쌀 생산성의 장기 추이에 대한 재검토, 1660-1938*

우 대 형**

요 약

본 논문은 한국의 兩班家와 그 親族집단이 남긴 36종의 秋收記로부터 추출한 지대량 패널 자료를 활용하여, 1660~1938년간 쌀 생산성의 장기추이를 추계하는데 목적이 있다. 합동 OLS 모형을 사용한 본 연구의 추정결과에 따르면, 단위면적당 쌀 생산성의 장기 추이는 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 띠는 것으로 나타났다. 쌀 생산성의 장기 추이가 이와 같이 19세기초를 저점으로 U자의 형태가 나타나게 된 배경을 살펴보기 위해 본 논문에서는 지대량 시계열 자료를 피설명변수로 하고 북반구 및 아시아의 古기온자료와 조선시대 측우기로 측정된 강우량 데이터를설명변수로 하는 모형을 추정하였다. 추정 결과, 19세기 초의 생산성의 위기는 이 시기 갑작스럽게 찾아온 '이상저온현상' 때문이었으며, 그 이후의생산성 증가는 기온의 상승 즉 小氷期의 종식과 밀접한 관계가 있음을 확인할 수 있었다.

주제분류: B030106

핵심 주제어: 쌀 생산성, 19세기 위기, 소빙기, 고기후학. 기근

Ⅰ. 머리말

본 논문은 兩班家와 그 親族집단이 남긴 36종의 秋收記로부터 수집한 지대량 패널 자료를 이용하여 1660~1938년간 단위면적당 쌀 생산성의 장기추이를 검토하는데 목적이 있다.1) 한국사에서 쌀 생산성의 장기 추계는 이

^{*} 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 중견연구자지원 사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2020S1A5A2A01041564).

^{**} 연세대학교 경제연구소 객원연구원, e-mail: dhwoo@yonsei.ac.kr

영훈(2012)에 의해 최초로 시도되었다. 이영훈은 양반가와 그 친족집단이남긴 추수기로부터 지대량 시계열 자료를 정리하고, 이를 바탕으로 1660~1940년간 두락당 논벼(水稻作)의 생산량을 추계하는데 성공하였다. 그의추계에 따르면, 水稻作 토지생산성은 17세기말부터 하락을 거듭하다가 초기 시점대비약 1/3 수준으로 떨어진 20세기 초에 들어선 이후 비로소 하락을 멈추고 상승・반전하는 것으로 되어 있다. 즉 쌀 생산성의 장기 추이는 크게 보아 20세기 초를 저점으로 하는 U字 또는 V字의 형태를 취하고 있는 것이다. 이영훈(2012)은 이와 같은 장기 생산성 하락의 직접적 원인으로 산림의 황폐화(이우연, 2010)를 지목하였으며, 20세기 초의 생산성반등은 1876년 개항이 주요한 계기가 되었을 것으로 보고 있다.

이러한 그의 추계가 사실이라면, 조선왕조는 그의 주장대로 외세의 침략이 없었다 하더라도 스스로 해체, 붕괴되고 있었던 것으로 보인다(이영훈편, 2004: 382: 이영훈, 2007). 생활수준이 생존수준에 근접해 있는 맬서스세계에서 1/2~1/3라는 생산성의 하락은 대규모 기근 사태를 불러올것이 뻔하고, 다른 조건이 같다면 결국 그 비율만큼 인구가 감소하지 않으면 버틸 수 없기 때문이다(Clark, 2007: 139, 표 7-1). 또한 생산성의하락이 이렇다 할 반전 없이 무려 200년 이상이나 지속되었으며, 그 이유도 일시적인 천재지변이나 자연재해로 인한 것이 아니라 산림황폐화로 대표되는 '제도의 실패' 또는 '정부의 실패' 때문이었다고 한다면, 그가 주장하듯이 외부의 도움 없이 조선사회 스스로 이 위기로부터 벗어나는 것은 불가능해 보인다. 이 점에서 개항이 위기 탈출의 하나의 전환점이 되었을 것이라는 그의 설명도 충분히 납득할만하다.

그러나 이러한 그의 추계를 둘러싸고 다른 한편에서는 여러 반론이 제기되었다. 지대량은 생산성×지대율로 정의되는데, 그가 추계한 지대량 하락은 생산성의 하락 때문이 아니라 지대율이 하락한 결과일 수도 있다는 것이다(김건태, 2004: 267-271). 일부에서는 지대의 수취방식이 바뀐 결과일수도 있다는 해석을 내놓았다(김건태, 2005; 허수열, 2011: 332-349). 打租 혹은 賭地에서 執租로 수취방식이 바뀌면 종자와 조세를 作人이 부담

¹⁾ 쌀에는 논에서 재배된 논벼(水稻)뿐 아니라 밭에서 재배되는 밭벼(陸稻)도 있지만, 이영훈이 수집한 지대량 자료에도 논벼만 포함되어 있을 만큼 후자의 비중은 미미하 다. 따라서 본 논문에서는 굳이 이 둘을 구별하지 않고 '쌀', '미곡', '논벼 또는 水稻 作이라는 용어를 함께 사용한다.

하기 때문에 지주가 수취하는 지대량 몫은 줄어들 수 있다는 것이다. 그렇지만 이러한 주장에 대해 이영훈은 다음과 같은 반론을 내놓았다. 借地경쟁이 치열한 토지임차시장에서 협상력의 우위는 농민이 아니라 지주에게 있기때문에 일시적으로 하락할 수는 있지만(정승진, 2003: 182-185) 장기적추세로 지대율이 하락하는 것은 있을 수 없다. 또한 수취방식의 변화는 어디까지나 일회적 사건에 불과하기 때문에, 설사 그 변화가 일어났다 하더라도 이로 인한 생산성 하락 역시 일회성에 그칠 뿐, 이것으로 생산성의 장기하락을 설명하는 것은 불가능하다. 그리고 양반가가 남긴 자료 중에는 소작지 외에 자작지도 포함되어 있는데, 여기에서도 소작지와 마찬가지로 생산성이 장기적으로 하락하는 추세였다(이영훈, 2012).

보다 날카로운 비판은 이헌창(2010; 이영훈, 2007의 각주 18)에 의해 제기되었다. 이영훈의 주장대로 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산 성이 하락하였다면 기근이 늘어나고 인구가 감소하여야 하는데, 그 반대로 기근은 감소하고(김재호, 2001a) 인구는 오히려 증가하였다는 것이다(권 대환·신용하, 1977; 차명수, 2009). 즉 이헌창은 생산성의 장기 하락과 기근의 감소와 인구 증가라는 두 사건이 양립 가능한가 하는 보다 근본적인 의문점을 제기한 것이다. 이헌창의 이러한 비판은 한편에서는 18~19세기 인구숫자가 의외로 빠르게 증가하였다고 주장하면서(차명수, 2009), 다른 한편에서는 같은 시기에 생활수준은 지속적으로 하락하였다고 주장하는 조 영준·차명수(2012)와 차명수(2014: 29-30)의 경우에도 해당된다. 이러 한 문제제기에 대해 이영훈은 19세기에 대기근이나 '생존의 위기'가 없었던 것은 사실이라고 한발 물러섰지만(이영훈, 2007의 각주 18), 쌀값과 논가 격 등 다른 지표의 움직임은 여전히 생산성의 하락을 지지하고 있다고 주장 하면서 자신의 견해를 고수하고 있다(이영훈, 2016). 그렇지만 생산성의 장기 하락 추세가 19세기에 더욱더 심화되었다고 주장하면서, 다른 한편으 로 대규모 기근과 '생존의 위기'는 없었다고 하는 것은 여전히 어색하기는 마찬가지이다.

이 글에서 필자는 이영훈이 사용한 동일한 패널 자료를 이용하여 19세기 초를 저점으로 하는 보다 완만한 U字형의 추계를 제시한다. 즉 이영훈의 추계에 따르면, 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산성의 하락이 점점 더 심화되고 있었지만, 본 연구의 추계에 따르면 생산성의 위기는 19세기 초에 가장 극대화되었으며 그 이후부터는 오히려 완만한 상승 추세로 돌아섰음을 보여주고 있다. 본 논문의 추계가 이영훈(2012)과 또 하나 다른 점은 이영훈의 추계에 비해 상대적으로 낙폭은 작고 상승폭은 크다는 사실이다. 필자는 加藤末郎(1904)이 조사한 1900년대 초의 두락당 생산량 25~37斗와 1751년에 쓰여진 『擇里志』에서의 두락당 평균 소출 40~45두를 비교하면서, 이영훈이 추계한 지대량 하락폭이 실제보다 과장되었을 가능성을 제기한 바 있다(우대형, 2007). 이영훈의 추계에 따르면, 이 두 시점 사이에 지대량은 3.15배(=18두/5.7) 하락한 것으로 되어 있지만, 두 문헌에 나타난 하락폭은 약 45%(=45두/31두)에 불과하기 때문이다. 그런데 필자의 추계에 따르면, 1750~1900년간 지대량 낙폭은 약 50%로 두 문헌의 낙폭에 근접하고 있다.

이처럼 동일한 데이터를 사용하였음에도 지대량의 장기 추이가 다른 이유는 선택한 모형이 달랐기 때문이다. 즉 이영훈(2012)은 농가별·지역별 차이를 통제하기 위해 고정효과모형(fixed effects model)을 사용하였지만, 필자는 패널의 특성을 고려하지 않는 합동(pooled) OLS 모형을 선택하였다. 그런데 패널자료의 경우 어느 모형을 사용하느냐에 따라 추정결과가 달라질 수 있기 때문에 그 선택은 임의적이어서는 안 된다. 계량경제학에서는 Breusch-Pagan(1980)과 Hausman(1978)이 제안한 검정방법을 사용하여 최적의 패널 모형을 찾도록 권고하는데, Breusch-Pagan의 검정결과에 따르면 본 논문에서 사용한 합동OLS모형이 가장 적합한 모형으로 선택되었다.

그리고 필자의 이러한 합동OLS모형에 의한 장기 지대량 추계는 쌀값, 논가격, 給災結, 단기 미가변동에 대한 사망률민감도 등 여타 경제 지표의 움직임과도 정합적이다. 이영훈은 자신의 추계를 뒷받침하는 증거로 19세기 이후 쌀값이 상승하고 논가격은 하락하였다는 점을 내세웠지만, 그러나 본문에서 살펴보겠지만 그의 주장과 달리 19세기초 이후의 논가격은 쌀값뿐만 아니라 밭 가격에 비해서도 보다 빨리 증가하였다. 또한 作況에 따라田稅를 면제해주는 면세지의 지급 규모는 19세기 초를 피크로 이후 점차줄어드는 추세였다. 미가의 단기변동에 대한 사망률의 민감도도 19세기초 정점을 찍은후 둔화되고 있었다(우대형, 2019). 요악하면, 쌀값, 논가격, 給災結, 단기 생산충격에 대한 사망률의 민감도 등 여타 경제지표의 움직임

은 이영훈의 추계보다 필자의 추계를 지지해준다.

쌀 생산성의 장기 추이가 이와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 나타내고 있었다면, 생산성의 하락 원인과 상승의 계기를 산림황폐 화와 개항에서 구하는 이영훈의 가설은 설득력을 잃게 된다. 점차 악화되고 있던 산림황폐화가 19세기 초 이후부터 갑자기 개선되었을 것으로 믿기 어 려우며, 또한 생산성의 반전은 개항 이전인 19세기 초에 이미 시작되었기 때문이다.

이 글에서 필자는 미곡생산성의 장기 변동을 유도한 유력한 후보로 기후 변화를 제시한다. 그동안 기후변화 특히 '이상저온현상'이 농업생산성을 포함하여 경제, 사회, 정치에 미친 영향에 대해서는 많은 연구가 있었지만(김덕진, 2008; 김문기, 2010, 2011; 김연옥, 1984; 이호철·박근필, 1997; 이태진, 1996a, 1996b), 대부분의 연구가 官撰 자료의 災異 기록에 의존함으로써 그 때 그때의 浮彫적 설명에 머물고 있을 뿐 기후 변화가 농업 생산성에 미친 전체 모습을 제시하는데까지는 나아가지 못하였다. 이에 따라 일부에서는 생산성의 장기 변동을 기후 변화로 설명하려는 시도체에 대해 회의적인 의견도 제시되었다(김건태, 2004; 김재호, 2001a). 이글에서 필자는 지대량 시계열 자료를 피설명변수로 하고, 북반구 및 아시아의 古기온자료(Crowley, 2000; Shi et al., 2015; Wilson et al., 2016)와 측우기로 측정된 조선시대 강우량 데이터(和田雄治, 1917)를 설명변수로 하는 모형을 추정함으로써, 19세기 초의 생산성 위기가 이 시기 갑작스럽게 찾아온 '이상저온현상' 때문이었으며, 또한 그 이후의 생산성 증가는 기온의 상승 즉 小氷期의 종식과 밀접한 관계가 있음을 보인다.

이와 같이 미곡생산성의 장기 추이가 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 형태를 취하고 있었으며 또한 그러한 모양을 취하게 만든 주된 요인이기후 변화였다면, 조선 왕조가 내부의 모순에 의해 스스로 해체, 붕괴되고있었다는 이영훈의 주장은 사실과 거리가 멀어 보인다. 더구나 19세기초 이후 쌀 생산성의 증가와 함께 곡물시장이 보다 더 활성화되고(우대형, 2022),이에 힘입어 생활수준이 나아지고 있었다고 하면(우대형, 2019), 그가 주장하는 '19세기 위기론'(이영훈, 2007, 2013, 2016) 또는 '조선사회붕괴론'(이영훈 편, 2004: 382) 역시 사실을 지나치게 과장하고 있다는 비판도가능하다(배항섭, 2012; 우대형, 2007; 이헌창, 2010).

이하 이 논문은 다음과 같이 전개된다. 제Ⅱ절에서는 이 논문에서 다룰자료의 특성을 살펴보고, Breusch-Pagan(1980)의 검정결과에 따라 최적의 모형으로 선택된 합동OLS모형의 추정결과를 제시한다. 제Ⅲ절에서는 합동 OLS모형에 의한 지대량 추계치가 실제 수도작 생산성의 추이와 얼마나 가까운지를 살펴보기 위해 쌀값, 논 가격, 급재결 등 여타 경제 지표의움직임과 교차 검증한다. 제Ⅳ절에서는 지대량의 장기 추이가 실제 기후 변화와 밀접한 관계가 있었는지를 살펴보기 위하여 기온과 강수량을 독립변수로 하는 추정결과를 제시한다. 제Ⅴ절에서는 본 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 자료와 모형

1. 자료

이 글에서 다루는 자료는 1660년부터 1940년대 전반까지 경상(18), 전라(12), 충남(5) 및 경기도(1)에 거주하는 36개의 양반가 또는 그 친족집단이 기록한 두락당 지대량, 즉 논 한마지기를 빌려준 대가로 받은 벼의 양이다²⁾. 이 자료에 대해서는 이미 이영훈(2012)에 의해 상세하게 소개되었기 때문에, 여기서는 그동안 언급되지 않은 자료의 특징과 한계에 대해서만 간락하게 언급한다.

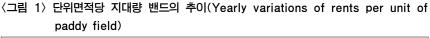
이 자료의 첫 번째 특징은 결락치가 80% 이상을 차지하는 극심한 불균형 패널이라는 점이다. 예컨대 36개의 양반 농가가 1660-1940년 동안 빠짐없이 지대량을 기록하였다면. 모두 10,080(=281년*36농가)개의 관측치가 남아있어야 하지만 실제로는 1,712개에 불과하다. 36개 농가 중에서가장 긴 시계열을 남긴 사례는 '영암1'의 166년(1743~1927년, 결락치19년)이며, '부여1'이 가장 짧은 11년의 시계열(1723~1738년, 결락치5년)을 남겼다. 평균하면, 한 농가당 약 46년치의 기록을 남긴 셈이다. 이처

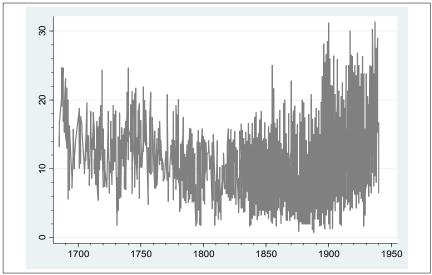
²⁾ 이 데이터는 모두 이영훈(2012)의 〈부표1〉에 수록되어 있다. 36개 사례 중 家作地 에서의 두락당 생산량으로 기록되어 있는 칠곡1, 예천1, 단성1의 시계열은 지대율을 50%로 간주하였다.

럼 전체 기간에 비해 한 농가가 커버하는 기간이 작다 보니, 결락년도는 모두 21년이 되며 한 개의 샘플(농가)만 있는 년도도 30년이 된다. 평균하면, 한 년도당 6개 농가가 기록을 남긴 것으로 계산된다. 요컨대 이 자료의 전체 샘플수가 36개라고 하지만, 결락치가 너무 많아 년도 기준으로는 사실상 평균 6개에 불과하다.

이 자료가 갖고 있는 두 번째 특징은 동일한 농가를 대상으로 관측치가 매년 반복적으로 기록되어 있는 것이 아니라 거의 매기 새로운 농가가 등장 했다가 사라진다는 점이다. 예컨대 '울산' '성주', '인동' '부여' 등은 18세기 초~중엽에 기록을 남긴 이후 모두 사라졌으며, 그 이후 등장한 '과천' '서산' '대구' '거창'은 19세기 중후반까지만 지대량을 기록하였으며, 20세기는 다시 '고창' '안동1' '부여2'가 등장하여 지대량 자료를 남겼다. 다시 말해 이자료는 일반적인 패널 자료의 장점 즉 매년 동일한 농가를 대상으로 관측치가 반복되는 점을 갖고 있지 않으며, 오히려 거의 매기 새로운 샘플을 뽑는임의 추출(random sampling)방식의 특징을 지니고 있다. 비유하면, 경상, 전라, 충청, 경기도의 수십만 농가 중에서 36개 농가를 샘플로 뽑고,이 중에서 다시 매기 6개 농가를 임의로 추출하여 이들이 남긴 지대량을 시간순서에 따라 배열한 것에 불과하다. 이러한 두 번째 특징은 뒤에서 다시 살펴보겠지만, 패널 의 모형을 선택하는데 중요한 영향을 미친다.

