

품목별 재고자료를 이용한 Production Smoothing 모형의 분석

홍 기 석*

재고의 production smoothing 모형에 의하면 첫째, 생산의 분산은 판매의 분산보다 작아야 하며 둘째, 생산 결정은 판매의 변동과 독립적으로 이루어져야 한다 그런데 기존의 연구들에 의하면 대부분의 경우 이러한 예측은 실제 자료와 부합하지 않는 것으로 나타난다. 본 연구는 만일 품목간에 비용구조가 서로 다르다면 production smoothing 모형의 예측은 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목들에서만 뚜렷하게 관찰될 것이라는 가설 하에 한국의 품목별 생산, 출하, 재고의 물량자료를 살펴본다. 본 연구의 추정결과에 의하면 실제로 재고보유 수준이 높은 품목일수록 판매 분산/생산 분산의 비율이 더 높으며, 생산과 판매의 분리 또한 더 완전하게 이루어지는 것으로 보인다. 이러한 결과는 production smoothing의 동기가 제한적이긴 하지만 실제로 존재함을 보여주며, 집계자료를 사용할 경우에 production smoothing 모형이 전반적으로 기각되는 현상에 대해서도 하나의 설명을 제공한다

핵심용어 : 재고, Production-Smoothing 모형, 물량자료, 분산 비율, 임의보행

I. 서 론

재고투자는 GDP의 구성 항목 중에서 가장 변동이 큰 항목 가운데 하나이지만 아직까지 재고보유의 동기 및 재고 변동의 원인에 관한 설명은 매우 부족한 편이다. 널리 알려진 것처럼 재고에 관한 대표적인 이론인 production smoothing 모형은 대부분의 경우 실제 자료와 잘 부합하지 않는 것으로 나타난다. 단순한 production smoothing 모형에 의하면 재고보유의 근본적인 동기는 생산을 판매의 변동으

* 이화여자대학교 경제학과, E-mail: khong@ewha.ac.kr, Tel 3277-3909

투고일 2004. 9. 2 심사일 2004. 9. 3 최종심사완료일 2004. 11. 10

로부터 독립시켜 가능한 한 안정적으로 유지하는 것이므로, 생산이 판매보다 더 안정적일 것으로 예상된다. 그리고 이러한 production smoothing 동기는 생산의 한계비용이 체증한다는 가정 하에서는 항상 작용하여야 하므로, production smoothing은 경제학의 가장 기본적인 이론적 예측 가운데 하나라고 볼 수 있다. 그러나 실제 자료에서는 대부분의 경우 생산과 판매의 변동폭은 서로 비슷하거나 오히려 생산의 변동이 판매의 변동보다 더 큰 것으로 나타난다. 이러한 문제점을 보완하기 위하여 production smoothing 외에 stock-out 회피를 재고보유의 추가적인 동기로 도입한 연구들이 이루어졌으나 이 경우에도 모형의 추정결과(특히 production smoothing 동기와 관련된 부분)는 크게 개선되지 않는 경우가 많다. 따라서 production smoothing 모형은 그 이론적 명확성에도 불구하고 실증적으로는 특별히 유용하지 않은 것으로 받아들여지고 있다.

본 연구의 목적은 한국의 품목별 생산, 출하, 및 재고의 물량자료를 이용하여 production smoothing 모형을 재검토하는 것이다. 본 연구에서 품목별 자료를 이용하는 이유는 첫째, 기존의 연구들은 대부분 전산업 혹은 대분류 산업별 자료를 이용하고 있으나 엄밀하게 말하면 상이한 품목들을 화폐단위로 집계한 변수를 사용하는 것은 이론의 직접적인 검증을 위하여 적절한 접근이라고 할 수 없기 때문이다. Krane and Braun(1991)과 Wang(2002)에 의하면 화폐단위로 집계한 변수를 사용할 경우 자료 구축 단계에서 발생할 수 있는 여러 가지 측정오차로 인해 실제로는 production smoothing 모형이 타당한 경우에도 생산의 변동이 판매의 변동보다 더 크게 관찰될 가능성이 있다. 둘째, 품목별 자료를 사용할 경우 단순히 production smoothing 모형이 전체적으로 기각되는가 아닌가만을 결정하는 것이 아니라 품목별로 모형의 타당성이 어떻게 다르게 나타나는가를 살펴볼 수 있기 때문이다. 모형의 타당성이 특히 어떤 품목들에서 높게 혹은 낮게 나타나는가를 살펴봄으로써, 이러한 횡단면적 차이가 어떤 요인들에 의하여 체계적으로 설명될 수 있으며 따라서 모형이 전체적으로 기각되는 이유는 무엇인지에 대한 이해를 높일 수 있는 것이다.

Production smoothing 모형에 대한 검증은 여러 가지 방향으로 이루어질 수 있을 것이나 본 연구에서는 특히 모형의 다음 두 가지 예측에 초점을 맞추기로 한다. 첫째는 소위 분산 제한 검정(variance bounds test)이라는 것으로서 앞에서 언급된 것처럼 생산의 분산이 판매의 분산보다 작아야 한다는 것이고, 둘째는 최적화의 1계 조건(오일러 방정식)에 근거한 것으로서 생산 결정이 판매의 변동과 독립적으로 이루어져야 한다는 것이다. 첫째 예측은 그 자체로서 생산의 변동의 크기에 대한

이론적 상한을 제시하며, 둘째 예측은 간단히 말해 생산이 임의보행(random walk)을 따라야 한다는 것으로서 소비의 향상소득가설 하에서 consumption smoothing이 종종 소비의 임의보행으로 대표되는 것과 상응한다고 볼 수 있다. 따라서 이 예측들은 직접적으로 production smoothing을 의미한다는 점에서 모형의 가장 기본적인 측면을 반영하는 것으로 판단된다.

그런데 앞서서도 언급된 것처럼 production smoothing 모형의 예측들은 기존의 연구들에 의해서 거듭 기각된 바 있다. 본 연구는 품목별 자료를 이용하여 모형의 횡단면적 함의를 살펴봄으로써 production smoothing 모형이 전반적으로 기각되는 현상에 대한 설명을 찾아보고자 한다. 본 연구의 출발점은 많은 품목의 경우에 재고의 보유수준이 상당히 낮게 유지되고 있으며 따라서 생산과 판매의 시계열이(시간추세와 계절성을 제거한 후에도) 서로 매우 밀접하게 움직이고 있다는 사실이다. Production smoothing 모형의 주요한 시사점은 재고의 존재로 인해서 생산이 판매의 변동으로부터 독립되어 안정적으로 유지될 수 있다는 것인데, 만일 실제로 생산자가 보유하고 있는 재고의 수준이 충분하지 않다면 이러한 재고의 역할이 제대로 작용하지 못할 것이며 생산은 판매의 변동으로부터 독립적일 수 없을 것이다. 따라서 재고보유 수준이 미미한 품목들을 다수 포함하는 집계자료를 이용할 경우 당연히 production smoothing 모형은 기각될 것으로 예상할 수 있다. 또한 한계비용 체증이라는 기본적인 가정에 문제가 있는 것이 아니라 재고보유 수준이 일반적으로 충분하지 않아서 모형이 기각되는 것이라면, 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목들에서 production smoothing의 경향이 보다 뚜렷하게 관찰될 것이라고 기대할 수 있을 것이다.

한국의 품목별 자료를 이용한 본 연구의 분석결과는 대체로 이러한 가설과 일치하는 것으로 보인다. 첫째, 대부분의 품목에서 생산의 분산은 판매의 분산과 유의하게 다르지 않으며, 판매 분산/생산 분산의 비율이 1보다 큰 품목과 1보다 작은 품목의 수는 거의 동일하다. 이는 대부분의 기존의 연구들과 일치하는 부분이다. 둘째, 그러나 품목들의 횡단면적 차이를 살펴보면 재고보유 수준이 높은 품목들일수록 판매 분산/생산 분산의 비율이 높게 나타나는 경향이 있다. 즉 재고수준이 충분히 높은 품목들에서는 production smoothing의 경향이 실제로 발견되는 것이다. 셋째, 재고수준이 높은 품목일수록 생산의 변동은 판매의 변동과 더 독립적인 것으로 나타난다. 특히 재고보유 수준이 상위 10%에 해당하는 품목들의 생산은 임의보행 가설과 대체로 일치한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 재고에 관한 기존의 연구들 가운데

본 연구와 직접적으로 관련이 있는 부분들을 간단히 소개하고, III장에서는 production smoothing 이론의 횡단면적 함의에 관하여 설명한다. IV장에서는 본 연구에서 사용되는 자료의 특성에 대해서 설명하고, V장에서는 추정결과를 제시한다. VI장은 간단한 결론이다

II. 기존의 연구

1. 생산과 판매의 변동의 상대적 크기

West(1986)는 재고이론에서 일반적으로 사용되는 선형-이차 모형에 따르면 생산의 변동이 판매의 변동보다 작아야 한다는 점을 명시적으로 보임으로써 일종의 분산 제한 검정을 제시하였다. 그러나 실제 자료를 살펴보면 이러한 예측은 대부분의 경우에 기각되는 것으로 나타난다. Blinder(1981)에 의하면 한계생산비용이 일정할 것으로 예상되는 유통업은 물론이고 한계생산비용이 체증할 것으로 예상되는 제조업의 경우에도 8개 중 7개에서 생산의 변동이 더 크게 나타난다. Blanchard (1983) 또한 자동차 산업의 자료를 이용하여 비슷한 패턴을 발견하였으며, West (1986)는 production smoothing 모형이 가장 적합할 것 같은 6개 예측생산(production to stock) 산업들 모두에서 생산의 분산이 판매의 분산보다 더 크게 나타난다고 보고하였다¹⁾.

이처럼 production smoothing의 예측과 달리 판매보다 생산의 변동이 더 크다는 사실을 설명하기 위하여 새로이 제시된 가설들 중의 하나가 stock-out 회피모형이다. Kahn(1987)은 한계생산비용 체증의 가정을 포기하고 대신 재고스톡이 0보다 커야 한다는 제약을 명시적으로 도입함으로써 판매가 수요를 다 충족시키지 못하는 stock-out의 가능성을 허용하였다. 이 경우 만일 수요충격이 지속성을 가진다면 (즉 수요가 양의 자기상관관계를 가진다면) 생산의 변동이 판매의 변동보다 오히려 더 커야 함을 이론적으로 보일 수 있다. 그러나 West(1986)에서 보듯이 기존의 선형-이차 함수의 체계와 한계생산비용 체증의 가정을 유지하면서 stock-out 회피의 동기를 추가적으로 도입할 경우에는, 여전히 생산의 변동이 판매의 변동보다 더 작을 것으로 예측될 뿐 아니라 오히려 생산 변동의 하한(variance bound)이 이전보

1) 여기서 예측생산(production to stock)이란 주문생산(production to order)에 반대되는 개념에 해당한다

다도 더 낮은 수준에서 결정된다. 따라서 stock-out 모형은 유통업과 같이 한계생산비용이 일정할 것으로 예상되는 산업에 보다 적합하며, 원래 production smoothing 모형이 대상으로 하고 있는 제조업에 대해서는 완전한 설명을 제시하지 못한다고 할 수 있다.

