을 다루고 3절에서 분석방법과 자료를 검토한다. 4절에서 소득의 하방변동성 분석 결과를 제시한다. 5절은 소결이다.

제 2 절 농가 인적자본과 소득변동성 관련 선행연구

(1) 농가 인적자본 지표

인적자본 수준은 노동의 질을 의미하며, 임금을 추정하는 실증분석에서 많이 사용된다. 대부분 교육년수와 경력, 근속, 직업훈련 등을 주요

56) 재해보험금이나 공적보조금이 농가의 인적자본 수준과 전혀 무관하지는 않다. 교육수준 증가에 따라 위험회피도가 높아진다면 고학력 농가의 보험가입률이 증가하고 재해보험금 수령액을 포함한 농가소득의 하방변동성이 낮아질 수 있다. 그러나 이는 본 연구에서 다루는 최적 요소 배분을 통한 소득변동성 관리에 해당하지는 않는다. 또한 사업계획을 문서화하는 것에 익숙한 고학력 농가의 경우 공적보조금을 비롯한 정책자금 지원을 받는 데 유리할 수도 있다. 그러나 이러한 효과는 생산요소의 배분을 통한 변동성 관리 효과에 비해 크지 않을 것이다.

57) Anderberg and Andersson(2003)은 교육을 통해 기대임금은 증가하고 분산이 감소하는 것은 정부가 인적자본 형성을 장려할 강한 유인이라고 주장한 바 있다.

변수로 사용한다. 농가 단위의 분석 시 경영주의 학력을 주로 사용하지만, 가구 전체의 인적자본을 나타내는 의미에서 가구원 평균 교육수준, 가구원 최고 교육수준 변수를 사용할 수도 있다(정진화·조현정, 2013).

경력 변수는 자료에 따라 제공되지 않는 경우가 많다. 따라서 경력에 대한 대리변수로 연령을 사용하거나 ‘연령-교육년수-6’으로 계산하는 ‘잠재적 경력(potential experience)’ 변수를 사용할 수 있다. 잠재적 경력은 노동시장 경력을 나타내며, 교육년수와 마찬가지로 일반적 인적자본(general human capital)을 측정하는 변수에 해당한다. Anderson et al.(2003)은 잠재경력으로 ‘연령-교육년수-6’이나 ‘연령-16’을 사용할 수 있다고 설명하였다. 후자의 계산은 교육수준이 굉장히 낮은 사람들의 잠재경력 측정오차를 줄일 수 있다고 제시하였다. 임찬영(2008)은 근속 임금의 연립방정식을 3단계 최소자승법(3SLS)으로 추정하였는데 이때 잠재적 경력을 이용한 바 있다.

한편 농업의 경우 타 산업에 비해 일반적 인적자본(general human capital)인 학력이 소득에 미치는 효과가 덜 뚜렷한데, 농업특수적 인적자본의 영향이 상대적으로 크기 때문으로 보인다. 농업특수적 인적자본 변수에 해당하는 농업교육 이수 여부나 시간을 일반적 인적자본 변수(예: 학력)와 함께 사용할 수 있다. 농업교육은 농업특수적 인적자본 수준을 높이는 직접적 효과도 있지만, 농업인의 농업에 대한 열의, 새로운 작목이나 기술에 대한 적극성을 나타낼 수도 있다. 이 경우 개인의 관찰되지 않는 특성을 통제하는 효과도 있으며 농업 인적자본 수준과 관련성이 높을 것으로 예상된다. 서종석 외(2011)는 농업경영체 대상 설문조사를 바탕으로 농업소득에 대해 농업인의 정규교육 수준, 농과대학 이상 교육 여부, 세부 농업교육과정 참여 시간, 영농경력 등이 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 정규교육 수준, 농과대학 이상 교육 여부는 농업소득에 영향이 없었으나 경력과 농업교육 참여 시간은 농업소득을 증가시켰다.

농업 부문에서 근속 개념에 해당하는 변수는 농가 경영주의 영농경력이다. 농가 경영주는 특정 직장에서 근속함으로써 기업특수적 인적자본을 축적하기보다, 본인이 생산자이자 노동공급자로서 농업에 종사하면서

전반적인 농업특수적 인적자본을 축적한다고 보는 편이 더욱 타당하다. 그러므로 영농경력을 인적자본의 농업특수적 인적자본을 나타내는 변수로 사용할 수 있고, 이는 농업소득에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 보인다. 그러나 우리나라 전체 농가의 소득 원자료를 제공하는 농가경제조사에서 영농경력 변수는 제공하고 있지 않으므로 관련 선행연구에서는 대부분 영농경력을 사용하지 못하고 경영주 연령과 학력을 인적자본 변수로 사용하였다. 단, 앞서 언급한 서종석 외(2011)는 설문조사를 이용하였기 때문에 영농경력 변수를 이용할 수 있었고, 농업소득에 대한 영농경력의 긍정적 효과를 확인하였다. 한편 농업인이 농사 외의 일을 하다가 신규농업인이 된 경우를 제외하면 앞서 언급한 잠재적 경력을 농사 경력에 대한 대리변수로 볼 수도 있을 것이다.

(2) 소득변동성 지표

변동성의 지표로 분산(또는 표준편차)이나 변이계수(coefficient of variation: CV)가 널리 사용된다. 변이계수(CV)는 표준편차를 평균으로 나눈 값이다. 변동성은 개별 농가소득의 시간에 따른 변동성을 의미하거나 특정 연도에 농가소득 분포 측면에서의 변동성을 의미할 수 있다. 분산이나 변이계수는 두 가지 경우에 모두 적용 가능하다. 평균에서 떨어진 정도인 편차를 계산할 때 가구나 개인 소득의 시계열 평균을 이용하면 개인 혹은 가구의 소득변동성을 나타내며, 평균값으로 특정 연도의 모든 개인 혹은 가구의 소득 평균을 이용하면 해당 연도의 개인 또는 가구 간 소득변동성을 나타낸다. 변이계수의 값은 일정 범위로 한정되지 않으므로 이상치(outliers)를 제외할 필요가 있다. 또한 평균이 음수라면 변이계수도 음수로 도출된다. 이 경우 절댓값을 취한 변이계수(absolute value of the coefficient of variation: ACV)를 기준으로 해석해야 한다(우병준 외, 2017).

황의식(2004)은 변이계수 등 기존 지표가 추세를 반영하지 않는다는 한계를 지적하고 농가별 소득변동성을 측정하는 다른 지표를 제시하였으며, 이 지표는 우병준 외(2017)에서 사용된 바 있다. 구체적으로 추세적

변화(ϵ)와 추세적 변화로부터의 변동(δ)을 구분하여 지표화하였다. 만약 일정한 증가율로 증가하는 계열과 일정한 수준으로 유지되는 계열(증가율이 0)이 있다면, 변이계수로 변동성을 측정할 때 전자의 변동성이 후자보다 큰 것으로 계산된다. 반면, 황의식(2004)의 지표에서는 이 두 가지 계열 모두 추세에서 벗어나지 않았으므로 추세적 변화로부터의 변동은 0으로 본다. 소득의 추세 지표(ϵ)는 연도별 소득이 초기 소득에서 벗어난 정도를 기간별로 평균하여 구한다. 이러한 지표는 추세와 변동을 구분할 수 있다는 장점이 있으나, 초기값의 영향을 크게 받는다.

변화율 개념인 AAPC(absolute value of arc percent change)는 두 시점 값의 평균 대비 두 시점 값 변화를 나타내는 APC(arc percent change)에 절댓값을 취한 것이다. Key et al.(2018)이 소개한 바에 따르면 농가 i 의 두 시점(s, t) 간 AAPC는 다음의 (식 4-1)과 같이 계산된다. 음수를 포함한 계열에서는 관측치 절댓값의 평균을 이용한다. 값 범위가 한정되지 않는 변이계수(CV)와 달리 APC나 AAPC는 그 값 범위가 제한된다는 장점이 있다. APC는 $-200 \sim +200$, AAPC는 $0 \sim +200$ 의 범위를 갖는다.

$$AAPC_i = |APC_{i,t}| \quad \text{식 (4-1)}$$

$$APC_i = \frac{(y_{i,t} - y_{i,s})}{0.5 \times (|y_{i,t}| + |y_{i,s}|)} \times 100$$

APC와 AAPC 등은 농가 단위에서 계산될 수 있으나, 특정 농가 그룹이나 전체 농가의 표준편차를 계산함으로써 횡단면 변동성을 계산할 수도 있다. Key et al.(2018)에 따르면 음수를 포함한 계열의 APC 표준편차, 즉 SDAPC(standard deviation of the arc percent change)는 식 (4-2)와 같이 계산된다.

$$SDAPC_t = \sqrt{i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (APC - \overline{APC}_t)^2} \quad \text{식 (4-2)}$$

$$\text{단, } APC_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - y_{i,s})}{0.5(|y_{i,t}| + |y_{i,s}|)}, \text{ N은 표본 가구 수임.}$$

이상의 변동성 지표 특성을 요약하면 다음과 같다. 변이계수(CV)는 이상치의 영향을 많이 받지만, 횡단면적 분산뿐 아니라 가구별 다년도의 자료에서의 변동성을 계산할 수 있다. 평균변화율인 APC 역시 가구별로 계산될 수 있으며, 그 값이 -200 ~ +200으로 한정되어 이상치의 영향이 적다는 장점이 있다. APC의 절댓값인 AAPC는 그 값이 0 ~ +200의 범위를 갖는다. APC와 AAPC는 두 시점 간 변화율을 의미하며, SDAPC는 특정 표본집단에서의 APC 표준편차를 의미한다. 이 역시 두 시점 간 변화율을 이용하는 것으로 변화율의 횡단면 분산 개념으로 이해할 수 있다. 변화율 계산 시 사용하는 가구별 두 시점 소득 간 값 평균은 소득에 음수가 있을 경우 절댓값으로 계산한다(Key et al., 2018).

한편 앞서 살펴본 분산이나 변이계수로 변동성을 측정하면, 소득변동성 증가는 상반된 효과를 내포할 수 있다. 한편으로 어떤 농가의 소득이 크게 증가하거나 일정한 수준으로 유지되는 경우에 비해 변동성이 크게 나타난다. 반대로 농가소득이 크게 하락하는 경우에도 앞서 살펴본 분산이나 변이계수 값은 증가한다. 그러나 소득이 크게 증가하는 상황은 농가의 입장에서는 부정적이라고 볼 수 없으므로 본 연구에서는 하방변동성 감소에 관심을 두고 분석하였다. 일반적인 분산이나 변이계수는 소득 증가(긍정적)와 소득 감소(부정적)위험을 구분하지 않고 하방위험과 상방위험을 동일한 위험으로 보여주는 문제가 있다. 따라서 별도의 지표로 농가소득의 하방변동성을 측정할 필요가 있다.

개별 농가의 변동성이 아니라 특정 시점의 전체적인 소득변동성(횡단면적 변동성)과 그 추이를 검토하려면 소득 분포의 3차적률(왜도, skewness)을 이용하여 하방리스크(downside risk)의 정도를 검토할 수 있다. 그러나 본 연구의 분석 대상은 농가 단위이므로 해당 방법이 적합하지 않다. 본 연구는 Markowitz(1959)가 제안한 준분산(Semi-variance: SV)을 이용하여 하방변동성을 나타내는 변이계수를 계산하였다. 해당 방

법은 농산물 가격의 하방리스크를 다룬 정원태(2017)가 이용한 바 있다. 분산은 준분산에 비해 널리 쓰여 친숙하며 계산이 더 용이한 장점이 있으나, 매우 높은 수익률(return)과 매우 낮은 수익률을 동일하게 바람직하지 않은 것으로 간주하게 된다(Markowitz, 1959). 하방준분산 계산 시 가구당 평균값을 사용하면 연구 목적에 적합한 지표를 도출할 수 있을 것으로 판단하였다. 본 연구에서 사용하는 변동성 지표에 대한 구체적인 내용은 연구방법 절에서 설명한다.

이 외에도 Gottschalk and Moffitt(1994)의 방법이 있다. 소득(임금)을 연령, 학력 등에 의해 결정되는 ‘확정적인 부분(deterministic part)’과 이를 제외한 ‘확률적인 부분(stochastic part)’으로 나누고, 확률적인 변동성을 다시 ‘영속적(permanent) 변동’과 ‘일시적(transitory) 변동’으로 나눈다. 국외연구에서도 활발하게 이용되는 방법으로, Key et al.(2018) 등의 연구에서 사용하였다. 그러나 개인이나 가구의 시계열 평균을 바탕으로 항상소득을 추정하기 때문에 개인 또는 가구당 시계열이 어느 정도 확보되어야 한다.⁵⁸⁾ 이 외에도 변동성을 추정하기 위해 시계열 모형을 이용하는 연구도 있으나, 본 연구의 목적과는 거리가 있다.⁵⁹⁾ 임금추정식을 통해 임금변동성을 추정한 연구도 있다(김용성 외, 2015).

본 연구의 초점은 개별 농가 단위에서 변동성에 영향을 미치는 요인과 인적자본의 영향을 검토하는 데 있으므로 준분산을 이용한 하방 절대준변이계수를 바탕으로 그 영향요인을 분석한다.

(3) 농가의 소득변동성 지표를 활용한 연구

농가소득의 변동성을 다룬 연구는 농외소득활동 참여 및 농외소득에

58) 농가 단위의 소득변동성보다는 농산물의 가격변동성을 다룬 연구가 많은데(심송보 외, 2005; 황의식·안병일, 2012; 안병일 외, 2017; 김민경 외, 2022), 가격자료의 시계열 확보는 상대적으로 용이한 반면 농가별 소득의 장기 시계열(패널 자료)은 확보하기 어렵다는 이유로 작용했을 것으로 추측된다. 참고로 농산물 가격변동성을 측정하는 지표, 추세방정식에서 가격변동성을 측정하는 방법 등의 논의는 안병일·김관수(2008)를 참고할 수 있다.

59) 이상에서 설명한 변동성 지표를 사용하여 가구소득 및 개인 근로소득의 변동성을 분석한 해외(미국) 연구의 목록은 Dynan et al.(2012)을 참고할 수 있다.

초점을 맞춘 경우가 많았는데, 일부 인적자본 변수를 소득변동성 설명에 이용한 경우도 있다. 또한 선행연구에서는 대체로 농업소득의 변동성이 농외소득 변동성에 비해 크다는 결과를 보였다. 소득변동성에 영향을 미치는 요인을 분석할 때 소득의 유형(농업소득, 농외소득 등)에 따라 상이한 결론이 나오는 경우가 있다.

소득의 추세와 변동을 함께 고려하여 농가소득과 농업소득의 추세변화지표 및 추세로부터의 변동지표를 제시한 황의식(2004)은 해당 변동성 지표 값에 따라 농가를 구분하고 그 유형별로 정책 방향을 제시하였다. 농가소득은 소득 수준 변화가 큰 그룹(추세변화지표의 절댓값이 큰 그룹)에서 변동성이 컸고, 농업소득의 경우 농가소득에 비해 변동성이 더욱 컸다. 농업소득의 추세변화지표가 음(-) 구간에 있는 농가들은 상대적으로 변동성지표가 큰 구간에 많이 분포했다. 소득이 증가추세이면서 변동성이 큰 농가에는 소득안정프로그램을, 소득이 정체 또는 감소추세이면서 변동성이 큰 농가에는 컨설팅정책 및 재해보험을 제안하였다. 반면 소득이 감소추세이며 변동성도 낮은 농가 그룹은 탈농 유도가 효과적이라 하였다.

교육수준이 농외노동공급 증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석한 Huffman(1980)은 미국 농업센서스 자료를 이용하여 교육수준이 농외근로 일수와 농외근로 확률에 미치는 영향을 분석하였다. 농업생산 규모는 농외근로 일수에 부정적 영향을 보였으나 판매액 분산의 증가는 농외근로 확률과 평균 농외근로 일수 증가로 이어졌다. 또한 농업인 교육은 직접적으로 농외근로 가능성을 높였다. Yang(2004)은 중국 자료를 이용하여 농가의 최고 교육수준이 농외부문으로의 자본 할당과 노동 할당을 증가시킨다고 지적하였다.

우리나라 연구 중 농가의 소득변동성과 농외활동 참여의 관계를 분석한 연구로 이상원 외(2018)가 있다. 농가의 농업소득, 겸업소득, 농외근로 소득에 초점을 두고 소득변동성이 겸업소득 활동 및 농외근로소득 활동 참여에 미치는 영향, 소득 수준에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 농업수입의 변동성 증가와 노동 가족 수 증가는 농외근로소득을 높였다.

한편 우병준 외(2017)는 농가 가구주의 교육수준을 소득변동성 추정식에 포함하여 분석하였다. 인적자본에 초점을 둔 분석은 아니었으나, 학력에 따라 위험선호도와 농외근로 기회가 다를 수 있다고 보았기 때문이다. 그러나 농가경제조사 2008년~2016년 자료로 분석한 결과, 경영주 학력이 농가소득 변동성(변이계수, 추세로부터의 편차)에 영향이 없었다. 한편 농가소득의 변동성을 분석하기 위해 Key et al.(2018)은 미국 ARMS(Agricultural Resource Management Surveys)를 패널 자료화하여 사용하였다. 농가 총소득, 농업소득, 농외소득의 변이계수(절댓값)를 이용한 분석에서 경영주의 교육수준이 높을 경우 총소득과 농외소득 변동성이 낮아졌고, 농업소득 변동성에 대한 영향은 없었다.

인적자본 변수의 영향을 고려하지는 않았지만 농가의 소득변동성 결정요인을 분석한 또 다른 연구로 김용준 외(2020)가 있다. 농가경제조사 2008년~2017년 자료에서 농가소득 평균함수와 적률함수(2차, 3차)를 추정하고 우리나라 평균적 농가는 위험회피적이며 농업보조금은 농가소득 분산을 낮춘다는 결과를 제시하였다.

또한 농업 부문의 소득변동성을 가격변동과 및 수량변동 등으로 분해하여 그 요인을 검토한 연구(윤지원·권오상, 2016; 전지연 외, 2016), 농업 위험과 투입재 사용의 관계를 분석한 연구 등이 있다. 이 가운데 전지연 외(2016)는 작물 소득의 변동성을 생산량 변동, 가격 변동, 경영비 변동, 각 요인 변동의 상호작용으로 분해하였다. 윤지원·권오상(2016)은 생산자의 소득의 변동을 수량효과(생산성효과와 규모효과)와 가격효과(산출물 및 투입요소 가격의 변동성)로 분해하여 영농형태별(품목별) 소득의 변화요인을 검토하고자 하였다.

위험태도(risk attitude)를 다룬 선행연구도 있는데 주로 위험태도에 영향을 미치는 요인, 소득수준과 위험태도 변화 등을 분석하였다. 김용성 외(2015)는 위험대응수단으로 보험가입, 다각화, 가구 내 노동공급 조정, 차입 및 저축 등을 언급하였다. 농업 관련 위험태도 연구로 특정 품목의 생산 자료를 바탕으로 농가의 위험태도를 도출한 연구도 있다(권오상, 2002).

인적자본과 소득변동성의 관계를 다룬 해외 연구 중 Koerselman and

Uusitalo(2014)는 교육수준에 따라 생애소득의 적률을 추정하였다. 핀란드의 22년 패널자료를 이용하여 생애소득 현재가치의 평균, 분산, 왜도를 비모수적으로 예측하였다. 분석 결과, 생애소득 평균은 학력에 따라 큰 차이가 나타났다. 생애소득 왜도는 다른 범주에 비해 대학졸업자의 경우 큰 값을 가졌다. 또한 교육수준별 확실성등가(Certainty Equivalent) 생애소득을 계산한 결과, 대학교육이 실업계 고등학교에 비해 50만 유로의 생애가처분소득증가와 관련됨을 보였다.

본 연구의 분석내용과 가장 유사한 Poon and Weersink(2011)는 캐나다 농가 경영주를 대상으로 농가소득과 농외소득의 상대적인 변동성에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 2001년부터 2006년까지 캐나다 17,000명의 농가 경영주 자료를 이용하였고, 변동성 지표로는 변이계수(CV)를 이용하였다. 분석 결과, 농외소득 비중이 높으면 농외소득 변동성이 낮고, 농업소득의 비중이 높으면 농업소득 변동성이 낮았다. 대규모 상업농장에서 농업소득 변동성이 더 크게 나타났는데, 이에 대해 해당 농장의 위험회피 성향이 덜하거나, 위험 관리 능력이 있기 때문이라 해석하였다. 또한 상업농가는 위험 관리 전략을 대체하는 수단으로 다각화와 농외고용(근로)을 사용한다고 하였으며, 상업농가가 아닌 자급형·생활형 농장(Pension and lifestyle farms)은 상업화 농장에 비해 농업소득과 농외소득의 변이계수가 모두 낮았는데, 이는 좀 더 위험회피적이라거나, 농외수입의 항상적(permanent) 흐름 때문일 수 있다고 분석하였다. 정부 보조금은 농업소득과 농외소득의 상대적인 변동성에 대해 혼재된 효과(mixed results)를 나타냈는데, 소득 감소 시점과 보조를 받는 시점의 시차에 기인할 수 있기 때문이라고 설명하였다. 해당 연구는 변동성 요인을 분석하는 측면에서 본 연구의 분석과 유사한 측면이 있으나, 상방변동성과 하방변동성을 분리해서 분석하고 있지 않다.

제 3 절 분석방법 및 자료

(1) 소득변동성 지표

Markowitz(1959)가 제시한 준분산 개념을 최대 및 최소함수를 이용하여 간략하게 제시하면 식 (4-3)과 식 (4-4)와 같다. 식 (4-3)은 농가 i 의 하방 준분산 계산식이다. 가구별 소득 시계열 평균(\bar{y}_i)보다 낮은 연도의 값은 그대로 사용되나, 가구별 소득 시계열 평균(\bar{y}_i)보다 높은 연도의 값은 0으로 바뀌어 계산에 포함된다. 상방 준분산을 나타내는 식 (4-4)는 반대로 가구별 소득 시계열 평균 이상의 값이 그대로 사용되고, 미만의 값은 0으로 바뀌어 계산에 포함된다. 하방 준분산(SV_i^D)과 상방 준분산(SV_i^U) 각각의 제곱근은 상방 준변이계수와 하방 준변이계수 계산 시 이용된다.

$$\text{하방 준분산 } SV_i^D = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\text{Min}(y_{i,t} - \bar{y}_i, 0)]^2 \quad \text{식 (4-3)}$$

$$\text{상방 준분산 } SV_i^U = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\text{Max}(y_{i,t} - \bar{y}_i, 0)]^2 \quad \text{식 (4-4)}$$

$$\text{단, } \bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{i,t}$$

상방 및 하방 준변이계수(Coefficient of semi-variance: SCV)는 다음과 식 (4-5) 및 식 (4-6)과 같이 계산된다. 하방변동성 계수가 가구당 모든 시계열 자료를 이용하여 도출되므로 농가당 하나의 수치가 계산된다. 실제로는 농가당 소득의 시계열 평균값이 음수인 경우가 있으므로 분모의 농가당 소득 평균은 소득 절댓값의 평균($|\bar{y}_i|$)⁶⁰을 사용하였다.

$$\text{하방 준변이계수 } SCV_i^D = \frac{\sqrt{SV_i^D}}{|\bar{y}_i|} \quad \text{식 (4-5)}$$

$$\text{상방 준변이계수 } SCV_i^U = \frac{\sqrt{SV_i^U}}{|\bar{y}_i|} \quad \text{식 (4-6)}$$

60) 식 (4-3) 및 (4-4)에서 사용한 일반적인 평균(\bar{y}_i) 계산법과 차이가 있음을 나타내기 위해 표기법을 달리하였다.

$$\text{단, } \overline{|y|}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |y_{i,t}|$$

다른 조건이 동일할 때 농가에서 소득의 상방변동성이 증가하는 현상은 일반적으로 농가의 효용에 부정적 영향을 미치지 않는 것이므로, 일반적인 농가는 상방변동성을 관리하여 낮출 유인이 없을 것이다. 이에 본 분석은 농가의 하방변동성에 관심을 두고 있으며, 하방변동성의 측정 지표로 식 (4-5)에 따라 계산한 하방 준변이계수를 사용하였다.⁶¹⁾

(2) 소득변동성 모형

농가의 소득변동성에 대한 농가 인적자본의 영향을 추정하고자, 식 (4-7)과 같은 농가의 소득 하방변동성 추정 모형을 이용한다. 하첨자 i 는 농가 표본을 나타내며, ϵ_i 는 오차항이다.

$$SCV_i^D = \alpha_0 + \alpha_1 HC_i + \alpha_2 Adjust_i + \alpha_3 Others_i + \alpha_4 Z_i + \epsilon_i \quad \text{식 (4-7)}$$

종속변수에 해당하는 SCV^D 는 각 소득유형(농업소득,⁶²⁾ 농외소득, 농가 소득)의 하방변동성을 나타내는 하방 준변이계수이다. 각 소득유형의 변이계수는 농가별 4~5개 시계열을 이용하여 계산되므로 소득유형별·농가별로 하나의 값이 도출된다. 농가의 소득변동성 모형은 설명변수(HC , $Adjust$, $Others$)와 기타 통제변수(Z)를 포함한 선형회귀식으로 설정하였다. 식 (4-7)의 모형을 일반 최소제곱법(OLS)로 추정하였다.⁶³⁾

-
- 61) 분석에 사용할 변동성 지표로 상방 및 하방 준변이계수에 가중치를 적용하여 하나의 변동성 지표로 만들 수도 있다. 이 경우 가중치의 설정, 분석 결과의 해석 등 추가적인 고려사항이 생긴다. 본 연구는 농가소득의 하방변동성에 초점을 두고 있으므로 해당 지표를 사용하지 않는다.
- 62) 본 장에서 농업소득은 ‘농업잡수입’을 제외한 ‘농작물 및 축산소득’만을 의미한다. 관련 설명은 ‘분석자료’ 소절을 참고할 수 있다.
- 63) 농가가 위치한 권역별로 소득 하방변동성 수준에 영향을 미치는 공통된 영향이 있을 수 있음을 고려하여 동일 권역 내 표준오차의 상관관계를 허용하는 군집표준오차를 사용한 결과를 제시하였다.

인적자본 수준을 나타내는 변수군(HC)에 경영주의 연령대 또는 잠재 경력, 경영주의 교육수준이 포함된다.⁶⁴⁾ 농가별 특성 변수 가운데 조정 변수(Adjust)는 농가가 변동성 관리를 위해 최적 수준을 결정하는 변수이다. 농가 가구원의 노동공급시간을 조정하거나 재배 품목 구성을 달리 함으로써 소득의 하방변동성을 관리할 수 있다. 먼저 농업소득의 하방변동성 분석에서는 ‘가구원 농업 노동투입시간 비중’과 ‘품목 구성에 따른 집중도 변수’를 사용하였다. 품목집중도와 하방변동성의 관계가 선형이 아닐 수 있음을 고려하여 품목집중도 제곱항을 추가하였다. 다음으로 농외소득의 하방변동성 분석에는 ‘성인 가구원 1인당 농업 노동투입시간’ 변수를 사용하였다.⁶⁵⁾

농가 특성을 나타내는 다른 변수(Others)로는 농업소득 변동성 분석 시 농가소득 대비 농업소득 비중, 논밭면적을 사용하였고, 농외소득 변동성 분석 시 농가소득 대비 농외소득 비중 변수를 사용하였다. 농업소득 및 농외소득의 비중은 농가별로 각 소득유형의 중요도를 나타내며, 논밭면적은 농업활동의 규모를 나타낸다. 농업소득과 농외소득은 농가소득을 구성하는 한 부분이므로 농가소득 하방변동성 분석 시에는 농업소득과 농외소득 설명 시 포함한 변수를 모두 포함하여 분석하였다.

