



## 저작자표시-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



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](#)

경제학석사학위논문

# 기온이 벼의 단수에 미치는 영향

2018년 2월

서울대학교 대학원  
농경제사회학부 농업·자원경제학 전공  
윤지원

# 기온이 벼의 단수에 미치는 영향

지도교수 권 오 상

이 논문을 경제학 석사학위논문으로 제출함  
2018년 2월

서울대학교 대학원  
농경제사회학부 농업·자원경제학 전공  
윤 지 원

윤지원의 석사학위논문을 인준함  
2018년 1월

위 원 장 \_\_\_\_\_(인)

부 위 원 장 \_\_\_\_\_(인)

위 원 \_\_\_\_\_(인)

## 국문초록

# 기온이 벼의 단수에 미치는 영향

서울대학교 대학원

농경제사회학부

윤지원

21세기 들어 기후변화가 국제적인 문제로 부상하면서 기후변화가 농업 분야에 어떠한 영향을 미칠지에 대한 연구가 활발히 진행되어 왔다. 우리나라는 벼를 주식으로 삼고 있고 재배규모 또한 가장 크기 때문에 기후변화가 벼 재배에 미칠 영향은 소비자 및 생산자 후생, 나아가 식량주권과도 직결된 중요한 문제이다. 그러나 벼가 개화기 고온에 취약하다는 사실은 작물학 분야에서 주지되고 있는 사실이기 때문에 기후변화와 그로 인한 평균기온 상승이 단수 감소를 초래할 것이라는 우려를 낳고 있는 상황이다.

본 논문은 벼의 생장 단계를 개화기와 비개화기로 구분하여 기온이 벼에 미치는 영향이 이 두 시기에 어떠한 차이가 있는지 분석하고, 나아가 이러한 차이가 기후변화로 인한 단수 변화 예측치에는 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 데 목적이 있다. 분석을 위해 패널 고정효과 모형을 2000-2017년 단수 및 기상 자료를 사용해 추정하였다. 또한 기온과 단수 간의 함수 관계를 신축적으로 추정하기 위해 특정한 함수 형태를 가정하지 않는 준모수 함수를 활용하였다.

추정 결과 30°C 이상의 고온 구간에서 개화기와 비개화기 간의 차이가 뚜렷했다. 개화기에는 30°C 이상의 기온이 발생한 시간이 하

루 증가할 경우 0.9%의 단수가 감소하지만 비개화기에는 30-33°C이 0.4%, 33°C 이상이 0.9%의 단수를 증가시키는 것으로 추정되었다. 즉 단수가 고온에 대해 개화기와 비개화기에 서로 다른 방향으로 반응하는 것으로 추정되었다.

위와 같은 추정 결과는 고온장해로 인한 단수 감소의 대부분이 개화기에 집중되어 있음을 알려준다. 일반적으로 등숙기 고온 역시 등숙률을 낮춰 단수를 감소시키는 것으로 알려져 있으나, 본 연구 결과는 현재 한국의 기후하에서는 30°C 이상의 기온에 의한 고온장해가 개화기 이외의 생장 단계에서는 뚜렷하게 나타나지 않음을 보여준다. 따라서 향후 기후변화 대응책의 초점을 개화기 고온장해에 맞출 필요가 있어 보인다.

또한 위와 같은 생장시기별 차이가 단수 예측 모형에 반영될 경우 기후변화로 인한 단수 감소폭이 크게 낮아지는 경향을 보였다. 분석 결과 개화기를 구분한 모형은 기온이 균일하게 5°C 상승한다고 가정할 때 3.5%의 단수 감소를 예측했지만, 구분하지 않은 모형은 19.3%로 단수 감소폭이 현저하게 늘어났다. 또한 기상청의 기후변화 시나리오(RCP 8.5)를 바탕으로 단수를 예측하는 경우에도 두 시기를 구분한 모형은 2080-2100년까지 2020-2040년 대비 1%, 구분하지 않은 모형은 8.3%가 감소하는 것으로 나타났다. 이는 생장 단계에 따라 기온의 영향이 달라진다는 사실을 적절히 반영하지 못할 경우 기온 상승으로 인한 단수 피해를 과대평가할 수 있음을 시사해준다.

주제어 : 벼, 단수, 개화기, 고온, 기후변화, 준모수

학번 : 2016-21482

## <목 차>

제 1 장 서 론 .....	1
제 1 절 연구 배경 및 필요성 .....	1
제 2 절 연구 목적 및 선행연구와의 차별성 .....	3
제 3 절 선행연구 검토 .....	5
제 4 절 논문의 구성 .....	8
제 2 장 분석 자료 .....	9
제 1 절 단수 및 기상자료 .....	9
제 2 절 자료 변환 .....	10
제 3 장 분석 모형 .....	13
제 4 장 분석 결과 .....	16
제 1 절 모형별 추정결과 .....	16
제 2 절 모형 간 예측력 비교 .....	23
제 3 절 기후변화 영향 평가 .....	24
제 5 장 요약 및 결론 .....	28
참고문헌 .....	30
Abstract .....	34

## <표 차례>

<표 1> 기타 기상변수 추정결과 .....	25
<표 2> 모형별 RMSE 감소율 .....	27
<표 3> 기간 및 모형별 생산량 예측치(kg/10a) .....	30

<표 4> 기간 및 지역별 단수 예측치(kg/10a) .....	32
-------------------------------------	----

## <그림 차례>

<그림 1> 기상관측장비 분포 .....	11
<그림 2> 모형 A 단수 변화율-기온 관계 .....	18
<그림 3> 모형 B 단수-기온 관계 .....	19
<그림 4> 모형 C 단수 변화율-기온 관계 .....	20
<그림 5> 모형 D 단수-기온 관계 .....	21
<그림 6> 북부 및 남부 기온-단수 변화율 관계 .....	22
<그림 7> 고지대 및 저지대 기온-단수 변화율 관계 .....	23
<그림 8> 기간(A, B, C)별 기온-단수 변화율 관계 .....	24
<그림 9> 단수-강수량 관계 .....	25
<그림 10> 단수-수증기압포차 관계 .....	26
<그림 11> 평균기온 상승에 따른 생산량 변화율 .....	29
<그림 12> 시군별 중/장기 단수 변화율(RCP 8.5) .....	31

# 제 1 장 서 론

## 제 1 절 연구 배경 및 필요성

20세기 후반부터 기후변화가 국제적 문제로 부상하면서 농업 생산, 소득, 사망률, 노동 생산성, 에너지 수요, 사회갈등, 범죄율, 자살률 등 실로 다양한 변수를 대상으로 기상현상이 미치는 영향에 대한 연구들이 진행되어 왔다. 그 중에서도 농업은 작물이 기상현상으로부터 받는 직접적인 영향으로 인해 집중적인 연구가 이뤄진 분야이다(Mendelshon et al.(1994), Schlenker et al.(2005), Deschênes and Greenstone (2007), Schlenker and Roberts(2009), Fisher et al.(2012)). 특히 벼, 옥수수, 밀, 콩과 같은 주요 식량작물은 기후변화로 인한 단수 변화가 전 세계적 식량안보와 직결되어 있고, 그만큼 이 작물들에 대한 연구가 활발히 진행되어 왔다(Lobell and Field(2007), Lobell et al.(2011), Schlenker and Roberts(2009), Welch et al. (2010), Zhang et al.(2017)).

우리나라의 경우 벼가 농작물 중 재배면적이 가장 크고 쌀을 주식으로 하기 때문에 기후변화로 인한 벼의 단수 변화는 생산자뿐만 아니라 소비자 후생, 나아가 식량 주권에까지 영향을 미칠 수 있는 중요한 문제이다. 이에 대응하기 위해서는 과연 기후변화가 벼의 단수를 얼마만큼 변화시킬지 예측하는 것이 중요한 과제일 것이다. 기후변화는 다양한 변화를 가져올 것으로 예상되지만 그 중 작물의 단수와 가장 밀접한 관련을 맺고 있는 것은 온실가스 배출로 인한 기온 상승이다. 따라서 기온이 벼의 단수에 미치는 영향을 정확히 식별하는 작업은 향후 기후변화가 야기할 단수변화를 예측하는 데 있어 핵심이 된다.

벼의 단수와 기온 간의 관계는 영양생장기, 생식생장기, 등숙기 크게 세 단계로 나뉘는 벼의 성장주기와 밀접한 관련이 있다. 일반



적으로 작물학 분야의 연구들은 벼가 생식생장기, 특히 벼꽃이 피는 개화기(출수기)에 고온장애에 취약한 것으로 보고하고 있다. 벼는 수잉기(출수 15일 전부터 출수 직전까지의 기간)에 고온에 취약한 것으로 알려져 있다(Stake and Yoshida(1978)). Kim et al.(1996)에 의하면 벼꽃은 33°C 이상의 고온에 노출되면 생식력이 감소하기 시작하고 40°C 이상부터는 생식을 멈춘다. 벼 이외의 작물들을 대상으로 실시된 다수의 연구들 역시 30°C 이상의 고온이 작물의 단수를 빠르게 감소시키는 현상이 있음을 보고하고 있다(Schlenker and Roberts(2009), Schlenker and Lobell(2010), Lobell et al.(2013)). 이러한 연구결과들은 기후변화로 인한 기온상승이 벼의 단수를 감소시킬 것이라는 우려를 낳고 있다.

그러나 벼가 고온에 민감하지 않은 시기에는 평균 기온의 상승이 저온장애 발생률을 낮추고 생장을 촉진시킬 가능성 역시 배제할 수 없다. Wassmann et al.(2009)에 의하면 벼는 영양생장기에 상대적으로 고온에 강해 일최고기온 35°C까지 견딜 수 있다. 뿐만 아니라 Welch et al.(2010)이 동남아시아의 벼를 분석한 결과 생식생장기와 달리 영양생장기와 등숙기에는 일최고 기온의 상승이 단수를 증가시키는 것으로 나타났다. 이처럼 영양생장기와 등숙기에는 평균기온 상승이 단수를 증가시킨다면 이는 생식생장기 고온장애로 인한 단수 감소를 상쇄할 수 있음을 시사한다.

이렇듯 기온상승은 벼의 성장단계에 따라 상반된 효과를 가질 수 있기 때문에 두 효과 중 어느 것이 우세한지는 쉽사리 단정 짓기 어렵고, 때문에 실증분석을 통해 확인할 필요성이 대두된다. 따라서 본고는 벼의 성장주기를 고온에 민감한 개화기와 그렇지 않은 비개화기로 나눠 단수와 기온 간의 관계를 분석하고 이러한 성장주기의 구분이 기후변화 시나리오하에서의 단수변화 예측치에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고자 한다.

## 제 2 절 연구 목적 및 선행연구와의 차별성

기상변수와 벼 단수 간의 관계를 규명하는 작업은 벼가 우리나라에서 가지는 중요성으로 인해 이미 국내에서 연구가 활발히 이뤄져 왔다(권오상·김창길(2008), 남영식 외(2012), 노재선 외(2012), 김창길 외(2013), 이병훈·문한필(2013), 조현경 외(2013)). 그러나 대부분의 연구가 벼의 성장주기를 고려하지 않고 재배기간 전체의 평균기온을 설명변수로 사용하거나, 고려하더라도 벼의 단수에 영향을 미치는 특정 기간 및 기상변수를 선별하기 위한 사전지식으로 활용하는데 그치고 있다. 더불어 벼, 옥수수 등의 작물이 개화기에 고온에 취약하다는 점은 이미 잘 알려져 있는 사실임에도 불구하고 이를 고려하여 단수와 기상변수 간의 관계를 추정하는 연구는 찾아보기 힘들다.

