조선후기 穀物市場의 통합에 관한 재검토
A reexamination of the Integration of Grain Market in Korea, 1722~1910

禹大亨(연세대)

목차

I. 서론
II. 자료와 모형
1. 자료
2. 모형
III. 실증결과
1. 米穀시장
1) 서울과 농촌간 시장통합
2) 농촌 지역간 시장통합
3) 시장통합의 결정요인
2.豆類시장
3 '19세기의 위기'와 곡물시장의 분열?
IV.결론

I. 서론

아담 스미스(Adam Smith)이래 많은 경제학자들은 '잘 통합된 시장'(well-functioning integrated markets)의 성립을 근대경제성장의 필수불가결한 조건이라고 보고 있다(Studer 2009; Keller and Shiue 2015). 시장의 통합은 상대적 비교우위에 따른 사회적 분업과 규모의 경제를 유도함으로써, 한편으로는 당해 지역의 생산성과 소득을 향상시키고 다른 한편으로는 산업혁명에 필요한 자본축적과 기술혁신을 자극한다는 것이다(Kelly 1997). 이러한 인식을 토대로, 전통적인 경제사학자들은 산업화가 아시아가 아니라 서유럽에서 발흥할 수 있었던 주된 이유중 하나가 산업혁명 직전 시장통합의 정도가 아시아보다 더 높았기 때문이라고 설명한다(Allen and Unger 1990; Persson 1988, 1999; De Vries and And van der Woude 1997; Zanden 2002; Jacks 2004; Studer 2009; Chilosi et al 2013).

그러나 Shiue and Keller(2007)는 18세기 산업혁명 직전 중국 곡물시장의 통합 수준이 서유럽과 큰 차이가 없음을 보여주면, 이러한 전통적 해석에 대해 의문을 제기하였다. 시장경제의 발달은 산업화에 충분조건일 수는 있지만 필요조건은 아니라는 것이다. 이 연구는 이후 아시아 국가를 대상으로 한 곡물시장의 통합에 관한 연구를 촉발시켰는데, 이들 실증결과들을 종합하면 도쿠가와 시기 일본은 중국과 마찬가지로 서유럽과 거의 대등한 통합 수준을 보여준 반면(Bassino 2007; Zanden 2009:27), 인도(Studer 2008)와 인도네시아(Zanden 2004)

는 서유럽은 물론 중국과 일본에 비해서도 낮은 것으로 나타났다. 즉 비서유럽국가 내에서도 나라별로 작지 않은 편차가 있었던 것이다. 그렇다면 동일한 동아시아에 속한 한국의 경우 개항(1876) 이전의 시장통합 수준은 어느 정도였을까? 중국과 일본 쪽에 가까웠을까 아니면 인도와 인도네시아의 경우처럼 낮은 수준의 통합에 머물고 있었을까? 이 논문은 바로 이러한 물음에 답하고자 하는데 목적이 있다.

조선후기 곡물시장에 대해서는 최근까지 적지 않는 연구성과가 축적되어 있으며, 현재는 두 가지 가설이 맞서고 있다. 하나는 농촌 중심의 場市와 연안에서의 浦口의 발달 그리고 이 양자의 유기적 결합을 통해 늦어도 18세기 중반 경에는 전국 규모의 통합된 곡물시장이 성립되었다고 보는 견해이다(강만길 1973; 최완기 1989, 1995; 고동환 1998, 2003; 백승철 2000). 또한 이들의 주장에 따르면, 서울의 京江商人들이 稅穀운송의 오랜 경험으로부터 축적된 뛰어난 조선 및 항해기술과 우월한 자본력을 바탕으로, "전국적 규모의 유통시장을 조성"(최완기 1995:163) 하는데 주도적인 역할을 하였다고 한다. 즉 서울 상인들은 대형 선박과 신속한 정보망을 이용하여 산지에서 헐값에 매집한 미곡을 서울에서 비싼 가격으로 판매하고, 또 지방의 미가가 폭등할 때는 京江 주변 창고에 쌓아둔 비축미를 신속하게 배로 날라 막대한 차익을 거두었다는 것이다(오성 1989:116-125). 이승렬(2007)과 홍성찬(2014)에 따르면, 이와 같이 차익거래를 통해 막대한 부를 축적한 貿穀商중 일부는 한말 일제시기 금융업이나 제조업으로 진출하여 성공적인 금융(산업)자본가로 변신하였다.

그러나 두 번째 가설은 이러한 주장에 대해 회의적이다(이영훈 박이택 2001, 2002; 이영훈 2005; 이영훈 2010). 이들의 주장에 따르면, 18세기에 성립된 곡물시장의 통합은 內陸部를 포섭하지 못한 채 배가 다닐 수 있는 沿岸部간의 통합에 머물렀으며, 서울 시장의 통합 범위도 서울과 가까운 경기, 충청, 황해도를 벗어나지 못하였다. 또한 "서울과 지방과의 가격차를 이용한 상인들의 재정거래가 성립한 것은 사실이지만, 그 규모는 크지 않았으며 조선왕조 경제체제의 일환으로 공식화할 만큼 성숙하지도 않았다"(이영훈 2010: 434)고 한다. 즉 서울은 어디까지나 행정도시이지 결코 상업도시가 아니었다는 것이다. 나아가 이들의 주장에 따르면, 18세기 성립된 낮은 수준의 불안전한 통합마저도 19세기 중반 이후 모두 분열과 해체의 길을 걸었는데, 이영훈(2007)은 이를 '19세기의 위기'를 나타내는 주요한 징후로 해석한다. 요컨대 두번째 가설에 따르면, 전자의 주장은 한편으로는 조선후기 곡물시장의 통합 범위와 그 수준을 지나치게 과장하고 있으며, 다른 한편으로 19세기 후반 이후의 시장 분열과 해체를 간과하고 있는 셈이 된다. 이들의 주장에 따르면, 조선사에서 전국 규모에서의 시장통합은 일제 식민지시기까지 기다릴 필요가 있었다(Cha 2002).

그런데 전자의 연구가 『비변사등록』 등 주로 문헌적 자료(qualitative approach)에 의존하고 있는 것과 달리, 후자의 연구는 각 지역별 미가 데이터를 이용한 수량적 접근(quantitative approach)이라는 점에서 논의의 수준을 한 차원 끌어올린 것으로 평가된다. 질적 자료를 토대로 하는 분석은 파편화된 사료를 해석, 종합하는 과정에서 연구자의 주관적 가치판단이 개입될 수 있는 여지가 있지만, 수량적 접근은 자의적 가치판단에서 비교적 자유롭기 때문이다. 또한 문헌 분석만으로는 18~19세기 조선에서의 곡물시장의 통합이 다른 나라에 비해 어느 정도 수준이었는지를 알 수 없지만, 수량적 접근은 나라별 비교를 통해 조선 곡물시장의 세계사적 위치를 가늠하게 해준다는 장점도 있다. 그렇지만 후자의 연구가 취한 수량적 접근이 주로 지역별 미가 데이터간 상관계수의 추정에 의존하고 있어, 그들이 내린 결론에 대해서는 여전히 재검토의 여지가 남아 있다. 시장의 통합을 분석하는데 있어 상관관계 분석은 다음과 같은 여러 문제점들이 지적되어 왔기 때문이다(Harriss 1979; Ravallion

1986:102-103; Federico 2012)

첫째, 상관계수를 추정할 때 가성회귀(spurious regression)를 피하기 위해 원 데이터를 差分할 수밖에 없는데, 이 때 데이터가 갖고 있는 고유의 정보가 유실되어 실제로는 두 시장이 통합되어 있음에도 상관계수가 낮게 측정될 가능성을 배제할 수 없다. 또한 이영훈 박이택(2002)도 인정하고 있듯이, 두 지역의 미가 시계열로부터 얻은 상관계수에는 시장통합 이외의 요인들, 예컨대 생산충격의 공조성도 함께 반영되어 있는데, 상관계수 분석으로는 이 둘을 분리해낼 방법이 없다. 이 외에, 상관계수는 시계열의 길이에 민감하게 반응하기 때문에 기간을 지나치게 짧게 설정할 경우 실제 시장통합 여부와 관계없이 상관계수는 낮게 도출될 수 있다. 예컨대 이영훈 박이택(2001: 164)은 불과 30km 남짓 떨어진 영암과 해남의 곡물시장이 19세기 후반 이후 "별개의 두 시장으로 분열"되었음을 보여주는 증거로, 두 지역의 미가 상관계수가 1819~54년과 1855~1882년에 각각 0.889와 0.693에서 1883~1910년에 0.203으로 급격히 떨어졌다는 점을 제시하고 있다. 그렇지만 앞의 두 시기 표본수가 31개와 29개임에 비해 뒤 시기의 표본 수는 9개에 불과하여, 이것으로부터 얻은 상관계수가 어느 정도 신뢰성이 있는지 의심을 받을 수 있다(이영훈 박이택 2001: 160의 표1). 심지어 경주와 영암의 경우에는 기간을 지나치게 세분한 나머지, 각 시기별 샘플수가 3~8개에 불과하다. 또한 이영훈 박이택(2001)이 고립된 내륙부라고 판단한 남원의 경우, 해남과의 상관계수는 1819~54년의 0.151에서 1855~ 82년에는 0.696로 커졌다가 1882~1910년에는 0.801로 더욱 더 증가한 것으로 나타났다. 이는 남원이 다른 농촌시장으로부터 고립되었다는 자신들의 주장과 배치되며, 19세기 중반 이후 곡물시장이 분열되었다는 주장과도 맞지 않는다. 필자는 이러한 혼란이 상관계수의 분석이 갖고 있는 한계에서 비롯되었다고 판단한다.

상관계수가 갖고 있는 이러한 문제점 때문에 최근의 연구들은 공적분(co-integration)을 응용한 오차수정모형(error correction model)을 보다 많이 이용하고 있다. Granger와 Enge에 의해 개발된 공적분 분석은 데이터를 차분하지 않고 그대로 사용함으로써 원 자료에 담겨 있는 시장 정보를 모두 활용할 수 있게 해준다(Engel and Granger 1987; Engle and Yoo 1987; Granger and Engel 1987). 특히 이 모형은 시장통합의 유무뿐 아니라 통합의 질적 수준도 함께 분석할 수 있는 장점이 있다. 앞서 언급한 Shiue and Keller (2007)와 Studer(2008) 역시 모두 이 방법을 사용한 연구 결과들이다. 이 논문 역시 오차수정모형을 이용하여 18~19세기 곡물시장의 통합 범위와 질적 수준을 살펴보고자 한다. 이와 함께 이 글에서는 분석 대상에 서울의 미가 자료를 포함시킴으로써 농촌시장간 통합뿐 아니라 서울과 농촌간 시장통합도 함께 검토한다. 또한 이 논문은 豆類 가격 데이터도 함께 분석함으로써 미곡시장뿐 아니라 여타 곡물시장의 통합 여부도 함께 살펴본다. 『택리지』에 따르면, 콩은 쌀 다음으로 장시에서 가장 많이 거래된 곡물이었다. 이와 같이 이 논문에서 서울의 미가와 두류 가격을 분석 대상에 포함시킬 수 있었던 것은 원 자료를 차분하지 않아도 되는 공적분과 오차수정모형을 활용한 때문에 가능하였다.

오차수정모형의 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 18~19세기 조선의 곡물시장은 매우 잘 통합된 전국 규모의 단일시장을 형성하고 있었으며, 서울 미곡시장의 통합 범위는 충청, 경기를 훌쩍 넘어서서 호남과 경상도에 이르기까지 전국에 걸쳐 있었다. 이영훈 박이택(2001)은 남원을 沿岸部 지역과 분리된 고립된 지역으로 보았지만, 남원을 포함하여 시장통합에서 제외된 고립 지역은 한 곳도 발견되지 않았다. 또한 서울과 농촌간 시장통합의 질적 수준은 농촌시장간 통합 수준보다 높은 것으로 나타나, 서울이 전국 미곡시장에서 주도적 역할을 하였다고 본 전자의 가설을 지지해주고 있다. 둘째, 두류시장역시 미곡시장과 마

찬가지로 통합된 단일시장을 이루고 있었으며, 통합의 질적 수준도 미곡시장과 비슷하거나 오히려 능가하는 것으로 나타났다. 셋째, 19세기 중엽 이후 곡물시장의 분열과 해체를 나타내는 어떠한 징후도 발견할 수 없었으며, 오히려 변동계수의 추이는 곡물시장의 통합 수준이 꾸준히 진전되었음을 보여주고 있다. 마지막으로 다른 나라와 비교할 때, 18~19세기 곡물시장의 통합 수준은 산업혁명 직전 서구와 거의 동등한 수준인 것으로 나타났다.