농가별 특성 변수 가운데 농가의 노동투입이나 품목 구성 등은 소득변동성 관리하기 위해 농가가 조정하는 변수이기도 하나, 한편으로는 소득변동성에 따라 조정되는 변수일 가능성도 있다. 소득의 하방변동성이 지나치게 커질 경우 이에 대한 대응으로 노동투입이나 품목 구성을 바꿀 수 있기 때문이다. 이러한 경우 동시성으로 인한 내생성 문제가 발생할 수 있으므로 분석 대상 농가의 초기년도(t_1) 값을 이용하여 내생성 문제

64) 인적자본 변수는 분석 기간인 5년 사이에 큰 변화가 없을 것이다. 연령대 구분이 세 개에 불과하므로 다른 연령대로 넘어가는 표본의 비율이 높지 않고, 대부분의 경영주가 정규교육을 마친 40대 이상이라는 점(99.8%가 40세 이상)에서 교육수준 또한 거의 변동이 없을 것으로 보인다. 따라서 어느 연도의 인적자본 변수를 사용해도 분석 결과에 큰 차이가 없을 것으로 보인다. 여기에서는 농가별 특성을 나타내는 기타변수와 동일하게 농가별 초기년도 값을 사용하였다.

65) 농가경제조사에서는 농외활동시간이 제공되지 않는다. 만약 성인가구원 1인의 최대근로시간이 일정한 수준으로 정해져 있다면, 농외활동시간과 농업 노동투입시간은 반비례 관계를 가질 것이다.

를 줄이고자 하였다.⁶⁶⁾ 다른 농가별 특성 변수도 동일하게 농가의 초기년도(t_1) 값을 이용하였다.

통제변수(Z)로는 농가의 영농유형 더미, 농가별 평균 소득 수준, 표본그룹 더미, 표본농가가 위치한 권역 더미를 이용하였다. 영농유형에 따라 변동성이 달라질 수 있으므로 농가경제조사에서 제공하는 영농형태(품목군) 구분과 전·겸업별 구분을 함께 적용하여 11개의 영농유형 더미를 구성하였다. 농가별 평균 소득 수준을 통제한 것은 농가가 하방위험회피적이라도 기대소득이 매우 높은 경우에는 소득 수준에 따라 감소할 수 있는 위험이 커질 수 있기 때문이다.⁶⁷⁾ 이때 소득 수준은 유형별 소득의 농가별 시계열 평균값이다. 관측치가 어느 시기의 표본에 속하는지에 따라 소득변동성 수준에 차이가 있을 수 있음을 고려하여 표본그룹 더미를 포함하여 분석한다. 뿐만 아니라 권역에 따라 재해나 지역노동시장 상황에 따라 소득변동성이 공통된 영향을 받을 수 있다. 이에 권역을 6개로 구분하여 해당 더미를 추가하였다. 식 (4-7)에 따른 분석 결과는 본 장 4절의 첫 번째 소절에서 다루었다.

한편 농가의 인적자본 수준이 소득의 하방변동성을 낮추는 능력에 영향을 미친다면, 농가의 소득 하방변동성 관리 수단의 효과는 인적자본 수준에 따라 달라질 것이다. 이를 확인하기 위해 인적자본 변수군(HC)과 농가 조정 변수($Adjust$)의 교차항을 추가한 분석 결과를 검토하였다. 이로써 인적자본 수준에 따라 농가가 사용하는 수단 중 어떤 것이 유효한지를 검토할 수 있다. 해당 분석 결과는 본 장 4절의 두 번째 소절에서 다루었다.

위와 같이 분석대상 농가 전체에 대해 분석한 후, 농가소득 수준별 결과를 제시하였다. 농가의 위험태도에 관한 선행연구에서 소득수준이 위험태도와 연관성이 높다고 보고 있다(안병일·김정호, 2002).⁶⁸⁾ 따라서 농

66) 해당 변수들은 시간의 흐름에 따라 추세를 갖거나 규칙성을 띠고 움직이지는 않을 것이므로 초기년도 자료를 이용함으로써 내생성 문제를 상당부분 완화할 수 있을 것이다. 또한 농가는 분석기간 동안에 상황에 따라 조정 변수의 수준을 바꿀 수 있지만, 본 연구에서는 농가가 이미 분석 초기년도에 최적에 가까운 조정 변수 수준을 선택할 것으로 보고 있다.

67) 관련 설명은 다음 소절의 ‘소득변동성과 효용의 관계 검토’를 참조할 수 있다.

가소득 수준별 분석을 통해 상대적으로 동질적인 위험태도를 가진 농가들로 분석 대상을 한정할 경우 분석 결과가 달라지는지 여부를 확인하였다.⁶⁹⁾ 소득 수준별로 표본을 구분하기 위해 먼저 농가별 평균 농가소득에 따라 5분위로 구분하고, 저소득 그룹에는 1분위와 2분위 농가를, 고소득 그룹에는 4분위와 5분위 농가를 포함하여 분석하였다.⁷⁰⁾ 해당 분석은 본 장 4절의 세 번째 소절에 제시하였다.

마지막으로 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해 평균소득 변수를 제외할 때 주요 연구 결과에 차이가 없는지 검토하였다. 통제변수로 사용한 농가 소득유형별 평균소득은 종속변수 구성 시에도 사용되었다. 즉, 종속변수 계산 시 사용한 변수가 설명변수로 포함되었고, 평균소득에 측정오차가 있다면 일반 최소제곱법(OLS) 불편 추정을 위한 가정(설명변수와 오차항 독립 조건)에 위배된다. 평균소득이 변동성에 미치는 영향은 주요 관심이 아니지만, 주요 관심 변수인 인적자본과 농가 조정 변수의 강건성을 확인할 수 있다. 한편 농가소득의 경우 하방변동성 모형 식을 다소 달리하여 분석할 수 있다. 농가소득은 농업소득과 농외소득을 포함하기 때문이다. 농업소득과 농외소득 하방변동성 추정식의 설명변수를

68) Kim and Lee(2012)는 한국노동패널(KLIPS)의 복권 구입 의향 자료를 바탕으로 위험태도를 추정하였는데, 일정상대위험회피(CRRA: Constant Relative Risk Aversion) 가정하에서 높은 교육수준, 높은 연령, 낮은 소득이 위험회피도 증가와 연관된다고 분석한 바 있다.

69) 본 분석은 농가 단위의 의사결정을 전제로 하고 있는데, 이론적으로는 농가별로 각기 다른 효용함수를 가질 수 있을 뿐만 아니라 시간에 따라 효용함수가 바뀔 수 있다. 위험태도가 농가별·시기별로 상이할 수 있다는 것이다. 이 경우 관찰되는 소득변동성은 농가가 적극적으로 하방위험성을 관리한 결과인지, 아니면 위험태도에 따른 선택의 결과인지 명확히 알기 어렵다. 그러나 여러 연구에서 대다수의 사람들이 위험회피 성향을 보인다고 분석하였으며, 일부 소수를 제외하면 위험회피 성향이 일정 범위 내에 분포할 것으로 보인다. 게다가 직업에 따라 소득의 위험이 다르다면 위험태도는 직업 선택에도 영향을 미칠 수 있는데(정운진 외, 2018), 농가만을 대상으로 분석하는 만큼, 상대적으로 위험태도의 이질성이 상대적으로 낮을 것으로 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 남아 있는 위험태도의 이질성은 소득분위별 분석을 통해 줄이고자 하였다.

70) 5개 분위별로 분석하면 표본 수가 충분하지 않다. 또한 농가소득 평균값을 기준으로 저소득과 고소득 그룹을 구분하면 비슷한 소득 수준을 가진 중간 그룹 농가들이 정반대 그룹으로 갈라진다. 이에 본 연구는 농가소득 5분위 중 3분위 표본을 제외하고 1, 2 분위를 저소득, 4, 5 분위를 고소득으로 구분하였다.

농가소득 하방변동성 추정 시 모두 포함하는 대신, 농업소득 및 농외소득 하방준변이계수를 직접 농가소득 하방변동성 추정식에 포함하였다. 이로써 본 연구의 주요 관심인 인적자본 수준이 농업소득 및 농외소득의 하방변동성에 미치는 영향을 제하고, 인적자본 수준이 추가적으로 농가의 전반적인 소득의 하방변동성에도 영향을 미치는지를 검토할 수 있다. 뿐만 아니라, 농업소득과 농외소득의 하방변동성 중 어떤 것이 농가소득의 하방변동성에 미치는 영향이 큰지를 파악할 수 있다. 해당 분석 결과는 본 장 4절의 마지막 소절에 제시하였다.

(3) 소득변동성과 효용의 관계 검토

본 장의 분석은 농가가 의사결정 시 하방변동성을 고려한다는 것을 전제로 한다. 소득의 하방변동성 증가가 농가의 효용 수준을 낮추므로 농가는 하방변동성을 줄이는 선택을 할 유인이 있다. 인적자본 수준이 높은 농가는 하방변동성을 적절히 관리하므로 관찰되는 하방변동성이 낮아진다는 것이다. 이러한 논리를 적용하려면 농가의 기대효용이론에 따른 선택과 위험선호를 검토하고 두 가지 가정을 설정해야 한다.

특정 소득 활동(w)⁷¹⁾이 위험을 갖는 확률변수라고 할 때, 농가는 기대효용가설(Expected utility hypothesis)에 따라 기대소득이 아닌 기대효용을 극대화한다. 개인별 위험에 대한 태도(위험선호)에 따라 효용함수(U)의 형태는 다른 특징을 갖는다. 위험에 대한 회피도는 위험 프리미엄(risk premium) 또는 절대위험회피계수(coefficient of absolute risk aversion)의 부호를 통해 파악할 수 있다.

농가가 위험회피적(risk-averse)이라면 효용함수의 이계도함수가 음(-)의 값을 나타낸다($U''(w) < 0$). 이 경우에는 기댓값이 동일하더라도 위험이 낮은 쪽이 더 큰 효용을 준다(좀 더 확실한 소득). 그리고 이 때

71) 이때 농가소득은 금액을 표현하는 것이 아니라, 위험을 갖는 확률변수로서의 의미를 강조하여 '소득 활동'으로 표현하였다. 소득 활동마다 다른 확률분포 갖게 되며, 이에 따라 선택에 따른 기대효용이 달라진다. 즉, 특정 소득 활동을 하는 것은 다른 분포를 가진 소득변수 중 하나 이상의 조합을 선택하는 결정이다. 이후에는 편의를 위해 '소득 활동'을 소득으로 표기한다.

$-U''(w)/U'(w)$ 로 정의되는 절대위험회피계수는 양(+)의 값을 갖는다. 소득이 증가함에 따라 효용이 증가하는 것이 당연하다고 하면 일계도함수는 양(+)이기 때문이다(즉, $U'(w) > 0$). 현실에서 위험선호적(risk-loving)이거나 위험중립적(risk-neutral)인 경우는 일반적이지 않다고 판단하여 위험회피적 농가 가정에는 것은 무리가 없다고 본다.⁷²⁾

다음으로 소득 수준과 위험회피도 관계에 대한 가정이다. 절대위험회피도는 소득 수준에 따라 달라질 수 있으므로 그 유형을 여러 가지로 가정할 수 있다. 만약 소득 수준에 따라 위험회피도가 달라지지 않고 일정할 것이라고 본다면 CARA(constant absolute risk aversion) 형태의 위험선호 가정에 해당한다. 그러나 이 가정에 따르면 초기 소득 수준이 굉장히 낮은 경우와 높은 경우에 위험에 대한 회피 정도가 동일하므로 현실에 비추어 볼 때 다소 강한 가정이다. 소득 수준이 높아질수록 위험회피도가 감소하는 DARA(decreasing absolute risk aversion) 형태의 위험선호를 가정하는 것이 보다 현실과 부합하는 것으로 평가된다. 초기 소득 수준이 높으면 낮은 경우에 비해 위험으로 인한 비효용(disutility)이 더 낮다는 뜻이다.

DARA 형태의 위험선호를 보일 경우 효용함수의 삼계도함수($U'''(w)$)는 양(+)의 값을 갖는다. 그리고 이 경우 소득의 하방위험(downside risk)이 증가할 때, 즉 3차 적률(third moment)의 값이 감소할 때 위험프리미엄이 높아지므로 하방위험회피(downside risk aversion)를 보인다.

본 연구는 위 두 가지 가정(위험회피적 농가, DARA 형태의 선호를 보이는 농가)에 따라 농가가 하방위험회피를 보이며, 의사결정 시 소득의 하방변동성을 감안한다고 전제한다. 즉, 동일한 조건이라면 소득의 하방변동성을 줄이고자 노력한다고 본다. 한편 하방변동성의 감소가 무조건 농가의 기대효용을 늘리는 것은 아니다. 기대소득 자체가 매우 큰 경우에는 일정 수준의 하방변동성을 감수할 수 있기 때문이다. 일정 수준의

72) 만약 농가가 위험중립적이라면 기대소득의 크기에 의한 판단이 기대효용에 의한 선택 판단과 같아진다. 즉, 하방변동성을 포함한 소득의 변동성은 농가의 선택 기준이 아니게 된다. 이 경우 관찰되는 소득변동성은 최적 선택에 따른 결과가 아니라 우연한 결과이다.

위험을 용인하고 높은 보다 높은 기대수익을 추구할 수 있다. 이러한 효과를 통제하기 위해 각 모형에서 평균소득 자료를 추가하였다.

또 한 가지 짚어야 할 문제는 농가 간 위험회피 정도의 차이이다. 개인 또는 농가는 모두 다른 효용함수를 갖는다. 높은 소득이 높은 효용을 주며, 한계효용이 체감한다는 등의 일반적인 특징은 공유하더라도 함수의 형태는 제각기 다를 수 있다. 본 연구는 인적자본 수준이 하방변동성 관리하는 능력과 관련되어 하방변동성을 낮추는 효과를 검토하고자 하는데, 만약 표본 농가 간 위험회피도의 차이가 크거나 위험회피도 자체가 인적자본 수준에 따라 달라진다면 분석 결과를 명확히 해석하기 어렵다. 특히 후자의 경우, 즉 교육수준이 높은 농가들이 일반적으로 더 높은 위험회피도를 보이는 경향이 있다면, 교육수준 증가에 따른 소득 하방변동성의 감소는 농가의 변동성 관리능력을 보여주는 것이 아니라 교육수준에 따른 위험회피도의 차이를 반영하는 것일 수 있다.

실증분석에서 농가 간 위험태도의 이질성을 완벽히 통제하기는 어렵다. 개별 농가의 위험회피 정도를 측정하여 통제할 수 있다면 바람직할 것이나, 전체 농가 표본을 대상으로 위험회피도를 계산하기는 쉽지 않다.⁷³⁾ 농가의 위험회피도를 관찰되지 않는 개인별 특성으로 보아 패널모형을 추정하는 방법도 고려할 수 있으나, 농가경제조사 자료를 패널 형태로 구성하기에는 시계열이 짧은 데다, 인적자본 변수는 중 교육년수의 경우 특히 고령 농가에서 시간에 따라 거의 변화하지 않으므로 패널 고정효과모형으로는 추정이 어렵다.⁷⁴⁾

그러나 위와 같은 문제는 농가 표본 간 위험회피도가 동질적일수록 완화될 수 있으며, 농가의 인적자본 수준과 농가별 위험관리 수단의 상호작용 효과가 확인될 경우 완화될 것이다. 농가는 농업이라는 직업을 선택한 집단으로, 전체 가구들 간의 효용함수 간 이질성에 비해서는 농가

73) 특정 품목 농가에 한정하여 생산함수 및 위험회피도를 추정하기도 하지만 현실적으로 농가별로 여러 품목을 생산하므로 농가 단위의 소득 하방변동성 관리를 다루는 본 연구의 분석 목적에는 적합하지 않은 것으로 판단된다. 또한 우리나라 선행연구에서 위험태도 추정에 종종 한국노동패널 추가조사의 복권 선택 문항을 사용하나, 조사표본이 전국으로 확대된 2009년 이후에는 실시되지 않았다.

74) 패널 임의효과모형은 강한 가정을 필요로 하여 대부분 유효성 검증에 실패한다.

간 위험회피도의 이질성이 상대적으로 작을 것으로 생각된다. 또한 농가의 소득변동성 관리 효과가 인적자본 수준에 따라 달라지는지 여부를 파악하려면 분석 모형에 농가 조정 변수와 인적자본 변수의 교차항을 추가하고 그 효과를 분석할 필요가 있다.

(4) 분석자료

분석자료는 2003년~2021년 농가경제조사 자료이다. 농가 또는 개인의 시간에 따른 소득변동성을 측정하려면 특정 농가(개인)의 시간에 따른 소득 자료, 즉 패널자료가 필요하다. 우리나라에서 개별 농가의 소득자료를 패널로 구축할 수 있으며 표본 수가 일정 수준 이상인 자료는 농가경제조사가 유일하다.⁷⁵⁾

<표 4-1> 표본그룹별 가구당 시계열 개수 분포

단위: 가구(%)

가구당 시계열	표본그룹1 (2003~2007)	표본그룹2 (2008~2012)	표본그룹3 (2013~2017)	표본그룹4 (2018~2021)	계
1개	313 (8.6)	352 (10.8)	414 (12.3)	419 (11.6)	1,498 (10.8)
2개	296 (8.1)	303 (9.3)	410 (12.2)	415 (11.5)	1,424 (10.3)
3개	242 (6.6)	263 (8.1)	367 (10.9)	345 (9.6)	1,217 (8.8)
4개	250 (6.9)	232 (7.1)	420 (12.5)	2,429 (67.3)	3,331 (24.0)
5개	2,542 (69.8)	2,116 (64.8)	1,744 (52.0)	-	6,402 (46.2)
합계	3,643 (100.0)	3,266 (100.0)	3,355 (100.0)	3,608 (100.0)	13,872 (100.0)

농가경제조사는 5년 단위로 표본이 개편되므로 가구당 소득변동성을 조사할 수 있는 주기는 최대 5년이다. 즉, 한 농가(개인)당 최대 시계열

75) 기준에 도시가구를 모집단으로 한 한국노동패널(KLIPS)의 표본이 2009년부터 전국으로 확대되면서 농가 표본이 포함되었다. KLIPS에서 농가의 판단 기준으로 경작면적, 판매금액, 사육금액을 사용하고 있다. 각 연도에 세 가지 기준 중 한 가지라도 충족하는 관측치(농가)는 2009년~2017년에 371개~474개 수준이다. 표본이 추가된 2018년~2021년에는 641개~685개로 좀 더 증가하였다. 이 자료에서는 이론상으로 농가별 소득 시계열을 최대 13개까지 확보 가능한 것이 장점이나, 여러 개 연도에서 농가에 해당되는 가구를 추리면 농가 표본 수는 더욱 줄어들어 KLIPS 자료에서 농가 단위로 분석하기에 무리가 있다.

관측치는 5개이다. 가구에 따라 시계열이 1개만 제공되는 경우도 있고, 5개 모두 제공되는 경우도 있는데, 분석 시에는 가구당 시계열이 4개 이상인 경우만 대상으로 하였다.⁷⁶⁾ 즉, 종속변수는 농가의 4~5년 동안의 소득변동성을 나타내며 한 농가당 소득유형별로 한 개 값이 도출된다. 표본그룹별로 가구당 관찰되는 연도 개수의 분포는 <표 4-1>과 같다. 가구당 시계열이 3개 이하인 4,139농가의 관측치(7,997개)를 제외하면 최종 분석 대상 관측치는 9,733개 농가의 45,334개 관측치이다. 13,872 농가의 70%(관측치의 88.2%)이다. 분석 시에는 모든 표본그룹을 통합하여 분석하되, 표본그룹 더미를 사용하여 시기별 변동성 차이를 통제하였다.

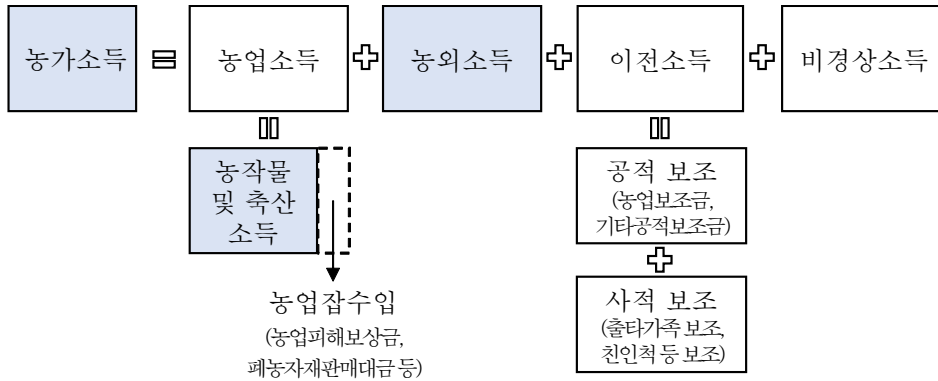
농가의 인적자본 수준과 소득의 하방변동성의 관계를 분석하기 위해 농업소득·농외소득·농가소득의 자료를 이용하였다. 농업소득과 농외소득은 농가소득의 주요 구성요인이며, 이 외에 농가소득을 구성하는 소득유형으로는 이전소득과 비경상소득이 있다. 단, 본 장의 분석에서 사용하는 농업소득은 ‘농업잡수입’을 제외한 ‘농작물 및 축산수입에 따른 소득’을 지칭한다. 본 연구는 농가의 인적자본 수준과 소득활동(생산활동) 의사결정에 따른 소득의 하방변동성을 검토하고자 한다. 따라서 농업소득 중에서도 농업생산 활동의 결과를 더욱 잘 나타내는 자료를 사용하는 것이 적합하다고 판단된다. 그런데 농업잡수입은 농업피해보상금 및 폐농자재 판매대금과 같이 직접적인 농업생산 활동으로 발생한 소득 외의 부분을 포함하므로 제외하였다. 농가소득의 구성은 <그림 4-1>과 같으며,⁷⁷⁾ 본 분석은 이 중에서 음영으로 표시된 소득을 분석 대상으로 한다.

<표 4-2>는 농가의 인적자본에 해당하는 경영주 연령 및 학력별 소득 수준과 변동성을 나타낸다. 소득수준은 경영주 연령이 50대 미만으로 낮고 학력이 고졸이상인 그룹에서 높다. 단, 농업소득의 학력별 평균소득

76) 4회 이상 조사에 응한 농가와 그렇지 않은 농가 간에 체계적인 변동성 차이가 있다면 사용되는 표본선택에 따른 편의가 우려된다. 농가당 시계열 수가 2~3개인 경우와 4~5개인 농가 간에 하방변동성 차이를 검토한 결과, 시계열 수가 적은 농가에서 변동성이 유의하게 낮았다. 그러나 본 논문에서는 인적자본이 하방변동성에 미치는 효과의 절대적인 크기보다는 그 방향을 검토하는 데 주요 목적이 있으므로 표본 선택에 따른 주요 결과 해석에 큰 차이는 없을 것이다.

77) 농가소득의 항목별 설명은 『2021 농가경제조사 지침서』 부록에서 확인 가능하다.

<그림 4-1> 농가소득의 구성



격차는 농외소득에 비해 낮은 편이다. 또한 농가소득과 농업소득의 경우 소득수준이 높은 그룹에서 변동성 및 하방변동성도 높은데 반해, 농외소득은 반대로 소득수준이 낮은 그룹에서 변동성 및 하방변동성이 높다. 소득수준과 변동성에 대한 인적자본의 영향이 다를 수 있음을 보여준다.

<표 4-2> 경영주 연령대별, 학력별 소득 수준과 변동성

단위: 만 원(소득수준)

변수	경영주 연령대별			경영주 학력별	
	40대 이하 (N=1,087)	50대~60대 (N=6,700)	70대 이상 (N=1,946)	중졸 이하 (N=6,541)	고졸 이상 (N=3,074)
농가소득					
소득 수준	5,352	4,508	2,419	3,622	5,370
변동성	0.417	0.345	0.310	0.337	0.360
하방변동성	0.282	0.230	0.202	0.224	0.240
농업소득					
소득 수준	2,149	1,551	689	1,295	1,768
변동성	0.712	0.649	0.638	0.628	0.704
하방변동성	0.492	0.445	0.434	0.429	0.484
농외소득					
소득 수준	2,184	1,572	668	1,131	2,146
변동성	0.516	0.550	0.642	0.587	0.517
하방변동성	0.329	0.348	0.393	0.367	0.329

주: 관측치(N)는 농가소득 기준임.

<표 4-3> 농가 소득변동성 분석에 사용한 변수의 기초통계

변수명	단위	관측치 (개)	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
[종속변수]						
농가소득 하방 준변이계수	지표	9,733	0.230	0.167	0.004	1.256
농업소득 하방 준변이계수	지표	9,733	0.448	0.249	0.018	1.564
농외소득 하방 준변이계수	지표	9,700	0.355	0.222	0.003	1.751
[인적자본(HC)]						
연령대(t_1)-40대 이하	0, 1	9,733	0.112	0.315	0	1
-50~60대	0, 1	9,733	0.688	0.463	0	1
-70대 이상	0, 1	9,733	0.200	0.400	0	1
잠재경력(t_1)	년	7,304	48.2	13	9.0	83.0
교육년수(t_1)	년	9,615	8.3	4	0.0	18.0
[조정 변수(Adjust)]						
농업 가족노동시간 비율(t_1)	%	9,732	0.893	0.150	0.012	1.000
품목집중도(t_1) (허핀달-허쉬만 지수)	지수 (0~1)	9,717	0.533	0.267	0.000	1.000
자녀 제외 1인당 농업노동(t_1)	연간 시간	9,614	548	461	2	5,191
25~75세 1인당 농업노동(t_1)	연간 시간	6,992	587	483	2	5,191
[기타 특성(Others)]						
ln(논밭면적(t_1))	ln(연간 면적(m^2))	9,711	8.916	1.092	1.099	13.174
농가소득 대비 농업소득 비율(t_1)	%	9,508	34.3	29.4	0.0	100.0
농가소득 대비 농외소득 비율(t_1)	%	9,715	34.2	33.0	0.0	100.0
[통제변수(Z)]						
영농유형(t_1)-전업-논벼	0, 1	9,733	0.155	0.361	0	1
-전업-과수특작	0, 1	9,733	0.083	0.275	0	1
-전업-채소전작	0, 1	9,733	0.180	0.384	0	1
-전업-축산	0, 1	9,733	0.057	0.231	0	1
-전업-화훼기타	0, 1	9,733	0.020	0.140	0	1
-1종겸업-논벼	0, 1	9,733	0.083	0.276	0	1
-1종겸업-과수특작	0, 1	9,733	0.041	0.197	0	1
-1종겸업-채소전작	0, 1	9,733	0.070	0.255	0	1
-1종겸업-축산	0, 1	9,733	0.031	0.173	0	1
-1종겸업-화훼기타	0, 1	9,733	0.008	0.090	0	1
-2종겸업	0, 1	9,733	0.274	0.446	0	1
농가소득	연간 금액 (만원)	9,733	4,184	3,584	-4,641	89,316
농업소득	연간 금액 (만원)	9,733	1,445	2,813	-7,535	86,310

변수명	단위	관측치 (개)	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
농외소득	연간 금액 (만원)	9,733	1,460	2,058	-4,583	35,030
표본그룹-2003~2007년	0, 1	9,733	0.287	0.452	0	1
-2008~2012년	0, 1	9,733	0.241	0.428	0	1
-2013~2017년	0, 1	9,733	0.222	0.416	0	1
-2018~2021년	0, 1	9,733	0.250	0.433	0	1
권역-수도권	0, 1	9,655	0.118	0.323	0	1
권역-강원권	0, 1	9,655	0.101	0.302	0	1
권역-충청권	0, 1	9,655	0.222	0.416	0	1
권역-전라권	0, 1	9,655	0.247	0.431	0	1
권역-경상권	0, 1	9,655	0.251	0.434	0	1
권역-제주권	0, 1	9,655	0.060	0.238	0	1

주: 1) 모든 금액 변수는 소비자물가지수(CPI, 2020=100)로 실질화함.