이 자료의 특징을 이와 같이 정리하고 보면, 이것으로부터 추출된 지대량의 장기 추이가 '모수' 즉 실제 수도작 생산성에 얼마나 근사할지 회의가 드는 것도 사실이다. 이와 관련하여, 필자는 본 연구에서 사용하는 이영훈의지대량 데이터가 17~19세기뿐 아니라 20세기 전반 일제 식민지 시절까지포함하고 있다는 점에 착안하여, 20세기 전반에 국한하여 총독부가 작성한미곡 통계와 이영훈이 수집한의 지대량 데이터를 비교해본 적이 있다(우대형, 2015). 이 두 자료는 각기 다른 이유로 통계의 신빙성에 의문이 제기되었기 때문이다(허수열, 2011). 그 결과 자료의 출처도 다르고 조사방식에도 큰 차이가 있음에도 불구하고, 두 미곡생산성 간에는 장기와 단기 모두 높은 공조 현상이 있음을 발견하였다(우대형, 2015, 〈그림 2〉와 〈그림 3〉참조〉. 일반적으로 서로 다른 자료에서 추출한 데이터가 우연히 통계적으로 유의미한 상관관계가 나타날 될 확률이 제로에 가깝다고 보면, 이 두 자료는 共히 일정 정도의 진실성을 담고 있다고 이야기할 수 있다.





출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1). 주: 단위면적당 지대량 = 斗(租)/斗落.

Note: rent per unit area = tu(斗,租)/turak(斗落).

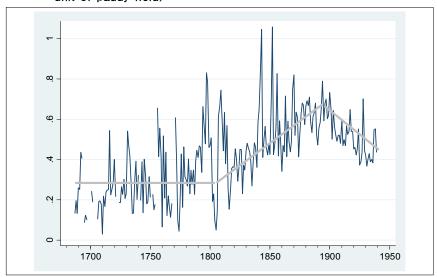
〈그림 1〉은 1685년부터 1940년까지 이상치(outlier)인 '예천 1'을 제외한 나머지 35개 농가의 지대량 추이를 하나의 그림에 모두 표시한 것이다. 3)각 년도별 긴 밴드는 그 해 기록을 남긴 농가의 지대량 중에서 최고치과 최저치를 연결한 것이다. 앞서 지적한 바와 같이, 거의 매기 임의방식으로 농가가 추출되었기 때문에 무정형의 그림을 예상할 수도 있었지만, 지대량 밴드의 흐름은 시기구분을 할 수 있을 만큼 그 나름의 일관된 추이를 보이고 있다.

〈그림 1〉에 따르면, 지대량 밴드의 움직임은 크게 세 시기로 구분할 수 있다. 첫 번째 시기는 분석의 시작 시점(1685년)부터 19세기 초까지 이르

^{3) 1834~1910}년간 47년치의 두락당 생산량 기록을 남긴 '예천1'은 주2)에서 언급한 대로 지대율을 50%로 가정하였음에도 불구하고 평균 지대량은 21.9斗로 계산되었는데, 이 수치는 같은 시기 나머지 35개 농가의 평균 지대량 9.33두에 비해 2.3배가량 많으며, 1935~39년의 지대량 14두보다도 약 57% 더 많다. 비옥도가 이례적으로 높거나 아니면 도량형의 차이 때문으로 추측되는데, 아무튼 지대량 밴드의추이를 보다 쉽게 설명하기 위해서 〈그림 1〉에서 예천 1은 제외하였다. 그렇지만이 글의 나머지 그림이나 추정 결과에는 모두 포함되어 있다.

는 기간으로, 밴드의 상단과 하단이 거의 일정한 폭을 유지하면서 동반 하락하고 있음을 볼 수 있다. 특히 18세기 중엽부터 하락세가 좀 더 뚜렷해지고 있다. 두 번째 시기는 19세기 초부터 19세기 말까지이다. 밴드의 하단부분은 그 이전 시기에 이어 계속해서 하락하고 있지만, 밴드의 상단 부분이 하락에서 상승으로 반전되었다는 점에서 첫 번째 시기와 구별된다. 세번째 시기는 20세기 초부터 1930년대 말까지이다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 밴드의 상단 부분은 앞 시기에 이어서 계속 고점을 높여가고 있는 동안 그 결과 1930년대 말이 되면 그 이전 두 시기의 밴드의 상단 부분을 넘어섰다는 밴드의 하단 부분이 처음으로 하락을 멈추고 상승・반전하는데 성공하였다. 밴드의 상단과 하단이 모두 상승한 것은 이 시기에 처음 나타난현상이다.

〈그림 2〉단위면적당 지대량 변동계수의 추이(Coefficients of variation in rents per unit of paddy field)



출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1).

이와 같은 각 시기별 지대량 밴드의 움직임은 변동계수의 추이를 통해서도 확인할 수 있다. 〈그림 2〉에 따르면, 변동계수는 18세기에는 대략 0.3 부근에 머물러 있다가 19세기 초 이후부터 증가하기 시작하여 19세기 말에는 0.6 부근까지 올랐다가 20세기 이후부터는 다시 하락하고 있다. 이영훈

은 이와 비슷한 그림을 제시하면서 "19세기는 변동계수의 표준을 이야기할수 없을 정도로 불안정한 시대였다. 18세기가 '안정의 시대'였다면, 19세기는 '위기의 시대'였다"(이영훈, 2012: 425)고 보았다. 그렇지만 19세기에는 일부 농가의 지대량이 하락하는 동안 또 다른 농가의 지대량은 하락을 멈추고 상승으로 반전하는데 성공하였음을 상기한다면, '危機의 시대'라기보다는 '分岐(divergence)의 시대' 또는 '反轉의 시대'로 해석하는 것이 보다 더 사실에 가까워 보인다. 그리고 이러한 지대량 밴드의 움직임은 이제살펴볼 지대량의 장기 추이를 도출하는데 있어 중요한 정보를 제공해준다.

2. 모형

36개 양반家가 남긴 패널 자료로부터 지대량의 장기 추이를 추출하기 위해 이 논문이 선택한 모형은 다음과 같다. 그리고 이 모형은 이미 박기주 (2005)와 이영훈(2012)에 의해 사용된 바 있다.

$$q_{i,t} = c + \sum \alpha_N \ year_N + \sum \beta_i \ u_i + \ \epsilon_{i,t} \tag{1}$$

q: 두락당 지대량

i: 농가($i = 1, 2, \dots 36$)

t: 년도

year_N: 1660년~1939년까지 5년 간격으로 나누어 해당년도= 1,나머지 년도= 0으로 하는 시간 더미변수

 u_i : 시간에 따라 변하지 않는 각 지역별 또는 농가별 특성

 e_{it} : 잔차항

 α_N : 추정계수

t년도의 두락당 지대량에 영향을 미치는 요인은 1) t년도 투입된 노동과 자본의 양 및 기술수준 그리고 t년도의 지대율 및 소작관행, 2) t년도의 기온, 강수량 등 기상 조건과 정부정책, 3) 지역 또는 농가 고유의 특성(예컨 대 도량형, 비옥도) 등 크게 세 부분으로 나누어볼 수 있다. 이 중 1)과 2)는 시간에 따라 달라지는 요인들로써, 이 변화의 결과는 5년 단위로 구획된

시간더미 α_N 에 반영될 것이다. 3)은 시간에 따라 변하지 않으면서 지대량에 영향을 미치는 요인들의 집합이므로, 그 효과는 β_t 에 나타날 것이다.

일반적으로 패널 자료를 추정하는 방법에는 u_i 를 어떻게 처리할 것인가에 따라, 고정효과(fixed effects)모형, 확률효과(random effects)모형 및 합 동(pooled) OLS모형 등 세 종류로 나눠진다. 고정효과모형은 각 지역간 또는 농가간 차이가 지대량에 영향을 미친다는 전제하에 u_i 를 추정해야하는 모수로 간주하는 반면, 확률효과모형은 u_i 를 평균이 0이고 특정 분산을 갖 는 확률변수 즉 $u \approx N(0,\sigma_u^2)$ 로 가정한다. 합동 OLS모형은 지역간·농가 간에 유의미한 차이가 없다고 간주하여 통상적인 최소자승법으로 추정하는 방법이다. 즉 위 모형에서 $\sigma_u^2=0$ 이면 오차항 전체의 분산이 σ_ϵ^2 와 같게 되 므로, 패널의 특성을 고려할 필요가 없게 된다. 박기주(2005)와 이영훈 (2012)은 이 세 가지 패널모형 중에서 지역간 또는 농가간 차이를 통제하 기 위해 고정효과모형을 선택하였다. 그러나 어느 모형을 선택하느냐에 따 라 지대량의 장기 추이가 달라질 수 있기 때문에, 그 선택은 임의적이어서 는 안 된다. 계량경제학자들은 다음과 같이 두 가지 절차에 따라 각 자료의 특성에 맞는 모형을 선택하라고 권고하고 있다. 즉 먼저 Breusch-Pagan (1980)이 제안한 라그랑제 승수검정(Lagrange multiplier test)방법에 따라 $H_0:\sigma_u^2=0$ 의 여부를 검정하여 귀무가설이 채택되면 합동회귀분석을 선택하고, 기각되면 다시 Hausman(1978)의 방법에 따라 확률효과와 고 정효과 모형 중 어느 것을 선택할 것인지를 결정한다.

이 절차에 따라 먼저 $H_0: \sigma_u^2 = 0$ 을 검정하였다. 결과는 $\langle \mathbf{H} \rangle$ 에서 볼수 있듯이, 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 즉 Breusch-Pagan 검정에 따르면, 세 종류의 패널 모형 중에서 패널의 특성을 고려하지 않는 합동OL모형이 가장 적합한 모형으로 선택된 것이다. 왜 이런 결과가 나왔을까? 그 이유는 앞서 살펴본 바와 같이, 이 자료가 갖고 있는 특성 즉 동일한 농가의 지대량을 매년 반복적으로 조사한 것이 아니라 거의 매기마다샘플 농가가 달라지는 것과 관련이 있는 것으로 보인다. 일반적으로 합동OLS모형은 패널 자료가 임의표집(random sampling)되어 있는 경우에 적합한 방법으로 알려져 있기 때문이다(Wooldridge, 2002). 요약하면, 세종류의 패널모형 중에서 박기주(2005)와 이영훈(2012)은 지역과 농가의

이질성을 통제하기 위해 고정효과모형을 사용하였지만, Breusch-Pagan 검정은 가장 적합한 모형으로 합동회귀분석을 선택하라고 권고하고 있는 것 이다.

(표 1) Breusch-Pagan 검증결과(Estimation result of Breusch-Pagan test)

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects q[code,t] = Xb + u[code] + e[code,t]Estimated results: Var sd = sqrt(Var)30.74894 5.545173 q 10.3393 3.215478 e п Var(u) = 0Test: $\frac{\text{chibar2}(01)}{\text{chibar2}(01)} =$ 0.00 Prob > chibar2 = 1.0000

출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1).

Ⅲ. 추정결과

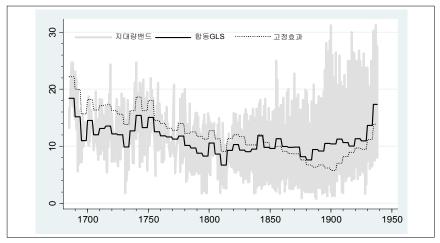
〈그림 3〉은 합동회귀분석의 추정결과를 이용하여 1685-1938년간 지대 량 추이를 나타낸 것이다. 4) 추정은 자기상관과 이분산성을 통제하기 위해 Driscoll and Kraay(1998)이 제안한 Driscoll and Kraay standard errors 추정방법을 사용하였다. 5) 추정 결과는 〈부표 1〉에서 제시되어 있

⁴⁾ 이영훈(2012)의 부표 1에는 지대량 데이터가 1947년까지 수록되어 있으나 추정은 1938년까지로 한정하였다. 1939년은 미증유의 大旱魃이 찾아왔으며, 1940년부터 해방에 이르는 기간은 전시통제체제로 인해 비료와 노동력이 부족하여 정상적인 농사 경영이 어려웠음을 감안하였다.

⁵⁾ 패널자료는 시계열 자료와 횡단면 자료를 결합한 형태이기 때문에, 시계열로는 단위 근(unit root)과 자기상관(serial correlation)의 문제가 발생할 수 있으며, 횡단 면으로는 이분산성(heteroskedasticity)의 우려가 제기될 수 있다. 먼저 Madala and Wu의 ADF-Fisher 방법에 의한 단위근 여부를 검정한 결과, 유의수준 1%에서 단위근은 없는 것으로 나타났다. 그러나 Wooldridge(2002)의 검정방법에 따르 면, 유의수준 1%에서 자기상관이 있으며, 이분산성 검정에서도 유의수준 1%에서 이분산성이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 이 글에서는 자기상관과 이분산성에 따른 편기를 통제하는데 장점이 있는 것으로 알려진 Driscoll and Kraay standard errors 모형을 사용하였다.

다. 이 표에서 볼 수 있듯이, 추정결과는 1935~38년에만 5% 유의수준을 보이고 있을 뿐, 나머지 기간은 모두 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 비 교를 위해 고정효과 모형에 의한 지대량 추계도 함께 그려두었다.6)

〈그림 3〉합동OLS 및 고정효과모형의 지대량 추이(Comparison of estimation results between Pooled OLS model and Fixed-effects model)



출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1).

이 그림에서 볼 수 있듯이, 지대량의 장기 추이는 어느 모형을 사용하는 나에 따라 작지 않은 차이점이 있다. 이 중에서 가장 큰 차이점은 고정효과 모형의 지대량 추계치가 1900~05년을 저점으로 하는 U자형의 모습을 띠고 있는 반면, 합동OLS모형에 의한 추계치는 이보다 약 90년 앞선 1810년~15년을 저점으로 U자형의 커브를 그리고 있다는 점이다. 즉 고정효과 모형에 따르면, 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산성이 계속 떨어지고 있으며 특히 후반기로 갈수록 '위기'가 점점 심화되고 있다. 반면 합동OLS 추정결과에 따르면, '생산성 위기'는 19세기 초에 가장 극대화되었으며 그 이후부터는 오히려 완만한 상승 추세를 보이고 있다. 또 하나 다른

⁶⁾ 고정효과모형의 추정결과는 〈부표 2〉에 제시되어 있다. 추정은 합동OLS와 마찬가 지로 자기상관과 이분산성을 통제하였으며, 추정결과는 1690~94년을 제외하고는 모두 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 번거로움을 피하기 위해 이영훈 (2012)의 추정치를 함께 표시하지 않았지만, 양자는 동일한 고정효과 모형을 사용하였기 때문에 미세한 차이 밖에 없을 정도로 거의 같다.

점은 합동OLS모형에 의한 지대량 추계가 고정효과모형의 추계치에 비해 낙폭은 작은 대신 상승폭은 크다는 점이다. 예컨대 합동모형에 따르면, 19세기 초의 가장 낮을 때의 지대량이 6.7두으로 추정되었는데, 이는 18세기 평균 지대량 12두 대비 약 58% 낮은 수치이다. 또한 마지막 년도인 1935-38년의 지대량이 17.4두로 추계되었으므로, 1810~15년의 최저점을 기준으로 약 2.6배 상승한 것으로 되어 있다. 반면에 고정효과모형에 따르면, 18세기 평균 지대량은 약 15.1두, 그리고 가장 낮은 지대량 수준을보인 1900~~5년의 지대량은 약 5.9두로 추정되어, 두 기간 동안 낙폭은약 2.6배에 달한다.7) 또한 1935~38년의 지대량이 약 14두로 추정되어, 1900~5년 대비 상승폭은 약 2.37배에 그치고 있다. 그 결과 그림 3에서볼 수 있듯이, 합동OLS 추계의 1935~38년 지대량은 18세기 평균 지대량을 웃도는데 반해, 고정효과모형에 따르면 1935~38년 추계치는 아직 18세기의 평균 수준을 회복하지 못하고 있다.

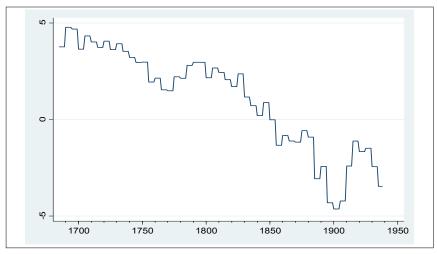
이처럼 고정효과모형이 낙폭은 큰 대신 상승폭이 작다는 것은 지대량 추계치가 합동OLS 대비 각각 상향과 하향 바이어스되었음을 의미한다. 그림 4는 이를 보다 이해하기 위해 그림 3에서의 고정효과모형 추계치에서 합동 OLS 추계치를 차감한 그림이다. 이 그림에 따르면, 두 모형의 추정치가 교차하는 1850년을 경계로 앞 시기로 갈수록 플러스(+) 방향으로 그 값이커지는 반면, 뒤 시기에는 고정효과모형의 추계치가 최저로 나타난 1900~5년에 하향 편기가 가장 최대가 되었음을 볼 수 있다.

고정효과모형의 이러한 편기는 함께 그린 지대량 밴드의 움직임과 비교해 봄으로서도 알 수 있다. 〈그림 3〉에 따르면, 고정효과모형에 의한 지대량 추계치는 시작 시점인 1680~85년에는 밴드의 최상단에 있었지만, 하향 편기가 가장 극대화된 1900년에는 이와 반대로 밴드의 하단부에 위치하고 있다. 밴드의 상단과 하단이 함께 상승한 20세기에 들어와서 고정효과 모형 의 지대량 추계치도 이를 따라가고 있지만, 그림에서 보듯이, 여전히 그 경

⁷⁾ 서론에서 언급한 바와 같이 加蘇末郎(1904)이 조사한 1900년대 초의 두락당 생산 량과 1751년에 쓰여진 『택리지』에서의 두락당 평균 소출 40~45두를 비교하면서, 두 기간의 하락폭은 약 45%(=45두/31두)이다. 반면 고정효과모형에 의한 지대량 하락폭은 3.15배(=18두/5.7)이며, 합동OLS 추계에 따르면, 두 시점 간 낙폭은 두 문헌에 제시되어 있는 하락폭과 거의 비슷한 약 50%(=15.1두/10)정도이다. 특히 그림 5에서 보듯이, 1751년 전후는 18~19세기를 통틀어 가장 높은 수준의 지대량을 기록한 시기였음에 유의할 필요가 있다.

로는 하단부의 라인에서 크게 벗어나지 못하고 있다. 반면에 합동 OLS의지대량 추계치는 대부분 밴드의 중간을 따라 움직이고 있다. 예컨대 밴드의상단과하단이함께하락한 1685-1815년의 경우지대량도 이를 따라함께하락하고 있지만 그 위치는 거의 밴드 중간을 유지하고 있으며, 밴드의상단과하단이 발산하는 19세기초~19세기말과상단과하단이모두증가한20세기에들어와서도합동OLS 모형의지대량추계치는 여전히밴드의거의중간선을따라이동하고있다.합동OLS의지대량의장기추이가고정효과모형의추계치에비해상대적으로 낙폭이작은 대신상승폭이큰이유는바로여기에있다.

