

18~19세기 米穀市場의 統合과 分裂: 靈巖의 米價變動에 대한 生産衝擊의 影響分析*

李榮薰** · 朴二澤***

논문 초록 본 연구는 미가시계열과 전국적 및 국지적 생산충격의 대응 시계열을 이용하여 18~19세기 미곡시장의 통합과 분열을 분석하였다. 시장의 통합과 분열은 미가변동에 미치는 생산충격이 전국적인가 아니면 국지적인가를 분석하여 구분하였다. 분석 결과, 18세기 후반부터 19세기 전반에 걸쳐서는 영암의 미가변동에 전국적인 생산충격만이 영향을 미치고 있어 영암이 전국적 미곡시장에 통합되어 있었는데, 19세기 후반에는 영암의 미가변동에 국지적 생산충격만이 영향을 미치고 있어, 미곡시장에 분열이 일어났음을 알 수 있었다. 시장통합은 대소비지인 서울로 미곡을 공급하는 전국적 범위의 교역에 기반하고 있었다. 다른 한편, 분열은 잉여추출기구의 위기에 의한 시장의 축소와 최소한의 생존곡물을 확보하기 위한 각 지방의 곡물방어조치, 즉 방곡령의 상례화에 의한 것이었다.

핵심주제어: 시장통합, 시장분열, 생산충격

경제학문헌목록 주제분류: N2, N5

* 이 연구는 慶應義塾大學 경제학부의 CEO 프로젝트와 成均館大學校 경제학부 BK21사업으로부터 재정지원을 받았다. 재정지원을 해 준 吉野直行 교수와 友部謙一 교수에게 감사드린다. 경제사학회 발표회에서 유익한 논평을 해주신 車明洙 교수와 이 글을 읽고 조언을 주신 金仁戊 교수 그리고 익명의 두 심사위원에게 감사드린다.

** 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: yhrhee@yurim.skku.ac.kr

*** 성균관대학교 경제학부 연구교수, e-mail: ytpark@ecostat.skku.ac.kr

I. 序論

아담 스미스는 경제발전의 동력을 시장의 확대와 그에 기반한 專門化(specialization)의 이익에서 찾았다. 경제발전을 해명하려는 이론가 및 실증분석가들은 현재에 이르러서도 그의 이론을 가장 유력한 설명틀로 삼고 있다. 경제사가들도 일찍이 아담 스미스의 이론에 입각하여 시장의 확대와 그에 기반한 전문화의 이익이 역사적으로 어떻게 전개되었는가를 연구대상으로 삼아왔다. 특히 물가사(史)는 이 문제를 주요한 연구대상으로 하는 전문적인 경제사 분야로 발전하여 왔다(Persson, 1999; Li, 2000; Shiue, 1999; 宮本又郎, 1988; 차명수, 1996).

한국경제사에 있어서도 시장경제의 성립 및 발전은 중요한 연구대상이다. 그러나 시장경제의 역사적 추이를 재화와 용역의 가격에 입각하여 분석하는 물가사 연구는 거의 이루어지지 못하였다. 자료의 부족 때문에 분석가능한 재화와 용역의 가격시계열이 없었기 때문이다. 정부문서나 지방관청의 문서에 재화와 용역의 가격이 거의 나오지 않을 뿐만 아니라, 간혹 나오는 가격이라도 시계열로 연결되지 않는 경우가 대부분이기 때문이다. 그러나 최근 양반의 일기나 양반들의 조직인 稷의 회계장부에서 각 지역의 주요 재화와 용역에 대한 가격이 발견되었다.

우리들은 이 문서들로부터 재화와 용역의 가격시계열을 만들어 분석함으로써 한국 시장경제의 역사적 추이를 파악할 수 있다고 판단하였다. 이에, 경상도와 전라도의 각 지방의 양반가의 문서를 취합하여, 10개 지방의 미가시계열을 만들었다. 이 미가시계열은 결락치가 많아 시계열이라고 하기 어려운 상태여서, 통계적으로 엄밀한 분석을 수행할 수는 없었다. 따라서 자료가 허용하는 분석방법을 채용하였는바, 각 지방의 미가의 一次差分變數간의 상관계수와 量器를 통일한 각 지방간 미가의 변동계수(=표준편차/평균)를 지표로 하여, 시장통합의 지리적 범위와 시기별 추이를 분석하였다(이영훈·박이택, 2001).

이 연구 결과, 18세기에는 水運의 편리를 누릴 수 있는 지방간에는 미가의 일차차분변수간의 상관계수가 매우 높았다. 그러나 量器를 통일한 각 지방간 미가의 변동계수는 매우 크고 감소추세도 이야기하기 어려웠다. 가격이 共動(co-movement)하여 시장통합의 한 측면을 가지고 있기는 하지만, 지방간 가격차이를 줄이기에는 미흡한 상태에 머물러 있다고 판단하여, 이를 準統合이라고 명명하였다. 그런데 19세기 후반에 이르러서는 水運의 편리가 있는 지방들의 미가의 일차차분변수간의

상관계수는 격단적으로 하락하여서, 어떠한 수준의 시장통합도 논할 수 없는 상황임을 확인하였다.

18세기 준통합의 존재와, 19세기 후반의 분열이라는 우리의 발견은 그러나 실증적으로 몇 가지 취약점을 가지고 있다. 첫째, 미가의 일차차분변수간의 높은 상관관계는 시장통합을 반영한 것일 수도 있지만, 각 지역에서 발생한 생산충격간의 同調性을 반영하는 것일 수도 있다(Shiue, 1999, p. 81; Fackler and Goodwin, 2001, p. 992). 따라서 생산충격의 同調性으로부터 발생하는 상관관계와 시장통합에 의해 발생하는 상관관계를 구분할 필요가 있다. 둘째, 미가시계열에 결락치가 많아 準統合이 언제 성립하였고, 언제 분열되었는지를 엄밀하게 분석하지 못하였다. 우리의 발견을 확고하게 하기 위해서는 구조적 안정성과 구조변화에 대한 통계적 검정을 할 필요가 있다. 셋째, 우리가 상관계수분석에 사용한 방법은 피어슨 상관계수분석인데, 이 상관계수는 異常値(outlier)에 의해 매우 큰 영향을 받는다. 시장통합이나 분열이 미가가 크게 변동한 소수의 異常値에 의해 야기된 현상인지, 이들 이상치를 배제하고도 나타나는 현상인지를 구분하지 못하였다. 이 문제점은 이상치의 영향을 감소 내지 제거시키는 로버스트(robust)한 분석방법과 非母數的(nonparametric) 분석방법을 사용함으로써 해결할 수 있다. 넷째, 당시 미곡시장의 유통구조의 정점에 위치하고 있었던 최대 소비지인 서울의 미곡시장과 우리가 미가시계열을 작성한 각 지방의 시장과의 관련성을 검토하지 못하였다. 서울뿐만 아니라, 경기도와 충청도 지역의 미가 시계열도 발견되지 않아서, 서울을 분석의 범위에 포함시키지 못한 것이다.

위에서 언급한 실증적인 문제점은 미가시계열을 결락치가 없는 보다 양호한 시계열로 만들고, 시장통합을 분석하기 위해 필요한 경제지표들을 작성하여, 보다 엄밀한 모형에 입각하여 분석함으로써 해결할 수 있다. 우리가 작성한 미가시계열에서 가장 양호한 시계열은 전라도 靈巖의 미가시계열이다. 영암은 수운의 편리가 있는 지방으로서, 18세기 준통합의 영역에 포함되어 있는 지방이며, 19세기 후반의 시장 분열을 보여주는 지방이다. 필자들은 현지조사를 통하여 자료를 추가 발굴하고, 이 자료를 이용하여 영암의 미가시계열을 보다 양호한 시계열로 만들었으며, 또한 영암의 국지적 생산충격과 전국적 생산충격을 대변할 수 있는 지표를 작성하였다. 보다 정직한 분석을 수행하기 위해서는 국지적 및 전국적 수요충격과 화폐충격을 대변할 수 있는 지표들을 작성하여야 하지만, 현재 밝혀진 자료로서는 이와 같은 지

표들을 작성할 수는 없다. 그러나 이렇게 작성된 영암의 미가시계열과 생산충격의 지표만으로도 필자들의 이전 연구의 실증적인 문제점을 상당 부분 보완할 수 있다.

본 논문의 구성을 간단히 소개하면, 제Ⅱ절에서는 미가시계열과 생산충격의 대용지표를 작성할 때 사용한 자료와 그 가공방법을 소개하였다. 제Ⅲ절에서는 이전 연구의 실증적인 취약점을 보완할 수 있는 분석모형 및 방법을 소개하고, 그 결과를 제시하였다. 제Ⅳ절에서는 18~19세기에 대한 기존의 연구성과와 여타 자료에 입각하여, 시장통합과 분열의 歷史像을 제시하였다.

Ⅱ. 資料紹介

1. 米價資料와 加工方法

바다에 직접 연하여 海運의 편리를 누릴 수 있었던 靈巖은 서해와 남해의 중개지로서 관내에 16개나 되는 많은 浦口를 보유하였다. 우리에게 자료를 제공한 場岩里의 文氏 집안과 望湖里의 李氏 집안은 영암읍 동문 밖의 장시를 이용하였다. 영암읍 동문밖의 장시는 1770년 당시 보통 한 달에 6회 개시되는 전라도의 총 216개 장시 가운데 유일하게 12회 개시되는 곳이다.

