일반논문

원고 접수일: 2023년 8월 30일
원고 심사일: 2023년 11월 17일
심사 완료일: 2024년 3월 18일

제47권 제1호: 143~167 (2024. 3.)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.1.007

기후변화가 농업소득에 미치는 영향
– 한국 농가경제조사 자료를 이용한 실증분석*

김덕파**

Contents

1. 서론 ····· 145
2. 자료 ····· 148
3. 추정 모형 ····· 153
4. 추정 결과 ····· 156
5. 결론 ····· 165

Keywords

지구온난화, 농업생산성, 농가소득, 상호작용적 고정효과

Abstract

농가경제조사의 2003년에서 2022년까지 9개 도에 대한 농업소득 및 농업생산성 자료를 이용하여 연평균 기온과 강수량의 변화가 농가소득에 미친 영향을 실증분석하였다. 농업소득과 농업생산성을 자가영농시간으로 표준화하였을 때 기온의 영향이 가장 잘 나타났다. 자본재의 양으로 표준화하였을 때도 비슷한 결과가 얻어졌으나 경지면적으로 표준화하였을 때는 다소 다른 결과가 얻어졌다. 자가영농시간으로 표준화하여 얻은 결과를 보면 기온의 한계효과가 기온 수준에 따라 달라지며 13℃ 안팎에서 양에서 음으로 바뀌는 것으로 나타났다. 또한 지역별로 다른 한계효과를 허용하는 모형에서는 온도가 낮은 편인 중부지방에서 대체로 양의 효과가 있고 온도가 높은 편인 남부지방에서 대체로 음의 효과가 있는 것으로 나타났다.

* 이 논문은 2023년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구입니다. (2023S1A5A2A01082288)
** 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: dukpakim@korea.ac.kr

Journal of Rural Development 47(1): 143-167 (March 2024)
http://dx.doi.org/10.36464/jrd.2024.47.1.007

Climate change and agricultural income – an empirical analysis using farm household economic survey data in Korea*

Kim, Dukpa**

Keywords

global warming, agricultural productivity, agricultural income, interactive fixed effects

Abstract

This study estimates the impacts of yearly mean temperature and precipitation on agricultural income and productivity in Korea. The data used are panels consisting of 9 provinces from 2003 to 2022, which are constructed using the farm household survey data in Korea. The impacts of mean temperature are the most evident when agricultural income and productivity are normalized with respect to hours of work. Similar results are obtained when agricultural income and productivity per unit capital are considered. However, slightly different results are obtained when agricultural income and productivity per unit area are considered. Overall, the marginal effect of mean temperature depends on the level of temperature and it switches sign from positive to negative around 13℃. Furthermore, when the marginal effect is allowed to differ across provinces, it is positive in the central provinces where there are relatively low mean temperatures while negative in the southern provinces where there are relatively high mean temperatures.

* This work is supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2023S1A5A2A01082288).

** Professor, Department of Economics, Korea University, e-mail: dukpakim@korea.ac.kr

1. 서론

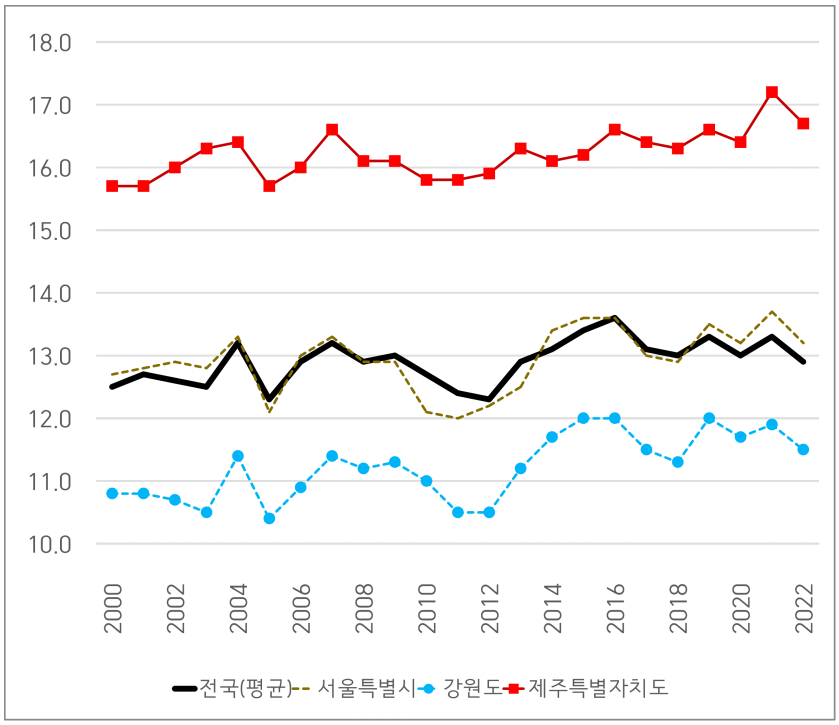
지구온난화는 일류가 당면한 가장 중요한 과제이며 농업은 지구온난화의 영향을 가장 직접적으로 받는 산업이다. 이에 지구온난화 또는 기후변화가 농업에 미치는 경제적 영향을 평가하고 예측하기 위한 다양한 연구가 활발히 진행됐다. 본 연구는 농가경제조사에서 얻어진 우리나라 9개 도의 패널자료를 이용하여 연평균 기온, 연강수량 등 기후변수가 농업소득과 농업생산성에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다.

경제학 문헌의 수많은 관련 연구를 모두 언급하는 것은 불가능에 가깝다. 국내 연구 중에서 우리나라의 농업을 대상으로 한 비교적 최근의 연구로는 다음의 것이 있다. 권오상·이한빈(2012)은 기후변화에 따른 농업생산성 변화를 연구하였다. 연구결과 낙농 및 축산업은 생산성이 지속적으로 하락하고 쌀의 경우 생산성이 일차 상승 후 다시 하락하는 것으로 예측하였다. 이의 경제적 영향은 2050년에 연간 GDP 예상 손실률이 0.02~0.2%일 것으로 평가하였다. 정준호 외(2012)는 전국 56개 시군별 패널자료를 바탕으로 기후변수가 농지 가치에 미친 영향을 추정하였다. 분석 결과 강수량보다는 기온변수가 더 중요하다는 사실을 확인하였다. 김보영 외(2015)는 패널자료를 분석하여 기후변화가 세계 식량생산에 미친 영향을 분석하였는데 대기 중 이산화탄소 농도가 경지 면적, 단위면적당 생산량, 작물생산성과 음의 상관관계를 지님을 보였다. 박경원 외(2015)는 기후변화의 경제적 효과를 지역별, 품목별로 분석하였다. 분석 결과 기온 상승에 따른 농업 총생산량의 실제 감소치는 다양한 대체 노력으로 예측치보다 적을 것이지만 상당 정도의 품목별, 지역별 이질성이 있을 것을 예측하였다. 특정 작물에 관한 연구로는 김관원·김태영(2018), 정대희·한두봉(2018) 등이 있으며, 특정 지역의 농업에 관한 연구로는 허인혜 외(2008), 정준호·김광배(2012) 등이 있다. 그 밖에 농업과 직접적인 관계가 없더라도 기후변화의 경제적 영향을 연구한 국내 논문으로는 오인하·오상봉(2013), 김용준(2019), 공현석 외(2020), 인소영·박기영(2021), 정국모·황다솔(2022), 최용근(2022), 조성주·김화년(2022), 김덕파(2023) 등이 있다. 또한 국외의 논문은 Dell et al.(2014), Hsiang(2016), Auffhammer(2018), Tol(2018), Kolstad & Moore(2020) 등에 잘 정리되어 있다.

본 연구는 Burke et al.(2015) 그리고 김덕파(2023)와 밀접한 관계가 있다. Burke et al.(2015)은 160개 국가의 1인당 GDP 자료를 바탕으로 기온이 1인당 GDP에 미치는 한계효과가 13℃를 기점으로 양에서 음으로 전환된다는 점을 실증적으로 보였다. 김덕파 (2023)는 우리나라 16개 광역시도 패널자료를 분석해 동일한 임계점 13℃가 유효함을 확인하였다. 거의 모든 국가를 포함하는 자료를 이용한 추정치와 지리적으로 상당히 협소한 우리나라를 16개 지역으로 구분하여 추정한 결과가 일치하였다는 점은 임계점 13℃가 상당히 강건한 결과임을 뜻한다. 그러나 우리나라 경제에 대한 추가적인 시사점을 제공하기 위해서는 임계점 13℃가 어떠한 산업에서 기인하는 것인지 밝히는 작업이 필요하다. 본 연구는 이러한 작업의 일환으로서 농업 부분을 분석한다.[1] 농업 생산량은 기온뿐만 아니라 강수량에 의해

영향을 받을 수 있다. 따라서 기온과 강수량을 동시에 설명변수로 설정하여 분석을 진행한다.

그림 1. 연평균 기온의 추이



〈그림 1〉은 2000년 이후 광역시도별 연평균 기온의 추이를 보여준다. 가장 기온이 높은 제주도가 빨간색의 사각 도형이 있는 실선으로, 가장 기온이 낮은 강원도가 파란색의 원형 도형이 있는 점선으로 표시되어 있으며 전국 평균값은 검은색 실선으로 표시되어 있다. 그래프의 가독성을 위해 서울은 갈색 점선으로 표시하고 여타의 광역시도는 생략하였다. 〈표 1〉은 광역시도별 연평균 기온의 2000~2022년의 평균값과 최고치와 최소치의 차이를 보여준다.

연평균 기온 시계열의 첫 번째 특징은 대략 20년에 불과한 기간에도 모든 광역시도에서 양의 추세가 관찰된다는 점이다. 특히 전국 평균값을 기준으로 대략 2010년대 중반 이후부터 13℃를 꾸준히 상회하고 있다. 두 번째 특징은 광역시도 간 물리적 거리가 크지 않음에도 불구하고 위도별 위치에 따라 인천, 충북 등 중부지방의 광역시도는 대체로 13℃ 아래에 부산, 경남, 전남 등 남부지방의 광역시도는 13℃ 위에 분포해 있다는 점이다.