(그림 4) 합동OLS모형과 고정효과모형에 의한 추계치 비교(Differences between estimates from Pooled OLS and those of Fixed-effects model)



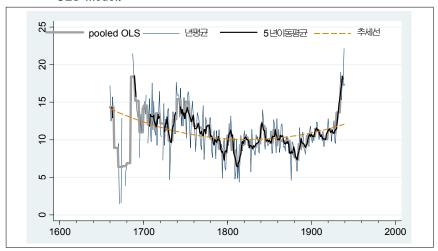
출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1).

이와 같이 합동 OLS모형에 의한 추정치가 밴드의 중간을 따라 움직이고 있다는 것은 그 추계가 각 년도별 관측된 지대량을 단순 평균하는 방법으로 이루어졌음을 짐작케 해준다. 〈그림 5〉는 이를 좀더 구체적으로 살펴보기위해, 36개 양반가 또는 그 친족집단이 남긴 지대량의 년도별 산술 평균과 5년 이동평균값, 그리고 합동 OLS의 추계치를 함께 나타낸 것이다. 이 그림에 따르면, 5개년 이동평균값과 합동 OLS 추계치가 서로 구별이 되지않을 만큼 함께 움직이고 있음을 볼 수 있다. 실제 합동 OLS 추계치와 5년

이동 평균한 지대량 간의 상관계수는 1에 가까운 0.96로 계산되었다. 게다가 합동 OLS 추계치가 각 5년마다 지대량의 차이만 포착할 뿐 그 5년 내는 모두 동일한 값으로 이루어졌음을 고려하면, 양자는 사실상 거의 같다고보아도 무방하다. 또한 5개년 이동평균의 지대량이 각 년도별 산술 평균한지대량을 기반으로 계산되었음을 상기하면, 결국 합동OLS모형에 의한 지대량 추계치는 각 년도별로 농가가 기록한 지대량 데이터를 산술 평균한 것과 같다는 의미가 된다. 그런데 사실 이러한 결과는 합동OLS모형이 각 지역별 또는 농가별 특성을 고려하지 않는다는 점을 상기해보면, 최적의 모형으로 합동회귀분석이 선택될 때 이미 예고되고 있었다. 따라서 아래에서는합동OLS모형에 의한 지대량 추계치, 5개년 이동평균, 그리고 년 평균 지대량을 필요에 따라 함께 사용한다.

〈그림 5〉합동OLS추계, 5년이동평균 및 년평균 지대량 추이(Yearly average rents, rents of 5-years moving average, and estimated rents from pooled OLS model)



출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: Appendix 1).

주: 점선의 추세선은 y=c0+c1 년도 +c2 년도 의 회귀결과. y=지대량의 5개년 이동평균. Note: Dotted line in figure is an estimation of the following equations: R=c0+c1 year +c2 year +c

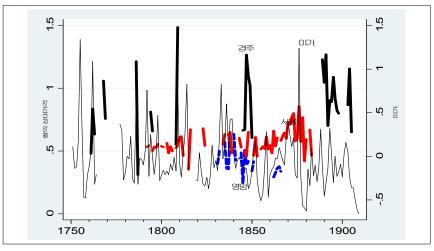
그런데 〈그림 5〉는 〈그림 3〉에서 표시하지 않았던 1660-1685년간 지대 량의 추이를 표시함으로써, 〈그림 3〉으로부터는 알 수 없는 몇 가지 추가적 인 정보를 더 얻을 수 있다. 이 그림에 따르면, 두락당 지대량은 1660년대 초 13~14와 수준에서 1670년대초에 7두 수준으로 급락하였으며, 1680년대 중반에는 다시 18두로 급등하였다가 그 이후에는 1660년대초 평균수준인 13~14두 수준으로 복귀하는 것으로 되어 있다. 이러한 급등락이하나의 샘플('울산')로부터 얻은 것이기 때문에 어느 정도 일반화할 수 있을지는 미지수이다. 그렇지만 1670년대 초의 급락이 庚辛대기근(1670-71)이 일어난 해와 일치한다는 점에서 어느 정도 진실을 반영한다고 보여 진다. 그렇다면 분석의 초기 시점을 1685년부터 시작한 〈그림 3〉은 마치 1685년 그 이전 어느 시점부터 지대량의 하락이 이미 진행된 것처럼 착각을 불러일으키지만, 〈그림 5〉에 따르면 1685년의 높은 지대량 수준은 급락이후 나타난 예외적인 급등에 불과하다. 요약하면, 분석의 시작 시점을 1685년이 아니라 1660년대까지 포함시키면, 지대량의 장기 추이는 〈그림 5〉의 추세선이 보여주는 것처럼 보다 더 완만한 U자형의 모습을 띠게 된다.

Ⅳ. 여타 경제지표와 교차 검증

1. 쌀값 및 논가격의 추이

이상 우리는 Breusch-Pagan의 검정결과와 임의 표집된 자료의 특성을 감안할 때, 고정효과모형보다는 합동OLS추계가 보다 더 적합한 모형이라는 사실 그리고 합동OLS모형에 의한 지대량의 장기 추이는 19세기 초를 저점으로 하는 완만한 U자형의 모습을 띠고 있음을 살펴보았다. 그렇지만이 모형에 의한 지대량 추계치가 실제 모수에 얼마나 가까운지는 장담할 수없다. 근본적으로 샘플수가 너무 작은데서 오는 편기로부터 자유롭지가 못하기 때문이다. 따라서 쌀 생산성의 장기 추이를 가늠해보기 위해서는 이영혼(2007: 272)이 지적한 것처럼, 소규모 샘플로부터 추출된 지대량 추이보다 시장에서 결정되는 쌀값이나 자료가 풍부하게 남아 있는 농지가격 또는 作況에 따라 田稅를 면제해주는 給災結數의 움직임을 살펴보는 것이 오히려 더 나을 수가 있다. 또한 이들 지표와 지대량의 움직임을 교차 검증해봄으로써, 합동 OLS 추계치가 얼마나 모수에 가까운지 혹은 가깝지 않은지를 유추해볼 수도 있다. 먼저 쌀값의 동향부터 살펴보자.

이영훈은 17~18세기에 이어 19세기에 들어와서도 미곡생산성이 하락하였다는 자신의 주장을 지지해주는 증거로, 서울 明禮宮의 찹쌀가격이 赤豆 등 밭작물의 가격보다 더 빨리 상승하였다는 점을 내세웠다(2005, 2012, 2013). 또한 박기주의 논문(2004)을 인용하면서 이러한 쌀값 상승은 서울뿐 아니라 경주에서도 관찰된다고 주장하였다. 그런데 이러한 그의 주장이사실이라면 수요와 공급 양 측면에서 그 이유를 설명할 수 있다. 첫번째는 생활수준이 상승하여 소득탄력성이 더 높은 쌀의 수요가 증가했을 가능성이며, 두번째는 밭작물 생산성에 비해 쌀 생산성의 증가 속도가 느려 수요 대비 쌀의 공급이 부족해졌을 가능성이다. 그런데 조선시대에 쌀에 대한 수요가 빠르게 늘어날 만큼 소득이 증가하였다고 보기 어렵다면, 쌀값의 상승은 그의 주장대로 쌀 생산성이 하락하였기 때문일 가능성이 더 높다. 그런데 쌀의 상대가격은 실제 하락하였을까.



〈그림 6〉 쌀값(상대가격)의 추이(Relative prices of rice)

출처: 각 지역별 쌀값과 두류 가격은 박기주·이영훈·조영준(2007). 미가는 전성호(2002: 부표1).

Source: Price of rice and beans in each region are from Park et al. (2007), average prices of rice is from Jeon (2002: appendix 1).

주: 쌀의 상대가격은 경주의 경우 租/太, 영암은 조/赤豆, 서울은 粘米/赤豆. 미가는 영암, 해남, 고성, 경주, 대구 지역의 31년간 이동평균값으로부터의 편차.

Note: Relative price of rice is rice price/bean price. Average prices of rice is standardized as 1 from 31-years moving average prices of five regions (Yongam, Haenam, Goseong, Geungju, Taegu).

〈그림 6〉은 서울, 경주, 영암 등 세 지역에서 벼(租)가격을 豆類가격으로

나눈 쌀의 상대 가격을 나타낸 것이다. 그림에서 보듯이, 양반가들은 밭작물에 대해서는 소략한 기록만 남겼기 때문에 어쩔 수 없이 누락치가 많다. 이 때문에 전성호(2002, 부표1)가 작성한 미가의 추이를 함께 그려 두었다. 〈그림 6〉에서 가는 선으로 표시되어 있는 미가는 영암, 해남, 고성, 경주, 대구 등 5개 지역의 31년간 이동평균값 0으로부터 떨어져 있는 크기를 나타낸 것으로써, 양(+)의 값이 클수록 그해 미가의 상승폭이 컸음을 의미한다.

그런데 이 그림에 따르면, 19세기에 들어와 쌀의 상대가격이 상승 추세였다고 단정할 만한 증거는 보이지 않는다. 시계열이 가장 긴 경주의 경우, 18세기에는 쌀의 상대가격이 오르다가 19세기 이후부터는 하향 안정제를보이고 있으며, 영암 지방에서도 비록 시계열이 짧지만 쌀값이 떨어지고 있기 때문이다. 서울의 경우에도 일정한 수준을 유지하다가 1870년대 일시적으로 급등하였지만, 오래가지 못하고 곧 제 자리로 돌아왔음을 볼 수 있다.이 시기 서울에서 갑작스러운 쌀값 폭등은 함께 그린 미가의 동향으로 미루어 보아 흉년에 따른 일시적인 쌀 부족 때문인 것으로 보인다. 요약하면, 이영훈의 주장과 달리 지방뿐 아니라 서울에서도 19세기에 들어와 쌀의 상대가격이 추세적으로 상승하였다고 볼만한 그 어떠한 징후도 발견되지 않는다.

미곡생산성의 장기 추이를 살펴보는 데는 여전히 결락치가 많은 쌀값의 동향보다는 논가격의 추이를 살펴보는 것이 보다 더 유용할 수 있다. 농지 가격은 토지로부터 얻어지는 수익 즉 지대수입을 이자율로 나눈 값이므로, 이자율에 큰 추세적 변화가 없다면(김재호, 2001b) 지가는 토지생산성의 변화를 따라가기 때문이다(이정환·조재환, 1996). 더구나 조선시대의 田 畓賣買明文이 풍부하게 남아 있어, 지가의 분석은 소규모 샘플에서 오른는 편기로부터 상대적으로 자유롭다는 장점이 있다. 그리고 조선시대의 지가 동향에 대해서는 차명수·이헌창(2004), 이정수·김희호(2010, 2011, 2022), 김경숙(2011) 등에 의해 이미 적지 않은 연구가 축적되어 있다.

〈그림 7〉은 차명수·이헌창(2004) 추계의 논가격과〈그림 2〉에서 가져온 합동OLS 추계에 의한 지대량의 추이를 함께 나타낸 것이다. 차명수·이헌창에 따르면,〈그림 7〉의 논가격은 호남과 경상도에서 거래된 1만건이 넘는 매매문기로부터 평균 추세를 도출해낸 것이다. 그런데 차명수·이헌창의논가격은 명목 지가를 이자율이 아니라 쌀값으로 나눈 것이기 때문에 엄밀

히 말해 실질 지가는 아니다. 그렇지만 미곡생산성의 장기 추이를 살펴보고 자 할 때 이 지표가 오히려 더 나을 수도 있다. 예컨대, 어느 시기에 논 가격이 쌀값보다 더 빨리 올랐다면, 그 상승에는 토지로부터 나오는 수익 즉지대량이 쌀값보다 더 빨리 증가하였으며 또 그 이후에도 더 빨리 오를 것이란 기대감이 반영되어 있기 때문이다.

 $\overline{\alpha}$ 9 실질가격(석) ω Ė 9 0ن ᇵ 4 α 1700 1750 1800 1850 1900 1950 8 락당 지대량(두,조) 5 LΩ

〈그림 7〉논가격 및 지대량의 추이(Prices of paddy field and rents of paddy field)

자료: 논가격은 차명수 · 이헌창(2004: 171). 지대량은 이영훈(2012: 부표1).

1800

1750

1700

Source: Prices of paddy field are from Cha and Lee (2004: 171), and rents are from Rhee (2012: appendix 1).

1850

1900

1950

주: 논가격은 명목지가/쌀값, 지대량은 합동OLS 추계치. 추세선은 R=a0+c1년도+ c2년도 2 의 추정값(R은 논가격과 지대량).

Note: Price of paddy field = nominal prices of paddy field/rice prices. Fitted line in figure is estimated from regressing following equation, $R = c0 + c1 \ year + c2 \ year^2$, where R = prices of paddy field or rents of paddy field.

이 그림에 따르면, 논가격은 18세기에는 하락 추세를 보이다가 19세기 초 이후부터는 저점과 고점이 함께 상승하는 증가 추세를 나타내고 있다. 함께 그린 지대량의 장기 추이 역시 지금까지 살펴본 바와 같이 19세기 초 를 저점으로 하락에서 상승으로 돌아서고 있어, 양자간에는 높은 양(+)의 상관관계가 있음을 볼 수 있다. U자형의 추세선은 눈대중에 따른 착시를 피하기 위해 년도를 독립변수로 하는 이차식 즉 y=c0+c1 년도 +c2 년 -c2 년 보기한 결과를 나타낸 것으로, -c1 값은 모두 -c2 있을 하다.

〈표 2〉 추정결과: 지대량과 논가격의 관계, 1715~1939(Regression Results between prices of paddy field and rents, 1715~1939)

종속변수: $\Delta \log$ 논가격 $_t$									
기간	1715-	-1910	1715-1939						
식	(1)	(2)	(3)	(4)					
\log 논가격 $_{t-1}$		-0.18***		-0.13***					
		(-4.01)		-3.74					
Δ \log 지대량 $_t$	0.73***	0.63***	0.68***	0.65***					
	(4.92)	(4.37)	(4.95)	(4.85)					
R^2	0.11	0.18	0.10	0.15					
D-W 통계량	1.84	1.85	2.00	2.01					
N	184	184	213	213					

자료: 논가격은 차명수 · 이헌창 (2004: 171). 지대량은 이영훈(2012: 부표 1).

Source: prices of paddy field are from Cha and Lee(2004), rents are Rhee (2012: appendix).

주: 추정식은 $\Delta \log$ 는가격 $_t=\beta 0+\beta 1 \log$ 는가격 $_{t-1}+\beta 2 \Delta \log$ 지대량 $_t$. ()의 수치는 t 통계량. D-W통계량은 Durbin-Watson통계량, R²는 조정된 결정계수, N은 표본수. ***, **, 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

Note: Regressed equation is $\Delta \log Y_t = \beta 0 + \beta 1 Y_{t-1} + \beta 2 \Delta \log X_t$, where Y=prices of paddy field, X=rents, t=year. D-W statistics=Durbin-Watson statistics, R2=Adjusted R2, N=numbers of sample. () \rightleftharpoons denotes robust t-statistics. ***, **, * denotes 1%, 5%, 10% significant level, respectively.

논가격 = 705.80 - 0.77년도 + 0.0002 년도², R² = 0.29, ()은 t통계량. (8.80) (-8.78) (8.83)

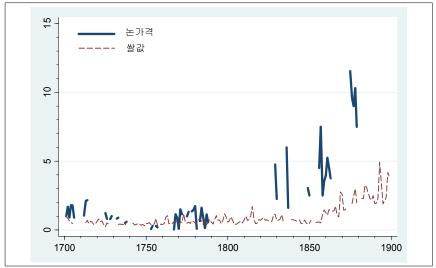
지대량 = 993.89 - 1.07 년도 + 0.0003 년도², R² = 0.52 (14.35) (-14.03) (13.87)

차명수·이헌창은 위 그림을 제시하면서 "18세기에는 실질 논가격이 안정되어 있었으나 19세기에는 하락추세를 보였으며 19세기 말 상승 추세로의 반전이 시작되었고 20세기에는 실질논가격의 상승이 가속화되었다"(차명수·이헌창, 2004: 122)고 해석하였다. 이영훈은 이 해석을 받아 들여 "차명수와 이헌창은 짧의 실질 가격이 19세기에 걸쳐, 특히 19세기 후반에 심하게 하락하는 추세임을 분명히 하였다. 차명수등은 그 원인이 토지생산성의 하락에 있다고 주장하였다"(이영훈, 2012: 413-414). 그러나 눈대중에 따른 착시 혹은 자신이 믿고 싶어 하는 것만 보는 오류에 빠지지 않기 위해 가장 좋은 방법은 년도를 독립변수로 하는 회귀식을 추정하는 것이다.

⁸⁾ 추정결과는 다음과 같다.

〈표 2〉는 논가격의 변화가 실제 미곡생산성의 변화와 관련이 있는지를 살펴보기 위해 논가격과 지대량의 1차차분을 각각 피설명변수와 설명변수 로 하는 회귀결과를 정리한 것이다. 이 표의 식 (2)와 식 (4)에서는 통제변 수로 전년도의 논가격을 포함시켰다. 추정결과는 〈표 2〉에서 알 수 있듯이, 예상대로 양자 간에 1% 유의수준에서 양(+)의 상관관계가 있으며 지대량 이 10% 오를 때마다 지가는 약 6.3~6.5% 상승하는 것으로 나타났다.

〈그림 8〉 논가격과 쌀값의 추이(경주)(Prices of paddy field and rice prices in Keungju)



출처: 이정수·김희호(2010: 127). Source: Lee and Kim (2010: 127).

주: 1700년=1.

Note: Price of paddy field and rice prices are standardized as 1 of year of 1700.

그런데 〈그림 7〉에서 논가격과 지대량의 추이를 좀 더 자세하게 살펴보면, 19세기말의 지가는 18세기 중엽의 지가 수준과 거의 비슷하지만, 같은 시기 지대량은 아직 그 수준을 회복하지 못하였음을 알 수 있다. 샘플수가훨씬 많은 지가의 추이가 상대적으로 편기가 작다고 본다면, 실제 미곡생산성의 반등 폭은 〈그림 7〉의 지대량 증가폭보다 더 컸을 가능성도 배제할 수없다. 9) 그리고 그 가능성은 경주 지방만을 따로 때 낸 〈그림 8〉에서 좀 더

⁹⁾ 또한 이 두 그림에 따르면, 논가격의 저점이 지대랑의 저점보다 조금 더 늦게 찾아

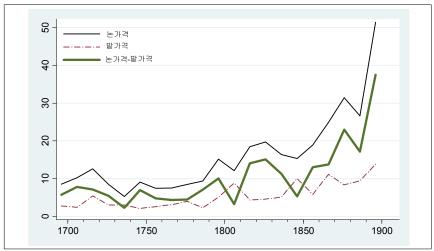
뚜렷하게 나타나 있다. 이 그림은 이정수·김희호(2010: 127)로부터 가져온 것인데, 1700년을 1로 한 쌀값과 논가격의 추이를 그린 것이다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 양자는 19세기 초 이전까지는 거의 비슷한 폭으로 함께 움직였지만, 그 이후부터는 논 가격이 쌀값보다 더 빨리 증가하여 19세기말이 되면 그 격차가 3~4배까지 벌어졌다.

