

勤勞日數의 變動과 産業生産의 豫測

李 恒 鏞
沈 相 達

景氣變動에 대한 중요한 판단자료인 産業生産指數는 음력에 따르는 구정, 추석 등의 기간 및 시점변동으로 계절적 요인이 불규칙하게 나타나게 되고, 이로 인하여 指數의 분석에 혼란이 야기되고 있다.

産業生産指數의 季節變動은 일차적으로 勤勞日數에 그 원인이 있는 것으로 판단된다. 本稿에서는 통상의 계절조정방법 대신에 근로일수를 고려하여 1일당 생산을 기준으로 산업생산을 분석하였다. 勤勞日數는 確定的(deterministic)인 성격을 가지고 있어 季節性의 변동에 대한 豫測이 가능할 뿐 아니라, 1일당 생산을 고려할 경우 각 관측치의 시간적 길이를 동일하게 함으로써 생산과 재고의 관계를 설정하는 것이 용이해진다.

生産과 在庫變化만을 이용한 간단한 오차수정모형(error correction model)을 설정하여 생산의 標本外區間 豫測(out of sample forecasting)을 수행한 결과, 勤勞日數로 조정하였을 경우 예측력이 현저히 개선됨을 확인할 수 있었다.

I. 머리말

景氣變動(business cycle)에 대한 판단과 전망에 있어 産業生産指數는 우선적으로

로 고려되는 經濟指標이다. 産業生産指數는 광공업과 전기가스업의 산업활동을 나타내주는 실물지표로서, 광공업 및 전기가스업이 다른 산업에 미치는 파급효과가 매우 크기 때문에 단순한 생산지표 이상의 의미를 갖는다. 그런데 産業生産指數는 계절적 요인의 불규칙성으로 인하여 季節的 要因과 景氣變動 要因의 구분이 어려워지고, 이는 産業生産指數의 분석에 혼란을 야기하고 있다. 따라서 景氣에 대한 올바른 판단과 전망을 위하여 계절적 요인의 원인 및 정도를 파악하여 이를 경기변동요

筆者 : 李恒鏞 - 本院 主任研究員

沈相達 - 本院 研究委員

* 바쁘신 중에도 拙稿를 읽고 귀중한 論評을 해주신 本院의 柳潤河, 金俊逸 博士께 감사드립니다. 특히 柳潤河 博士께서는 拙稿의 示唆點과 개념정리에 명확성을 더해 주셨으며, 金俊逸 博士께서는 모형의 설정 및 결과해석에 있어 筆者들이 발견하지 못한 오류를 바로잡아 주셨다. 李鎮勉 主任研究員과 柳德鉉 研究員께서도 집필과정에 많은 도움을 주셨다.

소와 분리하는 일이 필요할 것이다.

産業生産指數의 季節變動은 일차적으로 勤勞日數에 그 원인이 있는 것으로 판단된다. 특히 舊正 및 秋夕 連休期間에는 대부분의 공장들이 休務에 들어감으로 인하여 많은 生産減少가 예상되는데, 이러한 계절적요인은 勤勞日數의 감소에 의해 설명될 수 있을 것이다. 이러한 공휴일의 기간 및 시점이 달라짐에 따라 근로일수의 변동이 불규칙하게 되고, 따라서 산업생산을 계절더미변수 등으로 계절조정하는 데 문제가 발생한다.¹⁾ 따라서 본고에서는 통상의 계절조정방법 대신에 근로일수를 고려하여 1일당 생산을 기준으로 산업생산을 분석하고자 한다. 産業生産指數의 계절변동요소로서 勤勞日數를 고려하는 것은 이것이 外生的, 확정적인 성격을 가지고 있으며 季節性的의 변동에 대한 豫測이 가능하다는 장점이 있다.

근로일수로 조정할 경우 생산과 재고변화를 이용한 모형의 설정이 보다 의미를 가지게 된다. 재고변화가 생산에 미치는 조정효과를 추정함에 있어 각 구간의 시간적 길이가 동일하여야 하는데, 근로일수를 통한 조정은 각 관측치의 시간적 길이를 같게 해 주는 장점이 있다. 生産과 在庫變化만을 이용한 간단한 時系列模型(time

series model)을 설정하여 생산의 標本外區間 豫測(out of sample forecasting)을 수행한 결과, 勤勞日數로 조정하였을 경우 예측력이 현저히 개선됨을 확인할 수 있었다. 한편 이 과정에서 在庫變動은 生産의 예측력에 도움을 주고 있는 것으로 나타났다.

Ⅱ章에서는 産業生産指數가 經濟成長率의 예측에 중요할 뿐 아니라 景氣變動上的의 基準循環日과도 일치함을 보임으로써 경기국면을 판단하는 자료가 됨을 예시하고, Ⅲ章에서는 産業生産指數의 계절변동과 勤勞日數의 관계를 검토하기로 한다. Ⅳ章에서는 在庫變化를 포함한 간단한 時系列模型을 設定하고 이를 이용한 標本外區間 豫測을 통하여 産業生産의 예측 및 경기판단에 있어 勤勞日數와 在庫의 중요성을 논하기로 한다.

