

정부에 의한 시장개입 여부에 따른 쌀 가격신축성 계수 추정

사공 용*

Keywords

양정개혁(rice policy reform), 작황지수(coefficient of yield), 가격신축성 계수(coefficient of price flexibility), 가격안정화(price stabilization), 생산 중립적 직불제(decoupled direct payment), 공공비축(public stockholding)

Abstract

Rice price flexibility coefficients are used as a very useful tool to forecast rice price. However, changes in the price would be underestimated if the estimated coefficient in previous literature is used to forecast the rice price when there is not government intervention in the rice market. The estimated coefficient from previous literature does not consider the role of government in stabilizing the rice price using public stockholdings. The rice price stabilization policy increases demand elasticity (or decreased the coefficient of price flexibility). In this study we estimate the coefficient of price flexibility, considering the role of price stabilization policy. We find that the coefficient is 4.42, an increase from the estimates of the previous literature of 0.13 and 1.44. Therefore, we recommend that the Korean government accumulate excess production from years of good harvest to prevent a rapid fall in rice price. We also recommend that structural long-run oversupply should be adjusted by changes in rice price.

차례

- | | |
|----------|------------|
| 1. 서론 | 4. 추정 결과 |
| 2. 분석 모형 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 분석 자료 | |

* 서강대학교 경제학과 교수

1. 서론

쌀 관세화 유예를 10년 더 연장하기 직전인 2004년도에 정부는 쌀 시장을 시장 지향적으로 개편하는 양정개혁을 발표하였다. 기존의 수매제가 수매물량과 수매가격이 정치적으로 결정되어 시장을 왜곡하는 한편, UR 농산물 협상의 결과로 감축대상 보조금의 대부분이 쌀 수매에 소요되어 매년 수매물량이 줄어들어 따라 더 이상 수매제도를 유지하기 어려운 상황에 처해 있었기 때문이다. 이러한 상황변화로 정부는 수매제도를 폐지하고 WTO에서 허용보조로 분류되는 공공비축제도를 운영하여 쌀 가격이 수요와 공급에 의해 결정되도록 하는 양정개혁을 단행하였다. 가격은 시장 수급상황에 맡기되 가격이 급격히 하락하는 경우를 대비하여 쌀 소득보전 직불제를 도입하여 쌀 농가의 소득을 보전해 주도록 하였다.

이 제도가 도입될 당시에 발표된 김배성·김명환(2004)의 연구에 따르면 쌀의 가격신축성 계수가 0.13, 그리고 이정환(2006)에 따르면 0.18로 매우 낮게 추정되었다.¹ 만약 가격신축성 계수가 0.13~0.18이라면 작황지수가 5% 증대된다고 하더라도 시장가격은 0.65~0.90%밖에 상승하지 않게 되어 풍흉에 따른 가격변화가 크지 않다는 것을 의미한다. 가격변화가 크지 않다면 풍흉에 따른 가격변화는 시장에서 충분히 감당할 수 있을 것이다.

그러나 2005년 수확기 가격이 전년 대비 실질로 15% 정도 급격히 하락하는 상황이 발생하였고, 그 이후에도 2009년 17% 실질가격 하락을 보이는 현상을 나타냈다. 이러한 이유로 정부 또는 농협이 풍년이 들었을 경우 과거와 같이 시장격리를 함에 따라, 2005년 양정개혁의 근간이 흔들리고 다시 과거 수매제도로 돌아가는 것이 아닌가 하는 우려를 하는 사람들이 많다.

그러면 2004년 양정개혁 당시 추정된 가격신축성 계수가 과소 추정되었을 가능성이 있는 것인데 그 이유는 무엇이고, 양정개혁 이후 정부의 개입이 없었다면 가격신축성 계수는 얼마인가를 추정할 필요가 있다.

가을에 생산되는 무나 배추의 경우에는 가격신축성 계수가 매우 큰 것으로 알려져 있다.² 생산이 조금만 많이 되어도 무와 배추가격이 급격히 하락하여 수확기에 생산을

1 편의상 본 연구에서는 수요의 가격탄력성이나 가격신축성 계수는 절댓값을 취한 값을 이용하기로 한다.

2 김명환 외(2000)에서는 가격신축성 계수가 고랭지 무는 3.8, 고랭지 배추는 1.9, 가을배추는 2.1, 가을무는 1.6인 것으로 추정하였다.

포기하는 사례가 빈번한 데 비해, 쌀은 생산이 많이 된다고 하더라도 가격이 급락하는 경우가 흔치 않다. 쌀 가격이 더 생산량에 민감해야 할 것으로 보이나 과거 가격과 생산량의 자료를 이용하여 추정하면 가격신축성 계수가 그리 높게 추정되지 않는다. 과거보다 정부의 개입을 줄인 시장지향적인 양정개혁을 한 이후의 최근 자료를 포함하면서 가격신축성 계수가 증대된 것은 사실이나³ 아직도 무나 배추에 비해 상대적으로 가격신축성 계수가 더 크지 않은 것으로 추정되었다.

그러면 정부가 쌀 가격을 완전히 시장에 맡긴다면 가격변동을 감내할 수 있을 것인가? 상대적으로 가격신축성 계수가 낮게 추정되는 하나의 이유로는 정부의 개입이 있을 때와 정부의 개입이 없을 때 가격신축성 계수⁴가 다르게 나타나는데, 이용된 자료는 정부의 개입이 있는 상황을 전제로 관찰된 것이기 때문에 가격신축성 계수가 낮게 추정될 가능성이 있다는 것이다. 풍년(흉년)이 들었을 때 정부의 개입이 없으면 가격이 급격히 하락(상승)할 것이지만 정부의 개입으로 시장에서 형성되는 가격은 급격히 변하지 않았다. 따라서 정부의 개입이 있을 때의 가격변화가 정부의 개입이 없을 때의 가격변화보다는 적게 나타날 것이고, 이는 정부 개입이 없을 때 추정된 가격신축성 계수가 정부 개입이 있을 때보다 더 크게 나타나야 할 것으로 예상할 수 있다.