따라서 본 연구는 벼의 성장주기를 개화기(7, 8월)<sup>1)</sup>와 비개화기(5, 6, 9, 10월)로 나눠 기온-단수 간 함수 관계를 추정하고 두 기간에 있어 기온이 단수에 미치는 영향이 어떻게 다른지 분석한다. 나아가 이렇게 성장주기를 구분하는 것이 기온 상승으로 인한 단수 변화를 예측하는 데 있어 상당한 차이를 만들어 낼 수 있음을 보인다. 앞서 언급했듯 고온이 단수에 미치는 영향은 개화기와 비개화기에 뚜렷하게 다른 양상을 보일 가능성이 높다. 개화기에는 고온이 벼의 불임률을 높여 단수를 감소시키지만, 비개화기에는 저온장해의 빈도를 낮추고 오히려 성장을 촉진시킬 수 있다.

본 연구의 추정 결과 성장주기를 고려하지 않고 전 기간에 걸쳐 기온이 단수에 미치는 영향이 동일하다고 간주하는 모형하에서는 30°C 이상의 고온이 단수를 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 개화기와 비개화기를 구분할 경우 비개화기에는 고온 구간에서 단수가 증가하는 반면 개화기에는 감소하였다. 즉 고온으로 인한 감수가 개화기인 7, 8월에 집중되어 있고 나머지 기간에는 고온이 단수를

---

1) 벼의 개화(출수) 시기는 품종에 따라 다르지만 일반적으로 7월 하순부터 8월 하순까지 이어지고, 출수 이전의 수잉기 역시 외부온도에 취약한 기간이기 때문에 개화기를 7, 8월로 설정하였다.

증가시키는 경향이 나타났다.

이러한 결과는 기후변화의 영향을 평가할 때 중요하게 작용한다. 기후변화 시나리오(RCP 8.5)를 바탕으로 2081-2100년의 평균 단수를 예측한 결과 개화기와 비개화기의 차이를 반영하는 모형은 461-464kg/10a, 그렇지 않은 모형은 396-436kg/10a을 예측했다. 즉 성장주기를 고려하지 않을 경우 단수감소를 30-60kg/10a 가량 과대평가하는 것으로 나타났다. 이렇게 성장주기를 고려할 때 기후변화로 인한 단수 감소폭이 감소하는 원인은 개화기, 비개화기에 30°C 이상의 고온 구간에서 기온이 단수에 미치는 영향이 상이하기 때문이다. 앞서 제시한 추정결과를 생각해보면 성장주기를 고려할 경우 고온이 비개화기에는 단수를 증가시키기 때문에 평균기온이 상승하더라도 개화기 고온장해로 인한 단수 감소를 상쇄하게 된다. 반대로 성장주기를 고려하지 않을 경우 고온 구간에서 비개화기, 개화기 모두에서 단수가 감소하기 때문에 단수 감소를 과대평가하게 된다.

생육주기에 대한 고려와 더불어 본 연구는 신축적인 준모수 함수를 통해 기온이 단수에 미치는 영향을 식별한다는 점에서도 선행연구와 차별성을 가진다. 위에서 언급한 대부분의 국내 선행연구들은 단수와 기온 간의 관계를 일차 혹은 이차함수 형태로 가정해왔다. 그러나 기상현상과 단수 간의 관계는 작물의 생리적 특성, 재배환경, 영농방식 등 다양한 요인과 결부되어 있어 복잡한 형태를 가질 수 있다. 그러므로 연구자가 사전에 알 수 없는 단수와 기온 간의 관계를 추정할 때에는 특정 형태의 함수를 가정하기보다 신축적인 함수형태를 사용할 필요가 있다.

그러나 신축적인 비선형 함수를 뒷받침하기 위해서는 시간적 해상도가 높은 고빈도(high frequency) 기상자료가 필요하다. 예를 들어 8월 평균기온이 동일하더라도 이상고온과 저온이 빈발한 해의 단수는 다른 연도보다 낮을 것이다. 그럼에도 불구하고 해상도가 낮은 월평균 기온이 단수의 설명변수로 사용될 경우 두 연도의 평균기온이 동일하기 때문에 이러한 차이를 식별할 수 없다. 이처럼 기

상자료를 시간(월, 연도 등)을 기준으로 통합하면 자료를 평활화하기 때문에 해당 기간 동안 기온이 어떻게 분포하는지를 고려하지 못한다. 그 결과 신축성이 높은 함수를 사용하더라도 자료의 시간적 해상도가 낮으면 함수의 신축성을 살리기 어렵다. 예를 들어 권오상·김창길(2008)과 조현경 외(2013)는 기상변수가 벼 단수에 미치는 영향을 신축적인 준모수, 비모수 함수를 통해 추정했지만 기상자료의 해상도가 낮다는 문제점이 있다. 이들 연구는 단수의 설명변수로 월별 혹은 재배기간 전체의 평균 기상자료를 사용했기 때문에, 앞서 언급한 바와 같은 저해상도 자료의 특성상 충분히 함수의 신축성을 충분히 살리지 못했을 가능성이 있다.

기온과 종속변수 간의 관계를 신축적인 함수로 추정하는 것이 중요한 이유는 미래의 기후변화가 결과변수에 미칠 영향을 평가할 때 이러한 신축성이 큰 차이를 가져올 수 있기 때문이다. 기후변화 영향평가는 미래에 발생할 것으로 예측되는 기상현상을 과거 자료를 바탕으로 추정된 모형에 외삽한다. 이럴 경우 과거에는 발생빈도가 낮았으나 온난화가 진행되면서 빈발할 것으로 예측되는 기온이 위치하는 구간에서 함수가 어떤 형태를 가지느냐에 따라서 평가 결과가 크게 달라질 수 있다. 본 연구가 사용한 기상자료를 살펴보면 2000-2017년 30°C 이상의 고온은 벼 재배기간 중에 관측된 기온의 4%만을 차지한다. 신축성이 떨어지는 함수형태는 30°C 이상에서 기온과 단수 간의 관계가 급격히 변화하더라도 이를 충분히 반영하기 어렵지만 표본의 비중이 작기 때문에 그로 인한 모형 자체의 설명력 저하는 크지 않다. 그러나 30°C 이상이 차지하는 비중은 온난화가 진행되면서 점차 커지기 때문에 이로 인해 발생하는 기후변화의 영향에 대한 예측오차 역시 예측 기간이 길어질수록 커지게 된다.

따라서 본 연구는 기온과 벼 단수 간의 관계를 준모수적인 신축적 함수를 이용하여 추정하며, 이를 뒷받침하기 위해 고빈도 기상자료를 사용한다. 구체적으로 본고는 344개의 기상관측소로부터 얻은 시간별(기온), 일별(강우량 및 풍속) 기상자료를 활용한다. 신축성을

담보할 수 있는 준모수 함수로는 Schlenker and Roberts(2009), Deschênes and Greenstone(2011)에 의해 사용된 바 있는 계단함수를 사용한다.

### 제 3 절 선행연구 검토

2000년대 중반까지 기온, 강수량 등 기후변수들이 농업에 미치는 영향에 대한 경제학자들의 연구는 Mendelsohn et al.(1994)이 제안한 리카디안 모형이 주를 이루었다. 리카디안 모형은 일종의 헤도닉 가격 모형으로서, 농지가격을 30년 평균 기온, 강수량 등 기후변수들의 함수로 설정한다. 그러나 Schlenker et al.(2005)이 지적했듯 리카디안 모형은 패널이 아닌 횡단면 자료에 기반을 두기 때문에 모형에 포함되지 않은 누락변수(omitted variable)와 기상변수가 상관관계가 있을 경우 추정치에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 즉 횡단면 모형은 토질, 고도, 관개 여부 등 기상변수와 상관성이 있을 수 있는 변수들 중 하나라도 설명변수로 포함되지 않으면 기상변수들의 계수들이 편의를 가질 수 있는 위험이 있다.

Deschênes and Greenstone(2007)는 리카디안 모형의 이러한 단점을 보완하기 위해 횡단면이 아닌 패널 자료에 기반을 둔 고정효과 모형을 사용할 것을 제안하면서 방법론적인 발전을 이뤄냈다<sup>2)</sup>. 해당 연구는 고정효과 모형을 바탕으로 기상의 연도별 변화라는 자연발생적 실험을 통해 기상변수가 농가 이윤에 미치는 영향을 식별할 수 있음을 보였다. 이러한 고정효과 모형은 패널자료의 특성상 관측되지 않은 변수로 인한 누락변수편의(omitted variable bias)를 제거하기 용이하다는 장점을 가진다. 때문에 해당 방법론은 누락변수편의에 취약한 리카디안 접근법을 점차 대체하였고 이후 패널모형을 이용한 연구들이 폭발적으로 증가하게 된다(Schlenker and

---

2) 해당 분야의 방법론적인 발전과정에 대한 개관은 Dell et al.(2014)를 참고.

Roberts(2009), Schlenker and Lobell(2010), Feng et al.(2010), Welch et al. (2010), Deschênes and Greenstone(2011)).

작물모형이 아닌 통계적 방법을 이용해 기상변수가 벼의 단수에 미치는 영향을 분석한 국내의 선행연구들 역시 분석 단위, 설명변수가 다르지만 대부분의 연구가 패널모형을 사용했다. 권오상·김창길(2008)은 8개 도(道)의 40년 단수 패널 자료를 사용하여 고정효과 모형을 추정했으며, 설명변수로 재배기간(4-10월) 평균 기온 및 강우량을 설명변수로 활용하였다. 남영식 외(2012) 역시 8개 도의 20년 간 단수 패널 자료를 기반으로 고정효과 모형을 분석하였다. 이병훈·문한필(2012)는 160여 개 시군, 조현경 외(2013)은 49개 시군을 대상으로 패널 고정효과 모형을 분석하였다. 본 연구 역시 최근의 연구 동향을 따라 151개 시군의 18년간 단수 패널 자료를 사용하여 고정효과 모형을 분석하였다.

한편 패널 모형을 사용한 연구들 중 Schlenker and Roberts(2009)은 고빈도 자료의 중요성에 주목했다. 이 연구는 이전 연구들과 달리 월평균 기온이나 재배기간 전체의 평균 기온 같은 저빈도 자료가 아닌 자료의 발생주기가 짧은 일별 기온 자료를 활용하였다. 앞절에서 언급했듯 저빈도 자료를 사용해 단수 변화를 설명할 경우 재배기간 동안 발생한 기온의 분포를 온전하게 반영할 수 없다는 단점이 있다. 이들에 걸쳐 평균기온이 각각 15°C, 25°C인 경우와 0°C, 40°C인 경우는 평균기온이 20°C로 동일하지만 그 둘이 단수에 미치는 영향은 현격하게 다를 것임을 충분히 예상할 수 있다.

하지만 연도별 단수와 일별 기온은 자료가 형성되는 주기가 연(年)과 일(日)로 다르기 때문에 일별 기온을 연도별 지표로 변환할 필요가 있다. 이러한 자료형태의 변형은 그들이 비선형 변환이라고 부르는 방식을 통해 이뤄진다. 비선형 변환은 관측된 기온이 분포하는 구간을 일정 간격(1-3°C)의 계급으로 분할하고, 각 계급에 속한 기온이 재배기간 중 발생한 시간을 측정하여 각각의 계급값으로 간주한다. 이 계급값들은 다시 단수의 설명변수로 들어가 신축적인 준

모수 함수의 추정을 가능케 한다. Schlenker and Roberts(2009)는 비선형 변환을 활용하여 기온이 단수에 미치는 비선형적 영향을 보였는데, 특히 임계기온(30-33°C) 이하의 구간에서는 기온상승이 옥수수, 콩, 면화의 단수를 완만하게 증가시키는 경향이 있지만 그 이상의 구간에서는 기온이 단수를 급격히 감소시키는 것으로 나타났다.