2) 잠재경력은 2003년~2017년 자료에서 이용 가능함.

3) 농업소득은 농업잡수입을 제외한 '농업판매소득'을 의미함.

4) 소득은 가구당 시계열 평균값임.

5) 농외소득 하방변동성의 결측치(33개)는 농외소득 시계열 평균값이 0인 가구임.

6) 농업소득 비중과 농외소득 비중은 0~100%로 계산되도록 조정함. 가령 음의 농업소득 등으로 인해 농가소득이 농외소득보다 적어 농외소득 비중이 100%를 넘는 경우 100%로 조정함.

<표 4-3>은 분석에 사용된 자료의 기초통계이다. 농가경제조사에서 농가 소득유형별 하방변동성과 가구 특성(인적자본, 조정 변수, 기타 특성) 등의 변수를 사용한다. 단, 농업소득의 경우 앞서 설명한 바와 같이 농업잡수입(피해보상금 및 폐농자재판매대금)을 제외한 자료이다. 소득유형별 하방변동성은 농업소득이 0.448로 가장 높고, 다음으로 농외소득(0.355), 농가소득(0.230) 순이다.

인적자본 변수로 경영주 연령대와 교육년수를 각각 경력과 학력 변수로 이용하되, 연령 연속변수가 제공되는 표본그룹 1~3에 대해서는 연령 대신 잠재경력을 사용하였다.⁷⁸⁾ 분석 결과는 경력 변수로 연령대를 이용한 모형과 잠재경력을 이용한 모형으로 구분하였다. 연령대는 모든 표본그룹(1~4) 자료에서 제공되어 연령대와 교육수준을 이용한 모형의 분석

78) 잠재경력 계산에 연령 연속변수가 필요한데, 농가경제조사 2003년~2017년 자료(표본그룹 1~3)에서만 제공되고 2018년부터(표본그룹 4)는 제공되지 않는다. 참고로 농림어업총조사에서 농사 경력 변수를 제공하지만, 농가수지, 노동투입 관련 자료는 농가경제조사에 비해 매우 제한적이므로 본 분석에 적합하지 않다.

관측치가 더 많다. 대부분 남성 가구주이므로 잠재경력이 농가의 적절한 잠재경력 변수가 될 수 있을 것으로 보았다.⁷⁹⁾ 잠재경력은 보통 농업특수적인 인적자본보다는 일반적인 인적자본의 수준을 나타내는 변수이다. 교육년수 연속자료는 자료에서 제공되지 않아, 범주형 자료에서 계산한 값이다.⁸⁰⁾ 경영주 연령이 50~60대인 비율이 68.8%이며, 70대 이상인 경우도 20.0%에 달한다. 고령화에 따라 잠재경력의 평균도 48.2년으로 높다. 경영주의 교육년수는 평균 8.3년으로, 이는 중학교 중퇴에 해당한다.

농가는 농업소득과 농외소득의 하방변동성을 관리하기 위해 각기 다른 조정 변수를 사용할 수 있다. 농업소득 하방변동성에 영향을 미치는 요인으로 첫째, 가구원의 농업노동투입 비중이 있다. 농가가 농업노동에 투입하는 시간은 크게 가족노동시간(품앗이 시간 포함)과 고용노동시간(일손돕기 포함)으로 구성된다. 가구원의 농업노동투입 비중은 농가의 전체 농업 노동투입시간 대비 가족노동시간이 차지하는 비중이다. 가령 고용노동 대신 가족노동의 비중을 늘리는 방향으로 농업소득 하방변동성을 관리할 수 있을 것이다. 둘째, 품목집중도를 나타내는 변수로 허핀달-허쉬만 지수(Herfindal-Hershman Index: HHI)를 사용하였다.⁸¹⁾⁸²⁾ HHI는 농가의 농업총수입에서 품목군별 수입이 차지하는 비중의 제곱 합으로, 0에서 1의 값을 갖는다. HHI가 1이라면 농업총수입이 한 가지 품목군의 수입으로만 구성되어 극단적으로 집중도가 높은 경우이다. 그런데 농가 경제조사에서는 농업소득뿐 아니라 총농업수입이 음(-)으로 나타나는 경

79) 여성은 출산 및 양육으로 인한 경력단절 때문에 잠재경력과 실제 경력에 차이가 있을 수 있으나(정진화, 2007), 남성 가구주는 상대적으로 이러한 문제가 발생할 가능성이 낮다.

80) 가령 ‘중학교 중퇴’ 범주의 경우 초등학교 과정 6년에 1.5년을 추가로 수학한 것으로 보아 교육년수를 7.5년으로 계산하였다.

81) ‘다각화’ 지수로는 엔트로피 지수가 있다. 그러나 수입 자료에 음(-)의 농업수입이 존재하기 때문에 로그값을 이용하는 엔트로피 지수를 사용하면 결측값이 더 많아진다. 따라서 ‘집중도’ 지수인 허핀달-허쉬만 지수만을 이용하였다.

82) 농업인의 작목다각화 선택에 따른 편의를 고려하여 품목다각화가 농업소득 수준에 미치는 영향을 분석한 최도형 외(2021)는 다각화가 일반적으로 생각하는 농업소득을 안정화하는 역할 외에 그 수준을 높이는 효과도 있다고 지적했다. 이 연구는 작목다각화 가능성을 높이는 변수로 경영주 연령, 성별(남성), 가구원수, 임차 재배면적 비율, 노지 재배면적 비율, 전업여부(전업) 등을 꼽았다.

우도 있어서,⁸³⁾ 이에 해당하는 수입 관측치 70개를 부득이하게 0으로 처리한 후 HHI를 계산하였다. 또한 품목집중도와 하방변동성의 관계가 비선형인 경우를 감안하기 위해 HHI 제곱항도 추가하였다. 농가당 초기년도(t_1) 값을 이용하며, 분석 대상 표본의 평균은 0.53이다.

농외소득의 변동성은 농외활동 정도에 따라 달라질 수 있다. 그런데 농가경제조사에서 농외노동공급 시간 자료가 제공되지 않는다. 따라서 농외노동투입 시간에 대한 대리변수로 성인 가구원 1인당 농업노동투입 규모를 이용하였다. 성인 가구원 1인이 제공하는 노동력이 주로 농업노동과 농외노동에 투입된다면, 높은 1인당 농업노동투입 수준은 낮은 농외노동투입 수준을 암시한다고 보았기 때문이다. 학업을 마친 25세 이상 성인과 노동시장에서 활발히 일할 수 있는 75세 이하의 성인 가구원 수를 계산에 이용하였다.⁸⁴⁾ 단, 표본그룹 4(2018년~2021년)에서는 가구원 연령 연속변수를 이용할 수 없으므로 자료에서 제공되는 가구원 수 자료와 자녀 가구원 수 자료의 차이를 성인 가구원 수로 사용한다. 두 변수는 이후 분석에서 '1인당 농업노동시간'으로 지칭한다. 자녀 제외 1인당 농업노동 시간은 548시간이며, 25~75세 1인당 농업노동 시간은 이보다 높은 587시간이다. 높은 수준의 농외노동투입은 농외소득의 하방변동성을 줄이는 데 기여할 수 있다.

농가가 변동성 관리를 위해 조정하는 변수 외의 농가 특성 변수로 농업 규모를 나타내는 논밭면적, 각 소득유형의 중요도를 나타내는 농가소득 대비 농업소득 비율 및 농외소득 비율을 이용하였다. 분산이 큰 논밭면적에는 대수를 취했으며, 소득유형별 비중은 0~100% 값을 갖도록 조정하였다. 가령 농업소득이 음수인 경우 농업소득 비중은 0으로 조정하였고, 음(-)의 농업소득 절댓값이 매우 커서 농외소득 비중이 100%를 넘을 경우 이를 100%로 조정하였다.

영농유형 변수는 영농형태⁸⁵⁾와 전·겸업 유형을 함께 고려하여 총 11개

83) 농업총수입은 농업현금수입, 생산현물가계소비, 미처분농축산물증감액, 대동식물증감액의 합이다. 이 중 미처분농축산물증감액과 대동식물증감액 항목이 농산물의 미실현소득 및 감가상각액에 의해 음수(-)로 나타날 수 있다.

84) 고령화되어 해당 연령대의 성인이 없는 가구의 경우에는 1인으로 산정하였다.

85) 농업총수입 중 해당 품목 수입이 최대인 농가를 의미한다.

더미로 구성한 것이다. 본래 농가경제조사 자료에서 영농형태는 총 9개(논벼, 과수, 채소, 특작, 화훼, 전작, 축산, 기타 등 8개 품목군과 2종겸업)로 구분된다.⁸⁶⁾ 여기에 전·겸업별 구분(전업, 1종겸업, 2종겸업)까지 적용하면 그룹 수가 17개로 많아지고⁸⁷⁾ 여러 그룹의 관측치가 작아지는 문제가 발생한다. 따라서 8개 품목군을 5개로 통합한 후(논벼, 과수·특작, 채소·전작, 축산, 화훼·기타), 전·겸업 구분을 적용하였다. 논벼 전업농가와 채소·전작 전업농가가 각각 15.5%, 18.0%를 차지하며, 2종겸업 농가는 27.4%이다.

분석에서 사용한 농업소득, 농외소득, 농가소득 수준은 농가별 시계열 평균이다. 소득의 수준에 따라 농가의 하방변동성 관리가 효용에 미치는 영향의 정도가 달라질 수 있으므로 포함하였다.

분석 자료는 2003년부터 2021년 자료이며, 농가경제조사가 5년 단위로 표본 개편이 이뤄졌으므로 총 네 개의 표본그룹이 있다. 금액 변수는 소비자물가지수(2020=100)로 실질화하였으며, 분석 기간이 장기간에 걸쳐 있으므로 변동성 분석 시 표본그룹 더미를 추가하였다. 표본그룹 더미는 2003년~2007년 표본그룹 여부를 기준으로 하여 2008년~2012년 표본 더미, 2013년~2017년 표본 더미, 2018년~2021년 표본 더미를 추가하였다. 또한 농가가 위치한 시도 자료를 바탕으로 6개 권역으로 구분하고 해당 더미를 추가하였는데, 6개 권역은 수도권(서울, 경기, 인천), 강원, 충청, 전라, 경상, 제주이다.

제 4 절 소득의 하방변동성 분석 결과

(1) 소득유형별 하방변동성 추정

<표 4-4>는 농업소득·농외소득·농가소득의 하방변동성에 대한 인적자본 변수와 농가 특성 변수의 영향을 보여준다. 경력변수로 연령대를 사

86) 전업농가와 1종겸업 농가만 품목군별로 분류되고, 2종겸업 농가(농업외수입이 농업총수입보다 많은 겸업농가)는 품목별로 분류되지 않는다.

87) 전업 8개 품목군, 1종겸업 8개 품목군, 2종겸업이다.

용한 모형(1~3)과 잠재경력을 이용한 모형(4~6)의 결과이다. 통제변수 중 표본그룹 더미와 권역 더미의 추정 결과는 생략하였다.

인적자본 변수의 효과는 소득유형별, 모형별로 다르다. 경력의 대리변수인 경영주 연령은 농업소득 및 농가소득의 하방변동성 하락과 연관된다(모형 (1)과 (3)). 40대 이하보다 50대 및 60대, 70대 이상 연령에서 농업소득의 하방변동성이 더 낮았으며 40대 이하 대비 70대 이상 연령에서 농가소득의 하방변동성이 낮았다. 반면, 경영주 연령은 농외소득 하방변동성에 대해서는 뚜렷한 영향이 없었다(모형 (2)). 경력의 대리변수로 연령 대신 잠재경력을 이용하더라도 결과가 비슷했다. 즉, 잠재경력은 농업소득과 농가소득의 하방변동성을 낮추는 효과가 있지만(모형 (4)와 (6)), 농외소득의 하방변동성에 미치는 효과는 유의하지 않았다(모형 (5)).

한편 교육년수의 효과를 보면, 경력변수로 경영주 연령대를 이용한 모든 모형에서 교육년수 증가에 따라 각 소득유형의 하방변동성이 커졌음을 알 수 있다(모형 (1)~(3)). 이는 인적자본이 변동성 관리에 유리하게 작용할 것이라는 예상과 정반대의 결과이다. 경력변수로 잠재경력을 이용한 경우, 모형 (5)에서는 여전히 교육년수 증가 시 농외소득의 하방변동성이 증가하여 예상과 반대로 나타났다. 반면 농가소득 하방변동성을 추정한 모형 (6)에서는 교육년수 증가 시 하방변동성이 낮아져 예상과 일치하였다. 잠재경력 모형과 달리 경영주 연령대를 이용한 모든 모형에서 교육년수의 효과가 기대와 반대로 나타난 것은 경영주 연령대가 잠재경력에 비해 경영주의 실제 경력을 잘 대변하지 못하기 때문일 수 있다.⁸⁸⁾ 다만 잠재경력을 이용하더라도 교육년수 증가에 따라 농외소득 하방변동성 높아진다는 결과에 대해서는 그 원인을 찾기 위한 추가 분석이 필요하다.⁸⁹⁾

88) 경력 변수로 연령대를 사용하면 학창시절부터 농사일을 돕다가 일을 물려받은 50대와 20대 후반까지 정규교육을 받은 고학력 50대를 동일한 경력그룹으로 묶게 된다. 농업 외 부문에서는 대부분 비슷한 나이까지 교육을 받고 노동시장에 참여하므로 경력의 대리변수로 연령이 적합할 수 있으나, 고령 경영주를 포함하는 농가 대상 분석 시에서는 연령이 경력변수로 적합하지 않을 수 있다.

89) 높은 교육수준은 특히 농외소득 하방변동성 관리에 유리할 것으로 예상되는데, 교육수준이 높으면 농외근로 등 소득활동의 선택지가 많아지며 농외소득활동의 시간당 임금 수준도 높을 가능성이 크기 때문이다. 여러 선행연구에서도 농가의

<표 4-4> 소득유형별 하방 준변이계수 추정

변수	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
[인적자본(HC)]						
경영주 연령 (기준: 40대 이하)						
50대~60대	-0.0439*** (0.0059)	0.0041 (0.0058)	-0.0076 (0.0063)			
70대 이상	-0.0551*** (0.0125)	0.0051 (0.0052)	-0.0338*** (0.0070)			
경영주 잠재경력				-0.0042** (0.0016)	-0.0002 (0.0012)	0.0018 (0.0013)
경영주 잠재경력 ²				-0.00001 (0.0000)	3.34e-06 (0.0000)	-0.00004* (0.0000)
경영주 교육년수	0.0029*** (0.0006)	0.0018** (0.0005)	0.0008* (0.0003)	-0.0010 (0.0006)	0.0016* (0.0007)	-0.0022*** (0.0005)
[조정 변수(Adjust)]						
가족 농업노동 비중	-0.2453*** (0.0287)		-0.1957*** (0.0206)	-0.2258*** (0.0272)		-0.1848*** (0.0200)
품목집중도(HHI)	-0.2016** (0.0607)		-0.0946* (0.0427)	-0.2128** (0.0734)		-0.1125** (0.0394)
품목집중도 ² (HHI ²)	0.2061** (0.0536)		0.1301** (0.0341)	0.2124** (0.0651)		0.1439*** (0.0322)
1인당 농업노동시간		0.00003*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)		0.00003*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
[기타 특성(Others)]						
ln(농지면적(논+밭))	0.0099 (0.0056)		0.0127** (0.0036)	0.0068 (0.0053)		0.0095** (0.0034)
농업소득 비중	-0.0025*** (0.0002)		-0.0003 (0.0002)	-0.0024*** (0.0001)		-0.0004 (0.0002)
농외소득 비중		-0.0011*** (0.0001)	0.0004** (0.0001)		-0.0010*** (0.0001)	0.0002* (0.0001)
[통제변수(Z)]						
영농유형 (기준: 전업-논벼)						

높은 인적자본 수준이 농외근로 가능성 또는 농외소득 수준의 증가와 연관된다고 보았다는 점에서 더욱 의문이 든다. 이러한 결과의 원인은 소득수준에 따른 농가별 위험선호도의 이질성에 있다고 판단하였다. 이와 관련된 추가 분석은 본 절의 세 번째 소절 에서 다루었다.

변수	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
전업-과수특작	0.0846*** (0.0098)	0.0102 (0.0084)	0.0441** (0.0128)	0.0805*** (0.0068)	0.0182* (0.0081)	0.0477** (0.0129)
전업-채소전작	0.0270** (0.0091)	0.0038 (0.0090)	0.0078 (0.0056)	0.0223 (0.0134)	0.0135 (0.0090)	0.0021 (0.0061)
전업-축산	0.2091*** (0.0106)	0.0064 (0.0086)	0.1450*** (0.0133)	0.1963*** (0.0121)	0.0068 (0.0131)	0.1259*** (0.0105)
전업-화훼기타	0.1675*** (0.0238)	0.0236 (0.0286)	0.1421*** (0.0277)	0.1685*** (0.0220)	0.0576* (0.0258)	0.1645*** (0.0261)
1종겸업-논벼	-0.0162 (0.0092)	-0.0728*** (0.0074)	-0.0218** (0.0055)	-0.0182** (0.0067)	-0.0634*** (0.0060)	-0.0238*** (0.0047)
1종겸업-과수특작	0.0473** (0.0126)	-0.0668*** (0.0121)	0.0252* (0.0099)	0.0446** (0.0169)	-0.0591*** (0.0131)	0.0270** (0.0103)
1종겸업-채소전작	0.0061 (0.0077)	-0.0614*** (0.0147)	-0.0006 (0.0047)	-0.015 (0.0093)	-0.0479** (0.0153)	-0.0038 (0.0083)
1종겸업-축산	0.1671*** (0.0166)	-0.0704*** (0.0106)	0.1047*** (0.0167)	0.1480*** (0.0198)	-0.0441** (0.0112)	0.1035*** (0.0187)
1종겸업-화훼기타	0.1538** (0.0382)	-0.0182 (0.0306)	0.1293** (0.0385)	0.1334** (0.0474)	0.0004 (0.0432)	0.1300** (0.0382)
2종겸업	0.0200 (0.0107)	-0.0545*** (0.0102)	-0.0202** (0.0076)	-0.0026 (0.0080)	-0.0453*** (0.0101)	-0.0272** (0.0094)
평균 농업소득	-0.00002*** (0.0000)			-0.00002*** (0.0000)		
평균 농외소득		-0.00003*** (0.0000)			-0.00003*** (0.0000)	
평균 농가소득			-8.98e-06*** (0.0000)			-8.29e-06*** (0.0000)
표본그룹 더미 (기준: 2003~2007년)	포함	포함	포함	포함	포함	포함
권역 더미 (기준: 수도권)	포함	포함	포함	포함	포함	포함
상수항	0.6743*** (0.0625)	0.4603*** (0.0073)	0.3143*** (0.0359)	0.8456*** (0.0982)	0.4760*** (0.0316)	0.3613*** (0.0495)
관측치	9,295	9,491	9,291	7,056	6,910	6,747
R^2	0.21	0.25	0.22	0.21	0.27	0.20

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 표본그룹 및 권역 더미 추정 결과는 생략함. 전체 표는 <부표 13>에 제시함.

농가가 하방변동성을 관리하기 위해 조정하는 변수⁹⁰⁾의 효과는 대부분

90) 앞서 설명하였듯 인적자본 변수와 설명변수는 모두 시계열의 첫 번째 자료(t1)이다. 따라서 본 분석 결과는 농가가 예상되는 하방변동성을 줄이기 위해 해당 변수들을 특정 수준으로 결정하고, 이에 따라 향후 3~4년 간 소득의 하방변동성

예상과 일치했다. 먼저 농업활동 및 농외활동 노동시간과 관련된 변수는 각 소득유형의 하방변동성을 낮추는 긍정적인 효과가 있다. 경영주 연령대 이용 모형에서 가족 농업노동 비중이 1%p 높아지면 농업소득 하방변동성이 0.2453만큼 감소했다(모형 (1)). 즉, 농업 노동투입시간 중 가족노동의 비중이 증가하면 향후 4~5년 동안의 농업소득 하방변동성이 낮아졌다. 농가소득 하방변동성을 낮추는 효과의 크기는 이보다 낮은 0.1957이었으나 여전히 유의했고(모형 (3)), 잠재경력을 이용한 모형의 분석 결과도 유사했다(모형 (4)와 (6)). 농가는 농업생산 시 고용노동 투입 비중을 늘리기보다 가족노동 투입 비중을 증가시킴으로써 농업소득의 하방변동성을 낮출 수 있음을 시사한다. 가족노동력에 여력이 있어서 고용노동력을 활용하지 않으면 노무비 지출을 줄일 수 있으나 그렇지 못한 경우 인건비 상승으로 인한 농업소득 하방위험에 취약할 수 있다.⁹¹⁾

품목집중도(HHI)는 해당 변수가 포함된 모든 모형에서 계수가 음(-)이며, HHI 제곱항의 계수는 양(+)이다. 즉, 품목집중도가 일정 수준까지 높아지면 농업소득 및 농가소득 하방변동성이 낮아지고 그 이상에서는 오히려 변동성이 높아진다. 예를 들어 모형 (1)에서 HHI가 증가하면 농업소득의 하방변동성이 감소하는데(-0.2061), 제곱항의 효과(+0.2061)까지 반영하면 HHI가 약 0.49 정도일 때 농업소득 하방변동성이 가장 낮은 것으로 계산되었다. 농가소득 하방변동성은 HHI가 이보다 낮은 0.36 정도일 때 가장 낮았다.⁹²⁾

한편 농가 가구원의 농업활동 시간과 농외활동 시간이 반비례 관계인 경우, 농가는 가족노동력의 농외활동 시간을 높임으로써 농외소득 하방

이 어떻게 변화하는지를 나타낸다.

91) 물론 가족노동 투입으로 인한 기회비용까지 고려해야 경제적 이윤을 제대로 계산할 수 있는 데다, 농업인의 건강 문제 발생 등 다양한 상황을 고려할 때 가족노동투입을 늘리는 것이 무조건 바람직하지는 않다. 그러나 농업소득 계산 시에는 직접 지출된 회계비용만 반영되므로 이렇게 해석할 수 있다.

92) 한편 품목집중도는 품목군별로 소득변동성에 다른 영향을 미칠 수 있다. 품목군별로 내재된 위험이 다르기 때문이다. 예를 들어 소득이 안정적인 품목에서는 집중도 증가에 따라 농업소득 하방변동성이 줄어들고, 가격변동성이 큰 품목에서는 반대일 수 있다. 실제로 품목군과 품목집중도의 교차항을 추가하여 분석하였을 때 이와 같은 결과를 확인하였으나, 본 분석의 관심은 인적자본의 영향에 있으며 교차항 모형까지 고려하면 분석이 복잡해지므로 고려하지 않았다.

변동성을 관리할 수 있다. 농외소득 변동성 관리를 위한 노동투입 조정 변수로는인 가구원 1인당 농업투입시간 변수를 사용하였는데, 효과의 크기가 작긴 하지만 양(+)의 값이다(모형 (2)와 (5)).⁹³⁾ 1인당 농업투입시간은 농외소득뿐 아니라 농가소득에 대해서도 동일하게 양(+)의 영향을 나타냈다(모형 (3)과 (6)).

소득 하방변동성에 대한 기타 농가 특성변수의 영향은 다음과 같다. 농업규모를 나타내는 논밭면적은 농업소득 하방변동성에 영향이 없었으나(모형 (1)과 (4)), 농가소득의 하방위험을 높였다(모형 (3)과 (6)). 농가소득 중 농업소득의 비중과 농외소득의 비중 증가는 각각 농업소득의 하방변동성(모형 (1)과 (4))과 농외소득의 하방변동성(모형 (2)와 (5))을 낮추었다. 농가는 주된 소득원의 하방변동성을 더 효율적으로 관리한다는 것을 알려주며, 이는 주요 소득원의 변동성이 더 낮다는 선행연구의 지적과도 일치한다(Poon and Weersink, 2011). 한편 농외소득 비중의 증가는 농가소득 하방변동성을 높였는데(모형 (3)과 (6)), 농가소득을 구성하는 소득유형 중에는 농업소득이나 농외소득 외에도 이전소득과 비경상소득, 그리고 본 분석에서 제외한 농업잡수입이 포함되기 때문으로 보인다. 이전소득이나 농업잡수입이 발생하면 농가소득이 높아지는데, 농업소득이나 농외소득의 비중이 커지면 상대적으로 이들 소득의 비중이 낮아질 수밖에 없다. 따라서 농외소득의 비중 증가가 오히려 농가소득의 하방변동성을 높이는 것으로 분석될 수 있다. 앞서 농업규모를 나타내는 논밭면적이 농가소득 하방변동성을 높인 것도 이와 유사한 논리로 설명된다. 즉, 농업규모가 크고 상대적으로 농업의 중요성이 큰 농가에서는 오히려 전체 농가소득의 하방변동성이 높아질 수 있다.

마지막으로 통제변수인 영농유형별 결과를 보면, 전업 논벼농가(기준 집단)에 비해 대부분의 영농유형에서 농업소득과 농가소득의 하방변동성이 높음을 알 수 있다. 1종겸업 논벼농가는 예외적으로 모형 (1)을 제외한 모든 모형에서 전업 논벼농가에 비해 소득의 하방변동성이 낮았고, 2종겸업 농가 또한 농가소득에 한해 전업 논벼농가보다 하방변동성이 낮

93) 가구원 1인당 연간 농업투입시간 한 단위 증가의 효과이므로 추정된 계수의 크기는 작다.

았다. 농외소득의 하방변동성의 경우 전업농가라면 품목군별로는 차이가 없었다. 다만 전업 논벼농가에 비해 겸업농가(1종겸업 및 2종겸업)에서 농외소득의 하방변동성이 낮았다. 평균소득 변수의 계수는 모두 음(-)으로 추정되어, 평균소득이 높을수록 해당 소득유형의 하방변동성이 낮아짐을 알 수 있다.⁹⁴⁾

(2) 인적자본과 농가 조정 변수의 상호작용 효과

<표 4-5>는 농가의 인적자본(연령대/잠재경력, 교육년수)과 농가의 조정 변수(가족 농업노동투입 비중, 품목집중도 및 집중도 제곱항, 가구원 1인당 농업투입시간)의 교차항을 추가한 결과이다. 농가 조정 변수가 인적자본 수준과 상호작용하여 발생하는 추가 효과를 검토할 수 있으며, 농가의 인적자본 증가에 따라 어떠한 관리 수단이 하방변동성 감소에 유효한지를 볼 수 있다. 뿐만 아니라 인적자본 수준에 따라 위험태도가 달라질 경우에는 <표 4-4>에 제시한 인적자본 변수의 계수의 해석이 명확하지 않은데,⁹⁵⁾ 인적자본과 농가 조정 변수와의 교차항을 추가함으로써 이러한 문제를 일정 부분 완화할 수 있다. 관심 변수인 인적자본과 농가 조정 변수 외에 기타 농가 특성과 통제변수의 추정 결과는 <표 4-4>의 해석과 유사하여 생략하였다.