한편 한계생산비용 체증과 production smoothing 모형의 체계를 유지하면서 생산의 변동성을 설명하기 위한 시도로서 생산비용 충격을 명시적으로 도입하는 연구들도 있다. 사실 생산의 변동이 판매의 변동보다 작아야 한다는 결론 혹은 West(1986)의 분산 제한 검정은 생산비용 함수의 형태가 시간의 변화에 상관없이 일정한 경우에만 타당하다 만일 생산요소 가격의 변동으로 인하여 생산비용 함수의 형태 자체가 변한다면 생산의 수준 또한 일정하게 유지될 필요가 없는 것이다. 예를 들면 와인의 생산은 판매의 변동과 상관없이 생산비용이 낮은 특정 기간에 집중적으로 일어날 수밖에 없다. 따라서 이 경우 생산은 판매보다 더 큰 변동을 나타낼 수 있으며, 재고는 production smoothing이 아니라 production bunching을 가능하게 하는 역할을 맡게 되는 것이다. 이러한 비용충격을 도입할 경우 원칙적으로 production smoothing 모형을 실제 자료와 부합하게 만들 수 있다(Blinder(1986), West(1990), Durlauf and Maccini(1995) 등). 그러나 이러한 시도들에 대해서는 단지 production smoothing 모형으로 설명되지 않는 생산의 변동 부분을 비용충격에 의한 것으로 분류할 뿐이라는 비판도 가능하다. 즉 이론적으로는 어떠한 크기의 생산의 변동성도 비용충격에 의한 것으로 설명할 수 있지만, 실제로 그 생산의 변동이 비용충격에 의한 것인지를 직접적으로 증명하는 것은 그리 용이하지 않을 수 있는 것이다(Ramey and West(1999)). 또한 비용충격이 존재하는 경우에 West(1986)의 분산 제한 검정이 어떤 식으로 변형되어야 하는지도 불분명하다 비용충격의 결과 생산의 변동이 판매의 변동을 초과한다면 어느 정도까지 초과할 수 있는지에 대한 이론적 기준이 존재하지 않는 것이다.

이론적 측면이 아니라 자료의 측면에서 production smoothing 모형을 재검토하는 시도들도 있는데, 그 중의 하나가 (기준연도 물가로 표시된) 화폐단위의 집계지표 대신 개별 품목의 물량지표를 사용하는 것이다. 다른 많은 모형과 마찬가지로 production smoothing 모형 또한 개별 품목의 물량에 관한 모형이므로 가능하다면 화폐단위 집계자료보다는 품목별 물량 자료를 사용하는 것이 보다 엄밀하다고 할 수 있다. Krane and Braun(1991)은 38개 품목 각각에 대하여 생산과 판매, 재고의 물량자료를 검토한 결과 약 2/3의 품목들에서 실제로 생산의 변동이 판매의 변동보다 작게 나타남을 발견하였다. 이는 Blinder(1981), West(1986) 등과 마찬가지로

비용충격의 가능성을 따로 고려하지 않고 단순히 생산과 판매의 변동을 비교한 결과이다. 이러한 결과는 모형의 의도에 제대로 부합하는 자료를 사용할 경우 단순한 production smoothing 모형의 적합성이 훨씬 높게 나타날 수 있음을 보여준다. 그러나 개별 기업 수준에서의 보다 포괄적인 품목들을 조사한 최근의 Schuh(1996)의 연구는 이와 달리 생산과 판매의 변동 사이에 체계적인 차이가 없는 것으로 보고하고 있다 Schuh(1996)에 의하면 생산의 변동이 더 큰 품목과 판매의 변동이 더 큰 품목의 비중이 대체로 비슷한 것으로 나타난다²⁾.

2. 생산변동의 예측불가능성

Production smoothing 모형의 또 하나의 직접적인 함의는 (비용요인들을 무시할 경우) 합리적 예상의 가정 하에서는 생산이 임의보행을 따라야 한다는 것이다. 이는 소비의 항상소득가설 및 합리적 예상의 가정 하에서 소비자들의 consumption smoothing의 결과 소비가 임의보행을 따르게 되는 것과 마찬가지로이다. 즉 소비이론에 의하면 소비자는 소득의 변동으로부터 소비를 독립시킴으로써 소비의 안정적인 수준을 유지하려고 하며, 생산이론에 의하면 생산자는 판매의 변동으로부터 생산을 독립시킴으로써 생산의 안정적인 수준을 유지하려고 하는 것이다. 또한 소비와 소득의 분리를 가능하게 하는 것이 바로 자산이라면 생산과 판매의 분리를 가능하게 하는 것은 바로 재고자산이라고 할 수 있다. 따라서 consumption smoothing의 대표적인 형태가 소비의 임의보행이라고 한다면, production smoothing의 대표적인 형태로서 생산의 임의보행을 고려할 수 있다.

생산의 임의보행 가설은 앞의 분산 제한 검정에 비해 그 동안 상대적으로 주목을 덜 받은 편이라고 할 수 있는데, 생산이론과 소비이론의 유사점에 처음 착안한 것은 Miron and Zeldes(1988)이다. Miron and Zeldes(1988)는 생산의 변동이 과거에 알려진 정보와 독립적인가를 살펴보았는데, 이들의 결과에 의하면 분석의 대상이 된 6개 예측생산(production to stock) 산업 모두에서 생산의 변동에 관한 과다식별 제약이 기각된 것으로 나타난다. 특히 이들은 판매의 예측 가능한 계절적 변동에 대하여 생산이 밀접하게 반응함을 보임으로써, 생산자가 재고의 보유를 통하여 생산의 변동을 판매의 변동으로부터 독립시키는 production smoothing이 제대

2) 엄밀히 말하면 Schuh(1996)의 표본은 개별 품목자료이지만 물량자료는 아니다. 따라서 Schuh(1996)가 인정하듯이 Krane and Braun(1991)과 다른 결과가 얻어지는 것은 이러한 자료상의 차이 때문일 수 있다

로 작용하지 않고 있다고 주장하였다.

한편 West(1986)는 앞에서 언급된 분산 제한 검정에 대하여 Miron and Zeldes(1988)와 유사하게 생산의 변동에 관한 오일러 방정식을 추정해 보았다. 그러나 West(1986)는 Miron and Zeldes(1988)와 달리 이 오일러 방정식에 내포된 production smoothing의 의미를 강조하지는 않았으며, 단지 오일러 방정식의 추정과는 다른 새로운 검증방법으로서의 분산 제한 검정을 강조하고 두 방법을 이용한 검증 결과를 서로 비교하였다. West(1986)의 추정결과에 의하면 Miron and Zeldes(1988)와 달리 대부분의 산업에서 오일러 방정식에 대한 과다식별 제약이 기각되지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 기초하여 West(1986)는 과다식별 제약에 대한 검정이 자신의 분산 제한 검정에 비해 검정력이 낮을 수 있음을 시사하고 있다.

Ⅲ. 이 론

본 연구에서는 기본적으로 위의 연구들에서 사용된 두 가지 검증방법을 그대로 사용하기로 한다. 단 기존의 연구들에서는 전반적으로 모형이 기각되는지 아닌지의 여부만을 살펴보고 있는 반면, 본 연구에서는 품목간 차이에 대한 모형의 횡단면적 함의에 보다 초점을 맞춘다는 점이 다르다고 할 수 있다.

1. 순수한 production smoothing 모형

설명의 편의를 위하여 먼저 재고보유 및 조정에 따르는 비용이 전혀 존재하지 않는 순수한 production smoothing 모형부터 살펴보면, 생산자는 아래 식 (1)과 같이 여러 기간에 걸친 생산비용의 현재가치의 합을 최소화하려고 한다. 이 때 생산자가 당면하는 제약조건은 각 기간에 있어서의 생산과 판매의 차이는 재고의 변동으로 이어지게 된다는 재고축적 항등식이다.

$$\begin{aligned} \min E_t \left[\sum_{i=0}^T (1+\theta)^{-(t+i)} \frac{a}{2} (y_{t+i} * u_{t+i})^2 \right] \\ \text{s. t. } y_t = s_t + i_t - i_{t-1}, \forall t \end{aligned} \quad (1)$$

식 (1)에서 y_t 는 t 기의 생산, u_t 는 t 기의 비용충격, s_t 는 t 기의 판매, i_t 는 t 기말의 재고스톡을 나타내며, $E_t(X)$ 는 변수 X 에 대한 t 기의 예상, θ 는 시간선호율을 나타

낸다. 또한 a 는 0보다 큰 파라미터로서 production smoothing 동기의 강도를 결정한다고 볼 수 있다. 물론 a 의 값이 음이라면 생산비용함수는 오목하게 되며 생산자는 production bunching 동기를 가지게 된다(Ramey(1991)). 식 (1)의 비용극소화는 시장의 구조와 상관없이 항상 성립해야 하는 매우 일반적인 조건이라고 할 수 있다(West(1986), Miron and Zeldes(1988)).

물론 식 (1)은 비현실적으로 단순하다고 할 수 있다. 예를 들면 식 (1)에는 분석의 편의상 비용함수가 자승형태로 단순화되어 있으며, 비용 충격의 가능성이 완전히 배제되어 있다 또한 재고보유량 u_t 가 현실적으로 0보다 커야 한다는 제약도 부과되어 있지 않다. 그러나 이러한 점들은 기존의 선형-자승(linear-quadratic) 재고이론의 대표적인 특징이다. 따라서 본 연구에서는 선형-자승 재고이론의 이러한 한계점들을 인식하되, 기존의 재고모형이 새로운 자료와 추정방법 하에서 어떻게 다른 결과를 가져올 수 있는가를 살펴본다는 본고의 목적에 비추어 기존의 선형-자승 모형을 그대로 사용하기로 한다.

(1) 생산과 판매의 변동의 상대적 크기

먼저 West(1986)의 분산 제한 조건을 도출하기 위하여 식 (1)에서 비용충격 u_t 가 모든 기간에 있어서 1인 경우를 가정한다.

만일 생산자들이 실제로 식 (1)에 따라 행동을 한다면 생산은 바로 식 (1)의 목적함수를 최소화하도록 선택될 것이며, 따라서 실제 생산 시리즈를 식 (1)에 대입한 값은 바로 목적함수의 최소값이 될 것이다. 이는 곧 실제 생산 이외의 어떠한 시리즈를 식 (1)에 대입한 값도 생산 시리즈를 대입한 값보다는 더 커야 함을 의미한다. 그 중에서도 특히 판매 시리즈를 생산 대신에 대입할 경우 다음의 부등식이 성립하게 된다

$$E\left[\sum_{i=t}^T (1+\theta)^{-(t+i)} \frac{a}{2} y_{t+i}^2\right] \leq E\left[\sum_{i=t}^T (1+\theta)^{-(t+i)} \frac{a}{2} s_{t+i}^2\right] \quad (2)$$

판매 시리즈 s_t 를 식 (1)의 생산에 대입한다는 것은 곧 매기간 생산을 판매와 동일하게 유지함 즉 재고가 0임을 의미한다. 따라서 식 (2)는 생산비용을 최소화하기 위하여 재고를 적극적으로 이용하는 경우와 그렇지 않은 경우의 생산비용을 서로 비교하는 것이라고 볼 수 있다. 한편 식 (2)에서 y_t 와 s_t 가 모두 평균 0의 공분산 안정적(covariance stationary)인 시리즈를 나타낸다고 하면, y_t^2 와 s_t^2 은 각각 생산과 판매의 비조건적(unconditional) 분산을 나타내게 된다 따라서 식 (2)로부터 식 (3)

과 같은 생산과 판매의 분산의 상대적 크기에 관한 부등식이 얻어진다.

$$var(y) \leq var(s) \tag{3}$$

식 (3)의 부등식은 y_t 와 s_t 에 계절성이나 시간 추세 등 확정적 항목들이 포함되어 있는 경우 즉 y_t 와 s_t 의 비조건적 평균이 0이 아닌 경우에도 동일하게 성립한다 (West(1983)).

식 (3)과 관련하여 언급할 점은 첫째, 앞에서도 언급된 것처럼 식 (3)의 분산 제한 조건은 비용충격이 존재하지 않는 경우에만 타당하다. 즉 비용충격이 존재한다면 $var(y)$ 는 $var(s)$ 보다 얼마든지 더 클 수도 있는 것이다. 극단적인 예로 판매가 늘 일정하다 하더라도(판매의 분산 = 0) 생산비용이 변화한다면 생산의 분산은 0보다 클 수 있다. 그러나 식 (3)은 그 직관적인 명료성 때문에 지금까지 production smoothing 모형의 대표적인 함의로 간주되어 왔으며 또한 그 자체로서 실제 생산에 있어서 비용충격의 효과와 production smoothing 효과의 상대적 중요성을 가늠할 수 있게 해주므로, 본 연구에서도 일단 비용충격을 무시하고 식 (3)의 부등식을 그대로 사용하기로 한다. 둘째, y_t 와 s_t 에 단위근(unit root)이 존재할 경우에는 $var(y)$ 나 $var(s)$ 가 정의되지 않는다. 이 경우 저자에 따라 다소 다른 방법들이 사용되고 있는데, 이에 대해서는 아래 V절에서 다시 언급하겠다.

