재고투자와 경기변동에 대한 동학적 분석

서병선*, 장근호**

이 연구내용은 집필자들의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 고려대학교 생명과학대학 교수(전화: 02-3290-3032, E-mail: seomatteo@korea.ac.kr)
** 한국은행 경제연구원 거시경제연구실 부연구위원(전화: 02-759-5411, E-mail: jkh1028@bok.or.kr)

본 연구과정에서 유익한 논평을 해 주신 손욱 경제연구원장, 이재랑 경제연구원 부원장, 안병권 거시경제연구실장, 김석원 통화정책국 정책연구부장, 김기호 거시경제연구실 연구위원, 원내 세미나 참석자, 익명의 심사자께 감사를 표한다. 본 논문에 혹시 남아있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

차 례

재고투자와 경기변동에 대한 동학적 분석

재고투자의 생산평활(production smoothing) 가설에 따르면 기업은 생산비용의 볼록성 하에서 예상치 못한 수요 변화에 대응하기 위하여 재고를 보유하므로 수요에 비하여 생산의 변동성이 완화된다. 그러나 생산의 변동성이 수요에 비하여 작지 않거나 오히려 크다는 경험적 사실에 비추어 생산평활 가설은 현실과 불일치를 보인다. 본 연구는 재고투자 결정요인을 찾기 위하여 기업패널 자료를 이용하여 미시 동태적 분석을 하였고, 생산평활 동기와 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기에 경기 의존성을 반영토록 확장한 모형을 이용하여 재고투자에 대한 거시 동태적 분석을 하였다. 미시 동학적 분석에서는 재고투자의 재고소진 회피 동기가 유의하게 나타난 반면 생산평활 가설에 의한 재고 변화는 뚜렷하지 않았다. 그리고 재고투자는 경기순응성을 지닌 변수인 기업 이익(현금 흐름)과 양(+)의 관계를 지닌 것으로 분석되었다. 거시 동학적 분석에서는 재고와 판매, 생산과 판매 간의 2개의 장기균형관계를 얻고 이를 기초로 재고투자의 동태적 특성을 분석하여 재고투자 동학의 경기 의존성을 확인하였다. 경기 호황기에는 재고소진 회피 동기가 나타나서 재고투자의 변동성을 확대시킨 반면 생산평활 동기는 유의하지 않았다. 반대로 경기 불황기에는 재고소진 회피 동기는 유의하지 않지만 생산비용의 비볼록성에 의하여 재고의 변동성이 커지는 경기 의존적 특성을 보여주었다. 이러한 특성을 경제 전망에 활용하여 경기 변동에 대한 예측력을 향상시킬 수 있음을 주요 결과로 얻었다.

핵심 주제어: 재고투자, 경기 의존성, 선형-이차 모형, 생산평활, 재고소진 회피, 생산비용 (비)볼록성

JEL classification: C32, E22, E32

I. 서론

재고투자는 GDP 변화에서 상당한 부분을 차지하고 있으며 변동성이 크고 경기변동의 확대 혹은 축소와 관련된 동태적 특성을 갖는 것으로 알려져 있다. 이에 따라 재고투자는 경기전망에 유용한 정보를 제공하며 특히, 경기 불황기에 GDP 변화에 대한 높은 설명력을 갖는다. 더욱이 글로벌 금융위기 이후 재고투자가 GDP에 미치는 영향력이 이전에 비하여 더욱 커진 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 재고투자가 경기 변동의 중요한 요인임에도 불구하고 이들의 관계에 대한 설명은 여전히 미완의 과제로 남아 있으며 이에 관한 연구도 다른 주제의 연구와 비교하여 부족한 편이다. 본 연구는 재고투자의 결정요인에 대한 미시 동학적 분석을 실시하는 한편 재고투자의 동태적 특성에 경기 의존성을 반영하도록 모형을 확장한 거시 동학적 분석을 통해 재고투자와 경기 변동의 관계를 밝힘으로써 기존의 부족한 문헌을 보완하고자 한다.

재고투자의 생산평활(production smoothing) 모형에 의하면 생산비용의 볼록성 가정 하에서 예상치 못한 수요[1] 변화를 완충하기 위하여 재고를 보유하고자 하는 동기가 발생한다. 이에 따라 재고는 수요에 비하여 생산의 변동성을 완화시킨다. 즉, 동 모형에서 재고투자는 수요의 변화를 완충하고자 하므로 재고는 사후적(ex post)이며 잔차(residual)의 의미를 갖는다. 그러나 생산의 변동성이 수요의 변동성에 비하여 작지 않다는 경험적 사실에 비추어 생산평활 모형은 현실과 불일치를 보인다. 재고투자는 변동성이 크고 경기를 선행하는 동태적 특성을 보인다. 그리고 수요와 재고투자는 부(-)의 관계를 갖는 것으로 생산평활 모형은 예측하지만 현실에서 재고투자는 경기 순응성(pro-cyclicality)을 보이고 수요와의 동행성을 나타낸다. 이에 따라 Ramey (1989)는 재고투자를 경기변동의 중요한 요인으로 간주하였으며 Blinder (1986)와 Blinder and Maccini (1991b)는 예상되는 판매에 상응하여 목표 재고수준을 정하고 실제 재고를 이에 수렴시킴으로써 재고 소진(stock-out)을 회피하고자 하는 기업의 행태를 재고 보유의 중요한 동기로 보았다. 이와 같은 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기에 의하면 재고투자는 예상되는 판매와 동조성을 갖게 되므로 사전적(ex ante)이며 자발적(autonomous) 의미를 갖는다.

재고투자 데이터의 동태적 특성을 살펴보면 경기변동과의 연계성을 확인할 수 있다. 특히, 경기 불황 국면에서 재고는 급격하게 감소하는 현상을 보인다. 1997년 외환위기가 발생하고 1998년 재고는 19.3조원 감소하였고, 2008년 글로벌 금융위기 이

1) 본고에서 수요, 판매, 매출, 출하 등은 동일한 개념으로서 문맥에 따라 가장 적합한 표현으로 사용되었다.

후 2009년 22.7조원 감소하였다. 이와 같은 급격한 재고 변화는 기존의 선형적인 재고투자 모형으로는 충분한 설명이 어렵다. 따라서 본 연구는 재고투자의 동태적 특성을 보다 잘 설명하기 위하여 재고투자 동기에 경기 의존성을 반영함으로써 모형을 확장하고 이를 실증 분석에 적용하였다.

먼저 재고투자에 대한 결정 요인을 찾기 위하여 기업패널 자료를 이용하여 미시 동태적 분석을 하였으며, 재고투자에 대한 시계열 자료를 이용하여 생산평활 동기와 재고소진 회피 동기에 경기 의존성을 반영하여 확장한 재고 모형으로 거시 동태적 분석을 실시하였다.

기업패널 자료를 이용한 미시 동학적 분석에서는 재고투자의 재고소진 회피 동기가 유의하게 나타난 반면 생산평활 동기에 의한 재고 변화는 뚜렷하지 않았다. 그리고 재고투자는 기업 이익(현금 흐름)과 양(+)의 관계를 지닌 것으로 분석되었다. Mitchell (1951)과 Lucas (1977)가 보인 바와 같이 기업 이익은 경기 변동과 높은 순응성(pro-cyclicality)을 갖고 경기 변동을 선행하는 경향을 보인다는 경험적 사실에 비추어 재고투자 역시 경기변동과 밀접한 관련성을 지녔음을 시사한다.

시계열 자료를 이용한 거시 동학적 분석에서는 재고 수준과 판매, 생산과 판매 간의 2개의 장기균형관계를 얻고 이를 기초로 재고투자의 동태적 특성을 분석하였는데 재고투자 동학의 경기 의존성을 확인하였다. 경기 호황기에는 재고소진 회피 동기가 나타나지만 생산평활 동기는 유의하지 않았다. 반대로 경기 불황기에는 재고소진 회피 동기는 유의하지 않지만 생산비용의 비볼록성에 의하여 재고의 변동성이 커지는 경기 의존적 특성을 발견하였다. 이러한 특성을 경제 전망에 활용하여 경기 변동에 대한 예측력을 향상시킬 수 있음을 주요 결과로 얻었다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 재고투자와 관련한 이론적 모형과 분석을 위한 방법을 소개한다. 제3장에서는 기업패널 자료를 이용하여 기업 재고투자에 대한 동태패널 분석 결과를 보인다. 제4장에서는 시계열 자료를 사용하여 재고투자에 대한 거시 동태적 분석을 실시하고 이에 기반한 경기예측 결과를 보인다. 제5장에서는 앞 장에서의 분석결과 등을 정리하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 연구방법론 : 재고투자 모형[2)]

1. 선형-이차 재고모형

가. 개요

본 절에서는 본고의 분석모형의 이론적 출발점이 되는 선형-이차(Linear Quadratic) 재고모형에 대해 설명하고자 한다. 생산평활화 이론에서 출발한 재고투자와 관련된 대표적 모형인 선형-이차 재고모형은 이후 경험적 사실과의 불일치를 반영하기 위하여 수정되어 발전하였다.

원래 선형-이차 재고모형은 생산비용의 볼록성을 가정하여 기업이 변동하는 수요에 대하여 재고의 변화를 통해 생산을 평활화하도록 설정되었다. 이에 따라 이론상 생산의 변동성이 판매의 변동성보다 작아야 하지만 Blanchard (1983), Blinder (1986), West (1986) 등은 경험적 사실로 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과함을 지적하였다.

이 같은 선형-이차 재고모형에 의한 예측과 경험적 사실의 부조화에 대하여 모형을 수정하는 연구가 이루어졌다. 대표적으로 Blanchard (1983), West (1986)는 목표 재고수준이 예상 매출의 증가함수이며 실제 재고가 목표 수준에서 벗어날 경우 기업의 비용이 증가하도록 가정하여서 생산의 변동성이 판매의 변동성보다 반드시 작다고 할 수는 없도록 하였다. 특히, Kahn (1987)은 재고수준은 음수가 될 수 없다는 비음부호조건 (non-negativeness)을 가정하여 재고투자의 재고소진 회피 동기를 모형에 반영하였다.

Ramey (1991)의 연구에서는 비용함수의 볼록성 가정을 완화하여 한계비용이 감소하는 영역에서는 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과할 수 있음을 보였다. Eichenbaum (1989), West and Wilcox (1994)에서는 비용함수에 한계비용 충격을 허용함으로써 기업이 생산수준이 아니라 생산비용을 평활화하고자 재고를 보유하는 동기를 갖는다. 특히, Eichenbaum (1989)은 생산수준의 평활화와 생산비용의 평활화 가설을 검정하여 제조업 주요업종에 대한 계량분석에서 생산수준의 평활화에 대한 가설은 기각되지만 생산비용의 평활화에 대한 가설은 성립하는 것을 보였다. Blanchard (1983)와 Kahn (1992) 역시 자동차 산업의 자료 분석을 통하여 재고 보유에서 생산평활 동기는 큰 역할을 하지 않음을 보였다.

2) 재고투자와 관련된 전반적인 선행연구는 〈부록1〉에 수록하였다. 본문에서는 본고의 분석모형과 관련된 선행연구를 중심으로 서술하였다.

나. 모형의 내용

기업의 비용은 재고에 관한 비용과 제품 생산에 관한 비용 두 가지로 구성된다고 하자. 먼저 재고 비용은 다음과 같다.

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

단, H_t 는 재고 스톡, H_t^* 는 목표 재고수준이다.

실제 재고가 목표수준에서 벗어날 경우 재고 보유는 비용 증가를 수반한다. 그리고 재고 수준의 변화가 평균 증가율(g)을 벗어날 경우 변화로 인한 조정비용이 발생한다.

Blanchard (1983), West (1986), Ramey (1989), Kashyap and Wilcox (1993), Durlauf and Maccini (1995)을 포함한 많은 연구에서 목표 재고수준이 판매수준이 커질수록 증가하는 가속장치(accelerator) 모형을 가정하였다. 특히, Kashyap and Wilcox (1993)는 General Motors 기업 분석에서 예상 판매에 상응하여 목표 재고수준을 유지하려는 모습을 발견하였다.

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

단, S_t 는 판매, 그리고 $E_{t-1}(\cdot)$는 $t-1$ 시점에서 얻을 수 있는 정보에 기초한 조건부 기대이다.

생산에 관련한 비용은 다음과 같다.

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

단, Q_t는 생산, v_t는 한계비용 충격이다.

계수 c가 양수이면 한계비용은 생산에 대하여 증가함수이다. 이는 기업의 재고보유의 생산평활 동기와 연관된다. 하지만 계수 c가 음수이면 한계비용은 생산에 대하여 감소함수이고 이는 Ramey (1991)의 모형에서 비용함수의 비볼록성 가정에 상응한

다. 한계비용 충격 v_t는 Blanchard (1983), West and Wilcox (1994)에서와 같이 재고보유의 생산비용 평활화 동기를 반영한다.

기업의 총비용은 재고비용과 생산비용의 합과 같다.

$$C_t = C_t^H + C_t^Q$$

기업은 다음과 같이 기대이윤을 극대화한다.

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

단, P_t는 제품 가격이고 δ는 시간 할인율이다.

생산과 판매, 그리고 재고변화(재고투자)는 다음을 만족한다.

$$\Delta H_t = Q_t - S_t$$

기업의 기대이윤을 극대화하는 일계조건은 다음과 같이 도출된다.

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

선형-이차 재고 모형에서 판매는 불확실성을 지닌 외생적인 것으로 가정한다. 판매에 대한 동태적 모형은 과거 지속성을 반영하는 방향으로 확장이 가능하다. 여기서는 분석의 편의를 위하여 판매에 대하여 다음을 가정한다.

$$S_{t+1} = S_t + \eta_{t+1} \quad \text{단, } E_t\eta_{t+1} = 0$$

극대화 조건을 다시 정리하면 다음의 식이 도출된다.

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

동 극대화 조건으로부터 재고 변화에 대한 동태적 모형을 얻는데 있어 Kashyap and Wilcox (1993), Hamilton (2002)은 재고와 판매, 그리고 생산 변수들의 시계열 특성을 이용하였다. 한편, Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)은 기업패널 자료 분석에 적용하기 위하여 부분조정(partial adjustment) 모형을 제시하였고 본고의 미시적 동태분석에는 이를 적용하도록 한다.

Kashyap and Wilcox (1993), Hamilton (2002)에서와 같이 재고, 판매, 생산 변수들이 단위근을 갖는 비정상적(non-stationary) 시계열이고 이들 간에 장기균형(공적분) 관계를 갖는 점에서 다음과 같은 동태적 모형을 도출한다.

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

여기서 $\mu = \dfrac{-bg(1-\delta)}{\delta(b+c)}$, $\alpha = \dfrac{a}{\delta(b+c)}$, $\phi = \dfrac{1}{\delta}$이며 $E_t v_{t+1} = 0$ 이다. 그리고 재고와 판매의 관계를 나타내는 계수 β는 다음과 같다.

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

판매, 생산, 재고 각각을 차분한 변수들은 정상적 시계열이다. 그리고 재고와 판매는 선형결합으로 정상적 시계열이 되므로 Engle and Granger (1986)의 정의에 따라 장기균형 관계를 갖는다. 계수 β는 두 변수의 장기균형관계를 형성하는 장기균형계수의 의미를 지닌다.

장기균형계수 β는 가속장치 계수 κ와 밀접한 관계를 갖는다. 시간할인율 δ가 1에 근접할수록 장기균형계수는 가속장치 계수와 같아진다. 재고소진 회피 동기가 클수록 계수 a가 증가하므로 장기균형계수는 가속장치 계수에 가까워진다. 생산 평활 동기가 클수록 계수 c가 증가하는데 이는 장기균형계수의 값을 가속장치 계수보다 작게 만든다. 그러나 Ramey (1991)의 모형에서와 같이 생산평활 계수 c 의 부호가 음(−)일 경우에는 오히려 한계비용이 생산의 감소함수이므로 장기균형계수의 값을 크게 만든다.

조정계수 α의 크기는 재고소진 회피 계수 a에 대하여 증가하는 관계를 갖는다. 재

고소진 회피 동기가 클수록 실제 재고는 목표 수준에 신속하게 수렴하는 경향을 나타낸다. 조정계수 α의 크기는 시간할인율 δ에 대하여는 감소하는 관계를 갖는다. 또한 재고스톡의 조정비용에 관련한 계수 b와 생산평활 계수 c가 클수록 조정계수 α의 크기는 감소하는 경향을 갖는다. 재고소진 회피 계수 a, 시간할인율 δ이 양수이므로 만일 생산평활 계수 c가 양수일 경우[3] 조정계수 α의 부호는 정(+)으로 나타난다. 이 경우 재고는 목표재고 수준으로 수렴하지 않으며 불안정적 경로를 따르게 된다. 그러나 생산평활 계수 c가 부(−)의 부호를 갖는다면[4] 조정계수 α의 부호는 부(−)로 나타나며 재고는 목표 수준으로 수렴하는 경로를 따라 변화한다. 따라서 이하 실증분석에서는 동태모형의 추정을 통하여 재고투자의 조정계수 α의 부호와 수렴 속도 등에 대하여 밝히도록 한다.

