

출하량 조절이 양식 넙치가격에 미치는 영향[†]

강 석 규*

요약 : 본 연구에서는 벡터오차수정모형을 이용하여 양식 넙치 산지시장의 출하량 조절이 양식 넙치가격에 미치는 영향을 검토하고자 하였다. 이를 위하여 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 1kg 크기에서 형성되고 있는 양식 넙치의 위판가격과 출하량 자료를 이용하였으며, 가격과 출하량 시계열의 정상성 검정, 공적분 검정, 벡터오차수정모형(VECM)의 추정결과를 포함하고 있다. 본 연구의 주요 실증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 가격과 출하량은 확률보행과정을 따르고 있으며, 1차 적분 시계열임을 확인하였다. 둘째, 가격과 출하량 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여주며, 이들 변수가 밀접히 연계되어 있음을 보여주었다. 셋째, 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 장기적으로 출하량 조절을 통해 불균형 상황이 72.1% 정도 해소되며, 가격 변화를 통해 불균형상황이 0.5% 정도 해소되고 있음을 보여주고 있어 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 피드백효과가 존재하나 출하량 조절에 의해 해소되고 있음을 보여주었다. 마지막으로, 출하량 변화율이 단기적으로 가격 변화율을 선도하며, 출하량의 감소(증가)가 가격의 상승(하락)을 초래하고 있음을 확인할 수 있다.

주제어 : 출하량, 가격, 양식넙치, 공적분, 벡터오차수정모형

JEL 분류 : C32, D4

접수일(2015년 10월 19일), 수정일(2015년 12월 1일), 게재확정일(2015년 12월 4일)

[†] 본 논문은 수협중앙회 수산경제연구원의 재정으로 수행된 연구임.

* 제주대학교 경영학과 교수(e-mail: kangsk@jju.ac.kr)

The Impact of the Supply Regulation on the Price in Farming Olive Flounder

Seokkyu Kang*

ABSTRACT : This study is to analyse the relationship between the price and the supply in the farming Olive Flounder's production area market. The data used in this study correspond to daily price and supply quantity covering time period from January 1, 2007 to June 30, 2013. The analysis methods of cointegration and vector error correction model are employed. The empirical results of this study are summarized as follows: First, the price and the supply follow random walks and they are integrated of order 1. Second, the price and the supply are cointegrated. Third, vector error correction model suggests that the relationship between the price change ration and the supply quantity change ratio has negative and feedback effect exists in the long-run, but the disequilibrium between the price and the supply is corrected by the supply quantity. Finally, vector error correction model suggests that the supply quantity leads the price in the short-run. This indicates that the decrease(increase) of the supply quantity results in the increase(decrease) of the price.

Keywords : The Supply, Price, Farming Olive Flounder, Cointegration, Vector Error Correction Model

Received: October 19, 2015, Revised: December 1, 2015, Accepted: December 4, 2015.

* Professor, Jeju National University(e-mail: kangsk@jejunu.ac.kr)

I. 서론

본 연구에서는 벡터오차수정모형을 이용하여 양식 넙치 산지시장의 출하량 조절이 양식 넙치가격에 미치는 영향을 검토하는 데 있다.

양식 수산물은 생산이 불확실하거나 계절적인 영향에 의해 그 생산량이 크게 변동하는 일반 수산물과는 달리 인위적으로 출하량 조절이 가능하다. 특히 양식넙치는 일반적으로 육상 수조방식으로 양식하고 있으며, 국내 전체 양식넙치 생산량의 59.3%(어업생산통계, 2014)를 점하고 있는 제주 양식넙치의 경우 계절적 변화에 큰 영향을 받지 않는 지하 해수를 이용하여 적정수온을 유지하고 있다.

제주 양식넙치의 가격결정은 형식적으로 내수 및 수출담당 중도매인 제도를 도입하여 일종의 경매매 방식을 따르나 양식넙치의 집하가 현실적으로 불가능하여 개별 중도매인이 개별 양식어가를 방문하여 가격을 결정하는 상대매매 방식으로 가격을 결정하고 있다.

최근 정부는 정부비축사업을 중심으로 하는 정부주도의 수산물 수급조절 정책에 서 벗어나 민간주도의 수산물수급조절 기능을 강화하기 위하여 수산업관측사업, 유통협약사업, 자조금지원사업 등의 세부사업을 지닌 양식수산물 출하조절사업을 도입하고 있다.