본문에서 자세히 서술하겠지만 연평균 기온 상승의 농업소득에 대한 한계효과가 임계점 13℃를 기점으로 양에서 음으로 전환함을 확인하는 것은 중요한 함의를 지닌다. 먼저 국가 전체적으로 보면 연평균 기온이 13℃를 꾸준히 상회하기 시작한 것은 2010년대 중반 이후이다. 즉, 농업 부문에서 연평균 기온의 상승에 따른 손해가 나타나기 시작한 것은 비교적 최근의 현상이라는 뜻이다. 또한 지역적으로 본

1) 제조업 등 여타 산업에 대한 분석은 별도의 연구로 진행 중이다.

다면 연평균 기온이 상대적으로 낮은 중부지방에서는 아직 기온의 상승에 따라 농업소득이 상승할 여력이 남아 있는 한편 연평균 기온이 상대적으로 높은 남부지방에서는 기온 상승에 따른 손실이 이미 수해에 걸쳐 진행되었음을 뜻한다.

표 1. 광역시도별 연평균 기온의 변화, 2000~2021년

광역시	평균	최고-최저	도	평균	최고-최저
서울	12.9	1.7	경기	11.8	1.7
부산	15.0	1.9	강원	11.2	1.6
대구	14.5	1.2	충북	11.8	1.5
인천	11.8	1.7	충남	12.4	1.5
광주	14.3	1.6	전북	12.7	1.5
대전	13.3	1.9	전남	13.6	1.8
울산	14.5	1.5	경북	12.5	1.5
			경남	13.9	1.2
			제주	16.2	1.5

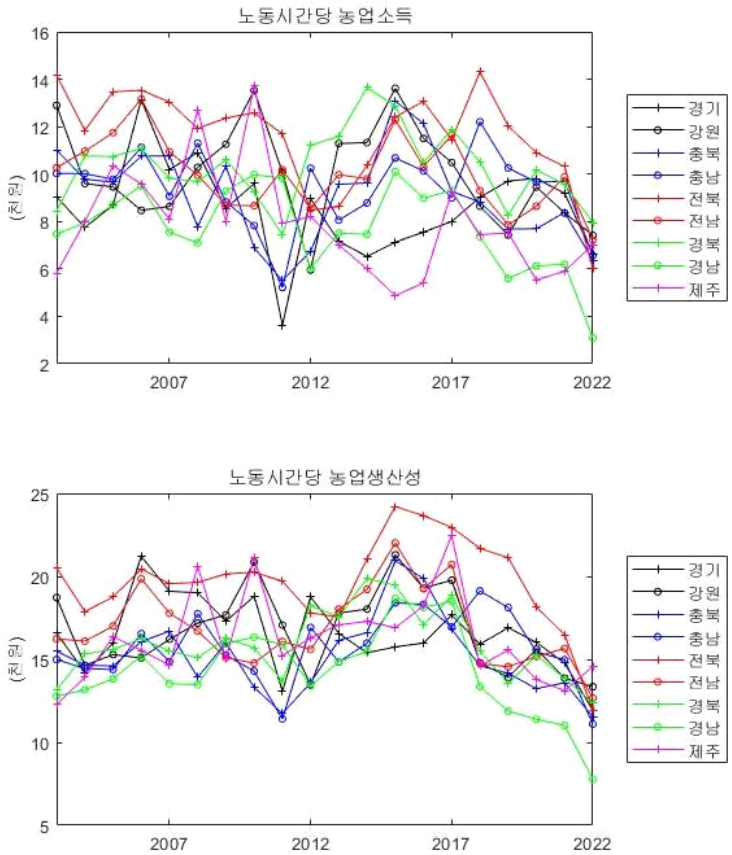
본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 분석에 사용된 자료에 대한 자세한 설명과 논의를 제공한다. 특히 실제 분석에는 노동시간, 자본재, 경작 면적의 세 가지로 각각 표준화한 농업소득과 농업생산성을 사용하였는데, 이 여섯 가지 변수의 정의와 특징 그리고 기후변화의 효과가 전달될 수 있는 경로를 논의한다. 제3장에서는 회귀분석 모형을 설명한다. 설정된 기온 관련 변수에 따라서 세 가지 모형을 고려한다. 첫 번째 모형은 연평균 기온이 제곱항이나 교차항이 없이 홀로 포함된 기본 모형이다. 따라서 기온의 한계효과가 상수로 주어진다. 두 번째 모형은 연평균 기온과 그 제곱항이 포함된 모형이다. 이 모형에서 기온의 한계효과는 기온 수준에 영향을 받는다. 한계효과가 기온이 상승하면서 어떻게 변화하는지가 주요 관심사이다. 세 번째 모형은 연평균 기온 그리고 연평균 기온과 지역 평균기온의 교차항이 포함된 모형이다. 이 모형에서 기온의 한계효과는 지역 평균기온에 영향을 받아 지역적으로 이질적일 수 있음을 허용하는 모형이다. 각 모형은 도별 선형추세와 시간 고정효과를 통제하고 최소자승법으로 추정한 것을 주 분석 결과로 삼고, 상호작용적 고정효과(interactive fixed effects)를 포함하여 추정한 것을 보조 분석 결과로 삼았다. 상호작용적 고정효과를 포함하는 경우가 미관측 개체특성(unobserved heterogeneity)을 통제하거나 강건한 표준오차(robust standard error)를 계산하기에 유리한 면이 있다. 그러나 그 유효성이 대표본 이론에서 수립된 반면 본 연구에서 사용하는 자료는 횡단면 개체 수와 시계열 관측치의 개수 모두 제한적이라는 점을 고려하였다. 제4장에서는 추정 결과를 보이고 시사점을 논의한다. 제5장은 결론이다.

2. 자료

2.1. 분석자료의 정의 및 주요 특성

본 연구는 통계청 농가경제조사의 농업소득과 농업생산성을 연평균 기온 및 강수량 등 기상조건에 대해 회귀분석을 실시했다. 농가경제조사의 농업소득 및 농업생산성은 소비자물가지수의 구성항목 중 농림수산품 물가지수를 이용하여 실질화하여 사용하였다. 사용된 모든 자료는 2003년에서 2022년까지 20년의 기간에 9개 도에 관한 패널 형식으로 구성되어 있다.

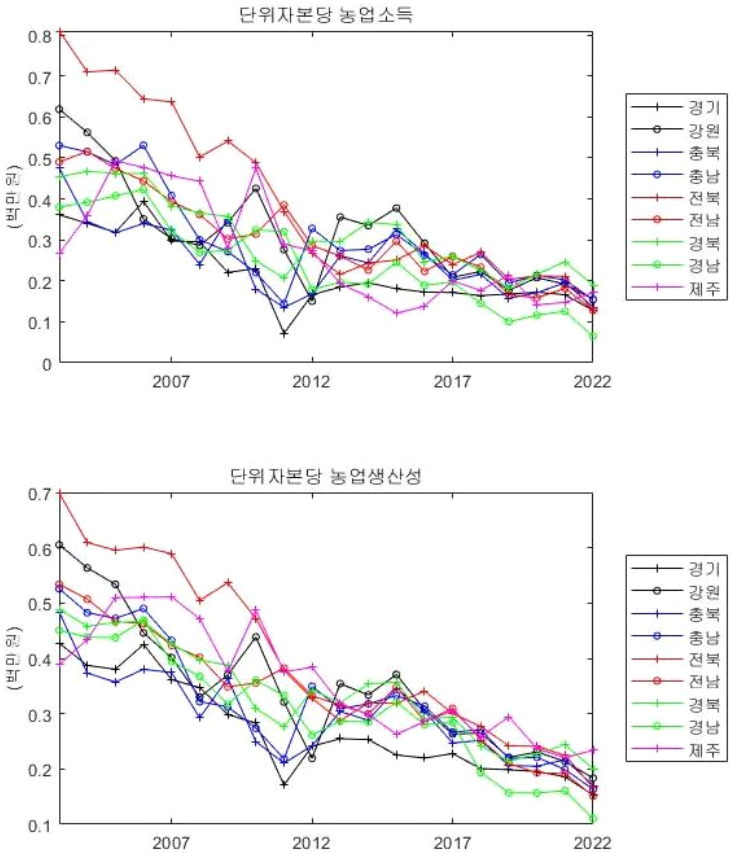
그림 2. 노동시간당 농업소득 및 노동생산성, 2003~2022년



농가경제조사의 조사대상 가구는 10a(1,000㎡) 이상의 농지를 직접 경작하거나, 연간 농축산물 판매액 또는 조사시점에 사육하는 가축의 평가액이 120만 원 이상인 가구이다. 단, 대규모 기업농, 외국인 가구, 종교단체나 법인 등의 준농가는 제외된다. 전체 표본은 3,000가구이며. 이들 표본가구는 2인 이상 농가 2,900가구가 지역별 그리고 영농형태별로 배분되고 1인 농가 100가구가 지역별로 배분되어 우리나라 전체 농업 형태가 최대한 반영되도록 설계되어 있다. 3,000가구 중 127가구가 특광역시

에 소속되어 있으며, 나머지 2,873가구가 각 도에 200~384가구씩 분포하고 있다. 선정된 표본가구는 전출 또는 비농가 전환 등의 사유가 발생하면 유사한 특성의 농가로 대체되었다.[2] 또한 표본 개편이 2008, 2013, 2018년에 있었으므로 시계열에 단절이 있다. 다만 본 연구에서는 농가 단위 자료가 아닌 도별 자료를 이용하므로 단절 효과가 크지 않을 수 있어서 회귀분석에 포함된 시간고정 효과가 표본 개편 효과를 통제해 주는 것으로 가정한다. 분석에 사용된 도별 자료는 조사대상 가구의 응답 값을 농가별 표본 추출확률의 역수로 설계한 가중값을 이용하여 가중 평균한 값이다.