94) 소득규모 자체가 하방변동성 수준에 영향을 미친다는 것인데, 그 이유로는 특정 소득유형(농업소득 또는 농외소득)의 규모가 커질수록 하방변동성을 관리할 수 있는 여력이 커진다는 점을 들 수 있다. 예를 들어 농업소득이 높은 농가는 농업규모도 클 가능성이 높고, 농업소득의 하방위험이 예상되는 상황에서 추가적인 투자나 대응이 상대적으로 용이할 것이다. 또한 본 장 3절에서 설명한 바와 같이 농가가 실제로 DARA 형태의 선호구조를 갖는다면, 농가소득의 하방변동성 모형에서 평균 농가소득 계수가 음(-)으로 추정된 것은 초기소득 수준 증가에 따라 농가의 위험회피도가 작아짐에 따라 관찰되는 하방변동성 수준이 낮아진 영향도 있을 것이다.

95) 예를 들어 농업소득 하방변동성에 대해 잠재경력 계수가 음수로 도출되었다면 두 가지 해석이 가능하다. 먼저 본 연구의 가설과 같이 경영주의 경력이 긴 농가가 하방변동성을 관리하는 능력이 뛰어나기 때문이라고 해석할 수 있다. 반면에 경력이 증가할수록 위험회피도가 증가한다면 경력이 긴 농가가 애초에 위험도가 낮은 소득활동을 선택하는 경향 때문에 추정계수가 음수로 나타났다고 해석할 수도 있다.

<표 4-5> 소득유형별 하방 준변이계수 추정(HC×Adjust 교차항 추가 모형)

변수	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
[인적자본(HC)]						
경영주 연령 (기준: 40대 이하)						
50대~60대	-0.0045 (0.0578)	0.0355*** (0.0055)	0.0043 (0.0418)			
70대 이상	0.0272 (0.0916)	0.0462*** (0.0088)	-0.0379 (0.0663)			
경영주 잠재경력				-0.0012 (0.0026)	0.0009 (0.0009)	0.0028 (0.0026)
경영주 잠재경력 ²				0.0000** (0.0000)	3.91e-06 (0.0000)	-0.00003** (0.0000)
경영주 교육년수	0.0012 (0.0022)	0.0014** (0.0004)	-0.0013 (0.0029)	0.0041 (0.0047)	0.0032** (0.0012)	0.0001 (0.0060)
[인적자본(HC) × 조정 변수(Adjust)]						
가족 농업노동 비중	-0.1777** (0.0624)		-0.1784* (0.0729)	0.1942 (0.1221)		-0.0464 (0.1591)
50대~60대 × 가족 농업노동 비중	-0.0672 (0.0587)		-0.0261 (0.0522)			
70대 이상 × 가족 농업노동 비중	-0.1358 (0.0834)		-0.0022 (0.0760)			
잠재경력 × 가족 농업노동 비중				-0.0072** (0.0023)		-0.0021 (0.0022)
교육년수 × 가족 농업노동 비중	-0.0006 (0.0036)		0.0001 (0.0030)	-0.0119* (0.0053)		-0.0055 (0.0068)
품목집중도(HHI)	-0.3134* (0.1502)		-0.0189 (0.0603)	-0.4670 (0.2686)		0.0071 (0.1073)
50대~60대 × HHI	-0.0170 (0.0977)		-0.0444 (0.0907)			
70대 이상 × HHI	0.0133 (0.1305)		-0.0942 (0.0757)			
잠재경력 × HHI				0.0019 (0.0047)		-0.0018 (0.0021)
교육년수 × HHI	0.0126 (0.0080)		-0.0036 (0.0031)	0.0186* (0.0076)		-0.0052 (0.0049)
품목집중도 ² (HHI ²)	0.2695 (0.1377)		0.0095 (0.0594)	0.2506 (0.3023)		-0.0929 (0.1268)
50대~60대 × HHI ²	0.0620 (0.0960)		0.0855 (0.0810)			
70대 이상 × HHI ²	0.0853 (0.1348)		0.1413 (0.0840)			

변수	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
잠재경력 × HHI ²				0.0016 (0.0053)		0.0037 (0.0023)
교육년수 × HHI ²	-0.0123 (0.0067)		0.0044 (0.0026)	-0.0118 (0.0072)		0.0087* (0.0037)
1인당 농업노동시간		0.0001** (0.0000)	9.53e-06 (0.0000)		0.0001** (0.0000)	3.83e-06 (0.0000)
50대~60대 × 1인당 농업노동시간		-0.00005** (0.0000)	2.53e-06 (0.0000)			
70대 이상 × 1인당 농업노동시간		-0.0001** (0.0000)	3.89e-06 (0.0000)			
잠재경력 × 1인당 농업노동시간					-1.86e-06** (0.0000)	8.69e-08 (0.0000)
교육년수 × 1인당 농업노동시간		7.42e-07 (0.0000)	5.10e-06** (0.0000)		-2.78e-06 (0.0000)	4.71e-06** (0.0000)
[기타 특성(Others)]	포함	포함	포함	포함	포함	포함
[통제변수(Z)]	포함	포함	포함	포함	포함	포함
상수항	0.6649*** (0.0963)	0.4329*** (0.0082)	0.3256*** (0.0722)	0.6381** (0.1713)	0.4072*** (0.0249)	0.2878 (0.1516)
관측치	9,295	9,491	9,291	7056	6910	6747
R ²	0.21	0.25	0.22	0.22	0.27	0.20

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 농가 기타특성 변수와 모든 통제변수의 추정 결과는 생략함. 전체 표는 <부표 14>에 제시하였음.

<표 4-5>에서 모형 (12)의 잠재경력 효과를 제외하면 인적자본의 단독항 효과는 예상과 일치하는 결과가 거의 나타나지 않는다. 이는 인적자본과 농가 조정 변수의 상호작용 효과가 추가되면서 나타나는 현상으로, 여기에서는 교차항 계수 추정치를 중심으로 살펴보는 것이 적절하다.⁹⁶⁾

먼저 농업소득 하방변동성 추정 결과를 보면, 경력변수로 연령대를 이

96) 교차항을 추가한 모형에서 인적자본 변수가 소득 하방변동성에 미치는 한계효과는 농가 조정 변수 수준에 따라 달라진다. 다음 소절의 <표 4-8>에 농가 조정 변수의 평균값에서 계산한 인적자본 변수의 한계효과를 제시하였다.

용한 모형 (7)에서 가족 농업노동 비중과 품목집중도 증가에 따라 농업소득의 하방변동성이 감소함을 알 수 있다. 인적자본 변수와 농가 조정변수의 상호작용에 따른 추가적인 영향은 없었다. 그러나 경력변수로 잠재경력을 이용한 모형 (10)에서는 인적자본 변수와 가족 농업노동 비중의 상호작용을 통해 농업소득의 하방변동성이 낮아졌다. 인적자본 수준이 높을수록, 농업노동 중 가족노동 투입 비중을 높임으로써 농업소득의 하방변동성을 낮출 수 있다는 것이다. 품목집중도의 증가는 교육수준 증가에 따라 추가적으로 농업소득 하방변동성을 높였는데, 이를 반대로 해석하면 품목 다각화 시 경영주 교육수준 증가에 따라 농업소득 하방변동성이 낮아지는 효과이다.⁹⁷⁾

농외소득의 하방변동성을 추정한 모형 (8)과 (11)에서 1인당 농업노동시간과 경력(경영주 연령대, 잠재경력)의 상호작용 효과가 음(-)으로 나타났다. 1인당 농업노동시간 변수의 단독항은 양(+)으로 추정되었고 이를 ‘1인당 농외노동시간이 증가할 때 농외소득 하방변동성이 하락하는 긍정적 효과’로 해석한다면,⁹⁸⁾ 이러한 긍정적 효과는 상호작용항에 의해 감소한다고 해석된다. 즉, 고령 농가 및 잠재경력이 긴 농가에서는 농외노동시간 증가로 인한 농외소득 하방변동성 감소 효과가 줄어든다.⁹⁹⁾ 인적자본 변수의 단독 효과를 보면 모형 (8)에서는 경영주 연령이 높은 농가의 농외소득 하방변동성이 더 높았다. 경영주 연령이 40대 이하인 농가에서 상대적으로 농외소득 하방변동성 관리에 유리함을 알 수 있다. 교육년수는 모형 (8)과 모형 (11) 모두에서 농외소득 하방변동성을 증가시키는 것으로 추정되어, 교차항을 포함하지 않은 <표 4-4>의 모형 (2) 및 (5)와

97) 특정 품목 전문화가 이뤄지면 해당 품목에 위험이 발생하는 경우 큰 소득 하방 위험에 직면한다. 따라서 품목별 수입 구성을 다각화하는 것이 위험관리에 유리할 것이다. 현실적으로는 농업수입 다각화를 위해 새 품목에 대한 투자, 생산기술 습득 등 추가적인 노력이 든다. 농가의 높은 교육수준이 이에 긍정적으로 작용하면 다각화와 인적자본 수준의 긍정적 상호작용 효과가 발생할 수 있다.

98) <표 4-4>에서 설명한 내용과 같이 ‘농업노동 증가’가 ‘농외노동 감소’로 이어진다면 농외노동 감소가 농외소득 하방변동성을 늘린다고 해석할 수 있다.

99) 이상에서 농외소득의 하방변동성 관리에 대해 농가의 연령 및 잠재경력의 긍정적 효과가 없는 것으로 보인다. 교차항을 추가하지 않은 이전 분석에서도 동일했다. 그러나 다음 소절에서 소득수준별로 분석한 결과, 저소득 농가에 한하여 잠재경력 증가의 긍정적 효과가 확인되었다.

마찬가지로 예상과 반대의 결과를 보였다.

농가소득 하방변동성을 추정한 결과는 모형 (9)와 (12)에 제시하였다. 경영주 연령을 이용해 추정된 모형 (9)에서는 가족 농업노동 비중이 농가소득 하방변동성을 낮추는 긍정적 효과를 보였지만 잠재경력을 이용한 모형 (12)에서는 효과가 없었다. 또한 모형 (9)와 (12) 모두에서 교육년수와 1인당 농업노동시간의 교차항이 양(+)으로 추정되었는데, 농가에서 1인당 농업노동시간이 증가할 경우 경영주 교육년수 증가는 농가소득의 하방변동성을 높인다는 것이다.¹⁰⁰⁾ 또한 잠재경력을 이용한 모형 (12)에서 품목집중도 제곱항과 교육년수의 교차항은 하방변동성을 낮추었다. 농가의 품목집중도가 높아질 때 농가 경영주의 교육년수가 증가하면 농가소득의 하방변동성이 추가적으로 증가하는 것이다. 반대로 농가의 품목집중도가 낮아지는 다각화 경우를 상정하면 농가 경영주 교육년수의 증가는 농가소득의 하방변동성의 하락에 기여한다.¹⁰¹⁾

이상의 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 경력변수로 연령대를 이용한 모형에서 농업소득의 하방변동성에 대해 인적자본 변수와 농가 조정변수의 상호작용 효과는 없었다. 그러나 잠재경력을 이용한 모형에서는 경영주 인적자본 증가와 가족 농업노동 비중의 상호작용 효과가 음(-)으로 나타났다. 즉, 경영주 잠재경력이나 학력이 높은 농가일수록 가족 농업노동의 기여가 증가함에 따라 농업소득 하방변동성이 낮아졌다. 또한 농가의 품목군별 수입 구성이 다각화될수록 경영주의 교육수준 증가는 농업소득 하방변동성을 추가적으로 낮추는 효과가 있었다. 농외소득 하방변동성의 경우 다른 상호작용항의 효과는 없었고, 1인당 농업노동시간 증가와 경영주 연령 및 잠재경력의 상호작용 효과에 의해 하방변동성이 낮아졌다. 이는 1인당 농외노동시간 증가에 따라 농외소득 하방변동성이 감소하는 긍정적 효과가 감소하는 것으로 해석된다. 농가소득 하방변동

100) 농업노동에 대한 가족노동력 투입 비중이 높아지면 상대적으로 농외소득 활동을 통해 전체 농가소득의 하방변동성을 관리할 수 있는 여지가 줄어든다. 일반적으로 농업소득의 하방변동성이 농외소득의 하방변동성보다 높은 데다, 인적자본 수준이 높은 농가는 농외소득 활동 대신 농업소득 활동을 택할 때 그 기회비용이 더 클 수 있다.

101) 농업소득 하방변동성을 추정된 모형 (10)에서와 같은 설명이다.

성은 1인당 농업노동시간이 증가할 때 경영주의 교육년수가 증가함에 따라 변동성이 높아졌다. 반대로 교육수준이 높은 농가에서 농업투입시간을 줄이고 농외활동 시간을 늘림으로써 농가소득의 하방변동성을 낮출 수 있다고 해석된다. 또한 잠재경력 이용 모형에 한하여 경영주 교육수준이 높은 농가는 품목집중도 증가에 따라 농가소득의 하방변동성이 높아졌다. 다시 말해 교육수준이 높은 농가는 하방변동성 관리를 위해 품목군 수입을 다각화하는 방안도 고려할 수 있다.

(3) 농가소득 수준별·소득유형별 하방변동성 추정

소득 수준은 위험태도에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 알려져 있다. 본 장의 3절에서 언급한 DARA 형태의 위험선호를 가질 경우 초기 소득 수준 증가에 따라 위험회피도가 하락하는 효용구조를 나타낸다. 만약 농가의 초기소득 수준에 따라 위험회피도가 달라진다면 분석 표본을 보다 동질적인 선호를 가진 농가로 한정할 필요가 있다. 위험회피도가 높은 농가가 애초에 하방위험 정도가 낮은 소득활동을 선택한다면, 해당 농가 소득의 하방변동성이 낮은 이유가 하방위험을 잘 관리하였기 때문이라기 보다 애초에 기대소득도 낮고 하방위험도 낮은 활동을 선택했기 때문일 수 있다. 따라서 분석 표본 농가 간 위험회피도의 이질성이 매우 클 경우, 해당 자료에서 인적자본 축적에 따른 하방위험 관리 능력을 검토하는 것은 적절하지 않다. 본 분석에서 밝히고자 하는 인적자본 수준이 하방변동성 관리에 미치는 영향을 정확히 파악하기 어렵기 때문이다.

실제로 초기소득 수준에 따라 위험회피도가 달라진다면, 초기소득 수준별로 표본농가를 구분하여 하방변동성 모형을 추정함으로써 분석 표본 내 농가 간 위험회피도의 이질성을 줄일 수 있을 것이다. 여기에서는 농가별 농가소득 평균 수준을 초기소득 수준이라 보고, 농가소득 분위에 따라 농업소득·농외소득·농가소득 하방변동성을 추정하였다. 농가소득 수준별 분석 시 경영주 연령대 이용 모형은 생략하고 잠재경력을 이용한 결과만 제시하였다. 앞선 분석을 통해 경력의 대리변수로 연령보다는 잠재경력이 적합하다고 판단하였고, 연령대를 이용한 모형보다 잠재경력을

이용한 모형의 결과가 예측에 부합함을 확인하였기 때문이다.

<표 4-6>의 분석 결과는 전체 표본농가를 평균 농가소득에 따라 5분위로 구분한 후 3분위 표본을 제외하고 저소득 농가(1~2분위)와 고소득 농가(4~5분위)로 구분한 결과이다. 농가소득 수준에 따라 인적자본이 농가의 소득유형별 하방변동성에 미치는 영향이 상이함을 알 수 있다. 본 연구의 가설에 따르면 경영주의 잠재경력이나 교육년수로 측정된 농가의 인적자본은 농가가 하방변동성을 관리하는 데 도움을 줄 것이다. 분석 결과, 대체로 농가소득이 낮은 표본에서 인적자본 수준의 증가가 하방변동성을 낮추었다. 모형 (13), (15), (17)에서는 잠재경력, 모형 (17)에서는 교육년수 증가에 따라 각각 농업소득, 농외소득, 농가소득의 하방변동성이 낮아졌다.¹⁰²⁾ 특히 소득수준에 따라 표본을 나누지 않고 분석한 <표 4-4>에서는 교육수준이 농외소득의 하방변동성을 높이는 것으로 분석된 것과 대조적으로, <표 4-6>에서는 농가소득 수준이 낮은 그룹에서 농외소득 하방변동성에 대한 교육년수의 계수가 유의하지는 않지만 음(-)으로 추정되었음을 알 수 있다(모형 (15)).¹⁰³⁾ 한편 모형 (16)에 따르면 고소득 농가에서 인적자본 수준 증가가 오히려 농외소득 및 농가소득의 하방변동성을 높였는데, 그 원인은 해당 그룹 내의 소득수준의 편차가 매우 크기 때문으로 추정된다. 소득수준에 따라 위험선호가 달라진다고 할 때, 소득 분포가 넓으면 상대적으로 해당 그룹 내에서 위험선호의 이질성이 클 가능성이 있다. 이 경우 인적자본 수준이 높은 고학력·고경력 농가가 고위험·고수익의 농외활동을 선택한다면 교육수준 증가에 따라 하방변동성도 높아지는 결과가 나타날 수 있다.¹⁰⁴⁾ 농가 조정 변수인 가족

102) 모형 (15)에서 잠재경력 제곱항의 계수는 일차항에 비해 매우 작아 현실적인 경력 범위 내에서는 영향이 없다.

103) 소득수준별 분석 외에도 다양한 분석을 해보았으나 대부분 본문의 결과와 일관되게 경영주 교육년수 증가가 농외소득 하방변동성 증가로 이어졌다. 참고로 추가 분석한 내용은 농외소득 하방변동성이 상위 5%인 경우를 제외한 표본에서 OLS/토빗 추정, 초기년도에 전업농가였던 표본을 제외하고 OLS/Heckman 추정, 조사기간 내내 겸업농가였던 농가만 대상으로 OLS/Heckman 추정, 농외소득의 비중이 일정 수준 이상인 경우만 대상으로 OLS/Heckman 추정 등이다.

104) 농가소득 수준이 가장 높은 5분위 농가의 경우 2~4분위 농가에 비해 상방·하방변동성도 높았다(고위험·고수익 추정). 고소득 농가 중 평균과 분산이 높은 5분위 농가를 제외하고 4분위 농가만을 대상으로 분석할 경우, 잠재경력과 교육

<표 4-6> 소득유형별 하방 준변이계수 추정(잠재경력 이용, 농가소득수준별)

변수	농업소득 하방변동성		농외소득 하방변동성		농가소득 하방변동성	
	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득
	농가	농가	농가	농가	농가	농가
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
[인적자본(HC)]						
경영주 잠재경력	-0.0037** (0.0012)	-0.0035 (0.0024)	-0.0066** (0.0021)	0.0028** (0.0007)	-0.0008 (0.0016)	0.0028* (0.0012)
경영주 잠재경력 ²	1.02e ⁻⁶ (0.0000)	0.00002 (0.0000)	0.00004* (0.0000)	-0.00002 (0.0000)	-0.00004* (0.0000)	-0.00004* (0.0000)
경영주 교육년수	-0.0018 (0.0011)	-0.0003 (0.0010)	-0.0010 (0.0010)	0.0041** (0.0014)	-0.0044** (0.0013)	-0.0007 (0.0009)
[조정 변수(Adjust)]						
가족 농업노동 비중	-0.2185** (0.0666)	-0.1902*** (0.0375)			-0.2385*** (0.0417)	-0.1618*** (0.0249)
품목집중도(HHI)	-0.1301* (0.0592)	-0.2344 (0.1193)			-0.1023 (0.0581)	-0.0755 (0.0596)
품목집중도 ² (HHI ²)	0.1877** (0.0472)	0.195 (0.1010)			0.1657** (0.0555)	0.0878 (0.0483)
1인당 농업노동시간			0.00003*** (0.0000)	0.00003*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.00002** (0.0000)
[기타 특성(Others)]						
	포함	포함	포함	포함	포함	포함
[통계변수(Z)]						
	포함	포함	포함	포함	포함	포함
상수항	0.6647*** (0.1327)	0.8023*** (0.1361)	0.7767*** (0.0483)	0.3321*** (0.0273)	0.5574*** (0.0730)	0.2864*** (0.0632)
관측치	2,884	2,706	2,694	2,750	2,608	2,698
R ²	0.27	0.24	0.22	0.33	0.38	0.20

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 농가 기타특성 변수와 모든 통계변수의 추정 결과는 생략함.

4) ‘저소득’과 ‘고소득’은 농가소득을 기준으로 하며, 저소득 그룹은 농가소득 1분위 및 2분위, 고소득 그룹은 농가소득 4분위 및 5분위에 해당함.

농업노동 비중과 1인당 농업노동시간은 소득수준과 무관하게 모든 모형에서 하방변동성에 영향을 미쳤다. 품목집중도는 저소득 농가에서 농업소득 하방변동성을 낮추는 긍정적 효과가 있었는데, 품목집중도가 약

년수에 따라 농외소득의 하방변동성이 높아지는 효과가 사라졌다.

0.36을 넘어서면 반대로 품목집중도 증가에 따라 하방변동성이 낮아지는 것으로 분석됐다. 반면 저소득 농가에서 품목집중도의 증가는 농가소득 하방변동성을 높이는 부정적 영향이 있었다(모형 (17)).

<표 4-7> 소득유형별 하방 준변이계수 추정(잠재경력 이용, 농가소득수준별, $HC \times Adjust$ 교차항 추가 모형)

변수	농업소득 하방변동성		농외소득 하방변동성		농가소득 하방변동성	
	저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득
	농가 (19)	농가 (20)	농가 (21)	농가 (22)	농가 (23)	농가 (24)
[인적자본(HC)]						
경영주 잠재경력	0.0005 (0.0029)	-0.0017 (0.0049)	-0.0050** (0.0016)	0.0035*** (0.0007)	0.0054 (0.0027)	0.0004 (0.0027)
경영주 잠재경력 ²	0.00001 (0.0000)	0.00004* (0.0000)	0.00004 (0.0000)	-0.00002 (0.0000)	-0.00004* (0.0000)	-0.00003* (0.0000)
경영주 교육년수	-0.0151 (0.0164)	-0.0008 (0.0103)	-0.0014 (0.0025)	0.0069** (0.0020)	0.0058 (0.0065)	-0.0014 (0.0077)
[인적자본(HC) × 조정 변수(Adjust)]						
가족 농업노동 비중	0.1053 (0.3635)	0.1864 (0.2803)			-0.0341 (0.1981)	-0.0276 (0.2441)
잠재경력 × 가족 농업노동 비중	-0.0072 (0.0049)	-0.0063 (0.0048)			-0.0034 (0.0028)	-0.001 (0.0034)
교육년수 × 가족 농업노동 비중	0.0065 (0.0165)	-0.0134 (0.0081)			-0.0039 (0.0058)	-0.0099 (0.0103)
품목집중도(HHI)	-0.5938 (0.4020)	-0.5871* (0.2650)			0.4523 (0.3436)	-0.5258 (0.2900)
잠재경력 × HHI	0.0051 (0.0077)	-0.0008 (0.0054)			-0.0058 (0.0047)	0.0053 (0.0047)
교육년수 × HHI	0.0267 (0.0172)	0.0423*** (0.0093)			-0.0342** (0.0127)	0.0248* (0.0098)
품목집중도 ² (HHI ²)	0.5420 (0.3466)	0.2674 (0.3152)			-0.3809 (0.3516)	0.3458 (0.2665)
잠재경력 × HHI ²	-0.0041 (0.0067)	0.0048 (0.0064)			0.0052 (0.0045)	-0.0017 (0.0043)
교육년수 × HHI ²	-0.0188 (0.0152)	-0.0292*** (0.0062)			0.0372** (0.0142)	-0.0201* (0.0085)
1인당 농업노동시간			0.0001 (0.0001)	0.0001** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	-0.0001** (0.0000)
잠재경력 × 1인당 농업노동시간			-1.62e-06 (0.0000)	-1.55e-06** (0.0000)	-2.22e-06*** (0.0000)	1.02e-06** (0.0000)
교육년수 × 1인당 농업노동시간			1.12e-06 (0.0000)	-4.66e-06* (0.0000)	-1.26e-06 (0.0000)	5.40e-06*** (0.0000)

변수	농업소득 하방변동성		농외소득 하방변동성		농가소득 하방변동성	
	저소득 농가	고소득 농가	저소득 농가	고소득 농가	저소득 농가	고소득 농가
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
[기타 특성(<i>Others</i>)]	포함	포함	포함	포함	포함	포함
[통제 변수(<i>Z</i>)]	포함	포함	포함	포함	포함	포함
상수항	0.5152 (0.2676)	0.6993* (0.3277)	0.7070*** (0.0548)	0.2710*** (0.0325)	0.1606 (0.1910)	0.3929* (0.1750)
관측치	2,884	2,706	2,694	2,750	2,608	2,698
R^2	0.27	0.24	0.22	0.33	0.39	0.21

주: <표 4-6> 설명 참조.

<표 4-7>은 인적자본과 농가 조정 변수의 교차항을 추가하여 농가소득 수준별로 분석한 것이다. <표 4-6>과 마찬가지로 인적자본 증가에 따라 하방변동성이 증가하는 예상 외의 결과는 대체로 고소득 농가 표본에서 나타난다(모형 (20)과 (22)). 반면 저소득 농가에서는 인적자본 변수와 농가 조정 변수의 효과가 본 연구의 가설에 위배되는 경우가 없다.¹⁰⁵⁾ 고소득 농가에서 품목집중도(HHI) 단독변수, 교육년수와 HHI 제곱항의 교차항은 농업소득 하방변동성을 낮추었으나 교육년수와 HHI 교차항의 관계는 반대로 하방변동성을 높이는 방향으로 작용하였다. 농외소득의 경우 저소득 농가에서 잠재변수에 따른 하방변동성 하락 효과가 있었다. 고소득 농가에서는 잠재경력과 교육년수 증가에 따라 오히려 하방변동성이 증가하는 반면, 1인당 농업노동시간은 예측과 동일하게 농외소득 하방변동성을 높이는 것으로 나타났다. 농가소득의 경우 저소득 농가와 고소득 농가 모두에서 잠재경력 증가에 따라 하방변동이 낮아졌다. 농가 조정 변수 중 가족 농업노동 비중을 제외하고 품목집중도와 1인당 농업노동시간은 농가소득 하방변동성에 영향을 미쳤다. 그러나 그 방향은 저소득 농가와 고소득 농가에서 대부분 반대로 나타나고 있다.¹⁰⁶⁾ 본

105) 소득수준별 분석 시 관측치 손실이 크기 때문에 교차항까지 추가하여 분석하면 추정계수의 유의성이 확보되지 않는 경우가 많았다.

106) 주로 고소득 농가에서 인적자본과 조정 변수의 교차항이 양(+)으로 추정되어, <표 4-6>에서 설명한 바와 같이 고학력·고경력 농가가 고위험·고수익을 추구함에 따라 나타난 결과로 보인다.

분석에서 사용한 농가 조정 설명변수는 농업소득 변동성이나 농외소득 변동성을 관리하는 데 적합한 지표로 설정하였으므로 전체 농가소득의 하방변동성을 설명하는 데 한계가 있을 것으로 추정된다.¹⁰⁷⁾

본 분석을 통하여 위험태도가 비교적 동질적인 그룹으로 분석 대상을 한정하면 인적자본 수준의 증가가 소득의 하방변동성을 낮추는 영향이 있음을 확인하였다. 또한 본 자료에서 확인하기는 어려우나 우리나라 농가가 실제로 DARA 형태의 위험태도를 갖는다면 다음과 같은 추가적인 해석이 가능하다. 소득 수준이 낮은 농가는 위험회피도가 더 클 것이고, 위험회피도가 큰 경우에 인적자본 수준에 따른 하방변동성 관리가 더욱 유효하다고 볼 수 있다.