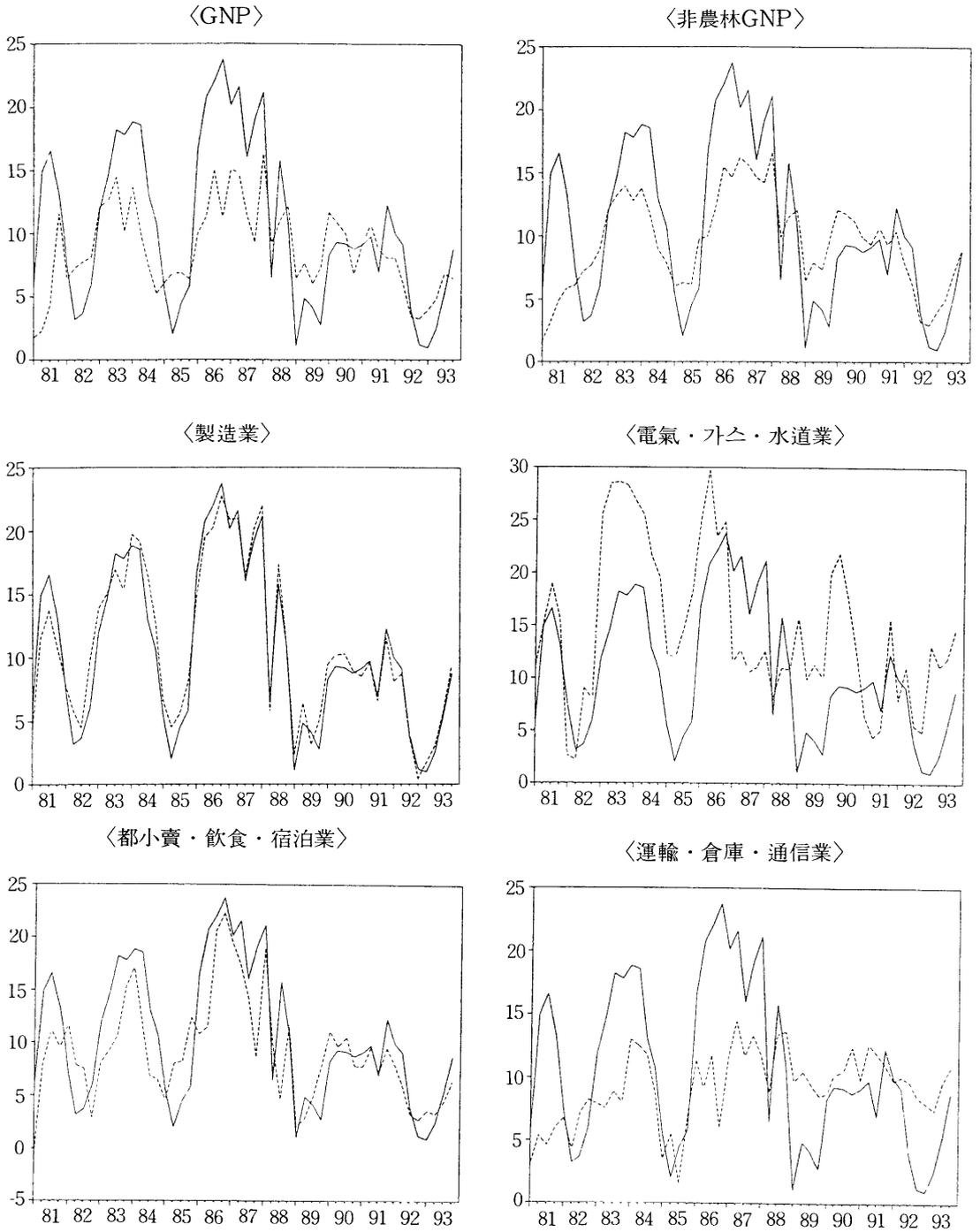
Ⅱ. 産業生産의 重要性

産業生産指數는 鑛工業과 電氣가스業의 産業活動動向을 나타내 주는 가장 중요한 景氣指標이다.²⁾ 이는 國民計定上的의 製造業 附加價值的의 움직임과 거의 일치할 뿐 아니라 제조업 생산과 관련이 있는 다른 産業의 成長率과도 밀접한 관련성을 가지고 있다. 韓國의 經濟成長이 製造業을 중심으로 하여 이루어졌으며, 또 製造業 部門은 國

1) 대표적 계절조정방법인 X-11에서는 근로일수 변동을 고려할 수 있다.

2) 産業生産指數는 총 666개 품목을 대표품목으로 정하여 統計廳에서 매월 발표하고 있다.

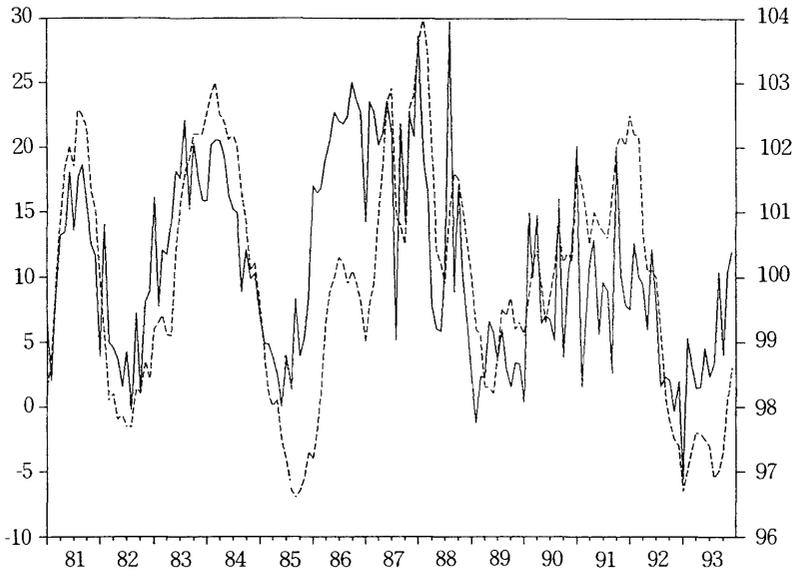
[圖 1] 産業生産指數와 GNP(前年同期比 增加率)



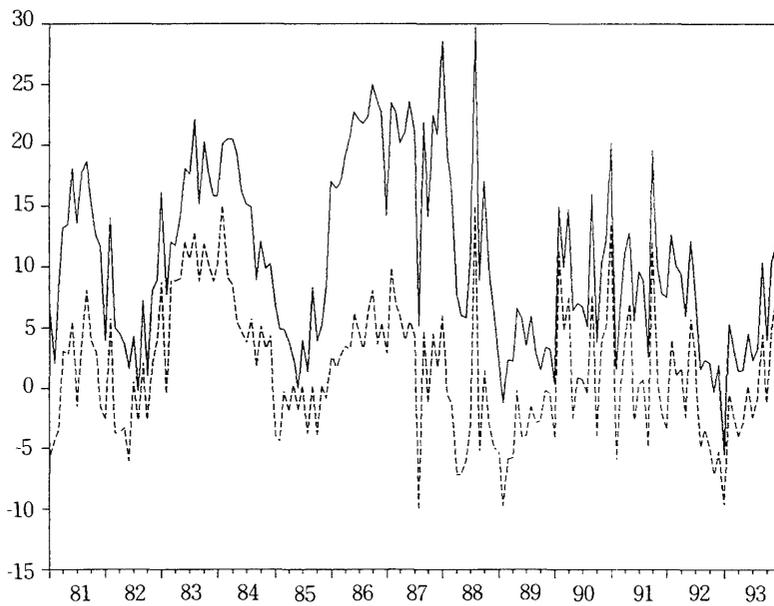
註：實線이 産業生産指數임.

[圖 2] 産業生産指數와 景氣變動

〈景氣同行指數 循環變動値〉



〈製造業 稼働率指數(前年同月比 増加率)〉



註：實線○ 産業生産指數임.

民計定上에서 큰 비중을 차지하고 있는 사실로 미루어 보아 産業生産의 변동이 다른 산업에 미치는 파급효과도 매우 클 것으로 판단된다. [圖 1]을 살펴보면 産業生産指數의 움직임은 製造業 附加價值뿐 아니라 都小賣業, 電氣가스業, 運輸倉庫業 등의 부가가치와도 밀접한 관련을 가지고 있으며, 나아가서는 GNP 전체의 움직임과도 비슷한 형태를 보여주고 있다.

따라서 産業生産指數는 실물경기의 상태를 가장 잘 나타내 주는 척도가 된다. 한편 [圖 2]에 나타나 있듯이 産業生産指數의 前年同期比 增加率은 統計廳에서 작성, 발표하는 景氣同行指數 循環變動値와 그 변동방향이 매우 유사함을 알 수 있다. 뿐만 아니라 경기순환상의 정점(peak) 및 저점(trough)과 산업생산지수 증가율의 극대 또는 극소점이 거의 일치하고 있다. 또 産業生産指數의 前年同期比 增加率은 製造業 稼働率指數와도 밀접한 연관성을 가지고 있는 것으로 판단된다. 따라서 산업생산지수의 변동을 분석, 예측하는 것은 景氣의 흐름을 파악하고 각종 經濟政策을 수립하는 데에도 매우 중요한 일이 될 것이다.