본 연구는 양식 넙치 산지시장에서 관찰되고 있는 일별 산지가격과 출하량 자료에 기초하여 양식 넙치 산지시장의 출하량 조절이 넙치가격에 미치는 효과를 검토하는데 있다.

가격과 출하량과 가격 관계에 관한 선행연구로는 굴 산지시장을 대상으로 한 강석규(2001)의 연구를 비롯하여 최근에는 농산물시장을 대상으로 한 강태훈(2007) 등이 관찰되고 있다. 강석규(2001)는 오차수정모형의 추정결과에 기초하여 굴 산지시장의 위판량과 가격간의 관계는 장기적으로 피드백 효과가 존재하며, 단기적으로 가격이 위판량을 선도하고 있음을 보여주고 있다. 강태훈(2007)은 VAR모형에 기초하여 배추, 감자 양파를 대상으로 도매시장의 경락가격과 반입량의 관계를 검토하고 있는데, 저장성이 낮은 배추의 경우 가격이 반입량을 선도하는 반면, 저장성이 높은 감자나 양파의 경우 반입량이 가격을 선도하고 있음을 보여주고 있다.

본 연구는 최근 넙치가격이 생산비 이하까지 폭락해 넙치를 양식하는 어민들의 시름이 깊어지는 상황에서 중앙정부가 주도하고 있는 생산자의 자율적인 출하량 조절이 가격에 어느 정도 영향을 미칠 수 있는지를 수량화하고 있는 점에서 가격안정화를 도모하는 중앙정부의 수산정책담당자나 생산자 단체인 수협뿐만 아니라 양식 어가에도 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

II. 표본자료 및 연구방법론

1. 표본자료

본 연구는 국내 전체 양식넙치 생산량의 59.3%에 달하는 제주 양식넙치의 산지 위판가격과 출하량 자료를 표본으로 이용한다. 이들 자료는 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 1kg 크기에서 형성되고 있는 일별 양식 넙치 위판 가격과 위판량 자료로서 제주해수어류양식수협을 통해 제공받았다.

2. 연구방법론

2.1 정상성 검정

가격과 거래량 시계열의 속성은 식 (1)과 (2)의 ADF(augmented Dickey-Fuller)과 PP(Philips-Perron)방법에 의해 검정하였다. 식 (1)과 (2)에서 $\gamma_1 = 0$ 이라면, 각 시계열은 확률보행과정을 따르고 있음을 의미한다.

$$\text{ADF검정: } \Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{i,t-j} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{PP검정: } \Delta Y_{i,t} = \gamma_1 Y_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

ADF검정에서 차분 추가항 차수(p)는 오차항의 백색잡음을 보장하는 시차의 수를 의미하며, 차수(p)의 결정은 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 AIC(Akaike information

criterion)의 값에 의거하였다.

2.2 공적분 검정과 VECM

공적분 이론은 단위근이 존재하는 비정상적인 시계열들의 선형결합이 차분없이 정상적이라면 그 변수들은 공적분 즉 장기균형관계가 있음을 설명하는 이론이다. Engle-Granger(1987)에 의하면, 장기균형관계가 성립하기 위해서는 각 시계열들이 동차 적분되어 있고, 동일한 시점별 특성을 지니고 있어야 한다.

식 (3)은 Engle-Granger(1987)의 VECM(vector error correction model)을 나타내며, 공적분 관계를 검토하는 데 폭넓게 이용된다.

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + e_t \quad (3)$$

여기서 $X_t = [x_{jt}]$ 는 2×1 공적분 가격시계열(가격과 출하량)의 벡터이며, μ 는 2×1 벡터 상수항을 포함하는 결정적인 구성요소이다. Π 와 Γ 는 2×2 모수행렬이며, 그리고, e_t 는 분산-공분산 행렬 $\Omega = [\sigma_{ij}]$ 을 지닌 계열적으로 무상관 잔차항의 2×1 벡터를 의미한다.

식 (3)은 X_t 의 변화에 대한 단기조정행렬의 계수(Γ_i)와 장기조정행렬의 계수(Π)의 정보를 포함하고 있으며, Johansen(1991)에 의해 개발된 최대우도추정(maximum likelihood estimation) 절차에 따라 계수를 추정할 수 있다.

