

기후변화가 쌀 생산성과 가변성에 미치는 영향: 베트남을 사례로

용희원* · 권오상**†

*서울대학교 농경제사회학부 농업자원경제학전공 석사과정,

**서울대학교 농경제사회학부 농업자원경제학전공 및 글로벌 스마트팜 융합전공 교수 / 농업생명과학연구원 겸무연구원

Climate change impacts on rice yield and yield variability: The case of Vietnam

Yong, Huiwon* and Kwon, Oh Sang**†

*Graduate Student, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University, Seoul, Korea

**Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, and Integrated Major in Global Smart Farm, Seoul National University, Seoul, Korea / Adjunct Researcher of RIALS, Seoul National University, Seoul, Korea

ABSTRACT

This study combines Vietnam's rice production data from the Vietnam Household Living Standards Survey (VHLSS) with climate data to estimate the stochastic impact of climate on rice productivity (yield) in Vietnam. The analysis utilizes the Just-Pope production function to assess how annual weather fluctuations or cross-sectional variance in long-term climate affect the expected value and variability of rice productivity. Also, the impact of climate change on current productivity levels is measured using a simulation method. The estimation results reveal that rising temperatures would initially increase the expected value of rice productivity to a certain threshold, but then would decrease it beyond that level. Furthermore, temperature rise could reduce variability in rice yield. Increased rainfall would reduce expected productivity while increasing variability. This study estimates multiple specifications of the Just-Pope function to assess the robustness of the results across varying model specifications. Simulations using historical climate data confirm that climate change has already reduced the expected value of rice productivity. Results are mixed in terms of variability, as simulations show that climate change has reduced the variability of northern regions while increasing that of southern regions. A comparison of the individual effects of temperature and rainfall suggests that these two variables tend to have opposite effects on expected value and variability, where the effects of rainfall tend to outweigh those of temperature. Also, models incorporating climate variables show a greater magnitude of change in expected value and variability than models based on short-term weather variables. These findings highlight that climate change is already affecting current agricultural productivity levels, emphasizing the urgency of implementing appropriate adaptation measures.

Key words : Climate Change, Crop Yield, Rice, Vietnam, Productivity, Variability, Just-Pope Function

1. 서론

농작물 생산은 기후변화로부터 직접 영향을 받는 대표적인 경제활동이다. 특히 식량작물의 경우 기후변화로 생산 손실이 발생하면 경제 전 분야에 걸친 파급효과를 유

발하며, 생산자는 물론이고 소비자 후생에도 큰 영향을 미칠 수 있다. 또한 쌀, 옥수수, 콩, 밀 등의 식량작물은 그 생물학적 특성 차이로 인해 기후변화로부터 영향을 받는 정도가 서로 다르다(IFPRI, 2022; Rosenzweig et al., 2014).

†Corresponding author : kohsang@snu.ac.kr (8228, Bldg. #200, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea. Tel +82-2-880-4728)

ORCID [용희원 0009-0007-0463-6515](https://orcid.org/0009-0007-0463-6515)

[권오상 0000-0003-0086-9825](https://orcid.org/0000-0003-0086-9825)

기온상승과 함께 발생하는 수자원 가용량 변화, 이상기후 발생 빈도 증가 등으로 인해 주요 식량작물의 평균적인 생산성은 물론이고, 그 가변성(variability)도 영향을 받을 것으로 예상된다. 생산 가변성이 높아지면 예년보다 풍작이 발생할 수도 있지만 큰 흉작이 발생할 확률도 높아지는 생산 위험성 심화가 예상된다. 하지만 이러한 생산성이나 가변성 변화는 지역별, 품목별로 달리 나타날 것이며, 그 변화의 방향도 여러 형태로 나타날 수가 있어 지역과 품목 특성을 반영한 실증분석이 필요한 상황이다.

따라서 기후변화가 실제로 어떤 영향을 각 작물 생산에 미치고 있는지에 대해서는 전 세계에서 여러 가지 방법으로 분석되고 있다. 이에는 Rosenzweig et al. (2014)이 시뮬레이션 연구에 반영한 잘 알려진 다수의 작물모형(crop model) 분석들이 있고, 또한 Mendelsohn et al. (1994)을 시발점으로 하여 많은 연구 사례를 보여주는 계량경제학적(econometric) (모수적 혹은 비모수적) 함수추정법도 있다. 본고는 이 두 가지 대표적 분석법 가운데 생물리학(biophysical) 분석법인 작물모형보다는 계량경제학적 함수추정법을 적용하여 기후변화가 베트남의 쌀 생산성(=단수)과 그 가변성에 미치는 영향을 함께 분석하고자 한다.

기후변화에 따른 온도 상승 자체는 고위도 지방에서 더 높을 것으로 예상되지만, 저위도 개발도상국의 경우 기온이 이미 작물이 견딜 수 있는 상한 가까이 접근한 경우가 많아, 상대적으로 큰 생산 손실을 입을 것으로 예상된다(IPCC, 2023; Rosenzweig et al., 2014). 베트남은 이러한 저위도 개발도상국 중 하나이고, 현재 전 세계에서 인도, 태국에 이어 제3위의 쌀 수출국일 정도로 주요 쌀 생산국이며(Statista, 2024), 쌀 산업이 국가 경제에서 차지하는 비중도 높다. 국내 학계에서는 상대적으로 고위도에 속하는 한국에서의 쌀 단수가 기후변화에 의해 영향을 받는 것을 주로 분석해 왔으나, 베트남과 같은 저위도 개발도상국에서 기후변화의 쌀 생산 영향을 분석하는 것은 학술적 의미 외에도 실제적인 중요성을 다음과 같이 가진다.

첫째, 베트남의 쌀 생산성에 관한 연구는 한국의 공적 원조사업에 상당한 시사점을 갖는다. 한국국제협력단(Korea International Cooperation Agency, KOICA) 통계에 따르면 1991~2022년 베트남에 대한 지원액은 507,482,549 USD로, KOICA 전 세계 지원 총액의 약 6%, 대(對)아시아 지원액의 15%에 달한다. 그리고 베트남에 대한 지원 중 약 10%는 농림수산 프로젝트에 투자된다(KOICA [date unknown]). 베트남과 같은 환경에 처한 국가의 가장 중요한 장기 문제 중 하나가 기후변화 영향 분

석과 대응책 마련이지만, 관련 실증분석이 충분치 않으며, 따라서 본 연구의 결과는 베트남이나 그와 유사한 환경에 처한 동남아시아 개발도상국 개발 협력 분야 선정과 성과 달성에 기초 자료로 사용될 수 있다.

둘째, 세계 쌀 시장구조의 특성상 베트남 쌀 생산 양상이 한국 경제에도 상당한 영향을 미칠 우려가 있다. 세계 쌀 시장은 생산량 대비 교역량의 비중이 작은 대표적인 ‘얇은 시장(thin market)’으로서, 소비하는 국가는 다수임에 반해 수출국은 아시아 일부 국가에 한정되어 있어 조그마한 수급 변화에도 국제 쌀 가격이 매우 민감하게 반응한다(Muthayya et al., 2014; Suh et al., 2011). 따라서 기후변화가 한국 쌀 단수에는 당장 큰 영향을 미치지 않는다 해도, 베트남과 같은 주요 수출국에 미치는 영향에서 비롯하는 곡물 가격 상승과 그로 인한 피해가 국내에도 발생할 수 있어 그 심각성을 확인하는 것은 의미가 있다. 또한 그런 면에서 쌀 단수의 변화뿐 아니라 불확실성, 즉 가변성 변화까지 분석하는 것이 필요하다.

주요 식량작물의 생산성이나 수익성이 기후변수에 의해 영향을 받는 정도를 이미 관측된 자료를 이용해 함수 추정하여 파악하고자 하는 연구는 지난 30여 년간 여러 차례 진행된 바 있다(Ortiz-Bobea, 2021). 이들 연구는 농지가격이나 농가소득, 혹은 단위 면적당 생산량이 기후변수를 포함하는 설명변수에 의해 영향을 받는 정도를 통계적으로 분석한다. 함수 추정에 있어 대두되는 핵심 문제는 장기적 변화라 할 수 있는 기후(climate)의 영향을 비교적 단기적인 기상(weather) 특성과 어떻게 구분하여 그 영향을 평가할 것인지일 것이다.

Mendelsohn et al. (1994) 등의 초기 연구는 이 문제를 약 30년간의 지역별 평균 기상자료를 기후변수로 활용하여 해결하고자 하였다. 하지만 횡단면자료만 이용하는 이 방법은 농업 생산성이나 소득에 영향을 미칠 수 있는 기후변수 외의 영향은 반영하지 못하는 소위 변수 누락 편의(omitted variable bias)를 가진다는 지적이 있어 왔다. 따라서 이후의 연구들은 다수 지역의 다년간 자료로 구성되는 패널(panel)자료를 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정하는 방법을 도입하였다(Deschênes and Greenstone, 2007, 2012; Fisher et al., 2012). 그리고 Moore and Lobell (2014), Mérel and Gammans (2021) 등의 보다 최근 연구는 이러한 고정효과 추정법이 단기적인 기상변수의 영향을 상대적으로 크게 받는 문제를 완화하고자 기상변수와 장기 기후변수를 동시에 반영하는 분석법을 제시하기도 하였다. 이 새로운 분석법들은 모두 지역(예: 카운

티) 자료를 다년간 추적해서 사용하며, 그러한 자료가 가용한 미국이나 유럽 선진국들을 주로 대상으로 하였다.

이처럼 기후-기상자료와 농업자료를 발굴하여 계량경제학적 엄밀성을 추구하며 시행되어 온 기존 연구들은 주로 지역별 농업소득이나 면적당 생산성이 기후변수의 영향을 받는 정도를 분석하였다. 특히 기상변수와 기후변수를 모두 설명변수로 활용하는 Mérel and Gammans (2021)의 연구는 장래의 기후 가변성 변화가 농업 생산성에 미칠 영향까지도 도출하여 제시하였다. 하지만 이들 모든 연구는 기후변수의 가변성까지도 “평균적”인 농업 생산성에 영향을 미치는 변수로 반영하였을 뿐, “생산성의 가변성 자체”가 기후변화에 의해 영향을 받는 것을 추정하지는 않았다. 이런 점에서 본고는 기후변수가 쌀 단수의 “평균”과 “가변성”에 미치는 영향을 동시에 추정한다는 차별성을 가진다.