비선형 변환은 단순히 고해상도의 자료를 계급별 값으로 변환하는 비교적 간단한 작업이지만 일종의 준모수적 방법이기 때문에 종속변수와 설명변수 간의 관계를 사전에 특정하지 않아도 된다는 장점을 가진다. 이러한 유용성으로 인해 비선형 변환은 농업 이외의 다른 분야에서도 다양하게 응용되어 왔다. Deschênes and Greenstone(2011)은 일별 기온을 비선형 변환한 값을 연도별 사망률과 주거 에너지 소비량의 설명변수로 사용하여 일별 기온과 종속변수들이 U자형의 비선형적인 관계를 가짐을 보인 바 있으며 Auffhammer and Aroonruengsawat(2011)은 비선형 변환한 일별 기온을 미국 캘리포니아주에 위치한 가구의 전기 수요에 대한 설명변수로 사용했다.

한국의 벼를 대상으로 이와 같이 비선형 변환을 이용한 준모수 함수를 활용한 사례는 없으나 기후변화 시나리오를 바탕으로 향후 예상되는 단수 변화를 예측한 연구들은 상당수 존재한다. 심교문 외(2010)는 CERES-rice 모형을 이용해 평균 기온이 2°C 상승할 경우 6%, 3°C 상승 시 8%, 4°C 상승 및 강수량 8% 감소 시 10% 가량의 단수가 감소할 것으로 전망했다. 이충근 외(2012)는 ORYZA 모형을 사용해 단수 변화를 예측했는데 2071-2100년에는 조생종, 중생종, 중만생종의 단수가 각각 0, 6, 7% 감소할 것이라는 예측치를 내놓았다. 남영식 외(2012)는 기상청이 제공하는 남한상세 기후변화 시나리오(RCP 8.5)를 분석하였는데, 벼 단수가 2011년 493kg/10a에서 2099년 260kg/10a로 급격하게 감소할 것으로 예측하여 기후변화의 영향을 작물 모형을 이용한 연구들에 비해 크게 전망하고 있다.

## 제 4 절 논문의 구성

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구에서 사용한 단수 및 기상자료, 기상자료의 결측치 대체 방법, 자료의 비선형 변환에 대해 설명한다. 3장에서는 분석모형에 대해서 살펴본다. 모형은 비선형 변환 적용 여부, 성장주기 구분 여부에 따라 총 네 가지로 구분된다. 4장에서는 추정결과를 제시하고 각 모형에 기후변화 시나리오를 대입하여 단수 변화를 예측하고 5장에서는 결론을 맺는다.



## 제 2 장 분석 자료

### 제 1 절 단수 및 기상자료

단수 자료는 통계청 ‘시군별 논벼 생산량(정곡, 92.9%)’의 2000-17년 자료를 사용한다. 2017년 현재 벼를 재배하지 않는 4개 시군(안양시, 구리시, 성남시, 태백시)와 제주특별자치도에 속한 2개 시(제주시, 서귀포시)는 표본에서 제외하였다. 창원시, 마산시, 진해시는 시군 간 통폐합이 이뤄졌기 때문에 하나의 표본으로 통합하였다. 청주시와 청원군, 연기군과 세종특별자치시 역시 마찬가지로 이유로 통합하였다. 계룡시와 증평군은 각각 논산시와 괴산군으로부터 분리됐으나 단수를 정확히 파악하기 위해 하나의 시군으로 간주하였으며, 최종적으로 총 151개 시군을 표본으로 한다.

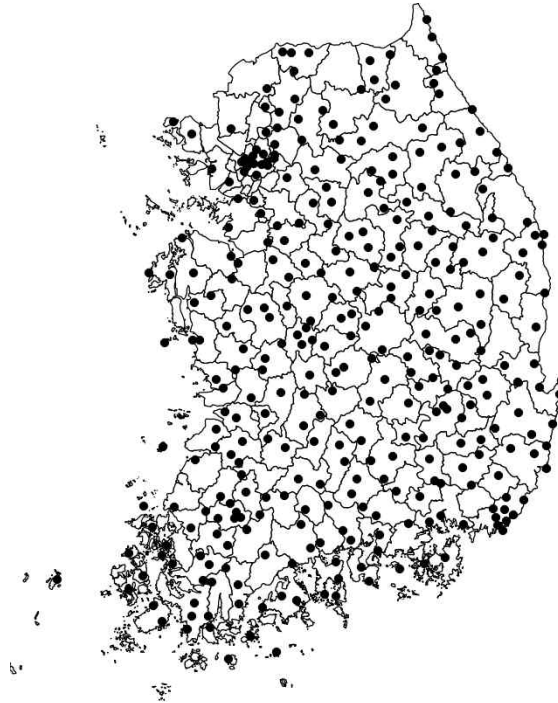
시군별 자료를 활용하면 도별 자료를 활용할 때보다 상대적으로 많은 수의 표본을 확보할 수 있어 추정하는 모수의 수가 많더라도 통계적 유의성을 확보하기 용이하다는 장점이 있다. 국내 연구들은 대부분 도별 단수를 분석했지만 예외적으로 이병훈·문한필(2013)이 160여 개 시군 단수자료를 사용하였다. 그러나 연구에 활용한 기상 관측소의 개수가 75개에 불과해 각 시군에서 가장 가까운 관측소의 자료를 연결하여 사용했기 때문에 해당 시군의 실제 기상을 정확히 반영하기 어렵다는 문제점이 있다.

이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구는 기상청 기상자료개방포털<sup>3)</sup>에서 자료를 다운로드할 수 있는 전국의 95개 종관기상관측장비(ASOS; Automated Synoptic Observing System)와 자동기상관측장비(AWS; Automatic Weather System) 493개소의 관측치를 사용하였다. 이 중 시간별 자료 혹은 일별 자료의 결측률이 3%를 초과

3) <https://data.kma.go.kr/data/grnd/selectAsosList.do?pgmNo=34>

하는 연도가 존재하지 않고 관측시작일이 2000년 이전인 344개소로부터 수집된 자료를 선별하여 사용했다. 기상관측소들의 위치는 아래<그림 1>에서 확인할 수 있다.

<그림 1> 기상관측장비의 분포



기상자료는 2000-17년의 시간별(0-23시) 기온, 일별 강우량, 일평균 풍속으로 구성된다. 결측률이 높은 관측소를 제거했음에도 불구하고 ASOS와 달리 AWS는 무인 관측장비이기 때문에 통계 품질이 상대적으로 낮을 수밖에 없고 이상치를 제거하는 과정이 필요하다. 이상치는 시간별 기온을 대상으로 수행되었으며 시간별 기온이 전체 연도 중앙값에서 벗어난 정도를 기준으로 식별하였다. 구체적으로 각 관측소별로 월·일·시간별 기온의 18개년 중앙값을 구한 후 각 관측치의 중앙값으로부터의 편차를 구한다. 다음으로 편차들 중 2분위수와 4분위수로부터 사분위수범위(Interquartile range)의 3배 이상 떨어진 값에 해당하는 관측치는 이상치로 간주하여 결측 처리하였

다. 사분위수는 관측소 및 월별로 계산되었다.

최종적인 결측률은 0.27%이며 결측치는 R 패키지 AmeliaⅡ의 기댓값 최대화 알고리즘을 통해 얻은 값으로 대체하였다<sup>4)</sup>. AmeliaⅡ는 결측치를 포함한 전체 자료가 다변수 정규분포를 따르고 결측률이 결측치가 아닌 관측치에만 의존하지 않는다는 가정(MAR; Missing At Random)하에서 EMB(Expectation Maximization with Bootstrapping) 알고리즘을 통해 결측치를 대체한다<sup>5)</sup>. 결측치 대체는 5월 상순부터 10월 하순까지 순(旬)별로 이뤄졌으며, 관측소별 고정효과를 포함하였다.

## 제 2 절 자료 변환

결측치가 대체된 시간별 기온은 비선형 변환을 거쳐 설명변수로 활용한다. 비선형 변환을 위해 먼저 0-42°C 구간을 3°C 간격의 계급으로 분할한다. 각 계급의 계급값은 벼 재배기간(5-10월) 중 각 계급에 속하는 기온이 발생한 시간의 합이다. 일별 강우량은 기간 A(5, 6월), B(7, 8월), C(9, 10월)별 누적강우량으로 변환하여 설명변수로 사용한다. 풍속은 기간별로 단수에 미치는 영향이 달라진다고 보다 강풍에 의한 도복이 주는 피해가 클 것으로 판단되기 때문에 기온과 마찬가지로 전 기간의 일평균 풍속 관측치들을 비선형 변환한 값을 설명변수로 활용하였다. 즉, 0-27m/s의 구간을 3m/s 간격의 계급들로 분할한 후 각 계급값을 해당 계급에 속하는 풍속이 발생한 날의 수로 계산하였다.

한편 기온, 강우량, 풍속 외에도 습도, 일사량과 같은 기타 기상요인들 역시 중요한 역할을 하기 때문에 본 연구는 습도와 일사량을 설명변수로 고려하였다. 기상변수들은 서로 상관관계가 높기 때문에

---

4) EM 알고리즘을 활용한 기상변수의 결측치 대체는 기상학 분야에서 통상적으로 이용되는 방법이다. 대표적인 예로는 Schneider(2001)이 있다.

5) AmeliaⅡ의 자세한 사용법은 Honaker et al.(2011)을, 이론적 배경은 Honaker and King(2010)을 참조.

기온, 강우량 이외의 기상요인들을 설명변수로 포함하지 않으면 누락변수편의가 발생할 수 있다. 예를 들어 습도는 기온이 높아질수록 낮아지므로 두 기상변수는 높은 상관관계를 가지고 있다. 결과적으로 습도를 설명변수에서 누락시킬 경우 기온의 계수 추정치가 기온 자체의 영향뿐만 아니라 기온이 습도를 변화시킴으로써 단수에 미치는 영향까지 흡수하게 된다. 두 변수 간의 상관관계가 일정하다면 습도가 설명변수에 포함되지 않더라도 단수를 예측하는 데 문제가 없지만 향후 기후변화로 인해 상관관계가 현재와 달라지면 추정결과가 기후변화의 영향을 왜곡할 수 있다(D'Agostino and Schlenker(2016)). 또한 본고의 목적은 단수 변화를 예측하는 것뿐만 아니라 각 기상변수가 단수에 어떠한 영향을 미치는지를 파악하는 데에도 있기 때문에 기타 기상변수를 설명변수로 포함하였다.

그러나 습도, 일사량은 AWS의 관측항목이 아니므로 기상청으로부터 얻은 자료로부터 값을 직접 얻을 수 없다. 때문에 본 연구는 습도와 일사량 대신 수증기압포차(VPD; Vapor Pressure Deficit)와 강우일수를 설명변수로 사용하였다. VPD는 습도를 나타내는 지표로서 포화수증기량과 대기 중 수증기량의 차이로 인해 발생하는 수증기압을 의미한다. 따라서 건조할수록 수증기압포차가 증가한다. 본고는 Roberts et al.(2012)을 따라 <수식 1>을 통해 수증기압포차를 근사적으로 구하였다. 또한 강우일수가 일사량과 양의 상관관계를 가지고 있다고 판단돼 강우일수를 설명변수에 포함하였다. 포차는 기간별(A, B, C) 평균, 강우일수는 기간별 누적일수를 설명변수로 사용했다.

$$\text{<수식 1>} \quad 6.107 \left( e^{\frac{17.289 T_{\max}}{237.3 + T_{\max}}} - e^{\frac{17.289 T_{\min}}{237.3 + T_{\min}}} \right)$$

$T_{\max}$  : 일최고기온,  $T_{\min}$  : 일최저기온

이상과 같이 변환된 관측소별 자료는 역거리가중법(IDW; Inverse

Distantce Weighting)을 이용해 시군별 기상자료로 통합한다. 역거리가중법은 거리의 역수를 가중치로 사용하는 방법으로서, 본고에서는 시군의 중심점(centroid)으로부터 관측소까지의 거리의 제곱을 사용했다. 가중평균은 중심점으로부터 반경 25km 근방에 위치한 관측소만을 대상으로 하였다.