이하 이 논문은 다음과 같이 전개된다. 서론에 이어 2절에서는 이 논문에서 다룰 두 가지 자료인 미가와 콩 가격의 시계열 자료를 검토하고, 이어서 시장통합의 유무와 질적 수준을 판단할 수 있게 해주는 공적분과 오차수정모형을 살펴본다. 3절에서는 공적분과 오차수정모형의 추정결과를 제시하고, 4절에서는 이 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 자료와 모형

1.자료

이 글에서 살펴볼 첫 번째 자료는 년 단위와 반년 단위로 작성된 미가 시계열 데이터이다. 년 단위는 서울(1778~1883), 영암(1741~1927), 경주(1701~1915), 예천(1834~1937), 남원(1768~1831), 울산(1870~1934), 광주(1850~1928) 등 7개 지역이며, 반년 단위는 영암(1744~1928), 경주(1713~1915), 예천(1834~1937), 남원(1812~1931), 울산(1870~1932), 해남(1823~1910), 대구(1733~1808) 등 7개 지역이다.[1] 반년 기준에는 년 단위의 서울과 광주가 빠진 대신, 대구와 해남이 포함되었다. 위의 모든 데이터는 서울의 경우만 찹쌀 가격이며, 나머지는 모두 벼의 조 가격이다. 찹쌀가격과 멥쌀가격 간에, 그리고 서울의 찹쌀가격과 영암의 벼 조가격 시계열 간에 높은 공조 현상이 있음은 이영훈(2010)과 차명수 홍제완(2003)에 의해 이미 확인된 바 있다.[2] 살펴볼 두 번째 자료는 년 단위 기준의 서울의 녹두가격(1778~1883)과 예천의 두류가격(1834~1937), 그리고 울산의 콩(太)가격(1870~194)이다.

위 자료는 서울을 제외하고 모두 해당 지역의 양반가와 그 친족집단에 의해 기록된 것으로, 각 자료의 출처에 대해서는 전성호(1998), 이영훈 전성호(2000)과 이영훈 박이택((2001)에 의해 보다 자세하게 분석되었다 따라서 여기에서는 위 자료의 한계에 대해서만 간략히 언급해 두자. 먼저 기록이 불규칙하고, 또 월별・계절적 가격변동이 심한 농산물의 특성을 감안할 때, 부정기적으로 기록된 가격을 단순 평균한다고 해서 그 값을 년 가격 혹은 반년 가격으로 볼 수 있는가 하는 의문이 제기될 수 있다. 이러한 우려는 계량분석에서 자주 부딪히는 '측정오차'의 문제인데, 그 오차의 크기가 어느 정도였는지 현재로선 알 방법이 없다. 문제는 그 오차가 회귀분석이 불가능할 정도의 크기인가 하는 것인데, 이영훈, 박이택(2001)이 보여주었듯이 각기 독립적으로 작성된 미가 시계열 간에 통계적으로 유의미한 상관관계가 다수 확인되었다. 뒤에서 살펴보겠지만, 동일한 자료를 이용하여 오차수정모형을 추정한 결과, 모두 이론적으로 예상되는 계수 값과 부호가 도출되었다. 또한 일반적으로 년 단위의 데이터를 이용할 경우, 주기가 더 짧은 데이터, 예컨대 분기나 월 단위 데이터를 이용할 때에

1) 위 자료는 박기주, 이영훈 조영준(2007)에 수록되었다.

2)보다 엄밀하게 하기 위해서는 찹쌀과 멥쌀 가격의 비율을 이용하여 멥쌀 가격으로 조정해야 하지만, 당시의 찹쌀/멥쌀가격비율을 알지 못하며, 또 알고 있어 바꾼다고 해도 그것은 단지 선형 변환에 불과하기 때문에 분석의 결과에 큰 영향을 미치지는 않는다.

비해 오차수정계수가 과소 추정되는 것으로 알려져 있는데(Taylor 2001; Federico 2012), 우리의 경우에도 년 단위를 이용할 경우 반년단위를 이용한 경우에 비해 계수값이 과소 추정되었다. 마지막으로 다른 나라의 경험에 따르면, 어느 두 시장의 통합 강도는 거리와 반비례의 관계가 있는데, 우리의 경우에도 통합강도와 거리간에 유의미한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 점들을 종합할 때, 위의 시계열 자료에는 비록 측정오차가 크다 하더라도 당해 지역의 유용한 시장 정보가 담겨 있다고 판단한다.

이 자료가 갖고 있는 두 번째 문제점은 자료의 기록 시점과 종점이 제각기 다르고, 또 결측치(missing values)가 적지 않다는 사실이다. 예컨대 이 논문에서 살펴볼 미가의 년 기준과 반년 기준이 각각 7개 지역이므로, 두 지역씩 짝을 지을 경우 모두 42개의 시장 통합 사례를 검토할 수 있다. 그러나 이 중에는 기록의 시점과 종점이 서로 달라 기간이 겹치지 않는 경우도 있으며, 또 겹치는 기간이 있다 하더라도 그 기간이 너무 짧아 통계적으로 유의미한 결과를 얻기 어려운 사례도 있었다. 이 논문의 주된 관심 시기가 개항(1876) 이전이지만, 이러한 경우에는 충분한 관측치를 확보하기 위해 1910년까지 기간을 연장하였다. 한편 결측치에 대해서는 이를 그대로 두거나 보정하여 사용하는 방법 등 두 가지 모두가 가능한데, 우리는 이 두 가지 방법을 모두 시도하였다. 보정 방법은 한 해의 결측치는 인접한 두 년도의 이동평균값으로 대체하였으며, 2년 이상 연속 결측치의 경우 이를 보정할 수 있는 합리적인 방법이 없어 그대로 두었다. 이 글에서는 번거로움을 피하기 위해 보정한 데이터의 추정결과만을 제시하였지만, 양자 간 추정결과에는 유의미한 차이는 없었다.[3] 마지막으로 지역별 도량형의 차이에 따른 우려도 제기될 수 있다. 동일한 1석의 가격이라 하더라도 예컨대 예천과 영암의 1석의 부피가 다를 수 있기 때문에 각 지역별 미가가 동일한 기준에 의해 작성된 가격으로 볼 수 있는가 하는 의문이다. 그렇지만 이 글에서는 미가의 절대치 그 자체에 관심이 있지 않으며, 또한 모든 가격 자료는 전기로부터 차감한 변수를 사용하거나 같은 년도 하더라도 지역 간 차분변수를 사용하기 때문에, 설사 지역별로 도량형에 차이가 있다 하더라도 그것이 분석 결과에 영향을 미치지는 못한다.

2. 모형

우리가 알고 있는 수량 자료가 앞에서 살펴본 지역별 미가 혹은 두류가격 시계열 자료밖에 없다고 할 때, 이 자료만으로 시장의 통합 유무와 그 강도를 어떻게 알 수 있을까? 다음과 같은 예를 들어 보자. 19세기 어느 해 서울과 영암의 1석당 미가는 각각 2.6냥과 1.9냥이며, 양 지역 간 교역에 따른 거래비용은 운송비를 포함하여 석당 0.2냥이라고 가정하자. 이때 양 지역 가격 정보를 모두 알고 있는 상인이 있었다면, 그는 영암에서 쌀을 사다가 서울에서 되팔아 거래비용을 제하고도 석당 0.5량의 수입을 얻었을 수 있었을 것이다. 지금 우리는 당시의 상인들이 이와 같이 지역 간 가격 차이를 이용한 재정거래(arbitrage)를 하였는지, 그리고 이로 인해 두 지역간에 어느 만큼의 쌀이 이입/이출되었는지 직접적 증거를 갖고 있

3) 그럼에도 보정으로 인해 추정결과가 달라질 수 있다는 우려가 제기될 수 있기 때문에 비교를 위해 부표 1에서는 결측치를 그대로 둔 추정결과를 제시하였다. 이 부표는 결측치를 그대로 둔 것만 다르고 나머지는 본문의 표1과 같다. 양자를 비교하면 결측치를 보정한 추정결과가 결측치를 그대로 둔 추정결과에 비해, 관측치 수가 늘어남에 따라 전반적으로 t통계량이 조금 증가한 반면 설명계수는 같거나 오히려 조금 하락하였다. 그렇지만 계수 값은 양자 간에 거의 차이가 없음을 볼 수 있다. 그럼에도 결측치를 그냥 두었을 때보다 관측치가 많아지면서 분석 시기를 개항 이전시기로 한정하거나 분석이 가능한 사례의 수가 조금 늘어나는 효과를 얻을 수 있었다.

지 않지만, 만일 이러한 재정거래가 활발하게 이루어졌다면 서울의 쌀값은 떨어졌을 것이고 반대로 영암의 쌀값은 올랐을 것이란 사실은 짐작할 수 있다.[4] 서울의 총 공급량(=지역 생산량+이입량)은 늘어나고 반대로 영암의 총공급량(=지역생산량-이출량)은 줄어들었을 것이기 때문이다. 그리고 이러한 이출과 이입은 양 지역의 가격차가 거래비용을 반영한 만큼인 1.2:1인 '균형가격비율' (equilibrium price ratio)에 도달해서야 멈추었을 것이다. 그 비율에 도달하면 더 이상 재정거래에 따른 이득이 없기 때문이다. 물론 그 반대의 경우도 일어날 수 있다. 예컨대 어떤 이유로 영암지역의 쌀값이 3냥으로 뛰어 올랐다면, 이번에는 서울의 쌀이 영암으로 내려갔을 것이고 이러한 재정거래는 다시 한번 장기 균형가격비율인 1.2:1에 도달할 때까지 이루어졌을 것이다.[5] 요약하면, 현재 우리는 지역 간 가격 차이를 이용한 재정거래의 수량적 증거를 갖고 있지 않지만, 이러한 일이 일상적으로 일어났다면 그 흔적은 오늘날까지 전해오는 두 지역의 가격 정보에 반영되어 있을 것이다.

경제학자들은 프랑스의 경제학자 쿠르노(Cournot)의 정의에 따라, 어느 두 시장의 가격 시계열 간에 장기적인 균형가격 비율이 존재할 때, 혹은 외생적 충격에 의해 일시적으로 그 비율에서 이탈하더라도 다시 균형비율을 회복할 때 두 시장은 통합되었다고 이야기한다 (Jacks 2004:287-288; Federico 2011:95). 그리고 장기적인 균형관계를 회복하는 속도가 빠를수록 두 시장간 통합의 질적 수준은 높다—혹은 보다 효율적인 시장이다—라고 판단한다. 물론 균형가격비율은 고정 불변이 아니다. 예컨대, 위에서 서울과 영암 간 거래비용을 석당 0.2냥으로 가정하였지만, 선박의 대형화와 통신수단의 발달에 힘입어 거래비용을 0.1냥까지 낮출 수 있다면 균형가격비율도 1.1:1로 낮아지게 된다. 이에 따라 두 지역 간 교역의 규모도 더욱 더 증가하게 되어, 쿠르노가 말하는 일물일가의 법칙이 적용되는 보다 더 완벽한 통합시장에 점차 더 가까워질 수 있다.

시장통합의 정의는 이처럼 단순 명료하지만, 그리고 가격 자료를 이용하여 시장의 통합 여부를 판단하는 아이디어는 매우 논리적이지만, 이를 실증적으로 검증하는 일은 생각만큼 쉬운 일은 아니다. 1980년대 후반 '공적분' 이론이 탄생하기 전까지 시장통합의 유무를 살펴보는데 가장 많이 사용된 방법은 두 지역의 가격 시계열 간 상관계수를 계산하는 것이었다(예컨대 Granger and Elliot 1967; Latham and Neal 1983; Stigler and Sherwin 1985). 이것은 앞서 예를 든 서울과 영암의 경우처럼 두 시장이 통합되어 있다면 두 지역의 가격 간에는 장기적으로 일정비율이 유지될 것이란 아이디어에서 비롯되었다. 즉 별개의 두 시장이 하나로 통합되었다면 두 지역의 가격은 일정비율을 유지하면서 공조현상을 보일 것이기 때문에 상관계수는 높게 나올 것이고, 반대로 시장이 분리되어 있었다면 두 지역의 가격은 각기 자기 지역의 공급량에 의해 결정될 것이므로 균형비율은 애초부터 존재할 수가 없고, 따라서 두 지역 미가 간 상관계수는 낮게 나올 것이란 것이다. 서론에서 언급한 바와 같이 이영훈 박이택(2001)이 채택한 방법도 바로 이것이었다.

이 방법은 이처럼 단순하면서도 실용적이지만, 다음과 같은 점에서 문제가 없는 것은 아니다(Harriss 1979; Ravallion 1986:102-103; Fresco 2012). 첫째, 미가 시계열 간의 상관계수는 시장의 통합 유무에도 영향을 받지만, 두 가격 시계열에 공통적으로 영향을 미치는 여타의 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 예컨대 동일한 기상 변화가 두 지역에 함께 영향

4) 물론 재정거래가 어느 한 시장의 미가에만 영향을 미칠 수 있다. 이에 대해서는 다시 뒤에서 살펴볼 것이다.

5) 이상의 예는 암묵적으로 쌀값의 계절별 변화는 없는 것으로 가정하였지만, 실제로는 년내 변동률이 크기 때문에 년 기준으로 1.2:1에 도달하더라도 계절간 미가변동을 이용한 재정거래는 얼마든지 일어날 수 있다.

을 미쳤을 경우 실제로는 두 시장이 분리되어 있음에도 불구하고 두 지역 사이에 상관계수가 높게 측정될 수가 있다. 둘째, 상관계수를 계산할 때 허위의 결과(spurious regression)를 피하기 위해 시계열 데이터를 차분할 수밖에 없는데, 이 때 장기 균형가격비율의 정보가 유실되어 실제 두 시장이 통합되어 있음에도 불구하고 상관계수는 낮게 나올 가능성도도 배제하기 어렵다. 즉 전자가 시장통합의 정도를 실제보다 상향 바이어스 시킬 수 있는 요인이라면, 후자는 하향 바이어스의 요인으로 작용한다. 그 외, 상관계수는 시계열의 길이, 자료의 주기- 예컨대 년 단위인가 계절 단위인가--와 결락치의 빈도에 예민하게 반응하는 단점도 있다(Phillips 1991). 그러나 무엇보다 상관계수 분석은 일시적 쇼크에 의해 불균형이 나타났을 때 즉각적인 가격조정(instantaneous price adjustment)을 가정하고 있기 때문에, 장기 균형으로 돌아가는데 동태적 과정을 파악할 수 없는 한계를 갖고 있다(Ravallion, 1986).