본고는 하나의 함수추정을 통해 기후변수가 쌀 단수의 기댓값과 가변성에 미치는 영향을 동시에 도출하고자 하며, 이를 위해 비교적 오래전에 개발되었지만 대표적인 확률생산함수(stochastic production function, SPF)로 여전히 인정받고 있는 Just-Pope함수(Just and Pope, 1978)를 추정한다. 기후변화가 농업 생산성의 가변성에 영향을 미치는 것은 생산 여건이 충분히 발달하지 못한 개발도상국에서 특히 심할 것이기 때문에 Chen et al. (2004), Cabas et al. (2010), Aye and Ater (2012), Poudel et al. (2014), Sarker et al. (2014), Guntukula and Goyari (2020), Yu et al. (2024) 등이 Just-Pope함수(이하 JP함수)를 나이지리아, 네팔, 방글라데시, 인도, 중국 등을 대상으로 적용한 바가 있다. 하지만 본고는 몇 가지 점에 있어 이들 연구와 또 차별성을 가진다.

첫째, 연구 대상에 있어 차별성이 있다. 앞서 언급하였듯 베트남의 쌀 생산은 베트남 경제에도 중요한 영향을 미치고 우리나라 경제에도 직간접적 영향을 미치지만, 기후변화가 쌀 생산에 미치는 영향을 추정한 연구는 Le (2016)를 제외하면 찾기가 힘들다. 특히 베트남은 물론이고 동남아시아의 주요 쌀 산지인 메콩강 델타에서 대규모로 행해지는 쌀 생산의 기후 취약성이 우려되고 있다.

둘째, 사용하는 농업 및 기후자료의 차별성도 있다. JP함수를 추정한 기존의 개발도상국 대상 연구들은 우리의 도(state)와 같은 비교적 넓은 행정구역 단위로 통합된(aggregated) 자료를 사용하여, 자료의 공간적 해상도가 매우 낮은 문제가 있다. 이는 특히 기후변화 효과를 분석할 때는 큰 한계로 작용한다. 본고는 세계은행(World

Bank)과 베트남 정부가 공동으로 개발·관리하고 있는 VHLSS (Vietnamese Household Living Standards Survey) 라는 서베이 원자료를 사용한다(VHLSS [date unknown]). 2004 ~ 2018년간 조사된 VHLSS 자료가 사용되며, 이 자료는 개발도상국으로서는 비교적 정교하게 조사된 개별 농가의 상세 경영 정보를 포함한다. 기상자료로는 미국 해양대기청(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)의 Physical Sciences Laboratory (PSD)에서 제공하는 자료와 Climate Hazards Group InfraRed Precipitation with Station (CHIRPS) 자료를 사용하며(Funk et al. 2014; NOAA [date unknown]), 각 농가가 속해 있는 가장 작은 행정단위인 꼬문(commune)별로 과거 기상자료를 대응시켜 분석에 활용함으로써 자료의 공간적 해상도를 크게 높인다.

셋째, JP함수의 구체적 추정방법에 있어서도 차별성을 가지도록 한다. 기존 연구들은 모두 매년의 기상자료를 사용하는 추정법을 적용하여 기상변수와 기후변수의 구분이 모호한 점을 가지고 있었다. 본고는 장기 기후변수와 단기 기상변수를 각각 사용하는 추정법을 모두 시행하고, 그 결과를 함께 검토한다. 그리고 두 가지 추정 결과를 모두 이용하되, 관측된 장기 기후변화를 반영하는 시뮬레이션을 통해 기후변화가 유발한 단수의 기댓값 및 가변성 각각의 변화를 도출한다.

이상의 연구 목적을 가진 본고의 제2장은 분석모형에 대해 설명한다. 제3장은 사용된 자료와 그 가공 방법에 대해 설명하며, 제4장은 분석결과를 제시한다. 그리고 마지막 제5장은 분석결과를 요약하고 결론을 내린다.

2. 분석 모형

기후-기상변수가 생산성과 가변성에 미치는 영향은 다음과 같은 변형된 형태의 JP함수로 설정할 수 있다.

$$y_{i[t]} = f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta) + h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)\epsilon_{i[t]} \quad (1)$$

$$y_{i[t]} = f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}; \beta) + h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}; \gamma)\epsilon_{i[t]} \quad (2)$$

$$\text{단, } i[t] = 1, \dots, n[t], \quad t = 1, \dots, T$$

본 연구가 사용하는 농가별 서베이 자료에서는 동일 농가가 모든 연도의 서베이에서 반복적으로 조사되는 것은

아니므로 일종의 반복 횡단면자료이다. 따라서 지수 $i[t]$ 는 연도 t 에 관측된 농가 i 를 의미한다. $y_{i[t]}$ 는 농가의 면적당 쌀 생산량의 로그값이고, $\mathbf{X}_{i[t]}$ 와 $\mathbf{Z}_{i[t]}$ 는 그 설명변수의 벡터이며, 매년의 기상변수는 물론, 농가나 지역의 특성변수도 포함한다. $\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}$ 와 $\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}$ 는 $\mathbf{X}_{i[t]}$ 와 $\mathbf{Z}_{i[t]}$ 의 장기(예: 30년) 평균으로서, 일종의 기후변수를 포함한다.¹⁾ $\epsilon_{i[t]}$ 는 표준정규분포를 따르는 확률변수이다. (β, γ) 는 모두 추정해야 할 파라미터이다.

식 (1)에서 $E[y_{i[t]}] = f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 이므로 $f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 는 평균(mean) 단수 함수이며, 단수의 기댓값을 결정한다. 단수의 분산은 $V[y_{i[t]}] = h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)^2$ 이기 때문에 함수 $h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)$ 는 단수의 표준편차에 대응한다. 따라서 본고에서는 $h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma) > 0$ 이도록 하는 지수함수형을 채택하며, $\frac{\partial h(\cdot)}{\partial z_{j[t]}} > 0 (< 0)$ 일 경우 $z_{j[t]}$ 는 위험증가(위험감소) 요소로 해석된다.

JP함수를 추정할 대부분의 연구는 식 (1)을 추정하였다. 식 (2)는 식 (1)의 연도별 자료 $(\mathbf{X}_{i[t]}, \mathbf{Z}_{i[t]})$ 대신 장기 평균치 자료 $(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}, \bar{\mathbf{Z}}_{i[t]})$ 를 적용하는 차이가 있다. $f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 와 $f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}; \beta)$ 중 어느 것에서 기후-기상변수의 한계적 영향이 크지, 그리고 $h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)$ 와 $h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}; \gamma)$ 중에서는 어디가 더 크지는 단언하기가 어렵다. 기후조건에 대한 생산자의 적응(adaptation) 측면을 강조할 경우 단기적 반응인 $f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 와 $h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)$ 에서 보다는 적응행위를 반영하는 $f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}; \beta)$ 와 $h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}; \gamma)$ 에서 한계적 영향이 더 작을 것이라 추측할 수 있다. 하지만 쌀 생산 생태계 자체의 변화를 감안한다면 오히려 $f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}; \beta)$ 와 $h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}; \gamma)$ 에서 기후변수의 한계적 영향이 더 클 수 있다. 이는 오랜 기간 기온이나 강우량이 변할 경우 쌀 생산 생태계 자체가 근본적으로 변하고(예: 현재의 북부지역 쌀 재배 생태계가 현재의 남부지역 생태계로 변화), 한 해의 일시적 기상변화보다 더 큰 단수와 가변성 변화를 유발할 수 있기 때문이다. 식 (1)과 식 (2)를 모두 추정함으로써 이 두 가지 상반되는 효과 중 무엇이 더 큰지를 확인할 수

있을 것이다.²⁾

보다 구체적으로, 본고는 식 (1)의 $f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 와 $h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma)$ 의 함수형으로 각각 식 (3)과 식 (4)를 적용하고, 이와 유사한 형태를 식 (2)의 $f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}; \beta)$ 와 $h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]}; \gamma)$ 의 함수형으로 적용한다. 단, j 는 농가가 속하는 꼬문보다 더 큰 지역을 의미한다.

$$\begin{aligned} f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta) &= \beta_0 + \beta_1 Temp_{i[t]} + \beta_2 Rain_{i[t]} + \beta_3 Temp_{i[t]}^2 + \beta_4 Rain_{i[t]}^2 \\ &+ \beta_5 t + \sum_j (\beta_j D_{i[t]j} + \beta_{jt} D_{i[t]j} \times t) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} h(\mathbf{Z}_{i[t]}; \gamma) &= \exp(\gamma_0 + \gamma_1 Temp_{i[t]} + \gamma_2 Rain_{i[t]} \\ &+ \gamma_3 t + \sum_j (\gamma_j D_{i[t]j} + \gamma_{jt} D_{i[t]j} \times t)) \end{aligned} \quad (4)$$

식 (1)을 추정할 때에는 평균 생산성을 결정하는 요인인 $\mathbf{X}_{i[t]}$ 로 t 시점의 기온($Temp_{i[t]}$), 강우량($Rain_{i[t]}$), 기온 및 강우량의 제곱, 그리고 지역 더미($D_{i[t]j}$) 및 시점(t)을 적용한다. 식 (2)를 추정할 때에는 $Temp_{i[t]}$ 와 $Rain_{i[t]}$ 의 당해연도 값이 아닌 장기(1989~2018년) 평균값인 $\overline{Temp}_{i[t]}$ 와 $\overline{Rain}_{i[t]}$ 을 사용하게 되는 차이가 있다. 생산성의 가변성을 설명하는 변수들인 $\mathbf{Z}_{i[t]}$ 에는 $\mathbf{X}_{i[t]}$ 의 기후-기상변수 중 2차 항은 사용하지 않는다. 실제 추정에서는 $\mathbf{X}_{i[t]}$ 에 2차 항을 포함하거나 하지 않는 등, 변수 선택 관련 다양한 시도를 하였다.

