

조선후기 미곡생산성의 장기 추이에 관한 재검토, 1660-1910

禹大亨

I. 머리말

이 글은 이영훈(2012)에 의해 추계된 水稻作생산성의 장기추이를 비판적으로 검토하고, 이를 대신하여 새로운 추계를 제시하는데 목적이 있다. 이영훈은 兩班家와 그 親族집단이 남긴 秋收記로부터 지대량 시계열 자료를 정리하고, 이를 바탕으로 1685~1945년간 수도작 토지생산성의 장기 추이를 추계하는데 성공하였다(이영훈 2012). 그의 추계에 따르면, 미곡생산성은 17세기말부터 하락을 거듭하다가 초기 시점대비 약 1/3 수준으로 떨어진 20세기 초에 들어선 이후 비로소 하락을 멈추고 상승·반전하는 것으로 되어 있다. 즉 수도작 생산성의 장기 추이는 크게 보아 20세기 초를 저점으로 하는 U字 혹은 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 생산성 반등은 1876년의 開港이 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, 2013). 생활수준이 생존수준에 근접해 있는 땔서스세계에서 300%라는 생산성의 하락은 대규모 기근 사태를 불러올 것이 뻔하고, 다른 조건이 같다고 하면 결국 그 비율만큼 인구가 감소하지 않으면 버틸 수 없기 때문이다(Clark 2007: 139, 표 7-1). 또한 생산성의 하락이 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 전기(epoch)가 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 수 있다는 것이다(김건태 2004: 267-271). 일부에서는 지대의 수취방식이 바뀐 결과일 수도 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 부담하기 때문에 지주가 수취하는 지대량 몫은 줄어 들 수 있다는 것이다. 이러한 주장에 대해 이영훈은 즉각 다음과 같은 반론을 내놓았다. 借地경쟁이 치열한 토지임차시장에서 협상력의 우위는 농민이 아니라 지주에게 있기 때문에 일시적으로 지대율이 하락할 수는 있지만(정승진 2003: 182-185) 장기적 추세로 하락하는 것은 있을 수 없으며, 수취방식의 변화는 일회적 사건에 불과하기 때문에 설사 그 변화가 일어났다 하더라도 이로 인한 생산성 하락 역시 일회성에 그칠 뿐, 이것으로 생산성의 장기 하락을 설명할 수 없다는 것이다. 또한 양반가가 남긴 자료 중에는

소작지 외에 자작지도 포함되어 있는데, 여기에서도 소작지와 마찬가지로 생산성이 장기적으로 하락하는 추세였다는 점을 강조하고 있다(이영훈 2012).

이보다 좀 더 날카로운 비판은 이현창(2010; 이영훈 2007의 각주 18)에 의해 제기되었다. 이영훈의 주장대로 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산성이 하락하였다면 기근이 늘어나고 인구가 감소하여야 하는데, 사실은 그 반대로 기근이 감소하고(김재호 2001) 인구는 오히려 늘어났다는 것(차명수 2009)이다. 즉 이현창은 생산성의 하락이라는 사건과 기근 감소와 인구 증가라는 사건이 같은 시기에 동시에 일어날 수 있는가 하는 의문점을 제기한 것이다. 이현창의 이러한 비판은 한편에서는 18~19세기 인구가 빠르게 증가하였다고 주장하면서(차명수 2009), 다른 한편에서는 같은 시기 생활수준은 하락하였다고 주장하는 조영준·차명수(2011)와 차명수(2014:29-30)의 경우에도 해당된다. 이러한 문제제기에 대해 이영훈은 19세기에 대기근이나 ‘생존의 위기’가 없었던 것은 사실이라고 한발 물러섰지만(이영훈 2007의 각주 18), 쌀값과 논가격 등 다른 지표의 움직임은 여전히 생산성의 하락을 지지하고 있다고 주장하면서 자신의 견해를 굽히지 않고 있다(이영훈 2013). 그렇지만 생산성의 하락이 19세기에 보다 심화되었다고 주장하면서, 대규모 기근과 ‘생존의 위기’가 나타나지 않았다는 것은 여전히 어색하기는 마찬가지이다.

이 글에서 필자는 이영훈이 사용한 동일한 패널 자료를 바탕으로 19세기 초를 저점으로 하는 보다 완만한 U字형의 추계를 제시한다. 이영훈의 추계에 따르면, 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산성의 하락이 점점 심화되고 있었지만, 필자의 추계에 따르면 생산성의 위기는 19세기 초에 가장 극대화되었으며 그 이후부터는 오히려 완만한 상승 추세를 나타내고 있다. 이 논문의 추계가 이영훈(2012)과 또 하나 다른 점은 이영훈의 추계에 비해 상대적으로 낙폭은 작고 상승폭은 크다는 사실이다. 필자는 加藤末郎(1095)이 조사한 1900년대 초의 두락당 생산량 25~37두와 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 자료를 이용하였음에도 지대량의 장기 추이가 서로 다른 이유는 사용한 모형이 다르기 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 찾는다고 권고하는데, Breusch-Pagan의 검정결과에 따르면 필자가 사용한 합동OLS모형이 가장 적합한 모형으로 선택되었다.

그리고 필자의 이러한 합동OLS모형에 의한 장기 지대량 추계는 쌀값, 논가격, 給災結, 인구 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 비해 서도 보다 빨리 증가하였다. 또한 作況에 따라 田稅를 면제해주는 면세지의 지급 규모는 19세기 초를 피크로 점차 줄어드는 추세였다. 이러한 지표의 움직임은 미곡생산성이 19세기

초를 저점으로 빠르게 증가하였음을 보여주는 증거들으로써, 필자의 추계와 모두 정합적이다. 또한 필자의 추계에 따르면, 앞서 언급한 이헌창의 문제제기, 즉 19세기초 이후 기근이 감소하고 인구가 증가추세(권태환·신용하 1977)로 돌아선 이유도 모두 해명된다. 총독부관보에 실린 행려병자의 신상을 이용하여 개항 전후 身長の 변화를 추적한 Kim and Park(2015)에 따르면, 신장은 개항 이전에 이미 증가 추세를 보이는 것으로 나타났는데, 이 또한 필자의 추계와 정합적이다. 요약하면, 쌀값, 논가격, 給災結, 기근, 인구, 생활수준 등 여타 많은 경제 지표의 움직임은 이영훈의 추계가 아니라 필자의 추계를 지지해준다.

미곡생산성의 장기 추이가 이와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 나타내고 있었다면, 생산성의 하락 원인과 상승의 계기를 각각 산림황폐화와 개항에서 구하는 이영훈의 가설은 설득력을 잃게 된다. 점차 악화되고 있던 산림황폐화가 19세기 초 이후부터 갑자기 개선되었을 것으로 믿기 어려우며, 또한 생산성의 반전은 개항 이전인 19세기 초에 이미 시작되었기 때문이다. 이 글에서 필자는 미곡생산성의 장기 변동을 유도한 유력한 후보로 기후변화를 제시한다. 그 동안 기후변화 특히 ‘이상저온현상’이 농업생산성을 포함하여 경제, 사회, 정치에 미친 영향에 대해서는 많은 연구가 있었지만(김연옥 1984, 이태진 1996a 1996b; 이호철 박근필 1997; 김덕진 2008; 김문기 2010 2011), 대부분의 연구가 官撰 자료의 災異 기록에 의존함으로써 그 때 그때의 浮彫적 설명에 머물고 있을 뿐 기후 변화가 농업생산성에 미친 전체 모습을 제시하는데까지는 나아가지 못하였다. 이에 따라 일부에서는 생산성의 장기 변동을 기후 변화로 설명하려는 시도에 대해 회의적인 의견도 제시되었다(김재호 2001). 이 글에서 필자는 지대량 시계열 자료를 피설명변수로 하고, 북반구 및 아시아의的古기온자료(Crowley, et al. 2000; Shi et.al 2015; Wilson et a 2016)와 측우기로 측정된 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 小氷期の 종식과 밀접한 관계가 있음을 보인다.

이와 같이 미곡생산성의 장기 추이가 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 형태를 취하고 있었으며, 또한 그러한 모양을 취하게 만든 주된 요인이 기후 변화였다면, 조선 왕조가 자체 내부의 모순에 의해 스스로 해체, 붕괴되고 있었다는 이영훈의 주장은 사실과 거리가 멀어 보인다. 더구나 19세기 초중반 이후부터 미곡생산성의 증가에 힘입어 기근이 감소하고 인구가 증가하고 있었다는—나아가 생활수준까지 개선되고 있었다는—사실을 상기하면, 그가 최근에 주장하고 있는 ‘19세기 위기론’(이영훈 2007, 2013, 2015)역시 사실을 지나치게 과장하고 있다는 비판도 가능하다(이헌창 2010; 배항섭 2012).

이하 이 논문은 다음과 같이 전개된다. 2절에서는 이 논문에서 다룰 자료의 특성을 살펴보고, Breusch-Pagan(1980)의 검정결과에 따라 최적의 모형으로 선택된 합동OLS모형의 추정결과를 제시한다. 3절에서는 합동 OLS모형에 의한 지대량 추계치가 실제 수도작 생산성의 추이와 얼마나 가까운지를 살펴보기 위해 쌀값, 논 가격, 급재결 등 여타 경제 지표의 움직임과 교차 검증한다. 4절에서는 지대량의 장기 추이가 기후 변화와 밀접한 관계가 있음을 살펴보기 위하여 기온과 강수량을 독립변수로 하는 추정결과를 제시한다. 5절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료, 모형, 추정결과

1. 자료의 특징

이 글에서 다루는 자료는 1660년부터 1940년대 전반까지 경상(18), 전라(12), 충남(5) 및 경기도(1)에 거주하는 36개의 양반家 또는 그 친족집단이 기록한 두락당 지대량, 즉 논 한마 지기를 빌려준 대가로 받은 벼의 양이다¹⁾. 이 자료에 대해서는 이미 이영훈(2012)에 의해 상세하게 소개되었기 때문에, 여기서는 그동안 언급되지 않은 자료의 특징과 한계에 대해서만 간략하게 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 중에서 중 가장 긴 시계열을 남긴 사례는 ‘영암1’의 166년(1743~1927년, 결락치 19년)이며, ‘부여1’이 가장 짧은 11년의 시계열(1723~1738년, 결락치 5년)을 남겼다. 평균하면, 한 농가당 약 46년치의 기록을 남겼다. 이처럼 전체 기간에 비해 한 농가가 커버하는 기간이 작다 보니, 결락년도는 모두 21년이 되며 한 개의 샘플(농가)만 있는 년도도 30년이 된다. 평균하면, 한 년도 당 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 등장했다가 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 이 자료는 일반적인 패널 자료의 장점 즉 매년 동일한 농가를 대상으로 관측치가 반복되는 점을 갖고 있지 않으며, 오히려 거의 매기 새로운 샘플을 뽑는 임의 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 시간 순서에 따라 배열한 것에 불과하다. 이러한 두 번째 특징은 뒤에서 다시 살펴보겠지만, 패널의 모형을 선택하는데 중요한 영향을 미친다.

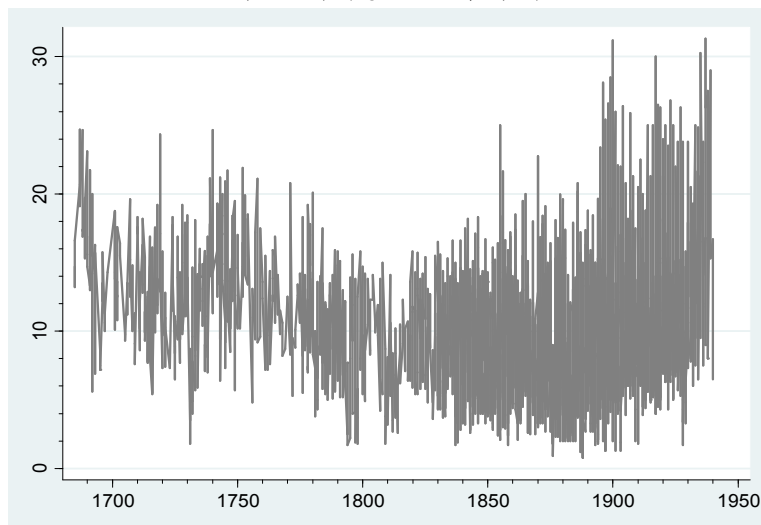
이 자료의 특징을 이와 같이 정리하고 보면, 여기로부터 추출된 지대량의 장기 추이가 ‘모수’ 즉 실제 수도작 생산성에 얼마나 근사할지 회의가 드는 것도 사실이다. 그러나 아래 <그림 1>에서 볼 수 있듯이, 지대량 밴드의 움직임은 나름 체계성을 갖고 있어 일말의 기대감을 갖게 해준다. 이 그림은 1685년부터 1940년까지 이상치(outlier)인 ‘예천 1’을 제외한 나머지 35개 농가의 지대량 추이를 하나의 그림에 모두 표시한 것이다.²⁾ 각 년도별 긴 밴드는 그 해 기록을 남긴 농가의 지대량 중에서 최고치와 최저치를 연결한 것이다. 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.