재고투자는 정상적 시계열이므로 재고투자에 대한 정의식[5]에서 생산 Q_t과 판매 S_t는 장기균형관계를 갖는다. 두 변수의 장기균형계수는 -1과 같다.

따라서 다음과 같이 재고투자 모형에서 두 개의 장기균형관계를 얻는다.

$$w_{1t} = H_t - \beta S_t$$
$$w_{2t} = Q_t - S_t$$

장기균형관계를 이용하여 재고 변화에 대한 동태적 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

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

재고 변화 모형에서 한계비용 충격에 대하여 $E_t v_{t+1} = 0$을 가정하면 위 식에서 $E_t(u_{t+1}) = 0$ 을 만족한다. 그리고 조정계수는 $\alpha_1 = \dfrac{a}{(b+c)\delta}$, $\alpha_2 = \dfrac{1}{\delta}$와 같다.

본 연구에서는 지금까지 소개된 선형-이차 재고 모형을 확장하여 재고투자의 생산

---
3) 더 정확히는 c 〉 −b인 경우이다.
4) 더 정확히는 c 〈 −b인 경우이다.
5) 재고투자(ΔH) = 생산(Q) − 판매(S)

평활 동기와 재고소진 회피 동기에 경기 의존성을 허용하고자 한다. 이는 생산비용의 비볼록성으로 인하여 생산평활 모형이 예측하는 것과는 달리 생산의 변동성이 판매의 변동성에 비하여 작지 않을 수 있기 때문이다. Ramey (1991)는 생산 영역에 따라서 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과할 수 있음을 보였다. 따라서 생산평활 동기는 생산 영역 또는 경기 변동에 따라서 강하거나 약하게 나타날 수 있으며 혹은 그것이 시사하는 것과 반대의 모습을 보일 수도 있다. 재고투자의 재고소진 회피 동기 역시 마찬가지로 상태 의존적으로 나타날 수 있다. 따라서 재고투자에 경기의존성을 반영한 일반화된 모형은 재고 모형과 경험적 사실의 불일치를 해결하는 데에도 도움을 줄 것으로 기대된다.

재고투자의 생산평활 동기와 재고소진 회피 동기에 경기 의존성을 다음과 같이 반영하여 모형을 확장하고자 한다. 먼저 기업의 비용 중 재고 비용은 다음과 같이 경기 의존성을 갖는 것으로 한다.

$$C_{st}^{H} = \frac{a_s}{2}(H_t - H_t^{*})^2 + \frac{b_s}{2}(\Delta H_t - g)^2, \quad s = 1,2,\cdots m$$

단, a_s와 b_s는 경기(상태) s에 따라 변경하는 계수이다.

마찬가지로 생산에 관련한 비용은 다음과 같다.

$$C_{st}^{Q} = v_{st} Q_t + \frac{c_s}{2} Q_t^2, \quad s = 1,2,\cdots m$$

기업의 총비용은 재고비용과 생산비용의 합과 같다.

$$C_{st} = C_{st}^{H} + C_{st}^{Q}$$

목적함수는 앞서와 동일하고 이를 극대화하는 조건은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} E_{s,t}[&a_s(H_t - H_t^{*}) + b_s(\Delta H_t - g) - \delta b_s(\Delta H_{t+1} - g) + \\ &c_s Q_t - \delta c_s Q_{t+1} + v_{st} - \delta v_{st+1}] = 0 \end{aligned}$$

단, $E_{s,t}(\cdot)$는 주어진 상태 s에서의 조건부 기대이다.

따라서 상태 의존성을 반영한 재고 변화에 대한 동태적 모형은 다음과 같다.

$$\Delta H_{t+1} = \sum_{s=1}^{m} [\mu_s + \alpha_{1s} w_{1t} + \alpha_{2s} w_{2t}] \cdot 1(t \in s) + u_{t+1}$$

여기서 $1(t \in s)$은 지시함수이며 해당하는 상태 s에 속하면 1과 같다. 모형에 대한 보다 자세한 설명은 제3절에서 다루도록 한다.

2. 미시 동태적(Micro-Dynamic) 분석 모형

Blinder and Maccini (1991)의 재고투자 모형은 예측된 투자와 비예측된 투자로 구성된다. 예측된 재고투자는 재고 스톡의 목표 수준과 실제 수준의 차이에 의하여 결정되고 비예측된 투자는 실제 매출과 예측된 매출의 차이에 의하여 결정된다. Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)은 재고투자에 대한 기업단위 분석을 하여 기업 이익(현금 흐름)이 경기변동에서 순응성(pro-cyclicality)이 강하고 선행성을 지님을 보였다. 재고투자의 조정 비용은 경기변동에 영향을 적게 받으며 그 크기도 작기 때문에 이익이 감소하는 경기불황기에 기업은 조달비용이 높은 외부자금 대신 재고투자를 급격히 감소시킴으로써 내부자금을 조달하는 경향을 보인다. 따라서 재고 변화의 요인으로 기업이익을 고려하였다.

본 연구는 미시적 수준에서 기업 단위의 재고투자에 대한 동태적 특성과 재고투자의 결정요인을 밝히기 위하여 Blinder and Maccini (1991)와 Carpenter, Fazzari and Petersen (1994)의 모형을 결합한 다음 모형을 분석에 적용하였다.

$$\Delta H_{it} = \lambda(H_{it}^{*} - H_{it}) - \sigma(S_{it} - E_{t-1}S_{it}) + \gamma Z_{it} + w_{it}$$

여기서 ΔH_{it}는 기업 i의 t기 재고투자이며, H_{it}^{*}는 목표 재고 스톡, H_{it}는 실제 재고 스톡이다. 그리고 S_{it}는 판매이며 $E_{t-1}S_{it}$는 판매에 대한 기대이다. 또한 Z_{it}는 기업 i의 t기 기업의 이익을 포함한 재고투자의 결정요인이다.

위 식의 우측의 첫 번째 항은 예측된 재고투자이며 매출이 증가할 것으로 예상되면 재고소진(stock-out)의 확률이 높아지므로 이를 회피하기 위하여 재고를 증가시키는 동학을 표현한다. 모수 λ는 실제 재고가 목표수준으로 수렴하는데 있어 조정속도를 의미한다.

우측의 두 번째 항은 비예측된 재고투자로서 기업이 생산을 평활화(smoothing)할 경우 재고가 완충 스톡(buffer stock)의 기능을 함을 나타낸다. 따라서 실제 판매가 예상 판매를 초과하면 재고투자가 감소함으로써 생산의 급격한 변동을 막는 경향을 보인다. 모수 σ는 실제 판매가 예상 수준과 차이를 보일 경우 재고 변화에 미치는 영향을 나타내는 생산평활 계수이다.

미시 동학적 분석에는 기업패널 자료를 사용하여 기업의 회계 및 재무정보를 분석에 반영토록 하였다. 동태패널 분석의 오차에 대해서는 표준적 가정을 하였다. 따라서 오차 w_{it}는 순수한 확률적 교란항 외에도 개별 기업의 고유의 특성인 고정 효과와 시간 효과로 구성된다.

동태패널 모형의 추정을 위해서는 관찰불가능한 개별 고유 효과로 인한 문제와 내생성 문제 모두를 해결하여야 한다. 관찰불가능한 개별 고유 효과가 매 시점 동일하므로 차분을 통하여 제거한다. 또한 교란항에 대해 외생성을 만족하는 적절한 도구변수를 활용한다. 따라서 Arellano and Bond (1991), Blundell and Bond (1998)가 제시한 동태패널 모형에 대한 일반적률법(GMM) 추정을 적용하였다.

3. 거시 동태적(Macro-Dynamic) 분석 모형

거시 동학적 분석에서는 거시시계열 데이터를 사용하여 재고 변화와 경기 변동과의 관계를 분석하였다. 재고투자 결정요인인 재고소진 회피 동기와 생산평활 동기를 장기균형관계로서 얻었으며 경기 상태에 따라 재고투자에 미치는 영향이 달라지는 상태 의존성을 반영한 모형을 분석에 사용하였다.

재고소진 회피 동기를 나타내는 첫 번째 장기균형 관계는 재고와 판매 간의 관계이다. 동 관계는 선형-이차 재고모형의 극대화 조건에서 얻을 수 있으며 Kashyap and Wilcox (1993), Hamilton (2002)에서와 같이 다음과 같은 장기균형관계로 표현된다. 예상되는 판매에 의해 결정되는 목표 재고수준에서 실제 재고가 벗어난 경우 재고소진 회피 동기에 따라 재고가 조정과정을 따라 다시 목표 재고수준으로 균형 수렴한다.

$$H_t = \beta_1 S_t + w_{1t}$$

생산평활 동기를 나타내는 두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성되는데 이 둘 사이를 연결하는 재고의 변화가 정상적(stationary, I(0))이므로 이들은 장기균형 관계를 갖는다. 재고 변화에 대한 정의로부터 장기균형 계수 β_2는 1과 같다.

$$Q_t = \beta_2 S_t + w_{2t}$$

거시 동태적 분석에 사용되는 기본 모형은 세 개의 변수로 구성된 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, 이하 "VECM")이다.

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

여기서 x_t는 재고스톡, 판매, 생산으로 구성된다. 제2절에서 유도한 바와 같이 α_1과 α_2는 각각의 장기균형관계로 수렴하는 조정계수 벡터이다.

경기의존성을 고려하지 않은 일반적인 VECM의 균형조정은 선형성을 갖는다. 하지만 재고투자의 생산평활 동기와 재고소진 회피 동기는 항상 일정한 것이 아니라 생산영역에 따라 또는 상태에 따라 변화 가능한 상태 의존성(state dependence)을 나타낼 수 있으므로 재고투자의 경기 의존성을 설명하기 위하여 다음과 같이 모형을 확장한다.

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

먼저 재고투자 동학의 상태 의존성이 존재하는지 파악하기 위하여 Hansen and Seo (2002)의 Threshold Cointegration 검정을 실시한다. 원래 Hansen and Seo (2002)에서는 두 개의 변수에 대하여 하나의 장기균형관계가 있다고 가정한다. 이에 대해 본 연구에서는 세 개의 변수, 두 개의 장기균형관계, 그리고 상태의 수에서 일반화된 모형을 사용하므로 Hansen and Seo (2002)의 검정을 확장하였다.

재고 변화의 경기 의존성을 측정하기 위하여 경기변동을 반영하도록 상태 변수를 정의한다. 분석에서는 추세를 제거한 제조업 생산지수를 상태 변수로 하였으며 제조업 판매, 재고지수와 함께 경기 동행지수 등을 분석에서 고려하였다. 따라서 생산지수를 상태 변수 q_t로 하고 상태의 수를 3으로 가정하면 세 개의 상태는 다음과 같다.

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

상태변경 모수 $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$는 그리드(grid) 탐색방식으로 추정이 이루어진다. 상태변경 모수를 포함한 모형은 최우추정으로 추정할 수 있다.

재고투자의 상태 의존적 비선형 조정과정에 대한 검정은 다음 가설에 기초한다.

$$H_0 : \theta_s = \theta \text{ for all } s = 1, 2, \ldots, m$$
$$H_1 : \theta_s \neq \theta \text{ for some } s = 1, 2, \ldots, m \quad \text{단, m은 상태의 개수}$$
$$\text{여기서 } \theta_s = (\mu_s, \alpha_{1s}, \alpha_{2s}, \Gamma_{1s}, \ldots \Gamma_{ks}).$$

따라서 귀무가설이 성립하면 모든 조정계수와 단기계수들은 상태와 무관하도록 일정한 값을 갖는다. 반대로 귀무가설이 성립하지 않을 경우 조정계수들은 상태 의존성을 나타낸다. 상태 의존성을 검정하는데 있어 귀무가설 하에서는 인식할 수 없는 모수의 문제[6]를 갖기 때문에 표준적인 검정방법을 적용할 수 없다. Hansen and Seo (2002)는 이 문제를 처리하기 위하여 분포이론과 부트스트래핑 검정을 제시하고 있다.

Ⅲ. 기업 재고투자 미시 동태패널 분석

1. 분석 데이터 : 기업패널 자료

미시적 분석에 사용하는 기업패널 자료는 1,298개의 제조업 상장기업의 분석기간 1980년~2016년의 연간 자료로서 KISVALUE에서 구하였다.

[표 3-1]은 기업패널 자료의 기초 통계이다. 재고스톡은 전반적으로 증가 추이를 보이고 있으나 1998년~1999년, 2001년, 2009년 등에는 전년도에 비하여 감소하였다. 양극화로 인하여 대규모 기업은 더욱 규모가 커지고 중소기업의 규모는 정체 상태를 보이므로 평균이 증가하는 것과 달리 중앙값의 증가 추이는 크지 않다.

매출에서도 전반적인 증가 추이를 보이지만, 1998년과 2014년~2016년에는 오히려 평균 매출이 감소하였다. 당기 순이익의 평균값은 1998년에는 음(-)으로 나타났으며 2008년에는 전년에 비해 크게 감소하였다. 유형고정자산은 증가 추이를 보이지만 1999년~2002년에는 평균값이 감소하였다.

---

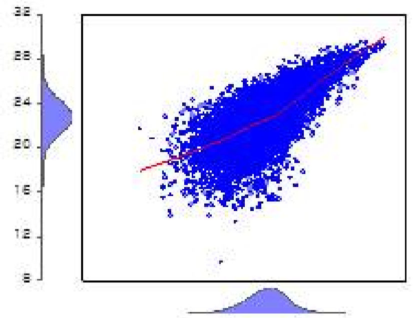
6) 상태변경 모수 $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$는 귀무가설 하에서는 인식되지 않으므로 최적(optimal) 통계량으로 문제를 해결한다. 자세한 내용은 Hansen and Seo (2002)를 참조한다.

[표 3-1] 기업패널 기초통계

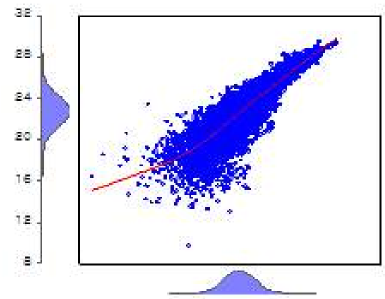
단위: 백만원

연도	재고스톡		당기순이익		매출		유형고정자산	
	평균	중앙값	평균	중앙값	평균	중앙값	평균	중앙값
1980	9,622	4,657	−792	343	49,169	28,604	21,658	7,047
1981	11,059	5,792	−469	341	66,813	37,539	27,788	9,814
1982	7,497	2,982	111	160	44,932	17,118	21,449	5,019
1983	8,149	2,597	1,180	415	53,037	18,516	26,568	4,049
1984	8,651	2,602	979	325	56,498	18,043	25,563	4,371
1985	8,927	2,612	860	294	61,297	17,065	27,291	4,598
1986	9,136	2,346	1,525	471	68,387	19,266	31,178	4,548
1987	10,599	2,584	1,956	519	77,082	20,803	33,843	4,583
1988	12,278	2,842	2,604	722	87,702	23,727	39,759	5,850
1989	14,096	3,004	2,960	788	96,075	25,391	52,128	6,692
1990	15,135	3,353	2,710	692	107,256	25,425	57,459	7,712
1991	17,727	3,865	3,126	802	123,430	27,542	65,924	9,422
1992	18,969	4,032	3,011	612	136,200	29,438	72,750	10,356
1993	21,856	4,592	3,419	666	153,204	31,765	79,300	11,021
1994	24,046	4,584	5,528	832	176,036	37,291	87,292	12,177
1995	27,657	4,575	9,656	864	196,340	36,517	92,101	10,749
1996	28,572	4,700	2,348	643	204,329	39,902	104,324	11,110
1997	30,113	4,719	249	424	209,922	37,945	112,617	10,981
1998	25,187	3,559	−11,730	389	199,275	31,633	133,945	10,856
1999	25,048	3,539	9,492	1,202	210,236	31,653	131,979	9,825
2000	26,305	3,888	7,778	1,145	234,351	32,840	128,832	10,055
2001	23,332	4,174	1,763	929	234,407	32,500	124,850	10,126
2002	23,928	4,304	14,570	1,284	260,335	34,906	118,995	10,438
2003	26,829	4,783	17,035	1,300	280,326	37,915	119,831	11,000
2004	31,354	5,333	30,847	1,793	330,760	43,700	124,884	11,997
2005	32,277	5,328	26,109	1,935	342,519	46,716	136,056	13,332
2006	33,273	5,827	21,938	2,063	354,865	49,047	144,292	14,903
2007	37,901	6,435	26,209	2,178	386,229	55,043	151,545	16,534
2008	50,338	8,235	16,726	1,576	461,886	64,403	172,094	19,398
2009	43,907	8,156	32,851	3,046	480,838	67,712	186,560	22,887
2010	54,200	10,253	47,515	4,167	563,985	81,636	208,997	24,833
2011	62,126	10,857	33,314	3,282	622,209	85,221	227,521	27,458
2012	59,946	10,762	36,878	3,030	643,425	87,294	231,962	29,982
2013	58,948	11,317	31,730	2,643	652,297	90,037	241,489	32,065
2014	59,573	11,512	28,948	2,562	627,956	88,418	243,480	32,591
2015	56,572	10,813	29,848	2,878	607,444	90,336	256,705	33,224
2016	55,897	11,285	31,158	3,153	596,043	91,204	265,664	33,868

[그림 3-1] 당기순이익과 재고



[그림 3-2] 매출과 재고



[그림 3-1]은 당기순이익과 재고스톡의 관계를 비모수적 방법으로 추정한 결과이다. 당기순이익과 재고스톡은 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 보인다. 기업의 규모 효과에 의한 결과일 수 있으나 재고투자가 경기순응성이 높은 현금흐름에 영향받기 때문일 수 있다. 매출과 재고스톡 역시 [그림 3-2]와 같이 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 기업의 규모 효과에 따라 상관관계가 나타날 수 있으므로 실증분석에서는 규모 효과를 통제하기 위하여 변수들을 자산으로 나누어 재고/자산, 매출/자산, 당기순이익/자산, 영업이익/자산의 형태로 변환하였다. Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)에서도 동일한 방법으로 규모 효과로 인한 주요 변수들의 이질성 효과를 통제하였다.