### 제 3 장 분석 모형

본고는 아래와 같은 패널 고정효과 모형들을 통해 기상효과가 벼의 단수에 미치는 영향을 추정한다. 총 네 개의 모형을 살펴보면, 각 모형은 비선형 변환을 활용한 계단함수의 사용 여부, 개화기/비개화기 구분 여부에서 차이가 있다. 각 모형의 좌변에는 시군 및 연도별 단수의 로그값이, 우변에는 각종 기상변수와 시군별 고정효과가 들어간다. 고정효과는 토질, 고도, 위도 등 모형에 직접적으로 포함되지 않은 변수들의 효과를 흡수하며 누락변수편의를 제거하는 역할을 한다.

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \sum_{k \neq 21} \beta_{1k} b_{itk} \\ \text{<모형 A>} \quad &+ \sum_{k \neq 0} \beta_{2k} w_{itk} + X_{it} \beta_3 + \sum_{j=1}^8 (\beta_{4j} t + \beta_{5j} t^2) D_j + u_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= \gamma_1 T_{avr,it} + \gamma_2 T_{avr,it}^2 \\ \text{<모형 B>} \quad &+ \sum_{k \neq 0} \beta_{2k} w_{itk} + X_{it} \beta_3 + \sum_{j=1}^8 (\beta_{4j} t + \beta_{5j} t^2) D_j + u_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$i$ 는 시군,  $j$ 는 시군이 속한 도(道)<sup>6)</sup>,  $t$ 는 연도를 의미하는 하첨자이다.  $y$ 는 단수,  $b_k$ 는 구간  $(k, k+3]$ 에 속한 기온(°C)이 발생한 시간,  $w_k$ 는 구간  $(k, k+3]$ 에 속한 풍속(m/s)이 발생한 시간,  $T_{avr}$ 은 재배기간 평균기온,  $X$ 는 기온과 풍속을 제외한 기간(A, B, C)별 기상변수(누적강우량, VPD, 강우일수)와 그 제공의 벡터이다.  $t$ 와  $t^2$ 은 시간 변수,  $D_j$ 는 시군  $i$ 가  $j$ 에 속하면 1 아니면 0인 더미변수이다. 즉 이차함수 형태의 추세선을 도별로 추정한다.  $u$ 는 시군별 고정효과,

6) 도는 경기, 강원, 경남, 경북, 전남, 전북, 충남, 충북 총 8개로 구분되며 특별시, 광역시는 인접한 도에 속하는 것으로 간주했다.

$\epsilon$ 는 오차항을 의미한다.  $\beta$ 는 추정해야 할 모수이다.

구체적으로  $b_{itk}$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\langle \text{수식 2} \rangle \quad b_k = \sum_d D_{dk} / 24, \quad D_{dk} = \begin{cases} 1 & \text{if } T_d \in (k, k+3] \\ 0 & \text{if } T_d \notin (k, k+3] \end{cases}$$

$d$ 는 기온이 발생한 시각(5월 1일 00시-10월 31일 23시)을 의미하고  $T_d$ 는 시각  $d$ 의 평균기온이다.  $D_{dk}$ 는  $T_d$ 가 구간  $(k, k+3]$ 에 속하면 1, 아니면 0인 더미변수이며,  $b_k$ 는 더미변수들의 합(일 단위로 변환)이다. 다시 말해  $b_k$ 는 계급  $k$ 의 기온이 발생한 시간을 의미하게 된다. 주의할 점은  $b_k$ 가 기온의 발생 시간이기 때문에  $\sum_k b_{itk}$ 가 모든 시군에 대해서 184일(5월 1일-10월 31일)로 동일하다는 점이다. 이로 인해 모형 추정 시 고정효과  $u$ 와 다중공선성 문제를 일으키므로 계급 하나를 기준으로 삼아 설명변수에서 제외해야 한다. 본 연구는 일반적으로 발생 시간이 가장 긴 구간  $(21, 24](^{\circ}\text{C})$ 를 제외했다( $k \neq 21$ ). 따라서 추정치  $\hat{b}_k$ 는 기준계급과 계급  $k$  간 단수 로그변화율의 차를 의미한다<sup>7)</sup>.  $w_k$ 도 동일한 방법으로 만들어졌으며, 구간  $(0, 3]$ 을 기준계급으로 삼아 제외했다.

모형 A, B는 기온이 단수에 미치는 효과를 반영하는 방식에서 차이가 있다. 모형 A는  $b_k$ 를 설명변수로 사용하기 때문에 신속적인 계단함수를 추정할 수 있다. 반면 모형 B는 설명변수로  $T_{avr}$ 를 사용하며 그 형태가 이차함수로 고정되어 있어 상대적으로 신속성이 떨어진다. 두 모형을 비교함으로써 함수의 신속성이 분석결과에 미치는 영향을 알 수 있다.

한편 위 모형들은 설정상  $b_k$ 와  $T$ 가 재배기간 전체에 걸쳐 동일한

---

7) 관측된 표본에서 차지하는 비중이 1% 미만인 계급들은 하나의 계급으로 합쳐졌으며 이는 모든 모형에 적용된다. 예를 들어 모형 A에서는  $6^{\circ}\text{C}$  이하,  $33^{\circ}\text{C}$  이상인 기온들이 하나의 계급으로 합쳐졌다.

효과를 가진다고 가정하는 것과 같다. 그러나 앞서 설명했듯 기온과 단수 간의 관계는 성장주기에 따라 달라질 수 있다. 이러한 벼의 생리학적 특성을 고려하기 위해 개화기와 비개화기에 기온이 미치는 영향이 달라질 수 있는 <모형 C> 와 <모형 D>를 추정한다.

$$\begin{aligned} \text{<모형 C>} \quad \ln y_{it} = & \sum_{k \neq 21} \beta_{1k}^A b_{itk}^A + \sum_{k \neq 21} \beta_{1k}^B b_{itk}^B \\ & + \sum_{k \neq 0} \beta_{2k} w_{itk} + X_{it} \beta_3 + \sum_{j=1}^8 (\beta_{4j} t + \beta_{5j} t^2) D_j + u_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{<모형 D>} \quad \ln y_{it} = & \gamma_{1A} T_{avr,it}^A + \gamma_{A2} T_{avr,it}^{A^2} + \gamma_{1B} T_{avr,it}^B + \gamma_{2B} T_{avr,it}^{B^2} \\ & + \sum_{k \neq 0} \beta_{2k} w_{itk} + X_{it} \beta_3 + \sum_{j=1}^8 (\beta_{4j} t + \beta_{5j} t^2) D_j + u_i + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

모형 C는  $b_k$ 를 개화기( $b_k^A$ )와 비개화기( $b_k^B$ )로 나눈다. 마찬가지로 모형 D도 평균기온을 개화기( $T_{avr}^A$ )와 비개화기( $T_{avr}^B$ )로 나누었다. 따라서 모형 C(모형 D)는 개화기/비개화기에 기온이 미치는 영향이  $\beta_{A,k}(\gamma_A)$ 와  $\beta_{B,k}(\gamma_B)$ 로 달라질 수 있고 모형 A(모형 B)와 모형 C(모형 D)를 비교함으로써 성장주기를 고려하는 것이 분석결과에 미치는 영향을 알 수 있다.



## 제 4 장 분석 결과

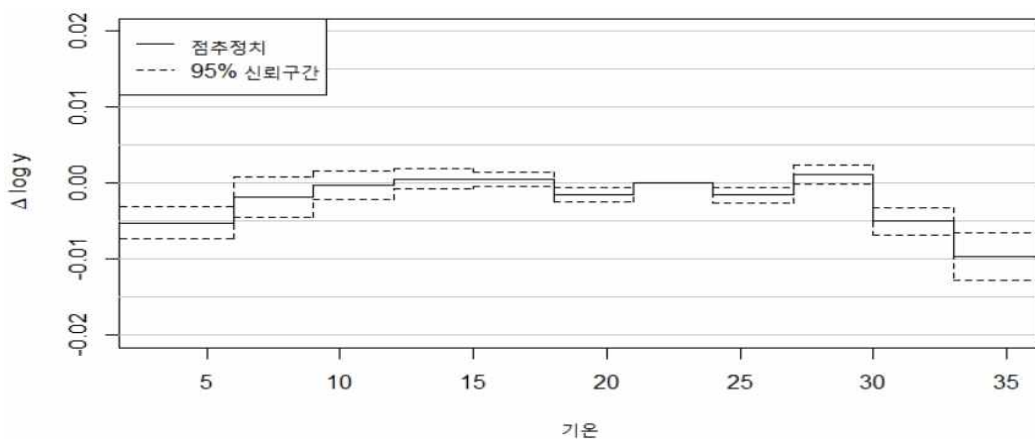
본 장에서는 앞서 설명한 분석 모형의 추정 결과를 제시한다. 먼저 기온이 단수에 미치는 영향을 모형별로 살펴본 후 나머지 기상 변수(강수량, VPD, 풍속, 강우일수)가 미치는 영향을 알아본다. 다음으로 평균제곱근오차(Root Mean Square Error; RMSE)을 통해 각 모형의 예측력을 비교해본다. 마지막으로 다른 변수들은 변화하지 않고 기온만 균일하게 상승할 경우 각 모형이 단수 변화를 어떻게 예측하는지 살펴보고, 기상청의 기후변화 시나리오를 모형에 대입해 향후 기후변화가 단수에 어떠한 영향을 미치는지 알아본다.

### 제 1 절 모형별 추정결과

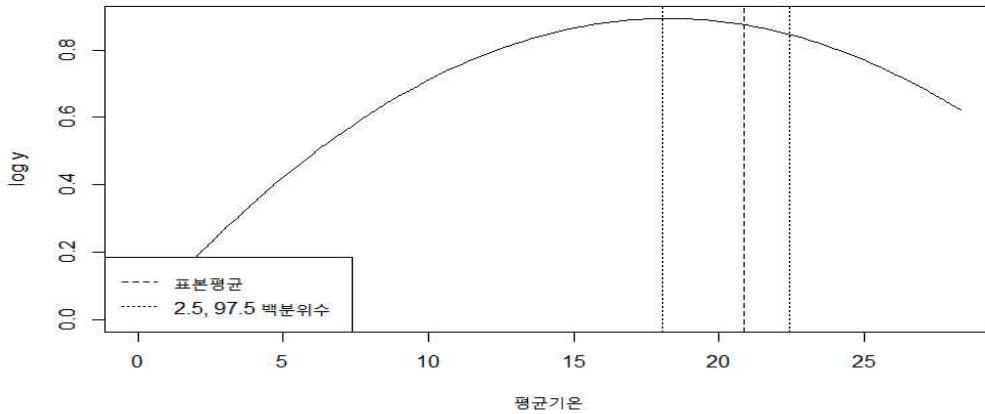
#### 1. 기온이 단수에 미치는 영향

<그림 2>과 <그림 3>는 각각 모형 A와 B의 단수-기온 관계 추정결과이다.

