

## 조선 후기 곡물시장의 통합에 관한 재검토, 1743~1910\*

우 대 형\*\*

### 요약

본 논문은 조선 후기 서울의 明禮宮과 각 지역의 兩班家에서 작성한 곡물 가격 시계열자료를 활용하여, 개항(1876) 이전 곡물시장의 통합 범위와 그 수준을 살펴보기 위해 작성되었다. 오차수정모형(error correction model)을 사용한 본 연구의 추정결과에 따르면, 조선의 곡물시장은 늦어도 18세기 중엽이후부터 서울과 농촌간은 물론이고 각 농촌 간에도 하나의 단일시장으로 통합되어 있었다. 또한 서울과 농촌 간의 통합 수준이 각 농촌 간의 통합 수준보다 높은 것으로 나타나, 상업 도시로서의 서울이 전국적 규모의 시장통합을 주도하였음을 알 수 있었다. 두류시장 역시 미국 시장과 마찬가지로 통합된 단일시장을 이루고 있었으며, 통합의 질적 수준도 미국시장에 결코 뒤지지 않는 것으로 나타났다. 한편 19세기 중엽 이후에 곡물시장이 분열과 해체되었음을 보여주는 어떠한 징후도 발견되지 않았으며, 오히려 각 시장 간의 가격 격차(price dispersion)를 나타내는 변동계수의 추이에 따르면, 곡물시장의 통합 강도는 시간이 지날수록 점점 더 강화되고 있었다. 마지막으로 본 논문에서 추정된 오차수정계수를 산업혁명 이전 서유럽 대도시를 대상으로 한 오차수정계수와 비교해본 결과, 조선 후기 곡물시장의 통합 수준은 산업혁명 직전 서유럽과 맞먹을 만큼 높은 단계에 도달한 것으로 나타났다.

주제분류 : B030106

핵심 주제어 : 시장통합, 오차수정모형, 곡물시장, 기근, 스미드형 성장

\* 이 논문은 2019년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회분야 중견연구자지원 사업의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2019S1A5A2A01040415).

\*\* 연세대학교 경제연구소 객원연구원, e-mail: woodaehyung@gmail.com

## I. 서론

아담 스미드 이래 많은 경제학자들은 ‘잘 통합된 시장’(well-functioning integrated markets)의 성립을 경제성장의 필수불가결한 조건으로 간주하고 있다(Studer, 2009; Keller and Shiu, 2015). 시장의 통합은 사회적 분업(division of labor)과 전문화(specialization)를 유도함으로써, 한편으로는 생산성과 소득을 증가시키고 다른 한편으로는 자본축적과 기술혁신을 자극한다는 것이다(Baumol, 2014; Kelly, 1997; Ortman and Lobo, 2020). 이러한 인식을 토대로, 일부 경제사학자들은 산업혁명이 아시아가 아니라 서유럽에서 일어나게 된 배경에는 산업혁명 직전 서유럽에서의 시장통합의 수준이 아시아보다 높았다는 사실과 관련이 있을 것으로 보고 있다(Allen and Unger, 1990; Chilosì et al., 2013; De Vries and Woude, 1997; Fouquet and Broadberry, 2015; Jacks, 2004; Persson, 1988, 1999; Studer, 2015; Zanden, 2002).

그러나 Shiu and Keller(2007)는 18세기 중국 곡물시장의 통합 수준이 산업혁명 직전 서유럽의 수준과 큰 차이가 없음을 보여주면서, 이러한 전통적 해석에 대해 의문을 제기하였다. 시장의 통합이 산업혁명에 도움이 될 수는 있지만 그것을 보장해주지는 않다는 것이다. 이 연구는 이후 아시아 국가를 대상으로 시장통합의 연구를 촉발시켰는데, 이들 실증 결과들을 종합해보면 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 통합 수준이 낮은 것으로 나타났다. 즉 아시아 국가 내에서도 나라별로 작지 않은 편차가 있었던 것이다. 그렇다면 동일한 아시아에 속한 한국의 경우, 개항(1876) 이전 시장통합의 수준은 어느 정도였을까? 중국과 일본 쪽에 가까웠을까 아니면 인도와 인도네시아의 경우처럼 낮은 수준의 통합에 머물고 있었을까?

조선 후기 곡물시장에 대해서는 그동안 적지 않은 연구성과가 축적되어 있으며, 현재는 두 가지 주장이 대립하고 있다. 하나는 농촌 중심의 場市와 연안에서의 浦口의 발달, 그리고 이 양자의 유기적 결합을 통해 늦어도 18세기 중반 무렵에는 전국 규모의 통합된 곡물시장이 성립되었을 것으로 보

는 입장이다(강만길, 1973; 고동환, 1998, 2003, 2007, 2015; 백승철, 2000; 오성, 1989; 최완기, 1989, 1995). 또한 이 견해에 따르면, 서울의 京江 상인들이 오랜 稅穀 운송의 경험으로부터 축적된 뛰어난 항해기술과 우월한 자본력을 무기로, “전국적 규모의 유통시장을 조성”(최완기, 1995: 163)하는 데 주도적인 역할을 하였다. 즉 이들은 신속한 정보망과 대형 선박을 이용하여 산지에서 헐값에 쌀을 매집한 다음 서울에서 비싼 가격으로 되팔거나, 이와 반대로 지방의 쌀값이 폭등할 때는 京江 주변 창고에 쌓아둔 비축미를 고가에 판매함으로써 막대한 차익을 거두었다는 것이다(오성, 1989: 116-125). 이승렬(2007)과 홍성찬(2014)에 따르면, 이처럼 차익거래를 통해 막대한 부를 축적한 貿穀商중 일부는 한말 일제 시기 금융업이나 제조업으로 진출하여 성공적인 금융(산업)자본가로 변신하였다.

그러나 두 번째 가설은 이러한 주장에 대해 회의적이다(이영훈, 2005, 2010; 이영훈·박이택, 2001, 2002). 이 주장에 따르면, 18세기에 성립된 곡물시장의 통합은 내륙부를 포섭하지 못한 채 배가 다닐 수 있는 沿岸部 간의 통합에 머물렀으며, 서울 미곡시장의 통합 범위도 지리적으로 가까운 경기, 충청, 황해도를 벗어나지 못하였다. 또한 “서울과 지방과의 가격차를 이용한 상인들의 차익거래가 성립한 것은 사실이지만, 그 규모는 크지 않았으며 조선왕조 경제체제의 일환으로 공식화할 만큼 성숙하지도 않았다”(이영훈 2010: 434). 즉 서울은 어디까지나 행정도시에 머물렀을 뿐 결코 상업 도시로 발전하지는 못했다는 것이다. 나아가 이들에 따르면, 18세기 성립된 낮은 수준의 불안정한 통합(또는 ‘準통합’)마저도 19세기 중반 이후 모두 분열과 해체의 길을 걸었는데, 이영훈(2007)은 이를 ‘19세기의 위기’를 나타내는 중요한 징후로 해석한다. 요컨대 이 두 번째 가설에 따르면, 전자의 견해는 한편으로는 조선 후기 곡물시장의 통합 범위와 그 수준을 지나치게 과장하고 있으며, 다른 한편으로 19세기 후반 이후의 분열과 해체를 간과하고 있는 셈이 된다. 이들은 이러한 인식을 바탕으로 한반도에서 전국 규모의 시장통합은 식민지시기에 와서야 비로소 성립되었다(Cha, 2002)고 주장한다.

그런데 전자의 연구가 『비변사등록』 등 주로 문헌적 자료(qualitative approach)에 의존하고 있다면, 후자의 연구는 지역별 미가 데이터를 이용한 수량적 접근(quantitative approach)을 취함으로써 논의의 수준을 한

차원 끌어올린 것으로 평가받는다. 질적 자료를 토대로 한 분석은 과편화된 자료를 해석·종합하는 과정에서 연구자의 주관적 가치판단이 개입될 여지가 있지만, 수량적 접근은 자의적 가치판단에서 비교적 자유롭기 때문이다. 또한 문헌 분석만으로는 18~19세기 조선의 곡물시장이 다른 나라에 비해 어느 정도의 수준이었는지를 알 수 없지만, 수량적 접근은 나라별 비교를 통해 조선 후기 곡물시장의 세계사적 수준을 가늠하게 해준다는 장점도 있다. 그렇지만 후자의 연구가 취한 연구 방법이 각 지역 미가 데이터 간 상관관계수의 추정에 의존하고 있어, 그들이 내린 결론에 대해서는 여전히 재검토의 여지가 남아 있다. 시장의 통합을 분석하는 데 있어 상관관계 분석은 다음과 같은 여러 문제점이 지적되어 왔기 때문이다(Federico, 2012; Harriss, 1979; Ravallion, 1986: 102-103).

첫째, 이영훈·박이택(2002)도 인정하고 있듯이, 두 지역의 미가 시계열로부터 얻은 상관관계수에는 시장통합 이외의 요인들 예컨대 생산 충격의 공조성도 함께 반영되어 있는데, 상관관계수 분석으로는 이 둘을 분리해낼 방법이 없다. 예컨대 오늘날도 마찬가지로 농업생산은 기상 조건의 변화에 민감하게 반응하는데, 기상변화가 두 지역에 함께 영향을 미쳤을 경우 실제로는 두 시장이 분리되어 있음에도 불구하고 두 지역 가격 간 상관관계가 높게 측정될 수 있다. 둘째, 상관관계수를 추정할 때 가성회귀(spurious regression)를 피하기 위해 원 데이터를 차분할 수밖에 없는데, 이때 데이터가 가진 고유의 정보가 유실되어 실제로는 두 시장이 통합되어 있음에도 상관관계수가 낮게 측정될 가능성도 배제할 수 없다.

이 외에도, 상관관계수는 시계열의 길이에 민감하게 반응하기 때문에 기간을 지나치게 짧게 설정할 경우 실제 시장통합 여부와 관계없이 상관관계수는 낮게 도출될 수 있다. 예컨대 이영훈·박이택(2001: 164)은 불과 30km 남짓 떨어진 영암과 해남의 곡물시장이 19세기 후반 이후 “별개의 두 시장으로 분열”(이영훈·박이택, 2021: 164)되었음을 보여주는 증거로, 두 지역 간 쌀값의 상관관계수가 1819~54년과 1855~1882년에 각각 0.889와 0.693이었지만, 이 수치가 1883~1910년에 들어서 0.203으로 급격히 떨어졌다는 점을 제시하고 있다. 그렇지만 앞의 두 시기 표본수가 31개와 29개임에 비해 뒤 시기의 표본 수는 6개에 불과하여, 이것으로부터 얻은 상관관계수가 어느 정도 신뢰성이 있는지 의심을 받을 수 있다(이영훈·박이

택, 2001: 160의 <표 1>). 심지어 경주와 영암의 경우에는 기간을 지나치게 세분한 나머지, 시기별 샘플수가 3~8개에 불과하다. 또한 이영훈·박이택(2001)이 고립된 내륙부라고 판단한 남원의 경우, 그들의 추정결과에 따르면 해남과의 상관계수가 1819~54년의 0.151에서 1855~82년간 0.696로 커졌다가 1882~1910년에는 0.801로 더 커진 것으로 나타났는데(이영훈·박이택, 2001: 164-65의 <그림 3>과 <그림 4>), 이는 남원이 다른 농촌시장으로부터 고립되어 있었다는 자신들의 주장과 배치되며, 19세기 중반 이후부터 곡물시장이 분열과 해체의 길로 접어들었다는 주장과도 맞지 않는다.

상관계수가 가진 이러한 문제점 때문에 최근의 연구들은 공적분(co-integration)과 이를 응용한 오차수정모형(error correction model)을 보다 많이 사용하고 있다. 공적분 분석은 데이터를 차분하지 않고 레벨 변수를 그대로 사용함으로써 원자료에 담겨 있는 시장 정보를 모두 활용할 수 있게 해준다(Engle and Granger, 1987; Engle and Yoo, 1987). 특히 공적분을 응용한 오차수정모형은 시장통합의 여부뿐 아니라 통합의 질적 수준도 함께 분석할 수 있는 장점을 갖고 있다. 앞서 인용한 Bassino(2007), Persson(1988), Shiue and Keller(2007), Stude(2008) 그리고 Yao and Zheng(2017) 등은 모두 공적분과 오차수정모형을 활용한 연구 결과들이다. 본 논문 역시 공적분과 이를 응용한 오차수정모형을 사용하여 18~19세기 조선에서의 곡물시장의 통합 범위와 그 질적 수준을 살펴본다. 또한 이 글에서는 이영훈·박이택(2001)의 분석 대상에서 빠져있는 서울의 찹쌀 가격 시계열을 포함함으로써 농촌시장 간 통합뿐 아니라 서울과 농촌간 시장통합도 함께 검토한다. 여기에다 새로이 豆類 가격 데이터도 추가함으로써 쌀 시장뿐 아니라 여타 곡물시장의 통합 가능성도 함께 살펴본다. 『임원경제지』에 따르면, 場市에서 콩은 곡물류 중에서는 쌀 다음으로 가장 많이 거래되었다(이헌창, 2014b: 177의 표<4-1>).

이하 본 논문은 다음과 같이 전개된다. 서론에 이어 제II절에서는 본 논문에서 다루는 쌀과 콩의 가격 자료를 살펴보고, 이어서 시장통합의 여부와 질적 수준을 판단할 수 있게 해주는 오차수정모형을 소개한다. 제III절에서는 쌀과 콩 가격 시계열 데이터를 사용한 오차수정모형의 추정 결과를 제시하고, 제IV절에서는 본 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

## II. 자료와 모형

### 1. 자료

이 글에서 다루는 첫 번째 자료는 년 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. 반년 기준에는 년 단위의 서울과 광주가 빠진 대신, 대구와 해남이 들어가 있다. 위의 데이터는 서울의 경우만 찹쌀 가격이며, 나머지는 모두 벼의 조 가격이다.<sup>1)</sup> 살펴볼 두 번째 자료는 년 단위 기준의 서울의 綠豆가격(1778~1883)과 예천의 豆가격(1834~1910), 그리고 울산의 太(1870~1910)가격이다.

위 자료는 서울의 경우 왕실 재산을 관리해온 明禮宮의 『明禮宮上下冊』으로 가져온 것이며, 나머지는 해당 지역의 兩班家와 그 친족집단이 작성한 기록으로부터 추출한 것이다. 각 자료의 상세한 출처와 특징에 대해서는 이미 전성호(1998), 이영훈·전성호(2000), 이영훈·박이택((2001) 및 이영훈(2010)에 의해 자세하게 분석된 바 있다.<sup>2)</sup> 따라서 여기에서는 이 자료가 지닌 한계에 대해서만 간략히 언급해 둔다. 먼저 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 정도였는지는 현재로서 알 방법이 없다. 문제는 그 오차가 회귀분석이 무의미할 정도의 크기인가 하는 것인데, 필자는 다음과 같은 점에서 회귀모형의 추정에 충분히 활용할 수 있는 범위 내에 있다고 판단한다.

- 
- 1) 보다 엄밀하게 하기 위해서는 찹쌀과 멥쌀 가격의 비율을 이용하여 멥쌀 가격으로 조정해야 하지만, 당시의 찹쌀/멥쌀가격비율을 알지 못하며, 또 알고 있어 이를 조정한다고 해도 그것은 단지 선형 변환에 불과하기 때문에 분석의 결과에 영향을 미치지 않는다.
  - 2) 위 자료는 모두 박기주·이영훈·조영준(2007)에 수록되었다.