그리고 또 다른 이유로는 재배면적이 과다하여 생산량이 증대되는 경우와 작황이 좋아 생산량이 증대되는 경우 정부의 시장격리 태도가 동일하지 않다는 것이다. 재배면적이 많아 생산량이 증대되는 경우 정부는 이를 구조적인 문제로 인식하여 가격을 지지할 때 상대적으로 소극적일 수밖에 없는 데 비해, 풍년이 들어 생산량이 증대된 경우에는 보다 적극적으로 시장격리를 하는 경향이 있다.⁵

따라서 본 연구에서는 정부 개입이 없을 때의 가격신축성 계수를 추정하고자 한다. 이를 위해 현재 재배면적에서 추세단수로 생산될 경우의 생산량(이후 ‘추세단수 생산량’이라 한다)과 추세단수를 벗어나는 작황지수가 수확기 쌀 가격에 어떻게 영향을 미쳤는가를 추정하고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2절은 분석모형을 설명한다. 제3절은 분석에 사용된 자료에 대해 설명하며, 이어서 제4절은 분석 결과를 정리하여 보여 주고 의미를 해석한다. 마지막 제5절은 연구 결과를 요약하고 결론을 내린다.

3 이 연구에서 기존모형을 이용하여 추정한 가격신축성 계수는 1.274로 추계되었다.

4 여기서 가격신축성 계수는 실제 생산량이 아니라 일 년 동안 시장에 유통되는 물량(실제로는 유통될 것으로 시장 참여자들이 예측하는 물량)의 변화에 대한 수확기 가격의 변화를 의미한다. 따라서 정부 개입이 있을 때는 당해 연도 생산량의 변화가 되는 것이 아니라 정부 개입 이후에 시장에 유통되는 물량의 변화를 계측하는 것이다.

5 이러한 결과는 앞으로 제시되는 추정 결과에서도 뚜렷하게 나타난다.

2. 분석 모형

Newbery and Stiglitz(1985)와 같이 수요함수는 $P_t = \alpha \{Q_t^D\}^{-\frac{1}{\epsilon}}$ 이고 생산량은 $Q_t^P = \bar{Q} \theta_t$ 로 θ 는 $E[\theta] = 1$ 인 로그-정규분포를 이루고 있다고 가정한다. 여기서 \bar{Q} 는 추세단수 생산량을 나타내고, ϵ 은 수요의 가격탄력성을 나타낸다. 수확이 되기 전 θ 는 확률변수이지만 수확이 된 다음에는 θ 에 대한 정보가 시장에 알려져 확률변수가 아니다. 이 연구에서는 수확이 된 다음 수확기 가격이 어떻게 형성되는가를 살펴보기 위한 것이기 때문에 θ 는 확률변수가 아니다. 쌀 시장에서 정부 개입이 없을 때 균형에서는 $P_t = \alpha \{\bar{Q} \theta_t\}^{-\frac{1}{\epsilon}}$ 이 성립한다. 이제 Newbery and Stiglitz(1985)와 같이 작황에 따라 정부가 수매와 방출을 통해 쌀 가격안정화를 한다고 하면 균형에서는

$$(1) \quad P_t = \alpha \bar{Q}_t^{-\frac{1}{\epsilon}} \theta_t^{-\frac{1-z}{\epsilon}}$$

이 된다. 수확기 시점에서 정부에 의한 시장격리 물량 혹은 방출물량을 알 수 있어 1년 동안 시장에 유통될 물량에 대한 정확한 정보를 가지고 있다면 z 라고 하는 정책변수를 고려하지 않고 시장에서 유통될 물량이 가격에 영향을 미치는 모형을 추정하면 될 것이다. 하지만 수확기에 시장가격을 형성하는 경제 주체들이 정부의 가격안정화에 대한 정확한 정보를 가지고 있지 않아, 작황에 따라 정부가 개입할 것으로 예상하는 안정화의 룰에 의해 가격이 형성될 것이다. 즉 정책변수 z 는 실제 정부가 가격안정화를 위해 시장격리 혹은 방출하는 룰을 나타내는 것이 아니라 수확기에 경제 주체들이 예상하는 가격안정화의 룰을 나타낸 것이고, 본 연구에서는 과거 자료를 이용하여 z 를 추정하고자 한다.

정부 개입이 없을 때 $z=0$ 이 되어 $P_t = \alpha \{\bar{Q} \theta_t\}^{-\frac{1}{\epsilon}}$ 가 되고, $z=1$ 일 때는 작황과 상관없이 가격을 항상 $\alpha \bar{Q}_t^{-\frac{1}{\epsilon}}$ 으로 일정하게 유지하는 경우가 될 것이다. 즉 z 값이 0에 가까울수록 정부에 의한 수매와 방출량이 줄어들게 되어 가격변동성이 크게 되며, 극단적으로 1로 설정하면 시장에서 거래되는 물량은 작황과 상관없이 항상 \bar{Q}_t 가 되어, \bar{Q}_t 보다 많이 생산되었을 때는 이를 초과하는 물량을 전량 시장에서 격리시키고 반대로 \bar{Q}_t 보다 적게 생산되면 부족한 물량 전량을 시장에 방출하여 항상 가격을 일정하게

유지시키고자 하는 정책이다.⁶

여기서 한 가지 기본적인 가정은 정부는 재배면적이 많거나 적어 시장가격에 영향을 미치는 경우에는 정부가 인위적으로 가격을 변화시키지 않고 작황에 따른 가격변화만을 수매와 방출을 통하여 가격안정화를 한다는 것이다. 사실 재배면적에 따른 가격변화를 정부가 개입하는 경우에는 구조적이고 장기적인 공급과잉이나 수요부족을 초래하기 때문에 바람직하지 않아 풍흉에 따른 가격변화만을 안정화시키는 것이 바람직하다(최종적인 추정식은 재배면적이 과다한 경우와 풍년이 든 경우 시장격리를 모두 하는 경우를 추정하지만 여기서는 논의의 편의를 위해 작황지수 변화에만 정부가 가격안정화 정책을 한다고 하자).

