

310.123

통47

L92-01-001

연구자료
92-01-001



경기종합지수에 관한 최근의 연구내용과 경기전환점의 예측방법

1992. 1

통 계 청
통계조사국 통계분석과
42465



머 리 말

국내 경기변동을 측정하기 위한 경기종합지수(CI)가 통계청에서 작성, 공표되기 시작한지도 벌써 10여년이 되어 갑니다. 그동안 경기종합지수는 주 경기지표로서의 충분한 역할을 할 수 있도록 구성지표 내용은 물론 지수작성기법에 있어서도 많은 발전이 있어 왔습니다.

그러나 '80년대에 들어 경기종합지수가 세계 각국에서 경기측정을 위한 수단으로 널리 이용되어짐에 따라 CI의 정도 제고를 위한 다양하고도 지속적인 연구가 미국의 NBER과 학자들을 중심으로 이루어지고 있고 동 연구결과에 따라 새로운 접근방법을 사용한 경기종합지수의 작성이 시도 되고 있으며, 경기종합지수의 이용도를 증대시키기 위한 노력 또한 끊임없이 전개되어 경기측정의 중요한 목적중의 하나인 경기전환점 예측을 위한 다양한 방법들이 개발, 사용되고 있습니다.

이 자료는 당청에서 경기종합지수의 현실 경기반영도와 유용성을 제고하기 위하여 새로이 시도 되고 있는 최근의 연구내용과 경기전환점 예측방법에 대한 자료를 수집하여 이를 경기측정 업무의 개선 및 발전에 활용키 위해 대우경제연구소의 최공필 박사와 고려대학교의 김기화 교수가 집필한 원고를 정리한 것입니다.

아무쪼록 본 자료가 경기측정업무를 담당하고 있는 직원들은 물론 동 내용에 관심이 있는 분들에게 좋은 참고자료로 활용되어 지길 기대하며, 원고를 집필해 주신 최공필 박사와 김기화 교수에게 깊은 감사를 드립니다.

1992. 1.

통계분석과장

< 목 차 >

제 1 편 : 경기종합지수에 관한 최근 연구결과

I. 개 요	5
II. 경기순환이론(Business cycle Theory)	10
III. 시계열의 표기문제	15
IV. Stock-Watson의 새로운 NBER 경기지수	28
V. 경기국면 식별방법	44
1) Neftci-Rudebusch-Diebold방법	44
2) Hamilton방법	48
VI. 요약 및 결론	50
<참고문헌>	52

제 2 편 : 선행지수를 이용한 경기전환점의 예측

I. 선행 종합지수를 이용한 경기예측	55
II. 확정적 법칙	58
1. 2연속법칙	58
2. 연속신호법칙	59
3. Okun의 법칙	62
4. Hymans의 법칙과 스펙트럼 선행지수	67
III. 확률법칙	79
IV. 결 론	116
<참고문헌>	118
<부록> NEFTCI'S 방법의 Computer Program과 Output	123

제 1 편

경기종합지수에 관한 최근 연구결과

* 제 1 편의 원고는 대우경제연구소의 최공필 박사가
집필 하였습니다.

I. 概要

선행지수의 효시는 1937년 NBER에서 시작한 487개 시계열의 단순한 통계적분류로 1955년 Moore에 의해 지수로 구체화되기 시작한 이래 현재는 거의 모든 나라에서 경기를 진단예측하는 객관적 도구로 널리 쓰이게 되었다. 그러나 최근의 경기종합지수는 경기순환의 내용이 다양해지고 그 動的展開도 복잡해짐에 따라 구성계열의 選定方法, 季節調整, 趨勢調整方法뿐만 아니라 근본적인 통계적 접근방법이 既存의 경기지수와는 상이한 새로운 방법으로 작성된다. 本稿는 흔히 비이론적방법으로 비판되는 경기지수의 이론적배경과 최근의 발전방향을 소개하여 향후의 지수개편 및 보완작업에 도움을 주기위해 작성되었다.

景氣理論이 결국 경기변동의 원인을 규명하고 정책적 시사점을 얻는데 중점을 두는 반면 실제적인 면이 강조된 경기자체의 분석과 예측을 위한 도구로서의 경기지수는 비이론적이지만 경기의 판단과 예측을 위해 50여년 이상 사용되고 있다. 그러나 경기지수의 비이론적 성격은 바로 경기지수의 長點이 될 수 있으며 대규모 계량경제모형등의 출현에도 불구하고 지금까지 이용되고 있는 이유이다. 따라서 경기에 대한 상이한 의견은 결국 여러 시계열의 공통적인 움직임으로 定義되는 景氣의 통계적 특성을 무시하지 않는, 객관적 접근방법에 의한 지수작성으로 해결가능하다.

指數로 측정되는 경기순환의 본질에 관한 문제는 결국 거시경제시계열들의 공통적인 움직임이 경제내부에 존재하는 基本的인 要因에 의한 것이냐에 관한 질문으로 요약된다. 이러한 의견은 최근에 NBER의 후원으로 진행된 Stock과 Watson의 單一因子模型에 의한 경기지수로 구체화되었다. Stock과 Watson을 비롯한 최근의 연구들은 특정한 假定에 기초한 이론전개보다는 시계열방법을 주로 사용하여 수학적으로 정의된 景氣局面에 대한 확률을 계산하는데 까지 이르고 있다. 경기지수의 개발과 더불어 경기국면을 진단, 예측하는 방법에도 많은 발전이 있어왔다. 대표적인 예로 Kling(1987, 1989)은 경기의 침체와 회복국면에 대한 확률을 계산하여 景氣轉換의 時點을 미리 예측할 수 있게 하였으며, Hamilton(1988, 1989, 1990)은 마르코프전환(Markov-Switching)을 이용 非線形過程의 경기순환을 분석하였다.