장기조정 계수행렬 Π 의 위수(r)는 $0 \leq r \leq 1$ 의 값을 가지며, X_t 구성 시계열 간의 장기균형관계를 결정한다. 공적분관계가 성립하면 즉 $r=1$ 이면, X_t 구성시계열인 가격(P_t)과 출하량(S_t) 간의 선형결합은 정상적인 과정을 따르게 되어 1개의 공적분 관계식을 갖게 되며, ΠX_{t-1} 은 오차수정항이 된다. 이러한 경우에, 장기조정계수행렬 Π 를 $\Pi = \alpha\beta'$ 의 형태로 분리하여 공적분 관계를 표현할 수 있다. 여기서 α 는 장기균형상태로의 수렴속도를 측정하는 오차수정계수의 벡터이며, β' 는 공적분 모수의 벡터를 의미한다.

만약 가격 시계열과 출하량 시계열 간에 공적분 관계가 성립하지 않는다면, 두 시계열은 장기적 균형 관계없이 시간에 따라 각기 다르게 움직이려는 경향을 지닐 것이다. 이와 달리, 만약 가격 시계열과 출하량 시계열 간에 공적분 관계가 성립한다면, 이는 이들 변수가 밀접히 연계되어 있음을 보여주는 것이다.

식 (3)의 벡터오차수정모형은 식 (4)~(5)와 같이 표기될 수 있으며, 한 기간에 존재하는 불균형의 부분은 다음 기간에서 수정된다는 모형으로 허구적 회귀문제가 발생하지 않으면서 동시에 출하량과 가격 관계의 단장기 효과를 탐지할 수 있다.

$$\Delta P_t = \mu_1 + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t} \quad (4)$$

$$\Delta S_t = \mu_2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta S_{t-j} + e_{s,t} \quad (5)$$

$$\epsilon_t = S_t - [\omega + \beta P_t] \quad (6)$$

여기서 ΔP_t 와 ΔS_t 는 각각 자연대수를 취한 가격과 출하량의 1차 차분을 나타내며, 식 (4)와 (5)의 적정차수(n)은 AIC값을 이용하여 결정된다.

식 (4)는 반응변수인 가격 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 전일 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 출하량 변화율과 가격 변화율을 회귀한 것이다. 식 (5)는 반응변수인 출하량 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 전일 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 가격 변화율과 출하량 변화율을 회귀한 것이다. 오차수정항 (ϵ_t)은 1기간 시차를 가지고 2개의 식에 포함되며, 오차항시계열의 평균을 0으로 만들게 하는 상수항을 가진 공적분 회귀식 식 (6)로부터 생성된다. 식 (4)와 식 (5)에서 추정계수의 실증적 의미는 다음과 같다. 우선 식 (4)에서 오차수정계수 α_1 은 전기 불균형 상황을 수정하려는 가격 변화율의 조정비용 또는 수렴속도를 나타내는 것이다. 그리고 시차계수 θ_i 와 γ_j 는 각각 가격 변화율에 대한 출하량 변화율과 가격 변화율의 단기시차효과를 나타낸다. 다음으로 식 (5)에

서 오차수정계수 α_2 은 전기 불균형 상황을 수정하려는 출하량 변화율의 조정비율 또는 수렴속도를 나타내는 것이다. 그리고 시차계수 δ_i 와 λ_j 는 각각 출하량 변화율에 대한 가격 변화율과 출하량 변화율의 단기시차효과를 나타낸다.

III. 실증분석

1. 기초통계량

<표 1>은 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 표본기간 동안 가격 및 출하량 시계열의 기초통계량을 나타내며, 표본기간동안 가격(P)과 출하량(S)의 관찰치, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, J-B의 정규성 검정통계량 등을 포함하고 있다. 우선 패널 A에 제시되어 있는 수준시계열의 평균을 보면 kg당 일별평균가격이 10,946.2 원이며, 제주해수어류조합을 통해 출하되는 일별 출하량의 평균은 56,093.5kg임을 확인할 수 있다. 패널 C에 제시되어 있는 1차 차분 자연대수변환 시계열을 살펴보면, 일별 평균가격의 변화율은 0.0077%로 양의 값을 가지는 반면, 일별 평균출하량의 변화율은 -0.16%로 음의 값을 가지고 있다. 그리고 가격 변화율 시계열과 출하량 변화율 시계열 모두 첨도가 정규분포 3의 값보다 높아 그 분포가 급침하는 형태를 지니고 있으며, Jarque-Bera의 검정에서 정규성을 따르지 않는 것으로 나타났다.