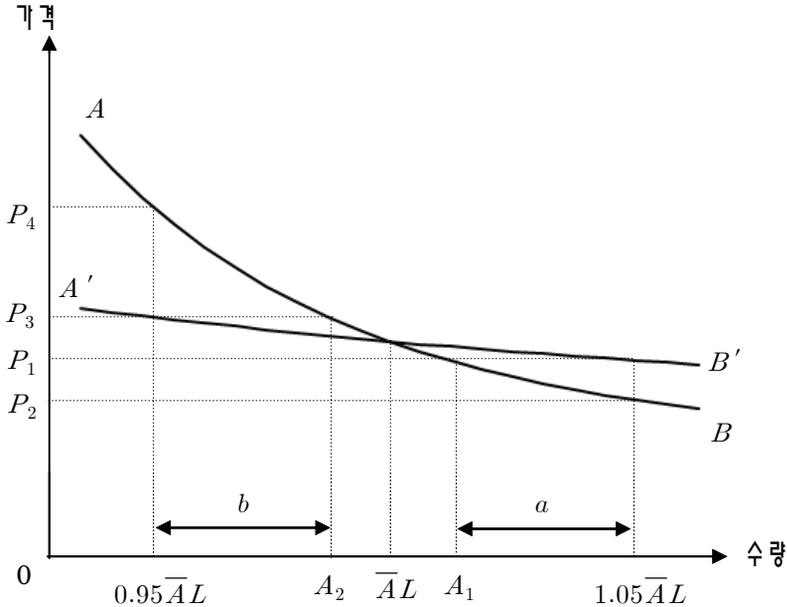
정부의 시장개입이 시장가격에 미치는 영향을 살펴보기 위해 <그림 1>은 가상적으로 $\epsilon = 0.1$, $\bar{Q}_t = 500$ 인 경우, 정부 개입이 전혀 없는 $z = 0$ 일 때와 정부가 수매와 방출을 통해 가격안정화를 하는 $z = 0.75$ 일 때의 수요곡선을 나타낸 것이다. 정부 개입이 없는 $z = 0$ 일 때 수요곡선은 AB 이며 이때는 민간수요만을 나타낸 것이고, $z = 0.75$ 로 정부가 가격안정화를 할 경우 민간수요와 정부수요⁷를 합한 전체 수요곡선은 $A'B'$ 이 된다. 민간과 정부수요를 합한 전체 수요곡선이 AB 에서 $A'B'$ 으로 회전하는 이유는 풍년의 정도 혹은 흉년의 정도에 따라 정부가 시장격리와 방출하는 물량의 차이가 발생하기 때문이다. 대풍년인 경우 시장격리 물량이 어느 정도 풍년이 들었을 때의 시장격리 물량보다는 클 것이고, 반대로 심한 흉년이 든 경우 방출물량이 약간의 흉년이 들었을 때의 방출물량보다 많을 것이기 때문이다.

정부에 의해 가격안정화를 하고 있고 시장 참여자들의 가격안정화 률을 $z = 0.75$ 라고 예상하는 상황을 가정하면, 민간수요와 기대되는 정부수요를 합한 전체 수요곡선은 $A'B'$ 이 된다. 그러나 이 곡선을 추정하기 위해 수집된 가격자료는 정부가 안정화를 한 가격이고, 정부의 개입이 없을 때도 이 가격이 되지는 않게 된다. 정부의 개입이 없을 때의 민간의 수요만 고려한 수요곡선은 AB 가 되고 $A'B'$ 보다 가격에 비탄력적이 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 민간에 의한 수요를 나타내는 AB 의 수요곡선을 추정하여 정부의 개입이 없을 때의 가격신축성 계수를 추정하고자 하는 것이다. 그리고 더 나아가 z 값을 추정하여 $A'B'$ 의 형태를 추정하고자 하는 것이다.⁸

6 수확기에 쌀 가격이 형성될 때는 정부가 당해 연도에 얼마나 시장격리 혹은 재고방출을 할 것인가에 대한 정확한 정보는 없다. 따라서 경제 주체들의 과거 경험을 통하여 기대되는 z 에 기초하여 행동하고, 이에 따라 수확기 시장가격이 형성될 것이다. 따라서 여기서 계측된 z 값은 실제 정부가 시장격리나 재고방출에 의해 결정된 수치와는 차이가 발생할 수 있다.

7 정부수요가 음의 값을 가질 때는 정부가 보유한 물량을 방출하는 경우이다.

그림 1. 정부 재고관리에 의한 가격안정화 효과



정부의 가격 안정화에 대한 시장 참여자들의 기대가 균형가격에 어떠한 영향을 미치는지를 <그림 1>을 통하여 살펴보기로 하자. 평년작일 때의 단수를 \bar{A} , 재배면적을 L 이라고 하면, 당해 연도의 작황지수가 1.05이고 정부의 개입이 없다면($z=0$) 생산량 $1.05\bar{A}L$ 이 되어 P_2 의 가격이 형성되지만 $z=0.75$ 로 정부의 가격안정화를 할 것으로 예상되는 경우 가격이 P_1 에서 형성될 것이다. 작황지수 1.05에서 시장 참여자들은 시장가격이 정부가 a 만큼의 물량을 시장에서 격리할 것으로 예상하게 되어 가격이 P_1 에서 형성된다. 그래서 생산량 $1.05\bar{A}L$ 중에 A_1 물량은 시장에서의 민간 수요량이고, 나머지 a 물량이 기대되는 정부에 의한 수요량이 되어 균형을 이루게 된다. 반면에 작황지수가 0.95이 되어 생산량이 $0.95\bar{A}L$ 이라고 하자. 이 경우 정부 개입이 없으면($z=0$) P_4 에서 가격이 형성되나 정부가 b 의 물량을 시장에 방출할 것으로 기대하여($z=0.75$) 시장에서 거래되는 물량은 A_2 가 되어 시장가격은 P_3 에서 형성된다.