장암리의 문씨 집안의 자료는 동 집안의 族稷와 小宗稷의 회계장부(傳與記)로서, 이 중 1744~1927년까지의 자료는 한국정신문화연구원에서 영인한 바 있다(『古文書集成』 21, 22). 그러나 문씨 집안의 자료는 이 이후에도 이어져 현재에까지 이르고 있다. 필자들은 1944년까지의 미가와 생산충격의 지표를 작성하기 위해 이 이후의 자료도 확보하였다.¹⁾ 망호리의 이씨 집안의 자료는 門中稷과 洞稷의 회계장부²⁾로 1816년부터 현재에 이르고 있다.

이 자료로부터 벼 가격과 쌀 가격에 대한 다양한 수치를 얻을 수 있는데, 이 중 쌀 가격은 사용하지 않았으며, 벼의 경우에도, 묵은 벼(舊租)의 가격이나 하품의

1) 1930년 이후의 회계장부는 『小宗稷』라고 표제되어 있는 1책이다.

2) 門中稷의 자료는 1816년부터 시작되는데, 1944년까지의 자료는 5책으로 되어 있으며, 洞稷의 자료는 1860년부터 시작되는데, 1944년까지의 자료는 5책으로 되어 있다. 이 자료는 아직 간행되지 않았다.

벼(荒租, 蠶租)의 가격은 사용하지 않았다. 쌀 가격을 포함시키지 않은 것은 벼와 쌀의 환산비율인 作米比率이 시기적으로 일정하지 않기 때문이다. 벼 1석이 쌀 8두가 되는 것이 통상적이지만, 실제 작미비율을 모두 모아 보면, 벼 1석이 쌀 7두인 경우도 매우 많아 환산의 어려움이 있다. 또 묵은 벼의 가격이나 하품의 벼의 가격을 일반적인 품질의 벼(正租) 가격으로 환산하는 것도 양자간의 비율을 얻기 힘들뿐만 아니라 일정하지도 않아 어렵다. 즉 벼 가격의 시계열을 작성하는 데 사용한 가격은 일반적인 품질의 벼(正租)의 가격뿐이다.

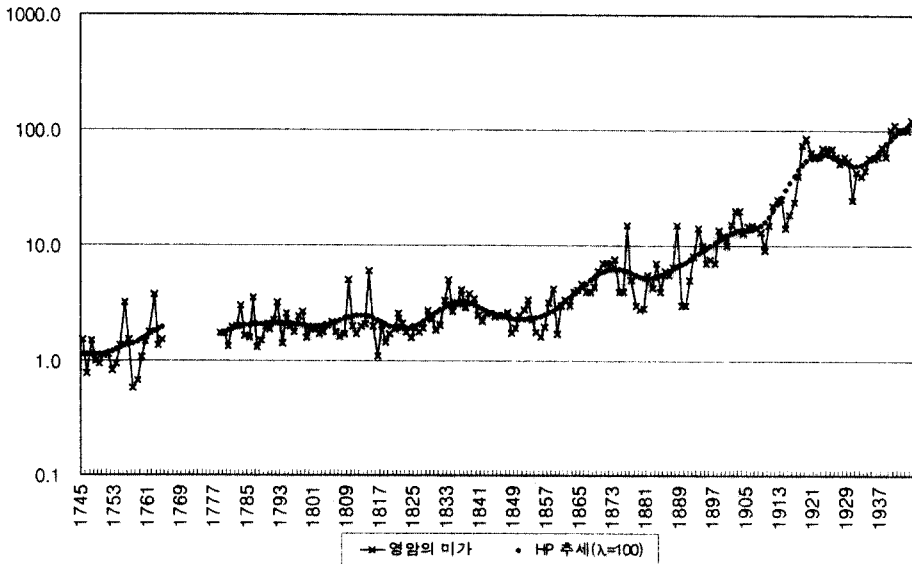
벼 가격은 대체로 지대로 거둔 벼의 판매가격이다. 가을에 사두었다가 봄에 되팔기도 하며, 벼의 구매가격과 재판매가격도 있다.³⁾ 구매가격이 나오는 때는 판매가격이 나오지 않는 것이 일반적이므로 구매가격도 사용하였다. 봄의 재판매가격은 지대로 거둔 벼의 판매가격과 구분되지 않는다.

회계장부에 기록된 벼 가격이 어느 시점의 가격인지를 알 수 있는 경우가 약간 있기는 하지만, 대부분의 경우, 그 판매 및 구매의 시점을 정확히 알 수는 없다. 회계장부가 춘추 2회에 걸쳐 작성되었으므로, 전반기 가격과 후반기 가격으로 구분할 수밖에 없다. 전반기 가격과 후반기 가격은 그 기간 내에 나오는 판매가격과 구매가격들을 단순평균하여 산출하였다.

이와 같은 방법으로 장암리의 문씨 집안과 망호리의 이씨 집안의 자료로부터 각각 벼 가격의 시계열을 만들어서, 장암리의 문씨 집안의 자료로부터 작성한 벼가격의 시계열에 결락치가 있을 때, 망호리의 이씨 집안의 자료로부터 작성한 벼가격의 시계열을 이용하여 보완하였다. 보완은 미가가 결락된 시기를 포함한 전후 11개년에 대해 장암리의 문씨 집안의 시계열과 망호리의 이씨 집안의 시계열을 회귀분석하여 얻은 회귀계수를 이용하여 추정하는 방법을 사용하였다.

3) 가을에 지대(賭租)로 걷은 곡물이 많음에도 불구하고 곡물을 판매하지 않고 추가적으로 곡물을 구입하는 이유는 장암리 문씨 집안도 참여하고 있는 장암리 동계의 澗約을 통하여 파악할 수 있다. 1753년 동약에 의하면, 화폐는 지불이나 물품구매에 필요한 양만을 가지고 있고 그 이상의 화폐가 있을 때에는 곡물을 사두거나 殖利하도록 규정하고 있다. 춘추간의 가격차가 심하였던 당시에 있어서는 가을에 곡물을 사두었다가 봄에 되파는 것은 수익성이 있는 사업이었다. 조선시대에는 상업이 천시되었지만, 가을에 곡물을 사두었다가 봄에 되파는 貿穀행위에 대해서는 도덕적 비난을 하지 않았다. 물가를 조절하는 常平의 기능이 있었기 때문으로 보인다.

〈그림 1〉 영암 미가시계열과 호드리크 프레스코트(HP) 추세



이와 같은 방법에 의해 보완된 장암리 문씨 집안의 미가시계열은 여전히 결락치가 존재하는데, 전반기 가격보다는 후반기 가격이 보다 충실하므로 후반기 가격을 그 해를 대표하는 가격으로 사용하였다. 후반기의 벼 가격이 결락되어 있는데 그 다음 해 전반기의 벼 가격이 있는 경우에는, 가격이 결락된 시기를 포함한 전후 11개년에 대해 후반기 벼 가격과 다음해 전반기 벼 가격을 회귀분석하여 얻은 회귀계수를 이용하여 후반기 벼 가격을 보완하였다.

이상의 보완방법을 제외하고는 어떠한 보완도 하지 않았다. 이렇게 해서 얻어진 벼 가격은 1745년부터 1944년까지 1765~1777년간을 제외하고는 완전한 시계열이 되었다. 벼 가격은 조선식 1石당 가격으로서 화폐의 단위는 상평통보 兩이다(1냥=100文). 식민지 시대에 들어서도 농촌 양반가의 일기나 稵의 회계장부에 등장하는 벼 가격은 냥 단위로 표시되어 있다. 1927년 이후부터 圓이 사용되기 시작하는데, 냥에서 圓으로 변화된 시기는 각 지역마다 상이하다. 장암리의 문씨 집안의 자료는 1934년부터 圓 단위로 표시되어 있고, 망호리의 이씨 집안의 자료는 1927년부터 圓 단위로 표시되어 있다. 1927년 이후 圓으로 표시된 가격은 1圓=5兩으로 환산하였다.⁴⁾ 이렇게 작성된 벼 가격 시계열은 부표에 제시되어 있다. 벼 가격을 로그좌

4) 식민지기에도 농촌에서는 1927년까지 동전 단위로 거래가 이루어졌다. 이것은 영암만의 특수

표 위에 호드릭 프레스코트 추세와 함께 도시한 것이 <그림 1>이다. 이하 영암의 미가로 언급된 것은 이렇게 작성된 벼 1석의 낭 단위 가격이다.

2. 生産統計와 加工方法

1744~1883년간에 대해서는 전국적 생산총격을 대변하는 지표로 『度支田賦考』라는 재정참고서에 실려있는 전국의 수세지면적을 사용할 수 있다.⁵⁾ 이 기간 동안 조선왕조가 그 해의 재해상황을 감안하여 조세를 감면하는 방식은 수세지 면적당 조세액을 감하는 방식이 아니라, 과세지 면적을 감하는 방식이었다.⁶⁾ 수세지 면적의 변동은 조선왕조실록의 재해기록이나 강우량으로 파악할 수 있는 기후총격과도 정합적이며, 전국적 생산총격을 파악할 수 있는 좋은 지표임을 알 수 있다(박이택·이영훈, 2001).

과세지 면적의 자료를 전국적 생산총격의 대용지표로 사용할 때 다음과 같은 두 가지 문제를 고려하여야 한다. 첫째, 수세지는 戶曹收稅地와 宮房이나 衙門과 같은 호조 이외의 기관의 수세지(이하 宮房田·衙門屯田으로 표기)가 있는데, 호조수세지에서는 과세지 면적과 재해로 인한 조세감면면적을 알 수 있지만, 宮房田·衙門屯田에서는 수세지 총계만을 알 수 있을 뿐이다. 두 가지 취급방법을 고려할 수 있는데, 첫 번째 취급방법은 궁방전·아문둔전을 무시하고, 호조수세지의 과세지면적만을 사용하는 것이다. 두 번째 취급방법은 궁방전·아문둔전에서도 道 수준에서는 호조수세지와 동일한 비율로 조세감면이 이루어졌다고 가정하고, 과세지면적을 추정하여 합산하는 방법이다.

