에너지경제연구 제 18 권 제 2 호
Korean Energy Economic Review
Volume 18, Number 2, September 2019 : pp. 01~41

국내 석유정제업의 재고보유 동기에 대한 동학적 분석

김진호* · 서병선**

요 약

선형-이차 재고모형(Linear-Quadratic Inventory Model)에 따르면 생산평활(production smoothing) 동기는 생산비용의 볼록성으로 인하여 수요 변화에 대하여 재고 투자를 발생시키며, 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기는 미래 소비에 대한 기대를 반영한 재고수준의 변화를 발생시킨다. 본 연구는 선형-이차 재고모형을 통해 국내 석유정제업의 재고와 판매 간의 장기균형관계를 밝히고 이를 이용한 모형의 확장을 통해 재고 변화가 시장 수급상태에 의존하여 나타나는 동학적 특성을 분석하고자 한다. 석유정제업 전체와 주요 품목으로 고려한 휘발유와 경유에 대하여 실증 분석한 결과, 재고와 판매 그리고 생산과 판매에서 장기균형관계를 확인하였다. 모형을 추정한 결과 국내 석유정제업의 재고 변화는 재고소진 회피 동기를 유의하게 나타내고 있음을 확인하였다. 특히, 재고소진 회피 동기에 의하여 목표재고로 수렴해가는 과정에서 시장 수급상태에 의존적으로 나타나는 균형조정의 비선형성을 확인할 수 있었다.

주요 단어 : 비선형성, 생산평활, 석유정제업, 재고 동학, 재고소진회피
경제학문헌목록 주제분류 : C32, E22, E32, Q31

* 고려대학교 식품자원경제학과 박사과정(제1저자), econometer7@gmail.com
** 고려대학교 식품자원경제학과 교수(교신저자). seomatteo@korea.ac.kr.

Ⅰ. 서 론

석유정제업에서 재고의 변화는 생산과 판매에 대한 시장수급 상황을 반영하며 미래 수요에 대한 기대를 의미한다. 특히, 석유정제업은 대규모 장치산업이며 원유 도입과정에서 정제품 생산까지의 기간이 다른 산업에 비교하여 상대적으로 긴 특성을 갖기 때문에 재고는 국내외 경제 상황과 지정학적 요인 등으로 발생할 수 있는 수급 불안에 대한 완충(buffer) 역할을 할 뿐만 아니라, 국내외 시장 상황을 효율적으로 전달하는 신호 기능을 갖는다. 석유정제업에서 재고가 수급변동 및 가격 변화에 중요한 요인임에도 불구하고 재고 변화에 대하여 이들 간의 관계를 분석한 연구는 부족한 상황이다. 본 연구는 국내 석유정제업의 재고와 판매, 그리고 생산과의 관계를 이용하여 재고보유동기를 동학적으로 분석하고자 한다. 그리고 시장수급 상황에 따라 나타나는 재고 변화의 비선형적 특성을 분석함으로써 이 분야의 부족한 연구를 채우고자 한다.

선형-이차 재고모형에 따르면 재고 변화에 대한 생산평활(production smoothing) 동기는 생산비용의 볼록성으로 인하여 수요 변화에 대하여 재고 투자를 발생시키며, 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기는 미래소비에 대한 기대를 반영한 재고수준의 변화를 발생시킨다. Kilian and Lee (2014)를 비롯한 석유시장에 대한 연구는 재고에 대하여 생산과 판매의 차이로서 사후적(ex-post)으로 발생한 잔차(residual)의 개념으로 간주하였다. 따라서 재고의 증가는 시장의 초과공급을 의미하여 미래에 가격이 하락할 것이라는 기대로서 해석할 수 있다. 그러나 이러한 기대는 사후적 의미의 재고와 생산평활 동기에 의한 재고변화를 반영한 것이다.

생산평활 가설에 따르면 비용함수의 볼록성으로 미래의 예상치 못한 수요 변화에 대하여 생산을 변화시키면 비용 증가가 크게 나타나기 때문에 재고를

보유하여 비용을 줄이고자 한다. 이에 따라서 판매가 증가하면 재고가 감소하므로 재고의 변화는 판매 변화와 부(-)의 관계를 갖는다. 그리고 재고 변화를 통해 판매와 비교하여 생산의 변동성을 줄이는 결과를 갖는다. 그러나 Blanchard (1983), Blinder (1986)가 보인 바와 같이 생산의 변동성이 수요의 변동성보다 작지 않다는 경험적 사실을 보더라도 생산평활 가설은 현실과 불일치를 나타낸다. Blinder(1986)와 Blinder and Maccini(1991)에서 밝혔듯이 재고보유의 중요한 동기의 하나인 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기에 의하면 예상되는 판매 수준에 대응하여 목표 재고수준을 정하고 실제 재고는 목표 수준으로 수렴하는데 재고는 생산평활 동기와 달리 사전적(ex-ante)인 신호의 기능을 갖는다. 따라서 재고소진 회피 동기에 의하면 재고는 예상되는 수요와 동조성을 갖고 생산평활(production smoothing) 동기와 달리 사전적(ex-ante)이며 자발성을 갖게 된다.

본 연구는 선형-이차 재고모형(Linear-Quadratic Inventory Model)에 반영된 재고소진 회피 동기와 생산평활 동기에 기초하여 국내 석유정제산업의 재고와 판매간의 장기균형관계를 밝히고 이를 이용한 모형의 확장을 통해 재고변화가 시장 수급상태에 의존하여 나타나는 비선형적 특성을 동학적으로 분석하고자 한다. Hamilton(2002)의 연구에서는 선형-이차 재고모형을 이용하여 재고와 판매의 장기균형관계를 밝혔는데, 본 연구에서는 재고와 판매 사이의 장기균형관계와 더불어 생산과 판매의 장기균형관계를 포함하여 재고보유 동기를 모형에 반영하고자 한다. 그리고 재고보유 동기는 시장수급 상태에 따라 다르게 나타날 수 있음을 설명하고자 Threshold Cointegration 모형으로 분석을 확장하고자 한다. 사전적이며 미래지향적 의미를 내포한 재고소진 회피 동기에 의한 재고변화의 동태적 특성을 밝힘으로써 석유정제업의 재고변화에서 미래 소비에 대해 보다 더 중요한 예측 정보력을 얻을 수 있을 뿐만 아니라 생산평활 동기에 기초한 재고변화에서도 시장 수급상태에 따른 비선형적 균형조정을 측정할 수 있을 것이다.

국내 석유정제업과 주요 제품에 대하여 동학적 모형으로 분석한 결과, 재고

수준과 판매, 생산과 판매 간의 2개의 장기균형관계를 얻고 이를 기초로 재고투자의 동태적 특성을 분석하여 재고투자 동학의 상태 의존성을 확인하였다. 그 결과, 시장 수급상태에 따라 재고소진 회피 동기에 의한 재고변화가 유의하게 나타났다. 특히, 판매가 증가하는 초과수요 상태에서는 재고소진 회피 동기가 강하게 나타나지만 생산평활 동기는 유의하지 않았다. 그리고 판매가 감소하여 나타나는 초과공급의 상태에서 재고변화는 판매와 동조하는 조정과정을 보임으로써 재고소진 회피 동기와 부합함을 확인하였다.

재고변화는 변동성이 크고 경기변동의 확장 및 수축과 관련되어 나타나는 동태적 특성을 보인다. 최근 재고변화가 경제성장률에 미치는 영향은 더욱 커지고 있으며, 경기 불황기에 재고변화는 GDP 변화에 대하여 높은 설명력을 갖는 것으로 알려져 있다. 석유정제산업은 특성상 미래 수요에 대비하여 재고관리가 중요할 뿐만 아니라 대규모 장치산업으로 산업생산과 경제성장에 기여도가 높은 산업이므로 본 연구는 석유정제업 재고변화에 대한 새로운 연구로서 필요성을 갖는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 재고투자와 관련한 선행연구에 대하여 살펴본다. 제3장에서는 이론적 모형과 분석방법론을 다룬다. 제4장에서는 분석 자료와 기초적 분석을 통하여 자료의 특성을 파악한다. 제5장에서는 석유정제업과 주요 품목에 대하여 동학 모형으로 분석한 결과를 얻고 예측력 평가를 보인다. 제6장에서는 주요 분석결과를 정리하고 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구

재고의 주요 역할은 소비나 공급을 평활화(smoothing)하는 완충효과가 있는데, 이는 수요의 변동에 대하여 생산의 변동성을 완충하는 역할을 한다. Pindyck(2001)는 재고를 통해 예상치 못했던 수요의 상승이나 생산 부족에 대비할 수 있다고 하였다. 생산과정에서 높은 고정비용이나 계절성이 존재할 경우 자원의 지속적 발굴, 저장·방출 활동을 통해 급격한 가격의 증감을 완충시키며 수요 변동에 따른 생산량 변화로 인해 발생하는 비용을 감소시킨다고 밝혔다.

대부분 선행연구는 원유 재고와 원유 가격 변동을 분석하는데 중점을 두었다. 최근에는 휘발유 가격 조정에 영향을 미치는 요인으로 재고(inventory) 변수를 도입한 가격 비대칭성에 관한 연구가 있다. 대표적으로 Borenstein et al.(1997)은 휘발유 가격과 원유 가격 간 비대칭적 가격 조정현상이 발생하는 원인을 휘발유 재고의 존재로 설명하였다. Borenstein et al.(1997)은 Reagan and Weitzman (1982)의 모형에 기반하여 생산 시차와 재고조절비용으로 휘발유 가격과 원유 가격 간 비대칭성을 설명하였다. Reagan and Weitzman(1982) 모형에 따르면, 재고는 이윤 극대화를 추구하는 기업으로 하여금 갑작스런 수요 변화 혹은 가격 변화를 보다 넓은 기간으로 확장시킴으로써 그 영향을 상쇄시킨다. 즉, 원유 가격 상승 시에는 기업들이 가격을 조정수단으로 채택함으로써 유가 충격이 석유제품가격에 완전히 반영되는 반면, 원유 가격 하락 시에는 기업들이 재고를 조절함으로써 상쇄된 충격이 휘발유 가격에 추가되어 가격 조정 시 비대칭적인 영향을 갖는다는 것이다. Kaufmann and Laskowski(2005)는 1986년부터 2002년까지 원유 도입 가격과 휘발유 및 난방유, 휘발유 및 난방유 재고 가격을 사용하여 비대칭성을 분석한 결과, 휘발유 가격이 원유 가격 상승 시 더 빨리 반응함을 확인하였다. Radchenko and Shapiro(2011)는 1991년

부터 2010년까지 미국의 휘발유 재고, 휘발유 가격과 원유 가격의 주별 데이터를 이용하여 휘발유 가격 조정 분석에 있어서 재고 충격에 대한 휘발유와 석유 가격의 반응은 비대칭적이며 재고수준의 상승은 유가 하락을 야기한 반면, 재고수준의 하락은 유의미한 영향을 미치지 못했음을 확인하였다.

Kuper(2012)는 가격 조정 비대칭성 검정에서 휘발유 재고를 설명 변수로 도입한 이전의 연구들과는 달리 Pindyck(2004)의 모형을 바탕으로 편의수익(convenience yield) 개념을 사용하여 간접적으로 원유 재고를 변수로 도입하였다. Kuper(2012)의 분석 결과에 따르면, 1987년에서 2010년까지 미국의 원유 가격과 휘발유 가격의 변동은 수요와 공급 충격 뿐만 아니라 재고수준에 영향을 받으며, 마케팅 비용이 높은 경우 휘발유 가격이 상승하고 마케팅 비용이 하락하면 휘발유 가격이 하락하였다. 또한 재고의 한계편의수익은 휘발유 가격에 비대칭적 영향을 미쳤으며 재고수준의 상승은 유가의 하락을 야기한 반면, 재고수준의 하락은 유가에 의미 있는 영향을 미치지 못하였다.