그림 3. 단위자본당 농업소득 및 자본생산성, 2003~2022년

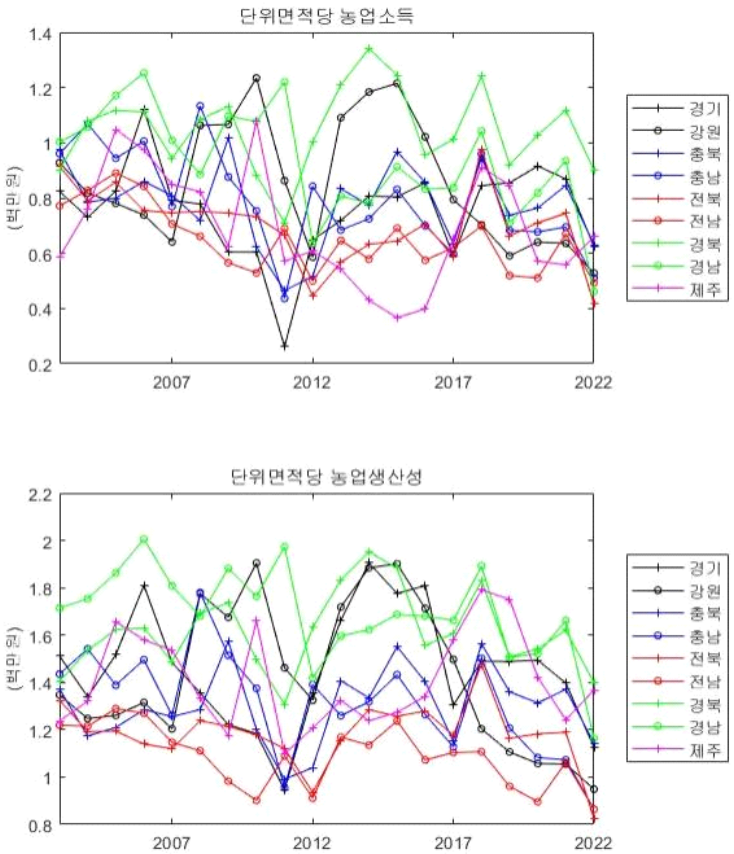


농가경제조사에서의 농업소득이란 농업총수입에서 농업경영비를 차감한 금액으로 정의된다. 이때, 농업총수입이란 농가가 해당 연도에 농업경영결과로 얻은 총수입으로 정의된다. 농축산물판매수입, 생산물 중 자가소비 평가액, 대동식물(大動植物) 증식액, 재고농산물 증감액을 모두 합산한 금액이며 농업 이외의 활동을 겸업하여 얻은 소득이나 공적보조금 등의 이전 수입과 같은 농업외소득을 포함하지

2) 비농가로의 전환은 토지 용도 변경, 가구원의 고령화 등 다양한 사유로 발생하나 농업 수익성 악화에 따라서도 발생할 수 있다. 기후변화에 의해 수익성이 악화되어 비농가로 전환한 표본가구를 유사한 특성의 가구로 대체하면 기후변화에 따른 악영향을 과소평가토록 하는 표본편의(sampling bias)가 발생할 수 있다. 그러나 이는 본 연구가 제시하는 결과의 유효성을 전면적으로 훼손한다기보다 기후변화에 따른 악영향을 보수적으로 추정케 하는 것으로 이해해 볼 수 있다.

않는다. 농업경영비란 농업경영에 투입된 일체의 비용으로 농업지출현금, 현물지출 평가액, 대농기구 등 농업용 고정자산의 감가상각액, 재고생산자재 증감액을 모두 합산한 금액을 뜻한다. 단 자가생산하여 재투입된 중간생산물은 농업경영비에서 제외한다. 농업부가가치란 농업활동을 통해 창출한 새로운 가치의 총합으로서 농업소득에 감가상각비와 다른 경제주체에 대한 보수, 즉 지불노임, 지불임차료, 지불이자를 더한 것으로 정의된다.[3)]

그림 4. 단위면적당 농업소득 및 토지생산성, 2003~2022년



농가 노동시간당 소득은 농업노동 1시간당 농업소득(단위: 천 원)으로서 농업소득을 자영농업노동시간으로 나누어 산출한다. 농가 단위자본당 소득은 고정자본 백만 원 당 농업소득(단위: 백만 원)으로서 농업소득을 농업고정자본액(영농시설, 대농기구 등을 포함)으로 나누고 단위자본(=백만 원)을 곱하여 산출한다. 농가 단위면적당 소득은 단위면적(=10a)당 농업소득(단위: 백만 원)으로서 농업소득을 경영경지면적으로 나누고 단위면적(=10a)을 곱하여 산출한다. 분자에 농업소득 대신에 농업부가가치를 사용할 경우 노동시간당 생산성(노동생산성)과 단위면적당 생산성(토지생산성)이 산출된다. 단위자본당 생상성(자본생산성)은 농업부가가치를 농업고정자본액이 아닌 농업자본액으로 나누고 단위자본(=백

3) 농업부가가치 = 농업총수입-농업경영비+(지불노임+지불임차료+지불이자+감가상각비)

만 원)을 곱하여 산출한다.

〈그림 2〉에는 실질화한 노동시간당 농업소득과 농업생산성 시계열을 나타냈다. 시간당 농업소득은 도별로 차이가 있으나 대략 10천 원 주변에서 움직이다가 최근 연도에 대부분 도에서 하락한 것을 볼 수 있다. 시간당 농업생산성도 비슷한 움직임을 보였으나 지불임금 등을 포함하는 이유로 대략 15천 원 이상에서 움직이다가 최근에 10천 원 수준까지 하락하였다. 〈그림 3〉에는 실질화한 단위자본당 농업소득과 농업생산성 시계열을 표시하였다. 노동시간당 자료와는 다르게 우하향하는 추세가 명확히 나타나며 이는 농가의 자본재가 꾸준히 증가한 것에 기인한다. 〈그림 4〉에는 실질화한 단위면적당 농업소득과 농업생산성 시계열을 표시하였다. 노동시간당 자료와 마찬가지로 명확한 추세는 없으나 최근 연도에 들어 감소한 경향을 볼 수 있으나 감소의 폭이 노동시간당 자료만큼 눈에 띄지는 않는다.

연평균 기온(℃) 및 강수량(100㎜)은 기상청이 제공한 자료를 통계청에서 다운로드를 받아서 사용하였다. 앞서 언급한 것과 같이 연평균 기온은 모든 지역에서 우상향하는 추세가 나타나며 대략 11~16℃에 분포한다. 지면을 아끼기 위해 강수량 시계열에 대한 그림은 생략하였으나 강수량은 우상향하는 추세가 명확하지 않은 가운데 대략 900~1,500㎜에 분포한다.

2.2. 기후변화 효과의 농가소득에 대한 예상 전달 경로

본 절에서는 기후변화가 위에서 논의한 농업소득 및 농업생산성에 영향을 미칠 수 있는 경로에 대해서 논의한다. 기후변화에 따라 예년의 평균치 또는 추세적인 움직임에서 크게 벗어나는 이상 기상조건은 농작물의 생육조건과 맞지 않기 때문에 일차적으로 농작물의 산출을 감소시킨다. 너무 춥거나 더운 또는 너무 습하거나 건조한 상황을 생각해 볼 수 있다. 산출의 감소는 위에서 논의된 변수를 기준으로 보면 농업총수입의 감소로 나타난다.

한편 농가에서는 예상치 못한 기상조건에 따른 피해를 최소화하기 위해 여러 가지 조치를 취할 수 있다. 먼저 가장 손쉬운 방법으로 기존에 구비되어 있는 영농시설이나 농기구의 범위 내에서 대응하는 것이다. 이러한 노력은 다양한 농업경영비의 증가를 가져온다. 예를 들면, 영농광열비, 수리시설 사용료, 비료비, 농약비, 자산 수선비, 보험료, 소농구 구입비 등의 중간재 비용이 증가하는 것을 생각할 수 있다. 노력의 결과에 따라 이상 기상조건에 따른 산출의 감소를 어느 정도 만회할 수 있겠지만 농업경영비의 증가는 농업소득 또는 농업생산성을 감소시킨다. 또한 노동 투입을 증가시키는 것도 대체로 신속하게 취할 수 있는 또 다른 선택이다. 이때 자가 노동을 추가로 투입하는 것은 농업경영비와는 무관하다. 반면 인부를 추가로 고용하게 된다면 지불노임의 증가를 통해 농업경영비가 증가한다. 그러나 지불노임의 증가는 농업소득을 감소시키나 농업생산성과는 무관하다. 앞서 설명한 것과 같이 농업생산성은 지불노임 등을 포함하는 부가가치 기준이기 때문이다. 이상 기상조건의 반복 가능성을 인지하면 보다 중장기적인 대응으로 대농기구나 영농시설과 같은 자본재에 대한 투자를 늘릴 수 있다. 이러한 자본재

는 보유한 현금자산을 지급하거나 대출금을 이용하여 취득하는 경우와 취득하지 않고 임차하여 사용하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 고정자산의 취득을 위한 현금지출은 농업경영비가 아닌 재산적 지출로 분류된다. 따라서 농업소득과 농업생산성 모두와 관계가 없다. 대출금을 이용하여 취득하는 것과 임차하여 사용하는 것은 지불이자와 지불임차료를 각각 증가시키게 된다. 이 둘은 지불노임과 마찬가지로 농업경영비의 증가를 통해 농업소득을 감소시키나 부가가치 기준의 농업생산성에는 영향을 미치지 않는다. 마지막으로 보유 자본재가 증가하면 매년 계상해야 하는 감가상각비가 증가한다. 이 역시도 농업경영비를 통해 농업소득을 감소시키나 부가가치 기준의 농업생산성에는 영향을 주지 않는다.

표 2. 이상 기상조건에 따른 농업소득 및 농업생산성의 변화

구분		농업 총수입	농업경영비			표준화 변수		
				노임 임차료 이자	감가 상각비	노동 시간	자본	면적
산출물 피해		감소	-	-	-	-	-	-
노동 투입 증가	자가	(증가)	-	-	-	증가	-	-
	고용	(증가)	-	증가	-	-	-	-
자본재 투입 증가	현금	(증가)	-	-	증가	-	증가	-
	대출	(증가)	-	증가	증가	-	증가	-
	임차	(증가)	-	증가	-	-	-	-
중간재 투입 증가		(증가)	증가	-	-	-	-	-

이제까지의 논의가 〈표 2〉에 정리되어 있다. 먼저 농업총수입과 농업경영비의 차이가 농업소득에 해당되며 농업수입에서 차감하면 농업부가가치가 된다. 첫 번째 열에는 이상 기상조건으로부터 파생된 사건들, 즉 일차적인 산출물 피해와 그에 대한 대응인 노동 및 중간재 투입의 증가와 자본재 취득이 있고, 이들 사건이 농업총수입과 농업경영비에 미칠 것으로 예상되는 영향이 표 안에 증가 감소 등으로 표시되어 있다.[4] 산출물 피해에 대한 대응책들은 비용의 증가를 통해 농업소득과 농업생산성에 영향을 미친다. 그러나 중간재 투입 비용 이외의 모든 비용은 농업소득에만 영향을 미치고 농업부가가치에는 영향을 주지 않는다. 이는 이상 기상조건의 영향이 농업생산성보다는 농업소득에서 크게 나타날 수 있음을 시사한다.