상관계수가 갖고 있는 이러한 문제점 때문에 근래에는 Granger, Engel 그리고 유병삼에 의해 개발된 공적분(co-integration) 이론과 이를 응용한 오차수정 모형(error correction model)이 보다 많이 활용되고 있다(Granger and Engels 1987; Engel and Granger 1987; Engle and Yoo 1987). 이들에 따르면, 개별적으로 단위근(unit root)을 갖고 있는 불안정(non-staionary)한 두 시계열 사이에 안정적인(stationary) 선형결합이 존재할 때, 이들 두 변수는 공적분되었다(co-integrated)고 정의한다. 또한 이들에 따르면, 두 변수 간에 공적분의 관계가 있다는 것은 이들 두 변수 간에 장기적 균형관계(long-run equilibrium relation)가 있다는 뜻이고, 또 두 변수 간에 장기적 균형관계가 있다는 것은 어떤 외생적 충격에 의해 일시적으로 불균형 상태가 되더라도 그 상태가 지속되지 않고 반드시 이전의 장기균형관계를 회복한다는 것을 의미한다.[6)]

이러한 내용을 담고 있는 공적분 이론은 그 이름의 유사성에서도 알 수 있듯이, 시장의 통합을 살펴보는데 유용한 도구로 활용할 수 있다. 공적분된(co-integrated) 두 시계열 사이에 장기적인 균형관계가 존재한다는 첫 번째 명제는 통합된(integrated) 두 시장의 가격 사이에 장기 균형가격 비율이 존재한다는 것과 같으며, 일시적으로 불균형 상태가 되더라도 장기적으로는 균형관계가 회복될 것이란 두 번째 명제는 두 시장의 가격비가 단기적으로 장기 균형비율에서 벗어나더라도 재정거래로 인해 장기 균형가격비율이 회복될 수 있다는 것과 같은 내용을 담고 있기 때문이다. 이러한 공적분의 아이디어는 다음과 같은 오차수정모형이라 불리는 두 식으로 나타낼 수 있다.[7)]

$$\Delta \log P_{i,t} = \alpha 0 + \alpha 1\ (\log P_i - \ \log P_j)_{t-1} + \epsilon_{i,t} \qquad (1)$$

$$\Delta \log P_{j,t} = \beta 0 + \beta 1\ (\log P_i - \ \log P_j)_{t-1} + \epsilon_{i,t} \qquad (2)$$

P= 쌀값, 하첨자 i와 j는 지역을 나타내며, t는 년도이다.

위 두 식에 따르면, t기의 i와 j 지역의 가격 변화 $\Delta \log P(= \log P_t - \log P_{t-1})$는 $t-1$기의 (불)균형상태, $(\log P_i - \ \log P_j - z)_{t-1}$에 의해 영향을 받는다. 즉 i와 j 두 지역의 시장이 통합되어 장기적으로 P_i와 P_j간에 균형비율이 존재한다면, $t-1$기에 어떤 외생적

6) 이는 그 역도 성립하는데, 어떤 외생적 쇼크에 의해 일시적으로 불균형상태가 되었다 하더라도 이전의 안정적인 균형 관계로 되돌아온다면, 양자 간에는 장기적인 균형관계, 즉 공적분의 관계가 있다고 말할 수 있다.

7) 공적분에서 오차수정모형의 도출과정은 Persson(1999:122-127)참조.

요인으로 인해 일시적인 불균형상태가 되었다 하더라도 t기 이후에는 다시 장기균형관계로 복귀해야하기 때문에 $\alpha 1$과 $\beta 1$중 적어도 어느 하나는 음(-) 또는 양(+)의 값을 가져야 한다. 이 두 계수의 부호가 동시에 (-)와 (+)가 되지 않아도 되는 이유는 어느 하나의 부호만 유효하더라도 장기 균형관계를 회복하는데 아무런 문제점이 없기 때문이다. 경제학자들은 P_i의 변화로 인해 나타난 불균형이 t기 이후부터 수정되는 과정에서 P_j에만 영향을 미치고 자신의 가격 P_i는 영향을 받지 않는 경우, P_i는 P_j에 대해 '약외생성'(weak exogeneity)을 갖고 있다고 말한다(Persson 1999:98).[8] 그렇지만 두 계수의 부호가 동시에 제로가 되어서는 안된다. 두 부호가 동시에 제로가 된다는 것은 $t-1$기에 나타난 불균형이 다음 기 이후에도 영원히 '수정'되지 않는다 — 즉 장기균형관계로 돌아오지 않는다 — 는 것을 의미하기 때문이다. 따라서 어느 두 시장의 통합 여부는 위 모형을 추정한 다음 두 부호의 방향을 체크함으로써 알 수 있다.

그런데 오차수정모형은 이처럼 두 시장간 장기균형관계의 유무—즉 시장통합 유무—뿐 아니라 통합의 질적 수준을 판단할 수 있는 정보도 함께 제공해주는 장점을 갖고 있다. $\alpha 1$과 $\beta 1$의 절대값이 일시적 불균형상태에서 균형관계로 돌아오는 데까지 걸리는 시간을 의미하기 때문이다. 예컨대 $\alpha 1$이 0.1라면 전기에 발생한 오차가 다음 기에 10% 정도 수정되었다는 뜻이고, 1이라면 전기의 발생한 불균형이 다음 기에 모두 해소되었음을 의미한다. $\alpha 1$과 $\beta 1$의 값에 이러한 정보가 담겨 있기 때문에 경제학자들은 이 계수를 '오차수정계수'라고 부르고, 이 값의 크기를 통합된 두 시장의 질적 수준을 나타내는 지표로 해석한다. 장기균형관계로의 복귀 속도가 빠르다는 것은 두 지역간 가격 차이를 이용하는 재정거래가 그만큼 활발하다는 것을 의미하기 때문이다. 한편 두 지역간 재정거래가 보다 신속하게 이루어지기 위해서는 어느 한 지역의 가격 정보가 다른 지역으로 보다 빨리 전달되어야 하며, 이와 함께 곡물이 가능한 한 빠른 시간에 이동되어야 하며, 나아가 지역간 재정거래가 안정적으로 유지되기 위해서는 각종 제도적 혁신이 뒷받침되어야 한다. 요컨대 오차수정계수의 값에는 두 지역 간 재정거래에 영향을 미치는 이러한 여러 요인들이 모두 반영되어 있다고 말할 수 있다.

Studer(2008)는 시장간 '약외생성' 여부보다는 통합의 유무와 그 강도에 보다 더 관심이 있을 경우 식(1)에서 식(2)를 차감한 식(3)의 모형이 보다 더 유용하다고 이야기한다.

$$\begin{aligned}\Delta \log P_{i,t} - \Delta \log P_{j,t} &= (\alpha 0 - \beta 0) + (\alpha 1 - \beta 1)(\log P_i - \log P_j)_{t-1} + \epsilon_{i,t} - \epsilon_{j,t} \\ &= c0 + \lambda(\log P_i - \log P_j)_{t-1} + \omega_t \qquad (3)\end{aligned}$$

식(3)에서 λ는 i와 j 시장의 오차수정계수를 합친 값이므로, $\alpha 1$과 $\beta 1$이 i와 j 시장에서의 개별 조정속도라면, λ는 전체 조정속도를 나타낸다. 그의 이야기대로 시장의 위계구조보다는 시장통합의 유무와 통합의 강도에 관심이 있다면, $\alpha 1$과 $\beta 1$보다 λ의 부호와 크기가 보

8) 예컨대 우리는 앞의 서울과 영암의 예에서, 영암의 쌀값이 오르면 서울에서 영암으로 쌀이 이출되기 때문에 영암의 쌀값은 떨어지고 서울의 쌀값은 오를 것이라고 가정하였지만, 서울에서의 쌀 비축량이 풍부할 경우 영암의 쌀값만 하락하고 서울의 쌀값은 오르지 않을 수도 있다. 그리고 영암의 쌀값만 하락하더라도 서울과 영암 간 균형가격비율을 회복하는데 아무런 장애가 없다. 이와 같이 P_i과 P_j 간에 장기균형 관계가 존재하고 i 시장에서 충격이 발생하여 장기관계에서 이탈이 발생할 경우, 다음 기의 회복과정에서 j시장은 영향을 받는 반면 i시장은 영향을 받지 않을 때 P_i는 P_j에 대해 약외생성을 갖는다고 일컬어진다.

다 더 유용하다. $\alpha 1$과 $\beta 1$은 두 시장의 위계 관계 즉 '약외생성'의 정보를 추가적으로 제공해주는 반면, λ는 두 시장간 통합의 수준을 종합적으로 판단할 수 있게 해주기 때문이다. 즉 $\lambda = 0$라면 $\alpha 1 = \beta = 0$임을 의미하는 것이기 때문에 i와 j 두 시장은 완전히 분리되어 있다고 말할 수 있으며, 반대로 이 값이 0으로부터 멀어질수록 두 시장간 통합의 질적 수준은 높다고 할 수 있다.

마지막으로 오차수정모형의 종속변수는 1차 차분된 안정적인 변수인 반면, 우측의 오차수정항은 불안정한 수준 변수로 되어 있다. 그러나 수준변수의 선형결합으로 이루어진 오차항이 단위근을 갖고 있지 않다는 것이 확인되면, 양변 모두 안정적인 변수가 되기 때문에 이 식의 추정결과는 허구((spurious regression)가 아니다.

III. 실증결과

1.미곡시장

1)서울과 농촌간 시장통합

이상 우리는 각 지역별 곡물가격의 자료를 통해 시장통합의 유무와 그 강도를 측정할 수 있는 오차수정모형을 살펴보았다. 본 절에서는 앞에서 소개한 서울과 각 농촌 지역의 미가를 이용한 추정결과를 제시한다. 먼저 표1은 서울과 5개 농촌 지역의 미가 시계열 데이터를 이용하여 공적분과 오차수정모형의 추정결과를 정리한 것이다. 영암을 포함하여 다섯 개 농촌 지역이 선정된 것은 다른 지역의 미가 기록 시점이 모두 19세기 후반이기 때문이다.

표1 추정결과: 서울과 농촌지역과 시장통합

식	1	2	3	4	5
기간	1793~1883	1793~1883	1835~1883	1852~1883	1852~1875
지역 i	서울	서울	서울	서울	서울
지역 j	영암	경주	예천	남원	광주
단위근 검정	-4.42***	-4.70***	-4.50***	-4.50***	-4.60***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
$\alpha 1$	-0.19**	-017**	-0.19**	-0.45***	-0.38**
	-2.25	-2.46	-1.74	-2.96	-2.69
$\beta 1$	0.65***	0.53***	0.53***	0.51**	0.57***
	5.00	5.18	3.76	2.52	2.91
γ	-0.88***	-0.74***	-0.72***	-1.20***	-0.98***
	-4.74	-5.96	-4.99	-5.95	-4.60
R^2	0.47	0.39	0.36	0.60	0.49
N	72	58	46	26	24

주 1: 단위근검정은 Augmented Engle-Granger(AEG) test에 의한 t통계량. 하단의 수치는 MacKinnon(1990, 20100) approximate p-value .
2. $\alpha 1$, $\beta 1$, γ은 식(1)~식(3)의 추정결과. 하단수치는 t통계량.
3. ***, **, *는 각각 1,5, 10% 유의수준. R2와 N은 식(7)의 결정계수와 관측수
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007)

표1에서 '단위근 검정'항의 상단은 두 지역의 미가 차분이 안정적인가를 보여주는 ADF 검정통계량이며, 하단은 이 수치가 통계적으로 유의미한가를 알려주는 MacKinnon(1990,

2010)이 제공한 p-value이다. $\alpha 1$, $\beta 1$ 및 γ 는 앞서 살펴본 오차수정모형 식(1), (2) 및 (3)의 추정결과를 정리한 것이다. 먼저 ADF 검정통계량부터 살펴보면, 서울 미가와 5개 지방의 미가 간에 1% 유의수준에서 모두 안정적인 관계가 있음을 보여주고 있다. 다음으로 $\alpha 1$, $\beta 1$ 및 γ을 살펴보면, 두 지역의 미가 사이에 장기적 균형 관계가 있을 때만 나타나는 부호의 방향을 보여주고 있으며, 또한 이 값은 통계적으로 1~5% 수준에서 모두 유의적이다. 즉 오차수정모형의 추정결과는 모두 서울의 미곡시장과 5개 농촌 지역의 미곡시장 간에 서로 통합되어 있음을 보여주고 있는 것이다. 참고로 서울과 각 다섯 지역 간 1차 차분한 미가의 상관계수는 0.37(영암), -0.09(경주) 0.21(예천) -0.15(광주), 0.15(남원)로 계산되었다. 즉 상관계수로 판단할 때, 서울의 미가시장과 통합을 말할 수 있는 지역은 영암 한 곳밖에 없지만, 오차수정모형의 추정결과는 서울의 미가와 나머지 전 지역의 미가 사이에도 장기적인 균형관계가 있음을 알려주고 있는 것이다.