<그림 2> 모형 A 단수 변화율-기온 관계



<그림 3> 모형 B 단수-기온 관계



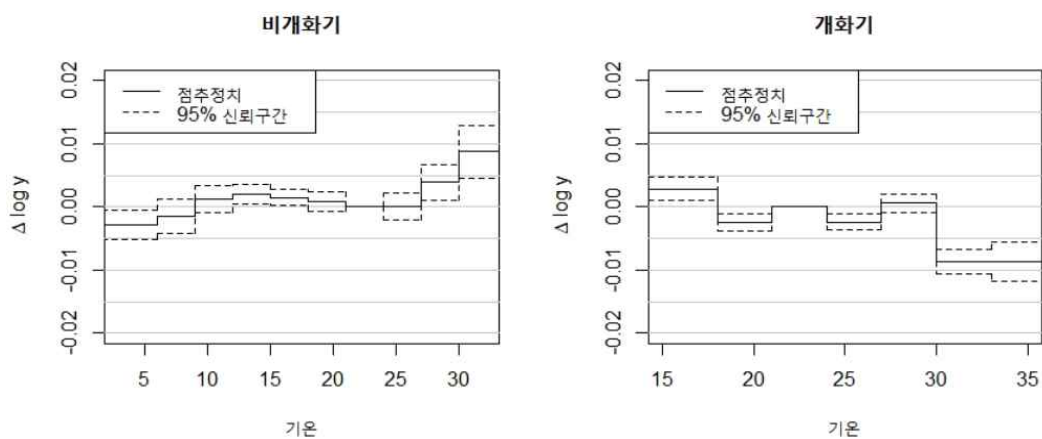
먼저 <그림 2>을 통해 모형 A를 살펴본다. 세로축은 기준계급 대비 단수 로그변화율, 가로축은 기온을 나타낸다. 전반적으로 사다리꼴 형태를 가지고 있는데, 9°C까지는 단수가 완만하게 증가하다가 30°C까지 일정하게 유지되다가 30°C 이상부터 단수가 빠르게 감소한다. 30-33°C는 0.5%, 33°C 이상은 1% 가량의 단수를 감소시키는 것으로 추정되었다. 다음으로 <그림 3>에서 모형 B의 추정결과를 알아본다. 가로축은 로그 단수, 세로축은 재배기간 중 평균기온을 나타낸다. 굵은 점선은 평균기온의 표본평균, 얇은 점선은 2.5, 97.5 백분위수를 의미한다. 모형 A와 마찬가지로  $\cap$ 자 형태를 가지며 약 18°C까지 단수가 증가하다가 그 이후부터는 점차 감소한다.

모형 A와 B는 비선형 변환된 기온  $b_k$ 를 활용한 준모수 함수의 추정 여부에서 차이가 있지만 두 모형에서 모두 기온-단수 함수관계가 유사한 형태를 가지는 것으로 추정되었다. 다만 <모형 A>는 <모형 B>와 달리 평균기온을 설명변수로 쓰지 않기 때문에 기온의 재배기간 중 기온의 분포까지 고려할 수 있다는 장점이 있다.

다음으로 성장주기를 고려해 개화기와 비개화기의 단수-기온 관계를 다르게 설정한 모형 C, D의 추정결과를 알아본다(<그림 4>, <그림 5>). <그림 4>의 모형 C는 모형 A와 동일하게 계단함수를 사용했지만 단수-기온 함수를 개화기와 비개화기에 대해 별도로 추

정했다는 점에서 차이가 있다. 그래프를 보면 좌측의 비개화기(5, 6, 9, 10월)와 우측의 개화기(7, 8월)이 다른 양상을 보인다는 것을 알 수 있다. 모형 C에서 두 기간에 기온이 단수에 미치는 영향이 동일하다는 귀무가설( $\beta_k^A = \beta_k^B$ )에 대해 월드 검정을 실시한 결과 유의수준 1%하에서 귀무가설을 기각했다 ( $p < 0.001$ ). 비개화기에는 9°C 미만의 저온 구간에서 단수가 점차 증가하다가 9°C부터 27°C까지는 큰 변화가 없다. 그러나 27°C 이후 단수가 빠르게 증가하는 양상을 보인다. 이와는 반대로 개화기에는 30°C 이전까지는 단수에 큰 변화가 없지만 30°C 이상의 고온 구간에서 단수가 급격히 감소한다.  $b_{30}^B$  과  $b_{33}^B$ 의 추정치는 약 -0.009로 30°C 이상의 고온이 하루 증가하면 단수가 0.9% 가량 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 벼가 생식생장기에 고온에 취약하다는 기존 작물학 분야의 연구 결과와 부합하며, 벼가 생식생장기가 아닌 시기에는 상대적으로 고온에 강할 뿐만 아니라 기온이 상승할수록 단수가 증가함을 보여준다.

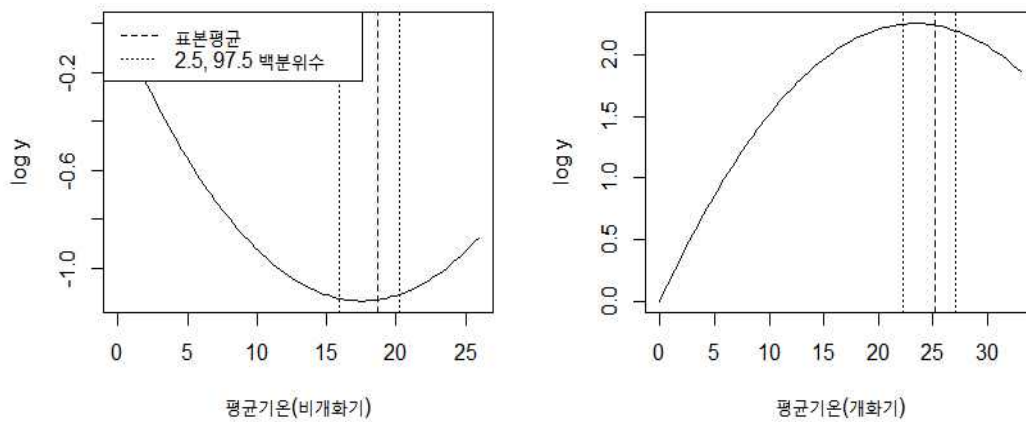
<그림 4> 모형 C 단수 변화율-기온 관계



다음으로 <그림 5>를 통해 모형 D의 추정결과를 알아본다. 모형 D 역시 모형 C와 마찬가지로 개화기와 비개화기에 기온이 단수에 미치는 영향이 달랐다. 비개화기에는 단수가 18°C 이상에서 평균기

온의 증가함수이지만 개화기에는 23°C 이상에서 평균기온이 상승할수록 단수가 감소하는 경향을 보였다. 또한 두 기간에 있어 기온이 미치는 영향이 동일하다는 귀무가설( $\gamma^A = \gamma^B$ )에 대해 가설검정을 실시한 결과 유의수준 1%하에서 귀무가설을 기각하여( $p < 0.001$ ) 모형 C에서와 마찬가지로 개화기 단수-기온 관계가 다른 기간과 상이한 것으로 나타났다.

<그림 5> 모형 D 단수-기온 관계



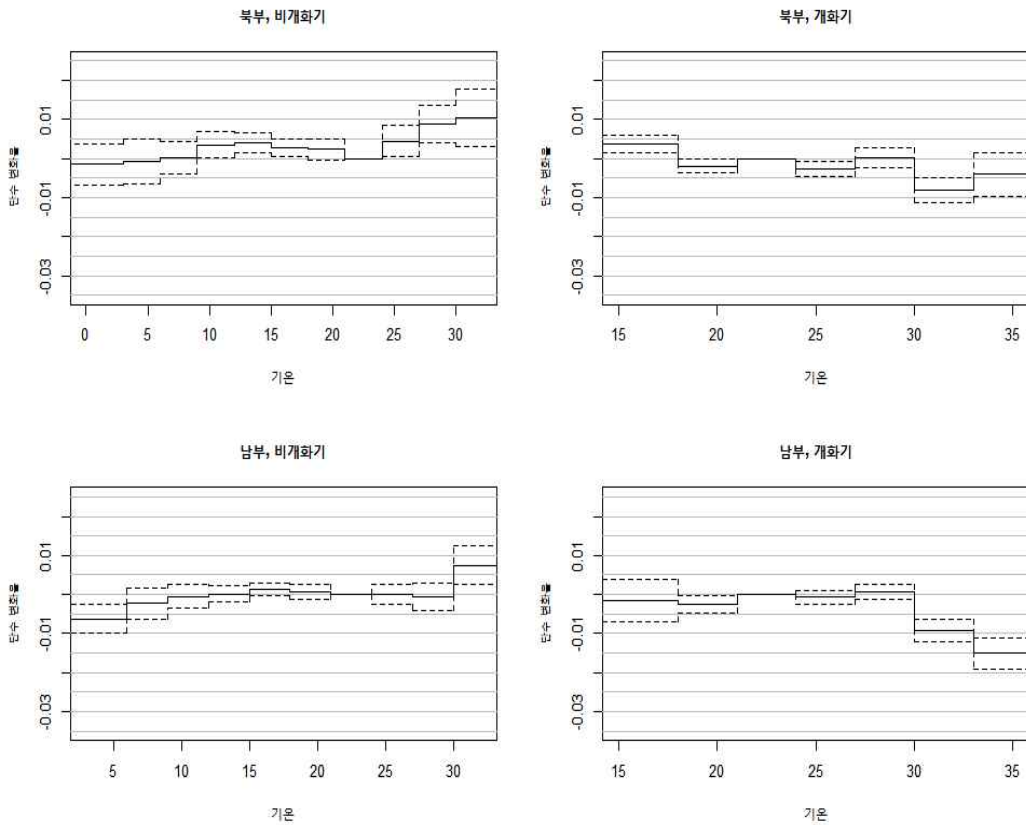
## 2. 강건성 확인

이상의 추정 및 가설검정 결과들은 기온이 단수에 미치는 영향이 개화기와 비개화기에 상이하다는 점을 시사해준다. 특히 30°C 이상의 고온 구간에서 개화기/비개화기의 차이가 뚜렷했다. 하지만 위도 또는 해발고도가 높은 지역은 평균기온이 낮아 주로 조생종 벼를 재배하는 경향이 있기 때문에 여타 지역과 다른 경향을 보일 가능성이 있다. 또한 비개화기 30°C 이상의 고온 구간에서 단수가 증가하는 현상이 영양생장기(5, 6월)와 등숙기(9, 10월) 중 한 기간에만 집중된 현상일 가능성 역시 배제할 수 없다. 아래에서는 이러한 가능성들에 대해 검토함으로써 모형 C 추정결과의 강건성을 확인한다.

먼저 고위도 지역과 저위도 지역 간에 차이가 있는지 확인해본다.

다음의 <그림 6>은 중심점의 위도가  $36.3^\circ$  이상인 시군(북부, 상단)과 이하인 시군(남부, 하단)을 대상으로 각각 계단함수를 추정한 결과이다. 기준이 되는  $36.3^\circ$ 는 표본 시군 위도의 중위수로 결정하였다. 그래프를 보면 전체 표본을 대상으로 추정한 결과와 질적으로 차이가 거의 없음을 알 수 있다. 북부와 남부 모두 비개화기에는 기온이 상승할수록 단수가 증가하고 개화기에는  $30^\circ\text{C}$  이상에서 단수가 감소하는 경향이 나타났다. 다만 남부를 대상으로 추정했을 때  $33^\circ\text{C}$  이상의 고온 구간에서의 단수 감소 경향이 좀 더 뚜렷하게 관찰된다.