1)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.

2) 1834~1910년간 47년치의 두락당 생산량 기록을 남긴 ‘예천1’은 주1)에서 언급한 대로 지대율을 50%로 가정하였음에도 불구하고 평균 지대량은 21.9두로 계산되었는데, 이 수치는 같은 시기 나머지 35개 농가의 평균 지대량 9.33두에 비해 2.3배 가량 많으며, 1935~39년의 지대량 14두보다도 약 57% 더 많다. 비옥도가 이례적으로 높거나 아니면 도량형의 차이 때문으로 추측되는데, 아무튼 지대량 밴드의 추이를 보다 쉽게 설명하기 위해서 <그림 1>에서 예천 1은 제외하였다. 그렇지만 이 글의 나머지 그림이나 추정 결과에는 모두 포함되어 있다.

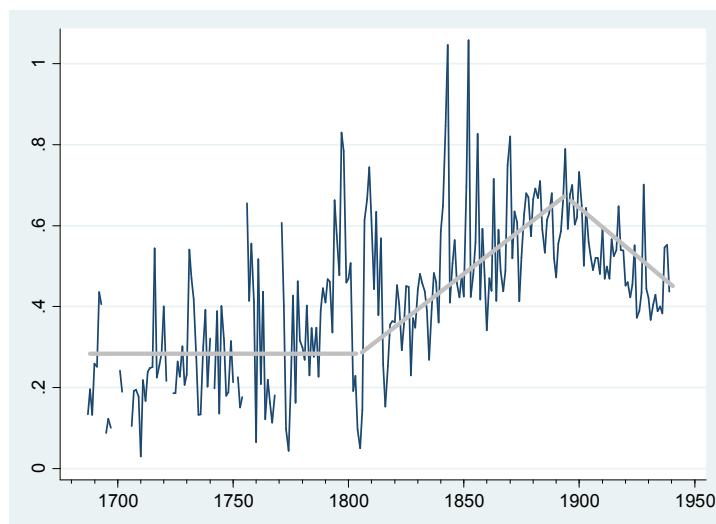
이 그림에 따르면, 지대량 밴드의 움직임은 크게 세 시기로 구분할 수 있다. 첫 번째 시기는 분석의 시작 시점(1685년)부터 19세기 초까지 이르는 기간으로, 밴드의 상단과 하단이 거의 일정한 폭을 유지하면서 동반 하락하고 있음을 볼 수 있다. 특히 18세기 중엽부터 하락세가 좀 더 뚜렷해지고 있다. 두 번째 시기는 19세기 초부터 19세기 말까지이다. 밴드의 하단 부분은 그 이전 시기에 이어 계속해서 하락하고 있지만, 밴드의 상단 부분이 하락에서 상승으로 반전되었다는 점에서 첫 번째 시기와 구별된다. 세 번째 시기는 20세기 초부터 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 넘어섰다 — 밴드의 하단 부분이 처음으로 하락을 멈추고 상승·반전하는데 성공하였다. 밴드의 상단과 하단이 모두 상승한 것은 이 시기에 처음 나타난 현상이다.

그림 1 지대량 밴드의 추이



자료: 이영훈(2012) 부표1

그림 2 변동계수의 추이



자료: 그림 1과 같음.

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. 이영훈은 이와 비슷한 그림을 제시하면서 “19세기는 변동계수의 표준을 이야기할 수 없을 정도로 불안정한 시대였다. 18세기가 ‘안정의 시대’였다면, 19세기는 ‘위기의 시대’였다”(이영훈 2012:425)라고 주장하였다. 그렇지만 19세기에는 일부 농가의 지대량이 하락하는 동안 또 다른 농가의 지대량은 하락을 멈추고 상승으로 반전하는데 성공하였음을 상기한다면, ‘危機의 시대’라기 보다는 ‘分岐(divergence)의 시대’ 또는 ‘反轉의 시대’로 해석하는 것이 보다 더 사실에 가까워 보인다. 이러한 지대량 밴드의 움직임은 이제 살펴볼 지대량의 장기 추이를 도출하는데 있어 중요한 정보를 제공해준다.

2. 모형의 선택

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.

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

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

$\epsilon_{i,t}$: 잔차항

α_N : 추정계수.

t 년도의 두락당 지대량에 영향을 미치는 요인은 1) t 년도 투입된 노동과 자본의 양 및 기술수준 그리고 t 년도의 지대율 및 소작관행, 2) t 년도의 기온, 강수량 등 기상 조건과 정부정책, 3)지역 또는 농가 고유의 특성(예컨대 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_i 에 나타날 것이다.

일반적으로 패널 자료를 추정하는 방법에는 u_i 를 어떻게 처리할 것인가에 따라, 고정효과(fixed effects)모형, 확률효과(random effects)모형, 합동(pooled) OLS모형 등 세 종류로 나뉜다. 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 갖는 확률변수 즉 $u \approx N(0, \sigma_u^2)$ 로 가정한다. 합동 OLS모형은 지역간·농가간에 유의미한 차

이가 없다고 간주하여 통상적인 최소자승법으로 추정하는 방법이다. 즉 위 모형에서 $\sigma_u^2 = 0$ 이면 오차항 전체의 분산이 σ_e^2 와 같게 되므로, 패널의 특성을 고려할 필요가 없게 된다. 박기주(2005)와 이영훈(2012)은 이 세 가지 패널모형 중에서 지역간 또는 농가 간 차이를 통제하기 위해 고정효과모형을 선택하였다. 그러나 어느 모형을 선택하느냐에 따라 지대량의 장기 추이가 달라질 수 있기 때문에, 그 선택은 임의적이어서는 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 Hausman의 방법에 따라 확률효과와 고정효과 모형 중 어느 것을 선택할 것인지를 결정한다.

표 1 Breusch-Pagan 검증결과

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$q[\text{code}, t] = Xb + u[\text{code}] + e[\text{code}, t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
q	30.74894	5.545173
e	10.3393	3.215478
u	0	0

Test: Var(u) = 0

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 0.00 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 1.0000 \end{aligned}$$

이 절차에 따라 먼저 $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ 을 검정하였다. 결과는 표 1에서 볼 수 있듯이, 유의수준 1%에서 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 이 자료가 갖고 있는 특성 즉 앞서 살펴본 바와 같이 동일한 농가의 지대량이 매년 반복적으로 기록된 것이 아니라 거의 매기마다 샘플 농가가 달라지는 것과 관련이 있는 것으로 보인다. 일반적으로 합동OLS모형은 패널 자료가 임의표집(random sampling)되어 있는 경우에만 적합한 방법으로 알려져 있기 때문이다(Wooldridge 2002). 요약하면, 세 종류의 패널모형 중에서 박기주(2005)와 이영훈(2012)은 지역과 농가의 이질성을 통제하기 위해 고정효과모형을 사용하였지만, Breusch-Pagan 검정은 가장 적합한 모형으로 합동회귀분석을 선택한 것이다.

3. 합동OLS의 추정결과

<그림1>은 합동회귀분석의 추정결과를 이용하여 1685-1938년간 지대량 추이를 나타낸 것이다.³⁾ 추정은 자기상관과 이분산성을 통제하기 위해 Driscoll and Kraay(1998)이 제안한

3) 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 어려웠다. 또한 식민지 기간의 미곡생산성의 추이는 풍부한 관련 자료가 수록되어 있는 관변 통계로 파악이 가능하기 때문에 굳이 36개에 불과한 표본의 지대량을 이용하여 살펴볼 이유가 없다(식민지 시기 미곡생산성의 추이에 대해서는 우대형

Driscoll and Kraay standard errors 추정방법을 사용하였다.⁴⁾ 추정결과는 부표 1에서 제시되어 있다. 이 표에서 볼 수 있듯이, 추정결과는 1935~38년에만 5% 유의수준을 보이고 있을 뿐, 나머지 기간은 모두 1%에서 유의한 것으로 나타났다. 비교를 위해 고정효과 모형에 의한 지대량 추계도 함께 그려두었다.⁵⁾

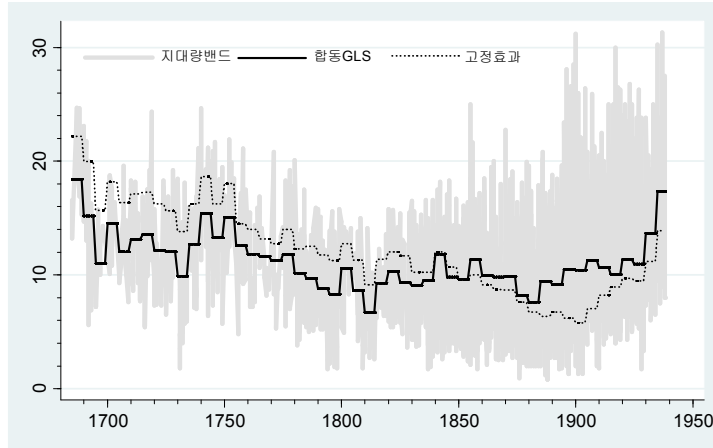
이 그림에서 볼 수 있듯이, 지대량의 장기 추이는 어느 모형을 사용하느냐에 따라 작지 않은 차이점이 있다. 이 중에서 가장 큰 차이점은 고정효과모형의 지대량 추계치가 1900~05년을 저점으로 하는 U자형의 모습을 띠고 있는 반면, 합동OLS모형에 의한 추계치는 이보다 약 90년 앞선 1810년~15년을 저점으로 U자형의 커브를 그리고 있다는 점이다. 즉 고정효과 모형에 따르면, 18세기에 이어 19세기에 들어와서도 생산성이 계속 떨어지고 있으며, 특히 후반기로 갈수록 ‘위기’가 점점 심화되고 있지만, 합동 OLS 추정결과에 따르면 ‘위기’는 19세기 초에 가장 극대화되었으며 그 이후부터는 오히려 완만한 상승 추세를 보이고 있다. 또 하나 다른 점은 합동OLS모형에 의한 지대량 추계가 고정효과모형에 비해 낙폭은 작은 대신 상승폭은 크다는 점이다. 예컨대 합동모형에 따르면, 19세기 초의 가장 낮은 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 수준을 보인 1900~5년의 지대량은 약 5.9두으로 추정되어, 두 기간 동안 낙폭은 약 2.6배에 달한다.⁶⁾ 또한 1935-38년의 지대량이 약 14두으로 추정되어, 1900~5년 대비 상승폭은 약 2.37배에 그치고 있다. 그 결과 그림 3에서 볼 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 합동OLS에 비해 각각 상향과 하향 바이어스되었음을 의미한다. 그림 4는 이를 보다 쉽게 이해하기 위해 그림 3에서의 고정효과모형 추계치에서 합동 OLS 추계치를 차감한 그림이다. 이 그림에 따르면, 두 모형의 추계치가 교차하는 1850년을 경계로 앞 시기로 갈수록 플러스(+) 방향으로 그 값이 커지는 반면, 뒤 시기에는 고정효과모형의 추계치가 최저로 나타난 1900~5년에 하향 편기가 가장 최대가 되었음을 볼 수 있다.

2014 참조).