(2) 생산변동의 예측불가능성

한편 식 (1)로부터는 생산의 변동에 관한 Miron and Zeldes(1988)의 오일러 방정식도 도출된다. 단 여기서는 비용충격 u_t 를 명시적으로 고려할 수 있다. 최적화의 1계 조건에 따라 식 (1)을 i_t (t 기의 재고스톡)에 대하여 미분한 식은 0이 되어야 하므로 다음과 같은 식이 얻어진다.

$$E_t \left[\frac{y_{t+1}}{y_t} \frac{u_{t+1}}{u_t} \right] = 1 + \theta \tag{4}$$

일단 비용충격 u_t 가 모든 기간에 있어서 1인 경우를 생각해 보면 식 (4)는 단순한 항상소득가설 하에서의 소비에 대한 오일러 방정식과 완전히 동일한 구조이다. 즉 합리적 예상을 가정할 경우 식 (4)에 의하면 생산의 변동(y_{t+1}/y_t)은 t 기에 알려진 어떤 정보와도 독립적이어야 한다. 이는 곧 생산이 임의보행을 따라야 함을 의미한다. 비용충격 u_t 가 1이 아닌 경우에도 식 (4)의 내용은 크게 달라지지 않는다. 예를 들어 비용충격에 해당되는 임금률의 변화, 원자재 가격의 변화, 기후의 변화 등이

통제된다면 생산의 변동은 판매의 변동과 무관해야 하는 것이다.

2. 재고보유비용이 추가된 production smoothing 모형

순수한 production smoothing 모형인 식 (1)에는 재고보유에 아무런 비용이 들지 않는다는 가정이 암묵적으로 전제되어 있다. 그러나 현실적으로 재고보유 및 관리에는 다양한 형태의 비용이 수반될 것으로 예상된다. 실제로 다음 절의 실증분석에서 보듯이 상당수의 품목 특히 유제품이나 농산물 가공품과 같이 재고보유비용이 높을 것으로 예상되는 품목들에서는 재고보유량이 매우 낮게 유지되고 있다. 따라서 보다 현실적인 모형을 위해서는 재고비용을 명시적으로 고려할 필요가 있는데, 순수한 production smoothing 모형에다 재고보유비용을 추가할 경우 식 (1)은 다음과 같이 달라진다.

$$\begin{aligned} \min E_t[& \sum_{i=0}^T (1+\theta)^{-(t+i)} (\frac{a}{2} (y_{t+i} - u_{t+i})^2 + \frac{b}{2} i_{t+i})] \\ \text{s. t. } & y_t = s_t + i_t - i_{t-1}, \forall t \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)에서 a 와 b 는 생산비용과 재고보유비용의 상대적인 중요성을 나타내는 파라미터들로서 모두 양의 값을 가지는 것으로 가정한다. 식 (5)은 대부분의 기존 연구들에서 사용되고 있는 확장된 형태의 production smoothing 모형과 동일한 형태인데, 본 연구에서는 특히 a 와 b 의 상대적 크기에 따라 앞에서 설명한 모형의 함의들이 어떻게 달라지는가에 주목하기로 한다. 파라미터 a 가 생산비용함수가 불룩한 정도를 나타내는 값으로서 production smoothing 동기의 강도를 결정한다면, 파라미터 b 는 재고보유비용이 불룩한 정도를 나타내는 값으로서 재고를 안정적으로 유지하려는 동기의 강도를 나타낸다고 볼 수 있다. 그런데 아래에서 보겠지만 모형에서 중요한 것은 a 와 b 의 절대적 크기가 아니라 b/a 의 비율이다. 따라서 아래에서 논의될 모형의 횡단면적 예측은 품목간 생산기술의 차이를 반영하는 것일 수도 있고 품목간 재고보유비용의 차이를 반영하는 것일 수도 있다.

(1) 생산과 판매의 변동의 상대적 크기

먼저 위의 식 (2)와 식 (3)은 재고비용이 존재할 경우 식 (6)과 식 (7)과 같이 수정된다. 단 1-1에서와 마찬가지로 일단 비용충격 u_t 는 모든 기간에 있어서 1이라고 가정한다.

$$E\left[\sum_{t=1}^T (1+\theta)^{-(t+1)} \left(\frac{a}{2} y_{t+1}^2 + \frac{b}{2} i_{t+1}^2\right)\right] \leq E\left[\sum_{t=1}^T (1+\theta)^{-(t+1)} \frac{a}{2} s_{t+1}^2\right] \quad (6)$$

$$var(y) + \frac{b}{a} * var(i) \leq var(s) \quad (7)$$

식 (6)의 우변에 i_t 가 나타나지 않는 이유는 생산을 매기간 판매와 동일하게 유지할 경우 재고는 항상 0이기 때문이다. 식 (6)를 보면, 재고보유에는 보유비용 ($b/a * var(i)$)이, 수반되는데 그럼에도 불구하고 비용최소화의 결과로 재고를 보유하게 되었다면 이는 그 대신 생산의 변동($var(y)$)이 충분히 감소하여서 그 두 비용의 합이 재고를 보유하지 않는 경우의 생산의 변동($var(s)$)보다 더 작아지기 때문일 것임을 알 수 있다. 즉 식 (7)에서처럼 생산의 분산은 판매의 분산에서 재고 보유비용을 뺀 값보다 더 작아야 하는 것이다. 이런 의미에서 식 (7)은 생산의 변동이 판매의 변동보다 더 작아야 한다는 식 (3)의 제한을 더 강화시킨다고 할 수 있다.

한편 생산비용과 재고보유비용의 상대적 크기(b/a)가 생산과 판매의 변동의 상대적 크기에 대하여 어떤 영향을 미칠 것인가를 생각해 보면, 일단 직관적으로 재고보유비용의 상대적 증가는 재고보유를 통해 생산의 변동을 축소시키는 행위의 비용을 증가시킬 것으로 예상할 수 있다. 식 (5)에서 a 와 b 는 각각 production smoothing과 inventory smoothing의 상대적 중요성을 나타내는 지표라고 볼 수 있으므로 b/a 의 증가는 $var(i)$ 를 줄이는 반면 $var(y)$ 를 증가시키는 역할을 하게 될 것이다. 따라서 판매 시리즈가 외생적이어서 판매의 분산이 미리 주어져 있다면, b/a 의 값이 커짐에 따라 생산의 분산이 커지게 되고 결국 생산과 판매의 분산에 대한 부등식 관계도 덜 뚜렷하게 될 것으로 예상된다. 이는 여러 품목이 존재할 경우 b/a 가 낮은 품목에서는 판매와 생산의 분산 간에 뚜렷한 차이가 발생하지만 b/a 가 높은 품목에서는 그렇지 않을 것이라는 횡단면적 함의를 가진다.

물론 생산비용과 재고비용의 상대적 크기를 나타내는 b/a 를 직접적으로 관찰할 수는 없다. 그러나 b/a 가 커질 경우 생산자는 재고비용의 부담을 줄이기 위하여 최적 재고보유량의 평균적인 수준을 낮출 것으로 예상된다. 따라서 b/a 를 직접적으로 관찰할 수는 없다 하더라도 재고보유량의 평균 수준을 대리변수로 사용함으로써 b/a 와 판매 분산/생산 분산 비율의 관계를 살펴볼 수 있다.

이러한 예상을 구체적으로 확인하기 위해 먼저 식 (5)의 모형으로부터 최적화의 1계 조건을 구하면 다음과 같다

$$E_t[-z_{t-1} + (1 + (1 + \theta)^{-1} + \frac{b}{a})z_t - (1 + \theta)^{-1}z_{t+1} + s_t - (1 + \theta)^{-1}s_{t+1}] = 0 \quad (8)$$

위 식으로부터 재고보유량과 판매량의 비조건적(unconditional) 평균을 구한 다음 이를 b/a 에 대해서 미분하면 다음의 식이 얻어진다.

$$\frac{\partial i/s}{\partial (b/a)} = -\frac{a}{b} i/s \quad (9)$$

식 (9)에서 i 와 s 는 각각 재고보유량과 판매량의 비조건적(unconditional) 평균을 나타낸다. 식 (9)에 의하면 재고보유량의 평균값이 양인 경우에는 b/a 가 증가함에 따라 재고보유량은 감소하며, 재고보유량이 음인 경우에는 b/a 가 증가함에 따라 재고보유량은 증가하게 된다. 즉 b/a 의 증가는 재고보유량의 절대값을 줄이는 역할을 하는 것이다. 이는 식 (5)에서 재고보유량이 0과 다를 때 재고보유비용이 발생하도록 가정되어 있으므로 당연한 결과라고 할 수 있다. 따라서 평균 재고보유량이 음인 경우를 무시한다면 b/a 가 높은 품목일수록 평균 재고보유량이 낮을 것이라고 예상할 수 있다³⁾.

한편 b/a 의 증가가 생산의 분산에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 먼저 식 (8)와 재고축적에 관한 항등식을 결합함으로써 최적 생산량을 구하면 식 (10)과 같다.

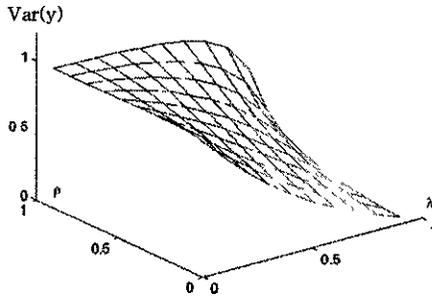
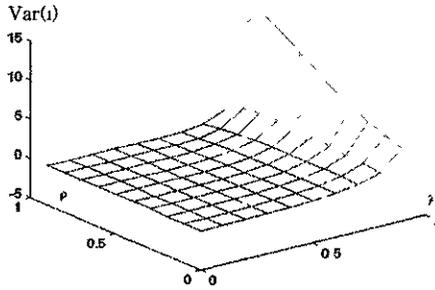
$$\begin{aligned} z_t &= \lambda(z_{t-1} - s_t) + (1 - \lambda) \sum_{i=1}^T \lambda^i (1 + \theta)^{-i} E_t[s_{t+i}] \\ y_t &= (\lambda - 1)(z_{t-1} - s_t) + (1 - \lambda) \sum_{i=1}^T \lambda^i (1 + \theta)^{-i} E_t[s_{t+i}] \end{aligned} \quad (10)$$

식 (10)에서 λ 는 $\lambda^2 - [2 + \theta + (1 + \theta)b/a]\lambda + (1 + \theta) = 0$ 을 만족하는 λ 의 두 값 가운데 작은 값으로서, b/a 가 0부터 ∞ 까지 변할 때 λ 는 1부터 0까지의 값을 가지게 된다. 그런데 식 (10)에 의하면 생산의 분산은 일반적으로 판매의 분산 및 모든 자기공분산들의 함수로 주어지게 되므로 판매 시리즈에 대한 추가적인 가정이 없이는 일반적인 결론을 도출하기가 어렵다. 따라서 여기서는 판매 시리즈가 외생적으로 AR(1) (1계 autoregressive) 과정을 따르는 경우에 b/a 의 값이 커짐에 따라 생산의 분산이 어떻게 변화하는가를 예시하기로 한다. 판매의 시계열이 $s_t = \rho s_{t-1} + \varepsilon_t$ ($0 \leq \rho < 1$,

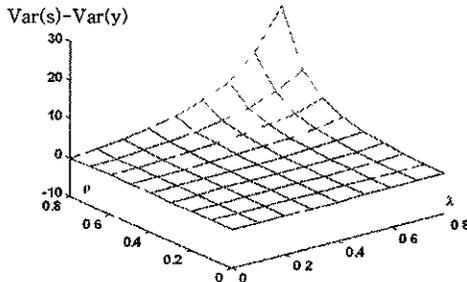
3) 재고보유량이 음일 가능성을 무시하는 이유는 첫째, production smoothing 모형의 검증에 실제로 사용되는 거시자료 혹은 산업별/품목별 자료를 보면 재고보유량이 0 이하인 경우는 없으며 둘째, 실제 검증에서는 모형과 일관성을 가지도록 음의 재고보유량 혹은 backlog의 가능성이 있는 산업/품목을 제외하기 때문이다

ε_t 는 white noise)인 AR(1)과정을 따른다고 할 때, λ 의 값이 0부터 1까지 변함에 따라 재고와 생산의 비조건적 분산이 어떻게 변화하는가를 계산한 결과가 <그림 1>에 나와 있다. <그림 1>의 위의 두 그림을 보면 AR(1)의 계수 ρ 의 크기에 상관없이 λ 의 값이 증가함에 따라 재고의 분산은 커지고 생산의 분산은 작아짐을 알 수 있다. 그런데 λ 는 b/a 와 역의 상관관계를 가지므로 결국 b/a 의 값이 낮을수록(즉 평균 재고보유량이 높은 품목일수록) 재고의 분산은 커지고 반면 생산의 분산이 작아질 것으로 예상할 수 있다.