첫째, 이영훈·박이택(2001)이 보여주었듯이, 각기 독립적으로 작성된 미가 시계열 간에 통계적으로 유의미한 상관관계가 있음이 다수 확인되었다. 차명수·홍제완(2003)에 따르면, 서울의 찹쌀 가격과 울산의 미가 사이에도 높은 공조 관계가 있는 것으로 나타났다. 뒤에서 다시 살펴보겠지만, 같은 자료를 사용하여 오차수정모형으로 추정된 결과에서도, 모두 이론적으로 예상되는 계수와 부호가 도출되었다. 또한 일반적으로 년 단위의 데이터를 이용할 경우, 주기가 더 짧은 데이터 예컨대 분기나 월 단위 데이터를 이용할 때 비해 오차수정계수가 과소 추정되는 것으로 알려져 있는데(Federico, 2012; Taylor, 2001), 우리의 경우에도 년 단위를 사용할 때가 반년 단위를 사용한 때에 비해 과소 추정되는 것으로 나타났다. 마지막으로 다른 나라의 경험에 따르면, 어느 두 시장의 통합 강도는 두 지역 간의 거리가 멀수록 점차 약해지는데, 우리의 경우에도 양자 간에 유의미한 음(-)의 관계가 있는 것으로 확인되었다. 따라서 이상과 같은 여러 사실을 종합해볼 때, 비록 측정오차로부터 자유로울 수는 없겠지만, 위의 시계열 자료에는 당해 지역의 유용한 시장 정보가 담겨 있다고 판단한다. 서로 다른 소스로부터 추출한 시계열 자료끼리 우연히 상관관계가 높게 나타날 확률—그것도 이론과 부합하는 방향으로—은 제로에 가깝기 때문이다.

이 자료가 지닌 두 번째 문제점은 가격을 기록한 기간이 제각기 다르고 또 결측치(missing values)가 적지 않다는 사실이다. 예컨대 이 논문에서 살펴볼 미가 자료가 년 기준과 반년 기준이 각각 7개 지역이므로, 두 지역씩 짝을 지으면 모두 42개의 시장통합 사례를 검토할 수 있다. 그러나 이 중에는 기록의 시점과 종점이 달라 기간이 겹치지 않는 조합도 있으며, 또 겹치는 년도가 있다 하더라도 그 기간이 너무 짧아 통계적으로 유의미한 결과를 얻기 어려운 사례도 있었다. 이 논문에서 우리의 주된 관심 시기가 개항(1876) 이전이지만, 이 경우에는 충분한 관측치를 확보하기 위해 1910년까지 기간을 연장하였다. 뒤에서 살펴보겠지만, 결과적으로 개항 이전과 이후의 시장통합 간에는 유의미한 차이가 없었다.

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 피하고자 보정한 데이터의 추정결과만 제시하였지만, 양자의 추정결과 사이에 유의미한 차이는 없었다.<sup>3)</sup> 마지막으로 지역별 도량형의 차이에 따른 우려도 제기될 수 있다. 동일한 1석의 가격이라 하더라도 예컨대 예천과 영암에서 1석의 부피가 다를 수 있으므로 지역별 미가가 동일한 기준에 의해 작성된 가격인가 하는 의문을 제기할 수 있다. 그렇지만 이 글에서는 쌀값의 절대치 그 자체에 관심이 있지 않으며, 또한 모든 가격 자료는 전기로부터 차감한 변수를 사용하거나 같은 년도 하더라도 지역 간 차감 변수를 사용하기 때문에, 설사 지역별로 도량형에 차이가 있다 하더라도 그것이 우리의 분석 결과에 영향을 미치지 못한다.

## 2. 분석방법과 모형

우리가 가진 수량 자료가 위에서 소개한 쌀값과 두류 가격 시계열 자료밖에 없다고 할 때, 이 자료만으로 곡물시장의 통합 여부와 그 강도를 어떻게 알 수 있을까? 다음과 같은 예를 들어 설명해보자. 19세기 어느 해 서울과 영암의 1석당 미가는 각각 2.6냥과 1.9냥이며, 양 지역 간 교역에 따른 거래비용은 운송비를 포함하여 1석당 0.2냥이라고 하자. 이때 양 지역의 가격 정보를 모두 알고 있는 상인이 있었다면, 그는 영암에서 쌀을 사다가 서울에서 되팔아 거래비용을 제하고도 1석당 0.5냥의 수입을 얻었을 것이다.

물론 우리는 당시의 상인들이 실제 이러한 차익거래(arbitrage)를 하였는지 그리고 이로 인해 어느 만큼의 쌀이 이출/이입되었는지 직접적 증거를 갖고 있지는 않다. 다만 지역 간 시세차익을 노리는 차익거래가 활발하게 이루어졌다면, 서울의 쌀값은 떨어졌을 것이고 반대로 영암의 쌀값은 올랐

3) 그럼에도 보정으로 인해 추정결과가 달라질 수 있다는 우려가 제기될 수 있기 때문에 비교를 위해 <부표>에서는 결측치를 그대로 둔 추정 결과를 제시하였다. 이 <부표>는 결측치를 그대로 둔 것만 다르고 나머지는 본문의 <표 1>과 같다. 양자를 비교해보면, 결측치를 보정한 추정결과가 결측치를 그대로 둔 추정결과에 비해, 관측치 수가 늘어남에 따라 전반적으로 t통계량이 조금 증가하였지만, 설명계수는 같거나 오히려 조금 하락하였다. 그렇지만 계수는 양자 간에 큰 차이가 없음을 볼 수 있다. 그럼에도 결측치를 그냥 두었을 때보다 관측치가 많아지면서 분석 시기를 개항 이전시기로 한정하거나 분석이 가능한 사례의 수가 조금 더 늘어나는 효과를 얻을 수 있었다.



을 것이란 사실은 짐작할 수 있다.<sup>4)</sup> 서울의 총공급량은 늘어난 반면 영암의 총공급량은 줄어들었을 것이기 때문이다. 그리고 이러한 이출과 이입은 양 지역 간 가격 차이가 거래비용을 반영한 만큼인 1.2:1인 ‘균형가격비율’(equilibrium price ratio)에 도달할 때까지 일어났을 것이다. 그 비율에 도달하면 더는 차익거래에 따른 이득이 없기 때문이다. 물론 그 반대의 경우도 가능하다. 예컨대 어떤 이유로 영암지역의 쌀값이 3냥으로 뛰어올랐다면, 이번에는 서울의 쌀이 영암으로 내려갔을 것이고 이러한 차익거래는 또 다시 균형가격비율인 1.2:1에 도달해서야 멈추었을 것이다.<sup>5)</sup> 요약하면, 현재 우리는 지역 간 가격 차이를 이용한 차익거래의 구체적인 수량 증거를 갖고 있지 않지만, 이러한 일이 빈번하게 일어났다면 그 흔적은 오늘날까지 전해오는 가격 정보에 고스란히 반영되어 있을 것이다.

경제학자들은 쿠르노(Cournot, 1971: 51-52)에 따라 ①장기적으로 어느 두 시장의 가격 시계열 간에 균형가격비율이 존재할 때, 또는 ②단기적으로 흉작 등 어떤 외생적 충격으로 일시적인 불균형상태가 되었다 하더라도 다시 그 균형비율로 되돌아올 때, 이 두 시장은 통합되었다고 정의한다(Jacks, 2004: 287-288; Federico, 2011, 2019). 그리고 균형 관계를 회복하는 속도가 빠르면 빠를수록 통합의 질적 수준은 높다—혹은 보다 효율적이다—고 판단한다. 물론 균형가격비율은 고정불변이 아니다. 예컨대 위에서 서울과 영암 간 거래비용을 1석당 0.2냥으로 가정하였지만, 선박의 대형화와 통신수단의 발달에 힘입어 거래비용을 0.1냥까지 낮출 수 있다면 균형가격비율도 1.1:1로 낮아지고, 이로 인해 두 지역 간 교역량도 그만큼 더 늘어날 수 있다. 만일 거래비용이 더 떨어져 제로에 수렴하게 되면, 균형가격비율은 1:1 즉 쿠르노가 말하는 일물일가의 법칙(the law of one price)이 적용되는 완벽한 통합시장에 좀 더 가까워지게 된다.

시장통합의 정의는 이처럼 단순 명료하고 논리적이지만, 이를 실증적으로 검증하는 일은 생각만큼 쉬운 일은 아니다. 1980년대 후반 Engle and Granger(1987)와 Engle and Yoo(1987)에 의해 공적분(co-integration)

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

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

이론이 탄생하기 전까지 시장통합의 여부를 살펴보는데 가장 많이 사용된 방법은 두 지역의 가격 시계열 간 상관계수를 추정하는 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 일정 비율이 유지될 것 이란 아이디어에서 비롯되었다. 즉 별개의 두 시장이 하나로 통합되었다면 두 지역의 가격은 일정 비율을 유지하면서 공조 현상을 보일 것이기 때문에 상관계수는 높게 나올 것이고, 반대로 시장이 분리되어 있다면 두 지역의 가격은 각기 자기 지역의 수요와 공급에 따라 결정될 것이므로 균형 비율은 애초부터 존재할 수가 없고, 따라서 두 지역 미가간 상관계수도 낮게 나올 수밖에 없다는 것이다. 서론에서 언급한 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). 첫째, 서론에서 언급한 바와 같이 미가 시계열 간의 상관계수는 시장의 통합 여부에도 영향을 받지만, 기상변화 등 두 지역에 공통적으로 영향을 미치는 다른 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있다(Federico, 2012; McNew and Fackler, 1997). 둘째, 상관계수를 계산할 때 허위의 결과(spurious regression)를 피하고자 시계열 데이터를 차분하여 사용하는 데, 이때 데이터가 가진 고유의 정보가 유실되어 실제 두 시장이 통합되어 있음에도 불구하고 상관계수는 낮게 나올 가능성도 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 대해 예민하게 반응하는 단점도 있다(Phillips, 1991). 이때 기간을 짧게 설정하여 상관계수를 구하면 극단적으로는 음(-)의 값이 나올 수도 있다. 그러나 무엇보다 상관계수 분석은 일시적 쇼크에 의해 불균형이 나타났을 때 즉각적인 가격조정(instantaneous price adjustment)을 전제하고 있기 때문에, 장기 균형가격비율로 돌아가는 동태적 과정을 파악할 수 없는 근본적인 한계가 있다(Ravallion, 1986).

상관계수가 지닌 이러한 문제점 때문에 근래에는 Engle and Granger

(1987)의 공적분과 이를 응용한 오차수정모형(error correction model)이 보다 더 많이 활용되고 있다. Engle and Granger는 두 시계열 사이에 안정적인(stationary) 선형결합이 존재할 때 이들 두 변수는 공적분되었다(co-integrated)고 정의한다. 또한 그들에 따르면, 두 변수 간에 공적분의 관계가 있다는 것은 이들 두 변수 간에 장기적으로 균형관계(long-run equilibrium relation)가 있다는 의미이고, 또 장기적인 균형 관계가 있다는 것은 어떤 외생적 충격으로 일시적으로 불균형상태가 되더라도 그 상태가 지속되지 않고 다시 균형 관계를 회복한다는 것을 뜻을 담고 있다.

이러한 내용의 공적분 이론은 그 이름의 유사성에서도 알 수 있듯이, 시장의 통합을 살펴보는데 유용한 도구로 응용할 수 있다. 두 지역의 가격 시계열 간에 장기적인 균형 관계가 존재한다는 첫 번째 명제는 통합된 두 시장의 가격 시계열 간에 안정적인 균형가격 비율이 성립한다는 것과 같은 의미이며, 일시적으로 불균형상태가 되더라도 장기적인 균형 관계가 회복될 것이란 두 번째 명제는 두 시장의 가격비가 단기적으로 균형비율에서 벗어나더라도 상인들의 차익거래에 의해 균형가격비율이 회복될 수 있다는 뜻을 담고 있기 때문이다.

두 시장이 통합되어 있을 때, 두 시장의 가격 시계열 간에 안정적인 균형 가격 비율이 존재한다는 첫 번째 명제는 다음과 같은 수식으로 나타낼 수 있다.

$$\hat{Z}_t = \frac{P_t^A}{P_t^B} \tag{1}$$

$$\hat{z}_t = \log \hat{Z}_t = (p^A - p^B)_t$$

$$; A, B = \text{지역}, p^A = \log(P^A), p^B = \log(P^B) \tag{2}$$

위 두 식에서  $P$ 는 가격이며 하첨자  $t$ 는 시간을, 그리고 상첨자  $A$ 와  $B$ 는 지역을 나타낸다. 따라서 식 (1)은  $A$ 와  $B$  두 지역의 가격 시계열 사이에 장기적으로  $\hat{Z}$ 라는 균형 비율이 존재한다는 것이며, 식 (2)는 식 (1)을 로그 변환한 식이다. 따라서 예컨대 서울과 영암의 두 미곡시장이 하나의 단일시장으로 통합되었는가 하는 것은 두 지역 미가 시계열 간의 가격비율

이 안정적(stationary)인가의 여부에 달려 있다. 우리는 앞의 예에서 서울과 영암의 두 미곡시장이 통합되어 있다면, 장기적으로 두 미가 시계열 간의 가격비율은 두 지역간 거래비용 0.2냥을 반영한 1.2:1에서 결정될 것임을 살펴본 바 있다. 그런데 Froot et al.(1995)는 실제 위의 식 (2)를 이용하여, 8개 곡물을 대상으로 지난 700년 동안 영국과 네덜란드 두 지역이 하나의 시장으로 통합되었는지를 추적하였다. 그들의 단위근 검정 결과에 따르면, 보리와 밀, 버터 등 세 품목에서 두 나라 간 가격 비율이 1% 유의수준에서 안정적인 것으로 나타났다(이 논문에 대한 개괄적 설명은 Persson, 1999: 125-126 참조).

다음으로 두 시장의 가격 시계열 간에 안정적인 균형비율이 존재한다면, 단기적으로 불균형 상태가 되더라도 장기적으로는 다시 균형비율을 회복할 것이란 두 번째 명제는 오차수정모형(error correction model)으로 불리는 다음의 수식으로 표현할 수 있다.

$$\Delta p_t^A = \mu_0 + \mu_1 (p^A - p^B - \hat{z})_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta p_t^B = \nu_0 + \nu_1 (p^A - p^B - \hat{z})_{t-1} + \sigma_t$$

$$; \Delta p_t = p_t - p_{t-1} \quad \epsilon_t, \sigma_t = \text{오차항} \quad (4)$$

위 두 식에 따르면,  $t$ 기의 가격변화  $\Delta p_t (\equiv p_t - p_{t-1})$ 는  $t-1$ 기의 (불)균형상태  $(p^A - p^B - \hat{z})_{t-1}$ 와 오차항의 함수로 되어 있다. 따라서  $A$ 와  $B$  두 지역간 가격비율이 장기적으로 안정적이라면,  $t-1$ 기에 어떤 외생적 쇼크에 의해 일시적으로  $(p^A - p^B - \hat{z})_{t-1} \neq 0$ 의 상태가 되었다 하더라도  $t$ 기 이후에는 다시 균형비율로 회복해야 하므로  $\mu_1$ 과  $\nu_1$  중 적어도 어느 하나는 각각 음(-) 또는 양(+의 값을 가져야 한다. 이 두 계수의 부호가 동시에 음(-)과 양(+이 되지 않아도 되는 이유는 어느 하나의 부호만 유효 하더라도 균형비율을 회복하는데 아무런 문제점이 없기 때문이다. 경제학자들은 이처럼  $p^A$ 의 변화로 인해 나타난 불균형이  $t$ 기 이후부터 수정되는 과정에서  $p^B$ 에만 영향을 미치고 자신의 가격  $p^A$ 는 영향을 받지 않는 경우,  $p^A$ 는  $p^B$ 에 대해 '약외생성'(weak exogeneity)을 갖고 있다고 말한다.<sup>6)</sup>

그렇지만 두 계수의 부호가 동시에 제로가 되어서는 안 된다. 두 부호가 동시에 제로가 된다는 것은  $t-1$ 기에 나타난 불균형이  $t$ 기 이후에도 영원히 '수정'되지 않는다 — 즉 균형가격비율로 돌아오지 않는다 — 는 것을 의미하기 때문이다. 정리하면, 어느 두 시장 간의 통합 여부를 판단하는 방법은 두 시장 가격 시계열 간의 비율이 안정적인가를 살펴보는 것 외에, 위 모형을 추정한 다음  $\mu_1$ 과  $\nu_1$ 의 부호 방향을 체크해봄으로써도 알 수 있다.