그런데 $\alpha 1$과 $\beta 1$에 좀 더 주목해보면, 5개식 모두 동시에 각각 음(-)와 양(+)의 값을 취하고 있음을 볼 수 있다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이, 상대 지역에 대해 '약외생성'을 갖는 지역이 한 곳도 없음을 의미한다. 즉 이 추정결과에 따르면, 전년도에 서울(농촌)의 미가가 갑작스럽게 올라 장기 균형관계에서 벗어나면, 그 다음해는 어김없이 5개 농촌(서울)지역에서 서울(농촌)로 쌀이 이동하고, 이로 인해 쌀이 빠져 나간 농촌(서울)의 미가는 상승한 반면 쌀이 이입된 서울(농촌)의 미가는 하락한 것으로 나타났다. 우리는 이러한 추정결과로부터 다음과 같은 두 가지 사실을 더 읽어낼 수 있다. 첫째는 서울로 향하는 쌀 공급을 어느 특정 지역이 독점하고 있지 않았다는 점, 달리 표현하면 서울 貿穀商의 활동 범위가 서울과 가까운 지역에만 국한된 것이 아니라 호남에서부터 경상도에 이르기까지 전국에 걸쳐 있었다는 점이며, 둘째는 서울과 농촌간의 재정거래 규모가 자기 지역의 쌀값을 인상시키는데 그치지 않고 상대 지역의 쌀값을 떨어뜨릴 만큼 결코 작지 않았다는 사실이다.[9]

그렇다면 서울과 농촌간 시장통합의 질적 수준은 어느 정도였을까? 이를 가늠해보기 위해 비슷한 시기 서구의 곡물시장과 비교해보자. Persson(1999: 98-100)은 서유럽을 대상으로 이 논문의 식(1) 및 식(2)와 동일한 모형을 이용하여 일시적으로 오차가 발생하였을 때 그 오차의 크기가 1/2로 줄어들 때까지 걸린 시간 즉 반감기(a half-life)를 계산하였다.[10] 그의 계산에 따르면, 17세기에는 1.5~3년이 걸렸으며 산업혁명 직후인 19세기 중엽에는 약 3~4개월 정도로 줄어들었다. Bateman(2011)은 시기를 1550~1799년으로 확장하고 사례 수도 대폭 늘려 반감기를 추정하였는데, Persson의 추정결과와 달리 분석기간 동안 반감기가 감소되지 않았으며 평균 반감기는 약 6.34개월로 계산되었다. 이 수치와 비교를 위해 표1의 $\alpha 1$과 $\beta 1$

---

9) 아래의 두 인용은 서울과 농촌간 양 방향의 재정거래 규모를 짐작케 해주는 사료인데, 표1의 추정결과에 따르면 이 기록이 결코 과장이 아님을 알 수 있다.
則近聞江上貿穀積貯之類, 近見亢旱如此, 謂 此時莫失, 一齊收藏, 各相乘勢, 而又恐法司之知機 阻搪, 必於暮夜無知之時, 移峙於江外遠處, 仍爲船 載潛發, 分送於兩湖價騰之處, 數三日之間, 已不知 爲幾千包云, 此若一任作爲, 不之禁斷, 則江上宿儲, 必至蕩然, 而來後都民, 將無以糊口措手, 不但民習 切駭, 向後之憂 (『비변사등록』 순조 9년 1809년 6월 12일)
聞京商貿穀, 自各該道執留不送, 故京 中米穀, 由此益貴, 部內民情, 見方悶急云, 該道防穀, 雖出於各爲其民之意, 而若使鄕穀不到, 則必見京 民盡劉, 此不但爲遏糶之弊而已, 而該道之不能周 思, 致令國內穀物, 閼而不通, 誠爲萬萬未安, 此後勿 復執留之意, 嚴飭於各道道臣何如, 上曰, 依爲之 (『비변사등록』 순조 14년 1814년 2월 25일).
이외에도 비변사등록 등 당시의 문헌에는 양 방향의 재정거래가 활발히 이루어졌음을 보여주는 기록들을 쉽게 찾을 수 있는데, 보다 자세한 것은 최완기(1989, 1995)와 고동환(1998, 2003) 참조.

10) 반감기 계산 공식은 다음과 같다. $\frac{\ln(0.5)}{\ln(1+\alpha 1(\beta 1))}$ 보다 자세한 것은 Hynes et.al.(2012:125) 참조.

으로부터 이용하여 반감기를 계산하면, 서울과 5개 농촌 간 곡물시장의 반감기는 평균 7.3개월 정도였다. 즉 조선 쪽이 서구에 비해 조금 더 긴 것으로 나타난 것이다. 그런데 반감기를 액면 그대로 비교하는 것은 공평하지 않다. 표1은 연간 자료를 이용한 반면, Bateman(2011)은 월별 자료를 이용하였기 때문이다. 일반적으로 년 단위의 데이터를 이용할 경우 주기가 더 짧은 데이터, 예컨대 분기나 월 단위 데이터를 이용할 때에 비해 오차수정계수가 과소 추정되는 것으로 알려져 있다(Taylor 2011; Federico 2012). 농산물처럼 단기 가격변동이 심한 경우 이를 활용한 월별 또는 계절별 재정거래가 활발하게 이루어지는데, 년 단위 통계는 월별, 계절별 가격 변동을 평균화시킴으로써 재정거래의 규모가 과소 집계되기 때문이다. Brunt and Cannon(2014)는 자료의 주기가 오차수정계수에 어떠한 영향을 미치는지를 실험하였는데, 그의 비교에 따르면 년 단위 자료를 이용할 경우의 반감기는 24주임에 비해 월 단위는 14주, 주 단위 자료는 약 8주가 걸린 것으로 나타났다. 즉 년 단위는 월 단위 자료를 이용할 때에 비해 약 58%(=14/24주) 정도 과소 추계된 것이다. 이를 감안하면 비슷한 시기 서울과 농촌간 시장통합의 수준은 적어도 서구와 같거나 오히려 더 앞섰을지도 모른다는 결론에 도달하게 된다.

2) 농촌 지역 간 시장통합

서울과 농촌 간에 이만한 정도의 시장통합이 각 개별 농촌시장 간에도 이루어졌을까. 표2는 이를 살펴보기 위해 각 농촌 지역의 미가 자료를 이용하여 오차수정모형의 추정결과를 정리한 것이다. 이 표에는 영암 경주, 예천, 남원, 울산, 광주 등 년 단위 6개의 미가 자료와 영암, 경주, 예천, 남원, 해남, 울산, 대구 등 7개의 반년 단위 자료로부터 각 두 지역씩 조합된 31개 추정결과가 제시되어 있다.

먼저 오차수정계수부터 살펴보면, 31개의 조합 중 $\alpha 1$과 $\beta 1$이 동시에 0을 보인 사례는 하나도 없으며, γ는 모두 1% 유의수준에 음(-)의 부호를 나타내고 있다. 즉 표2의 추정결과에 따르면, 이영훈 박이택(2001)이 고립된 지역이라고 본 남원을 포함하여 시장통합에서 제외된 고립 지역은 한 곳도 발견되지 않았다.[11] 단위근 유무를 보여주는 AEG 검정통계량에 따르면, 두 지역의 미가 시계열 간에는 모두 안정적인 것으로 나타났다.

이처럼 각 농촌시장이 하나의 단일시장으로 통합되어 있었다면, 그 질적 수준은 어느 정도였을까? 이를 다시 한번 서구의 시장통합 수준과 비교하기 위해 표2에서 추정된 $\alpha 1$과 $\beta 1$을 반감기로 환산하면, 년 단위 기준이 11.3개월, 반년 기준은 약 8.9개월로 계산되었다. Bateman(2011)의 서양을 대상으로 한 반감기가 약 6.34개월이므로, 조선의 경우 서유럽국가에 비해 년 단위 기준으로는 1.8배, 반년 기준으로는 1.4배 더 긴 것으로 나타난 것이다. 그러나 앞서 지적한 바와 같이, Bateman(2011)의 반감기가 월별 자료를 이용한 것이며, 그리고 년 단위는 월 단위 자료에 비해 약 58% 과소 추계된다는 점을 상기해보면, 조선의 농촌시장과 서유럽의 시장 간에 통합의 질적 수준에 거의 차이가 없음을 다시 한번 더 확인할 수 있다.

11) 박정오 이종록(2010)에 따르면 섬진강에는 한국전쟁 무렵까지 떼배(뗏목)를 이용하여 상류의 원목을 바다까지 운반하였으며, 또 최근에는 관광상품의 일환으로 과거 일제시기 때까지 배가 올라왔던 남원 요천나루터에 황포돗을 단 소금배를 재현해놓았다.
http://www.namwonnews.com/news/articleView.html?idxno=1523

표2 추정결과: 농촌지역간 시장통합

자료	년간					반년				
식	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
기간	1743~ 1876	1835~ 1876	1850~ 1876	1871~ 1910	1851~ 1876	1746~ 1876	1835~ 1876	1829~ 1876	1824~ 1876	1781~ 1808
지역 i 지역 j	영암 경주	영암 예천	영암 남원	영암 울산	영암 광주	영암 경주	영암 예천	영암 남원	영암 해남	영암 대구
단위근 검정	-7.54*** [0.00]	-4.58*** [0.00]	-4.19*** [0.00]	-4.23*** [0.00]	-4.09*** [0.00]	-5.75*** [0.00]	-3.96*** [0.00]	-4.28*** [0.00]	-6.40*** [0.02]	-5.11*** [0.00]
$\alpha 1$	-0.34*** -3.61	-0.15 -1.39	-0.06 -0.25	-0.30** -2.44	-0.90*** -4.53	-0.18*** -2.62	-0.06 -0.84	-0.21** -2.51	-0.38*** -3.25	-0.56*** -5.54
$\beta 1$	0.37*** 3.86	0.46*** 3.39	0.57* 1.82	0.32* 1.91	0.17 1.09	0.30*** 3.54	0.43*** 4.24	0.14 1.29	0.21** 2.08	0.15 0.99
γ	-0.70*** -7.54	-0.61*** -4.70	-0.71*** -3.15	-0.62*** -4.14	-1.00*** -4.98	-0.43*** -5.75	-0.50*** -3.96	-0.43*** -4.28	-0.60*** -6.40	-0.73*** -5.11
R2	0.35	0.36	0.35	0.31	0.52	0.18	0.35	0.26	0.30	0.40
N	109	42	21	40	25	150	61	54	98	42

자료	년간					반년				
년간		11	12	13	14		15	16	17	18	19
기간		1840~ 1876	1850~ 1876	1871~ 1910	1851~ 1876		1842~ 1910	1829~ 1910	1871~ 1910	1824~ 1873	1773~ 1808
지역 i 지역 j		경주 예천	경주 남원	경주 울산	경주 광주		경주 예천	경주 남원	경주 울산	경주 해남	경주 대구
단위근 검정		-4.35*** [0.00]	-3.06** [0.03]	-4.95*** [0.00]	-3.77*** [0.00]		-6.52*** [0.00]	-4.75*** [0.00]	-6.13*** [0.00]	-4.37*** [0.00]	-4.20*** [0.00]
$\alpha 1$		-0.28 -1.53	-0.54** -2.45	-0.24* -1.77	-0.64*** -3.92		-0.47*** -4.29	-0.36*** -4.38	-0.48*** -3.86	-0.42*** -3.30	-0.65*** -4.90
$\beta 1$		0.40** 2.20	0.14 0.79	0.59*** 3.72	0.25 1.61		0.09 1.04	-0.00 -0.03	0.09 0.86	0.22** 2.46	-0.05 -0.39
γ		-0.68*** -4.35	-0.66*** -3.06	-0.81*** -4.95	-0.84*** -3.77		-0.67*** -6.52	-0.41*** -4.75	-0.62*** -6.13	-0.49*** -4.37	-0.60*** -4.20
R2		0.39	0.32	0.46	0.44		0.37	0.24	0.42	0.26	0.29
N		31	22	31	20		75	25	53	56	45

자료	년간				반년			
식		20	21	22		23	24	25
기간		1850~ 1910	1871~ 1910	1851~ 1877		1837~ 1876	1871~ 1910	1835~ 1876
지역 i 지역 j		예천 남원	예천 울산	예천 광주		예천 남원	예천 울산	예천 해남
단위근 검정		-5.28*** [0.00]	-4.55*** [0.00]	-4.35*** [0.00]		-4.07*** [0.00]	-4.41*** [0.00]	-3.45*** [0.00]
$\alpha 1$		-0.51*** -4.84	-0.12 -0.78	-0.63*** -4.43		-0.32*** -3.03	-0.42*** -3.51	-0.30*** -3.05
$\beta 1$		0.28** 2.01	0.44** 2.22	0.12 0.76		0.13 1.45	-0.00 -0.01	0.13* 1.80
γ		-0.71*** -5.22	-0.57*** -4.00	-0.77*** -3.88		-0.45*** -4.07	-0.47*** -4.41	-0.48*** -4.35
R^2		0.34	0.30	0.40		0.26	0.24	0.22
N		55	40	25		49	65	70