식 (1)과 식 (2)는 몇 가지 방법으로 추정할 수 있고, 그 방법의 선택은 자료의 선정과도 관련되어 있다. 우선 모든 관측치를 여러 해에 걸쳐 관측한 패널자료를 구축한다면 관측치별로 평균차분(mean-difference)을 취한 후 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정할 수 있게 된다. 그러나 본고의 경우 이러한 시도를 하지 않는데, 첫째, 개별 농가는 VHLSS 서베이에서 반복해서 나타나지 않으므로 자료 자체가 패널이 아닌 중복 횡단면자료이다. 꼬문이나 군(district)별 평균자료를 취해 의사 패널(pseudo-panel)을 만들어 줄 수도 있지만, 꼬문의 경우 평균 2~3개의 농가만을 포함하기 때문에 지역자료의 대표성을 인정하기 어

1) $(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]}, \bar{\mathbf{Z}}_{i[t]})$ 중 일부 변수에는 여전히 단기값이 적용될 수 있다.

2) 이 외에도 본고는 Mérel and Gammans (2021)와 Moore and Lobell (2014)이 시도했던 바처럼 단기 기상변수와 장기 기후변수를 모두 감안하여 분석하고자 각각 식 (1)과 식 (2)에 $[\mathbf{X}_{i[t]} - \bar{\mathbf{X}}_{i[t]}]^2$ 를 추가 설명변수로 반영하기도 하였다. 하지만 본고의 경우 변수 간 상관성이 높아 $[\mathbf{X}_{i[t]} - \bar{\mathbf{X}}_{i[t]}]^2$ 의 파라미터 혹은 나머지 변수의 파라미터 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 문제가 발생하였으므로, 그 파라미터가 0이라는 제약을 가하고 식 (1)과 식 (2)를 추정한다.

려운 문제가 있고, 군별로 통합할 경우 포함 농가 수가 늘어나지만 대신 자료의 공간적 해상도가 크게 낮아지면서 관측치 수도 크게 줄어드는 문제가 발생한다. 둘째, 식 (2)는 장기 평균변수 ($\bar{X}_{i[t]}$, $\bar{Z}_{i[t]}$)를 설명변수로 사용하기 때문에 평균차분을 이용하는 고정효과 추정법이 적용되지 않는다. 셋째, 식 (1)과 식 (2)의 비선형구조가 통상적인 선형회귀모형과 달리 고정효과 추정법을 허용하지 않는 문제가 있다.³⁾

이런 상황으로 인해 본고는 JP모형을 추정한 다수의 연구들과 같이 식 (5)의 우도함수를 직접 극대화하는 최우추정법(MLE)을 적용하며, 상수항 (β_0, γ_0)이 농가별로 다르다고 가정하는 대신 꼬문보다 더 광역인 지역별로 적용되는 더미 $D_{i[t]j}$ 를 연도 변수 t 와 함께 활용하는 방식을 선택한다.⁴⁾ 지역더미 $D_{i[t]j}$ 는 베트남의 쌀 생산시기에 대한 정보를 기반으로 하여 베트남을 5개의 지역으로 구분 적용된다. 또한 이 두 유형 변수의 교차항도 추정에 반영하여 각 연도별로 발생하는 생산성 변화 충격이 지역별로 다를 수 있도록 한다.

이 외에도 본고는 경영주의 연령 및 최종학력, 쌀 식부면적 등과 같은 개별 농가의 특성변수도 $\mathbf{X}_{i[t]}$ 에 추가하여 추정하기도 한다. 이 변수들을 추가하여도 기후-기상변수가 쌀 단수에 미치는 영향은 크게 변화하지 않았기 때문에 그 추정 결과는 Appendix의 Table A1에 수록하도록 한다.

$$\ln L = -\frac{1}{2} \left[N \ln(2\pi) + \sum \ln(h(\mathbf{Z}_{i[t]}, \boldsymbol{\gamma}))^2 + \sum \frac{(y_{i[t]} - f(\mathbf{X}_{i[t]}, \boldsymbol{\beta}))^2}{h(\mathbf{Z}_{i[t]}, \boldsymbol{\gamma})^2} \right] \quad (5)$$

$$\text{단, } N = \sum_t n[t]$$

3. 분석 데이터

3.1. VHLSS 데이터

농가별 자료(쌀 단수, 지역 특성, 가구 특성 등)는 베트남의 가계 단위 설문조사 자료인 VHLSS 자료를 가공하여 사용한다. 기후-기상변수에는 NOAA PSD 및 CHIRPS의 자료를 활용한다.⁵⁾

베트남의 농가 특성을 제공하는 자료인 VHLSS는 세계은행과 베트남 통계청이 베트남 가구의 생활 수준 및 빈곤 정책의 영향을 파악하고자 실시하는 가구 단위 설문조사로 2002년 이후 격년으로 수집되고 있다. 데이터의 전체 표본은 30,000가구 이상이며 인구통계 및 사회·경제적 정보, 가구의 경제 상황, 교육, 보건 등의 문항이 포함된 자료다. 본 연구에서는 VHLSS의 2004년~2018년의 격년자료를 분석에 활용하며, 쌀을 생산하는 농가를 분석대상으로 한다.⁶⁾ 베트남의 행정구역은 성(province), 군(district), 꼬문(commune) 단위로 분할되는데 본 연구는 농가 단위의 원자료를 지역단위로 통합(aggregation)하지 않고 개별 응답을 분석에 직접 사용한다.

VHLSS의 생산 데이터는 농산물을 54종(2004, 2006, 2008년도 데이터에서는 55종), 총 4개의 품목군으로 분류한다. 쌀은 연중 재배 쌀, 겨울-봄 쌀, 여름-가을 쌀, 가을-겨울 쌀, 다락논 쌀, 찹쌀, 방항미 등의 7가지 유형으로 나뉜다. 분석 대상이 되는 ‘쌀 재배 농가’는 이들 쌀류를 생산하는 가구로 정의된다.

베트남의 지역(region)은 Table 1이 구분하는 바와 같이 통상 8개의 지역으로 나뉜다. 1. Red River Delta(홍강델타), 2. Northeast(동북), 3. Northwest(서북)는 이모작을 하는 북부에 속하며, 4. North Central Coast(북중부), 5. South Central Coast(남중부), 6. Central Highland(서부고지대), 7. Southeast(동남부), 8. Mekong River Delta(메콩델타)는 삼모작을 하는 남부에 속한다. 베트남의 행정구역

- 3) 비선형 방정식을 고정효과 모형으로 추정하려면 교란항이 식 (1), 식 (2)와 달리 여전히 가법적(additive)이어야 하고, 회귀식의 비선형 부문도 특정 구조를 갖추어야만 한다(Cameron and Trivedi, 2005, pp. 780-785).
- 4) JP모형은 FGLS(feasible generalized least squares) 방식으로 추정할 수도 있다(Just and Pope, 1979). 이는 $f(\mathbf{X}_{i[t]} : \boldsymbol{\beta})$ 와 $h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \boldsymbol{\gamma})$ 를 단계별로 분리해 추정하고, 이어서 전체 모형의 이분산성(heteroskedasticity) 문제를 처리하는 3단계 추정법인데, 그 과정에 고정효과 추정법을 반영할 수 있다. 하지만 JP함수의 FGLS 추정은 MLE 추정에 비해 통계적 효율성 측면에서 상당한 결점을 가진다는 것이 밝혀진 바 있다(Saha et al., 1997).
- 5) VHLSS 및 기후-기상자료의 해석과 가공에 있어 베트남 현지 연구진과의 네트워크를 활용해 정확성을 기하도록 하였다. Mekong Development Research Institute(MDRI)의 Dr. Phung Duc Tung과 Dr. Nguyen Viet Cuong이 자료 전반에 걸친 협조와 자문을 해주었다.
- 6) VHLSS의 최신 조사연도는 2022년이나, 저자들이 보유하고 있는 자료는 2002~2018년의 자료이다. 2002년 자료는 이후 시기와 비교하였을 때 설문 항목이 이질적이어서 분석에서 제외하였다. 본 연구의 목적은 시간에 따른 생산성의 최근 추세를 파악하는 것이 아닌, 기상-기후변수에 생산성이 어떻게 반응하는지를 파악하는 것이므로 2004~2018년 기간의 8회 조사로도 연구목적에 달성할 수 있을 것이다.

Table 1. Regions of Vietnam

No.	Region	Map of Vietnam (Wikimedia Commons, 2020)
1	Red River Delta (홍강델타)	
2	Northeast (동북)	
3	Northwest (서북)	
4	North Central Coast (북중부)	
5	South Central Coast (남중부)	
6	Central Highlands (서부고지대)	
7	Southeast (동남부)	
8	Mekong River Delta (메콩델타)	

Note: Korean names of each region are in parentheses.

Table 2. Number of rice farms surveyed in each region by year

Year	Red River Delta	Northeast	Northwest	North Central Coast	South Central Coast	Central Highlands	Southeast	Mekong River Delta	Total
2004	1,149 (25.7%)	900 (20.2%)	256 (5.7%)	662 (14.8%)	428 (9.6%)	176 (3.9%)	200 (4.5%)	696 (15.6%)	4,467
2006	1,110 (25.9%)	884 (20.6%)	248 (5.8%)	653 (15.2%)	435 (10.2%)	174 (4.1%)	162 (3.8%)	620 (14.5%)	4,286
2008	1,098 (26.3%)	877 (21.0%)	248 (5.9%)	614 (14.7%)	429 (10.3%)	170 (4.1%)	150 (3.6%)	596 (14.3%)	4,182
2010	1,110 (27.1%)	888 (21.7%)	234 (5.7%)	608 (14.8%)	410 (10.0%)	174 (4.3%)	120 (2.9%)	552 (13.5%)	4,096
2012	1,038 (26.1%)	865 (21.8%)	228 (5.7%)	607 (15.3%)	416 (10.5%)	180 (4.5%)	116 (2.9%)	521 (13.1%)	3,971
2014	976 (25.6%)	856 (22.4%)	218 (5.7%)	570 (14.9%)	379 (9.9%)	180 (4.7%)	120 (3.1%)	518 (13.6%)	3,817
2016	805 (24.8%)	743 (22.8%)	201 (6.2%)	532 (16.4%)	318 (9.8%)	171 (5.3%)	82 (2.5%)	401 (12.3%)	3,594
2018	878 (24.4%)	828 (23.0%)	209 (5.8%)	585 (16.3%)	364 (10.1%)	170 (4.7%)	101 (2.8%)	459 (12.8%)	3,253
Total	8,164 (25.8%)	6,841 (21.6%)	1,842 (5.8%)	4,831 (15.3%)	3,179 (10.0%)	1,395 (4.4%)	1,051 (3.3%)	4,363 (13.8%)	31,666 (100%)

Note: The numbers in parentheses indicate each region's share of the total number of farms.