그런데 이 두 가지 방법 중 전자는 장기균형관계의 유무 즉 시장통합의 여부만 알려주지만, 후자는 통합 여부뿐 아니라 통합의 질적 수준을 판단할 수 있는 정보도 함께 제공해주는 장점이 있다.  $\mu_1$ 과  $\nu_1$ 의 절대값이 불균형 상태에서 균형상태로 돌아오는 데 걸리는 시간을 나타내기 때문이다. 예컨대  $\mu_1$ 이 0.1이라면  $t-1$ 기에 발생한 오차가  $t$ 기에 10% 수정되었다는 뜻이고, 1이라면 전기의 발생한 불균형이 다음 기에 모두 해소되었음을 의미한다.  $\mu_1$ 과  $\nu_1$ 에 이러한 정보가 담겨 있어서 경제학자들은 이 계수를 '오차수정계수'라고 부르고, 이 값의 크기를 통합된 두 시장의 질적 수준을 나타내는 지표로 해석한다. 균형상태로 돌아오는 속도가 빠르다는 것은 두 지역 간의 가격 차이를 활용하는 차익거래가 그만큼 활발하다는 것을 의미하기 때문이다. 그런데 차익거래가 활발하게 이루어지기 위해서는 어느 한 지역의 가격 정보가 다른 지역으로 보다 빨리 전달되어야 하며, 또 부피가 크고 무게가 나가는 곡물을 안전하고 신속하게 실어 나르기 위해서는 효과적인 운송 수단과 교통 인프라가 갖추어져 있어야 한다. 이 외에도 원활한 상거래를 위해서는 도량형과 결제수단의 통일, 재산권의 보호 등의 제도적 혁신이 선행될 필요가 있다(이현창, 2014a; Johnson and Koyama, 2017). 요약하면, 오차수정계수의 크기에는 차익거래에 영향을 미치는 이러한 모든 요인이 동시에 반영되어 있다. 따라서 우리가 오차수정계수를 추정할 수 있다면, 그 나라 또는 그 시대 시장통합의 질적 수준을 한눈에 파악할 수 있

6) 예컨대 앞의 예에서 영암의 쌀값이 오르면 서울에서 영암으로 쌀이 이출되기 때문에 영암의 쌀값은 떨어지고 서울의 쌀값은 오를 것이라고 가정하였지만, 서울에서의 쌀 비축량이 넉넉할 경우 영암의 쌀값만 하락하고 서울의 쌀값은 변동이 없을 수 있다. 이와 같이  $p^A$ 와  $p^B$  간에 장기균형 관계가 존재하고 A시장에서 충격이 발생하여 장기균형관계에서 이탈이 발생할 경우, 다음 기의 회복과정에서 B시장은 영향을 받는 반면 A시장은 영향을 받지 않을 때  $p^A$ 는  $p^B$ 에 대해 약외생성을 갖는다고 일컬어진다. 이에 대한 좀 더 자세한 설명은 Persson(1999: 98) 참조.

고 또 나라별, 시대별 상호 비교도 가능하다.

$$\Delta p_t^A = \alpha_0 + \alpha_1 (p^A - p^B)_{t-1} + \phi_t \quad (5)$$

$$\Delta p_t^B = \beta_0 + \beta_1 (p^A - p^B)_{t-1} + \rho_t \quad (6)$$

$$\begin{aligned} (\Delta p^A - \Delta p^B)_t &= (\alpha_0 - \beta_0) + (\alpha_1 - \beta_1)(p^A - p^B)_{t-1} + \phi_t - \rho_t \\ &= c_0 + \gamma(p^A - p^B)_{t-1} + \omega_t \end{aligned}$$

$$; \alpha_0 = \mu_0 - \mu_1 \hat{z}_{t-1}, \beta_0 = \nu_0 - \nu_1 \hat{z}_{t-1}, c_0 = \alpha_0 - \beta_0,$$

$$\gamma = \alpha_1 - \beta_1, \omega_t = \phi_t - \rho_t \quad (7)$$

Studer(2008)는 두 시장의 위계구조 즉 ‘약외생성’ 보다는 두 시장간 통합의 여부와 그 질적 수준에 관심이 있을 경우 식 (3)에서 식 (4)를 차감한 모형이 좀 더 유용하다고 이야기한다. 그의 제안에 따라 식 (3)과 식 (4)를 식 (5)와 식 (6)과 같이 정리한 다음, 식 (5)에서 식 (6)을 빼면 그가 한계모형(marginal model)이라 부른 식 (7)을 얻을 수 있다. 이 식에서  $\gamma$ 는  $A$ 와  $B$  두 시장의 오차수정계수의 절대값을 합친 값으로,  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 이  $A$ 와  $B$ 시장에서의 개별 조정속도라면,  $\gamma$ 는 전체 조정속도를 나타낸다. 그의 말대로 시장의 위계구조보다는 시장통합의 여부와 통합의 질적 수준에 더 관심이 있다면,  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 보다  $\gamma$ 의 부호와 그 크기가 훨씬 더 유용하다.  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 은 두 시장의 위계 관계 즉 ‘약외생성’의 정보를 제공해주지만,  $\gamma$ 는 두 시장 간 통합의 수준을 종합적으로 판단할 수 있게 해주기 때문이다. 예컨대  $\gamma=0$ 이라면  $\alpha_1 = \beta_1 = 0$ 이므로  $A$ 와  $B$  두 시장은 분리되어 있다고 말할 수 있으며, 반대로 이 값이 0으로부터 멀어질수록 두 시장간 통합의 질적 수준은 높다고 이야기할 수 있다.

마지막으로 식 (5)~(7)의 오차수정모형의 좌변은 1차 차분된 안정적인 변수지만, 우변항은 수준 변수(level variable)로 되어 있다. 따라서 오차수정모형의 추정결과가 허구(spurious regression)가 되지 않기 위해서는 우변항이 안정적(stationary)이라는 것이 전제가 되어야 한다. 그런데 우변항  $(p^A - p^B)_{t-1}$ 은 앞서 살펴본  $A, B$  두 지역의 가격 시계열간 비율을 나타내는 식 (2)와 같으므로, 결국 장기적으로 두 시계열의 가격 비율이 안정

적이란 것이 확인되면, 식 (5)~(7)의 추정결과는 거짓이 아니다.

### Ⅲ. 실증결과

#### 1. 미곡시장

##### (1) 서울과 농촌간 시장통합

이상 우리는 시장통합의 여부와 그 강도를 측정할 수 있는 오차수정모형을 살펴보았다. 본 절에서는 이 모형과 앞서 소개한 지역별 곡물가격 자료로부터 구한 추정결과를 제시한다. 먼저 <표 1>은 서울과 5개 농촌 지역의 미가 시계열을 사용한 추정결과이다. 영암을 포함하여 5개 농촌이 선정된 것은 이들 지역을 제외한 나머지 지역의 경우는 쌀값의 첫 기록 시점이 19세기 후반 이후이기 때문이다.

<표 1>에서 ADF 검정은 앞서 살펴본 식 (2), 즉 두 지역의 쌀값 시계열 간 비율이 안정적인가를 알려주는 Augmented Dickey - Fuller의 통계량이며, [ ]은 이 수치가 통계적으로 유의미한가를 보여주는 MacKinnon (1991)의 p-value이다.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  및  $\gamma$  는 앞 절에서 살펴본 식 (5), (6) 과 식(7)의 오차수정계수 추정값이다. 먼저 ADF 검정통계량부터 살펴보면, 서울과 5개 지방의 미가 시계열 간의 비율이 1% 유의수준에서 모두 안정적임을 보여주고 있다.<sup>7)</sup> 그리고 추정된  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  및  $\gamma$ 은 두 지역의 쌀값이 장기적 균형 관계가 있을 때만 나타나는 부호의 방향을 나타내고 있으며, 또한 이 값은 통계적으로 1~5% 수준에서 모두 유의적이다. 참고로 서울과 각 다섯 지역 간 1차 차분한 쌀값의 상관계수는 0.37(영암), -0.09(경주) 0.21(예천) -0.15(광주), 0.15(남원)로 계산되었다. 즉 상관계수

7) 식 (2) 외에 보다 일반화된 일차선형식 즉  $P_t^A = \beta_0 + \beta_1 P_t^B + u_t$ 을 상정하여 안정성 여부도 함께 체크하였는데, 예상대로 위 식 (1)부터 식 (5)까지 ADF검정통계량은 각각 -6.71 -5.16, -4.95, -4.10, -4.40으로, 모두 1% 유의수준에서 안정성 검정을 통과하였다. 번거로움을 피하기 위해 따로 기재하지는 않았지만, 농촌간 시장통합의 추정결과를 보여준 이 글의 <표 2>와 두류시장의 추정결과를 제시한 <표 4>에서도 결과는 마찬가지였다.

로 판단할 때, 서울의 미가시장과 통합을 말할 수 있는 지역은 영암 한 곳 밖에 없지만, <표 1>의 추정결과는 서울과 영암 외 나머지 지역의 미가시장 과도 모두 통합되어 있음을 보여주고 있는 것이다.

<표 1> 추정결과: 서울과 농촌지역간 시장통합(Estimation Results of ECM between Seoul and Local Areas in the Rice Market)

식	1	2	3	4	5
기간	1793~1883	1793~1883	1835~1883	1852~1883	1852~1875
지역A	서울	서울	서울	서울	서울
지역B	영암	경주	예천	남원	광주
ADF test	-4.42*** (0.00)	-4.70*** (0.00)	-4.50*** (0.00)	-4.50*** (0.00)	-4.60*** (0.00)
$\alpha_1$	-0.19** (-2.25)	-0.17** (-2.46)	-0.19** (-1.74)	-0.45*** (-2.96)	-0.38** (-2.69)
$\beta_1$	0.65*** (5.00)	0.53*** (5.18)	0.53*** (3.76)	0.51** (2.52)	0.57*** (2.91)
$\gamma$	-0.88*** (-4.74)	-0.74*** (-5.96)	-0.72*** (-4.99)	-1.20*** (-5.95)	-0.98*** (-4.60)
$\overline{R}^2$	0.47	0.39	0.36	0.60	0.49
N	72	58	46	26	24

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007).

Source: Park, Rhee, and Cho (2007).

주: ADF test는 식 (2)를 대상으로 한 Augmented Dickey-Fuller 통계량(귀무가설: 시계열 관측치에 단위근이 존재한다). [ ]는 MacKinnon(1991)의 p값.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma$ 는 식 (5)~(7)의 계수값. ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 유의수준 1, 5, 10%.  $\overline{R}^2$  = 식 (7)의 조정된 결정계수. N=관측치수.

Note: ADF test denotes Augmented Dickey - Fuller statistics of model (2) (The null hypothesis is that the series has a unit root, i.e. it is not stationary). Figures in [ ] are MacKinnon (1991) approximate p-value.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma$  stands for parameter of model (5)~(7), respectively. Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* is 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\overline{R}^2$  is adjust  $R^2$  of model (7), N=number of observations.

그런데  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 에 좀 더 주목해보면, 5개 식 모두 각각 음(-)와 양(+)의 값을 취하고 있음을 알 수 있다. 이는 앞서 언급한 대로 상대 지역에 대해 '약외생성'을 갖는 지역이 한 곳도 없음을 의미한다. 즉 이 추정결과에 따르면,  $t-1$ 기에 서울(농촌)의 쌀값이 갑작스럽게 올라 장기균형관계에서 벗어나면,  $t$ 기에는 어김없이 5개의 농촌지역(서울)의 쌀이 서울(농촌)로 이



동하였으며, 이로 인해 쌀이 빠져나간 농촌(서울)의 쌀값은 상승하지만, 쌀이 이입된 서울(농촌)의 쌀값은 모두 하락하였다. 그런데  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 의 절대값을 비교하면,  $\alpha_1$ 이  $\beta_1$ 에 비해 그 값이 작다는 것을 알 수 있는데, 이는 서울이 지방보다 미곡시장의 규모가 훨씬 크다는 점을 생각해보면 예상과 부합하는 결과이다.

이외에 우리는 <표 1>의 추정결과로부터 다음과 같은 두 가지 사실을 더 읽어낼 수 있다. 첫째는 서울로 향하는 쌀 공급을 어느 특정 지역이 독점하고 있지 않다는 점이다. 부연하면 서울 貿穀商의 활동 범위가 서울과 가까운 지역에만 국한되어 있지 않고 호남에서부터 경상도에 이르기까지 전국에 걸쳐 있었다는 점이다. 둘째는 서울과 농촌 간의 차익거래가 자기 지역의 쌀값을 인상시키는데 그치지 않고 상대 지역의 쌀값을 떨어뜨릴 만큼 교역의 규모가 결코 작지 않다는 사실이다. 아래의 두 인용은 서울과 농촌 간 쌍방향으로 이루어진 차익거래의 규모를 짐작하게 해주는 사료인데, 이 두 기록은 <표 1>의 추정결과를 지지해준다.<sup>8)</sup>

① 최근에 들으면 江上(서울-주)에서 곡식을 사서 저축하는 무리가... 어두운 밤에 아무도 모르게 강 밖 먼 곳으로 옮겨 두었다가 배에 실어 가격이 오른 兩湖(충청 전라-주)에 내려보낸 것이 수삼일 사이에 몇천 包가 될지 모른다고 하니, 이를 하는 대로 내버려 두고 막지 않는다면 江上에 오래 저축한 것은 필시 텅 비게 되고 이후 도성 백성은 장차 糊口에 손쓸 수 없을 것이니, 백성의 습성이 해괴할 뿐만 아니라 향후 온갖 근심거리가 될 것입니다(『비변사등록』 순조 9년 1809년 6월 12일).

② 서울 상인이 곡물을 사들일 때 각 도에서 압류하고 보내지 않기 때문에 서울의 쌀이 이로 말미암아 더욱 귀해지고 部內 백성의 사정은 한창 걱정되고 급하게 되었다고 합니다. 각 도에서 곡물의 반출을 막는 것이 비록 그 지역의 백성을 위하는 뜻에서 나왔을지라도 糶穀이 이르지 않는다면 필시 서울의 백성들은 다 죽게 될 것입니다(『비변사등록』 순조 14년 1814년 2월 25일).

8) 이외에도 서울과 지방간의 차익거래가 활발히 이루어졌음을 보여주는 기록들을 쉽게 찾을 수 있는데, 이에 대해 보다 자세한 것은 고동환(1998, 2003)과 최완기(1989, 1995) 참조.

