

# 기대성 충격으로서의 미국 경기선행지표\*

오 성 환

(서울대학교 경제학부)

## 1. 머리말

실물경제요인(real economic fundamentals)이 아닌 경제주체들의 기대(expectation) 자체가 경기변동의 발생 이유로 자주 거론돼 왔다. Keynes(1936)나 Pigou(1929, 1949)는 이미 오래전에 '동물적 직관'(animal spirits) 이나 '낙관과 비관의 교차'라는 말로 이같은 기대성 충격(expectational shock)의 중요성을 강조하였다. 최근에는 태양흑점균형(sunspot equilibria) 이론이나(Azariadis(1981), Cass and Shell(1983), Woodford(1987)을 참조) 전략적 보완성(strategic complementarity)을 내포하는 거시모형(Diamond(1982), Bryant(1983), Cooper and John(1988)를 참조) 등도 경제실체와는 전혀 관련 없는 기대성 충격에 의해 경제활동 전체가 영향받을 수 있음을 보이고 있다.<sup>1)</sup>

이들 문헌에서 각 경제주체들은 다른 경제주체들이 미래에 얼마만큼을 생산할 것인가를 예측하여 자신의 생산량을 결정한다. 이 결과 경제주체들의 기대가 미래 거시경제활동의 결정요인이 된다. 즉 실질 경제변수들의 변화가 없는데도 모든 경제주체들이 다른 경제주체들의 생산량에 대한 예측을 높게 하면 그 결과는

\* 본 연구는 1997년도 한국학술진흥재단 대학부설연구소 과제 연구비에 의해 연구되었음.

1) Woodford(1986, 1990), Cooper and Haltiwanger(1990, 1996), Sethi and Franke(1995), 그리고 Bomfim and Diebold(1997) 등도 이들 문헌과 궤를 같이 한다.

미래 생산량의 증가라는 일종의 자기실현(self-fulfilling)이 일어나는 것이다.

이같은 결과는 전략적 보완성을 강조하는 연구를 이용하여 직관적으로 이해할 수 있다. 전략적 보완성이 존재하는 모형경제란 쉽게 말해 총생산량이 높아지면 개별경제 주체들의 생산유인이 커지는 경제이다. 이같은 경제에서 경제주체들이 다른 경제주체들의 미래 생산계획을 낙관적으로 보면 자신의 생산도 늘리게 된다. 즉 실물경제요인에 어떠한 변화도 없는데 기대만으로 경제주체들은 각자의 생산을 늘리게 되고 이 결과 실제 미래 총생산은 늘어나게 되는 것이다.

본 논문은 기대성 충격을 직접 발굴하여 실증적으로 분석하고자 한다. 앞서 언급한 많은 연구들이 기대성충격의 중요성을 강조하고 있음에도 불구하고 이에 대한 실증적 연구는 전무한 형편이다. 기대성 충격을 구체적으로 찾기 위해서는 많은 경제주체들이 관심을 갖고 주시하는 경제예측을 주목하는 것이 당연하다. 실제 미국에는 수많은 경제예측들이 수시로 발표되고 있다. 이들 경제예측 중 가장 주목을 받는 것은 경기선행지표(leading economic indicator)임은 널리 알려진 사실이다. 따라서 본 연구는 매달 발표되고 수정되는 미국의 경기선행지표에서 기대성 충격을 도출한다. 구체적으로는 이 지표의 초기발표이후 수정과정에서 발생하는 오차(errors)를 추정하여 이용하고자 한다. 그 이유는 초기발표치가 경제의 실물요인들과 밀접히 관련되는 반면 초기발표치에 포함된 오차는 그들과 별 연관이 없을 것이기 때문이다. 즉 기대성 충격일 가능성이 높은 것이다.

이들 추정오차가 실제 미래 경제활동에 대한 기대형성에 영향을 미치는가를 보기 위해서 미국 통계학회(American Statistics Association)와 NBER(National Bureau of Economic Research)가 공동으로 경제예측전문가들을 대상으로 하여 미국경제를 예측토록한 설문조사(이하에서는 ASA-NBER 설문조사) 자료를 이용한다. 이 설문조사는 분기마다 1968년부터 1990년까지 이뤄졌다. 이들 자료를 이용한 주된 실증분석결과는 다음과 같다. 미국 경기선행지표의 초기발표치에 내재한 추정오차는 표본기간중 경제예측전문가들의 기대형성에 심대히 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 이같은 결과는 경기선행지표를 재정비하여 보다 정확하여진 1976년 이후의 표본기간 중에 확연하게 드러난다.

이 논문과 밀접한 관계가 있는 연구는 Oh and Waldman(1990)과 Matsusaka and Sbordone(1995)가 있다. 먼저 Oh and Waldman은 앞서 언급한 경기선행지

표의 추정오차가 미래의 경제활동에 영향을 미치는가를 분석하였다. 분석결과 추정오차는 미래 산업생산지수에 통계적으로 유의하게 부의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 이들은 추정오차를 일종의 기대성 충격으로 유추하였다. 이에 비해 본 연구는 한 걸음 더 나아가 이들 추정오차가 ASA-NBER 설문조사자료에 나타나는 미래 경제예측에 직접 영향을 미치는가를 분석함으로써 이들이 과연 기대성 충격인가를 분석한다. 한편 Matsusaka and Sbordone은 경제에 전략적 보완성이 존재할 경우 기대의 변화가 산출량을 변화시킴을 보이기 위해 Granger 인과관계를 사용하였다. 소비자의 미래기대(consumer confidence)와 GNP, 그리고 GNP 예측에 도움이 되는 변수들을 VAR 모형으로 추정한 뒤 소비자의 미래기대가 GNP의 움직임을 인과함을 보였다. 그러나 이들도 기대성충격의 원천에 대한 분석은 시도하지 않았다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 경기선행지표의 초기발표치가 과연 예측력을 갖는가를 살펴본다. 그리고 3장에서는 경기선행지표의 추정오차가 경제예측 전문가들의 기대에 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고 4장에서 결론을 맺고자 한다.

## 2. 경기선행지표의 예측력

경기변동을 예측하기 위해 경기선행지표가 처음 제안된 것은 Mitchell and Burns(1938)에 의해서이다. 그후 경기선행지표는 그 이론적 근거가 없다는 이유로 여러차례 비판을 받기도 하였지만(Koopmans(1947)) 그 중요성은 날로 커왔다. 원래는 NBER이 경기선행지표를 작성하였으나 1968년부터는 미국 상무성이 발표하고 있다. 이에 따라 본 논문의 표본기간은 1968년부터 시작하여 ASA-NBER 설문조사가 종료되는 1990년까지로 설정되었다.