판매가 AR(1)인 경우. $s_t = \rho s_{t-1} + \varepsilon_t$ ($0 \leq \rho < 1$)



Δ 판매가 AR(1)인 경우: $\Delta s_t = \rho \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t$ ($0 \leq \rho < 1$)



<그림 1> 재고보유비용의 변화에 따른 분산 제한(variance bounds)의 변화

물론 위의 (1)절에서와 마찬가지로 이러한 결론은 비용충격이 존재할 경우에는 타당하지 않을 수 있다. 또한 i_t 와 s_t 에 단위근이 존재할 경우에는 생산의 분산이 정의되지 않는다. 단위근이 존재하는 경우에 대해서는 아래 V장에서 다시 언급하기로 한다.

(2) 생산변동의 예측불가능성

식 (5)로부터 생산 y_t 의 변동에 관한 최적조건을 구하면 다음의 식이 얻어진다.

$$E_t \left[\frac{y_{t+1}}{y_t} \right] \approx constant + \frac{b(1+\theta)}{a} \frac{i_t}{y_t} - \frac{u_{t+1}}{u_t} \quad (11)$$

식 (11)에 의하면 비용충격을 무시하더라도 생산은 더 이상 임의보행이 아니라 금기의 재고/생산 비율에 의하여 체계적으로 예측될 수 있다. 즉 (b/a 가 일정할 때) 금기의 재고/생산 비율이 높아서 재고보유비용이 높은 경우에는, 금기의 생산을 다음 기의 예상 생산수준과 동일하게 유지하는 것보다 금기의 생산을 조금 낮게 유지하고 대신 금기의 재고보유량을 줄이는 것이 더 유리하다. 따라서 결과적으로 재고/생산 비율이 생산의 변화에 대한 예측력을 가지게 되는 것이다.

또한 식 (10)의 최적 재고보유량을 식 (11)의 i_t 에 대입하면 식 (11)은 다음과 같이 된다

$$\begin{aligned} E_t \left[\frac{y_{t+1}}{y_t} \right] &\approx constant + \frac{b(1+\theta)}{a} \left[\lambda \frac{i_{t-1}}{y_t} \right. \\ &\quad \left. + \lambda(1+\theta)^{-1} E_t \left(\frac{s_{t+1} - (1+\theta)s_t}{y_t} \right) \right. \\ &\quad \left. + \lambda^2(1+\theta)^{-2} E_t \left(\frac{s_{t+2} - (1+\theta)s_{t+1}}{y_t} \right) + \dots \right] \\ &\quad - \frac{u_{t+1}}{u_t} \end{aligned} \quad (11)'$$

식 (11)'에서 λ 는 앞에서와 마찬가지로 $\lambda^2 - [2+\theta+(1+\theta)b/a]\lambda + (1+\theta) = 0$ 을 만족하는 λ 의 두 값 가운데 작은 값으로서 0과 1 사이의 값을 가지며 b/a 와는 역의 상관관계에 있다. 식 (11)'에 의하면 $t+1$ 기의 생산의 변화는 $t+1$ 기 및 그 이후의 판매의 변화에 대한 예상을 반영하게 된다. 특히 θ 가 거의 0과 동일하며 또한 $t+2$ 기 이후의 판매의 변화에 대한 계수가 second-order임을 감안할 때, 식 (11)은 금기의 생산의 변화가 금기의 판매의 변화와 밀접한 관계를 가지게 됨을 보여준다. 즉 재고보유비용이 존재할 경우 재고스톡은 생산을 판매의 변동으로부터 완전히 독립적으로 유

지하기에 충분할 만큼 자유롭게 조정되지 못하며, 따라서 생산은 부분적으로 판매의 변동을 반영하여 움직이게 되는 것이다.

생산의 변동이 판매의 변동에 의하여 영향을 받을 수 있다는 것은 보다 직관적으로도 설명될 수 있다. 만일 어떤 제품의 생산자들 가운데 k 만큼은 순수한 production smoothing 모형에 따라 식 (4)처럼 행동하고 $1-k$ 만큼은 재고를 전혀 사용하지 않는다면, k 의 생산은 임의보행을 따를 것이며 $1-k$ 의 생산은 판매와 동일할 것이다. 따라서 전체 생산의 변화는 전체 판매의 변화에 대해 $1-k$ 만큼 반응하게 될 것이다. 이와 동일한 형태의 가설은 소비이론에서 Campbell and Mankiw(1989)에 의하여 제시된 바 있는데, 이들은 소비가 임의보행을 따라야 한다는 통상적인 가정은 모형의 통계적 기각 여부만을 보여줄 뿐이며 모형의 경제적 타당성에 대해서는 유용한 해석을 제공하지 못한다고 비판하였다. 그 대안으로서 Campbell and Mankiw(1989)는 소비자들의 일부가 항상소득가설에 따라 행동하고 나머지는 단순히 현재 소득을 소비하는 rule of thumb에 따라 행동한다면 소득에 대한 소비의 반응을 바로 rule of thumb 소비자의 비중 즉 항상소득가설의 비타당성에 대한 하나의 지표로 해석할 수 있다고 제안하였다. 한편 Zeldes(1989)는 자산의 수준이 높아서 유동성제약에 직면할 가능성이 낮은 가계에서는 소비의 임의보행 가설이 기각되지 않으나 자산의 수준이 낮은 가계에서는 소비의 임의보행 가설이 기각됨을 보인 바 있다. 재고이론에서의 재고보유량, 생산, 판매가 소비이론에서의 자산, 소비, 소득에 각각 대응됨을 고려할 때, 식 (11)'은 바로 이러한 연구들과 유사성을 가진다고 할 수 있다⁴⁾.

한편 생산비용과 재고보유비용의 상대적 크기 b/a 의 변화에 따른 횡단면적 함의를 도출해보면, 식 (11)은 b/a 의 값이 상대적으로 높은 품목에서는 생산의 변화가 재고/생산 비율에 대하여 보다 민감하게 반응할 것임을 보여준다. 그런데 b/a 의 값이 클수록 평균 재고보유량은 감소하게 되므로 식 (11)은 결국 재고/생산 비율에 대한 생산의 반응의 정도와 평균 재고보유량 사이에 음의 상관관계가 존재해야 함을 의미한다. 직관적으로 보다 분명한 것은 식 (11)'인데, 식 (11)'에서는 b/a 의 값이 커질수록 예상 판매 변화들의 계수가 커짐을 쉽게 보일 수 있다.⁵⁾ 즉 재고

4) Campbell and Mankiw(1989)와 Zeldes(1989)는 각각 rule of thumb을 따르는 소비자와 유동성 제약에 직면한 소비자들을 외생적으로 전제하고 있다 즉 어떤 소비자들이 rule of thumb을 따르게 되며 어떤 소비자들이 자산을 낮게 보유하여 유동성 제약에 직면하게 되는지를 설명하지는 않고 있는 것이다. 본 연구의 식 (11)'은 이와 달리 순수한 production smoothing 가설을 따르는 생산자와 그렇지 않은 생산자의 구분을 내생적으로 도출하고 있다고 볼 수 있다.

보유비용이 높을수록 (평균 재고보유량이 낮을수록) 재고를 이용한 production smoothing 효과가 떨어지게 되며 따라서 생산의 변화와 판매의 변화가 서로 보다 밀접하게 되는 것이다.

IV. 자 료

이상 식 (5)의 모형으로부터 얻어지는 횡단면적 함의들을 검증하기 위하여 본 연구에서는 통계청의 광공업동태조사의 품목별 생산, 출하, 재고량 자료를 사용하기로 한다. 이 자료에는 총 442개 품목에 대한 월별 생산량, 출하량, 재고보유량이 1995년부터 발표되어 있는데, 본 연구에서 사용한 표본기간은 1995년 1월부터 2004년 3월까지이다. 이 자료를 사용하는 이유는 앞서도 언급되었듯이 모형과의 일관성을 유지하기 위해서는 물량단위로 표시된 자료가 이상적이며 또한 모형의 횡단면적 함의를 살펴보기 위해서는 여러 품목에 대한 자료가 요구되기 때문이다.

본 연구에서는 이들 총 442개 품목들 가운데 이론적으로 production smoothing 모형을 검정하는데 적합한 품목들만을 사용하기로 한다. 그 이유는 production smoothing 모형은 원래 주문 생산(production to order)이 아니라 예측 생산(production to stock)에 해당되는 품목들만을 대상으로 한다고 볼 수 있기 때문이다. 예측 생산에 해당하는 대표적인 산업들로는 음식료품, 담배, 봉제의복 및 모피제품, 화합물 및 화학제품, 코크스 석유정제 및 핵연료, 고무 및 플라스틱 등의 6개 대분류 산업을 들 수 있다(Belsley(1969)). 한편 본 연구와 같이 품목별 물량자료를 이용한 Krane and Braun(1991)의 연구에서는 이상 6개 산업의 품목에 더하여 섬유, 제지, 목재, 철강 산업의 일부 품목들도 표본에 포함시키고 있다. 본 연구에서 사용하는 광공업동태조사 자료 가운데 Belsley(1969)와 Krane and Braun(1991)의 표본에 부합하는 품목들의 수는 모두 196개이다

표본 선택과 관련하여 또 한 가지 언급할 점은 대부분 품목의 대부분의 기간에서 생산, 출하, 재고 간에 재고축적의 항등식(재고증가=생산-판매)이 정확하게 성립하지 않는다는 사실이다. 품목별로 생산-판매와 재고증가분의 상관관계를 구해보면 그 평균값은 약 0.8에 불과하다. 이러한 자료상의 문제는 외국의 경우에도 동일하게 관찰되며, 이에 대한 분명한 해결책은 존재하지 않는다(Miron and

5) 예상 판매 변화의 계수는 b/a 외에 b/a 의 함수인 λ 를 포함하고 있는데, b/a 의 변화에 따른 λ 의 변화는 $[2+\theta+(1+\theta)b/a]\lambda+(1+\theta)=0$ 을 λ 와 b/a 에 대하여 전미분함으로써 구할 수 있다.

Zeldes(1989), Krane and Braun(1991)). 이처럼 품목별로 재고축적의 항등식이 성립하지 않는 이유는 여러 가지인데, 예를 들면 최종 생산물의 생산자라 하더라도 제품의 일부를 위탁생산에 의존하거나 다른 생산자로부터 직접 구입할 수 있다. 이 경우는 아마도 생산 자료만이 정확하고 재고나 판매 자료는 수정되어야 한다고 볼 수 있을 것이다. 또한 생산된 최종 생산물의 일부가 자체적으로 재투입되거나 동일 기업 내 타공장으로 내부거래되는 경우도 있는데, 이 때는 사실상 자신의 생산물의 일부를 자신에게 판매한 것으로 볼 수 있으므로 생산과 재고 자료로부터 판매를 역산하는 것이 타당할 것이다. 이처럼 재고축적의 항등식이 성립하지 않는 구체적인 이유는 품목마다 다를 수 있으므로, 이상적으로는 생산을 조정할 것인지 판매를 조정할 것인지 혹은 재고를 조정할 것인지를 각 품목별로 결정해야 한다. 그러나 약 200개의 품목에 대해서 자료의 구체적인 특성과 문제점들을 파악하기란 현실적으로 불가능하며, 또한 품목에 따라 생산을 조정할 것인지 판매를 조정할 것인지를 선택이 자의적으로 이루어질 우려도 있다. 따라서 여기서는 발표된 생산, 출하, 재고 시리지가 재고축적 항등식과 대체로 일관성을 유지하는 품목들만을 표본으로 사용하기로 한다. 보다 구체적으로, 생산과 출하의 차이(=생산-출하)를 재고증감과 시간추세에 회귀시켜서 재고증감의 추정계수가 1과 유의하게 다르지 않은 동시에 R^2 가 0.95 이상인 품목들만을 선택하는 것이다. 이와 유사한 방법은 Wang(2002)에서 사용된 적이 있다. 이 기준에 따라 표본을 추가적으로 제한할 경우 최종적으로 남는 품목의 수는 59개이며, 이들 품목의 생산-판매와 재고증감분의 상관관계의 평균은 0.99 이상으로 나타난다.