은 2004년에서 2018년을 거치는 동안 개편을 거쳤는데, 본 연구는 행정구역을 2004년 기준으로 통합하여 자료를 구축한다.

VHLSS 설문지의 조사 대상 농가는 조사마다 변하기 때문에 본 연구가 활용하는 데이터는 패널데이터가 아니라

반복 횡단면자료(repeated cross-sectional data)에 해당하며, 8개의 지역 각각에 속하는 농가 수를 연도별로 정리한 것은 Table 2와 같다.

본 연구의 종속변수는 쌀 단수의 로그값이다. 쌀 단수는 1년 동안 생산된 쌀의 무게를 1년 동안 쌀 생산을 위해

Table 3. Annual trend of rice yield in VHLSS data

Year	Rice Yield (kg/m ²)			
	Mean	Std. dev.	Min.	Max.
2004	0.46	0.12	0.02	1.17
2006	0.48	0.12	0.01	1.23
2008	0.49	0.12	0.03	1.00
2010	0.48	0.13	0.03	1.62
2012	0.51	0.12	0.04	1.10
2014	0.51	0.17	0.05	6.06
2016	0.52	0.14	0.05	4.20
2018	0.52	0.14	0.06	3.48

Table 4. Classification of region based on rice production conditions

Group	Region	Northern or Southern region	Rice production period	% of farms
Group 1 (홍강델타)	Red River Delta	North (two harvests per year)	{2, 3}, {7, 8}	26%
Group 2 (북부)	Northeast		{3, 4}, {8, 9}	27%
	Northwest			
Group 3 (중부해안지역)	North Central Coast	South (three harvests per year)	{1, 2}, {5, 6}, {8, 9}	25%
	South Central Coast			
Group 4 (중부고지대/남동지역)	Central Highlands		{2, 3}, {6, 7}, {8, 9}	8%
	Southeast			
Group 5 (메콩델타)	Mekong River Delta		{12, 1}, {4, 5}, {7, 8}	14%

Note 1) Korean names of each group are in parentheses.

2) Months grouped by { } in the last column make up each growing season of rice. For example, in “Group 1”, February and March are months when winter-spring season rice is cultivated.

3) ‘Rice production period’ is based on the information of the VHLSS 2004 operational handbook.

경작된 농지의 총면적으로 나누어 구한다. 예를 들어, 이 모작을 하는 농가에서 첫 번째 작기에 100m²의 농지에서 50 kg의 쌀을 생산하고, 두 번째 작기에 같은 농지에서 45 kg의 쌀을 생산하였다면 이 농가의 생산성 즉, 단수는 $(50+45)/(100+100)=0.475$ 로 계산된다. 쌀 단수의 연도별 기초통계량은 Table 3에 나타난 바와 같으며, 기술 향상에 의해 단수가 시간이 지나며 높아지는 추세가 있음이 확인된다.)

또한 본 연구는 베트남의 지역적 차이에서 기인하는 효과를 모형에 반영하기 위해 지역 더미변수 $D_{i[t]j}$ 를 활용하는데, VHLSS 데이터 자체는 베트남의 지역(region)을 Table 1과 같이 총 8곳으로 구분하지만, VHLSS 2004년도 조사요령집의 쌀 생산 시기로 구분하였을 때는 Table

4와 같이 총 5개의 지역으로 구분하는 것이 가능하다. 후자의 방식을 사용하면 생산 특성이 유사한 지역을 합쳐서 분석하게 될뿐더러 일부 고지대의 농가 수가 지나치게 적어 지역별 농가 비율이 균일하지 않게 되는 문제를 완화하기도 해서, 본 분석의 모든 지역변수는 Table 4의 ‘Group’을 기준으로 한다. 따라서 동일 지역에 속하는 모든 농가는 동일한 더미변수 $D_{i[t]j}$ 를 부여받는다. Table 4의 마지막 열(‘% of farms’)은 각각의 ‘Group’의 관측치 수가 전체 관측치 수에서 차지하는 비중을 표시하는데, Table 2에서 8개의 지역으로 구분하였을 때 지역 간 관측치 비율이 불균형했던 문제가 완화됨을 확인할 수 있다. 또한, 본 연구는 기후변수로 사용하는 기온과 강우량 변수를 계산할 때 Table 4의 ‘Rice production period’ 항목을 참고하여 베트남

7) 2014, 2016, 2018년의 최댓값이 각각 6.06, 4.20, 3.48로 다른 해에 비해 지나치게 높지만, 이와 같이 생산성이 1.62(=2004~2012년 기 간의 단수 최댓값)를 초과하는 응답은 각각 3건, 3건, 4건에 불과하므로 이 값들은 이상관측치(outlier)로 간주된다. 이상관측치를 제외하고 분석을 진행하여도 결과에는 거의 차이가 없다는 것을 확인하였다.

Table 5. Descriptive statistics of the past climate data

Year	Min. Temp. (°C)	Max. Temp. (°C)	Total precipitation (mm)			
			Mean	Std. dev.	Min.	Max.
2004	3.3	36.7	1,419	524	360	2,955
2006	2.5	36.3	1,437	598	341	2,806
2008	2.2	36.0	1,497	561	325	3,357
2010	4.3	37.3	1,453	746	428	3,883
2012	3.1	37.3	1,592	730	339	2,731
2014	1.0	36.7	1,384	423	346	3,082
2016	1.9	38.4	1,616	746	364	3,410
2018	5.2	36.2	1,617	495	394	3,158

남의 어느 지역에서도 쌀이 생산되지 않는 시기인 10월과 11월을 제외한 월들의 정보만을 사용한다.

3.2. 기후데이터

베트남의 개별 농가의 정보를 담고 있는 VHLSS 데이터는 기후데이터와 통합되어 분석된다. VHLSS에서 농가 위치는 꼬문 단위까지만 식별되기 때문에 기후변수 또한 꼬문 단위로 통합하여 분석에 반영한다. 일별 최저기온 및 최고기온은 NOAA PSD의 데이터를, 일간 강우량은 CHIRPS의 데이터를 사용하는데, Table 5는 이들 데이터로부터 계산된 2004~2018년(격년)의 연 최고기온, 최저기온, 그리고 총 강우량의 기초통계량을 계산한 것이다.

앞서 설명하였듯 본 연구는 기상변수 혹은 기후변수만을 사용하여 JP 함수를 각각 추정한다. 기상변수 중 t 시점의 강우량($Rain_{i[t]}$)은 10월과 11월을 제외한 t 시점 연간 강우량의 합으로 반영된다. t 시점의 기온($Temp_{i[t]}$)은 10월과 11월을 제외한 t 시점 연 평균기온으로 계산된다. 일별 최고기온은 낮, 최저기온은 밤의 생육조건에 영향을 미치므로 이 둘의 평균치를 매일 기온의 대표치로 활용하여, 이를 10, 11월을 제외하고 평균한 값을 $Temp_{i[t]}$ 로 사용한다. VHLSS의 자료가 격년 자료이기 때문에 기상변수를 사용할 때에는 2004~2018년 격년의 $Rain_{i[t]}$ 와 $Temp_{i[t]}$ 를 사용한다. 단기 기상변수 대신 장기 기후변수를 분석에 활용할 경우 1989~2018년의 30년 기간의 평균치인 $\overline{Rain}_{i[t]}$ 와 $\overline{Temp}_{i[t]}$ 를 사용한다.

기후-기상변수를 이용하여 JP함수를 추정한 이후에는 과거 기후와 현재 기후에서의 쌀 생산성의 기댓값 및 가

변성을 비교하기 위한 시뮬레이션을 실시한다. 추정 시 설명변수로 기상변수만을 사용하던 기후변수만을 사용하던 시뮬레이션에서는 항상 현재 기후조건과 과거 기후조건을 비교하도록 한다. 시뮬레이션에서 현재 기후로는 VHLSS의 설문 기간에 해당하는 2004~2018년의 15년 기간의 평균기온과 강우량을 활용한다. 과거 기후로는 1981~1995년의 15년 기간의 평균기온과 강우량을 활용하는데, 이는 본 연구에서 활용하는 기후데이터의 가장 과거 자료가 1981년 자료이기 때문이다.

4. 분석 결과

모형의 추정결과는 Table 6, Table 7과 같다.⁸⁾ Table 6은 식 (1)을 추정한 것으로, 매년의 기상자료를 설명변수로 사용한 결과이다. Table 7은 식 (2)를 추정한 것으로, 장기 기후변수를 설명변수로 사용한 결과이다. 두 표의 평균 생산성 함수 $f(\cdot)$ 에서 기온은 항상 2차 함수로 설정되지만, 강우량은 2차 함수로 설정되는 경우와 1차 함수로 설정되는 경우 두 가지로 구분된다.

두 표의 추정 결과에서 설명변수로 사용된 거의 모든 변수가 통계적으로 유의하다. 다만 강우량의 경우 Table 6에서는 단수 기댓값 함수 $f(\mathbf{X}_{i[t]}; \beta)$ 에서 강우량의 영향이 2차 함수로 추정되는 경우(=Model 1) 1차 항의 유의성이 10% 수준으로 유의도가 상대적으로 낮을뿐더러, Table 5에 정리된 베트남의 강우량 구간인 약 300~3,800 mm에서는 강우량 증가가 단수 기댓값에 일관되게 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 강우량 변수는 선형으로만 적용하는 추정결과(=Model 2 또는 Model 4)도 합

8) 앞에서 언급한 바와 같이 농가의 개별 특성을 반영한 추정 결과는 Appendix의 Table A1에 정리되어 있다.

게 제시한다.

모든 모형에서 기온상승은 단수의 기댓값 $f(\cdot)$ 에 역 U자형의 영향을 미친다. 즉 기온은 어느 정도까지는 상승할수록 단수가 높아지지만 더 이상 높아지면 단수를 낮추는 방향으로 작용하게 된다. 이는 단기 기상변수를 사용하든(=Table 6), 장기 기후변수를 사용하든(=Table 7) 동일하게 나타나는 현상이다. 모형의 종류에 따라 차이가 있으나, 약 28°C 수준에서 기온의 한계효과가 부호를 바꾼다. 반면 강우량의 경우 그 영향이 1차 함수로 추정되든 2차 항으로 추정되든 그 값이 베트남의 일반적인 강우량 범위(약 300 ~ 3,800 mm)에서는 $f(\cdot)$ 에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 우선 Model 1에서는 강우량의 한계효과가 양(+)에서 음(-)으로 부호를 바꾸는 지점이 음수이고 Model 3에서는 강우량의 한계효과가 음(-)에서 양(+)으로 부호를 바꾸는 지점이 약 3,840 mm다. 강우량의 영향을 1차 함수로 추정된 Model 2와 Model 4의 경우 그 파라미터가 -0.1149×10^{-3} 과 -0.2511×10^{-3} 으로 음의 값으로 추정되어 강우량 1,000 mm 증가가 쌀 단수의 기댓값을 약 0.11% 또는 약 0.25% 감소시키는 관계가 성립한다.