매달 발표되는 경기선행지표는 모든 언론매체로부터 주목을 받는다. 그리고 많은 경제예측전문가와 금융시장은 이 발표를 주시한다. 따라서 지표의 초기발표치가 어느 정도의 예측력을 갖는가 하는 문제는 본 논문에 있어서는 중요한 출발점이다. 초기발표치의 추정오차가 기대성 충격이라고 주장하기 위해서는 경

제주체들이 초기발표를 미래 예측시 유용하게 사용하여야 하기 때문이다. 즉 지표의 예측력이 크면 클수록 추정오차는 보다 강력한 기대성 충격이 될 것이다.

많은 실증연구들은 경기선행지표의 초기발표치보다는 최종수정치를 사용하여 지표의 예측력을 측정하였다. 그리고 이들 연구들은 최종수정치가 미래경제를 예측함에 있어 탁월함을 보였다. 그러나 본 논문의 관점에서는 최종수정치의 예측력은 별 의미가 없다. 왜냐하면 최종수정치는 경제주체들이 실제 예측할 때 사용할 수 없는 미래정보를 담고 있어 지표의 예측력을 과대평가하기 때문이다. Diebold and Rudebusch(1991)는 이같은 문제점을 의식하여 예측시점에 이용가능한 경기선행지표의 예측력을 추정하였는데 지표의 예측력이 상당히 저하됨을 발견하였다. 더 나아가 산업생산을 예측하기 위해 만든 예측모형에 이 지표를 포함하여도 예측력의 증가가 전혀 없음을 보였다.

그러나 Diebold and Rudebusch가 간과한 중요한 사실은 상무성이 지표 추정 방식을 정기적으로 변경해왔다는 것이다. 즉 상무성은 경기선행지표를 작성할 때 사용하는 시계열들의 구성과 가중치를 빈번히 바꾸어왔다. 이 결과 초기발표치의 예측력이 근래에 들어 높아졌을 수도 있는 것이다. 특히 1975~76년에 걸쳐 상무성은 일련의 수정작업을 통해 지표추정방식을 대대적으로 손질하였다. 1976년을 전후한 경기선행지표 추정방식의 변화는 Moore and Shiskin(1967)과 Zarnowitz and Boschan(1975)의 지표작성에 대한 설명에서도 잘 드러난다. Zarnowitz and Shiskin은 1976년 이전에 비해 지표의 구성시계열 선택에 있어 초기발표치가 보다 나은 예측능력을 갖도록 주안점을 두었음을 강조한다.

보다 자세히 말하면, Moore and Shiskin는 1975~76 이전의 채택기준을 설명하면서, “잠재적으로 구성시계열이 될 수 있는 시계열의 통계적 충분성(statistical adequacy)을 책정함에 있어 수정치의 크기 그 자체가 많은 기준 중의 하나이다. 더 나아가 통계적 충분성도 6개의 기본기준의 하나일 뿐이다”라고 하였다. 반면 Zarnowitz and Boschan은 1975~76년도의 대대적인 추정방법의 변경을 “경기에 측은 아직 최종치가 알려지지 않은 시계열의 추정치를 사용하여야 하기 때문에 큰 규모의 수정이 불가피한 시계열은 문제가 있다고 본다. 따라서 이들 시계열은 통계적 충분성이 있든 없든 경기선행지표 작성시 제외되었다”라고 표현하였다. 이들의 설명을 종합해 볼 때 경기선행지표는 1976년을 전후로 하여 그 성격

이 완전히 달라졌음을 알 수 있다. 따라서 경기선행지표 작성시 채택되는 시계열의 변화는 초기발표치의 예측력에 심대한 영향을 미쳤을 것이다.

Oh and Waldman(1990)은 구성시계열 선정기준의 변화로 인해 경기선행지표의 초기발표치가 가지는 예측력의 변화를 분석하였다. 간단히 말해 그 예측력은 1976년을 기준으로 확연히 다른데 1976년 이후 매우 높아졌음을 보이고 있다. 구체적으로 1976년 이전에는 경기선행지표의 예측력은 표 I에서 보는 바와 같이 발표후 첫 번째 분기 산업생산의 변화를 예측하는 데만 통계적으로 유의할 뿐이다. 반면 1976년 이후에는 발표 후 세 분기에 이르기까지 산업생산의 성장률을 예측함에 있어 통계적으로 유의한 것으로 드러난다. 즉 1976년 이후 지표의 초기발표치는 발표 후 1~2분기 후의 산업생산량 증가율을 예측함에 있어 99% 수준에서 유의하였으며, 3분기후의 증가율을 예측함에 있어서도 90% 수준에서 유의하였다.

일반적으로 말해, 경기선행지표의 초기발표치가 갖는 예측력에 관한 실증적 증거는 다소 애매하다고 볼 수 있다. Diebold and Rudebusch(1991)에 따르면 산업생산량의 과거치들에만 의존한 시계열 예측모형에 예측시점에서 이용가능한 경기선행지표를 추가할 경우 후자의 예측능력은 거의 없다. 반면 Oh and Waldman(1990)은 1976년 이후에는 초기발표치가 산업생산량의 움직임을 예측하는데 높은 유의성을 갖는 것으로 밝혀냈다. 따라서 지표의 초기발표치가 과연 기대성 충격이 될 수 있는가는 쉽게 결론지을 수 있는 성격의 문제가 아니라고도 할 수 있다. 다음 장에서는 적어도 1976년 이후에는 경기선행지표의 초기발표치에 내재해 있는 추정오차가 사실상 기대성 충격임을 보이고자 한다.

### 3. 경기선행지표의 추정오차와 기대형성

#### 3.1. 실증분석 방법

이 장에서는 경기선행지표 초기발표치의 추정오차가 미래 경제활동에 대한 기대성 충격임을 보이고자 한다. 구체적으로 초기발표치에 내재한 추정오차가 기

대형성에 직접적으로 영향을 미침을 ASA-NBER 설문조사 자료를 이용하여 보이고자 한다.