또한 본 연구에서 사용된 변수의 분모에 해당되는 노동시간, 자본재, 경작지 면적 등 표준화 변수에 대한 영향이 표 마지막 세 개의 열에 정리되어 있다. 먼저 농업노동 1시간당 농업소득 또는 농업생산성은 투입된 총 노동시간이 아닌 자영농업 노동시간이 기준이다. 따라서 농가가 자가 노동을 증가시키는 것은 표준화 변수인 노동시간을 증가시키지만, 인부를 고용하여 노동을 추가적으로 투입하는 것은 노동시간을 이용한 단위화와 전혀 관계가 없다. 또한 자영농업 노동시간의 경우도 물리적으로도 무한정

4) 노동 및 중간재 투입의 증가 그리고 자본재의 취득은 산출물 피해에 따른 수입 감소를 만회하기 위함이 목적이라는 점에서 최소한 생산량을 감소시키지는 않는다고 가정하여 '(증가)'라고 표시하였다.

늘어날 수 없다는 점을 고려하면 이상 기상조건에 대한 대응이 자가 노동시간의 변화를 통해 노동시간당 농업소득이나 농업생산성에 미치는 영향은 제한적일 것으로 생각해 볼 수 있다. 자본재를 취득하면 자본의 스톡이 증가하면서 단위자본당 농업소득이나 농업생산성을 계산하는 분모가 증가하게 된다. 또한 각 농가가 보유할 수 있는 자본재의 총량에는 제한이 없고 한번 취득한 자본재는 쉽게 처분하기 어렵기 때문에 매년 보유량이 탄력적으로 바뀌기 힘들다는 점에서 자가 노동시간과는 대별되는 특징을 지닌다. 이러한 점은 〈그림 2〉가 아닌 〈그림 3〉에서만 우하향하는 추세가 나타난다는 점에서 확인이 가능하다.

경작 면적은 조금 특수하다. 먼저 이상 기상조건의 반복적 발생으로 수익성이 담보되지 못하면 경작을 포기할 수 있기 때문이다. 즉 경작을 하였다는 사실 자체가 선택의 결과이며 경작 면적에 대한 단위화는 수익이 나지 않는 경작지는 제외해 주는 효과를 지닐 수 있다. 이는 기후변화에 따른 악영향이 표준화 변수에 의해 희석될 수 있음을 뜻한다.

3. 추정 모형

본 연구는 다음과 같은 선형 패널회귀모형을 추정한다. 9개 도 (경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)의 2003년에서 2022년까지의 자료로서, 자료의 수는 총 180개이다.

(회귀식) $y_{jt} = c_{jt}'\beta + x_{jt}'\delta + \alpha_{1j} + \alpha_{2j}t + \alpha_t + f_t'\lambda_j + e_{jt}$ (1)

여기에서 y_{jt}는 j번째 도의 시점 t에서의 농가소득 변수이며, 노동시간당 농업소득 및 노동생산성, 단위자본당 농업소득 및 자본생산성, 단위면적당 농업소득 및 토지생산성 등 총 여섯 개의 변수를 고려한다. 여섯 개의 피설명변수를 고려하는 것은 본 연구가 밝히는 기후변화의 경제적 영향이 소득이나 생산성을 측정하는 방법에 관계 없이 강건하게 나타나는지 그리고 만약 상이한 영향이 관찰되면 그 차이점이 각 피설명변수의 편제상 정의와 일관된 것인지를 확인하기 위함이다. c_{jt}는 j번째 도의 시점 t에서 연평균 기온 등 기상조건 변수를 모아놓은 벡터로서 모형에 따라서 세 가지의 구성을 고려하였다. 모형별 구성 변수는 바로 아래에서 설명한다. c_{jt}의 계수벡터인 β, 특히 그중에서도 연평균 기온과 관련된 계수가 본 연구의 주 관심의 대상이다. x_{jt}는 j번째 도의 시점 t에서의 통제변수를 모아놓은 벡터로서 고령인구비율과 남녀성비로 구성되어 있다. 미관측 개체특성(unobserved heterogeneity)의 통제를 위해서 도별 선형추세, $\alpha_{1j} + \alpha_{2j}t$, 시간 고정효과 α_t, 그리고 상호작용적 고정효과(interactive fixed effects) $f_t'\lambda_j$를 포함하였다. 상호작용적 고정효과를 나타내는 시간공통요인 f_t와 개체별 적재계수 λ_j는 모두 미관측 변수이며 복수의 시간공통요인이 존재할 수 있으므로 벡터의 형태를 지닌다. 마지막으

로 e_{jt}는 오차항이다.

기상조건 변수의 벡터 c_{jt}에 대해 다음의 세 가지 구성을 고려한다. 이는 김덕파(2023)에서 이상 기상조건이 지역별 총생산에 미친 영향을 연구하기 위해 사용한 것과 동일하다.

$$\text{(모형 1)}\ c_{jt} = (tmp_{jt}, prc_{jt}, prc_{jt}^2)' \text{ 그리고 } \beta = (\beta_1, \beta_3, \beta_4)' \tag{2}$$

$$\text{(모형 2)}\ c_{jt} = (tmp_{jt}, tmp_{jt}^2, prc_{jt}, prc_{jt}^2)' \text{ 그리고 } \beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)' \tag{3}$$

$$\text{(모형 3)}\ c_{jt} = (tmp_{jt}, \overline{tmp}_j \times tmp_{jt}, prc_{jt}, prc_{jt}^2)' \text{ 그리고 } \beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)' \tag{4}$$

위의 식에서 tmp_{jt}와 prc_{jt}는 j번째 도의 시점 t에서 연평균 기온과 연강수량이다. $\overline{tmp}_j$는 j번째 도의 연평균 기온의 시간평균이다. 앞에 2.2장에서 서술한 이상 기상조건은 발생 빈도와 정도에 비례하여 연평균 기온과 연강수량에 반영된다. 즉 연평균 기온이나 연강수량이 예년의 일반적인 값이나 추세에서 벗어나 움직인 부분은 해당 기간 중 발생한 이상 기상조건의 평균적 또는 누적 값을 나타낸다.

'(모형 1)'은 기본 모형으로 연평균 기온의 한계효과(β_1)가 하나의 상수로 주어진다. 강수량을 제곱항까지 포함한 것은 가뭄과 홍수가 모두 작물에 피해를 준다는 사실에 기반한다. '(모형 2)'는 연평균 기온의 제곱항이 추가되어 있다. 따라서 연평균 기온의 한계효과($\beta_1 + 2\beta_2 tmp_{jt}$)가 기온 수준에 영향을 받을 수 있다. 가령 너무 추운 상태에서 연평균 기온이 상승하면서 양의 효과가 발생하다가 일정 온도를 넘어서면 부의 효과로 전환되는 것을 허용한다. '(모형 3)'은 연평균 기온과 지역별 평균기온의 교차항이 추가되어 있다. 이 모형은 연평균 기온의 한계효과($\beta_1 + \beta_2 \overline{tmp}_j$)가 지역별 평균기온에 따라 상이한 이질적 효과 모형이다.

각 도에서 별도의 선형추세를 통제하는 것은 좌변의 농업소득이나 농업생산성 그리고 우변의 기상조건 변수에서 추세(trend)를 제거하고 회귀분석을 하는 것과 동일하다. 즉 추세의 형태가 실제로 선형함수에 가깝다면 추정된 계수는 기상조건 변수의 순환변동(cycle)이 농업소득이나 농업생산성의 순환변동에 미치는 영향이 된다. 이렇게 순환변동 간의 관계에서 식별된 영향은 '단기'적인 영향으로 볼 수 있다. 흔히 경제학 문헌에서 기상조건이나 기후가 경제에 미친 영향을 장단기로 구분하는데 그 기준은 새로운 기상조건이나 기후에 적응할 충분한 시간이 주어졌는지이다. 앞 절에서 자본재에 대한 투자는 이상 기상조건의 반복 가능성을 인지하는 것에서 비롯된다는 점을 서술하였는데, 바로 이러한 자본재에 대한 투자는 적응을 위한 노력의 한 형태로 볼 수 있다. 자본재를 취득하면서 발생하는 대출 이자나 임차료 또는 감가상각비는 다년간에 걸쳐 지속적인 영향을 주며 이는 순환변동보다는 추세에 가깝다. 또한 농업소득과 농업생산성을 자본재 양에 대해 표준화할 경우에도 자본재 스톡이 점진적으로 증가한다면 역시 시계열 자료의 추세에 주로 영향을 미치게 된다. 결국 이러한 추세적 움직임 중에서 선형추세에

의해 설명되는 부분은 모두 제거되고 추정 결과에 영향을 미치지 않게 된다.

본 모형의 통제변수인 x_{jt}에는 고령인구비율과 남녀성비를 포함하여 농촌지역 노동력의 인적 구성 변화를 반영하였다. 통제변수가 비교적 단순한 형태이기 때문에 미관측 개체특성의 존재 가능성을 배제할 수 없다. 한 가지 유념할 점은 미관측 개체특성이 추정식에 포함된 설명변수에 대해 내생적인 경우에만 계수 추정치에 편의(bias)가 발생한다는 사실이다. 반대로 말하면 농업소득이나 농업생산성에 영향을 미치는 미통제 요인 중에서 설명변수와 특별히 관계가 없는 변수는 통제되지 않아도 추정 결과에 영향을 주지 않는다. 본 연구가 사용한 데이터는 대략 20년 정도의 비교적 짧은 기간을 지니고 있다. 따라서 고령인구비율과 남녀성비는 농업 관련 변수와의 상호작용을 통해 값이 정해진다기보다는 과거의 값에 의해 그 경로가 이미 정해진 외생변수에 가까운 것으로 볼 수 있다. 연평균 기온이나 강수량도 마찬가지이다. 이들 변수는 지구 전체 대기시스템의 순환과정에서 그 값이 정해지기 때문에 한 나라의 농업 관련 활동에 대해 외생적인 것으로 볼 수 있다. 따라서 본 연구의 추정 모형에 여러 미통제 요인이 있음에도 불구하고 추정치의 유효성이 어느 정도 확보되는 것으로 볼 수 있다.