Ⅲ. 産業生産의 季節變動³⁾

1. 確定的 季節性

통계청에서 매월 발표되는 産業生産指數의 움직임을 살펴보면 그 변동의 방향이 매우 불규칙함을 알 수 있다. 때문에 産業生産指數의 분석이나 나아가서는 경기에 대한 판단 및 전망에 많은 어려움이 따르고 있다.

이러한 生産의 變動은 기본적으로는 景氣變動要素(business cycle component)와 季節變動要素(seasonal cycle component)가 결합된 것으로 생각할 수 있다. 이 중에서 특히 生産의 계절변동에 대한 고려는 産業生産을 통한 景氣의 본격적 분석에 앞서 우선적으로 고려되어야 할 문제이다. 왜냐하면 季節變動要素로 인하여 자칫 景氣의 진행방향을 잘못 판단할 수 있기 때문이다.

예를 들어, 어떤 기간에 있어 生産增加率이 급격히 감소하였다고 하자. 그리고 이러한 감소의 원인이 景氣變動要素의 증가에도 불구하고 季節變動要素가 크게 감소한 데에 있었다고 하자. 이때 당시의 경기상황을 실제로는 景氣上昇局面으로 파악하여야 함에도 불구하고 景氣沈滯의 신호로 오인할 가능성이 있는 것이다. 이러한 문제점은 季節性에 대한 고려가 이루어지

3) 이 후의 논의는 Miron(1994)과 朴堉用·李昌鏞·李恒鏞(1994)에 따랐음.

지 않은 상태에서 변수간의 상관관계를 이용한 計量經濟學的 方法論을 이용할 경우에도 잘못된 분석결과를 가져올 수 있는 것이다. 과거 景氣論爭이 종종 발생하였던 것도 季節變動要素를 적절하게 추출하지 못한 데에 그 한 원인이 있는 것으로 생각된다.

일반적으로 季節變動은 確定的인 季節性(deterministic seasonality)과 確率的인 季節性(stochastic seasonality)으로 나누어 볼 수 있다. 確定的인 季節性は 季節性的의 원인이 순수히 外生的인 요인에 의해 발생하는 것으로서, 확정된 날짜에 의해 경제행위가 반복적으로 이루어짐을 의미하며 완전히 豫測可能한 季節變動이라 할 수 있다. 한편 確率的인 季節性は 원인이 外生的이라 하더라도 그 영향은 確率的인 경우로서 季節性的의 영향이 가변적인 성격을 가지게 된다.

이를 좀더 구체적으로 표현하기 위하여 어떤 時系列資料 X_t 는 季節變動要素(seasonal cycle component) S_t , 景氣變動要素(business cycle component) B_t , 그리고 趨勢值(trend) T_t 의 곱으로 표현되어 있다고 하자. 이때 S_t 는 다시 確率的(stochastic)으로 움직이는 S_t^s 와 確率的으로 움직이지 않고 確定的(deterministic) 성격을 갖는 S_t^d 의 곱으로 구성되어 있다고 하자.⁴⁾ 즉,

$$X_t = S_t^s S_t^d B_t T_t, \dots\dots\dots (1)$$

이때 완전히 예측가능한 確定的인 季節性 S_t^d 는 일반적으로는 계절더미로 표현될 수 있을 것이며, 확률적 계절성 S_t^s 는 seasonal frequency에 단위근이 존재하는지의 여부에 따라 다시 안정적(stationary)인 경우와 불안정적(non-stationary)인 경우로 나눌 수 있다.

2. 産業生産의 季節變動과 勤勞日數

産業生産指數의 월별 시계열 변동을 살펴보면 舊正이나 秋夕이 있는 달의 경우 前月에 비해 生産이 급격히 떨어짐을 알 수 있다. 이는 일차적으로는 舊正이나 秋夕連休로 인하여 勤勞日數 내지는 勤勞時間이 크게 줄어들기 때문으로 생각된다. 특히 舊正이나 秋夕은 陰曆에 의해 결정되므로 매년 같은 달에 속하지 않을 수 있을 뿐 아니라 連休期間도 해마다 다를 가능성이 있다. 이와 같이 勤勞日數가 月別로 동일하지 않다는 사실은 비단 舊正 및 秋夕에만 국한되는 것은 아니며, 法定公休日이 日曜日과 중복되는지의 여부, 臨時公休日の 有無 등도 勤勞日數의 변동을 초래하게 된다.

이렇듯 月別로 차이를 보이고 있는 勤勞日數는 生産을 결정하는 確定的(deterministic) 계절요인으로 생각될 수 있다. 이는 계절성의 정도를 측정할 수 있을 뿐

4) multiplicative한 형태로 되어 있음을 의미한다.

아니라 완전히 예측가능한 부분⁵⁾이므로 本稿의 분석에서는 이를 생산의 확정적 계절성의 요인으로 가정하기로 한다. 이를 명시적으로 고려하는 방법으로서 본고에서는 각 시점에 있어서의 생산지수를 근로일수로 나누어 준 1일당 생산 혹은 월평균 생산지수를 사용하였다.

만일 확정적 계절성을 통상적인 계절더미변수(seasonal dummy variable)로 파악할 경우 매년 각 分期 또는 月の 계절성이 동일하다고 가정함으로써 계절변동의 규칙성을 가정하는 것이 된다. 그러나 근로일수의 변동은 실제로 매년 변하게 되고 만일 근로일수가 계절성의 원인이라면 계절더미변수로는 계절변동의 불규칙성을 파

악할 수 없게 된다. 한편 이러한 불규칙성의 직접적인 원인을 불안정적인 확률적 계절성으로 보는 데에도 무리가 있다. 즉 근로일수의 변동이 불규칙적이라 하더라도 이는 기본적으로 달력에 의해 결정되므로 확정적인 요소로 보아야 할 것이기 때문이다.⁶⁾

이제 勤勞日數로 생산지수를 나누어 준 1일당 생산을 사용할 경우, 확정적 계절성이 어떻게 변하는지를 살펴보자. 이를 위하여 Barsky and Miron(1989) 및 朴堧用·李昌鏞·李恒鏞(1994)에서와 같이 確定的季節性を 살펴보는 가장 간단한 방법인 계절더미변수에 대한 회귀식을 고려하기로 한다.⁷⁾

즉 식(1)에 log를 취한 후 趨勢值를 제거하기 위하여 1차차분한 변수를 계절더미에 회귀시켜 季節性的程度 및 패턴을 고찰하도록 한다. 추정식은 식(2)와 같이 표현될 수 있다.

$$x_t = \sum_{i=1}^s \alpha_i D_{it} + \epsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서 s 는 계절의 수를 나타내며, D_{it} 는 계절더미변수를 의미한다. 그리고 계절더미가 설명하고 있는 부분(fitted value)을 確定的季節性으로, 殘差項(residual)을 確率的季節性과 景氣變動要素의 合으로 볼 수 있다.⁸⁾