궁방전·아문둔전이 전체 수세지에서 차지하는 비중은 가장 낮았던 1778년에

한 현상은 아니다. 낭과 원의 비가를 보여주는 다양한 자료들은 모두 1圓=5兩이었음을 보여주고 있다. 망호리 동계의 주요한 사업은 계원이 상을 당했을 때 賻儀를 지급하는 것인데, 約定 賻儀金도 1圓=5兩으로 환산되고 있다. 이에 대해서는 이영훈·전성호(2000)를 참조할 수 있다.

- 5) 朝鮮總督府中樞院(1944)은 『度支田賦考』의 과세지면적을 보다 체계적으로 정리하였다. 여기에서는 朝鮮總督府中樞院(1944)에 정리되어 있는 것을 이용하였다.
- 6) 과세지 면적의 감면분은 중앙정부가 그 해의 재해상황을 파악하여 각 道에 할당한 감면분(事目災)과, 그 감면분이 재해상황을 충분히 반영하지 않을 때, 각 지방관청이 추가적인 감면을 요구하여 허가받은 감면분(狀請災)으로 구성되어 있으며, 이 두 감면분은 道에서 재해상황을 감안하여 각 郡으로 분배되었다.

18.25%이고, 가장 높았던 1867년에 20.75%여서, 20%내외의 비중을 차지하고 있으므로 무시할 수 있는 수준은 아니다. 여기에서는 궁방전·아문둔전의 변화도 포함시키기 위해 두 번째 방법을 채택하였다. 두 번째 방법을 사용하는 경우, 추가적인 문제가 발생한다. 1744~1765년까지의 기간에 대해서는 궁방전·아문둔전의 면적을 알 수 없다는 점이다. 여기에서는 이 기간 동안의 궁방전·아문둔전의 면적이 1766년의 면적과 같다고 가정하였다. 이상과 같은 방법으로 각도의 과세지 면적을 추정한 후, 이를 합산하여 전국의 과세지 면적을 산출하였다.

궁방전·아문둔전을 무시하는 것과, 위와 같은 방법으로 포함시키는 것이 이후의 분석결과에 미치는 질적인 영향은 없다. 두 번째 방법을 택한 것은 분석의 결과에 영향을 미치기 때문이 아니라, 과세지 면적의 변화를 파악하는 데는 이렇게 가공된 통계가 보다 낫다고 판단하였기 때문이다.

이후의 시기로서 1910~1944년간에 대해서는 조선총독부가 조사한 미곡생산량 통계가 있다. 미곡생산량 통계는 미곡생산량 조사방법의 변경으로 인한 왜곡을 수정하는 것이 필요하겠지만(박섭, 2001), 우리는 차분한 자료를 사용할 것이기 때문에 원자료를 사용하든 수정한 자료를 사용하든 분석결과에 어떠한 질적 차이도 발생하지 않는다. 여기에서는 수정한 자료가 아닌 원자료를 사용한다.

국지적 생산충격을 보여주는 자료로는 우리가 미가시계열을 발견한 稷의 회계장부에 기재되어 있는 단위 면적당 지대량이 있다. 이들 집안의 문중제나 동계의 회계장부에는 토지면적과 賭租 수입이 기재되어 있다. 토지면적의 단위는 斗落이며, 도조 지대량의 단위는 斗이다. 김건태(1999)는 이미 이 자료를 이용하여 1743~1927년간의 두락당 지대량을 작성한 바 있다. 1930~1944년간에 대해서는 김건태가 사용한 방법으로 추계치를 연장하였다. 이 추계치는 단위면적당 지대량이기 때문에 국지적 생산충격과 지대량의 변동을 모두 반영하고 있지만, 우리는 단위면적당 지대량을 차분하여 사용할 것이기 때문에 지대율의 변동은 우리의 분석에 큰 영향을 줄 것으로 파악되지는 않는다. 따라서 단위면적당 지대량의 변동은 이 지역의 국지적 생산충격을 반영하고 있는 대용 지표로 사용될 수 있다. 이와 같이 작성된 단위면적당 지대량은 1743~1944년에 걸쳐 있지만, 이 중 일부 기간의 자료는 결락되어 있다. 1766~1778년간이 결락되어 있을 뿐만 아니라, 1751년, 1817~1818년, 1882~1883년, 1928~1829년의 7개년도 결락되어 있다. 이후의 분석에서는 어떠한 보완도 하지 않고 결락된 연도를 분석의 대상에서 완전히 배제하였다. 이와

같은 방식으로 작성된 생산충격의 지표도 부표에 제시하였다.

Ⅲ. 米價變動과 두 종류의 生産衝擊

1. 模型 및 分析方法

시장이란 수요와 공급에 의해 가격이 결정되는 메커니즘을 의미하므로 시장통합을 분석하는 것은 수요와 공급이 집계되어 단일한 가격을 산출하게 되는 지역적 범위를 분석하는 것과 같다. 필자들의 이전 연구는 각 지방에서 발견된 미가들이 一價의 法則(The Law of One Price)을 따르고 있는가를 분석하여 시장통합의 지역적 범위와 시기별 추이를 고찰한 것이다. 이 때 사용한 분석의 지표는 각 지방의 미가의 일차차분변수간의 상관계수와 量器를 통일한 각 지방간 미가의 변동계수였다. 그러나 이와 같은 실증방법이 여러 문제를 야기함은 서론에서 지적한 바 있다.

그 문제를 해결하는 방법으로서 각 지역의 미가를 결정하는 수요와 공급이 어느 만큼 광역적인 지역을 포괄하여 집계된 것인지를 검정하는 방법을 상정할 수 있다. 즉 한 지역의 가격이 그 지역의 수요와 공급에 의해 결정되는 경우, 시장통합은 그 지역의 범위에 국한되어 있는 반면, 한 지역의 가격이 전국적인 수요와 공급에 의해 결정되는 경우, 그 지역은 전국적으로 통합된 시장에 포섭되어 있다고 할 수 있다. 나아가 한 지역의 가격이 국제적인 수요와 공급에 의해 결정되는 경우, 그 지역은 국제적으로 통합된 시장에 포섭되어 있다고 할 수 있다.

이를 분석하기 위해 우리가 설정한 모형은 다음과 같다.

$$\Delta \ln(P_{it}) = b_1 \Delta \ln(Q_{nt}) + b_2 \Delta \ln(Q_{it}) + \varepsilon_i \quad (1)$$

단, P_{it} 는 영암의 미가, Q_{nt} 는 전국과세지 면적, Q_{it} 는 영암의 단위면적당 지대량.

수준변수를 사용하지 않고 자연로그변환값의 一次差分變數(연간변화율의 근사치)를 사용하는 이유는 우리가 수집한 자료의 제약 때문이다. 가격수준과 생산량수준에 대한 분석은 수요함수와 공급함수를 추정함으로써 가능한데, 현재 우리는 수요함수와 공급함수를 추정할 수 있는 자료를 확보하지 못하였다. 그러나 이러한 자료

〈표 1〉 단위근 검정

	기간	lag	ADF	PP
$\Delta \ln(P_t)$	1746~1944	3	-11.95	-20.01
$\Delta \ln(Q_{mt})$	1745~1883	3	-10.42	-24.03
$\Delta \ln(Q_{nt})$	1745~1944	3	-13.76	-24.12

주: 1. 선형추세검정 결과에 의거하여 상수와 추세를 포함하지 않은 모형을 선택하였음.

2. lag 수는 BIC에 의해 선정하였음.

3. 검정결과는 모형이나 lag 수에 대해 로버스트함.

가 없는 경우에도 가격변동과 생산량변동에 대해서는 比較靜學的인 해석이 가능하다. 가격변동은 수요충격, 공급충격, 화폐충격에 의해 야기될 수 있다. 곡물시장의 특성상 단기공급곡선은 완전비탄력적이다.⁷⁾ 단기공급곡선이 완전비탄력적이려면, 수요충격이나 화폐충격이 발생할 경우, 가격변동과 생산량변동간에는 상관관계가 없다. 반면 생산충격이 발생할 경우, 가격변동과 생산량변동은 부의 상관관계를 가진다. 따라서 위 모형의 회귀계수는 음일 것이고, 생산충격 이외의 화폐충격이나 수요충격이 가격변동에 큰 영향을 미치는 경우, 위 모형은 유의하지 않게 될 것이다. 위 모형이 유의한 경우, 그 유의성이 어떤 생산충격에 의해 발생하고 있는가를 고찰할 수 있으므로, 위 모형으로써 전국적 생산충격과 국지적 생산충격이 미가변동에 어떠한 영향을 주고 있는가를 파악할 수 있다.

자연로그변환값의 일차차분변수가 단위근을 가질 때는 허구적 회귀의 문제가 발생하므로 오차수정모형(Error Correction Model: ECM)으로 변환하는 것이 필요하지만, 이들 변수에 대한 단위근 검정을 한 결과 〈표 1〉과 같이 모두 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되므로 위 모형을 수정없이 사용하도록 한다.

그러나 순수히 전국적인 생산충격과 순수히 국지적인 생산충격이 미가변동에 미치는 영향을 위의重回歸分析으로부터 얻은 回歸係數의 유의성을 통하여 파악하는 데는 약간의 문제가 있다. 위 모형의 회귀계수의 유의성은 다음과 같은 두 체제(regime)에 대해 각각 회귀분석을 하여, 그 회귀계수의 유의성을 검정하는 것과 같다.