사용된 설명변수의 외생적 특성에도 불구하고 상호작용적 고정효과를 고려한 것은 미관측 개체특성을 조금 더 통제하기 위함이다. 농업소득 또는 농업생산성은 농산물 가격, 생산량 변화 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는다. 이러한 요인이 9개의 도에 공통으로 발생하나 그 강도에서 차이를 나타낸다면 본 연구가 고려한 상호작용적 고정효과로 잘 표현할 수 있다. 예를 들면 특정 국가로부터 수입이 새롭게 허용된 농산물이 시장에 진입하면서 가격이 하락하는 경우 농산물 가격은 공통요인인 f_t 그리고 도별로 해당 농작물이 농업소득에서 차지하는 비중은 적재계수인 λ_i로 표현되고 농작물 가격의 소득에 대한 도별 영향은 $f_t\lambda_i$로 나타난다. 식생활 패턴 변화에 따른 재배 작물의 점진적 변화, 양자 자유무역협정 등 교역조건 변화에 따른 수입농산물의 출현 또는 수출농산물의 발굴 등 수많은 요인을 상호작용적 고정효과의 형태로 이해해 볼 수 있다.

Bai(2009)는 상호작용적 고정효과의 추정치에 대한 대표본 이론을 수립하였으며, 이를 응용연구에 적용한 사례로는 Kim & Oka(2014) 등이 있다. 만약 $f_t = (1, t, \alpha_t)'$와 $\lambda_j = (\alpha_{1j}, \alpha_{2j}, 1)'$이라면 도별 선형추세와 시간 고정효과 모두를 상호작용적 고정효과로 표현할 수 있다. 물론 f_t와 λ_j의 값이 추정과정에서 데이터에 의해 결정되므로 상호작용적 고정효과는 선형추세나 시간 고정효과보다 훨씬 자유로운 형태를 지닐 수 있다. 한 가지 유의할 사항으로는 주요 관심사인 β를 올바로 추정하기 위해서는 기상조건 변수 c_{jt}가 상호작용적 고정효과로 표현할 수 없는 횡단면과 시계열에서의 움직임이 있어야 한다는 점이다.[5] 특히 표본의 수가 충분하지 않은 상황에서 상호작용적 고정효과의 수를 늘리면 c_{jt}를 상호작용적 고정효과가 설명할 수 있는 부분이 증가하면서 β에 대한 추정치에 영향을 줄 수 있다. 자료를 기

5) 예를 들어 c_{jt}가 도별 연평균 기온일 때, 모든 도의 연평균 기온이 전국 평균기온과 정확히 비례관계라면 f_t를 전국 평균기온으로 그리고 λ_j를 비례계수로 설정하면 c_{jt}를 상호작용적 고정효과로 모두 설명할 수 있게 된다. 따라서 도별 연평균 기온은 기준 지역의 온도에 대해 비례관계로 설명할 수 있는 것에 더해 고유한 움직임을 포함하여야 한다는 뜻으로 이해할 수 있다.

반으로 공통요인의 개수를 추정해 볼 수 있으나 본 연구는 자료의 수가 많지 않다는 한계점으로 공통요인이 0개, 1개, 2개인 경우만을 고려한다. 공통요인이 0개인 경우는 일반적인 선형 패널회귀모형이 된다. 미관측 시간공통요인의 추정법에 대한 통계학적 유효성은 대체로 대표본 이론을 이용하여 수립되어 있으므로 본 연구에서는 공통요인이 없는 경우를 주요 모형으로 하되 1개와 2개인 경우를 참조 모형으로 삼는다.

김덕파(2023)는 위의 모형들을 지역총생산에 적용하였는데 '(모형 1)'에 따른 한계효과는 통계적으로 유의하지 않았으나, '(모형 2)'에서는 대략 13℃를 임계치로 양의 한계효과가 음의 한계효과로 전환하고, '(모형 3)'에서는 연평균 기온이 낮은 중부지역에서는 대체로 양의 한계효과가 연평균 기온이 높은 남부지역에서는 음의 한계효과가 있음을 보였다. 특히 임계치 13℃는 Burke et al.(2015)이 약 160개 국가의 GDP를 바탕으로 제시한 임계치와 정확히 일치하는 괄목할 만한 결과였다. 본 연구에서 13℃의 임계치가 우리나라 농가소득에도 실제로 유효한지 보는 것도 중요한 관심사이다.

4. 추정 결과

4.1. 노동시간당 농업소득 및 노동생산성

상호작용적 고정효과가 없는 표준적인 선형 패널회귀모형은 최소자승법으로 추정하였다. 상호작용적 고정효과가 있는 경우는 Bai(2009)가 제안한 주성분 분석법과 최소자승법을 순차-반복적으로 적용하는 방법을 사용하였다. 최소자승법으로 추정한 경우 t값은 표준적인 방식으로 구하였으며, 상호작용적 고정효과 모형은 Bai(2009)가 제안한 이분산성과 자기상관에 강건한 표준편차를 사용하였다.[6)]

〈표 3〉에 기상조건이 노동시간당 농업소득에 미친 영향을 표시하였다. 첫 행에 LS로 표시된 열에는 최소자승법으로 추정한 점추정치, IFE1과 IFE2로 표시한 열에는 상호작용적 고정효과가 1개 그리고 2개 있는 경우의 점추정치를 보고하였다. t-value로 표시된 열에는 점추정치의 t값을 보고하였다. 첫 행의 아래로 세 개의 블록은 각각 '(모형 1)', '(모형 2)', '(모형 3)'의 결과이다.

먼저 '(모형 1)'의 결과를 보면 연평균 기온의 통계적 유의성이 나타나지 않은 반면, 강수량과 그 제곱항은 모두 유의한 것으로 나타났다. 또한 이 결과는 상호작용적 고정효과의 개수와 무관하게 나타났다. 강수량의 계수가 양수이고 제곱항의 계수가 음수인 역U자형의 이차식이 유의하게 나타났는데 그 한계효과를 계산해 보면 대략 강수량 1,250~1,350㎜를 기점으로 양에서 음으로 전환하는 것으로 나타났으며, 이는 우리나라 연강수량 평균과 비슷한 수준이다. 지구온난화에 따라 우리나라의 기온이 지속적으로 상승하는 것과 달리 연강수량은 명확한 추세를 나타내지 않고 있다. 다만 강수일수, 일회 강수량

6) Bai(2009)의 식 (23) 및 (24) 참조.

등 강수패턴이 바뀌고 있는데, 이러한 강수량 이외의 강수 특징들이 농업소득에 미치는 영향에 관한 분석은 향후 과제로 남겨두었다.

표 3. 노동시간당 농업소득과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	0.974	1.144	0.589	0.732	0.048	0.066
	prc_{jt}	**0.833**	2.588	**0.893**	3.922	**0.461**	1.728
	prc_{jt}^2	**-0.033**	-2.954	**-0.038**	-4.798	**-0.018**	-1.824
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,281		1,184		1,310	
(모형 2)	tmp_{jt}	**12.318**	3.906	**8.851**	3.545	**4.590**	2.047
	tmp_{jt}^2	**-0.451**	-3.726	**-0.320**	-3.505	**-0.176**	-2.211
	prc_{jt}	**0.889**	2.858	**0.880**	3.911	**0.561**	2.132
	prc_{jt}^2	**-0.033**	-3.102	**-0.035**	-4.600	**-0.021**	-2.267
	기온 한계효과 임계치 (℃)	13.7		13.8		13.0	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,348		1,246		1,313	
(모형 3)	tmp_{jt}	**12.510**	3.849	**9.545**	3.812	**4.593**	1.984
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	**-0.918**	-3.669	**-0.696**	-3.727	**-0.354**	-2.128
	prc_{jt}	**0.906**	2.909	**0.892**	3.923	**0.563**	2.125
	prc_{jt}^2	**-0.033**	-3.147	**-0.035**	-4.574	**-0.021**	-2.251
	기온 한계효과 임계치 (℃)	13.6		13.7		13.0	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,354		1,258		1,318	

주 1) LS는 최소자승추정치, IFE1은 상호작용적 고정효과가 1개 있는 경우의 추정치, IFE2는 상호작용적 고정효과가 2개 있는 경우의 추정치이다.
2) 기온 한계효과 임계치는 '(모형 2)'에서는 연평균 기온의 한계효과가 양에서 음으로 전환되는 연평균 기온이며 '(모형 3)'에서는 연평균 기온의 한계효과가 양에서 음으로 전환되는 지역 평균기온이다. 모든 모형에서 강수량 한계효과 임계치는 연강수량의 한계효과가 양에서 음으로 전환되는 연강수량이다.
3) 굵은 글씨는 단측검정으로 유의수준 5%에서 유의한 경우를 뜻함.
자료: 저자 작성.

'(모형 2)'의 추정 결과를 보면 기온과 그 제곱항이 모두 통계적으로 유의하였다. 강수량과 마찬가지로 기온의 계수가 양수이고 제곱항의 계수가 음수여서 역U자형의 이차식이 추정되었다. 연평균 기온의 한계효과는 대략 13℃를 소폭 상회하는 수준에서 양에서 음으로 전환하는 것으로 나타났다. 이 임계치 13℃는 앞서 언급한 Burke et al.(2015)의 GDP 패널에서 구한 임계치 그리고 김덕파(2023)가 분석한 기온의 우니라라 지역총생산에 대한 영향의 임계치와 일치한다. 우리나라 연평균 기온을 보면 강수량과는 다르게 지속적인 상승 추이를 보이며 2010년대 중반 이후부터 13℃를 완연히 상회하고 있다. 이는 2010년대 중반 이전의 시기에서는 실제로 기온 상승이 농업에 도움을 주었고 비교적 최근에서야 피

해를 준 것으로 해석해 볼 수 있다. 다만, 연평균 기온이 지속적으로 상승하고 있으므로 높은 연평균 기온에 따른 농업부문의 피해는 계속 확대될 것으로 예상할 수 있다. 점추정치 기준으로 연평균 기온이 임계치 13.7℃보다 1℃ 낮을 때의 한계효과는 약 +900원이고 1℃ 높을 때는 약 -900원(≒ 0.451*2*1,000)이다.