<표 1> 표본자료의 기초통계량

A. 가격수준시계열

구분	가격(P_t)	출하량(S_t)
관찰치	2277	2277
평균	10,946.2	56,093.5
표준편차	1673.78	26028.76
왜도	0.266	0.130
첨도	2.769	3.830
J-B 정규성	31.88	71.73
[확률]	[0.00000]	[0.00000]

〈표 1〉 표본자료의 기초통계량(계속)

B. 자연대수변환시계열

구분	자연대수변환가격($\ln P_t$)	자연대수변환출하량($\ln S_t$)
관찰치	2277	2277
평균	9.289	10.723
표준편차	0.154	0.858
왜도	-0.119	-2.550
첨도	2.697	10.494
J-B 정규성	14.05	7795.29
[확률]	[0.00089]	[0.00000]

C. 1차 차분 자연대수변환시계열

구분	가격변화율($\Delta \ln P_t$)	출하량변화율($\Delta \ln S_t$)
관찰치	2276	2276
평균	0.000077	-0.001633
표준편차	0.015041	1.294995
왜도	0.086	0.277
첨도	63.132	6.457
J-B 정규성	342909.9	1162.625
[확률]	[0.00000]	[0.00000]

주 1) J-B는 수익률의 분포가 정규성을 따른다는 귀무가설에 대한 Jarque-Bera의 정규성 검정 통계량을 나타냄.

2) ***는 1% 이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

3) []는 확률 값을 나타냄.

2. 정상성 검정

제주 양식넙치의 가격과 출하량 시계열의 정상성 즉 단위근의 존재 유무를 판단하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller)와 PP(Philips-Perron)방법에 의해 검정하였다. 최적의 시차는 AIC값에 의하여 선택하였다.

〈표 2〉 시계열의 정상성 검정

구분	자연대수변환시계열		1차차분자연대수변환시계열	
	가격 ($\ln P$)	출하량 ($\ln S$)	가격변화율 ($\Delta \ln P$)	출하량변화율 ($\Delta \ln S$)
ADF	0.021	-0.333	-10.202***	-27.611***
PP	0.169	-1.166	-59.836***	-190.078***

주) ***는 1% 이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

시계열의 정상성 검정 결과는 <표 2>와 같다. 자연대수변환 시계열의 경우 가격과 출하량은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 않고 있다. 따라서 이들 시계열은 비정상적인 시계열이며, 확률보행과정을 따르고 있음을 확인할 수 있다. 한편 1차 차분 자연대수변환시계열을 대상으로 한 정상성 검정 결과는 1% 이하의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있어 정상적인 시계열임을 확인할 수 있으며, 1차 적분 시계열임을 알 수 있다.

3. 공적분 검정

공적분 관계가 성립하기 위해서는 각 시계열이 동일한 차수로 적분되어 있어야 한다. 앞의 시계열 정상성 검정 결과에서 가격과 출하량 시계열은 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 존재하기 위한 전제조건을 충족하고 있다.

<표 3>은 Johansen의 공적분 검정결과를 나타내고 있다. 공적분분석의 시차구조는 결정요소인 상수항을 포함한 VAR(p)모형에 기초하여 30시차부터 내림차순으로 AIC값이 가장 낮은 7시차를 최종 시차 길이로 선택하였다. 가격과 출하량 간의 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량이 각각 147.07과 140.78로 측정되어 1% 이하의 유의수준에서 기각된다. 그러나 공적분관계가 기각해야 한 개가 존재한다는 가설($r \leq 1$)은 기각되지 않는다. 따라서 가격과 출하량 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여주며, 이들 변수가 밀접히 연계되어 있음을 보여주고 있다.

〈표 3〉 Johansen의 공적분 검정결과

λ_{trace}			λ_{max}		
가설(H)	통계량 (Statistic)	확률 (Prob)	가설(H)	통계량 (Statistic)	확률 (Prob)
$r = 0$	147.07	(0.0001)	$r = 0$	140.78	(0.0001)
$r \leq 1$	6.29	(0.1694)	$r \leq 1$	6.29	(0.1694)

4. 벡터오차수정모형의 추정

가격과 출하량 간의 선도-지연관계를 탐지하기 위한 벡터오차수정모형에 의한 모수추정 결과는 <표 4>, <표 5>, <표 6>에 제시하였다.