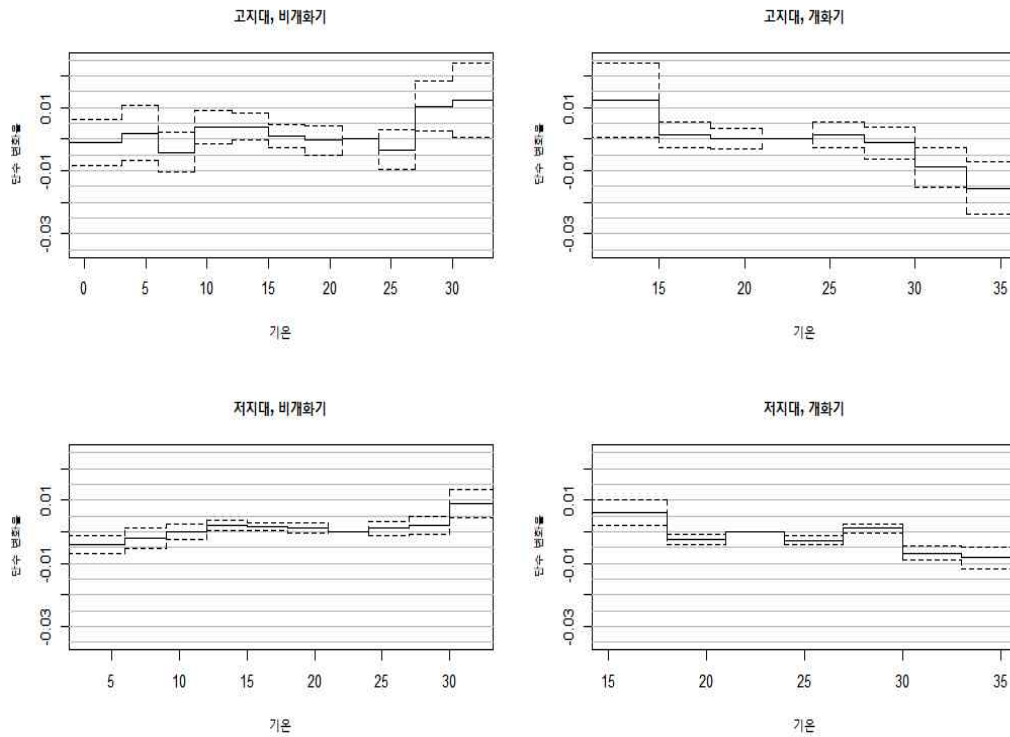
<그림 6> 북부 및 남부 기온-단수 변화율 관계



다음으로 고도의 높고 낮음이 추정결과에 어떠한 영향을 미치는

지 알아본다. <그림 7>은 표본 시군들을 평균 해발고도 300m를 기준으로 그 이상인 시군(고지대, 상단)과 그 이하인 시군(저지대, 하단)으로 구분하여 추정한 결과이다. 앞서와 마찬가지로 해발고도와 관계없이 비개화기에는 기온이 상승할수록 단수가 증가하고 개화기에는 30°C 이상의 고온 구간에서 단수가 감소하는 양상이 관찰된다. 개화기 고온에 의한 단수 감소폭은 저지대보다 고지대에서 좀 더 크게 나타났다.

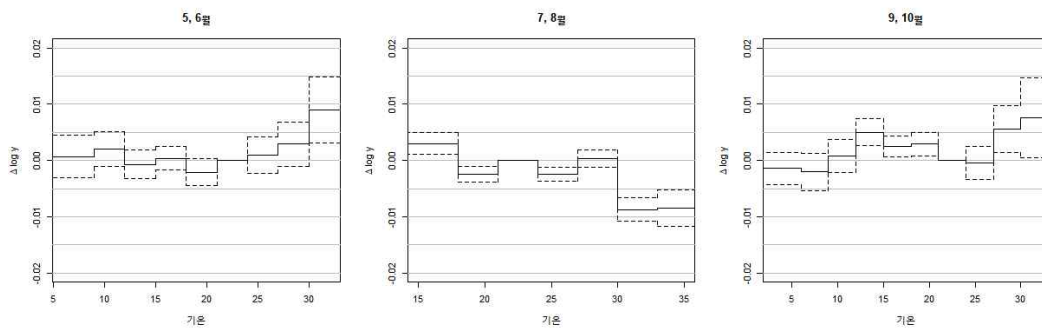
<그림 7> 고지대 및 저지대 기온-단수 변화율 관계



마지막으로 비개화기를 영양생장기(5, 6월)과 등숙기(9, 10월)로 나눠 두 기간의 기온-단수 간 함수관계가 차이가 있는지 살펴본다. <그림 8>은 좌측부터 기간 A(5, 6월), B(7, 8월), C(9, 10월)의 기온-단수 관계를 추정한 결과이다. 기간 A와 C를 보면 공통적으로 30°C 이상의 구간에서 단수가 하락하는 현상은 관찰되지 않았으며

앞서와 마찬가지로 다른 구간들에 비해 단수를 증가시키는 것을 볼 수 있다. 또한 기간 B에서도 지금까지 살펴본 것과 같이 30°C 이상에서 단수가 1% 가량 하락하는 현상 역시 관찰된다. 기간 A와 C에 있어 기온이 단수에 미치는 영향이 같다는 귀무가설은 유의수준 1% 하에서 기각되지만 성장단계를 세 가지로 구분하더라도 기후변화의 영향을 평가하는 데 있어 두 가지(개화기/비개화기)로 구분하는 모형 C와 거의 차이가 없었다. 때문에 앞으로의 논의에 있어 5, 6월과 9, 10월을 구분하는 모형에 대해 구체적으로 다루지 않는다.

<그림 8> 기간별 기온-단수 변화율 관계



### 3. 기타 기상변수가 단수에 미치는 영향

강우량, 포화수증기압차, 강우일수, 풍속 같은 기온 이외의 기상변수들이 단수에 미치는 영향은 개화기/비개화기를 구분하고 비선형 변환을 사용하는 모형 C를 중심으로 결과를 제시한다(<표 1>). 강우량의 경우 기간 A(5, 6월)와 기간 B(7, 8월)에는 1, 2차항 모두, 기간 C(9, 10월)에는 1차항만 1% 유의수준에서 유의하게 추정되었다. 추정결과를 그래프에 나타내면 <그림 9>와 같으며, 기간 A와 B에는 단수와 강우량이 대부분의 표본이 관측된 구간에서  $\cap$ 자형의 관계를 가지고 있고 기간 C에는 선형에 가까운 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 기간 B와 C에서는 누적강우량이 증가할수록 단수가 감소하는 것으로 나타난 반면 기간 A에서는 300mm

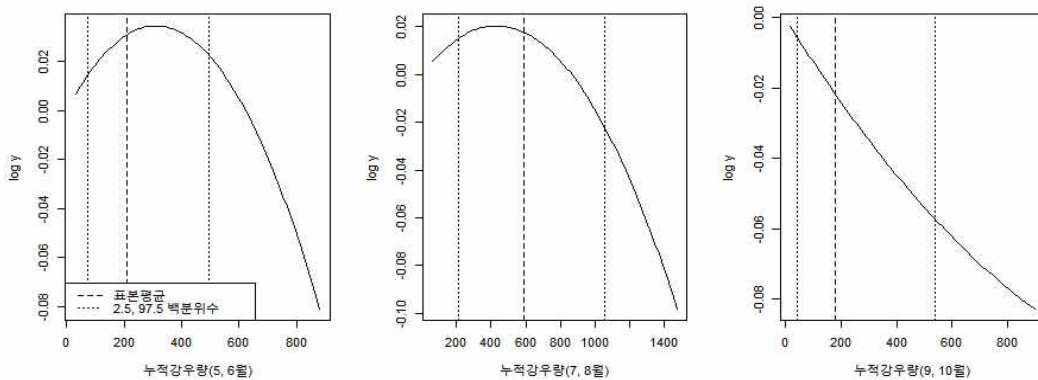
부근까지 단수가 증가하다가 이후 하락하는 경향을 보이고 있다.

<표 1> 기타 기상변수 추정결과

변수명	기간	차수	계수	표준오차
누적 강우량 (mm)	5-6월	1	0.0002229 **	0.0000449
		2	-0.00000036 **	0.0000001
	7-8월	1	0.00009423 **	0.0000225
		2	-0.00000011 **	0.0000000
	9-10월	1	-0.00012757 **	0.0000305
		2	0.00000004	0.0000000
수증기압포차 (hPa)	5-6월	1	0.00566862	0.0060007
		2	-0.00016793	0.0001728
	7-8월	1	0.03246171 **	0.0057935
		2	-0.00059915 **	0.0001721
	9-10월	1	-0.00180796	0.0077186
		2	0.0000238	0.0002635
강우일수 (일)	5-6월	1	0.00015527	0.0018704
		2	0.00004287	0.0000544
	7-8월	1	0.00187032	0.0016016
		2	-0.00009539 **	0.0000273
	9-10월	1	0.00075406	0.0015079
		2	-0.00004256	0.0000425
풍속(m/s)			계수	표준오차
3-6			0.0005935**	0.0002086
6-9			-0.00017663	0.0014904
9-12			-0.01788772**	0.0059722
12 이상			-0.09175497**	0.0229585

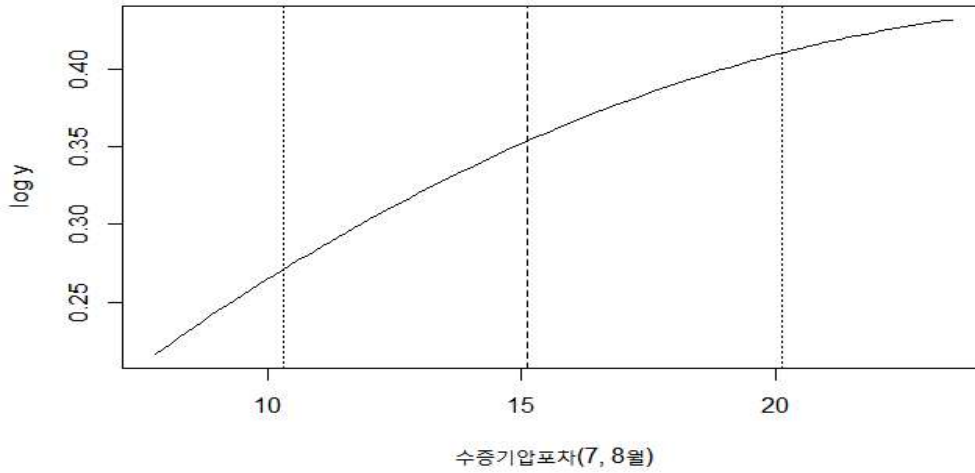
\*\* :  $p < 0.01$ , \* :  $p < 0.05$

<그림 9> 단수-강우량 관계





<그림 10> 단수-수증기압포차 관계



수증기압포차는 7, 8월에 1, 2차항이 1% 유의수준에서 유의하게 추정되었다. 그래프 상에 나타내면 <그림 10>과 같으며 포차가 증가할수록, 즉 건조할수록 단수가 증가한다. 생식생장기가 건조할수록 단수가 증가하는 현상은 건조한 대기가 증산작용을 활발하게 만들어 체온 하락을 용이하게 만들고 이를 통해 고온장해를 회피할 수 있기 때문인 것으로 판단된다(Wassmann et al.(2009)). 또한 우리나라 대부분의 논이 관개시설이 잘 갖춰져 있어 충분한 양의 물이 공급되므로 활발한 증산작용이 수분 스트레스를 야기하기보다는 건조할수록 고온다습한 환경에서 활발하게 증식하는 병해충의 발생률을 낮춤으로써 단수를 증가시킬 수 있다.

일조량의 대리변수로 사용된 강우일수는 7, 8월에 2차항이 1% 유의수준에서 유의하게 추정되어 일조량이 생식생장기에 벼의 성장에 중요함을 시사해준다. 풍속은 일평균 풍속 9m/s 이상에서의 단수 감소 효과가 뚜렷하게 관측되었다. 9-12m/s의 일평균 풍속이 하루 증가할 경우 단수가 약 2%, 12m/s 이상은 9% 가량 단수가 감소하는 것으로 추정되어 12m/s 이상에서 도복으로 인한 피해가 급격히 증가함을 알 수 있다.