2. 분석모형

본 장에서는 미시적 수준에서 기업의 재고투자에 대한 동기와 동태적 특성을 밝히고 재고투자와 관련한 결정 요인을 찾기 위하여 재고투자에 대한 미시 동학적 분석을 실시한다. 제2장의 선형-이차 재고모형에서 도출하였듯이 생산평활 동기와 재고소진 회피 동기를 재고투자를 결정하는 주요 요인으로 고려하였다.

이와 함께 기업 재고투자의 결정요인으로 기업이익을 고려하였다. 기업이익은 경기 의존적인 현금흐름 효과를 갖는다. 기업이익은 변동성이 크고 경기 순응성(pro-cyclicality)을 갖는다는 점이 Mitchell (1951)과 Lucas (1977)에 의하여 경기 변동의 특징적 사실로 알려져 있다. 또한 기업이익은 경기 변동에 대하여 높은 순응성과 함께 경기 변동을 선행하는 경향을 갖는다. 특히, 경기 불황의 국면에서 기업의 재고투자는 더욱 뚜렷한 경기 순응성을 갖는다는 사실에 기초하여 Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)은 기업이익을 재고 변화에 영향을 미치는 변수로 고려하였다.

재고투자에 대한 미시적 동태분석에서 사용하는 모형은 다음과 같다.[7)]

$$\begin{aligned}\Delta H_{it} = &\ \lambda(H_{it}^{*} - H_{it-1}) - \sigma(S_{it} - E_{t-1}S_{it}) \\ &+ \gamma_0 CF_{it} + \gamma_1 CF_{it-1} + \gamma_2 CF_{it-2} + e_{it}\end{aligned}$$

여기서 CF_{it}는 i 기업의 t 기 현금 흐름(기업 이익)이다. 그리고 H_{it}는 재고 스톡, S_{it}는 판매이다. 기업 재고투자 동태분석 모형은 Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)의 모형과 같다. 이는 Lovell (1961)의 재고 모형에 기업이익이 추가된 형태이다.

목표 재고수준 H_{it}^{*}은 예상되는 판매와 아래와 같은 관계를 갖는 것으로 상정한다.

$$H_{it}^{*} = h_i + \kappa E_{t-1}S_{it} + w_{it}$$

판매에 대하여는 다음과 같이 과거 의존성에 기초하여 AR(2) 모형을 가정하였다. 실증 분석에서는 AR(2) 외에도 AR(1) 형태에 대하여도 결과를 살펴 보였다.

$$E_{t-1}S_{it} = s_i + \psi_1 S_{it-1} + \psi_2 S_{it-2}$$

이들을 전개하면 다음과 같이 추정을 위한 동태패널 모형을 얻는다.

$$\begin{aligned}\Delta H_{it} = &\ \phi H_{it-1} + \beta_0 S_{it} + \beta_1 S_{it-1} + \beta_2 S_{it-2} \\ &+ \gamma_0 CF_{it} + \gamma_1 CF_{it-1} + \gamma_2 CF_{it-2} + u_i + v_t + \epsilon_{it}\end{aligned}$$

여기서 $\lambda = -\phi$, $\sigma = -\beta_0$, $\kappa = -\frac{1}{\phi}[\beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)/(\psi_1 + \psi_2)]$와 같다.

7) 모형에 포함되는 기업이익 변수를 과거 2기까지 설정하였는데 이는 ① 3기 이상 설정한 경우 회귀계수가 유의하지 않게 추정되었으며 ② Carpenter, Fazzari, and Peterson (1994)과 공철·권동휘 (2010) 등 선행연구에서도 2기까지 고려하였기 때문이다.

3. 재고투자 동태패널 추정 결과

가. 전체 제조업에 대한 분석결과

재고투자에 대한 동태패널 분석은 현금흐름 변수로 당기순이익과 영업이익을 각각 사용하였다. [표 3-2]는 현금흐름 변수로 당기순이익을 사용한 분석인 재고투자에 대한 동태패널 모형을 GMM 추정으로 얻은 결과[8)]이다. 분석기간을 외환위기 이전의 기간(1980년~1996년), 외환위기 이후의 기간(2000년~2016년)으로 나누어 추정하였다.

전기의 재고 스톡의 계수는 부(-)의 부호를 갖고 유의하게 나타났다. 재고 변화는 과거 의존성(dependence)으로 전기의 재고 스톡의 크기에 영향을 받는데 외환위기 이후 기간에서 그 정도가 더욱 커진 것으로 나타났다. 매출의 계수는 정(+)의 부호를 보이며 유의하다. 전기 매출에 대하여 부(-)의 부호를 보이지만 통계적으로 유의하지 않다.

전체 기간 추정에서 현금흐름(기업 이익)에 대한 재고의 변화는 정(+)의 부호를 보인다. 앞서 언급되었듯이 기업 이익은 경기순응성을 지닌 대표적인 변수라는 점에서 매출의 계수가 양(+)으로 추정된 결과와 함께 이는 재고 변화의 경기 순응적 특성을 시사한다. 경기침체기 외부자금 조달이 어려운 가운데 이익이 크게 감소한다면 기업은 내부자금을 조달하기 위해서 재고투자를 축소하게 되므로 경기침체가 더욱 심화될 가능성을 보여 준다. 다만, 외환위기 이전 기간에는 부(-)의 관계를 나타내고 있어 상당 기간 이 같은 특성이 뚜렷이 발견되지 않는다. 외환위기 이전과 이후가 결과가 다르게 나타난 것은 기업의 행태변화(외형성장전략 → 이익추구전략)에 상당 부분 기인했을 가능성이 크다[9)]. 이에 따라 외환위기 이전에는 기업이익이 경기와 밀접하게 관련되지 못하였기에 직관과 달리 기업이익과 재고투자 간에 부(-)의 관계가 도출되었을 것으로 추측된다.

기업의 차입이자율에 대하여 재고의 변화는 부(-)의 연계성을 보인다. 재고투자는 기업의 신용 상태와 경기 불황시의 신용경색에 의해 차입이자율이 상승할수록 감소하는 경향을 갖는 것으로 보인다. 그리고 기업 연령의 계수를 보면 재고투자에 정(+)의 방향으로 연령 효과를 나타냈다.

연도 효과를 보면 외환위기와 관련하여 1998년, 글로벌 금융위기와 관련하여 2009년

8) 영업이익을 현금흐름 변수로 이용한 분석결과는 〈부록2〉에 수록하였다. 전반적인 분석결과는 당기순이익을 이용한 분석결과와 매우 유사하다.
9) 이와 같은 가능성을 지적해 준 익명의 심사위원께 감사드린다.

[표 3-2] 기업 재고투자 동태패널 추정

변수	전체기간: 1980-2016		기간 1: 1980-1996		기간 2: 2000-2016	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
$H_{t-1}(\phi)$	−0.389344	0.001114	−0.395105	0.014882	−0.481469	0.003530
$S_t(\beta_0)$	0.019723	0.000310	0.033971	0.004662	0.029400	0.000672
$S_{t-1}(\beta_1)$	−0.012408	0.000247	−0.010588	0.003778	−0.013351	0.000505
$S_{t-2}(\beta_2)$	−0.000376	9.99E−05	0.004255	0.001505	−0.000429	0.000242
$CF_t(\gamma_0)$	0.020782	0.000758	−0.127846	0.019643	0.019516	0.001597
$CF_{t-1}(\gamma_1)$	−0.002517	0.000659	−0.080063	0.034158	−0.006491	0.001230
$CF_{t-2}(\gamma_2)$	0.010721	0.000505	0.022979	0.008649	0.008590	0.001166
차입이자율	−6.34E−07	2.93E−08	1.34E−06	7.19E−06	−4.70E−07	3.41E−08
기업연령	0.002215	0.000174	−0.001620	0.005371	0.002716	0.000317
1983	−0.008195	0.000490	−0.001902	0.006948		
1984	0.001056	0.000562	0.005716	0.006279		
1985	−0.006363	0.000342	−0.005274	0.005635		
1986	−0.004202	0.000321	0.000930	0.005811		
1987	−0.000148	0.000353	0.003659	0.005761		
1988	−0.007232	0.000442	5.53E−06	0.005857		
1989	−0.008209	0.000257	−0.003267	0.005445		
1990	−0.005208	0.000275	−0.001727	0.005604		
1991	0.001708	0.000250	0.005098	0.005609		
1992	−0.004038	0.000323	−0.000107	0.005688		
1993	−0.009748	0.000230	−0.003543	0.005401		
1994	0.001748	0.000214	0.005247	0.005565		
1995	0.004122	0.000258	0.005780	0.005477		
1996	−0.011441	0.000242	−0.005447	0.005744		
1997	−0.001899	0.000219				
1998	−0.013420	0.000261				
1999	0.001889	0.000211				
2000	0.002072	0.000257			0.001863	0.000522
2001	−0.005204	0.000244			−0.005273	0.000377
2002	0.000928	0.000228			−4.10E−05	0.000471
2003	−0.002218	0.000247			−0.002520	0.000468
2004	0.000666	0.000276			−0.000585	0.000452
2005	−0.009697	0.000312			−0.008267	0.000540
2006	−0.000177	0.000270			−0.000957	0.000506
2007	0.000242	0.000243			−7.32E−05	0.000455
2008	0.002707	0.000366			0.001628	0.000503
2009	−0.020187	0.000378			−0.019064	0.000431
2010	0.013518	0.000359			0.011038	0.000504
2011	−0.006528	0.000329			−0.005505	0.000442
2012	−0.005730	0.000266			−0.006618	0.000383
2013	−0.004212	0.000274			−0.004529	0.000386
2014	−0.000414	0.000302			−0.001246	0.000409
2015	−0.010995	0.000293			−0.011341	0.000435
2016	0.000172	0.000256			−0.000949	0.000413
J-통계량	971.2591	[0.536803]	226.5181	[0.570956]	918.5188	[0.424156]
AC 검정						
AR(1)	−14.182347	[0.0000]	−11.092370	[0.0000]	−16.416090	[0.0000]
AR(2)	1.912185	[0.0559]	0.910669	[0.3625]	0.837654	[0.4022]

주: [ ]은 유의도임.

[표 3-3] 기업 재고투자 모형의 주요 모수 추정

	전체기간: 1980–2016		기간 1: 1980–1996		기간 2: 2000–2016	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
조정 계수 (λ)	0.389344	0.001114 [0.0000]	0.395105	0.014882 [0.0000]	0.481469	0.003530 [0.0000]
생산평활효과 (σ)	–0.019723	0.000310 [0.0000]	–0.033971	0.004662 [0.0000]	–0.029400	0.000672 [0.0000]
가속도 계수 (κ)						
AR(1)	0.018788	0.000584 [0.0000]	0.059182	0.007449 [0.0000]	0.033335	0.001130 [0.0000]
AR(2)	0.017824	0.000583 [0.0000]	0.069951	0.009422 [0.0000]	0.032444	0.001107 [0.0000]
현금흐름 효과 ($\sum_{i=0}^{2}\gamma_i$)	0.028986	0.001072 [0.0000]	–0.184929	0.043084 [0.0000]	0.021614	0.002488 [0.0000]

주: [ ]은 유의도임.

부(–)의 효과가 유의하게 나타나며 경기 불황 국면에서 재고투자가 급격히 감소하는 경험적 사실과 부합하는 모습을 보인다.

J–검정결과, 도구변수를 사용한 GMM 방식의 동태패널 추정이 적합성을 충족하였음을 보여준다. 또한 Arellano and Bond (1991)의 자기상관 검정은 차수 1에서 유의하고 차수 2에서는 유의하지 않음으로 계열 상관에 대한 동태패널 모형의 설정과 부합하는 것으로 나타났다.

[표 3–3]은 재고투자 모형을 추정하고 얻은 주요 모수의 추정결과이다. 조정계수는 정(+)의 값을 갖고 유의하게 추정되었다. 기간 1보다 기간 2의 조정계수가 크게 추정되었다. 외환위기 이후 기간에서 기업의 재고투자와 관련하여 재고소진 회피효과가 보다 뚜렷하게 나타나고 있음을 의미한다.

생산평활 계수는 부(–)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 다만, 그 크기는 비교적 작게 추정되었다. 따라서 생산평활 효과는 비록 기업 재고투자 결정모형에서 상정하는 것과 반대방향으로 부호가 추정되었으나 재고투자에 미치는 효과는 크지 않은 것으로 나타났다.

가속장치 계수는 정(+)의 부호를 나타내고 있으며 통계적 유의성을 보인다. 가속장치 계수를 추정함에 있어 판매에 대하여 AR(1) 모형과 AR(2) 모형을 적용하였는데 추정된 가속장치 계수는 두 모형에서 비교적 비슷한 결과를 보였다.

현금흐름 효과를 추정하였을 때 전체 기간에서는 정(+)의 부호를 보이고 유의성을 나타낸다. 기간 2에서도 현금흐름 효과가 정(+)의 부호로 나타났다. 그러나 기간 1의

추정은 부(-)의 부호를 나타냈다. 앞서 언급한 외환위기 이전과 이후 기간에 달라진 기업의 행태와 관련된 것으로 추측된다.

나. 업종별 추정결과

[표 3-4]는 제조업 주요 업종별 재고투자 동태패널 모형을 GMM 추정하여 얻은 재고투자 모형의 모수를 추정한 결과이다. 업종별 표본 수가 작은 경우에는 도구변수 추정이 어렵기 때문에 관련 업종을 묶어서 추정을 하였다. 따라서 업종 분류는 식료품 · 음료 · 담배(C10-C12), 섬유 · 의복 · 가죽 · 목재 · 종이 · 인쇄(C13-C18), 석유정제 · 화학(C19-C20), 의약품(C21), 플라스틱 · 비금속(C22-C23), 1차금속 · 금속가공(C24-C25), 전자 · 정밀기기 · 전기(C26-C28), 기계장비(C29), 자동차(C30)로 하였다. 여기서 괄호 안은 산업분류 코드이다. 분석기간은 1980년~2016년으로 하였으며 현금흐름 변수로 당기순이익을 사용하였다.

모든 업종에서 조정계수는 정(+)의 값을 갖고 유의하게 추정되었다. 따라서 주요 업종의 재고투자 결정은 재고소진 회피 효과가 유의하게 나타나고 있음을 의미한다.

가속장치 계수는 모든 업종에서 정(+)의 부호를 나타내고 있으며 기계장비 업종을 제외하면 모든 업종에서 통계적으로 유의하다. 따라서 대부분 업종에서 예상되는 판매가 증가할수록 목표 재고수준이 증가하는 경향을 갖는다고 할 수 있다.

생산평활 계수는 자동차 업종을 제외하면 모든 업종에서 부(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 자동차 업종은 정(+)의 부호를 보이지만 통계적으로 유의하지 않다. 따라서 자동차 업종을 제외한 모든 업종에서 생산평활 효과의 부호는 이론적 모형과는 반대 방향으로 추정되었다.

현금흐름 효과를 살펴보면 추정 결과가 업종별로 다르게 나타난다. 식료품 · 음료 · 담배, 섬유 · 의복 · 가죽 · 목재 · 종이 · 인쇄, 의약품, 플라스틱 · 비금속, 1차금속 · 금속가공, 기계장비 업종의 현금흐름 효과는 정(+)의 부호를 갖는다. 식료품 · 음료 · 담배 업종과 기계장비 업종을 제외하면 유의성을 보인다. 하지만 전자 · 정밀기기 · 전기, 자동차, 석유정제 · 화학 업종의 현금흐름 효과는 부(-)의 부호를 나타낸다. 석유정제 · 화학 업종의 현금흐름 효과는 유의하지 않으나 전자 · 정밀기기 · 전기 업종의 현금흐름 효과는 통계적으로 유의하다. 이 같은 현금흐름 효과의 업종별 차이는 재고투자의 경기 순응성에서 산업별 이질성이 존재할 가능성을 시사한다.