Kilian and Lee(2014)는 실질 석유 가격과 석유 재고에 대한 투기적 수요와의 관련성을 분석하였다. 국제 원유 재고를 이용하여 분석한 결과 2008년 중반 재고 규제로 인해 원유 가격이 상승하였으며 2003~2008년 기간에 투기적 수요 압력에 의한 것이라는 증거는 찾을 수 없었다.

원유 재고 변수를 고려하여 원유시장을 분석한 국내연구로 오수민 외(2013)에서는 1988~2012년까지 미국 원유 재고 자료를 이용하여 국내 석유제품 가격의 조정과정에서 원유 재고량이 미치는 영향을 오차수정모형을 이용해 분석하였다. 전체기간과 5년 단위로 구간을 나누어 구간별 비대칭성과 가격 변화에 대해 원유 재고가 미치는 영향을 분석하였다. 구간별로 원유와 휘발유 가격과 원유 재고의 공적분 관계를 확인하였으며 구간별로 비대칭적 조정이 다르게 나타남을 보였다.

지금까지의 석유 재고와 관련된 선행연구를 살펴보면 사후적 의미로서 재고의 정보를 이용하여 가격의 변화를 분석한 연구가 대부분이었다. 앞서 서론에서 밝혔듯이 석유 재고는 미래 수요에 대한 기대를 반영하므로 사전적

이고 자발성을 내포하는 재고보유 동기를 측정하여 미래 지향적 관점에서 재고의 정보를 활용하는 것이 바람직하다. 석유정제업은 원유 도입단계에서 정제품 생산에 이르기까지 오랜 시간이 소요되는데 공급 차질이 발생하여 이를 단기간에 해결하기 어려울 때 재고는 완충(buffer) 역할을 하며 시장의 안정화 기능을 한다. 그리고 국내 석유정제업은 산업생산과 경제성장에 기여도가 높은 산업으로 재고 변화에 대한 동학적 분석은 필요한 과제이다.

Ⅲ. 분석방법

1. 재고 모형

재고에 대한 선형-이차 모형은 생산비용의 볼록성을 가정하여 재고의 변화를 통해 생산을 평활화(smoothing)하는 생산평활화(production smoothing) 가설을 기초로 한다. 그러나 생산평활화 가설에 따르면 판매의 변동성보다 생산의 변동성이 작아야 하지만 Blanchard(1983), Blinder(1986), West(1986) 등은 오히려 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과하므로 이론과 현실의 부조화를 지적하였다. 이후 재고모형은 경험적 사실과의 불일치를 수정하며 발전되어 왔다. 특히, Blanchard(1983), West(1986)는 목표 재고수준은 예상 매출의 증가함수임을 모형에 반영하였다. 실제 재고가 목표 수준에서 벗어나면 기업의 재고 관련 비용이 증가하므로 판매의 변동성이 생산의 변동성보다 반드시 크지 않아도 됨을 보였다. Kahn(1992)은 재고수준에 있어서 비음부호조건(non-negativeness)을 이용하여 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기를 재고 변화의 주요 동기로 하였다. Ramey(1991)는 비용함수의 볼록성 가정을 완화함으로써 한계비용이 감소하는 구간에서는 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과할 수 있다고 분석했다. Eichenbaum(1989), West and Wilcox(1994)의 연구에서는 비용함수에 한계비용 충격을 허용함으로써 생산수준이 아니라 생산비용을 평활화/하고자

재고를 보유하는 동기를 설명하였다.

기업의 비용은 제품에 대한 생산비용(C_t^Q)과 재고에 관한 비용(C_t^H)으로 구성된다.

$$C_t = C_t^Q + C_t^H \tag{1}$$

우선 생산비용(C_t^Q)은 다음과 같이 생산에 대하여 볼록성을 갖는다.

$$C_t^Q = v_t Q_t + \frac{c}{2} Q_t^2 \tag{2}$$

여기서 계수 c가 양수이면 한계비용은 생산에 대해서 증가함수이고 이는 재고보유의 생산평활 동기를 의미한다. 그리고 Blanchard(1983), West and Wilcox(1994)의 연구에서 보인 바와 같이 한계비용 충격(v_t)은 재고보유의 생산비용 평활화 동기를 발생한다.

재고 비용(C_t^H)은 목표 재고수준(H_t^*)과 재고 스톡(H_t)에 대하여 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$C_t^H = \frac{a}{2}(H_t - H_t^*)^2 + \frac{b}{2}(\Delta H_t - g)^2 \tag{3}$$

재고가 목표 수준과 다르면 목표 이탈에 따른 비용이 발생한다. 그리고 재고수준이 변화하면서 평균증가율(g)과 다르게 변화한다면 재고조정에 수반하여 마찰적 조정비용이 발생한다. 재고 비용에서 계수 a가 클수록 목표 이탈에 따른 비용이 커지고 계수 b가 클수록 조정비용이 증가한다. 따라서 a는 목표 이탈에 대한 계수, b는 조정비용에 관련한 계수로 볼 수 있다.

Blanchard(1983), West(1986), Kashyap and Wilcox(1993) 등은 목표 재고 수준에 대하여 가속장치(accelerator) 모형을 적용하여 예상되는 판매의 증가 함수로 가정하였다.

$$H_t^* = \kappa E_t(S_{t+1})$$

여기서 S_t 는 판매, $E_t(S_{t+1})$은 미래 판매에 대한 t 시점에서 조건부 기대를 의미한다.

Hamilton (2002)에 의하면 기업의 의사 결정 문제는 다음의 이윤 극대화 문제를 설정한다.

$$E_t[\sum_{j=0}^{\infty}\delta^j(P_{t+j}S_{t+j} - C_{t+j})] \tag{4}$$

여기서 P_t는 제품 가격이고 δ는 시간 할인율이다.

그리고 재고 변화는 생산과 판매의 차이와 같으므로 다음을 만족한다.

$$\Delta H_t = Q_t - S_t \tag{5}$$

기업의 기대이윤을 극대화하는 필요조건은 식 (6)과 같이 도출된다.

$$\begin{aligned} E_t[a(H_t - H_t^*) + b(\Delta H_t - g) - \delta b(\Delta H_{t+1} - g) \\ + cQ_t - \delta cQ_{t+1} + v_t - \delta v_{t+1}] = 0 \end{aligned} \tag{6}$$

여기서 판매에 대해 다음을 가정한다.

$$S_{t+1} = S_t + \eta_{t+1}\ , \qquad E_t\eta_{t+1} = 0 \tag{7}$$

극대화 조건을 다시 정리하면 식 (8)을 얻을 수 있다.

$$E_t[-\delta(b+c)\Delta H_{t+1} - bg(1-\delta) + a(H_t - \kappa S_t) + (b+c)\Delta H_t \\ -\delta c\Delta S_{t+1} + c(1-\delta)S_t + v_t - \delta v_{t+1}] = 0 \quad (8)$$

동 극대화 조건으로부터 재고 변화에 대한 동태적 모형을 얻는다. Kashyap and Wilcox (1993), Hamilton (2002)에서와 같이 재고, 생산, 판매 변수는 단위근을 갖는 비정상적 시계열이고 이들이 장기균형 관계를 갖는다는 점을 이용하면 다음 식을 도출할 수 있다.

$$\Delta H_{t+1} = \mu + \alpha(H_t - \beta S_t) + \phi\Delta H_t + \frac{1}{\delta(b+c)}(v_t - \delta v_{t+1} - \delta c\eta_{t+1}) \quad (9)$$

여기서 $\mu = \frac{-bg(1-\delta)}{\delta(b+c)}$, $\alpha = \frac{a}{\delta(b+c)}$, $\phi = \frac{1}{\delta}$이며 $E_t v_{t+1} = 0$ 이다.

재고와 판매, 생산 변수는 단위근을 갖는 비정상적 시계열이며 이들을 차분하면 정상적 시계열이 된다. 재고모형에 의한 재고와 판매의 선형결합은 장기균형관계를 구성할 수 있으며 이때 계수 β 는 장기균형계수를 의미한다.

재고와 판매의 관계에서 계수 β는 다음과 같다.

$$\beta = \kappa - \frac{c(1-\delta)}{a}$$

장기균형계수 β 는 재고소진 회피 동기를 나타내는 계수 a가 클수록, 생산평활 동기를 나타내는 계수 c가 0에 가까울수록 가속장치(accelerator) 계수로 수렴한다. 그리고 시간할인율 δ 가 1에 가까울수록 장기균형계수 β 는 가속장치(accelerator) 계수로 수렴한다. 그러나 생산평활 동기를 나타내는 계수 c가 증가하면 장기균형계수의 값은 가속장치 계수보다 작아진다.

단기조정계수 α의 크기는 재고소진 회피계수 a에 대해 증가하는 관계를 갖는다. 단기조정계수가 커질수록 균형으로 신속하게 조정이 이루어진다.

그리고 생산평활 동기를 나타내는 계수 c가 클수록, 재고 조정비용을 나타내는 계수 b가 클수록 조정계수는 작아지고 이는 균형으로 조정하는 속도를 낮춘다. 실증분석에서는 모형의 추정을 통해 재고의 조정계수 α의 크기와 수렴속도를 측정하고자 한다.

재고 변화는 정상성을 갖기 때문에 이를 이용하면 재고에 대한 정의에서 생산 Q_t과 판매 S_t는 장기균형관계를 갖는다. 따라서 재고 변화에 대한 이론적 모형에서 식 (10), (11)과 같은 두 개의 장기균형관계를 얻을 수 있다.

$$w_{1t} = H_t - \beta S_t \tag{10}$$

$$w_{2t} = Q_t - S_t \tag{11}$$

재고소진회피 동기를 나타내는 첫 번째 장기균형 관계는 재고와 판매 간의 관계이다. 예상되는 판매에 따라 결정되는 목표 재고수준에서 실제 재고가 이탈할 경우 재고가 조정과정을 따라 다시 목표 수준으로 균형 수렴한다.

생산평활 동기를 나타내는 두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성되며 생산보다 판매가 높은 경우 생산함수의 볼록성으로 동 시점에서 생산량을 증가시키기 어려워 초과 판매량만큼 기존재고가 줄어드는 효과가 존재하게 되는데, 이 둘 사이를 연결하는 재고의 변화가 정상적(stationary, I(0))이므로 이들은 장기균형관계를 갖는다.

장기균형관계를 이용하여 재고 변화에 대한 동태적 모형은 식 (12)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta H_{t+1} = \mu + \alpha_1 w_{1t} + \alpha_2 w_{2t} + u_{t+1} \tag{12}$$

한계비용 충격에 대하여 $E_t v_{t+1} = 0$을 가정하면 위 식에서 $E_t(u_{t+1}) = 0$ 을 만족한다. 조정계수는 $\alpha_1 = \frac{a}{(b+c)\delta}$, $\alpha_2 = \frac{1}{\delta}$이다.

2. 분석 모형

재고모형에 기초하여 재고와 판매의 장기균형관계와 생산과 판매로 구성된 장기균형관계를 얻었다. 이들은 각각 재고소진회피 동기와 생산평활 동기를 의미한다. 따라서 재고모형에서 얻은 장기균형관계를 반영하기 위하여 벡터 오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 기본적 분석방법으로 한다. 본 연구에서는 분석방법을 확장하여 상태에 따른 재고 변화의 동태적 특성을 측정하고 분석하기 위하여 Threshold Cointegration 모형을 적용한다.