자료	년간		반년	
식	26	27	28	29
기간	1871~ 1910	1851~ 1910	1871~ 1910	1829~ 1876
지역 i 지역 j	남원 울산	남원 광주	남원 울산	남원 해남
단위근 검정	-4.59*** [0.00]	-7.21*** [0.00]	-3.73*** [0.00]	-4.92*** [0.00]
$\alpha 1$	-0.24 -1.66	-0.75** -4.14	-0.20*** -2.32	-0.19 -1.61
$\beta 1$	0.47*** 3.34	0.20 1.24	0.15 1.59	0.38*** 3.79
γ	-0.71*** -4.59	-1.12*** -7.21	-0.36*** -3.73	-0.61*** -4.92
R2 N	0.36 40	0.55 44	0.17 72	0.29 60

자료	년간	반년
식	30	31
기간	1871~ 1910	1871~ 1910
지역 i 지역 j	울산 광주	울산 해남
단위근 검정	-4.68*** [0.00]	-3.50*** [0.01]
$\alpha 1$	-0.53*** -3.47	-0.01 -0.10
$\beta 1$	0.16 1.26`	0.40*** 3.45
γ	-0.83*** -4.68	-0.52*** -3.50
R^2 N	0.44 30	0.25 39

주 1: 단위근검정은 Augmented Engle-Granger(AEG) test에 의한 t통계량. 하단의 수치는 MacKinnon(1990, 2010) approximate p-value .
2. $\alpha 1$, $\beta 1$, γ은 식(1)~식(3)의 추정결과. 하단수치는 t통계량.
3. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 유의수준. R2와 N은 식(7)의 결정계수와 관측치
자료: 박기주 이영훈 조영준(2007)

3) 시장통합의 결정요인

그런데 표2에서 오차수정계수 λ를 좀 더 주목해보면, 각 조합별로 작지 않은 편차가 있음을 발견할 수 있다. 예컨대 연간 기준 자료를 이용한 15개 조합의 평균 오차수정계수는 0.75이지만, 영암과 광주의 경우(식 5)는 1.0인 반면 예천과 울산의 경우(식 21)는 0.57로 나타났다. 또한 이를 표1의 서울과 농촌시장간 평균 조정속도 0.85와 비교하면, 후자가 전자보다 조정속도가 더 빨랐음을 알 수 있다. 요약하면, 18~19세기 조선의 미곡 시장은 “대규모의 물량이 빠른 시일 내에 유통이 되면서 전국이 하나의 流通圈으로 성립”(고동환 1998)되어 있었지만, 지역별로 세분하면 각 지역 간 시장통합의 수준에는 작지 않은 편차가 있었던 것이다. 그렇다면 이처럼 시장통합의 수준이 각 조합마다 차이가 있는 이유를 어떻게 설명할

수 있는가?

일반적으로 공간적으로 떨어져 있는 두 시장의 통합 수준은 거리에 반비례하는 것으로 알려져 있다.(Goodwin and Schroeder 1991; Goletti et al 1995; Shiue and Keller 2007; Studer 2008; Chilosi et al 2013). 거리가 멀수록 운송비와 정보비용 등 거래비용이 증가하고, 또 거래비용이 커지면 재정거래에 따른 이득이 줄어들 수밖에 없기 때문이다. 또한 거리가 멀수록 운반 도중 도난 사고나 침몰 사고 등의 위험도 함께 증가하는데, 이 역시 재정거래를 위축시키는 요인으로 작용한다. 그런데 거래비용은 지리적 요인 외에도 거래량에도 영향을 받는다(Goodwin and Schroeder 1991). 동일한 거리라 하더라도 거래량이 많을수록 '규모의 경제'로 인해 운송비는 낮춰질 수 있기 때문이다. 서울과 농촌시장간 통합의 강도가 각 농촌시장간 통합의 강도보다 높은 이유를 이러한 거래량의 차이로 설명할 수 있을지 모른다. 인구 20여만 명이 밀집되어 있는 서울은 조선 시대 최대 미곡 소비시장이면서 전체소비량의 2/3에 해당되는 60만석이 미곡시장을 통해 거래되었다.(최완기 1995; 고동환 1998:400). 또한 서울 상인은 월등한 자본력을 바탕으로 대형 선박을 가장 많이 보유하고 있었기 때문에, 서울과 농촌간의 운송비가 각 농촌을 연결하는 선박의 운송비보다 상대적으로 낮았을 가능성도 높다. 여기에다 경강상인의 활동 무대가 전국에 걸쳐 있었기 때문에, 다른 어떤 지역보다 각 지역의 미가 정보가 가장 빨리 서울로 전달되었을 가능성도 크다. 요약하면 거래량, 선박의 크기 그리고 가격 정보력 등에 비추어 봤을 때, 동일한 거리라 하더라도 서울과 농촌간 거래비용이 개별 농촌 간 거래비용보다 더 낮았을 것이란 가설을 세울 수 있다. 이러한 가설은 다음과 같은 모형을 통해 보다 구체적으로 검정할 수 있다.

$$\log \widehat{\lambda_k} = c0 + c1(\log \text{거리})_k + c2(\text{서울 더미})_k + c3\,(\text{자료주기 더미})_k + \pi_k \qquad (8)$$

하첨자 k는 표1과 표2에 제시되어 있는 각 두 지역을 묶은 조합(k=1,2,3,..,36)을 나타나며, $\hat{\lambda}$는 시장통합의 강도를 보여주는 (추정된) 오차수정계수이다. 서울 더미는 서울과 농촌간 재정거래=1, 농촌간 재정거래=0을 나타내는 더미변수이며, 자료주기 더미는 년간 자료를 이용한 조합의 경우=1, 반년자료를 사용한 조합=0을 나타내는 더미변수이다. 거리는 陸運 이외의 방법이 없는 경우(예컨대 대구와 경주)를 제외하고, 뱃길이 가능한 경우는 모두 뱃길로 이동되었다고 가정하고 계산하였다. 예컨대 남원과 예천간 거리는 육로로는 200여km 떨어져 있지만, 뱃길을 이용할 경우 약 540km 정도 떨어져 있다.[12] 거리로는 뱃길이 2배 이상 멀지만, 당시 육운의 운임이 海運에 비해 약 4~5배 정도 비쌌다는 것을 감안하면(고동환 1998: 353; 이영훈 박이택 2001:154), 바닷길이 육로보다 더 경제적이었을 것이다. 이렇게 계산한 36개 조합의 평균 거리는 약 430km이며, 가장 먼 거리는 예천과 서울의 약 1,140km, 가장 가까운 조합은 영암과 해남의 30km로 나타났다. 거리의 측정에는 오차가 있을 것을 감안하여, 로그로 변환하였다. 앞서 언급한 바와 같이, 시장통합의 강도는 거리가 멀수록 약해지고, 또 거래비용의 차이로 인해 서울과 농촌간 시장통합이 농촌간 시장통합보다 높았다면, 식 (8)에서 $c1$과 c2는 각각 (-)과 (+)이 도출되어야 한다.

위 모형의 추정결과는 표3에 정리하였다. 이 표에서 볼 수 있듯이, 추정 결과는 앞서 살펴본 가설을 모두 지지해준다. 즉 시장 통합의 강도는 예상대로 거리와 반비례의 관계가 있

12) 예천에서 남원으로 뱃길을 이용할 때의 경로와 540km 라는 거리는 다음과 계산되었다. 예천에서 상주까지 육로 40km + 상주에서 낙동강 하류인 김해까지 250km+ 김해에서 섬진강 하류인 광양까지 150km+ 섬진간 상류 100km= 540km.

으며, 또한 동일한 거리일 경우 서울과 지방간의 통합수준이 농촌시장의 통합수준보다 더 높은 것으로 나타났다. 즉 이 추정결과는 서울의 京江商人들이 최대 소비시장을 배경으로 우월한 자본력과 뛰어난 해운기술을 바탕으로 "전국적 규모의 유통시장을 조성"(최완기 1995:163) 하는데 주도적인 역할을 하였다는 가설을 지지해주고 있다.

표3: 추정결과: 시장통합 강도의 결정요인

종속변수=log($\hat{\lambda}$: 오차수정계수)			
식	1	2	3
log(거리: km)	-0.05**		-0.08***
	-2.40		-3.50
서울더미		0.18*	0.25***
		1.93	2.87
자료주기더미	0.43***	0.37***	0.37***
	6.87	5.70	6.25
R^2	0.57	0.58	0.64
N	36	36	36

주 1: 독립변수의 하단수치는 t통계량.
2. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 유의수준. R2와 N은 결정계수와 관측치.
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007)

2. 豆類시장

이상 우리는 미가자료를 이용하여 서울과 농촌간, 그리고 각 농촌 간 미곡 시장의 통합 유무와 그 강도를 살펴보았다. 그렇다면 미곡 이외 다른 곡물의 경우는 어떠할까. 표4는 두류시장의 통합 여부와 그 강도를 살펴보기 위해 서울의 녹두, 예천의 콩, 울산의 태 등 세 지역의 두류 가격을 이용하여, 오차수정모형의 추정결과를 정리한 것이다. 여기서 우리의 관심은 앞서 살펴본 미곡시장처럼 두류시장도 하나의 통합된 단일 시장이 형성되었을까 하는 것이다. 그리고 통합되었다면, 미곡시장과 비교하여 두류시장의 통합 수준은 어느 정도였을까 하는 것도 또 다른 관심 사항이다.

추정결과는 표4에서 볼 수 있듯이, 두류시장 역시 통합의 조건을 훌륭히 충족시켜주고 있다. 오차수정계수 $\alpha 1, \beta 1$ 및 λ은 두 지역의 가격 사이에 단기적인 불균형이 나타났을 때 그 이듬해부터는 모두 균형관계를 회복하는 방향으로 움직이고 있음을 보여주고 있다. 특히 오차수정계수의 크기를 살펴보면, 미곡시장보다 두류시장이 오히려 통합의 강도가 더 높다는 사실을 알 수 있다. 예컨대, 서울과 예천의 경우 전기에 불균형이 나타났을 때, 표2의 식21에 따르면 미곡시장의 경우 그 이듬해 72%가 수정된 반면 두류시장은 약 87%가 교정되었다. 이는 경주와 예천 그리고 울산과 예천도 마찬가지여서, 전체적으로 미곡시장보다 두류시장의 통합 강도가 더 높다는 사실을 발견할 수 있다. 특히 예천과 서울은 앞서 살펴본 36개 조합 중 지리적으로 가장 멀리 떨어져 있는 두 지역임을 상기하면, 두류 시장 역시 미곡시장과 마찬가지로 전국 규모의 단일 시장이 형성되었음을 짐작케 해주고 있다.

표4: 추정결과: 두류시장의 통합

식	1	2	3
년도	1835~1883	1846~1905	1871~1910
지역 i 지역 j	서울 예천	경주 예천	울산 예천
단위근 검정	-5.29*** [0.00]	-3.09** [0.03]	-5.80*** [0.00]
$\alpha 1$	-0.36*** -3.07	-0.08 -0.36	-0.68*** -3.61
$\beta 1$	0.51*** 4.40	0.47*** 3.30	0.17 1.03
γ	-0.87*** -6.48	-0.73*** -3.01	-0.85*** -5.40
R^2	0.53	0.33	0.45
N	39	20	37

주 1: 단위근검정은 Augmented Engle-Granger(AEG) test에 의한 t통계량.
하단의 수치는 MacKinnon(1990, 20100 approximate p-value .
2. $\alpha 1$, $\beta 1$, γ은 식(1)~식(3)의 추정결과.
3. ***, **, *는 각각 1, 5, 10% 유의수준. R2와 N은 식(7)의 결정계수와 관측치
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007)

3. '19세기의 위기'와 곡물시장의 분열?

최근 이영훈(2007)의 적극적인 문제제기로 인해, '19세기 위기론'이 중요한 이슈로 떠올랐다. 이영훈의 19세기 위기론은 이른바 '내재적 발전론'에 대한 비판적 시각에서 한걸음 더 나아가, 외세의 압력이 없었다 하더라도 조선 왕조는 스스로 붕괴되었을지도 모른다는 것을 암시하고 있다(우대형 2008; 배항섭 2012). 그런데 이영훈, 박이택(2001)은 19세기에 들어서서 위기 혹은 붕괴의 조짐을 나타내는 여러 징후 중의 하나로, 그럭저럭 통합되어 있던 곡물시장이 1850년대 중반 이후부터 분열 혹은 해체되기 시작하였다는 점을 제시하고 있다. 그러나 앞서 살펴본 36개의 사례 중 어느 한 사례에서도 통합된 시장의 분열 징후를 발견하지 못하였으며, 게다가 36개 사례 중에는 19세기 중반 이후만을 대상으로 한 추정결과도 다수 포함되어 있었다. 그리고 앞서 살펴본 바와 같이, 36개 사례 중 상대적으로 시장 통합도가 낮은 경우는 대체로 원거리였으며, 이는 시장통합의 수준은 거리에 반비례한다는 점에서 자연스러운 현상이었다. 그의 주장은 다음과 같은 모형을 통해 보다 구체적으로 검정할 수 있다.

$$\triangle \log P_{i,t} - \triangle \log P_{j,t} = \lambda 0 + \lambda 1 (\log P_i - \log P_j)_{t-1} + \lambda 2 (\log P_i - \log P_j)_{t-1} \times DUMY + \zeta_t \qquad (4)$$

$DUMY$= 1855년 이후=1, 1855년 이전=0

식 (4)는 앞서 살펴본 오차수정모형 (3)에다, 1855년 이후 시기= 1, 이전 시기=0으로 하는 더미변수 $DUMY$와 오차수정항 $(\log P_i - \log P_j)_{t-1}$을 곱한 '교호항'(interaction term)을 추가한 것이다. '교호항'의 계수는 불균형이 나타났을 때 장기균형관계로 복귀하는 속도가 1855년 이전 시기와 이후 시기 간에 유의미한 차이가 있는지를 보여준다. 즉 이영훈, 박이택

(2001)의 주장처럼, 1850년대 이후 곡물시장에 분열 혹은 해체의 조짐이 나타났다면, 교호항의 부호 λ2는 양(+)의 값이 예상된다. 1855년 이후부터는 불균형이 발생하였을 때 균형관계로 복귀하지 못하거나 복귀한다 하더라도 1855년 이전 시기에 비해 그 속도가 현저히 둔화되었을 것이기 때문이다. 그러나 그의 주장과 달리, 1855년 이후 시기와 그 이전 시기 사이에 복귀 속도에 아무런 차이가 없었다면, λ2는 제로가 나타날 것이다.