한편 식 (11)과 (11)'의 비용충격 u_t 에 해당하는 변수로는 제조업 평균 임금률, 에너지 가격(생산자 물가), 제조용 원자재 가격, 제조업 근로인수, 월평균 기온 및 강수량과 이들의 자승항 등을 사용한다. 이들 변수들의 선택은 Miron and Zeldes(1988)를 따른 것이다.

모든 시리지는 계절조정을 하지 않은 상태로 사용한다.

V. 실증분석 결과

앞에서 논의된 production smoothing 모형의 합의를 검증하기에 앞서 먼저 품목별 재고보유량의 크기를 살펴보면, <표 1>에서 보듯이 월간 판매량 대비 재고보유량의 중위값(median)은 약 0.57(즉 월간 판매량의 0.57), 평균값은 약 0.70인 것으로

나타난다. 일반적으로 제조업 전체의 재고/월간 판매비율은 <표 1>의 하단에서 보듯이 1을 약간 상회하는 것으로 알려져 있다⁶⁾. 그러나 본 연구의 품목별 자료는 기본적으로 최종 제품 자료로서 원자재 재고 등을 포함하지 않는다. 이에 상응하도록 제조업 전체의 완제품 재고/완제품 판매의 비율을 구해보면 약 0.43으로서 본 연구의 품목별 자료 결과와 보다 유사하게 된다⁷⁾. 따라서 본 연구에서 사용되는 표본은 제조업 일반과 크게 어긋나지 않는다고 볼 수 있다.

<표 1> 재고/판매 비율

표본 59개 품목		
	생산과 판매의 상관계수	
percentiles 1%	0.119	(0.986)
5%	0.180	(0.932)
10%	0.214	(0.932)
25%	0.362	(0.861)
50%	0.567	(0.811)
75%	0.740	(0.721)
90%	1.042	(0.709)
95%	1.966	(0.470)
99%	4.921	(0.373)
평균	0.699	
표준편차	0.701	
제조업 전체		
	총재고/총판매	완제품재고/완제품판매
연도 1999	1.164	0.440
2000	1.124	0.456
2001	1.044	0.418
2002	1.046	0.415

주) 괄호 안은 시간추세와 계절성을 제거한 이후의 상관계수임.

<표 1>에 나타난 재고/판매 비율의 값만을 가지고서 재고보유의 수준이 높은지 낮은지를 판단하기는 어렵다. 재고보유의 평균수준이 월간 판매의 일부에 불과하

6) 이 값은 미국의 경우에도 비슷하게 나타난다.

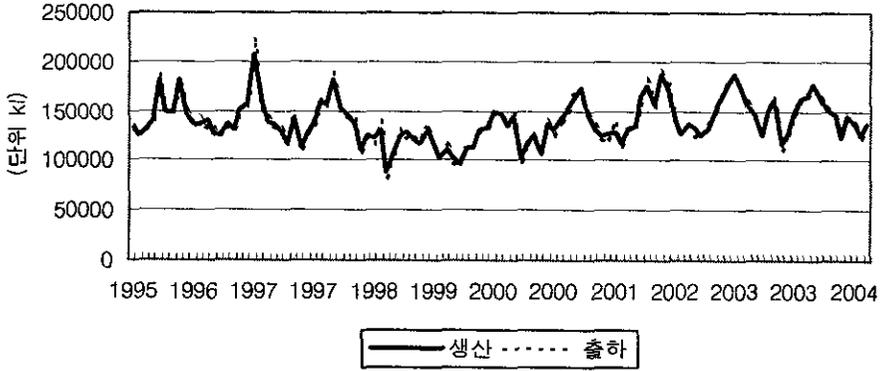
7) 제조업 전체의 완제품 재고/판매 비율이 본 연구의 품목별 자료에 비해 다소 낮게 나타나는 것은 상대적으로 완제품 재고/판매 비율이 낮은 품목들이 전체 제조업에서 차지하는 비중이 더 높기 때문이다. 예를 들면 본 연구의 표본에 포함되지 않은 자동차와 전자산업의 완제품 재고/판매 비율은 다른 업종에 비해 상대적으로 낮다.

더라도 판매의 변동을 완충시키는 역할을 제대로 수행할 수도 있기 때문이다. 그러나 <표 1>에 나와 있는 재고/판매 비율의 백분위 집단별로 시간추세와 계절성을 제거한 생산과 판매의 상관계수를 구해보면 대부분의 경우에 생산과 판매가 같이 움직이는 경향이 매우 강함을 알 수 있다. 예를 들면 <표 1>에서 괄호 안의 수치는 재고/판매 비율이 해당 백분위 값과 그 이전 백분위 값 사이에 속하는 품목들의 생산과 판매의 상관계수의 평균값인데, 재고/판매 비율이 하위 50% 이상 75% 이하에 속하는 품목들의 경우 생산과 판매의 상관계수가 약 0.72이며 재고/판매 비율이 그 이하인 품목들에서는 상관계수가 더욱 높게 나타나는 것이다. 이처럼 대부분의 품목에서 생산과 판매의 동조 경향이 강하게 나타난다는 사실은 그림으로도 확인할 수 있다. <그림 2>에는 표본의 59개 품목 가운데 재고보유비율이 가장 낮은 품목(맥주)과 중위값에 해당하는 품목(운활유), 그리고 가장 높은 품목(홍삼)의 생산과 판매 시리즈가 나와 있다⁸⁾. 재고가 거의 없는 맥주의 경우에는 당연히 생산과 판매가 거의 동일하게 나타나며, 재고/판매 비율이 중위값에 해당하는 운활유의 경우에도 생산과 판매 사이의 괴리는 그리 크지 않은 것으로 보인다. 한편 <표 1>에서 재고/판매 비율이 상위 10%에 해당하는 품목들의 경우와 <그림 2>의 홍삼의 경우에는 생산과 판매의 동조 경향이 그리 두드러져 보이지 않는다. 따라서 <표 1>과 <그림 2>의 결과는 품목의 대부분에서 재고가 생산을 판매의 변동으로부터 완충시키는 역할이 제대로 이루어지지 않고 있으며, 그 이유는 재고의 보유수준이 충분히 높지 않기 때문이라는 점을 시사한다.

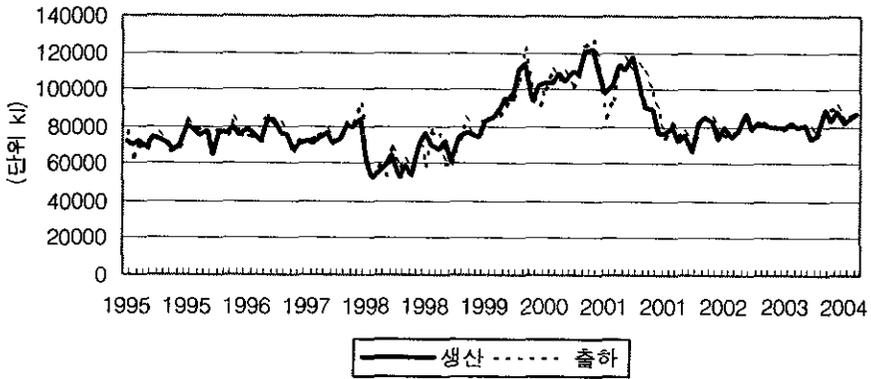
이는 또한 상이한 품목들의 집계자료를 사용한 기존의 연구들에서 왜 대부분의 재고이론들이 모두 성공적이지 못한 것으로 나타나는지에 대해서도 하나의 설명을 제공한다. 만일 대다수의 업종 혹은 품목에서 재고보유량이 무시할 정도로 작다면 이 업종 혹은 품목들에 대해서는 실증적으로 어떠한 형태의 재고이론도 제대로 적용될 수 없을 것이다. 또한 이들 업종 혹은 품목이 전체 경제에서 차지하는 비중이 특별히 낮지 않은 이상 이들의 생산과 판매를 포괄하는 집계지표를 사용할 경우 그만큼 모형의 설명력이 약하게 나타날 수밖에 없을 것이다. 특히 <표 1>에 의하면 재고/판매 비율의 분포는 (평균이 중위값보다 더 큰) 오른쪽 꼬리가 두터운 분포이므로, 이러한 집계상의 문제가 더욱 크게 작용할 것으로 예상할 수 있다.

8) 총 196개의 예측생산(production to stock) 품목 가운데 재고/판매 비율이 가장 낮은 것은 시유이고 가장 높은 것은 제조제인데, 이들 품목은 재고축적 행동식에 따른 선별 기준에 의하여 표본에서는 누락되었다. 물론 시유의 경우 맥주와 유사한 패턴을 나타내며, 제조제는 홍삼과 유사한 패턴을 나타낸다

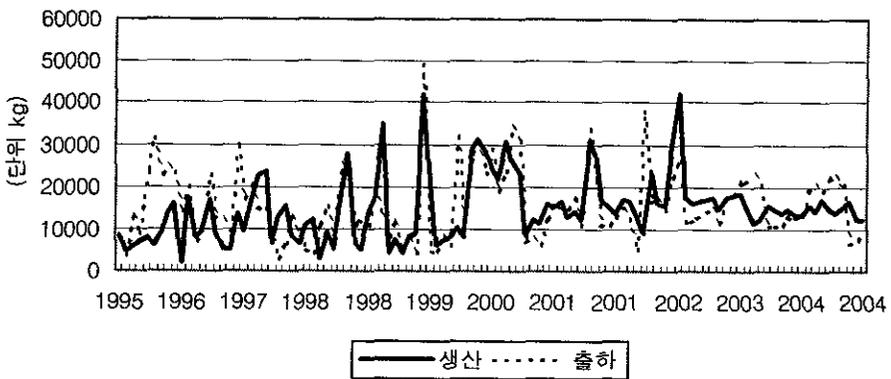
맥주



윤활유



홍삼



<그림 2> 특정 품목의 생산과 판매 시리츠

1. 생산과 판매의 변동의 상대적 크기

지금까지의 논의에 의하면 재고의 production smoothing 효과는 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목들에서 더 뚜렷하게 나타날 것으로 예상된다 이를 확인하기 위하여 <표 2>에는 품목별로 생산과 판매의 분산을 비교한 결과가 나와 있는데, 모든 값들은 시간추세를 제거한 후의 값들이다. 먼저 열 (1)의 전체 59개 품목을 보면 판매 분산/생산 분산의 비율의 중위값은 거의 1과 동일한데 이는 판매의 변동과 생산의 변동의 크기가 체계적으로 다르지 않음을 의미한다. 또한 판매 분산/생산 분산의 비율이 유의하게 1보다 큰 품목의 수는 12개에 불과하다. 따라서 열 (1)의 결과는 대다수의 품목에서 production smoothing 모형의 분산 제한이 기각됨을 보여준다고 할 수 있다. 사실 앞에서 본 것처럼 대부분의 품목에서 생산과 판매가 밀접하게 같이 움직인다는 점을 고려할 때 이러한 결과는 당연하다고도 할 수 있을 것이다. 산업별 혹은 품목별 자료를 이용한 기존의 대부분의 연구들은 이러한 결과에 근거하여 production smoothing 모형이 전반적으로 자료와 부합하지 않는다고 결론짓고 있다(예를 들면 Schuh(1996)). 그러나 production smoothing 모형에 대한 보다 엄밀한 평가를 위해서는 단순히 모형의 전반적인 적합성 외에 모형의 횡단면적 함의도 살펴볼 필요가 있다.