## 제 2 절 모형 간 예측력 비교

본 절에서는 모형 A-D의 표본 외 평균제곱근편차(RMSE)를 비교함으로써 모형들의 예측력을 비교한 결과를 다루고자 한다. 먼저 총 18개 표본(2000-2017년) 중 하나의 표본을 제외한 채로 모형을 추정 한 후 실제 단수와 적합값(fitted value)를 비교하여  $RMSE_t$ 를 계산 하고(<수식 4>), 최종적으로  $RMSE_t$ 의 평균을 통해 모형들의 예측 력을 비교한다.

$$\text{<수식 3> } RMSE_t = \sqrt{\frac{\sum_i (y_{it} - \hat{y}_{it})^2}{n}} \quad (y_{it} : \text{실제 단수}, \hat{y}_{it} : \text{적합값})$$

<표 2>의 첫 번째 행에 제시된 값은 각 모형의 RMSE가 추세변 수( $t, t^2$ )만을 포함하는 기본적인 고정효과 모형 대비 몇 퍼센트나 감 소했는지를 의미한다. 추가적으로 두 번째 행에는 각 모형의  $R^2$ 가 표시되어 있다. 개화기, 비개화기를 구분하지 않은 모형 B가 16.7% 로 RMSE 감소율이 가장 컸으며 그 다음으로 모형 A가 16.6%, 모 형 C가 16.2%, 모형 D가 15.8%로 가장 낮았다. 그렇지만 모형 간 격차가 1%도 되지 않기 때문에 모형 A-D 모두 예측력에 있어 통 계적으로 유의한 정도의 차이가 존재한다고 보기는 어렵다.  $R^2$ 는 모형 C가 0.6으로 다른 모형들보다 근소하게 높지만 마찬가지로 차 이가 크지 않아 모형들의 설명력 역시 유의미하게 다르다고 보기 힘들다.

<표 2> 모형별 RMSE 감소율

모형	A	B	C	D
RMSE 감소율(%)	16.6	16.7	16.2	15.8
Adjusted $R^2$	0.59	0.57	0.60	0.58

그러나 모형들이 설명력, 예측력에 있어 큰 차이를 보이지 않는다

고 하더라도, 각 모형은 성장주기 구분 여부, 함수형태에 있어 각기 다르며 이러한 차이는 기후변화로 인한 기온상승이 벼의 단수에 미치는 영향을 예측하는 데 큰 차이를 만들어 낼 수 있다. 다음 절에서는 각 모형이 기후변화로 인한 단수 변화를 어떻게 예측하는지 살펴본다.

### 제 3 절 기후변화 영향 평가

본 절에서는 모든 시간별 기온이 균일하게 0-5°C 증가할 때의 단수 변화를 살펴봄으로써 각 모형이 기온 상승의 효과를 어떻게 반영하는지 알아본다. 다음으로 모형 C의 추정결과에 시군별 기후변화 시나리오를 대입하여 향후 기후변화가 시군별 단수에 어떠한 영향을 미칠지 예측한다.

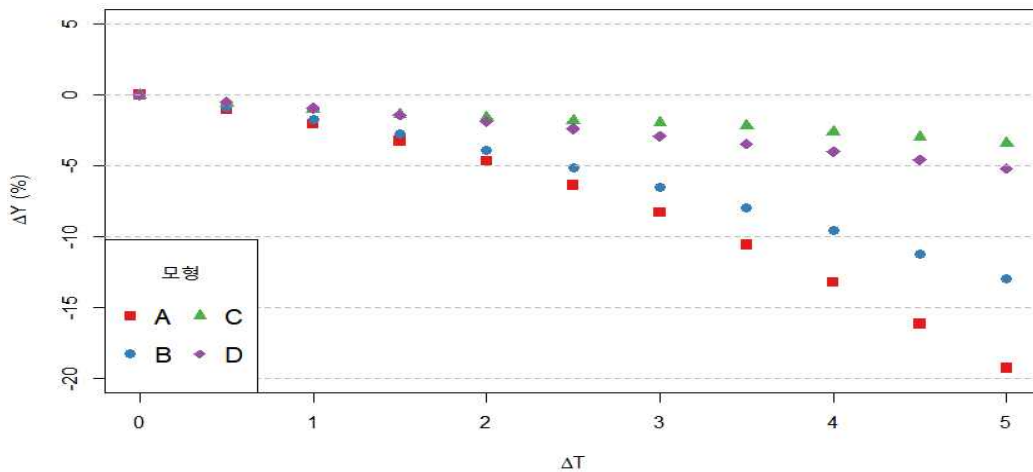
#### 1. 모형별 기온 상승 효과

먼저 각 모형에서 기온이 균일하게 상승할 경우 단수에 어떠한 영향을 미치는지 알아본다. <그림 11>은 본 연구가 사용한 기상자료에서 모든 시간별 기온  $T_d$ 를 일괄적으로  $\Delta T$ 만큼 증가시켰을 때의 생산량 변화율을 보여준다. 변화율은 2000-2017년 평균 생산량을 기준으로 계산되었다. 모형 A-D는 생산량 변화율을  $\Delta T=3$ 에 대해서 각각 -8.3%, -6.5%, -2%, -2.9%,  $\Delta T=5$ 에 대해서 -19.3%, -13%, -3.5%, -5.2%로 예측하고 있다. 신축적인 계단함수를 사용한 모형 A(C)와 이차함수를 사용한 모형 B(D) 간에는 큰 차이가 나타나지 않았다.

반면 개화기와 비개화기의 차이를 고려했는지의 여부는 기온 상승의 효과를 반영하는 데 큰 차이를 낳았다. 개화기/비개화기를 구분하지 않은 모형(A, B)들이 구분한 모형(C, D)에 비해 기온 상승으

로 인한 단수 감소를 더 크게 예측했다. 이런 현상이 나타나는 원인은 모형 C, D의 추정결과가 공통적으로 보여주듯이 고온 발생으로 인한 단수 감소가 개화기에 국한된 현상이기 때문이다. 비개화기에는 개화기와 달리 평균기온의 상승이 단수를 증가시키므로 개화기 단수 감소를 상쇄하게 된다. 뿐만 아니라 고온에 취약한 개화기는 나머지 기간에 비해 상대적으로 짧기 때문에 재배기간 전체를 놓고 보면 기온 상승이 단수를 증가시키게 된다. 이러한 결과는 기온 상승으로 인한 벼의 단수 변화를 예측할 때 벼의 생리적인 특성을 고려하지 않을 경우 비개화기의 고온이 실제로는 단수를 증가시키는데도 불구하고 단수를 감소시키는 요인으로 작용하고, 결과적으로 기후변화로 인한 피해를 필요 이상으로 과장할 수 있음을 보여준다고 할 수 있다.

<그림 11> 평균기온 상승에 따른 생산량 변화율



## 2. 기후변화 영향 평가

다음으로 각 모형에 기상청이 제공하는 기후변화 시나리오 자료 (행정구역별 자료, RCP 8.5, 제어적분 400년)를 활용하여 기후변화가 단수를 얼마나 변화시키고 또 단수의 지리적 분포에는 어떠한

영향을 미치는지 알아본다. 해당 기후변화 시나리오는 일별 최저, 최고기온 예측치만을 제공하기 때문에 이를 시간별 기온으로 변환해야 한다. 일별 최저, 최고기온은 Schlenker and Roberts(2009)를 따라 <수식 6>을 통해 시간별 기온으로 변환되었다.

$$\text{<수식 6>} \quad \frac{T_{\max} + T_{\min}}{2} - \frac{T_{\max} - T_{\min}}{2} \cos\left(\frac{2\pi}{12}t\right) \quad (t=0, \dots, 23)$$

<표 3>은 20년 간격의 단수 예측치를 보여준다. 제시된 단수 예측치는 시군별 단수 예측치를 재배면적을 이용해 가중평균한 값이다. <그림 11>의 결과와 동일하게 모형 A, B, D, C 순으로 예측된 단수 감소폭이 컸다. 개화기/비개화기를 구분한 모형 C와 D의 2081-2100년 평균 단수의 2021-2040년 대비 변화율<sup>8)</sup>은 -1%와 -2%, 구분하지 않은 A와 B는 -14%와 -7%로 나타나 생육주기를 감안하지 않을 경우 기후변화로 인한 피해를 과대평가할 수 있음을 다시 한 번 확인할 수 있다.

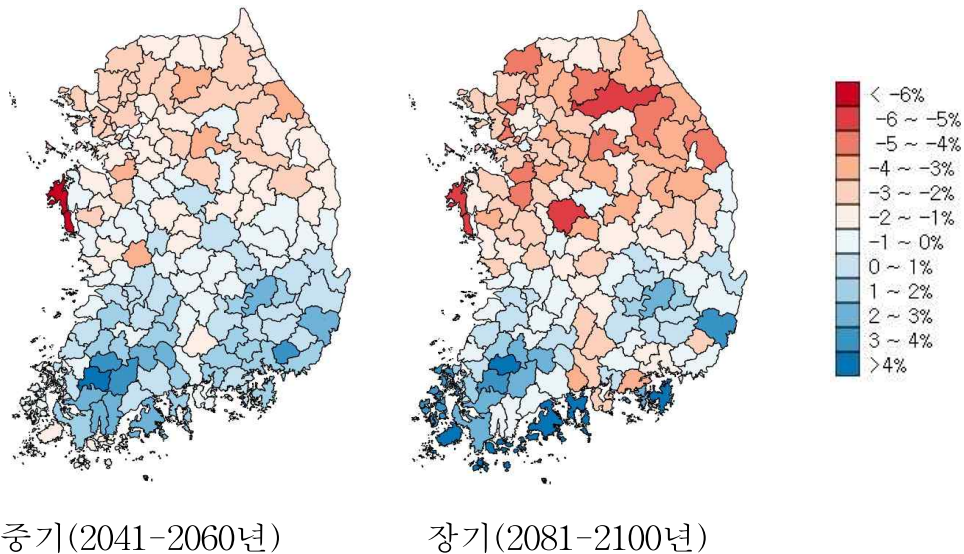
<표 3> 기간 및 모형별 생산량 예측치(kg/10a)

모형 \ 기간	2021-2040(A)	2041-2060	2061-2080	2081-2100(D)	비율(D/A)
A	446	431	410	385	0.86
B	453	448	435	423	0.93
C	449	448	445	445	0.99
D	442	440	435	433	0.98

8) 2000-2017년이 아닌 2021-2040년과 비교하는 이유는 기후변화 시나리오 자료상에서 2010년을 전후로 질적인 차이가 발생하기 때문에 직접적인 비교가 어렵기 때문이다. 기상청에서 제공하는 기후변화 시나리오는 실측치인 2000-2010년의 값에 기반을 두고 2011-2100년의 값들을 예측하는데 이 둘 사이에 질적인 차이가 있어 2000-2017년 실제 평균 단수와 단수 예측치를 직접 비교하기가 어렵다. 예를 들어 본고에서 설명변수로 사용하는 강우일수의 경우 2010년 이후 평균적으로 한 달 이상 증가하는데 이는 단수를 10% 가까이 감소시키는 요인이 된다.

<그림 11>은 추정된 모형에 기후변화 시나리오를 대입했을 때 단수 변화율이 지리적으로 어떻게 분포하는지 보여준다. 단수 변화율은 2020-40년 단수 예측치 평균 대비 변화율을 의미하고, 네 가지 모형 중 모형 C를 기반으로 예측되었다. 좌측은 중기(2041-60년), 우측은 장기(2081-2100년)의 단수 변화율 평균이다. 우선 단수 분포가 중기와 장기에 크게 다르지 않지만 지역별로는 상이한 분포를 보인다. 전반적으로 남부의 전라도와 경상도에서 단수가 증가하고 북쪽의 경기도, 강원도, 충청도에서 단수가 감소한다.