먼저 본 논문에서 쓰이는 시계열 자료를 설명하기 위해서는 경기선행지표의 수정과정부터 알아야 한다(보다 자세한 세부과정을 위해서는 미국상무성(1984) 자료를 참조할 것). 본 논문의 분석대상 표본기간 중, 미 상무성 경제분석국(Bureau of Economic Analysis)은 지난달 경기선행지표의 지수를 매달 말에 발표하면서 11개월 전까지의 발표된 지수를 수정·발표한다. 이때 언론들이 주목하고 보도하는 숫자는 새로운 초기발표치임은 물론이다. 이에 더해 경제분석국은 간간이 1948년까지 소급하여 전체 시계열을 수정·발표하기도 한다.

경기선행지표의 수정은 대체로 세 가지 유형으로 분류할 수 있다. 먼저 구성시계열 자료의 수정 또는 추가로 인해 발생하는 수정이 있는데 이 유형의 수정치가 본 논문의 연구 대상이다. 이같은 수정은 여러 가지 이유로 인해 이뤄진다. 첫째 시간이 지남에 따라 경제분석국은 보다 크고 나은 표본을 얻음으로써 보다 질 높은 정보를 얻게된다. 둘째 경기선행지표를 처음 발표할 때 그 당시 획득가능하지 않은 시계열 자료들이 사후에 이용가능하게 되는 경우가 적지 않다. 셋째 시계열 자료의 계절 조정(seasonal adjustment)에 따른 경기선행지표의 조정도 적잖이 일어난다. 그 외 시간의 경과에 따라 구성시계열에서 얻는 정보가 정지해져 보다 정확한 지표가 작성되기 때문에 수정이 발생한다.

두 번째 유형의 수정은 통계적 이유로 인해 이루어진다. 경제분석국은 경기선행지표를 도출함에 있어 수많은 통계적 조정을 거친다. 예를 들면 변동폭이 큰 구성시계열들이 지표에 큰 영향을 미치는 현상을 막기 위해 구성시계열들간의 평균변동폭이 동일하도록 통계적으로 조정한다. 이와 함께 경기선행지표의 장기평균이 경기동행지표의 장기평균과 일치하도록 하는 표준화 과정도 있다. 그리고 이들 두 지표의 장기추세를 동일하게 하는 추세조정도 이루어진다. 경제분석국은 이같은 통계적 요인들을 조정하면서 조정된 시계열을 사용하여 간헐적으로 새로운 수정치를 도출한다.

마지막 유형은 지표의 정의(definition) 자체를 수정하는 것이다. 경제분석국은 여러 차례에 걸쳐 경기선행지표의 정의를 바꿔왔다. 이러한 수정은 구성시계열 자체의 변경, 각 시계열에 부여되는 가중치의 변경, 그리고 각 구성시계열의 정

의변경 등을 포괄한다. 이같은 대대적인 변경은 보통 2년에 한 번 꼴로 일어났는데 통계적 이유로 인한 수정과 마찬가지로 새로운 정의가 이뤄지면 새로운 수정치들을 계산한다.

앞서 말했듯이 본 연구의 관심대상은 첫번째 유형의 수정치들이다. 그 이유는 간단하다. 이 유형의 수정치만이 초기발표치에 내재한 추정오차이기 때문이다. 따라서 수정치 변수를 구축함에 있어 두 번째 그리고 세 번째의 유형으로 인한 지표수정은 모두 제거하였다. 구체적인 방법은 다음과 같다.

먼저 초기발표치와 최종수정치 발표사이에 통계적 또는 정의적 이유로 인해 경기선행지표 작성방법에 변경이 있는 모든 분기를 찾아냈다. 그 다음 그러한 모든 분기에 대해 지표 작성방법 변경 후 처음으로 발표된 수치를 변경이전의 최종수치로 나누었다. 결과되는 비율은 해당분기의 경기선행지표가 지표작성방법 변경으로 인해 비례적으로 얼마나 변화하였나를 나타낸다. 끝으로 해당분기의 초기발표치에 이 비율을 곱하여 그 분기의 수정치 변수로 취하였다. 이같은 방식으로 초기발표치를 조정하면 첫 번째 유형 수정치변수의 불편 부당한(unbiased) 추정치를 얻게 된다.

본 논문의 실증적 분석에서는 경기선행지표에서 추출되는 두 개의 시계열 변수를 이용한다. 경기선행지표는 매달 발표되는 월별 자료이지만 ASA-NBER 설문조사가 분기별로 이뤄지기 때문에 모든 자료는 분기별로 측정된다. 이같은 자료상의 특성을 감안하여  $A_t^F$ 를  $t$ 분기 경기선행지표의 올바른 최종수정치라고 하고  $A_t^I$ 를 초기발표치라고 하자.(앞서 말한 것처럼 이들 발표치 간의 시차는 12개월에 달한다) 본 논문에서 사용할 첫째 변수,  $I_t^F$ 는  $t$ 분기의 올바른 최종수정치의 분기증가율인데  $I_t^F = (A_t^F - A_{t-1}^F) / A_{t-1}^F$ 로 정의된다. 또 하나의 다른 변수는  $t$ 분기 경기선행지표의 수정치인  $R_t = (A_t^F - A_t^I) / A_t^F$ 로 정의되며  $A_t^I$ 는 초기발표치이다.

본 논문에서 기대형성에 대한 자료는 ASA-NBER 설문조사인 경제예측 전문가들의 예측치들이다. 이 설문 조사는 매분기 이뤄졌는데 다양한 거시 경제변수들에 대해 예측시점으로부터 여러 분기에 걸쳐 예측치를 물어본다. 이들 예측치들 중 미국 산업생산지수에 대한 예측치의 평균값이<sup>2)</sup> 본 논문에서 사용할 기대변수이다. 구체적으로  $t$ 분기에  $t+j$  분기의 산업생산지수 증가율 예측치

$E_t(G_{t+j})$ 에 앞서 말한 수정치가 영향을 미치는지를 1968년 4분기부터 1990년 1분기에 걸치는 자료를 분석한다.<sup>4)</sup>

과연 경기선행지표의 최초 발표에서 발생하는 수정치,  $R_t$ 가 경제예측 전문가들의 기대형성시 영향을 미치는가를 보기 위해 다음과 같은 회귀식을 상정한다.

$$E_t(G_{t+j}) = b_1 + \sum_{i=1}^4 b_{1+i} E_{t-i}(G_{t+j-i}) + b_6 I_t^F + b_7 R_t + e_t. \quad (1)$$

식 (1)은  $j$  분기후의 산업생산량 분기증가율에 대해 예측전문가들이 예측한 증가율의 평균값  $E_t(G_{t+j})$ 는 과거  $t-i$  분기에 이뤄진  $t+j-i$  분기에 대한 예측 평균값들과(즉 autoregressive process를 가정) 경기선행지표의 최종수정치의 증가율과 초기발표치에 내재하는 수정오차에 의존한다는 것을 가정하고 있다. 식 (1)에서  $e_t$ 는 잔차항이다.<sup>5)</sup> 본 논문의 주관심 계수는 수정오차에 대한 계수인  $b_7$ 인데 이 계수가 통계적으로 유의하게 음의 수치를 가지는가를 살펴볼 것이다.