〈표 2〉 추정결과: 농촌지역간 시장통합(Estimation Results of ECM among Local Areas in the Rice Market)

자료 식	연간									
	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
지역A 지역B	경주 예천	경주 예천	영암 남원	영암 물산	영암 광주	영암 경주	영암 예천	영암 남원	영암 해남	영암 대구
ADF	-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*** (0.02)	-6.40*** (0.00)	-5.11*** (0.00)
test										
$\alpha_1$	-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)
$\gamma$	-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)
$\bar{R}^2$	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
식	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
기간	1840~ 1876	1850~ 1876	1871~ 1910	1851~ 1876	1850~ 1910	1842~ 1910	1829~ 1910	1871~ 1910	1824~ 1873	1773~ 1808
지역A 지역B	경주 예천	경주 남원	경주 물산	경주 광주	예천 남원	경주 예천	경주 남원	경주 물산	경주 해남	경주 대구
ADF	-4.35*** (0.00)	-3.06*** (0.03)	-4.95*** (0.00)	-3.77*** (0.00)	-5.28*** (0.00)	-6.52*** (0.00)	-4.75*** (0.00)	-6.13*** (0.00)	-4.37*** (0.00)	-4.20*** (0.00)
test										
$\alpha_1$	-0.28 (-1.53)	-0.54*** (-2.45)	-0.24* (-1.77)	-0.64*** (-3.92)	-0.51*** (-4.84)	-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)	0.28 (2.01)	0.09 (1.04)	-0.00 (-0.03)	0.09 (0.86)	0.22 (2.46)	-0.05 (-0.39)
$\gamma$	-0.68*** (-4.35)	-0.66*** (-3.06)	-0.81*** (-4.95)	-0.84*** (-3.77)	-0.71*** (-5.22)	-0.67*** (-6.52)	-0.41*** (-4.75)	-0.62*** (-6.13)	-0.49*** (-4.37)	-0.60*** (-4.20)
$\bar{R}^2$	0.39	0.32	0.46	0.44	0.34	0.37	0.24	0.42	0.26	0.29
N	31	22	31	20	55	75	25	53	56	45

자료	년단										반년단											
	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	1871~1910	1851~1910	1871~1910	1835~1876	1871~1910	1871~1910	1871~1910	1829~1876	1871~1910		
기간	1871~1910	1851~1877	1871~1910	1851~1910	1871~1910	1837~1876	1871~1910	1835~1876	1871~1910	1871~1910	1871~1910	예천	예천	예천	예천	예천	예천	예천	예천	예천	예천	
지역A	울산	광주	울산	광주	광주	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	
지역B	울산	광주	울산	광주	광주	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	남원	
ADF	-4.55*** (0.00)	-4.35*** (0.00)	-4.59*** (0.00)	-7.21*** (0.00)	-4.68*** (0.00)	-4.07*** (0.00)	-4.41*** (0.00)	-3.45*** (0.00)	-3.73*** (0.00)	-4.92*** (0.00)	-3.50*** (0.01)	-4.55*** (0.00)	-4.35*** (0.00)	-4.59*** (0.00)	-7.21*** (0.00)	-4.68*** (0.00)	-4.07*** (0.00)	-4.41*** (0.00)	-3.45*** (0.00)	-3.73*** (0.00)	-4.92*** (0.00)	-3.50*** (0.01)
test	-0.12 (-0.78)	-0.63*** (-4.43)	-0.24 (-1.66)	-0.75** (-4.14)	-0.53*** (-3.47)	-0.32*** (-3.03)	-0.42*** (-3.51)	-0.30*** (-3.05)	-0.20*** (-2.32)	-0.19 (-1.61)	-0.01 (-0.10)	-0.12 (-0.78)	-0.63*** (-4.43)	-0.24 (-1.66)	-0.75** (-4.14)	-0.53*** (-3.47)	-0.32*** (-3.03)	-0.42*** (-3.51)	-0.30*** (-3.05)	-0.20*** (-2.32)	-0.19 (-1.61)	-0.01 (-0.10)
$\alpha 1$	0.44** (2.22)	0.12 (0.76)	0.47*** (3.34)	0.20 (1.24)	0.16 (1.26)	0.13 (1.45)	-0.00 (-0.01)	0.13* (1.80)	0.15 (1.59)	0.38*** (3.79)	0.40*** (3.45)	0.44** (2.22)	0.12 (0.76)	0.47*** (3.34)	0.20 (1.24)	0.16 (1.26)	0.13 (1.45)	-0.00 (-0.01)	0.13* (1.80)	0.15 (1.59)	0.38*** (3.79)	0.40*** (3.45)
$\gamma$	-0.57*** (-4.00)	-0.77*** (-3.88)	-0.71*** (-4.59)	-1.12*** (-7.21)	-0.83*** (-4.68)	-0.45*** (-4.07)	-0.47*** (-4.41)	-0.48*** (-4.35)	-0.36*** (-3.73)	-0.61*** (-4.92)	-0.52*** (-3.50)	-0.57*** (-4.00)	-0.77*** (-3.88)	-0.71*** (-4.59)	-1.12*** (-7.21)	-0.83*** (-4.68)	-0.45*** (-4.07)	-0.47*** (-4.41)	-0.48*** (-4.35)	-0.36*** (-3.73)	-0.61*** (-4.92)	-0.52*** (-3.50)
$\bar{R}^2$	0.30	0.40	0.36	0.55	0.44	0.26	0.24	0.22	0.17	0.29	0.25	0.30	0.40	0.36	0.55	0.44	0.26	0.24	0.22	0.17	0.29	0.25
N	40	25	40	44	30	49	65	70	72	60	39	40	25	40	44	30	49	65	70	72	60	39

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007).  
 Source: Park, Rhee, and Cho(2007).  
 주: ADF test는 식 (2)의 Augmented Dickey Fuller 통계량(귀무가설: 시계열 관측치에 단위근이 존재한다). [ ]는 MacKinnon(1991)의 p값.  $\alpha 1$ ,  $\gamma$ 는 식 (5)~(7)의 계수값. ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \*는 유의수준 1, 5, 10%,  $\bar{R}^2$ =식 (7)의 조정된 결정계수. N=관측치수.  
 Note: ADF test denotes Augmented Dickey - Fuller statistics of model (2) (The null hypothesis is that the series has a unit root, i.e. it is not stationary). Figures in [ ] are MacKinnon (1991) approximate p-value.  $\alpha 1$ ,  $\beta 1$ ,  $\gamma$  stands for parameter of model (5)~(7), respectively. Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* is 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\bar{R}^2$  is adjust  $R^2$  of model (7), N=number of observations.

## (2) 농촌 지역 간 시장통합

서울과 농촌 간 이만한 정도의 시장통합이 농촌시장 간에도 이루어졌을까? <표 2>는 이를 알아보기 위해 농촌 지역간 오차수정모형의 추정 결과를 정리한 것이다. 이 표에는 영암, 경주, 예천, 남원, 울산, 광주 등 6개 지역의 연간 단위 미가 자료와 영암, 경주, 예천, 남원, 해남, 울산, 대구 등 7개의 반년 단위 자료로부터 각 두 지역씩 조합된 총 31개의 추정결과가 제시되어 있다.

먼저 ADF 통계량부터 살펴보면, 각 31개 조합 모두 1% 유의수준에서 안정적인 균형가격비율이 있음을 알 수 있다. 오차수정계수 역시 31개의 조합 중  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 이 동시에 0을 보인 사례는 하나도 없으며,  $\gamma$ 는 모두 1% 유의수준에 음(-)의 부호를 나타내고 있다. 즉 <표 2>의 추정결과에 따르면, 이영훈·박이택(2001)이 고립된 내륙부라고 판단한 남원을 포함하여 시장통합에서 제외된 농촌지역은 단 한 곳도 발견되지 않는다.<sup>9)</sup>

『비변사등록』이나 『일성록』 등 당시의 문헌자료에는 서울과 지방간 차익거래에 대한 기록은 비교적 많은 편이지만 상대적으로 지방간 차익거래에 대한 사료는 드문데, 고동환(1998: 406)이 소개한 다음의 인용에 따르면 지방간 차익거래도 서울과 지방간 거래 못지않게 꽤 활발하게 이루어졌음을 알 수 있다.<sup>10)</sup>

죄인 金致振(48세)은 ...충청도 내포에서는 쌀 한가마 가격이 10냥 남짓에 불과하지만 淸北(평안도 청천강 북쪽지방-인용)에서는 돈은 많고 곡식은 적어 20여냥이라는 이야기를 듣고...배를 타고 3~4차 왕래하면서

9) 남원이 삼진강을 통해 여타 지역의 시장과 연결되어 있었음은 문헌자료에서도 확인된다. 박정오·이종록(2010)에 따르면, 삼진강에서는 한국전쟁 무렵까지 떼배(뗏목)를 이용하여 상류의 원목을 바다까지 운반해왔다고 한다. 최근에는 관광 상품의 일환으로 과거 일제시기 때까지 배가 올라왔던 남원 요천나루터에 황포돛을 단 소급배를 재현해놓았다.

<http://www.namwonnews.com/news/articleView.html?idxno=1523>

10) 자료의 제약으로 본 논문에서 다루고 있는 지역이 서울 이남으로 한정되어 있는데, 이 사례는 충청도 지역과 평안도 청천강 이북 지역 간의 차익거래의 상황을 전해주고 있어 특히 흥미롭다. 이 인용에 등장하는 양반 출신 김치진은 이후 중국과 密貿易을 하다 관헌에 적발되어 효수를 당했는데, 이에 대해 보다 자세한 것은 노대환(2006) 참조.

내포에서 쌀을 사다가 청북에 되팔아 內需司 밋 5천냥을 다 샀았다. 이 후 다시 1,500냥을 빌려 배 한 척을 구입한 다음... 아산 둔포에서 청북 까지 쌀 60여 석을 날라... (또 이득을 챙겼다-인용자)(『右捕廳謄錄』(奎 15145) 권24, 己巳(1869) 7월 25일).

### (3)서유럽과 비교

이상의 논의를 요약하면, 개항 전 조선의 쌀시장은 상인들의 활발한 차익 거래 덕분에 서울과 농촌은 물론이고 각 농촌 간에도 모두 하나의 단일 시장으로 통합되어 있었다는 것이다. 그렇다면 그 통합의 질적 수준은 어느 정도였을까? 이를 가늠해보기 위해 산업혁명 직전 서유럽의 곡물시장과 비교해보자. Persson(1999: 98-100)은 서유럽을 대상으로 본 논문의 식 (5)와 식 (6)과 동일한 모형을 사용하여, 어떤 외생적인 충격에 의해 일시적으로 장기균형비율로부터 오차가 발생하였을 때 그 오차의 크기가 1/2로 줄어들 때까지 걸린 시간 즉 반감기(a half-life)를 계산하였다.<sup>11)</sup> 그의 추정에 따르면, 17세기에는 1.5~3년이 걸렸으며 산업혁명 직후인 19세기 중엽에는 약 3~4개월로 줄어들었다.<sup>12)</sup> Bateman(2011)은 시기를 1550~1799년으로 확장하고 사례수도 더 늘려 반감기를 다시 추정하였는데, 그에 따르면 반감기는 평균 6.3개월로 계산되었으며 분석기간 내내 그 크기가 줄지 않았다.<sup>13)</sup>

이 수치와 비교를 위해 <표 1>과 <표 2>의  $\gamma$ 을 이용하여 연간 기준 반감기를 계산하면, 서울과 5개 농촌 간 쌀시장의 평균 반감기는 13.8개월이었으며, 농촌과 농촌간 반감기는 17.5개월이었다. 즉 서유럽에 비해 서울과 농촌간 시장은 2.2배, 농촌과 농촌간 시장은 약 2.8배 더 긴 것으로 나타난

11) 반감기의 공식은  $\frac{\ln(0.5)}{\ln(1+\alpha_1(\text{또는}\beta_1))}$ 이나 본 논문에서는  $\alpha_1$ (또는  $\beta_1$ )대신  $\lambda/2$ 을 사용하였다. 식 (5)~(7)에서 보듯이  $\lambda$ 는  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 을 더한 것이기 때문이다.  $\lambda$ 의 표준오차가  $\alpha_1$ 과  $\beta_1$ 보다 좀더 작기 때문에 이렇게 하는 것이 좀 더 정밀한 값을 얻을 수 있다. 반감기의 계산에 대해서는 Hynes et al.(2012: 125) 참조.

12) 이 수치는 Bateman(2011)이 Persson(1999)의 추정결과를 토대로 반감기로 환산한 것이다.

13) 오차수정모형을 사용하여 시장통합의 질적 수준을 살펴본 연구는 이 두 연구 외에도 유럽은 물론 중국과 일본을 대상으로 한 것도 있지만, 논문마다 사용한 모형이 달라서 본 논문의 추정결과와 직접 비교하는데는 난점이 따른다. 본 논문에서 Persson(1999)와 Bateman(2014)만을 예로 든 것은 바로 이 때문이다.

것이다. 이처럼 서울과 농촌간의 반감기가 농촌과 농촌간의 반감기보다 짧게 나타난 것은 시장통합에서 서울이 차지하고 있는 위상을 보여주는 것으로써, 이에 대해서는 뒤에서 다시 살펴볼 것이다.

그런데 이 두 수치를 Bateman(2011)의 반감기와 액면 그대로 비교하는 것은 공정하지 않다. 지금까지 살펴본 바와 같이, 우리는 반감기를 서울과 농촌 그리고 농촌과 농촌을 구분하여 계산하였지만, Persson(1999)와 Bateman(2011)은 대도시만을 대상으로 하였기 때문이다.<sup>14)</sup> 이들이 분석 대상에서 농촌 지역을 제외한 것은 아마 자료의 제약 때문으로 보이는데, 어쨌든 우리의 경우도 서울과 농촌간 시장만을 비교의 대상으로 삼는 것이 공정할 것이다. 서유럽에서도 농촌 지역만을 따로 떼어 내어 반감기를 계산한다면, 아마 우리의 경우처럼 도시지역에 비해 더 길게 나왔을 것이기 때문이다.

그리고 서울과 농촌간의 반감기는 지금까지 살펴보았듯이 연간 자료로부터 구한 것임에 반해 Bateman(2011)은 월별 자료를 사용하였는데, 이것 역시 공정하지 못하다. 년 단위의 데이터를 사용하면 주기가 더 짧은 데이터, 예컨대 분기나 월 단위 데이터에 비해 오차수정계수가 과소 추정되는 것으로 알려져 있기 때문이다(Taylor, 2001; Federico, 2012). 농산물처럼 단기 가격변동이 심한 경우 이를 이용한 월별 또는 계절별 차익거래가 활발하게 이루어지는데, 년 단위 데이터는 단기적인 가격변동을 평활화(smoothing)하기 때문에 실제 차익거래의 속도를 따라잡지 못한다는 것이다. Brunt and Cannon(2014)는 자료의 주기가 오차수정계수에 어떠한 영향을 미치는지를 실험하였는데, 이들의 실험결과에 따르면 주 단위와 월 단위 자료를 사용하는 경우 반감기가 각각 8주와 10.8주로 추정되었지만, 년 단위 자료의 경우 22.1주로 나타났다. 즉 년 단위는 월 단위 자료를 사용할 때 비해 평균적으로 약 2.1배 정도 더 작게 추계된 것이다. <표 2>에서 볼 수 있듯이 농촌과 농촌간 시장의 경우 우리도 연간 데이터뿐 아니라 반년 자료로부터도 반감기를 계산할 수 있는데, 년 단위 기준으로는 17.5

14) Persson(1999)의 반감기 추정에 사용된 지역은 파리(Paris), 툴루즈(Toulouse), 피사(Pisa) 시에나(Siena), 콜로뉴Cologne) 등 5개 도시이며, Bateman(2011)은 여기에다 런던(London), 앤트워프(Antwerp), 브뤼셀(Brussel), 뮌헨(München), 루르몬트(Roermond), 위트레흐트(Utrecht) 등 6개 도시를 더 추가하였다.

개월이지만 반년 단위 자료의 경우에는 이보다 짧은 13.7개월로 계산되었다. 즉 본 논문에서 사용하는 자료에서도 Brunt and Cannon(2014)의 실험과 마찬가지로 주기가 짧은 데이터를 사용할 경우 반감기가 더 작게 측정된 것이다.