기본적 분석 모형으로 벡터 오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)은 재고, 생산, 판매 세 개의 변수(벡터 x_t)로 구성된다. 이는 식 (13)과 같은 형태이며 균형조정에서 선형성을 가정한다.

$$\Delta x_t = \mu + \alpha_1 w_{1t-1} + \alpha_2 w_{2t-1} + \sum_{i=1}^{k} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + u_t \tag{13}$$

재고 투자의 생산평활 동기와 재고소진회피 동기가 상태 의존성을 지니도록 허용한 확장된 모형(Threshold VECM)은 식 (14)와 같다.

$$\Delta x_t = \sum_{s=1}^{m} [\mu_s + \alpha_{1s} w_{1t-1} + \alpha_{2s} w_{2t-1} + \sum_{i=1}^{k} \Gamma_{si} \Delta x_{t-i}] \cdot \ 1(t \in s) + u_t \tag{14}$$

여기서 $1(t \in s)$은 지시함수이며 상태 s에 속하면 1의 값을 갖는다.

상태 의존성이란 시장수급 상황과 같은 상태에 따라 재고소진회피 동기와 생산평활 동기가 다르게 나타날 수 있음을 의미한다. Ramey(1991)는 생산비용이 볼록성을 갖는 상태와 비볼록성을 갖는 상태로 나누어서 비볼록성의 상태에서는 생산평활 모형이 예측하는 것과는 달리 생산의 변동성이 판매의 변동성에 비하여 작지 않음을 보였다.

재고 동학에서 상태 의존성의 존재 여부를 파악하기 위하여 먼저 시장수급

상황 등 상태를 반영하는 상태 변수를 정의한다. 분석에서는 재고와 판매의 균형관계를 사용하여 재고 상황을 반영하고자 하였으며 생산과 판매의 균형관계를 사용하여 시장수급 상황을 측정하고자 한다. 이외에도 추세를 제거한 재고, 생산, 판매 등을 사용하여 상태 변수로서 고려할 수 있다. 생산과 판매의 장기균형관계를 상태 변수 q_t로 하고 세 개의 상태를 가정하면 상태는 다음과 같이 정의할 수 있다.

상태 1: $q_t \leq \gamma_1$, 상태 2: $\gamma_1 < q_t \leq \gamma_2$, 상태 3: $q_t > \gamma_2$

모형의 추정에서 상태변경 모수 $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$는 그리드(grid) 탐색방식으로 추정이 이루어진다. 상태변경 모수를 추정하면 다른 모수들은 최우추정으로 추정할 수 있다.

장기균형관계로의 조정에서 상태 의존성이 존재하는지 여부를 검정하기 위하여 Hansen and Seo (2002)의 Threshold Cointegration 검정을 적용한다. 본 연구에서는 세 개의 변수, 두 개의 장기균형관계, 그리고 세 개의 상태를 취하므로 이에 부합하도록 Hansen and Seo (2002)의 검정을 확장하였다. 재고 동학의 상태 의존적 비선형 조정과정에 대한 검정은 다음 가설에 기초한다.

$$H_0 : \theta_s = \theta \text{ for all } s = 1,2,...,m$$
$$H_1 : \theta_s \neq \theta \text{ for some } s = 1,2,...,m$$
여기서 m은 상태의 개수이고 $\theta_s = (\mu_s, \alpha_{1s}, \alpha_{2s}, \Gamma_{s1}, ..., \Gamma_{sk})$.

귀무가설에서는 단기조정 계수들이 상태에 독립적으로 항상 일정하며 선형적 조정과정을 나타낸다. 따라서 귀무가설이 성립하면 Threshold VECM은 표준적 VECM과 동일하다. 그러나 대립가설에서는 단기조정 계수들은 상태에 따라 다른 값을 갖게 되므로 상태에 의존하는 비선형적 조정과정을 나타낸다. 조정

과정의 상태 의존적 비선형성을 검정하기 위하여 최적 통계량을 계산하고 부트스트래핑 방법으로 임계값과 p-값을 구하여 검정에 적용한다. 이에 대하여는 Hansen and Seo (2002)에서 제시하는 방식을 따른다.

Ⅳ. 분석자료

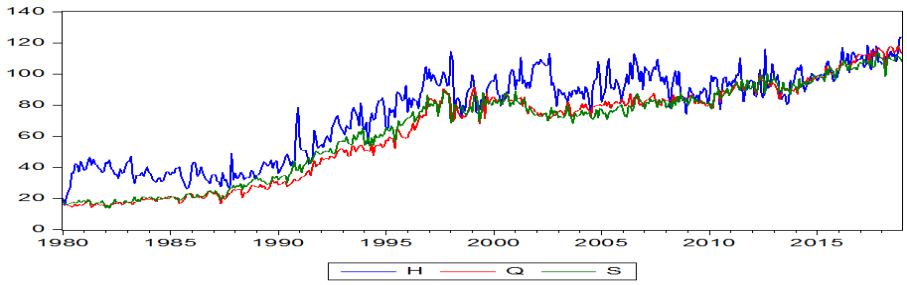
실증분석에서 사용한 석유정제산업의 생산과 판매, 그리고 재고는 통계청에서 제공하는 석유정제업의 생산·출하·재고지수와 품목별 광공업 생산, 출하, 재고자료를 이용하였다. 품목별로 석유정제업에서 차지하는 비중과 중요도를 고려하여 휘발유, 경유를 주요 제품으로 선정하였다. 분석자료의 기간은 자료가 제공되기 시작한 시점에 따라 차이가 있는데, 석유정제업 자료의 경우 1980년 1월부터 2018년 12월, 주요 석유품목별 자료는 1995년 1월부터 2018년 12월이다. 모두 월간자료이고 계절 조정된 자료이며 실증분석에서는 로그 변환된 자료를 사용하였다.

[그림 1]은 석유정제업의 생산, 출하, 재고지수를 나타낸다. [그림 2]~[그림 4]는 각각 추세를 제거한 석유정제업과 주요품목별(휘발유, 경유) 시계열 자료의 추이를 보여준다.

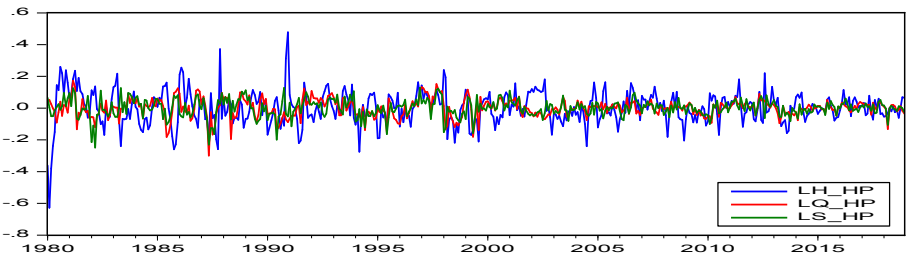
<표 1>은 석유정제업과 주요 석유 정제품(휘발유, 경유)의 재고, 생산, 판매 변수들에 대해서 각각 로그변환, 로그 차분, 그리고 HP(Hodrick-Prescott) 필터로 추세를 제거한 자료들에 대한 기초 통계량를 나타낸다.

석유정제업과 주요 제품에 대하여 HP 필터로 추세를 제거한 변수들의 표준편차를 비교해보면 판매, 생산과 비교하여 재고의 표준편차는 가장 큰 것으로 나타났다. 석유정제업에서 생산의 변동성은 판매의 변동성보다 상대적으로 크게 나타났다. 그러나, 휘발유와 경유에 대해서 판매의 변동성이 생산의 변동성보다 크게 나타났다.

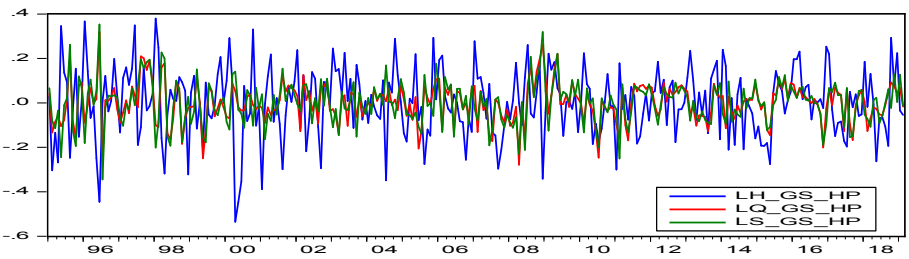
[그림 1] 석유정제업의 생산 · 출하 · 재고지수



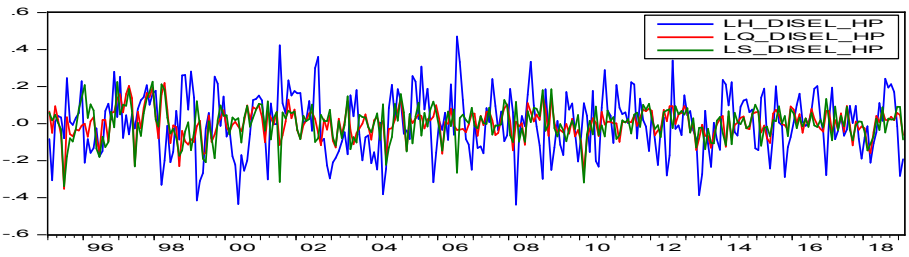
[그림 2] 석유정제업의 생산 · 출하 · 재고지수(추세제거 자료)



[그림 3] 휘발유의 생산, 판매, 재고(추세제거 자료)



[그림 4] 경유의 생산, 판매, 재고(추세제거 자료)