이정수·김희호(2011)는 논 가격을 쌀값 뿐 아니라 밭 가격과도 비교하 였는데. 밭 가격 대비 논가격의 추이 역시 미곡생산성의 추이를 가늠하는데 또 하나의 훌륭한 지표가 된다. 금리는 논과 밭 간에 차이가 없으며. 또한 앞서 살펴본 바와 같이 쌀과 밭작물간의 가격비율이 대체로 안정적이었다면 논과 밭가격의 차이에는 미곡과 밭작물의 생산성 차이가 고스란히 반영되어 있기 때문이다. 〈그림 9〉는 전라도와 경상도에 소재하는 8개 양반가의 전답 매매명문으로부터 추출된 논과 밭 가격을 표시한 것이다. 이 그림에 따르 면. 19세기 초까지는 일정 간격을 유지하면서 함께 움직였지만. 그 이후부 터 논가격이 밭가격보다 더 빨리 증가하여 앙자 간의 격차가 시간이 갈수록 점점 더 커지고 있다. 〈그림 10〉은 지역을 경상도와 전라도로 나누어 각각 논 가격에서 밭 가격을 뺀 값의 추이를 나타낸 것인데, 이 그림에 따르면 19세기 이후 두 지역 共히 논 가격이 밭 가격보다 더 빨리 증가하였지만. 전라도보다 경상도에서 논가격의 증가 속도가 더 빨랐다. 이는 19세기 이후 두 지역간 미곡생산성의 증가 속도에 차이가 있었음을 시사해주는 대목이 다.10) 요약하면, 지가의 움직임 역시 지대량의 추이와 마찬가지로 19세기 초를 저점으로 하는 u자형을 모습을 보여주고 있다. 다만 자료가 풍부하게 남아 있는 지가의 상승세가 소수의 샘플에서 추출한 지대량의 증가 속도보 다 더 가파르다는 점에 주목할 필요가 있다.

왔는데, 이는 생산성의 증가가 지가에 반영되는데 걸린 시차 때문으로 볼 수도 있지만, 지대량과 지가를 추정하는데 사용한 모형이 달랐기 때문일 가능성도 있다. 〈그림 7〉에서 필자의 지대량은 합동OLS모형에 의해 추정된 반면, 차명수ㆍ이헌창(2004)의 지가는 고정효과모형에 의해 추정되었다.

^{10) 19}세기 이후 두 지역간의 생산성 증가 속도에 왜 차이가 나타났는지 현재로는 알수 없지만, 19세초 조선을 강타한 己巳甲戌대기근(1808~14)의 피해가 호남에 집중되었는데, 이 때문에 그 충격에서 벗어나는데 시간이 더 필요하지 않았나 추측된다. 호남지방의 己巳甲戌대기근에 대해서는 뒤에서 다시 언급할 것이다.

〈그림 9〉 논가격과 밭가격의 추이(Prices of paddy and dry field per unit of land)

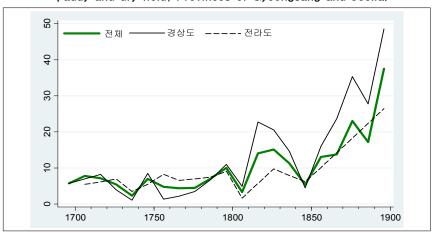


자료: 이정수·김희호(2011: 209). Source: Lee and Kim (2011: 209).

주: 단위는 두락당 兩.

Note: Unit of prices per unit of field is 兩 (ryang)/두락 (durak).

〈그림 10〉 논가격과 밭가격의 추이, 경상도와 전라도(Differences between prices of paddy and dry field, Provinces of Gyeongsang and Jeolla)



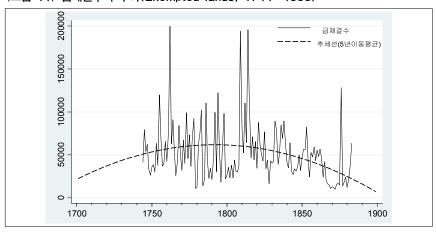
자료: 이정수 김희호(2011: 209). Source: Lee and Kim (2011: 209).

주: 논가격에서 밭가격을 뺀 값. 단위는 두락당 兩.

Note: Unit of prices of field is 兩(ryang)/두락(durak).

3. 給災結의 추이

19세기 초를 경계로 쌀 생산성이 하락에서 상승으로 반전하였음을 짐작케 해주는 또 하나의 지표는 給災結數이다. 급재결은 지방관이 올린 농형 [災實分等의 狀啓]에 기초해 災結 즉 재해를 입은 토지에 대해 田稅를 면제해주는 제도이다(이철성, 1993; 전성호, 2002; 정승진, 2004; Karlsson, 2007). 따라서 급재결수에는 각년별 作況의 정도가 반영되어 있으며, 따라서 이를 시계열로 정리하면 토지생산성의 장기 추이를 보여주는 훌륭한 정보가 된다. 〈그림 11〉은 1744년~1888년간 급재결의 추이를 나타낸 것이다. 이 그림을 살펴보면, 급재결은 단기적인 급변동을 동반하면서도, 18세기에는 증가 추세를 나타내다가 19세기 초 이후부터는 감소 추세로 전환되었음을 볼 수 있다. 이 그림에 따르면, 점선으로 표시된 5개년 이동 평균값의 추세선은 급재결이 19세기초를 정점으로 하는 역U자형의 모양을 나타내고 있다.11〉 그리고 급재결의 이러한 움직임을 앞서 살펴본 〈그림 7〉에서의지대량과 논가격과 비교해보면, 양자 간에는 뚜렷한 음(-)의 공조관계가 있음을 알 수 있다.



〈그림 11〉 급재결수의 추이(Exempted lands, 1744~1888)

자료: 麻生武龜(1940). Source: Aso(1940).

급재결수=-.00 + 17064.24 년도-4.762 년도², R²=0.29, ()은 t통계량. (-4.57) (4.64) (-4.69)

¹¹⁾ 추정결과는 다음과 같다.

그러나 이러한 주장에 대해 다음과 같은 반론이 제기될 수 있다(전성호, 2002; 정승진, 2004). 급재결이 19세기초에 정점을 찍은 이후 감소로 돌아선 것은 생산성의 호전을 반영한 결과가 아니라 재정이 빠른 속도로 고갈되었기 때문이라는 것이다. 한걸음 더 나아가 이러한 비탄력적인 조세 운용이 19세기 중반 이후 임술민란에서부터 동학농민전쟁에 이르까지의 농민항쟁이 발발하게 된 하나의 동기가 되었을 수도 있다고 본다. 따라서 이 주장에 따르면, "급재결의 추이를 당시의 작황과 경제 상태로 파악하려는 시도는지방재정 실태를 고려하지 않은 무리한 해석"(정승진, 2004: 45)이 되는셈이다. 과연 그러한가? 다음의 모형을 통해 이 주장을 검증해보자.

$$\Delta \log G_t = \alpha 0 + \alpha 1 \log G_{t-1} + \alpha 2 \Delta \log q_t + \epsilon_t \tag{2}$$

$$\Delta \ln G_t = \beta 0 + \beta 1 \ln G_{t-1} + \beta 2 \Delta \ln q_t + \beta 3 D T$$
$$+ \beta 4 \Delta \ln q_t \times DT + \nu_t$$
(3)

 G_t : t년도 급재결수

 q_t : t년도 두락당 지대량

DT: 1860년 이후=1, 이전 시기=0을 나타내는 더미변수

 $\epsilon_t, \nu_t = \Delta \lambda \delta$

모형 (2)는 급재결의 년간 변화 $(\Delta \log G)$ 가 지대량의 년간 변화 $(\Delta \log q)$ 와 통제변수인 전년도 급재결 규모 $(\log G_{t-1})$ 의 함수식으로 되어있다. 따라서 36개 농가로부터 추출된 지대량의 산술평균값 q가 모집단의미곡생산성을 반영하고 있다면, 그리고 정부의 조세 운용이 흉풍의 크기에따라 탄력적으로 운영되었다면, $\alpha 2$ 는 음(-)의 부호가 예상된다. 작황이 안좋은 해일수록 급재결의 규모는 증가하였을 것이기 때문이다. 특히 식 (2)의 양변은 모두 로그를 취하고 있기 때문에 $\alpha 2$ 는 조세운용의 탄력성, 즉정부가 작황에 따라 조세수취를 얼마나 융통성에 있게 운용하였는가를 보여주는 지표이다. 식 (2)에서 전년도 급재결수의 계수 $\alpha 1$ 은 음(-)의 부호가기대된다. 다른 조건이 같다고 할 때, 전기에 급재결수가 많을수록 금기의증가폭은 작을 것이기 때문이다. 12) 모형 (3)은 임술민란 전후 재정의 고갈

¹²⁾ 음(-)의 부호가 예상되는 것은 다음과 같이 두 가지 이유로 설명할 수 있다. 첫째는

때문에 실제 조세운영이 비탄력적으로 바뀌었는지를 살펴보기 위해, 모형 (2)에다 1860년 이후를 1로 하는 년도 더미와 '교호항'(interaction term)을 포함시킨 것이다. 따라서 만일 1860년 이후 급재결의 감소가 생산성의 증가 때문이 아니라 재정의 고갈 때문이라면, $\beta4$ 의 부호는 양(+)의 값을 가지게 될 것이다.

〈표 3〉 추정결과: 급재결수와 지대량 및 미가와 관계, 1744~1884(Regression results between rents and exempted lands, rice prices, 1744~ 1884)

$oldsymbol{arepsilon}$ 종속변수: $\Delta\log$ 급재결수 $_t$									
식	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
\log 급재결수 $_{t-1}$		-0.26***	-0.40***		-0.21***	-0.32***			
		(-4.27)	(-5.59)		(-3.39)	(-4.36)			
Δ log지대량 $_t$	-1.48***	-1.22***	-1.01***						
	(-8.09)	(-6.74)	(-5.40)						
Δ log \square 7 $_t$				1.16***	1.02***	0.93***			
				(9.85)	(8.33)	(6.72)			
년도 더미			-0.33***			-0.26**			
			(-3.32)			(-2.49)			
년도더미 $ imes \Delta$ \log 지대량 $_t$			-0.78*						
			(-1.67)						
년도더미 $ imes \Delta$ \log 미가 $_t$						0.11			
						(0.43)			
R^2	0.32	0.38	0.43	0.44	0.48	0.51			
D-W 통계량	2.31	2.14	2.10	2.11	1.98	1.94			
N	140	140	140	125	125	125			

자료: 지대량 미가, 급재결수는 각각 이영훈(2012: 부표1), 전성호(2002), 麻生武龜(1940). Source: Rents, rice prices, and exempted lands are from Rhee (2012: appendix 1), Jeon (2002), and Aso (1940), respectively.

주: 년도더미는 1860년 이후=1, 이전시기=0. ()의 수치는 t통계량. R²는 조정된 결정계수. D-W통계량은 Durbin-Watson 통계량, N은 표본수, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

Note: Dummies of year are as follows; years after 1860=1, otherwise=0. D-W statistics=Durbin-Watson statistics, R2=Adjusted R2, N=numbers of sample. () denotes t-statistics. ***, ** denotes 1%, 5%, 10% significant level, respectively.

전년도 급재결수는 금년의 재정 운용에 음(-)의 영향을 미칠 수 있기 때문이며, 둘째는 전년도 급재결수가 많을수록 작황이 안 좋다는 것을 의미하며, 따라서 금기는 상대적으로 작황이 나아질 가능성이 있기 때문이다.

모형 (2)와 모형 (3)의 추정결과는 〈표 3〉에 정리되어 있다. 이 표에서 식 (4)-(6)은 독립변수에 지대량 대신에 미가를 사용한 추정 결과이다. 앞 서 언급한 바와 같이. 미가는 풍흉에 민감하게 반응하기 때문에. 미가와 급 재결수 사이에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 기대된다. 먼저 식(1)과 (2) 부터 살펴보면, 식 (2)에 통제변수인 전년도의 급재결수가 포함됨으로써 Δ log지대량의 계수값이 조금 작아졌지만, 그럼에도 여전히 유의수준 1%에서 절대값이 1을 넘어서고 있다. 지대량 대신 미가를 사용한 식 (4)와 식 (5) 의 경우, 예상대로 1% 유의수준에서 $\Delta \log$ 미가의 계수는 양(+)의 값을 보 여주고 있으며. 탄력성 역시 1을 넘어서고 있다. 즉 이 두 추정결과는 조선 왕조의 免稅정책이 흉풍의 정도에 따라 매우 탄력적으로 운용되었음을 잘 보여주고 있다. 이어서 교호항이 포함된 식 (3)과 (6)을 살펴보면, 년도더 미는 모두 음(-)을 나타내고 있으나, 교호항의 계수는 유의수준이 낮지만 양(+)이 아니라 오히려 음(-)의 부호를 갖고 있다. 즉 교호항이 포함된 이 두 추정결과는 1860년 이후의 급재결 감소가 재정 고갈로 인한 것이라는 주장을 지지해주지 않는다. 오히려 조선 왕조의 탄력적인 조세 운용이 1860년 이후에도 여전히 관철되고 있음을 잘 보여주고 있다.

4. 단기 미가 변동에 대한 사망률 민감도의 추이

19세기 초를 경계로 미곡 생산성이 하락에서 상승으로 반전하였는지 여부를 알게 해주는 또 하나의 지표는 생활수준이다. 만일 이영훈의 추계처럼 미곡생산성이 20세기초까지 계속해서 하락 일로를 걷고 있었다면, 생활수준 역시 지속적으로 악화되었을 것이다. 곡물 소비, 특히 하층농의 곡물 소비량이 해가 갈수록 줄어들었을 것이기 때문이다. 실제 이우연(2001), 박기주(2005) 그리고 조영준·차명수(2012)는 각각 실질임금, 토지생산성, 身長의 추계를 통해 조선 후기 특히 19세기 이후 생활수준의 지속적인 악화를 주장하고 있다.

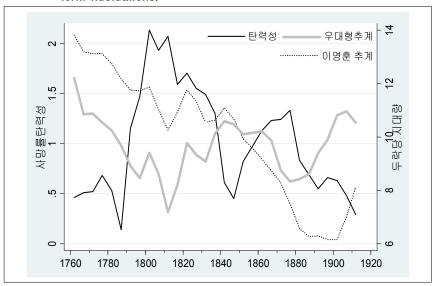
이에 대해 필자는 단기적인 생산 충격에 따른 사망률의 민감도라는 지표를 이용하여 조선 후기(1734~1910) 생활수준의 장기 변화를 살펴본 적이 있다(이하 보다 자세한 것은 우대형, 2019 참조). 이 지표는 역사인구학자들에 의해 고안되었는데, 그 아이디어는 심플하고 직관적이다(Allen et

al., 2005: Bengtsson and Saito, 2000: Bengtsson et al., 2004: Kurosu et al., 2010: Lundh et al., 2014: Tsuya et al., 2010). 예 컨대 비슷한 정도의 단기적인 흉작이 덮쳤을 때 A 지역은 사망률이 10% 증가하고 B지역은 1% 증가에 그쳤다면, A 지역은 B지역에 비해 상대적으로 생활수준이 더 낮다고 이야기할 수 있다. 흉풍의 단기적 변화에 대해 A 지역이 B지역에 비해 사망률이 더 민감하게 반응한다는 것은 '생존 위기'(subsistence crisis)에 놓여있는 빈곤층이 상대적으로 A지역에 더 많다는 뜻이기 때문이다. 이 지표는 지역간 비교뿐 아니라 시기별 비교에도 적용할 수 있다. 예컨대 19세기초 이후에도 생활수준이 계속해서 악화되었다면, 단기 생산충격에 대한 사망률의 민감도도 더 높아졌을 것이다. 생활수준의 악화로 인해 '생존위기'로 내몰리는 최하층의 숫자가 더 늘어났을 것이기 때문이다. 이와 반대로 19세기초 이후부터 사망률의 민감도가 둔화되었다면, 이는 생활수준 특히 빈곤층의 생활수준이 개선되었음을 의미한다. 사망률의 민감도가 둔화되었다는 것은 '생존위기'로 내몰리고 있는 빈곤층의 비중이 감소하였다는 의미하기 때문이다.

이 지표는 그동안 생활수준의 대변수로 많이 사용해온 실질임금이나 신장 에 비해 더 많은 장점을 갖고 있다. 실질임금을 추계하기 위해서는 명목임 금 외에 생계비 구성에 들어가는 각 소비 항목의 가격과 비중, 그리고 인플 레이션이 있을 경우 이것까지 조정해야 되기 때문에 장기 시계열 테이터를 구하는데 난점이 있다. 이에 비해 신장은 실질임금에 비해 조사가 심플하고 자료를 구하기도 비교적 쉽지만, 성인의 키는 생활수준—보다 구체적으로는 영유아 시절의 섭취량(food intake)—외에도 생활수준과 무관한 당대의 의 료 수준에도 영향을 받는다는 치명적인 단점이 있다(Bozzoli et al., 2009; Deaton, 2007). 예컨대 19세기 후반 이후 종두법을 비롯한 각종 백신의 도입과 위생의 향상이 영유아의 질병 예방과 그 예후에 긍정적인 영 향을 미쳤다면(박윤재. 2005). 개항 이후 또는 일제하에 들어와서 성인의 신장이 커졌다고 해서 그것이 생활수준이 향상된 때문인지 아니면 의술의 발달과 공중위생의 개선 덕분인지 가려낼 방법이 마땅찮다(Kim, Duol and Heejin Park, 2011, 2021). 이에 반해 단기적인 생산 충격에 대한 사망률의 민감도는 그 자체로 생활수준을 직접 보여주는 '인과적'(causal) 지표이다. 단기적인 흉풍 변화가 사망에 이르게 되는 경로는 흉작→곡물가 격의 상승→곡물소비의 감소→영양결핍→면역력의 감소 또는 전염병의 만연→사망률의 증가로 이어지기 때문이다.