[표 3-4] 업종별 기업 재고투자 모형

	식료품 · 음료 · 담배		섬유 · 의복 · 가죽 · 목재 · 종이 · 인쇄		석유정제 · 화학	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
조정 계수 (λ)	1.150805	0.004548 [0.0000]	1.060519	0.006531 [0.0000]	1.109807	0.046103 [0.0000]
생산평활효과 (σ)	−0.021249	0.000687 [0.0000]	−0.021885	0.001085 [0.0000]	−0.032961	0.005329 [0.0000]
가속도 계수 (κ)	0.036191	0.001453 [0.0000]	0.009459	0.001976 [0.0000]	0.029834	0.007514 [0.0001]
현금흐름 효과 $(\sum_{i=0}^{2}\gamma_i)$	0.007135	0.004355 [0.1016]	0.047144	0.007111 [0.0000]	−0.014079	0.017480 [0.4207]
	의약품		플라스틱 · 비금속		1차금속 · 금속가공	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
조정 계수 (λ)	1.020048	0.007782 [0.0000]	1.115139	0.004293 [0.0000]	1.137668	0.011642 [0.0000]
생산평활효과 (σ)	−0.042151	0.000959 [0.0000]	−0.016284	0.000846 [0.0000]	−0.023649	0.002649 [0.0000]
가속도 계수 (κ)	0.028440	0.001665 [0.0000]	0.007972	0.001349 [0.0000]	0.014192	0.003333 [0.0000]
현금흐름 효과 $(\sum_{i=0}^{2}\gamma_i)$	0.042731	0.003286 [0.0000]	0.007456	0.003886 [0.0552]	0.043172	0.012022 [0.0003]
	전자 · 정밀기기 · 전기		기계장비		자동차	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
조정 계수 (λ)	0.933635	0.014752 [0.0000]	1.120663	0.009046 [0.0000]	1.051880	0.007207 [0.0000]
생산평활효과 (σ)	−0.020041	0.002058 [0.0000]	−0.007366	0.001611 [0.0000]	0.000364	0.000723 [0.6146]
가속도 계수 (κ)	0.021375	0.003118 [0.0000]	0.002268	0.002278 [0.3194]	0.003256	0.001045 [0.0019]
현금흐름 효과 $(\sum_{i=0}^{2}\gamma_i)$	−0.025476	0.009877 [0.0099]	0.007981	0.008651 [0.3563]	−0.008760	0.005342 [0.1012]

주: [ ]은 유의도임.

Ⅳ. 재고투자 거시시계열 동태분석

본 장에서는 재고투자에 대한 동태적 특성을 밝히기 위하여 시계열 자료를 이용한 거시 동태적 분석을 한다. 앞서 선형-이차 재고모형의 극대화 조건에서 재고소진 회피 동기에 기초한 재고와 판매의 장기균형관계와 생산평활 동기에 상응한 생산과 판매의 장기균형관계를 도출하였다. 따라서 장기균형과 단기조정을 설명하는 오차수정모형(Error Correction Model)을 기본 모형으로 한다. 그리고 재고 변화의 경기 의존적 특성을 측정하기 위하여 Threshold Cointegration 모형으로 거시 동태적 분석을 한다.

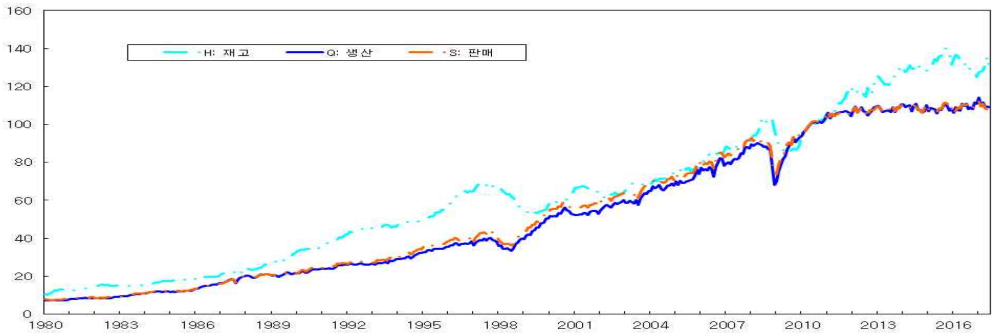
1. 거시시계열 자료

거시 동태적 분석에서 재고, 판매, 생산 변수는 통계청에서 작성한 제조업 재고지수, 출하지수, 생산지수이다. 표본기간은 1980년1월~2017년 6월이며 한국은행 경제통계시스템에서 구하였다. [그림 4-1]은 이들 변수들의 시계열을 보여준다. 증가 추세와 변수들 간의 동행성이 관찰된다.

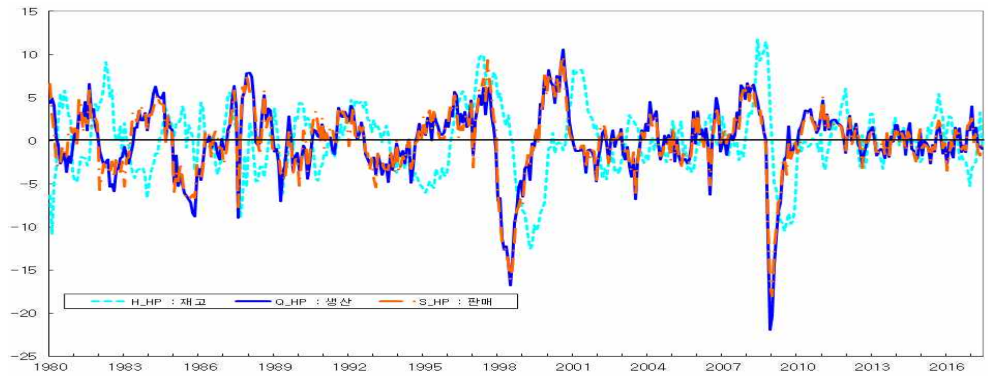
[그림 4-2]는 추세를 제거한 자료의 시계열을 보여주고 있다. 추세를 제거하기 위한 방법으로 Hodrick-Prescott 필터를 적용하였다. [표 4-1]은 추세를 제거한 주요 변수들의 기초 통계량을 보여준다. 재고의 표준편차가 제일 크고 다음으로 생산의 표준편차가 판매의 표준편차보다 크다. 최대값과 최소값의 차이인 범위(range) 역시 생산이 판매에 비하여 크게 나타난다. 생산의 변동성이 판매의 변동성 보다 크다는 점은 Blinder (1986)의 경험적 사실에 부합한다. 왜도와 첨도에 있어서도 생산이 판매에 비하여 큰 것으로 나타났다.

[표 4-2]에서는 등분산성에 대한 통계적 검정을 하였다. Siegel-Tukey 검정에 의하면 재고의 변동성은 판매와 생산의 변동성에 비하여 크고 차이가 유의한 것으로 보이고 있다. 반면 Bartlett 검정에서는 유의하지 않다. 생산의 분산이 판매의 분산에 비하여 크기는 하지만 세 가지 검정 모두 통계적 유의성을 보이지는 않는다.

[그림 4-1] 제조업 재고, 판매, 생산지수



[그림 4-2] 추세 제거[1](detrended) 제조업 재고, 판매, 생산지수



주: 1) HP 필터로 추세제거

[표 4-1] 기초 통계량

	재고(H)	생산(Q)	판매(S)
평균	−0.045152	−0.024446	−0.022764
중앙값	0.024463	0.122947	0.235949
최대	11.73794	10.57121	9.773840
최소	−12.57580	−21.92798	−17.98778
표준편차	4.033655	3.958304	3.808579
왜도	−0.098150	−1.294813	−1.099425
첨도	3.567082	7.774055	6.438507

[표 4-2] 등분산성 검정

		Siegel–Tukey	Bartlett	Levene
생산 vs 재고	통계량	2.533417	0.159477	2.832525
	유의도	0.0113	0.6896	0.0927
판매 vs 재고	통계량	2.803724	1.477754	4.402854
	유의도	0.0051	0.2241	0.0362
생산 vs 판매	통계량	0.305826	0.666679	0.123940
	유의도	0.7597	0.4142	0.7249

[표 4-3] 교차 상관관계(cross-correlation)

	재고, 판매(-,+)		재고, 생산(-,+)		생산, 판매(-,+)	
	lag(-)	lead(+)	lag(-)	lead(+)	lag(-)	lead(+)
0	0.0070	0.0070	0.0156	0.0156	0.9559	0.9559
1	0.1163	-0.0715	0.1425	-0.1251	0.8167	0.8053
2	0.2137	-0.1583	0.2439	-0.2278	0.7083	0.6904
3	0.2989	-0.2413	0.3301	-0.3103	0.5869	0.5710
4	0.3775	-0.3059	0.4038	-0.3653	0.4820	0.4629
5	0.4185	-0.3486	0.4373	-0.4007	0.3696	0.3681
6	0.4717	-0.3667	0.4905	-0.4147	0.2755	0.2764
7	0.5097	-0.3730	0.5197	-0.4076	0.1719	0.1763
8	0.5331	-0.3782	0.5379	-0.3990	0.0844	0.1027
9	0.5293	-0.3850	0.5238	-0.3936	0.0072	0.0154
10	0.5237	-0.3862	0.5098	-0.3890	-0.0780	-0.0685

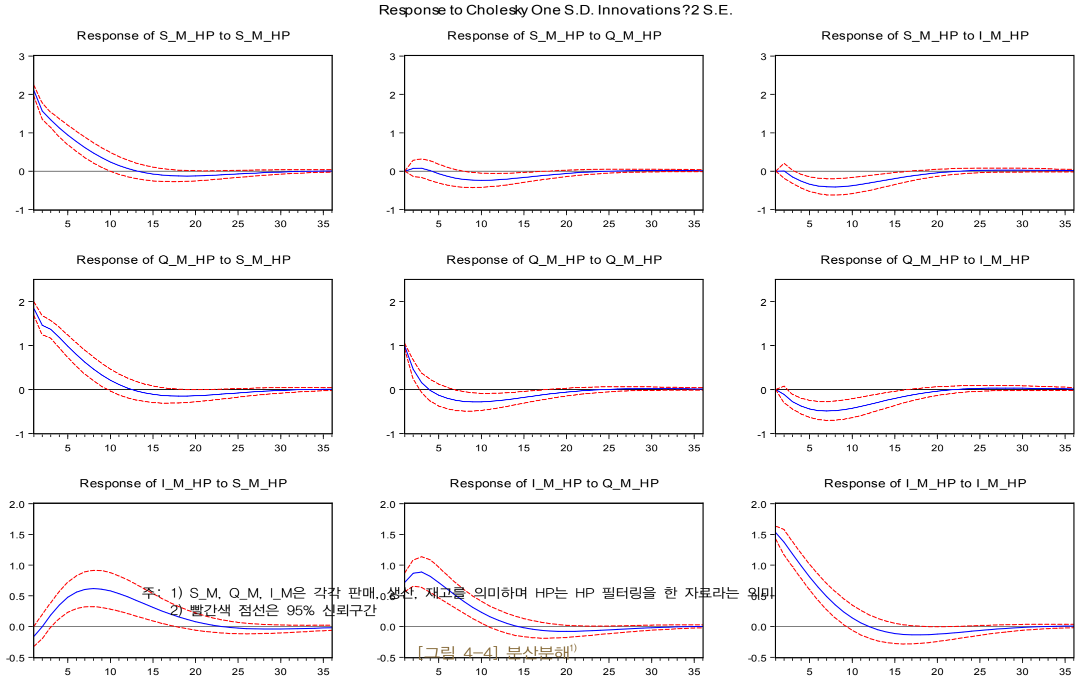
[표 4-4] Granger 인과관계 검정

검정대상	F-통계량	유의도
판매 → 재고	14.5080	0.0000
재고 → 판매	8.15160	0.0003
생산 → 재고	17.8748	0.0000
재고 → 생산	17.0458	0.0000
판매 → 생산	4.03463	0.0183
생산 → 판매	1.95030	0.1435

[표 4-3]은 추세를 제거한 주요 변수들의 교차 상관관계이다. 판매는 미래 시점의 재고와 정(+)의 상관성을 보인다. 그러나 재고는 미래 시점의 판매와 부(-)의 상관성을 나타낸다. 그리고 같은 시점에서 두 변수의 상관관계는 유의하지 않다. 생산은 미래 시점의 재고와 정(+)의 상관성을 보인다. 그러나 재고는 미래 시점의 생산과는 부(-)의 상관성을 나타낸다. 동일 시점에서는 두 변수의 상관성은 유의하지 않다. 생산은 미래 시점의 판매에 대하여 정(+)의 상관성을 보인다. 또한 판매는 미래 시점의 생산에 대하여 정(+)의 상관성을 보인다. 두 변수는 동일 시점에서도 정(+)의 상관관계를 갖는다.

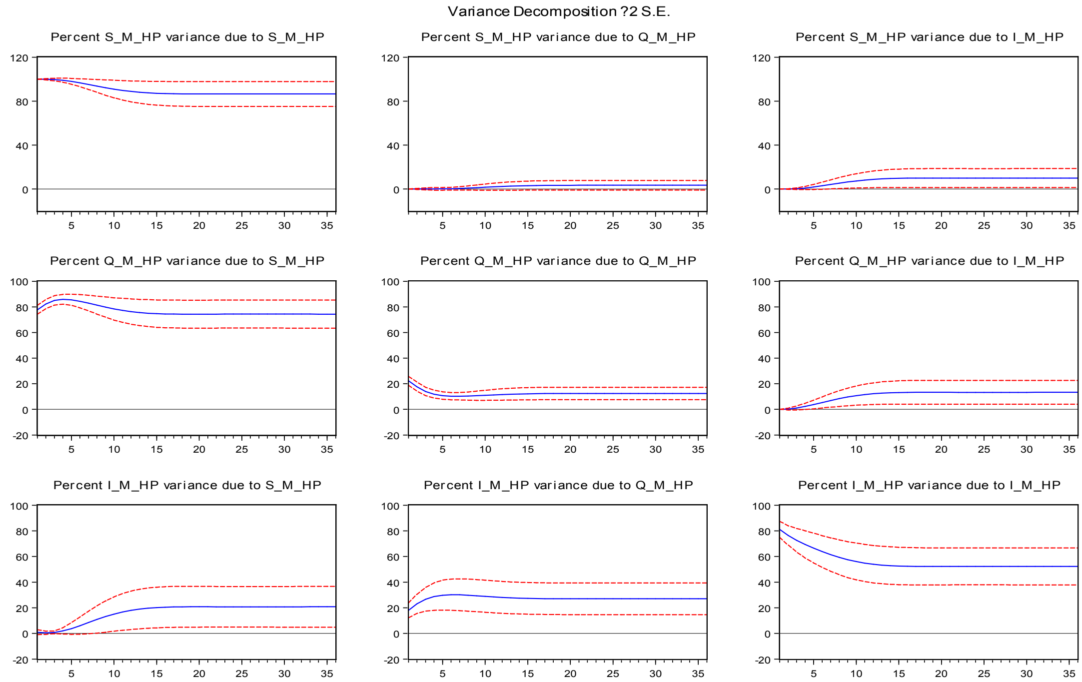
[표 4-4]는 추세를 제거한 주요 변수들에 대한 Granger 인과관계 검정이다. 판매는 재고에 대하여 유의한 인과성을 갖고 재고 역시 판매에 대하여 인과성을 보인다. 생산은 재고에 대하여 재고는 생산에 대하여 양 방향의 인과성을 보인다. 인과관계 검정에서 판매는 생산에 대하여 인과성을 보이지만 생산이 판매에 대하여 미치는 인과성은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 생산과 판매에 대한 인과성 분석은 교차 상관관계와는 일부 다른 결과를 보이는데 교차 상관관계는 단순 회귀분석에 기초한 반면 인과관계 검정은 다중 회귀분석모형을 사용한 점에서 다른 결과를 보일 수 있다.

[그림 4-3] 충격-반응 분석[1)]



주: 1) S_M, Q_M, I_M은 각각 판매, 생산, 재고를 의미하며 HP는 HP 필터링을 한 자료라는 의미
2) 빨간색 점선은 95% 신뢰구간

[그림 4-4] 분산분해[1)]



[그림 4-3]은 VAR 추정에서 얻은 충격반응 분석을 보인다. 분석에서 주요 변수들은 추세를 제거한 재고, 생산, 판매지수이다.