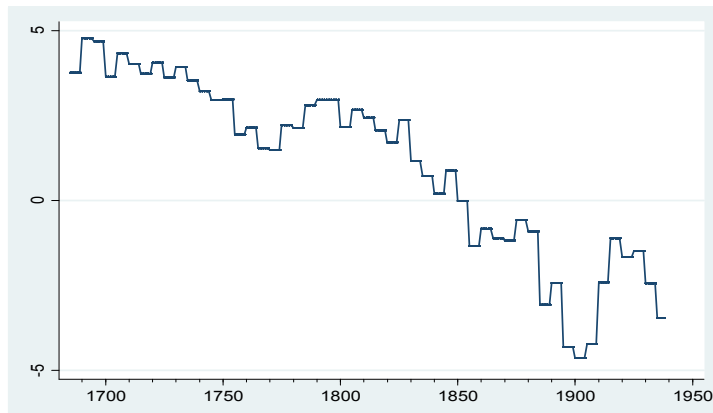
- 4) 패널자료는 시계열 자료와 횡단면 자료를 결합한 형태이기 때문에, 시계열로는 단위근(unit root)과 자기상관(serial correlation)의 문제가 발생할 수 있으며, 횡단면적으로는 이분산성(heteroskedasticity)의 우려가 제기될 수 있다. 먼저 Madala and Wu의 ADF-Fisher 방법에 의한 단위근 여부를 검정한 결과, 유의수준 1%에서 단위근은 없는 것으로 나타났다. 그러나 Wooldridge(2002)의 검정방법에 따르면, 유의수준 1% 에서 자기상관이 있으며, 이분산성 검정에서도 유의수준 1%에서 이분산성이 없다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 이 글에서는 자기상관과 이분산성에 따른 편기를 통제하기 위해 Driscoll and Kraay standard errors 모형을 사용하였다.
- 5) 고정효과모형의 추정결과는 부표 2에 제시되어 있다. 추정은 합동OLS와 마찬가지로 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 없다.
- 6) 서론에서 언급한 바와 같이 加蘇末郎(1095)이 조사한 1900년대 초의 두락당 생산량과 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.

그림 3 지대량밴드와 합동OLS 및 고정효과모형의 지대량 추이



주: 단위는 두락당 지대량(斗,租)
자료: 이영훈(2012)의 부표 1

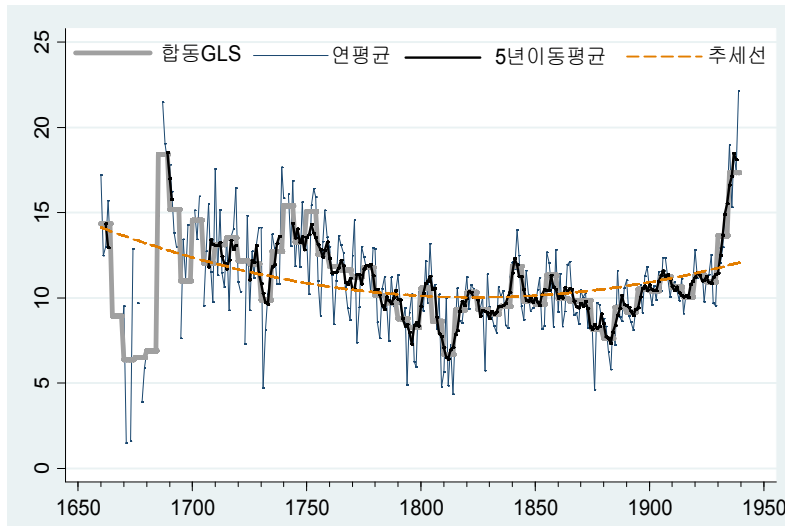
그림 4 합동OLS모형과 고정효과모형에 의한 추계치 비교



주: 그림 3의 합동OLS 추계치에서 고정효과모형의 추계치를 차감한 값.
자료: 그림 3과 같음.

고정효과모형의 이러한 편기는 함께 그린 지대량 밴드의 움직임과 비교해봄으로서도 알 수 있다. 그림 3에 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 고정효과모형의 지대량 추계치도 이를 따라가고 있지만, 그림에서 보듯이, 여전히 그 경로는 하단부의 라인에서 크게 벗어나지 못하고 있다. 반면에 합동 OLS의 지대량 추계치는 거의 전 기간 밴드의 중간을 따라 움직이고 있다. 예컨대 밴드의 상단과 하단이 함께 하락한 1685-1815년의 경우 지대량도 이를 따라 함께 하락하고 있지만 그 위치는 거의 밴드 중간을 유지하고 있으며, 밴드의 상단과 하단이 발산하는 19세기초~19세기말과 상단과 하단이 모두 증가한 20세기에 들어와서도 합동OLS 모형의 지대량 추계치는 여전히 밴드의 거의 중간선을 따라 이동하고 있다. 합동 OLS의 지대량의 장기 추이가 고정효과모형의 추계치에 비해 상대적으로 낙폭이 작은 대신 상승폭이 큰 이유는 바로 여기에 있다.

그림 5 합동OLS추계, 5년이동평균 및 년평균 지대량 추이



주: 1.단위는 두락당 지대량(斗, 租)

2. 추세선은 $y = c_0 + c_1 \text{ 년도} + c_2 \text{ 년도}^2$ 의 회귀결과. y =지대량의 5개년 이동평균

자료: 그림 3과 같음.

그런데 합동 OLS의 추계가 이처럼 밴드의 중간을 따라 움직이고 있다는 것은 그 추계가 각 년도별 관측된 지대량을 단순 평균하는 방법으로 이루어졌음을 짐작케 해준다. 그림 5는 이를 보다 구체적으로 살펴보기 위해, 36개 양반家가 남긴 지대량의 각 년도별 산술 평균과 5년 이동평균값, 그리고 합동 OLS의 추계치를 함께 그린 것이다. 이 그림에 따르면, 5개년 이동평균값과 합동 OLS 추계치가 서로 구별이 되지 않을 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 같다고 보아도 무방하다. 또한 5개년 이동평균의 지대량이 각 년도별 산술 평균한 지대량을 기반으로 계산되었음을 상기하면, 결국 합동OLS모형에 의한 지대량 추계치는 각 년도별로 농가가 기록한 지대량 데이터를 산술 평균한 것과 같다는 이야기가 된다. 사실, 이러한 결과는 합동OLS모형이 각 지역별 또는 농가별 특성을 고려하지 않는다는 점을 상기해보면, 합동회귀분석이 최적의 모형으로 선택될 때 이미 예고되고 있었다. 따라서 아래에서는 합동OLS모형에 의한 지대량 추계치, 5개년 이동평균, 그리고 년 평균 지대량을 필요에 따라 함께 사용한다.

그림 5는 그림 3에서 표시하지 않았던 1660-1685년간 지대량의 추이를 표시함으로써, 그림 3으로부터는 알 수 없는 몇 가지 추가적인 정보를 더 얻을 수 있다. 이 그림에 따르면, 두락당 지대량은 1660년대초 13~14두 수준에서 1670년대초에 7두 수준으로 급락하였으며, 1680년대 중반에는 다시 18두로 급등하였다가 그 이후에는 1660년대초 평균 수준인 13~14두 수준으로 복귀하는 것으로 되어 있다. 이러한 급등락이 하나의 샘플(‘울산’)로부터 얻은 것이기 때문에 어느 정도 일반화할 수 있을지는 미지수이다. 그렇지만 1670년대 초의 급락이 ‘庚辛大飢饉’(1670-71)이 일어난 시기와 일치한다는 점에서 어느 정도 진실을 반영한다고 보여 진다. 그렇다면 분석의 초기 시점을 1685년부터 시작한 그림 3은 마치 1685년 그 이전 어느 시점부터 지대량의 하락이 이미 진행된 것처럼 착각을 불러일으키지만, 그림 5에 따르면 1685년의 높은 지대량 수준은 급락 이후 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.

III. 쌀값, 논가격, 급재결의 추이

1. 쌀값 및 논가격의 추이

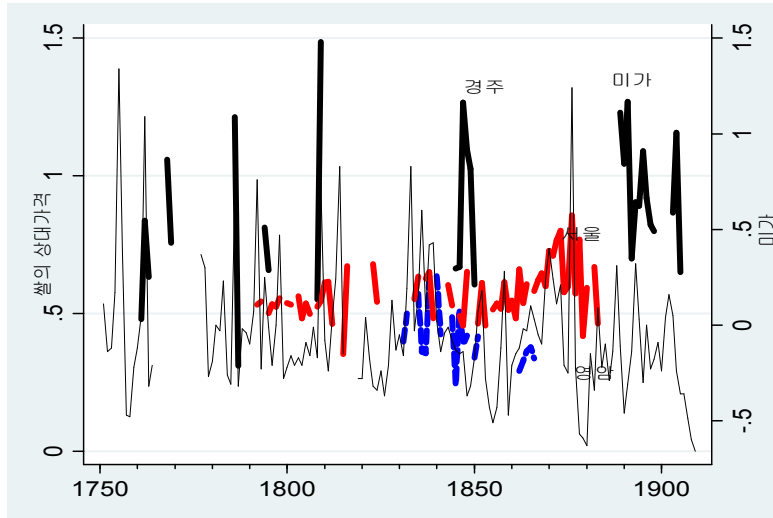
이상 우리는 Breusch-Pagan의 검정결과와 임의 표집된 자료의 특성을 감안할 때, 고정효과 모형보다는 합동OLS추계가 보다 더 적합한 모형이라는 점과 합동OLS모형에 의한 지대량의 장기 추이는 19세기 초를 저점으로 하는 완만한 U자형의 모습을 띠고 있음을 살펴보았다. 그렇지만 이 모형에 의한 지대량 추계치가 실제 모수에 얼마나 가까운지는 아직 장담할 수 없다. 근본적으로 샘플수가 너무 작은데서 오는 바이어스를 피할 수 없기 때문이다. 따라서 미곡생산성의 장기 추이를 짐작하는 데는, 이영훈(2007:272)이 지적한 것처럼, 소규모 샘플로부터 추출된 지대량 추이보다 시장에서 결정되는 쌀값이나 지가, 또는 作況에 따라 田稅를 면제해주는 給災 결수의 움직임을 살펴보는 것이 오히려 더 나을 수가 있다. 또한 이들 지표와 지대량의 움직임을 교차 검증해봄으로써, 합동 OLS 추계치가 얼마나 모수에 가까운지 혹은 가깝지 않는지를 가늠해볼 수도 있다. 먼저 쌀값의 동향부터 살펴보자.

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

그림 6은 서울, 경주, 영암 등 세 지역에서 租가격을 두류가격으로 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. 미가는 쌀 공급의 변화를 보여주는 또 다른 지표로써, 생산성을 알 수 없을 때 그 대변수로 자주 사용된다(예컨대 Appleby 1979). 전성호가 작성한 미가는 영암, 해남, 고성, 경주, 대구 등 5개 지역의 31년간 이동평균 값으로부터 떨어져 있는 크기를 나타낸 것으로써, 양(+)의 값이 클수록 그해 미가의 상승폭이 컸음을 의미한다.

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 안정세를 보이고 있으며, 영암 지방에서도 비록 시계열이 짧지만 쌀값이 떨어지고 있기 때문이다. 서울의 경우 일정한 수준을 유지하다가 1870년대 급등하였지만, 오래가지 못하고 곧 제 자리로 돌아왔음을 볼 수 있다. 이 시기 서울에서 쌀값 상승은 함께 그린 미가의 동향으로 미루어 보아 흉년에 따른 일시적인 쌀 부족 때문인 것으로 보인다. 요약하면 이영훈의 주장과 달리, 지방 뿐 아니라 서울에서도 19세기에 들어와 쌀의 상대가격이 추세적으로 상승하였다고 볼만한 어떠한 징후도 발견되지 않는다.

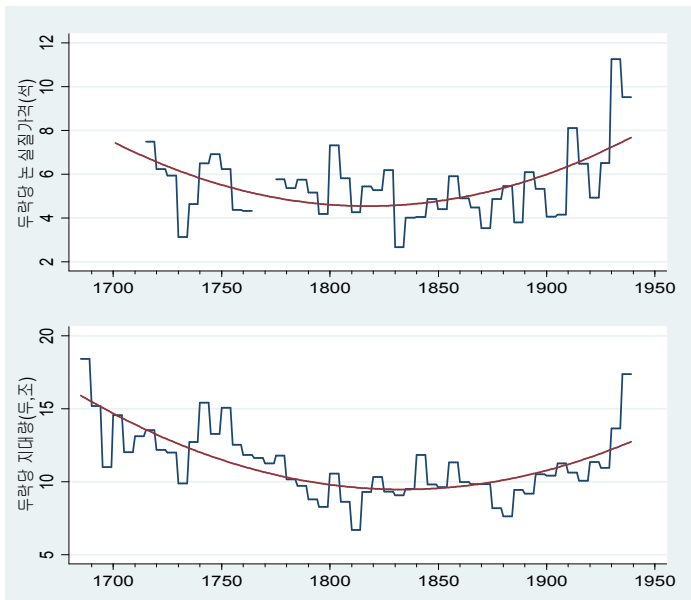
그림 6 쌀값(상대가격)의 추이



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

자료: 쌀값과 두류 가격은 박기주·이영훈·조영준(2007). 미가는 전성호(2002)의 부표 1.