표5 추정결과: 19세기 위기와 시장의 분열

종류	쌀						
자료	년간						반년
식	1	2	3	4	5	6	7
기간	1793~ 1883	1793~ 1883	1835~ 1876	1743- 1876	1835~ 1910	1840~ 1910	1746~ 1910
지역 i 지역 j	서울 영암	서울 경주	서울 예천	영암 경주	영암 예천	경주 예천	영암 경주
λ1	-0.92*** -7.78	-0.72*** -5.67	-0.70*** -4.81	-0.71*** -7.03	-0.81*** -4.19	-0.61*** -3.10	-0.44*** -5.41
λ2	0.04 1.10	-0.05 -0.75	-0.09 -0.98	0.06 0.27	0.21 1.37	-0.05 -0.30	0.05 0.36
R2	0.48	0.39	0.38	0.34	0.34	0.34	0.19
N	72	58	46	109	76	59	186

종류	쌀					콩	
자료	반년					년간	
식	8	9	10	11	12	13	14
기간	1835~ 1910	1829~ 1910	1824~ 1910	1835~ 1910	1829~ 1910	1835~ 1883	1846~ 1905
지역 i 지역 j	영암 예천	영암 남원	영암 해남	예천 해남	남원 해남	서울 예천	경주 예천
λ1	-0.38*** -2.72	-0.36** -2.69	-0.57*** -3.29	-0.37*** -2.69	-0.45** -2.60	-0.98*** -3.92	-0.71*** -2.73
λ2	0.04 0.21	-0.22 -1.19	0.07 0.36	-0.19 -1.02	-0.12 -0.58	0.18 0.86	-0.02 -0.57
R^2	0.18	0.26	0.26	0.23	0.26	0.42	0.34
N	95	137	116	104	95	49	20

주1: λ1과 λ2는 식(4)의 추정결과.
2: ***, **, *는 각각 1,5, 10% 유의수준.. R2와 N은 식(7)의 결정계수와 관측치.
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007)

.

추정결과는 표5에 정리하였다. 표5에는 서울과 5개 농촌시장이 포함되어 있으며, 그 외에 19세기 전반 이전부터 미가 기록이 남아 있는 영암, 경주, 남원과 해남 등 농촌시장간 시장통합을 포함시켰다. 또한 미곡시장 외에 두류시장도 함께 검토하였으며, 년 간 자료와 함께 반년 자료를 이용한 추정결과도 함께 제시하였다. 곡물의 종류와 자료 주기에 따라 혹시 결과가 달라질 가능성을 염두에 둔 것이다. 추정결과는 표5에서 볼 수 있듯이, 그들의 주장을 지지해주지 않는다. 오차수정계수 λ1은 지역과 자료의 주기와 관계없이 모두 1% 유의수준에서 여전히 (-)의 부호를 유지하고 있는 반면, 교호항의 계수 λ2는 모두 비유의적으로 나타났다. 부호도 (+)와 (-) 골고루 나타나 일관된 방향을 보여주지 않는다. 또한 식(13)과 식(14)에 따르면, 미곡시장뿐 아니라 두류시장에서도 분열 혹은 해체의 징후가 발견되지 않는다.

곡물시장이 정상적으로 작동하고 있었는지 아니면 시장의 기능에 어떤 문제가 발생하였

는지를 체크할 수 있는 또 하나의 방법은 기근[13]이 발생하였을 때 시장이 어떻게 반응하는지를 살펴보는 것이다(O'Grada and Chevet 2002; Ó Gráda 2007). 갑작스럽게 닥친 기근은 소비자에게는 고통이지만, 상인에게는 더 없는 좋은 기회가 된다. 가격 폭등이 동반되면서 재정거래를 통한 이득이 평시보다 증가하기 때문이다. 그러나 기근은 사망률 증가에 따른 인구감소 나아가 전염병과 민란 등 사회적 혼란을 동반함으로써, 지역 간 가격 정보의 전달에 장애를 일으키거나 아니면 교역 자체를 위축시킬 수도 있다. 또한 재정거래는 기근의 피해를 입은 지역의 쌀값을 안정화시키는 순기능을 하지만, 쌀이 이출되는 지역의 쌀값은 오를 수 있기 때문에 이출 지역 주민들의 반발을 살 수 있다. 이 때 이출 지역의 주민들이 管外 미곡 반출의 금지를 요구하고 해당 지역의 수령이 쌀값 안정화를 명분으로 이를 수용한다면, 미곡시장의 통합은 위축되거나 와해될 수도 있다. 박이택 이영훈은 바로 이 점에 주목하여 19세기 중반 이후부터 빈번하게 발동된 "防穀令 조치의 상례화"(이영훈 박이택 2002:308)가 시장 분열의 중요한 계기가 되었을 것이란 가설을 제시하였다

그렇지만 방곡령이 쌀의 관외 반출을 금지시키는데 어느 정도 효과가 있었는지는 분명하지 않다. 상인의 무한한 이익추구 욕구를 법으로 제한하는데 근본적으로 한계가 있을 수밖에 없고, 이 때문에 결국에는 貿穀商人과 지역 정치가 사이에 뇌물만 주고받는 것으로 끝날 가능성도 배제하기 어렵다(예컨대 이세영 1983: 227). 또한 방곡령은 기근 피해 지역의 쌀값 폭등을 더욱더 부채질하여 그 쪽 주민들의 반발을 야기할 것이 불 보듯 뻔한데, 중앙정부가 어느 한쪽 지역 편을 들기도 쉽지 않다. 특히 방곡령의 최대 피해지역이 인구 20여만 명의 소비도시이자 식량 조달의 2/3가 시장을 통해서 이루어지는 수도 서울이라면, 더욱 더 무시하기 어렵다고 봐야 한다. 실제 중앙 정부는 방곡령이 시행될 때마다 방곡령을 해제하라는 조치를 반복적으로 내리고 있었다.[14]

아담 스미스는 기근 발생 시 정부의 개입은 기근을 악화시킬 뿐 결코 해결책이 될 수 없으며, 시장에 맡기는 것이 오히려 기근을 완화시키는데 도움이 된다고 주장하였다. 정부가 시장에 개입하지 않더라도 곡물은 가격 시그널에 따라 공급에 여유가 있는 지역에서 상대적으로 부족한 지역으로 자연스럽게 이동되기 때문이라는 것이다. 『국부론』이 출간된 지 8년 후 비변사에서도 아담 스미스와 같은 취지로 기근이 발생하였을 때 정부가 시장에 개입해서는 안 된다는 건의문을 정조에게 제출하여 다음과 같이 허락을 받았다.

> 서로 다른 직업을 갖고 있는 사람들이 만든 물건을 교환하는 것은 살아가는 데 있어서 없어서는 안 될 것이고, 어느 한쪽에는 많고 어느 한쪽에는 적은 것을 교역하는 것은 흉년 든 해에 반드시 해야

---

13) 기근과 기아 혹은 흉년과의 차이에 대해서는 "기아를 식량이 부족한 상태라 할 때, 기근은 광범위한 사망을 야기하는 기아의 특별한 징후" 라는 (김재호 2001: 52)의 해석이 참고가 된다.

14) 今十月二十五日大臣・備局堂上引見入侍時, 掌令權䙝所懷, 災歲民食, 專在於有無貨遷, 而近 聞外邑守宰, 徒急於利一邑之民, 不遑於恤他境之人, 設爲禁防, 本土穀物, 使不得出於境外, 故貧窮之 民, 雖有錢財, 不得貿穀於他郡, 以致各邑穀價, 隨其 稍實尤甚, 雖隣比之間, 高下相懸, 此適足爲富戶穀 商從中擅利之道矣, 甚至於他境人之庄土所收, 亦 不許取食云, 事之無謂, 莫此爲甚, 分付諸道各邑, 勿 行遏糴之政, 俾開通財之路, 使之有無相資, 緩急共 濟, 則似有補救荒之政, 故敢此仰達矣, 上曰, 令 廟堂以此意措辭申飭, 可也(『비변사등록』 정조 6년 1782년 10월 28일).

今聞畿內商舶, 俱下於嶺・湖, 而因兩道防遏, 不得貿穀, 氷泊不遠, 尙 此逗遛云, 此雖出於各該守令, 爲民羨餘之計, 而道 臣之從而任置者, 其果不知有自前朝飭而然乎, 顧令畿輔與都下民食, 專靠於商穀之漸聚, 苟或不 能貿遷, 遽當窮節, 則歲前後市直之翔高, 民情之遑 汲, 勢所必然, 誠悶, 此無異於共濟相資之道, 而以若 稍康之處, 如是越視, 豈不失之太隘乎, 爲先以此意, 星火行會於嶺・湖兩南道臣, 使卽知委於列邑, 俾無 敢更爲防穀, 而關西亦聞有此弊, 一體嚴飭, 使之無 滯發送何如, 答曰, 允 『비변사등록』 순조 32년 1832년 9월 21일).

방곡의 폐단과 이에 대한 중앙정부의 조치에 대해서는 하원호(1985:83-84) 특히 각주 19를 참조.

할 일입니다. 道臣은 자신이 관할하는 한 道만을 위하지만 조정에서는 여러 도를 똑같이 보아야 하니, 교역을 통해 서로 도와주는 것을 조정에서 금할 수 있는 것이 아닙니다. 더구나 營邑에서 배를 보내 교역하는 수효가 많지 않을 뿐만 아니라, 곡물을 마련하는 방법이 오로지 米商의 선척이 오락가락하며 교역하는 데에 의지하고 있고, 재해가 든 해를 만났을 경우에는 특별히 米船의 세를 면제해 주어 교역하는 길을 넓혀 준 전례가 많았으니 말할 것이 있겠습니까. 지금 만약 公文에만 의거하여 사사로이 교역하는 것을 허락하지 않는다면 이는 서로 구제해 주는 뜻이 아닙니다. 그러니 한결같이 이전 관문의 내용대로 거행하라는 뜻으로 분부하는 것이 어떻겠습니까" 하여 允許를 하였다.
(『日省錄』 정조 7년 1783년 11월 2일).

그렇다면 기근이 닥쳤을 때 그리고 이에 대처하기 위해 방곡령이 내려졌을 때, 조선의 곡물시장은 어떻게 반응하였을까. 다음의 모형을 통해 보다 구체적으로 확인할 수 있다.

$$\begin{aligned}\triangle \log P_{i,t} - \triangle \log P_{j,t} = \eta 0 &+ \eta 1 (\log P_i - \log P_j)_{t-1} \\ &+ \eta 2\ (\log P_i - \log P_j)_{t-1} \times DFAM_t + \\ &+ \eta 3\ (\log P_i - \log P_j)_{t-1} \times DBLO_t + \psi_t \qquad (5)\end{aligned}$$

$DFAM_t$= 1809~1911, 1814, 1876=1, 나머지년도=0

$DBLO_t$= 1833, 1853, 1858, 1860, 1864, 1865, 1876, 1882~84=1, 나머지 년도=0

식(5)는 두 개의 '교호항'이 추가된 오차수정모형이다. 첫 번째 교호항은 오차수정항 $(\log P_i - \log P_j)_{t-1}$에 기근년도 더미 $DFAM_t$(기근년도=1, 기타년도=0)를 곱한 것이며[15], 두 번째는 오차수정항에 방곡령이 시행된 년도의 더미 $DBLO_t$(시행년도=1, 나머지 년도=0)를 곱한 것이다[16]. 만일 기근의 발생이 시장을 위축시키는 방향으로 작용하였다면, 기근이 발생한 년도에는 불균형에서 균형관계로 복귀하는 속도가 평년에 비해 현저히 느려졌을 것이므로 $\eta 2$의 부호는 (+)이 예상된다. 반대로 기근이 발생하였을 때, 재정거래가 보다 더 활성화되었다면 $\eta 2$는 음(-)의 부호가 기대된다. 한편 방곡령의 조치가 실제 재정거래를 위축시켰다면 $\eta 3$의 부호는 양(+)이 될 것이며, 시장에 별다른 영향을 미치지 못했다면 제로가 나타날 것이다.