다음으로 <표 4-8>은 분석 표본별·변수별 평균값에서 인적자본 수준이 소득유형별 하방변동성에 미치는 한계효과를 계산한 것이다. 잠재경력을 이용한 교차항 포함 모형(<표 4-5>의 모형 (10~(12)와 <표 4-7>)을 바탕으로 계산한 것이다. 분석 결과, 농업소득 하방변동성을 낮추는데 경영주 잠재경력의 증가가 유효함을 알 수 있다. 농외소득에 대해서는 농가소득 수준이 낮은 표본에 한하여 잠재경력이 농외소득의 하방변동성을 낮추었다.

반면, 잠재경력 증가는 농가소득 수준이 높은 고소득 농가에서 오히려 농외소득의 하방변동성을 높였으나 전체 표본과 저소득 농가에서는 하방변동성 하락과 관련됐다. 경영주 교육년수 또한 고소득 농가에서 예상과 반대로 농업소득 및 농외소득의 하방변동성을 높였다. 고소득 농가 집단에서는 소득의 분산이 상대적으로 커서 농가 간 위험태도의 이질성이 크기 때문에 나타나는 결과라 추측하였다.

107) 농가의 노동투입 조정을 통한 농가 단위의 하방변동성 관리는 농가 가구원 전체의 노동시간 투입 배분 자료로 파악하는 것이 적합할 것이다. 그러나 농외근로시간은 누락되고 농업투입시간 자료만을 제공하는 농가경제조사 자료의 한계상 해당 변수는 구성할 수 없다.

<표 4-8> 농가소득 수준별·소득유형별 하방변동성에 대한
인적자본 변수의 한계효과(잠재경력 이용, 교차항 포함 모형 기준)

소득유형	인적자본 변수	전체 표본 농가	농가소득 수준별 분석	
			저소득 농가	고소득 농가
농업소득 하방변동성	잠재경력	-0.0063*** (0.0012)	-0.0047** (0.0017)	-0.0061** (0.0017)
	잠재경력 ²	0.00004** (0.0000)	0.00001 (0.0000)	0.00004* (0.0000)
	교육년수	0.0001 (0.0011)	-0.0006 (0.0014)	0.0023* (0.0011)
농외소득 하방변동성	잠재경력	-0.0002 (0.0012)	-0.0058** (0.0020)	0.0025** (0.0007)
	잠재경력 ²	3.91e-06 (0.0000)	0.00004 (0.0000)	-0.00002 (0.0000)
	교육년수	0.0016* (0.0007)	-0.0008 (0.0010)	0.0039** (0.0013)
농가소득 하방변동성	잠재경력	0.0011 (0.0011)	-0.0005 (0.0020)	0.0027* (0.0011)
	잠재경력 ²	-0.00003** (0.0000)	-0.00004* (0.0000)	-0.00003* (0.0000)
	교육년수	-0.0024** (0.0007)	-0.0063*** (0.0007)	0.0012 (0.0012)

주: 1) () 안은 표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) '저소득'과 '고소득'은 농가소득을 기준으로 하며, 저소득 그룹은 농가소득 1분위 및 2분위, 고소득 그룹은 농가소득 4분위 및 5분위에 해당함. 3분위 농가는 전체표본에만 포함됨.

4) 소득유형별로 인적자본과 농가 조정 변수의 교차항을 추가한 모형(<표 4-5>와 <표 4-7>)에서 계산함. 각 추정모형 변수의 표본평균값 기준임.

5) 전체 표본/저소득/고소득 농가에서 농가 조정 변수의 평균은 다음과 같음.

* 전체: 가족 농업노동 비중=0.89, HHI=0.52, 1인당 농업노동시간=575.

* 저소득 농가: 가족 농업노동 비중=0.92, HHI=0.48, 1인당 농업노동시간=513.

* 고소득 농가: 가족 농업노동 비중=0.85, HHI=0.57, 1인당 농업노동시간=642.

한편 교육년수의 증가는 전체 표본 농가와 저소득 농가에서 농가소득의 하방변동성을 낮추었다. 즉, 경영주의 교육수준은 농업소득이나 농외소득의 하방변동성을 줄이는 데는 뚜렷한 효과가 없으나 농가소득의 하방변동성을 줄이는 데 효과가 있었다. 일반적 인적자본 수준을 측정하는 정규교육 수준의 증가는 특정 소득유형의 하방변동성을 관리하는 것보다는 농가의 총소득을 관리하는 데 유리하게 작용한다고 볼 수 있다.¹⁰⁸⁾

본 분석에서 사용한 농가 조정 변수는 각 소득유형(농업소득, 농외소득)의 하방변동성을 관리하는 데 적합한 수단이다. 실제로 농가는 농가 총소득의 하방변동성을 낮추기 위해 각 소득유형의 변동성을 관리할 수도 있지만 농가 총소득의 하방변동성에만 집중하여 이를 낮추고자 할 수도 있다. 후자의 경우 각 소득유형의 변동성 관리 수단만 모형에 포함함으로써 인적자본이 농가소득 하방변동성에 미치는 영향을 모두 포함하지 못했을 가능성이 있다.¹⁰⁹⁾

(4) 소득 하방변동성 추정 강건성 확인

<표 4-9>와 <표 4-10>은 앞서 분석한 하방변동성 추정에서 통제변수인 평균 농업소득·농외소득·농가소득을 제외할 경우 결과가 어떻게 달라지는지 나타낸다. 잠재경력 이용 모형을 기준으로, 주요 관심변수인 인적자본, 농가 조정변수, 교차항(인적자본×농가 조정 변수) 계수의 유의성을 검토하였다. 평균소득 변수 포함 유무에 따라 추정계수의 유의성 여부가 달라진 경우에만 <표 4-9> 및 <표 4-10>에 음영으로 표시하였다.¹¹⁰⁾ 평균소득을 제외한 모형을 사용하여도 앞서 언급한 주요 결과 해석이 크게 변하지 않음을 알 수 있다.¹¹¹⁾ 저소득 농가에서 농가소득의 하방변동성을 추정한 모형 (17)에서 기존에 잠재경력은 영향이 없었으나, 평균소득을 제외하고 추정한 경우에는 농가소득의 하방변동성을 낮추었다.

108) 교육수준이 농가소득 하방변동성을 낮추는 효과는 농가 가구원의 농외근로 등을 포함한 전체 노동투입 배분 자료를 이용할 경우 보다 명확하게 확인할 수 있을 것으로 기대된다.

109) 가령 농가소득의 하방변동성을 관리하는 수단으로 농업소득활동과 농외소득활동 간 노동투입 배분이 있다. 그 외에 공적이전금이나 농업잡수입 및 피해보상금·보험금 등도 농가소득을 구성하므로 농가소득 하방변동성에 영향을 미친다.

110) 음영표시된 셀 내용은 슬래시(/)기호를 기준으로 “평균소득을 포함한 기존 모형의 계수 부호/평균소득을 제외한 모형의 계수 부호”를 나타낸다.

111) 분석 시 평균소득을 제외하면 오히려 본 논문의 예상과 일치하는 방향으로 결과가 바뀌는 경우도 있었다. 평균소득을 추가하여 분석한 결과가 가설과의 부합 측면에서는 더 보수적이라는 의미로 해석할 수 있다. 가령 농외소득 하방변동성을 분석한 모형 (5)에서 기존에는 예상과 다르게 교육수준이 하방위험을 높였지만 해당 계수가 유의성을 잃는다거나(<표 4-9>), 모형 (19)와 같이 저소득 농가에서 잠재경력이 농업소득의 하방변동성을 낮추는 효과가 유의하게 전환되는 경우(<표 4-10>)가 있었다.

<표 4-9> 평균소득 유무에 따른 수준별·소득유형별
하방 준변이계수 추정 결과 비교(잠재경력 이용 모형 기준)

변수	모형	농업	농외	농가	농업		농외		농가	
					저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득
					(4)	(5)	(6)	(13)	(14)	(15)
잠재경력	(-)	×	×	(-)	×	(-)	(+)	×/(-)	(+)	
잠재경력 ²	×	×	(-)	×/(+)	×	(+)/×	×/(-)	(-)/×	(-)	
교육년수	(-)	(+)/×	(-)	×	×	×	(+)	(-)	×	
가족 농업노동 비중	(-)	·	(-)	(-)	(-)	·	·	(-)	(-)	
HHI(품목집중도)	(-)	·	(-)	(-)/×	×	·	·	×/(-)	×	
HHI ²	(+)	·	(+)	(+)	×	·	·	(+)	×	
1인당 농업노동시간	·	(+)	(+)	·	·	(+)		(+)	(+)	

주: 1) “(+)”와 “(-)”는 추정계수가 각각 양수와 음수로 유의함을 뜻하며, “×”는 추정계수가 10% 유의수준에서도 유의하지 않음을 의미함.

2) 음영 셀은 통제변수인 평균소득 유무에 따라 추정계수의 부호나 유의성 여부에 차이가 있는 경우임. 해당 셀 값은 “평균소득을 포함한 기존 모형의 계수 부호/평균소득을 제외한 모형의 계수 부호”로 표시함.

<표 4-10> 평균소득 유무에 따른 수준별·소득유형별
하방 준변이계수 추정 결과 비교(잠재경력 이용, 교차항 포함 모형 기준)

변수	모형	농업	농외	농가	농업		농외		농가	
					저소득	고소득	저소득	고소득	저소득	고소득
					(10)	(11)	(12)	(19)	(20)	(21)
잠재경력	×	×/(+)	×	×/(-)	×	(-)/×	(+)	×	×	
잠재경력 ²	(+)	×	(-)/×	×/(+)	(+)	×	×/(-)	(-)/×	(-)	
교육년수	×	(+)	×	×	×	×	(+)	×	×	
가족 농업노동 비중	×	·	×	×	×	·	·	×	×	
잠재경력 × 가족 농업노동 비중	(-)	·	×	×	×	·	·	×	×	
교육년수 × 가족 농업노동 비중	(-)/×	·	×	×	×	·	·	×	×	
HHI(품목집중도)	×	·	×	×	(-)/×	·	·	×	×	
잠재경력 × HHI	×	·	×	×	×	·	·	×	×	
교육년수 × HHI	(+)	·	×	×	(+)	·	·	(-)	(+)	
HHI ²	×	·	×	×	×	·	·	×	×	
잠재경력 × HHI ²	×	·	×	×	×	·	·	×	×	
교육년수 × HHI ²	×	·	(+)/×	×	(-)	·	·	(+)	(-)	
1인당 농업노동시간	·	(+)	×	·	·	×	(+)	(+)	(-)	
잠재경력 × 1인당 농업노동시간	·	(-)	×	·	·	×	(-)	(-)	(+)	
교육년수 × 1인당 농업노동시간	·	×	(+)	·	·	×	(-)	×	(+)	

주: <표 4-9> 참조.

두 번째로는 농가소득 하방변동성 모형을 간략화한 추정 결과를 제시하였다(<표 4-11>). 이 역시 이전의 분석 결과를 참고하여 경력변수로는 잠재경력을 이용하였고, 전체 표본 및 저소득 농가(농가소득 1~2분위)와 고소득 농가(농가소득 4~5분위)로 구분하여 분석하였다. 농업소득과 농외소득이 농가소득을 구성하는 주된 요소라는 점에서, 두 소득유형(농업소득, 농외소득)의 하방변동성을 농가소득 하방변동성 모형에 직접 설명변수로 포함하였다. 또한 농가의 인적자본 변수를 포함함으로써 농가의 인적자본이 농업소득 및 농외소득 변동성에 미치는 영향을 제외하고 추가적으로 농가소득의 하방변동성을 낮추는 효과가 있는지를 파악하고자 하였다. 인적자본 외에 별도의 농가 조정 변수를 포함하지 않았고, 앞 분석과 동일한 통제변수만을 추가하였다. 이렇게 조정변수를 전부 제외하면 자료의 한계로 인해 포함하지 못한 농가의 조정 변수(예: 농가 가구원의 농업노동과 농외노동 간 노동투입 배분)의 효과와 농업소득 및 농외소득 하방변동성 관리에 사용되는 조정 변수의 효과가 모두 인적자본 변수의 효과로 나타날 것으로 보인다.

<표 4-11>에서 농업소득과 농외소득의 하방변동성 모두 농가소득의 하방변동성을 높이는 것으로 추정되었다. 두 소득유형이 농가소득의 약 70%를 차지하므로 자연스러운 결과이다. 이때 농업소득의 하방변동성과 농외소득의 하방변동성의 계수 크기를 비교하면 두 소득유형 중 어느 쪽이 농가 총소득(농가소득)의 하방변동성 증가에 기여하는지를 알 수 있다. 농업소득 하방변동성 계수가 농외소득에 비해 다소 크며, 두 계수가 같은지(귀무가설)를 검정한 결과, 전체표본과 저소득 농가 표본에서 농업소득의 하방변동성이 농가소득 하방변동성 증가에 더 크게 기여함을 알 수 있었다.¹¹²⁾ 반면 고소득 농가 표본에서는 두 계수의 차이가 유의하지 않았다. 즉, 고소득 농가에서는 저소득 농가에 비해 상대적으로 농외소득 하방변동성이 농가소득 하방변동성에 기여하는 정도가 높았다.¹¹³⁾

112) 전체표본과 저소득 농가 표본에서 두 추정계수 값이 같다는 귀무가설이 기각되었다. 전체표본에서 검정통계량은 $F(1, 5)=6.96$ 으로 5% 수준에서 귀무가설을 기각하였으며, 농가소득이 낮은 표본에서는 $F(1, 5)=132.08$ 로 1% 수준에서 귀무가설을 기각하였다. 반면 농가소득이 높은 표본의 경우 검정통계량 $F(1, 5)=0.01$ 로 두 계수가 같다는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

<표 4-11> 농가소득 하방 준변이계수 추정(잠재경력 이용, 농가소득수준별)

변수	농가소득 하방변동성		
	전체표본	저소득 농가	고소득 농가
	(25)	(26)	(27)
[인적자본(HC)]			
경영주 잠재경력	0.0005 (0.0009)	-0.0052* (0.0026)	0.0015* (0.0007)
경영주 잠재경력 ²	-0.00004** (0.0000)	-2.18e-06 (0.0000)	-0.00003* (0.0000)
경영주 교육년수	-0.0043*** (0.0008)	-0.0056** (0.0019)	-0.0023* (0.0010)
[소득유형별 변동성]			
농업소득 하방변동성	0.2983*** (0.0131)	0.2944*** (0.0122)	0.2665*** (0.0139)
농외소득 하방변동성	0.2237*** (0.0195)	0.1623*** (0.0116)	0.2615*** (0.0305)
[통제변수(Z)]			
	포함	포함	포함
상수항	0.0125*** (0.0165)	0.4854*** (0.0372)	0.0157 (0.0170)
관측치	7,232	2,978	2,760
R ²	0.41	0.50	0.44

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 통제변수 추정 결과는 생략함.

4) '농가소득 낮음' 표본은 농가소득 1분위 및 2분위, '농가소득 높음' 표본은 농가소득 4분위 및 5분위에 해당함. 3분위 농가는 전체표본에만 포함됨.

다음으로 인적자본 변수 중 잠재경력은 전체표본(모형 (25))과 저소득 농가(모형 (26))에서 농가소득의 하방변동성을 낮추는 긍정적 효과가 있었다. 반면, 고소득 농가 표본에서는 잠재경력 증가에 따라 농가소득 하방변동성이 높아지는 효과가 나타났는데(모형 (27)), 효과가 크지는 않아

113) 고소득 농가 표본에서 농업소득 하방변동성의 계수(0.2665)는 저소득 농가 표본에서의 계수(0.2944)보다 낮았던 반면, 농외소득 하방변동성의 계수(0.2615)는 저소득 농가 표본에서의 계수(0.1623)보다 크게 높았다.

서 경영주 교육년수 증가에 의한 하방변동성 감소 효과에 의해 상쇄될 수 있는 정도이다. 앞 소절의 분석에서 인적자본 변수 중 잠재경력이 농업소득 하방변동성을 낮추는 효과가 뚜렷했는데, 많은 농가가 대부분 지속적으로 농업에 종사하여 잠재경력이 농업의 경력을 보다 잘 나타내는 것으로 추정할 바 있다. 즉, 잠재경력은 농업 경력을, 교육수준은 일반적 인적자본 수준을 보다 잘 측정한다면 농가소득 하방변동성 관리에는 일반적 인적자본 축적이 유리한 것으로 추정되며, 농업 경력은 농가소득이 높은 표본에 한하여 오히려 부정적 영향을 미칠 수도 있다고 해석된다. 또한 농가소득이 높은 표본에서 인적자본 변수의 예상과 다른 결과는 앞 소절에서 설명한 바와 같이 그룹 내 농가의 위험선호 이질성에 기인한 결과일 수도 있다.¹¹⁴⁾

한편 교육년수의 증가에 따라 농가소득 하방변동성이 줄어드는 효과는 <표 4-11>에 제시된 세 모형 모두에서 확인되었다. 이는 농외소득 및 농업소득 하방변동성의 영향을 통제된 후에도 관찰된 효과이다. 농가가 농업소득과 농외소득의 하방변동성도 각기 관리할 수 있으나, 궁극적으로는 전체 농가소득의 하방변동성을 낮추고자 하며, 이때 교육수준이 긍정적 역할을 한다고 볼 수 있다. 교육수준은 개별 농업소득 및 농외소득의 하방변동성 관리 외에도 농가의 전반적인 운영과 관리를 통해 농가소득 하방변동성을 낮추는 데 긍정적인 역할을 하는 것으로 보인다.

제 5 절 소결

본 장에서는 인적자본이 소득 하방변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 농가의 인적자본 수준은 효율적 자원배분을 통해 소득수준을 높일 뿐 아니라 농가가 하방변동성을 적절히 관리하는 데 긍정적으로 작용할 것이라 예상하였다. 농가는 상방변동성을 포함한 전체 변동성을 줄이기

114) 교육년수 증가에 따른 농가소득 하방변동성 하락 효과 또한 농가수준별로 효과가 반전되지는 않았지만, 저소득 농가(모형 (26))에서 고소득 농가(모형 (27))에 비해 더 컸다.

보다 하방변동성을 관리할 것이라 보았다. 소득의 하방변동성을 나타내는 지표로는 하방 준변이계수를 이용하였고, 소득 하방변동성에 초점을 두고 있으므로 음(-)의 소득을 제외하지 않고 최대한 활용하였다. 하방 준변이계수를 각 소득유형(농업소득, 농외소득, 농가소득)에 대해 각각 계산하고 인적자본, 농가 조정 변수, 기타 농가 특성, 통제변수의 영향을 추정하였다. 분석자료는 농가소득과 경영주 특성 자료가 제공되는 농가 경제조사 2003년~2021년 원자료이며, 5년 단위 패널임을 고려하여 농가 별로 4~5년 간의 소득 하방변동성 지표를 구성하였다. 농가 소득유형별 하방변동성을 일반 OLS 추정을 하되, 농가가 속한 표본그룹(시기)과 농가가 위치한 권역에 따른 수준 차이를 고려하기 위해 해당 더미를 추가하고, 권역별 군집오차를 고려한 결과를 제시하였다. 인적자본과 농가 조정 변수, 기타 농가 특성, 통제변수의 영향을 분석한 후 주요 관심 변수인 인적자본과 농가 조정 변수의 교차항을 추가한 분석 결과도 검토하였다. 또한 농가소득의 수준별로 표본을 구분한 분석, 통제변수 중 소득평균 자료를 제외한 분석을 실시하였다. 농가소득 하방변동성에 대해서는 농업소득 하방변동성과 농가소득 하방변동성을 설명변수로 추가한 간략화 모형의 결과도 제시하였다.

주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 인적자본 변수가 하방변동성에 미치는 영향은 소득유형별·모형별로 차이가 있으나, 잠재경력증가는 주로 농업소득 또는 농가소득의 하방변동성을, 교육년수 증가는 농가소득의 하방변동성을 낮추는 긍정적 효과가 있었다. 반면 고령 농가에서는 농외소득 하방변동성이 높아졌다. 둘째, 농외소득 하방변동성에 대해 교육년수 증가는 예상과 반대로 농외소득 하방변동성을 늘렸는데, 이 효과는 저소득 농가만을 대상으로 분석할 경우 사라졌다. 저소득 농가보다 고소득 농가 내의 위험선호 이질성이 큰 것으로 짐작되며, 분석 시 농가 간 위험선호가 동질적인지 여부를 고려해야 함을 알려준다. 셋째, 농가의 노동투입 조정이 소득 하방변동성 관리에 주효한 수단임을 알 수 있었다. 가족 농업 노동투입 비중과 1인당 농업노동시간은 농업소득이나 농외소득·농가소득 하방변동성에 영향을 미쳤다. 또 다른 농가 조

정 변수인 품목집중도의 경우 일정 수준까지 농업소득 하방변동성 하락에 기여했고, 집중도가 더 커지면 농업소득 하방변동성이 증가했다. 넷째, 인적자본과 농가 조정 변수의 교차항을 통해 소득 하방변동성에 대한 인적자본의 영향을 파악한 결과, 분석모형에 따라 잠재경력은 가족 농업노동 비중 증가와 함께 농업소득 하방변동성 또는 농가소득 하방변동성 하락에 기여했다. 교육년수는 농가의 품목군별 수입 구성이 다각화될수록 농업소득 하방변동성을 추가적으로 낮추는 효과가 있었다. 또한 교육년수 증가는 농업 노동투입시간 증가를 통해 농가소득 하방변동성을 높이는 것으로 나타나, 반대로 농외투입시간 증가와 결합되면 농가소득 하방변동성을 낮출 것으로 짐작할 수 있었다. 반면 인적자본과 농가 조정 변수의 상호작용은 농외활동의 하방변동성에 대해 뚜렷한 효과가 없었다. 다섯째, 이상의 결과는 통제변수 중 소득평균을 제외한 모형에서도 비슷하게 확인할 수 있었다. 마지막으로 농가소득 하방변동성을 간략화한 모형을 추정한 결과, 고소득 농가 표본을 제외하면 농가소득의 변동성에 대해 농외소득 하방변동성보다 농업소득 하방변동성의 영향이 컸다. 농가소득 변동성에 대해 인적자본 변수는 두 소득유형을 통한 간접적인 효과 외에 추가적으로 농가소득 하방변동성 감소에 기여하는 효과가 있었다.

이상의 분석 결과에서 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다.

첫째, 인적자본의 축적, 특히 교육수준과 같은 일반적 인적자본의 축적이 농가 단위에서 다양한 수단을 통해 농가소득의 하방위험성을 관리하는 데 도움을 주는 것으로 나타났다. 농가 단위의 농업 관련 인적자본 축적뿐 아니라 일반적 인적자본의 축적의 중요성도 강조된다.

둘째, 농가는 가족노동의 투입시간 조정을 통해 소득의 하방변동성을 관리하며, 해당 수단의 효과는 인적자본 수준에 따라 증가하는 효과가 있었다. 원활한 고용노동 활용과 농업 및 농외활동 간 전환이 가능하다면 농가의 자체적인 하방변동성 관리에 도움이 될 것임을 알 수 있다. 즉, 농업인력 부족이나 농촌 일자리 부족 문제에 대한 정책지원이 농가 자체적인 소득의 하방변동성을 관리에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예

상할 수 있다. 농가 인적자본 축적과 다양한 정책수단 간 시너지 효과를 바탕으로 농가의 자체적 하방위험 관리 능력을 높일 수 있고, 이는 장기적으로 농가 소득안정화 정책의 부담을 더는 데 기여할 것이다.

셋째, 농가가 농업소득 하방변동성 관리 차원에서 품목 다각화를 하고자 할 때 보다 빠르게 최적 수준에 도달할 수 있도록 돕는다면 농업소득의 하방변동성 감소 효과를 높일 수 있다. 작목의 부분 전환이나 새로운 작목의 재배 등이 이에 속하며, 가령 관련 재배기술을 빠르게 습득하도록 돕는 교육이나 컨설팅 등이 있을 것이다.

마지막으로 농가 단위의 소득변동성 분석 시 유의해야 할 점은 농가별로 위험태도에 이질성이 있을 수 있음을 감안하여 비교적 동질적인 농가 표본에서 분석해야 한다는 점이다. 소득수준 등 위험회피도에 영향을 미칠 것으로 알려진 변수를 고려하거나 개인의 관찰되지 않는 이질성을 통제하는 방식으로 문제를 해결해야 한다. 본 분석에 따르면 농가소득이 높은 분위에서 소득의 분산도 크고 해당 표본 내 농가 간 위험선호 이질성이 큰 것으로 나타났다.

본 분석은 그간 우리나라에서 농가 단위의 소득변동성에 집중하여 인적자본 축적에 의한 변동성 관리 효과를 분석한 연구가 거의 없었다는 점에서 초기 연구로서 의의를 갖는다. 그러나 몇 가지 한계점도 존재한다. 우선 자료의 한계로 인해 가족노동의 전체 소득활동 간 투입배분은 고려하지 못하였다는 점이다. 농가경제조사 자료에는 농업 노동투입시간만 제공된다. 분석에 따르면 농가의 농업 노동투입 조정이 소득 하방변동성 관리에 주효한 수단임을 알 수 있었다. 농가 가구원의 소득활동 간 노동투입 조정에 따라 전체 농가소득 하방변동성 관리 효과가 있을 것으로 예상되며, 이러한 효과는 가족노동의 농업 노동투입시간 자료만으로는 충분히 식별되지 않을 것이다. 다양한 소득활동에 대한 농가 가족노동의 노동배분 변수를 구성할 수 있다면 인적자본이 가구 내 노동공급 조정을 통해 농가소득 하방변동성 낮추는 영향을 보다 정확히 파악할 수 있을 것이다. 다음으로 개별농가의 위험선호 차이를 충분히 반영하지 못하였다는 점이다. 앞서 설명하였듯 전체 가구가 아니라 농가만을 대상으

로 하였기 때문에 분석표본 간 위험선호가 비교적 동질적일 것으로 기대되며, 그래도 남아있을 위험선호의 이질성이 분석 결과에 미치는 영향은 소득수준별 분석 결과를 제시함으로써 최소화하고자 하였다. 그러나 이것이 개인별로 상이한 위험선호를 반영할 수 있는 본질적인 해결책은 아니라는 한계가 있다. 또한 각 농가 표본에서 초기년도에 관찰된 조정 변수를 설명변수로 분석하였기 때문에 소득변동성과 농가 조정 변수 간 동시적 영향은 고려하지 않은 결과이다.

제 5 장 결론

본 연구는 농업인력 구조 변화를 반영하여 질적조정 노동투입에 해당하는 농업 부문 총노동투입지수를 도출하고 농가의 인적자본 수준이 농가소득의 하방변동성을 낮추는 데 미치는 영향을 분석하였다.