<표 2> 생산과 판매의 변동의 상대적 크기: 판매와 생산 시리지가 안정적인 경우

통계량 $var(s)/var(y)$	전 체	$t/s > 1$ 인 경우	$t/s < 1$ 인 경우
	(1)	(2)	(3)
평균값	1.220	2.028*	1.112*
중위값	1.018	1.889**	1.004**
표준편차	0.669	1.383	0.428
표본 수	59	7	52
>1인 표본 수	32	6*	26*
유의하게 >1인 표본 수	12	3	9
$\log(i/s)$ 와의 상관계수 (표준오차)		0.390** (0.123)	
$\log(t/s)$ 에 대한 회귀분석 (표준오차)		0.388** (0.134)	

주) 괄호 안은 표준오차이며, *와 **는 각각 유의수준 10%와 5% 수준에서 유의함을 의미함

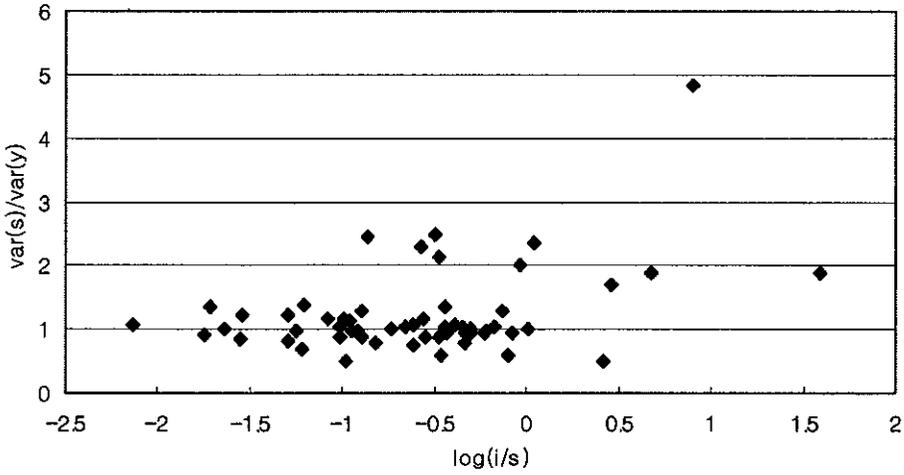
일단 <그림 2>의 두 품목을 비교해보면, 평균 재고보유량이 낮은 맥주보다 재고 보유량이 높은 홍삼의 경우에 판매 분산/생산 분산의 비율이 더 높게 나타남을 알 수 있다. 맥주의 경우 판매와 생산의 표준편차는 각각 약 139600(백만톤)으로서 거

의 동일하나 홍삼의 경우 판매와 생산의 표준편차는 각각 17062(kg)와 15512(kg)로서 생산이 더 안정적으로 나타나는 것이다. 이제 재고보유량과 production smoothing 효과 사이의 이러한 관계가 일반적으로 성립하는가를 살펴보기 위해 전체 표본을 열 (2)와 열 (3)에서처럼 재고/판매 비율이 1 이상인 품목들과 1 이하인 품목들로 구분할 경우, 재고/판매 비율이 1 이상인 7개 품목들에서는 판매 분산/생산 분산의 비율의 평균과 중위값이 각각 2에 가깝게 나타나는 반면 재고/판매 비율이 1 이하인 52개 품목들에서는 분산 비율의 평균과 중위값 모두 1에 가까운 값을 나타낸다. 이 두 집단의 평균이 동일하다는 귀무가설은 t 검정에 의하여 유의수준 10%에서 기각되며(*로 표시) 중위값이 동일하다는 귀무가설은 Wilcoxon rank-sum 검정에 의하여 유의수준 5%에서 기각된다(**로 표시). 또한 재고/판매 비율이 1 이상인 7개 품목 가운데 6개 품목에서 판매 분산/생산 분산의 비율이 1보다 크게 나타나며 그 가운데 3개 품목에서는 그 차이가 통계적으로 유의하다⁹⁾. 반면 재고/판매 비율이 1 이하인 52개 품목들 가운데에는 전체의 절반에 해당하는 26개 품목에서만 판매 분산/생산 분산의 비율이 1을 상회하며 그 가운데 9개 품목에서만 그 차이가 유의하다. 판매 분산/생산 분산의 비율이 1보다 큰 경우를 '성공'이라고 할 때 두 집단 간의 이러한 '성공' 비율의 차이는 z 검정에 의하여 10% 수준에서 유의하다(*로 표시).

물론 재고/판매 비율 1을 기준으로 하여 표본을 나누는 것은 자의적이라고 할 수 있다¹⁰⁾. 재고/판매 비율과 판매 분산/생산 분산 비율 간의 관계가 표본 전반에 걸쳐 보다 연속적으로 성립하는가를 보기 위해서 <표 2>의 하단에는 전체 59개 품목에 대해서 재고/판매 비율의 로그값과 판매 분산/생산 분산 비율 사이의 횡단면적 상관계수를 구한 값이 나와 있다. 재고/판매 비율의 로그 값을 취한 것은 <표 1>에서도 설명되었듯이 재고/판매 비율의 분포가 비대칭으로서 극단적으로 큰 값들이 소수 존재하기 때문이다. 그러나 재고/판매 비율 자체를 사용할 경우에도 결과는 거의 동일하다. <표 2>에 나와 있듯이 두 변수 사이의 상관계수는 0.39이며 이는 표준오차의 2배 이상으로서 유의하다고 할 수 있다¹¹⁾. 두 변수 사이의 상관관계의 유의성을 살펴보기 위한 또 다른 방법으로서 판매 분산/생산 분산 비율을 재

-
- 9) 여기서 1과의 차이가 유의하다는 것은 판매 분산/생산 분산의 비율이 1보다 2*표준오차 이상 높은 경우를 의미한다. 각 품목별 판매 분산/생산 분산의 비율의 표준오차는 품목별로 1000회 반복 bootstrapping을 통하여 구하였다.
- 10) 재고/판매 비율 1을 기준으로 선택한 이유는 <표 1>에서 보듯이 일반적으로 제조업 전체에 대해서 총재고/총판매 비율의 값은 약 1에 가까운 것으로 알려져 있으며, 또한 본 연구의 표본에서는 재고/판매 비율 1 이상인 품목이 전체의 약 10%로서 비교적 충분히 높은 수준의 재고를 보유하고 있는 품목이라고 간주될 수 있기 때문이다.
- 11) 표준오차는 1000회 반복 bootstrapping을 통하여 구한 값이다.

고/판매 비율에 회귀시킨 결과를 보더라도 추정계수가 약 0.39, 표준오차가 약 0.13 으로서 거의 동일함을 알 수 있다. 재고/판매 비율의 로그값과 판매 분산/생산 분산 비율의 상관관계를 그림으로 보면 <그림 3>과 같다¹²⁾. 이상의 결과는 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목들에서는 production smoothing 모형의 예측과 같이 생산의 변동이 판매의 변동보다 더 작게 유지됨을 보여준다.



<그림 3> 분산 비율과 재고/판매 비율의 관계

<표 2>에 사용된 판매 분산/생산 분산의 비율은 production smoothing 모형에 관한 기존의 연구에서 일반적으로 사용되어 온 통계량이다. 그러나 판매나 생산이 비안정적(non-stationary)인 시리얼일 경우에는 판매와 생산의 분산이 이론적으로 정의되지 않는다는 문제점이 있다. 특히 III장의 (2)에서 설명된 것처럼 production smoothing 모형에 따르면 생산은 임의보행을 따를 가능성이 있으므로, 생산과 판매를 안정적(stationary)인 시리즈로 간주하여 분산을 구하는 것 자체가 production smoothing 모형의 예측과 모순될 수 있는 것이다. Krane and Braun(1991)은 생산과 판매가 비안정적일 가능성을 고려하여 두 시리즈의 차분의 분산을 구하고 있으나, 이는 이론적으로 타당한 대안인지 분명하지 않다¹³⁾. 이 문제에 대한 보다 엄밀

12) <그림 3>에서 분산 비율이 극단적으로 큰 품목(콜탈 핏치)이 하나 있으나 이 품목을 제외하더라도 두 변수 사이의 상관관계는 여전히 유의하다.

13) 판매의 차분이 AR(1)을 따른다는 가정 하에 식 (10)에 따라 numerical simulation을 수행한 결과 판매의 차분의 분산이 생산의 차분의 분산보다 오히려 더 작게 나타났다 반면 West의 제안대로 판매의 분산과 생산의 분산의 차이를 계산한 경우에는 이론과 일치하는 결과를 얻을 수 있었다

한 고려는 West(1987)에 의해서 이루어졌는데, 그는 생산과 판매에 단위근(unit root)이 존재할 경우 각각의 분산은 정의되지 않지만 판매의 분산과 생산의 분산의 차이는 여전히 정의될 수 있다는 점에 착안하였다. West(1987)에 의하면 $var(s_t) - var(y_t) = -2cov(s_t, \Delta i_t) - var(\Delta i_t)$ 이므로 판매와 생산에 단위근이 존재하는 경우에도 $cov(s_t, \Delta i_t)$ 를 $cov(\Delta s_t, \Delta i_t) + cov(\Delta s_{t-1}, \Delta i_t) + cov(\Delta s_{t-2}, \Delta i_t) + cov(\Delta s_{t-3}, \Delta i_t) + \dots$ 으로 정의함으로써 여전히 판매와 생산의 분산을 비교할 수 있다 West(1987)의 제안이 제대로 기능하는가를 살펴보기 위하여 판매의 차분이 $\Delta s_t = \rho \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t$ ($0 \leq \rho < 1$, ε_t 는 white noise)인 AR(1)과정을 따르는 경우의 λ 의 변화에 따른 $var(s_t) - var(y_t)$ 의 변화를 계산해보면 <그림 1>의 마지막 그림과 같다¹⁴⁾.

<표 3> 생산과 판매의 변동의 상대적 크기: 판매와 생산 시리즈에 단위근이 존재하는 경우

통계량: $var(s) - var(y)$	전체	$i/s > 1$ 인 경우	$i/s < 1$ 인 경우
	(1)	(2)	(3)
표본 수	59	7	52
>0인 표본 수	30	6**	24**
유의하게 >0인 표본 수	5	3	2

주) **는 유의수준 5% 수준에서 유의함을 의미함

<표 3>에는 West(1987)를 따라 판매와 재고의 공분산을 시차 20까지 계산하여 합한 값을 이용한 결과(즉 $-2 \sum_{i=1}^{20} cov(\Delta s_{t-i}, \Delta i_t) - var(\Delta i_t)$ 을 이용한 결과)가 <표 2>에서와 같은 식으로 제시되어 있다. 단 <표 2>의 분산 비율이 개별 품목의 단위와 무관한 변수인 반면, <표 3>에서 이용된 판매 분산과 생산 분산의 차이($var(s_t) - var(y_t)$)는 품목별 단위로부터 자유롭지 못하다 품목별로 단위가 통일되지 않을 경우 <표 2>에서와 같이 상이한 품목들 간의 평균값이나 중위값을 비교하는 것이 불가능하므로, <표 3>에는 표본 가운데 통계량의 값이 이론의 예측대로 0보다 큰 경우와 유의하게 0보다 큰 경우의 수만이 제시되어 있다. <표 3>의 열 (2)와 (3)을 비교해보면 <표 2>에서와 마찬가지로 재고/판매 비율이 1보다 큰 경우는 비교적 모형의 예측과 일치하나 재고/판매 비율이 1보다 낮은 경우는 모형의 적합성이 낮게 나타난다. 또한 $var(s) - var(y) > 0$ 인 경우를 '성공'이라고 할 때 두 집단에서 '성공' 비율이 동일하다는 귀무가설은 유의수준 5%에서 기각된다(**로 표시) 마지막

14) 여기에는 <그림 1>의 다른 두 그림과 달리 λ 와 ρ 의 값이 0.8 이하인 경우만 제시되어 있다. λ 와 ρ 의 값이 0.8 이상인 경우에는 $var(s) - var(y)$ 의 값이 너무 커져서 이를 그림에 포함시킬 경우 나머지 부분의 패턴을 쉽게 확인할 수 없기 때문이다.