〈그림 12〉는 이러한 아이디어에 기초하여 1731~1910년에 걸쳐 미가의단기 변동에 대한 사망률의 민감도를 나타낸 것으로, 이 그림은 우대형 (2019: 220)에서 가져왔다. 비교를 위해 앞서 살펴본 이영훈과 필자의 미곡생산성 두 추계도 함께 그려두었다. 이 그림에 따르면, 검은 실선으로 표시된 년간 미가변동에 대한 사망률의 민감도가 19세기초 정점에 도달한 이후 점차 하락하는 역U자 혹은 역V자형의 추세를 보여주고 있다. 그리고〈그림 12〉에서 사망률 민감도를 필자 추계의 쌀 생산성과 비교해보면, 양자간에는 뚜렷한 음(-)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 예컨대 18세기 후반~19세기 초 미곡생산성이 하락하는 동안 사망률 민감도는 증가하는 쪽으로 움직이고, 미곡생산성이 19세기 초 이후 하락을 멈추고 상승으로 전환하자 사망률 민감도는 이와 반대로 상승에서 하락으로 돌아섰다. 흥미로운

〈그림 12〉단기 미가변동에 대한 사망률민감도와 두락당 지대량과의 관계(Relationship between fluctuations of rents and mortality sensitivities to short-term fluctuations)



출처: 지대량은 이영훈(2012: 부표 1), 미가는 박기주 사망률(2007), 사망률은 박희진(2013). Source: Rents, rice prices, and mortality rates are from Rhee (2012: appendix 1), Park et al. (2007), and Park (2013), respectively. 주: 지대량은 11년 이동평균.

Note: rents are ones of 11-years of moving average.

것은 19세기 중후반에 생산성이 일시적으로 하락하자 사망률 민감도도 다시 증가하기 시작하였다는 점이다. 그런데 이처럼 사망률 민감도와 필자 추계의 쌀 생산성과는 뚜렷한 음(-)의 공조관계가 나타나는 반면, 이영훈의 추계와는 뚜렷한 상관관계가 보이지 않는다. 실제 사망률 민감도와 필자 추계의 쌀 생산성 사이에는 1% 유의수준(t통계량= -4.21)에서 음(-)의 상관계수가 계측되었지만, 이영훈 추계의 미곡생산성과는 통계적으로 유의미한 관계가 나타나지 않았다.13) 요약하면 쌀값, 논가격, 給災結뿐만 아니라, 단기 생산충격에 대한 사망률 민감도도 이영훈의 추계보다는 필자의 추계를 지지해주고 있다.

V. 기후변화

쌀 생산성의 장기 추이가 지금까지 살펴본 바와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 나타내고 있었다면, 이제 남은 과제는 쌀 생산성의 장기 추이를 그러한 모양으로 만든 요인을 찾는 일이다. 다시 말하면, 19세기 초에 생산성의 위기가 찾아온 것은 무슨 이유 때문이며, 또 이 위기로부터 벗어나게 해준 동인은 무엇인가 하는 것이다. 이와 관련하여 가장먼저 떠올릴 수 있는 유력한 후보는 기후 변화이다.14) 기온, 강수량 등 기후의 영향력은 오늘날에도 여전하지만(장영재 외, 2015), 기술수준이 낮은 전통사회하에서 기후의 영향력은 거의 절대적이었을 것으로 짐작된다. 특히지금 다루고 있는 수도작의 경우 移秧期의 降雨는 그해 농사의 성패를 좌우하며, 모내기 이후의 여름 기온은 아열대 작물인 미곡의 작황을 결정하는데 또 하나의 중요한 변수이다.

¹³⁾ 보다 자세한 것은 우대형(2021) 특히 〈그림 10〉과 〈그림 11〉참조.

¹⁴⁾ 익명의 심사의원 한분은 기후 변화뿐 아니라 농업기술의 변화가 생산성에 미친 영향 도 고려할 필요가 있다고 지적하였는데, 본 연구에서는 이를 보여주는 장기 시계열 자료를 구하기가 쉽지 않다는 이유로 이를 포함시키지 못하였다. 그런데 그 자료를 구하여 분석에 포함시킨다고 해서 추이는 크게 달라지지 않을 것으로 짐작된다. 과학 발달이 더딘 전근대사회에서의 기술변화는 매우 느려서(Clark, 2007: 〈표 7-1〉) 기후변화가 생산성에 미치는 진폭에 비하면 그 효과는 상대적으로 매우 작았을 것으로 추측되기 때문이다.

그 동안 조선시대 기후 변화가 농업생산성을 포함하여 정치. 경제. 사회 전 분야에 미친 영향에 대해서는 꽤 많은 논의가 있었다. 유럽과 중국의 '17세기 위기'가 이상저온현상 즉 소빙기에서 비롯되었다는 사실이 알려지 면서(박근필, 2005; 조지형, 2011; Parker, 2008), 많은 연구자들은 官 撰 문헌에 나타난 災異 기록을 활용하여 같은 시기 조선사회에서도 소빙기 현상이 있었음을 찾아냈다(경석현, 2014; 김덕진, 2008; 김문기, 2010, 2011; 김연옥, 1984; 나종일, 1982; 박권수, 2010; 박용국, 2010; 이 태진. 1996a. 1996b; 임규호·심태현. 2002). 이와 함께 소빙기 현상이 당시 조선사회에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해서도 적지 않은 연구가 이 루어졌다(김성우, 1997; 김재호, 2001a; 이규근, 2001; 정형지, 2003; 한희숙, 2002). 이처럼 대부분의 소빙기 연구가 17세기에 주목을 하고 있 는 동안, 이호철·박근필(2007), 김민수(2007) 그리고 원재영(2013)은 19세기의 이상저온현상과 그것이 농촌경제에 미친 효과를 분석하였다. 김 연옥(1984)과 이태진(1996a, 1996b)은 『증보문헌비고』와 『조선왕조실 록』의 災異 기록을 색인화하여. 한국사에서 소빙기에 대한 전체 시기구분을 시도하기도 하였다.15) 이들 연구들은 共히 한국의 역사에서 기후 변화가 갖는 중요성을 환기시켜주었다는 점에서 작지 않은 연구사적 의미를 지니고 있다.

그러나 다른 한편에서는 이처럼 문헌에 기록된 災異 현상에 의존하는 연구 경향에 대해서 몇 가지 비판도 제기되었다. 첫 번째 비판은 災異의 구분에는 편찬자의 관심과 주관이 개입될 수밖에 없으며 또한 기록은 비체계적이기 때문에, 기록의 빈도가 반드시 災異의 강도와 일치하지 않는다는 것이다(김문기, 2010; 박권수, 2010; 박성래, 1996). 또한 저온현상은 짧은기간에 집중적으로 나타날 수 있기 때문에, 50년씩 나누는 시기구분은 편의적이라는 비판도 제기되었다(박근필, 2005; 305-309). 비슷한 이유로, 기온을 寒冷과 溫暖으로 나누는 이분법은 기온변화의 전체 추이를 파악하는데오히려 장애가 될 수 있다는 비판도 가능하다.

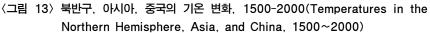
이런 측면에서 古기후학(paleoclimatology)의 연구성과를 보다 적극적

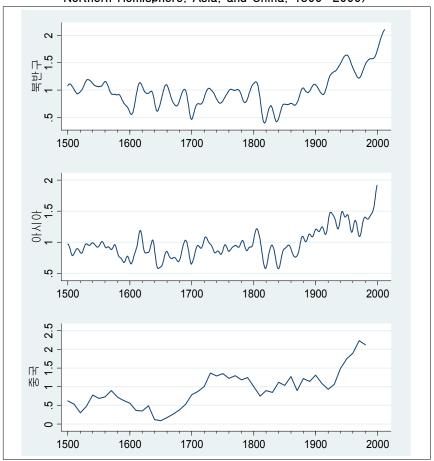
¹⁵⁾ 김연옥(1984)에 따르면, 한국에서 이상저온현상은 1501-1650년, 1701-1750년, 1801-1900년 등 세 차례 있었으며, 이태진(1996a 199b)은 1501-1750년을 한국의 소빙기로 파악하는데, 그 중에서도 특히 1650-1720년을 가장 한랭한 시기라고 보았다.

으로 활용할 필요가 있다. 빙하, 호수 결빙, 開花, 나이테 등으로부터 얻은 고기후 자료는 기록자의 주관적 판단에서 자유로우며 또한 정량화가 가능하기 때문에 기온 변동의 전체 추이를 연속적으로 파악할 수 있게 해주는 장점이 있다 최근에는 지구 온난화의 영향으로 고기후학에 관한 관심이 증폭되면서, 수천년 이전의 년 단위 기온까지 복원하는데 성공하였다. 특히 나이테를 이용하여 복원된 古기후는 나이테의 성장기와 곡식 생장기가 거의일치한다는 점에서 기후와 생산성의 관계를 살펴보는데 더욱더 큰 의미를 갖고 있다.

그리하여 이미 서구, 중국, 일본에서는 고기후학의 연구성과를 이용하여 기후변화가 농업생산성(Auray et al., 2016; Dalgaard et al., 2016; Martínes-González, 2015; Yin et al., 2015), 기근(Xiao et al., 2015), 전염병(Pei et al., 2015), 생활수준(Koepke and Baten, 2005), 인구(Campbell and Lee, 2010; Galloway, 1986), 이주(Xiao et al., 2015), 거시경제(Waldinger, 2014), 농민항쟁(Chen, 2015; Jia, 2014), 사회갈등(Hsiang, et al., 2013; Iyigun et al., 2017; Tol and Wagner, 2010), 그리고 왕조 교체(Fan, 2010)에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보는 계량적 실증연구가 활발하게 진행 중에 있다.

〈그림 13〉은 최근 고기후학의 연구성과를 활용하여 1500-2000년간 북반구와 아시아, 그리고 중국의 기온 변화를 나타낸 것이다. 북반구의 기온은 5월-8월의 평균 기온을 나타내며 북위 40~75도 사이에 위치한 54개의 나이테 자료로부터 복원하였다. 아시아의 기온은 나이테를 포함하여 418개의 multi-proxy로부터 추출된 6-8월 여름 기후이다. 이처럼 위의 두 추계가 봄~여름 기온인 것과 달리, 중국의 기온은 겨울이 포함된 연 평균기온이다. 아시아와 마찬가지로 나이테, 빙하, 호수 결빙, 역사적 기록 등을 종합한 multiple paleoclimate proxy로부터 복원되었으며, 지역 범위는 티베트, 동중국, 그리고 일본까지 걸쳐 있다. 한반도의 古기온에 대해서는 나이테를 이용한 최종남 외(1992)가 있지만, 유감스럽게도 정량화된 데이터를 제공하지 않아 함께 그릴 수 없었다.





출처: 북반구는 Wilson et.al.(2016). 아시아와 중국은 각각 Shi et al.(2015)와 Yang et al.(2002).

Source: Temperatures in the Northern Hemisphere, Asia, and China are from Wilson et al. (2016), Shi et al. (2015), and Yang et al. (2002), respectively.

주: 북반구는 5-8월 평균기온, 아시아는 6-7월 평균기온, 중국은 년평균. 기온의 단위는 1500-2000년 평균을 1로 표준화.

Note: Temperature in Hemisphere is average figure between May and August, and temperature in Asia is average one between June and July. Temperature in China is one between January and December. Temperature is standardized as 1 unit of average between 1500-2000.

이 그림에 따르면, 지난 500년간 북반구의 각 대륙 간 기온변화는 높은 공조현상이 있었음을 알 수 있다.16) 상관계수는 북반구와 아시아가 0.85.

¹⁶⁾ 지난 2000년간 각 대륙간 기온의 공조성에 대한 개괄적 설명은 Galloway(1986).

아시아와 중국이 0.56, 북반구와 중국이 0.43으로 계산되었다. 번거로움을 피하기 위해 북미의 기온을 함께 그리지 않았지만, Osborn and Briffa (2006)에 따르면 지난 500년간 북미의 기온과 아시아 기온 간에도 0.71 이라는 높은 상관계수가 추정되었다.

또한 이 그림에 따르면, 지난 500년 북반구의 기온은 지역을 불문하고 19세기 중반을 경계로 소빙기와 온난기 등 뚜렷한 두 시기로 구별된다.17) 그러나 세부적으로 들어가면, 같은 소빙기라 하더라도 기온이 늘 한결 같았던 것은 아니었다. 세기별로는 17세기에 비해 18세기가 상대적으로 좀 더 따뜻하였으며, 19세기에 들어와서는 전반기에 기온이 다시 급랭하였다가 후반기에는 기온이 빠르게 상승하면서 오랜 소빙기로부터 완전히 벗어났다. 동일한 한냉기였던 17세기와 19세기초를 좀 더 자세하게 비교해보면, 중국의 경우는 17세기가 19세기초에 비해 기온이 더 낮았던 반면에 북반구와 아시아의 경우는 17세기와 19세기초의 기온이 거의 같거나 오히려 19세기가 기온이 좀 더 낮았음을 볼 수 있다.

그런데 이러한 차이는 지역의 특수성과 관련이 있을 수 있지만, 기온 측정을 연평균으로 하느냐 아니면 봄~여름 기준으로 하느냐 하는 문제와 더 깊은 관계가 있다. 앞서 살펴본 바와 같이 중국의 경우 4계절 평균으로 기온이 측정되었지만 북반구와 아시아는 봄~여름기온만을 측정하였기 때문이다. 실제 북반구의 년평균 기온을 복원한 몇몇 추계(Crowley, 2000; Mann and Jones, 2003; Moberg et al., 2005)에 따르면, 중국뿐 아니라 북반구 전체의 년 평균기온은 17세기 중반이 19세기 초보다 좀 더 낮은 것으로 나타났다. 17세기의 강추위를 강조할 때 자주 인용되는 중국의 양쯔강(김문기, 2010: 169-173)과 템즈강의 결빙(이영석, 2011) 등은 모두 겨울 추위에 관한 것들이며, 비슷한 시기 조선에서도 동해가 결빙되었다는 보고가 있는 것으로 보면(김문기, 2010: 174), 아마 겨울이 포함된 연평균 기준으로는 조선에서도 17세기 후반이 19세기 초보다 더 추웠던 것으로 보인다.

정리하면, 겨울을 포함한 4계절을 기준으로 기온을 측정하면 17세기가

Bradley and Jones(1993) 참조.

¹⁷⁾ 소빙기의 구체적인 존속기간에 대해서는 학자들 모두 의견이 일치하는 것은 아니지 만, 대체로 1300~1850년을 소빙기로 보는 견해가 많다. 고기후학자들 이 기간 북 반구의 겨울의 평균 기온이 지금보다 약 2도 정도 더 낮았을 것으로 추정하고 있다.

가장 낮았지만, 봄~여름 기온은 19세기초가 17세기보다 더 서늘하였다. Wilson et al.(2016)의 추계에 따르면, 1812~21년은 AD. 918년 이래가장 추운 봄과 여름을 기록하였으며, 두 번째로 기온이 낮은 여름도 1832-41년에 찾아왔다. 그리고 Wilson et al.(2016)의 이러한 추계는 수목 나이테를 이용하여 한반도의 봄(4~5월)과 여름(7~8월) 기온을 복원한 최종남 외(1992)의 연구결과와도 일치한다. 최종남 외(1992)에 따르면, 1770~1989년간 봄~여름 기온이 가장 낮은 해는 1807-1816년과 1835-1844년이었다. 그런데 기후가 작물 생장에 미친 영향을 분석하기 위해서는 4계절의 평균기온보다 봄과 여름철 기후가 보다 더 중요하다. 곡물성장에 치명적인 영향을 미치는 건 봄~여름 기온이기 때문이다.

실제 최종남 외(1992)가 봄여름 기준으로 한반도에서 가장 한냉한 해로 추정한 1807-1816은 정약용이 '己巳(1809)甲戌(1814)之饑라고 명명한 대기근의 발발 시기와 겹친다. 己巳甲戌대기근(1809~1814)은 庚辛대기근(1670~71)과 乙丙대기근(1695~99)에 비해 덜 알려져 있지만, 戶口 총수를 기반으로 조선시대 인구를 추계한 권태환·신용하(1977)에 따르면 1809~1814년을 전후로 240만명이 감소하였다. 이 감소폭은 흔히 조선 최대의 기근으로 알려져 있는 庚辛대기근(1670~71)의 26만 명과 乙丙대기근(1695~99)의 178만 명을 능가하는 수치이다. 김성우(1997)는 을병 대기근 때 사망한 사람을 약 400만 명 정도로 추산하였는데, 이 수치가 사실이라면 己巳甲戌之饑로 죽은 사람은 400만 명을 훨씬 넘는다는 이야기가된다. 유배지 강진에서 이때의 참상을 목격한 정약용은 "己巳甲戌 년간의 기근으로 농부가 다 죽어서 열 집에 아홉 집이 비었고 백 명에 한 명이 살아남았을 정도"라고 적었다.18)『순조실록』에 따르면, 당대 사람들도 己巳甲戌년이 을병년때보다 凶荒이 더 극심하다고 느끼고 있었다.19)

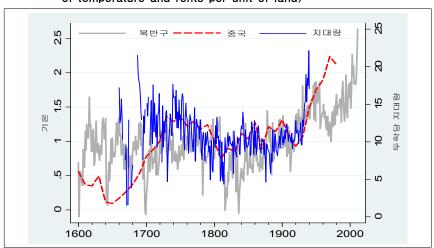
우리의 자료에서도 己巳甲戌之饑가 할킨 상처를 확인할 수 있다. 앞에서 살펴본 바와 같이 이 기간은 18~19세기 통틀어 가장 낮은 생산량을 기록

¹⁸⁾ 己巳甲戌之饑 農夫殄瘁 十室九空 百夫一存 (『경세유표』, 「地官修制 田制別考三」).茶 山은 이외에도 그의 저술 곳곳에 자신이 직접 경험한 기사갑술 대기근의 참상을 기록으로 남겼는데, 이에 대해서는 우대형(2019) 각주 21)참조.

^{19) &}quot;호남의 기근은 乙丙年이 가장 극심했다고 일컫고 있는데, 고로(故老)들에게 들으니 모두들 금년의 흉황(凶荒)이 을병년보다 더 극심한 점이 있다고 합니다. 그렇다면 이는 진실로 백년 동안 없었던 일 입니다." http://sillok.history.go.kr/id/kwa_10912004 001 (『순조실록』 순조 9년 12월 4일).

하였다(〈그림 5〉). 이에 따라 급재결도 19세기 이후 최대 규모를 기록하였으며, 단기 생산충격에 대한 사망률 민감도도 이 시기 전후 최고점을 기록하였다. 즉 19세기초 최악의 생산성 위기를 초래한 그 배후에는 '小冰期현상' 특히 봄~여름철의 '이상저온현상'이 자리하고 있었던 것이다. 그렇다면 己巳甲戌之饑 이후 쌀 생산성이 하락에서 상승으로 반전된 것 또한 기후 변화로 설명이 가능할까? 〈그림 14〉는 그 가능성을 가늠해보기 위해 북반구의 봄~여름 기온과 중국의 연평균 기온, 그리고 지대량의 추이를 함께 그린 것이다. 이 그림에 따르면, 지대량과 기온 변화 사이에는 장기 추이뿐 아니라 단기 변곡점까지 비교적 높은 공조현상이 있음을 한눈에 알아볼 수 있다.