판매 충격이 발생하면 재고는 점진적으로 증가하는 반응을 보인다. 이같이 판매 충격에 대하여 재고가 정(+)의 반응을 보이는 것은 재고투자에서 재고소진 회피 동기가 작용했을 가능성을 나타낸다. [그림 4-4] 분산분석에서도 재고 변동의 21%를 판매 충격이 설명하고 있다. 판매 충격이 발생하고 8기 이후 재고의 반응은 정점에 달하고 이후 작아진다. 판매 충격에 대하여 생산의 반응은 즉각적으로 나타나고 점진적으로 줄어든다. 생산 변동의 74%를 판매 충격이 설명하고 있는데 이는 판매 충격이 있을 경우 생산과 재고에 중요한 영향을 미쳐 생산과 재고 변동을 초래하는 것을 보여 준다.

생산 충격이 발생하면 재고는 즉각적으로 증가하는 반응을 보인다. 생산 충격이 발생하고 3기 이후 재고의 반응은 정점에 달한다. 그러나 생산 충격에 대하여 판매의 반응은 유의하지 않다.

재고 충격에 대하여 생산은 감소하는 반응을 보인다. 재고의 보유는 총비용을 증가시키므로 생산을 줄여 생산비용을 감소시켜 비용증가를 상쇄하려 하므로 생산과는 부(-)의 연관성을 갖는다. 분산 분해를 보면 생산 변동의 13%를 재고 충격이 설명한다. 그리고 재고 충격이 발생하면 판매의 반응에서도 감소하는 모습이 관찰된다.

2. 모형의 설정

제2장의 선형-이차 재고모형의 극대화 조건으로부터 재고 변화에 대한 동태적 모형을 얻었다. 재고 모형에서 Kashyap and Wilcox (1993), Hamilton (2002)과 같이 재고와 판매는 장기균형관계를 갖는다.

$$H_t = \beta_1 S_t + w_{1t}$$

두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성된다. 재고의 변화는 정상성을 갖기 때문에 생산과 판매는 장기균형관계를 갖는다.

$$Q_t = \beta_2 S_t + w_{2t}$$

거시 동태적 분석에 사용되는 기본 모형은 재고스톡, 판매, 생산 세 개의 변수로

구성된 오차수정모형(Vector Error Correction Model ; VECM)이다.

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

본고가 제시하는 모형의 비교대상 모형으로 고려한 VECM은 균형조정에서 선형성을 가정한다. 이에 대해 본고의 확장된 모형에서는 재고투자의 생산평활 동기와 재고소진 회피 동기는 항상 일정한 것이 아니라 생산 영역에 따라 또는 상태에 따라 변화 가능한 상태 의존성(state dependence)을 지니도록 허용한다.

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

장기균형관계로의 조정에서 상태 의존성이 존재하는지 여부를 검정하기 위하여 Hansen and Seo (2002)의 Threshold Cointegration 검정을 적용하였다. 다만 본 연구에서 사용한 모형은 세 개의 변수, 두 개의 장기균형관계, 그리고 상태의 수에서 일반화된 모형을 사용하므로 Hansen and Seo (2002)의 검정을 확장하도록 한다. 그리고 상태 변수는 경기 의존성을 측정하기 위하여 경기 변동을 반영하는 변수로 한다.

경기 변동을 반영하는 상태 변수로 추세를 제거한 제조업 생산지수를 사용하였다. 판매지수와 재고지수 등도 경기변동을 반영하는 변수로 이용하였다. 상태의 수에 대하여는 경기 변동 국면에 상응하도록 두 개 혹은 세 개의 상태로 하였다. 장기균형검정, ECM, Threshold Cointegration 모형을 이용한 실증분석에는 1980년 1월~2017년 6월 제조업 재고, 판매, 생산지수를 사용하였으며 계절조정하고 로그 변환하여 분석하였다.

[표 4-5]는 재고, 판매, 생산지수 세 개의 변수에 대하여 Johansen 장기균형검정 결과를 보여준다. 장기균형관계가 없다는 가설과 장기균형관계가 하나 있다는 가설을 기각한 반면 두 개 있다는 가설은 기각할 수 없었다. 따라서 세 개의 변수에서 두 개의 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으며 재고와 판매, 생산과 판매 두 개의 변수에 대해 각각 하나씩의 장기균형관계를 찾을 수 있었다. 장기균형검정에서 VECM 적정 차수는 BIC에 의하여 1로 선택하였다.

[표 4-5] Johansen 장기균형검정

변수	귀무가설	LR 통계량	5% 임계값	유의도
(H_t, S_t, Q_t)	$H_0 : rank = 0$	49.04710	29.79707	0.0001
	$H_0 : rank \leq 1$	19.86970	15.49471	0.0103
	$H_0 : rank \leq 2$	2.817702	3.841466	0.0932

3. 추정결과

ECM 추정에서 두 개의 장기균형관계는 다음과 같이 추정되었다.

$$H_t = 0.738181\, S_t + 1.203386 + w_{1t}$$
$$(0.03374)$$

$$Q_t = 1.015069\, S_t - 0.090627 + w_{2t}$$ 단, 괄호 안은 표준오차이다.
$$(0.00840)$$

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 재고투자의 재고소진 회피 동기와 부합하는 결과이다. 두 번째 장기균형관계는 생산과 판매로 구성되며 이들은 균형관계를 갖고 장기균형 계수는 1에 근접하므로 두 변수의 동행성을 나타낸다. 따라서 판매에 충격이 오면 생산이 반응하므로 이들의 차이인 재고의 변화는 정상성을 지닌다.

재고 변화에 대하여 ECM으로 추정한 결과 [표 4-6]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.

재고의 변화는 장기균형관계 w_{2t-1}에 대하여는 유의한 반응을 보이지 않는다. 판매가 증가할 경우 생산평활 동기가 작동한다면 생산이 크게 변하지 않고 사후적으로 재고의 감소를 가져온다. 그러나 판매의 증가에 대하여 생산이 크게 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.

[표 4-6] 재고 변화에 대한 ECM, AR 추정

모형	변수	계수	표준오차	t 통계량	유의도
ECM	상수항	0.004798	0.000946	5.072184	0.0000
	w_{1t-1}	−0.025260	0.006109	−4.135132	0.0000
	w_{2t-1}	0.016479	0.031766	0.518749	0.6042
	ΔH_{t-1}	0.106724	0.048490	2.200959	0.0283
	ΔQ_{t-1}	0.089370	0.073500	1.215919	0.2247
	ΔS_{t-1}	−0.044273	0.076160	−0.581325	0.5613
	R^2	0.076956	AIC	−5.131608	
	RSS	0.150849	BIC	−5.076633	
	로그 우도	1155.480	DW	1.948144	
모형	변수	계수	표준오차	t 통계량	유의도
AR	상수항	0.004874	0.000934	5.219059	0.0000
	ΔH_{t-1}	0.142802	0.046865	3.047086	0.0024
	R^2	0.020393	AIC	−5.089991	
	RSS	0.160092	BIC	−5.071666	
	로그 우도	1142.158	DW	1.939943	

AR 모형을 추정한 결과를 보면 AR 계수는 정(+)의 부호를 보이고 통계적으로 유의하다. AR 모형의 적정 차수의 선택은 BIC에 의하여 1로 선택되었다.

지금까지 설명한 AR 모형과 ECM 추정은 재고 변화의 동태적 특성으로 경기 의존성을 반영하지 않았다. ECM 추정 결과에서 결정계수 R^2는 0.077로 AR 모형에 비하여 크지만 설명력은 높지 않다.

[표 4-7]은 재고투자의 동태적 특성으로 경기 의존성 여부를 검정한 결과이다. 두 개 및 세 개의 상태를 가정하여 경기 의존성을 검정하였으며 상태 변수로는 추세를 제거한 생산지수, 판매지수, 재고지수를 각각 적용하였다. Hansen and Seo (2002)의 Threshold Cointegration 검정방법을 변수 및 상태의 수에 맞추어 확장함으로써 분석에 적용하였다. 부트스트래핑 임계값과 유의도는 3,000번의 반복 시행을 통하여 구하였다. VECM 적정차수인 1과 함께 다른 차수에 대하여도 경기 의존성이 나타나는지 검정하였다.

검정결과, 경기 의존성이 유의하게 나타났다. 생산지수를 상태 변수로 할 경우 적정 차수 1에서 두 개의 상태에 대한 SupLM 통계량이 62.811으로 임계값 35.711 보다 크다. 세 개의 상태에 대하여도 SupLM 통계량이 100.775으로 임계값 63.481 보다 크다. 상태 변수를 판매지수와 재고지수로 할 경우에도 상태 의존적 균형조정을 나타내는 결과를 얻을 수 있었다.

[표 4-7] Threshold Cointegration 검정

상태변수(q_t)[1]	상태 수	검정통계량	ECM 차수(k)				
			1	2	3	4	5
생산(Q_t)	2 Regime	SupLM	62.811	70.854	76.108	84.108	90.873
		5% 임계값	35.711	47.186	58.397	69.243	79.701
		유의도	0.000	0.000	0.000	0.001	0.003
	3 Regime	SupLM	100.775	115.691	129.453	140.611	157.196
		5% 임계값	63.481	84.451	105.172	124.441	144.842
		유의도	0.000	0.000	0.000	0.000	0.003
판매(S_t)	2 Regime	SupLM	66.724	69.043	72.680	78.884	92.623
		5% 임계값	35.494	46.942	58.275	69.470	79.495
		유의도	0.000	0.000	0.001	0.003	0.002
	3 Regime	SupLM	97.232	111.912	122.838	139.888	159.532
		5% 임계값	63.649	84.384	105.374	124.437	143.649
		유의도	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000
재고(H_t)	2 Regime	SupLM	54.267	63.060	72.063	83.290	91.222
		5% 임계값	35.836	47.449	58.662	68.881	79.884
		유의도	0.000	0.000	0.001	0.001	0.002
	3 Regime	SupLM	84.440	102.864	118.521	142.424	152.847
		5% 임계값	63.540	84.986	105.023	124.601	144.118
		유의도	0.000	0.000	0.001	0.000	0.007

주: 1) 추세제거 및 계절조정된 변수이다.

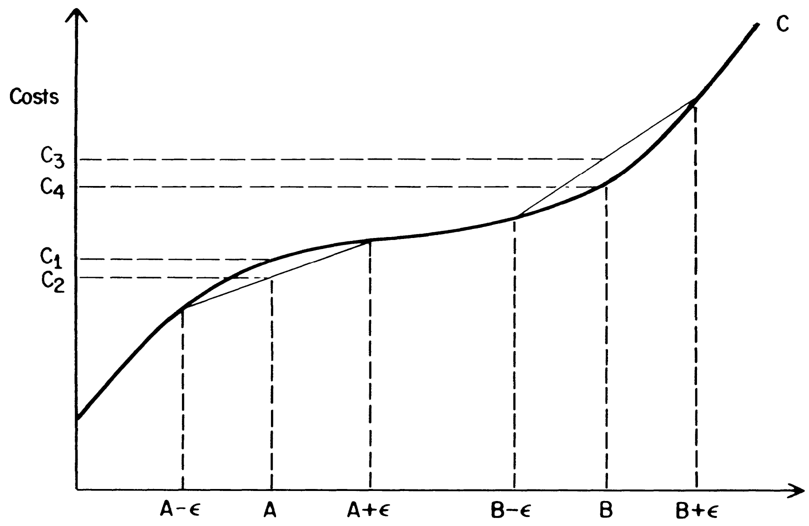
재고투자의 경기 의존적 특성을 반영한 Threshold Cointegration 모형의 추정은 [표 4-8]과 같다. 추정에 사용한 상태 변수 q_t는 추세를 제거한 제조업 생산지수이다. 세 개의 상태를 가정한 모형[10]을 추정하였으며 상태변경 모수 γ_1과 γ_2는 각각 -2.1948, 4.8787로 추정되었다. 그리고 상태 1, 2, 3에 머무를 확률은 각각 19.42%, 71.65%, 8.93%이다. 선형성을 가정한 ECM 추정과 비교하여 경기 의존적 특성을 반영함으로써 결정계수(R^2)가 증가(0.0770 → 0.1815)하여 설명력의 향상을 보이고 로그우도 역시 큰 폭으로 증가(1155.48 → 1182.42)하였다.

상태 1에서 장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 재고소진 회피동기가 상정하듯이 부(-)의 부호이지만 유의하지 않다. 그러나 상태 2와 상태 3에서는 부(-)의 부호를 갖고 유의함을 보인다. 따라서 상태 2와 상태 3에서는 판매 증가가 예상될 경우 목표 재고가 증가하고 실제 재고가 균형 조정을 통하여 점진적으로 증가한다. 따라서 상태 2와 상태 3에서는 재고투자의 재고소진 회피 동기가 나타나고 있으나 상태 1에서는 재고소진 회피 동기에 의한 재고의 변화는 유의하지 않는 것으로 추정되었다.

상태 1의 추정 결과를 다시 살펴보면 장기균형관계 w_{1t-1}의 계수는 부(-)의 부호를

10) 재고투자의 경기의존적 동학의 내용을 보다 자세하게 보여 주기 위하여 경기상태를 3가지로 구분하였다. 2가지로 구분한 분석결과를 〈부록3〉에 제시하였다. 결과는 매우 유사하게 나타났다.

[그림 4-5] 생산영역별 생산비용함수



자료 : Ramey (1991)

보이므로 경기 침체와 함께 판매 감소 발생 시 재고소진 회피 동기에 의한 재고의 감소를 예상할 수 있다. 그러나 유의성은 크지 않으므로 실제로 동 동기에 의한 재고변화가 나타날 가능성은 적다. 반면 재고의 변화에 대하여 장기균형관계 w_{2t-1}의 계수는 정(+)의 부호를 갖고 유의하게 나타났다. 이는 상태 1에서 판매가 감소할 때 생산의 변동이 없거나 작다면 재고가 증가하는 것을 의미한다. 즉, 생산평활화 동기가 상정하듯이 재고가 완충스톡으로 작용하여 생산의 변동성을 낮추는 역할을 하게 된다. 그러나 만일 어떤 이유에서 생산의 감소가 판매의 감소를 초과한다면 재고는 오히려 감소할 것이다. Ramey (1991)는 생산 구간에 따라 생산비용이 볼록성을 갖지 않을 때 생산평활화가 오히려 기업의 비용을 증가시킬 가능성을 보였는데 바로 그러한 경우에 해당한다. 생산비용이 비볼록한(non-convex) 구간에서는 생산평활화 대신 수요충격에 대해 생산수준을 크게 변동시키는 선택이 합리적이다.[11] 그 결과 경기 불황의 국면에서는 생산이 크게 감소하고 재고 역시 감소하는 결과를 보인다. 앞서 [그림 4-2]를 보면 경기하강국면에서 생산의 감소폭이 판매의 감소폭을 상회하는 가운데 재고는 후행하면서 감소하는 모습을 보인다는 점에서 데이터 상에서도 Ramey가 상정한 구간의 특징을 드러낸다.

11) [그림 4-5]에서 Ramey (1991)가 상정한 생산비용이 비볼록한 구간(그림의 왼쪽 영역)에서는 수요충격 발생 시 생산수준을 평활화시키기 보다는 크게 변동시킬 때 평균적으로 비용을 더 작게 된다는 것이 확인된다. 즉, 생산 수준 평활시 평균비용(C_1)이 생산수준을 크게 변동시키는 경우의 평균비용(C_2) 보다 큰 것을 알 수 있다.