농업 부문 총노동투입지수를 산출하기 위해 농업인력의 투입시간을 종사상지위별·성별·학력별·연령별 범주로 구분한 후, 여기에 생산성에 해당하는 노동보수 자료를 적용하였다. 분석기간은 자료 출처에 따라 1991년~2021년 또는 2009년~2021년이며, 사용한 자료는 경제활동인구조사, 지역별고용조사, 농가경제조사, 한국노동패널조사의 원자료이다. 총노동투입지수에서 노동질적지수를 도출하고 질적지수 증가에 대한 근로자 특성별 기여도를 확인하였다. 농업인력의 질적 변화를 반영한 총노동투입지수의 추이를 파악함으로써 향후 농업인력 정책의 방향을 설정하거나 정책 실행의 속도를 설정하는 데 도움이 될 것으로 기대한다. 또한 본 분석에서는 선행연구들과 달리 농업 부문 총노동투입지수 계산 시 사용할 수 있는 출처의 자료를 최대한 활용하여 다수의 지표를 도출하였으므로, 향후 총노동투입지수를 사용하는 연구에 준거점을 제공할 수 있다.

분석 결과, 이용 자료와 노동보수 계산방식에 따라 도출한 총노동투입지수 간 차이를 확인할 수 있었다. 1991년~2021년 분석에서는 총노동투입의 연평균 증가율 격차가 최대 0.75%p, 2009년~2021년 분석에서는 1.01%p까지 나타났다. 총노동투입지수를 계산함에 있어 본 연구가 기존 연구와 가장 차별화된 부분은 임금농의 보수구조 외에 자영농의 보수구조를 별도로 적용하였는지 여부이다. 본 분석에 따르면 임금농의 보수구조만을 이용하여 농업 부문 노동투입의 질적조정을 거치는 기존 연구의 방식을 사용하면, 자영농의 보수구조를 별도로 적용하는 경우에 비해 농업노동의 질적 증가가 정도가 과하게 계산되었다. 따라서 임금농의 보수구조를 자영농에 그대로 적용하기보다 자영농의 보수구조를 별도로 반영해야 총노동투입지수 계산 시 오차를 줄일 수 있음을 알 수 있다. 이러한 계산방식 간 지수의 차이는 임금농과 자영농의 근로자 특성별 보수구

조의 괴리가 클수록, 근로자 특성 범주 간 노동투입 시간의 상대적 변화가 클수록 커진다. 농업의 노동질적지수에 대한 종사상지위, 성별, 학력, 연령대의 기여를 확인한 결과, 대부분 기존 연구에서와 같이 교육이 농업인력 질적 증가에 가장 크게 기여한 것으로 나타났다. 반대로 농업인력의 연령범주 간 변화는 농업인력의 질적 조정에 부정적인 영향을 미쳤다. 이는 농업의 고령화 구조가 농업 질적 특성 저하를 야기했음을 알려준다. 또한 본 연구에서 계산한 총노동투입지수를 바탕으로 외부 자료를 이용하여 총요소생산성을 계산한 결과, 총노동투입지수 계산 방식에 따라 1995년~2020년 총요소생산성의 연평균 증가율 차이는 0.45%p까지 관찰되었다.

다음으로 농가의 인적자본 수준과 농가소득 하방변동성의 관계를 검토하기 위해 농가경제조사에서 소득유형(농업소득, 농외소득, 농가소득)별로 4~5년 간의 하방 준변이계수를 계산하였다. 농가의 인적자본은 경영주의 경력(연령 또는 잠재경력)과 학력(교육년수)으로 측정하였다. 농가는 소득의 하방변동성을 관리하기 위해 가족노동력의 노동투입을 배분하고 농업의 품목집중도 등을 조정할 수 있다. 그리고 인적자본 수준은 이러한 최적 의사결정에 유리하게 작용하여 소득의 하방변동성을 감소시킬 수 있다. 이 분석의 가정은 농가는 위험회피적이며 절대위험회피감소(DARA) 형태의 위험선호를 가진다는 것이며, 이로써 농가가 하방위험회피적 태도를 갖고 있음을 전제로 한다. 농가의 인적자본 축적이 농가소득의 하방변동성을 관리하는 데 긍정적 영향을 미친다면 농업 부문의 인적자본 축적의 중요성이 더욱 강조될 필요가 있을 것이다.

소득유형에 따라 유효한 변수는 다르지만 농가의 인적자본 축적은 소득 하방위험 관리 능력과 연결되는 것으로 나타났다. 인적자본 가운데 잠재경력의 증가는 농업소득이나 농가소득의 하방변동성을 낮추는 데 기여하였다. 교육수준은 개별 소득유형(농업소득, 농외소득)보다는 농가의 전체소득(농가소득)의 하방변동성 관리에 긍정적 영향을 미쳤다. 한편 교육수준은 농외소득의 하방변동성을 높인다는 예상과 다른 결과를 보였으나, 소득수준별로 표본을 구분하여 분석하면 고소득 농가에서만 해당 효

과가 나타났고 저소득 농가에서는 해당 효과가 없었다. 고소득 농가의 소득분산이 크다는 점에서 볼 때 고소득 농가 간 위험회피도의 이질성이 높아서 나타난 현상으로 보인다. 소득수준과 교육수준이 높은 농가가 고위험·고수익의 소득활동을 한다면 교육수준과 하방변동성의 양(+)의 관계가 설명된다. 분석 시 표본농가 간 위험선호의 동질성이 중요함을 알 수 있다.

농가 조정 변수의 영향도 대체로 하방변동성에 대해 예상한 방향으로 작용하였다. 가족 노동투입 비중 증가는 농업소득 하방변동성을 낮췄고 1인당 농업노동시간 증가(즉, 1인당 농외노동시간 감소)는 농외소득과 농가소득의 하방변동성을 높였다. 품목집중도의 증가는 일정 수준까지 농업소득 하방변동성을 낮추었는데, 인적자본과의 교차항 분석에서 교육수준이 높은 농가는 품목수입 다각화에 따라 하방변동성이 낮아졌다. 농업 품목 다각화에는 재배기술 습득 등 추가적인 노력이 필요하며 이때 높은 교육수준이 긍정적으로 작용한 것으로 보인다. 즉, 인적자본 축적은 농가가 다각화를 통해 농업소득 하방변동성을 관리하고자 할 때 유리하게 작용한다. 한편 교육수준 증가는 1인당 농업노동시간 증가와 상호작용하여 농가소득의 하방변동성을 늘렸는데, 이는 고학력 가족노동력이 농업활동에서 고임금의 농외소득활동으로 전환함으로써 전체 농가소득의 하방변동성을 낮출 수 있음을 암시한다. 이러한 농가 자체적인 하방변동성 관리의 장기적으로 농가의 소득안정화 정책 지원 부담을 완화하는 데 기여할 수 있을 것으로 보인다. 이를 위해서는 먼저 농가가 가족노동력의 최적 노동투입 배분을 실현할 수 있어야 하며, 농업 고용노동시장 안정화(수급불균형 완화)와 농촌의 농외 노동시장 확대가 필요함을 의미한다. 동시에 농가 인적자본 수준 향상을 통해 농가 자체적 변동성 관리 효과를 극대화할 수 있을 것이다. 또한 고소득 농가 표본을 제외하면 농외소득의 하방변동성보다 농업소득의 하방변동성이 농가소득 하방변동성에 미치는 영향이 더 크게 나타나, 농가 전체의 소득 하방변동성 관리에 농업소득의 하방변동성을 낮추는 것이 중요한 전략임을 알려준다.

본 연구에서 제시한 총노동투입지수는 노동보수 계산 방식에 따른 차

이를 보여주고 농업노동의 질적 특성에 대한 기여도를 살펴보았다는 점에서 기존 연구와 차별화된다. 그러나 모든 근로자 특성 범주에서 생산성(노동보수)이 증가하는 전반적인 질적 향상은 총노동투입지수에 온전히 반영되기 어렵다. 이는 지표 계산 방법에 의한 한계이다. 농업투입의 질적 변화를 반영할 때 총보수에서 근로자 특성 범주별 보수의 비중을 사용하므로 전체적인 총보수 수준의 증가는 총노동투입지수에 반영되지 않는다. 또한 총노동투입지수 계산 시 외국인 근로자를 제외하였는데, 향후 관련 통계자료가 보완된다면 추가적인 분석이 필요하다. 인적자본이 소득변동성에 미치는 영향 분석에서는 농업특수적 인적자본 수준을 나타내는 지표를 명시적으로 포함하지 못하였으며, 농가 가족노동력의 전체 노동투입배분 자료를 사용하지 못하였다는 한계가 있다. 향후 농가 수준의 농업특수적 인적자본을 측정할 수 있다면 인적자본 수준이 농업소득의 하방변동성을 낮추는 효과를 보다 일관되게 확인할 수 있으리라 기대된다. 또한 농가 가족노동력 전체의 노동투입배분 자료를 활용하면 인적자본 수준이 노동투입 배분을 통해 소득유형별 하방변동성에 미치는 영향을 보다 자세히 분석할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강마야·이태호·김관수(2010), “한국 농가의 인적자본 스톡 추정”, 『농업경제연구』, 51(3): 1-26.
- 강혜정·권오상(2005), “농업가족노동의 잠재임금 추정”, 『농업경제연구』, 46(4): 143-165.
- 권오상(2002), “쌀재배 농가의 위험회피도 계량분석”, 『농업경제연구』, 43(3): 77-91.
- 권오상·김용택(2000), “한국 농업의 생산성 변화 계측 : 1971~98”, 『농업경제연구』, 41(1): 1-30.
- 권오상·반경훈·윤지원(2015), “한국 농업 KLAM자료의 구축과 생산성 변화 요인 분석”, 『농업경제연구』, 56(3): 69-103.
- 권오상·한미진·반경훈·윤지원(2018), “한국 경제의 KLEM DB 구축과 중첩 CES 생산함수 추정”, 『자원·환경경제연구』, 27(1): 29-66.
- 김민경·김진년·조원주(2022), “한우는 언제 비쌀까?: 가격변동성과 요일효과”, 『농업경영·정책연구』, 49(4): 641-658.
- 김상현·문한필·성재훈·홍연아·정대회·박수연·김범석(2020), 『지속 가능한 농업·농촌을 위한 OECD 연구 네트워크 대응』, 한국농촌경제연구원 E21-2020.
- 김용준·강민정·유보배(2020), 『농업보조금의 농가소득 안정화 효과 분석 연구』, 경기연구원 기본연구 2020-15.
- 김유선(2009), “한국 노동시장의 임금결정요인 - OLS 회귀분석과 분위 회귀분석 -”, 『산업경제연구』, 19(2): 1-25.
- 김재경·김한호(2011), “농업 R&D투자의 농가소득 불균등 개선효과”, 『농업경제연구』, 52(3): 51-78.
- 박준기·문한필·김용택(2004), “농가소득 불평등도의 요인분해”, 『농촌경제』, 27(4): 15-27.
- 박춘성·이광훈(2012), “한국 농업의 성장회계 분석: 1970-2010년”, 『농촌경제』, 35(4): 1-18.

- 법무부 보도자료(2022.04.04.), “2022년 외국인 계절근로자 최초 입국 시작!”.
- 법무부 보도자료(2022.12.14.), “2023년도 상반기, 전국 124개 지자체에 외국인 계절근로자 26,788명 배정”.
- 서종석, 조규대, 강혜정, 김재욱(2011), “농업교육이 농업소득 증대에 미치는 효과분석”, 『농업경제연구』, 52(4): 19-46.
- 신우철(2017), “국내 인력통계간 주요특징 및 인력현황 비교”, 『동향』, 29(21): 17-25.
- 심송보·한두봉·서상택(2005), “농산물의 가격변동에 의한 수익률과 위험 기여도 분석”, 『농업경제연구』, 46(2): 165-179.
- 안병일·김정호(2002), “채소농가의 위험회피 태도 분석”, 『농촌경제』, 25(3): 1-17.
- 안병일·김관수(2008), “농산물 가격 변동성을 어떻게 계측할 것인가? -양념채소 가격을 중심으로-”, 『농업경영·정책연구』, 35(4): 732-754.
- 안병일·최병욱·박미성(2017), 산지폐기 및 수매비축 사업이 노지채소 가격변동성에 미친 효과 분석”, 『농업경영·정책연구』, 44(2): 185-209.
- 엄진영·박대식·조승연·김윤진·이창원·최서리·이상지·신예진(2020), 『농업 고용환경 변화에 따른 외국인근로자 활용 정책 방안』, 한국농촌경제연구원 연구보고 R905.
- 오상봉(2019), 『최저임금 관련 통계에 관한 분석』, 한국노동연구원.
- 우병준·임소영·이두영·이형용·한보현(2017), 『2017 농업경영체 실태 분석』, 한국농촌경제연구원 정책연구보고 R838.
- 유영봉(2016), “한국농업의 노동투입량 추계와 노동생산성 계측: 스톡, 플로우 및 산업간 비교분석”, 『농업경제연구』, 57(4): 83-107.
- 윤지원·권오상(2016), “영농형태별(품목유형별) 농업 소득 변화 요인 분석”, 『농촌경제』, 39(4): 29-49.
- 이봉실·유영봉(2021), “농업 노동의 질적 차이를 반영한 감귤 생산 노동 투입 효율성 비교 분석 - 시장 임금차이를 기준으로 -”, 『농촌지도와 개발』, 28(3): 153-165.

- 이상원 · 추성민 · 안동환 · 김혁주 · 김관수(2018), “농업소득 변동성을 고려한 농외소득활동 참여 및 농외소득 결정요인 분석”, 『농업경제연구』, 59(1): 1-26.
- 이원기 · 강삼모(2018), “연령대별 인적자본스톡 추정: 1995~2015”, 『사회과학연구』, 25(2): 53-81.
- 이은우(2006), “영농형태별 농가소득 격차요인 분석”, 『농촌경제』, 29(1): 49-63.
- 이종화 · 김선빈(1995), “한국의 인적자본 추계 (1963-1993)”, 『국제경제연구』, 1(2), 33-64.
- 임찬영(2008), “전공불일치 결정요인과 전공불일치가 근속과 임금 간의 관계에 미치는 영향”, 『노동정책연구』, 8(1): 95-123.
- 장인성(2018), 『산업별 노동생산성의 수렴속도와 고용전략』, 연구보고서 2018-12, 한국노동연구원.
- 전지연 · 유찬희 · 박준기(2016), “논벼·양념채소 농가의 농업소득 변동 요인분석”, 『농촌경제』, 39(3): 23-48.
- 정원태(2017), “농가의 농산물가격 리스크와 정책보전에 관한 경제분석”, 박사학위논문, 제주대학교 대학원 농업경제학과.
- 정윤진 · 김세림 · 임도빈(2018), “개인의 위험성향이 공공부문 직업선택에 미치는 영향”, 『행정논총』, 56(1): 183-211.
- 정진화 · 조현정(2013), “농가 가구원의 교육수준이 농가소득에 미치는 영향 분석”, 『농업교육과 인적자원개발』, 45(1): 1-23.
- 최도형 · 최은지 · 이성우(2021), “작목다각화가 농업소득에 미치는 영향”, 『농촌계획』, 27(4): 1-12.
- 최재혁 · 고석남(2005), “한국의 농가소득 결정에 미치는 요인 분석”, 『산업경제연구』, 18(3): 1139-1159.
- 표학길 · 이근희 · 하봉찬(2005), “한국경제의 산업별 성장요인 분석과 생산성 추계 (1984~2002)”, 『한국경제의 분석』, 11(1): 109-160.
- 표학길 · 전현배 · 이근희(2020), 『2020 중요소생산성 국제비교』, 한국생산성본부.

- 홍은파(2010), “여성농업인 영농교육이 농업생산성에 미치는 영향 분석”, 『농업교육과 인적자본개발』, 42(1): 49-79.
- 황수철·유리나(2014), “한국농업의 총요소생산성 추계와 분석(1955~2012년)”, 『농업경영·정책연구』, 41(4): 701-721.
- 황의식(2004), “소득변동 수준에 의한 농가 분포 분석”, 『농촌경제』, 27(4): 1-14.
- 황의식·안병일(2012), “주요 청과물 가격 추세 및 가격변동성의 특징 분석”, 『농업경제연구』, 53(3): 1-21.
- Anderberg, D. and Andersson, F.(2003), “Investments in Human Capital, Wage Uncertainty, and Public Policy,” *Journal of Public Economics*, 87, 1521-1537.
- Andersen, M. A., Alston, J. M., Pardey, P. G., and Smith, A.(2018), “A Century of U.S. Farm Productivity Growth: A Surge Then a Slowdown,” *American Journal of Agricultural Economics*, 100(4): 1072-1090.
- Anderson, D. J., Binder, M., and Krause, K.(2003), “The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility,” *Industrial and Labor Relations Review*, 56(2): 273-294.
- Ball, E. V., Wang, S. L., Nehring, R., and Msheim, R.(2016), “Productivity and Economic Growth in U.S. Agriculture: A New Look,” *Applied Economic Perspectives and Policy*, 38(1): 30-49.
- Bell, V., Burriel-Llombart, P., and Jones, J.(2005), “A Quality-Adjusted Labour Input Series for the United Kingdom (1975-2002),” Bank of England Working Paper no. 280, London.
- Bolli, T. and Zurlinden, M.(2008), “Measuring Growth of Labour Quality and the Quality-Adjusted Unemployment Rate in Switzerland,” Swiss National Bank Working Papers no. 2008-13, Zurich.

- Bureau of Labor Statistics(BLS)(1993), *Labor Composition and U.S. Productivity Growth, 1948-90*. Bureau of Labor Statistics Bulletin no. 2426, Washington, DC.
- Craig, B. J. and Pardey, P. G.(1996), "Productivity Measurement in the Presence of Quality Change," *American Journal of Agricultural Economics*, 78(5).
- Dynan, K., Elmendorf, D., and Sichel, D.(2012), "The Evolution of Household Income Volatility," *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 12(article 3): 1-40.
- Gottschalk, P. and Moffitt, R.(1994), "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(2): 217-272.
- Griliches, Z.(1963), "The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940-60," *Journal of Political Economy*, 71(4): 331-346.
- Huffman, E. W.(1980), "Farm and Off-Farm Work Decisions: The Role of Human Capital," *Review of Economics and Statistics*, 62(1): 14-23.
- Jorgenson, D. W., Fraumeni, B. M.(1989), "The Accumulation of Human and Nonhuman Capital, 1948-84," in *The Measurement of Saving, Investment, and Wealth*, (ed) Lipsey, R. E. and Tice, H. S., University of Chicago Press.
- Jorgenson, D. W. and Gollop, F. M.(1992) "Productivity Growth in U.S. Agriculture: A Postwar Perspective," *American Journal of Agricultural Economics*, 74(3): 745-750.
- Jorgenson, D. W., Gollop, F. M., and Fraumeni, B. M.(1987), *Productivity and U.S. Economic Growth*. Cambridge: Harvard University Press.
- Key, N., Prager, D. L., and Burn, C. B.(2018), "The Income Volatility

- of U.S. Commercial Farm Households,” *Applied Economic Perspectives and Policy*, 40(2): 215 - 239.
- Kim, Y. and Lee, J.(2012), “Estimating Risk Aversion Using Individual-Level Survey Data,” *Korean Economic Review*, 28(2): 221-239.
- Koerselman, K. and Uusitalo, R.(2014), “The Risk and Return of Human Capital Investments,” *Labour Economics*, 30: 154-163.
- Markowitz, H.(1959), *Portfolio Selection : Efficient Diversification of Investments*, London: New Haven, Yale University Press.
- Mishra, A. K. and Goodwin, B. K.(1997), “Farm Income Variability and the Supply of Off Farm Labor,” *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 880-887.
- Pardey, P. G., Craig, B. and Deininger, K.(1994), “Evaluating Agricultural Research and Productivity in an Era of Resource Scarcity: A New Look at State-Level Productivity Growth in U.S. Agriculture,” Department of Agricultural and Applied Economics Staff Paper, no. P94-2, University of Minnesota.
- Poon, K. and Weersink, A.(2011), “Factors Affecting Variability in Farm and Off-Farm Income,” Working paper no. 2011-3, Research in Agricultural and Applied Economics.
- Reilly, R., Milne, W., and Zhao, S.(2005), “Quality-Adjusted Labour Inputs,” Australian Bureau of Statistics Research Paper no. 1351.0.55.010, Canberra.
- Schwerdt, G. and Turunen, J.(2007) “Growth in Euro Area Labor Quality,” *Review of Income and Wealth*, 53(4): 716-734.
- Sheng, Y., Jackson, T., and Shao, S.(2016), “Measuring Output, Input and Total Factor Productivity in Australian Agriculture: An Industry-Level Analysis,” *Review of Income and Wealth*, 63(1): S169-S193.

- Yang, D. T.(2004), "Education and Allocative Efficiency: Household Income Growth during Rural Reforms in China," *Journal of Development Economics*, 74: 137-162.
- Ziliak, J. P., Hardy, B., and Bollinger, C.(2011), "Earnings Volatility in America: Evidence from Matched CPS," *Labour Economics*, 18: 742 - 754.
- Zoghi, C.(2010). "Measuring Labor Composition: A Comparison of Alternate Methodologies," In Abraham, K. G., J. R. Spletzer, and M. Harper (Eds.), *Labor in the New Economy* (pp. 457-485), University of Chicago Press.

부 록

1. 자료출처별 시간당 노동보수 추정 결과

<부표 1> 남성과 여성 임금농의 임금 및 취업확률 추정
(경제활동인구조사 부가자료)

변수	Heckman 2단계		Heckman 1단계	
	남성	여성	남성	여성
연령	0.07072*** (0.0015)	0.04648*** (0.0007)	0.20413*** (0.0008)	0.14982*** (0.0007)
연령 ²	-0.00068*** (0.0000)	-0.00045*** (0.0000)	-0.00237*** (0.0000)	-0.00166*** (0.0000)
학력_고졸=1 (기준: 중졸 이하)	0.30281*** (0.0040)	0.36194*** (0.0038)	0.33274*** (0.0058)	0.20217*** (0.0049)
학력_초대졸 이상=1	0.66274*** (0.0048)	0.88881*** (0.0046)	0.62500*** (0.0065)	0.45438*** (0.0055)
교차항_연령 × 농업	-0.05602*** (0.0056)	-0.03863*** (0.0052)	0.58087*** (0.0061)	-0.59485*** (0.0046)
교차항_연령 ² × 농업	0.00062*** (0.0001)	0.00032*** (0.0000)	-4.03387*** (0.0161)	-3.01743*** (0.0137)
교차항_학력_중졸 이하 × 농업	0.90630*** (0.1331)	0.78958*** (0.1537)		
교차항_학력_고졸 × 농업	0.85520*** (0.1308)	0.68806*** (0.1433)		
교차항_학력_초대졸 이상 × 농업	0.96052*** (0.1324)	0.58096*** (0.1395)		
배우자 있음=1			0.58087*** (0.0061)	-0.59485*** (0.0046)
상수항	-1.73184*** (0.0367)	-1.78452*** (0.0202)	-4.03387*** (0.0161)	
Inverse Mill's lambda			-0.27861*** (0.0100)	0.09686*** (0.0077)
N			455,794	573,060
N(selected)			275,459	217,119

주: 1) () 안은 표준오차.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) Heckman 표본선택모형의 경우 전체 생산가능인구를 대상으로 분석하고 선택식은 '취업선택'이므로, 2단계는 전산업의 '취업자'를 표본으로 함. 따라서 '농업 취업자=1'인 더미변수와와의 교차항을 추가하여 농업에서의 효과를 식별함.

농업 노동투입지수 산출을 위한 계산방식 2에서는 경제활동인구조사 부가조사에서 남성과 여성 농업 임금농의 시간당 보수를 추정하여 사용하였다. 전체 생산가능인구 표본이므로 취업여부 선택에 따른 편의를 조정하기 위해서 Heckman의 표본선택편의 조정 모형을 사용하여 분석하였다. 취업 확률을 추정할 때 식별변수로는 배우자 유무를 이용하였다 (<부표 1>).

<부표 2> 남성 임금농의 임금 추정(지역별고용조사)

변수	Heckman 2단계		
	2010	2015	2020
교차항_연령 × 농업외	0.05251*** (0.0027)	0.03993*** (0.0023)	0.03307*** (0.0019)
교차항_연령 × 농업	0.00786 (0.0081)	0.00341 (0.0065)	-0.00724 (0.0061)
교차항_연령 ² × 농업외	-0.00049*** (0.0000)	-0.00037*** (0.0000)	-0.00032*** (0.0000)
교차항_연령 ² × 농업	0.0000 (0.0001)	0.00001 (0.0001)	0.0001 (0.0001)
교차항_학력_고졸 × 농업외	0.25579*** (0.0072)	0.19682*** (0.0065)	0.14237*** (0.0064)
교차항_학력_초대졸 이상 × 농업외	0.58557*** (0.0088)	0.48156*** (0.0077)	0.35828*** (0.0076)
교차항_학력_중졸 이하 × 농업	0.70423*** (0.1946)	0.59964*** (0.1564)	0.70554*** (0.1428)
교차항_학력_고졸 × 농업	0.86035*** (0.1899)	0.67870*** (0.1545)	0.76907*** (0.1415)
교차항_학력_초대졸 이상 × 농업	1.25689*** (0.1860)	1.05446*** (0.1523)	1.00391*** (0.1425)
상수항	-1.34891*** (0.0661)	-0.86874*** (0.0569)	-0.40250*** (0.0515)

주: <부표 1> 설명 참조. 1단계 추정 결과는 <부표 4>에 제시.

<부표 3> 여성 임금농의 시간당 보수 추정(지역별고용조사)

변수	Heckman 2단계		
	2010	2015	2020
교차항_연령 × 농업외	0.04554*** (0.0015)	0.04776*** (0.0012)	0.04949*** (0.0011)
교차항_연령 × 농업	0.00938 (0.0085)	0.01668*** (0.0064)	0.02093*** (0.0062)
교차항_연령 ² × 농업외	-0.00050*** (0.0000)	-0.00053*** (0.0000)	-0.00054*** (0.0000)
교차항_연령 ² × 농업	-0.00018** (0.0001)	-0.00024*** (0.0001)	-0.00026*** (0.0001)
교차항_학력_고졸 × 농업외	0.24093*** (0.0069)	0.18461*** (0.0058)	0.13546*** (0.0052)
교차항_학력_초대졸 이상 × 농업외	0.71545*** (0.0085)	0.61256*** (0.0070)	0.45642*** (0.0065)
교차항_학력_중졸 이하 × 농업	0.72204*** (0.2509)	0.52762*** (0.1903)	0.38370** (0.1829)
교차항_학력_고졸 × 농업	0.82955*** (0.2338)	0.59060*** (0.1844)	0.54085*** (0.1775)
교차항_학력_초대졸 이상 × 농업	1.14988*** (0.2290)	0.96813*** (0.1720)	0.91741*** (0.1674)
상수항	-1.65866*** (0.0398)	-1.54415*** (0.0337)	-1.28659*** (0.0360)

주: <부표 1> 설명 참조. 1단계 추정 결과는 <부표 5>에 제시.

농업 노동투입지수 산출을 위한 계산방식 6의 경우 지역별고용조사에서 농업 남성과 여성 임금농의 시간당 보수를 추정하여 사용하였다. 이 역시 표본선택편의를 조정하기 위해 Heckman의 2단계 추정법을 사용하였다. 연도별로 각각 추정하였으나 세 개 연도 결과만을 수록하였다(<부표 2>~<부표 5>).