이때 ϵ_t 는 확률적 계절성과 경기변동요소로 구성되어 있으므로 異分散性和 系列相關을 가질 것으로 예상된다. 따라서 추

-
- 5) 勤勞日數는 노동부의 『每月勞動統計調查報告書』의 자료를 이용하였다. 여기에 발표되는 통계는 달력에 따라 계산한 근로일수와는 약간의 차이가 있을 수 있으나 그 차이가 크지 않으므로 거의 정확히 예측가능하다고 볼 수 있다.
 - 6) 勤勞日數의 변동이 달력상의 변동과 차이가 크지 않더라도 완전히 일치하지 않는 한 이를 모두 확정적으로 볼 수는 없을 것이다. 초과 근무 등으로 근로일수가 달력상의 非公休日 일자보다 늘어났다면 이 부분은 확률적으로 보아야 할 것이다. 그러나 이러한 부분이 전체에서 차지하는 비중이 작을 것이므로 근로일수를 확정적인 것으로 파악하기로 한다.
 - 7) 朴堧用·李昌鏞·李恒鏞(1994)에서는 韓國의 경우 계절성에 추세를 가진 변수가 다수 존재함을 밝히고 있다. 그러나 産業生産指數의 경우에는 이러한 추세적 요인이 발견되지 않았다.
 - 8) 확정적 계절성과 확률적 계절성 및 경기변동 요소는 서로 독립적(orthogonal)이라고 가정한다.

〈表 1〉 産業生産指數의 季節性的 程度

| | 분기별 자료 | | | 월별 자료 | | |
|-------------|--------|---------|---------|-------|---------|---------|
| | R^2 | s.d.(1) | s.d.(2) | R^2 | s.d.(1) | s.d.(2) |
| 산업생산지수 | 0.68 | 4.48 | 3.20 | 0.59 | 4.38 | 3.77 |
| 산업생산지수/근로일수 | 0.08 | 0.88 | 3.17 | 0.40 | 1.91 | 2.44 |

註 : s.d.(1) : 계절더미 추정치의 표준편차.
s.d.(2) : 잔차항의 표준편차.

〈表 2〉 生産指數의 季節性的 패턴

| | 산업생산지수 | | 산업생산지수/근로일수 | |
|----------|--------|-------|-------------|-------|
| | 계수 | t 값 | 계수 | t 값 |
| 〈분기별 자료〉 | | | | |
| 1/4 | -5.65 | -6.27 | -1.13 | -1.46 |
| 2/4 | 5.82 | 5.17 | 1.24 | 1.15 |
| 3/4 | -2.62 | -3.52 | -0.37 | -0.51 |
| 4/4 | 2.45 | 4.69 | 0.26 | 0.35 |
| 〈월별 자료〉 | | | | |
| 1월 | -7.54 | -7.94 | -2.43 | -3.66 |
| 2월 | -4.32 | -3.11 | 1.20 | 1.74 |
| 3월 | 11.76 | 20.35 | 3.91 | 5.66 |
| 4월 | -0.26 | -0.27 | -1.78 | -2.37 |
| 5월 | 0.75 | 1.01 | 1.18 | 1.62 |
| 6월 | -0.73 | -1.13 | -0.85 | -2.01 |
| 7월 | -1.08 | -1.64 | -1.80 | -3.15 |
| 8월 | -2.63 | -1.99 | 1.30 | 1.49 |
| 9월 | 0.32 | 0.21 | 1.33 | 2.61 |
| 10월 | 1.80 | 1.56 | 0.50 | 0.63 |
| 11월 | 1.20 | 1.32 | -2.88 | -9.90 |
| 12월 | 0.74 | 1.42 | 0.33 | 0.56 |

정상의 표준오차(standard error)는 Newey and West(1987), Andrews(1991)에 따라 異分散性 및 系列相關 一致推定量 (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Estimator)을 사용하였다.

식(2)의 추정은 産業生産의 原指數와 이

를 勤勞日數로 나눈 1일당 생산의 分期別 資料와 月別資料를 대상으로 하였으며, 이에 따라 구해진 推定結果는 〈表 1〉 및 〈表 2〉에 제시되어 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 원지수의 경우 근로일수의 불규칙성으로 인하여 계절더미변수로 확정적 계절

성을 추정하는 것은 문제가 있을 수 있다. 따라서 여기에서 계절더미변수로 원지수의 확정적 계절성을 추정하는 것은 일단 계절성 중에서 변동하지 않는 규칙적인 부분만을 추정하는 것이라고 해석하여야 한다. 본고의 주요 관심대상이 月別資料임에도 불구하고 여기에서 分期別資料를 함께 고려대상으로 한 것도 이러한 이유 때문이다. 즉 陰曆에 따른 季節性的 變動이 있을 경우 계절더미가 이를 제대로 파악하지 못할 것이나, 分期別資料에서는 그 특성상 상대적으로 이러한 문제가 크지 않을 것으로 생각되기 때문이다.

먼저 <表 1>에 나타나 있듯이 계절성의 정도를 R^2 를 통하여 비교해 보도록 하자. 우선 分期別資料를 사용할 경우에는 原指數의 경우 계절더미가 전체변동의 68%를 설명하고 있는 반면, 근로일수로 나누어 준 경우에는 8%만을 설명하고 있다. 따라서 근로일수로 나누어 줄 경우 적어도 확정적인 계절성은 거의 사라짐을 알 수 있으므로 근로일수가 생산의 계절성을 유발하는 요인이라는 사실을 시사하고 있다. 그러나 月別資料를 사용할 경우에는 原指數의 R^2 가 59%인 데 반해 1일당 생산의 경우에는 40%로 分期別資料에 비해서는

상대적으로 높게 나타나고 있다.

<表 2>는 생산의 분기별 및 월별 패턴을 보여주고 있다. <表 2>를 살펴보더라도 분기별자료의 경우에는 근로일수로 나누어주면 係數의 추정값이 모두 有意하지 않게 나타나고 있으나, 월별자료에서는 有意한 추정치를 다수 얻을 수 있었다.

이렇듯 분기별자료와 월별자료가 조금 다른 결과를 보여 주고 있는 원인에는 陰曆 등으로 인한 월별 변동이 근로일수로 나누어 주는 것만으로는 완전히 제거되지 않거나 근로일수가 계절성을 과대 혹은 과소추정하고 있기 때문인 것으로 추측된다.⁹⁾ 그러나 이 경우에도 R^2 가 약 20%포인트 줄어들었을 뿐 아니라 계절더미 추정치의 표준편차도 크게 줄었으므로 월별자료에서도 근로일수를 고려하는 것이 생산 변동에 있어 확정적 계절성의 중요한 부분을 고려하는 것이라고 판단된다.¹⁰⁾

한편 본고에서 생산지수를 근로일수로 나누어 줌으로써 계절변동요소를 직접적으로 고려하는 방법을 통하여 계절조정을 하고 있는 데에는 본 연구의 목적상 다음과 같은 두가지 이유가 존재한다.