[표 4-8] 재고투자에 대한 Threshold Cointegration 모형 추정

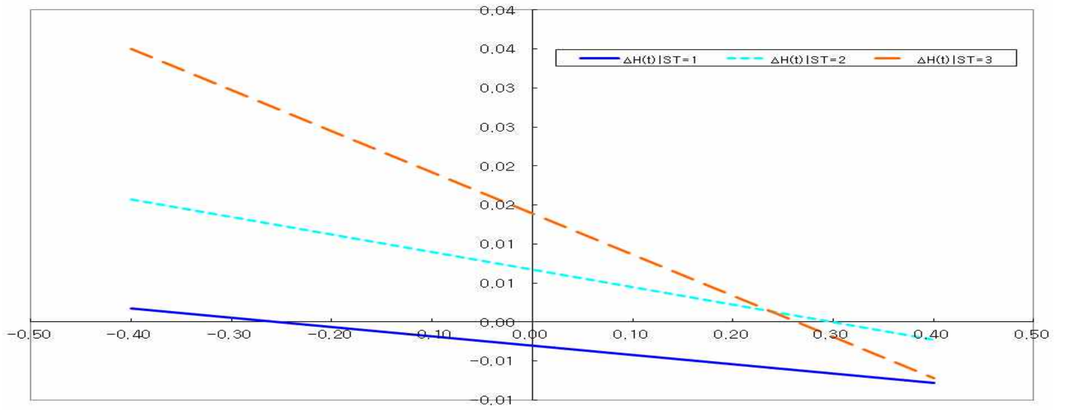
	변수	계수	표준오차	t 통계량	유의도
상태 1: $q_t \le \gamma_1$	상수항	−0.002995	0.001918	−1.561776	0.1191
	w_{1t-1}	−0.011878	0.015757	−0.753824	0.4514
	w_{2t-1}	0.155930	0.083225	1.873598	0.0617
	ΔH_{t-1}	0.070569	0.100226	0.704103	0.4817
	ΔQ_{t-1}	0.229473	0.138351	1.658631	0.0979
	ΔS_{t-1}	−0.199543	0.162184	−1.230347	0.2192
상태 2: $\gamma_1 < q_t \le \gamma_2$	상수항	0.006726	0.001143	5.883030	0.0000
	w_{1t-1}	−0.022563	0.006840	−3.298908	0.0011
	w_{2t-1}	−0.009979	0.035735	−0.279262	0.7802
	ΔH_{t-1}	0.117126	0.059557	1.966612	0.0499
	ΔQ_{t-1}	−0.069824	0.090635	−0.770390	0.4415
	ΔS_{t-1}	0.021142	0.088324	0.239365	0.8109
상태 3: $q_t > \gamma_2$	상수항	0.013930	0.005068	2.748466	0.0062
	w_{1t-1}	−0.052784	0.026771	−1.971694	0.0493
	w_{2t-1}	−0.024248	0.118454	−0.204708	0.8379
	ΔH_{t-1}	−0.381845	0.138512	−2.756760	0.0061
	ΔQ_{t-1}	0.369972	0.288664	1.281671	0.2006
	ΔS_{t-1}	−0.302797	0.248474	−1.218627	0.2237
γ_1	−2.1948				
γ_2	4.8787				
R^2	0.181541		AIC	−5.198291	
RSS	0.133757		BIC	−5.033366	
로그 우도	1182.417		DW	1.988163	

주: $P(q_t \le \gamma_1) =$ 0.1942, $P(\gamma_1 < q_t \le \gamma_2) =$ 0.7165, $P(q_t > \gamma_2) =$ 0.0893.

상태 2와 상태 3에서 재고의 변화는 장기균형관계 w_{2t-1}에 대하여는 유의한 반응을 보이지 않는다. 판매가 증가할 경우 생산의 변동이 없거나 작다면 사후적으로 재고의 감소를 가져온다. 그러나 판매의 증가에 대하여 생산이 함께 상당 폭 증가한다면 재고 변화에는 유의한 영향을 미치지 못한다. 따라서 추정결과는 상태 2와 상태 3에서는 생산평활 동기에 의한 재고의 변화는 크지 않으며 재고소진 회피 동기에 의하여 목표 재고로 수렴하는 동태적 특성을 보인다.

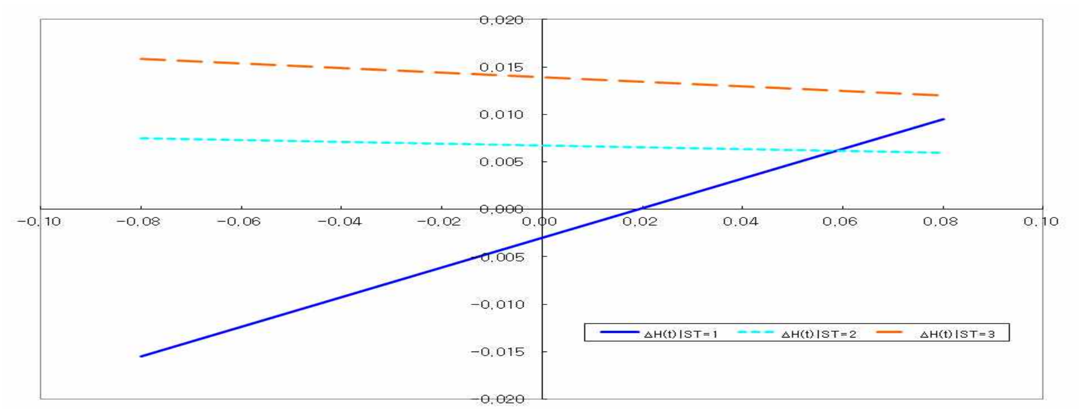
[그림 4-6] 재고의 반응 1

(장기균형관계 w_{1t-1}에 대한 재고의 상태의존적 반응)



[그림 4-7] 재고의 반응 2

(장기균형관계 w_{2t-1}에 대한 재고의 상태의존적 반응)



[그림 4-6]에서 수평축은 장기균형관계 w_{1t-1}를 나타내고 수직축은 재고의 반응 ΔH_t으로서 상태에 따른 재고소진 회피 동기에 의한 재고 변동의 경기 의존적 특성을 나타낸다. 상태 1에서는 장기균형관계 w_{1t-1}에 대하여 재고는 유의한 반응을 나타내지 않는다. 그러나 상태 2와 상태 3에서는 재고의 반응은 유의하게 나타나고 상태 3에서 더욱 커진다. 즉, 재고 변동에서 재고소진 회피 동기는 상태 2와 상태 3에서는 유의하지만 상태 1에서는 유의하지 않다. 특히 상태 3에서는 경기 호황 시 재고소진 회피 동기에 의한 재고 증가가 매우 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

[그림 4-7]에서 수평축은 장기균형관계 w_{2t-1}를, 수직축은 재고의 반응 ΔH_t을 나타내며 생산평활 동기에 의한 재고 반응의 상태 의존성을 보여준다. 상태 1에서 Ramey (1991)에서 상정하듯이 생산비용이 비볼록하다면 기업은 생산평활화 대신

[표 4-9] 재고투자에 대한 예측력 평가

	Threshold ECM		ECM		AR	
	A	(A/C)	B	(B/C)	C	(C/C)
RMSE	1.204108	0.9409	1.235004	0.9650	1.279747	1.0000
MAE	0.826916	0.9420	0.865616	0.9861	0.877789	1.0000
MAPE	1.348319	0.9326	1.428539	0.9881	1.445708	1.0000

주: 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

생산수준을 크게 변동시킴으로써 생산비용을 최소화하려 한다. 이에 따라 생산의 감소폭이 판매 감소폭을 초과하므로 재고도 감소하게 된다. 상태 2와 상태 3에서는 재고의 반응은 유의하지 않으므로 생산평활 동기에 의한 재고의 변동은 크지 않다.

[표 4-9]에서는 재고투자에 대한 예측력을 평가하였다. AR 모형에 의해 재고투자를 예측한 경우에 비하여 ECM으로 예측한 경우 RMSE는 3.5%, MAE는 1.4% 향상되는 결과를 보였다. 경기 의존성을 반영한 Threshold ECM을 적용하여 재고를 예측할 경우 RMSE는 5.9%, MAE는 5.8% 향상되었다.

4. 재고투자 모형을 이용한 경기 예측

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 분석 방법은 미래 경기를 예측하는데 도움이 되는 정보를 제공할 것으로 기대된다.

본 연구에서 추정에 사용한 Threshold ECM은 재고 변화의 경기 의존적 특성을 반영하므로 이를 경기 예측에 적용하고 AR, ECM 모형에 의한 예측과 비교하였다. 제조업 생산지수와 판매지수를 경제활동의 예측 변수로 하였으며 표본 내 예측과 표본 외 예측을 하였다.

[표 4-10]과 같이 표본 내 예측에서 경기 의존성을 반영한 생산지수 예측은 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 12.28%, 11.53% 향상시키는 것으로 나타났다. 경기 의존성을 반영하지 않는 ECM 예측에 의하면 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE는 각각 2.61%, 3.04% 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 Threshold Cointegration 모형을 이용한 판매지수 예측은 AR 모형에 의한 예측과 비교하여 RMSE와 MAE를 각각 9.59%, 8.09% 향상시키는 것으로 나타났다. 판매지수 예측에서도 ECM에 의한 예측은 AR 모형과 비교하여 예측력의 개선이 크게 나타나지 않았다.

〈표 4-10〉 예측력 평가

		Threshold ECM		ECM		AR	
		A	(A/C)	B	(B/C)	C	(C/C)
생산							
표본내 예측	RMSE	1.241509	0.8772	1.378331	0.9739	1.415251	1.0000
	MAE	0.785915	0.8847	0.861314	0.9696	0.888317	1.0000
	MAPE	1.563350	0.9022	1.689473	0.9750	1.732753	1.0000
표본외 예측	RMSE	1.801141	0.8556	1.971052	0.9363	2.105163	1.0000
	MAE	1.440549	0.8138	1.614385	0.9120	1.770107	1.0000
	MAPE	1.320903	0.8123	1.479411	0.9098	1.626145	1.0000
판매							
표본내 예측	RMSE	1.187624	0.9041	1.294540	0.9854	1.313667	1.0000
	MAE	0.795642	0.9191	0.853732	0.9862	0.865648	1.0000
	MAPE	1.602385	0.9400	1.687813	0.9901	1.704621	1.0000
표본외 예측	RMSE	1.705251	0.9010	1.884505	0.9957	1.892601	1.0000
	MAE	1.374819	0.9027	1.481413	0.9727	1.523005	1.0000
	MAPE	1.265056	0.9021	1.363372	0.9722	1.402322	1.0000

주: 표본외 예측은 2015.1월~2017.6월을 대상으로 함

표본 외 예측에서는 경기 의존성을 반영한 Threshold ECM에 의한 생산지수 예측은 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 14.44%, 18.62% 향상하는 것으로 나타났다. 이는 ECM에 의한 예측에서 얻는 6.37%, 8.80%에 비하여 큰 폭으로 예측력을 향상하고 있음을 보여준다. 판매지수에 대한 예측에서도 Threshold Cointegration 모형에 의하였을 때 AR 모형에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 9.90%, 9.73% 향상하는 결과를 보인다.

[표 4-11]은 표본 외 예측에서 예측력 향상에 대한 검정결과를 보인다. Diebold-Mariano 검정으로 Threshold ECM에 의한 생산지수 예측은 AR 모형에 의한 예측에 비하여 예측오차를 유의하게 감소시킨다. Threshold ECM에 의한 예측은 ECM에 의한 예측에 비하여 예측오차를 감소시키고 10% 유의수준에서 유의함을 보인다. Granger-Newbold 검정 역시 10% 유의수준에서 예측력의 개선을 나타낸다. Granger-Newbold 검정에 의하면 경기 의존성을 반영하지 않는 ECM 예측은 AR 모형에 대하여 예측력 감소가 유의하지 않음을 보여준다. 판매 지수에 대한 예측력 검정은 생산지수에 비하여 상대적으로 유의성이 낮은 것으로 나타났다. Granger-Newbold 검정에 의하면 Threshold ECM에 의한 판매 지수 예측은 ECM에 의한 예측에 비하여 10% 유의수준에서 예측력의 개선을 나타낸다.

〈표 4-11〉 예측력 검정

	Diebold-Mariano 검정		Granger-Newbold 검정	
	통계량	p-value	통계량	p-value
생산 지수				
AR vs TVECM	1.786431	0.0422	1.3977	0.0864
AR vs VECM	1.561947	0.0645	0.0753	0.4702
VECM vs TVECM	1.506118	0.0714	1.4790	0.0750
판매 지수				
AR vs TVECM	1.512383	0.1413	1.1503	0.1297
AR vs VECM	0.242856	0.8098	-1.8683	0.9641
VECM vs TVECM	1.349639	0.1876	1.6311	0.0568

Ⅴ. 결론

재고투자의 생산평활(production smoothing) 가설에 따르면 생산비용의 볼록성하에서 예상치 못한 수요 변화에 대응하기 위하여 재고를 보유하므로 수요에 비하여 생산의 변동성이 완화된다. 경험적 사실은 이와 달리 생산의 변동성이 수요의 변동성을 초과하므로 생산평활 가설은 현실과 부조화를 보인다. 본 연구는 재고투자에 대한 결정 요인을 찾기 위하여 기업패널 자료를 이용하여 미시 동태분석을 하고, 생산평활 동기와 재고소진 회피(stock-out avoidance) 동기에 경기 의존성을 반영한 재고 모형으로 재고투자에 대한 시계열 자료를 이용하여 거시 동태적 분석을 하였다.

미시 동학분석에서는 재고투자의 재고소진 회피 동기가 유의하게 나타나고 있으며 생산평활 가설에 의한 재고 변화는 뚜렷하지 않았다. 그리고 기업 이익(현금 흐름)과 재고투자는 양(+)의 관계를 지닌 것으로 분석되었다. 기업이익은 경기변동과 높은 순응성(pro-cyclicality)을 갖고 경기 변동을 선행하는 경향을 갖는다는 경험적 사실에 비추어 재고투자 역시 경기변동과 밀접한 관련성을 지녔음을 시사한다.

거시 동학분석 결과, 재고는 판매와 장기균형관계를 갖는 것으로 나타났다. 예상되는 판매 증가에 대하여 목표 재고가 상승하고 균형조정에 의해 실제 재고는 점진적으로 증가한다. 이 결과는 재고 변화의 재고소진 회피 동기를 설명한다. 한편, 생산과 판매는 동행성을 보이며 장기균형관계를 갖는다. 따라서 재고변화는 정상시계열임을 의미하며 동 장기균형관계에 의한 재고투자의 동학은 생산평활 동기를 설명한다. 이와 같은 장기균형관계를 기초로 재고 변화의 동태적 특성을 분석하여 경기 의존성을 확인하였다. 경기 호황기에는 재고소진 회피 동기가 나타나지만 생산평활 동기는 유

의하지 않았다. 반대로 경기 불황기에는 재고소진 회피 동기는 유의하지 않지만 생산비용의 비볼록성에 의하여 재고의 변동성이 커지는 경기 의존적 특성을 보여주었다. 이러한 특성을 경제 전망에 활용하여 경기 변동에 대한 예측력을 향상시킬 수 있음을 표본 내 및 표본 외 예측, 다양한 예측력 검정을 통해 확인하였다.

본 연구의 결과는 재고투자의 동학과 경기 불안정화 특성에 대한 이해를 제고하여 경제 안정화 정책 수립 등에 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

<부록 1>

재고투자 관련 선행연구

재고투자와 관련된 논의의 큰 흐름은 재고투자가 경기변동의 안정요인(stabilizer)인지 혹은 불안정요인(de-stabilizer)으로 작용하는지와 관련되어 있다. 재고투자가 경기안정요인으로 작용한다는 생산평활(production smoothing) 모형이 직관에 부합한다는 점에서 먼저 주목을 받았다. 하지만 실제 데이터에서는 대부분의 경우 재고투자가 경기불안정 요인으로 작용하는 것으로 관찰됨에 따라 동 퍼즐을 설명하기 위한 이론들이 제시되었다.

생산평활 모형은 기업의 생산비용이 볼록한 경우(convex production cost) 예상치 못한 수요변동에 직면하여 생산비용을 최소화하기 위하여 재고를 조정하여 생산을 평활화한다는 이론이다. 이에 따라 수요의 변동보다 생산이 변동이 작게 나타나는 한편, 재고투자와 수요는 부(-)의 상관관계를 보일 것으로 기대된다. 생산평활 모형은 재고투자에 관련한 대표적 모형으로 이용되는 Holt, Modigliani, Muth, and Simon (1960)의 선형-이차 재고 모형의 형태로 제시되었으며 이후 Lovell (1961)의 스톡조정 모형의 형태로 발전하였다.

하지만 실제 데이터 상에서 생산의 변동성이 수요의 변동성보다 높으며 재고투자와 수요간에 정(+)의 상관관계가 관찰됨에 따라 이를 설명하기 위한 이론들이 제시되었다. 먼저 기존의 생산완충모형을 일부 수정하는 방식으로 설명을 시도한 이론들이 제시되었다. Blinder (1986), Eichenbaum (1989) 등은 생산평활 모형에 비용충격을 도입한 모형을 제시하였다. 동 모형에 의하면 확률적인 충격의 영향으로 비용이 낮을 때 생산수준을 높이고, 비용이 높을 때 생산을 낮춤에 따라 발생하는 생산과 판매의 차이를 기업은 재고투자를 통해 대응한다. 따라서 생산이 판매에 비해 가변적이며 재고투자가 경기 순응적이게 된다. Ramey (1991)는 생산비용의 비볼록성(non-convex production cost)을 도입하여 퍼즐을 설명하였다. 기업의 생산이 이루어지는 범위(relevant range of firm production)에서 한계비용이 체증하기 보다는 체감한다면 기업은 특정 기간에는 생산을 많이 함으로써 비용을 낮추려 하고, 다른 기간에는 높은 한계비용으로 인해 적게 생산하려 할 것이다. 모형에 수요충격만 있는 경우 이같이 한계비용이 체감한다면 생산의 분산이 판매의 분산보다 크게 될 수 있다. Blinder (1986)와 Blinder and Maccini (1991)는 재고 소진을 회피하고자 하는(stock-out avoidance) 동기를 재고 보유의 중요한 동기로 보았다. 동 동기에 의하면

재고투자는 예상되는 판매와 동조성을 갖게 되므로 재고투자의 경기 순응성을 설명할 수 있다. 또한 생산의 변동성이 판매의 변동성을 초과할 수 있다.