그림 7 논가격 및 지대량의 추이



자료: 논가격은 차명수·이현창(2004), p.171의 부표. 지대량은 이영훈(2012)의 부표 1.

주: 1. 논가격은 명목지가/쌀값, 지대량은 합동OLS 추계.
2. 추세선은 $y = c_0 + c_1 \text{년도} + c_2 \text{년도}^2$ 의 회귀결과. y 는 논가격과 지대량.

미곡생산성의 추이를 살펴보는 데는 이와 같이 누락치가 많은 쌀값의 동향보다는 논가격의 추이를 살펴보는 것이 보다 더 유용할 수 있다. 농지가격은 토지로부터 얻어지는 수익 즉 지대량을 현재의 이자율의 나눈 값이므로, 이자율에 큰 추세적 변화가 없다면(김재호 2001b) 지가는 토지 생산성의 변화를 반영하기 때문이다(이정환 조재환 1996). 더구나 조선

시대의 田畝賣買明文이 풍부하게 남아 있어, 소규모 샘플로부터 오는 편기로부터 상대적으로 자유롭다는 장점이 있다. 또한 조선시대의 지가 동향에 대해서는 전성호(1997), 차명수·이헌창(2000), 이정수 김희호(2011), 김경숙(2011) 등 이미 적지 않은 연구가 축적되어 있다.

그림 7은 차명수·이헌창(2004) 추계의 논 가격과 그림 2에서 가져온 합동OLS 추계에 의한 지대량의 추이를 함께 나타낸 것이다. 차명수·이헌창에 따르면, 그림 7의 논가격은 호남과 경상도에서 거래된 1만 여매 매매문기로부터 평균 추세를 추출해낸 것이다. 그런데 차명수·이헌창의 논가격은 명목 지가를 이자율이 아니라 쌀값으로 나눈 것이기 때문에 엄밀히 말해 실질 지가는 아니다. 그렇지만 미곡생산성의 장기 추이를 살펴보고자 할 때 이 지표가 오히려 더 나을 수도 있다. 예컨대, 어느 시기에 논 가격이 쌀값보다 더 빨리 올랐다면, 그 상승에는 토지로부터 나오는 수익 즉 지대량이 쌀값보다 더 빨리 증가하였으며 또 그 이후에도 더 빨리 오를 것이란 기대감이 반영되어 있다.

그림 7에 따르면, 논가격은 18세기에는 하락 추세를 보이다가 19세기 초 이후부터는 증가 추세를 보여주고 있다. 함께 그린 지대량의 장기 추이 역시 19세기 초를 저점으로, 하락에서 상승으로 돌아서고 있어, 양자가 함께 움직였음을 짐작할 수 있다. U자형의 추세선은 눈대중에 따른 착시를 피하기 위해 년도를 독립변수로 하는 이차식 즉 $y = c_0 + c_1 \text{년도} + c_2 \text{년도}^2$ 을 회귀한 결과를 나타낸 것으로, c_1 과 c_2 의 값은 모두 1% 유의수준에서 유의하다.⁷⁾ 앞서 언급한 대로 농지가격은 토지생산성의 변화에 따라 움직인다는 점을 상기한다면, 19세기 초 이후 논가격의 상승에는 같은 시기 미곡생산성의 증가가 반영되어 있음에 틀림이 없다. 이것 말고는 논가격의 상승을 설명할 방법이 없기 때문이다.

표 2는 논가격의 변화가 실제 미곡생산성의 변화에 따른 것인지를 확인하기 위해 논가격과 지대량의 1차 차분을 각각 피설명변수와 설명변수로 하는 회귀결과를 정리한 것이다. 식(2)와 (4)에서는 전년도의 논가격을 통제변수로 포함시켰다. 추정결과는 표 2에서 볼 수 있듯이, 예상대로 양자 간에 1% 유의수준에서 양(+)의 상관관계가 있으며, 지대량이 10% 오를 때마다 지가는 약 6.3~6.5% 상승하는 것으로 나타났다.

그런데 그림 7에서 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. 샘플수가 훨씬 많은 지가의 추이가 상대적으로 편기가 작다고 본다면, 실제 미곡생산성의 반등 폭은 그림 7의 지대량 증가폭보다 더 컸을 가능성도 배제할 수 없다. 그 가능성은 경주 지방만을 따로 떼 낸 그림 8에서 좀 더 분명하게 볼 수 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 19세기말

7) 추정결과는 다음과 같다. 논가격= $705.80 - 0.77\text{년도} + 0.0002 \text{년도}^2$, $R^2=0.29$, ()은 t통계량.
(8.80) (-8.78) (8.83)

지대량= $993.89 - 1.07 \text{년도} + 0.0003 \text{년도}^2$, $R^2=0.52$
(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 쌀의 실질 가격이 19세기에 걸쳐, 특히 19세기 후반에 심하게 하락하는 추세임을 분명히 하였다. 차명수 등은 그 원인이 토지생산성의 하락에 있다고 주장하였다”(이영훈 2012:413-414)라고 정리하였다. 그러나 눈대중에 따른 착시 혹은 자신이 믿고 싶어 하는 것만 보는 오류에 빠지지 않기 위해 가장 좋은 방법은 년도를 독립변수로 하는 회귀식을 추정하는 것이다.

이 되면 그 격차는 거의 10배까지 벌어졌다.

표 2 추정결과: 지대량과 논가격의 관계, 1715~1939

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

주: 1. 모형은 $\Delta \log \text{논가격}_t = \beta_0 + \beta_1 \log \text{논가격}_{t-1} + \beta_2 \Delta \log \text{지대량}_t$

2. 독립변수 하단의 수치는 t 통계량.

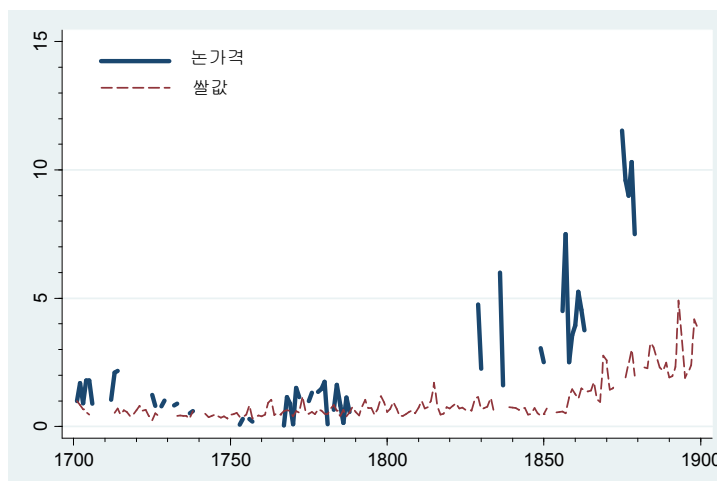
3. D-W는 Durbin-Watson통계량, R^2 는 조정된 결정계수, N은 표본수.

4.***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

자료: 논가격은 차명수 이현창(2004), p.171. 지대량은 이영훈(2012) 부표 1.

이정수 김희호(2011)는 논 가격을 쌀값 뿐 아니라 밭 가격과도 비교하였는데, 밭 가격 대비 논가격의 추이 역시 미곡생산성의 추이를 살펴보면 또 하나의 좋은 지표가 된다. 금리는 논과 밭 간에 차이가 없으며, 또한 앞서 살펴본 바와 같이 쌀과 밭작물간의 가격비율이 대체로 안정적이었다면 논과 밭의 가격에는 각각 미곡과 밭작물의 생산성이 반영되어 있기 때문이다. 그림 9는 전라도와 경상도에 소재하는 8개 양반가의 전답매매명문으로부터 추출된 논과 밭 가격을 표시한 것이다. 이 그림에 따르면, 19세기 초까지는 일정 간격을 유지하면서 함께 움직였지만, 그 이후부터 논가격이 밭가격보다 더 빨리 증가하여 양자 간의 격차가 점차 벌어지고 있음을 볼 수 있다.

그림 8 논가격과 쌀값의 추이(경주)



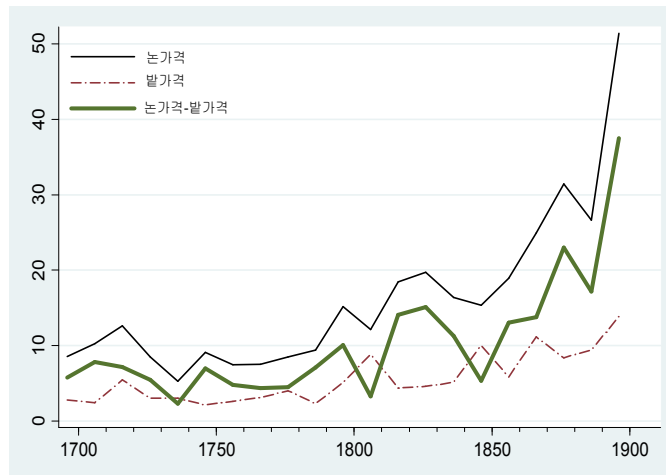
주: 1700년=1

자료: 이정수 김희호(2007), p.127.

그림 10은 지역을 경상도와 전라도로 나누어 각각 논 가격에서 밭 가격을 뺀 값의 추이를

나타낸 것이다. 이 그림에 따르면, 19세기 이후 두 지역 共히 논 가격이 밭 가격보다 더 빨리 증가하였지만, 지역별로는 전라도보다 경상도에서 논가격의 증가속도가 더 빨랐음을 볼 수 있다. 이러한 차이는 아마 19세기에 들어와서 전라도보다 경상도 지방에서 미곡 생산성이 더 빨리 증가하였기 때문일 것이다.

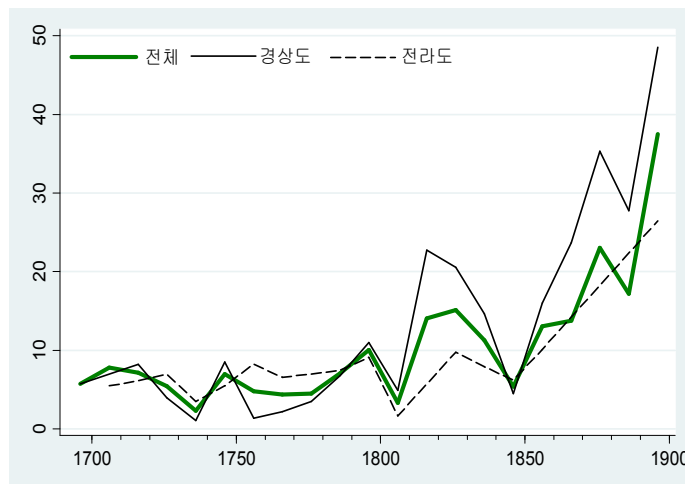
그림 9 논가격과 밭가격의 추이(전국)



주: 단위는 두락당 兩.

자료: 이정수 김재호(2011), p.209.

그림 10 논가격과 밭가격의 추이(경상도와 전라도)



주: 논가격에서 밭가격을 뺀 값의 추이

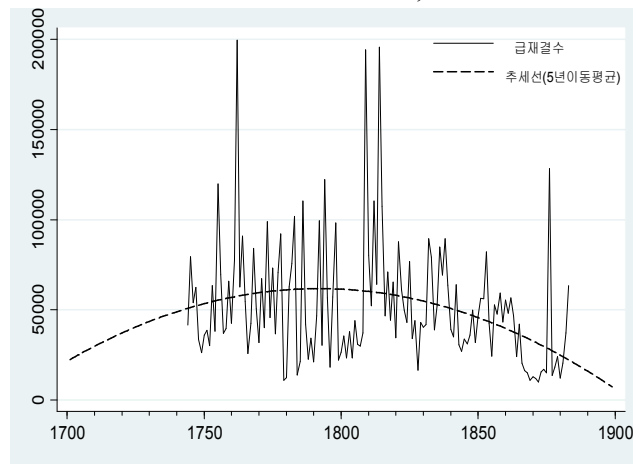
자료: 그림 9와 같음.