<부표 4> 남성의 취업 확률 추정(지역별고용조사)

변수	Heckman 1단계		
	2010	2015	2020
연령	0.23118*** (0.0018)	0.21433*** (0.0015)	0.17450*** (0.0014)
연령 ²	-0.00269*** (0.0000)	-0.00243*** (0.0000)	-0.00193*** (0.0000)
학력_고졸=1 (기준: 중졸 이하)	0.29422*** (0.0120)	0.26250*** (0.0113)	0.18542*** (0.0114)
학력_초대졸 이상=1	0.71434*** (0.0135)	0.61557*** (0.0124)	0.51251*** (0.0123)
배우자 있음=1	0.66897*** (0.0122)	0.58923*** (0.0111)	0.54343*** (0.0104)
상수항	-4.66553*** (0.0356)	-4.30241*** (0.0301)	-3.60273*** (0.0289)
Inverse Mill's lambda	-0.33837*** (0.0157)	-0.37196*** (0.0147)	-0.37838*** (0.0146)
N / N(selected)	114254 / 64453	131460 / 76813	127388 / 72101
rho	-0.63	-0.72	-0.77

주: <부표 2> 설명 참조.

<부표 5> 여성의 취업 확률 추정(지역별고용조사)

변수	Heckman 1단계		
	2010	2015	2020
연령	0.17731*** (0.0016)	0.15595*** (0.0013)	0.12534*** (0.0012)
연령 ²	-0.00198*** (0.0000)	-0.00168*** (0.0000)	-0.00129*** (0.0000)
학력_고졸=1 (기준: 중졸 이하)	0.11202*** (0.0105)	0.11992*** (0.0097)	0.07179*** (0.0098)
학력_초대졸 이상=1	0.51119*** (0.0117)	0.43969*** (0.0107)	0.41172*** (0.0108)
배우자 있음=1	-0.61621*** (0.0096)	-0.53534*** (0.0085)	-0.37878*** (0.0081)
상수항	-3.60506*** (0.0305)	-3.24700*** (0.0259)	-2.73754*** (0.0254)
Inverse Mill's lambda	0.10475*** (0.0129)	0.14206*** (0.0120)	0.19002*** (0.0146)
N / N(selected)	145459 / 47035	166455 / 60926	161480 / 63858
rho	0.22	0.32	0.47

주: <부표 2> 설명 참조.

<부표 6> 농가의 시간당 보수 추정(농가경제조사)

변수	표본그룹1 (2003~2007)	표본그룹2 (2008~2012)	표본그룹3 (2013~2017)	표본그룹4 (2018~2021)
연령	0.1181*** (0.0240)	0.0881*** (0.0334)	0.042 (0.0451)	
연령 ²	-0.0011*** (0.0002)	-0.0007*** (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	
연령_40대=1 (기준: 30대 이하)				-0.2123 (0.1622)
연령_50대=1				-0.1594 (0.1735)
연령_60대 이상=1				-0.2343 (0.1799)
교차항_주업전업농 × 가구원평균교육년수	0.0310*** (0.0086)	0.0322** (0.0139)	0.0448*** (0.0162)	0.0412* (0.0220)
교차항_주업일반농 × 가구원평균교육년수	0.0214** (0.0086)	-0.0101 (0.0140)	-0.011 (0.0164)	-0.0111 (0.0224)
교차항_부업및자급농 × 가구원평균교육년수	-0.0159* (0.0094)	-0.0558*** (0.0147)	-0.0357** (0.0169)	-0.0365 (0.0227)
교차항_영농_논벼 × 기계기구비품	0.0068 (0.0082)	-0.0187 (0.0116)	-0.0325** (0.0129)	-0.0124 (0.0166)
교차항_영농_과수 × 기계기구비품	0.0301*** (0.0087)	0.0025 (0.0121)	-0.0125 (0.0133)	-0.0067 (0.0173)
교차항_영농_채소전작 × 기계기구비품	0.0091 (0.0083)	-0.0151 (0.0116)	-0.0309** (0.0128)	-0.0056 (0.0165)
교차항_영농_특작화훼 × 기계기구비품	0.0305*** (0.0094)	0.0137 (0.0123)	-0.0053 (0.0139)	-0.0122 (0.0187)
교차항_영농_축산기타 × 기계기구비품	0.0443*** (0.0086)	0.0307*** (0.0119)	0.018 (0.0129)	0.0344** (0.0169)
교차항_영농_2종겸업 × 기계기구비품	0.0044 (0.0084)	-0.0133 (0.0118)	-0.0302** (0.0130)	-0.016 (0.0167)
상수항	5.8588*** (0.7445)	6.6261*** (1.0670)	7.8265*** (1.5162)	9.2909*** (0.3586)
Likelihood Ratio	-11528.17	-11038.83	-9299.6	-7425.95
N	13,210	10,432	9,097	7,701

주: 1) () 안은 표준오차.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

자영농의 시간당 보수 추정에 이용한 농가경제조사와 한국노동패널조사 자료 모두 패널자료이므로 시간당 노동보수 추정 시 관찰되지 않는 개별 특성에 따른 차이를 통제할 수 있는 패널모형을 사용할 수 있다는 장점이 있다.

총노동투입지수 계산방식 3~4에서는 농가경제조사를 이용하여 추정한 자영농의 시간당 보수를 사용하였다(<부표 6>). 농가경제조사에서의 추정은 패널회귀분석 모형으로 고정효과모형(Fixed effect)을 사용하였다. 임의효과모형(Random effect)의 경우 미관찰 개인특성과 설명변수의 상관성이 없다는 강한 가정을 필요로 하며, 실제로 농가경제조사 자료를 바탕으로 두 모형을 추정한 결과 대부분 임의효과모형의 사용이 부적합하다는 결과가 나타났으므로 패널 고정효과모형을 사용하였다. 단, 농가경제조사 자료의 패널 표본 구성이 5년마다 변경되므로, 표본그룹별로 추정한 결과를 사용하였다(표본그룹 1~4). 또한 농가경제조사 자료를 이용하면 영농 특성에 따른 차이를 반영할 수 있다는 장점이 있으며, 영농 형태를 설명변수로 고려하였다. 시간당 보수로는 농가별 노동투입시간당 농업소득 자료를 이용하였다. 또한 가구원 평균 교육년수를 이용하고 농가의 주·부업 구분 더미와 교차항을 추가하였다. 농가에서는 농업 경영 특성(주·부업 구분)에 따라 인적자본 수준이 시간당 보수에 미치는 영향이 다를 것이라고 보았기 때문이다. 농가별 농업 자본 수준 또한 노동생산성에 해당하는 시간당 보수에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 농업 자본의 영향을 추정식에서 통제하고자, 기계기구비품 평가액 변수를 농업 자본의 대리변수로 추가하였다. 또한 농업 자본의 영향이 영농형태별로 다를 수 있으므로 영농형태 더미변수와 교차항을 사용하였다. 농가경제조사 자료에서는 성별을 구분하지 않고 통합하여 추정하였는데, 자료에서 농업 경영주의 90% 가량이 남성이며, 농가에서는 대부분 경영주 외의 무급가족농은 그 배우자(대체로 여성)이며, 자영농과 무급가족농이 동일한 연령대와 교육수준을 가질 경우에는 동일한 생산성을 가진다고 가정할 것이므로 경영주 성별을 구분하는 것이 큰 의미가 없다고 판단하였기 때문이다.

<부표 7> 자영농 시간당 보수 및 취업 확률 추정(한국노동패널)

변수	시간당 보수 (Heckman 2단계)		취업 확률 (Heckman 1단계)	
	남성	여성	남성	여성
연령	0.01780* (0.0099)	0.09641*** (0.0073)	0.21815*** (0.0031)	0.14786*** (0.0036)
연령 ²	-0.00029*** (0.0001)	-0.00102*** (0.0001)	-0.00192*** (0.0000)	-0.00132*** (0.0000)
교차항_연령 × 농업	-0.08760*** (0.0119)	-0.03561 (0.0232)		
교차항_연령 ² × 농업	0.00063*** (0.0001)	0.00038** (0.0002)		
학력_고졸=1 (기준: 중졸이하)			-0.07013*** (0.0214)	-0.05898** (0.0236)
학력_초대졸이상=1			0.00829 (0.0256)	0.12461*** (0.0277)
교차항_고졸 × 비농업	0.36687*** (0.0221)	0.33395*** (0.0289)		
교차항_초대졸 이상 × 비농업	0.61559*** (0.0250)	0.80102*** (0.0339)		
교차항_중졸 이하 × 농업	2.77089*** (0.3779)	0.38522 (0.7782)		
교차항_고졸 × 농업	2.99797*** (0.3743)	0.44005 (0.7568)		
교차항_초대졸 이상 × 농업	2.81284*** (0.3688)	- -		
ln(근로소득을 제한 가구소득)			-0.14839*** (0.0068)	-0.03313*** (0.0064)
배우자 있음=1			0.36248*** (0.0260)	-0.75471*** (0.0197)
상수항	0.04865 (0.2895)	-2.96910*** (0.2297)	-4.89461*** (0.0864)	-4.02775*** (0.1019)
Inverse Mill's lambda			-0.42187*** (0.0577)	0.24858*** (0.0368)
N			28,046	37,096
N(selected)			13,277	5,740
rho			-0.52	0.33

주: <부표 1> 설명 참조.

계산방식 7~8은 한국노동패널조사(KLIPS) 자료에서 추정된 농업 자영농의 시간당 보수를 사용하였다(<부표 7>). 한국노동패널조사 자료의 경우에도 패널 고정효과를 추정할 수 있고, 취업자가 아닌 가구원의 조사 결과도 포함하므로 이 자료를 이용한 추정 시 선택편의를 고려할 수 있다. 그러나 패널 추정의 경우 표본 수가 적어 대체로 유의한 추정 결과를 도출하지 못하였고, Heckman 모형을 적용한 경우 보다 양호한 결과를 나타냈으므로 해당 추정자료를 시간당 보수 추정에 이용하였다. 취업 확률을 추정할 때 임금농와 마찬가지로 식별변수로 배우자 유무를 이용하였으며, 추가로 근로소득을 제외한 실질가구소득 변수에 자연로그를 취한 값도 추가하였다. 남성과 여성 시간당 보수를 별도로 추정하였다.

2. 노동투입 지표 관련 선행연구 표

<부표 8> 노동투입 지표를 이용한 국내외 선행연구(전산업)

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
이종화·김선빈 (1995)	총노동투입 지수 (Translog함수형태) * 범주: 산업(9)·성(2)·교육(5)·종사상지위(2)	경제활동인구연보, 직종별임금실태조사보고서(월평균 노동시간 및 급여총액), (1963~1993)	노동의 질적 변화 요인별로 분석(노동투입의 1차질적부분지수), 비임금근로자 월평균임금: 피고용자의 2/3 또는 1/2 적용	* 전산업 인적자본 증가: 연간 0.78~1.37% * 비농림어업 인적자본 증가: 연간 약 0.50% * 취업자 교육수준 증가가 인적자본 축적에 가장 큰 기여 (교육 일차질적부분지수: 전산업: 1.17~1.55, 비농업: 0.80 이상)
이원기·강삼모 (2018)	연령대별 인적자본 스톡 * 범주: 산업(12)·학력(4)·연령(10)	고용형태별 근로실태조사, 경제활동인구조사, 국민계정 피용자보수 (1993~2016)	연령대별 평균 교육기간, 실질 생애소득으로 추정	* 인적자본스톡은 물적자본스톡의 2.4배 - 30~50대에서 빠른 증가 * 1인당 인적자본스톡 크기 역U자형, 저학력자와 고학력자의 인적자본 수준 격차는 학력 격차 증가에 따라 더욱 확대
장인성 (2018)	총노동투입 = 임금근로자 총노동투입 + 비임금근로자 총노동투입, 산업별 총노동투입 = 근로시간×조정근로자수×12	사업체노동력조사, 경제활동인구조사(취업자 수, 비임금근로자 근로시간 상대비) (1986~2017)	1인 이상/5인 이상, 비대상산업/대상산업, 비임금근로/임금근로 근로시간 등 보완자료 이용	* 전산업 노동투입 완만히 증가 - 평균노동시간 감소, 취업자수의 증가에 기인 * 농림어업 노동투입 크게 감소 - 1980년대 후반 대비 1/3로 노동투입 감소 * 농림어업 실질노동생산성 (부가가치/노동투입시간)은 1980년대 대비 4배 이상 증가

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
표학길외 (2020)	노동투입 (15개산업) * 범주: 성 (2)·교육(3)· 연령(3),	경제활동인구조사 (취업자), 고용형태별근로실 태조사(임금, 월급 여, 근로시간, 취 업자 산업배분), (2001~2018년)	농업 노동소득분배 율 계산 시 전체 취업자 보수 사용 (비임금근로자 임금 =피용자보수의 50%)	* 전산업 전기간 총산출증가율 4.68% * 노동투입 0.28% * 자본투입 0.94% * 중간투입 3.05% * 총요소생산성 0.40%
Schwerdt and Turunen (2007)	노동 질 변화 * 범주: 교육 (2)·연령(5)	European Community Household Panel (ECHP), European Labor Force Survey (LFS) (1983~2005)	국가·성별 노동의 질 변화 별도 추정, 1차지수~2차지수	* 노동의 질 증가율 연 0.47%, * 대학 교육, 주요 연령대 근로 자 증가로 인해 노동 질 증가 * 유료 지역 노동생산성 증가의 최대 1/4까지가 인적자본 개 선에 의한
Bolli, and Zurlinden (2008)	노동의 질을 조정한 총노 동투입(임금 추정치, Törnqvist index), * 범주 교육(5)· 연령(5)·성(2)	스위스 임금구조 조사(SESS), 스위스 노동력조 사(SLFS), 스위스 업무량통 계(WV) (1991~2006)	노동의 질 지수 분해 (1차~3차지수), 노동의 질 지수 2006~2050년 예측, 노동의 질 조정 실 업률 제시	* 노동의 질 연 0.51%, 노동시간 0.21%, 총노동투입 연 0.72% 증가, * 노동의 질 증가에 대해 1차지 수가 대부분을 설명 - 2차지수 이상은 음(-)의 영향, * 교육 범주 내 대체에 의한 노 동의 질에 대한 영향이 가장 크고, 성별의 기여는 0에 가 까움
Reilly et al. (2005)	노동의 질을 조정한 총노 동투입(임금 추정치 및 평균 이용)	소득 및 주거비 조사(Survey of Income and Housing Costs: SIHC) [1994년 이전에는 호주 소득 및 분 배 조사(Income and Distribution Survey: IDS)], 노동력 조사 (Labour Force Survey: LFS), 호주 국민계정 (1982~1999)	* 호주 통계청의 기 존 노동투입 지표 를 개선 - 노동력의 숙련도 변화를 반영(노 동투입량과 노동 생산성 추정) * BLS(1993) 방식 을 따라 노동투 입 집계 가중치 계산 방법에 따 른 차이를 검토 - 추정치 이용 결 과와 평균값 이 용 결과 비교	* 질적미조적 노동투입에 비해 질적조정 노동투입 증가가 더 큼(BLS에서 미국자료를 이용 한 결과와 유사) - 추정임금을 사용한 질적조정 노동투입은 33.1% 증가, 질적 미조정 노동투입은 27.9% 증 가(노동질적적지수 5.2%) - 추정치를 이용한 질적조정 노 동투입이 특성별 단순 평균 노동투입 계열에 비해 노동투 입이 약간 더 증가한 것으로 나타나, 결과적으로 가중치를 추정하여 질적조정을 한 총노 동투입 사용 시 노동생산성이 더 낮게 나타남

<부표 9> 농업 노동투입 지표를 이용한 국내 선행연구

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
권오상·김용택 (2000)	노동투입량지수 (노동서비스투입량): Törnqvist index * 범주: 성(2)	농가경제조사 (가구당 영농시간*가구수, 남녀비율적용), 농협조사월보 (농촌지역 남녀 임금격차) (1971~1998)	농업 생산성 변화 계측(총요소생산성)	* 노동투입량은 연간 4.5%의 빠른 감소 * 농업 총산출은 연평균 2.6%, 총투입은 0.4% 증가, 농업 연평균 총요소생산성 증가 2.26%
황수철·유리나 (2014)	15세 이상 농가인구수에 일정 비율을 적용하여 농업 취업자 수 도출 (노동투입 물량 계열)	농업기본조사 15세 이상 인구에 취업률과 농업취업률 적용 (1955~2012) 농업임금 = 농업취업자 계산값 × 남녀 일고임금 × 취업자당 평균노동일수 * 일고임금은 농가구입가격조사의 남녀 농업노동임금에 농업취업자 수를 가중평균하여 계산	* 시계열 일관성을 높인 농업부문 산출 및 투입 관련 자료를 구축 * 57년 간의 농업 총요소생산성 변화율 측정 (산출, 투입, 총요소생산성 모두 3개년 이동평균치 제시), * 퇴른크비스트 지수 이용	* 전기간 총산출의 연평균 성장률은 2.6%, 총투입 1.4%, 총요소생산성 1.2% - 기존 연구와 달리 농업의 산출 성장에 대해 생산성(기여도 46%)보다 투입 증가의 영향이 더 큼 (기간별 성장률: 각 기간 초기 시점과 말기시점 간 연평균 복리성장률) - 1990년대 이후 총산출 성장속도 둔화 * 총투입 변화는 총산출에 비해 완만하게 변화 - 경상제와 자본의 증가세가 1990년대 이후 감소 또는 정체됨 - 노동 또한 1970년대 이후 감소추세 * 1990년대 이후의 산출증가는 총요소생산성 증가로 설명됨
권오상 외 (2015) - 농업	노동시간에 하위구성요소의 상대적 비중변화를 반영하여 Törnqvist 지수 도출 * 범주: 성(2)·노동유형(2, 자가/고용)	농가경제조사, 2003년 이후 통계조사 개편됨을 감안하여 2002년까지의 노동시간 증가율이 이후에도 유지되는 것으로 가정 * 개편내용: 노동투하량에 간접노동시간 포함, 단일위탁시간 제외) (1971~2013)	농업 투입요소와 산출물의 수량 및 가격지수를 구축하고, 총요소생산성의 변화를 검토하였으며, 비용함수 및 시계열모형을 이용하여 생산성 변화요인을 분석함	* 1971년~1986년: 총산출 증가율 4.69%, TFP 성장률 3.01%(생산성 고도성장) * 1987년~1997년: 총산출 증가율 2.43%, TFP 성장률 1.64% * 2000년~2013년: 총산출 증가율 -0.24%, TFP 성장률 0.81%(생산성 증가 정체, 투입은 감소하고 산출은 정체 혹은 소폭 증가하는 선진국형 구조로 변화) * 우리나라 농업은 현재에도 규모수익 증가 형태를 보이며, 기술혁신과 생산규모 유지가 생산성에 결정적인 기여

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
박춘성· 이광훈 (2012)	농업생산에 투입된 농가당 연간 노동시간(농가경제조사)을 남녀 노임단가(5년 이동평균) 비율을 이용하여 환산 노동투입시간 도출 → 농가수를 곱하면 남녀 질적 차이를 반영한 총노동시간 * 노동소득분배율 = (농가당 연간 노동환산일수 x 1일 노임단가 x 농가수) ÷ 총생산 x 100	농가경제조사(통계청), 남녀 노임단가(1970~2010)	성장회계분석을 통해 농업 성장요인(노동, 자본, 토지, TFP)을 검토	* 실질 노동보수는 명목 노임 증가에도 불구하고 노동투입의 급격한 감소에 따라 감소 * 40년간 한국농업은 연평균 2.24% 성장 - 노동의 기여: -1.41%p - 토지의 기여: -0.36%p - 자본의 기여: 2.13%p * 총요소생산성은 연평균 1.88%p 기여, 분석기간 동안 농업의 성장은 생산성 증가에 주로 기인
유영봉 (2016)	경종노동투입, 축산노동투입, 기타 농업노동투입 시간의 합	농촌진흥청 표준소득자료의 경종노동투입 시간에 재배면적 반영, 농가경제조사에 경종노동투입시간 대비 축산노동투입시간 비율과 기타 농업 노동투입시간 비율 자료 도출(1963~2014)	스탁(취업자 수)으로 추계된 노동투입과 플로우(노동투입시간)로 추계된 노동투입의 비교, 한국 농업의 노동생산성과 다른 산업에서의 노동생산성 비교, 농업노동의 한계생산성은 도별 패널 자료를 구축하여 1963-1991년과 1992-2014년에 대해 계측(Panel Fixed-Effects (within) Regression)	* 농가수에 농가경제조사의 호당 노동시간을 곱하여 산출하면 시계열 단층이 심하게 발생 → 안정적 계열 추계 * 농업 노동투입 시간을 농업 취업자 수로 환산할 경우, 취업자 수 수치와 괴리가 큼 - 농업노동의 계절성 및 겸업률 - 취업자 수를 이용하여 노동생산성을 계산할 경우 타 산업에 비해 생산성이 저평가됨 * 농업노동 플로우를 바탕으로 도출된 노동생산성은 2009년까지 제조업과 비슷한 성장 - 2009년경에는 서비스 및 SOC에 비해 더 높은 노동생산성 * 노동 플로우 변수를 사용한 결과에서 노동의 생산탄성치는 I기(1963~1991)에 비해 II기(1992~2014)에 감소하여 노동절약적 기술진보를 확인
이봉실· 유영봉 (2021)	질적 조정을 거친 노동투입시간. 2010년 기준 단순노동의 질적환산 지수(2010년 단순 남자노동=1)를 추계	농촌진흥청 농산물 표준소득조사 표본원자료(연도별 농가별 자가 및 고용, 여자 및 남자, 농작업별	노지 감귤 생산에 있어서 노동의 질적차이를 반영한 '질적환산 농업 노동투입시간'을 이용하여 생산함수	* 농업노동 공급주체별, 성별 및 농작업별 노동투입 추이와 임금 변화 추이를 검토한 결과 해당 노동공급의 특성별 질적 수준(한계생산력 가치)이 이질적 * 질적조정을 거치지 않은 단순

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
	<p>* 자가노동에도 고용노동 질적 환산지수 적용 (자가노동의 잠재 임금=고용노동 임금 가정)</p> <p>* 범주: 노동유형 (2)·성(2)·농작업 (3: 전정/병해충방제/기타단순작업)</p>	<p>노동투입 시간과 생산비), 제주도 농업기술원 내부자료 - 성별·농작업별 고용노동 임금 (2001~2019)</p>	<p>를 계측하고 질적조정 미반영 계열 이용 시의 결과와 비교</p> <p>콤파트클래스 생산함수로부터 질적 환산 노동투입과 질적미환산 노동투입의 생산탄성치를 비교</p>	<p>집계노동투입시간이 질적조정을 거친 질적환산 노동투입시간에 비해 더 큼</p> <p>→ 질적조정 거치지 않은 경우 노동투입이 과대평가됨 (자가노동의 생산탄성치는 고용노동의 생산탄성치보다 두 배 가량 높게 추정됨)</p> <p>* 단순집계와 질적환산 노동투입에 대한 계수 추정치가 동일하지 여부를 검정</p> <p>→ 총노동/자가노동/고용노동/남성노동/여성노동 계열 가운데 총노동과 여성노동에서 동일하다는 가설이 기각됨. 최소한 해당 계열을 이용할 때 질적조정을 감안한 계열을 사용해야 함</p>
강마야 외 (2010)	<p>농가순소득을 노동소득으로 이용, 한국 농가의 인적자본 스톡 추정</p> <p>* 범주: 자영농지 소득(2)·자기소유자본 소득(2)·자가노동시간 (2)·농외소득 (2)·농가구성원 교육연수(5)</p>	<p>농가경제조사 (2008)</p>	<p>농가순소득모형에서 농가의 질적 특성 파라미터를 도출하여 (전체/수도작/비수도작), 농가 인적자본 스톡 추정</p>	<p>* 농가의 생산요소(토지, 노동, 자본서비스), 교육수준이 인적자본 스톡 총량 증가에 기여</p> <p>- 교육수준과 인적자본 스톡 간 정(+)의 상관관계,</p> <p>- 농외소득과 인적자본 스톡 간 상관관계,</p> <p>* 한국 농가의 총 인적자본 스톡은 약 35조원</p> <p>- 수도작농가는 비수도작농가에 비해 인적자본 스톡은 약 세 배 차이</p>

<부표 10> 농업 노동투입 지표를 이용한 국외 선행연구

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
Ball et al. (2016)	노동시간의 질 변화를 반영한 노동투입지수를 트랜스로그 지수로 구성 * 범주: 성(2)·연령(8)·교육(5)·고용범주(2)	American Community Survey (ACS) (인구센서스 조사 프로그램의 일부), National Income and Product Accounts(NIPA) (1948~2013)	전체 농업 부문 (farm sector) 및 주(States)별로 미국 농업 부문의 TFP 증가율을 기간별로 분석함. 분석 기간 전체 및 해당 기간을 12개로 구분하여 총요소생산성 및 투입을 분석함 - Translog index	* 농업 부문의 성장률을 투입 증가와 생산성 증가로 분해한 결과, 전후 기간 동안 농업의 생산성 증가가 미국 농업 경제성장의 주요 기여임을 확인 - 분석 기간 중 연평균 생산성 증가율은 1.47% - 중간재 투입의 연평균 증가율은 1.26% - 노동투입은 연간 2.2%씩 감소 (노동이 생산비용에서 차지하는 비중인 0.44를 반영하면 평균 -0.49%p. 노동의 질적 측면은 양(+0.12)의 기여를 하였으나, 양적 측면의 감소(-0.61)가 이를 압도 - 자본투입(토지와 재고 포함)은 농업의 급속한 기계화를 반영하여 전후기간 동안 크게 증가하였으나, 전체 기간 동안 연 0.18% 감소 - 노동투입도 감소하고 중간재 투입은 상대적으로 약간 증가하였는데, 총산출의 연평균 증가율은 1.52%로 나타남
Jorgenson and Gollop (1992)	노동시간의 질 변화를 반영한 노동투입지수를 트랜스로그 지수로 구성 (산출과 투입 모두 Törnqvist index 사용)	인구 센서스 자료(Census of Population), 상시인구조사(CPS: Current Population Survey) (1947~1985)	농업 및 비농업의 성장회계분석(농업 산출 증가율에 대한 투입요소별 양적 증가율, 투입요소별 질적 증가율, TFP 생산성의 기여를 제시) - USDA의 모형(translog transformation frontier 기반)	* 농업의 TFP 생산성 증가(1.58%)가 농업의 전후 경제성장(1.92%)의 82%를 설명하는 반면, 비농업 부문에서는 생산성 증가(0.44%)의 기여가 성장(3.35%)의 13% 수준에 불과 * 농업에서 네 가지 투입의 질 변화의 순 효과는 연 0.48%인 반면, 비농업 부문에서의 질 변화의 효과는 연 0.37%p임 - 농업 노동시간과 자본스톡의 증가율은 분석 기간 동안 음(-)으로 나타난 반면, 질의 기여는 양으로 나타남 - 농업 노동시간의 기여는 -0.74%p, 농업 노동의 질의 기여는 0.26%p임
Zoghi (2010)	질적조정 노동 투입계열 (labor composition)	March Current Population Survey(CPS)에서 범주별 근로	노동투입 측정의 여러 방법을 사용한 결과를 제시 (MFP 계산)	* 경력 추정치 사용 투입계열과 연령을 사용한 투입계열 이용 시 MFP 지수는 거의 유사한 추이를 보임