7) 단기공급곡선이 완전비탄력적이라는 가정을 완화하여, 탄력적이라고 가정하여도 완전탄력적이지 않는 한 우리의 분석결과는 영향을 받지 않는다.

$$\text{체제1: } \text{Resid}(\Delta \ln(P_{it})|\Delta \ln(Q_{it})) = b_1 \text{Resid}(\Delta \ln(Q_{it})|\Delta \ln(Q_{nit})) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{체제2: } \text{Resid}(\Delta \ln(P_{it})|\Delta \ln(Q_{nit})) = b_2 \text{Resid}(\Delta \ln(Q_{it})|\Delta \ln(Q_{nit})) + \varepsilon_t \quad (3)$$

(단, $\text{Resid}(A|B)$ 는 A를 B에 대해 회귀분석하여 얻은 잔차임).

한 지역의 한 시점의 가격변동에는 전국적 생산충격과 국지적 생산충격이 모두 영향을 미칠 수도 있다. 이와 같이 두 생산충격이 모두 동시에 유의할 때, 위 모형은 잘 설정된 모형이다. 그러나 이 중 어느 한 생산충격만이 가격변동에 영향을 미치는 상황을 배제할 수 없다. 전국적 시장통합이 완전히 이루어진 경우, 미가변동에 영향을 미치는 생산충격은 전국적 생산충격뿐일 것이다. 시장이 국지적으로 분열된 경우, 미가변동에 영향을 미치는 생산충격은 국지적 생산충격뿐일 것이다. 이와 같이 어느 한 생산충격만이 가격에 영향을 미치지만, 양 생산충격이 동조적일 때, 이 동조적인 부분을 제거한 순수한 전국적 및 국지적 생산충격이 미가변동에 유의한 영향을 미치는가는 다음 두 체제의 유의성을 검정하여 파악할 수 있다.

$$\text{체제1': } \Delta \ln(P_{it}) = b'_1 \text{Resid}(\Delta \ln(Q_{nit})|\Delta \ln(Q_{it})) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{체제2': } \Delta \ln(P_{it}) = b'_2 \text{Resid}(\Delta \ln(Q_{it})|\Delta \ln(Q_{nit})) + \varepsilon_t \quad (5)$$

각 체제의 유의성을 검정할 때, 다른 생산충격에 대해 회귀분석하여 얻은 잔차를 사용하는 이유는 각 수준의 순수한 생산충격이 미가변동에 유의한가를 파악하기 위해서이다. 이 체제들의 회귀계수의 유의성은 식 (1)에 기반한 部分相關係數(part correlation coefficient 혹은 semi-partial correlation coefficient)의 유의성과 동일하다.

부분상관계수의 유의성으로 파악하는 경우, 생산충격간의 상관관계가 매우 높으면, 어떠한 체제도 유의하지 않게 되는 상황이 발생한다. 따라서 부분상관계수가 모두 유의하지 않게 되는 경우에는 그것이 생산충격간의 상관관계가 높아서 그렇게 된 것인지 아니면 두 변수 모두가 설명력이 없기 때문에 그러한 것인지를 구분하는 것이 필요하다. 이것은 식 (1)의 F값이나 R^2 또는 미가변동과 각 생산충격간의 피어슨 單純線型相關係數(simple linear correlation coefficient)인 0차 상관계수를 보고 판단할 수 있다. 이하의 분석에서는 위의 모든 체제에 대한 회귀분석 결과를 제시하는 대신, 식 (1)의 회귀분석결과와 부분상관계수를 제시하는 것으로 대신하고

자 한다.

필자들이 각 지역의 미가의 일차차분변수간의 상관계수를 분석한 이전 연구에 의하면, 18세기에는 水運의 편리가 있는 지역간에 전국적 시장통합이 이루어졌지만, 19세기 후반에 이르러 각 시장이 국지적 시장으로 분열되었다. 이와 같은 변화는 체제 전환 즉 構造變化가 일어났음을 의미하는데, 구조변화는 相關係數分析을 통하여 알아낸 것이다. 따라서 필자들은 구조변화가 몇 번에 걸쳐서 그리고 언제 일어났는지에 대한 사전적 정보를 가지고 있지 못하다. 구조변화가 일어난 횟수와 시점을 사전적으로 알고 있지 못할 때에는 구조적 단절(structural break) 검정을 통하여, 구조변화의 횟수와 시점을 파악할 수 있다(Maddala and Kim, 1998). 구조적 단절 검정을 할 때, 채용하는 검정값으로는 F값, 尤度比(likelihood ratio), 라그랑지승수(LM) 등이 있다. 이중 F값을 사용하는 왈드(Wald) 검정이 가장 일반적으로 사용되는 방법이므로 이 방법에 의거하여 구조변화를 검정하고자 한다.

穀物交易과 관련하여 또 하나 문제가 되는 것은 異常值(outlier)의 문제이다. 원격지간 곡물교역은 운송비를 포함하는 去來費用의 크기에 의해 영향을 받는다. 거래비용이 매우 높은 상태여서, 통상적인 경우 곡물교역이 이루어지지 않다가, 극심한 생산충격이 발생하여 지역간 가격차가 거래비용을 능가하는 경우에만 곡물교역이 이루어지는 경우가 있을 수 있다. 이와 같이 異常的인 상황에서만 곡물교역이 이루어지는 것을 근거로 하여 시장통합을 논하기는 어렵다. 그런데 通常最小自乘法(ordinary least square)에 의한 회귀분석과 피어슨 상관계수분석은 이상치에 의해 큰 영향을 받기 때문에 이 분석방법에 의할 경우, 이상적인 상황에서만 일어나는 시장통합을 근거로 하여 시장통합이 이루어졌다고 결론을 내릴 수도 있다. 시장통합이 이상치에 의해 나타난 현상인가, 통상적인 상황에서도 발생하는 것인가는 이상치의 영향을 제거 내지 감소시키는 분석방법을 병행하여 사용함으로써 고찰할 수 있다. 이와 같은 방법으로는 로버스트 회귀분석(robust regression analysis)과 非母數的 相關分析(nonparametric correlation analysis)이 있다.

로버스트 회귀분석은 異常值의 영향을 줄이도록 加重值를 부여하는 反復的인 再加重 最小自乘法이다. 로버스트 회귀분석은 가중치를 어떻게 부여하는가, 즉 加重函數를 어떻게 설정하는가에 따라 매우 다양하다. 가장 일반적으로 사용되는 로버스트 회귀분석은 후버(Huber)의 t함수⁸⁾를 가중함수로 사용하는 방법이다. 그리고 이상치의 영향을 가장 크게 배제시키는 방법으로는 튜키(Tukey)의 바이웨이트

(biweight) 함수⁹⁾를 가중함수로 사용하는 방법이 있다. 이하에서는 이 두 로버스트 회귀분석을 통상적인 회귀분석과 병행하여 사용하고자 한다. 그리고 비모수적 상관 계수분석방법으로는 켄달(Kendall)의 타우(tau)를 사용하고자 한다.

2. 分析結果

우리가 작성한 미가 시계열은 1745년~1944년간에 걸쳐 있지만, 이 중 1765~1777년간은 결락되어 있다. 그리고, 전국 과세지 면적은 1744~1883년간에만 존재

〈표 2〉 왈드(Wald) 검정값에 의한 단절점 검정

시 기		검정값	P값			단절점	단절점 신뢰구간	
			Andrews	Bootstrap	Hetero-Corrected	Sup-F	95%	90%
1746~1764	Sup F	2.0375	0.89014	0.79400	0.81300			
	Exp F	0.4596	0.79238	0.82600	0.85700			
	Ave F	0.7479	0.81761	0.84200	0.87900			
1780~1881	Sup F	26.3720	0.00006	0.00000	0.00000	1846	1836	1838
	Exp F	10.7290	0.00009	0.00000	0.00000		-	-
	Ave F	17.4180	0.00008	0.00000	0.00000		1860	1855
1911~1944	Sup F	5.4134	0.49495	0.42200	0.74000			
	Exp F	0.8374	0.62255	0.65000	0.90400			
	Ave F	1.1164	0.72622	0.71300	0.93000			

주: 1. 모형은 $\Delta \ln(P_{it}) = b_1 \Delta \ln(Q_{it}) + b_2 \Delta \ln(Q_{it}) + \varepsilon_{it}$.

$$2. \sup F = \sup_{T_1 \leq T \leq T_2} F_n(T), \quad \exp F = \ln(1/(T_2 - T_1 + 1)) \times \sum_{T=T_1}^{T_2} \exp(1/2 \times F_n(T)),$$

$$\text{ave } F = (1/(T_2 - T_1 + 1)) \times \sum_{T=T_1}^{T_2} F_n(T).$$

3. 단절점 신뢰구간을 제외하고는 Hansen(2000)이 작성한 GAUSS프로시저를 이용하였으며, 단절점 신뢰구간은 Bai and Perron(1998)이 작성한 GAUSS프로시저를 이용하였음.

8) 후버(Huber)의 t방식의 가중함수는 회귀잔차(X)의 절대값이 임계치(C)보다 크면 $C/|\text{abs}(X)|$ 의 가중치를 부여하고, X의 절대값이 임계치보다 작으면, 1의 가중치를 부여한다.

9) 튜키(Tukey)의 바이웨이트(biweight) 방식의 가중함수는 회귀잔차(X)의 절대값이 임계치(C)보다 크면 0의 가중치를 부여하고, X의 절대값이 임계치보다 작으면, $(1 - (X/C)^2)^2$ 의 가중치를 부여한다.

하고, 1910~1944년간에는 조선총독부가 조사한 미곡생산량 통계가 있다. 이와 같은 자료상의 단절로 인하여 1746~1764, 1780~1881, 1911~1944년을 각각 따로 분석할 수밖에 없다.