따라서 이러한 자료 주기에 따른 차이를 보정하면, 서울과 농촌 간 시장 통합의 수준은 산업혁명 직전 서유럽 대도시간 시장통합 수준에 필적할만하다는 결론에 이르게 된다. 년 단위로 측정된 반감기를 Brunt and Cannon(2014)의 공식에 따라 월 단위로 조정하여 조선과 서유럽의 수치를 다시 비교하면 6.7개월(=13.8\*10.8/22.1) 對 6.3개월로, 양자는 통계적으로 우열을 가리기 어려울 만큼 거의 비슷하기 때문이다.<sup>15)</sup>

그런데 이러한 결과에 대해 교역량, 상인자본의 축적 규모, 도시화율, 금속화폐 사용량 등등 거의 모든 측면에서 조선의 상업발달 수준이 산업혁명 직전 서유럽에 비해 현저하게 떨어지지 않느냐 하는 반론을 제기할 수 있다. 실제 숫자로 비교가 가능한 도시화율만 보더라도, 조선은 서유럽국가와 비교해 월등하게 낮았음을 부인하기 어렵다(이현창, 2014b: 141-151). 그런데 여기에서 다시 한번 상기할 것은 시장통합의 여부와 그 질적 수준의 정의에는 각 지역간 가격비율이 장기적으로 얼마나 안정적인가 또는 단기적으로 불균형상태가 되더라도 얼마나 빨리 균형상태로 복귀하느냐 하는 것만 포함되어 있을 뿐, 위에 열거한 요인들은 시장통합의 정의에 들어가 있지 않다는 사실이다. 예컨대 A와 B 두 지역간의 교역 규모가 C와 D 지역간 교역량에 비해 월등히 작다고 하더라도, 불균형상태에서 균형상태로 돌아오는데 걸리는 시간이 A와 B지역이 C와 D지역보다 짧다면, 전자 지역이 후자 지역보다 시장통합의 질적 수준은 더 높다고 판단한다.

15) 그렇지만 후술하듯이 오차수정계수(반감기)의 크기는 거리와 반비례의 관계가 있는데, 이 비교가 거리를 통제한 엄밀한 것은 아니다. 참고로 <표 1>에서 서울에서 가장 멀리 떨어진 예천은 백길로 약 1,100km, 가장 가까운 서울과 영암은 600km인데, 이를 Persson이 추정에 사용된 지역과 비교해보면(Persson, 1999: 97 <그림 5-3>), 조선 쪽의 지역간 거리가 Persson이 사용한 서유럽의 도시간 거리에 비해 월등하게 짧다고 보여지지는 않는다. 그럼에도 거리를 통제한 보다 엄밀한 비교는 추후 과제로 남긴다. 참고로 Yao and Zheng(2017)은 거리 정보를 포함하여 18-19세기 일본과 중국 곡물시장의 통합 정도를 비교하였는데, 그들의 추정 결과에 따르면 일본이 중국보다 시장통합의 수준이 좀 더 높은 것으로 나타났다. 만일 이 연구에 사용된 원 데이터를 확보할 수 있다면, 한중일 삼국간 시장통합의 비교도 가능할 것으로 기대한다.

그렇다면 경제학자들은 왜 시장발전을 나타내는 여러 지표 중 시장통합에 더 많은 관심을 기울일까? 그 이유는 아마 근대경제성장의 기반이 되는 분업(division of labor)과 전문화(specialization)를 유도하는 것은 기본적으로 시장의 통합이지, 교역 규모나 도시화율 등은 부차적이라고 보기 때문일 것이다. 예컨대 소금이나 사치재 등 비경쟁적 재화(non-competing goods)의 교역은 그 거래액이 아무리 많다 하더라도, 사회적 분업과 전문화를 유도하는데는 한계가 있다(Studer, 2015: 4). 이에 반해 예컨대 종래 분리되어 있던 여러 지역이 하나의 시장으로 통합되면, 이제는 상대적 비교 우위에 따라 경쟁력이 있는 상품에 보다 많은 자원을 투입할 수 있다. 여기에서 시장에 참여하는 지역이 늘어날수록 ‘규모의 경제’에 따른 이득도 그만큼 커지게 되고, 또 재화의 이동 경로를 따라 어느 특정 지역 또는 특정 농가의 우월한 기술이 보다 쉽게 다른 지역으로 전파(technological spillover)될 수도 있다. 요약하면, 분리되어 있던 여러 시장이 하나의 단일시장으로 통합되는 것만으로도 생산성과 소득의 증가를 기대할 수 있다는 것이다(Kelly, 1997; Ortman and Lobo, 2020; Studer, 2015: 1-4). 실제 일부 경제사학자들은 산업혁명 이전에 이렇다 할 기술혁신(Schumpeterian innovation)이 없었음에도, 영국과 네덜란드의 1인당 소득이 증가할 수 있었던 것은 사회적 분업과 전문화에 의한 ‘스미드형 성장’(Smithian growth) 덕분이라고 보고 있다(De Vries and Woude, 1997; Mokyr, 2016; Wrigley, 1988). 그리고 이러한 ‘스미드형 성장’의 배후에는 15~16세기 이후부터 꾸준히 확대해온 시장통합이 자리하고 있었다고 믿고 있다(Jacks, 2004; Persson, 1988).

조선에서도 18세기 중엽~19세기 초에 지역 간 분업지대가 형성되고, 또 주요 산지에는 전업농이 출현하기 시작하였다(권태역, 1989; 방기중, 1994; 이영학, 2013). 예컨대 “鎭安은 토양이 煙草에 잘 맞아... 주민의 대부분이 연초로 業을 삼는다(이중환, 1751)거나, “木棉 주산지의 영세농가들은 경지의 대부분에 목면을 재배하고 이를 직조하여 부족한 식량을 보충한다”는(澤村東平(1985: 79)의 언급이 그 단적인 예이다. 그런데 이러한 주산지와 전업농의 출현은 전국적인 시장통합을 전제로 형성되었을 것임에는 의심의 여지가 없다. 그리고 서유럽과 마찬가지로, 조선에서도 이러한 사회적 분업의 확대가 실제 생산성의 향상과 소득 증가로 이어졌을 것으로



보는 것이 합리적인 추론이다(우대형, 2013, 2019).

#### (4) 상업 도시로서의 서울

그런데 <표 1>과 <표 2>에서 추정된 오차수정계수  $\gamma$ 에 좀 더 주목해보면, 조합별로 작지 않은 차이가 있음을 발견할 수 있다. 먼저 서울과 농촌을 조합한 <표 1>과 농촌끼리 짝지은 <표 2>를 비교해보면, 서울과 농촌간  $\gamma$ 의 평균값은 0.90인데 비해 농촌시장 간  $\gamma$ 의 평균값은 0.76으로 계산되었다. 즉 일시적으로 불균형이 나타났을 때 균형가격 비율로 돌아오는 속도에서 전자가 후자보다 1.2배 정도 더 빠른 것으로 나타난 것이다. 그런데 같은 서울과 농촌 간이라 하더라도 그 농촌이 어디냐에 따라  $\gamma$ 의 값은 차이가 있다. 예컨대 서울과 영암의 경우  $\gamma$ 이 0.88이지만, 서울과 경주는 0.74, 서울과 예천은 0.72로 추정되었다. 이러한 차이는 <표 2>에서 볼 수 있듯이 농촌시장간 조합의 경우도 마찬가지이다. 요약하면, 18~19세기 조선의 쌀시장은 “대규모의 물량이 빠른 시일 내에 유통이 되면서 전국이 하나의 流通圈으로 성립”(최완기, 1996: 173)되어 있었지만, 세밀하게 들여다보면 통합의 수준은 조합마다 작지 않은 차이가 있었다. 그렇다면 시장통합의 강도가 이처럼 조합별로 서로 다른 이유는 무엇 때문일까?

일반적으로 시장통합의 강도는 거리에 반비례하는 것으로 알려져 있다 (Chilosi et al., 2013; Goodwin and Schroeder, 1991; Goletti et al., 1995; Shiue and Keller, 2007; Studer, 2008; Yao and Zheng, 2017). 거리가 멀수록 운송비와 정보비용 등 거래비용이 증가하고, 또 거래비용이 커지면 차익거래에 따른 이득이 그만큼 줄어들 수밖에 없기 때문이다. 이와 함께 거리가 멀수록 운반 도중 도난 사고나 침몰 사고 등의 위험도 함께 증가하는데, 이 역시 차익거래를 위축시키는 요인으로 작용한다. 그런데 거래비용은 지리적 요인 외에도 교역량에도 영향을 받을 수 있다(Goodwin and Schroeder, 1991). 동일한 거리라 하더라도 거래량이 많을수록 ‘규모의 경제’로 인해 운송비가 낮춰질 수 있기 때문이다. 서울과 농촌시장 간 통합의 질적 수준이 농촌시장 간 통합 수준보다 높은 이유 중 하나로 이와 같은 거래량의 차이로 설명할 수 있을 것이다. 인구 20여만 명이 밀집된 서울은 조선 시대 최대 쌀 소비시장이면서 서울 시민 전체 소

비량의 약 2/3에 해당되는 60만 석이 미곡시장을 통해 유통된다(고동환, 1998: 400; 최완기, 1995). 따라서 서울과 농촌 간에 오고 가는 유통량이 농촌끼리 거래되는 물동량보다 월등히 많았을 것이라는 건 쉽게 짐작할 수 있다. 또한 서울은 거대 자본력을 바탕으로 대형 선박을 가장 많이 보유하고 있었기 때문에, 서울을 오가는 선박의 운송비가 각 농촌을 연결하는 선박의 운송비보다 상대적으로 더 저렴하였을 것이라는 추측도 가능하다. 여기에서 京江商人의 활동 무대가 전국에 걸쳐 있었기 때문에, 다른 어떤 지역보다 각 지역의 미가 정보가 가장 빨리 서울로 전달되었을 가능성도 크다. 요약하면 같은 거리라 하더라도 거래량, 선박의 크기 그리고 정보수집력 면에서 서울과 농촌 간 거래비용이 농촌 간 거래비용보다 더 낮았을 것 이란 가설을 세울 수 있다. 과연 그러한가. 다음의 모형을 통해 이 가설을 검증해보자.

$$\begin{aligned} \log \hat{\gamma}_k &= c0 + c1(\log \text{거리})_k + c2(\text{서울 더미})_k \\ &+ c3(\text{자료주기 더미})_k + \pi_k \end{aligned} \quad (8)$$

하첨자  $k$ 는 <표 1>과 <표 2>에 제시된 각 두 지역을 묶은 조합( $k=1, 2, 3, \dots, 36$ )을 나타내며,  $\hat{\gamma}$ 는 시장통합의 강도를 보여주는 오차수정계수이다. 서울 더미는 서울과 농촌간 차익거래=1, 농촌간 차익거래=0을 나타내는 더미변수이며, 통제변수인 자료 주기 더미는 연간 자료를 이용한 조합의 경우=1, 반년 자료를 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 예천 간 거리는 육로로는 약 200여 km 떨어져 있지만, 뱃길을 이용할 경우 약 540km 정도 떨어져 있다.<sup>16)</sup> 거리로는 뱃길이 2배 이상 멀지만, 당시 육운의 운임이 해운보다 약 4~5배 정도 비쌌다는 것을 감안하면(고동환, 1998: 353; 이영훈·박이택, 2001: 154), 육로보다는 뱃길이 좀 더 경제적이었을 것이다. 이렇게 계산한 36개 조합의 평균 거리는 약 430km

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

이며, 가장 먼 거리는 예천과 서울의 약 1,140km, 가장 가까운 조합은 영암과 해남의 30km이다. 거리의 측정에는 오차가 있다는 것을 고려하여 로그로 변환하였다. 앞서 살펴본 바와 같이, 시장통합의 강도는 두 시장 사이의 거리가 멀수록 약해지고, 거래비용의 차이로 인해 같은 거리라 하더라도 서울과 농촌간 시장통합의 강도가 농촌과 농촌간 통합의 강도보다 높았다면, 식 (8)에서  $c_1$ 과  $c_2$ 는 각각 음(-)과 양(+)이 도출될 것이다.

〈표 3〉 추정결과: 시장통합의 결정요인(Relationship between Market Integration and Distance)

종속변수: $\log(\hat{\gamma} = \text{오차수정계수})$			
식	1	2	3
log(거리: km)	-0.06** (-2.61)		-0.09*** (-3.31)
서울더미		0.14* (1.76)	0.21*** (3.14)
자료주기더미	0.43*** (6.65)	0.37*** (5.38)	0.38*** (5.86)
$\bar{R}^2$	0.59	0.57	0.65
N	36	36	36

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007). 거리는 필자의 계산.  
Sources: Park, Rhee, and Cho (2007). Distances are from my calculus.  
주: ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 유의수준 1, 5, 10%.  $\bar{R}^2$  = 식 (7)의 조정된 결정계수. N=관측치수.  
Note: Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* is 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\bar{R}^2$  is adjust  $R^2$  of model (7), N=number of observations.

식 (8)의 추정 결과는 〈표 3〉에 정리해두었다. 이 표에 따르면, 추정 결과는 앞서 살펴본 가설을 지지해준다. 시장통합의 강도는 예상대로 거리와 반비례의 관계가 있으며, 또 같은 거리일 경우 서울과 농촌시장 간 통합 수준이 농촌시장 간 통합 수준보다 약 1.2배 더 높은 것으로 나타났다. 즉 이 추정결과는 상업도시로서의 서울이 최대 소비시장을 배경으로 그리고 우월한 자본력과 뛰어난 해운 기술을 무기로, “전국적 규모의 유통시장을 조성” (최완기, 1995: 163)하는데 주도적인 역할을 하였다고 보는 전통적인 가설을 지지해주고 있는 것이다(고동환, 1998, 2007; 오성, 2008).

## 2. 豆類시장

이상 우리는 18~19세기 미가 자료를 이용하여 서울과 농촌 간 그리고 각 농촌간 쌀시장의 통합 여부와 그 강도를 살펴보았다. 그렇다면 쌀 이외 다른 곡물의 경우는 어떠했을까? <표 4>는 이를 살펴보기 위해 서울의 綠豆, 예천의 豆, 울산의 太 등 세 지역의 두류 가격을 이용하여 오차수정모형의 추정결과를 정리한 것이다. 여기서 우리의 관심은 두류시장도 앞서 살펴본 쌀시장처럼 하나의 단일시장으로 통합되어 있었는가 하는 것이다. 또한 만일 통합되어 있었다면, 미곡시장과 비교하여 두류시장의 통합 수준은 어느 정도였을까 하는 것도 또 하나의 관심 사항이다.

<표 4> 추정결과: 두류시장의 통합(Estimation Results of ECM in the Soy Market)

식	1	2	3
년도	1835~1883	1846~1905	1871~1910
지역A	서울	경주	울산
지역B	예천	예천	예천
ADF test	-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)
$\gamma$	-0.87*** (-6.48)	-0.73*** (-3.01)	-0.85*** (-5.40)
$\overline{R}^2$	0.53	0.33	0.45
N	39	20	37

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007).

Source: Park, Rhee, and Cho(2007).

주: ADF test는 식(2)의 Augmented Dickey Fuller 통계량(귀무가설: 시계열 관측치에 단위근이 존재한다). [ ]는 MacKinnon(1991)의 p값.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma$ 는 식 (5)~(7)의 계수값. ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \* 는 유의수준 1, 5, 10%.  $\overline{R}^2$ =식 (7)의 조정된 결정계수. N=관측치수.

Note: ADF test denotes Augmented Dickey-Fuller statistics of model (2) (The null hypothesis is that the series has a unit root, i.e. it is not stationary). Figures in [ ] are MacKinnon (1991) approximate p-value.  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\gamma$  stands for parameter of model (5)~(7), respectively. Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* is 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\overline{R}^2$  is adjust  $R^2$  of model (7), N=number of observations.