연구	노동투입 지표	노동 자료 출처(기간)	분석	주요 결과
	index), Törnqvist index 사용), BLS 방식 * 범주: 성(2)·교육(7)·연령(5세 단위, 또는 경험 추정치 사용) 등 다양	시간과 가중치 자료 구축. (1984~2004)	- 실제임금(중간값) 사용과 추정임금(Mincer 방정식) 사용 결과 비교 - 경력 변수로서 연령대 사용과 추정경력 사용 비교	* 경력 변수를 추정하여 사용할 경우 MFP는 추정치 임금을 사용하는 경우가 실제 그립내 중간값 임금 사용하는 경우에 비해 약간 높음 - 경력 변수를 연령으로 사용할 경우에는 반대로 실제 중간값 임금을 가중치로 사용한 경우의 MFP가 추정치 임금을 사용한 경우보다 약간 높음 * 특성 범주를 세분화하면 노동 투입 증가율이 더 커짐 * 계산방식에 따른 결과지표(MFP 등)에 차이가 크지 않다면 명확성, 단순성 및 이론적 원칙 준수를 기반으로 방법론을 선택할 것을 제안
Andersen et al. (2018)	가족노동과 고용노동의 가격(시간당 보수)을 주별로 구축, 경영주 시간당 보수는 전국 단위에서 농촌 농가 남성의 연령대 및 교육수준별 보수 자료 이용 * 범주: 총 58개(노동 32개, 주 30개, 연령 30개, 가족종사자, 고용근로자)	미네소타 대학의 InSTePP - 미국 생산계정 자료, USDA 출처의 다용한 자료 (1910~2007)	다요소생산성(MFP)과 부분 요소 생산성(PFP) 지표를 이용하여 미국 농업 생산성 증가율 패턴의 변화 검토 (segmented trend model, cubic trend regression model 사용)	* 미국 농업 생산성은 급등을 경험하였으나 최근 몇십년 동안은 그 증가율이 크게 둔화 - 미국 다요소생산성은 1910년~2007년에는 1.42%, 1990년~2007년 동안에는 1년에 1.16% 연간 평균증가율로 성장 - 1910~2007년 노동의 PFP(부분 요소 생산성)는 2.90%임
Craig and Pardey (1996)	다른 단위 수량간의 복잡한 대체효과를 피하기 위한 지수를 제시 * 범주: 유형(32개: 고용, 가족, 교육 및 연령에 따른 경영주 30개 범주)·주(54개)	농업 노동 유형 시계열을 이용, 농업센서스(농가 경영주의 연령 특성) + 인구센서스(연령대-교육범주별 농촌 남성 수와 소득 특성), 농업노동(가족노동 근로시간 추정), ERS(주별 고용노동비용 표) (1949~1991)	투입의 질적 변화를 통제하는 방법을 제공하고, 질적 조정이 미국 농업의 다요소생산성에 미치는 영향 파악 - Divisia 지수의 Törnqvist-Theil 근사 이용	농업 생산 연평균 증가율 1.58%, 투입량 감소 0.2%, MFP 증가율 1.76% 노동투입 질적조정을 하지 않을 경우 노동시간 연평균 감소율은 2.68%이나, 질적조정 시 2.21% 감소한 것으로 나타나 평균 노동의 질이 증가하였음을 알 수 있음. (고경력 교학력 경영주가 농업 투입시간 중 더 많은 시간 차지) 거의 모든 주, 지역, 기간에 평균 노동의 질이 증가함

3. 인적자본과 소득변동성 관련 선행연구 표

<부표 11> 교육수준이 소득변동성에 미치는 영향을 분석한 선행연구

연구자 (연도)	자료	추정방법	주요 결과
Key et al. (2018)	ARMS(Argicultural Resource MAnagement Surveys)를 패널자료화 (1997~2013)	일반회귀분석, 종속변수: 총소득/농업소득/농 외소득의 ACV (강건성: 종속변수 AAPC, 토빗모형)	* 경영주 높은 교육수준은 총소득과 농의 소득의 변동성을 낮추었음. 농업소득 변 동성에 대한 영향은 유의하지 않음 (낮은 교육수준-고용 불안정성과 연계)
우병준 외 (2017)	농가경제조사 (2008~2012, 2013~2016)	일반회귀분석, 종속변수: 변이계수, 추세로부터의 변동	* 교육수준이 위험선호와 관련되어 간접적 으로 소득변동성에 영향을 미칠 것으로 예상하였으나, 경영주 학력은 변동성에 유의한 영향 없음
Ziliak et al. (2011)	3월 CPS(Current Population Survey)에서 매치자료를 이용 (1973~2009)	SDAPC로 수입 변 동성을 측정. 경활인구 외의 남자 비율, 경활인구에서 여성 비율, 자영노동 력 일부에서 증가. 노동력 구성 변화를 포착하는 지표를 사용. 수입 변동성의 비조 건부(unconditional) 분산을 조건부 평균 과 조건부 분산의 분산 합으로 분해. 영구/일시요인 분해 도 포함.	* 남성들 간의 수입 변동성이 1970년대 초반부터 1980년대 중반까지 15% 증가, 이후 안정됨 * 기혼 남성 사이에서 변동성 증가 * 저숙련 남성의 수입 변동성이 고숙련 남성에 비해 빠르게 증가('73~'84, 24 대 6%) - 2008년에는 반대 결과(1 대 21%) * 여성 수입 변동성 감소 현상이 나타나며, 특히 고등학교 이상 학력자, 기혼자에서 관찰됨 - 여성이 좀 더 영구적으로 고용상태로 이 동함에 따라, 여성 고용이행으로 발생하 는 수입 변동성 비중은 지속근로로 발생 하는 변동성 비중에 비해 하락
Dynan et al. (2012)	미국 PSID (1971~2008 소득자료)	가구소득 요소별로 변동성(평균변화율 의 표준편차) 검토	* 1970년대 초반에서 2000년대 후반까지 가구소득 변동성 30% 증가 * 근로소득과 이전소득의 변동성 증가 * 가구주의 근로소득 변동성 증가(시간당 수입 및 근로시간의 변동성 증가에 기 인), 배우자의 근로소득 변동성은 하락, * 가구주의 교육수준이 낮은 경우 가구소 득의 변동성 수준이 더 높았고, 변동성 변화 또한 다소 크게 증가
Koerselman and Uusitalo (2014)	핀란드 22년 패널자료 이용	교육수준에 따라 생애소득 적률을 비모수적으로 추정(평균, 분산, 왜도)	* 생애소득 평균은 학력에 따라 큰 차이. - 생애소득 왜도는 다른 범주에 비해 대 학졸업자의 경우 큼. * 교육수준별 확실성등가 (Certainty Equivalent) 생애소득 계산

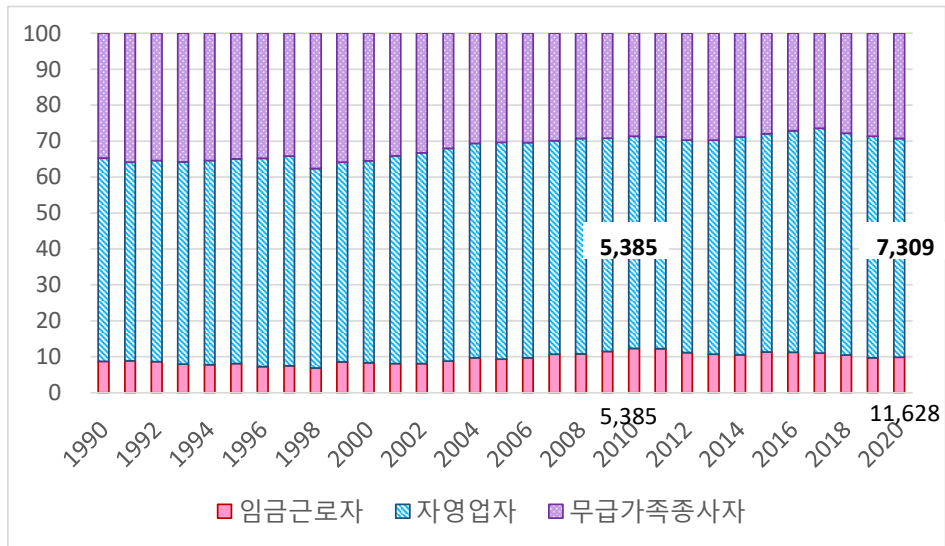
<부표 12> 교육수준과 농외소득활동/농외소득의 관계를 분석한 선행연구

연구자 (연도)	자료	추정방법	주요 결과
Huffman (1980)	1964 농업센서스, Extension Service 자료, USDA 자료, 276개 카운티별 평균자료	생산 규모 CD 함수에서 추정 (내생성 문제 완화), 로짓(농외근로), 회귀분석(평균 농외근로일수)	<ul style="list-style-type: none"> * 추정 생산규모는 농외근로에 부정적 영향 * 판매 분산은 농외근로 확률과 평균 농외근로 일수에 긍정적 영향 * 농외근로 승산비에 대한 경영주 임금 탄력성은 0.34, 배우자 임금 탄력성은 -0.3임 * 농업인 교육은 농외근로 가능성을 높임 (승산비의 경영주 교육 탄력성은 1.2임. 교육이 농외임금과 농업생산에 미치는 영향을 제외한 추가적 효과) * 확장(extension)변수 계수는 농외근로에 대해 유의하지 않아 직접적 효과는 확인되지 않음. 대신 농외근로 확률에 대한 1차 효과가 농업 생산에 대한 효과를 통해 발생. 반면 농업인의 교육과 확장 변수는 모두 근로일수를 증가시키는 영향이 있음
Yang(2004)	중국 Sichuan 지방에 대한 1985-1995 농촌가구조사(Rural Household Surey: RHS) (두 개 패널)	비농업 투입 농업 및 자본 (패널 FE), 가구순이윤(패널 IV FE, 요소비중의 도구 변수로써 시차 변수 사용)	<ul style="list-style-type: none"> * 농가의 최고 교육수준은 농외부문으로의 자본 할당과 노동 할당을 증가시킴 * 농외부문으로의 자본 및 노동 할당이 10% 증가하면 이는 이윤을 각각 2.2%, 1.8% 증가시킴. 따라서 분석기간 동안의 농업 및 농외 부문으로의 자원 배분은 최적 상태가 아니며, 교육은 자원 배분 상황을 개선하여 이윤 증가에 기여
Mishra and Goodwin (1997)	캔자스 농가의 1992년 조사로 얻은 599개 자료, Kansas Farm Management Association 데이터뱅크에 매칭됨.	부트스트랩 동시-방정식 토빗 추정량(2,000 replications) 적용(농업인과 배우자의 노동공급 결정 동시성을 고려), 농가 경영주와 배우자 모두의 농외노동공급 식을 추정	<ul style="list-style-type: none"> * 농업인과 배우자의 노동공급 결정의 동시성이 없다는 결론 * 농업인의 농외노동공급은 농장소득(farm income)의 위험 없음(안전함)과 양(+의 관계(농업인에 대해서 유의, 배우자에 대해서는 유의하지 않음)) - 1980년대 더 큰 농장소득 변동성을 겪은 농업인은 유의하게 농외근로를 할 가능성이 높았음 - 농외노동공급과 농장소득 위험 감소의 관계를 직접 확인 - (-) 농업 경험이 보다 많은 농업인과 배우자는 농외 근로할 가능성이 낮았음 - (+) 농업인과 배우자의 농외노동공급은 농외 경험과 양(+의 관계 - (-) 학업교육이 농외노동공급과 유의한 관계가 없었으나, 농업특수적 교육활동에 참여했던 농업인은 농외활동을 할 가능성 하락 - (+) 농업인과 배우자의 농외노동공급은 매우 레버리지가 높은 운영체에서 유의하게 높았음 - (-) 어린 자녀가 있는 배우자는 유의하게 농외활동 가능성이 낮았음 - (-) 정부 지원을 받은 농업인과 배우자는 농외 고용을 추구할 가능성이 낮았음

4. 농업취업자 특성별 총근로시간 구성과 시간당 실질보수

<부도 1> 농업 취업자의 종사상지위별 총근로시간 구성 변화(1990년~2020년)
 및 종사상지위별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)

단위: %, 원



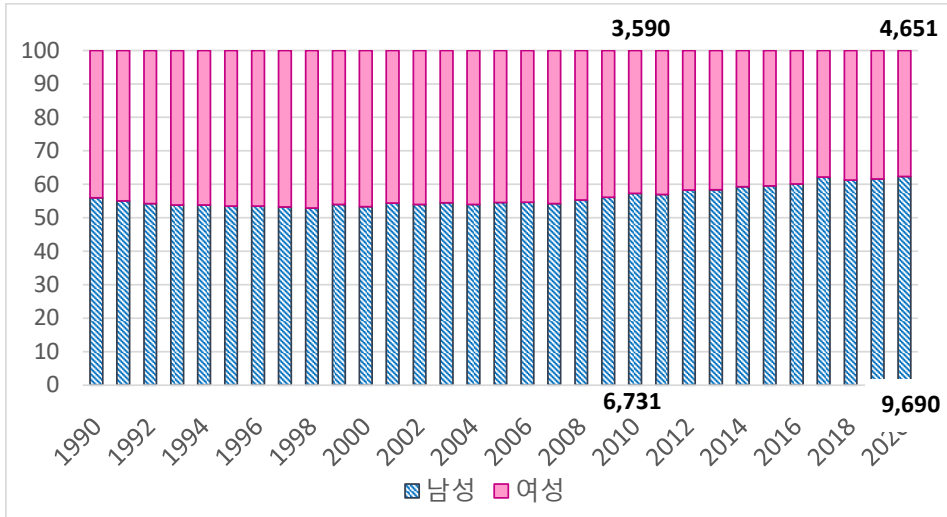
주: 1) 총근로시간은 경제활동인구조사 취업자 수와 주당 근로시간을 이용하여 계산.

2) 2010년 및 2020년 시간당 실질보수는 한국노동패널자료 범주별 중간값임.

자료: 경제활동인구조사, 한국노동패널, 소비자물가지수

<부도 2> 농업 취업자의 성별 총근로시간 구성 변화(1990년~2020년) 및
성별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)

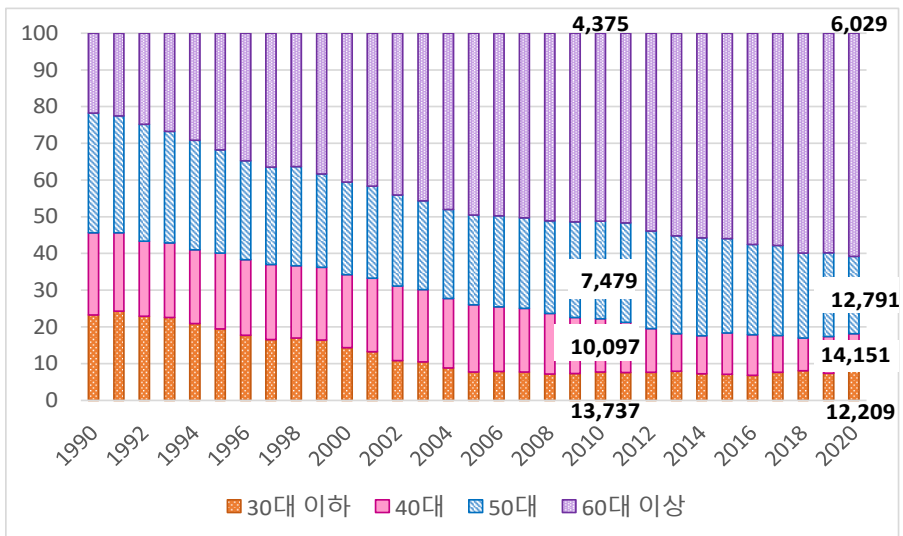
단위: %, 원



주: <부도 1>의 설명 참조.

<부도 3> 농업 취업자의 연령대별 총근로시간 구성 변화(1990년~2020년)
및 연령대별 시간당 실질보수(2010년, 2020년)

단위: %, 원



주: <부도 1>의 설명 참조.

5. 하방 준변이계수 모형의 기타변수 및 통제변수 추정치

<부표 13> 소득유형별 하방 준변이계수 모형의 표본그룹 및 권역 더미 추정치

	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
표본그룹 더미 (기준: 2003~2007년)						
2008~2012년	0.0576** (0.0153)	-0.0025 (0.0108)	0.0133 (0.0069)	0.0678*** (0.0142)	-0.0038 (0.0099)	0.0180** (0.0050)
2013~2017년	0.0531*** (0.0125)	-0.0381** (0.0148)	-0.0173* (0.0085)	0.0680*** (0.0118)	-0.0391** (0.0139)	-0.0097 (0.0073)
2018~2021년	0.0319** (0.0109)	-0.0430** (0.0119)	-0.0488*** (0.0038)			
권역 더미 (기준: 수도권)						
강원권	-0.0037 (0.0025)	-0.0414*** (0.0014)	-0.0128*** (0.0022)	-0.0006 (0.0029)	-0.0544*** (0.0022)	-0.0129*** (0.0023)
충청권	-0.0036 (0.0022)	-0.0122*** (0.0015)	-0.0165*** (0.0020)	-0.0009 (0.0030)	-0.0263*** (0.0019)	-0.0131*** (0.0024)
전라권	-0.0139*** (0.0024)	-0.0144*** (0.0023)	-0.0197*** (0.0020)	-0.0165*** (0.0035)	-0.0170*** (0.0035)	-0.0161*** (0.0024)
경상권	-0.0136*** (0.0018)	-0.0204*** (0.0021)	-0.0276*** (0.0019)	-0.0219*** (0.0028)	-0.0278*** (0.0023)	-0.0285*** (0.0022)
제주권	-0.0076 (0.0063)	-0.0267*** (0.0024)	-0.0286*** (0.0055)	-0.0040 (0.0063)	-0.0278*** (0.0021)	-0.0247** (0.0070)
관측치	9,295	9,491	9,291	7,056	6,910	6,747
R^2	0.21	0.25	0.22	0.21	0.27	0.20

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) <표 4-#>의 표본그룹 및 권역 더미 추정치만 제시한 것임.

<부표 14> 소득유형별 하방 준변이계수 모형(HC×Adjust 교차항 추가)의
 농가 기타특성 및 통제변수 추정치

	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
[기타 특성(Others)]						
농업소득 비중	-0.0025*** (0.0002)		-0.0003 (0.0002)	-0.0024*** (0.0001)		-0.0004 (0.0002)
ln(농지면적(논+밭))	0.0092 (0.0055)		0.0129** (0.0032)	0.0063 (0.0049)		0.0099** (0.0031)
농외소득 비중		-0.0011*** (0.0001)	0.0004** (0.0001)		-0.0010*** (0.0001)	0.0002* (0.0001)
[통제변수(Z)]						
영농유형 (기준: 전업-논벼)						
전업-과수특작	0.0819*** (0.0100)	0.0128 (0.0085)	0.0442** (0.0129)	0.0758*** (0.0070)	0.0207* (0.0084)	0.0467** (0.0125)
전업-채소전작	0.0270** (0.0087)	0.0046 (0.0089)	0.0086 (0.0051)	0.0228 (0.0127)	0.0136 (0.0089)	0.0031 (0.0054)
전업-축산	0.2075*** (0.0100)	0.0051 (0.0095)	0.1431*** (0.0130)	0.1938*** (0.0117)	0.0051 (0.0137)	0.1231*** (0.0097)
전업-화훼기타	0.1654*** (0.0241)	0.0227 (0.0267)	0.1396*** (0.0271)	0.1656*** (0.0227)	0.0570* (0.0236)	0.1589*** (0.0242)
1종겸업-논벼	-0.017 (0.0094)	-0.0724*** (0.0074)	-0.0224** (0.0056)	-0.0192** (0.0068)	-0.0635*** (0.0062)	-0.0247*** (0.0049)
1종겸업-과수특작	0.0439** (0.0122)	-0.0656*** (0.0120)	0.0228* (0.0102)	0.0407* (0.0168)	-0.0586*** (0.0130)	0.0239* (0.0103)
1종겸업-채소전작	0.0055 (0.0077)	-0.0600** (0.0150)	-0.0007 (0.0046)	-0.0141 (0.0085)	-0.0475** (0.0155)	-0.0033 (0.0077)
1종겸업-축산	0.1653*** (0.0172)	-0.0686*** (0.0104)	0.1038*** (0.0176)	0.1444*** (0.0208)	-0.0432*** (0.0106)	0.1021*** (0.0192)
1종겸업-화훼기타	0.1508** (0.0375)	-0.0164 (0.0304)	0.1280** (0.0381)	0.1339** (0.0449)	0.0006 (0.0424)	0.1289** (0.0379)
2종겸업	0.0185 (0.0111)	-0.0543*** (0.0100)	-0.0200* (0.0079)	-0.0048 (0.0087)	-0.0448*** (0.0101)	-0.0272** (0.0094)
평균 농업소득	-0.00002*** (0.0000)			-0.00002*** (0.0000)		
평균 농외소득		-0.00003*** (0.0000)			-0.00003*** (0.0000)	
평균 농가소득			-9.12e-06*** (0.0000)			-8.38e-06*** (0.0000)
표본그룹 더미 (기준: 2003~2007년)						

	경영주 연령대 이용			경영주 잠재경력 이용		
	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성	농업소득 하방변동성	농외소득 하방변동성	농가소득 하방변동성
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
2008~2012년	0.0590** (0.0152)	-0.0022 (0.0109)	0.0131 (0.0065)			
2013~2017년	0.0548*** (0.0127)	-0.0376* (0.0149)	-0.0173* (0.0081)	0.0687*** (0.0140)	-0.0036 (0.0100)	0.0176** (0.0049)
2018~2021년	0.0335** (0.0104)	-0.0432** (0.0125)	-0.0499*** (0.0041)	0.0688*** (0.0119)	-0.0380** (0.0142)	-0.0098 (0.0072)
권역 더미 (기준: 수도권)						
강원권	-0.0024 (0.0020)	-0.0403*** (0.0015)	-0.0125*** (0.0020)	0.0012 (0.0023)	-0.0534*** (0.0022)	-0.0126*** (0.0020)
충청권	-0.0030 (0.0018)	-0.0113*** (0.0018)	-0.0161*** (0.0017)	-0.00004 (0.0024)	-0.0258*** (0.0021)	-0.0125*** (0.0020)
전라권	-0.0134*** (0.0020)	-0.0138*** (0.0024)	-0.0196*** (0.0018)	-0.0157*** (0.0030)	-0.0160*** (0.0035)	-0.0157*** (0.0022)
경상권	-0.0127*** (0.0014)	-0.0195*** (0.0023)	-0.0273*** (0.0016)	-0.0207*** (0.0022)	-0.0270*** (0.0025)	-0.0280*** (0.0018)
제주권	-0.0053 (0.0055)	-0.0257*** (0.0023)	-0.0298*** (0.0053)	-0.0021 (0.0052)	-0.0265*** (0.0020)	-0.0254*** (0.0062)
상수항	0.6649*** (0.0963)	0.4329*** (0.0082)	0.3256*** (0.0722)	0.6381** (0.1713)	0.4072*** (0.0249)	0.2878 (0.1516)
관측치	9,295	9,491	9,291	7,056	6,910	6,747
R^2	0.21	0.25	0.22	0.22	0.27	0.20

주: 1) () 안은 권역 군집표준오차임.

2) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

3) <표 4-#>의 농가 기타특성 및 통제변수 추정치만 제시한 것임.

Abstract

Changes in the South Korean Agricultural Labor Composition

Quality-Adjusted Labor Input and Farm Household Income Volatility

Lim, Jieun

Department of Agricultural Economics and Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

The size and composition of the agricultural workforce in South Korea have undergone significant changes and the labor shortage problem is continuing. Consequently, the importance of improving the labor quality has generated more attention, as enhancing labor quality not only increases the actual labor input but can also impact agricultural household income, directly affecting farmers' utility gains. The present study has two main objectives. First, this study presents aggregate indices of labor inputs adjusted for the status of workers, gender, education, and age groups of the South Korean (hereafter, Korean) agricultural workforce for the periods 1991-2021 or 2009-2021, depending on the data sources used. Second, this study analyzes the

effect of agricultural households' human capital on the downside income volatility of individual Korean farm households.

To achieve the first objective, labor statistics data from various sources were examined to evaluate the suitability of the agricultural labor input index. Four data sources, including the economically active population surveys and its supplementary surveys, regional employment surveys, Farm Household Economy Surveys, and the Korean Labor and Income Panel Study, were selected. Total hours worked (as a quantity of labor input) and hourly earnings (as a quality measure of labor input) were derived for each of the 48 worker characteristics categories. The growth of total labor input was calculated as the Törnqvist index. Eight different versions of aggregate indices of labor inputs were calculated depending on the data sources and calculation methods used for hourly earnings.

The results indicated that the total labor input indices were smaller when applying the earnings of non-wage workers separately from wage workers' earnings, compared to when using only wage workers' hourly earnings for all categories. This suggests that the total labor input index in the agricultural sector could be overestimated if labor quality heterogeneity is adjusted using only wage workers' earnings, as in many previous studies. Additionally, changes in agricultural workforce by education level contributed the most to the increase in labor quality, while changes in the age composition negatively affected agricultural labor quality. The annual growth rate of total factor productivity, calculated based on the different total labor input indices derived in this study and other productivity analysis data from the Korea Industrial Productivity database (KIP DB), showed a maximum gap of 0.45 percentage points depending on the labor indices used. These findings are expected to provide a reference point for future

studies employing labor input indices.

For the second objective, the impact of farm owners' human capital on downside income volatility was examined using data from the Farm Household Economy Surveys for the period 2003–2021. Pooled ordinary least squares (OLS) estimation with time (panel group)–region fixed effects, allowing region clustered standard errors, was employed for analysis. Downside income volatility, or downside coefficient of semivariance, for three types of income (farm households' agricultural income, off-farm income, and total farm income) was calculated using 4- or 5-year panel data. The explanatory variables in the model include farm households' human capital (farm owners' age or potential experience, and years of schooling), farm-adjusting variables (ratio of family labor used for farm work, degree of agricultural revenue concentration, and hours worked in farm work per family member), other farm characteristics (cultivating area, and ratio of agricultural income and off-farm income over total farm income), and control variables (household average income level for each income type, farm types, panel group and region dummies). Among the farm-adjusting variables, hours worked in farm work per household member was assumed to be inversely related to off-farm working time. This proxy variable was used as labor input in the off-farm work which was not available in the dataset. The analysis also assumed risk aversion and decreasing absolute risk aversion (DARA) of farm households, which implies downside risk aversion.

Farm households' human capital level affected their downside income volatility, although the effect varied depending on the type of income. Increasing potential experience reduced downside volatility in agricultural income and farm income. On the other hand, the increase in the number of years of education of the farmer reduced the

downward volatility of total farm income, rather than the volatility of farm income or off-farm income. It seems that highly educated farmers with relatively high wages are more likely to manage the downward volatility of farm income by adjusting labor input between farm and off-farm activities. However, for off-farm income, years of schooling increased the downside volatility from the entire sample, contrary to expectations. Yet, this unexpected effect was not observed when the sample was confined to low farm income households, implying relatively large heterogeneity of risk preferences in high farm income households.

Most of the farm-adjusting variables affected the volatility in directions consistent with the expectations, and some showed interaction effects with human capital variables. For example, highly educated farm owners effectively lowered the downside agricultural income volatility through farm revenue diversification. This resulted from their advantages in acquiring new information and cultivation skills. Furthermore, an increasing education level was associated with an increase in the downside volatility of farm income when interacting with hours worked in farm work per household member. Conversely, the downside volatility of farm income can be reduced by increasing off-farm work hours.

Increasing the level of human capital among farm households, along with support for flexible family labor allocation and adjusting agricultural revenue concentration based on optimal decision-making, is expected to improve the effectiveness of farmers in managing their income volatility. For instance, policy makers could consider reducing discrepancy between the supply and demand of agricultural hired labor or increasing decent jobs in rural areas not only in response to labor shortage but also to alleviate the burden of income stabilization

policies on farmers in the long run.

keywords : Aggregate index of labor inputs, Quality-adjusted labor input, Labor compensation, Downside income volatility, Human capital

Student Number : 2018-37287