추정결과는 표 6에 정리하였다. 추정에 이용된 미가 자료는 19세기 초의 미가가 기록된 서울과 영암, 그리고 경주 등 3개의 지방이다. 추정결과는 표6에서 볼 수 있듯이, $\eta 2$의 부호는 유의수준 1~5%에서 (-)으로 나타난 반면, $\eta 3$는 모두 비유의적으로 나타났다. 즉 기근이 찾아왔을 때 재정거래는 평시보다 더 활발하게 이루어진 반면, 방곡령은 재정거래에 별다른 영향을 미치지 못한 것으로 나타난 것이다. O'Grada and Chevet(2002)와 Bassino(2007)는 식(5)와 유사한 오차수정모형을 이용하여, 각각 17~18세기 프랑스와 18~19세기 일본을 대상으

15) 19세기에 대기근은 1809~11, 14년과 1876년 두 차례 찾아왔다. "19세기 마지막 대기근으로 다수의 아사자를 발생" (김재호 2001:60)시킨 1876년의 기근의 피해 상황에 대해서, 당시 일본의 花房代理公使는 다음과 같이 기록을 남겼다. "굶어죽는 자가 심히 많고 50호의 마을에서 70명이 죽고, 120호의 부락에서는 80명이 죽고... 목포는 원래 60호인데 132명이 아사하고 지금은 단지 12호 34명만을 남기고 있다" 花房代理公使 『使鮮日記』 明治 10년(1877년) 11월 8일, 10일, 김경태(1994), p.60에서 인용). 이에 비해 19세기 초에 찾아온 대기근의 규모와 이로 인한 사망자 수에 대해서는 잘 알려져 있지 않다. 그런데 권태환 신용하(1977:313)의 인구 추계에 따르면, 1807년 전체 인구가 1,863만 명 정도였지만, 대기근이 지나간 후인 1820년의 인구는 1,620만 명으로 집계되었다. 즉 16년 동안 약 200만명의 인구가 감소한 것이다. 그런데 이 두 번의 대기근은 모두 여름철 低溫 현상과 밀접한 관련이 있다는 공통점이 있다. Briffa(2000)의 북미 나이테를 통해본 여름철 기온 추계에 따르면, 19세기에 들어서서 가장 기온이 낮은 시점이 19세기 초였으며, 그 다음이 1876년이었다. 보다 자세한 것은 우대형(2016)참조.

16)이영훈 박이택(2002:306)과 하원호(1997)에 따라 방곡령이 시행된 년도는 1833, 1853, 1858, 1860, 1864, 1865, 1876, 1882~84년으로 하였다.

로 기근이 곡물시장에 미친 충격을 분석하였다. 이들의 추정결과에 따르면, 프랑스는 기근시 곡물시장의 기능이 약간 더 활성화된 반면, 일본의 경우는 기근이 곡물시장에 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 요약하면, 조선의 곡물시장은 17~18세기 프랑스의 곡물시장처럼, 기근이 닥쳤을 때 시장거래가 보다 활성화되면서 기근 완화에 순기능을 하였음을 알 수 있다. 김재호(2001)는 18세기에 비해 19세기에 들어와 기근이 급격히 줄어들었음을 보여주면서, 이러한 기근 완화에 곡물시장이 긍정적인 역할을 하였을 것으로 보았는데, 표6의 추정결과는 이러한 김재호의 가설을 지지해준다.

표6 추정결과: 대기근, 방곡령과 시장통합

식	1	2	3	4	5	6
기간	1793~ 1883	1793~ 1883	1793~ 1883	1743~ 1910	1743~ 1910	1743~ 1910
지역 i 지역 j	서울 영암	서울 영암	서울 영암	영암 경주	영암 경주	영암 경주
$\eta 1$	-0.91*** -8.77	-0.87*** -7.71	-0.90*** -8.64	-0.62*** -7.43	-0.68*** -8.13	-0.64*** -7.54
$\eta 2$	-0.31*** -3.77		-0.30*** -3.60	-0.94** -2.29		-0.92** -2.24
$\eta 3$		-0.06 -0.98	-0.01 -0.28		0.38 1.31	0.35 1.24
R^2 N	0.56 72	0.47 72	0.56 72	0.35 137	0.33 137	0. 36 137

주 1:. $\eta 1$, $\eta 2$와 $\eta 3$는 식(5)의 추정결과.
2: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준, 독립변수의 하단 수치는 t 통계량.
3: R2와 N은 결정계수와 관측치수.
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007)

19세기에 들어와 곡물시장이 분열되었는지 아니면 시장통합이 보다 더 진전되었는지를 알 수 있는 또 하나의 방법은 미가의 변동계수(=표준편차/평균)의 추이를 살펴보는 것이다. 변동계수는 각 지역간 가격격차(price dispersion)가 시간에 따라 어떻게 달라지는가를 보여주는 지표로, 변동계수의 추이에는 시장통합의 진전 혹은 해체 양상이 반영되어 있다(Jacks 2004; Federico 2008; Özmucur and Pamuk 2009; Federico 2012). 예컨대 전국적 수준에서 단일시장이 성립되어 있고 또 각 지역 간 운송비 등 거래비용에 아무런 변화가 없었다면, 각 지역간 균형가격비율도 일정할 것이므로, 장기적으로 변동계수의 추이가 달라질 특별한 이유가 없다. 그런데 최완기(1989: 107-108)에 따르면 선박의 규모가 17세기 후반 500석 규모에서 18세기 후반 이후에는 1000석으로 증가되었으며, 이에 따라 운임비도 20~30%에서 19세기 중반에는 12%로 낮아졌다고 한다(이영훈 박이택 2001:154). 만일 이것이 사실이라면, 각 지역간 균형가격비율도 보다 더 일물일가에 가까워졌을 것이기 때문에, 변동계수의 추이도 장기적으로 점차 하락하였을 것으로 기대된다. 반면에 이영훈 박이택(2001)의 주장처럼, 19세기 중반 이후부터 통합되어 있던 곡물시장에 분열과 해체가 일어났다면, 이러한 분열은 변동계수의 추이에도 반영되어 19세기 중반 이후 변동계수는 증가하는 것으로 나타났을 것이다.

그림 1 변동계수 추이(년간 기준)

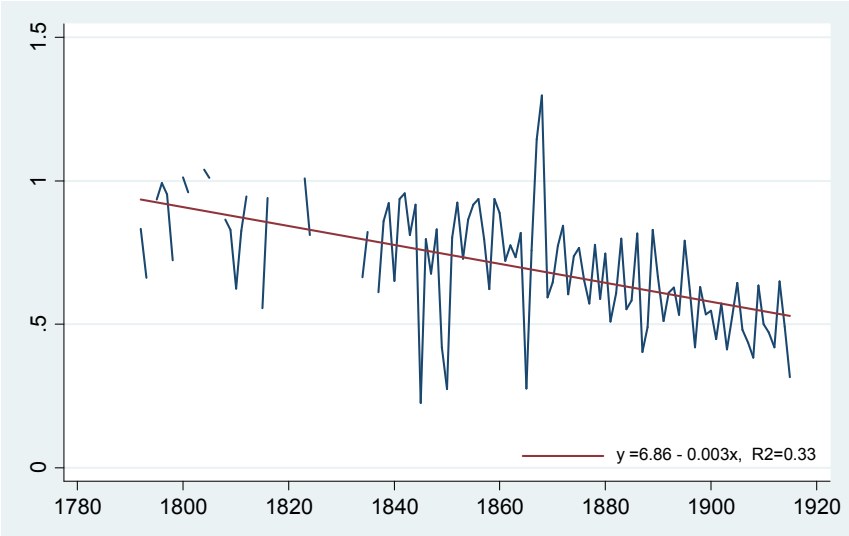

그림 1은 연 기준 미가자료를 이용하여 변동계수의 추이를 나타낸 것이다. 변동계수에는 3개 이상의 관측치만 있는 것만 포함시켰다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 19세기 중엽 이후에 시장의 분열과 해체의 징후를 읽을 수 없다. 오히려 그림 5는 18세기 후반부터 20세기 초에 이르는 동안 곡물시장의 통합 수준이 꾸준히 진전되었음을 보여주고 있다.

IV. 요약 및 결론

이상 우리는 Granger, Engel 그리고 Yoo, B.S.(유병삼)에 의해 개발된 공적분을 응용한 오차수정모형을 이용하여 조선후기 곡물시장의 통합 범위와 그 수준을 살펴보았다. 추정결과, 18~19세기 조선의 곡물시장은 매우 잘 통합된 전국 규모의 단일시장을 형성하고 있었으며, 서울 미곡시장의 통합 범위는 충청, 경기를 훌쩍 넘어서서 호남과 경상도에 이르기까지 전국에 걸쳐 있었음을 확인할 수 있었다. 또한 서울과 지방간의 시장통합 수준이 농촌시장간 통합 수준보다 더 높은 것으로 나타나, 서울이 전국적 곡물시장의 통합을 주도하였다는 가설을 지지해주고 있다. 두류시장 역시 미곡시장과 마찬가지로 통합된 단일시장을 이루고 있었으며, 통합의 질적 수준도 미곡시장과 비슷하거나 오히려 능가하는 것으로 나타났다. 또한 19세기 중엽 이후에도 곡물시장의 분열과 해체를 나타내는 어떠한 징후도 발견할 수 없었으며, 변동계수의 추이는 오히려 18세기 중반 이후부터 20세기 초까지 곡물시장의 통합 수준은 꾸준히 진전되고 있었음을 보여주었다. 이러한 추정결과는 이영훈(2007)이 제기하는 '19세기 위기론'이 부풀려졌거나 사실과 거리가 멀 수도 있음을 시사해준다(김재호 2002; 이헌창 2010; 배항섭 2012; 우대형 2016).

Pomeranz(2000)의 문제제기 이후 '대분기'(Great Divergence)를 둘러싼 논쟁은 아직도 식지 않고 있다. 논쟁은 중국 양츠강 유역과 영국간 비교로부터 시작되었지만, 최근에는 인도(Allen 2007; Parthasarathi 2011, Broadberrya et al 2015), 일본(Gruber (2014, Saito 2015), 인도네시아(Zanden 2004), 그리고 아프리카(Rönnbäck 2014)에 이르기까지 비교 범위가 점차 넓어지고 있다. 다른 한편에서는 유럽과 아시아 각 나라들 간에 생활수준을 비교하는 연구들도

꾸준히 이루어지고 있다(Li and Zanden 2011; Allen et al 2011). 논쟁은 여전히 산업화는 왜 아시아가 아니라 유럽에서 먼저 시작되었는가, 대분기가 일어난 시점은 언제인가 하는 두가지 문제로 모아지고 있다. 잘 알려진 바와 같이, '대분기' 논쟁은 현재 두 가지 견해로 나눠져 있다. 전통적인 주장(North and Thomas 1973; Landes 1995, 1998; Jones 2003)은 산업혁명이 일어나기 수세기 전부터 이미 인구패턴, 제도, 문화, 기술, 인적자본, 시장, 생활수준 등 모든 면에서 유럽이 다른 대륙보다 앞섰으며 산업혁명은 이러한 오랜 누적의 산물이라고 보는 반면, 수정주의자들은 유럽이 아시아를 앞서기 시작한 것은 19세기이후부터이며, 그 이유는 풍부한 석탄을 갖고 있다는 지리적 이점과 식민지 획득에 따른 해외 자원의 이용 때문이라고 주장한다(Pomeranz 2000, 2010). 즉 후자의 견해에 따르면, 유럽에서 먼저 산업혁명이 일어난 것은 내재적 발전의 산물이 아니라 우연한 '사건'(an accident, Allen 2007:29)에 불과하다.[17] 그런데 한국사의 입장에서 '대분기' 논쟁을 바라볼 때, 적어도 곡물시장의 통합에 관한 한, 이 논문은 수정주의 견해를 지지해준다. 조선후기 곡물시장의 통합 수준은 산업혁명 직전 서유럽의 통합수준에 결코 뒤지지 않은 것으로 나타났기 때문이다.

그럼에도 우리는 조선후기 시장통합의 진전이 산업혁명을 일으키지 못했음을 알고 있다. 이것은 서론에서 언급한 바와 같이, 시장경제의 발전이 산업혁명의 충분조건이지 필요조건은 아니라는 Keller and Shiue(2007)의 주장을 지지해준다. 그러나 이것으로부터 산업혁명 이전시기의 시장통합은 근대경제성장과 무관하다고 결론을 내리는 것은 성급하다. 시장경제의 발전은 비록 근대적 경제성장을 보장해주지는 않지만, '이륙'을 보다 스무드하게 해주거나 이륙 이후의 성장 속도에 긍정적인 영향을 미칠 수도 있기 때문이다. Comin et al(2010)은 16세기초 각 나라간 기술수준의 격차가 오늘날의 소득수준 차이에 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤음을 보여 주었으며, Chand and Putterman(2007)은 구식민지국가를 대상으로 국가성립시기(statehood)가 오래된 나라일수록 독립 이후의 경제성장의 속도가 빨랐음을 보여주었다. Keller and Shiue(2007)는 중국을 대상으로. 20세기말 소득수준이 높은 지역이 18세기 초 시장통합의 정도가 높았던 지역이었음을 발견하였다. 이러한 연구들은 모두 전근대 발전의 차이가 오늘날의 경제발전에 미친 영향이 생각하는 것 이상으로 크고 중요하다는 사실을 잘 보여주고 있다(Spolaore and Wacziarg 2013; Nunn 2014).

17) 대분기에 관해서는 이 논문의 범위를 벗어나기 때문에, 여기서는 더 이상 깊게 들어가지 않는다. 보다 자세한 것은 Allen(2007, 2009, 2011)과 Crafts(2011)을 참조.

참고문헌

강만길(1973),『조선후기 상업자본의 발달』, 고려대학교 출판부

고동환(1998),『조선후기 서울상업발달사연구』, 지식산업사.