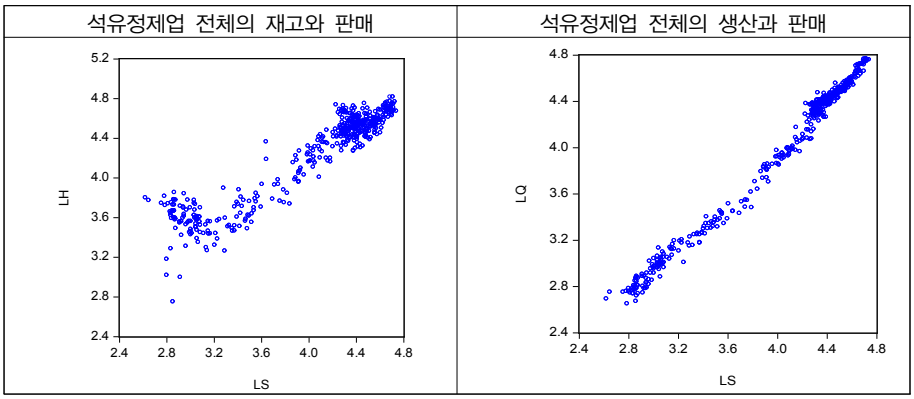


〈표 1〉 기초통계량

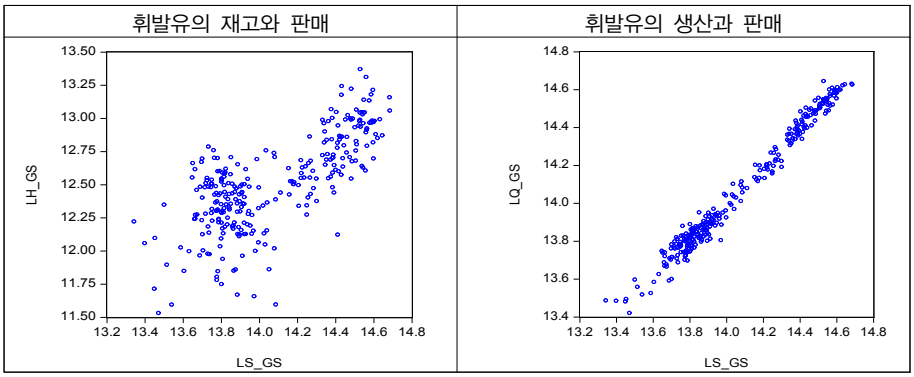
변수		평균	중앙값	최대	최소	표준편차	왜도	첨도
석유정제품	Log(H)	4.2389	4.4473	4.8187	2.7537	0.4429	-0.8151	2.3169
	Log(Q)	3.9862	4.3288	4.7715	2.6532	0.6434	-0.7564	2.0172
	Log(S)	4.0159	4.3115	4.7362	2.6174	0.6092	-0.8573	2.2016
	Dlog(H)	0.0039	0.0033	0.6342	-0.4342	0.1036	0.3793	7.6337
	Dlog(Q)	0.0041	0.0031	0.2787	-0.2645	0.0571	-0.1602	6.9786
	Dlog(S)	0.0038	0.0037	0.2099	-0.2333	0.0593	-0.1986	4.1133
	Log(H)HP	2.38E-13	0.0003	0.4779	-0.6276	0.1054	-0.3260	6.7819
	Log(Q)HP	3.41E-13	0.0048	0.1728	-0.2987	0.0567	-0.5884	5.1365
	Log(S)HP	4.15E-13	0.0005	0.1282	-0.2484	0.0539	-0.6491	5.1389
휘발유	Log(H)	12.5032	12.5024	13.3701	11.5303	0.3492	-0.1182	2.8177
	Log(Q)	14.0685	13.9345	14.6439	13.4203	0.3229	0.2865	1.7101
	Log(S)	14.0721	13.9464	14.6851	13.3428	0.3270	0.2224	1.7407
	Dlog(H)	0.0041	0.0065	0.6270	-0.6123	0.1962	0.0233	3.2595
	Dlog(Q)	0.0033	-0.0016	0.3116	-0.5722	0.1082	-0.3471	5.8855
	Dlog(S)	0.0033	-0.0072	0.3397	-0.6874	0.1281	-0.3616	5.6245
	Log(H)HP	-1.1E-12	0.0053	0.3796	-0.5351	0.1541	-0.3066	3.3719
	Log(Q)HP	2.92E-12	0.0054	0.3192	-0.2782	0.0872	-0.1142	4.0315
	Log(S)HP	1.11E-12	0.0092	0.3525	-0.3446	0.0968	-0.0184	3.9584
경유	Log(H)	13.7373	13.7484	14.2491	13.2423	0.1882	-0.1506	2.7222
	Log(Q)	15.0423	15.0369	15.4260	14.3626	0.2031	-0.0418	2.2586
	Log(S)	15.0569	15.0361	15.4711	14.5151	0.1996	0.0087	2.2102
	Dlog(H)	0.0008	0.0008	0.5312	-0.5588	0.1875	0.1176	2.9517
	Dlog(Q)	0.0020	0.0045	0.3989	-0.3588	0.0935	0.1332	4.4698
	Dlog(S)	0.0015	0.0014	0.3720	-0.3800	0.1147	-0.2107	3.4596
	Log(H)HP	4.78E-12	0.0038	0.4699	-0.4371	0.1640	-0.0926	2.8137
	Log(Q)HP	3.68E-12	0.0069	0.2192	-0.3519	0.0768	-0.5247	4.7510
	Log(S)HP	4.11E-12	0.0108	0.2264	-0.3373	0.0898	-0.5570	4.2222

[그림 5]~[그림 7]은 각각 석유정제업, 휘발유와 경유에 대한 재고와 판매의 관계, 생산과 판매의 관계를 나타내는 산포도이다. 석유정제업 전체와 휘발유, 경유 제품에 대해서 재고는 판매와 생산은 판매와 각각 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

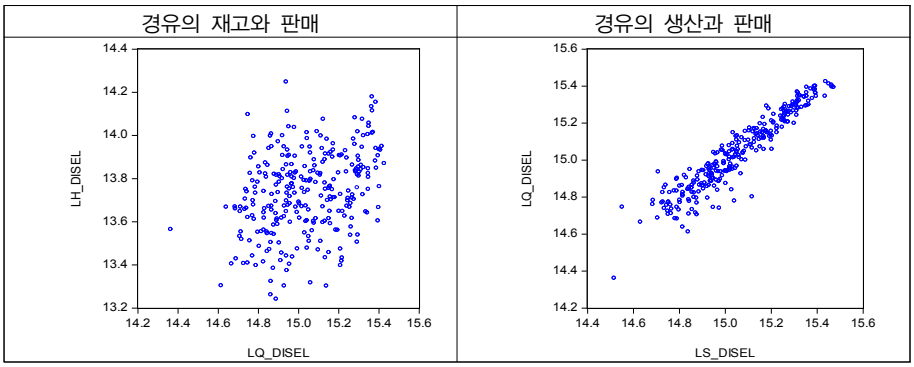
[그림 5] 석유정제업의 재고와 판매, 생산과 판매의 관계



[그림 6] 휘발유의 재고와 판매, 생산과 판매의 관계



[그림 7] 경유의 재고와 판매, 생산과 판매의 관계



<표 2>는 석유정제업 전체와 주요 석유제품(휘발유, 경유)의 재고, 생산, 판매 변수에 대해 등분산성 검정 결과를 나타낸다. 차분 변수의 경우 자체적으로 변동성이 높고 기존 연구와의 비교를 위하여 본 절의 실증분석에서는 HP 필터로 추세를 제거한 자료를 사용한다. 석유정제업 전체에 대해서 살펴보면 재고의 분산은 생산과 판매의 분산보다 크다. 그리고 생산의 분산이 판매의 분산에 비하여 높게 나타났다. Siegel-Tukey, Bartlett, Levene 검정 모두 통계적으로 유의하였다. 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과하는 점에서 생산평활 가설에 의한 예측과 다르다. 이는 생산평활 가설이 현실과 불일치를 보인다는 Blanchard (1983), Blinder (1986)와 일치한다.

주요 제품으로 고려한 휘발유 제품의 경우 재고의 변동성이 판매와 생산의 변동성에 비해 크고 차이가 유의한 것으로 나타났지만 생산과 판매에 대해서는 세 가지 검정 결과 모두 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 반면 경유 제품은 판매의 분산이 생산의 분산보다 크게 나타났다.

〈표 2〉 등분산성 검정

			Siegel-Tukey	Bartlett	Levene
석유정제업 전체	생산 vs 재고	통계량	1.7000	63.6309	101.7648
		p-값	0.0891	0.0000	0.0000
	판매 vs 재고	통계량	2.8475	46.6543	63.1933
		p-값	0.0044	0.0000	0.0000
	생산 vs 판매	통계량	2.2052	1.3927	3.5377
		p-값	0.0016	0.0044	0.0053
휘발유	생산 vs 재고	통계량	6.8029	88.7498	63.0049
		p-값	0.0000	0.0000	0.0000
	판매 vs 재고	통계량	5.4366	60.0808	42.7896
		p-값	0.0000	0.0000	0.0000
	생산 vs 판매	통계량	1.5216	3.1541	2.8071
		p-값	0.1281	0.0757	0.0944
경유	생산 vs 재고	통계량	9.8720	152.0174	126.8321
		p-값	0.0000	0.0000	0.0000
	판매 vs 재고	통계량	8.0770	98.8693	86.0867
		p-값	0.0000	0.0000	0.0000
	생산 vs 판매	통계량	2.5306	6.9828	6.0454
		p-값	0.0114	0.0082	0.0142

<표 3>은 석유정제업과 주요 석유제품(휘발유, 경유)에 대한 Granger 인과관계 검정 결과를 나타낸다. 석유정제업의 경우, 판매는 생산에 대하여 유의한 인과성을 갖고, 판매와 재고, 생산과 재고 사이에는 양방향으로 인과성을 보였다. 휘발유와 경유의 경우, 재고는 판매에 대하여 유의한 인과성을 갖는다. 휘발유는 생산과 판매에 대해 양방향으로 인과관계를 보이며 통계적으로 유의하였으나, 경유 제품의 판매는 생산에 대해 통계적으로 유의한 인과성을 보였다.

〈표 3〉 인과관계 검정

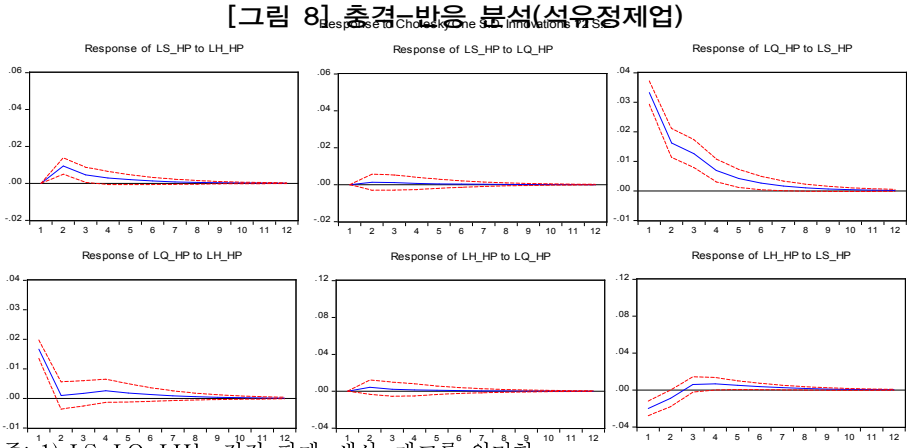
구분	검정대상	F-statistics	P-value
석유정제업 전체	판매→재고	33.1506	0.0000
	재고→판매	11.7769	0.0000
	생산→재고	31.7870	0.0000
	재고→생산	5.6536	0.0038
	판매→생산	8.9668	0.0002
	생산→판매	1.5736	0.2084
휘발유	판매→재고	0.3234	0.7240
	재고→판매	25.2364	0.0000
	생산→재고	1.1794	0.3090
	재고→생산	5.6397	0.0040
	판매→생산	4.1440	0.0168
	생산→판매	9.9029	0.0001
경유	판매→재고	1.9314	0.1469
	재고→판매	20.4961	0.0000
	생산→재고	2.5065	0.0834
	재고→생산	6.9070	0.0012
	판매→생산	4.4047	0.0131
	생산→판매	1.8896	0.1530

[그림 8]~[그림 10]은 석유정제업, 휘발유, 경유에 대해 재고, 생산, 판매 지수의 VAR 추정에서 얻은 충격반응 분석을 나타낸다. 충격반응 분석에서 석유정제업 전체와 주요 석유제품(휘발유, 경유)의 재고 충격에 대하여 판매는 증가하는 반응을 보인다. 재고 충격에 대하여 생산 역시 정(+)의 반응을 나타낸다. 따라서 석유정제산업에서 재고의 변화는 미래의 판매와 생산에 대하여

신호 기능을 나타내며 이는 재고 변화의 독자성과 자발성을 의미한다.