'(모형 3)'의 추정 결과를 보면 기온과 기온-기온 지역평균의 교차항이 모두 유의하게 나타나서 연평균 기온의 한계효과가 지역적으로 상이한 것으로 확인되었다. '(모형 3)'에서 연평균 기온의 한계효과는 지역 평균기온에 따라 달라지는데 한계효과가 양에서 음으로 전환되는 지역 평균기온의 임계치는 '(모형 2)'에서 구한 임계치와 거의 동일하게 나타났다. 지역별 평균기온은 강원, 경기 등 중부지역에서는 13℃를 하회하며 전남, 경남, 제주 등의 남부지역에서는 13℃를 상회한다. 이는 중부지역에서는 온난화에 따른 이득이 있었던 반면 남부지역에서는 온난화에 따른 손실이 있었던 것을 의미한다. 지역 평균온도가 가장 낮은 곳은 강원도의 11.2℃이며 가장 높은 곳은 제주도의 16.2℃이다. 이 두 지역에서의 한계효과를 계산해 보면 최소자승 추정치 기준으로 약 +2,230원과 -2,360원으로 상당히 큰 차이가 있다.[7] 앞으로 온난화가 지속되면 중부지역에서도 곧 피해가 시작될 것이며 남부지역에서는 피해가 확대될 것으로 예상해 볼 수 있다. '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 상호작용적 고정효과를 추가하면 추정치의 유의성은 유지되나 계수의 절댓값이 감소하였다. 이는 설명변수의 많은 부분이 상호작용적 고정효과에 의해 흡수되어 버린 결과로 추측해 볼 수 있다. 상호작용적 고정효과의 개수를 늘리면 추정치의 절댓값이 줄어들면서 통계적 유의성이 없어지는 현상은 뒤에 제시될 표에서도 공통적으로 나타났다.

〈표 4〉는 노동시간당 농업소득 대신 노동생산성을 사용한 결과이다. '(모형 1)'에서 기온의 통계적 유의성이 나타나지 않는다는 점, '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 기온 관련 변수가 모두 유의하며 역U자 형태로 나타난 점, 강수량과 그 제곱항이 유의하고 역U자 형태로 나타난 점 모두가 재확인되었다. 특히 강수량과 그 제곱항에 대한 계수 추정치는 농업소득을 사용했을 때와 거의 비슷한 값이 얻어졌다.

농업소득을 이용한 결과와의 중요한 차이점은 '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 기온과 관련된 계수의 절댓값이 상당히 작아져서 기상조건의 영향이 감소한 것이다. 연평균 기온이 임계치 12.5℃보다 1℃ 낮을 때와 높을 때의 한계효과를 '(모형 2)'의 최소자승 추정치를 이용하여 계산해 보면 각각 약 +590원 그리고 -590원이다.[8] 또한 강원도와 제주도의 한계효과를 '(모형 3)'의 최소자승 추정치를 이용해 계산해 보면 각각 약 +720원과 -2,140원이다.[9] 이는 앞 장에서 설명한 것처럼 이상 기상조건의 영향은 농업총수입과 농업경영비의 두 경로를 통해 나타날 수 있는데 생산성에는 지불노임 등 이상 기상조건에 대한 대응책에서 발생하는 비용이 빠진 것에 기인한다. 연평균 기온과 지역 평균기온 한계효과의 임계치는 13℃를 소폭 하회하는 수준으로 유지되었다.

---

7) 2,230≒[12.510-0.918*11.2]*1,000, -2,360≒[12.510-0.918*16.2]*1,000

8) 590≒0.296*2*1,000

9) 720≒[7.114-0.571*11.2]*1,000, -2,140≒[7.114-0.571*16.2]*1,000

표 4. 노동생산성과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	-0.057	-0.065	-0.366	-0.422	-0.794	-1.097
	prc_{jt}	1.012	3.056	0.803	2.865	0.505	1.557
	prc_{jt}^2	-0.039	-3.404	-0.034	-3.863	-0.016	-1.415
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,312		1,174		1,575	
(모형 2)	tmp_{jt}	7.392	2.225	6.723	2.447	1.155	0.464
	tmp_{jt}^2	-0.296	-2.323	-0.281	-2.843	-0.076	-0.834
	prc_{jt}	1.049	3.203	1.029	3.002	0.530	1.614
	prc_{jt}^2	-0.039	-3.473	-0.032	-2.564	-0.017	-1.467
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.5		12.0		7.6	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,350		1,606		1,573	
(모형 3)	tmp_{jt}	7.114	2.076	6.908	2.389	0.815	0.308
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	-0.571	-2.163	-0.577	-2.747	-0.125	-0.642
	prc_{jt}	1.058	3.221	1.046	2.984	0.525	1.602
	prc_{jt}^2	-0.039	-3.492	-0.033	-2.544	-0.017	-1.453
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.5		12.0		6.5	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,351		1,604		1,576	

주: 〈표 3〉과 동일.

4.2. 단위자본당 농업소득 및 자본생산성

〈표 5〉와 〈표 6〉은 단위자본당 농업소득과 자본생산성에 대한 추정 결과이다. 단위자본당 농업소득/자본생산성을 노동시간당 농업소득/노동생산성과 비교하면 표준화를 위한 분모의 변수만 다르고 분자는 정확히 동일하다. 앞 장에서 설명한 것처럼 노동시간은 자영농업시간으로서 크게 변동하기 힘든 특성이 있고 자본재 스톡은 점진적으로 변화하여 그 영향이 추세적 움직임에 많이 기여하므로 회귀식에 포함된 도별 선형추세에 의해 많은 부분이 제거될 수 있다. 따라서 단위자본당 농업소득/자본생산성을 이용한 결과가 노동시간당 농업소득/노동생산성을 이용한 결과와 많은 부분에서 공통점이 있을 것으로 추론해 볼 수 있다.

표 5. 단위자본당 농업소득과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	-0.001	-0.033	-0.014	-0.555	**-0.064**	-2.977
	prc_{jt}	0.014	1.236	0.013	1.515	-0.005	-0.622
	prc_{jt}^2	**-0.001**	-1.756	**-0.001**	-2.068	2×10^{-4}	0.648
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,029		970		-	
(모형 2)	tmp_{jt}	**0.433**	3.842	**0.545**	3.552	**0.474**	3.503
	tmp_{jt}^2	**-0.017**	-3.989	**-0.022**	-3.866	**-0.020**	-3.990
	prc_{jt}	0.016	1.479	**0.014**	1.908	-0.001	-0.150
	prc_{jt}^2	**-0.001**	-1.874	**-0.001**	-2.437	6×10^{-5}	0.221
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.6		12.3		11.6	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,155		1,098		-	
(모형 3)	tmp_{jt}	**0.461**	3.981	**0.524**	3.510	**0.440**	3.309
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	**-0.037**	-4.125	**-0.043**	-3.804	**-0.039**	-3.772
	prc_{jt}	0.017	1.554	**0.016**	2.151	-0.000	-0.053
	prc_{jt}^2	**-0.001**	-1.936	**-0.001**	-2.709	5×10^{-5}	0.140
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.5		12.2		11.4	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,175		1,118		-	

주: 〈표 3〉과 동일.

표 6. 자본생산성과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	-0.013	-0.621	-0.026	-1.610	**-0.056**	-4.146
	prc_{jt}	0.010	1.243	0.007	1.197	-0.005	-0.957
	prc_{jt}^2	**-5×10^{-4}**	-1.719	**-4×10^{-4}**	-1.700	2×10^{-4}	0.880
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,057		947		-	
(모형 2)	tmp_{jt}	**0.273**	3.652	**0.302**	3.104	**0.218**	2.530
	tmp_{jt}^2	**-0.011**	-3.957	**-0.013**	-3.579	**-0.010**	-3.294
	prc_{jt}	0.011	1.484	0.008	1.495	-0.004	-0.699
	prc_{jt}^2	**-5×10^{-4}**	-1.834	**-4×10^{-4}**	-2.029	1×10^{-4}	0.672
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.0		11.6		10.4	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,183		1,039		-	
(모형 3)	tmp_{jt}	**0.281**	3.656	**0.266**	2.709	**0.174**	1.966
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	**-0.023**	-3.949	**-0.023**	-3.154	**-0.018**	-2.671
	prc_{jt}	0.011	1.545	**0.009**	1.677	-0.004	-0.722
	prc_{jt}^2	**-5×10^{-4}**	-1.887	**-4×10^{-4}**	-2.239	1×10^{-4}	0.704
	기온 한계효과 임계치 (℃)	12.0		11.4		9.8	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,199		1,057		-	

주: 〈표 3〉과 동일.

최소자승 추정치와 상호작용적 고정효과가 1개 있는 경우를 기준으로, 〈표 5〉와 〈표 6〉의 '(모형 1)'의 추정 결과를 보면 연평균 기온의 한계효과가 상수로 고정되었을 때 통계적 유의성이 없다는 점이 재확인되었다. 반면, 강수량과 그 제곱항의 경우 제곱항만 상호작용적 고정효과가 없거나 1개일 때 유의하게 나타나, 노동시간당 자료를 이용한 〈표 3〉과 〈표 4〉에 비해 강수의 효과가 다소 희미해졌다. '(모형 2)'에서는 역U자 형태의 기온효과가 그리고 '(모형 3)'에서는 지역별로 이질적인 기온효과가 통계적으로 유의하게 나타나 노동시간당 자료를 이용한 결과와 동일한 특징을 보였다. 강수량 한계효과의 임계점은 1,000~1,200㎜ 정도로 노동시간당 자료를 이용했을 때보다는 다소 낮게 나타났으나 추정치의 정확성이 조금 떨어진다는 점을 고려하면 큰 차이는 없는 것으로 판단할 수 있다. 기온 한계효과의 임계점은 12℃ 수준으로 역시 노동시간당 자료를 이용했을 때보다 다소 낮게 나타났다. 특히 상호작용적 고정효과가 2개인 경우 상당히 다른 결과가 얻어졌다. 먼저 '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 기온 한계효과의 임계치가 대략 10~11℃ 정도로 나타났다. 이는 표본 대부분의 구간에 음의 한계효과가 있다는 뜻이며 '(모형 1)'에서 기온의 한계효과가 음수이고 통계적으로 유의한 것과 일맥상통한다. 그러나 강수량의 효과를 보면 제곱항의 계수가 양수로 나타나 역U자가 아닌 U자 형태의 함수가 얻어졌다. 이 경우는 가뭄 수준에서 비가 많이 올수록 음의 효과를 보이다가 임계치를 넘어서 홍수 수준으로 갈수록 양의 효과를 보인다는 뜻으로 납득하기 힘든 결과이다. 결국 상호작용적 고정효과가 2개인 경우는 올바른 추정이 이루어지지 않았을 가능성을 배제하기 힘들다.