<그림 12> 시군별 중/장기 단수 변화율(RCP 8.5)



<표 5>는 보다 구체적으로 기간 및 도별 단수 예측치를 보여준다. 전반적으로 2020-2040년 대비 2080-2100년 단수 예측치의 변화율은 -3~2% 정도로 단수가 크게 변하지는 않을 것으로 예측되고 있다. 대체로 전라도와 경상도가 단수가 증가하거나 거의 변화하지 않고 경기, 강원, 충청도에서 단수가 3% 가량 감소한다.

<표 4> 기간 및 지역별 단수 예측치(kg/10a)

지역\기간	2021- 2040(A)	2041- 2060	2061- 2080	2081- 2100(D)	비율 (D/A)
강원도	437	428	428	424	0.97
경기도	435	426	421	422	0.97
경상남도	439	443	444	437	0.99
경상북도	470	468	466	465	0.98
전라남도	402	409	413	411	1.02
전라북도	475	476	471	474	1.00
충청남도	487	479	470	474	0.97
충청북도	447	441	439	434	0.97

## 제 5 장 요약 및 결론

본 논문은 벼의 성장주기를 개화기와 비개화기로 구분하여 기온이 단수에 미치는 영향을 분석하였으며 이러한 시도가 기후변화로 인한 단수 변화 예측치에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 개화기와 비개화기를 구분한 결과 개화기에는 30°C 이상의 고온이 단수를 감소시키지만 비개화기에는 단수를 증가시키는 것으로 나타나, 향후 기후변화와 그로 인한 평균기온의 상승으로 인한 피해가 개화기인 7, 8월에 집중될 것으로 예상된다. 이러한 결과는 향후 기후변화 대응의 초점을 영양생장기나 등숙기보다는 생식생장기의 고온장해에 둘 필요가 있음을 시사해준다.

본 논문은 또한 기온과 단수 간의 함수관계를 사전에 특정하지 않고 비선형 변환을 통해 신축적인 계단함수를 추정하였다. 그러나 기온 상승의 영향을 반영하는 데 있어 계단함수를 사용한 모형과 이차함수를 사용한 모형 간에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

최종적으로 추정된 모형에 RCP 8.5 기후변화 시나리오를 대입하여 향후 단수 변화를 예측한 결과 개화기/비개화기를 구분하는 모형을 사용할 경우 평균적인 단수가 2081-2100년까지 2021-2040년 대비 -2~-1% 가량 변화할 것으로 예측되어 향후 기후변화가 한국의 벼에 미치는 영향은 상당히 제한적일 것으로 보인다.

그렇지만 이러한 결과는 관측소로부터 수집된 기온 표본이 30°C 초반에 집중되어 있기 때문일 수 있기 때문에 주의할 필요가 있다. 2000-2017년 관측된 비개화기 고온은 30-33°C에 집중되어 있다. 작물학 분야의 연구에 의하면 등숙기 고온은 등숙불량을 유발하는 것으로 알려져 있기 때문에 향후 평균기온이 더 상승하여 비개화기에 이보다 높은 33°C 이상의 기온이 빈번하게 발생할 경우 개화기와 마찬가지로 단수가 하락하는 현상이 관측될 가능성이 있다. 따라서 4-5°C 정도의 높은 기온 상승을 바탕으로 진행된 분석은 예측치가



낙관적일 수 있음에 주의해야 한다.

본 연구는 기온 상승으로 인해 출수기가 앞당겨지거나 등숙기가 짧아지는 등의 생장주기 변화나 고온 장해 회피를 위한 파종 및 이앙시기 조정과 같은 생산자의 적응을 고려하지 못했다는 한계점이 있다. 본고의 기후변화로 인한 단수 예측치가 크지 않기 때문에 기후변화에 대한 생산자의 적응까지 고려할 경우 오히려 단수가 증가할 수도 있을 것이다. 향후의 연구는 이러한 요인들까지 고려할 수 있는 방향으로 진행되어야 할 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 권오상·김창길(2008), "기후변화가 쌀 단수변화 미치는 영향: 비모수적 및 준모수적 분석," 『농업경제연구』 49(4): 45-64.
- 남영식·양승룡·송용호·박호정(2012), "기후변화로 인한 한국 쌀(정곡) 생산 변화에 관한 연구: RCP 8.5 시나리오를 중심으로," 『농업경제연구』 53(4): 61-88.
- 노재선·권오상·조승현(2012), "기후변수와 쌀 단수간의 인과성 및 이상기후가 쌀 단수에 미치는 영향 분석," 『농업경제연구』 53(1): 21-39.
- 심교문·노기안·소규호·김건엽·정현철·이덕배(2010), "지구온난화에 따른 벼 생육 및 생산성 변화 예측," 『한국기후변화학회지』 1(2): 121-131.
- 이병훈·문한필(2012), "공간계량경제 방법론을 이용한 단수반응모형의 예측력에 관한 비교연구," 『농업경영·정책연구』 39(3): 23-43.
- 이충근·김준환·손지영·양운호·윤영환·최경진·김광수(2012), "생육모의 연구에 의한 한반도에서의 기후변화에 따른 벼 생산성 및 적응기술 평가," 『한국농림기상학회지』 14(4): 207-221.
- 정학균·김창길·문동현(2013), "패널분석-확률효과모형에 의한 등숙기 이상기상이 쌀 단수에 미치는 영향 분석," 『한국기후변화학회지』 4(4): 317-330.

조현경·조은빛·권오상·노재선(2013), "기후변수와 쌀 생산성: 패널 지역자료를 이용한 준모수적 분석," 『농업경제연구』 54(3): 71-94.

Auffhammer, M., and A. Aroonruengsawat (2011), "Simulating the impacts of climate change, prices and population on California's residential electricity consumption," *Climatic Change* 109(1): 191-210.

D'Agostino, A. L., and W. Schlenker (2016), "Recent weather fluctuations and agricultural yields: implications for climate change," *Agricultural Economics* 47(S1): 159-171.

Dell, M., Benjamin F. Jones, and Benjamin A. Olken (2014), "What do we learn from the weather? The new climate-economy literature," *Journal of Economic Literature* 52(3): 740-798.

Deschênes, O and M. Greenstone (2011), "Climate change, mortality, and adaptation: Evidence from annual fluctuations in weather in the US." *American Economic Journal: Applied Economics* 3(4): 152-185.

Feng, S., A. B. Krueger, and M. Oppenheimer (2010), "Linkages among climate change, crop yields and Mexico-US cross-border migration," *Proceedings of the National Academy of Sciences* 107(32): 14257-14262.

Feng, S., M. Oppenheimer, and W. Schlenker (2012), "Climate

change, crop yields, and internal migration in the United States," National Bureau of Economic Research.

Honaker, J. and G. King (2010), "What to do about missing values in time series cross section data," *American Journal of Political Science* 54(2): 561–581.

Honaker, J., G. King, and M. Blackwell (2011), "Amelia II: A program for missing data," *Journal of Statistical Software* 45(7): 1–47.

Lobell, D. B. and C. B. Field (2007), "Global scale climate - crop yield relationships and the impacts of recent warming," *Environmental Research Letters* 2(1): 014002.

Lobell, D. B., W. Schlenker and J. Costa-Roberts (2011), "Climate trends and global crop production since 1980," *Science* 333(6042): 616–620.

Lobell, D. B., G. L. Hammer, G. McLean, C. Messina, M. J. Roberts and W. Schlenker (2013), "The critical role of extreme heat for maize production in the United States," *Nature Climate Change* 3(5): 497–501.

Peng, S., J. Huang, J. E. Sheehy, R. C. Laza, R. M. Visperas, X. Zhong, G. S. Centeno, G. S. Khush and K. G. Cassman (2004), "Rice yields decline with higher night temperature from global warming," *Proceedings of the National academy of Sciences of*

the United States of America 101(27): 9971–9975.

Satake, T. and S. Yoshida (1978), "High temperature-induced sterility in indica rices at flowering," Japanese Journal of Crop Science 47(1): 6–17.

Schlenker, W. and D. B. Lobell (2010). "Robust negative impacts of climate change on African agriculture." Environmental Research Letters 5(1): 014010.

Schlenker, W. and M. J. Roberts (2009), "Nonlinear temperature effects indicate severe damages to US crop yields under climate change," Proceedings of the National Academy of Sciences 106(37): 15594–15598.

Wassmann, R., S. Jagadish, S. Heuer, A. Ismail, E. Redona, R. Serraj, R. Singh, G. Howell, H. Pathak and K. Sumfleth (2009), "Climate change affecting rice production: the physiological and agronomic basis for possible adaptation strategies." Advances in Agronomy 101: 59–122.

Welch, J. R., J. R. Vincent, M. Auffhammer, P. F. Moya, A. Dobermann, and D. Dawe (2010), "Rice yields in tropical/subtropical Asia exhibit large but opposing sensitivities to minimum and maximum temperatures." Proceedings of the National Academy of Sciences 107(33): 14562–14567.

## Abstract

# The effect of temperature on the yield of rice in Korea

Jiwon Yoon

Dept. of Agricultural Economics and Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

As climate change has become an international issue in the 21st century, researches have been actively conducted on its effects on agricultural. Since rice is a major staple food in Korea and has been cultivated at the largest scale, the impact of climate change on rice yield is a crucial variable which is directly linked to consumer and producer welfare, and even national food sovereignty. According to researches in crop science, rice is known to be vulnerable to high temperatures during the flowering stage, which raises concerns on the decrease of rice yield in result of a rise in average temperature.

This paper analyzes the effects of temperature on rice yield by categorizing the growth stages of rice into flowering and non-flowering, and examines how it impacts the forecast of changes in future rice yield due to climate change. Panel

fixed-effect models were used, based on the 2000–2017 rice yield by Si-Gun and weather data. The functional relationship between temperature and yield is identified by a quasi-parametric function that does not assume a certain functional form.

The results shows that the effects of temperature change in flowering and non-flowering stages are different, especially at high temperatures above 30°C. It was estimated that an 24 hour increase in the duration of exposure to temperatures above 30°C during flowering periods would reduce the rice yield by 0.9 %, while exposure to the same temperature during non-flowering periods would increase the yield by 0.4–0.9%. That is, the yield responds to high temperature in the opposite directions on each growth stages.

It implies that the damage caused by high temperatures would be concentrated at the flowering stage of rice. Although high temperature at the grain-filling stage is also generally known to reduce the yield by decreasing grain filling, but the results of this study showed no significant damage caused by high temperature stress. Therefore, in order to prevent yield loss from the projected temperature increase, climate policies should focus on high temperature in the flowering stage.

Additionally, when the difference between the growth periods is reflected in the model, the decrease in yield due to climate change was significantly decreased. When temperatures increase uniformly by 5°C, the model that separates the flowering period from non-flowering stages predicted the drop in rice yield by 3.5%, whereas a model that combines the two periods predicted a more significant decrease of 19.3%. Yield change from year 2020–2040 compared to 2080–2100 was also forecasted based on

the climate change scenario(RCP 8.5) of the Korean Meteorological Agency. The forecast from the model which separates the flowering stages was -1%, whereas a combined model estimated -8.3%. The above results propose that the rice yield model is susceptible to overestimation of yield damage incurred by temperature increase unless it properly acknowledges the fact that the effects of temperature depends on the different growth stages of rice.

Keyword : rice, yield, flowering stage, high temperature, climate change, semi-parametric

Student Number : 2016-21482