종속변수인  $E_t(G_{t+j})$ 는  $t$ 분기 경기선행지표가 최초 발표된 후 그 시점에서 가장 가까운 설문조사에서의 예측치 평균값이다. 구체적으로 설명하기 위해  $t$ 를 10~12월 분기라고 하자.  $R_t$ 는 실제 1월말에 발표되는 12월 지표의 초기발표치를 사용하여 만들어진다.  $E_t(G_{t+j})$ 는 2월 중순에 발송되어 3주안에 설문에 답하도록 요구하는 설문조사에서 나타나는 예측치들의 평균값이다. 따라서 가장 빠른 예측대상 분기는 4~6월 분기가 되게 된다. 설문조사 시점에서 가장 가까우면서도 설문이 이루어지기 전 초기발표를 분석대상으로 하는 이유는 초기발표가

- 2) 예측치의 평균값대신 중앙값(median)을 사용하여 보았으나 결과는 거의 같았다.
- 3) 경기선행지표는 총경제활동에서의 추세 변화를 포착하고자 하는데 여러 시계열들이 사용된다. 이들 시계열중에는 산업생산지수와 국민총생산량도 포함된다(Zarnowitz and Boschan(1975)을 참조). 경기선행지표의 예측력을 분석한 모든 연구들은 산업생산지수나 국민총생산량에 대한 예측력을 분석하였다.
- 4) 앞서 언급한 것처럼 ASA-NBER 설문조사는 1990년에 중단되었으므로 본 논문은 그 이후 기간들에 대해서는 분석하지 않는다.
- 5) 당분간  $e_t$ 는 i.i.d(independently and identically normally distributed) 성질을 가진다고 가정한다. 그리고 실증분석에서 과연 그러한지를 검증할 것이다.



경제예측에 간접적으로 줄 수 있는 영향을 피하기 위해서이다. 예를 들어 발표 시점과 예측시점간의 시간이 길어지면 예측전문가들은 생산자들을 포함하는 경제주체들이 그 발표에 어떤 반응을 보이는지를 관측하고 난 뒤 경제예측을 행할 수 있다. 본 논문의 자료 구축방법은 이같은 간접적 영향을 최소화하고 발표가 예측에 미치는 직접적인 효과만을 포착하고자 하는 것이다.

앞서 말한 바와 같이 본 연구의 초점은 경제예측 전문가들이 미래를 예측할 때 경기선행지표의 발표를 심각하게 고려하는가 하는 것이다. 이 경우 가장 쉬운 방법은 단순히 초기발표치에 담겨져 있는 추정오차와 예측전문가들의 예측치간의 상관관계를 살펴보는 것이다. 그러나 본 연구에서 이같은 상관관계 분석을 하지 않는 이유는 초기발표치들이 실물경제활동 수준과 상관관계를 가질 확률이 사전적으로 높기 때문이다. 이 경우 예측전문가들이 설혹 경기선행지표를 사용하지 않고 실물경제활동 수준과 밀접한 관계가 있는 다른 정보를 사용하더라도 초기발표치와 예측치 간에는 상관관계가 있게 된다. 아래에서 보다 자세히 논의하겠지만 본 연구는 이같은 허위 상관관계(spurious correlation) 문제를 피하기 위해 설문조사 응답자들이 사용할 다른 정보와 상관관계를 거의 갖지 않을 것으로 판단되는 추정오차를 사용하는 것이다.

본 연구가 상정하는 회귀식 (1)의 추정결과를 해석하는 데는 다음과 같은 세 가지 대체가설들을 생각해볼 수 있다. 첫번째 가설은 설문응답자들이 기대형성시 초기발표치를 고려하지 않고  $I_t^F$ 나  $R_t$ 와 상관관계가 없는 정보들만 고려한다는 것이다. 이 경우  $b_6=0$ ,  $b_7=0$ 가 될 것이다. 두번째는 응답자들이 기대형성시 초기발표치를 고려하지 않으나  $I_t^F$ 와 상관관계가 있고  $R_t$ 와는 상관관계가 없는 정보를 사용한다는 가설이다. 이 경우  $b_6>0$ 이고  $b_7=0$ 가 되어야 할 것이다. 끝으로 본 연구가 주장하듯이 경제예측가들이 초기발표치를 고려한다는 가설인데 이 경우  $b_6>0$ 이고  $b_7<0$ 가 될 것이다. 이같은 주장의 논리는 다음과 같다. 정의상  $I_t^F=(A_t^F-A_{t-1}^F)/A_{t-1}^F$ 이고  $R_t=(A_t^F-A_t^I)/A_t^F$ 이므로  $A_{t-1}^F$ 이 고정되었음을 고려할 때  $R_t$ 를 주어진 것으로 하면  $I_t^F$ 의 증가는  $A_t^F$ 와  $A_t^I$ 의 증가를 뜻하게 된다. 반면  $I_t^F$ 를 주어진 것으로 하면  $R_t$ 의 증가는  $A_t^I$  감소를 뜻하게 되고  $A_t^F$ 는 불변이게 된다. 따라서 응답자들이 기대형성시  $A_t^I$ 를 심각히

고려한다면 전문가 예측치인  $E_t(E_{t+j})$ 는  $I_t^F$ 와 양의 상관관계를 가져야 하고  $R_t$ 와는 음의 상관관계를 가지게 된다. 물론 또 다른 네 번째 가설도 이론적으로 가능하다. 응답자들이 초기발표치를 고려하지 않으면서  $I_t^F$ 와  $R_t$  모두와 상관관계가 있는 정보를 사용한다는 것이다. 위의 세 번째 가설과 같이 이 가설은  $b_6 > 0$ 와  $b_7 < 0$ 을 예측할 수 있다. 그러나 이같은 가설은 이론상으로는 가능하나 경기선행지표의 수정을 초래하는 과정을 고려할 때 옳다고 받아들이기는 힘들다.<sup>6)</sup> 본 연구가 주목하는 추정오차는 초기발표치가 구성시계열의 불완전한 표본 조사에 기초한다는 데 대부분 기인한다. 이 때문에 설문조사 응답자들이 경제분석국의 불완전한 표본조사로 인해 발생하는 추정오차와 상관관계가 있는 다른 정보를 획득했으리라고 믿기는 어렵다고 보아야 할 것이다.