으로 표에는 나와 있지 않으나 $\text{var}(s) - \text{var}(y) > 0$ 인 품목들과 그 반대인 품목들 간에 재고/판매 비율이 유의하게 다른지를 살펴보았는데, 실제로 재고/판매 비율이 $\text{var}(s) - \text{var}(y) > 0$ 인 경우에 더 높게 나타났으나 t 값은 1.27로서 그 차이가 유의하지는 않았다.

2. 생산변동의 예측불가능성

생산의 변동에 관한 production smoothing 모형의 예측을 나타내는 식 (11)과 (11)'을 추정한 결과는 <표 4>에 나와 있다. Miron and Zeldes(1988)에서와 같이 모든 예상은 합리적으로 이루어지며 여기서 명시적으로 고려되지 않은 비용충격들은 모든 시차변수들과 독립이라고 가정하면, 식 (11)과 (11)'은 시차변수들을 도구변수로 사용하여 추정될 수 있다. <표 4>에서는 특히 모든 내생변수들의 1기와 2기 시차값들을 도구변수로 사용하였다. 단, i_t/y_t 와 i_{t-1}/y_t 은 위의 가정 하에서는 모두 외생변수로 볼 수 있으나 종속변수인 y_{t+1}/y_t 와 더불어 y_t 의 값을 분모에 가지고 있기 때문에 양의 편차가 발생할 가능성이 있다 이러한 가능성을 줄이기 위하여 <표 4>에서는 i_t/y_t 와 i_{t-1}/y_t 도 다른 내생변수들과 마찬가지로 취급하여 이들의 1기와 2기 시차값들을 도구변수로 사용하였다. 사용된 변수들의 자세한 리스트는 <표 4>의 하단에 나와 있다¹⁵⁾. <표 4>의 각 열에는 해당 식을 모든 품목에 대하여 동일하게 추정함으로써 얻어진 추정치들의 평균값과 추정치들 가운데 (이론의 예측과 일치하는 방향으로) 유의하게 0과 다른 경우의 수가 제시되어 있다¹⁶⁾. 또한 <표 2>와 <표 3>에서와 마찬가지로 동일한 분석을 재고/판매 비율이 1보다 큰 경우와 그 반대 경우에 대하여 수행한 결과가 비교되어 있다. <표 4>의 모든 추정에서 시간선회율 θ 의 값은 0.01로 상정하였다¹⁷⁾.

먼저 열 (1)은 59개 품목별로 식 (11)를 추정한 결과인데, i_t/y_t 의 계수의 평균이 0.15로서 양의 값을 가지나 그 가운데 6개만이 통계적으로 유의함을 보여준다. 또한 임금을 비롯한 비용관련 변수들도 대체로 모두 유의하지 않으며, 사용된 도구변

15) <표 4>는 월별 데이터를 설명변수에 포함한 결과이나 월별 데이터를 제외한 경우에도 주요 결과는 동일하다 또한 도구변수로 더 많은 시차값들을 사용하거나 변수들의 리스트를 일부 수정하는 경우에도 결과는 크게 달라지지 않는다.

16) 모든 품목의 b/a 의 값이 동일하다는 가정 하에 전체 자료를 이용하여 식 (11)과 (11)'을 패널 추정할 경우에도 <표 4>의 값들과 비슷한 결과가 얻어진다

17) 본 연구의 자료는 월간자료이므로 시간선회율 0.01의 가정은 연간으로는 약 0.12에 해당한다 시간선회율을 0.01 이외의 값으로 가정할 경우에도 그 값이 0과 크게 다를 수는 없으므로 추정결과는 거의 동일하다.

수들에 대한 과다식별 제약도 대부분 기각되지 않는다. 따라서 열 (1)의 결과는 식 (11)의 b/a 가 0이라는 가설, 즉 생산이 임의보행을 따른다는 가설이 대부분의 경우에 기각될 수 없음을 시사한다. 이러한 결과는 재고/판매 비율이 높은 경우(열 (4))와 낮은 경우(열 (7))에 모두 비슷하게 관찰된다. 그러나 단지 생산의 증가율이 i_t/y_t 에 의하여 잘 예측되지 않는다고 해서 생산의 임의보행 가설이 강하게 지지된다고 보기는 어렵다. West(1986)는 자신의 분산 제한 검정에 의하면 분석의 대상이 된 6개 산업 모두에서 production smoothing 모형이 기각되나 <표 4>의 열 (1)과 같은 오일러 방정식의 과다식별 제약 검정에 의하면 6개 중 5개 산업에서 production smoothing 모형이 기각되지 않음을 보임으로써 과다식별 제약의 검정력이 낮을 수 있음을 시사하였다. 또한 생산의 증가율이 i_t/y_t 와 특정한 관계를 가져야 한다는 것은 직관적으로도 그다지 분명하지 않다.

이러한 의미에서 식 (11)'의 추정결과는 식 (11)의 추정결과보다 더 유용하다고 할 수 있는데, 식 (11)'에는 생산과 밀접한 관계를 가지는 판매시리즈의 차분이 주요 설명변수로 등장한다. 만일 모든 기간에 있어 생산이 판매와 동일하게 이루어진다면 (즉 재고에 의한 production smoothing이 전혀 이루어지지 않는다면) 식 (11)'에서 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수는 1이 될 것이며 생산이 판매와 완전히 분리된다면 (즉 재고에 의한 production smoothing이 완전히 이루어진다면) $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수는 0이 될 것이다. 따라서 식 (11)'은 이 두 가지의 극단적인 경우를 모두 포괄한다고 볼 수 있다. 전체 품목에 대한 식 (11)'의 추정결과는 <표 4>의 열 (2)에 나와 있는데, 재고의 시차값(i_{t-1}/y_t)과 판매의 차분값($(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$)의 계수는 모두 이론의 예측대로 양의 값을 가지며 열 (1)보다 더 많은 경우에 통계적으로 유의하다. 또한 i_{t-1}/y_t 와 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수의 크기는 각각 0.24와 0.29로서 서로 비슷한데 이 또한 식 (11)'의 예측과 일치하는 부분이다. 계수의 크기가 0.25라는 것은 $\lambda^2 - [2+\theta+(1+\theta)b/a]\lambda + (1+\theta) = 0$ 에 의하면 b/a 와 λ 모두 약 0.5의 값을 가짐을 의미한다. 또한 판매 차분의 미래값들($(s_{t+2}-(1+\theta)s_{t+1})/y_{t+1}$ 등)은 거의 모든 경우에 전혀 유의하지 않으며, 이는 이들 변수의 계수가 second-order임을 고려할 때 이론과 일치하는 결과라고 볼 수 있다. 예를 들어 λ 의 값이 열 (1)이 추정치가 의미하는 것처럼 약 0.5라면 $(s_{t+2}-(1+\theta)s_{t+1})/y_{t+1}$ 의 계수는 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수의 절반 이하일 것으로 예상할 수 있기 때문이다.

한편 추정된 결과를 재고보유 수준에 따라 두 집단으로 나누어 비교해 보면, 재고/판매 비율이 1보다 낮은 집단의 결과(열 (8))는 열 (1)과 거의 동일하나 재고/판매 비율이 1보다 높은 집단(열 (5))에서는 모든 품목에서 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수가

유의하지 않게 나타난다. 이는 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목에서는 재고의 production smoothing 기능이 작용함으로써 생산이 판매의 변동과 독립적으로 이루어질 수 있다는 가설을 지지하는 것으로 보인다. 또한 열 (6)과 (9)는 열 (5)와

〈표 4〉 생산변동의 예측불가능성

종속변수 y_{t+1}/y_t	전 체			$i/s > 1$ 인 경우			$i/s < 1$ 인 경우		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
i_t/y_t	0.150 (6)			0.113 (1)			0.153 (5)		
i_{t-1}/y_t		0.238 (14)	0.237 (22)		0.241 (3)	0.243 (5)		0.237 (11)	0.236 (17)
$(s_{t+1} - (1+\theta)s_t)/y_t$		0.290 (13)	0.269 (23)		0.007 (0)	-0.056 (1)		0.328 (13)	0.313 (22)
$(s_{t+2} - (1+\theta)s_{t+1})/y_t$		-0.006 (0)			-0.190 (0)			0.019 (0)	
$(s_{t+3} - (1+\theta)s_{t+2})/y_t$		-0.109 (0)			-0.024 (0)			-0.120 (0)	
$(s_{t+4} - (1+\theta)s_{t+3})/y_t$		-0.021 (1)			0.031 (0)			-0.029 (1)	
임금변화율	0.006 (0)	0.076 (0)	0.041 (3)	0.444 (0)	0.542 (0)	0.490 (0)	-0.053 (0)	0.014 (0)	-0.020 (3)
에너지가격 변화율	-0.019 (3)	-0.083 (0)	-0.157 (2)	-0.389 (0)	-1.125 (0)	-0.866 (0)	0.031 (3)	0.057 (0)	-0.062 (2)
원자재가격 변화율	-0.216 (1)	-0.021 (0)	0.002 (1)	0.069 (0)	0.673 (0)	0.685 (0)	-0.255 (1)	-0.114 (0)	-0.090 (1)
조업일수 변화율	0.778 (1)	0.535 (7)	0.588 (19)	0.893 (0)	0.676 (0)	1.247 (0)	0.763 (1)	0.516 (7)	0.499 (19)
표본 수	59	59	59	7	7	7	52	52	52
과다식별 제약이 기각되는 표본	10	12	38	1	1	3	9	11	35

주) 1 괄호 안은 5% 수준에서 유의하게 이론의 예측과 일치하는 방향으로 0과 다른 품목의 수를 나타냄.

2. 표에는 나와 있지 않지만 모든 열에는 12개의 월별 더미, 월평균 기온 및 강수량과 기온 및 강수량의 자승항이 설명변수로 포함되어 있음.

3. 열 (1), (4), (5)에서 사용된 도구변수는 i_t/y_t 의 1기와 2기 시차값, 조업일수 변화율을 제외한 나머지 비용충격 변수들의 1기와 2기 시차값, 그리고 월별 더미, 기온, 강수량, 기온 및 강수량의 자승항 등의 외생변수임 나머지 열들에서 사용된 도구변수는 i_{t-1}/y_t 의 1기와 2기 시차값, 판매 증가율 $(s_{t+1}-s_t)/s_t$ 의 1기와 2기 시차값, 생산 증가율 $(y_{t+1}-y_t)/y_t$ 의 1기와 2기 시차값, 조업일수 변화율을 제외한 나머지 비용충격 변수들의 1기와 2기 시차값, 그리고 월별 더미, 기온, 강수량, 기온 및 강수량의 자승항 등의 외생변수임.