이렇게 구분된 각 기간 전체를 동일한 구조적 특성을 갖는 시기, 즉 구조적 안정성(structural stability)이 있는 시기로 취급할 수 있는지 그렇지 않는지는 구조적 단절 검정을 실시함으로써 파악할 수 있다. <표 2>에 제시된 왈드 검정값(sup F값, exp F값, ave F값)¹⁰⁾에 의할 때, 1746~1764년과 1911~1944년간에는 구조변화가 일어나지 않았다. 1780~1881년간에는 세 검정값 모두 구조변화가 일어났음을 보여주고 있다. 그리고 sup F검정에 의하면, 구조변화가 일어난 시점은 1846년이 고, 구조변화가 일어난 시점의 90% 신뢰구간은 1838~1855년이어서 1840년대를 전후한 시점에 구조변화가 일어났다고 판단된다.

여기에서는 두 번째 기간의 구조변화를 반영하여 1746~1764, 1780~1846, 1847~1881, 1911~1944년의 네 시기로 구분하여, 각 시기에 있어서 미가변동에 대한 전국적 생산충격과 국지적 생산충격의 영향을 분석하였다. 분석의 결과는 <표 3>에 제시되어 있다.

우선 먼저 모형의 적합성을 고찰하여 보면, 네 번째 시기인 1911~1944년을 제외하고는 모형의 회귀계수가 모두 유의하지 않은가를 검정하는 F검정의 결과, 귀무가설이 기각되므로 모형은 유의미하다. 또 더뵈트 왓슨 검정통계량도 자기상관이 없음을 보여주고 있어서, 앞의 세 시기에 있어 우리의 모형은 유의미한 모형이라고 할 수 있다.

앞 세 시기에 각 생산충격의 대응변수와 미가변동간의 0차상관계수와 여기에 제시하지는 않았지만 R^2 값¹¹⁾이 높으므로, 이 시기는 생산충격이 미가변동에 주요한 역할을 하고 있으며, 수요충격이나 화폐충격의 영향은 별로 없었음을 알 수 있다. 반면 네 번째 시기가 되면 우리 모형의 설명력은 사라지는데, 이 시기는 식민지기로써 조선의 미곡시장이 일본의 미곡시장에 통합되어 있을 뿐만 아니라, 도시화와 산

10) Andrews and Ploberger(1994)는 귀무가설에서는 나타나지 않고 대립가설에서만 나타나는 뉴선스 모수(nuisance parameter)가 존재할 때 sup F값은 최적이지 아니며, exp F값과 ave F값이 최적임을 입증하였다.

11) R^2 값은 (전국의 0차상관계수)² + (영암의 부분상관계수)² 또는 (영암의 0차상관계수)² + (전국의 부분상관계수)²로 계산할 수 있다.

업화가 진행되어서 무역충격과 국내의 수요충격이 중요한 영향을 미쳤기 때문이다.

첫 번째 시기인 1746~1764년간의 분석결과를 고찰하자. 通常回歸分析의 회귀계수의 유의성을 보면, 영암의 회귀계수는 1% 유의수준에서, 전국의 회귀계수는 5% 유의수준에서 유의하다. 후버의 t합수를 가중치로 사용한 로버스트 회귀분석의 결과는 통상회귀분석의 결과와 동일하고, 튜키의 바이웨이트합수를 가중치로 사용

〈표 3〉 미가변동에 대한 전국적 생산충격과 국지적 생산충격의 영향분석

A. 통상회귀분석과 피어슨상수관계수									
		회귀계수		b=0에 대한 테스트		상관계수		모형적합성	
		계수값	t값	알드의 F	LM	0차	부분(part)		
1746~1764	전국	-3.370	-2.737*	7.493*	5.544*	-0.806**	-0.322	F	28.662**
	영암	-1.033	-3.213**	10.321**	6.908**	-0.830**	-0.378	DW	1.966
1780~1846	전국	-6.101	-9.891**	97.830**	38.384**	-0.910**	-0.529**	F	144.543**
	영암	0.035	0.438	0.192	0.137	-0.740**	0.023	DW	2.356
1847~1881	전국	-3.262	-3.063**	9.383**	7.745**	-0.665**	-0.252	F	57.669**
	영암	-0.498	-7.059**	49.832**	20.970**	-0.845**	-0.580**	DW	2.107
1911~1944	전국	-0.312	-0.891	0.795	-2.955	-0.269	-0.159	F	1.198
	영암	-0.047	-0.355	0.126	-4.571	-0.226	-0.063	DW	1.535
B. 로버스트 회귀분석과 켄달의 타우									
		튜키의 바이웨이트		후버의 t 합수		켄달의 타우		모형적합성 (튜키)	
		계수값	t값	계수값	t값	0차	부분(part)		
1746~1764	전국	-2.727	-1.802	-3.338	-2.702*	-0.544**	-0.176	R ²	0.773
	영암	-1.066	-2.834*	-0.992	-3.057**	-0.662**	-0.265	DW	1.822
1780~1846	전국	-6.489	-7.650**	-5.950	-9.310**	-0.704**	-0.380**	R ²	0.823
	영암	0.099	0.966	0.035	0.427	-0.509**	0.108	DW	2.326
1847~1881	전국	-3.743	-2.874**	-3.218	-2.994**	-0.266*	0.118	R ²	0.768
	영암	-0.495	-4.802**	-0.509	-6.972**	-0.620**	-0.394**	DW	2.133
1911~1944	전국	0.099	0.221	-0.284	-0.810	-0.220	-0.134	R ²	-0.166
	영암	-0.050	-0.289	-0.073	-0.548	-0.186	-0.004	DW	1.659

주: 1. 모형은 $\Delta \ln(P_h) = b_1 \Delta \ln(Q_{nt}) + b_2 \Delta \ln(Q_h) + \varepsilon_t$.

2. 로버스트 회귀분석에서 사용한 가중치 파라미터는 (통상회귀분석의 표준오차×2)임.

3. 부분상관계수에 기재된 켄달의 타우값은 통상회귀분석의 잔차를 이용한 것임.

4. **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준.

한 로버스트 회귀분석의 결과는 영암의 회귀계수가 5% 유의수준에서 유의하고 전국의 회귀계수는 유의하지 않아, 양 변수의 유의성이 모두 감소하였음을 확인할 수 있다. 즉 통상회귀분석의 결과는 이상치의 영향을 어느 정도 반영하고 있다고 하겠다. 그러나 부분상관계수의 경우는 모두 유의하지 않다. 부분상관계수에 의거하여 판단하는 한 이 시기는 생산충격간의 동조성이 너무 높아서 이를 제거한 어떤 순수한 생산충격도 설명력을 가지지 않기 때문에 이 시기에는 어떤 생산충격이 미가변동에 영향을 미치고 있는지를 판정할 수 없다. 켄달의 타우도 이와 동일한 결과를 보여주고 있다.

두 번째 시기인 1780~1846년간의 분석결과를 고찰하자. 통상회귀분석의 회귀계수의 유의성을 보면, 전국의 생산충격은 1% 유의수준에서 유의하며, 영암의 생산충격은 유의하지 않다. 두 로버스트 회귀분석의 결과도 이와 동일하다. 그리고 피어슨 부분상관계수를 통하여 보아도 전국의 생산충격은 1% 유의수준에서 유의하며, 영암의 생산충격은 유의하지 않고, 켄달의 타우도 동일하다. 즉 이 시기는 순수히 전국적인 생산충격만이 미가변동에 영향을 미치고 있으며, 순수한 국지적인 생산충격은 미가변동에 아무런 설명력이 없어서, 영암의 미가는 전국적인 생산충격에 의해 결정되는 전국적인 가격임을 알 수 있다. 이 결과는 이 시기 水運의 편리가 있는 지역의 미가의 일차차분변수간의 높은 상관관계가 각 지역의 생산충격의 동조성에 의한 것이라기보다는 이들 지역간의 전국적 시장통합 때문에 나타난 것이었음을 지지하여 준다. 그리고 로버스트 회귀분석이나 비모수적 상관계수분석을 통하여 알 수 있듯이, 영암의 미가변동은 異常的인 시기에만 전국적 생산충격에 영향을 받는 것이 아니라, 통상적인 경우에도 전국적 생산충격에 의해 영향을 받고 있다는 점에서, 영암 미가의 전국적 가격으로서의 성격은 통상적인 유통구조의 성격을 반영하고 있는 것이다.

세 번째 시기인 1847~1881년간의 분석결과를 고찰하자. 통상회귀분석의 회귀계수의 유의성을 보면, 전국의 생산충격과 영암의 생산충격이 모두 1% 유의수준에서 유의하고, 로버스트 회귀분석의 결과도 이와 동일하다. 그러나 부분상관계수로 보는 한, 영암의 생산충격만이 1% 유의수준에서 유의하고, 전국의 생산충격은 유의하지 않다. 켄달의 타우도 이와 동일한 결과를 보여주고 있다. 두 번째 시기와는 다르게 영암의 생산충격이 유의하게 되었을 뿐만 아니라, 전국의 부분상관계수가 유의하지 않게 되었다는 점에서 영암 미가의 전국적 가격으로서의 성격은 약화 또

〈표 4〉 미가변동에 대한 전라도 생산충격의 영향분석

		회귀계수		상관계수		모형적합성	
		계수값	t값	0차	부분(part)		
1780~1846	전국	-6.8263	-7.9228**	-0.9097**	-0.4225**	F	97.5541**
	전라	0.7262	1.2011	-0.8076**	0.0640	\bar{R}^2	0.8237
	영암	-0.0378	-0.3816	-0.7402**	-0.0204	DW	2.3894
1847~1881	전국	-3.4200	-1.3883	-0.6645**	-0.1157	F	37.2884**
	전라	0.1561	0.0715	-0.7360**	0.0060	\bar{R}^2	0.7567
	영암	-0.5010	-5.8100**	-0.8451**	-0.4844**	DW	2.1146

주: 1. 모형은 $\Delta \ln(P_H) = b_1 \Delta \ln(Q_H) + b_2 \Delta \ln(Q_M) + b_3 \Delta \ln(Q_N) + \varepsilon_t$

단, Q_N 는 전라도의 과세지면적임.