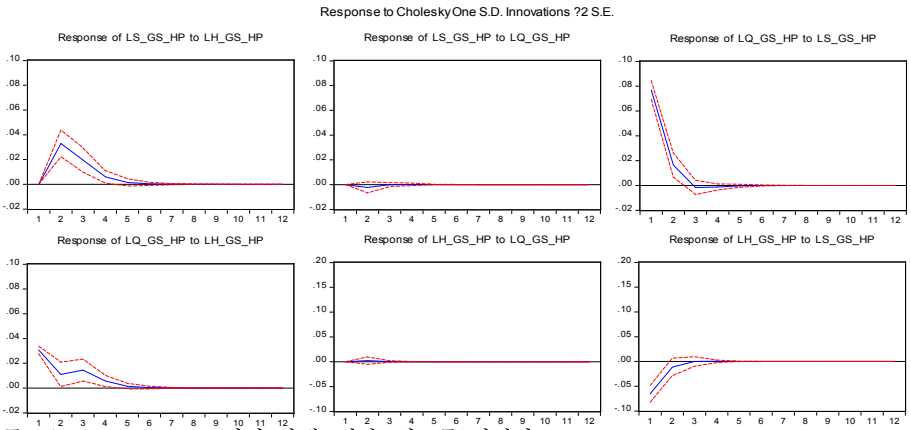
충격반응 분석에서 판매 충격에 대하여 생산은 정(+)의 반응을 보이며 유의하다. 그리고 판매 충격에 대하여 재고는 부(-)의 반응을 유의하게 나타낸다. 생산 충격에 대하여 재고와 판매는 유의한 반응을 보이지 않는다.

[그림 8] 충격-반응 분석(선형정제업)



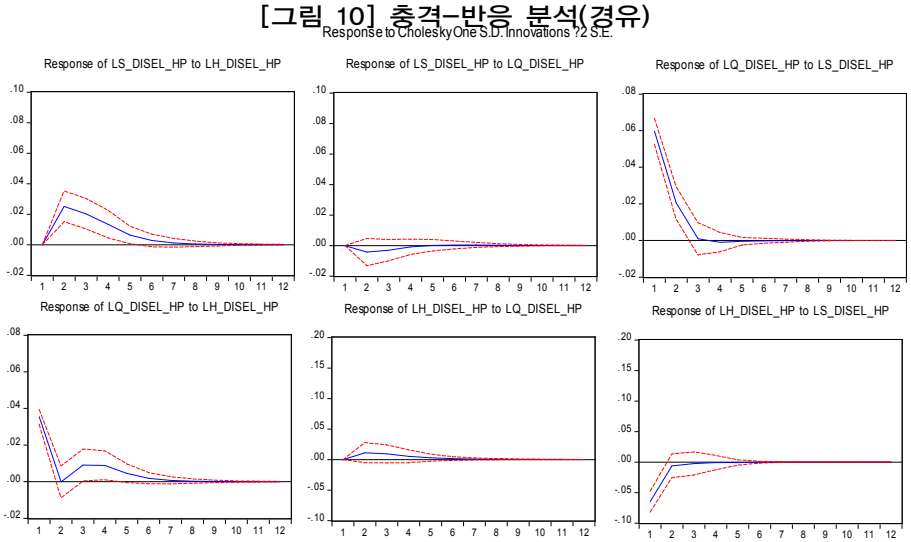
주: 1) LS, LQ, LH는 각각 판매, 생산, 재고를 의미함
2) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

[그림 9] 충격-반응 분석(휘발유)



주: 1) LS, LQ, LH는 각각 판매, 생산, 재고를 의미함
2) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

[그림 10] 충격-반응 분석(경유)



주: 1) LS, LQ, LH는 각각 판매, 생산, 재고를 의미함
2) 점선은 95% 신뢰구간을 나타냄.

Ⅴ. 주요결과

1. VECM 추정

국내 석유정제품의 재고와 판매 그리고 생산과 판매의 관계를 분석하기 위하여 추정에 앞서 장기균형관계의 존재 여부를 파악하고자 한다. <표 4>와 <표 5>는 각각 석유정제업 재고, 판매, 생산지수와 주요 제품별(휘발유, 경유) 재고, 생산, 판매로 세 개의 변수에 대하여 Johansen 장기균형검정 결과를 보여준다. <표 4>는 석유정제업에 대한 장기균형검정이며 BIC 기준에 의한 VECM 적정 차수인 1과 함께 다른 차수에 대하여도 검정한 결과이다. 장기균형관계가 없다는 가설과 장기균형관계가 하나 있다는 가설을 기각한 반면 두 개 있다는 가설은 기각할 수 없었다. 따라서 세 개의 변수에서 두 개의 장기

균형관계가 존재하는데 재고와 판매, 생산과 판매 두 개의 변수에 대해 각각 하나씩의 장기균형관계를 찾을 수 있었다.

〈표 4〉 Johansen 장기균형검정(석유정제업)

	Rank	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	Lag=5
석유정제업	rank=0	111.1520*	95.25019*	78.99913*	65.65886*	50.27531*
	rank≤1	42.18392*	36.34460*	30.20505*	28.19083*	21.42308*
	rank≤2	3.026870	3.097018	3.444923	3.191402	2.352565

주: * 5% significant

<표 5>는 주요 제품 휘발유와 경유에 대한 장기균형검정이며 VECM 적정 차수는 BIC에 의하여 1로 선택하였다. 마찬가지로 장기균형관계가 없다는 가설과 장기균형관계가 하나 있다는 가설을 기각함으로써 재고, 생산, 판매 세 개의 변수에서 두 개의 장기균형관계를 발견하였다. 주요 제품에 대한 분석기간은 자료의 제공기간인 2000년 1월~2018년 12월이다.

〈표 5〉 Johansen 장기균형검정(휘발유, 경유)

	변수	귀무가설	LR 통계량	5% 임계값	p-값
휘발유	(H_t, S_t, Q_t)	$H_0 : rank = 0$	131.6063	29.79707	0.0000
		$H_0 : rank \leq 1$	31.03676	15.49471	0.0001
		$H_0 : rank \leq 2$	0.824709	3.841465	0.3638
경유	(H_t, S_t, Q_t)	$H_0 : rank = 0$	190.0518	29.79707	0.0000
		$H_0 : rank \leq 1$	28.52633	15.49471	0.0003
		$H_0 : rank \leq 2$	1.291195	3.841465	0.2558

석유정제업의 재고, 생산, 판매지수에 대하여 전체기간(1980년 1월~2018년 12월), 그리고 국내 정제시설 고도화 투자[1]가 본격화된 2000년을 기준으로

1) 국내 정유업계는 2000년 이후 세계적으로 경질제품 소비증가 추세와 엄격해진 환경기준 문제 등에 대처하기 위해 정제설비 고도화 시설에 대한 투자를 집중했다. 이를 통해

부분기간 1(1980년 1월~1999년 12월), 부분기간 2(2000년 1월~2018년 12월)에 대해서 Johansen 검정을 실시한 결과, 두 개의 장기균형관계를 얻고 VECM 최우추정법에 의하여 장기균형관계는 다음과 같이 추정되었다.

(1) 석유정제업(전체기간: 1980~2018)

$$H_t = \underset{(0.02821)}{0.667614}\, S_t + 1.558556 + w_{1t}$$

$$Q_t = \underset{(0.01578)}{1.054170}\, S_t - 0.247275 + w_{2t}$$

(1-1) 석유정제업(부분기간 1: 1980~1999)

$$H_t = \underset{(0.04791)}{0.636587} S_t + 1.642915 + w_{1t}$$

$$Q_t = \underset{(0.02247)}{1.011356}\, S_t - 0.114455 + w_{2t}$$

(1-2) 석유정제업(부분기간 2: 2000~2018)

$$H_t = \underset{(0.10270)}{0.449533}\, S_t + 2.56046 + w_{1t}$$

$$Q_t = \underset{(0.04448)}{0.985623}\, S_t + 0.080466 + w_{2t}$$

여기서, 괄호 안은 표준오차이다.

제품의 고부가가치화를 실현함과 동시에 경질유 중심의 석유제품 수출 증대로 이어졌는데, 수출 상대국도 2000년 전 세계 20여개 국가에서 50여개 국가로 확대되었다.

첫 번째 장기균형관계는 재고와 판매로 구성되며 장기균형 계수는 정(+)의 부호를 갖고 통계적 유의성을 보인다. 판매가 증가할 경우 목표 재고가 증가하고 재고는 동 목표 수준으로 수렴하려 하므로 재고소진 회피동기와 부합하는 결과이다. 전체기간에 대한 추정과 비교하여 부분기간 2(2000년 1월~2018년 12월)에서 재고와 판매의 균형계수는 작게 추정되었으나 여전히 정(+)의 부호이며 통계적 유의성을 나타낸다. 두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성되며 장기균형계수는 1에 가까운 수치를 나타낸다. 이로써 생산과 판매는 동조성을 갖고 이들의 차이인 재고변화는 정상성을 충족한다.

주요 제품별로 살펴보면, 휘발유의 경우 재고와 판매의 장기균형관계에서 균형계수가 경유보다 큰 것으로 추정되었다. 이는 산업적 용도로 쓰이는 경유보다 상대적으로 변동성이 크고 소득탄력성이 높은 휘발유의 경우, 미래 수요에 대한 기대를 반영한 재고수준의 변화가 더 크게 나타났기 때문에 재고와 판매의 동조성과 재고소진 회피동기가 더욱 강함을 알 수 있다. 두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성되며 이들은 균형관계를 갖고 장기균형 계수는 1에 근접하므로 두 변수의 동조성을 나타낸다. 판매에 충격이 발생하면 생산이 반응하므로 이들의 차이인 재고의 변화는 정상성을 갖는다. 석유 제품별(휘발유, 경유)로 추정한 결과도 석유정제업 자료에 대한 결과와 같이 재고와 판매, 생산과 판매의 장기균형관계가 정(+)의 부호로 유의하게 추정되었다.

(2) 휘발유

$$H_t = 0.793499\, S_t + 1.378803 + w_{1t}$$
$$\quad (0.09025)$$

$$Q_t = 1.000523\, S_t - 0.012097 + w_{2t}$$
$$\quad (0.00650)$$

(3) 경유

$$H_t = 0.405908 S_t + 7.619704 + w_{1t}$$
$$(0.11966)$$
$$Q_t = 0.989700 S_t + 0.150750 + w_{2t}$$
$$(0.00702)$$

석유정제업 자료에 대한 재고 변화에 대하여 ECM으로 추정한 결과 <표 6>과 같이 장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 음(-)의 부호를 갖고 유의함을 보인다. 이는 예상되는 판매 증가에 대하여 목표 재고가 증가하고 실제 재고는 점진적으로 증가하면서 균형으로 수렴하는 경향을 나타내는 것으로 해석된다. 따라서 재고 변화의 동태적 특성으로 재고소진 회피 동기가 나타나고 있음을 의미한다.