〈그림 14〉기온과 딘위면적당 지대량과의 관계(Relationship between fluctuations of temperature and rents per unit of land)

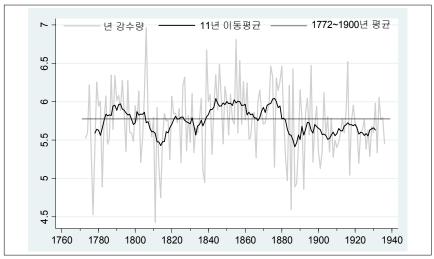


자료: 지대량은 〈그림 3〉, 북반구와 중국의 기온은 〈그림 14〉 참조.

Source: Rents are from Rhee (2012: appendix). Temperatures in the Northern Hemisphere and China are from Wilson et al. (2016) and Yang et al. (2002).

물론 논벼의 생산성에 영향을 미치는 기후 요인에는 기온만 있는 것은 아니다. 앞서 언급한 바와 같이, 강우량 —특히 이앙기의 강수량—또한 그해 농사의 성패를 가름하는 또 하나의 다른 중요한 기후 변수이다. 다행스럽게 1771년부터 측우기에 의해 측정된 서울의 강수량 기록이 남아 있다. 〈그림 15〉는 이를 그린 것인데. 이 그림에서 볼 수 있듯이 19세기 초는 1772~

1900년 평균 강우량을 나타내는 선 아래에 있다. 그 이후에는 평균치를 웃도는 해가 많다가 1800년 이후 부터 다시 평균치를 하회하고 있다. 즉 이 그림에 따르면, 19세기초는 문자 그대로 설상가상 최악의 냉해와 혹심한 가뭄이 한꺼번에 찾아온 것이다.



〈그림 15〉 강우량(4-6월)의 추이(Precipitation between April and May)

자료: 和田雄治(1917). Source: Wada (1917).

그렇다면 〈그림 15〉에서 지대량으로 표시되어 있는 쌀 생산성의 단기 및 장기 변화가 실제 봄 여름철 기온과 4~6월 강우량의 변화와 유의미한 관 계가 있는가? 다음의 모형을 통해 이를 좀 더 구체적으로 살펴보자.

$$\begin{split} \Delta \log \text{지 대량}_t &= \beta 0 + \beta 1 \log \text{지 대량}_{t-1} + \beta 2 \, \Delta \log \text{강수량}_t \\ &+ \beta 3 \, \Delta \, \text{기 온}_t + \epsilon_t \end{split} \tag{4}$$

이 모형은 지대량의 연간 변화가 기온과 강수량의 연간 변화와 통제변수 인 전년도 지대량의 함수로 되어 있다.²⁰⁾ 그리고 이 모형은 지대량과 두

²⁰⁾ 작황과 강우량간에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상되지만, 비의 양이 임계치를 넘어서면 오히려 수확에 음(-)의 영향을 미칠 가능성도 있을 수도 있다. 이를 감안 하여 선형 외에 2차식(quadratic form)의 모형도 추정하였지만, 통계적으로 유의 미한 결과를 얻지 못하여 여기에 기재하지는 않았다.

기후 변수가 모두 1차 차분되었기 때문에 단위근의 문제로부터 자유로우며 또한 지대량이 기후 변화에 영향을 미칠 수 없기 때문에 역인과(reverse causality)의 우려도 없다. 위 식의 추정에 사용된 강우량은 앞서 언급한 4월부터 6월까지의 강우량이며, 기온은 〈그림 14〉에 제시되어 있는 북반구와 아시아의 봄~여름 평균기온이다. 위 모형의 추정기간은 강우량의 데이터를 얻을 수 있는 1713년부터 1910년까지이다. 약 200년이라는 기간은 사람들이 기온 변화에 적응하는데 크게 부족하지 않은 시간으로 판단된다. 예컨대 소빙기의 지속은 농민들로 하여금 보다 추위에 강한 품종, 예컨대성숙기가 짧은 早稻를 선택하도록 유도하였을 것이며(이호철, 1995), 이러한 품종 교체가 생산성에 미친 영향은 식 (4)의 지대량 변화에 반영되어 있을 것이다.

추정결과는 〈표 4〉에 정리되어 있다. 식 (1)-(3)은 년 기준 데이터를 이 용한 것이며, 식 (4)-(6)은 5년 이동평균값을 사용한 추정결과이다. 따라 서 후자는 단기적인 변동을 제거하였기 때문에, 기온과 강수량이 생산성에 미친 장기적인 효과를 살펴보는데 보다 더 유용하다. 이 표에 따르면, 예상 대로 강수량과 기온의 변화는 모두 1~5% 유의수준에서 지대량의 변화와 양(+)의 관계가 있음을 보여주고 있다. 그리고 이 두 변수만으로 1773~1910년간 두락당 지대량 변화의 약 41~46%를 설명할 수 있다. 기온과 강우량. 그리고 지대량 모두 측정오차로부터 자유롭지 않으며. 특히 추정에 사용된 북반구 또는 아시아의 평균 기온이 한반도의 지역적인 기후 특성을 충분히 반영하지 못하였을 것임을 감안하면, 기대 이상으로 양호한 결과가 나온 것이다. 다음으로 5년 이동평균값을 이용한 식 (5)~(8)을 연 평균을 이용한 식 (1)~(4)와 비교해보면, 강우량의 계수는 거의 변화가 없 는 반면 기온의 계수는 모두 증가하였음을 볼 수 있다. 이와 함께 t 통계량 도 증가하여 Δ 기온의 유의수준이 5%에서 1%으로 향상되었다. 이것은 강 우량이 주로 생산성의 단기 변동에 영향을 미치는 반면, 기온은 상대적으로 장기 추이에 보다 더 큰 영향을 미친다는 사실을 보여주는 것이라고 해석된 다.

〈표 4〉추정결과: 지대량과 기온 및 강우량과의 관계, 1773~1910(Regression results between rents per unit of land and temperature, precipitation, 1773~1910)

종속변수: $\Delta \log$ 지대량 $_t$								
	연평균			5년이동평균				
식	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
\log 지대량 $_{t-1}$	-0.65***	-0.69***	-0.70***	-0.67***	-0.74***	-0.73***		
	(-8.22)	(-8.82)	(-8.63)	(-8.27)	(-9.15)	(-9.04)		
Δ log강우량 $_t$	0.10***	0.10***	0.10***	0.16***	0.11***	0.11***		
	(3.94)	(2.90)	(3.84)	(4.98)	(4.54)	(4.59)		
Δ (기온1) $_t$		1.19**			1.69***			
		(2.00)			(2.84)			
Δ (기온2) $_t$			1.28**			1.41***		
			(2.24)			(2.81)		
R^2	0.41	0.42	0.43	0.22	0.47	0.46		
D-W통계량	2.16	2.13	2.11	2.08	2.06	2.06		
N	137	137	137	134	134	134		

출처: 지대량은 이영훈(2012: 부표 1), 강우량은 和田雄治(1917). 기온 1과 2는 Wilson et al.(2016) and Shi et al.(2015).

Source: Rents are from Rhee (2012: appendix), and precipitation is from Wada (1917). Temperature in Northern Hemisphere and in Asia are from Wilson et al. (2016) and Shi et al. (2015).

주: D-W통계량은 Durbin-Watson 통계량, R^2 는 조정된 결정계수. N은 표본수. ()의 수 치는 t통계량. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

Note: D-W statistics is Durbin-Watson statistics, and R2=Adjusted R2, N= numbers of sample. () denotes t-statistics. ***, ** denotes 1%, 5%, 10% significant level, respectively.

마지막으로 2절에서 살펴본 급재결과 기후의 관계에 대해서 간략하게 살펴보자. 지금까지 살펴본 바와 같이, 미곡생산성의 장기추이를 결정한 요인이 기후 변화였다고 하면, 2절에서 살펴본 급재결수의 변화를 유도한 요인역시 기후변화였을 가능성이 높다. 과연 그런가? 다음의 모형을 통해 확인해보자.

$$+\beta 6 TD \times \Delta 7$$
 $\bigcirc \mathcal{E}_t$ (6)

: TD= 1860년 이후=1, 이전=0을 갖는 년도더미변수

(표 5) 급재결수와 기온 및 강우량과의 관계, 1744~1883(Regression results between exempted lands and temperature, precipitation, 1744~1883)

$oxed{ ext{S}}$ 종속변수: $oldsymbol{\Delta}$ (log급재결수) $_t$							
식	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
\log 급재결수 $_{t-1}$	-0.45***	-0.49***	-0.39***	-0.66***	-0.74***	-0.55***	
	(-5.57)	(-5.84)	(-5.15)	(-7.03)	(-7.65)	(-6.29)	
$\Delta(\log$ 강우량) $_t$	-0.29***	-0.28***	-0.31***	-0.20**	-0.19*	-0.24**	
	(-2.90)	(-2.82)	(-3.07)	(-1.98)	(-1.87)	(-2.24)	
Δ (기온1) $_t$	-3.24**			-3.08**			
	(-2.22)			(-1.97)			
Δ (기온2) $_t$		-3.65**			-4.89***		
		(-2.48)			(-3.02)		
Δ (기온3) $_t$			-7.12**			-7.25*	
			(-2.00)			(-1.87)	
년도 더미				-0.37***	-0.50***	-0.39***	
				(-2.70)	(-3.81)	(-3.07)	
년도더미 $ imes_t$				-0.25	-0.24	-0.32	
Δ (log강수량 $_t$				(-0.97)	(-0.95)	(-1.14)	
년도 더미×				-5.91			
Δ (기온1) $_t$				(-1.00)			
년도더미×					-0.94		
Δ (기온2) $_t$					(-0.24)		
년도더미×						9.51	
Δ (기온3) $_t$						(88.0)	
R^2	0.30	0.31	0.28	0.37	0.41	0.34	
D-W통계량	2.09	2.07	2.13	2.03	2.02	2.07	
N	109	109	109	109	109	109	

출처: 급재결수는 麻生武龜(1940), 강우량은 和田雄治(1917). 기온1은 Wilson et al. (2016). 기온 2와 기온 3은 각각 Shi et al.(2015)와 Crowley(2000).

Source: Exempted lands are from Aso (1940), and precipitation is from Wada (1917). Temperature 1, 2, 3 is from Wilson et al. (2016), Shi et al. (2015), and Crowley (2000), respectively.

주: 년도더미는 1860년 이후=1, 이전시기=0. D-W통계량은 Durbin-Watson 통계량, R^2 는 조정된 결정계수. N은 표본수. ()의 수치는 t통계량. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

Note: Dummies of year are as follows: years after 1860=1, otherwise=0. D-W statistics=Durbin-Watson statistics, R2=Adjusted R2, N=numbers of sample. () denotes t-statistics. ***, ** denotes 1%, 5%, 10% significant level, respectively.

급재결수는 凶豊의 정도에 따라 탄력적으로 결정되고 흉풍에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 강수량과 기온이라고 하면, 식(5)에서 α 2과 α 3는 모두음(-)의 부호가 나타날 것이다. 기온이 높고 강우량이 많으면 작황이 좋을 것으로 기대되고, 작황이 좋으면 급재결수가 줄어들 것으로 예상되기 때문이다. 식(6)은 식(5)에다 1860년 이후를 1로 하는 시간 더미변수와 교호항이 추가된 것인데, 2절에서 살펴본 바와 같이 1860년 이후의 급재결감소가 기후 변화와는 무관하게 재정의 고갈 때문이었다면, β 5와 β 6 적어도 어느 하나는 양(+)의 값이 나타낼 것이다. 추정결과는 〈표 5〉에 정리되어 있다. 먼저 식(1)-(3)부터 살펴보면, 예상대로 급재결수는 기온과 강수량과 음(-)의 관계가 있음을 알 수 있다. 이어서 교호항이 포함된 식(4)~(7)을 살펴보면, 년도더미변수는 유의수준 1%에서 음(-)으로 나타났지만 교호항의 계수는 모두 비유의적인 것으로 나타났다 이것은 1860년 이후의 급재결 감소가 作況과는 무관한 재정의 고갈 때문이라는 주장이 사실과 거리가 멀다는 점을 다시 한번 확인시켜준다.

Ⅵ. 요약 및 결론

이 글은 이영훈(2012)에 의해 추계된 단위면적당 논벼(水稻作) 생산성의 장기추이를 비판적으로 검토하고, 이를 대신하여 새로운 추계를 제시하는데 목적이 있다. 본 논문의 추계에 따르면, 1660년~1930년대말 쌀 생산성의 장기 추이는 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 띠는 것으로 나타났다. 본 연구의 이러한 추계는 20세기 초를 저점으로 하는 U자형의 이영훈의 추계와 대비된다. 이와 같이 동일한 자료를 이용하였음에도 불구하고 지대량의 장기 추이가 다른 이유는 사용한 모형이 달랐기 때문이다. 이영훈(2012)은 농가별·지역별 특성을 통제하기 위해 고정효과모형(fixed effects model)을 사용하였지만, 필자는 패널의 특성을 고려하지않는 합동(pooled) OLS 모형을 선택하였다. 그러나 Breusch-Pagan의 검정 결과, 필자가 사용한 합동 OLS모형이 가장 적합한 것으로 나타났다.

그리고 필자의 이러한 장기 추이는 쌀값, 논가격, 給災結, 단기 미가변동에 대한 사망률 민감도 등 여타 경제 제표의 움직임과 정합적이다. 논가격

은 19세기 초까지 하락을 거듭하였지만 그 이후 하락에서 상승으로 돌아섰으며, 作況에 따라 田稅를 면제해주는 면세지의 지급 규모는 19세초 피크를 찍은 이후 점차 줄어드는 추세였다. 미가 변동에 대한 사망률의 민감도도 19세기초 정점을 찍은이후 둔화되고 있었다.

미곡생산성의 장기 추이가 이와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 형태를 취하 취하게 만든 동인이 무엇인가를 살펴보기 위해 본 논문에서는 단위면적당 쌀 지대량 시계열 자료를 피설명변수로 하고 북반구 및 아시아의 古기온자료와 측우기로 측정된 강우량 데이터를 설명변수로 하는 모형을 추정한 결과, 19세기 초의 생산성의 위기는 이 시기 갑작스럽게 찾아온'이상저온현상'때문이었으며, 그 이후의 생산성 증가는 기온의 상승 즉 小 氷期의 종식과 밀접한 관계가 있음을 확인할 수 있었다.

이처럼 미곡생산성의 장기 추이가 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 형태를 취하고 있었으며, 또한 그러한 모양을 취하게 만든 주된 요인이 기 후 변화였다면, 조선 왕조가 자체 내부의 모순에 의해 스스로 해체, 붕괴되고 있었다는 이영훈의 주장은 사실과 거리가 있어 보인다. 더구나 19세기초 이후 쌀 생산성의 증가와 함께 곡물시장이 보다 더 활성화되고 이에 힙입어 생활수준도 점차 개선되고 있었음을 상기하면), 그가 주장하는 '19세기 위 기론 또는 '조선사회붕괴론' 역시 사실을 지나치게 과장하고 있는 것으로 보 인다.

투고 일자: 2023. 4. 17. 심사 및 수정 일자: 2023. 6. 15. 게재 확정 일자: 2023. 6. 15.

◈ 참고문헌 ◈

- 경석현 (2014), "17세기(인조-현종) 연대기 자료의 災異 기록 재검토: 『東宮日記』를 중심으로," 『조선시대사학보』, 68, 109-145.
- Kyung, Seok Hyun (2014), "Reexamination of the Records of Portents (災異) in a Chronicle Historical Materials in the Seventeenth Century(Injo(仁祖)~Hyunjong(顯宗)): Focusing on Donggoong-Ilgi (東宮日記)," Journal of Joseon Dynasty History, 68, 109-145.
- 권태환·신용하 (1977). "조선왕조시대 인구추정에 관한 일시론." "동아문화』.

- 14, 289-330.
- Kwon, Tae Hwan and Yong Ha Shin (1977), "On Population Estimates of the Joseon Dynasty, 1392–1910," Asian Studies, 14, 289–330.
- 김건태 (2004), 『조선시대 양반가의 농업경영』, 역사비평사.
- Kim, Keun Tae (2004), Agricultural Management of Yangban Landlords during Joseon Dynasty, Yukbi Press.
- ____ (2005), "19세기 후반~20세기초 不在地主地 경영," 『대동문화연구』, 49, 239-266.
- Kim, Keun Tae (2005), "The Absentee Landlords in Kyongsang Province around the Turn of the Twentieth Century Korea," *Journal of Daedong Institute for Korean Studies*, 49, 239-266.
- 김경숙 (2011), "19세기 나주지역의 토지거래와 지가변동," 『역사학연구』, 42, 73-106.
- Kim, Kyung Sook (2011), "Land Transactions and the Changes of Their Prices in the Naju Area during the 19th Century," *Journal* of Historical Studies, 42, 73–106.
- 김덕진 (2008), 『대기근, 조선을 뒤덮다』, 푸른역사.
- Kim, Deok Jin (2008), Great Famine Swept over Joseon Dynasty, Puleun-yeogsa Press.
- 김문기 (2010), "17세기 중국과 조선의 소빙기 기후변동," 『역사와 경계』, 77, 133-194.
- Kim, Moon Kee (2010), "The Climatic Change of the Little Ice Age in the Seventeenth Century, China and Joseon," *History and the Boundaries*, 77, 133-194.
- ____ (2011), "17세기 중국과 조선의 재해와 기근," 『이화사학연구』, 43, 71-129.
- Kim, Moon Kee (2011), "The Disasters and Famines in the Seventeenth Century, China and Joseon," *Ewha Journal of History Research*, 43, 71-129.
- 김민수 (2007), "19세기 후반 기후변동과 농업생산력," 『한국사론』, 53, 257-302.
- Kim, Min Soo (2007), "Climate Change and Agricultural Productivity in the Late 19th century," *Journal of Korean History*, 53, 257-302.
- 김성우 (1997), "17세기의 위기와 숙종대 사회상," 『역사와 현실』, 25, 12-47.
- Kim, Seong Woo (1997), "The Crisis of the 17th Century and the Society of King Sukjong," *History and Today*, 25, 12-47.