작황지수가 0.95 또는 1.05라 할 때, 정부 개입이 없고 정부가 재고를 충분히 보유하고 있다면 가격이 각각 P_4 와 P_2 가 되지만 정부의 구매와 방출로 가격이 각각 P_3 와 P_1 이 되어 가격을 안정화시키게 된다. 그러나 작황지수가 0.95이면서 정부가 방출을

⁸ z 값이 변하면 수요곡선상의 움직임이 아니라 민간과 정부 수요를 합한 총 수요곡선을 변화시키고, z 값이 커지면 가격에 보다 탄력적인 곡선이 된다.

할 재고가 없다면 가격이 P_3 가 아닌 P_4 로 상승할 것이다. 2004년 이후 정부재고는 충분하였기 때문에 흉작이지만 재고의 부족으로 가격이 급격히 상승하는 상황은 발생하지 않았다고 볼 수 있다.

결국 정부에 의한 가격안정화 정책은 수요(민간수요와 기대되는 정부수요를 합한 전체 수요)를 가격에 보다 탄력적으로 만들어(가격신축성 계수는 더 작게 만들) 작황지수의 변화에 따른 가격변화의 폭을 줄이는 역할을 하였다. 정부 개입이 있을 때 우리가 관찰할 수 있는 수요곡선은 AB 가 아니라 $A'B'$ 이고, 정부가 가격을 완전히 시장에 맡길 때의 수요곡선은 AB 가 됨에도 불구하고 $A'B'$ 으로 추정된 가격신축성 계수를 적용하면 가격변화를 과소평가하는 결과를 도출하게 된다.

따라서 본 연구에서는 $A'B'$ 의 함수식을 추정하되, $A'B'$ 식을 AB 의 부분과 AB 에서 $A'B'$ 으로 이동하는 부분(z 의 값에 따라짐)을 구분한 식 (1)을 추정하게 된다.

위의 <그림 1>에서 만약 정부에 의한 가격안정화 정책이 사전에 알려져 있어 시장격리 물량을 알 수 있다면 민간수요를 나타내는 AB 를 추정할 수 있다. 하지만 수확기 시점에서 앞으로 1년 동안 정부가 얼마나 시장격리 혹은 방출을 할지에 대해 알 수 없고, 시장 참여자들이 정부의 시장격리 혹은 방출을 어떻게 할 것인지에 대한 기대에 의해 수확기 가격이 형성될 것이다. 따라서 수확기 시점에서 수요곡선 AB 를 직접 추정할 수 없기 때문에 (1) 식에서 z 라는 기대되는 정책변수를 이용하게 된 것이다. 식 (1)에 포함된 z 는 1년이 지난 다음 알 수 있는 가격안정화 정책변수를 나타내는 것이 아니라 시장 참여자들이 수확기에 예상하는 가격안정화 정책변수라고 할 수 있다.

식 (1)을 보다 현실에 맞는 모형으로 변형하기 위해 다음과 같은 사항들을 추가적으로 고려하기로 한다. 한국의 쌀 수요는 시간이 지남에 따라 선호변화로 추세적으로 감소하는 경향이 있고 이는 시간이 지남에 따라 수요함수를 안쪽으로 이동시켜 같은 물량이 시장에 나오더라도 시간이 지남에 따라 가격을 하락시키는 경향이 있다.⁹ 그리고 지금까지 우리의 경험으로 보면 재배면적이 과다한 경우에도 시장격리를 하였다. 따라서 본 연구에서는 식 (1)을 다음과 같이 변형한 식을 이용한다.

$$(2) \quad P_t = \alpha e^{at} \left\{ \overline{Q}_t \theta_t^{(1-z_1)} \right\}^{-\frac{(1-z_2)}{\epsilon}} = \alpha e^{at} \overline{Q}_t^{-\frac{(1-z_2)}{\epsilon}} \theta_t^{-\frac{(1-z_1)(1-z_2)}{\epsilon}}$$

여기서 e^{at} 는 시간이 지남에 따라 수요곡선이 안쪽으로 변화하는 것을 나타내고, z_1

⁹ 시간이 지남에 따라 수요가 감소하도록 수요함수를 $P_t = \alpha e^{at} (Q_t^D)^{-1/\epsilon}$ 로 설정하고, 정부 개입이 없을 때 균형, 즉 $Q_t^D = Q_t^S$ 를 대입하면 $P_t = \alpha e^{at} (Q_t^S)^{-1/\epsilon}$ 가 된다.

은 작황변화에 따른 안정화 정책수단이며, z_2 는 생산량 전체 변화에 따른 안정화 정책 수단이다.¹⁰ z_1 과 z_2 는 모두 0과 1 사이의 값을 갖는다. 만약 $z_1 = z_2 = 0$ 이라면 정부의 개입이 전혀 없는 상황을 의미하고, $z_1 = 0$ 이고 $z_2 > 0$ 이면 정부가 생산량 전체를 판단하여 가격안정화를 하는 경우이다. 그리고 $z_1 > 0$ 이고 $z_2 = 0$ 이면 재배면적의 변화에 따른 가격의 변화는 시장에 맡겨 놓고 작황변화에 따른 가격의 변화만을 안정화시키는 것이다. 따라서 $0 < z_1 < 1$ 이고 $0 < z_2 < 1$ 인 상황은 정부가 생산량 전체에 대해 재고관리를 할 뿐만 아니라 추가적으로 작황변화에 따라 재고관리를 하는 경우라고 볼 수 있다.

위의 식 (2)에 대수(log)를 취한 식을 이용한다.

$$(3) \quad \ln P_t = \alpha' + \beta t + \gamma \ln \bar{Q}_t + \delta \ln \theta_t$$

여기서 $\alpha' = \ln \alpha$, $\beta = a$, $\gamma = -\frac{(1-z_2)}{\epsilon}$, $\delta = -\frac{(1-z_1)(1-z_2)}{\epsilon}$ 이 된다. 시계열 자료를 이용하기 때문에 식 (3)을 차분한 다음의 식을 추정하기로 한다.

$$(4) \quad \Delta \ln \widehat{P}_t = \beta + \gamma \Delta \ln \bar{Q}_t + \delta \Delta \ln \theta_t$$

여기서 γ 는 추세단수 생산량의 가격신축성 계수를 나타내고, δ 는 작황지수의 가격신축성 계수를 나타낸다.