〈표 6〉 석유정제업의 재고 변화에 대한 ECM 추정

	모형	변수	계수	표준오차	t 통계량	p-값
석유정제업 (전체기간: 1980~2018)	ECM	상수항	0.005653	0.004311	1.311244	0.1904
		w_{1t-1}	-0.276985	0.034010	-8.144094	0.0000
		w_{2t-1}	0.117266	0.077536	1.512397	0.1311
		ΔH_{t-1}	-0.165244	0.051571	-3.204179	0.0014
		ΔQ_{t-1}	0.158152	0.111776	1.414904	0.1578
		ΔS_{t-1}	-0.321204	0.109452	-2.934665	0.0035
		R^2	0.199171	AIC		-1.906230
		RSS	3.952420	BIC		-1.852871
		로그 우도	450.1515			
석유정제업 (부분기간1: 1980~1999)	ECM	상수항	0.009389	0.00714	1.315130	0.1897
		w_{1t-1}	-0.263280	0.04461	-5.901750	0.0001
		w_{2t-1}	0.025189	0.11475	0.219500	0.8264
		ΔH_{t-1}	-0.141630	0.06962	-2.034420	0.0430
		ΔQ_{t-1}	0.195676	0.14793	1.322790	0.1872
		ΔS_{t-1}	-0.353040	0.15030	-2.348850	0.0196
		R^2	0.197873	AIC		-7.523674
		RSS	2.774808	BIC		-7.173529
		로그 우도	919.317200			
석유정제업 (부분기간2: 2000~2018)	ECM	상수항	0.001591	0.00473	0.336660	0.7367
		w_{1t-1}	-0.371540	0.06575	-5.651080	0.0001
		w_{2t-1}	0.432295	0.17182	2.515990	0.0126
		ΔH_{t-1}	-0.218920	0.09169	-2.387640	0.0178
		ΔQ_{t-1}	0.050814	0.20854	0.243660	0.8077
		ΔS_{t-1}	-0.206020	0.17800	-1.157400	0.2483
		R^2	0.232903	AIC		-11.312040
		RSS	1.128573	BIC		-10.951050
		로그 우도	1313.572			

석유정제업의 전체기간에 대한 추정을 보면, 재고의 변화는 장기균형관계 w_{2t-1}에 대하여는 유의한 반응을 보이지 않는다. 판매가 증가할 경우 생산평활동기가 작동한다면 생산이 크게 변하지 않고 사후적으로 재고의 감소를 가져온다. 그러나 판매의 증가에 대하여 생산이 동조하여 증가한다면 재고 변화에는 유의한 영향을 미치지 못한다. 따라서 ECM 추정결과에 의하면 판매충격이

있는 경우 생산평활 동기에 의한 재고의 변화는 크지 않은 반면 재고는 재고소진 회피 동기에 의하여 목표 재고로 수렴해 가는 동태적 특성을 보인다. 이 결과는 부분기간 1(1980년 1월~1999년 12월)에서도 동일하게 나타난다. 그러나 부분기간 2(2000년 1월~2018년 12월)에서는 생산과 판매의 장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 더욱 커지고 통계적으로 유의함을 나타낸다. 따라서 부분기간 2에서는 석유정제업의 재고변화는 재고소진 회피동기와 함께 생산평활 동기 모두 강하고 유의함을 나타났는데, 이는 2000년대 이후 중국 등 개도국들의 경제개발과 선진국들의 환경정책 강화 영향으로 경질유 제품의 수요 증가 등의 국내외 석유시장 여건 변화와 더불어 정제시설 고도화 투자가 본격화된 영향으로 보인다.

주요 제품별 재고 변화에 대하여 ECM으로 추정한 결과 <표 7>과 같이 휘발유와 경유 모두 장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 부(-)의 부호를 갖고 유의함을 보인다. 이로써 재고와 판매의 균형관계에서 이탈이 발생하면 재고의 조정을 통하여 균형수렴이 이루어진다. 이는 석유정제업 자료에 대한 결과와 같으며 재고소진 회피 동기에 의한 재고 변화가 이루어지고 있음을 의미한다. 장기균형관계 w_{2t-1}의 계수를 보면 휘발유와 경유 모두 유의하지 않으며 경유의 경우 생산평활 가설과 달리 부(-)의 부호를 나타낸다. 따라서 제품별 분석에서는 생산평활 동기에 의한 재고변화가 순조로이 이루어지지 않음을 보인다. 이 결과는 Blanchard(1983), Blinder(1986), West(1986)와 같이 생산이 판매와 동조성을 보임으로써 생산의 변동성이 판매의 변동성보다 작지 않으므로 생산평활 동기에 의한 재고의 변화는 현실적으로 크지 않다.

지금까지 설명한 ECM 추정은 재고 변화의 동태적 특성으로 상태 의존성을 반영하지 않았다. 다음 분석에서는 Threshold ECM으로 확장하여 상태에 따라 변할 수 있는 재고소진 회피 동기와 생산평활 동기를 반영하여 재고변화의 동학적 특성을 설명하고자 한다.

〈표 7〉 석유제품별(휘발유, 경유)의 재고 변화에 대한 ECM 추정

	모형	변수	계수	표준오차	t 통계량	p-값
휘발유	ECM	상수항	0.005888	0.00998	0.589790	0.5559
		w_{1t-1}	-0.317625	0.06777	-4.686560	0.0001
		w_{2t-1}	0.211778	0.49357	0.429080	0.6683
		ΔH_{t-1}	-0.278050	0.11703	-2.375860	0.0183
		ΔQ_{t-1}	-0.113453	0.29232	-0.388110	0.6983
		ΔS_{t-1}	0.018630	0.27127	0.068680	0.9453
		R^2	0.307153	AIC		-9.015486
		RSS	3.733207	BIC		-8.654502
		로그 우도	1051.765			
경유	ECM	상수항	0.001206	0.00860	0.140290	0.8886
		w_{1t-1}	-0.379909	0.07296	-5.206780	0.0001
		w_{2t-1}	-0.629474	0.45035	-1.397760	0.1635
		ΔH_{t-1}	-0.180178	0.11698	-1.540270	0.1249
		ΔQ_{t-1}	0.782171	0.25575	3.058400	0.0025
		ΔS_{t-1}	-0.512658	0.21864	-2.344810	0.0199
		R^2	0.307153	AIC		-9.015486
		RSS	3.733207	BIC		-8.654502
		로그 우도	1051.765			

2. Threshold Cointegration 모형 추정

<표 8>은 석유정제업 재고투자의 동학적 특성으로 상태 의존성 여부를 검정한 결과이다. 두 개 및 세 개의 상태를 가정하여 상태 의존성을 검정하였으며 상태 변수로는 재고-판매 균형관계와 생산-판매 균형관계를 각각 적용하였다. Hansen and Seo (2002)의 Threshold Cointegration 검정방법을 변수 및 상태의 수에 맞추어 확장함으로써 분석에 적용하였다. 부트스트래핑 임계값과 p-값은 3,000번의 반복 시행을 통하여 구하였다. BIC에 의하여 선택된 VECM 적정차수 1에 대하여 검정하였다.

검정결과, 균형조정에서 상태 의존하여 나타나는 비선형성이 유의한 것으로 나타났다. 재고-판매 균형관계를 상태 변수로 할 경우 세 개의 상태에 대한

SupLM 통계량이 65.010으로 임계값 62.029 보다 크다. 두 개의 상태에 대하여 SupLM 통계량은 유의수준 10%에서 유의한 것으로 나타났다. 상태 변수를 생산-판매 균형관계로 할 경우에도 세 개의 상태에 대한 상태 의존적 균형 조정을 나타내는 결과를 얻을 수 있었다.

〈표 8〉 Threshold Cointegration 검정 (석유정제업)

상태변수(q_t)	상태 수	검정통계량		
		SupLM	5% 임계값	p-값
재고-판매 균형관계(w_{1t-1})	2 Regime	33.415	35.006	0.089
	3 Regime	65.010	62.029	0.022
생산-판매 균형관계(w_{2t-1})	2 Regime	32.748	34.949	0.106
	3 Regime	62.965	62.655	0.045

재고투자의 상태 의존적 특성을 반영한 Threshold Cointegration 모형의 추정은 <표 9>와 같다. 추정에 사용한 상태 변수 q_t는 생산과 판매의 장기 균형관계 w_{2t-1}이다. 생산과 판매의 균형관계는 초과 수요 또는 초과 공급과 같은 수급 상황을 반영할 수 있을 것이다. 재고와 판매의 균형관계를 상태 변수로 사용하여 추정하였으며 본고에 보고하지 않았으나 상태 의존성을 보인 점에서는 크게 다르지 않다. 세 개의 상태를 가정한 모형을 추정하였으며, 상태변경 모수 γ_1과 γ_2는 각각 -0.1592, 0.1488로 추정되었다. 그리고 상태 1, 2, 3에 머무를 확률은 각각 20.39%, 13.09%, 66.52%이다. 선형성을 가정한 ECM 추정과 비교하여 상태 의존적 특성을 반영함으로써 결정계수(R^2)가 증가(0.1992 → 0.2503)하여 설명력의 향상을 보이고 로그 우도 역시 증가(450.1515 → 465.5197)하였다.

상태 1에서 장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 재고소진 회피 동기가 상정하듯이 부(-)의 부호이며 상태 2와 상태 3과 비교하여 가장 크고 유의함을 보인다. 상태 3에서도 부(-)의 부호를 갖고 유의함을 보인다. 그러나 상태 2에서는 정(+)의 부호와 함께 유의하지 않음을 보인다. 따라서 상태 2에서는 재고소진

회피 동기에 의한 균형조정은 유의하게 이루어지지 않는다. 판매가 생산을 초과하는 초과수요의 영역인 상태 1에서 재고소진 회피 동기에 의하여 재고변화를 통한 목표 재고로의 균형조정은 빠르게 이루어진다. 따라서 판매가 증가하는 상태에서는 재고소진 회피 동기에 의한 재고변화가 더욱 강하게 나타나고 있다. 그리고 생산이 판매를 초과하는 초과공급의 영역인 상태 3에서도 재고는 판매와 장기균형관계를 갖기 때문에 판매의 변화에 반응함으로써 재고변화를 통한 균형조정이 이루어진다.

〈표 9〉 Threshold Cointegration 모형 추정(석유정제업)

	변수	계수	표준오차	t 통계량	p-값
상태 1: $q_t \le \gamma_1$	상수항	0.037361	0.024184	1.544877	0.1231
	w_{1t-1}	-0.423826	0.065706	-6.450353	0.0000
	w_{2t-1}	0.428554	0.232280	1.844993	0.0657
	ΔH_{t-1}	-0.102407	0.093832	-1.091380	0.2757
	ΔQ_{t-1}	0.225148	0.223088	1.009233	0.3134
	ΔS_{t-1}	-0.263336	0.229610	-1.146888	0.2520
상태 2: $\gamma_1 < q_t \le \gamma_2$	상수항	0.120394	0.049043	2.454884	0.0145
	w_{1t-1}	0.083303	0.123031	0.677089	0.4987
	w_{2t-1}	3.766600	1.423004	2.646935	0.0084
	ΔH_{t-1}	-0.444750	0.108951	-4.082109	0.0001
	ΔQ_{t-1}	0.477904	0.301144	1.586963	0.1132
	ΔS_{t-1}	-0.626711	0.243164	-2.577319	0.0103
상태 3: $q_t > \gamma_2$	상수항	0.000747	0.007252	0.102952	0.9180
	w_{1t-1}	-0.266468	0.041427	-6.432162	0.0000
	w_{2t-1}	0.237183	0.159100	1.490782	0.1367
	ΔH_{t-1}	-0.119650	0.077930	-1.535338	0.1254
	ΔQ_{t-1}	0.028179	0.144891	0.194486	0.8459
	ΔS_{t-1}	-0.185103	0.142690	-1.297237	0.1952
γ_1	-0.1592				
γ_2	0.1488				
R^2	0.250288		AIC	-1.920685	
RSS	3.700138		BIC	-1.760609	
로그 우도	465.5197		DW	1.943764	

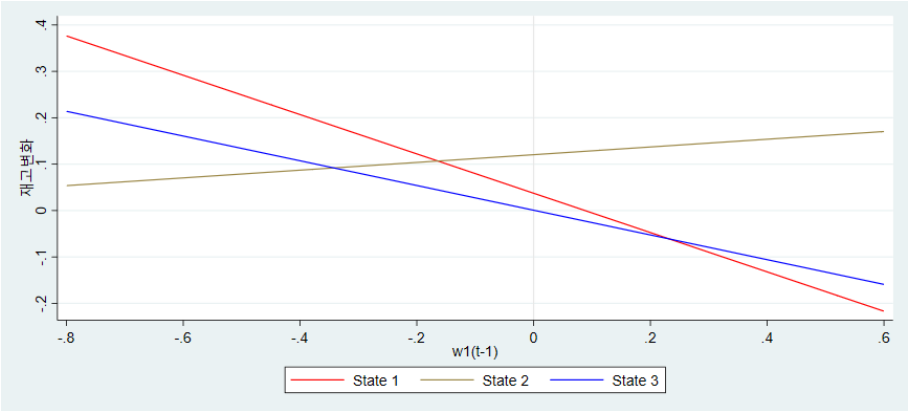
주: $P(q_t \le \gamma_1) = 0.2039$, $P(\gamma_1 < q_t \le \gamma_2) = 0.1309$, $P(q_t > \gamma_2) = 0.6652$.