2. 급제결의 추이

19세기 초를 경계로 미곡생산성이 하락에서 상승으로 반전하였음을 짐작케 해주는 또 하나의 지표는 급제 결수이다. 급제결은 지방관이 올린 농형[災實分等の 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 급제결수에는 각년별 作況의 정도가 반영되어 있으며, 따라서

이를 시계열로 정리하면 미곡생산성의 장기 추이를 보여주는 훌륭한 정보가 된다. 그림 11은 1744년~1888년간 급재결의 추이를 나타낸 것이다. 이 그림에 따르면, 급재결은 단기적인 급변동을 동반하면서도, 18세기에는 증가 추세를 나타내다가 19세기 초 이후부터는 감소 추세를 보이고 있다. 5개년 이동 평균한 추세선은 급재결이 19세기초를 정점으로 하는 역U자형의 모양을 취하고 있음을 확인시켜준다.⁸⁾ 또한 급재결의 이러한 장기적 추세를 앞서 살펴본 그림 7에서의 지대량과 논가격의 움직임과 비교해보면, 양자 간에 음(-)의 공조관계가 있음을 알 수 있다

그림 11 급재결수의 추이, 1744~1888



자료: 麻生武龜(1940).

그러나 이러한 주장에 대해 다음과 같은 반론이 제기될 수 있다(전성호 2002; 정승진 2004). 19세기초 이후 급재결이 감소한 것은 재정의 고갈로 인한 것인지 생산성의 호전을 반영한 결과가 결코 아니라는 것이다. 한걸음 더 나아가, 1860년대 이후의 이러한 비탄력적인 조세 운용이 임술민란에서부터 동학농민전쟁에 이르기까지의 농민항쟁이 발발하게 된 하나의 동기가 되었을 수도 있다. 요컨대 이러한 주장에 따르면, “급재결의 추이를 당시의 작황과 경제 상태로 파악하려는 시도는 지방재정 실태를 고려하지 않은 무리한 해석”(정승진 2004: 45)에 불과하다. 어느 쪽 주장이 보다 더 사실에 가까울까? 다음의 모형을 통해 확인해보자.

$$\Delta \log G_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log G_{t-1} + \alpha_2 \Delta \log q_t + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta \ln G_t = \beta_0 + \beta_1 \ln G_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln q_t + \beta_3 DT + \beta_4 \Delta \ln q_t \times DT + \nu_t \quad (3)$$

G_t : t년도 급재결수

q_t : t년도 두락당 지대량

DT : 1860년 이후=1, 이전 시기=0을 나타내는 더미변수

ϵ_t, ν_t = 잔차항

모형 (2)에 따르면, 급재결의 연간 변화($\Delta \log G$)는 지대량의 연간 변화($\Delta \log q$)와 통제변

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

수인 전년도 급재결 규모($\log G_{t-1}$)의 함수로 되어 있다. 따라서 36개 농가로부터 추출된 지대량의 산술평균값 q 가 모집단의 미곡생산성을 제대로 반영하고 있다면, 그리고 정부의 조세 운용이 흉풍의 크기에 따라 탄력적으로 운영되었다면, α_2 는 음(-)의 부호가 예상된다. 특히 식(2)의 양변은 모두 로그를 취하고 있기 때문에 α_2 는 조세운용의 탄력성을 의미한다. 전년도 급재결수의 계수 α_1 은 음(-)의 부호가 기대된다. 다른 조건이 같다고 할 때, 전기에 급재결수가 많을수록 금기의 증가폭은 작을 것이기 때문이다.⁹⁾ 모형 (3)은 모형 (2)에다 1860년 이후를 1로 하는 년도 더미와 ‘교호항’(interaction term)을 포함시킨 것이다. 따라서 1860년 이후 급재결의 감소가 생산성의 증가 때문이 아니라 재정 적자 때문이라면, β_4 의 부호는 양(+)의 값을 가지게 될 것이다.

표 3 추정결과: 급재결수와 지대량 및 미가와 관계, 1744~1884

식	종속변수: $\Delta \log$ 급재결수 _t					
	1	2	3	4	5	6
$\log$ 급재결수 _{t-1}		-0.26*** -4.27	-0.40*** -5.59		-0.21*** -3.39	-0.32*** -4.36
$\Delta \log$ 지대량 _t	-1.48*** -8.09	-1.22*** -6.74	-1.01*** -5.40			
$\Delta \log$ 미가 _t				1.16*** 9.85	1.02*** 8.33	0.93*** 6.72
년도 더미			-0.33*** -3.32			-0.26** -2.49
년도더미 $\times \Delta \log$ 지대량 _t			-0.78* -1.67			
년도더미 $\times \Delta \log$ 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

주: 1.년도더미는 1860년 이후=1, 이전시기=0으로 하는 더미변수

2. 독립변수 하단의 수치는 t통계량. R^2 는 조정된 결정계수. D-W통계량은 Durbin-Watson 통계량, N은 표본수. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

자료: 지대량은 그림 3과 같음. 미가와 급재결수는 그림 6과 그림 11 참조.

추정결과는 표 3에 정리되어 있다. 이 표에서 식(4)-(6)은 독립변수에 지대량 대신에 미가를 사용한 추정결과이다. 앞서 언급한 바와 같이, 미가의 변화에는 풍흉의 정도가 반영되어 있기 때문에, 미가와 급재결수 사이에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 기대된다. 먼저 식(1)과 (2)부터 살펴보면, 식(2)에 통제변수인 전년도의 급재결수가 포함됨으로써 $\Delta \log$ 지대량의 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 보여주고 있으며, 탄력성은 1을 살짝 넘어서고 있다. 즉 이 두 추정결과는 조선 왕조의 免稅정책이 흉풍의 정도에 따라 매우 탄력적으로 운용되었음을 보여주고

9) 음(-)의 부호가 예상되는 것은 다음과 같이 두 가지 이유로 설명할 수 있다. 첫째는 전년도 급재결수는 금년의 제정 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.

있다. 이어서 교호항이 포함된 식(3)과 (6)에 따르면, 년도더미는 모두 음(-)을 나타내고 있으나, 교호항의 계수를 살펴보면 식(3)의 경우 유의수준 10%에서 오히려 음(-)의 부호를 갖고 있으며 식(6)은 t통계량이 0.43에 불과하여 전혀 유의하지 않다. 즉 교호항이 포함된 이 두 추정결과는 1860년 이후의 급재결 감소가 재정 고갈로 인한 것이라는 주장을 지지해주지 않는다. 오히려 이 추정결과는 조선 왕조의 탄력적인 조세 운용이 1860년 이후에도 여전히 유지되고 있음을 보여주고 있다.

IV. 기후변화

미곡생산성의 장기 추이가 지금까지 살펴본 바와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 모습을 나타내고 있었다면, 이제 남은 과제는 미곡생산성의 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.

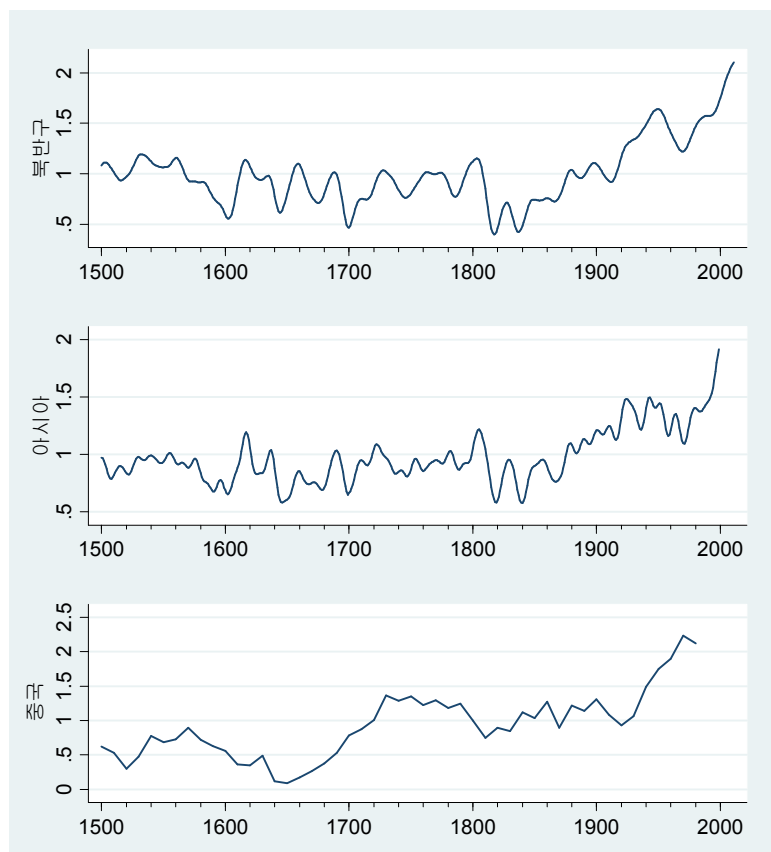
이우연(2010)과 이영훈(2007, 2012)은 산림황폐화로 대표되는 ‘제도의 실패’ 혹은 ‘정부의 실패’를 생산성 장기 하락의 직접적인 원인으로 보고 있으며, 1876년의 개항이 생산성 반등의 주요한 계기가 되었을 것으로 보고 있다. 그렇지만 산림 황폐화와 이로 인한 수리시설의 파괴로부터 직접 영향을 받는 水利畝의 비중이 20% 내외에 불과하다는 점을 감안할 때, 이 요인만으로 1/3의 수준으로 떨어진 그의 생산성 추계를 모두 설명하기에는 충분하지 않다. 더구나 산림황폐화와 개항에 주목하는 것은 미곡생산성이 20세기 초에 반전에 성공하였다는 것을 전제로 한 것인데, 지금까지 살펴본 바와 같이 생산성의 반전이 개항 이전인 19세기 초에 이미 시작되었다면 그들의 주장은 더욱 더 설득력이 떨어진다. 악화되던 산림 황폐화가 19세기 초 이후부터 갑자기 개선되었을 것으로 보기는 어렵기 때문이다. 따라서 우리는 미곡생산성의 장기 추이를 설명할 수 있는 다른 요인을 찾을 필요가 있으며, 또한 그 요인은 19세기 초 이전의 하락뿐 아니라 그 이후의 상승까지 모두 설명할 수 있어야 한다. 이와 관련하여 가장 먼저 떠올릴 수 있는 유력한 후보는 기후 변화이다. 기온, 강수량 등 기후의 영향력은 오늘날도 여전하지만(장영재 외 2015), 기술수준이 낮은 전통사회에서 기후의 영향력은 거의 절대적이다. 특히 지금 다루고 있는 수도작의 경우 移秧期の 降雨은 그해 농사의 성패를 좌우하며, 모내기 이후의 여름 기온은 아열대 작물인 미곡생산성의 수준을 결정하는데 또 하나의 중요한 변수이다.

조선시대 기후 변화가 농업생산성을 포함하여 정치, 경제, 사회 전 분야에 미친 영향에 대해서는 지금까지 꽤 많은 논의가 있었다. 유럽과 중국의 ‘17세기 위기’가 이상저온현상 즉 소빙기에서 비롯되었다는 사실이 알려지면서(박근필 2005; Pakrer 2008; 조지형 2011), 많은 연구자들은 官撰 문헌에 나타난 災異 기록을 활용하여 같은 시기 조선사회에서도 소빙기 현상이 있었음을 찾아냈다(나종일 1982; 김연옥 1987; 이태진 1996a, 1996b; 임규호 심태현 2002; 김덕진 2008; 김문기 2010; 박권수 2010; 박용국 2010; 경석현 2014). 이와 함께 소빙기 현상이 당시 조선사회에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해서도 적지 않은 연구가 이루어져 왔다(김성우 1997; 이규근 2001; 김재호 2001; 한희숙 2002; 정형지 2003). 이처럼 대부분의 소빙기 연구가 17세기에 주목을 하고 있는 동안, 이호철·박근필(2007), 김민수(2007) 그리고 원재영(2013)은 19세기의 이상저온현상과 그것이 농촌경제에 미친 효과를 분석하였다. 김연옥(1984)과 이태진(1996a, 1996b)은 『증보문헌비고』와 『조선왕조실록』의 災異 기록을 색인화하여, 한국사에서 소빙기에 대한 전체 시기구분을 시도하기도 하였다.¹⁰⁾ 이들 연구들은 흔히

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 주관의 개입될 수밖에 없으며 또한 기록은 비체계적이기 때문에, 기록의 빈도가 반드시 災異의 강도와 일치하지 않는다는 것이다(박성래 1996; 박권수 2010; 김문기 2010). 또한 저온현상은 짧은 기간에 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 파악하는데 오히려 장애가 될 수 있다는 비판도 가능하다.