### 3.2. 실증결과

표 II는 식 (1)의 추정결과이다. 수정치변수의 계수를 보면 설문응답자들이 그들의 기대형성시 경기선행지표의 초기발표를 고려한다는 증거가 다소 보인다. 추정된 계수는  $j=2,3,4,5$ 의 네 번의 회귀분석에서 세 번이나 제대로 된 부호를 나타냈다. 더구나  $j=3,4$ 의 경우는 통계적으로 90% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 반면 최종수정치의 증가율인  $I_t^F$ 는 그 결과가 미미하였다. 즉 네 번의 회귀분석중 단지 두 번만 올바른 부호가 나타났고 그나마 단지 한번만 통계적으로 유의하였다.<sup>7)</sup>

6) 이장의 끝부분에서 설문응답자가 사용한 정보가  $I_t^F$ 와  $R_t$ 와 상관관계가 있는 경우에 대해 보다 자세히 논의할 것이다.

7) 표 II와 III에 보고된 모든 회귀분석에 대해 잔차항의 1차 시계열상관 여부를 검증하기 위해 ARCH(1)을 귀무가설로 한 Lagrange multiplier 검정을 실시하였다. 그 결과는 모든 회귀분석에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다. 또한 이종다분산성에 대해서도 검증하였는데 표 III의  $j=3$ 의 경우를 제외하고는 그러한 가능성은 통계적으로 없었다. 이같은 시계열상관 가능성과 이종다분산성의 가능성에 대한 검정에 사용한 표준오차는 Andrews(1991)가 제창한 방법을 사용하였다. 물론 이같은 방법은 1차 시계열 상관에 대한 검정이 그 보다 높은 차수의 시계열상관에 대해서는 무력하다. 끝으로 표 II와 III에서  $E_{t-1}(G_{t+j-1})$ 의 추정계수는 모두 0.9 이하이어서 전문

이같은  $I_t^F$ 에 대해 다소 회의적인 결과는  $I_t^F$ 와 예측 전문가들의 과거예측치들 간에 존재할 수 있는 다중공산성(multi-collinearity)으로 인해 일어났을 가능성이 높다. 이들 변수들간의 상관계수는  $j=2$ 일 때 0.56,  $j=3$ 일 때 0.52,  $j=4$ 일 때 0.37 그리고  $j=5$ 일 때 0.22였다. 더구나 회귀식의 우변에서 전문가들의 성장률예측치중 1분기 후행 변수를 빼뜨리면  $I_t^F$ 의 계수는 매우 높은 설명력을 가졌다. 이같은 현상은  $I_t^F$ 와  $E_{t-1}(G_{t+j-1})$ 간의 다중공산성의 가능성을 생각하면 충분히 이해가 가는 일이다. 즉  $I_t^F$ 는  $t-1$ 기의 실제 성장률과 양의 상관관계가 있을 것이고  $E_{t-1}(G_{t+j-1})$  또한  $t$ 기의 실제성장률과 양의 상관관계가 있을 것이기 때문이다. 그리고 실제 증가율은 그 자체 시계열상관을 가지기 때문에,  $I_t^F$ 와  $E_{t-1}(G_{t+j-1})$ 는 자연스럽게 양의 상관관계를 가질 수밖에 없다. 이같은 다중공산성 문제로 인해 아래에서 이뤄지는 여러 실증적 검증에서는 수정치변수의 계수를 특히 주목할 것이다.

ASA-NBER 설문 응답자들이 기대형성시 경기선행지표의 발표에 주의를 집중할 것이라는 가설에 표 II의 결과는 약간의 희망을 주지만 그리 확연하지 못하다. 이같은 문제점을 해결하기 위한 가장 손쉬우면서도 직접적인 방법은 1975~76년에 일어난 경기선행지표 편제방식의 대대적인 변경을 감안하는 것일 것이다. 2장에서 지적하였듯이 지표구성 시계열 선택기준이 1976년 이후 매우 달라졌다. 미 상무성은 1976년 이후 구성시계열을 선택함에 있어 경기선행지표 초기 발표치가 좋은 예측능력을 가지도록 과감하게 변경하였다. 이 결과 경기선행지표 초기발표치의 미래 예측능력은 1976년 이후 급격히 높아졌다. 표 I에서 보았던 것처럼 초기발표치들은 발표 이후 3분기동안 산업생산지수를 예측하는데 통계적으로 매우 유의하였다. 반면 1976년 이전에는 초기발표치는 단지 발표 후 1분기 후에만 유의성있는 예측능력을 가졌을 뿐이었다.

이같은 사실들을 고려할 때 다음과 같은 이론적 유추가 가능하다. 1976년 이후 경기선행지표의 예측력이 발표 후 2 내지 3분기 이후의 산업생산활동을 예측하는데 훨씬 나아졌다면 경제예측 전문가들도 기대형성시 1976년 이후 지표에

---

가예측치 시계열은 단일근(unit root)을 갖지 않는 것으로 보인다.

보다 의미를 부여했을 것으로 예상할 수 있다. 이같은 유추가 옳다면 경기선행 지표의 수정치와 전문가집단의 미래예측치간 음의 상관관계가 1976년 이후 더욱 확연해야 한다. 그리고 발표시점으로부터 2분기 내지 3분기 후에 대한 예측치와 수정치 간에 높은 음의 관계가 나타나야 할 것이다.