식 (4)는 반응변수인 가격 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 전일 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 출하량 변화율과 가격 변화율을 회귀한 것이다. 식 (5)는 반응변수인 출하량의 변화율에 대하여 장기효과를 나타내는 전일 기간의 균형오차와 단기효과를 나타내는 시차를 지닌 가격 변화율과 출하량 변화율 회귀한 것이다.

앞서 언급한 바와 같이 식 (4)와 식 (5)에서 추정계수의 실증적 의미는 다음과 같다. 우선 식 (4)에서 오차수정계수 α_1 은 전기 불균형 상황을 수정하려는 가격 변화율의 조정비율 또는 수렴속도를 나타내는 것이다. 그리고 시차계수 θ_i 와 γ_j 는 각각 가격 변화율에 대한 출하량 변화율과 가격 변화율의 단기시차효과를 나타낸다. 다음으로 식 (5)에서 오차수정계수 α_2 은 전기 불균형 상황을 수정하려는 출하량 변화율의 조정비율 또는 수렴속도를 나타내는 것이다. 그리고 시차계수 δ_i 와 λ_j 는 각각 출하량 변화율에 대한 가격 변화율과 출하량 변화율의 단기시차효과를 나타낸다. 시차길이의 선택은 AIC값에 의거하여 6시차로 하여 VECM을 추정하였다.

<표 4>의 표본전체기간에 대한 벡터오차수정모형의 추정결과를 보면, 다음과 같다. 우선 장기균형의 조정을 나타내는 전일 기간(t-1)의 균형오차에 대한 반응변수의 결과를 보면, 식 (4)의 가격변화율에 대한 장기균형조정계수(α_1)는 1%이하의 통계적 수준으로 유의한 결과를 보이고 있다. 이는 가격과 출하량 간의 전기 불균형상황이 발생했을 때, 가격변화율이 균형회복을 위해 조정되고 있음을 보여준다. 즉 가격

과 출하량 간 공적분관계의 일시적인 불균형이 발생했을 때, 가격이 균형을 회복을 위해 조정되고 있음을 보여주고 있다. 식 (5)의 출하량 변화율에 대한 장기균형 조정 계수의 경우, α_2 계수는 1% 이하의 통계적 수준으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 이는 가격과 출하량 간의 전기 불균형상황이 발생했을 때, 출하량 변화율이 균형을

〈표 4〉 전체표본기간(2007.1.1~2013.6.30)의 벡터오차수정모형 추정결과

$$\text{식 (4): } \Delta P_t = \mu_1 + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t}$$

μ_1			0.00005(0.16)		
α_1			0.00466*** (3.83)		
θ_1	-0.00415***	(-3.78)	γ_1	-0.27662***	(-13.11)
θ_2	-0.00320***	(-3.24)	γ_2	-0.02382	(-1.09)
θ_3	-0.00258***	(-2.96)	γ_3	0.07586***	(3.52)
θ_4	-0.00159**	(-2.16)	γ_4	0.12113***	(5.63)
θ_5	-0.00098*	(-1.72)	γ_5	0.09923***	(4.58)
θ_6	-0.00045	(-1.22)	γ_6	0.03915*	(1.87)
$\overline{R^2} = 0.091 \quad F\text{-statistic} = 17.33 [0.000]$					

$$\text{식 (5): } \Delta S_t = \mu_2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta S_{t-j} + e_{s,t}$$

μ_2			-0.00172(-0.12)		
α_2			-0.72078*** (-12.01)		
δ_1	1.18502	(1.14)	λ_1	-0.38240***	(-7.05)
δ_2	-0.05073	(-0.05)	λ_2	-0.44106***	(-9.05)
δ_3	0.37004	(0.35)	λ_3	-0.43596***	(-10.14)
δ_4	0.30883	(0.29)	λ_4	-0.43968***	(-12.09)
δ_5	-0.46832	(-0.44)	λ_5	-0.45771***	(-16.27)
δ_6	-2.65367**	(-2.56)	λ_6	-0.51847***	(-28.49)
$\overline{R^2} = 0.702 \quad F\text{-statistic} = 409.12 \text{ (Prob 0.000)}$					

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

복을 위해 조정되고 있음을 보여준다. 즉 가격과 출하량 간 공적분관계의 일시적인 불균형이 발생했을 때, 출하량이 균형을 회복을 위해 조정되고 있음을 보여주고 있다.