2. **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준.

는 소멸되었으며, 국지적인 수요와 공급에 의해 결정되는 국지적 가격으로서의 성격이 명확하게 되었다. 이와 같은 결과는 19세기 후반 수운의 편리가 있는 각 지역의 미가의 일차차분변수간의 상관계수가 크게 하락하였음과 일치하여, 이들 지역간에 성립하였던 시장통합이 분열되었음을 지지하여 준다. 이와 같은 결과는 켄달의 타우를 통하여 볼 수 있는 바와 같이 소수의 이상치에 의해 발생한 현상은 아니다.

그러나 이상과 같은 분석은 전국적 시장통합과 국지적인 분열이라는 두 가설적인 상황만을 설정하고 있어서, 중범위의 시장통합의 문제를 시야에 넣고 있지 못하다. 영암은 미곡의 주요한 생산지인 전라도의 일부로서 존재하고 있으므로, 전라도 수준에서의 시장통합의 동향을 시야에 넣어 분석할 필요가 있다. 전라도의 생산충격을 대변하는 지표로는 전국적 생산충격을 대변하는 지표를 작성할 때 만들어진 전라도의 과세지면적을 사용할 수 있다. 이 통계도 부표에 제시되어 있다. 우리는 1780~1846년과 1847~1881년 사이에 관심을 가지고 있으므로 이 시기에 국한하여 검토하여 보자.

〈표 4〉에 의할 때, 두 시기 모두에 있어 순수한 전라도의 생산충격은 유의하지 않다. 즉 시장통합과 분열에 있어 전라도라는 지역수준의 통합은 영향을 미치고 있지 않다. 당시 전라도의 해안과 강안에는 많은 浦口들이 미곡의 반출지로서 역활하고 있었을 뿐만 아니라 미곡의 유통채널이 다양하였기 때문에, 전라도 범위에서의 시장통합이나 전라도 범위에서의 독점력 행사는 큰 영향을 미쳤다고 판단되지 않는다.

다. 따라서 설명력이 없는 전라도의 생산총격을 배제하고 분석한 앞의 우리의 분석 결과는 유효하다고 하겠다.

IV. 統合과 分裂의 歷史像

18세기 후반부터 19세기 전반에 걸쳐 존재하였던 準統合은 필자들의 이전 논문에서 명백하게 구명되었듯이 운송조건이 좋은 海江部간의 통합이었다. 운송조건이 나쁜 內陸部는 운송비를 격단적으로 낮춘 철도의 개통이 있을 때까지 고립된 시장권으로 존재하고 있었다. 우리들은 조선후기 일본으로 漂流한 선박의 航行經路와 船積貨物을 분석하여, 전라도의 곡물과 동해안의 어물이 교역되고 있었음을 확인하였으므로, 해강부간의 시장통합은 이와 같은 교역에 의해 유지되었다고 결론 내렸다(이영훈·박이택, 2001, pp. 169~170). 그러나 이 연구는 미곡의 최대소비지인 서울과의 시장통합을 시야에 넣지 못하였다. 우리들은 전라도와 경상도의 미가자료를 수집할 수 있었을 뿐, 서울이나 서울 인근의 미가자료는 수집하지 못하였기 때문에, 서울과의 시장통합은 분석대상에서 제외될 수밖에 없었다.

이번 연구의 결과는 18세기 후반부터 19세기 전반에 걸쳐 영암의 미가변동에 순수히 전국적인 생산총격이 영향을 미쳤음을 보여주고 있다. 우리가 사용한 전국적 생산총격의 대용지표인 전국 과세지 면적은 한편으로는 전국의 재해상황을 반영하는 것이면서 다른 한편으로는 조세곡의 형태로 서울에 공급되는 곡물량의 변동을 보여주는 것이기도 하므로,¹²⁾ 미곡 공급의 적지 않은 부분을 조세곡에 의거하고 있는 서울의 미곡시장이 전국적 생산총격의 集計 메커니즘에서 중요한 역할을 하였을 것으로 판단할 수 있다.

서울의 미곡시장을 중심으로 한 전국적 생산총격의 집계 메커니즘은 서울의 미곡 유통체계를 분석함으로써 보다 명확하게 할 수 있다. 18세기 후반 서울에서 1년간 소비되는 미곡량은 100만석으로 추산되고 있다. 이중 20만석은 조세곡으로, 20만석

12) 조세곡의 형태로 서울에 공급되는 곡물량의 변동은 서울에 소재하는 정부기관의 곡물시재고의 변동을 통하여 파악할 수 있는데, 이 곡물시재고는 과세지면적의 변동과 유의미한 상관관계를 가지고 있다. 조선왕조의 현물재정체제는 전국적 생산총격을 서울로 집중시키는 성격을 가지고 있었다(박이택·이영훈, 2001).

은 사대부들의 농장에서 수확한 추수곡으로, 그리고 나머지 60만석은 서울의 貿穀船商들에 의해 각지에서 구매한 곡물로 조달되었다(고동환, 1998, pp. 240~241). 이중 조세곡이 전국적 생산충격에 연동되어 있음은 앞서 지적한 바 있으며, 사대부가 각 지방에 소유하고 있는 토지로부터 거두는 추수곡도 조세곡과 마찬가지로 전국적 생산충격에 연동되어 있었다고 판단된다. 조세곡과 추수곡이 전국적 생산충격에 영향을 받으므로, 무곡선상들이 서울로 반입하기 위해 각지 특히 삼남의 해강부에서 매집하여야 하는 미곡의 양은 전국적으로 생산량이 줄어든 해에는 증대하고, 전국적으로 생산량이 늘어난 해에는 감소하게 된다. 이와 같은 집계화 메커니즘으로 인하여 전국적 생산충격이 영암의 미가에도 영향을 주었다고 판단된다. 1833년 서울의 쌀소동은 서울의 미곡시장과 각 지방의 미곡시장의 관계를 잘 보여준다. 1832년 서울의 무곡선상들은 전라도와 경상도에서 미곡을 매집할 수 없었다. 전라도와 경상도의 지방관들이 곡물의 이동을 금지하는 조치(防穀令)를 취하였기 때문이다.¹³⁾ 이로 인하여 서울에서 식량부족의 사태가 발생하자 쌀소동이 발생한 것이다.

왜 통합되었던 시장들은 분열되었는가? 우리는 이에 대해 아직은 실증적으로 엄밀하게 검증되지 않은 두 가지 가설을 제시하는 것으로 만족할 수밖에 없다.

첫째는 잉여추출기구의 약화이다. 전국적으로 유통되는 미곡의 상당부분은 조세미와 추수미이다. 정부와 지주에게 집중된 미곡은 미곡시장을 통하여 유통되었다. 19세기 후반 잉여추출기구가 위기에 처하게 되었음은 정부재정에 대한 연구나 각 지방의 지주들의 지대량의 추이를 분석한 연구들이 잘 보여주고 있다. 이와 같은 잉여추출기구의 위기가 생산성의 위기에 기반한 것인지 아닌지는 아직은 조금 더 검토를 요하지만, 생산성의 위기도 어느 정도 작용하였음을 보여주는 여러 지표들이 존재한다. 自作地에서의 생산성의 하락이나, 농촌 실질임금의 하락 등이 그것

13) “지금 들으니, 畿內的 商船이 모두 영남과 호남으로 내려갔으나, 두 도에서 막아 곡물을 사지 못하고 結氷이 멀지 않은 이때까지 아직 방황하고 있다 합니다. 이는 비록 각 해당 수령이 백성을 위하여 여유를 두자는 배려에서 나온 일이겠으나 道臣도 따라서 맡겨두고 있습니다. 돌아보건대, 지금 畿內와 都下의 백성의 식량은 오로지 상선의 곡물에 의지하고 있는데, 참으로 혹 교역하여 옮기지 못하고 갑자기 겨울이라도 닥치게 되면, 설 전후의 곡가 폭등과 백성의 사정이 다급해짐은 必然의 형세이니, 참으로 걱정되고 답답할 일입니다. 이는 함께 살고 서로 의지하는 도리와 다름이 없는 일인데, 저렇듯 조금 여유가 있다는 곳에서 이렇듯 남의 일 보듯 하니, 어찌 너무 소견이 좁다고 하지 않겠습니까? 우선 이러한 뜻으로 성화같이 영남과 호남의 두 道臣에게 통보하고, 즉시 列縣에 알리게 하여 다시는 곡물을 막는 일이 없도록 하여야 하겠습니까.”(『조선왕조실록』, 1832년 윤9월 21일)

이다(박기주, 2001; 이우연, 2001). 그러나 아직은 생산성의 위기와 지대율의 변화가 어떠한 비중을 차지하였는지를 분명하게 할 수는 없다. 분명한 것은 잉여추출기구가 위기에 빠졌으며, 잉여추출기구에 의존하고 있었던 곡물의 유통체계도 동시에 위기에 빠졌다는 점이다.¹⁴⁾

둘째는 곡물이동을 금지하는 防穀의 향상화이다. 앞서 우리는 1832년 전라도와 경상도의 지방관이 미곡의 이동을 금지하는 조치를 취한 것이 서울의 쌀소동을 일으킨 원인이었음을 고찰하였다. 丁若鏞은 『牧民心書』에서 기근 시에 지방관이 행해야 할 사항으로써 곡물이동을 금지하지 않도록 하는 조치를 들고 있다. 전국을 강타하는 한해가 발생하는 경우, 각 지역은 모두 곡물 부족의 사태에 빠진다. 이와 같은 상황에서 각 지방관들은 그 지방민이 생존하기 위해 필요한 최소한의 곡물을 확보하기 위해 곡물의 이동을 금지시키는 조치를 취하는 것이다.¹⁵⁾ 이와 같은 곡물 이동금지조치는 지역이기주의로 파악되어, 정약용은 곡물의 이동을 금지하는 조치를 취하지 말 것을 권고하고 있는 것이다.