Blinder and Maccini (1991) 등에 의한 S-s 모형은 생산평활 모형의 프레임에서 벗어나서 퍼즐을 해결하고자 시도하였다. 앞서의 이론이 제조업체의 완제품 재고에 관한 이론이라면 동 이론은 도소매업의 유통재고, 제조업체의 원자재 및 부품재고에 적용되며 생산 시점보다는 배달(delivery) 시점에 초점을 맞추었다. 동 이론에 의하면 주문(order)은 고정비용을 수반하는데 동 고정비용이 상당히 크다면 기업은 가끔씩 대량으로 주문하는 것이 합리적이다. 이에 따라 기업은 주문에 따른 고정비용을 최소화하기 위하여 재고수준이 하한선 s에 근접하면 최적주문량(optimal lot size)인 "S-s" 만큼을 일시에 주문하여 재고수준을 상한선 S에 맞추고 그렇지 않은 경우에는 제품을 주문하지 않게 된다. 따라서 생산의 변동성이 수요의 변동성보다 크며 재고투자와 생산은 정(+)의 상관관계를 갖게 된다.

한편, 재고투자의 행태를 통해 경기변동의 특징적 사실을 설명하고자 한 다양한 연구가 있었다. Carpenter, Fazzari, and Petersen (1994)은 기업이윤이 경기 순응적이며 변동성이 매우 크다는 특징적 사실이 재고투자의 경기순응성 및 변동성과 관련성이 높다는 점을 제시하였다. 동 논문에 의하면 기업은 외부자금(external finance) 시장이 불완전한 경우 빈번하게 내부자금(internal finance)에 의존하게 된다. 이에 따른 내부자금의 변동은 재고투자에 영향을 주게 된다. 경기변동으로 이윤(혹은 현금흐름)이 기업의 내부자금에 영향을 주고 내부자금중 조정비용(adjustment cost)이 가장 낮은 재고투자의 변동성 확대로 이어지게 됨을 보였다. Bils and Khan (2000)은 재고투자가 출하(판매)보다 경기순응성이 약한 결과로 인해 재고-출하비율이 경기역행적으로 나타나는 점에 주목하였다. 동 논문은 재고-출하비율이 경기 역행적으로 나타나는 현상이 가격마크업의 경기역행성에서 기인하는 것으로 분석하였다. 가격마크업이 경기 역행적으로 나타나는 것은 호경기에 생산요소의 이용도가 높아지는데 이로부터 발생하는 비용이 가격에 제대로 반영되지 않아서 실질한계비용이 상승하기 때문이라고 설명하였다. 한편, 동 논문은 재고보유 동기로 재고가 판매를 제고시키는 효과를 지니고 있다고 상정하였다. Chang, Hornstein, and Sarte (2009)는 Taylor 유형의 명목경직성과 Bils and Khan (2000)에서의 재고투자 보유동기를 결합한 모형으로 통해 생산성충격과 노동시간 사이의 관계를 설명하고자 하였다. 동 논문에서는 재고투자를 모형에 도입함으로써 좋은 생산성충격이 도래하였을 때 많이 생산하여 비축할 수 있게 되었으므로 기존의 명목경직성 하에서 양(+)의 생산성충격이 노동시간을 줄이는 것과 달리 늘리는 방향으로 작용함을 보였다. McConnell and

Perez-Quiros (2000)는 재고투자와 대완화기(Great Moderation) 간의 관계를 연구하였는데 1980년대 초 이후 미국 GDP 변동성 약화에는 재고투자 행태의 구조변화가 중요한 원인으로 작용하였다고 주장하였다.

대체로 부분균형 모형에 의존한 앞서 소개된 연구들과 달리 일반균형모형의 관점에서 재고투자와 경기변동을 설명한 주요 연구들은 아래와 같다. Kydland and Prescott (1982)는 재고투자를 생산함수에 생산요소로 직접 도입하였다. 동 모형은 재고스톡의 순환변동과 재고투자와 산출간의 상관관계를 실제 데이터와 상당히 유사하게 구현하였다. Christiano (1988)는 고정투자(fixed investment)에 대한 의사결정은 당기의 경제상태에 대한 완전한 정보를 경제주체들이 보유하지 못한 상태에서 미리 결정되고 소비는 매우 평탄한 시계열이며 경제충격에 상대적으로 반응성이 낮다고 가정하였다. 동 가정하에서 재고투자가 고정투자와 소비를 대신하여 예상치 못한 충격(생산성충격, 선호충격)을 흡수하는 역할을 맡게 되어 높은 변동성과 경기순응성을 가지게 됨을 보였다. Fisher and Hornstein (1997), Khan and Thomas (2007)는 S-s 모형에 근거한 기업 재고투자의 미시적 행태를 일반균형 모형에 수용하였다. Jung and Yun (2005)은 Calvo 유형의 명목경직성 및 독점적 경쟁과 Bils and Khan(2000)에서의 재고투자 보유동기를 결합하여 통화정책 충격에 대해 재고-출하비율이 경기역행적으로 움직이는 현상을 설명하였다. Jung and Yun (2013)은 재고투자를 도입한 경우 필립스곡선의 당기 인플레이션이 당기 생산의 한계비용이 아닌 당기 판매의 한계비용의 함수로 표현됨을 보였다. 이에 따라 기존에 일반적으로 이용되던 단위노동비용(unit labor cost) 대신 재고-출하비율을 관측변수로 이용한 한계비용의 대리변수를 도출하였다. 단위노동비용과 동 논문에서 도출한 한계비용의 대리변수는 경기순환적 성질에서 차이를 보이는데 후자를 이용한 경우 모형의 적합도가 개선되는 것을 발견하였다. Lubik and Teo (2012)에서는 Jung and Yun (2013)과 달리 표준적인 뉴케인지언 모형에 재고투자를 도입하더라도 인플레이션에 대한 예측력이 높아지지 않는 것으로 나타났다. Iacoviello, Schiantarelli, and Schuh (2011)는 투입재(input) 재고와 산출재(output) 재고로 구분된 2가지 유형의 재고투자를 고려한 2부문 동태확률일반균형모형을 이용한 재고투자 분석하였다. 추정된 모형은 재고투자의 변동성과 경기순환적 특성, 실제 재고-목표 재고 비율을 잘 구현해 내는 것으로 나타났다. 다만 재고가 모형의 충격 전파메커니즘의 중요 요소임에도 불구하고 재고효율성 충격은 그 자체로는 경기변동의 주요 요인이 아닌 것으로 분석되었다.

재고투자에 관한 국내연구로 공철·권동휘(2010)에서는 재고투자가 단기에서는 생산평활화 동기에 의해 경기변동을 축소시키는 역할을 하지만, 중기에서는 이와 반대

로 확대시키는 요인인 것으로 추정되었다. 또한 기업의 재고투자 결정행태를 재고스톡 조정메커니즘으로 설명하고 이를 패널회귀를 통해 추정하였다. 분석결과 매출변동이 재고투자의 변동을 초래할 여지는 제한적인 반면 영업손익은 재고투자 변동에 유의한 영향을 미치고 재고투자의 높은 변동성을 초래하는 주요인인 것으로 나타났다.

김기화 (2000)는 우리나라 1970년 1분기~1998년 3분기의 분기자료를 이용하여 분석한 결과 재고투자가 GDP 등 주요변수에 선행하여 변동하며 경기순응적이고, 경기수축기 생산감소의 상당부분을 차지하며 변동의 지속성이 낮은 것을 확인하였다. 또한 생산변동이 수요(매출) 변동보다 가변적인 것으로 나타나 재고가 외적 충격을 흡수하는 완충작용을 한다고 보기 어려우며 대략 1998년 3분기를 전후하여 재고변동에 구조적 변화가 나타난 것을 발견하였다.

<부록 2>

동태패널 모형 추정 결과[12)]

[표 A-1]는 동태패널 모형에 대한 GMM 추정으로 영업이익을 현금흐름 변수로 사용하여 추정한 결과이다. 현금흐름을 당기 순이익으로 사용한 결과와 비교하여 크게 다르지 않다.

[표 A-2]는 영업이익을 현금흐름으로 사용한 모형을 이용하여 얻은 주요 모수를 추정한 결과를 보인다. 이 역시 당기순이익으로 현금흐름 변수로 사용한 결과와 크게 다르지 않다.

[표 A-1] 기업 재고투자 동태패널 추정(현금흐름=영업이익)

	전체기간: 1980-2016		기간 1: 1980-1996		기간 2: 2000-2016	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
$H_{t-1}(\phi)$	-0.385408	0.000981	-0.379781	0.014700	-0.478232	0.003422
$S_t(\beta_0)$	0.013621	0.000392	0.032771	0.005905	0.024797	0.000857
$S_{t-1}(\beta_1)$	-0.005459	0.000387	-0.009939	0.005253	-0.005720	0.000684
$S_{t-2}(\beta_2)$	-0.003854	0.000218	-0.002711	0.002216	-0.003583	0.000427
$CF_t(\gamma_0)$	0.046891	0.001657	-0.020709	0.028977	0.040204	0.003074
$CF_{t-1}(\gamma_1)$	-0.048461	0.001700	-0.035664	0.027429	-0.054581	0.002923
$CF_{t-2}(\gamma_2)$	0.029551	0.001496	0.044436	0.016119	0.026295	0.002722
차입이자율	-5.97E-07	3.14E-08	-1.41E-06	7.35E-06	-4.40E-07	4.79E-08
기업연령	0.002417	0.000143	0.004280	0.005005	0.002716	0.000314
1983	-0.008976	0.000492	-0.010497	0.006433		
1984	0.002328	0.000489	-0.000726	0.005930		
1985	-0.007456	0.000272	-0.010791	0.005425		
1986	-0.004030	0.000306	-0.006615	0.005503		
1987	-0.000444	0.000339	-0.002652	0.005324		
1988	-0.007250	0.000452	-0.006585	0.005476		
1989	-0.007926	0.000247	-0.009701	0.005042		
1990	-0.005718	0.000244	-0.007510	0.005323		
1991	0.001621	0.000249	0.000424	0.005145		
1992	-0.004051	0.000234	-0.004911	0.005332		
1993	-0.010111	0.000194	-0.009600	0.005104		
1994	0.001819	0.000187	-0.001827	0.005160		
1995	0.003969	0.000207	-0.000172	0.005094		
1996	-0.011579	0.000241	-0.010997	0.005364		
1997	-0.002376	0.000187				
1998	-0.014411	0.000242				

12) 현금흐름 변수로 영업이익을 사용한 경우의 추정결과

1999	0.002805	0.000170				
2000	0.001920	0.000211			0.001602	0.000486
2001	−0.005533	0.000209			−0.005346	0.000390
2002	0.000748	0.000203			6.96E−05	0.000442
2003	−0.002393	0.000211			−0.002701	0.000461
2004	0.000684	0.000248			−0.000318	0.000444
2005	−0.009682	0.000303			−0.008232	0.000508
2006	−0.000819	0.000222			−0.001217	0.000506
2007	−0.000131	0.000210			−0.000368	0.000431
2008	0.002393	0.000375			0.001779	0.000517
2009	−0.019670	0.000339			−0.018264	0.000417
2010	0.013124	0.000316			0.010368	0.000483
2011	−0.005821	0.000321			−0.004763	0.000415
2012	−0.006612	0.000244			−0.007085	0.000385
2013	−0.003980	0.000243			−0.004452	0.000388
2014	−0.000985	0.000273			−0.001305	0.000410
2015	−0.011434	0.000251			−0.011546	0.000431
2016	−5.62E−05	0.000256			−0.000807	0.000417
J−통계량	980.0141	[0.457864]	232.3177	[0.463270]	912.4901	[0.479859]
AC 검정						
AR(1)	−11.856236	[0.0000]	−11.013147	[0.0000]	−16.203391	[0.0000]
AR(2)	NA	NA	1.010098	[0.3124]	0.574297	[0.5658]

[표 A−2] 기업 재고투자 모형의 추정(현금흐름=영업이익)

	전체기간: 1980−2016		기간 1: 1980−1996		기간 2: 2000−2016	
	계수	표준오차	계수	표준오차	계수	표준오차
조정 계수 (λ)	0.385408	0.000981 [0.0000]	0.379781	0.014700 [0.0000]	0.478232	0.003422 [0.0000]
생산평활 효과 (σ)	−0.013621	0.000392 [0.0000]	−0.032771	0.005905 [0.0000]	−0.024797	0.000857 [0.0000]
가속도 계수 (κ)						
AR(1)	0.021179	0.000950 [0.0000]	0.060120	0.011482 [0.0000]	0.039889	0.001573 [0.0000]
AR(2)	0.011180	0.000747 [0.0000]	0.052981	0.011569 [0.0000]	0.032398	0.001572 [0.0000]
현금흐름 효과 ($\sum_{i=0}^{2}\gamma_i$)	0.027982	0.001338 [0.0000]	−0.011937	0.030112 [0.6918]	0.011918	0.003442 [0.0005]

주: [ ]은 유의도임.

<부록 3>

Two-Regime Threshold Cointegration 모형 추정결과

[표 A-3]은 2개의 상태를 가정하여 재고투자의 Threshold Cointegration 모형을 추정한 결과이다. [표 4-8]과 비교하여 상태 1은 동일한 추정 계수를 보인다. 상태 2에서 재고소진 회피 동기에 의한 재고의 변화가 유의하게 나타나고 생산평활 동기에 의한 재고 변화는 유의하지 않게 추정되었다. 이 결과는 [표 4-8]의 상태 2와 상태 3을 하나의 상태로 가정하였을 때 나오는 결과로 해석되므로 3개의 상태를 가정한 모형을 추정한 결과와 비교하여 서로 다르지 않다.

[표 A-3] 재고투자에 대한 Two-Regime Threshold Cointegration 모형 추정

	변수	계수	표준오차	t 통계량	유의도
상태 1: $q_t \leq \gamma$	상수항	−0.002995	0.001951	−1.534969	0.1255
	w_{1t-1}	−0.011878	0.016032	−0.740885	0.4592
	w_{2t-1}	0.155930	0.084679	1.841438	0.0662
	ΔH_{t-1}	0.070569	0.101976	0.692017	0.4893
	ΔQ_{t-1}	0.229473	0.140767	1.630161	0.1038
	ΔS_{t-1}	−0.199543	0.165017	−1.209228	0.2272
상태 2: $q_t > \gamma$	상수항	0.007838	0.001112	7.051618	0.0000
	w_{1t-1}	−0.028984	0.006490	−4.466034	0.0000
	w_{2t-1}	−0.011180	0.033414	−0.334588	0.7381
	ΔH_{t-1}	0.043202	0.055100	0.784054	0.4334
	ΔQ_{t-1}	−0.004810	0.087082	−0.055238	0.9560
	ΔS_{t-1}	−0.023968	0.084135	−0.284878	0.7759
γ	−2.1948				
R^2	0.140881		AIC	−5.176592	
RSS	0.140402		BIC	−5.066642	
로그 우도	1171.557		DW	1.952023	

주: $P(q_t \leq \gamma) =$ 0.1942, $P(q_t > \gamma) =$ 0.8058.

참고문헌

공철·권동휘(2010), “기업의 재고투자 결정행태 분석,” 조사통계월보, 제2010-12, 한국은행.

김기화(2000), “재고투자와 경기순환 특징적 현상 및 시사점,” 경제분석, 제6권 제1호, 한국은행.

Abel, A. and O. Blanchard (1986), “The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment,” *Econometrica*, Vol. 54(2), pp. 249-273.

Abramovitz, M. (1951), “Influence of Inventory Investment on Business Cycles,” NBER, Conference on Business Cycles, pp. 319-336.

Arellano, M. and S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 277-297.

Bils, M. and J. A. Kahn (2000), “What Inventory Behavior Tell us about Business Cycles,” *American Economic Review*, Vol. 90(3), pp. 458-481.

Bivin, D. G. (2005), “Gauging the Performance of the Linear-Quadratic Inventory Model,” *Applied Economics*, Vol. 37(11), pp. 1215-1231.

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

Blinder, A. S. (1986), “Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior Be Saved?,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101(3), pp. 431-453.

Blinder, A. S. and L. J. Maccini (1991a), “The Resurgence of Inventory Research: What Have We Learned?,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 5(4), pp. 291-328.

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

Blinder, A. S., M. C. Lovell and L. H. Summers (1981), “Retail Inventory Behavior and Business Fluctuations,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1981(2), pp. 443-520.

Blundell, R. and S. Bond, (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics* Vol. 87, pp. 115-143.

Burns, A. F. (1951), "Mitchell on What Happens During Business Cycles," NBER, Conference on Business Cycles. pp. 1-34.

Carpenter, R. E., S. M. Fazzari and B. C. Petersen (1994), "Inventory Investment, Internal Finance Fluctuations and the Business Cycle," *Brookings Paper on Economic Activity*, Vol. 1994(2), pp. 73-139.