- 김연옥 (1984), "한국의 소빙기 기후: 역사기후학적 접근의 일 시론," 『지리교육 논집』, 14, 1-16.
- Kim, Yeon Ok (1984), "The Little Ice Age in Korea: An Approach to Historical Climatology," *Geography Education Papers*, 14, 1-16.
- 김재호 (2001a), "한국 전통사회의 기근과 대응," 『경제사학』, 30, 47-85.
- Kim, Jae Ho (2001a), "Famines and Responses in Traditional Korea; 1392-1910," *Journal of Economic History*, 30, 46-85.
- ____ (2001b), "농촌사회의 신용과 계, 1853-1934," 안병직·이영훈 편, 『맛 질의 농민들』, 일조각.
- Kim, Jae Ho (2001b), "Credit and Gye(Rotating-Credit Associations) in Rural Communities, Ahn, Byeong Jik and Rhee, Young Hoon (eds)., Peasants in Matjil: The History of Village Life in Early Modern Korea, Iljogak Press.
- 나종일 (1982), "17세기 위기론과 한국사," 『역사학보』, 94·95, 421-473.
- Na, Jong Il (1982), "The 17th Century Crisis and Korean History," The Korean Historical Review, 94 • 95, 421-473.
- 박권수 (2010), "승정원 일기 속의 천재변이 기록," 『사학연구』, 100, 65-108.
- Park, Kwon Soo (2010), "Weather Records and Portent Records of The Seungieongwon Diary," *Review of Korean History*, 100, 65-108.
- 박근필 (2005), "17세기 소빙기 기후 연구의 현황과 과제," 『대구사학』, 80, 304-316.
- Park, Keun Pil (2005), "Climate History of the 17th Century Little Ice Age: A Critical Review," *Journal of Daegu Historical Association*, 80, 304-316.
- 박기주 (2004), "재화가격의 추이, 1701-1909: 경주 지방을 중심으로," 이영훈 편, 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교 출판부.
- Park, Ki Joo (2004), "The Anaysis of Commodity Prices at Kyungjiu, 1701~1909," Rhee, Young Hoon ed., Studies in Cliometric History of the Late Joseon Dynasty, Seoul National University Press.
- _____ (2005), "조선후기의 생활수준," 이대근 외, 『새로운 한국경제발전사: 조 선후기에서 20세기 고도성장까지』, 나남.
- Park, Ki Joo (2005), "The Standard of Living in the Late Joseon Dynasty," Lee, Dae Keun ed., New Perspective on History of Korean Economic Development: From Late Joseon Dynasty to

- 20th Century Rapid Economic Development, Nanam Press.
- 박기주·이영훈·조영준 (2007), "물가," 낙성대경제연구소 워킹페이퍼.
- Park, Ki Joo, Young Hoon Rhee, and Young Joon Cho (2007), "Prices," Working Paper, Naksungdae Institute of Economic Research.
- 박성래 (1996), "논단 1: 이태진 교수, 소빙기(1500~1750)의 천체 현상적 원인: '조선왕조실록'의 관련기록 분석." 『역사학보』, 149, 237-245.
- Park, Seung Rae (1996), "A Comment on the paper of Lee, Tae Jin, 'Celestial Phenomenon in the Little Ice age(1500-1750) as Recorded in the Annals of the Joseon dynasty," *The Korean Historical Review*, 149, 237-245.
- 박윤재 (2005), 『한국 근대 의학의 기원』, 혜안.
- Park, Yoon Jae (2005), Origins of Modern Medicine in Korea, Haean press.
- 박용국 (2010), "17세기 지리산권의 소빙기현상과 사회경제적 양상," 『영남학』, 17, 113-148.
- Park, Yong Gook (2010), "Little Ice Age Phenomenon in the 17th Century and Its Social and Economic Aspects in Mt. Jiri Region," *Journal of Yeongnam Cultures*, 17, 113-148.
- 박희진 (2013), "족보에 나타난 사망력, 1700-1945: 9개 가문의 족보를 중심으로," 계명대학교 한국학연구원편, 『한국 족보의 특성과 동아시아에서의 위상』, 계명대학교출판부.
- Park, Hee Jin (2013), "Mortality in Korea, 1700–1945: Evidence from Genealogies of 9 families," Institute for Korean Studies in Keimyung Unv. ed., Characteristics of Korean genealogy in East Asia, Keimyung Unv. press.
- 배항섭 (2012), "19세기를 바라보는 시각," 『역사비평』, 101, 215-253.
- Bae, Hang Seup (2012), "A View of the 19th Century," Critical Review of History, 101, 215-253.
- 안병직·이영훈 편 (2001), 『맛질의 농민들』, 일조각.
- Ahn, Byeong Jik and Young Hoon Rhee eds., Peasants in Matjil:

 History of Village Life in Early Modern Korea, Iljogak Press.
- 우대형 (2007), "조선 전통 사회의 경제적 유산: 낙성대경제연구소의 연구성과를 중심으로," 『역사와 현실』, 68, 273-300.
- Woo, Dae Hyung (2007), "The Economic Legacy of Pre-modern Joseon dynasty: Focusing on the Research Achievements of the

- Nakseongdae Institute of Economic Research," *History and Today*, 68, 273-300.
- ____ (2015), "일제하 미곡생산성 추이에 관한 재검토," 『경제사학』, 58, 53-93.
- Woo, Dae Hyung (2015), "Growth and Stagnation in Agricultural Productivity in colonial Korea: Causal Effect or Statistical Artifact?" *Journal of Economic History*, 58, 53-93.
- ____ (2019), 역사인구학 지표로 살펴본 조선후기 생활수준의 장기추이, 1734~1910」, 『사회와 역사』, 121, 195-259.
- Woo, Dae Hyung (2019), "Living Standards in Korea, 1734-1910: Evidence from Demographic Indicators," *History and Society*, 121, 195-259.
- ____ (2022), "조선 후기 곡물시장의 통합에 관한 재검토, 1722-1910," 『한국 경제학보』, 29(1), 3-52.
- Woo, Dae Hyung (2022), "A Reexamination of the Grain Market Integration in Korea, 1743~1910," The Korean Journal of Economics, 29(1), 3-52.
- 원재영 (2013), "조선후기 진휼정책과 賑資의 운영: 1809-10년 전라도의 사례를 중심으로," 『조선시대사학보』, 64, 201-247.
- Won, Jae Young (2013), "The Late Joseon Dynasty's Relief Policy and Operation of the Resources for Relief of People(賑資): Case Studies of Chŏlla Province from 1809 to 1810," *Journal of Joseon Dynasty History*, 64, 201-247.
- 이규근 (2001), "조선 후기 질병사 연구: 조선왕조 실록의 전염병 발생 기록을 중심으로," 『국사관논총』, 96, 1-41.
- Lee, Kyu Keun (2001), "A study on Disease History in the Late Joseon Dynasty: Focusing on the Record of Infectious Diseases in the Yearly Records of the Joseon Dynasty," *Academic Collections on Korean History*, 96, 1-41.
- 이영석 (2011), "17세기 템스강 결빙과 상업세계의 변화," 『이화사학연구』, 43, 39-70.
- Lee, Young Seok (2011), "The Frozen Thames and Some Commercial Changes in Late 17th Century London," *Ewha Journal of History Research*, 43, 39-70.
- 이영훈 편 (2004), 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교출판부.

- Rhee, Young Hoon ed. (2004), Studies in Cliometric History of the Late Joseon Dynasty, Seoul National University Press.
- _____ (2005), "19세기 서울 재화시장의 동향: 안정에서 위기로," 中村哲· 박섭 편저, 『동아시아 근대경제의 형성과 발전』, 신서원.
- Rhee, Young Hoon (2005), "Trends in the Seoul Goods Market in the 19th Century: From Stability to Crisis," Nakamura and Seop Park (eds.), Formation and Development of the Modern Economy in East Asia, Sinsewon Press.
- _____ (2007), "19세기 조선왕조 경제체제의 위기," 『조선시대사학보』, 43, 280-281.
- Rhee, Young Hoon (2007), "The Crisis of the Joseon Dynasty's Economic System in the 19th Century," *Journal of Joseon Dynasty History*, 43, 280-281.
- _____ (2012), "17세기 후반-20세기 전반 手稻作 土地生産性의 장기추세," 『경제논집』, 51(2), 411-460.
- Rhee, Young Hoon (2012), "The Long Trend of Land Productivity of the Paddy Farming from the Late 17th Century to the Early 20th Century," *Korean Economic Journal*, 51(2), 411-460.
- (2013), "19세기의 위기 재론," 낙성대경제연구소 위킹 페이퍼.
- Rhee, Young Hoon (2013), "Revisit: 19th Century Crisis in Korea," Wrking Paper, Naksungdae Institute of Economic Research.
- (2016), 『한국경제사』, (I)(II), 일조각.
- Rhee, Young Hoon (2016), Economic History of Korea, Iljogak Press.
- 이우연 (2001), "농업임금의 추이, 1853-1910," 안병직·이영훈 편, 『맛질의 농민들』, 일조각.
- Lee, Woo Yeon (2001), "Trend of Agricultural Wages in Korea, 1853-1910," Ahn, Byeong Jik and Young Hoon Rhee eds., Peasants in Matjil: History of Village Life in Early Modern Korea, Iljogak Press.
- ____ (2010), 『한국의 산림 소유제도와 정책의 역사, 1600-1987』, 일조각.
- Lee, Woo Yeon (2010), The History of Korea's Forest Ownership System and Policy, 1600–1987, Iljokak Press.
- 이정수·김희호 (2010), "18세기 말~19세기 초 資産家의 자산구조 변화와 지가 의 변동,"『역사와 경계』, 64, 105-136.
- Lee, Jeong Soo and Hee Ho Kim (2010), "Land Prices and Structural

- Changes of Assets Portfolio from the Late 18th Century to Early 19th Century Joseon Dynasty," *History and Boundaries*, 64, 105-136.
- _____ (2011), 『조선후기 토지소유계층과 지가 변동』혜안.
- Lee, Jeong Soo, and Hee Ho Kim (2011), Land Owner Classes and Land Price Changes in the Late Joseon Dynasty, Hyean Press.
- _____ (2012), "조선후기 경상도지역 양반층의 토지소유규모와 지가의 변동," 『역사와 경계』, 77, 103-132
- Lee, Jeong Soo, and Hee Ho Kim (2011), "Scale of Land Ownership by Yangban and Change in Land Prices in the Kyungsang Area of the Late Joseon Dynasty," *History and Boundaries*, 77, 103-132.
- 이철성 (1993), "18세기 전세 비총제의 실시와 성격," 『한국사연구』, 81, 63-94.
- Lee, Cheol Seong (1993), "Implementation and Characteristics of the Jeonse(田稅) Bichonje (比摠制) in the 18th Century," *Journal of Korean History*, 81, 63-94.
- 이태진 (1996a), "소빙기(1500~1750) 천변재이 연구와 조선왕조실록: global history의 한 장," 『역사학보』, 149, 203-236.
- Lee, Tae Jin (1996a), "An Interim Report of the Study on the Little Ice Age(1500-1750) Phenomena Based on the Records of the Annals of the Joseon dynasty," *The Korean Historical Review*, 149, 203-236.
- ____ (1996b), "소빙기(1500~1750)의 천체 현상적 원인: 『조선왕조실록』의 관련기록 분석," 『국사관논총』, 72, 89-126.
- Lee, Tae Jin (1996b), "Celestial Phenomenon in the Little Ice Age (1500-1750) as Recorded in the Annals of the Joseon Dynasty," Academic Collections on Korean History, 72, 89-126.
- 이정환·조재환 (1996), "농지가격의 결정요인과 요인별 영향력: 현재가치이론 검정과 충격반응분석," 『농촌경제』 19(1), 1-16.
- Lee, Jung Hwan and Jae Hwan Cho (1996), "A Test for the Present Value Model and Impulse Response Analysis of Farm Land Prices," *Journal of Rural Development*, 19(1), 1-16.
- 이헌창 (2010), "조선시대를 바라보는 제3의 시각," 『한국사연구』, 148, 115-167.
- Lee, Hun Chang (2010), "A Third Perspective on the Joseon Dynasty Era," Journal of Korean History, 148, 115-167.
- ____ (2021), 『한국경제통사』(9판), 해남.

- Lee, Hun Chang (2021), Economic History of Korea (9th edition), Haenam Press.
- 이호철 (1995), "조선 후기 수도품종의 분화," 『경제사학』, 19, 3-31.
- Lee, Ho Cheol (1995), "Differentiation of Rice Varieties in the Late Joseon Dynasty," *Journal of Economic History*, 19, 3-31.
- 이호철·박근필 (1997), "19세기 초 조선의 기후변동과 농업위기," 『조선시대사 학보』, 2, 123-191.
- Lee, Ho Cheol, and Geun Pil Park (1997) "Climate Change and Agricultural Crisis in the Early 19th Century in Joseon Dynasty," *Journal of Joseon Dynasty History*, 2, 123-191.
- 임규호·심태현 (2002), "조선왕조실록의 기상 현상 기록 빈도에 근거한 기후," 『한국기상학회지』, 38(4), 343-354.
- Lim, Kyu Ho, and Tae Hyun Shim (2002), "Climate Change from Frequency of Abnormal Weather Recorded in the Annals of Joseon Dynasty," *Asia-Pacific Journal of Atmospheric Sciences*, 38(4), 343-354.
- 장영재·이중우·박종길·박홍재 (2015), "우리나라 곡물류 생산량에 기상요소의 영향에 관한 연구," 『한국환경과학회지』, 24(3), 281-290.
- Chang, Young Jae, Joong Woo Lee, Jong Kil Park, and Heung Jai Park (2015), "A Study of Effect of Meteorological Elements on the Grain Production of Korea," *Journal of Environmental Science International*, 24(3), 281–290.
- 전성호 (2002), "18-19세기 조선의 기후, 작황, 가격의 변동에 관한 연구: 미곡을 중심으로," 『농촌경제』, 25(2), 1-30.
- Jeon, Seong Ho (2002), "A Study on the Climate, Harvest and Price Fluctuations in Korea during 18th-19th Century," *Journal of Rural Development*, 25(2), 1-30.
- 정승진 (2003), 『한국근세지역경제사: 전라도 영광군 일대의 사례』, 경인문화사.
- Chung, Seung Jin (2003), Korean Early Modern Regional Economic History, Gyeongin Culture Press.
- ____ (2004), "19세기 후반 호남의 농형과 給災," 『농촌경제』, 27(2), 37-53.
- Chung, Seung Jin (2004), "Trend of Harvesting Situation and Tax Exemption in the Latter Half of 19th Century in the Honam Province," *Journal of Rural Development*, 27(2), 37–53.
- 정형지 (2003), "조선시대 기근과 정부의 대책," 『이화사학연구』, 30, 231-257.

- Chung, Hyung Ji (2003), "Investigation of Medieval History of Korea: The Study of Famine Relief Policies in the Joseon Dynasty," Ewha Journal of History Research, 30, 231-257.
- 조지형 (2011), "17세기, 소빙기, 그리고 역사추동력으로서의 인간: 거대사적 재검토," 『이화사학연구』, 43, 1-38.
- Cho, Ji Hyung (2011), "The Seventeenth Century, the Little Ice Age, and Anthropogenic Forcing: A Reexamination from a Big History Perspective," *Ewha Journal of History Research*, 43, 1–38.
- 조영준·차명수 (2012), "조선 중·후기의 신장 추세," 『경제사학』, 53, 3-37.
- Cho, Young Jun, and Myung Soo Cha (2012), "Stature Trend in the Korean Height, 1547-1882," *Journal of Economic History*, 53, 3-37.
- 차명수 (2009), "조선후기의 출산력, 사망력 및 인구증가: 네 족보에 나타난 1700~1899년간 생물기록을 이용한 연구," 『한국인구학』, 32(1), 113-137.
- Cha, Myung Soo (2009), "Fertility, Mortality, and Population Growth in 18th and 19th Century Korea: Evidence from Genealogies," Korea Journal of Population Studies, 32(1), 113-137.
- ____ (2014), 『기아와 경제의 기적, 한국경제사 1700-2010』, 해남.
- Cha, Myung Soo (2014), Origins of Growth Miracle: An Economic History of Korea, 1700-2000, Haenam Press.
- 차명수·이헌창 (2004), "우리나라의 논가격 및 생산성, 1700-2000," 이영훈 편, 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교 출판부.
- Cha, Myung Soo, and Hun Chang Lee (2004), "Paddy Land Price and Productivity in Korea, 1700~2000," Rhee, Young Hoon (ed.), Studies in Cliometric History of the Late Joseon Dynasty, Seoul National University Press.
- 최종남·류근배·박원규 (1992), "아한대 침엽수類 年輪年代記를 이용한 중부산 간지역의 고기후복원,"『제4기학회지』, 6(1), 21-32.
- Choi, Jong Nam, Geun Bae Ryu and Won Kyu Park (1992), "Paleoclimate Reconstruction for Central Mountainous Area by Using Tree-ring Chronology," *Korean Journal of Quaternary Research*, 6(2), 21-32.
- 한희숙 (2002), "17세기 후반 도적활동과 국가의 對策," 『조선시대사학보』, 21,

67 - 105.