정부 개입이 전혀 없을 때 [$z_1 = z_2 = 0$] 식 (4)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(4') \quad \Delta \ln \widehat{P}_t = \beta' + \gamma' \Delta \ln (\bar{Q}_t \theta_t)$$

따라서 추정된 $\gamma' \left(= -\frac{1}{\epsilon} \right)$ 값이 정부의 개입이 전혀 없을 때의 가격신축성 계수가 된다. 그러나 우리의 현실은 구조적인 공급과잉의 문제를 안고 있어 재배면적이 과다하여 발생하는 생산량의 일부도 시장격리하고, 풍년이 발생하였을 때도 시장격리를 하고 있는 상황이다. 이 경우 $|\gamma'| = |\gamma| + \frac{z_2}{\epsilon}$ 이 되어 $|\gamma'| > |\gamma|$ 가 된다. 즉 정부 개입이 없을 때의 가격신축성 계수는 식 (4)에서 추정된 γ 값보다 크게 나타나게 되어 최소한 식 (4)에서 추정된 γ 값보다는 크게 될 것이다.

¹⁰ 앞서 본문에서 언급하였듯이 z_1 이나 z_2 는 정부에 의한 정책변수이지만 수확기 시점에서는 알려져 있지 않다. 따라서 여기서 추정되는 z_1 이나 z_2 의 값은 실제 정부가 시행한 정책변수라기 보다는 수확기에 시장 참여자들에 의한 정책변수의 기댓값이라고 할 수 있다.

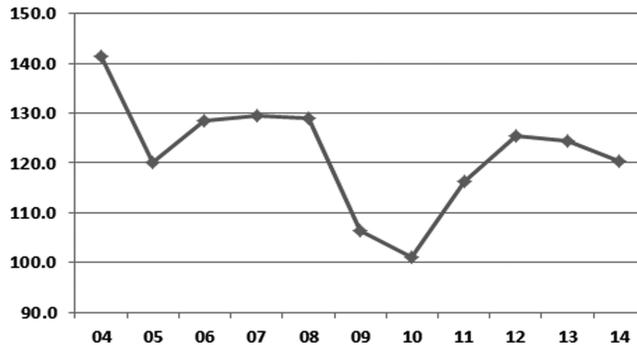
3. 분석자료

한국 정부는 2004년 쌀 관세화 유예 재협상을 하면서 수매제 대신에 공공비축제도를 도입하고, 가격은 시장기능에 의해 결정되도록 하되, 가격하락에 따른 농가피해는 쌀 소득 직불제에 의해 보상해 주는 양정개혁을 시행하게 되었다. 따라서 암묵적이건 명시적이건 간에 쌀 가격에 개입하지 않겠다는 것이었다. 그러나 시장가격이 급격히 변화하는 상황이 발생하여 양정개혁 이후에도 정부가 시장격리를 하고 있는 상황이며 과거에 비해서는 정부 개입이 많이 줄었다고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 2004년 양정개혁 이후의 자료(양정자료)를 이용하여 수확기 쌀 가격에 대한 분석을 할 것이다. 그리고 쌀 가격은 통계청에서 발표하는 월별 생산자 쌀 가격지수를 생산자 물가지수를 이용하여 월별 실질 가격지수를 구하고, 이 중에서 수확기에 해당하는 11월에서 다음 해 1월까지의 가격을 평균한 값을 이용하였다. 연도별 수확기 실질 쌀 가격의 추이는 <그림 2>에 제시되어 있다.

수확기 쌀 실질 가격지수가 어느 정도 안정화되었고, 오히려 약간 하락하는 추세를 보이고 있는 것은 구조적인 과잉공급이 시장에서 반영된 것으로 볼 수 있다.¹¹

그림 2. 실질 쌀 생산자 가격지수



먼저 식 (4)의 추세단수 생산량 \bar{Q}_t 를 추정하기 위해 먼저 추세단수를 추정한다.¹² 1990년에서 2014년까지 자료를 이용한 단수추세 추정식은 다음과 같다.¹³

¹¹ 1990년대에도 구조적 공급과잉구조를 보였지만 쌀 가격은 지속적으로 상승하였고, 이는 정부에 의한 인위적인 시장격리, 수매가 인상 등 직접적인 가격인상과 간접적으로 행정적인 수단을 동원하여 가격인상을 추진하였기 때문이다.

¹² 일부에서는 5개년 평년단수를 이용하지만 추세적으로 단수가 증가하기 때문에 5개년 평년단수가 과소평가될 수 있다.

$$(5) \quad \hat{A}_t = 454.88 + 1.93t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad R^2 = 0.2528$$

(44.06) (2.79)

여기서 괄호 안의 숫자는 t 값을 나타낸다.

그림 3. 단수의 변화추이와 추세단수

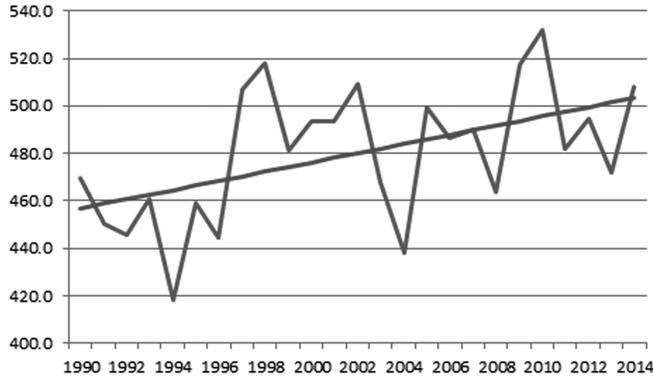
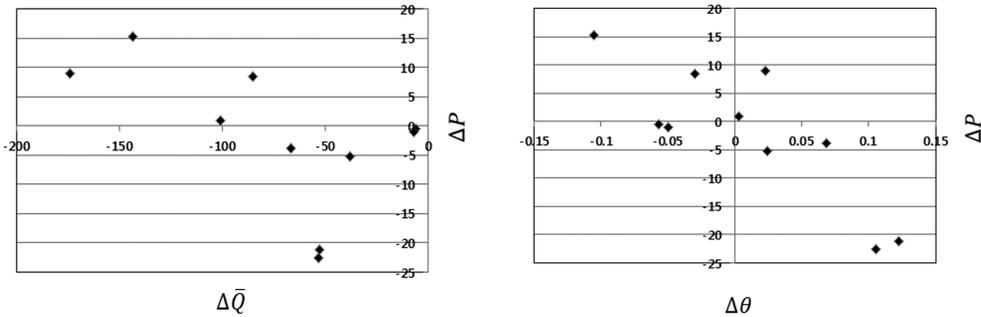