추정결과는 <표 4>에서 볼 수 있듯이, 두류시장 역시 쌀시장과 마찬가지로

로 시장통합의 조건을 훌륭하게 충족시켜주고 있다. ADF 검정에 따르면, 유의수준 5% 이내에서 두 지역의 두류 가격 간에 안정적인 균형비율이 있으며,  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  및  $\gamma$ 는 일시적으로 불균형상태가 되더라도 다시 균형비율을 회복하는 방향으로 움직이고 있다. 오차수정계수의 크기를 비교해보면, 두류시장의 통합 강도가 미곡시장의 통합 강도보다 결코 뒤지지 않는다는 사실도 알 수 있다. 예컨대 <표 2>의 식 (21) 서울과 예천간 쌀시장의 경우,  $t$ 기에 불균형이 나타났을 때 다음 기에는 72%가 수정되었지만, <표 4>의 식(1)에 따르면 두류시장의 경우 약 87%가 교정되었다. 이는 경주·예천 그리고 울산·예천도 마찬가지로, 전체적으로 두류시장의 통합 수준이 쌀 시장보다 떨어진다는 인상을 주지 않는다. 그리고 3개의 조합만 분석할 수밖에 없어 단정할 수는 없지만, 서울과 예천은 우리가 분석할 수 있는 36개 조합 중 지리적으로 가장 멀리 떨어져 있다는 점을 상기해 보면, 두류시장 역시 미곡시장과 마찬가지로 전국 규모의 단일시장이 형성되었을 가능성이 매우 크다.

### 3. ‘19세기의 위기’와 시장의 분열?

최근 이영훈(2007)의 의욕적인 문제 제기로 인해, ‘19세기 위기론’이 중요한 이슈로 떠올랐다. 이영훈의 19세기 위기론은 이른바 ‘내재적 발전론’에 대한 비판적 시각에서 한 걸음 더 나아가, 실령 외세의 압력이 없었다고 하더라도 조선 왕조는 스스로 붕괴하였을지도 모른다는 것을 암시하고 있다 (배항섭, 2012; 우대형, 2008). 그런데 이영훈·박이택(2001)은 19세기에 들어서서 위기 혹은 붕괴의 조짐을 나타내는 여러 징후 중의 하나로, 그력저력 통합되어 있던 곡물시장이 1850년대 중반 이후 분열과 해체되기 시작하였다는 점을 제시하고 있다. 그러나 앞서 살펴본 36개의 사례 중 어느 한 사례에서도 분열의 징후를 발견하지 못하였으며, 더욱이 36개 사례 중에는 19세기 중반 이후만을 대상으로 한 추정결과도 다수 포함되어 있었음에도 결과는 마찬가지이다. 또한 앞서 살펴본 바와 같이, 36개 사례 중 상대적으로 시장통합의 강도가 낮은 경우는 대체로 원거리였으며, 이는 시장통합의 질적 수준은 거리에 반비례한다는 점에서 자연스러운 현상이었다. 그럼에도 통합된 시장은 19세기 중엽 이후 실제로 해체의 길로 접어들었을

까? 다음의 모형을 추정함으로써 이영훈의 가설을 좀 더 엄밀하게 검증해보자.

$$\begin{aligned} (\Delta p^A - \Delta p^B)_t &= \lambda_0 + \lambda_1 (p^A - p^B)_{t-1} \\ &\quad + \lambda_2 (p^A - p^B)_{t-1} \times d1855 + \zeta_t \\ :d1855 &\text{는 } 1855\text{년 이후}=1, 1855\text{년 이전}=0\text{으로 하는 더미} \quad (9) \end{aligned}$$

모형 (9)는 오차수정모형 식 (7)에다 오차수정항  $(p^A - p^B)_{t-1}$  과 1855년 이후=1, 1855년 이전=0으로 하는 기간 더미  $d1855$ 를 곱한 '교호항'(interaction term)을 추가한 것이다. 따라서 교호항의 계수는 일시적으로 불균형이 나타났을 때 장기균형비율로 복귀하는 속도가 1855년 이전 시기와 이후 시기 간에 유의미한 차이가 있는지를 나타낸다. 즉 만일 이영훈·박이택(2001)의 주장처럼, 1850년대 이후 곡물시장에 분열 혹은 해체의 조짐이 나타났다면, 교호항의 부호  $\lambda_2$ 는 (+)의 값이 나타날 것이다. 19세기 중반 이후부터는 일시적인 불균형이 발생하였을 때 균형관계로 복귀하지 못하거나 복귀한다고 하더라도 1855년 이전 시기보다 그 속도가 현저히 둔화하였을 것이기 때문이다.

식 (9)의 추정결과는 <표 5>에 정리하였다. 결론부터 말하면 <표 5>의 추정결과는 이영훈의 가설을 지지해주지 않는다. 오차수정계수  $\lambda_1$ 은 지역과 자료의 주기와 관계없이 모두 1% 유의수준에서 여전히 음(-)의 부호를 유지하고 있지만, 교호항의 계수  $\lambda_2$ 는 모두 비유의적으로 나타났기 때문이다. 또한 식 (13)과 식 (14)에 따르면, 쌀시장뿐 아니라 두류시장에서도 그 어떠한 분열 또는 해체의 징후가 발견되지 않는다.<sup>17)</sup>

17) 번거러움을 피하기 위해 본문에 기재하지 않았지만, 1855년뿐 아니라 1845년, 1850년, 1860년, 1870년, 심지어 1820, 1830년 등으로 년도를 달리하였지만, 추정결과는 달라지지 않았다. 혹시 개항이 시장통합에 유의미한 영향을 미쳤을지 모른다는 가설하에 1876년 이전과 이후를 구별하였지만, 이것 역시 유의미한 차이를 발견할 수 없었다.

〈표 5〉 추정결과: 19세기의 위기와 시장의 분열(Disintegration of the Grain Market in the 19th Century)

종류 자료	쌀						반년
	1	2	3	4	5	6	
식							
기간	1793~ 1883	1793~ 1883	1835~ 1876	1743~ 1876	1835~ 1910	1840~ 1910	1746~ 1910
지역A	서울	서울	서울	영암	영암	경주	영암
지역B	영암	경주	예천	경주	예천	예천	경주
$\lambda_1$	-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)
$\lambda_2$	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
$\bar{R}^2$	0.48	0.39	0.38	0.34	0.34	0.34	0.19
N	72	58	46	109	76	59	186

종류 자료	쌀					콩	
	반년		년			반년	
식							
기간	1835~ 1910	1829~ 1910	1824~ 1910	1835~ 1910	1829~ 1910	1835~ 1883	1846~ 1905
지역A	영암	영암	영암	예천	남원	서울	경주
지역B	예천	남원	해남	해남	해남	예천	예천
$\lambda_1$	-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)
$\lambda_2$	(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)
$\bar{R}^2$	0.18	0.26	0.26	0.23	0.26	0.42	0.34
N	95	137	116	104	95	49	20

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007).

Source: Park, Rhee, and Cho(2007).

주:  $\lambda_1$  and  $\lambda_2$ 는 식 (9)의 계수값. ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \* 는 유의수준 1, 5, 10%.

$\bar{R}^2$  = 조정된 결정계수. N=관측치수.

Note:  $\lambda_1$  and  $\lambda_2$  stand for parameter of model (9). Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\bar{R}^2$  is adjust  $R^2$ . N= number of observations.

곡물시장이 정상적으로 작동하고 있었는지 아니면 시장의 기능에 어떤 문제가 발생하였는지를 체크할 수 있는 또 하나의 방법은 기근<sup>18)</sup>이 발생하였을 때 시장이 어떻게 반응하는가를 살펴보는 것이다(ÓGráda, 2007; ÓGráda and Chevet, 2002). 갑작스럽게 닥친 기근은 일반 농민에게는

18) 기근과 흉년 또는 기아의 차이에 대해서는 “기아를 식량이 부족한 상태라 할 때, 기근은 광범위한 사망을 야기하는 기아의 특별한 징후”라는(김재호, 2001: 52)의 해석이 참고가 된다.

최악의 위기이지만, 상인에게는 더 없는 좋은 기회일 수 있다. 가격 폭등이 동반되면서 차익거래를 통한 이득이 평시보다 증가할 수 있기 때문이다. 그러나 기근은 사망률의 증가, 전염병, 민란 등 사회적 혼란을 동반함으로써, 지역 간 가격 정보의 전달에 장애를 일으키거나 아니면 교역 그 자체를 중단시킬 수 있다. 또한 차익거래는 기근 피해를 본 지역의 쌀값을 안정시키는 순기능을 하지만, 쌀이 밖으로 빠져나가는 지역의 쌀값은 오를 수 있으므로 이출 지역 주민들의 반발을 살 수 있다. 이때 이출 지역의 주민들이 管外로 쌀이 반출되는 것을 금지해달라고 요구하고 해당 지역의 수령이 쌀값 안정화를 명분으로 이를 수용한다면, 시장의 통합은 위축되거나 해체될 수도 있다. 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 것이라는 가설을 제시하였다.

그렇지만 방곡령이 쌀의 관외 반출을 금지하는데, 어느 정도 효과가 있었는지는 분명하지 않다. 상인의 무한한 이익 추구 욕구를 법령으로 제한하는 데는 근본적으로 한계가 있을 수밖에 없고, 이 때문에 결국에는 貿穀商人과 지역 관리 사이에 뇌물만 주고받는 것으로 끝날 수도 있기 때문이다(이세영, 1983: 227). 또한 방곡령은 기근 피해 지역의 쌀값 폭등을 더욱더 부채질하여 그쪽 지역 주민들의 반발을 불러일으킬 것이 불 보듯 뻔한데, 중앙정부가 어느 한쪽 편을 들기도 쉽지 않다. 특히 방곡령의 최대 피해 지역이 인구 20여만 명의 소비도시이자 식량 조달의 2/3가 시장을 통해서 이루어지는 수도 서울이라면, 중앙 정부입장에서 더욱더 무시하기 어렵다고 봐야 한다.

아담 스미드는 기근 발생 시 정부의 개입은 기근을 악화시킬 뿐 결코 해결책이 될 수 없으며, 시장에 맡기는 것이 오히려 기근을 완화하는 데 도움이 된다고 역설하였다. 정부가 시장에 개입하지 않더라도 가격 신호에 따라, 곡물은 공급에 여유가 있는 지역에서 상대적으로 부족한 지역으로 자연스럽게 이동되기 때문이라는 것이다. 『국부론』이 출간된 지 8년 후 비변사에서도 아담 스미드의 주장과 비슷한 취지로, 기근이 발생하였을 때 정부가 시장에 개입해서는 안 된다는 건의문을 정조에게 제출하여 허락을 받아냈다.<sup>19)</sup>

19) 이 인용 외에도 당시의 문헌에서는 방곡령이 시행될 때마다 지체없이 이를 해제하라



“서로 다른 직업을 가진 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 할 일입니다. 道臣은 자신이 관할하는 한 道만을 위하지만 조정에서는 여러 도를 똑같이 보아야 하니, 교역을 통해 서로 도와주는 것을 조정에서 금지할 수 있는 것이 아닙니다. 더구나 찰문에서 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 더 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, 곡물시장은 어떻게 반응하였을까?

$$\begin{aligned} (\Delta p^A - \Delta p^B)_t &= \eta_0 + \eta_1(p^A - p^B)_{t-1} \\ &\quad + \eta_2(p^A - p^B)_{t-1} \times dfamine \\ &\quad + \eta_3(p^A - p^B)_{t-1} \times dblock + \psi_t \end{aligned}$$

는 조치가 내려지고 있었음을 쉽게 찾아볼 수 있다. 예컨대,

①今十月二十五日大臣·備局堂上引見入侍時, 掌令權繼所懷, 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 行遏糶之政, 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).

②今聞畿內商舶, 俱下於嶺·湖, 而因兩道防遏, 不得貿穀, 永白不遠, 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, 民情之遄 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, 使即知委於列邑, 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 대해 보다 자세한 것은 하원호(1985: 83-84) 특히 각주 19를 참조.

$$\begin{aligned}
 &: dfamine = 1809 \sim 1911, 1814, 1876 = 1, \text{나머지 년도} = 0 \\
 &: dblock = 1833, 1853, 1858, 1860, 1864, 1865, 1876, \\
 &1882 \sim 84 = 1, \text{나머지 년도} = 0
 \end{aligned} \tag{10}$$

식 (10)은 두 개의 ‘교호항’이 추가된 오차수정모형이다. 첫 번째 교호항은 오차수정항  $(p^A - p^B)_{t-1}$ 에 기근년도더미  $dfamine$  (기근년도  $dfamine = 1$ , 나머지 년도  $dfamine = 0$ )를 곱한 것이며<sup>20)</sup>, 두 번째 교호항은 오차수정항  $(p^A - p^B)_{t-1}$ 에 방곡령 년도더미  $dblock$  (방곡령 시행년도  $dblock = 1$ , 나머지 년도  $dblock = 0$ )를 곱한 것이다.<sup>21)</sup> 만일 기근의 발생이 시장을 위축시키는 방향으로 작용하였다면, 기근이 발생한 해에는 불균형에서 균형관계로 복귀하는 속도가 평년보다 현저히 느려졌을 것이므로  $\eta_2$ 의 부호는 양(+)이 예상된다. 이와 반대로 기근이 발생하였을 때, 차익거래가 보다 더 활성화되었다면 음(-)의 부호가 기대된다. 한편 방곡령의 조치가 실제 차익거래를 위축시켰다면  $\eta_3$ 의 부호는 양(+)이 될 것이며, 시장에 별다른 영향을 미치지 못했다면 제로가 나타날 것이다.

추정결과는 <표 6>에 정리하였다. 추정에 이용된 미가 자료는 19세기 초의 미가 사정이 기록된 서울과 영암, 그리고 경주 등 3개 지방이다. <표 6>에 따르면 추정 결과는 예상대로  $\eta_2$ 의 부호가 유의수준 1~5%에서 음(-)으로 나타나지만,  $\eta_3$ 은 모두 비유의적이다. 즉 기근이 찾아왔을 때 차익거래는 평시보다 더 활발하게 이루어졌지만, 방곡령은 차익거래에 별다른 영향을 미치지 못한 것이다. Bassino(2007)와 O’Grada and Chevet (2002)는 식 (10)과 비슷한 오차수정모형을 이용하여, 각각 17~18세기

20) 19세기에 대기근은 1809~11, 14년과 1876년 두 차례 찾아왔다. 己巳(1809)甲戌(1814)之饑으로 불리는 19세초 대기근은 이영훈(2012)이 정리한 조선 후기 장기 지대량 데이터에 따르면, 18~19세기 통틀어 가장 낮은 지대량을 기록하였으며, 給災結은 이와 반대로 19세기 이후 최대 규모를 보였다(麻生武龜, 1940). 권태환·신용하 (1977)의 추계에 따르면, 이 기간을 전후로 인구는 약 240만 명이 감소하였다. 1876년의 기근의 피해 상황에 대해서는 당시 일본의 代理公使 花房義質이 다음과 같이 기록을 남긴 것이 참고가 된다. “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(1994:60)에서 재인용).

21) 이영훈·박이택(2002: 306)과 하원호(1985)에 따라 방곡령이 시행된 년 도는 1833, 1853, 1858, 1860, 1864, 1865, 1876, 1882~84년으로 하였다.

프랑스와 18~19세기 일본을 대상으로 기근이 곡물시장에 미친 충격을 분석하였다. 이들의 추정결과에 따르면, 프랑스는 기근이 일어났을 때 곡물시장이 평시보다 더 활기를 띠었지만, 일본의 경우는 기근이 곡물시장에 미친 영향은 거의 없었던 것으로 나타났다. 요약하면, 조선의 곡물시장은 17~18세기 프랑스의 곡물시장처럼 기근이 닥쳤을 때 차익거래가 오히려 늘어나면서 기근 완화에 순기능 역할을 하였던 것이다.<sup>22)</sup>

〈표 6〉 추정결과: 시장통합과 대기근 및 방곡령(Impact of Famine and the Grain Export Ban on the Integrated Market)

식	1	2	3	4	5	6
기간	1793~ 1883	1793~ 1883	1793~ 1883	1743~ 1910	1743~ 1910	1743~ 1910
지역A	서울	서울	서울	영암	영암	영암
지역B	영암	영암	영암	경주	경주	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)
$\overline{R}^2$	0.56	0.47	0.56	0.35	0.33	0.36
N	72	72	72	137	137	137

출처: 박기주·이영훈·조영준(2007). 기근 연도와 방곡령이 시행된 연도는 주 20)과 21) 참조.