장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 모든 상태에서 정(+)의 부호를 보인다. 상태 1에서 생산평활 동기에 의한 재고변화가 이루어지고 있음을 의미한다. 상태 2에서는 장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 정(+)의 부호를 나타내며 유의한 것으로 나타났다. 그러나 상태 3에서 재고의 변화는 장기균형관계 w_{2t-1}에 대하여는 정(+)의 부호이지만 유의한 반응을 보이지 않는다.

따라서 재고의 변화는 장기균형관계 w_{2t-1}에 대하여 상태 2에서 유의한 반응을 보이지만 상태 3에서는 유의한 결과를 보이지 않는다. 판매가 감소할 경우 생산의 변동이 없거나 작다면 사후적으로 재고의 증가를 가져온다. 그러나 판매의 감소에 대하여 생산이 함께 상당 폭 감소한다면 재고 변화에는 유의한 영향을 미치지 못한다. 따라서 생산평활 동기에 의한 재고의 변화는 판매가 감소하는 경우에는 크지 않음을 의미한다. 오히려 재고소진 회피 동기에 의하여 판매의 감소에 반응하고 목표 재고로 수렴함으로써 상태에 따라 다르게 균형 조정이 이루어지는 동태적 특성을 보인다.

[그림 11] 재고의 반응 1

(장기균형관계 w_{1t-1}에 대한 재고의 상태의존적 반응)



주: 1) 수평축은 장기균형관계 w_{1t-1}, 수직축은 재고변화 ΔH(t)

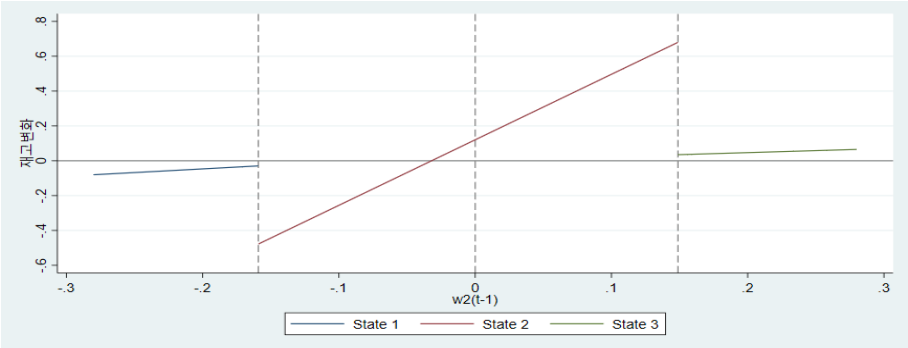
2) ΔH(t)|St =1, ΔH(t)|St =2, ΔH(t)|St =3은 각각 상태1, 2 ,3에서의 재고변화

[그림 11]에서 수평축은 장기균형관계 w_{1t-1}를 나타내고 수직축은 재고의 반응 ΔH_t으로서 상태에 따른 재고소진 회피 동기에 의한 재고 변동의 상태 의존적 특성을 나타낸다. 상태 1에서는 장기균형관계 w_{1t-1}에 대하여 재고 변화는 유의한 반응을 보인다. 그러나 상태 2에서는 재고의 반응은 유의하지 않으며 다시 상태 3에서 반응을 나타낸다. 즉, 재고 변동에서 재고소진 회피 동기는 상태 1과 상태 3에서는 유의하지만 상태 2에서는 유의하지 않다. 특히, 상태 1에서는 판매가 증가하면서 재고소진 회피 동기에 의한 재고 증가가 매우 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

[그림 12]에서 수평축은 장기균형관계 w_{2t-1}를, 수직축은 재고의 반응 ΔH_t을 나타내며 생산평활 동기에 의한 재고 반응의 상태 의존성을 보여준다. Ramey (1991)가 제시하듯이 생산비용이 비볼록한 경우 기업은 생산평활화 대신 생산수준을 크게 변동시킴으로써 생산비용을 최소화할 수 있다. 특히, 생산은 판매와 동조성을 갖고 생산의 변동성이 판매의 변동성과 같음으로써 생산평활 동기에 의한 재고변화는 유의하게 나타나지 않는다. 상태 3에서는 재고의 반응은 유의하지 않으므로 생산평활 동기에 의한 재고의 변동은 크지 않다.

[그림 12] 재고의 반응 2

(장기균형관계 w_{2t-1}에 대한 재고의 상태의존적 반응)



주: 1) 수평축은 장기균형관계 w_{2t-1}, 수직축은 재고변화 ΔH(t)

2) ΔH(t)|St =1, ΔH(t)|St =2, ΔH(t)|St =3은 각각 상태1, 2 ,3에서의 재고변화

<표 10>은 주요 제품별로 나타나는 상태 의존성을 검정한 결과이다. 석유정제업과 동일한 방식으로 두 개 및 세 개의 상태를 가정하고 상태 변수로는 재고-판매 균형관계와 생산-판매 균형관계를 사용하여 검정하였다. 그리고 VECM 적정차수 1에 대하여 검정하였다.

휘발유에 대한 검정에서는 상태 의존하여 나타나는 비선형적 균형조정이 유의한 것으로 나타났다. 생산-판매 균형관계를 상태 변수로 할 경우 세 개의 상태에 대한 SupLM 통계량이 66.006으로 임계값 59.643 보다 크다. 두 개의 상태에 대하여도 SupLM 통계량은 유의한 것으로 나타났다. 상태 변수를 재고-판매 균형관계로 할 경우에도 상태 의존적 균형조정을 나타내는 결과를 얻을 수 있었다.

경유에 대한 상태 의존성을 검정한 결과에서는 상태 변수를 재고-판매 균형관계와 생산-판매 균형관계로 하였을 때 SupLM 통계량이 크지 않고 p-값이 유의하지 않다. 따라서 경유에 대한 재고 변화에서는 상태 의존성이 유의하지 않으므로 휘발유에 대해서만 Threshold ECM 추정을 하였다.

〈표 10〉 Threshold Cointegration 검정(주요 제품별)

품목	상태변수(q_t)	상태 수	검정통계량		
			SupLM	5% 임계값	p-값
휘발유	재고-판매 균형관계(w_{1t-1})	2 Regime	34.191	34.062	0.048
		3 Regime	61.450	59.086	0.024
	생산-판매 균형관계(w_{2t-1})	2 Regime	47.140	34.356	0.000
		3 Regime	66.006	59.643	0.008
경유	재고-판매 균형관계(w_{1t-1})	2 Regime	26.571	34.206	0.409
		3 Regime	49.802	59.197	0.448
	생산-판매 균형관계(w_{2t-1})	2 Regime	21.567	33.894	0.849
		3 Regime	42.852	59.133	0.871

주요 제품으로 고려한 휘발유에 대하여 재고투자의 상태 의존적 특성을 반영한 Threshold Cointegration 모형의 추정은 <표 11>과 같다. 석유정제업과 동일한 추정 방법을 적용하였다. 추정에 사용한 상태 변수 q_t는 시장 수급

상황을 반영하도록 생산과 판매의 장기균형관계 w_{2t-1}로 하였다. 세 개의 상태를 가정한 모형을 추정하였으며, 상태변경 모수 γ_1과 γ_2는 각각 -0.0473, 0.0150으로 추정되었다. 그리고 상태 1, 2, 3에 머무를 확률은 각각 14.16%, 50.88%, 34.96%이다.

장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 재고소진 회피 동기가 상정하듯이 모든 상태에서 부(-)의 부호이며 상태 2와 상태 3에서 유의함을 보인다. 상태 1에서는 10% 유의수준에서 유의함을 보인다. 휘발유에 대한 재고변화는 모든 상태에서 재고소진 회피 동기에 의하여 목표재고로의 균형조정이 이루어지고 있음을 의미한다. 판매가 증가하는 상태에서는 재고소진 회피 동기에 의하여 재고가 증가함으로써, 생산이 판매를 초과하는 초과공급의 상태에서는 재고는 판매의 감소에 동조함으로써 재고변화를 통한 균형조정이 이루어진다.

장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 상태 2에서만 정(+)의 부호를 보이고 유의하다. 상태 1과 상태 3에서 장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 부(-)의 부호를 나타내며 유의하지 않다. 따라서 상태 2에서는 생산평활 동기에 의한 재고변화가 이루어지고 있으나 상태 1과 상태 3에서는 유의한 반응을 보이지 않는다. 판매가 증가(감소)할 경우 생산의 변동이 없거나 작다면 사후적으로 재고의 감소(증가)를 가져온다. 그러나 판매의 변화에 대하여 생산이 함께 동조적으로 변화한다면 재고 변화에는 유의한 영향을 미치지 못한다. 따라서 휘발유 제품에서는 생산평활 동기에 의한 재고의 변화는 상태 1과 상태 3에서 유의하지 않음으로 나타난다. 휘발유 역시 석유정제업과 같이 재고소진 회피 동기와 생산평활 동기에 의한 균형조정은 상태에 의존적으로 이루어지는 동태적 특성을 나타낸다.

〈표 11〉 Threshold Cointegration 모형 추정(휘발유)

	변수	계수	표준오차	t 통계량	p-값
상태 1: $q_t \le \gamma_1$	상수항	-0.190035	0.090951	-2.089423	0.0379
	w_{1t-1}	-0.372511	0.215205	-1.730959	0.0849
	w_{2t-1}	-1.689005	1.658391	-1.018460	0.3096
	ΔH_{t-1}	-0.166869	0.338428	-0.493070	0.6225
	ΔQ_{t-1}	-1.305712	1.039013	-1.256685	0.2103
	ΔS_{t-1}	0.807162	0.857835	0.940929	0.3478
상태 2: $\gamma_1 < q_t \le \gamma_2$	상수항	0.028851	0.017423	1.655870	0.0992
	w_{1t-1}	-0.218690	0.096654	-2.262599	0.0247
	w_{2t-1}	2.669926	1.016946	2.625436	0.0093
	ΔH_{t-1}	-0.595541	0.179662	-3.314788	0.0011
	ΔQ_{t-1}	0.178968	0.381182	0.469508	0.6392
	ΔS_{t-1}	0.042590	0.365849	0.116415	0.9074
상태 3: $q_t > \gamma_2$	상수항	-0.022804	0.032583	-0.699878	0.4848
	w_{1t-1}	-0.363651	0.110754	-3.283417	0.0012
	w_{2t-1}	-0.011623	0.974907	-0.011922	0.9905
	ΔH_{t-1}	-0.133662	0.181825	-0.735110	0.4631
	ΔQ_{t-1}	-0.228345	0.492197	-0.463929	0.6432
	ΔS_{t-1}	-0.309927	0.450842	-0.687441	0.4926
γ_1	-0.0473				
γ_2	0.0150				
R^2	0.363227		AIC	-0.936926	
RSS	4.466691		BIC	-0.666188	
로그 우도	124.8095		DW	1.965013	

주: $P(q_t \le \gamma_1) = 0.1416$, $P(\gamma_1 < q_t \le \gamma_2) = 0.5088$, $P(q_t > \gamma_2) = 0.3496$.