곡물이동금지조치는 1840년대 이전에는 대한해가 발생한 시기에 간헐적으로 사료상에 등장하지만, 1850년대에 들어서부터 빈발하고 있다.¹⁶⁾ 특히 개항기에 이르러서는 곡물의 이동을 금지하는 조치를 취하지 않은 해가 예외적인 것으로 변하였다(하원호, 1997, pp. 167~193). 곡물의 이동을 금지하는 조치가 빈번하게 시행된 것은 하층민들이 곡물시장의 보호를 요구하였기 때문이다(吉野 誠, 1978; 김경태, 1986). 1860년대 이후는 민란의 시대로 특징지을 수 있는데, 민란의 한 축을 차지하고 있었던 것이 바로 하층민들의 곡물시장보호요구였다.

14) 곡물의 유통량의 감소가 시장통합을 약화시킬 수 있음은 유통량과 거래비용간의 관계를 통하여 고찰할 수 있다. 해강부에서의 곡물매집은 장기체류를 요하여 높은 고정비용이 들 뿐만 아니라, 선박에 의한 운송은 규모의 경제성이 있었으므로, 유통량이 일정수준을 달하지 않으면 貿穀行爲는 이윤을 얻을 수 없게 된다.

15) 박이택·이영훈(2001)은 저장과 교역에 관한 2지역 2기간 모형을 분석하여, 각 지역의 생산 충격이 동조적이고, 생존수준을 위협하는 생산충격이 발생할 경우, 교역을 하지 않는 것이 전략적 균형해임을 구명하였다.

16) 개항이전의 방곡령은 거의 연구되지 않았다. 이 시기의 방곡령의 발령의 추이는 『備邊司謄錄』과 『日省錄』으로부터 개략적으로 파악할 수 있다. 여기에서는 중앙정부에서 방곡령이 문제가 되었던 일자만을 간략히 소개해 두고자 한다. 『備邊司謄錄』 1853년 1월 16일, 1858년 3월 20일, 동년 10월 2일, 1860년 10월 20일, 1874년 9월 2일, 동년 10월 6일. 『日省錄』 1864년 3월 13일, 1865년 9월 2일, 동년 9월 23일, 1876년 10월 6일.

V. 結論

이 논문은 영암지방의 미가변동이 순수히 전국적인 생산충격의 영향을 받는가, 순수히 국지적인 생산충격의 영향을 받는가를 분석하여, 영암지방을 둘러싼 시장통합의 역사적 추이를 고찰한 것이다. 이를 위해 먼저, 영암지방의 미가시계열과 전국적 및 국지적 생산충격의 대용지표를 작성하였다. 미가시계열은 장암리 문씨 집안과 망호리 이씨 집안의 자료를 이용하여 작성하였으며, 영암지방의 생산충격 시계열은 장암리 문씨 집안의 자료를 이용하여 작성하였다. 그리고 전라도와 전국의 생산충격은 과세지 면적 자료를 이용하여 작성하였다.

결론은 이 자료를 분석하여 얻은 결과를 간단히 정리하는 것으로 대신하고자 한다.

첫째, 시기구분은 자료의 시계열적 연결성을 감안하여 일차적으로 세 시기로 구분하였으며, 다시 각각의 시기에 대해 구조변화의 횟수 및 시점을 알지 못하는 경우에 행하는 구조적 단절검정을 행하여 조정하였다. 검정결과, 1780~1881년의 기간에만 한 번의 구조적 단절이 있었다. sup F 검정에 의하면 1846년에 구조적 단절이 일어났다. 이를 반영하여 4시기로 구분하였다.

둘째, 미가변동을 생산충격에 대해서만 회귀분석하는 모형은 1744~1881년 동안(앞 세 시기)에는 높은 설명력을 가지고 있지만, 식민지기(네번째 시기)에 들어서는 설명력이 사라졌다. 식민지기에는 조선의 미곡시장이 일본의 미곡시장에 통합되어 있어 이출량이 중요할 뿐만 아니라, 국내에서도 도시화와 공업화가 진행되어서 국내의 수요충격이 큰 역할을 하였기 때문으로 파악된다.

셋째, 1780~1846년 동안에는 영암의 미가변동은 순수히 전국적인 생산충격이 영향을 미치고 있음에 대하여 순수한 국지적인 생산충격의 영향은 없다는 점에서 전국적 가격으로서의 성격을 가지고 있다. 이는 필자들이 이전의 논문에서 발견한 해강부 미가간의 유의미한 상관관계가 생산충격의 동조성에 의한 것이 아니라 시장통합에 의한 것임을 지지하여 준다.

넷째, 1847~1881년 동안에는 순수히 국지적인 생산충격은 미가변동에 영향을 미치고 있음에 대하여 순수히 전국적인 생산충격은 미가변동에 영향을 미치고 있지 않아 영암의 미가가 국지적 가격으로서의 성격을 가지게 되었다. 이는 19세기 후반에 시장이 분열하였다는 이전의 논문의 결과를 지지하여 준다.

다섯째, 이상의 분석결과는 로버스트 회귀분석과 비모수적 상관계수분석과도 일치하여, 시장통합과 분열은 소수의 이상치에 의해 야기된 현상이 아니라 통상적인 유통구조의 변화를 반영하는 것임이 명백해졌다.

여섯째, 전라도 범위의 생산충격이 미가변동에 대해 추가적인 설명력을 가지고 있는가를 분석한 결과, 추가적인 설명력이 없음이 판명되었다. 당시 시장통합은 해안과 강안의 포구를 중심으로 한 해강부간의 시장통합이라는 성격을 가지고 있을 뿐이며, 전라도 범위의 시장통합은 설정되지 않는다.

일곱째, 전국적 생산충격이 영암의 미가에 영향을 미칠 수 있었던 것은 서울을 중심으로 한 생산충격의 집계 메커니즘이 있었기 때문이다. 서울에서 소비되는 미곡은 조세곡과 추수곡과 무곡상인들의 매입곡으로 조달되었다. 서울로 반입되는 조세곡과 추수곡은 전국적 생산충격에 영향을 받고 있어서, 서울의 무곡상인들이 지방에서 매입하는 미곡의 양은 전국적으로 생산량이 줄어든 해에는 많아지고, 전국적으로 생산량이 늘어난 해에는 적어진다.

여덟째, 시장의 분열에 대해서는 실증적으로 엄밀하지 않은 가설을 제시하는 수준에 머물렀다. 현재 우리가 설정하고 있는 가설은 잉여추출기구의 위기와 방곡령의 상례화에 의해 시장분열이 일어났다는 것이다.

■ 참고 문헌

1. 高東煥, 『朝鮮後記 서울商業發達史研究』, 지식산업사, 1998.
2. 金建泰, "1743~1927년 全羅道 靈巖 南平文氏 門中の 農業經營," 『大東文化研究』, 35호, 1999.
3. 金敬泰, "大韓帝國時期的 米穀通商構造 - 帝國主義 形成期の 米穀問題 -, " 『大韓帝國研究』, 4, 1986.
4. 朴基柱, "19~20세기초 在村兩班 地主經營의 動向," 安秉直·李榮薰 編, 『맛질의 농민들 - 韓國近世村落生活史 -, " 일조각, 2001.
5. 박 섭, "농업성장, 1912~1960," 안병직 편, 『韓國經濟成長史 - 예비적 고찰』, 서울대학교 출판부, 2001.
6. 朴二澤·李榮薰, "18~19세기 조선에 있어서 미가의 단기변동과 안정화기구," 2001년 12월

경제사학회 발표논문.

7. 李榮薰·朴二澤, “農村 米穀市場과 全國的 市場統合: 1713~1937,” 『朝鮮時代史學報』, 16, 2001.
8. ———, 全成昊, “米價史 資料의 現況과 解説,” 『古文書研究』, 18, 2000.
9. 李宇衍, “農業貨金의 推移: 1853~1910,” 安秉直·李榮薰 編, 『맛질의 농민들 - 韓國近世 村落生活史 -』, 일조각, 2001.
10. 朝鮮總督府中樞院, 『朝鮮田制考』, 鮮光印刷株式會社, 1940.
11. 車明洙, “국제 쌀시장의 통합과 분단(1878~1936),” 『經濟史學』, 20, 1996.
12. 하원호, 『한국근대경제사연구』, 신서원, 1997.
13. 韓國精神文化研究院, 『古文書集成』 21, 22 靈巖南平文氏編, 1995.
14. 『度支田賦考』.
15. 『備邊司謄錄』.
16. 『日省錄』.
17. 『朝鮮王朝實錄』.
18. 吉野 誠, “李朝末期における米穀輸出の展開と防穀令,” 『朝鮮史研究會論文集』, 15, 1978.
19. 宮本又郎, 『近世日本の市場經濟 - 大坂米市場分析 -』, 有斐閣, 1988.
20. Andrews, D. and W. Ploberger, “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative,” *Econometrica*, Vol. 62, No. 6, 1994.
21. Bai, J. and Pierre Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, 1998.
22. Fackler, Paul L. and Barry K. Goodwin, “Spatial Price Analysis,” *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1B, North-Holland, 2001.
23. Hansen, Bruce E., “Testing for Structural Change in Conditional Models,” *Journal of Econometrics*, 97, 2000.
24. Li, Lillian M., “Integration and Disintegration in North China's Grain Markets, 1738-1911,” *Journal of Economic History*, Vol. 60, No. 3, 2000.
25. Maddala and Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
26. Persson, Karl Gunnar, *Grain Markets in Europe, 1500~1900*, Cambridge University Press, 1999.
27. Shiue, Carol Hua, “Grain Trade and Storage in Late Imperial China,” Ph. D. Dissertation of Yale University, 1999.