표 III은 앞서 말한 추론을 검정하고 있다. 더미변수인  $D_t$ 를 1976년 이후에는 1, 그리고 그 이전에는 0으로 정의하자. 그리고  $I_t^F = D_t I_t^F$ ,  $R_t^j = D_t R_t^j$ 라고 하자. 앞서의 논가 옳다면 1976년 이후 경기선행지표의 초기발표치와 수정치 간의 상관관계는 1976년 이후 더욱 강화되어야 한다(특히  $j=2,3$ 의 경우). 따라서  $I_t^F$ 와  $R_t^j$ 를 회귀식에서 분석하면  $R_t^j$ 의 계수는  $j=2, 3$ 분기에 있어 통계적으로 유의하게 음의 부호를 나타내야 된다. 표 III은 표 II의 실증분석에  $I_t^F$ 와  $R_t^j$ 를 추가한 것이다. 실증분석 결과는 이같은 이론적 추론을 확연하게 증명한다.  $R_t^j$ 의 계수는 네 개의 회귀분석에서 모두 음수이고 통계적으로 유의하다. 구체적으로  $R_t^j$ 의 계수는  $j=2$ 의 경우 99% 유의하고  $j=3$ 의 경우 95% 통계적으로 유의하다.<sup>8)</sup> 따라서 표 III은 경기선행지표의 초기발표가 1976년 이후 경

8) 여기에서 제기될 수 있는 하나의 문제는  $R_t$ 와  $R_t^j$ 의 계수들이  $I_t^F$ 와  $R_t$ 간의 다중 공산성으로 인해 오염될 수 있다는 점이다. 이들 후자 두 변수들 간의 상관계수는 전체 표본에서는 0.52, 1976년 이전에는 0.75 그리고 1976년 이후 0.28이었다. 따라서  $I_t^F$ 와  $R_t$ 간에 다중 공산성이 존재한다고 해도 그 영향은 1976년 이후 오히려 매우 약화되어야 한다. 그런데 경기선행지표의 수정치와 예측전문가들의 예측치들간의 음의 상관관계가 1976년 이후 더욱 강화되었으므로 본 연구의 가설은 더욱 공고하게 뒷받침된다.

그리고 이와 관련하여  $I_t^F$ 와  $R_t$ 간 양의 상관관계가 있다해도 경기선행지표의 초기 발표치가 과연 합리적인 예측치(rational forecast)일까하는 의문이 있을수 있다. 만약 초기발표치가 합리적 예측치가 아니라면 초기발표치는 시간이 지남에 따라 계속 나아질 것이고 수정치는 초기발표로 인한 편이가 있는(biased)오차수치일 수 있다. 이같은 가능성은  $I_t^F = (A_t^F - A_{t-1}^F) / A_{t-1}^F$ 와  $R_t$ 간의 상관관계계수와 이들의 평균과 표준오차를 통해 그 정도를 가늠할 수 있다. 전체 표본기간중  $R_t$ 의 평균값과 표준오차는 -0.005와 0.023이었고 1976년 이전에는 -0.012와 0.035였다. 그리고 1976년 이후에는 각각 -0.001과 0.009였다. 또한  $I_t^F$ 와  $R_t$ 간의 상관계수는 전체 표본기간에는 0.095 그리고 1976 이후에는 0.097이었다. 이같은 증거는 초기발표치가 전체 표본기간을 통해 진실된 수치에 대한 합리적 기대치이거나 최소한 합리적 기대치에 가까운 것으로 믿게 한다. 또한 Diebold and Rudebusch(1988)도 이 문제를 고려하면서 비록 수정치에는 편의(bias)가 있으나 실제 그 편의는 매우 작아 본 연구와 동일하게 초기발표치가 합리적 기대치임을 주장하였다.

제예측 전문가들의 기대형성에 직접적인 영향을 미친다는 사실을 보여 주고 있다고 할 수 있다.<sup>9)</sup>

표 IV는 이들 추정오차가 경제예측 전문가의 미래 경제활동에 대한 기대형성 시 얼마나 비중을 갖고 영향을 미치는가를 살펴보고 있다. 먼저 출발점으로 후행예측치들의 선형예측(linear prediction)으로 설명될 수 없는 전문가 예측치의 변화를 생각해 보자. 이같은 회귀식에서 결과하는 잔차항은 예측전문가들이 1분기 전에 가졌던 정보들로 설명할 수 없었던 예측치의 변화분이라고 할 수 있다. 표 IV는 수정치 변수가 더해짐으로써  $R^2$ 의 값이 바뀌는 것을 분석함으로써<sup>10)</sup>이같은 접근방식에 대한 자세한 논의는 Theil (1971)을 참조) 수정치변수의 예측기여도를 살펴보고 있다. 앞서 표 III에서 보았던 것과 마찬가지로 수정치변수는 1976년 이후 전문가들의 기대형성에서 설명할 수 없는 부분을 보다 많이 설명하고 있음을 알 수 있다. 이같은 현상은  $j=2, 3$ 일 경우 더욱 두드러진다. 예를 들면 수정치 변수가 전체표본에서는 2분기 이후 예측치의 잔차항 변이(residual variability)를 불과 2.6%밖에 설명하지 못하고 있다. 그러나 1976년을 전후로 표본을 양분할 경우 1976년 이전은 0.2%, 1976년 이후는 20.9%에 달한다. 따라서 본 논문의 실증분석의 전반적인 결과는 1976년 이후 경기선행지표의 초기발표치에 내재하고 있는 추정오차는 2내지 3분기후의 경제예측에 경제적으로나 통계적으로나 유의하게 영향을 미침을 보인다고 하겠다.

끝으로 본 연구의 실증결과와 부합할 수 있는 또 하나의 다른 가설의 타당성을 살펴보기로 하자. 본 연구의 실증결과에 대한 해석은 경제예측 전문가들이 미래예측시 경기선행지표의 초기발표치에 상당한 의미를 부여한다는 것이었다.

9) 식 (1)의 회귀식을 1976년 이후로 한정하여 추정하여 보았는데  $j=2,3,4$ 의 경우 계수 모두가 통계적으로 99% 유의하게 음의 부호를 보였다.

10) 분산분해(variance decomposition) 방법을 쓰지 않은 이유는 초기발표치에 내재한 추정오차가 전문가들의 예측에 미치는 간접적 영향을 배제하기 위해서이다. 본 연구가 취하고 있는 접근방법은 전문가들이 예측하기 직전에 발표되는 경기선행지표의 초기발표치를 내재한 추정오차만을 고려한다. 따라서 초기발표치의 추정오차가 전문가들에 미치는 직접적인 영향만을 보는 셈이다. 반면 분산분해 방법은 본 연구에서 쓰이는 추정오차뿐만 아니라 예측시점보다 훨씬 이전의 수정치(추정오차)들을 포함한다. 이 결과 분산분해방법을 경기선행지표의 초기발표치에 내재하는 추정오차의 직접적 영향만을 측정한다고 보다는 이들 과거 추정오차들에 대한 경제주체들의 반응까지도 고려한 전문가들의 기대형성을 반영하게 된다.