Sources: Park, Rhee, and Cho(2007). See footnotes 20) and 21) for years of famine and Grain Export Ban.

주:  $\eta_1$ ,  $\eta_2$  and  $\eta_3$ 는 식 (10)의 계수값. ( )는 t-통계량. \*\*\*, \*\*, \*은 유의수준 1, 5, 10%.  $\overline{R}^2$  =조정된 결정계수. N=관측치수.

Note:  $\eta_1$ ,  $\eta_2$  and  $\eta_3$  stand for parameter of model (10). Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* 1, 5, 10% significance level.  $\overline{R}^2$  is adjust  $R^2$ . N=number of observations.

19세기 이후 곡물시장이 분열되었는지 아니면 시장통합이 더 진전되었는지를 알 수 있는 또 하나의 방법은 변동계수(=표준편차/평균)의 추이를 살펴보는 것이다(이하 우대형, 2019: 235-241). 변동계수는 각 지역간 가

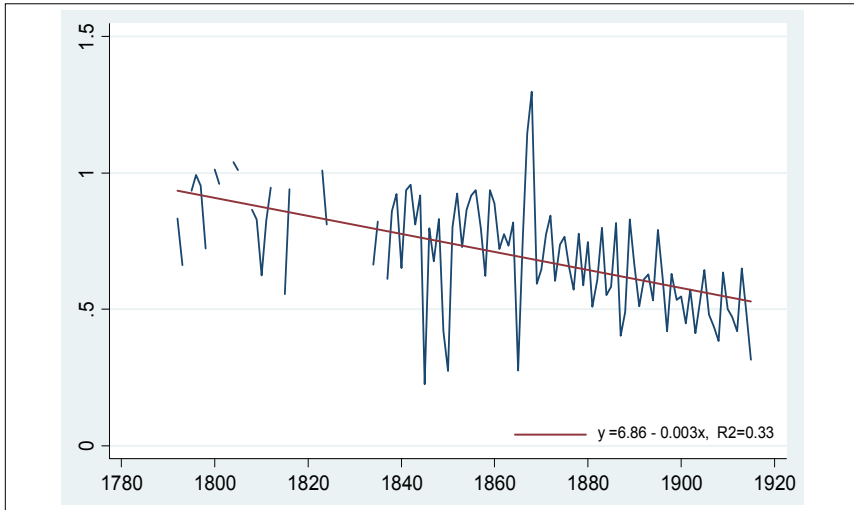
22) 필자는 다른 논문에서 19세기초 이후부터 점차 기근이 줄어들고 있는 증거를 제시 하면서, 이러한 기근 완화에 기후의 호전과 더불어 18세기 이후 발전해온 곡물 시장의 통합도 일조하였음을 보였다(우대형, 2019 <표 5>). 이 추정결과는 본 논문 <표 6>에서 사용한 자료와 다르지만, 둘의 결론은 동일하다.

격 격차(price dispersion)가 시간에 따라 어떻게 달라졌는가를 보여주는 지표로, 변동계수의 추이에는 시장통합의 진전 혹은 해체 양상이 반영되어 있다<sup>23)</sup> 예컨대 전국적 수준에서 단일시장이 성립되어 있고 또 운송비 등 거래비용에 아무런 변화가 없다면, 각 지역간 균형가격비율도 일정할 것이므로, 변동계수의 추이 역시 달라질 특별한 이유가 없다. 그런데 최완기(1989: 107-108)에 따르면 선박의 규모가 17세기 후반 500석 규모에서 18세기 후반 이후에는 1,000石으로 증가하였으며, 이에 따라 운임비도 20~30%에서 19세기 중반에는 12%까지 떨어졌다고 한다(이영훈·박이택, 2001: 154). 만일 이것이 사실이라면 각 지역간 균형가격비율도 1:1의 일물일가에 좀 더 가까워졌을 것이고, 이로 인해 지역간 가격격차를 나타내는 변동계수도 더 작아졌을 것으로 기대된다. 반면에 이영훈·박이택(2001)의 주장처럼, 19세기 중반 이후부터 통합되어 있던 곡물시장이 분열과 해체되기 시작하였다면 변동계수는 증가하는 방향으로 움직였을 것이다. 통합되어 있던 시장에서 분열과 해체가 일어났다는 것은 어떤 외생적 충격에 의해 지역간 가격 비율이 장기균형비율에서 한번 이탈하면 다시는 그 비율로 돌아오지 못한다는 것을 의미하기 때문이다.

〈그림 1〉은 년 기준 미가자료를 이용하여 변동계수의 추이를 나타낸 것이다. 이 그림에서 결측치가 있는 것은 변동계수의 정의상 3개 이상의 관측치가 있는 년도만을 포함시켰기 때문이다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 19세기 중엽 이후 분열과 해체가 일어난 징후를 읽을 수 없다. 오히려 18세기 후반부터 20세기 초에 이르는 동안 곡물시장의 통합 수준은 꾸준히 진전되고 있음을 보여주고 있다.

23) 이러한 이유때문에 각 지역별 가격 데이터를 이용하여 변동계수를 추계하고 이를 추이를 살펴보는 일은 시장통합과 그 질적 수준을 분석하는데 있어, 오차수정모형과 함께 가장 자주 사용되고 있는 방법중 하나이다. 변동계수 지표를 이용하여, 서유럽 국가의 산업혁명 전후 시장통합의 장기 추이를 살펴보고 있는 연구에 대해서는 Jacks(2004), Özmucur and Pamuk(2007), Federico(2011, 2012), Federico et al.(2021)을 참조.

〈그림 1〉 변동계수 추이(Coefficient of Variation of Rice Prices)



출처: 박기주·이영훈·조영준(2007).  
Source: Park, Rhee, and Cho(2007).

## V. 요약 및 결론

조선 후기 곡물시장의 통합에 대해서는 현재까지 두 가지 가설이 대립하고 있다. 하나는 늦어도 18세기 중반경부터는 전국 규모의 통합된 단일시장이 형성되었다고 보는 전통적인 가설이며, 나머지 하나는 18세기에 성립된 곡물시장의 통합은 내륙부를 포섭하지 못한 채 일부 해안 지역간의 통합에 머문 불안정한 準통합에 불과하며, 이것마저도 19세기 중엽 이후 모두 해체되었다는 수정주의 가설이다. 양자는 서울의 위상에 대해서도 견해가 다른데, 전자에 따르면 서울의 京江상인들은 오랜 稅穀 운송의 경험으로부터 축적된 뛰어난 항해기술과 우월한 자본력을 바탕으로 전국적인 시장통합에 주도적인 역할을 하였지만, 후자에 따르면 서울과 지방간의 차익거래는 그 범위가 경기 충청을 넘어서지 못하였고 그 규모도 크지 않았다. 본 연구는 明禮宮과 兩班家에서 기록한 곡물 가격의 시계열 자료와 오차수정모형(error correction model)을 활용하여, 이 두 가지 가설 중 어느 쪽이 더 사실에 가까운지를 살펴보기 위해 작성되었다.

지금까지 살펴본 바와 같이, 우리의 추정결과는 수정주의 가설보다는 전

통적인 가설을 지지해준다. 18~19세기 조선의 곡물시장은 잘 통합된 전국 규모의 단일시장을 형성하고 있었으며, 서울 곡물시장의 통합 범위도 충청, 경기를 넘어서서 호남과 경상도에 이르기까지 전국에 걸쳐 있었다. 또한 서울과 농촌 간의 시장통합 수준이 각 농촌 간 통합 수준보다 높은 것으로 나타나, 상업 도시로서의 서울이 전국적 규모의 시장통합을 주도하였음을 보여주고 있다. 19세기 중엽 이후 곡물시장이 분열과 해체되었음을 보여주는 어떠한 징후도 발견되지 않았으며, 오히려 시장 간 가격 격차(price dispersion)를 나타내는 변동계수에 따르면, 곡물시장의 통합 강도는 시간이 지날수록 점점 더 강화되고 있었다. 마지막으로 본 논문에서 추정된 오차수정계수를 산업혁명 직전 서유럽의 대도시를 대상으로 한 오차수정계수와 비교해본 결과, 조선 후기 곡물시장의 통합 수준은 산업혁명 직전 서유럽과 맞먹을 만큼 높은 단계에 도달한 것으로 나타났다.

이상과 같은 본 논문의 추정결과와 대분기(Great Divergence) 논쟁과 관련해서는, 시장통합이 산업혁명에 도움이 될 수는 있지만, 그것을 보장해 주지는 않는다는 Shiu and Keller(2007)의 주장을 지지해준다. 우리는 조선 후기 시장통합의 진전이 산업혁명을 일으키지 못했음을 잘 알고 있기 때문이다. 그러나 이것으로부터 조선 후기 시장통합의 발전이 이후 시기의 경제성장과 무관하다고 결론을 내리는 것은 아직 성급해 보인다. 전근대시기 시장경제의 발전이 비록 근대적 경제성장을 보장해주지는 않지만, '이륙'을 보다 스무드하게 해주거나 이륙 이후의 성장 속도에 플러스적 요인으로 작용할 수 있기 때문이다(이현창, 2010, 2014b). 실제 Keller and Shiu(2007)는 중국을 대상으로 1990년대 소득수준이 높은 지역이 18세기 초 시장통합의 정도가 높았던 지역과 일치한다는 사실을 발견하였다. 특히 최근에는 시장통합을 포함하여 전근대 발전의 정도와 근대 이후 경제간에 유의미한 인과관계가 있음을 보여주는 연구가 잇따라 발표되고 있다. 예컨대 Comin et al.(2010)은 16세기 초 각 나라간 기술수준의 격차가 오늘날의 소득수준 차이에 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤음을 보여주었으며, Chand and Putterman(2007)은 구식민지국가를 대상으로 국가의 성립시기(statehood)가 오래된 나라일수록 독립 이후의 경제성장의 속도가 빨랐음을 보여주었다. 이러한 연구들은 전근대적 발전의 차이가 근대 이후 경제발전에 미친 영향이 우리가 생각하는 것 이상으로 크고 깊을 수 있다는

사실을 시사해주고 있다(Bisin and Federico, 2021; Nunn, 2014, Spolaore and Wacziarg, 2013).

그렇다면 우리의 경우에도 조선 후기 높은 수준에 도달한 시장의 통합이 — 비록 산업혁명을 일으키지는 못했지만— 실제 식민지시기 혹은 해방 이후 산업화에 유의미한 영향을 미쳤을까? 필자의 다음 과제는 바로 이 물음에 답하는 것이 될 것이다. 그리고 이 물음에 답할 수 있을 때 비로소 조선 후기 시장경제 발전이 갖는 역사적 의미를 온전하게 파악할 수 있을 것이다.

투고 일자: 2021. 11. 2. 심사 및 수정 일자: 2022. 2. 25. 게재 확정 일자: 2022. 3. 10.

◆ 참고문헌 ◆

- 강만길 (1973), 『조선후기 상업자본의 발달』, 고려대학교 출판부.
- Kang, Man Gil (1973), *Development of Commercial Capital in the Late Joseon Dynasty*, Press of Korea Univ.
- 고동환 (1998), 『조선후기 서울상업발달사연구』, 지식산업사.
- Ko, Dong Hwan (1998), *Studies on the Commercial Development in the Late Joseon Dynasty*, Jisik Saneop.
- \_\_\_\_\_ (2003), “조선후기 商船의 항행 조건,” 『한국사연구』, 123, 309-339.
- Ko, Dong Hwan (2003), “Navigational Conditions for Merchant Ships in the Joseon Dynasty,” *Journal of Korean History*, 123, 309-339.
- \_\_\_\_\_ (2007), 『조선시대 서울도시사』, 태학사.
- Ko, Dong Hwan (2007), *Urban History of Seoul in the Joseon Dynasty*, Taehak Press.
- \_\_\_\_\_ (2015), 『한국전근대교통사』, 들녘.
- Ko, Dong Hwan (2015), *History of Transportation in Pre-modern Korea*, Deulnyeog Press.
- 권태억 (1989), 『한국근대면업사연구』, 일조각.
- Kwon Tae-Eok (1989), *Studies on the History of Cotton Textiles in Modern Korea*, Iljogak press.

- 권태환·신용하 (1977), “조선왕조시대 인구 추정에 관한 일 시론,” 『동아문화』, 14, 289-329.
- Kwon, Tae Hwan and Yong Ha Shin (1977), “On Population Estimates of the Joseon Dynasty, 1392-1910,” *Asian Studies*, 14, 289-330.
- 김경태 (1994), 『한국근대경제사연구』, 창작과 비평사.
- Kim, Gyung Tae (1994), *Studies on the Economic History of Modern Korea*, Changbi Publishers.
- 김재호 (2001), “한국 전통사회의 기근과 그 대응,” 『경제사학』, 30, 46-85.
- Kim, Jae Ho (2010), “Famines and Responses in Traditional Korea: 1392-1910,” *Journal of Economic History*, 30, 46-85.
- 노대환 (2006), “19세기 중반 김치진의 척사론(斥邪論),” 『대구사학』, 84, 1-33.
- Roh, Dae Hwan (2006), “Kim, Chi Jin’s Theory of ‘Wickedness Expulsion’ in the Mid-19<sup>th</sup> Century,” *Journal of Daegu Historical Association*, 84, 1-33.
- 박기주·이영훈·조영준 (2007), “물가,” 낙성대경제연구소.
- Park, Ki Joo, Young Hoon Rhee, and Young Joon Cho (2007), “Prices,” Working Paper, Naksungdae Institute of Economic Research.
- 박종오·이종록 (2010), “섬진강 떼배 제작과 운용,” 『국토지리학지』, 44(1), 13-24.
- Park, Jong Oh, and Jong Rok Lee (2010), “Process and Sailing of the Sum-jin River’s Tebae (raft),” *Geographical Journal of Korea*, 44(1), 13-24.
- 방기중 (1994), “17, 18세기 전반 金納조세의 성립과 전개,” 『동방학지』, 45, 117-201.
- Pang, Kee Chung (1994), “On the Payment in Money of Tax in the 17<sup>th</sup>~18<sup>th</sup> Centuries,” *Journal of Korean Studies*, 45, 117-201.
- 배항섭 (2012), “19세기를 보는 시각,” 『역사비평』, 101, 215-253.
- Bae, Hang Seup (2012), “A View of the 19<sup>th</sup> Century,” *Critical Review of History*, 101, 215-253.
- 백승철 (2000), 『조선후기상업사연구』, 해안.
- Paek, Seung Cheol (2000), *Studies on the Commercial History in the Late Joseon Dynasty*, Haean Press.
- 『備邊司謄錄』.
- Records of the Border Defense Council of Joseon.*