그림 4. 추세단수 생산량 변화 및 작황지수 변화와 가격변화 간의 관계



<그림 3>은 1990년부터 2014년까지 단수를 나타낸 것이다. 매년 풍년과 흉년에 따라 단수의 차이는 있으나 단수가 증가하는 추세에 있다는 것을 알 수 있고, 이 추세단수(\hat{A}_t)에 재배면적(L_t)을 곱한 것을 추세단수 생산량 $\bar{Q}_t (= \hat{A}_t L_t)$ 로 설정한다. 그리고 작황지수를 나타내는 θ_t 는 실제단수(A_t)를 추세단수(\hat{A}_t)로 나눈 값을 이용하기로 한다.¹⁴ 따라서 θ_t 가 1보다 크면(<그림 3>에서 단수가 추세단수 위에 있는 경우) 풍년이

13 단수추세를 이용할 때는 단수는 정부정책의 변화(양정개혁)와 무관하기 때문에 보다 장기적인 단수 추세를 추정하기 위해 1990년부터 자료를 이용하였다.

14 t 년도의 생산량 Q_t 는 재배면적(L_t)에 단수(A_t)를 곱한 것이다. $Q_t = L_t A_t$. 우변을 추세단수(\hat{A}_t)

라고 할 수 있고, 1보다 작으면(<그림 3>에서 단수가 추세단수 아래에 있는 경우) 흉년이라고 볼 수 있다.

<그림 4>의 왼쪽 그림은 2004~2014년 추세단수에 재배면적의 곱인 추세단수 생산량의 변화($\Delta \bar{Q}$)와 수확기 실질 가격변화(ΔP) 간의 관계를 나타낸 것이고, 오른쪽 그림은 작황지수의 변화($\Delta \theta$)와 수확기 실질 가격변화(ΔP)의 관계를 나타낸 것이다. 추세단수 생산량과 작황지수가 전년도에 비해 증대되면 수확기 쌀 실질가격을 하락시키고 이들 관계가 뚜렷하다는 것을 알 수 있다. 따라서 식 (4)의 계수 γ 와 δ 가 통계적으로 유의하게 나올 가능성이 높다고 볼 수 있다.

4. 추정 결과

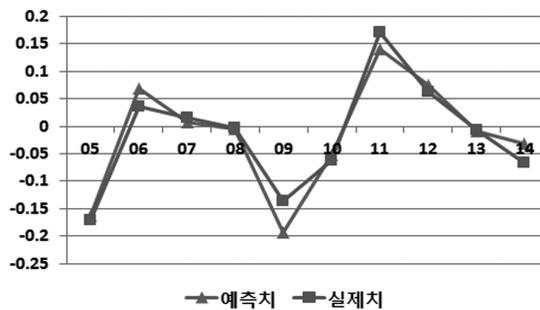
식 (4)를 추정한 결과는 다음과 같다.

$$(6) \quad \Delta \ln \hat{P}_t = -0.07167 - 4.420 \Delta \ln \bar{Q}_t - 1.153 \Delta \ln \theta_t \quad R^2 = 0.9638 \quad Adj \ R^2 = 0.9086$$

$$\quad \quad \quad (-4.285) \quad (-5.299) \quad (-7.745)$$

여기서 괄호 안의 숫자는 t 값을 의미하며, 모든 계수가 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, R^2 와 $Adj \ R^2$ 도 각각 0.9638과 0.9086인 것으로 추정되어 설명력도 높은 것으로 나타났다.

그림 5. 예측치와 실제치의 차이



로 나누어 주고 곱하면 $Q_t = (L_t \hat{A}_t) \times \left(\frac{A_t}{\hat{A}_t} \right) = \bar{Q}_t \theta_t$ 가 된다.

<그림 5>는 식 (6)의 실제치와 예측치를 나타낸 것으로 수직축은 $\Delta \ln \widehat{P}_t$ 의 값을 나타내고 수평축은 연도를 나타낸다. 실제 가격변화율에 대수를 취한 값과 식 (6)의 추정 결과로부터 추정되는 가격변화율에 대수를 취한 값 간에는 크게 차이가 없다는 것을 알 수 있다.

식 (6)의 추정 결과에 따르면 주어진 추세단수 생산량이 1% 증대되면 가격을 4.42% 하락시키고, 작황지수가 1% 증대되면 가격을 1.153% 하락시키는 것으로 추정되었다.¹⁵ 그리고 식 (5)에서 $\gamma = \delta$ 이라는 귀무가설을 5%의 유의수준에서 기각하여 식 (6)과 같이 추세단수 생산량과 작황지수를 따로 추정하는 것이 바람직한 것으로 나타났다. 하지만 지금까지의 연구들은 추세단수 생산량과 작황지수를 구분하지 않고 전체 생산량이 가격에 미치는 영향을 살펴보았다. 만약 기존의 연구들과 같이 식 (4')에서와 같이 $\gamma = \delta$ 라고 한다면 다음과 같이 추정된다.

$$(7) \quad \Delta \ln \widehat{P}_t = -0.01983 - 1.274 [\Delta \ln \overline{Q}_t + \Delta \ln \theta_t] \quad R^2 = 0.7799 \quad Adj R^2 = 0.7524 \\ (-1.227) \quad (-5.324)$$