4.3. 단위면적당 농업소득 및 토지생산성

〈표 7〉과 〈표 8〉은 단위면적당 농업소득과 토지생산성에 대한 추정 결과이다. 노동시간당 농업소득/노동생산성과 비교하면 역시 표준화를 위한 분모의 변수만 다르고 분자는 정확히 동일하다. 그러나 앞장에서 설명한 것처럼 경작 면적은 수익성의 기대에 따라 선택이 가능하기 때문에 기상조건이 농업소득과 생산성에 미친 영향을 완화시킬 수 있다. 먼저 〈표 7〉을 보면 '(모형 1)'에서 기온의 한계효과 양수이고 통계적으로 유의하였으며, '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 역U자 형태의 기온효과와 지역별로 이질적인 한계효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. '(모형 1)'에서 양의 한계효과가 유의하게 나타난 것은 '(모형 2)'와 '(모형 3)'에서 기온 한계효과의 임계치가 14~15℃로 높게 나타나 표본 대부분의 구간에서 양의 한계효과가 있는 것으로 추정한 것과 일맥상통한다. 상호작용적 고정효과가 1개인 경우의 강수량의 영향이 노동시간당 자료나 단위자본당 자료를 이용한 결과와 상당히 유사하게 나타났다. 그러나 이 결과가 실제로 존재하는 상호작용적 고정효과를 잘 통제하여 얻은 것인지 아니면 상호작용적 고정효과를 포함하여 추정하면서 추정계수가 임의로 변화하며 우연히 얻어진 것인지 판단하기는 어렵다. 상호작용적 고정효과가 2개인 경우 강수량의 효과는 다시 통계적으로 유의하지 않게 변하였다.

표 7. 단위면적당 농업소득과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	**0.200**	2.680	**0.180**	2.189	-0.016	-0.203
	prc_{jt}	0.016	0.584	**0.042**	1.841	-0.023	-1.042
	prc_{jt}^2	-0.001	-1.012	**-0.002**	-2.229	0.001	1.459
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	843		1,148		-	
(모형 2)	tmp_{jt}	**0.985**	3.506	**1.485**	4.082	**1.697**	4.800
	tmp_{jt}^2	**-0.031**	-2.893	**-0.052**	-3.633	**-0.061**	-4.421
	prc_{jt}	0.020	0.735	0.037	1.750	0.015	0.660
	prc_{jt}^2	-0.001	-1.065	**-0.001**	-1.971	-0.001	-0.650
	기온 한계효과 임계치 (℃)	15.8		14.3		13.8	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,010		1,279		1,370	
(모형 3)	tmp_{jt}	**0.977**	3.369	**1.431**	3.984	**1.631**	4.762
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	**-0.062**	-2.767	**-0.100**	-3.504	**-0.118**	-4.343
	prc_{jt}	0.021	0.772	**0.040**	1.841	0.020	0.841
	prc_{jt}^2	-0.001	-1.099	**-0.002**	-2.054	-0.001	-0.851
	기온 한계효과 임계치 (℃)	15.8		14.4		13.8	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	1,028		1,291		1,337	

주: 〈표 3〉과 동일.

표 8. 토지생산성과 기상조건

구분		LS	t-value	IFE1	t-value	IFE2	t-value
(모형 1)	tmp_{jt}	**0.230**	2.745	**0.156**	1.655	-0.120	-1.522
	prc_{jt}	-0.025	-0.783	-0.012	-0.393	**-0.057**	-2.061
	prc_{jt}^2	3×10^{-4}	0.263	-2×10^{-4}	-0.185	**0.002**	1.655
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	-		-		-	
(모형 2)	tmp_{jt}	**0.539**	1.674	**1.506**	3.238	**0.978**	2.887
	tmp_{jt}^2	-0.012	-0.993	**-0.052**	-2.919	**-0.041**	-3.047
	prc_{jt}	-0.023	-0.733	-0.005	-0.180	-0.042	-1.531
	prc_{jt}^2	3×10^{-4}	0.252	-2×10^{-4}	-0.276	0.001	1.183
	기온 한계효과 임계치 (℃)	22.0		14.5		11.9	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	-		-		-	
(모형 3)	tmp_{jt}	0.504	1.520	**1.419**	3.136	**1.002**	2.992
	$\overline{tmp}_j \times tmp_{jt}$	-0.022	-0.853	**-0.097**	-2.791	**-0.084**	-3.125
	prc_{jt}	-0.023	-0.725	-0.002	-0.074	-0.041	-1.482
	prc_{jt}^2	3×10^{-4}	0.242	-3×10^{-4}	-0.373	0.001	1.125
	기온 한계효과 임계치 (℃)	23.1		14.6		11.9	
	강수량 한계효과 임계치 (㎜)	-		-		-	

주: 〈표 3〉과 동일.

〈표 8〉에서는 강수량의 효과가 모든 경우에 U자로 나타났다. 기온의 효과는 상호작용적 고정효과를 추가하면서 계속 변화하여 일관된 결과가 얻어지지 않았다. 농업생산성이 농업소득보다 기상조건의 영향이 제한적이고 이를 선택적 편의를 포함할 수 있는 면적으로 단위화하였기 때문인 것으로 생각해 볼 수 있다.

이제까지의 논의를 종합해 보면, 기상조건이 농업소득 또는 농업생산성에 미치는 영향이 통계적으로 유의하게 나타났다. 그 구체적인 내용은 피설명변수로 사용된 소득 또는 생산성 자료에 따라 다소간의 차이를 보였으나, 다음과 같은 공통적인 특징이 있었다. (i) 기온의 영향은 역U자 형태로 나타났다. 즉 그 한계효과가 낮은 온도에서 양의 값을 갖다가 점점 감소하여 특정한 임계치를 지나면 음의 값으로 전환되었다. 임계치는 대략 12.5~13.5℃ 주변에서 많이 얻어졌다. 이는 우리나라의 연평균 기온이 비교적 최근인 2010년대 중반부터 임계치를 돌파하였으므로 온난화의 악영향이 최근 몇 년간에서야 본격화한 것으로 판단해 볼 수 있다. (ii) 기온의 영향이 지역별로 이질적일 수 있도록 허용하면 기온의 한계효과가 지역 평균기온과 반비례의 관계를 보였으며, 지역 평균기온 12.5~13.5℃ 주변에서 양에서 음으로 전환되었다. 이 결과는 평균기온이 낮은 강원 등 중부지역에서는 양의 효과가 평균기온이 높은 경남, 제주 등에서는 음의 효과가 있는 것을 뜻한다. (iii) 강수량의 영향도 역U자 형태로 나타났으며 한계효과의 임계치는 대략 연강수량 1,200~1,300㎜ 주변에서 많이 얻어졌다. 피설명변수에 따른 차이로는 단위당 소득을 사용할 경우 단위당 생산성을 사용하는 것보다 기후변화의 효과가 더 명확하였다는 점 그리고 노동시간과 자본재 스톡으로 표준화한 경우 결과가 비슷하게 나타난 반면 토지면적으로 표준화할 경우 기후변화의 효과가 상대적으로 불명확하게 나타난 점이 있다. 이러한 차이는 해당 변수의 편제상 정의에 비추어 예상된 것으로 본 연구의 주요 결과에 큰 영향을 주지 않는다고 볼 수 있다.

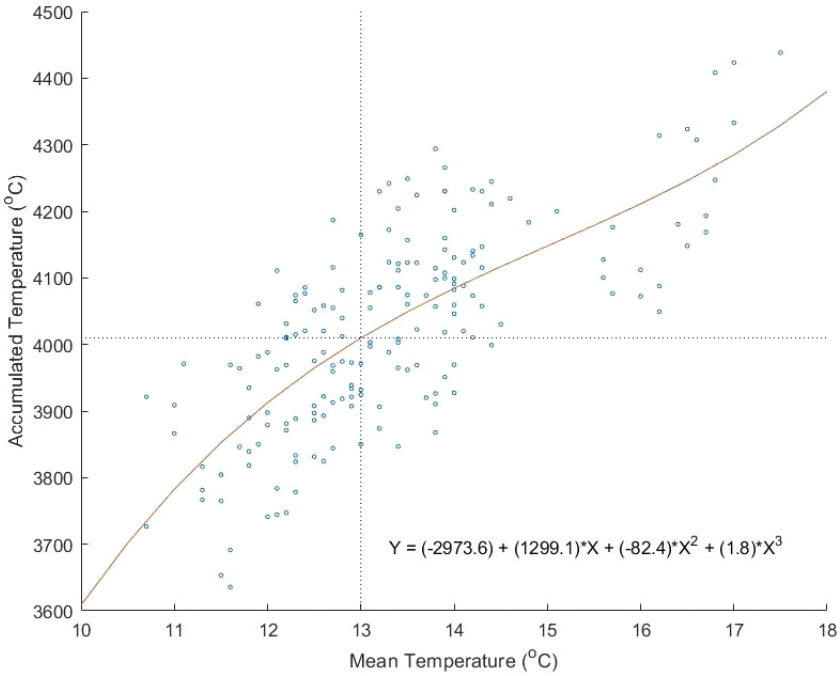
농업소득과 농업생산성에 대한 임계치가 왜 13℃ 주변에 형성되는지 밝히는 것은 매우 어려운 일이며 본 연구의 범위를 벗어난다. 다만 한가지 가능성으로 농업소득과 농업생산성에 가장 일차적으로 영향을 미치는 농업생산량의 경우 연평균 기온에 대해 역U자형의 관계를 지닐 것을 예상해 볼 수 있다. 실제로 한석호(2016)는 종속변수인 쌀 단수에 대해 다양한 기상요인을 설명변수로 8개 지역(도 단위)의 패널분석을 실시하였는데, 평균기온 2차 항에 대한 추정계수가 음의 부호로 나타나 평균기온이 증가함에 따라 단수가 증가하다가 임계점을 지나면서 감소함을 보였다.