- 오 성 (1989), 『조선후기 상인연구』, 일조각.
- Oh, Sung (1989), *Studies on the Merchants in the Late Joseon Dynasty*, Iljogak Press.
- \_\_\_\_ (2008), “상업도시로 성장하는 서울과 조운: 서울 상인의 활동과 관련하여,” 『서울과 역사』, 72, 239-257.
- Oh, Sung (2008), “Seoul as an Emerging Commercial City and Marine Transportation: Regarding Activities of Merchants in Seoul,” *Seoul and History*, 72, 239-257.
- 우대형 (2003), “조선후기 인구압력과 상품작물 및 농촌직물업의 발달,” 『경제사학』, 34, 3-30.
- Woo, Dae Hyung (2003), “Population Pressure and Proto-industrialization in the Late Joseon Dynasty,” *Journal of Economic History*, 34, 3-30.
- \_\_\_\_ (2008), “조선 전통사회의 경제적 유산,” 『역사와 현실』, 68, 273-300.
- Woo, Dae Hyung (2008), “The Economic Legacy of Traditional Korea,” *History and Today*, 68, 273-300.
- \_\_\_\_ (2019), “역사인구학 지표로 살펴본 조선후기 생활수준의 장기 추이, 1734-1910,” 『역사와 사회』, 121, 195-259.
- Woo, Dae Hyung (2019), “Living Standards in Korea, 1734-1910: Evidence from Demographic Indicators,” *History and Society*, 121, 195-259.
- 이세영 (1983), “18, 19세기 곡물시장의 형성과 유통구조의 변동,” 『한국사론』, 9, 185-254.
- Lee, Se Young (1983), “Formation and Structural Change of the Grain Market in the 18<sup>th</sup>-19<sup>th</sup> Centuries,” *Journal of Korean History*, 9, 185-254.
- 이승렬 (2007), 『제국과 상인』, 역사와 비평사.
- Lee, Seung Yeol (2008), *Imperialism and Merchants*, Yukbi Press.
- 이영학 (2013), 『한국 근대 연초산업 연구』, 신서원.
- Lee, Young Hak (2013), *Studies on the Tobacco Industry in Modern Korea*, Sinseowon Press.
- 이영훈 (2005), “19세기 서울 재화시장의 동향: 안정에서 위기로,” 中村哲·박섭 편저, 『동아시아근대경제의 형성과 발전』, 신서원.
- Rhee, Young Hoon (2005), “Trend of Goods Market in Seoul during the 19<sup>th</sup> Century: From Stable Market to Crisis,” in Nakamura and

- Park, Sup (eds.), *Formation and Development of Modern Economy in East Asia*, Sinseowon Press.
- \_\_\_\_\_ (2007), “19세기 조선왕조 경제체제의 위기,” 『조선시대사학보』, 43, 267-296.
- Rhee, Young Hoon (2007), “The Crisis of the Joseon Dynasty’s Economic System in the 19<sup>th</sup> Century,” *Journal of Joseon Dynasty History*, 43, 267-296.
- \_\_\_\_\_ (2010), “19세기 서울 시장의 역사적 특질,” 이헌창 엮음, 『조선후기 재정과 시장』, 서울대학교 출판문화원.
- Rhee, Young Hoon (2010), “Historical Characteristics of Seoul Markets in the 19<sup>th</sup> Century,” in Lee, Hung Chang(ed.). *State Finance and the Market in Late Joseon Korea*, Seoul National Univ. Press.
- \_\_\_\_\_ (2012), “17세기후반~20세기전반 手稻作 토지생산성의 장기추세,” 『경제논집』, 51(2), 411-460.
- Rhee, Young Hoon (2012), “The Long Trend of Land Productivity of the Paddy Farming from the Late 17<sup>th</sup> Century to the Early 20<sup>th</sup> Century,” *Korean Economic Journal*, 51(2), 411-460.
- 이영훈·박이택 (2001), “농촌 미곡시장과 전국적 시장통합, 1713-1937,” 『조선시대사학보』, 16, 149-212.
- Rhee, Young Hoon, and Yi Taek Park (2001), “Rural Rice Markets and Market Integration at the National Level, 1713-1937,” *Journal of Joseon Dynasty History*, 16, 149-212.
- \_\_\_\_\_ (2002), “18-19세기 미곡시장의 통합과 분열: 영암의 미가변동에 대한 생산충격의 영향분석,” 『경제학연구』, 50(2), 287-313.
- Rhee, Young Hoon, and Yi Taek Park (2002), “The Integration and Disintegration of the National Rice Market in the 18<sup>th</sup> and 19<sup>th</sup> Centuries,” *Korean Journal of Economic Studies*, 50(2), 287-313.
- 이영훈·전성호 (2000), “미가사 자료의 현황과 해설,” 『고문서연구』, 18, 125-157.
- Rhee, Young Hoon, and Seong Ho Jun (2000), “Price series of Rice and Its Interpretation,” *Journal of Korean Historical Manuscript*, 18, 125-157.
- 이중환 (1751), 『擇里志』.

- Lee, Jung Hwan (1751), *T'aengniji: Practical Geographical Book*.
- 이현창 (2010), “조선시대를 바라보는 제3의 시각,” 『한국사연구』, 148, 115-167.
- Lee, Hun Chang (2010), “A Third Perspective on the Joseon Dynasty Era,” *Journal of Korean History*, 148, 115-167.
- \_\_\_\_ (2014a), “조선시대 재산권 계약제도에 관한 시론,” 『경제사학』, 56, 3-53.
- Lee, Hun Chang (2014a), “A Study on Property Rights and Onerous Contract in the Joseon Dynasty,” *Journal of Economic History*, 56, 3-53.
- \_\_\_\_ (2014b), 『한국경제통사』(6판), 해남.
- Lee, Hun Chang (2014b), *Economic History of Korea* (6th edition), Haenam Press.
- 『일성록』
- Ilseongnok: Records of Daily Reflections*.
- 전성호 (1998), 『조선후기 미가사 연구』, 성균관대학교 박사학위논문.
- Jun, Seong Ho (1998), “A Study on the Series of Rice Prices in the Joseon Dynasty,” Ph.D. Diss. of Sungkyunkwan University.
- 차명수·홍제완 (2003), “조선후기 곡물 및 농토 가격 추이, 1700-1899,” 낙성대경제연구소.
- Cha, Myung Soo, and Je Wan Hong (2003), “Trend in Prices of Grain and Agricultural Land in the Late Joseon Dynasty, 1700-1899,” Working Paper, Naksungdae Institute of Economic Research.
- 최완기 (1989), 『조선후기 선운업사연구』 일조각.
- Choi, Wan Ki (1989), *Studies on the Maritime Transports in the Joseon Dynasty*, Iljogak Press.
- \_\_\_\_ (1995), “조선후기 도매상업과 물가변동,” 『국사관논총』 65, 155-189.
- Choi, Wan Ki (1995), “Wholesale Business and Price Fluctuations in the Joseon Dynasty,” *Academic Collections on Korean History*, 65, 155-189.
- 하원호 (1985), “개항기 방곡령 실시 원인에 관한 연구”(상)(하) 『한국사연구』, 49, 79-87. 50·51, 145-187.
- Ha, Won Ho (1985). “On the Causes of Grain Export Ban during Open Ports Period,”(one and two) *Journal of Korean History*, 49/51, 79-97, 145-187.

- 홍성찬 (2014), “서울 상인과 한국 부르주아지의 기원,” 『한국경제학보』, 21(2), 275-302.
- Hong, Sung Chan (2014), “Merchants between Empires: The Seoul Kims and the Internal Origins of Korean Bourgeoisie,” *Korean Journal of Economics*, 21(2), 275-302.
- 麻生武龜 (1940), 『朝鮮田制考』, 朝鮮總督府 中樞院.
- Aso, Takake (1940), *Historical Review on the the Land System in the Joseon Dynasty*, Council of State, Government-General of Korea.
- 澤村東平 (1985), 『近代朝鮮の棉作線業』, 未來社.
- Sawamura, Higasihira (1985), *Cultivation and Weaving of Cotton in Modern Korea*, Mirai Press.
- Allen 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: Instituut voor Noord.
- Baumol, J. (2014), *Free-Market Innovation Machine*, Princeton: Princeton University Press.
- Bassino, P. (2007), “Market Integration and Famines in Early Modern Japan, 1717-1857,”  
<http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/ydepot/semin/texte/0708/BAS2007MAR.pdf>
- Bateman, 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.
- Bisin and Federico eds. (2021), *The Handbook of Historical Economics*, London: Academic Press.
- 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 (2002), “The Colonial Origins of Korea’s Market Economy,” in Latham and Kawatatsu(eds.), *Asia-Pacific Dynamism 1500~2000*, London: Routledge.
- Chanda and Putterman (2007), “Early Starts, Reversals and Catch up

- in the Process of Economic Development,” *Scandinavian Journal of Economics*, 109(2), 387-413.
- Chilosi, Murphy, Studer, and Tunçer (2013), “Europe’s Many Integrations: Geography and Grain Markets, 1620~1913,” *Explorations in Economic History*, 50(1), 46-68.
- Comin, Easterly, and Gong (2010), “Was the Wealth of Nations Determined in 1000BC?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(3), 65-97.
- Cournot, A. (1971), *Researches into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*, New York: A M Kelly(원 책은 1838년 불어로 출판).
- De Vries and van der Woude (1997), *The First Modern Economy, Success, Failure and Perseverance of the Dutch Economy, 1500-1815*, Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- Engle and Granger (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
- Engle and Yoo (1987), “Forecasting and Testing in Co-integrated Systems,” *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.
- \_\_\_\_\_ (2019), “Market Integration,” in Diebolt and and Hauptert(eds.), *Handbook of Cliometrics(2nd ed.)* Berlin-Heidelberg: Springer.
- Federico, Schulze, and Volckart (2021), “European Goods Market Integration in the Very Long Run: from the Black Death to the First World War,” *Journal of Economic History*, 81(10), 276-308.
- Fouquet and Broadberry (2015), “Seven Centuries of European Economic Growth and Decline,” *Journal of Economic Perspectives*, 29(4), 227-244.
- Froot, Kim, and Rogoff (1995), “The Law of One Price over 700 Years,”

- NBER Working Paper, 5132.
- Goletti, Raisuddin, and Farid (1995), "Structural Determinants of Market Integration: The Case of Rice Markets in Bangladesh," *Developing Economies*, 33(2), 196-198.
- Goodwin and Schroeder (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 Eighteenth Century," *Economic History Review*, 20, 257-265.
- 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, Jacks, and O'Rourke (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," *Journal of European Economic History*, 33(2), 285-329.
- Johnson and Koyama (2017), "States and Economic Growth: Capacity and Constraints," *Explorations in Economic History*, 64, 1-20.
- Keller and Shiue (2007), "Market Integration and Economic Development: A Long-Run Comparison," *Review of Development Economics*, 11(1), 107-123.
- Keller and Shiue (2015), "Market Integration as a Mechanism of Growth," mimeo.  
<http://spot.colorado.edu/~kellerw/mmig.pdf>
- Kelly, M. (1997). "The Dynamics of Smithian Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 112, 939-964.
- Latham and Neal (1983), "The International Market in Rice and Wheat, 1868-1914," *Economic History Review*, 36(2), 260-280.
- MacKinnon, G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in Engle and Granger (eds.), *Long Run Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press.
- McNew and Fackler (1997), "Testing Market Equilibrium: Is

- Cointegration Informative?" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 22, 191-207.
- Mokyr, J. (2016), *A Culture of Growth: The Origins of the Modern Economy*, Princeton: Princeton University Press.
- Nunn, N. (2014), "Historical Development," in Aghion and Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Vol. 2 Amsterdam: North-Holland.
- ÓGráda, C. (2007), "Making Famine History," *Journal of Economic Literature*, 95, 5 - 38.
- ÓGráda and Chevet (2002), "Famine and Market in Ancien Regime France," *Journal of Economic History*, 62(3), 706-733.
- Ortman and Lobo (2020), "Smithian Growth in a Non-industrial Society," *Science Advances*, 6, eaba5694.
- Özmuçur and Pamuk (2007), "Did European Commodity Prices Converge during 1500-1800?" in Hatton, O'Rourke, and Taylor (eds.), *The New Comparative Economic History: Essays in Honor of Jeffrey G. Williamson*, Cambridge: The MIT Press.
- Persson, G. (1988), *Pre-industrial Economic Growth, Social Organization and Technological Progress in Europe*, Oxford: Blackwell.
- \_\_\_\_\_ (1999), *Grain markets in Europe, 1500-1900*, New York: Cambridge Univ. Press.
- 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.
- 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.
- \_\_\_\_\_ (2015), *The Great Divergence Reconsidered: Europe, India, and the Rise to Global Economic Power*, New York: Cambridge University Press.
- 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, 473-498.
- Wrigley, A. (1988), *Continuity, Chance and Change: The Character of the Industrial Revolution in England*, Cambridge University Press.
- Yao and Zheng (2017), “A Comparison of Market Integration in 19<sup>th</sup> century China and Japan,” *Australian Economic History Review*, 56(3), 246-271.
- Zanden, van (2002), “The ‘Revolt of the Early Modernists’ and the ‘First Modern Economy’: An Assessment,” *Economic History Review*, 55, 619-641.
- \_\_\_\_\_ (2004), “On the Efficiency of Markets for Agricultural Products: Rice Prices and Capital Markets in 19th 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.



〈 부 록 〉

〈부표〉 추정결과: 서울과 5개 농촌 지역간의 시장통합(Results of ECM between Seoul and Local Areas in Rice Market)

식	1	2	3	4	5
기간	1792~1883	1792~1883	1835~1883	1854~1883	1853~1883
지역 i	서울	서울	서울	서울	서울
지역 j	영암	경주	예천	남원	광주
ADF test	-5.23*** [0.00]	-5.03*** [0.00]	-4.20*** [0.00]	-4.45*** [0.00]	-4.14*** [0.00]
$\alpha 1$	-0.25** (-2.34)	-0.20** (-2.14)	-0.18* (-1.74)	-0.44** (-2.74)	-0.19 (-1.34)
$\beta 1$	0.63*** (4.44)	0.57*** (4.47)	0.55*** (3.59)	0.53** (2.42)	0.79*** (3.09)
$\gamma$	-0.86*** (-6.09)	-0.82*** (-4.50)	-0.70*** (-4.25)	-1.18*** (-5.22)	-1.06*** (-4.24)
$\overline{R}^2$	0.41	0.40	0.33	0.58	0.47
N	52	30	35	20	20

Source: Park, Ki Joo, Rhee, Young Hoon, and Cho, Young Joon (2007).

Note: ADF test denotes Augmented Dickey - Fuller statistics of model (2) (The null hypothesis is that the series has a unit root, i.e. it is not stationary). Figures in [ ] are MacKinnon (1990) approximate p-value.  $\alpha 1$ ,  $\beta 1$ ,  $\gamma$  stands for parameter of model (5)~(7), respectively. Figures in ( ) are t-stat. \*\*\*, \*\*, \* are 1, 5, 10% significance level, respectively.  $\overline{R}^2$  is adjust  $R^2$  of model (7), N=number of observations.

# A Reexamination of the Grain Market Integration in Korea, 1743~1910

Dae Hyung Woo\*

## Abstract

This paper uses an Error Correction Model on annual and semiannual grain prices to examine the extent and degree of market integration of Korea in 1743~1910. According to our results, not only was the grain market between metropolitan Seoul and the local markets integrated from at least the mid-18th century, but also rural areas had achieved integration into a single market. Furthermore, the degree of integration between Seoul and rural areas was found to be higher than the integration between rural areas, which indicates that Seoul as a commercial city led market integration at the national level. Like the rice market, the soy market was also an integrated single market and was never far behind the rice market in terms of its qualitative degree of integration. On the other hand, there were no signs that the grain market was splitting or dissolving after the mid-19th century. Instead, the coefficient of price variation between markets shows that market efficiency had increased steadily since the mid-18<sup>th</sup> century. Finally, this study compared the estimated error correction coefficient of late Joseon with that of Western European cities before the Industrial Revolution. It found that degree of market integration in late Joseon had reached a stage equivalent to that of the major Western European cities on the eve of the Industrial Revolution.

**KRF Classification : B030106**

**Key Words : error correction model, market integration, grain market, famine, Smithian Growth**

---

\* Visiting Researcher, Economic Research Institute, Yonsei University,  
e-mail: woodaehyung@gmail.com