이와는 다른 또 하나의 가능성은 전문가들이 지표의 초기발표치에 의미를 부여하지 않으면서 지표를 만드는 데 사용된 하나 또는 몇 개의 구성시계열의 초기발표치를 심각하게 받아들인다는 것이다. 그러나 이 가능성은 실증연구 결과에 대한 대체가설이면서도 본 논문이 주장하는 바와는 크게 다른 바가 없다. 즉 그 같은 가설이 설혹 옳다고 해도 경제통계의 초기발표치에 내재하는 추정오차는 Keynes와 Pigou가 강조했던 기대성 충격의 하나라는 점에서는 본 연구의 주장과 궤를 같이 한다. 달리 표현하면 두 가설 중 어느 쪽이 옳든 본 연구의 결과는 경제통계의 초기발표치에 내재하는 추정오차로 인한 기대성 충격이 경제주체들의 기대형성시 중요한 영향변수로 작용함을 뜻한다.

#### 4. 결 론

본 연구는 ASA-NBER 설문조사자료를 이용하여 경기선행지표의 초기발표치에 내재하는 추정오차가 과연 기대성 충격인가를 분석하였다. 주된 발견은 이들 추정오차가 1976년 이후에는 경제적으로나 통계적으로 유의미한 기대성 충격이고 경제전문예측자들 기대형성에 직접적인 영향을 미친다는 사실이다. 미국에는 경제주체들이 미래경제를 예측할 때 사용하는 수많은 정보들이 있다. 따라서 이들 정보들 중 경기선행지표라는 하나의 정보가 기대성 충격으로서 경제주체들의 기대형성에 심대한 영향을 미친다면 경제주체들이 사용하는 다른 정보들도 중요한 기대성 충격이 될 수 있다. 그리고 이같은 기대성 충격은 기대형성에 영향을 미칠 뿐만 아니라 Oh and Waldman (1990)에서 보인바와 같이 실제 미래 경제 활동에도 영향을 미친다. 즉 실물경제와 관련없는 단순한 기대성 충격이 경기변동의 중요한 요인일 수 있는 것이다.

이같은 분석결과는 경기선행지표의 발표가 사회적으로 해를 끼친다는 성급한 결론을 도출할 수도 있다. 그러나 이같은 결론은 다음과 같은 이유로 옳지 않다. 먼저 지표의 발표는 경제주체들에게 보다 많은 정보의 혜택을 주므로 그 혜택이 기대성 충격으로 인한 비용을 상회할 수 있기 때문이다. 많은 경우 정보는 해가 되기보다는 득이 되기 때문이다. 그리고 경기선행 지표가 발표되지 않는다 하더

라도 경제주체들은 미래 경제활동에 대한 정보를 다른 곳에서 찾을 수밖에 없다. 이들 대체정보의 질이 낮을 경우에는 본 연구에서 파악한 기대성 충격보다 오히려 더 큰 충격이 될 수도 있기 때문이다.

끝으로 본 연구의 심화는 여러 방향으로 이뤄질 수 있을 것이다. 그중 가장 흥미로운 방향은 본 연구에서 드러난 기대성 충격이 순수한 태양흑점류(sunspot type)의 것인지 또는 실물경제에 관한 실제정보가 중요한 역할을 하였는지를 분석하는 것이다. 만약 경기선행지표의 초기발표치가 실제 실물경제에 대한 정보가 추가적으로 없는 것이라면 본 연구의 기대성 충격은 태양흑점류의 충격이게 된다. 이 경우 경제주체들이 초기발표치에 주목하는 것은 단순히 다른 경제주체들이 주목하기 때문이게 된다. 반대의 경우는 경제주체들이 경기선행지표가 실물경제의 흐름에 대한 정보를 실제 함유하고 있기 때문에 주목함이 물론이다. 물론 이를 실증적으로 구분하는 것은 쉽지 않은 과제이다.

<표 I >

j	1976년 이전			1976년 이후		
	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	Adjusted R <sup>2</sup>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	Adjusted R <sup>2</sup>
1.	-0.003 (0.67)	0.517 (4.14)	0.36	0.005 (1.74)	0.496 (4.16)	0.27
2.	0.003 (0.61)	0.139 (0.86)	-0.01	0.005 (1.66)	0.424 (3.37)	0.19
3.	0.006 (1.19)	-0.104 (0.62)	-0.02	0.006 (1.88)	0.242 (1.75)	0.05
4.	0.007 (1.21)	-0.079 (0.46)	-0.03	0.006 (1.95)	0.155 (1.08)	0.00
5.	0.007 (1.34)	-0.064 (0.36)	-0.04	0.007 (2.19)	-0.003 (0.02)	-0.03
6.	0.009 (1.56)	-0.144 (0.79)	-0.02	0.007 (2.06)	-0.042 (0.29)	-0.02

\*  $IP_{t+j} = b_1 + b_2 \overline{LI}_t + e_t$ .  $IP_{t+j}$  는  $t+j$ 분기의 산업생산량 분기증가율이고  $\overline{LI}_t$ 는  $t$ 기 경기선행지표 초기발표치의 증가율이다.  $t$  통계량은 괄호속에 있다.

\*\* 자료: Quarterly Journal of Economics, 1990, p. 1026.

## &lt;丑 II&gt;

	j=2	3	4	5
Intercept	0.002 (2.06)	0.002 (1.98)	0.002 (1.87)	0.002 (1.45)
Et-1(Gt+j-1)	0.746 (5.66)	0.804 (6.16)	0.889 (7.51)	0.709 (5.52)
Et-2(Gt+j-2)	-0.274 (1.82)	-0.077 (0.51)	-0.075 (0.51)	0.000 (0.00)
Et-3(Gt+j-3)	0.272 (1.83)	0.024 (0.16)	0.025 (0.17)	0.109 (0.71)
Et-4(Gt+j-4)	-0.147 (1.31)	-0.008 (0.07)	-0.004 (0.04)	(0.038) (0.30)
$I_t^F$	0.096 (2.38)	0.021 (0.68)	-0.020 (0.96)	-0.040 (1.71)
$R_t$	-0.059 (1.41)	-0.058 (1.78)	-0.044 (1.91)	0.016 (0.36)
Adj. $R^2$	0.57	0.58	0.69	0.59