장기조정계수 $|\alpha_1| < |\alpha_2|$ 를 비교해 볼 때, 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 출하량 조정을 통해 불균형 상황이 72.1% 정도 해소되며, 가격 변

〈표 5〉 하위표본 I (2007.1.1~2010.4.20)의 벡터오차수정모형 추정결과

$$\text{식 (4): } \Delta P_t = \mu_1 + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t}$$

μ_1			0.00036(0.85)		
α_1			- 0.00563*** (2.68)		
θ_1	- 0.00563***	(- 3.07)	γ_1	- 0.20137***	(- 6.34)
θ_2	- 0.00465***	(- 2.81)	γ_2	0.01487	(0.46)
θ_3	- 0.00382***	(- 2.59)	γ_3	0.08605***	(2.71)
θ_4	- 0.00256**	(- 2.04)	γ_4	0.11445***	(3.61)
θ_5	- 0.00212**	(- 2.17)	γ_5	0.11323***	(3.55)
θ_6	- 0.00089	(- 1.40)	γ_6	- 0.00077	(- 0.02)

$$\overline{R^2} = 0.065 \quad F\text{-statistic} = 6.21 [0.000]$$

$$\text{식 (5): } \Delta S_t = \mu_2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta S_{t-j} + e_{s,t}$$

μ_2			0.00224(0.16)		
α_2			- 0.44387*** (- 6.41)		
δ_1	2.13431**	(1.98)	λ_1	- 0.61208***	(- 9.82)
δ_2	1.45778	(1.34)	λ_2	- 0.64216***	(- 11.42)
δ_3	- 0.03439	(- 0.03)	λ_3	- 0.61346***	(- 12.29)
δ_4	- 1.34083	(- 1.25)	λ_4	- 0.61136***	(- 14.37)
δ_5	- 1.11759	(- 1.03)	λ_5	- 0.62231***	(- 18.83)
δ_6	- 5.87381***	(- 5.49)	λ_6	- 0.67079***	(- 31.21)

$$\overline{R^2} = 0.784 \quad F\text{-statistic} = 329.03 \text{ (Prob 0.000)}$$

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

화를 통해 불균형상황이 0.5%정도 해소되고 있음을 보여주고 있다. 따라서 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 대부분 출하량 조절에 의해 불균형 상황이 해소되고 있음을 보여준다.

이러한 연구결과가 표본기간에 따라 일관되게 나타나는지를 검토하기 위해 하위

〈표 6〉 하위표본 II (2010.4.21~2013.6.30)의 벡터오차수정모형 추정결과

$$\text{식 (4): } \Delta P_t = \mu_1 + \alpha_1 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + e_{p,t}$$

μ_1			- 0.00033(- 0.76)		
α_1			0.00492*** (3.25)		
θ_1	- 0.00403***	(- 2.94)	γ_1	- 0.34042***	(- 12.01)
θ_2	- 0.00298**	(- 2.42)	γ_2	- 0.06699**	(- 2.24)
θ_3	- 0.00236**	(- 2.19)	γ_3	0.05376*	(1.81)
θ_4	- 0.00140	(- 1.54)	γ_4	0.11414***	(3.86)
θ_5	- 0.00056	(- 0.79)	γ_5	0.08652***	(2.90)
θ_6	- 0.00023	(- 0.51)	γ_6	0.06413**	(2.27)

$\overline{R^2} = 0.137 \quad F\text{- statistic} = 13.18 \quad [0.000]$

$$\text{식 (5): } \Delta S_t = \mu_2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta S_{t-j} + e_{s,t}$$

μ_2			- 0.00394(- 0.14)		
α_2			- 0.87254***(- 9.35)		
δ_1	- 0.01833	(- 0.01)	λ_1	- 0.25506***	(- 3.02)
δ_2	- 1.51435	(- 0.82)	λ_2	- 0.32873***	(- 4.33)
δ_3	0.37799	(0.21)	λ_3	- 0.33629***	(- 5.05)
δ_4	1.50829	(0.83)	λ_4	- 0.34526***	(- 6.16)
δ_5	0.54775	(0.30)	λ_5	- 0.36756***	(- 8.50)
δ_6	0.48802	(0.28)	λ_6	- 0.43370***	(- 15.55)