단수의 기댓값 $f(\cdot)$ 은 지역별로도 유의한 차이가 있다. 쌀 주산지이자 기준 지역인 메콩델타(=Group 5)에 비해 홍강델타(=Group 1), 북부(=Group 2), 중부해안지역(=Group 3)에서 단수가 오히려 더 높고, 중부고지대/남동지역(Group 4)에서는 더 낮다. 모형에 따라 차이가 있으나, 홍강델타/북부/중부해안지역의 평균적인 단수는 메콩델타에 비해 각각 약 28 ~ 34%/10 ~ 21%/3% 높은 것으로 추정되며, 중부고지대/남동지역의 평균적인 단수는 메콩델타 대비 약 7 ~ 8% 낮은 것으로 추정된다. 메콩델타 지역의 쌀 단수는 해안지역의 염분 침투 문제, 즉 염해(salt damage)를 겪는 것으로 알려져 있다(Tho, 2022). Year (t) 변수의 파라미터가 모든 모형에서 양(+)으로 추정되었기 때문에 염분 침투 문제에도 불구하고 전반적인 기술 향상으로 메콩델타의 평균적인 단수는 시간이 지나면서 연간 약 4%씩 상승한다. 여타 지역의 경우 메콩델타 지역보다 단수가 높은 지역은 $\text{Group} \times t$ 파라미터가 음(-)의 값으로 추정되어 시간에 따른 생산성 증가폭이 메콩델타보다 낮고, 반대로 메콩델타 지역보다 단수가 낮은 지역은 해당 파라미터가 양(+)의 값으로 추정되어 더 높은 생산성 증가를 보인다. 즉 Barro and Sala-i-Martin (2004)과 Baumol (1986)이 정의한 생산성의 지역 간 수렴(convergence) 현상이 관찰된다.

기후-기상변수가 단수의 가변성 $h(\cdot)$ 에 미치는 영향도 Table 6과 Table 7에서 그 크기의 차이만 있을 뿐 방향은 같다. 기온상승은 단수의 가변성을 통계적으로 유의하게 낮추는 반면, 강우량 증가는 유의하게 높이는 것으로 나타났다. 지역적으로 보면, 메콩델타를 제외한 모든 지역은 메콩델타에 비해 상대적으로 낮은 단수 가변성을 보인다. 메콩델타는 쌀 주산지이면서도, 염해와 여타 자원관리 문제 등으로 인해 단수의 가변성이 다른 지역보다 높은 편이다. 하지만 시간이 지나면서 메콩 지역의 단수 가변성은 줄어들고 있는데, 이 역시 기후변화에 대한 적응력 상승 혹은 자원관리와 재배 기술 발전의 영향을 반영하는 것이다. 시간이 지나면서 단수 가변성이 변하는 정도가 지역별로 어떻게 다른지는 Table 6과 Table 7간에 일부 차이가 있다. 두 표 모두에서 $\text{Group} \times t$ 파라미터는 양(+)의 값으로 추정되어 홍강델타 지역은 메콩델타에 비하면 가변성 감소 정도, 즉 가변성 개선 정도가 약한 것으로 나타난다. 반대로 북부지역에서는 메콩델타에 비해 가변성 개선 속도가 더 높다. 하지만 나머지 두 지역, 즉 중부해안지역과 중부고지대/남동지역의 단수 가변성 개선이 메콩델타에 비해 더 빠르지 느린지와 그 통계적 유의성은 Table 6과 Table 7 사이에 차이가 있어, 단기 기상변수와 장기 기후변수 중 무엇을 사용하느냐에 따라 달라진다.

한편, Appendix의 Table A1은 단기 기상자료를 사용하는 단수 모형을 추정하되, 농가의 개별 특성도 반영한다. 농가의 쌀 식부면적이 클수록 단수가 높아 일종의 규모의 경제성효과가 발견되며, 그리고 식부면적이 클수록 단수 가변성은 줄어든다. 경영주 나이 역시 많을수록 단수가 높고 가변성은 낮다. 그리고 여러 종류의 정규 교육을 경영주가 받을 경우에도 단수가 높아지고 가변성은 줄어든다는 것이 확인된다. 그러나 Table 6의 추정 결과와 비교했을 때, 이들 농가 특성을 추가 설명변수로 반영하는 것이 기후-기상변수가 단수에 미치는 영향에는 큰 영향을 주지 않는다고 할 수 있다.

본고의 이러한 추정 결과는 서론에서 소개했던 JP함수를 추정된 여러 선행연구 중 일부와 유사하면서도 다른 일부와는 차이를 가지기도 한다. 이는 대상 지역과 작물, 설정된 함수 형태, 자료의 사용 방식 등에 있어 연구 간 유사성과 차별성 때문에 발생한다. 몇몇 연구가 본고처럼 기온 관련 변수의 경우 작물 단수 기댓값에 역 U자형의 영향을 미침을 발견하였지만(Aye and Ater, 2012; Yu et al., 2024), 상당수 연구가 선형함수 형태를 적용하여 기온이 단수 기댓값을 높이거나(Sarker et al., 2014) 반대로 낮

Table 6. Estimation results using annual weather data

Variable (β, γ)	(a) Model 1		(b) Model 2	
	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$
Avg. Temp.	0.3953*** (0.0406)	-0.1728*** (0.0050)	0.4008*** (0.0406)	-0.1730*** (0.0050)
Avg. Temp. ²	-0.0069*** (0.0008)		-0.0070*** (0.0008)	
Rainfall $\times 10^3$	-0.0512* (0.0299)	0.1365*** (0.0133)	-0.1149*** (0.0064)	0.1424*** (0.0131)
Rainfall ² $\times 10^6$	-0.0208** (0.0095)			
Group 1	0.2778*** (0.0152)	-1.2616*** (0.0330)	0.2782*** (0.0152)	-1.2595*** (0.0330)
Group 2	0.0995*** (0.0166)	-0.7814*** (0.0375)	0.0998*** (0.0166)	-0.7799*** (0.0375)
Group 3	0.0338** (0.0145)	-0.2792*** (0.0300)	0.0295** (0.0144)	-0.2776*** (0.0300)
Group 4	-0.0768*** (0.0197)	-0.0854** (0.0389)	-0.0795*** (0.0196)	-0.0880** (0.0389)
Group 1 $\times t$	-0.0285*** (0.0022)	0.0194*** (0.0061)	-0.0285*** (0.0022)	0.0186*** (0.0060)
Group 2 $\times t$	-0.0108*** (0.0024)	-0.0196*** (0.0062)	-0.0109*** (0.0024)	-0.0204*** (0.0062)
Group 3 $\times t$	-0.0141*** (0.0026)	0.0066 (0.0061)	-0.0137*** (0.0026)	0.0064 (0.0061)
Group 4 $\times t$	0.0048 (0.0038)	-0.0065 (0.0080)	0.0049 (0.0038)	-0.0064 (0.0080)
Year (t)	0.0357*** (0.0020)	-0.0260*** (0.0049)	0.0355*** (0.0020)	-0.0256*** (0.0049)
Constant	-6.3861*** (0.5013)	3.5994*** (0.1478)	-6.4043*** (0.5013)	3.5951*** (0.1479)
Obs.	31,666		31,666	

Note: 1) Standard errors are in parentheses.

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

3) Avg. Temp. is calculated as the annual average of daily mean temperature (i.e., the arithmetic mean of daily maximum temperature and daily minimum temperature), excluding the months October and November.

4) Rainfall is calculated as the annual total of daily precipitation, excluding the months October and November.

5) Group 1: Red River Delta, Group 2: Northeast/Northwest, Group 3: North Central Coast/South Central Coast, Group 4: Central Highlands/Southeast, Group 5: Mekong River Delta (base = Group 5)

추는 관계(Chen et al., 2004)를 발견하기도 하였다. 강우량의 경우 인도의 비교적 건조한 지역을 대상으로 하는 Guntukula and Goyari (2020)에서는 단수 기댓값에 긍정적인 영향을 미치지만 나머지 연구에서는 본고처럼 U자형 혹은 음의 관계를 미치는 것으로 나타났다(Aye and

Ater, 2012; Chen et al., 2004; Poudel et al., 2014; Yu et al., 2024).

기존 연구가 발견한 기후-기상변수가 단수의 기댓값에 미치는 영향은 위와 같이 몇 가지 유형으로 정리할 수 있다. 하지만 기온과 강우량이 단수의 가변성에 미치는 영향

Table 7. Estimation results using long-run climate data

Variable (β, γ)	(a) Model 3		(b) Model 4	
	$f(\bar{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\bar{Z}_{i[t]} : \gamma)$	$f(\bar{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\bar{Z}_{i[t]} : \gamma)$
Avg. Temp.	0.8636*** (0.0526)	-0.2509*** (0.0060)	0.8307*** (0.0516)	-0.2500*** (0.0059)
Avg. Temp. ²	-0.0157*** (0.0011)		-0.0150*** (0.0010)	
Rainfall $\times 10^3$	-0.3982*** (0.0491)	0.2598*** (0.0184)	-0.2511*** (0.0090)	0.2532*** (0.0182)
Rainfall ² $\times 10^6$	0.0519*** (0.0170)			
Group 1	0.3388*** (0.0160)	-1.5021*** (0.0327)	0.3428*** (0.0160)	-1.5017*** (0.0327)
Group 2	0.2063*** (0.0174)	-1.1284*** (0.0378)	0.2118*** (0.0173)	-1.1249*** (0.0378)
Group 3	0.0252* (0.0142)	-0.3479*** (0.0293)	0.0311** (0.0141)	-0.3490*** (0.0293)
Group 4	-0.0773*** (0.0184)	-0.1754*** (0.0389)	-0.0702*** (0.0184)	-0.1712*** (0.0389)
Group 1 $\times t$	-0.0326*** (0.0021)	0.0190*** (0.0059)	-0.0326*** (0.0021)	0.0197*** (0.0059)
Group 2 $\times t$	-0.0154*** (0.0023)	-0.0222*** (0.0060)	-0.0154*** (0.0023)	-0.0217*** (0.0060)
Group 3 $\times t$	-0.0155*** (0.0024)	-0.0142** (0.0059)	-0.0155*** (0.0024)	-0.0140** (0.0059)
Group 4 $\times t$	0.0097*** (0.0036)	-0.0240*** (0.0080)	0.0099*** (0.0036)	-0.0243*** (0.0080)
Year (t)	0.0359*** (0.0020)	-0.0189*** (0.0048)	0.0358*** (0.0020)	-0.0194*** (0.0048)
Constant	-12.3017*** (0.6380)	5.5689*** (0.1765)	-12.0069*** (0.6310)	5.5555*** (0.1763)
Obs.	31,666		31,666	

Note: 1) Standard errors are in parentheses.