勤勞日數로 조정해야 하는 첫번째 이유는 다음 章에서 살펴볼 在庫變動의 역할과 관련하여 제기될 수 있다. 즉 在庫變動이 생산에 미치는 在庫調整의 정도를 추정함에 있어 資料의 각 관측치는 동일한 시간적 길이를 가지고 있어야 한다. 만일 各區間의 시간적 길이가 다르다면 在庫가 조

9) 月別資料에 확률적 계절성이 존재할 경우, 이를 分期別資料로 전환할 경우 확률적 계절성이 서로 상쇄될 가능성이 있다.

10) 보다 엄밀한 분석을 위해서는 근로일수를 이용한 계절인자(seasonal factor)를 모형을 통하여 추정할 필요가 있을 것으로 생각된다.

정되는 기간이 다르게 되고 따라서 재고조정의 영향이 올바르게 추정될 수 없게 된다. 실제로 月別資料는 각각의 勤勞日數가 다르므로 사실상 동일한 시간적 길이에 대한 자료로 볼 수 없고 따라서 이에 대한 조정이 필요하게 된다.¹¹⁾

두번째 이유는 계절변동의 예측치의 문제와 관련된 것으로서 계절성의 측정문제에 해당된다. 즉 근로일수를 사용할 경우는 기본적으로 달력에 의해 계산될 수 있으므로 미래의 계절변동요소를 근로일수로 파악할 수 있는 장점이 있다.

IV. 模型의 設定

여기에서는 産業生産의 豫測을 위한 간단한 시계열모형을 설정하기로 한다. 모형의 설정은 근로일수의 고려와 함께 생산량 결정에 있어 재고변화의 역할이 도입될 수 있도록 한다. 1節에서는 단위근 및 공적분 검증을 수행하며, 이 결과를 토대로 하여 2節에서는 오차수정모형(error correction model)을 설정한다. 이 과정에서 한국 제조업 각 분야의 재고변화가 동태적으로 생산변화에 어떻게 영향을 미쳐 왔는지를 추정한다. 3節에서는 예측력 평가를 통한 모

형의 적합성을 살펴봄으로써 근로일수와 재고의 중요성을 확인하고자 한다.

모형에 대한 분석에 앞서 모형에 사용된 자료에 관하여 간단히 살펴보기로 하자. 기업의 생산량 결정은 수요여건 및 요소공급여건의 변화와 함께 기업이 보유하고 있는 재고변화에 의해 결정된다고 할 수 있다. 이러한 가정하에 재고변화를 모형내에 명시적으로 도입할 수 있다. 본고에서는 재고변화를 모형내에 포함시키는 한 방법으로서 생산과 재고간의 항등식을 이용하기로 한다. 즉 X_t 를 생산(production), Y_t 를 판매(sales), I_t 를 재고스톡(inventory)이라고 하면

$$X_t - Y_t = \Delta I_t \dots\dots\dots (3)$$

의 관계가 성립한다. 따라서 생산에서 재고스톡의 차분을 차감한 $X_t - \Delta I_t$ 는 판매가 될 것이며 생산과 판매를 이용한 2변수 시계열모형을 설정할 수 있을 것이다. 그러나 본고에서는 산업생산지수(1990=100)와 재고지수(1990=100)의 월별자료를 사용하였고 이들 변수는 지수(index)의 형태로 되어 있으므로, 위의 항등식 관계를 이용하여 구한 $X_t - \Delta I_t$ 는 실제 판매의 개념과는 거리가 있다. 그럼에도 불구하고 본고에서는 X_t 와 $X_t - \Delta I_t$ 를 사용한 모형을 세우고자 한다. 굳이 $X_t - \Delta I_t$ 를 사용하는 이유는, 판매의 개념과 부합되는 자료를 구할 수 없을 뿐 아니라 재고지수의 증감을 뒤에서 구성될 오차수정모형의 오

11) Fair(1989)도 이러한 점을 강조하여 勤勞日數로 나눈 月平均 生産을 분석에서 사용하고 있다.

차수정향으로서 명시적으로 사용하기 위해서이다. 이하의 논의에서는 편의상 $X_t - \Delta I_t$ 를 판매라고 부르기로 한다.

1. 單位根(unit root) 및 共積分(co-integration) 檢定

模型을 구성함에 있어 우선 각 시계열자료가 單位根(unit root)을 가지고 있는지에 대한 檢定이 이루어져야 한다. 單位根을 가지고 있지 않은 安定的 時系列(stationary time series)은 어떤 충격이 발생했을 때 그 충격이 일시적인 효과(transient effect)만을 갖는 데 비하여, 單位根을 가지고 있는 不安定한 時系列(non-stationary time series)은 지속적인 효과(permanent effect)를 갖게 된다. 또 불안정한 시계열간의 回歸分析은 관측치의 수가 증가함에 따라 係數의 t 값이 커지는 假性回歸(spurious regression)을 유발하게 된다.¹²⁾

따라서 單位根 및 共積分 檢정을 시행하여 그 결과에 따라 時系列模型을 설정하는 것이 중요하다. 本 研究의 單位根 檢정은 가장 널리 쓰여지고 있는 ADF檢정(Aug-

mented Dickey-Fuller Test)과 Phillips 檢정을 사용하기로 한다.¹³⁾

〈表 3〉에는 각 변수를 근로일수로 나누는 경우에 대하여 두 檢정방법의 漸近的 t 값(asymptotic t -value)을 檢定統計量으로 사용한 단위근 檢정결과가 나타나 있다.

生産과 販賣는 常數項만을 포함시킨 경우 모두 單位根을 가진 불안정한 시계열인 것으로 나타나고 있다. 그러나 趨勢值(deterministic time trend)까지 포함시킨 때에는 생산은 단위근을 가지고 있는 것으로 나타나고 있으나, 販賣의 경우에는 ADF檢정의 결과와 Phillips檢정의 결과가 차이를 보이고 있다. 한편 在庫增加에 대한 檢정결과는 예외 없이 單位根을 가지고 있지 않은 安定的 時系列임을 보여주고 있다. 판매의 경우 약간 모호한 檢정결과를 보였으나 생산과 재고증가의 檢정결과를 참고로 할 때 일단 販賣 역시 單位根을 가지고 있는 불안정한 시계열로 보기로 한다.

한편 單位根을 가지는 시계열간의 回歸分析은 앞에서 언급하였듯이 假性回歸를 초래하게 된다. 그러나 각 시계열간에 안정적 관계를 형성해 주는 線型結合(linear combination), 즉 共積分(cointegration) 관계가 존재하면 이 회귀분석은 의미를 가지게 된다.

回歸變數들간에 안정적 線型結合이 존재한다는 사실은 회귀식의 잔차항이 안정적 시계열임을 의미한다. 따라서 잔차항에 대하여 單位根 檢定을 행하는 것이 곧 共

12) 崔範樹(1989), Campbell and Perron(1991) 등 참조.

13) ADF檢정은 時差差分變數(lagged differenced variable)를 얼마나 포함시키느냐에 따라 檢정결과가 비교적 크게 달라질 수도 있다는 단점이 있고, 반면 Phillips檢정은 漸近的分散(asymptotic variance)의 一致推定量(consistent estimator)이 부정확해질 우려가 있다.