그림 12 북반구, 아시아, 중국의 기온 변화



- 주: 1. 북반구는 5-8월 평균기온, 아시아는 6-7월 평균기온, 중국은 년평균.
 2. 기온은 1600-2000년 평균을 1로 표준화.
 3. 단위는 북반구, 아시아는 섭씨, 중국은 sigma unit.
 4. 북반구는 anomaly smoothed 20 year spline, 중국은 10년 단위로 표기.
 자료: 북반구는 Wilson et.al(2016). 아시아와 중국은 각각 Shi et al.(2015) Yang(2002).

이런 측면에서 古기후학(paleoclimatology)의 연구성과를 보다 적극적으로 활용할 필요가 있다. 병하, 호수 결빙, 開花, 나이테 등으로부터 얻은 고기후 자료는 기록자의 주관적 판단

10) 김연옥(1987)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.

에서 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 나이트를 이용하여 복원된 고기후는 나이트의 성장기와 곡식 생장기가 거의 일치한다는 점에서 기후와 생산성의 관계를 살펴보는 데 더욱더 의미를 갖는다. 이미 서구, 중국, 일본에서는 이러한 고기후학의 연구성과를 이용하여 기후변화가 농업생산성(Dalgaard et.al 2015; Martínez- González 2015; Yin et al 2015; Auray et al 2016), 기근(Xiao et al 2015), 전염병(Pei et al 2015), 생활수준(Koepke and Baten 2005), 인구((Galloway 1987; Campbell and Lee 2010), 이주(Xiao et al 2015), 거시경제(Waldinger 2014), 농민항쟁(Jia 2014; Chen 2015), 사회갈등(Tol and Wagner 2010; Hsiang, et al 2013; Iyigun et al 2016), 그리고 왕조 교체(Fan 2010)에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보는 계량적 실증연구가 활발하게 진행 중에 있다.

그림 12는 1500-2000년간 북반구와 아시아, 그리고 중국의 기온 변화를 나타낸 것이다. 북반구의 기온은 북위 40~75도 사이에 위치한 54개의 나이트 자료로부터 복원한 것으로 5월-8월의 평균 기온을 나타내며, 아시아의 기온은 나이트를 포함하여 418개의 multi-proxy로부터 추출된 6-8월 여름 기후이다. 중국의 기온은 아시아와 마찬가지로 나이트, 빙하, 호수 결빙, 역사적 기록 등을 종합한 multiple paleoclimate proxy로부터 복원되었다. 지역 범위는 티베트, 동중국, 그리고 일본까지 포함되어 있다. 위의 두 추계가 봄~여름 기온인 것과 달리, 중국은 겨울이 포함된 연 평균기온이다. 한반도의 고기온에 대해서는 나이트를 이용한 최종남 외(1992)가 있지만, 유감스럽게도 정량화된 데이터를 제공하지 않아 함께 그릴 수 없었다.

이 그림에 따르면, 지난 500년간 북반구의 각 대륙 간 기온변화는 높은 공조현상이 있었다¹¹⁾. 상관계수는 북반구와 아시아가 0.85, 아시아와 중국이 0.56, 북반구와 중국이 0.43으로 계산되었다. 번거로움을 피하기 위해 북미의 기온을 함께 그리지 않았지만, Osborn and Briffa(2006)에 의해 추계된 북미의 기온과 아시아 기온 간에 지난 500년간 상관계수는 0.71으로 계산되었다. 특히 이 그림에서 볼 수 있듯이, 지난 500년 북반구의 기온은 지역과 상관없이 19세기 중(말)엽을 경계로 소빙기와 온난기 등 뚜렷한 두 시기로 구별된다. 그렇지만 세부적으로 들어가면, 같은 소빙기라 하더라도 기온이 늘 한결 같았던 것은 아니었다. 세기별로는 17세기에 비해 18세기가 상대적으로 좀 더 따뜻하였으며, 19세기는 전반기에 기온이 다시 급랭하였다가 후반기에는 다시 기온이 빠르게 상승하였다. 또한 이 그림에 따르면, 그동안 17세기가 가장 추운 시기로 알려져 왔지만, 봄~여름 기온은 19세기초가 17세기보다 더 낮거나 거의 같은 것으로 나타났다. Wilson et.al(2016)의 추계에 따르면, 1812~21년은 AD. 918년 이래 가장 추운 봄과 여름을 기록하였으며, 두 번째로 기온이 낮은 여름도 1832-41년에 찾아왔다.

Wilson et.al(2016)의 이러한 추계는 수목 나이트를 이용하여 한반도의 봄(4~5월)과 여름(7~8월) 기온을 복원한 최종남 외(1992)의 연구결과와도 일치한다. 이 연구에 따르면, 1770~1989년간 봄의 기온이 가장 낮은 해는 1807-1816년과 1835-1844년이었다. 이 중 1807-1816년은 18~19세기 최악의 기근으로 일컬어지는 ‘己巳甲戌之饑’(1809, 1814)의 시기와 일치한다.¹²⁾

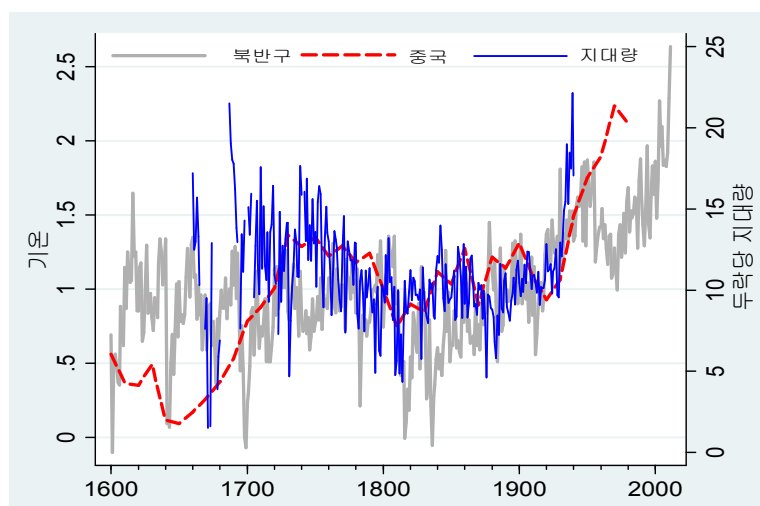
11)지난 2000년간 각 대륙간 기온의 공조성에 대한 개괄적 설명은 Galloway(1986), Bradley and Jones(1993) 참조.

12)“호남의 기근은 을병년(乙丙年: 인용자주 1695~6년)이 가장 극심했다고 일컫고 있는데, 고로(故老)들에게 들으니 모두들 금년의 흉황(凶荒)이 을병년보다 더 극심한 점이 있다고 하였습니다. 그렇다면 이는 진실로 백년 동안 없었던 것입니다.” http://sillok.history.go.kr/id/kwa_10912004_001 (『순조

그림 5에서 볼 수 있듯이, 1809~15년은 18~19세기 통틀어 가장 낮은 지대량을 기록하였으며, 급제결은 19세기 이후 최대 규모를 보였다(그림 11). 권태환 신용하(1977)의 추계에 따르면, 己巳甲戌之饑를 전후로 조선의 인구는 약 240만 명이 감소하였다. 미첼(1989)은 출생율이 그 이전 시기와 같다는 전제하에 사망자 숫자가 400만 명을 넘었을 것으로 추산하였다. 참고로 己巳甲戌之饑와 더불어 또 하나의 최악의 기근으로 알려진 乙丙大饑饉이 일어난 1695-1696년은, Wilson et.al(2016)에 따르면, 1462~1471년에 이어서 4번째로 추운 여름 기온을 기록하였다.

그러나 위 그림에서 중국의 기온 추이를 살펴보면, 가장 추운 년도는 19세기 초가 아니라 17세기 중반으로 추계되어 있다. 이러한 차이는 지역의 특수성과 관련이 있을 수 있지만, 기온 측정을 여름 기준으로 하느냐 아니면 연평균으로 하느냐 하는 문제와도 관련이 있는 것으로 보인다. 예컨대 북반구의 연평균 기온을 복원한 몇몇 추계(Crowley 2000; Mann and Jones 2003; Moberg et al 2005)에 따르면, 중국뿐 아니라 북반구 전체의 연평균기온은 17세기 중반이 19세기 초 보다 좀 더 낮은 것으로 나타났다. 17세기의 강추위를 강조할 때 자주 인용되는 중국의 황하, 양쯔강(김문기 2010:169-173)과 템즈강의 결빙(이영석 2011) 등은 모두 겨울 추위에 관한 것들이며, 비슷한 시기 조선에서도 동해가 결빙되었다는 기록도 있는 것으로 보면(김문기 2010: 174), 아마 겨울이 포함된 연평균 기준으로는 조선에서도 17세기 후반이 19세기 초보다 더 추웠던 것으로 보인다. 그렇다면 다시 우리의 관심으로 돌아와서, 이러한 기온 변화가 앞에서 살펴본 바와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 미곡생산성의 추이를 설명할 수 있는가. 그림 13은 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 알아 볼 수 있다.

그림 13 지대량과 기온과의 관계



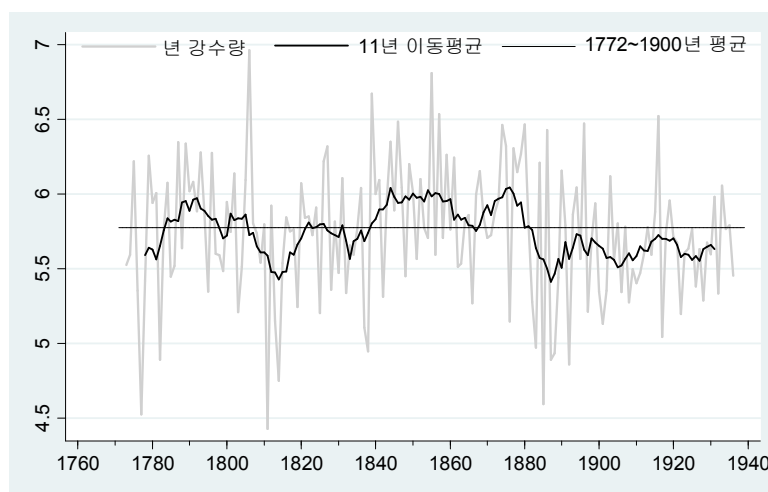
자료: 지대량은 그림 3, 북반구와 중국의 기온은 그림 11참조.

물론 수도작 생산성에 영향을 미치는 기후 요인에는 기온 변수만 있는 것은 아니다. 위에

실록』순조 9년 12월 4일).

서 지적인 바와 같이, 강수량 —특히 이앙기의 강수량—은 그해 농사의 성패를 가름 짓는다고 할 만큼 또 다른 중요한 기후 요인이다. 다행스럽게 1771년부터 측우기에 의해 측정된 서울의 강수량 기록이 남아 있다. 그림 14는 이를 그린 것인데, 이 그림에서 볼 수 있듯이, 19세기 초는 1772~1900년 평균 강수량을 나타내는 선 아래에 있음을 볼 수 있다. 그 이후의 강수량은 평균치를 웃도는 해가 많다가 1800년 이후 부터 다시 평균치를 하회하고 있다. 즉 이 그림에 따르면 19세기초는 설상가상으로 최악의 냉해와 함께 혹심한 가뭄이 동시에 찾아온 것이다.

그림 14 강수량(4-6월)의 추이



자료: 和田雄治(1917).

그렇다면 앞서 살펴본 수도작 생산성의 단기 및 장기 변화가 실제 기온과 4~6월 강수량의 변화와 유의미한 관계가 있는가. 다음과 같은 모형을 통해 좀 더 엄밀하게 검토해보자.

$$\Delta \log \text{지대량}_t = \beta_0 + \beta_1 \log \text{지대량}_{t-1} + \beta_2 \Delta \log \text{강수량}_t + \beta_3 \Delta \text{기온}_t + \epsilon_t \quad (4)$$

이 모형에 따르면, 지대량의 연간 변화는 기온과 강수량의 연간 변화와 통제변수인 전년도 지대량의 함수로 되어 있다. 지대량과 두 기후 변수는 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 강수량은 앞서 언급한 4월부터 6월까지의 강수량이며, 기온은 그림 13에 제시되어 있는 북반구와 아시아의 봄~여름 평균기온이다. 위 모형의 추정기간은 강수량의 데이터를 얻을 수 있는 1713년부터 1910년까지이다. 약 200년이라는 기간은 사람들이 기온 변화에 적응하는데 크게 부족하지 않는 시간으로 판단된다. 예컨대 소빙기의 지속은 농민들로 하여금 보다 추위에 강한 품종, 예컨대 성숙기가 짧은早熟를 선택하도록 유도하였을 것이며(이호철 1995), 이러한 품종 교체가 생산성에 미친 영향은 식(4)의 지대량 변화에 반영되어 있을 것이다.