- Han, Hee Sook (2002), "Characteristics of Bandits and the Government's Policies in the Late 17th Century," *Journal of Joseon Dynasty History*, 21, 67-105.
- 허수열 (2011), 『일제 초기 조선의 농업』, 한길사.
- Hur, Soo Yeol (2011), Agriculture under Early Japanese Colonial Rule, Hangil Press.
- 加藤末郎(1904).『韓國農業論』.
- Kato, Suro (1904), A Study of Korean Agriculture.
- 麻生武龜(1940),『朝鮮田制考』,朝鮮總督府.
- Aso, Takake (1940), Historical Review on the Land System in the Joseon Dynasty, Council of State, Government-General of Korea.
- 和田雄治(1917)。『朝鮮古代觀測記錄調查報告』,京城:朝鮮總督府觀測所.
- Wada Yuji (1917), A Report on History of Meteorology in Korea, Observatory of the Japanese Government-General of Korea.
- Allen, Bengtsson, and Dribe. eds. (2005), Living Standards in the Past, New Perspectives on Well-Being in Europe and Asia, Oxford: Oxford University Press.
- Auray, Eyquem, and Jouneau-Sion (2016), "Climatic Conditions and Productivity: An Impact Evaluation in Pre-industrial England," Annals of Economics and Statistics, 121/122, 261-277.
- Bengtsson and Saito eds. (2000), Population and Economy: From Hunger to Modern Economic Growth, Oxford: Oxford University Press.
- Bengtsson, Campbell, and Lee, et al., (2004), Life under Pressure:

 Mortality and Living Standards in Europe and Asia, 1700-1900,
 Cambridge: MIT Press.
- Bozzoli, Deaton, and Quintana-Domeque (2009), "Adult Height and Childhood Disease," *Demography*, 46(4), 647 669.
- Bradley and Jones (1993), "Little Ice Age' Summer Temperature Variations: Their Nature and Relevance to Recent Global warming Trends," *The Holocene*, 3/4, 367-376.
- Breusch and Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics," Review of

- Economic Studies, 47(1), 239-253.
- Campbell and Lee (2010), "Demographic Impacts of Climatic Fluctuations in Northeast China, 1749–1909," Kurosu, Bengtsson, and Campbell eds., *Demographic Responses to Economic and Environmental Crisis*, Kashiwa: Reitaku University Press.
- Chen Q. (2015), "Climate Shocks, State Capacity and Peasant Uprisings in North China during 25 1911 CE," *Economica*, 82, 295-318.
- Clark, G. (2007), A Farewell to Alms: A Brief Economic History of the World, Princeton: Princeton University Press.
- Crowley, T. (2000), "Causes of Climate Change Over the Past 1000 Years," Science, 289, 270-277.
- Dalgaard, Hansenz, and Kaarsen (2016), "Climate Shocks and (very) Long-Run Productivity," Discussion Paper, Department of Economics, University of Copenhagen. https://web.econ.ku.dk/dalgaard/Work/WPs/Dalgaard%20et%20al.%20(2016).pdf
- Deaton, A. (2007), "Height, Health and Development," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104, 13232-37.
- Driscoll and Kraay (1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data," *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-60
- Fan, K. (2010), "Climatic Change and Dynastic Cycles in Chinese History: A Review Essay," *Climatic Change*, 101, 565-573.
- Galloway, P. (1986), "Long-term Fluctuations in Climate and Population in the Preindustrial era," *Population and Development Review*, 12(1), 1-24.
- Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Hsiang, Burke, and Miguel (2013), "Quantifying the Influence of Climate on Human Conflict," *Science*, 341, 1235367(1)-1235367(14).
- Iyigun, Nunn, and Qian (2017), "Winter is Coming: The Long-Run Effects of Climate Change on Conflict, 1400-1900," NBER Working Paper, No.w23033.
- Jia, R. (2014), "Weather Shocks, Sweet Potatoes and Peasant Revolts

- in Historical China," Economic Journal, 124(575), 92-118.
- Karlsson, A. (2007), "Famine Relief, Social Order, and State Performance in Late Choson Korea," *Journal of Korean Studies*, 12(1), 113-142.
- Kim, Duol, and Heejin Park (2011), "Measuring Living Standards from the Lowest: Height of the Male Hangryu Deceased in Colonial Korea," *Explorations in Economic History*, 48(4), 590-599.
- (2021), "Biological Living Standards of Korea during the Port-Opening Period, 1876-1910," *Journal of Economic History*, 81(2), 549-576.
- Koepke and Baten (2005), "Climate and its Impact on the Biological Standard of Living in North-east, Centre-west and South Europe during the Last 2000 Years," *History of Meteorology*, 2, 147-159.
- Kurosu, Bengtsson and Campbell eds. (2010), Demographic Responses to Economic and Environmental Crisis, Kashiwa: Reitaku University Press.
- Lundh, Kurosu, et al. (2014), Similarity in Difference: Marriage in Europe and Asia, 1700-1900, Cambridge, MA: MIT Press.
- Mann and Jones (2003), "Global Surface Temperatures over the Past Two Millennia," *Geophysical Research Letters*, 30(15), 5.1-5.4
- Martínes-González, J. (2015), "Did Climate Change Influence English Agricultural Development? (1645–1740)," EHES Working Paper in Economic History No.75.
- Moberg, Sonechkin, Holmgren, Datsenko, and Karlén (2005), "Highly Variable Northern Hemisphere Temperatures Reconstructed from Low-and High-resolution Proxy Data," *Nature*, 433, 613-617.
- Osborn and Briffa (2006), "The Spatial Extent of 20th-century Warmth in the Context of the Past 1200 Years," *Science*, 311, 841-844.
- Parker G. (2008), "Crisis and Catastrophe: The Global Crisis of the Seventeenth Century Reconsidered," *American Historical Review*, 113(4), 1053–1079.
- Pei, Zhang, Li, Winterhalder, and Lee (2015), "Epidemics in Ming and

- Qing China: Impacts of Changes of Climate and Economic Well-being," *Medicine Social Science & Medicine*, 136/137, 73–80.
- Shi, Ge, Yan, Li, Yang, Ljungqvist, Solomina, Nakatsuka, Wang, Xu, Fang, Sano, Chu, Fan, Gaire, and Zafar (2015), "A Multi-proxy Reconstruction of Surface Temperature Anomaly Annual Spatial and Temporal Variations in Asian Summer Temperatures over the Last Millennium," Climatic Change, 131, 663-676.
- Tol and Wagner (2010), "Climate Change and Violent Conflict in Europe over the Last Millennium," Climatic Change, 99, 65-79.
- Tsuya, Wang, Alter, and Lee (2010), Prudence and Pressure: Reproduction and Human Agency in Europe and Asia, 1700–1900, Cambridge, Mass: MIT Press.
- Waldinger, M. (2014). "The Long Term Effects of Climatic Change on Economic Growth: Evidence from the Little Ice Age, 1500-1750," Working Paper, London School of Economics.
- Wilson et al. (2016), "Last Millennium Northern Hemisphere Summer Temperatures from Tree Rings: Part I: The Long-term Context," Quaternary Science Reviews, 134, 1-18.
- Wooldridge, J. (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge, MA: MIT Press.
- Xiao, Fang, Zheng, and Zhao (2015), "Famine, Migration and War: Comparison of Climate Change Impacts and Social Responses in North China between the Late Ming and Late Qing Dynasties," *The Holocene*, 25(6), 900 910.
- Yang, Braeuning, Johnson, and Yafeng (2002), "General Characteristics of Temperature Variation in China during the Last Two Millennia," *Geophysical Research Letters*, 29(9), 38,1-38,4.
- Yin, Su, and Fang (2015), "Relationships between Temperature Change and Grain Harvest Fluctuations in China from 210 BC to 1910 AD," *Quaternary International*, 355, 153-163.

〈부표 1〉합동 OLS모형의 추정결과, 1660~1938(Estimation results of pooled OLS model, 1660~1938)

 Regression with Driscoll-Kraay standard errors
 Number of obs = 36
 1708

 Method: Pooled OLS
 Number of groups = 36
 36

 Group variable (i): code
 F(55, 35) = 303.45

 maximum lag: 6
 Prob > F
 = 0.0000

 R-squared
 = 0.1238

 Root MSE
 = 5.2561

q	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
d2	-4.071538	.5652804	-7.20	0.000	-5.219119	-2.923958
d3	-9.461539	.5751674	-16.45	0.000	-10.62919	-8.293887
d4	-12.03654	1.160122	-10.38	0.000	-14.39171	-9.681366
d5	-11.91154	.732903	-16.25	0.000	-13.39941	-10.42367
d6	-11.51154	.4479274	-25.70	0.000	-12.42088	-10.6022
d7	-3.229396	.7533188	-4.29	0.000	-4.758714	-1.700077
d8	-7.407692	.7604665	-9.74	0.000	-8.951521	-5.863863
d9	-3.857372	.4822341	-8.00	0.000	-4.836359	-2.878384
d10	-6.388009	.6603006	-9.67	0.000	-7.72849	-5.047528
d11	-5.294872	.9010988	-5.88	0.000	-7.1242	-3.465544
d12	-4.881104	.7850849	-6.22	0.000	-6.474911	-3.287297
d13 d14	-6.229396 -6.404131	.8736286 .75792	-7.13 -8.45	0.000	-8.002956 -7.942791	-4.455835 -4.865472
d14 d15	-8.523608	.7019342	-12.14	0.000	-9.94861	-7.098605
d16	-5.690705	.5882196	-9.67	0.000	-6.884855	-4.496556
d17	-3.000175	.5163916	-5.81	0.000	-4.048506	-1.951844
d18	-5.134119	.5352007	-9.59	0.000	-6.220634	-4.047604
d19	-3.335223	.6237948	-5.35	0.000	-4.601594	-2.068852
d20	-5.867094	.8223994	-7.13	0.000	-7.536654	-4.197534
d21	-6.565705	.6132156	-10.71	0.000	-7.810599	-5.320811
d22	-6.774039	.7805011	-8.68	0.000	-8.35854	-5.189537
d23	-7.155983	.6822987	-10.49	0.000	-8.541123	-5.770843
d24	-6.623539	.4751936	-13.94	0.000	-7.588233	-5.658844
d25	-8.249774	.5859725	-14.08	0.000	-9.439361	-7.060186
d26	-8.689539	.5078554	-17.11	0.000	-9.72054	-7.658537
d27	-9.611539	.8705158	-11.04	0.000	-11.37878	-7.844298
d28	-10.13259	. 5889796	-17.20	0.000	-11.32828	-8.936899
d29	-7.842308	.5705901	-13.74	0.000	-9.000667	-6.683948
d30	-9.773077	.8771203	-11.14	0.000	-11.55373	-7.992428
d31 d32	-11.71868	.5801616	-20.20 -19.37	0.000	-12.89647	-10.54089
d32	-9.111539 -8.085452	.4703337 .4636969	-17.44	0.000	-10.06637 -9.026806	-8.15671 -7.144097
d34	-9.085223	.550102	-16.52	0.000	-10.20199	-7.968456
d35	-9.340288	.484243	-19.29	0.000	-10.32335	-8.357223
d36	-8.904221	.5021348	-17.73	0.000	-9.923609	-7.884834
d37	-6.568142	.5688541	-11.55	0.000	-7.722978	-5.413307
d38	-8.596724	.4817952	-17.84	0.000	-9.57482	-7.618628
d39	-8.785577	.5421806	-16.20	0.000	-9.886262	-7.684892
d40	-7.077412	.5723061	-12.37	0.000	-8.239255	-5.915568
d41	-8.431402	.5101404	-16.53	0.000	-9.467042	-7.395761
d42	-8.579131	.6607199	-12.98	0.000	-9.920464	-7.237799
d43	-8.564764	.4821801	-17.76	0.000	-9.543642	-7.585887
d44	-10.23705	.6262198	-16.35	0.000	-11.50834	-8.965755
d45	-10.78178	.509197	-21.17	0.000	-11.8155	-9.748052
d46	-8.967421	.5276921	-16.99	0.000	-10.03869	-7.896149
d47 d48	-9.2361	.5246356	-17.60	0.000	-10.30117	-8.171033
d48 d49	-7.896784 -7.999258	.5155154 .4745833	-15.32 -16.86	0.000	-8.943336 -8.962713	-6.850233 -7.035803
d50	-7.999238 -7.157539	.4979721	-14.37	0.000	-8.168476	-6.146601
d51	-7.772323	.4560695	-17.04	0.000	-8.698193	-6.846453
d52	-8.351837	.4753225	-17.57	0.000	-9.316793	-7.386881
d52	-7.060769	.5336453	-13.23	0.000	-8.144127	-5.977412
d54	-7.459753	.5281788	-14.12	0.000	-8.532013	-6.387493
d55	-4.768681	.6560015	-7.27	0.000	-6.100435	-3.436928
d56	-1.047902	.5125447	-2.04	0.048	-2.088424	0073813
_cons	18.41154	.4479274	41.10	0.000	17.5022	19.32088
	- :					

출처: 이영훈(2012: 부표1).

Source: Rhee (2012: appendix 1)

Note: dependent variable, q is rent per unit of land. And d1 is 5-year dummy if $1=1660\sim1664$, otherwise=0, and d2 is 5-year dummy if $1=1665\sim1669$, otherwise=0,, d56=5-year dummies if $1=1935\sim1938$, otherwise=0, respectively.

주: 종속변수 q는 두락당 지대량, 독립변수의 d1...d56은 1660년부터 1938년까지 5년 단위의 더미변수. 기준년도는 1660~64년. 따라서 d2는 1665~69년=1, 나머지년도=0... d56은 1935~38년=1, 나머지 년도는 0.

〈부표 2〉 고정효과모형의 추정결과, 1660~1938(Estimation results of fixed effects model, 1660~1938)

Regression with Driscoll-Kraay standard errors Mumber of obs = 1708 Method: Fixed-effects regression Number of groups = 36 Group variable (i): code F(55, 35) = 49.18 maximum lag: 6 Prob > F = 0.0000 within R-squared = 0.2748

0	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf.	Interval]
q					[33% COIII.	
d2	4.035191	.9221457	4.38	0.000	2.163136	5.907247
d3	-1.354809	.9282394	-1.46	0.153	-3.239235	.5296174
d4	-3.929809	1.338136	-2.94	0.006	-6.64637	-1.213248
d5	-3.804809	1.028448	-3.70	0.001	-5.892669	-1.716948
d6 d7	-3.404809 -2.212396	.8552483 .3613649	-3.98 -6.12	0.000	-5.141055 -2.946005	-1.668562 -1.478786
d8	-6.489635	.4087657	-15.88	0.000	-7.319474	-5.659797
d9	-3.97861	.4252856	-9.36	0.000	-4.841986	-3.115235
d10	-5.816556	.6293012	-9.24	0.000	-7.094106	-4.539007
d11	-5.038205	.9746379	-5.17	0.000	-7.016825	-3.059585
d12	-4.915107	.7519058	-6.54	0.000	-6.441557	-3.388657
d13	-5.933612	.8056978	-7.36	0.000	-7.569265	-4.297958
d14	-6.547365	.769426	-8.51	0.000	-8.109383	-4.985347
d15	-8.366053	.644777	-12.98	0.000	-9.67502	-7.057086
d16	-5.925503	.5204922	-11.38	0.000	-6.982158	-4.868847
d17 d18	-3.545936 -5.947009	.4777141 .5152418	-7.42 -11.54	0.000	-4.515747 -6.993005	-2.576125 -4.901012
d19	-3.947009 -4.130192	.5146063	-8.03	0.000	-5.174898	-3.085486
d20	-7.692803	1.006304	-7.64	0.000	-9.735708	-5.649898
d21	-8.191107	.7048574	-11.62	0.000	-9.622044	-6.76017
d22	-9.004864	.9240884	-9.74	0.000	-10.88086	-7.128864
d23	-9.439924	1.027934	-9.18	0.000	-11.52674	-7.353107
d24	-8.174865	.5462197	-14.97	0.000	-9.28375	-7.06598
d25	-9.876031	.613749	-16.09	0.000	-11.12201	-8.630054
d26	-9.654235	.5631136	-17.14	0.000	-10.79742	-8.511054
d27	-10.40834	.9129578	-11.40	0.000	-12.26174	-8.554938
d28 d29	-10.92939 -9.441765	.7053516 .6907739	-15.49 -13.67	0.000	-12.36133 -10.84411	-9.497453 -8.03942
d30	-10.87054	.8411094	-12.92	0.000	-12.57809	-9.163001
d31	-13.04479	.9593977	-13.60	0.000	-14.99247	-11.09711
d32	-10.81287	.7982723	-13.55	0.000	-12.43345	-9.19229
d33	-10.13609	.7353487	-13.78	0.000	-11.62893	-8.643252
d34	-10.4787	.7415507	-14.13	0.000	-11.98413	-8.97327
d35	-11.94031	.7806606	-15.30	0.000	-13.52514	-10.35549
d36	-11.95485	.7558092	-15.82	0.000	-13.48922	-10.42047
d37	-10.13591	.7408598	-13.68	0.000	-11.63994	-8.631887
d38	-11.47705 -12.56294	.7228685 .7475739	-15.88 -16.80	0.000	-12.94455	-10.00955
d39 d40	-12.36294	.8057743	-15.11	0.000	-14.0806 -13.80849	-11.04529 -10.53688
d40 d41	-13.02369	.7449466	-17.48	0.000	-14.53601	-11.51137
d42	-13.45389	.8286102	-16.24	0.000	-15.13606	-11.77173
d43	-13.49652	.7691013	-17.55	0.000	-15.05787	-11.93516
d44	-14.57158	.7893345	-18.46	0.000	-16.17402	-12.96915
d45	-15.44531	.7784937	-19.84	0.000	-17.02573	-13.86488
d46	-15.79924	.7566945	-20.88	0.000	-17.33541	-14.26307
d47	-15.4349	.8016762	-19.25	0.000	-17.06239	-13.80741
d48	-15.98709	.7712116	-20.73	0.000	-17.55274	-14.42145
d49 d50	-16.41003 -15.15826	.7942278 .7553449	-20.66 -20.07	0.000	-18.0224 -16.69169	-14.79766 -13.62483
d50 d51	-13.13626	.7808647	-20.07	0.000	-15.5445	-13.62463
d52	-13.2446	.7733027	-17.13	0.000	-14.81449	-11.67472
d53	-12.5027	.7859493	-15.91	0.000	-14.09826	-10.90714
d54	-12.73525	.8329858	-15.29	0.000	-14.4263	-11.0442
d55	-10.99449	.9252811	-11.88	0.000	-12.87291	-9.116071
d56	-8.118688	.8556547	-9.49	0.000	-9.85576	-6.381617
_cons	22.16909	.6036801	36.72	0.000	20.94355	23.39462
	L					

출처: 이영훈(2012: 부표 1).

Source: Rhee (2012: appendix 1)

Note: dependent variable, q is rent per unit of land. And d1 is 5-year dummy if $1=1660\sim1664$, otherwise=0, and d2 is 5-year dummy if $1=1665\sim1669$, otherwise=0,, d56=5-year dummies if $1=1935\sim1938$, otherwise=0, respectively.

주: 종속변수 q는 두락당 지대량, 독립변수의 d1...d56은 1660년부터 1938년까지 5년 단위의 더미변수. 기준년도는 1660~64년. 따라서 d2는 1665~69년=1, 나머지년도=0... d56은 1935~38년=1, 나머지 년도는 0.

A Reexamination of Long-term Trends in Productivity of Rice-farming in Korea, 1660~1938

Dae Hyung Woo*

Abstract

This article aims at estimating the long-term trends in rice productivity from 1685 to 1938, using large-scale panel data extracted from 36 types of autumn harvest records left by Korean yangban households and their relatives. Using an pooled OLS model, the estimation results for the long-term rice productivity trends on a per unit area basis shows a U-shape with the lowest point in the early nineteenth century. In order to examine the background of the long-term U-shape trend in rice productivity with the lowest point in the early nineteenth century, this article estimated a model with the large-scale time series records as the explained variable and premodern temperature data of the northern hemisphere and Asia and precipitation data from Joseon-era rain gages as the explanatory variable. The estimation results confirmed that as the productivity crisis in the early nineteenth century was due to a sudden phenomenon of abnormally low temperatures, there was a close relationship between the post-crisis productivity increases and the rise in temperatures, or the end of the "Little Ice Age".

KRF Classification: B030106

Key Words: rice productivity, 19th century crisis, famine, Little lce age, paleoclimatology

^{*} Visiting Researcher, Economic Research Institute, Yonsei University, e-mail: dhwoo@yonsei.ac.kr