## &lt;丑 III&gt;

	j=2	3	4	5
Intercept	0.002 (1.77)	0.002 (2.13)	0.002 (2.26)	0.002 (1.71)
Et-1(Gt+j-1)	0.862 (6.63)	0.841 (7.18)	0.825 (6.98)	0.623 (4.45)
Et-2(Gt+j-2)	-0.403 (2.71)	-0.128 (0.94)	-0.034 (0.24)	0.039 (0.25)
Et-3(Gt+j-3)	0.339 (2.35)	0.026 (0.20)	-0.021 (0.15)	0.077 (0.50)
Et-4(Gt+j-4)	-0.131 (1.19)	0.008 (0.08)	0.020 (0.19)	0.071 (0.55)
$I_t^F$	0.093 (1.90)	0.047 (1.31)	0.007 (0.27)	-0.013 (0.35)
$I_t^{F'}$	-0.025 (0.43)	-0.049 (1.21)	-0.038 (1.27)	-0.030 (0.77)
$R_t$	-0.033 (0.74)	-0.052 (1.58)	-0.052 (2.03)	0.055 (0.97)
$R_t'$	-0.348 (2.88)	-0.212 (2.56)	-0.098 (1.60)	-0.121 (1.34)
Adj. $R^2$	0.61	0.63	0.71	0.59



<표 IV>

k	Full Sample				Pre 1976				Post 1976			
	j=2	3	4	5	2	3	4	5	2	3	4	5
1	0.569	0.599	0.662	0.606	0.575	0.453	0.591	0.836	0.578	0.661	0.656	0.568
2	0.590	0.600	0.699	0.624	0.647	0.462	0.644	0.842	0.588	0.688	0.688	0.598
3	0.601	0.617	0.714	0.625	0.648	0.487	0.656	0.843	0.676	0.766	0.719	0.602
4	2.6%	4.2%	4.4%	0.2%	0.2%	4.6%	2.9%	0.6%	20.9%	23.0%	9.0%	0.9%

\*  $k=1$ 에 열거된 숫자는  $E_t(G_{t+j}) = b_1 + \sum_{i=1}^4 b_{1+i} E_{t-i}(G_{t+j-1}) + e_t$ 의  $R^2$  값이고  $k=2$ 의 경우는  $k=1$ 의 회귀 식에  $I_t^f$ 를 추가한 후의  $R^2$ 값이다. 그리고  $k=3$ 의 경우는  $k=1$ 의 회귀식에  $I_t^f$ 와  $R_t$ 를 추가하여 추정된  $R^2$ 값이다. 마지막줄  $k=4$ 의 숫자는 (3열의  $R^2 - 2$ 열의  $R^2$ )/(1-1열의  $R^2$ )를 백분율로 표시한 것이다.

### 참고문헌

Andrews, D., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59, May 1991, 817858.

Azariadis, C., "Self-fulfilling Prophecies", *Journal of Economic Theory*, 25, December 1981, 380~396.

Bomfim, A., and F. Diebold, "Bounded Rationality and Strategic Complementarity in a Macroeconomic Model: Policy Effects, Persistence and Multipliers", *Economic Journal*, 107, September 1997, 1358~1374.

Bryant, J., "A Simple Rational Expectations Keynes-Type Model", *Quarterly Journal of Economics*, 98, August 1983, 525~529.

Cass, D., and K. Shell, "Do Sunspots Matter", *Journal of Political Economy*, 91, April 1983, 193~227.

Cooper, R., and J. Haltiwanger, "Inventories and the Propagation of Sectoral Shocks", *American Economic Review*, 80, March 1990, 170~190.

\_\_\_\_\_, "Evidence on Macroeconomic Complementarities", *Review of Economics and Statistics*, 78, February 1996, 78~93.

- \_\_\_\_\_, and A. John, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models", *Quarterly Journal of Economics*, 103, August 1988, 441~463.
- Diamond, P., "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 90, October 1982, 881~894.
- Diebold, F., and G. Rudebusch, "Stochastic Properties of Revisions in the Index of Leading Indicators", in *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Sections*, Washington DC: American Statistical Association, 1988, 712~717.
- \_\_\_\_\_, "Forecasting Output With the Composite Leading Index: A Real-Time Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 86, September 1991, 603~610.
- Haltiwanger, J., and M. Waldman, "Limited Rationality and Strategic Complements: The Implications for Macroeconomics", *Quarterly Journal of Economics*, 104, August 1989, 463~483.
- Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, 1936.
- Koopmans, T., "Measurement Without Theory", *Review of Economics and Statistics*, 29, August 1947, 161~172.
- Matsusaka, J., and A. Sbordone, "Consumer Confidence and Economic Fluctuations", *Economic Inquiry*, 33, April 1995, 296~318.
- Mitchell, W., and A. Burns, *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*, New York: National Bureau of Economic Research, 1938.
- Moore, G., and J. Shiskin, *Indicators of Business Expansions and Contractions*, New York: National Bureau of Economic Research, 1967.
- Oh, S., and M. Waldman, "The Macroeconomic Effects of False Announcements", *Quarterly Journal of Economics*, 106, November 1990, 1017~1034.
- Pigou, A. C., *Industrial Fluctuations*, 2nd ed., London: Macmillan, 1929.
- \_\_\_\_\_, *Employment and Equilibrium: A Theoretical Discussion*, London:

- Macmillan, 1949.
- Sethi, R., and R. Franke, "Behavioral Heterogeneity Under Evolutionary Pressure: Macroeconomic Implications of Costly Optimisation", *Economic Journal*, 105, May 1995, 583~600.
- Theil, H., *Principles of Econometrics*, New York: John Wiley, 1971.
- United States Department of Commerce, *Handbook of Cyclical Indicators: A Supplement to the Business Conditions Digest*, 1984.
- Woodford, M., "Stationary Sunspot Equilibria in a Finance Constrained Economy", *Journal of Economic Theory*, 40, October 1986, 128~137.
- \_\_\_\_\_, "Three Questions About Sunspot Equilibria as an Explanation for Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 77, May 1987, 93~98.
- \_\_\_\_\_, "Learning to Believe in Sunspots", *Econometrica*, 58, March 1990, 277~307.
- Zarnowitz, V., and C. Boschan, "Cyclical Indicators: An Evaluation and New Leading Indexes", *Business Conditions Digest*, 75~5, May 1975, v~xxii.

〈Abstract〉

## The U.S. Leading Indicator as a Source of Expectational Shocks

Oh, Sunghwan

A current theme in the literature on business cycle fluctuations is the importance of expectational shocks that change the beliefs of agents concerning the future level of aggregate activity, but which do not reflect real movements in the fundamentals. In this paper, we employ the ASA-NBER survey of professional forecasters to investigate the extent to which errors in the initial announcements of the index of leading economic indicators are a source of this type of expectational shock. We investigate the time period 1968~1990 and find that these errors are an important source of such shocks after 1976.