추정결과는 표 4에 정리되어 있다. 식(1)-(3)은 년 기준 데이터를 이용한 것이며, 식(4)-(6)은 5개년 이동평균값을 사용한 추정결과이다. 따라서 후자는 단기적인 변동을 제거하였기 때문에, 기온과 강수량이 생산성에 미친 장기적인 효과를 살펴보는 데 보다 더 유용하다. 표 4에 따르면, 예상대로 강수량과 기온의 변화는 모두 1~5% 유의수준에서 지대량의 변화와

양(+의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 이 두 변수만으로 1773~1910년간 두락당 지대량 변화의 약 41~46%를 설명할 수 있다. 기온과 강수량, 그리고 지대량 모두 측정오차로부터 자유롭지 않으며, 특히 추정에 사용된 북반구 또는 아시아의 평균 기온이 한반도의 지역적인 기후 특성을 충분히 반영하지 못하였을 것임을 감안한다면, 매우 양호한 편이라고 하지 않을 수 있다. 다음으로 5년 이동평균값을 이용한 식(5)~(8)을 년 기준 산술평균을 이용한 식(1)~(4)와 비교해보면, 강수량의 계수는 거의 변화가 없는 반면 기온의 계수 값은 모두 증가하였음을 볼 수 있다. 이와 함께 t 통계량도 증가하여 Δ 기온의 유의수준이 5%에서 1%으로 향상되었다. 이것은 강우량이 주로 생산성의 단기 변동에 영향을 미치는 반면, 기온은 상대적으로 장기 추이에 보다 더 큰 영향을 미친다는 사실을 보여주는 것으로 해석된다. 요컨대, 미곡 생산성이 19세기 초에 가장 낮은 수준을 기록한 — 이로 인해 조선 후기 최대의 기근으로 일컬어지는 ‘己巳甲戌之饑’이 발발한 — 주된 이유는 다른 아닌 이 시기에 갑작스럽게 찾아 온 ‘이상저온현상’ 특히 여름철 냉해 때문이었으며, 그 이후 수도작 생산성이 다시 증가할 수 있었던 것은 기온의 상승 즉 소비기의 종식 덕분이었던 것이다.

표 4 추정결과: 지대량과 기온 및 강수량과의 관계, 1773~1910

종속변수: $\Delta \log \text{지대량}_t$						
식	년평균			5년이동평균		
	1	2	3	4	5	6
$\log \text{지대량}_{t-1}$	-0.65*** -8.22	-0.69*** -8.82	-0.70*** -8.63	-0.67*** -8.27	-0.74*** -9.15	-0.73*** -9.04
$\Delta \log \text{강수량}_t$	0.10*** 3.94	0.10*** 2.90	0.10*** 3.84	0.16*** 4.98	0.11*** 4.54	0.11*** 4.59
$\Delta(\text{기온1})_t$		1.19** 2.00			1.69*** 2.84	
$\Delta(\text{기온2})_t$			1.28** 2.24			1.41*** 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

주: 1.지대량은 년기준 산술평균값. 강수량은 4~6월 강수량. 기온1은 북반구의 5~8월 평균기온. 기온2는 아시아의 7~8월 기온. 기온 단위는 기온1은 섭씨. 기온 2는 sigma.

2.독립변수 하단의 수치는 t 통계량. R^2 는 조정된 결정계수. D-W통계량은 Durbin-Watson통계량. N은 표본수. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

자료: 지대량은 이영훈(2012) 부표 1, 강수량은 그림 14, 기온 1과 2는 그림11과 같음.

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 요인 역시 기후 변화였을 가능성이 높다. 과연 그런가? 다음의 모형을 통해 확인해보자.

$$\Delta \ln \text{급재결수}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{급재결수}_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln \text{강수량}_t + \alpha_3 \Delta \text{기온}_t + \epsilon \quad (5)$$

$$\Delta (\ln \text{급재결수})_t = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{급재결수}_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln \text{강수량}_t + \beta_3 \Delta \text{기온}_t + \beta_4 TD + \beta_5 TD \times (\Delta \ln \text{강수량})_t + \beta_6 TD \times \Delta \text{기온}_t \quad (6)$$

: $TD = 1860$ 년 이후=1, 이전=0을 갖는 년도더미변수

급재결수는 凶豊의 정도에 따라 탄력적으로 결정되고 흉풍에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 강수량과 기온이라고 하면, 식(5)에서 α_2 과 α_3 는 모두 음(-)의 부호가 나타날 것이다. 식(6)은 1860년 이후를 1로 하는 시간 더미변수와 교호항이 추가된 것인데, 2절에서 살펴본 바와 같이, 1860년 이후의 급재결 감소가 기후변화와는 무관하게 재정 적자 때문이었다면, β_4 와 β_5 중 적어도 어느 하나는 양(+)의 값을 나타낼 것이다. 추정결과는 표 5에 정리되어 있다. 먼저 식(1)-(3)에 의하면, 예상대로 급재결수는 기온과 강수량과 음(-)의 관계가 있음을 볼 수 있다. 이어서 교호항이 포함된 식(4)-(7)에 따르면, 년도더미변수는 유의수준 1%에서 음(-)으로 나타났지만 교호항의 계수는 모두 비유의적인 것으로 나타났다 이것은 1860년 이후의 급재결 감소가 作況과는 무관한 재정문제 때문이라는 주장이 사실과 거리가 멀다는 점을 다시 한번 확인시켜준다.

표 5 급재결수와 기온 및 강수량과의 관계, 1744~1883

식	종속변수: $\Delta(\log \text{급재결수})_t$					
	1	2	3	4	5	6
$\log \text{급재결수}_{t-1}$	-0.45*** -5.57	-0.49*** -5.84	-0.39*** -5.15	-0.66*** -7.03	-0.74*** -7.65	-0.55*** -6.29
$\Delta(\log \text{강수량})_t$	-0.29*** -2.90	-0.28*** -2.82	-0.31*** -3.07	-0.20** -1.98	-0.19* -1.87	-0.24** -2.24
$\Delta(\text{기온1})_t$	-3.24** -2.22			-3.08** -1.97		
$\Delta(\text{기온2})_t$		-3.65** -2.48			-4.89*** -3.02	
$\Delta(\text{기온3})_t$			-7.12** -2.00			-7.25* -1.87
년도 더미				-0.37*** -2.70	-0.50*** -3.81	-0.39*** -3.07
년도더미 $\times$ $\Delta(\log \text{강수량})_t$				-0.25 -0.97	-0.24 -0.95	-0.32 -1.14
년도 더미 $\times$ $\Delta(\text{기온1})_t$				-5.91 -1.00		
년도더미 $\times$ $\Delta(\text{기온2})_t$					-0.94 -0.24	
년도더미 $\times$ $\Delta(\text{기온3})_t$						9.51 0.88
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

주: 1.강수량은 1~6월 강수량. 기온1은 북반구의 5~8월 평균기온, 기온2는 아시아의 7~8월 기온. 기온 3은 북반구 년평균 기온.

2.년도더미는 1860년 이후=1, 이전시기=0로 하는 더미변수

3.독립변수 하단의 수치는 t 통계량. R^2 는 조정된 결정계수. D-W통계량은 Durbin-Watson통계량. N은 표본수. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

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

V. 요약 및 결론

이 글은 이영훈(2012)에 의해 추계된 水稻作 생산성의 장기변동을 비판적으로 검토하고, 이를 대신하여 새로운 추계를 제시하기 위해 작성되었다. 필자의 추계에 따르면, 1660년~1930년대말 수도작 생산성의 장기추이는 19세기 초를 저점으로 하는 완만한 U자형의 모습을 나타내고 있었다. 필자의 이러한 추계는 20세기 초를 저점으로 하는 V자형의 추계와 뚜렷이 대비된다. 동일한 자료를 이용하였음에도 불구하고 장기 추이가 이와 같이 서로 다른 이유는 사용한 모형이 달랐기 때문이다. 이영훈(2012)은 농가별·지역별 특성을 통제하기 위해 고정효과모형(fixed effects model)을 사용하였지만, 필자는 패널의 특성을 고려하지 않는 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, 인구 등 여타 경제 지표의 움직임과 정합적이다. 논가격은 19세기 초를 경계로 하락에서 상승으로 돌아섰으며, 그 이후 논가격은 쌀값 뿐만 아니라 밭 가격에 비해서도 보다 빨리 증가하였다. 作況에 따라 田稅를 면제해주는 면세지의 지급 규모는 19세기 초를 피크로 점차 줄어드는 추세였다. 19세기 초 이후 기근은 감소하였으며 인구도 증가추세(권태환·신용하 1977)로 돌아섰다. 신장을 대변수로 하는 생활수준 역시 개항 이전에 이미 상승추세를 보이고 있었다. 이러한 여러 지표의 움직임은 모두 미곡생산성이 19세기 초를 저점으로 빠르게 증가하였음을 보여주는 증거들로서, 이영훈의 추계가 아니라 필자의 추계를 지지해준다.

미곡생산성의 장기 추이가 이와 같이 19세기 초를 저점으로 하는 U자형의 형태를 취하 취하게 만든 동인이 무엇인가를 살펴보기 위해 이 논문은 지대량 시계열 자료를 피설명변수로 하고 북반구 및 아시아의的古기온자료와 강우량 데이터를 설명변수로 하는 모형을 추정하였다. 그 결과 19세기 초의 생산성의 위기가 이 시기 갑작스럽게 찾아온 ‘이상저온현상’ 때문이었으며, 또한 그 이후의 생산성 증가는 기온의 상승 즉 小氷期の 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 기후 변화였다면, 조선 왕조가 자체 내부의 모순에 의해 스스로 해체, 붕괴되고 있었다는 이영훈의 주장은 사실과 거리가 있어 보인다. 또한 19세기 초 이후부터 미곡생산성이 증가하면서 기근이 감소하고 인구도 증가하기 시작하였음을 상기하면, 그가 최근에 주장하고 있는 ‘19세기 위기론’(이영훈 2007, 2013, 2015) 역시 사실을 지나치게 과장하고 있다는 비판도 가능하다(이헌창 2010; 배항섭 2012). 더구나 19세기 초에 찾아온 생산성 위기가 인간과 제도가 만들어낸 人災(man-made disasters)가 아니라 전 지구적인 ‘이상저온현상’에 따른 천재(natural disasters)였다면, 이를 ‘경제체제의 위기’(이영훈 2007)라고 부르는 더욱더 곤란해 보인다. 이것으로 19세기 초 이후의 생산성 증가, 그리고 이에 따른 기근 감소와 인구증가를 설명할 방법이 없기 때문이다.