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

3) Avg. Temp. is calculated as the 30-year average (1989~2018) of the annual average of daily average temperature (i.e., the arithmetic mean of daily maximum temperature and daily minimum temperature), excluding the months October and November.

4) Rainfall is calculated as the 30-year average (1989~2018) of annual total precipitation, excluding the months October and November.

5) Group 1: Red River Delta, Group 2: Northeast/Northwest, Group 3: North Central Coast/South Central Coast, Group 4: Central Highlands/Southeast, Group 5: Mekong River Delta (base = Group 5)

은 변수 사용 방식 등에 있어 연구 간 차이가 커 결론을 정리하기가 어렵다. 기온과 강우량 중 한 가지만 가변성 설명 변수로 포함하는 경우가 많으며, 가변성에 미치는 방향도 작물 종류에 따라 달라지는 등의 결과를 보고하고 있다.

이제 추정된 파라미터를 이용하여 기후변화가 생산성

에 미친 영향을 시뮬레이션할 수 있다. 시뮬레이션은 IPCC의 시나리오를 반영하여 미래에 발생할 기후변화 효과를 전망하는 방식으로 진행할 수도 있고(예: Deschênes and Greenstone, 2007, 2012; Mendelsohn et al., 1994), 지금까지 발생한 기후변화의 영향을 평가하는 방식으로 진

Table 8. Mean Temperature and Precipitation in each group

	(a) Mean Temperature (°C)		(b) Mean Precipitation (mm)	
	2004 ~ 2018	1981 ~ 1995	2004 ~ 2018	1981 ~ 1995
Group 1	25.01	24.73	1517.76	1395.46
Group 2	23.80	23.67	1550.71	1492.58
Group 3	26.33	26.14	1365.47	1110.67
Group 4	26.06	25.90	1689.54	1463.73
Group 5	27.92	27.98	1264.55	1181.27

Note: 1) Mean Temperature is calculated as the 15-year average (2004 ~ 2018 or 1981 ~ 1995) of the annual average of daily average temperature (i.e., the arithmetic mean of daily maximum temperature and daily minimum temperature), excluding the months October and November.

2) Mean Precipitation is calculated as the 15-year average (2004 ~ 2018 or 1981 ~ 1995) of annual total precipitation, excluding the months October and November.

3) Group 1: Red River Delta, Group 2: Northeast/Northwest, Group 3: North Central Coast/South Central Coast, Group 4: Central Highlands/Southeast, Group 5: Mekong River Delta

행할 수도 있다(예: Lobell et al., 2011; Ortiz-Bobea et al., 2021). 전자의 방식은 미래에 발생할 기후변화 영향의 심각성을 가능하게 하는 큰 장점이 있지만 미래 기후변수 전망치와 모형 추정에 반영된 과거 실제 기상자료 간의 이질성이 문제 될 수 있다. 따라서 미래 전망을 위한 시뮬레이션을 시행한 연구 중 다수가 평균 $x^{\circ}\text{C}$ 의 기온상승과 같은 개략적인 가정을 주로 도입하였다. 본고는 과거의 기후변수를 추정모형에 대입하는 시뮬레이션을 하고, 추정기간에 포함된 현재의 기후변수가 적용되었을 때와의 결과를 비교한다.

이를 위해 우선 VHLSS 자료의 축적 시기인 2004 ~ 2018년의 15년 평균 기후변수 값과 위에서 추정된 파라미터를 결합하여 생산성의 기댓값과 표준편차를 관측치별로 계산한 뒤, 이를 현재 시점의 단수와 가변성 예측치로 간주한다. 이어서 VHLSS 자료가 형성되기 이전인 1981 ~ 1995년의 15년 평균 기후변수 값을 이용하여 같은 방식으로 단수 기댓값과 표준편차를 계산한다. 이 값은 2004 ~ 2018년의 기후가 1981 ~ 1995년 수준으로 유지되어서 두 시점 사이에 기후변화가 발생하지 않았다고 가정할 때 예상되는 생산성 예측치다. 현재 시점 기후에 해당하는 2004 ~ 2018년 기후변수와 과거 시점 기후에 해당하는 1981 ~ 1995년 기후변수들은 베트남에서 쌀을 생산하지 않는 10월과 11월의 기후정보를 사용하지 않고 계산된다.

시뮬레이션에 반영하기 위해 2004 ~ 2018년과 1981 ~ 1995년의 각 꼬분 평균 기후변수를 구하고, 이를 5개의

지역 그룹으로 분류하면 Table 8과 같다. 두 기간의 중간 연도인 2011년과 1988년의 격차가 23년인데, 23년간 기온은 가장 남쪽인 메콩델타(Group 5)에서는 소폭 하락했지만 나머지 지역에서는 상승하였다. 강우량은 모든 지역에서 23년간 상당한 정도로 증가하였다.

시뮬레이션 방법으로는 개별 농가별로 23년간 기후변화 영향을 먼저 분석한 후 지역별로 평균을 취하는 방법도 있고, 지역별 평균 농업 및 기후-기상자료를 먼저 구하고 그 평균치에서의 기후변화 영향을 도출하는 방법도 있다. 전자는 시뮬레이션 결과의 확률적 불확실성이 주로 자료의 추출(sampling)에서 온다고 보는 반면, 후자는 파라미터 추정치가 확률변수라는 점에서 온다고 본다. 후자는 델타법(delta method), 즉 MLE의 파라미터 분산-공분산 추정치를 지역별 평균자료와 결합하는 방법을 통해 시뮬레이션 결과치의 통계적 유의성을 쉽게 확인하게 한다. 따라서 본고는 이 방법을 사용하며, 그 결과는 Table 9와 같다.

Table 9는 약 23년간 단수와 그 가변성이 증가했는지 감소했는지를 나타내며, 변화폭을 2004 ~ 2018년의 수치를 기준으로 변화율로 나타내었다. 아울러 기온과 강우량의 변화가 각각 유발하는 단수와 그 가변성 변화를 파악하기 위해 기온변화만 발생할 때의 효과와 두 효과가 동시에 발생할 때의 효과를 분리하여 계측하였다. 기후변화 효과의 지역 간 차이를 알아보기 위해 5개 지역별로 시뮬레이션을 실행하였으며, 이때 설명변수들의 값은 시뮬레이션이 실행되는 지역별 표본에서의 평균값을 반영하였다.9)10)

9) 연도는 모두 2010년($t=4$)을 가정하여 기후변수 외의 요소가 결과에 영향을 미치지 못하게 하였다.

Table 9. Simulation results: climate change impacts

(unit: %)

Simulation using annual weather results (Model 1 & Model 2)							
		Type	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
Model 1	Changes in Temp. & Rainfall	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	0.10 (0.17)	0.07 (0.06)	-2.61*** (0.30)	-2.25*** (0.22)	-1.29*** (0.11)
		$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	-3.17*** (0.25)	-1.33*** (0.11)	0.24 (0.37)	0.39 (0.33)	2.01*** (0.11)
	Change in Temp. only	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	2.23*** (0.09)	0.90*** (0.04)	0.89*** (0.07)	1.09*** (0.04)	-0.07* (0.04)
		$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	-4.91*** (0.15)	-2.14*** (0.06)	-3.29*** (0.10)	-2.72*** (0.08)	0.89*** (0.03)
Model 2	Changes in Temp. & Rainfall	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	0.03 (0.17)	0.08 (0.06)	-2.98*** (0.24)	-1.97*** (0.18)	-1.46*** (0.08)
		$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	-3.10*** (0.24)	-1.30*** (0.11)	0.39 (0.37)	0.52 (0.32)	2.06*** (0.10)
	Change in Temp. only	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	2.22*** (0.09)	0.90*** (0.04)	0.87*** (0.07)	1.09*** (0.04)	-0.06* (0.04)
		$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	-4.92*** (0.15)	-2.14*** (0.06)	-3.29*** (0.10)	-2.73*** (0.08)	0.89*** (0.03)
Simulation using long-run climate results (Model 3 & Model 4)							
		Type	Group 1	Group 2	Group 3	Group 4	Group 5
Model 3	Changes in Temp. & Rainfall	$f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]} : \beta)$	-1.12*** (0.23)	-0.13 (0.09)	-7.59*** (0.38)	-3.67*** (0.39)	-3.22*** (0.13)
		$h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]} : \gamma)$	-3.86*** (0.33)	-1.58*** (0.15)	1.90*** (0.50)	1.95*** (0.44)	3.40*** (0.14)
	Change in Temp. only	$f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]} : \beta)$	3.54*** (0.12)	1.49*** (0.04)	1.13*** (0.09)	1.77*** (0.05)	0.09* (0.05)
		$h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]} : \gamma)$	-7.21*** (0.18)	-3.12*** (0.08)	-4.81*** (0.12)	-3.98*** (0.10)	1.29*** (0.03)
Model 4	Changes in Temp. & Rainfall	$f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]} : \beta)$	-1.16*** (0.23)	-0.25*** (0.08)	-7.01*** (0.34)	-4.60*** (0.24)	-2.97*** (0.10)
		$h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]} : \gamma)$	-3.92*** (0.33)	-1.61*** (0.15)	1.75*** (0.50)	1.81*** (0.44)	3.34*** (0.14)
	Change in Temp. only	$f(\bar{\mathbf{X}}_{i[t]} : \beta)$	3.56*** (0.12)	1.48*** (0.04)	1.18*** (0.09)	1.75*** (0.05)	0.06 (0.05)
		$h(\bar{\mathbf{Z}}_{i[t]} : \gamma)$	-7.18*** (0.18)	-3.11*** (0.08)	-4.80*** (0.12)	-3.97*** (0.10)	1.28*** (0.03)

Note: 1) Percentage difference

$$= ((\text{result of 2004} \sim \text{2018 climate}) - (\text{result of 1981} \sim \text{1995 climate})) \times 100 / (\text{result of 2004} \sim \text{2018 climate})$$

2) $f(\cdot) = E[y_{i[t]}]$, $h(\cdot) = V[y_{i[t]}]^{0.5}$, where $y_{it} = \ln(\text{rice yield}) (\text{kg/m}^2)$

3) Standard errors are in parentheses.