좀 더 정확하게 서술하자면 작물의 생장과 직접적인 연관이 있는 것은 적산온도이다. 적산온도는 작물의 발아에서 성숙에 이르기까지 일정 온도 이상의 일평균 기온을 합산한 것을 말한다. 벼의 경우 재배기간이 길고 여름철 높은 기온이 필요하여 높은 적산온도가 요구되는 대표적인 작물이다. 〈그림 5〉는 9개 도별 대표 지점[10]의 2003년~2022년 동안 벼 재배기간(4월 15일~10월 15일) 중 0℃ 기준 적산온도와 해당 지역 연평균 기온 사이의 관계를 보여준다. 본 연구에서 제시한 연평균 기온의 임계치 13℃는 적산온도 4,000℃에 해당하는 것을 볼 수 있다. 벼는 품종에 따라 필요한 적산온도가 다르나 대략

10) 도청 소재지 또는 자료 확보가 가능한 인근 주요 도시 – 수원, 춘천, 청주, 천안, 전주, 목포, 안동, 진주, 제주.

4,000℃에 이르면 대부분 품종의 재배가 가능하다. 감자, 고구마, 콩, 옥수수, 보리, 밀 등 주요 작물의 필요 적산온도는 벼보다 낮은 3,000~3,500℃ 수준이다.[11] 따라서 연평균 기온 13℃ 또는 적산온도 4,000℃가 확보되면 기온 측면에서 작물재배의 걸림돌은 사라지면서 대부분 작물의 재배가 가능하게 된다. 이는 반대로 말하면 연평균 기온이 13℃를 넘어 적산온도가 4,000℃ 이상으로 증가하여도 재배 작물의 생육조건이 개선되거나 재배 가능 작물이 추가되는 등 농업생산을 증가시킬 새로운 기회가 별로 없거나 제한적으로만 발생할 것으로 추론해 볼 수 있다. 한 걸음 더 나아가서, 앞에 언급한 한석호(2016) 등의 연구결과를 받아들이면 연평균 기온이 지나치게 높아지면 오히려 농업생산량에 음의 영향을 준다. 물론 본 연구가 제시한 임계점이 13℃에 형성된 정확한 이유를 파악하기 위해서는 연평균 기온과 농업비용의 관계, 농업생산량과 농산물 가격의 관계 등을 분석하고 종합하는 작업이 필요하며 이는 향후 과제로 남겨두었다.

그림 5. 연평균 기온과 벼 재배기간 중 적산온도



마지막으로 본 연구는 엄밀한 의미에서 기상조건이 농업소득 또는 농업생산성에 미치는 단기적인 영향에 관한 것임을 강조한다. 연평균 기온이 상승할 경우 우리나라의 농업이 현재 보유한 자본재와 기술력 그리고 노동력 수준에서는 대략 13℃ 안팎을 기점으로 한계효과가 양에서 음으로 전환됨을 데이터 분석을 통해 보인 것이다. 기후변화의 궁극적 경제효과는 새로운 기후환경에 대한 적응이 완료된 시점

11) 농촌진흥청 국립농업과학원 영농기술정보(https://www.naas.go.kr/)

에서 최종적으로 계산될 수 있다. 이러한 장기효과는 미래의 기후변화 양상과 새로운 기후환경에 대한 경제 전반의 적응력 향상 정도를 정확히 알아야만 계산할 수 있는 매우 어려운 문제이다. 본 연구의 결과가 장기효과를 추정하지 않았다는 점에서 그 한계점이 있으나 다른 한편으로는 기온의 지속적인 상승에도 불구하고 우리나라 농업 부문에서 새로운 기후환경에 대한 적응 역량의 강화가 이루어지지 않는다면 손실이 불가피함을 보인다는 의의가 있다.

5. 결론

본 연구에서는 연평균 기온 그리고 강수량이 농업소득과 농업생산성에 미치는 영향을 살펴봤다. 농업소득과 농업생산성의 정의에 부합하게 농업생산성 보다는 농업소득에 대한 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 농업생산성과 농업소득을 표준화하는 방법에 따라 다소 다른 결과가 얻어졌으나 연평균 기온의 비선형성과 지역별 이질성이 잘 확인되었다. 이러한 결과는 기후변화에 따른 손해가 발생한 것이 대체로 최근의 현상인 한편 지역별로 상이한 기후변화 효과를 경험하였다는 점을 보여준다. 이는 기후변화에 따른 피해가 본격화하기 전에 기후변화 적응 역량을 강화하는 것이 중요하며 특히 정책적 지원의 우선순위를 남부지방에 두어야 함을 시사한다. 적응 역량의 강화를 위해서는 투입재의 투입량을 변화하는 것을 넘어 관계시설 등 자본재를 구비하고 더 나아가 작목 전환이나 품종 전환과 같은 활동도 중요하다. 또한 본 연구의 결과에서 주목하여야 할 부분은 중부지방에서 따뜻한 기온으로 이득을 보았다는 사실이 아니라 적응 역량의 강화 없이 온난화가 지속될 경우에 맞게 될 미래에는 모두가 피해자가 될 수 있다는 점임을 재차 강조한다.

본 연구는 연평균 기온과 강수량에 초점을 두었으나 기후변화에 따른 기상조건의 변화는 기상의 변동성이나 극한기상 등 매우 다양한 모습으로 나타난다. 기후변화의 다양한 측면을 보다 넓게 고려하지 못한 것은 본 연구의 한계점이다. 또한 임계점이 13℃로 나타난 것이 특정 작물의 생육조건과 밀접한 관련이 있는지 아니면 노동생산성과 관련된 것인지 등 그 구체적인 이유를 찾는 것은 향후 연구과제로 남게 되었다.

이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.
This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

참고문헌

공현석, 정경수, 김민경, 장재봉. (2020). 기후변화가 축산업에 미치는 경제효과. *농업경영·정책연구*, 47(2), 312-332. http://doi.org/10.30805/KJAMP.2020.47.2.312

권오상, 이한빈. (2012). 기후변화에 따른 농업생산성 변화의 일반균형효과 분석. *자원·환경경제연구*, 21(4), 947-980.

김관원, 김태영. (2018). 기후변화에 따른 벼 병해충 피해의 공간적 파급효과 분석. *농촌경제*, 41(1), 51-80. http://doi.org/10.36464/jrd.2018.41.1.004

김덕파. (2023). 기후변화가 1인당 지역생산에 미치는 영향 – 한국 광역시도 패널자료를 이용한 실증분석. *한국경제의 분석*, 29(3), 59-91. http://doi.org/10.22823/jkea.29.3.202312.59

김보영, 이승호, 양현석. (2015). 기후변화와 세계 식량생산 -패널자료를 이용한 실증분석-. *기후연구*, 10(2), 209-218. http://doi.org/10.14383/cri.2015.10.2.209

김용준. (2019). 품질효과를 고려한 벼 작기 관리 기후변화 적응의 경제적 효과 분석. *농업경제연구*, 60(4), 1-28. http://doi.org/10.24997/KJAE.2019.60.4.1

박경원, 권오상, 김광수. (2015). 농업부문모형을 이용한 기후변화의 지역별, 품목별 경제적 효과 분석. *경제학연구*, 63(1), 61-91. http://doi.org/10.22841/kjes.2015.63.1.003

정대희, 한두봉. (2018). 기후변화를 고려한 쌀 토지생산성 모형의 예측력 평가. *환경정책*, 26(4), 197-222. http://doi.org/10.15301/jepa.2018.26.4.197

정준호, 조창현, 장동호. (2012). 기후변수가 농업에 미친 경제적 효과 추정. *기후연구*, 7(2), 146-160.

정준호, 김광배. (2012). 기후변수가 강원도의 농업에 미친 경제적 효과 분석. *한국경제지리학회지*, 15(2), 192-205. http://doi.org/10.23841/egsk.2012.15.2.192

정국모, 황다솔. (2022). 통합기후모형을 통한 제주도의 기후변화 피해 비용 추정. *경제학연구*, 70(2), 5-36. http://doi.org/10.22841/kjes.2022.70.2.001

조성주, 김화년. (2022). 기후변화에 따른 작물 재배면적 할당 및 이동 변화 분석. *농업경영·정책연구*, 49(2), 191-211.

오인하, 오상봉. (2013). 발전부문 하이브리드 모형을 사용한 기후변화 정책효과 분석. *자원·환경경제연구*, 22(4), 691-726.

인소영, 박기영. (2021). 기후변화의 경제학. *한국경제학보*, 28(1), 137-199.

최용근. (2022). 기후변화 리스크가 금융산업에 미치는 영향. *지급결제학회지*, 14(2), 437-480. http://doi.org/10.22898/kpsakr.2022.14.2.437

한석호. (2016). 쌀 단수 예측모형 개발연구. *농업생명과학연구*, 50(3), 29-220. http://doi.org/10.14397/jals.2016.50.3.219

허인혜, 김선영, 이경미, 권원태, 이승호. (2008). 기후변화가 나주시 농업에 미치는 영향. *기후연구*, 3(1), 17-30.

Auffhammer, M. (2018). Quantifying Economic Damages from Climate Change. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 33-52. https://doi.org/10.1257/jep.32.4.33

Bai, J. (2009). Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 77(4), 1229-1279. https://doi.org/10.3982/ecta6135

Burke, M., Hsiang, S. & Miguel, E. (2015). Global non-linear effect of temperature on economic production. *Nature*, 527, 235-239. https://doi.org/10.1038/nature15725

Dell, M., Jones, B. F. & Olken, B. A. (2014). What Do We Learn from the Weather? The New Climate-Economy Literature. *Journal of Economic Literature*, 52(3), 740-798. https://doi.org/10.1257/jel.52.3.740

Hsiang, S. M. (2016). Climate Econometrics. Annual Review of Resource Economics, 8, 43-75. https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100815-095343

Kim, D. & Oka, T. (2014). Divorce law reforms and divorce rates in the USA: an interactive fixed-effects approach. *Journal of Applied Econometrics*, 29(2), 231-245. https://doi.org/10.1002/jae.2310

Kolstad, C. D. & F. C. Moore. (2020). Estimating the Economic Impacts of Climate Change Using Weather Observations. *Review of Environmental Economics and Policy*, 14(1), 1-24. https://doi.org/10.1093/reep/rez024

Tol, R. S. J. (2018). The Economic Impacts of Climate Change. *Review of Environmental Economics and Policy*, 12(1), 4-25. https://doi.org/10.1093/reep/rex027