■참고문헌

- 경석현(2014), 「17세기(인조-현종) 연대기 자료의 災異 기록 재검토: 『東宮日記』를 중심으로」, 『조선시대사학보』 68, 109-145.
- 권태환·신용하(1977), 「조선왕조시대 인구추정에 관한 일시론」, 『동아문화』 14, 289-330.
- 김건태(2004), 『조선시대 양반가의 농업경영』, 역사비평사.
- 김건태(2005), 「19세기 후반~20세기초 不在地主地 경영」, 『대동문화연구』 49, 239-266.
- 김경숙(2011), 「19세기 나주지역의 토지거래와 지가변동」 호남사학회, 『역사학연구』 42, 73-106.
- 김덕진(2008), 『소빙기 조선을 뒤덮다』, 푸른역사
- 김문기(2010), 「17세기 중국과 조선의 소빙기 기후변동」 『역사와 경계』 77, 133-194.
- 김문기(2011), 「17세기 중국과 조선의 재해와 기근」 이화사학연구소, 『이화사학연구』 43, 71-129.
- 김민수(2007), 「19세기 후반 기후변동과 농업생산력」 한국사론 53, 257-302.
- 김성우(1997), 「17세기의 위기와 숙종대 사회상」, 『역사와 현실』 25, 12-47.
- 김연옥(1984), 「한국의 소빙기 기후」 『지리학과 지리교육』 14, 1-16.
- 김재호(2001), 「한국 전통사회의 기근과 대응」, 『경제사학』 30, 47-85.
- 김재호(2001), 「농촌사회의 신용과 계, 1853-1934」, 안병직 · 이영훈 편 『맛질의 농민들』 일조각.
- 나종일(1982), 「17세기 위기론과 한국사」, 『역사학보』 94·95, 421-473.
- 박권수(2010), 「승정원 일기 속의 천재변이 기록」, 『사학연구』 100, 65-108.
- 박근필(2005), 「17세기 소빙기 기후 연구의 현황과 과제」, 『대구사학』 80, 304-316.
- 박기주(2004), 「재화가격의 추이, 1701-1909 -경주 지방을 중심으로-」, 이영훈 편, 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교출판부, pp.174-223.
- 박기주(2005), 「조선후기의 생활수준」, 이대근 외, 『새로운 한국경제발전사 -조선후기에서 20세기고도성장까지-』, 나남, pp.69-103.
- 박기주·이영훈·조영준 (2007) 「물가」, 낙성대경제연구소 워킹페이퍼.
- 박성래(1996), 「논단 1: 이태진 교수, “소빙기(1500~1750)의 천체 현상적 원인: ‘조선왕조실록」의 관련기록 분석」, 『역사학보』 149, 237-245.
- 박용국(2010), 「17세기 지리산권의 소빙기현상과 사회, 경제적 양상」, 『영남학』 17, 113-
- 박이택·이영훈(2004), 「18-19세기 미곡시장의 통합과 분열」, 이영훈 편, 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교출판부.
- 배항섭(2012), 「19세기를 바라보는 시각」, 『역사비평』 101, 215-253.
- 안병직·이영훈 편(2001), 『맛질의 농민들』 일조각.
- 우대형(2007), 「조선 전통 사회의 경제적 유산: 낙성대경제연구소의 연구성과를 중심으로」, 『역사와 현실』 68, 273-300.
- 우대형(2015), 「일제하 미곡생산성 추이에 관한 재검토」, 『경제사학』 58, 53-93.
- 우대형(2017), 「조선후기 곡물시장의 통합에 관한 재검토, 1722-1910」, 낙성대경제연구소 발표문(2017. 2)
- 원재영(2013), 「조선후기 진휼정책과 賑資의 운영: 1809-10년 전라도의 사례를 중심으로」, 『조선시대사학보』 64, pp. 201-247.
- 이규근(2001), 「조선 후기 질병사 연구: 조선왕조 실록의 전염병 발생 기록을 중심으로」, 『국사관논총』 96.
- 이영석(2011), 「17세기 템스 강 결빙과 상업세계의 변화」, 『이화사학연구』 43, 39-70.

- 이영훈 편(2004), 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교출판부.
- 이영훈(2005), 「19세기 서울 재화시장의 동향: 안정에서 위기로」, 中村哲·박섭 편저, 『동아시아 근대경제의 형성과 발전』, 신서원.
- 이영훈(2007), 「19세기 조선왕조 경제체제의 위기」, 『조선시대사학보』 43, 280-281.
- 이영훈(2012), 「17세기 후반 -20세기 전반 手稻作 土地生産性の 장기추세」, 『경제논집』 51-2, 서울대학교경제연구소, pp.411-460.
- 이영훈(2013), 「19세기의 위기 재론」, 낙성대경제연구소 위킹 페이퍼.
- 이영훈·박이택(2001), 「농촌 미국시장과 전국적 시장통합, 1713-1937」, 『조선시대사학보』 16, 149-212.
- 이우연(2010), 『한국의 산림 소유제도와 정책의 역사, 1600-1987』, 일조각.
- 이정수·김희호(2010), 「18세기 말~19세기 초 資産家の 자산구조 변화와 지가의 변동」 역사와 경계 64, 105-136.
- 이정수·김희호(2011), 『조선후기 토지소유계층과 지가 변동』 해안.
- 이정수·김희호(2012), 「조선후기 경상도지역 양반층의 토지소유규모와 지가의 변동」, 『역사와 경계』 77, 103-132.
- 이철성(1993) 「18세기 전세 비총제의 실시와 성격」, 『한국사연구』 81, 63-94.
- 이태진(1996), 「소빙기(1500~1750) 천변재이 연구와 조선왕조실록: global history의 한 장」 『역사학보』 149.
- 이태진(1996), 「소빙기(1500~1750)의 천체 현상적 원인: 『조선왕조실록』의 관련기록 분석」, 『국사관논총』 72, 1996.
- 이정환·조재환(1996), 「농지가격의 결정요인과 요인별 영향력: 현재가치이론 검정과 충격 반응분석」, 『농촌경제』 19(1), 1-16.
- 이현창(2010), 「조선시대를 바라보는 제3의 시각」, 『한국사연구』 148, 115-167.
- 이호철(1995), 「조선후기 수도품종의 분화」 『경제사학』 19, 3-31.
- 이호철·박근필(1997), 「19세기 초 조선의 기후변동과 농업위기」, 『조선시대사학보』 2, 123-191.
- 임규호·심태현(2002), 「조선왕조 실록의 기상 현상 기록 빈도에 근거한 기후」, 『한국기상학회지』, 38(4), 343-354.
- 장영재 외(2015), 「우리나라 곡물류 생산량에 기상요소의 영향에 관한 연구」, *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,
- 정승진(2003), 『한국근세지역경제사: 전라도 靈光郡 일대의 사례』, 景仁文化社.
- 정승진(2004), 「19세기 후반 호남의 농형과 給災」, 『농촌경제』 27-2, 37-
- 정형지(2003), 「조선시대 기근과 정부의 대책」 『이화사학연구』 30, 231-257.
- 조지형(2011), 「17세기, 소빙기, 그리고 역사추동력으로서의 인간: 거대사적 재검토」, 『이화사학연구』 43, 1-38.
- 조영준·차명수(2012), 「조선 중·후기의 신장 추세」, 『경제사학』 53, 3-37.
- 차명수·이현창(2004), 「우리나라의 논가격 및 생산성, 1700-2000」, 이영훈 편, 『수량경제사로 다시 본 조선후기』, 서울대학교출판부, pp.147-171
- 차명수(2009), 「조선후기의 출산력, 사망력 및 인구증가: 네 족보에 나타난 1700~1899년간 생물기록을 이용한 연구」, 『한국인구학』 32(1), 113-137.
- 차명수(2014), 『기아와 경제의 기적, 한국경제사 1700-2010』 해남.
- 최종남, 류근배, 박원규(1992), 「아한대 침엽수類 年輪年代記를 이용한 중부산간지역의 고

- 기후복원」, *Korean Journal of Quaternary Research*, 6(2), 21-32.
- 한희숙(2002), 「17세기 후반 도적활동과 국가의 對策」, 『조선시대사학보』 21, 67-105.
- 허수열(2011), 『일제초기 조선의 농업』, 한길사.
- 加蘇末郎(1904) 『韓國農業論』.
- 麻生武龜(1940) 『朝鮮田制考』, 朝鮮總督府 中樞院.
- 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.
- Appleby, Andrew(1979), “Grain Prices and Subsistence Crises in England and France,” *Journal of Economic History* 39(4), 865–887.
- Auray et al(2016), “Climatic Conditions and Productivity: An Impact Evaluation in Pre-industrial England,” *Annals of Economics and Statistics* 121/122, 261-277.
- 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 et al.(eds.), *Demographic Responses to Economic and Environmental Crisis*, Kashiwa: Reitaku University Press.
- Chen Qiang(2015), “Climate Shocks, State Capacity and Peasant Uprisings in North China during 25-1911 CE,” *Economica* 82, 295-318.
- Clark, Gregory(2007), *A Farewell to Alms: A Brief Economic History of the World*, Princeton: Princeton University Press.
- Crowley, et al.(2000), “Causes of Climate Change Over the Past 1000 Years,” *Science* 289, 270-277.
- Dalgaard et.al.(2015), “Climate Shocks and (very) Long-Run Productivity,” Discussion Paper Department of Economics, University of Copenhagen.
- Driscoll and Kraay(1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data." *Review of Economics and Statistics* 80(4), 549-60
- Fan, K.W.(2010) “Climatic Change and Dynastic Cycles in Chinese History: A Review Essay,” *Climatic Change* 101, 565-573.
- Galloway P.R.(1986) “Long-term Fluctuations in Climate and Population in the Preindustrial era,” *Population and Development Review* 12(1), 1-24.
- Hausman, J. A.(1978), "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46(6), 1251-1271.
- Hsiang, et al(2013) “Quantifying the Influence of Climate on Human Conflict,” *Science* 341, 1235367(1)- 1235367(14).
- Iyigun et al(2016), “The Long-Run Effects of Climate Change on Conflict, 1400-1900,” Working Paper, Stanford University .
- Jia, Ruixue(2014), “Weather Shocks, Sweet Potatoes and Peasant Revolts in Historical China,” *Economic Journal* 124(575), 92-118.
- Karlsson, Anders(2007), “Famine Relief, Social Order, and State Performance in Late Choson Korea,” *Journal of Korean Studies* 12(1), 113-142.
- Kim, Duol and Park, Heejin(2015), “A Consequence of Coerced Free Trade: Biological Living Standards of Korea during the Port-Opening Period, 1876-1910,” 경제사학회 발표논문

- 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.
- Mann and Jones(2003), "Global Surface Temperatures over the Past Two Millennia," *Geophysical Research Letters* 30(15), 5.1-5.4
- Martínez-González, J.(2015), "Did Climate Change Influence English Agricultural Development?(1645-1740)," EHES Working Paper in Economic History No.75.
- Mitchell, Tony(1979/1980), "Facts and Hypothesis in Yi Dynasty Economic History: The Demographic Dimension," *Korean Studies Forum* 6, 65-93.
- Moeborg et al(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 et al(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 et.al(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.
- Waldinger, M(2014). "The Long Term Effects of Climatic Change on Economic Growth: Evidence from the Little Ice Age, 1500-1750," Mimeo, 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.M.(2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Xiao et al(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 et al(2002), "General characteristics of temperature variation in China during the last two millennia," *Geophysical Research Letters*, 29(9), 38,1-38,4
- Yin, J. et al(2015), "Relationships between Temperature Change and Grain Harvest Fluctuations in China from 210 BC to 1910 AD," *Quaternary International* 355, 153-163.

■ 부표

<부표 1> 합동 OLS모형의 추정결과, 1600~1938

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number of obs	=	1708
Method: Pooled OLS	Number of groups	=	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	-6.229396	.8736286	-7.13	0.000	-8.002956	-4.455835
d14	-6.404131	.75792	-8.45	0.000	-7.942791	-4.865472
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	-11.71868	.5801616	-20.20	0.000	-12.89647	-10.54089
d32	-9.111539	.4703337	-19.37	0.000	-10.06637	-8.15671
d33	-8.085452	.4636969	-17.44	0.000	-9.026806	-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	-9.2361	.5246356	-17.60	0.000	-10.30117	-8.171033
d48	-7.896784	.5155154	-15.32	0.000	-8.943336	-6.850233
d49	-7.999258	.4745833	-16.86	0.000	-8.962713	-7.035803
d50	-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
d53	-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

자료:이영훈(2012) 부표1.

주: 종속변수 q는 두락당 지대량, 독립변수의 d1...d56은 1660년부터 1938년까지 5년 단위의 더미변수. 기준년도는 1660~6년. 따라서 d2는 1665~69년=1, 나머지년도=0... d56은 1935~38년=1, 나머지 년도는 0.

<부표 2> 고정효과모형의 추정결과, 1660~1938

Regression with Driscoll-Kraay standard errors	Number 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

q	Coef.	Drisc/Kraay Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
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	-3.404809	.8552483	-3.98	0.000	-5.141055	-1.668562
d7	-2.212396	.3613649	-6.12	0.000	-2.946005	-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	-3.545936	.4777141	-7.42	0.000	-4.515747	-2.576125
d18	-5.947009	.5152418	-11.54	0.000	-6.993005	-4.901012
d19	-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	-10.92939	.7053516	-15.49	0.000	-12.36133	-9.497453
d29	-9.441765	.6907739	-13.67	0.000	-10.84411	-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	.7228685	-15.88	0.000	-12.94455	-10.00955
d39	-12.56294	.7475739	-16.80	0.000	-14.0806	-11.04529
d40	-12.17269	.8057743	-15.11	0.000	-13.80849	-10.53688
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	-16.41003	.7942278	-20.66	0.000	-18.0224	-14.79766
d50	-15.15826	.7553449	-20.07	0.000	-16.69169	-13.62483
d51	-13.95926	.7808647	-17.88	0.000	-15.5445	-12.37402
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

자료:이영훈(2012) 부표1.

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.