_____(2003),「조선후기 商船의 항행 조건」,『한국사연구』 123: 309-339.

권태환 신용하(1977),「조선왕조시대 인구 추정에 관한 일 시론」,『동아문화』14: 289-329.

김경태(1994),『한국근대경제사연구』, 창작과 비평사.

김재호(2001),「한국 전통사회의 기근과 그 대응」,『경제사학』 30:46-85.

박기주 이영훈 조영준(2007),「물가」, 낙성대경제연구소.

박종오 이종록(2010),「섬진간 떼배 제작과 운용」,『국토지리학지』 44-1: 13-24.

배항섭(2012),「19세기를 보는 시각」,『역사비평』 101:215-253.

백승철(2000),『조선후기상업사연구』, 혜안.

안병직 · 이영훈 편저(2011),『맛질의 농민들』, 일조각.

오성(1989),『조선후기 상인연구』, 일조각.

우대형(1998),「조선 전통사회의 경제적 유산」,『역사와 현실』 68: 273-300.

우대형(2016),「미곡생산성의 장기추이에 관한 재검토, 1660-1938」(미발표)

이세영(1983),「18,19세기 곡물시장의 형성과 유통구조의 변동」『한국사론』 9:185-254

이승렬(2007), 『제국과 상인』, 역사비평사.

이영훈(2005), 「19세기 서울 재화시장의 동향: 안정에서 위기로」, 中村哲 · 박섭 편저,『동아시아근대경제의 형성과 발전』, 신서원.

_____(2007), 「19세기 조선왕조 경제체제의 위기」『조선시대사학보』43:267-296

_____(2010),「19세기 서울 시장의 역사적 특질」, 이헌창 엮음,『조선후기 재정과 시장』서울대학교 출판문화원.

_____ · 박이택(2001), 「농촌 미곡시장과 전국적 시장통합, 1713-1937」,『조선시대사학보』16:149-212.

_____ · _____(2002),「18-19세기 미곡시장의 통합과 분열」,『경제학연구』 50(2):287-313.

_____ · 전성호(2000), 「미가사 자료의 현황과 해설」,『고문서연구』 18:125-157.

이헌창(2010),「조선시대를 바라보는 제3의 시각」,『한국사연구』 148: 115-167

전성호(1998), 「조선후기 미가사 연구」, 성균관대학교 박사학위논문.

차명수 홍제완(2003),「조선후기 곡물 및 농토 가격 추이, 1700-1899」, 낙성대경제연구소.

최완기(1989),『조선후기 선운업사연구』 일조각.

_____(1995),「조선후기 도매상업과 물가변동」,『국사관논총』, 65:155-189.

하원호(1985a), 「개항기 방곡령 실시원인에 관한 연구」(상),『한국사연구』, 49: 79-87.

_____(1985b), 「개항기 방곡령 실시원인에 관한 연구」(하),『한국사연구』, 50 · 51: 145-187.

홍성찬(2014),「서울 상인과 한국 부르주아지의 기원」,『한국경제학보』 21(2): 275-302

Allen R.(2007), "India in the Great Divergence," in Hatton, O'Rourke and Taylor, eds., The New Comparative Economic History: Essays in Honor of Jeffery G. Williamson. Cambridge: MIT Press.

_____(2009), *The British Industrial Revolution in Global Perspective*, Cambridge University Press

_____(2011), “Why the industrial revolution was British: commerce, induced invention, and the

scientific revolution," *Economic History Review*, 64, 2 (2011):357-384

_____and Unger(1990), "The Depth and Breadth of the Market for Polish Grain, 1500-1800," in Lemmink and van Konigsbrugge eds., *Baltic Affairs: Relations Between the Netherlands and North-Eastern Europe, 1500-1800* Nijmegen.

_____, Bassino, J.-P., Ma, D., Moll-Murata, C., and van Zanden (2011), "Wages, prices, and living standards in China, 1738-1925: in comparison with Europe, Japan, and India", Economic History Review 64(1):8-38.

Bassino, J.P. (2007), "Market Integration and Famines in Early Modern Japan, 1717-1857", mimeo http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/ydepot/semin/texte0708/BAS2007MAR.pdf

Bateman, V.N. (2011) "The Evolution of Markets in Early Modern Europe, 1350-1800: A Case Study of Wheat Prices" *Economic History Review* 64(2):447-471

Briffa K.R.(2000), "Annual Climate Variability in the Holocene: Interpreting the Message of Aancient Trees," Quaternary Science Reviews 19: 87-105.

Broadberrya,S., Custodisb, J., and Gupta, B.(2015), "India and the Great Divergence," *Explorations in Economic History*, 55: 58-75.

Brunt and Cannon(2014), "Measuring Market Integration in the English Wheat Market, 1770-1820: New Methods, New Answers," *Explorations in Economic History* 52:111-130.

Cha, Myung Soo(2000), "The Colonia1 Origins of Korea's Market Economy," Latham & Kawatatsu eds., Asia-Pacific Dynamism 1500-2000, London: Routledge.

Chand and Putterman(2007), "Early Starts, Reversals and Catchup in the Process of Economic Development," *Scandinavian Journal of Economics* 109(2): 387-413

Chilosi, D. Murphy, T. E., Studer, R. and Tunçer, A. C. (2013), "Europe's Many Integrations: Geography and grain markets, 1620-1913," *Explorations in Economic History*, 50(1):46-68.

Comin, D., Easterly, W. and Gong, El(2010), "Was the Wealth of Nations Determined in 1000BC?," *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(3): 65-97.

Crafts, N.(2010), "Explaining the first Industrial Revolution," *European Review of Economic History* 15: 153-168.

De Vries, Jan and van der Woude(1997), *The First Modern Economy. Success, Failureand Perseverance of the Dutch Economy, 1500-1815*, Cambridge: Cambridge Univ. Press

Engle, R.F. and Granger, W.J.(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55:251-276.

Engle, R.F and Yoo, B.S.(1987), "Forecasting and Testing in Co-integrated System," *Journal of Econometrics* 35: 143-159.

Federico, G. (2011): "When did European Markets Integrate?," *European Review of Economic History*, 15: 93-126.

_____ (2012), "How Much Do We Know about Market Integration in Europe?," *Economic History Review*, 65(2):470-497

Goletti, F. Raisuddin, A. and Farid, N. (1995): "Structural Determinants of Market Integration : the Case of Rice Markets in Bangladesh," The Developing Economies, 33(2):196- 198.

Goodwin, B. K., and Schroeder, T. C.(1991): "Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets," *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2):452-464.

Granger and Elliot(1967), “A Fresh Look at Wheat Prices and Markets in the Eeighteenth Century,” *Economic History Review*, 20:257-265

Granger and Engel(1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55:251-276.

Gruber, C.,(2014), “Escaping Malthus: A Comparative Look at Japan and the ‘Great Divergence,” *Journal of Global History* (2014), 9, pp. 403-424

Harriss, B.(1979), "There Is Method in My Madness: Or Is It Vice Versa? Measuring Agricultural Market Performance," Food Research institute Studies, 17(2):197-218.

Hynes, W., Jacks, D.S., and O'Rourke, K.H.(2012), “Commodity Market Disintegration in the Interwar Period,” *European Review of Economic History* 16: 119-143.

Jacks, D.(2004), “Market Integration in the North and Baltic Seas, 1500-1800,” J*ournal of European Economic History*, 33(2): 285-329.

Jones, E. L.(2003), *The European Miracle: Environments, Economies, and Geopolitics in the History of Europe and Asia*, third edition, Cambridge: Cambridge University Press.

Keller and Shiue(2007), “Market Integration and Economic Development: A Long-Run Comparison,” *Review of Development Economics*, 11(1):107-123.

_____and_____(2015), “Market Integration as a Mechanism of Growth,” Memo. http://spot.colorado.edu/~kellerw/mmig.pdf

Kelly, M(1997). “The Dynamics of Smithian Growth,” *Quarterly Journal of Economics* 112: 939-64.

Landes, D. S.(1995), *The Wealth and Poverty of Nations : Why Some Are So Rich and Some So Poor*, New York & London: W.W. Norton & Company.

_____ (1999). “Why Europe and the West? Why Not China?,” *Journal of Economic Perspectives* 20(2): 3-22.

Latham and Neal(1983), “The International Market in Rice and Wheat, 1868-1914.” *Economic History Review* 36(2): 260-280

Li, Bozhong and Zanden, van(2011), “Before the Great Divergence? Comparing the Yangzi Delta and the Netherlands at the Beginning of the Nineteenth Century,” *Journal of Economic History* 72(4): 956-989.

MacKinnon, J.G.(1990, 2010), “Critical Values for Cointegration Tests,” Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, Queen's University http://ideas.repec.org/p/qed/wpaper/1227.html.

North and Thomas(1973), *The Rise of the Western World: A New Economic History*, New York: Cambridge University Press.

Nunn, Nathan(2014), “Historical Development,” Aghion, P. and Durlauf, S. eds., *Handbook of Economic Growth* Vol.2 Amsterdam: North-Holland

Ó’Gráda, C.(2007), “Making Famine History.” *Journal of Economic Literature* 95:5-38.

_____ and Chevet(2002), “Famine and Market in Ancien Regime France,” *Journal of Economic History*, 62-3:706-733.

Özmucur and Pamuk(2009), “Did European Commodity Prices Converge during 1500-1800?,” Hatton, T.J., O'Rourke, K.H., Taylor, A.M. eds., *The New Comparative Economic History, Essays in Honor of Jeffrey G. Williamson*, Cambridge: MIT Press

Pomeranz, K.(2000), *The Great Divergence. China, Europe and the Making of the Modern World Economy*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

_____(2010), "Ten Years After," *Historically Speaking* 12(4):20-25.

Persson, G.(1988), *Pre-industrial Economic Growth, Social Organization and Technological Progress in Europe*. Oxford: Blackwell.

_____ (1999), *Grain markets in Europe, 1500−1900,* Cambridge.

Phillips, B (1991), "Error correction and long-run equilibrium in continuous time," *Econometrica* 59(4):967−980/

Ravallion, M. (1986), "Testing market integration," *American Journal of Agricultural Economics*, 68:102-9.

Rönnbäck, Klas(2014), "Living Standards on the Pre-Colonial Gold Coast: A Quantitative Estimate of African Laborers' Welfare Ratios." *European Review of Economic History* 18(2): 185-202.

Saito, O.(2015), "Growth and Inequality in the Great and Little Divergence Debate: a Japanese Perspective," *Economic History Review*, 68(2): 399−419.

Shiue and Keller(2007), "Markets in China and Europe on the Eve of the Industrial Revolution", *American Economic Review*, 97(4): 1189-1216.

Spolaore and Wacziarg(2013), "How Deep Are the Roots of Economic Development?," *Journal of Economic Literature* 51(2): 325-369.

Stigler and Sherwin (1985), "The Extent of the Market," *Journal of Law and Economics*, 28 (3): 555-585

Studer, R.(2008), "India and the Great Divergence: Assessing the Efficiency of Grain Markets in Eighteenth and Nineteenth-Century India," *Journal of Economic History*, 68(2):393-437.

_____(2009), "Does Trade Explain Europe's Rise? Geography, Market Size and Economic Development," London School of Economics, Department of Economic History, Working Paper 129/09.

Taylor, M.(2001), "Potential Pitfalls for the Purchasing-power-parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-reversion Tests of the Law of One Price," *Econometrica*, 69:473 −98.

Zanden, van (2002), "The 'Rrevolt of the Early Modernists' and the 'First Modern Economy': An Assessment," *Economic History Review*, 55: 619-41.

_____ (2004). "On the Efficiency of Markets for Agricultural Products: Rice Prices and Capital Markets in Nineteenth Century Java," *Journal of Economic History* 64(4):1028−1055.

_____ (2009), *The Long Road to the Industrial Revolution: The European Economy in a Global Perspective, 1000-1800*, Leiden: Brill.

부표　　추정 결과: 서울과 5개 농촌 지역과 시장통합

식	1	2	3	4	5
기간	1792~1883	1792~1883	1835~1883	1854~1883	1853~1883
지역 i 지역 j	서울 영암	서울 경주	서울 예천	서울 남원	서울 광주
단위근 검정	-4.42*** [0.00]	-4.70*** [0.00]	-4.50*** [0.00]	-4.50*** [0.00]	-4.60*** [0.00]
$\alpha 1$	-0.25** -2.34	-022** -2.44	-0.20** -2.03	0.22 1.06	-0.13** -0.71
$\beta 1$	0.65*** 4.44	0.57*** 4.23	0.56*** 3.76	0.54** 2.42	0.79*** 3.09
γ	-0.92*** -6.48	-0.87*** -4.39	-0.72*** -3.94	-1.01*** -3.87	-1.06*** -4.14
R^2 N	0.48 47	0.43 28	0.36 30	0.54 15	0.50 20

주 1: 부표는 보정전 데이터를 이용한 것만 다르고 나머지는 표1과 같음.
1: 단위금 검정은 Augmented Engle-Granger(AEG) test에 의한 t통계량. 하단의 수치는 MacKinnon(1990, 20100 approximate p-value .
2. $\alpha 1$, $\beta 1$, γ은 식(1)~식(3)의 추정결과. 하단수치는 t통계량.
3. ***, **, *는 각각 1,5, 10% 유의수준. R2와 N은 식(7)의 결정계수와 관측수
자료: 박기주, 이영훈 조영준(2007).