기존의 연구에서 가격신축성 계수는 이정환(2006)에서 0.18, 김배성·김명환(2004)에서 0.13로 매우 낮게 추정되었으나, 사공 용(2006)에서는 2005년도 양정개혁으로 정부의 시장개입이 없다면 1.44가 될 것으로 추계하였다.¹⁶ 사공 용(2006)에서는 정부의 재고관리에 대해서는 고려하였지만 추세단수 생산량과 작황지수의 영향이 같다고 보고 추정하였다. 하지만 식 (6)과 같이 정부에 의한 쌀 가격 안정화 정책의 영향으로 추세단수 생산량과 작황지수가 가격에 미치는 영향이 다르다면 이들 기존의 연구에서 추정한 가격신축성 계수와 차이가 나타나는 것으로 추정되었다.¹⁷

15 한 심사자께서는 추세 생산량과 추세단수를 벗어난 작황지수만이 수확기 쌀 가격에 영향을 미치지 않을 수 있다는 지적을 하였다. 즉 전년도 이월재고와 전년도 단경기 가격이 수확기에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 그러나 본 연구에서는 전년도 이월재고 대신에 흉년이 들었고 하더라도 재고확보가 충분하면 시장에 방출하는 데 문제가 없고, 풍년이 들었는데 이월재고가 많더라도 추가적으로 방출하지 않을 것으로 시장 참여자들이 생각하고 있다고 가정하였고, 이는 이월재고를 추가적인 변수로 이용한다고 하더라도 통계적인 유의성이 없어 제외시켰다. 그리고 전년도 단경기 가격 역시 통계적인 유의성이 없어 제외시켰다.

16 GS&J에서도 가격신축성 계수로 1.5~1.7을 적용하고 있다.

17 한 심사자께서는 식 (7)을 생산된 물량이 아니라 실제로 정부에 의한 재고관리 물량을 제외한 물량(1년 동안 유통될 물량)을 독립변수로 넣고 추정한 이후에 식 (6)의 추정식과 비교하여 볼 것을 제안하였으나, 1년 동안 시장에서 유통될 물량을 수확기 시점에서 알 수 없다는 점에서 심사자께서 제안한 모형을 추정하고 이를 식 (6)의 추정 결과와 비교를 하지 못하였다. 그리고 1년 동안 시장에서 유통될 물량이란 싸게 정부가 가공용으로 판매하는 물량을 제외한 시장가격에 매입되는 물량을 알아야 하는데 이것 역시 자료가 없는 상황이라 추정할 수 없었다.

만약 정부가 재배면적의 변화에는 반응하지 않고(즉 $z_2 = 0$) 단지 작황지수(혹은 풍흉)에 따라서만 시장격리와 방출이 이루어진다고 가정한다면($0 < z_1 < 1$) 수요의 가격탄력성은 -0.2263 (가격신축성 계수는 4.420)이고, $z_1 = 0.7391$ 로 추정된다. 따라서 정부의 가격안정화 정책이 없고, 작황상황에 상관없이 정부가 가격을 시장에 맡긴다면 가격신축성 계수가 4.420 이 되어 풍흉에 따라 가격이 급격히 변할 것이다. 정부의 시장격리가 없었다면 작황지수가 1% 증대하면 가격이 4.42% 하락하고, 5% 작황지수가 증대되었다면 가격이 22.1% 하락하였을 것이다. 하지만 이렇게 가격이 급격히 하락한 경험을 가지고 있지 않은데, 이는 가격하락을 막기 위해 정부에 의한 시장격리가 있었기 때문이다.

표 71. 작황지수에 따른 추정된 정부 개입($z_2 = 0$ 가정)

θ (A)	0.950	0.975	1.000	1.025	1.050
θ^{1-z_1} (B)	0.987	0.993	1.000	1.006	1.013
(A)-(B)	-0.037	-0.018	0.000	0.019	0.037

식 (6)의 추정 결과에 따르면 과거 경험상 경제 주체들은 <표 2>에 제시된 바와 같이 작황지수가 0.95라면 정부가 재고를 방출하여 작황지수가 0.987인 상황으로 만들어 주고, 작황지수가 1.05라면 정부가 시장격리를 하여 작황지수가 1.013인 것으로 만들어 주는 가격안정화를 예상하게 된다는 것을 의미한다. 결국 작황지수가 변하더라도 시장에 공급되는 물량은 상대적으로 적은 변화를 나타내고, 이로 인해 시장가격이 상대적으로 작게 변화하는 것처럼 보인 것이다.

<표 3>은 전년도 작황지수가 1일 때 금년도 작황지수의 변화에 따른 가격 변동률을 나타낸 것이다. 정부 개입이 없는 $z_1 = 0$ 일 경우 작황지수가 0.95로 흉년이 들었다면 전년도 가격에 비해 25% 정도 가격이 상승하지만 정부의 개입이 있을 것으로 예상하여 가격이 약 6% 정도만 하락하고, 금년도 작황지수가 1.05로 풍년이 들었다면 정부 개입이 없을 때 가격 상승률이 19% 정도로 나타날 것이지만 정부의 시장격리로 5% 정도만 가격이 하락하는 것으로 추정되었다. 따라서 2004년 양정개혁의 취지대로 공공비축미만을 정부가 관리하고 풍흉에 따른 작황변화를 그대로 시장에 맡긴다면 가격 변동폭이 매우 크게 나타날 것이다.

표 72. 작황지수변화에 따른 가격변화

작황지수 θ	가격 상승률(%)	
	정부 개입이 없을 때 $z_1 = 0$	정부 개입이 있을 때 $z_1 = 0.74$
0.95	25.4	6.1
0.96	19.8	4.8
0.97	14.4	3.6
0.98	9.3	2.4
0.99	4.5	1.2
1.00	0.0	0.0
1.01	-4.3	-1.1
1.02	-8.4	-2.3
1.03	-12.3	-3.4
1.04	-15.9	-4.4
1.05	-19.4	-5.5

현실적으로는 현재 우리나라는 쌀 공급과잉구조를 보이고 있어 거의 매년 시장격리를 하고 있고, 이는 식 (5)에서 $z_1 \neq 0$ 이라는 것을 의미한다. 그러나 식 (6)에서 $\gamma = -\frac{(1-z_2)}{\epsilon}$ 이 추정되어 z_2 와 ϵ 이 따로 추정되지 않기 때문에 구조적인 공급과잉 구조에 따른 정부의 개입의 정도를 따로 추정할 수가 없다. 따라서 만약 $z_1 \neq 0$ 이라면 정부의 개입이 없을 때의 가격신축성 계수는 위에서 제시한 4.420보다 더 크게 나타날 것이고, 4.420은 최소한도의 가격신축성 계수라고 할 수 있다[식 (4') 밑의 설명 참조].