Chang, Y., A. Hornstein and P. D. Sarte (2009), "On the Employment Effects of Productivity Shocks: the Role of Inventories, Demand Elasticity, and Sticky Prices," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56, pp. 328-343.

Christiano, L. J. (1988), "Why Does Inventory Investment Fluctuate So Much?" *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, pp. 247-280.

Clark, P. (1979), "Investment in the 1970s: Theory, Performance, and Prediction," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1979(1), pp. 73-124.

Diebold, F. X. and R. Mariano, (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics,* Vol. 13, pp. 253-264.

Durlauf, S. N. and L. J. Maccini (1995), "Measuring Noise in Inventory Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36(1), pp. 65-89.

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

Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55(2), pp.251-276.

Feldstein, M., A. Auerbach, R. H. Hall and M. C. Lovell (1976), "Inventory Behavior in Durable-goods Manufacturing: The Target-adjustment Model," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1976(2), pp. 351-408.

Fisher, J. D. M. and A. Hornstein (1997), "(S,s) Inventory Polices in General Equilibrium," Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper, No. 97-7.

Fitzgerald, T. J. (1997), "Inventories and the Business Cycle: An Overview," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol. 1997(3), pp. 11-22.

Fuhrer, J. C., G. R. Moore and S. D. Schuh (1995), "Estimating the Linear-quadratic Inventory Model Maximum Likelihood Versus Generalized Method of Moments," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35(1), pp. 115-157.

Granger, C. W. J. and T. H. Lee (1989), "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, pp. S145-S159.

Granger, C. W. J. and P. Newbold (1976), "Forecasting Transformed Series," *Journal of the Royal Statistical Society,* Vol. 38(2), pp. 189-203.

Hamilton, J. D. (2002), "On the Interpretation of Cointegration in the Linear-quadratic Inventory Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 26(12), pp. 2037-2049.

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

Hay, G. A. (1970), "Adjustment Costs and the Flexible Accelerator," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84(1), pp. 140-143.

Holt, C. C., F. Modigliani, J. F. Muth and H. Simon (1960), "Planning Production, Inventories and Work Force," Prentice Hall.

Hornstein, A. (1998), "Inventory Investment and the Business Cycle," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 84(2).

Huang, J. (2016), "A Review of Inventory Investment: The Macro and Micro Perspective," *Journal of Financial Risk Management*, Vol. 5(1), pp. 57-62.

Iacoviello, M., F. Schiantarelli and S. Schuh (2011), "Input and Output Inventories in General Equilibrium," *International Economic Review*, Vol. 52(4), pp. 1179-1213.

Jung, Y. S. and T. Yun (2005), "Monetary Policy Shocks, Inventory Dynamics, and Price-Setting Behavior," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, No. 2006-02.

Jung, Y. S. and T. Yun (2013), “Inventory Investment and the Empirical Phillips Curve,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45(1), pp. 201-231.

Kahn, J. A. (1987), “Inventories and the Volatility of Production,” *American Economic Review*, Vol. 77(4), pp. 667-679.

Kahn, J. A. (1992), “Why is Production More Volatile than Sales? Theory and Evidence on the Stockout-avoidance Motive for Inventory-Holding,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(2), pp. 481-510.

Kashyap, A. K. and D. W. Wilcox (1993), “Production and Inventory Control at the General Motors Corporation During the 1920's and 1930's,” *American Economic Review*, Vol. 83(3), pp. 383-401.

Khan, A. and J. K. Thomas (2007), “Inventories and the Business Cycle: An Equilibrium Analysis of (S, s) Policies,” *American Economic Review*, Vol. 97(4), pp. 1165-1188.

Kopcke, R. (1993), “The Determinants of Business Investment: Has Capital Spending Been Surprisingly Low?” Federal Reserve Bank of Boston, *New England Economic Review*, pp. 1-31.

Krane, S. D. and S. N. Braun (1991), “Production Smoothing Evidence from Physical-product Data,” *Journal of Political Economy*, Vol. 99(3), pp. 558-581.

Kydland, F. E. and E. C. Prescott (1982), “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, Vol. 50(6), pp. 1345-1370.

Lovell, M. (1961), “Manufacturer’s Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle,” *Econometrica*, Vol. 29(3), pp. 293-314.

Lubik, T. A. and W. L. Teo (2012), “Inventories, Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve,” *European Economic Review,* Vol. 56, pp. 327-346.

Lucas, R. (1967), “Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator,” *International Economic Review*, Vol. 8(1), pp. 78-85

Lucas, R. (1977), “Understanding Business Cycles,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 5. pp. 7-29

Maccini, L. J., B. Moore, and H. Schaller (2015), “Inventory Behavior with Permanent

Sales Shocks," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 53, pp. 290-313.

McCarthy, J. and E. Zakrajšek (2007), "Inventory Dynamics and Business Cycles: What Has Changed?," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39(2-3), pp. 591-613.

McConnell, M. and G. Perez-quiros (2000), "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?" *American Economic Review,* Vol. 90, pp. 1464-1476.

Metzler, L. A. (1941), "The Nature and Stability of Inventory Cycles," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 23(3), pp. 113-129.

Mitchell, W. C. (1951), "What Happens during Business Cycles: A Progress Report," NBER.

Naish, H. F. (1994), "Production Smoothing in the Linear Quadratic Inventory Model," *Economic Journal*, Vol. 104(425), pp. 864-875.

Ramey, V. A. (1989), "Inventories as Factors of Production and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 79(3), pp. 338-354.

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

Rossana, R. J. (1998), "Structural Instability and the Production-Smoothing Model of Inventories," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16(2), pp. 206-215.

West, K. D. (1986), "A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model," *Journal of Political Economy*, Vol. 94(2), pp. 374-401.

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

Inventory Investments and Business Cycles

Seo, Byeongseon*, Jang, Keunho**

According to the production smoothing hypothesis of inventory investment, firms hold inventories to cope with unexpected changes in demand under the convexity of production costs. Thus, if the hypothesis holds, the volatility of production would be lower than that of demand. However, the production smoothing hypothesis is inconsistent with the empirical regularity that the variability of production is not small compared to that of demand but rather large. To examine the determinants of inventory investment, we conducted a micro-dynamic analysis using the micro-level corporate panel data. The inventory changes induced by the production smoothing hypothesis cannot be supported by the result, while stock-out avoidance behavior is significant. Also, we found that inventory investments have close relationships with corporate profits or cash flows that are strongly pro-cyclical. In the macro-dynamic analysis, we derived two long-run equilibria from the relationship between inventories and sales, and between output and sales. Having analyzed the dynamic properties of inventory investments, we found that the dynamics are dependent on business cycles. During booms, the volatility of inventory investments is amplified due to stock-out avoidance motive, while production smoothing is insignificant. In contrast, during recessions, the non-convexity of production costs amplifies the volatility of inventories, while stock-out avoidance motive is insignificant. We found that the accuracy of business cycle forecasting could be improved by utilizing the dependence of inventory investment dynamics on the business cycle.

Keywords: Inventory investments, Business cycle dependency, Production smoothing, Stock-out avoidance, Non-convexity of production cost

JEL classification: C32, E22, E32

* Professor, College of Life Science, Korea University, Tel: +82-2-3290-3032, E-mail: seomatteo@korea.ac.kr

** Economist, Economic Research Institute, The Bank of Korea, Tel: +82-2-759-5411, E-mail: jkh1028@bok.or.kr

BOK 경제연구 발간목록

한국은행 경제연구원에서는 Working Paper인 『BOK 경제연구』를 수시로 발간하고 있습니다. 『BOK 경제연구』는 주요 경제 현상 및 정책 효과에 대한 직관적 설명 뿐 아니라 깊이 있는 이론 또는 실증 분석을 제공함으로써 엄밀한 논증에 초점을 두는 학술논문 형태의 연구이며 한국은행 직원 및 한국은행 연구용역사업의 연구 결과물이 수록되고 있습니다.
『BOK 경제연구』는 한국은행 경제연구원 홈페이지(http://imer.bok.or.kr)에서 다운로드하여 보실 수 있습니다.

제2015 –1	글로벌 금융위기 이후 주요국 통화정책 운영체계의 변화	김병기·김인수
2	미국 장기시장금리 변동이 우리나라 금리기간구조에 미치는 영향 분석 및 정책적 시사점	강규호·오형석
3	직간접 무역연계성을 통한 해외충격의 우리나라 수출입 파급효과 분석	최문정·김근영
4	통화정책 효과의 지역적 차이	김기호
5	수입중간재의 비용효과를 고려한 환율변동과 수출가격 간의 관계	김경민
6	중앙은행의 정책금리 발표가 주식시장 유동성에 미치는 영향	이지은
7	은행 건전성지표의 변동요인과 거시건전성 규제의 영향	강종구
8	Price Discovery and Foreign Participation in The Republic of Korea's Government Bond Futures and Cash Markets	Jaehun Choi·Hosung Lim·Rogelio Jr. Mercado·Cyn-Young Park
9	규제가 노동생산성에 미치는 영향: 한국의 산업패널 자료를 이용한 실증분석	이동렬·최종일·이종한
10	인구 고령화와 정년연장 연구 (세대 간 중첩모형(OLG)을 이용한 정량 분석)	홍재화·강태수
11	예측조합 및 밀도함수에 의한 소비자물가 상승률 전망	김현학
12	인플레이션 동학과 통화정책	우준명
13	Failure Risk and the Cross-Section of Hedge Fund Returns	Jung-Min Kim
14	Global Liquidity and Commodity Prices	Hyunju Kang·Bok-Keun Yu·Jongmin Yu

제2015 –15	Foreign Ownership, Legal System and Stock Market Liquidity	Jieun Lee · Kee H. Chung
16	바젤Ⅲ 은행 경기대응완충자본 규제의 기준지표에 대한 연구	서현덕 · 이정연
17	우리나라 대출 수요와 공급의 변동요인 분석	강종구 · 임호성
18	북한 인구구조의 변화 추이와 시사점	최지영
19	Entry of Non-financial Firms and Competition in the Retail Payments Market	Jooyong Jun
20	Monetary Policy Regime Change and Regional Inflation Dynamics: Looking through the Lens of Sector-Level Data for Korea	Chi-Young Choi · Joo Yong Lee · Roisin O'Sullivan
21	Costs of Foreign Capital Flows in Emerging Market Economies: Unexpected Economic Growth and Increased Financial Market Volatility	Kyoungsoo Yoon · Jayoung Kim
22	글로벌 금리 정상화와 통화정책 과제: 2015년 한국은행 국제컨퍼런스 결과보고서	한국은행 경제연구원
23	The Effects of Global Liquidity on Global Imbalances	Marie-Louise DJIGBENOU-KRE · Hail Park
24	실물경기를 고려한 내재 유동성 측정	우준명 · 이지은
25	Deflation and Monetary Policy	Barry Eichengreen
26	Macroeconomic Shocks and Dynamics of Labor Markets in Korea	Tae Bong Kim · Hangyu Lee
27	Reference Rates and Monetary Policy Effectiveness in Korea	Heung Soon Jung · Dong Jin Lee · Tae Hyo Gwon · Se Jin Yun
28	Energy Efficiency and Firm Growth	Bongseok Choi · Wooyoung Park · Bok-Keun Yu
29	An Analysis of Trade Patterns in East Asia and the Effects of the Real Exchange Rate Movements	Moon Jung Choi · Geun-Young Kim · Joo Yong Lee
30	Forecasting Financial Stress Indices in Korea: A Factor Model Approach	Hyeongwoo Kim · Hyun Hak Kim · Wen Shi

제2016 -1	The Spillover Effects of U.S. Monetary Policy on Emerging Market Economies: Breaks, Asymmetries and Fundamentals	Geun-Young Kim · Hail Park · Peter Tillmann
2	Pass-Through of Imported Input Prices to Domestic Producer Prices: Evidence from Sector-Level Data	JaeBin Ahn · Chang-Gui Park · Chanho Park
3	Spillovers from U.S. Unconventional Monetary Policy and Its Normalization to Emerging Markets: A Capital Flow Perspective	Sangwon Suh · Byung-Soo Koo
4	Stock Returns and Mutual Fund Flows in the Korean Financial Market: A System Approach	Jaebeom Kim · Jung-Min Kim
5	정책금리 변동이 성별·세대별 고용률에 미치는 영향	정성엽
6	From Firm-level Imports to Aggregate Productivity: Evidence from Korean Manufacturing Firms Data	JaeBin Ahn · Moon Jung Choi
7	자유무역협정(FTA)이 한국 기업의 기업내 무역에 미친 효과	전봉걸 · 김은숙 · 이주용
8	The Relation Between Monetary and Macroprudential Policy	Jong Ku Kang
9	조세피난처 투자자가 투자 기업 및 주식 시장에 미치는 영향	정호성 · 김순호
10	주택실거래 자료를 이용한 주택부문 거시 건전성 정책 효과 분석	정호성 · 이지은
11	Does Intra-Regional Trade Matter in Regional Stock Markets?: New Evidence from Asia-Pacific Region	Sei-Wan Kim · Moon Jung Choi
12	Liability, Information, and Anti-fraud Investment in a Layered Retail Payment Structure	Kyoung-Soo Yoon · Jooyong Jun
13	Testing the Labor Market Dualism in Korea	Sungyup Chung · Sunyoung Jung
14	북한 이중경제 사회계정행렬 추정을 통한 비공식부문 분석	최지영

제2016 –15	Divergent EME Responses to Global and Domestic Monetary Policy Shocks	Woon Gyu Choi · Byongju Lee · Taesu Kang · Geun–Young Kim
16	Loan Rate Differences across Financial Sectors: A Mechanism Design Approach	Byoung–Ki Kim · Jun Gyu Min
17	근로자의 고용형태가 임금 및 소득 분포에 미치는 영향	최충 · 정성엽
18	Endogeneity of Inflation Target	Soyoung Kim · Geunhyung Yim
19	Who Are the First Users of a Newly–Emerging International Currency? A Demand–Side Study of Chinese Renminbi Internationalization	Hyoung–kyu Chey · Geun–Young Kim · Dong Hyun Lee
20	기업 취약성 지수 개발 및 기업 부실화에 대한 영향 분석	최영준
21	US Interest Rate Policy Spillover and International Capital Flow: Evidence from Korea	Jieun Lee · Jung–Min Kim · Jong Kook Shin
제**2017** –1	가계부채가 소비와 경제성장에 미치는 영향 – 유량효과와 저량효과 분석 –	강종구
2	Which Monetary Shocks Matter in Small Open Economies? Evidence from SVARs	Jongrim Ha · Inhwan So
3	FTA의 물가 안정화 효과 분석	곽노선 · 임호성
4	The Effect of Labor Market Polarization on the College Students' Employment	Sungyup Chung
5	국내 자영업의 폐업률 결정요인 분석	남윤미
6	차주별 패널자료를 이용한 주택담보대출의 연체요인에 대한 연구	정호성
7	국면전환 확산과정모형을 이용한 콜금리 행태 분석	최승문 · 김병국

제2017-23	인구구조변화와 경상수지	김경근 · 김소영
24	통일과 고령화	최지영
25	인구고령화가 주택시장에 미치는 영향	오강현 · 김솔 · 윤재준 · 안상기 · 권동휘
26	고령화가 대외투자에 미치는 영향	임진수 · 김영래
27	인구고령화가 가계의 자산 및 부채에 미치는 영향	조세형 · 이용민 · 김정훈
28	인구고령화에 따른 우리나라 산업구조 변화	강종구
29	인구구조 변화와 재정	송호신 · 허준영
30	인구고령화가 노동수급에 미치는 영향	이철희 · 이지은
31	인구 고령화가 금융산업에 미치는 영향	윤경수 · 차재훈 · 박소희 · 강선영
32	금리와 은행 수익성 간의 관계 분석	한재준 · 소인환
33	Bank Globalization and Monetary Policy Transmission in Small Open Economies	Inhwan So
34	기존 경영자 관리인(DIP) 제도의 회생기업 경영성과에 대한 영향	최영준
35	Transmission of Monetary Policy in Times of High Household Debt	Youngju Kim · Hyunjoon Lim
제**2018** -1	4차 산업혁명과 한국의 혁신역량: 특허자료를 이용한 국가·기술별 비교 분석, 1976-2015	이지홍 · 임현경 · 정대영
2	What Drives the Stock Market Comovements between Korea and China, Japan and the US?	Jinsoo Lee · Bok-Keun Yu
3	Who Improves or Worsens Liquidity in the Korean Treasury Bond Market?	Jieun Lee

제2018-4	Establishment Size and Wage Inequality: The Roles of Performance Pay and Rent Sharing	Sang-yoon Song
5	가계대출 부도요인 및 금융업권별 금융취약성: 자영업 차주를 중심으로	정호성
6	직업훈련이 청년취업률 제고에 미치는 영향	최충・김남주・최광성
7	재고투자와 경기변동에 대한 동학적 분석	서병선・장근호