4) ***p < 0.01. **p < 0.05. *p < 0.1.

5) Group 1: Red River Delta, Group 2: Northeast/Northwest, Group 3: North Central Coast/South Central Coast, Group 4: Central Highlands/Southeast, Group 5: Mekong River Delta

10) 연도별 기후 변동성이 시뮬레이션 결과에 미치는 영향을 비교하기 위해 1981~1995년 기후 대신 1982~1996년의 기후를 시뮬레이션에 활용하여 Table 9의 결과와 비교하였으나, Table 9의 결과와 유사한 결론을 도출하였다.

먼저 Model 1, Model 2간의 시뮬레이션 격차는 크지 않으며, 마찬가지로 Model 3, Model 4간의 격차도 작다는 점을 지적할 수 있다. 따라서 아래에서는 강우량의 2차 항을 포함하지 않는 Model 2와 Model 4의 추정파라미터를 적용한 결과에 대해서만 논의한다.

우선 강우량을 고정한 채로 기온변화가 미친 영향만을 분석할 경우, 기온변화가 Model 2의 $f(\mathbf{X}_{i|j}; \beta)$ 에 미친 영향은 메콩델타에서만 10% 유의 수준에서 오히려 0보다 작고 나머지 지역에서는 모두 1% 수준에서 유의하게 0보다 크다. 기온변화가 Model 4의 $f(\bar{\mathbf{X}}_{i|j}; \beta)$ 에 미친 영향은 메콩델타에서는 통계적으로 유의하지 않으며, 나머지 네 개 지역에서는 유의하게 0보다 크다.

Model 2와 Model 4의 추정결과(Table 6(b)와 Table 7(b))에서 28.6°C 또는 27.7°C를 초과하는 기온에서의 기온증가는 단수 기댓값을 감소시키는데, Table 8에서 메콩델타를 제외한 지역에서는 평균 기온이 어느 기간에서도 이 수준에 이르지 못하고 있어 기온증가의 한계효과가 양(+)의 값이다. 따라서 이들 4개 지역에서는 기온이 상승하면서 단수 기댓값이 증가했다. 메콩델타의 경우 타 지역과는 달리 과거 대비 현재의 평균기온이 오히려 낮다는 특징이 있으며, 또한 각 기간의 평균기온이 27.92°C(2004~2018년)와 27.98°C(1981~1995년)로 Model 4의 결과에서 추정된 임계점 27.7°C를 항상 초과하지만, Model 2에서 추정된 임계점 28.6°C에는 항상 미치지 못한다. 따라서 메콩델타에서는 기온이 하락한 효과로 Model 4에서는 단수 기댓값이 증가하나 Model 2에서는 오히려 감소한다. 기온상승은 메콩델타를 제외한 모든 지역에서는 단수의 가변성도 줄이는 추가적인 기여를 하였다. 하지만 쌀 주산지인 메콩델타에서는 23년간 미약하지만 기온이 하락하면서 오히려 단수 가변성을 조금 높이는(Model 2에서 0.89%, Model 4에서 1.28%) 역할을 하였다.

기온변화 영향에 강우량 변화 영향까지 추가로 반영하면, 단수 기댓값은 Model 2에서는 중부해안지역과 중부고지대/남동지역, 메콩델타 지역에서는 오히려 하락하고, 나머지 두 지역인 홍강델타와 북부지역에서는 영향이 유의하지 않다. Model 4에서는 5개 모든 지역에서 기후변화 전체 효과는 단수 기댓값을 유의하게 낮추었다. 역시 남부인 중부해안지역과 중부고지대/남동지역, 메콩델타 지역에서의 단수 손실이 컸으며, 중부해안지역의 경우 7% 이상의 손실이 발생하기도 하였다. 이는 기후변화로 인해 발생하는 강우량 증가가 기온상승과는 반대의 영향을 단

수 변화에 미치고 있음을 의미한다. 즉, 강우량 증가는 모든 지역에서 단수 기댓값을 낮추는 영향을 미친다.

강우량 변화는 단수 가변성에 있어서도 기온상승과는 반대의 영향을 미친다. 즉 기온상승은 단수 가변성을 줄이지만 모든 지역에서 발생하고 있는 평균 강우량 증가는 단수의 가변성을 높이며, 특히 상대적으로 남쪽인 중부해안지역과 중부고지대/남동지역, 메콩델타에서는 최종적인 단수 가변성이 통계적으로 모두 유의하게 높아지는 결과가 발생하였다.

이상 결과를 요약하면, 쌀 단수 자체는 약 23년간의 기후변화로 인해 Model 2에서는 남쪽의 세 지역에서 통계적으로 유의하게 감소하고, Model 4에서는 모든 지역에서 감소하였다. 단수 가변성은 북쪽인 홍강델타와 북부지역에서는 줄어드는 개선이 있었지만, 남쪽 세 지역에서는 오히려 심해지는 피해가 발생하였다. 따라서 특히 남쪽 세 지역에서는 23년간의 기후변화로 인해 쌀 단수가 줄어들고 가변성은 높아지는 취약성 심화가 발생하였다. 그리고 이 과정에서 기온상승과 강우량 증대는 서로 반대 방향의 영향을 미쳤으며, 전체적으로 기온 변화율보다는 강우량 변화율이 더 크기 때문에 피해는 주로 강우량 변화에 의해 발생했다는 것을 발견하였다.

한편, Model 2와 Model 4를 비교하면 전체 기후변화가 단수 기댓값과 가변성에 미치는 효과가 Model 4, 즉 장기 기후변수를 설명변수로 반영했을 때 모든 지역에서 더 크게 나타났다. 또한 기후변화 요인을 기온 변화와 강우량 변화로 분리하여 비교하였을 경우에도 Model 4가 단수 기댓값 및 가변성에 미치는 효과가 더 크게 나타났다. 강우량의 2차 항을 포함하는 Model 1과 Model 3을 서로 비교한 경우에도 같은 결과를 얻었다.

특히 장기 기후변수를 적용한 Model 4에서는 남부인 중부해안지역과 중부고지대/남동지역, 메콩델타 지역의 23년 사이 발생한 연평균 단수 손실이 각각 7.01%, 4.60%, 2.97%에 이를 정도로 크다. 그리고 이들 세 지역은 단수 가변성 증가의 문제도 발생하는데, 특히 쌀 주산지인 메콩델타에서는 그 증가율이 3.34%에 이를 정도로 매우 높다.

이러한 결과를 감안할 때 향후 기후변화가 더 심화되면, 기온조차도 단수의 정점 수준 기온을 넘어서면서 단수 기댓값을 낮출 것이며, 강우량 변동은 지금보다도 더 심한 단수 하락과 가변성을 높이는 피해를 유발할 것이라 전망할 수 있다.

5. 요약 및 결론

본 연구는 쌀 단수로 측정되는 생산성에 있어 기후변수가 미치는 영향을 분석하되, 단수의 평균적인 변화와 그 가변성 변화에 미치는 영향을 한 번의 함수추정을 통해 동시에 파악하고자 하였다. 이를 위해 대표적 확률생산함수인 Just-Pope 함수를 다년간 축적된 베트남의 농가별 자료에 반영하였으며, 기존 연구에 비해 공간적 해상도가 높은 기후-기상자료를 사용하였다. 또한 기존 관련 연구들이 주로 단기적인 기상자료의 영향만을 반영하였음에 반해 본 연구는 장기 기후변수의 영향을 추정식에 활용하는 방식도 병행하였다.

베트남 쌀 생산에 있어 기온은 단수 기댓값에 역 U자형의 영향을 미치며, 단수의 가변성은 줄이는 것으로 나타났다. 그 지역적 차이가 크다는 것도 파악되었다. 과거 약 23년간 진행된 기온상승은 메콩델타를 제외한 지역의 단수 기댓값을 조금 높였고 단수 가변성을 낮추었다. 남쪽에 위치한 메콩델타는 이미 기온이 상대적으로 높아 기온 변화는 단수 기댓값에는 영향을 주지 못하고 가변성은 오히려 높이는 결과를 초래하였다.

쌀 재배기의 강우량은 전 지역에서 증가하고 있는데, 단수 기댓값에 대체로 음(-)의 영향을 미치고 있다. 강우량 증가는 또한 쌀 단수의 가변성도 심화시키는 문제를 가지고 있다. 따라서 지난 약 23년간 발생한 강우량 변화는 모든 지역의 쌀 단수를 낮추고 가변성은 높이는 피해를 유발하였다. 또한 강우량 변화의 영향이 기온변화의 영향보다 단수 기댓값과 가변성에 미치는 정도가 더 크기 때문에 결과적으로 지난 23년간 다수의 지역, 특히 남부 지역에서 쌀 단수 하락과 가변성 증대가 동시에 발생한 것으로 분석되었다. 이처럼 기온과 강우량 변화에 반응하여 쌀 단수의 기댓값과 가변성이 변화하는 양상에는 차이가 있어, 특정 기후변수가 쌀 단수에 미치는 영향의 방향은 서로 다를 수 있음이 보여진다.

아울러 기후-기상변수에 대한 단수 반응이 단기 변수와 장기 변수 중 무엇을 추정에 반응할 때 더 민감하게 나타나는지를 확인하면, 기온, 강우량, 전체 영향 모두에 있어 장기간의 변화를 설명변수로 반영할 때가 더 커진다는 점이 확인되었다.