$\overline{R^2} = 0.668 \quad F\text{- statistic} = 167.50 \quad (\text{Prob } 0.000)$

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

표본 I (2007.1.1~2010.4.20)과 하위표본 II (2010.4.21~2013.6.30)로 구분하여 분석하였다. 하위표본 I와 하위표본 II의 분석결과는 각각 <표 5>와 <표 6>에 제시하였다. 우선 하위표본 I의 분석결과를 보면 식 (4)의 가격변화율에 대한 장기균형조정계수(α_1)는 1% 이하의 통계적 수준으로 유의한 결과를 보이고 있으며, 또한 식 (5)의 출하량 변화율에 대한 장기균형 조정계수(α_2)는 1% 이하의 통계적 수준으로 유의한 결과를 보여주고 있다.

장기조정계수 $|\alpha_1| < |\alpha_2|$ 를 비교해 볼 때도, 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 출하량 조정을 통해 불균형 상황이 44.4% 정도 해소되며, 가격 변화를 통해 불균형상황이 0.6% 정도 해소되고 있음을 보여주고 있다.

다음으로 <표 6>에 나타나는 하위표본 II를 대상으로 분석한 결과를 보면, 식 (4)의 가격변화율에 대한 장기균형조정계수(α_1)와 식 (5)의 장기균형조정계수(α_2)는 1% 이하의 통계적 수준으로 유의한 결과를 보이고 있으며, 장기조정계수 $|\alpha_1| < |\alpha_2|$ 를 비교해 볼 때도 표본전체기간을 대상으로 결과와 매우 유사한 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 출하량 조정을 통해 불균형 상황이 87.3% 정도 해소되며, 가격 변화를 통해 불균형상황이 0.5% 정도 해소되고 있음을 보여주고 있다.

한편 전체표본기간을 대상으로 한 가격 변화율과 출하량 변화율 간의 단기시차효과를 살펴보면, 다음과 같다. 우선 식 (4)의 가격 변화율에 대한 출하량 변화율의 단기선도효과를 나타내는 θ_i 계수를 보면, $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$ 등의 계수가 10% 이하의 통계적 수준에서 유의한 음의 값을 지니고 있다. 이는 5일 전, 4일 전, 3일 전, 2일 전, 1일 전의 출하량 변화율이 가격변화율에 음(-)의 영향을 미치고 있음을 의미하는데, 5일 전, 4일 전, 3일 전, 2일 전, 1일 전부터 출하량의 증가(감소)가 가격의 하락(상승)을 유발하고 있음을 보여주고 있다. 그리고 그 계수 값이 시차가 짧아질수록 커지고 있음을 확인할 수 있다. 다음으로 식 (5)의 출하량 변화율에 대한 가격 변화율의 단기선도효과를 나타내는 δ_i 계수를 보면, δ_6 의 계수만이 5% 이하의 통계적 수준에서 유의한 음(-)의 값을 지니고 있다. 이러한 연구결과가 표본기간에 따라 일관되게 나타나는지를 검토하기 위해 하위표본 I (2007.1.1~2010.4.20)과 하위표본 II (2010.4.21~2013.6.30)로 구분하여 분석하였다.

하위기간 I를 대상으로 한 가격 변화율과 출하량 변화율 간의 단기시차효과를 살펴보면, 다음과 같다. 우선 식 (4)의 가격 변화율에 대한 출하량 변화율의 단기선도효과를 나타내는 θ_i 계수를 보면, $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$ 등의 계수가 5% 이하의 통계적 수준에서 유의한 음의 값을 지니고 있으며, 그 계수 값이 시차가 짧아질수록 커지고 있음을 확인할 수 있다. 다음으로 식 (5)의 출하량변화율에 대한 가격변화율의 단기선도효과를 나타내는 δ_i 계수를 보면, δ_1 와 δ_6 의 계수들이 5%이하의 통계적 수준에서 유의한 값을 지니고 있다.