〈表 3〉 單位根 檢定結果

| 변 수 | 시차 | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips | |
|------------------|----|-------------------------|---------|----------|--------|
| | | 상수항 | 추세치 | 상수항 | 추세치 |
| 생 산 | 2 | 0.26** | -3.24** | -0.03** | -3.91 |
| | 4 | 0.77** | -2.71** | 0.10** | -3.72* |
| | 6 | 0.83** | -2.52** | 0.24** | -3.57* |
| | 8 | 0.66** | -2.56** | 0.39** | -3.48* |
| 관 매 | 2 | -0.05** | -4.38 | -0.47** | -6.22 |
| | 4 | 0.69** | -2.86** | -0.21** | -6.06 |
| | 6 | 1.01** | -2.40** | 0.03** | -6.05 |
| | 8 | 0.93** | -2.68** | 0.30** | -6.11 |
| 재 고 증 감 | 2 | -8.73 | -8.88 | -13.11 | -13.17 |
| | 4 | -7.40 | -7.74 | -13.11 | -13.17 |
| | 6 | -5.38 | -5.77 | -13.12 | -13.19 |
| | 8 | -6.33 | -6.98 | -13.18 | -13.28 |

註 : 1) *와 **는 각각 1% 및 5% 유의수준에서 단위근의 존재를 받아들일 수 있음을 의미.

2) ADF검정에서의 時差는 時差差分變數의 수이며, Phillips검정에서의 時差는 점근적분산의 추정시 사용된 lag truncation number(또는 band width)를 뜻함.

3) Phillips검정에서는 Parzen window를 사용.

積分 檢定이 될 것이다. 그러나 이러한 검정법은 從屬變數와 獨立變數를 바꿀 경우 서로 다른 결과가 도출될 수 있는 문제가 있으며, 또한 共積分의 不在를 귀무가설로 하는 단점이 있다. 이에 따라 Park, Ouliaris and Choi(1988)에 의하여 개발된 POC檢定을 추가적으로 해 보기로 한다. POC檢定은 불안정적 시계열간의 회귀는 모두 假性的이라는 사실을 직접 이용한 것으로서, 共積分의 存在를 귀무가설로 하고 있으며 통계량의 분포가 漸近的 χ^2 분포를 따르는 장점이 있다.

그런데 앞에서 판매를 생산과 재고증가의 차로 정의하여 단위근 검정을 수행하였

으므로 사실상 이하의 공적분 검정은 불필요한 것이 될 것이다. 그럼에도 불구하고 앞의 검정결과를 확인하는 의미에서 공적분 검정을 수행하기로 한다.

〈表 4〉에 나타나 있듯이 잔차항에 대한 검정(residual based test)결과 生産과 販賣간에 공적분관계가 존재함을 발견할 수 있다. 한편 POC검정시에 假性回歸를 초래하는 변수로서 실제로 資料의 生成過程(data generating process)에 포함되어 있지 않은 高次的 趨勢值를 추가하였는데, 상수항만을 포함한 경우 3차까지, 1차 추세치를 포함한 경우 5차까지의 추세치를 회귀식에 포함시켰다. 이때의 검정통계량

〈表 4〉 共積分 檢定結果

| 시차 | 잔차항에 대한 검정 | | | | POC검정 | |
|----|------------|--------|----------|---------|--------|--------|
| | ADF | | Phillips | | G(0,3) | G(1,5) |
| | 상수항 | 추세치 | 상수항 | 추세치 | | |
| 2 | -8.83* | -5.98* | -13.19* | -10.69* | 5.71* | 4.33* |
| 4 | -7.55* | -4.91* | -13.19* | -10.74* | | |
| 6 | -5.53* | -3.80* | -13.21* | -10.89* | | |
| 8 | -6.57* | -3.48* | -13.30* | -11.02* | | |

註 : *는 5% 유의수준에서 공적분의 존재를 받아들일 수 있음을 의미.

은 추가된 추세치의 次數를 自由度(degree of freedom)로 하는 점근적 χ^2 분포를 갖게 된다. POC검정결과도 생산, 판매간에 共積分이 존재함을 시사하고 있다. 그런데 앞에서 언급하였듯이 단위근검정에서 在庫增加가 單位根을 가지고 있지 않았으므로, 판매의 정의상 生産과 販賣간에 공적분벡터를 (1, -1)로 한 共積分關係가 존재함을 가정한 것으로 볼 수 있다.

2. 誤差修正模型의 構成과 推定結果

지금까지 生産, 販賣에 대하여 單位根이 존재하고 양자간에 共積分이 존재함을 살펴보았다. 이러한 사실에 기초하여 이제 분석 및 예측에 사용될 모형을 구성하기로 한다. Engle and Granger(1987)에 따르면 單位根과 共積分이 존재하는 변수들로 구성된 多變數 時系列模型은 誤差修正模型(error correction model, ECM)의 형태를 취해야 한다.

이에 따라 본고에서는 다음과 같은 모형

을 설정한다.

$$\Delta Z_t = \alpha \beta' Z_{t-k} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta Z_{t-i} + e_t \quad (4)$$

이때 $Z_t = (\text{生産}, \text{販賣})'$ 로서 1일당 생산과 판매로 이루어진 2변수모형임을 의미하며, β 는 共積分벡터(cointegrating vector), α 는 誤差修正項의 係數(error correction coefficient)를 각각 나타낸다. 그런데 실제로는 $Y_t = X_t - \Delta I_t$ 에 의해 판매 Y_t 를 정의하였으므로 $\beta = (1, -1)'$ 이 되고 $\beta' Z_{t-k}$ 은 $(t-k)$ 기의 在庫增加가 된다. 이때 α 는 $(t-k)$ 기의 在庫增加가 t 기의 生産에 미치는 정도로 해석할 수 있다. 모형의 시차 l 은 12개월로 하였다.

生産增加가 販賣增加보다 커서 在庫가 증가하게 되면 생산자는 다음 期の 생산을 줄여 나가려는 유인을 가지게 된다. 本模型에서 추정된 오차수정항인 재고변화의 계수는 製造業 전체의 경우 -0.722로서 재고증가가 있을 경우 생산을 축소시켜 온 사실을 확인할 수 있다.