이상의 분석결과는 한국의 국제협력 사업과 농업정책에도 시사점을 제공한다. 국제협력 사업의 경우 기후변화 대응에 있어 용수 확보, 관배수 개선과 같은 수자원관리가 매우 중요한 것으로 나타났으며, 따라서 그 기반시설

지원이나 용수관리 기술 전파의 유효성이 높을 것이다. 아울러 베트남과 같은 저위도 쌀 생산국에서는 우리와 달리 이미 상당한 정도의 단수 변화와 가변성 증대가 발생하고 있고, 향후 더 심화될 것으로 전망되는 만큼, 해외 요인의 국내 식량문제 위협 가능성을 보다 깊이 연구하여야 할 것이다.

사사

이 논문은 한국국제협력단(KOICA)이 추진한 “메콩강 유역 농가의 다차원적 기후변화 영향과 적응조치 효과에 관한 융복합 실증연구”의 일환으로 진행된 연구임(관리번호 제2023-001호).

Reference

- Aye GC, Ater PI. 2012. Impact of climate change on grain yield and variability in Nigeria: A stochastic production model approach. *Mediterr J Soc Sci* 3(16): 142-150.
- Barro R, Sala-i-Martin X. 2004. *Economic growth*, 2nd edn. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Baumol WJ. 1986. Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *Am Econ Rev* 76(5): 1072-1085.
- Cabas J, Weersink A, Olale E. 2010. Crop yield response to economic, site and climatic variables. *Clim Change* 101(3): 599-616. doi: 10.1007/s10584-009-9754-4
- Cameron AC, Trivedi PK. 2005. *Microeconometrics: Methods and applications*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Chen C-C, McCarl BA, Schimmelpfennig DE. 2004. Yield variability as influenced by climate: A statistical investigation. *Clim Change* 66: 239-261. doi: 10.1023/B:CLIM.0000043159.33816.e5
- Deschênes O, Greenstone M. 2007. The economic impacts of climate change: Evidence from agricultural output and random fluctuations in weather. *Am Econ Rev* 97(1): 354-385. doi: 10.1257/aer.97.1.354
- Deschênes O, Greenstone M. 2012. The economic impacts of climate change: Evidence from agricultural output

- and random fluctuations in weather: Reply. *Am Econ Rev* 102(7): 3761-3773. doi: 10.1257/aer.102.7.3761
- Fisher AC, Hanemann WM, Roberts MJ, Schlenker W. 2012. The economic impacts of climate change: Evidence from agricultural output and random fluctuations in weather: Comment. *Am Econ Rev* 102(7): 3749-3760. doi: 10.1257/aer.102.7.3749
- Funk CC, Peterson PJ, Landsfeld MF, Pedreros DH, Verdin JP, Rowland JD, Romero BE, Husak GJ, Michaelsen JC, Verdin AP. 2014. A quasi-global precipitation time series for drought monitoring: U.S. Geological survey data series 832. <https://pubs.usgs.gov/ds/832/>
- Guntukula R, Goyari P. 2020. The impact of climate change on maize yields and its variability in Telangana, India: A panel approach study. *J Public Aff* 20(3): e2088. doi: 10.1002/pa.2088
- IFPRI (International Food Policy Research Institute). 2022. 2022 global food policy report: Climate change and food systems.
- IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). 2023. Climate change 2023: Synthesis report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. doi: 10.59327/IPCC/AR6-9789291691647
- Just RE, Pope RD. 1978. Stochastic specification of production functions and economic implications. *J Econom* 7(1): 67-86. doi: 10.1016/0304-4076(78)90006-4
- Just RE, Pope RD. 1979. Production function estimation and related risk considerations. *Am J Agric Econ*. 61(2):276-284. doi: 10.2307/1239732
- KOICA (Korea International Cooperation Agency). [date unknown]. KOICA open data portal. [accessed 2025 Feb 5]. <https://www.oda.go.kr/opo/nmasc/eng/main.do>
- Le TTH. 2016. Effects of climate change on rice yield and rice market in Vietnam. *J Agric Appl Econ Assoc* 48(4): 366-382. doi: 10.1017/aae.2016.21
- Lobell DB, Schlenker W, Costa-Roberts J. 2011. Climate trends and global crop production since 1980. *Science* 333(6042): 616-620. doi: 10.1126/science.1204531
- Mendelsohn R, Nordhaus WD, Shaw D. 1994. The impact of global warming on agriculture: A Ricardian analysis. *Am Econ Rev* 84(4): 753-771.
- Mérel P, Gammans M. 2021. Climate econometrics: Can the panel approach account for long-run adaptation? *Am J Agric Econ* 103(4): 1207-1238. doi: 10.1111/ajae.12200
- Moore FC, Lobell DB. 2014. Adaptation potential of european agriculture in response to climate change. *Nat Clim Change* 4(7): 610-614. doi: 10.1038/nclimate2228
- Muthayya S, Sugimoto JD, Montgomery S, Maberly GF. 2014. An overview of global rice production, supply, trade, and consumption. *Ann NY Acad Sci* 1324(1): 7-14.
- NOAA (National Oceanic and Atmospheric Administration). [date unknown]. CPC global unified temperature data [dataset]. <https://psl.noaa.gov>
- Ortiz-Bobea A. 2021. The empirical analysis of climate change impacts and adaptation in agriculture. *Handb Agric Econ* 5: 3981-4073. doi: 10.1016/bs.hesagr.2021.10.002
- Ortiz-Bobea A, Ault TR, Carrillo CM, Chambers RG, Lobell DB. 2021. Anthropogenic climate change has slowed global agricultural productivity growth. *Nat Clim Change* 11(4): 306-312. doi: 10.1038/s41558-021-01000-1
- Poudel MP, Chen S-E, Huang W-C. 2014. Climate influence on rice, maize and wheat yields and yield variability in Nepal. *J Agric Sci Technol B* 4: 38-48.
- Rosenzweig C, Elliott J, Deryng D, Ruane AC, Müller C, Arneth A, Boote KJ, Folberth C, Glotter M, Khabarov N, et al. 2014. Assessing agricultural risks of climate change in the 21st century in a global gridded crop model intercomparison. *Proc Natl Acad Sci USA* 111(9): 3268-3273. doi: 10.1073/pnas.1222463110
- Saha A, Havenner A, Talpaz H. 1997. Stochastic production function estimation: Small sample properties of ML versus FGLS. *Appl Econ* 29(4): 459-469. doi: 10.1080/000368497326958

- Sarker MAR, Alam K, Gow J. 2014. Assessing the effects of climate change on rice yields: An econometric investigation using Bangladeshi panel data. *Econ Anal Policy* 44(4): 405-416. doi: 10.1016/j.eap.2014.11.004
- Statista. 2024 Jan 31. Principal rice exporting countries worldwide 2023/2024. [accessed 2024 Nov 20]. <https://www.statista.com/statistics/255947/top-rice-exporting-countries-worldwide-2011/>
- Suh JK, Lee JW, Kim H. 2011. The determinants of price volatility in food crops and policy implications for Korea (in Korean with English abstract). Seoul, Korea: Korea Institute for International Economic Policy. Policy Analysis 11-09.
- Tho VN. 2022. Salinity intrusion in the Vietnamese Mekong Delta, a threat: Possible causes, effects on people's life and production, and temporary solutions and adaptable strategies. Proceedings of the ICSDWE2022; 2022 Mar 17; Online: Sustainable Development of Water and Environment. p. 1-10. doi: 10.1007/978-3-031-07500-1_1
- Vietnam General Statistics Office. [date unknown]. Vietnam Household Living Standards Survey (VHLSS) [dataset].
- Wikimedia Commons. 2020 Aug 9. Regions of Vietnam. [accessed 2024 Nov 20]. <https://commons.wikimedia.org/wiki/File:VietnameseRegions.svg>
- Yu Y, Tian Q, Xing X, Huang J. 2024. Heterogenous response of rice yield to climate factors: A Just-Pope stochastic production function and quantile regression analysis. *Theor Appl Climatol* 155(3): 2297-2309. doi: 10.1007/s00704-023-04761-1

부록

Table A1. Estimation results using annual weather data & household variables

Variable (β, γ)	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$	Variable (β, γ)	$f(\mathbf{X}_{i[t]} : \beta)$	$h(\mathbf{Z}_{i[t]} : \gamma)$
Avg. Temp.	0.3692***	-0.1373***	Group 1	0.2371***	-1.0297***
	(0.0395)	(0.0050)		(0.0151)	(0.0342)
Avg. Temp. ²	-0.0066***		Group 2	0.0759***	-0.6704***
	(0.0008)			(0.0162)	(0.0374)
Rainfall $\times 10^3$	-0.1031***	0.1231***	Group 3	0.0226	-0.2168***
	(0.0062)	(0.0133)		(0.0144)	(0.0307)
Planted area $\times 10^6$	0.4227***	-0.5773**	Group 4	-0.0647***	-0.0899**
	(0.0836)	(0.2684)		(0.0192)	(0.0394)
Age	0.0006***	-0.0051***	Group 1 $\times t$	-0.0280***	0.0230***
	(0.0001)	(0.0003)		(0.0022)	(0.0060)
Primary School	0.0576***	-0.1749***	Group 2 $\times t$	-0.0114***	-0.0167***
	(0.0047)	(0.0113)		(0.0023)	(0.0061)
Secondary School	0.0793***	-0.3475***	Group 3 $\times t$	-0.0151***	0.0185***
	(0.0044)	(0.0113)		(0.0025)	(0.0061)
Vocational school	0.0701***	-0.3315***	Group 4 $\times t$	0.0033	0.0024
	(0.0066)	(0.0217)		(0.0037)	(0.0080)
Vocational College	0.0640***	-0.2812***	Year (t)	0.0337***	-0.0233***
	(0.0079)	(0.0250)		(0.0020)	(0.0049)
College and above	0.0881***	-0.1764***	Constant	-5.9763***	3.0130***
	(0.0132)	(0.0397)		(0.4875)	(0.1462)
Other type of education	0.0668	0.1357	Obs.	31,666	
	(0.0836)	(0.1895)			

Note: 1) Standard errors are in parentheses

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

3) Avg. Temp. is calculated as the annual average of daily mean temperature (i.e., the arithmetic mean of daily maximum temperature and daily minimum temperature), excluding the months October and November.

4) Rainfall is calculated as the annual total of daily precipitation, excluding the months October and November.

5) Planted area = area of rice-planted area (m²). Age = age of household head.

6) Group 1: Red River Delta, Group 2: Northeast/Northwest, Group 3: North Central Coast/South Central Coast, Group 4: Central Highlands/Southeast, Group 5: Mekong River Delta (base = Group 5)