3. 예측력 평가

재고투자에 대한 동태적 분석에서 재고와 판매, 생산과 판매 사이에 각각 장기균형관계가 있음을 확인하였다. 이와 함께 경기 의존적 균형조정을 동태적 분석 결과로 얻었다. 따라서 재고 변화의 상태 의존적 특성을 적절히 반영하는 모형을 적용함으로써 재고 변화의 예측에 있어 정확성을 높이는 데 도움이 되는 정보를 제공할 것으로 기대된다.

본 연구에서 추정에 사용한 Threshold ECM은 재고 변화의 경기 의존적 특성을 반영하므로 이를 예측에 적용하고 AR, ECM 모형에 의한 예측과 비교하였다. 석유정제업 재고지수와 주요 정제품목으로 고려한 휘발유 재고에 대하여 예측을 하였다.

<표 12>와 같이 석유정제업 재고에 대한 표본 내 예측에서 상태 의존성을 반영한 예측은 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 9.64%, 6.13% 향상시키는 것으로 나타났다. 상태 의존성을 반영하지 않는 ECM 예측에 의하면 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE는 각각 8.38%, 4.53% 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 12〉 예측력 평가

		Threshold ECM		ECM		AR	
		A	(A/C)	B	(B/C)	C	(C/C)
석유정제업	RMSE	6.31264	0.9036	6.40043	0.9162	6.98577	1
	MAE	4.73247	0.9387	4.81326	0.9547	5.04171	1
	MAPE	6.73668	0.9402	6.86050	0.9575	7.16514	1
휘발유	RMSE	42280.76	0.9167	44145.34	0.9571	46124.45	1
	MAE	32012.13	0.9238	33355.53	0.9626	34651.38	1
	MAPE	10.79	0.9058	11.41641	0.9583	11.91	1

주: 1) RMSE = $\sqrt{\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}(y_{t+i}-\hat{y}_{t+i})^2}$, MAE = $\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}|y_{t+i}-\hat{y}_{t+i}|$,

MAPE = $\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}|\frac{y_{t+i}-\hat{y}_{t+i}}{y_{t+i}}|$ 단, $\hat{y}_{t+i}$ 는 예측값

2) 석유정제업에 대한 예측은 전체 표본기간(1980년 1월~2018년 12월)을 추정에 사용하고 전체기간에 대하여 표본내 예측을 실시함

3) 휘발유에 대한 예측은 2000년 1월~2018년 12월에 대하여 추정하고, 표본내 예측을 하였음

그리고 휘발유 재고에 대한 표본 내 예측에서 상태 의존성을 반영하지 않는 ECM 예측에 의하면 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE는 각각 4.29%, 3.74% 감소하는 것으로 나타났다. 상태 의존성을 반영한 Threshold ECM에 의한 예측은 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 8.33%, 7.62% 향상하는 것으로 나타났다. 이는 ECM에 의한 예측에 비하여 큰 폭으로 예측력을 향상하고 있음을 보여준다.

Ⅵ. 결론

석유 시장에서 재고변화에 대한 선행연구는 재고에 대하여 사후적(ex-post)으로 발생하는 초과공급으로 간주하였다. 즉, 재고가 증가하는 것은 시장의 초과공급을 의미하므로 재고와 판매는 부(-)의 관계를 갖고 미래 가격이 하락할 것이라는 정보로 전달되었다. 사후적 의미의 재고변화는 생산평활 가설에 기초하는데 많은 연구에서 생산평활 가설은 현실과 불일치함을 보였다. 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기는 예상되는 판매 수준에 대응하여 목표재고 수준을 정하고 실제 재고는 목표 수준으로 수렴하는데 재고소진 회피 동기에 따르면 재고는 생산평활 동기와 달리 사전적(ex-ante)인 신호의 의미로서 재고는 예상되는 수요와 동조성을 갖는다.

본 연구는 선형-이차 재고모형(Linear-Quadratic Inventory Model)에 반영된 재고소진 회피 동기와 생산평활 동기에 기초하여 국내 석유정제업의 재고와 판매, 그리고 생산과 판매로 이루어진 장기균형관계를 찾고 모형의 확장을 통해 시장 수급상태에 의존하여 나타나는 재고 동학의 비선형적 특성을 분석하였다. 국내 석유정제업과 주요 제품에 대하여 동학적 모형으로 분석하여 재고와 판매, 생산과 판매 간의 두 개의 장기균형관계를 얻고 이를 기초로 재고변화의 동태적 특성을 분석하였다. 그 결과, 재고투자 동학의 상태 의존성을 확인하였으며 시장 수급상태에 따라 재고소진 회피 동기에 의한 재고변화가 유의하게 나타났다. 특히, 판매가 증가하는 초과수요 상태에서는 재고소진 회피 동기가 강하게 나타나지만 생산평활 동기는 유의하지 않았다. 그리고 판매가 감소하는 초과공급 상태에서 재고 변화는 판매와 동조하여 목표 재고로 조정해가는 과정을 보임으로써 재고소진 회피 동기와 부합함을 확인하였다. 사전적인 의미를 내포한 재고소진 회피 동기에 의한 재고 변화의 동학적

특성을 밝힘으로써 석유정제업의 재고 변화로부터 미래 수요와 경기변동에 대한 보다 더 중요한 예측 정보력을 얻을 수 있을 것이다.

재고변화가 경제성장률에 미치는 영향은 최근 경제위기를 경험하면서 더욱 커지고 있다. 특히, 경기 불황기에 재고 변화는 GDP 변화에 대하여 높은 설명력을 갖는다. 석유정제업은 특성상 대규모 장치산업으로 산업생산과 경제성장에 기여도가 높고 미래 수요의 변화에 대비하여 재고관리가 중요하다는 점에서 본 연구는 이 분야에 대한 실증적이고 새로운 연구로서 의의가 있다.

접수일(2019년 7월 17일), 수정일(2019년 9월 3일), 게재확정일(2019년 9월 26일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

서병선·장근호. 2018.「재고투자와 경기변동: 재고투자 동학의 경기국면별 비대칭성」. 경제분석 24(3): pp 1-36.

오수민·김문정·김수현·허은녕·배지영. 2013.「재고를 고려한 국내원유가격변동에 따른 휘발유 가격의 비대칭성 연구」. 자원·환경경제연구 22(4) : pp 643-670.

Blanchard, O. J. 1983. "The Production and Inventory Behavior of The American Automobile Industry." *Journal of Political Economy* 91(3) : pp 365-400.

Blinder, A. S. 1986. "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved?." *The Quarterly Journal of Economics* 101(3) : pp 431-453.

Blinder, A. S. and Maccini, L. J. 1991. "Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories." *Journal of Economic Perspectives* 5(1) : pp 73-96.

Borenstein, S., Cameron, A. C. and Gilbert, R. 1997. "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?." *Quarterly Journal of Economics* 112(1) : pp 305-339.

Eichenbaum, M. S. 1989. "Some Empirical Evidence on the Production Level and Production Cost Smoothing Models of Inventory Investment." *American Economic Review* 79(4) : pp 853 – 864.

Engle, R. F., and Granger, C. W. 1987. "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica* 55 : pp 251-276.

Hamilton, J. D. 2002. "On the Interpretation of Cointegration in the Linear – Quadratic Inventory Model." *Journal of Economic Dynamics and Control* 26 : pp 2037 – 2049.

Hansen, B. and Seo B. 2002. "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models." *Journal of Econometrics* 110 : pp 293-318.

Kahn, J. 1992. "Why Is Production More Volatile than Sales? Theory and Evidence on the Stockout-Avoidance Motive for Inventory-Holding." *Quarterly Journal of Economics* 107(2) : pp 481 – 510.

Kashyap, A. K. and Wilcox, D. W. 1993. “Production and Inventory Control at the General Motors Corporation During the 1920's and 1930's.” *American Economic Review* 83(3) : pp 83-401.

Kaufmann, R. K., and Laskowski, C. 2005. “Causes for an Asymmetric Relation between the Price of Crude Oil and Refined Petroleum Products.” *Energy Policy* 33(12) : pp 1587-1596.

Kilian, L. and Lee, T. K. 2014. “Quantifying the Speculative Component in the Real Price of Oil: The Role of Global Oil Invetories.” *Journal of International Money and Finance* 42 : pp 71~87.

Kuper, G. 2012. “Inventories and Upstream Gasoline Price Dynamics.” *Energy Economics* 34(1) : pp 208-214.

Pindyck, R. S. 2001. “The Dynamics of Commodity Spot and Futures Markets: a primer.” *Energy Journal* pp 1-29.

Pindyck, R. S. 2004. “Volatility and commodity price dynamics,” *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products* 24(11) : pp 1029-1047.

Radchenko, S. and Shapiro, D. 2011. “Anticipated and Unanticipated Effects of Crude Oil Prices and Gasoline Inventory Changes on Gasoline Prices.” *Energy Economics* 33(5) : pp 758-769.

Ramey, V. A. 1991. “Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories.” *Journal of Political Economy* 99(2) : pp 306-334.

Reagan, P. and Weitzman, M. 1982. “Asymmetries in Price and Quantity Adjustments by The Competitive Firm.” *Journal of Economic Theory* 27(2) : pp 410-420.

West, K. D. 1986. “A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model.” *Journal of Political Economy* 94(2) : pp 374 – 401.

West, K. D. and Wilcox, D. W. 1994. “Estimation and Inference in the Linear-Quadratic Inventory Model.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 18(3) : pp 897-908.

ABSTRACT

Threshold Cointegration Analysis of Inventory Changes in Domestic Petroleum Refinery Industry

Jinho Kim*, Byeongseon Seo**

According to the linear-quadratic inventory model, the production smoothing motivation stimulates inventory investment in response to changes in demand due to the convexity of production costs, while the motivation for stock-out avoidance generates inventory changes to reflect the future demand expectations. The purpose of this study is to assess the long-run equilibrium relationship between inventory and sales in the domestic petroleum refinery industry based on the linear-quadratic inventory model and to analyze the state-dependent dynamic characteristics of inventory changes. Empirical analysis on the oil refinery industry as a whole and main products such as gasoline and diesel confirms long-run relationships between inventory and sales and between production and sales. Estimation results indicate that the motivation for stock-out avoidance is significant in the inventory dynamics of domestic petroleum refining industry. In particular, we confirmed the non-linearity of equilibrium adjustment dependent on the supply and demand conditions in the process of converging to the target inventory level motivated by stock-out avoidance.

Key Words: Inventory, Oil refinery, Production smoothing, Stock-out avoidance, Threshold cointegration

* Graduate Student, Department of Food & Resource Economics, Korea University (1st Author), econometer7@gmail.com
** Professor, Department of Food & Resource Economics, Korea University (Corresponding Author), seomatteo@korea.ac.kr