그러나 각 産業別로 살펴보면 在庫調整

〈表 5〉 在庫의 影響에 대한 推定結果

| | 오차수정항의 계수 | t 값 |
|--------------------|-----------|--------|
| 제조업 | -0.722 | -1.808 |
| 음식료품 | -1.782 | -4.107 |
| 담배 | -0.685 | -2.592 |
| 섬유제품 | -0.629 | -2.259 |
| 의복 및 모피제품 | 0.192 | 0.580 |
| 가죽, 가방, 마구류 및 신발 | -0.269 | -0.886 |
| 목재 및 나무제품 | -0.309 | -0.854 |
| 펄프, 종이 및 종이제품 | -0.028 | -0.192 |
| 코크스, 석유정제품, 핵연료제조업 | 0.728 | 1.152 |
| 화합물 및 화학제품 | 0.517 | 1.704 |
| 고무 및 플라스틱제품 | -0.425 | -0.903 |
| 비금속광물제품 | -0.625 | -1.776 |
| 제1차 금속제품 | -0.228 | -0.783 |
| 조립금속제품(기계 및 장비 제외) | -0.224 | -0.448 |
| 달리 분류되지 않은 기계 및 장비 | -0.750 | -2.303 |
| 사무 계산 및 회계용 기계 | -0.321 | -0.589 |
| 달리 분류되지 않은 전기기계 | 0.653 | 1.661 |
| 영상 음향 및 통신장비 | -0.525 | -0.965 |
| 의료 정밀 광학기기 및 시계 | -1.343 | -2.558 |
| 자동차 및 트레일러 | -1.259 | -1.822 |
| 기타 운송장비 | 0.412 | 1.531 |
| 가구 및 기타 제조업 | 0.193 | 0.456 |

이 負(-)의 부호를 가져야 함에도 불구하고 正(+)의 부호를 보이는 産業도 다수 존재함을 알 수 있다. 또 총 21개 산업 중 6개산업에서는 負(-)의 부호를 보이지 않고 있으며, 負(-)의 부호를 보이는 산업 가운데에서도 8개 정도는 유의한 추정치를 주지 못하고 있다. 따라서 각 산업별로 재고의 역할과 관련하여 다른 결과를 제시해 주고 있다. 飮食料品, 담배, 섬유, 비금속

광물제품, 기타기계, 의료 정밀 광학기기, 자동차 및 트레일러 등의 産業에서는 유의한 계수가 추정되어 이들 산업에서 在庫가 生産의 緩衝裝置로서 기능을 하고 있다고 판단된다. 한편 이러한 결과는 의도된 재고와 의도되지 않은 재고를 분리하여 분석한 것이 아니므로 엄밀하게 生産平滑化假說(production smoothing hypothesis)에 대한 증거로서 사용되기에는 부족한 점이

〈表 6〉 模型의 豫測力 比較(RMSE)

| 예측 구간 | ECM1 (1) | VAR (2) | AR (3) | ECM2 (4) | (1)/(2) | (1)/(3) | (1)/(4) |
|-------|----------|---------|--------|----------|---------|---------|---------|
| 1 | 2.184 | 2.242 | 2.486 | 5.202 | 0.974 | 0.879 | 0.420 |
| 2 | 2.651 | 2.772 | 3.023 | 4.882 | 0.956 | 0.877 | 0.543 |
| 3 | 2.799 | 2.956 | 3.208 | 4.815 | 0.947 | 0.873 | 0.581 |
| 4 | 2.826 | 3.024 | 3.263 | 4.887 | 0.935 | 0.866 | 0.578 |
| 5 | 2.768 | 2.993 | 3.233 | 4.959 | 0.925 | 0.856 | 0.558 |
| 6 | 2.911 | 3.110 | 3.605 | 5.245 | 0.936 | 0.807 | 0.555 |
| 7 | 3.261 | 3.592 | 4.342 | 5.539 | 0.908 | 0.751 | 0.589 |
| 8 | 3.328 | 3.711 | 4.873 | 5.808 | 0.897 | 0.683 | 0.573 |
| 9 | 3.525 | 3.916 | 4.991 | 5.895 | 0.900 | 0.706 | 0.598 |
| 10 | 3.733 | 4.240 | 5.250 | 6.183 | 0.880 | 0.711 | 0.604 |
| 11 | 3.425 | 3.918 | 4.976 | 5.653 | 0.874 | 0.688 | 0.606 |
| 12 | 3.351 | 3.821 | 4.988 | 5.608 | 0.877 | 0.672 | 0.598 |

있다.¹⁴⁾

3. 産業生産의 豫測力 評價

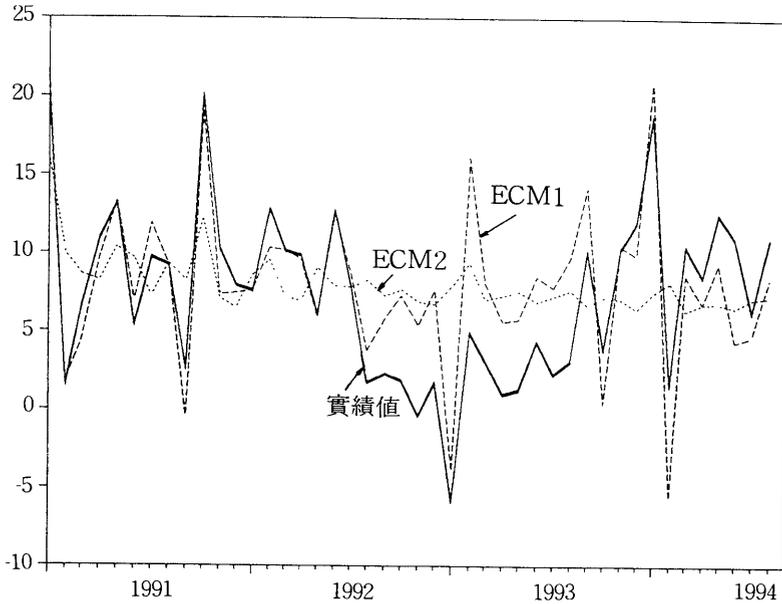
지금까지 勤務日數로 조정된 生産, 販賣로 구성된 誤差修正模型(ECM)을 구성하였다. 이때 在庫增加가 생산과 판매간의 誤差修正項(error correction term)으로 작용함으로써 생산량결정에 영향을 주는 형태를 취하고 있다. 한편 이러한 在庫의 조정과정이 없는 단순 벡터자기회귀모형(vector autoregression model, VAR)과 생산의 AR(auto regression)모형을 함께

고려하여 이들간의 예측력을 비교, 검토해 보기로 한다. 한편 근로일수로 나누어 주지 않은 원지수로 모형을 구성할 경우에는 예측력에 어떠한 변화가 있는지를 아울러 살펴보기로 한다. 실제 예측치 산정에는 모형의 豫測值에 다시 勤務日數를 곱하여 원래의 産業生産指數와 비교하였다.

〈表 6〉에는 91년 1월 이후 네가지 모형의 標本外區間 豫測(out of sample forecasting) 결과가 나타나 있다. 〈表 6〉의 ECM1은 근로일수로 나누어 준 경우이며, ECM2는 근로일수조정을 하지 않았을 때를 의미한다. 이때 각각의 RMSE(root mean squared error)를 살펴보면 ECM1이 VAR보다, 그리고 VAR이 AR모형보다 RMSE가 작게 나타남으로써 상대적으로 예측력이 좋음을 알 수 있다. 즉 〈表

14) 生産平滑化假說(production smoothing hypothesis)의 이론적 배경 및 실증분석에 관하여는 Blinder(1986), Fair(1989), Miron and Zeldes(1988), Rossana(1993) 등을 참조.