〈부록〉

〈부표 1〉 벼가격 시계열과 생산통계 시계열

연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	전국 파세지 면적 (결)	전라도 파세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)	연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	전국 파세지 면적 (결)	전라도 파세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)
1744		1038781	251997	20.0	1777		956302	235468	
1745	1.52	982482	234645	20.9	1778	1.76	930750	235143	
1746	0.77	1012107	243466	21.7	1779	1.75	1020430	249571	17.0
1747	1.51	1005111	246926	12.5	1780	1.32	1019037	246650	20.1
1748	1.00	1043678	252418	18.2	1781	1.95	965001	230034	9.9
1749	0.93	1007835	255989	19.5	1782	2.00	951988	232650	13.6
1750	1.11	992145	254662	17.0	1783	3.00	917964	205655	8.6
1751	1.13	1000889	246592		1784	1.65	1024681	252726	17.5
1752	0.82	1041366	256315	21.9	1785	1.60	1016395	248718	12.1
1753	0.93	995639	255087	19.9	1786	3.54	911845	211577	11.6
1754	1.35	1005149	254064	18.5	1787	1.30	992023	243224	13.5
1755	3.18	889571	228485	11.0	1788	1.50	1009117	247397	14.1
1756	1.54	976337	243432	13.1	1789	2.00	998727	243179	15.9
1757	0.58	1013947	246944	17.2	1790	1.89	1015582	243865	15.8
1758	0.68	1011472	248505	21.1	1791	2.24	985509	243217	15.1
1759	1.07	973413	234391	17.5	1792	3.17	922775	229259	13.0
1760	1.46	995107	244418	13.6	1793	1.41	1002157	245996	12.1
1761	1.78	955615	225224	15.5	1794	2.58	893289	201759	7.7
1762	3.75	811371	142024	9.7	1795	2.00	972545	241716	12.5
1763	1.35	972983	227894	14.4	1796	1.80	1019406	246638	15.6
1764	1.54	937571	223547	15.9	1797	2.42	976229	232253	13.8
1765		979981	226499	16.6	1798	2.70	925793	217943	12.5
1766		1011839	242320		1799	1.60	1015650	244545	15.8
1767		990383	242999		1800	1.90	1008345	244711	14.7
1768		939022	222499		1801	1.90	998160	238450	14.2
1769		986526	232936		1802	1.70	1013969	241698	13.8
1770		1004981	246415		1803	1.80	995927	244869	12.3
1771		966909	228537		1804	2.04	1014256	248436	14.1
1772		995744	241329		1805	2.17	991651	226686	10.7
1773		928468	199394		1806	1.78	1007468	243347	11.9
1774		990423	235621		1807	1.63	1008382	241171	13.8
1775		961148	233856		1808	1.70	1000500	241292	15.0
1776		998656	244183		1809	5.00	813300	145808	1.8

〈부표 1〉 계 속

연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	전국 과세지 면적 (결)	전라도 과세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)	연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	전국 과세지 면적 (결)	전라도 과세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)
1810	2.02	948147	204165	8.1	1844	2.42	984535	243014	10.0
1811	1.71	979552	233565	14.1	1845	2.50	979439	238624	7.1
1812	2.00	912482	208370	8.4	1846	2.50	983474	243594	9.2
1813	2.10	965153	234451	10.2	1847	2.65	977916	240497	8.3
1814	6.00	809111	175627	2.6	1848	1.75	972069	242344	9.9
1815	2.00	913295	201563	8.4	1849	1.93	981647	240289	10.4
1816	1.10	984237	226967	12.3	1850	2.50	963367	235018	8.2
1817	2.04	954615	223535		1851	2.80	951361	234060	8.3
1818	1.45	983254	232384		1852	3.38	951866	223235	3.4
1819	1.72	958083	232412	13.6	1853	2.30	923534	226636	6.2
1820	1.90	992194	235902	11.8	1854	1.80	972091	231201	7.3
1821	2.60	926834	204989	5.4	1855	1.62	990064	239560	8.9
1822	2.11	957805	227773	12.6	1856	1.96	957159	237985	8.1
1823	1.77	971275	231030	12.3	1857	3.18	956485	230861	6.8
1824	1.60	980326	228596	11.9	1858	4.20	939085	222873	1.8
1825	1.95	934186	228631	10.9	1859	1.70	958680	232203	8.9
1826	1.80	989241	236464	13.1	1860	3.01	949489	231830	8.0
1827	1.92	977774	235835	12.7	1861	3.40	959829	229821	7.3
1828	2.75	906324	209991	8.6	1862	3.05	950836	231471	8.6
1829	2.32	975837	234009	11.3	1863	4.00	956894	232994	6.9
1830	1.85	979690	233849	12.2	1864	4.10	971377	238414	8.6
1831	2.05	976648	230682	12.6	1865	4.60	962990	243077	9.3
1832	3.30	915836	230104	11.8	1866	4.00	996216	248397	7.2
1833	5.00	900666	227900	7.6	1867	4.00	1003386	249996	7.8
1834	2.70	977842	232234	9.2	1868	4.40	1008438	252282	8.0
1835	3.11	961133	231340	10.2	1869	6.00	1018347	256502	7.1
1836	4.15	917508	220631	8.6	1870	7.00	1022033	257727	3.7
1837	2.90	934548	217013	7.0	1871	7.00	1019664	259283	5.6
1838	3.83	906048	225371	6.2	1872	7.00	1025932	258516	5.3
1839	3.45	939768	228997	10.9	1873	7.49	1019578	257709	4.6
1840	2.50	969823	237277	11.4	1874	3.98	995505	248146	9.0
1841	2.20	974745	235325	10.1	1875	4.00	1003694	250965	9.4
1842	2.58	938249	225434		1876	15.00	866950	206111	1.8
1843	2.57	979765	243427	11.5	1877	5.00	1004562	249236	4.9

〈부표 1〉 계 속

연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	전국 과세지 면적 (결)	전라도 과세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)	연 도	영암 가을 벼가격 (냥/석)	조선 미곡 생산량 (일본석)	전라도 과세지 면적 (결)	영암 두락당 지대당 (두/두락)
1878	3.00	996704	247540	8.1	1912	25.00	10865051		7.2
1879	2.80	995039	247958	7.5	1913	25.00	12109840		6.8
1880	2.88	1006641	252336	5.9	1914	14.00	14130578		8.3
1881	5.50	994602	245883	2.2	1915	18.45	12846085		8.9
1882	4.31	955334	246576		1916	23.89	13933009		8.9
1883	7.01	938810	228625		1917	40.00	13687895		4.0
1884	4.00			5.0	1918	74.70	15294109		8.4
1885	6.00			4.4	1919	86.25	12708208		8.8
1886	5.50			3.7	1920	64.21	14882352		8.3
1887	6.50			3.8	1921	58.50	14324352		8.2
1888	15.00			0.8	1922	59.13	15014292		8.6
1889	3.00			2.7	1923	70.53	15174645		9.5
1890	3.00			4.8	1924	70.00	13219322		7.8
1891	5.00			4.7	1925	69.13	14773102		8.2
1892	8.00			5.8	1926	59.79	15300707		10.3
1893	14.00			2.9	1927	52.29	17298887		9.7
1894	10.00			1.8	1928	59.31	13511725		
1895	7.00			4.4	1929	54.52	13701746		
1896	7.50			6.1	1930	24.88	19180677		9.2
1897	7.00			6.2	1931	43.75	15872999		8.9
1898	13.52			6.9	1932	40.03	16345825		8.8
1899	12.00			5.9	1933	45.50	18192720		6.3
1900	10.00			5.7	1934	58.74	16717238		4.7
1901	15.30			4.8	1935	57.67	17884669		5.4
1902	20.00			5.5	1936	59.93	19410763		9.0
1903	20.00			1.9	1937	71.86	26796950		5.5
1904	12.67			6.1	1938	59.01	24138874		6.4
1905	14.49			5.9	1939	103.23	14355793		1.8
1906	15.00	조선		6.1	1940	113.82	21527393		6.8
1907	14.00	미곡		5.1	1941	100.00	24885642		6.9
1908	13.00	생산량 (일본석)		5.6	1942	100.00	15687578		2.4
1909	8.99			4.3	1943	100.00	18718940		5.5
1910	14.99	10405613		6.4	1944	125.00	16051879		3.1
1911	22.00	11568362		6.2					

출처: 본문 참조

The Integration and Disintegration of the National Rice Market in the Eighteenth and Nineteenth Centuries

Young Hoon Rhee* · Yi Taek Park**

Abstract

This article analyzes the long-term trend of market integration in the eighteenth and nineteenth centuries by utilizing the time series data of Yeongam's rice price and of national and local production shocks. The result shows that: (1) during the late eighteenth and early nineteenth centuries Yeongam's periodic market operated as a part of the national market networks, with its rice price affected only by the pure national production shock; (2) during the second half of the nineteenth century Yeongam's market was affected only by the pure local production shock, suggesting a considerable disruption of the national rice market.

Key Words: market integration, market disintegration, production shock

* Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University

** Research Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University