(8)에서 판매 차분의 미래값들($(s_{t+1+i} - (1+\theta)s_{t+i})/y_{t+i}$, $i=1,2,3$)을 제외한 결과인데 주요 패턴은 열 (5) 및 (8)과 동일하다 이와 유사한 결과는 소비의 변동에 관한 Zeldes(1989)의 논문에서도 발견된다. Zeldes(1989)는 (금융)자산의 보유수준에 따라 가계를 두 집단으로 구분한 다음 소비의 증가가 소득에 대해서 반응하는 정도를 비교하였는데, 그 결과 자산보유수준이 높은 집단에서는 소비의 변동이 소득과 독립적으로 이루어지는 반면 자산보유수준이 낮은 집단에서는 소비의 변동이 소득에 의해서 체계적으로 예측될 수 있는 것으로 나타났다

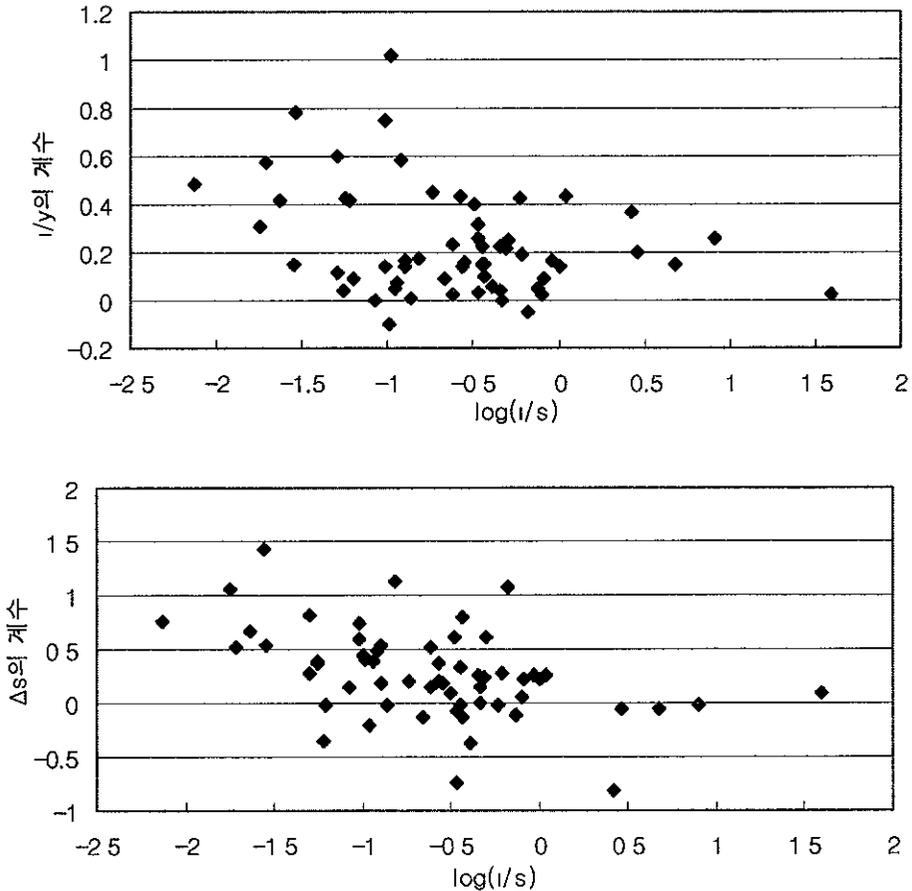
그러나 <표 4>의 결과가 모두 이론적 예측과 일치하는 것은 아니다. 먼저 열 (5)와 (6)에서 i_{t-1}/y_t 와 $(s_{t+1} - (1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수는 거의 같은 크기일 것으로 기대되나, 실제 추정치를 보면 $(s_{t+1} - (1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수가 0과 유의하게 다르지 않은 반면 i_{t-1}/y_t 의 계수는 7개 가운데 3개 품목에서 0보다 유의하게 큰 것으로 나타난다. 왜 이러한 결과가 얻어지는지는 분명하지 않지만, 이는 재고/판매 비율이 1보다 높은 품목들에서도 생산이 엄밀하게 임의보행을 따르지는 않음을 의미한다. 또한 이 결과에 의하면 재고/판매 비율이 높은 품목들에서 생산과 판매의 분리가 이루어지는 것은 사실지만 그 메카니즘은 식 (11)'과 정확하게 일치하지 않는 것으로 보인다. <표 4>의 결과에서 이론과 일치하지 않는 또 다른 부분은 비용관련 변수들이 대부분의 경우에 유의하지 않다는 점이다. 그러나 비용 변수들의 효과가 잘 관찰되지 않는 것은 기존 연구들의 결과와는 대체로 일치한다. Ramey and West(1999)에 의하면 비용 변수들의 효과를 살펴본 거의 모든 연구들에서 유의한 결과가 발견되지 않는다.

<표 5> 추정된 계수와 재고/판매비율의 관계

		전 체		
		(1)	(2)	(3)
log(i/s)와의 상관계수(표준오차)	i_t/y_t 의 계수	-0.307** (0.128)		
	i_{t-1}/y_t 의 계수		-0.246** (0.101)	-0.309** (0.096)
	$s_{t+1} - (1+\theta)s_t/y_t$ 의 계수		-0.398** (0.096)	-0.453 (0.097)
log(i/s)에 대한 회귀분석(표준오차)	i_t/y_t 의 계수	-0.136** (0.056)		
	i_{t-1}/y_t 의 계수		-0.088* (0.046)	-0.107** (0.043)
	$s_{t+1} - (1+\theta)s_t/y_t$ 의 계수		-0.284** (0.087)	-0.282** (0.073)

주) 괄호 안은 표준오차이며, *와 **는 각각 유의수준 10%와 5% 수준에서 유의함을 의미함

마지막으로 재고/판매 비율과 생산의 (판매에 대한) 독립성 간의 이러한 관계가 표본 전반에 걸쳐 연속적으로 성립하는가를 보기 위해서 <표 5>에서는 <표 4>의 열 (1)부터 (3)까지의 추정결과를 이용하여 주요 계수의 추정치와 재고/판매 비율 간의 상관관계를 살펴보았다. <표 5>에 의하면 i_{t-1}/y_t 와 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수는 모두 예상대로 재고/판매 비율과 음의 상관관계를 가지며, 그 상관관계는 대부분의 경우 5% 수준에서 유의한 것으로 나타난다. 특히 i_{t-1}/y_t 의 계수는 <표 4>에서는 재고/판매 비율로 구분한 두 집단 간에 뚜렷이 다르게 나타나지 않았으나 <표 5>에서는 이론의 예측대로 재고/판매 비율과 음의 상관관계를 보여준다. <표 5>의 열 (3)에 나타난 재고/판매 비율과 i_{t-1}/y_t 및 $(s_{t+1}-(1+\theta)s_t)/y_t$ 의 계수 간의 상관관계를 그림으로 나타내면 <그림 4>와 같다.



<그림 4> 생산변동의 예측불가능성과 재고/판매 비율의 관계

재고가 거의 존재하지 않는 품목의 경우 생산과 판매가 같이 움직여야 하며 따라서 판매의 차분값의 계수가 1에 가까워야 한다는 것은 당연하다. 그러나 재고가 높은 품목이라고 해서 반드시 판매의 차분값의 계수가 0에 가까워야 하는 것은 아니다. Ramey(1991)의 주장처럼 생산비용함수가 볼록하지 않다면 재고는 production smoothing이 아니라 오히려 production bunching을 통해서 판매에 대한 생산의 반응을 높이는 역할을 할 수도 있는 것이다. 따라서 <표 4>와 <표 5>의 결과는 재고가 비교적 높게 유지되는 품목에서는 실제로 재고가 production smoothing의 기능을 수행함을 의미하는 것으로 판단된다.

VI. 결 론

본 연구에서는 품목별 생산, 판매, 재고의 물량자료를 이용하여 production smoothing 모형의 두 가지 함의를 검정하여 보았다. 추정된 결과에 의하면 표본 전체적으로는 production smoothing 모형의 적합성이 높다고 할 수 없지만, 재고보유 수준이 상대적으로 높은 품목들에서는 대체로 판매 분산/생산 분산의 비율이 1보다 높게 나타나며 생산과 판매의 분리 또한 모형의 예측과 일치하는 방향으로 이루어지는 것으로 보인다.

기존의 연구들은 산업별 혹은 품목별 자료를 사용하는 경우에도 모형의 전반적인 적합성을 평가하는 데에만 초점을 맞추고 산업간 혹은 품목간 횡단면적 차이에 대한 체계적인 분석은 고려하지 않았다. Schuh(1996)는 기업이 속한 산업과 기업의 크기별로 모형의 적합성이 달라지는가를 살펴보았으나, 이는 이론적 근거에 의거한 분류는 아니었으며 분류된 집단 간에 유의한 차이도 관찰되지 않았다. 본 연구는 생산비용과 재고보유비용의 상대적 크기에 따라 품목별로 재고보유의 수준과 재고의 production smoothing 기능이 다르게 나타날 것이라는 예측에 근거하여 자료의 횡단면적 측면을 살펴보았다는 점에서 기존의 연구와 차별될 수 있다.

본 연구의 추정결과가 모든 면에서 production smoothing 모형과 일치하는 것은 아니며, 이론과 일치하지 않는 부분에 대해서는 새로운 가설이 제시되어야 할 것이다. 그러나 재고보유 수준이 미미한 다수의 품목들에 대해서는 어떤 이론으로도 그 생산과 판매 결정을 실증적으로 설명할 수 없을 것으로 판단된다. 따라서 특정 재고이론의 검정은 재고보유비율이 높은 품목들을 대상으로 이루어지는 것이 바람직하며, 집계지표를 이용한 검정은 특별히 성공적이지 못할 것으로 예상된다.

[참고문헌]

- Belsley, David A.(1969), *Industry Production Behavior: The Order-Stock Distinction*, Amsterdam: North-Holland.
- Blanchard, Olivier J.(1983), "The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry," *Journal of Political Economy*, 91, 365-400.
- Blinder, Alan S.(1981), "Retail Inventory Behavior and Business Fluctuations," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, 443-505.
- Blinder, Alan S.(1986), "Can the Production Smoothing Model of Inventory Be Saved?," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 431-454.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw(1989), "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual 1989*, edited by Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, MIT Press, 185-216.
- Durlauf, Steven N. and Louis J. Maccini(1995), "Measuring Noise in Inventory Models," *Journal of Monetary Economics*, 36, 65-89.
- Kahn, James A(1987), "Inventories and the Volatility of Production," *American Economic Review*, 77, 667-679.
- Krane, Spencer D. and Steven N. Braun(1991), "Production Smoothing Evidence from Physical-Product Data," *Journal of Political Economy*, 99, 558-581.
- Miron, Jeffrey A. and Stephen P. Zeldes(1988), "Seasonality, Cost Shocks and the Production Smoothing Model of Inventories," *Econometrica*, 56, 877-908.
- Miron, Jeffrey A. and Stephen P. Zeldes(1989), "Production, Sales, and the Change in Inventories. An Identity That Doesn't Add Up," *Journal of Monetary Economics*, 24, 31-51.
- Ramey, Valerie A(1991), "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories," *Journal of Political Economy*, 99, 306-334.
- Ramey, Valerie A. and Kenneth D. West(1999), "Inventories," *Handbook of Macroeconomics Volume 1B*, North-Holland, 863-923.
- Schuh, Scott(1996), "Evidence on the Link Between Firm-Level and

- Aggregate Inventory Behavior," Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics, Discussion Series, 96/46.
- Wang, Hung-Jen(2002), "Nominal Data and the Production Smoothing Hypothesis," mimeo(Academia Sinica).
- West, Kenneth D.(1983), "Inventory Models and Backlog Costs. An Empirical Investigation," Ph. D. dissertation, MIT.
- West, Kenneth D (1986), "A Variance Bounds Test of the Linear Quadratic Inventory Model," *Journal of Political Economy*, 94, 374-401.
- West, Kenneth D (1987), "Order Backlogs and Production Smoothing," NBER Working Paper # 2385.
- West, Kenneth D.(1990), "The Sources of Fluctuations in Aggregate Inventories and GNP," *Quarterly Journal of Economics*, 105, 939-971.
- Zeldes, Stephen P.(1989), "Consumption and Liquidity Constraints. An Empirical investigation," *Journal of Political Economy*, 97, 305-346.

{Abstract}

An Analysis of the Production Smoothing Model Using Physical-Product Data

Kiseok Hong

The production smoothing model of inventory investment implies that (1) production should be less variable than sales, and (2) production decisions should be made independently of sales fluctuations. Previous researches typically found that these implications are rejected by the data. This paper notes that for most products the level of inventory holding is low, with production and sales moving closely with each other. The main hypothesis of this paper is that production smoothing motives will be evident only among the products with sufficiently large inventory holdings. Empirical results of this paper support this hypothesis. The ratio of sales variance to production variance is greater and the separation of production and sales is more complete, the greater the level of inventory holdings. This result provides an explanation on why the production smoothing model is rejected particularly for aggregate data.

Keywords Inventory, Production Smoothing Model, Physical-Product Data, Variance Bounds, Random Walk