[圖 3] 産業生産指數의 長期豫測



6)의 5열과 6열을 보면 ECM1과 VAR 또 ECM1과 AR모형을 이용한 RMSE의 상대비율이 나타나 있는데, 이 값이 모두 1보다 작으므로 ECM1의 RMSE가 가장 작음을 확인할 수 있다. 또 이 값들은 豫測區間을 늘려 잡을수록, 즉 1기후 예측에서 12기후 예측으로 갈수록 대체로 그 값이 작아지고 있다. ECM1과 VAR을 비교한 것을 보면 1기후 예측에서는 0.974의 값을 보이고 있어 ECM1의 예측력이 VAR보다 조금 앞서고 있으나 1년후인 12기후에는 0.877로서 VAR의 예측오차가 상대적으로 확대되고 있다. 이러한 사실은 AR모형의 경우에는 더더욱 두드러져서 12기후의 RMSE의 비율이 0.672까지 작아지고 있다. 이러한 사실들은 생산의 在

庫調整過程이 실제로 일어나고 있다는 사실을 간접적으로 보여준다고 할 수 있다.

한편 근로일수로 조정해 주지 않은 경우에는 예측력이 크게 저하된다. <表 6>의 마지막 열은 근로일수로 조정하지 않은 오차수정모형의 예측결과를 보여주고 있다. 근로일수로 조정해 준 경우와 비교하여 볼 때 1기후 예측오차의 RMSE가 2배 이상 크게 나타나고 있으며, 이후에도 근로일수로 조정한 AR모형에 비하여도 훨씬 큰 RMSE를 보여주고 있다. 따라서 실제 모형설정에 있어 근로일수의 중요성이 부각되고 있다.

이러한 사실은 ECM1과 ECM2를 이용한 장기예측에서도 두드러지게 나타나고 있다. [圖 3]은 90년 12월의 시점에서 91년

1월 이후 3년 8개월에 걸친 예측치의 전년 동기비 증가율을 실적치와 대비한 결과를 보여주고 있다. [圖 3]을 보면 ECM1의 경우 92년 4/4분기에서 93년 3/4분기에 이르는 약 1년간만 예측치가 실적치에 비해 높게 나타나고 있을 뿐 그외의 구간에서는 예측력이 매우 우수함을 확인할 수 있다. 반면 ECM2의 경우에는 예측치가 실적치와 크게 차이가 나고 있다.

V. 맺음말

지금까지 生産變動을 설명하는 계절적 요인으로서 勤勞日數의 중요성에 대하여 살펴보고, 이를 고려하지 않을 경우 경기국면의 판단과 예측에 심각한 왜곡이 있을 수 있음을 살펴보았다.

즉 月別資料를 사용하는 경우 매년 勤勞日數가 서로 다르게 나타난다는 사실은 産業生産의 趨勢를 오인할 수 있는 여지가 있으므로 이를 사전적으로 고려하여야 함을 강조하였다. 이러한 결과는 誤差修正模型을 통한 생산지수의 예측력을 점검한 결과, 근로일수 조정이 있을 경우 예측력이 크게 개선됨에서 확인할 수 있었다. 한편 在庫의 生産조정효과를 모형내에 도입할

경우에도 예측력이 좋아짐을 발견할 수 있었다.

그러나 本 研究에 사용된 모형은 생산과 재고증가만을 이용한 극히 단순화된 형태이며, 보다 심도있고, 발전된 분석을 위해서는 우선 다음의 몇가지 측면이 고려되는 것이 필요할 것이다.

첫째, 費用側面에서의 衝擊效果 등이 추가적으로 필요할 것으로 보인다. 이는 生産要素價格의 변동으로 인한 충격 등에 대하여 生産者가 在庫調整을 통하여 어떻게 생산량을 조절해 나가는가에 대해 고찰할 수 있는 계기가 될 것이다.

둘째, 단기적인 재고증가의 개념외에 적정한 재고스톡(optimal inventory stock)의 수준이 있을 수 있을 것이므로 이를 고려한 모형설정이 필요할 수 있다.¹⁵⁾ 특히 경기상승국면과 하강국면에서의 재고의 역할이 다를 수 있음을 상기할 때 이러한 고려는 보다 의미를 가질 수 있을 것이다.

셋째, 勤勞日數變動과 같은 外生的 要因에 대하여도 좀더 깊은 고찰이 요구될 것으로 생각된다. 本 研究에서는 단순히 生産指數를 勤勞日數로 나누어 사용한 데 그침으로써 舊正이나 秋夕特需로 인한 生産增加 등이 고려되지 못한 면이 있다. 이와 관련하여 근로일수가 생산변동에 미치는 계절인자의 추정과정이 필요할 것이다.

15) Granger and Lee(1990, 1993)는 이와 관련하여 multicointegration의 개념을 개발하였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金景中, 『韓國의 經濟指標』, 每日經濟新聞社, 1993.
- 朴竣用·李昌鏞·李恒鏞, 「韓國 巨視經濟變數의 季節變動에 관한 研究」, 서울大學校 經濟研究所 Working Paper No. 9409, 1994.
- 沈相達·李恒鏞, 「月別 景氣指標를 이용한 內需의 短期豫測」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 제11권 제1호, 1992, pp. 63~75.
- 崔範樹, 「單位根과 共積分의 經濟學的 意味와 그 檢定法에 대한 概要」, 『韓國開發研究』, 제11권 제2호, 1989, pp. 119~143.
- Andrews, D., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, Vol.59, 1991, pp. 817~858.
- Barsky and Miron, "The Seasonal Cycle and Business Cycle," *Journal of Political Economy*, Vol.97, No.3, 1989, pp. 305~328.
- Blinder, A.S., "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior Be Saved?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.101, 1986, pp. 431~453.
- Campbell, J.Y. and P. Perron, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," NBER Macroeconomics Annual, 1991, pp. 141~201.
- Engle, R.F. and B.S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol.35, 1987, pp. 143~159.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp. 251~276.
- Fair, R.C., "The Production Smoothing Model is Alive and Well," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, 1989, pp. 353~370.
- Granger, C.W. and T. Lee, "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.4, 1989, pp. 5145~5159.

- _____, "Multicointegration," in G.F. Rhodes and T.B. Fomby(eds.), *Advances in Econometrics*, 1990, pp. 71~84.
- Miron, J., "The Economics of Seasonal Cycle," in Sims(ed.), *Advances in Econometrics Sixth World Congress*, Volume I, 1994.
- Miron, J.A. and S.P. Zeldes, "Seasonality, Cost Shocks and the Production Smoothing Model of Inventories," *Econometrica*, Vol.56, 1988, pp. 877~908.
- Newey, W and K. West, "A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp. 703~708.
- Park, J.Y., "Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition," in G.F. Rhodes and T.B. Fomby(eds.), *Advances in Econometrics*, 1990, pp. 107~133.
- Park, J.Y., S.Ouliaris, and B. Choi, "Spurious Regressions and Tests for Cointegration," CAE Working Paper No. 88-07, Cornell University, 1988.
- Phillips P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, 1988, pp. 335~346.
- Phillips, P.C.B. and S.Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol.58, 1990, pp. 165~193.
- Rossana, R.J., "The Long-run Implications of the Production Smoothing Model of Inventories : An Empirical Test," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.8, 1993, pp. 295~306.