하위기간 II를 대상으로 한 가격 변화율과 출하량 변화율 간의 단기시차효과를 살펴보면, 다음과 같다. 우선 식 (4)의 가격변화율에 대한 출하량변화율의 단기선도효과를 나타내는 θ_i 계수를 보면, $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 등의 계수가 5% 이하의 통계적 수준에서 유의한 음의 값을 지니고 있으며, 식 (5)의 출하량변화율에 대한 가격 변화율의 단기선도효과를 나타내는 δ_i 계수를 보면, 어떠한 δ_i 계수도 통계적으로 유의한 값을 지니고 있지 않다. 따라서 하위표본기간을 대상으로 한 단기선도효과 분석결과는 대체적으로 전체표본기간을 대상으로 한 결과와 유사한 결과를 보여주고 있다. 이러한 결과에 기초해 볼 때, 가격 변화율과 출하량 변화율 간에 출하량 변화율의 선도효과가 지배적임을 보여주고 있다.

종합해보면, 장기적으로 가격과 출하량 간에 장기불균형상황이 발생했을 때, 피드백효과가 존재하나 출하량에 의한 조절이 지배적이라 할 수 있으며, 단기적으로는 출하량의 변화가 가격의 변화를 선도하며, 출하량의 감소(증가)가 가격의 상승(하락)을 유발시킬 수 있음을 보여주고 있다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 벡터오차수정모형을 이용하여 양식 넙치 산지시장의 출하량 조절이 양식 넙치가격에 미치는 영향을 검토하고자 하였다. 이를 위하여 2007년 1월 1일부터 2013년 6월 30일까지의 1kg 크기에서 형성되고 있는 양식 넙치 위판가격과 출하량 자료를 이용하였으며, 가격과 출하량 시계열의 정상성 검정, 공적분 검정, 벡터오차수정모형(VECM)의 추정결과를 포함하고 있다.

본 연구의 주요 실증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 가격과 출하량은 확률보행과정을 따르고 있으며, 1차 적분 시계열임을 확인하였다. 둘째, 가격과 출하량 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여주며, 이들 변수가 밀접히 연계되어 있음을 보여주었다. 셋째, 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 장기적으로 출하량 조정을 통해 불균형 상황이 72.1% 정도 해소되며, 가격 변화를 통해 불균형상황이 0.5% 정도 해소되고 있음을 보여주고 있어 가격과 출하량 간 일시적인 불균형이 발생했을 때, 피드백효과가 존재하나 출하량 조정에 의해 해소되고 있음을 보여주었다. 마지막으로, 출하량 변화율이 단기적으로 가격 변화율을 선도하며, 출하량의 감소(증가)가 가격의 상승(하락)을 초래하고 있음을 확인할 수 있다.

본 연구의 결과는 생산자나 생산자 단체가 스스로 수급을 조정하고 가격안정을 도모해야 한다는 점에서 본다면, 가격변동위험에 노출되어 있는 생산자 단체(수협)는 양식어가의 안정적인 소득을 위하여 시장지배력을 높이면서 동시 출하량 조절을 통해 경영위험을 최소화할 수 있는 전략이 유효함을 시사하고 있다.

따라서 본 연구의 결과는 양식어업인의 유통협약이나 생산자단체의 계통출하에 따른 신속적인 출하량 조절이 가격안정화를 꾀하는 데 유익한 수단일 수 있음을 시사하고 있다.

[References]

1. 강석규, “한국주가지수시장의 가격발견에 관한 연구: KODEX200, KOSPI200과 KOSPI200 선물,” 「선물연구」, 제17권, 제3호, 2009, pp. 67~97.
2. 강석규, “굴 산지시장의 위판량과 가격관계”, 「수산경영론집」, 제32권 제1호, 2001, pp. 1~14.
3. 강태훈, “도매시장 경락가격과 반입량의 상호관계에 관한 분석-배추, 감자, 양파를 중심으로,” 「농업경제연구」, 제48권, 제4호, 2007, pp. 45~67.
4. Akaike, H., “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle,” In B. Petrov & F. Csake (Eds.), Second International Symposium on Information Theory, Budapest: Akademiai Kiado, 1973.

5. Bera, A., and C. Jarque, "Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6, 1980, pp. 225~259.
6. Engle, R. B., and C. W. Granger., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251~276.
7. Garcia, P., R. M. Leuthold, and H. Zapata, "Lead-Lag Relationships between Trading Volume and Price Variability: New Evidence," *Journal of Futures Markets*, 6, 1986, pp. 1~10.
8. Granger, C., and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp. 111~120.
9. Johansen, S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231~254.
10. _____, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1991, 1551~1580.
11. Karpoff, J. M., "The Relationship between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 22, 1987, pp. 109~126.
12. 어업생산통계(www.fips.go.kr)