5. 요약 및 결론

지금까지 추정된 쌀에 대한 가격신축성 계수는 정부에 의한 가격안정화 정책이 시행된 상황에서 관측된 가격과 생산량의 관계를 나타낸 것이다. 과잉생산이 된 경우 정부의 개입이 없으면 가격이 더 떨어질 것이나, 정부의 시장격리로 가격하락을 억제시키는 효과가 있어 가격신축성 계수가 낮게 추정되었다고 할 수 있다.

본 연구에서는 정부의 개입이 있는 상황의 가격변화의 효과를 두 부분으로 나누어지는 모형을 추정하였다. 즉 정부의 개입이 없을 때의 가격변화와 정부의 개입으로 인한 가격변화를 구분하는 모형을 추정하였다. 그 결과 정부의 개입이 없다면 가격신축성

계수는 최소한 4.42보다 클 것으로 추정하였다. 추정된 4.42는 기존의 연구[김배성·김명환(2004) 0.13, 이정환(2006) 0.18, 사공용(2006) 1.44]보다 매우 큰 값으로 추정되었다.

이러한 차이는 기존 연구들에서와 달리 본 연구에서는 정부에 의한 가격안정화에 대한 시장참여자들의 기대를 추정하였고, 전체 생산량이 아닌 추세단수 생산량과 추세단수를 벗어난 작황지수로 나누어 추정하였기 때문이다. 본 연구의 추정결과에 따르면 구조적 과잉보다는 작황에 따른 풍년에 정부가 더 민감하게 시장격리를 할 것으로 시장참여자들이 기대하고 있다는 것을 알 수 있다. 본 연구에서도 기존연구와 같이 정부의 개입이 가격신축성 계수에 영향을 미치지 않고 재배면적 과다나 작황변화에 따른 정부의 시장격리의 태도가 동일하다고 가정하여 가격신축성 계수를 추정한 값은 1.274로 추정되었다.

최근 쌀 시장에 대한 정부의 개입이 지나치게 되자, 2004년 양정개혁의 취지대로 정부는 일정물량의 공공비축미만 취급하고 추가적으로 생산과잉에 따른 대책을 수립할 필요가 없다는 주장이 나오고 있다.

본 연구에서는 쌀의 가격신축성 계수가 4.42 이상이 되는 것으로 추정되었다. 이 경우 과잉생산이 되었을 때 정부가 시장에 전혀 개입하지 않는 것은 가격하락이 급격하여 쌀 소득 직불제의 재정소요가 매우 클 수 있다는 것을 의미한다. 그렇다고 하더라도 재배면적이 많아 발생하는 구조적인 공급과잉을 시장격리를 통하여 가격을 지지하여 주는 것은 시장격리가 한 해에 끝나는 것이 아니라 매년 반복된다는 점에서 바람직하지 않다.

김태훈(2015)에 따르면 정부가 시장격리를 하여 이를 주정용으로 판매할 경우 판매결손이 80kg당 13.5만 원(일반 가공용 11.6만 원, 대북지원 15.4만 원)이 소요되는 것으로 추정하였다. 농가가 생산비용 11만 원/80kg(농림축산식품부 2014)을 들여 시장에서 16.5만 원/80kg에 판매하기 때문에 농가의 이윤은 5.5만 원/80kg에 불과한데, 이를 위해 13.5만 원/80kg의 재정이 매년 소요되는 것은 비효율적일 것이다. 따라서 구조적인 과잉의 문제는 가격을 통하여 조정하거나 쌀 소득 직불제의 생산 장려효과 때문에 어려움이 있다면 가격조정과 더불어 생산중립적인 직불제로의 개편이나 생산조정제의 도입을 고려할 필요가 있다. 그러나 풍년이 들었을 때는 일시적인 과잉이 발생하는 것이기 때문에 정부가 시장격리를 하는 것이 바람직하다. 이렇게 하여 평균수급을 맞출 수 있는 재배면적에서 쌀이 생산되고, 풍년이 들었을 때는 일정 수준의 작황지수를 넘어서는 것은 정부가 시장격리를 하여 처분하되, 반대로 흉년이 들었을 때는 일정 수준의 작황지수에 미치지 못하는 것은 수입쌀을 이용하여 가격을 안정화할 필요가 있다.

참고 문헌

- 김명환, 박배민, 박준기, 서대석, 허주옥. 2000. 「주요 채소 과일의 수급함수 추정」. 한국농촌경제연구원.
- 김배성, 김명환. 2004. “쌀 시장개방 및 정책 대안별 쌀 농업 영향분석.” 「농업경제연구」 제45권 제4호. pp. 1-32.
- 김태훈. 2015. 9. 17. “늘어나는 쌀 재고, 어떻게 할 것인가?” 한국농촌경제연구원 정책토론회 발표자료.
- 농림축산식품부. 2014. “농림축산식품 주요통계.”
- 농림축산식품부. 각연도. “양정자료.”
- 사공용. 2006. “공급량 변화에 따른 쌀 가격변화의 계측.” 「농업경제연구」 제47권 제4호. pp. 1-16.
- 이정환. 2006. “05 쌀값대란 해부: 경과, 원인, 처방.” 「시선집중 GSnJ」 8호.
- Newbery, D.M.G. and J. E. Stiglitz. 1985. *The Theory of Commodity Price Stabilization*. Clarendon Press·Oxford, pp. 92-95.

원고 접수일: 2015년 10월 7일

원고 심사일: 2015년 10월 14일

심사 완료일: 2015년 12월 16일