한편 경기지수가 경기에 관한 단일지표로 가장 널리 쓰이므로 경기지수의 변천을 살펴보면 경기지수가 반영하려고 하였던 경기순환의 내용변화를 효과적으로 추적할 수 있다. 景氣의 局面을 판단하고 向後의 景氣를 예측하는데 쓰이는 도구의 변화로 비추어 볼때 20-30년대의 경기순환의 내용과 현재의 경기순환의 내용간에는 많은 차이가 있음을 짐작할 수 있다. 이렇게 복잡한 통계적 분석으로도 판단하기 어려운 경기순환에 대한 해석 또한 위의 제반 景氣理論의 變遷에서 알 수 있듯이 시간에 따라 많은 변화를 겪어왔다. 경기순환에 대한 해석은 경기순환을 측정하는 도구의 구성에 결정적인 영향을 미치므로 지수작성방법의 변화를 파악하기 위해서는 최근의 발전까지를 포함한 경기순환이론에 대한 검토도 필요하다.

현재 진행되고 있는 경기종합지수와 관련된 연구결과는 크게 3가지의 範疇로 구분된다. 첫째는 현재 사용되고 있는 종합지수체계의 타당성을 검증하거나 합리화하는데 적용가능한 시계열분석방법의 개발과 경제이론에 바탕을 둔 새로운 모형의 구축이다. 둘째는 선행지표의 예측력을 적절히 평가할 수 있는 방법의 개발인데 이는 경기전환점의 確率的 定義와 밀접한 관련을 가진다. 셋째로는 경기선행지수의 개념을 원용한 여러분야에 걸친 선행지수의 개발이다. 예를들어 대우자금사정예측지표나 수출선행지표등이 이 범주에 속한다. 전체적으로 볼때 최근의 경기종합지수작성방법의 근본적인 변화는 50여년 전에 Mitchell에 의해 확립된 전통인 데이터를 신중하게 검토하려는 경향과 함께 이러한 분석에서 파악된 시계열특성을 기초로한 최신 경제이론의 결합노력으로 요약 가능하다.

우선 첫번째의 발전방향과 관련된 노력은 既存의 경기지수에 대한 비평을 합당하지 않은 것으로 만들 만큼 경기지수의 이론적, 수학적바탕을 다지는데 기여해 왔다. 우선적으로 경기지수에 관한 가장 근본적인 Koopman의 비평, 즉, "이론없는 측정 (Measurement without Theory)"으로 요약되는, 많은 경제학자들이 도외시해왔던 경기지수에 대한 批評은 경기지수가 통계적유추에 부적합하고 임의적 판단의 요소가 많다는 이유이외에 본질적으로 非理論的인 NBER의 접근방법에 의한 경기지수가 경기안정화정책의 효과에 대한 어떠한 유추도 허락하지 않는다는 이유에 초점을 두었다. 그러나 이러한 비평에 대하여 De Leeuw등의 최근 연구들은 Holt, Modigliani, Muth, Simon (1960)등의 動的生産理論의 틀을 사용하여 수요, 생산, 기대충격에

대한 注文, 平均勞動時間 등의 反應을 설명함으로써 경기지수의 이론적 배경을 찾는데 많은 노력을 기울이고 있는데 이는 이러한 노력이 예측등을 포함한 관련분야에 대한 시사점을 제공할 수 있기 때문이다. 또한 Neftci는 선행지표를 확률적으로 비선형인 시계열 모형의 월터로서 설명하고 있다. 이는 선행지표가 既存의 계량경제모형이나 시계열모형이 무시하는 경기순환의 2국면 마르코프과정과 같은 실증적인 면을 포착하기 때문이다.

그 밖에도 이론적인 틀에 기초하여 경기종합지수를 작성하려는 노력은 계속되고 있다. 최근에 Sargent와 Sims (1977), King, Plosser, Rebello (1988) 등이 제시한 거시동적인자모형 (macroeconomic dynamic factor model)에서도 경기지수의 이론적 기초를 강조하고 있다. 구체적인 예로 NBER에서 시도한 Stock-Watson의 최근 경기지수는 거시경제변수의 공통된 움직임을 단일비관찰변수에 의해 대표되는 공통적인 요소에 대한 반응으로 해석하는 단일지수동적인자모형(single index dynamic factor model)에 기초하고 있다. Stock과 Watson은 위의 지수모형을 사용하여 향후 동행지수의 움직임을 예측하는 방법을 선행지수를 중심으로 연구하였으며 6개월 앞의 동행지수성장률의 분산중 3분의 2가 예측가능함을 보였다. 이는 선행지수가 전환점예측을 위한 유일한 도구로 인식되고 있음에 비추어 흥미있는 발전이다.

두번째의 발전방향은 轉換點의 豫測을 가능하게 하는 경기선행지수의 역할보강에 관한 것인데 이와 관련된 발전도 최근에 들어 두드러졌다. 景氣의 局面을 識別하는 방법에는 전통적으로 쓰여온 2-3 CD법칙, Zarnowitz-Moore법칙, 최적정지 (Optimal-Stopping)이론에 기초한 Neftci방법 그리고 최근에 Hamilton이 개발한 마르코프과정에 기초한 局面把握法 등이 있다. 그러나 성장순환을 위주로 하는 경기변동과정에서 미세한 조정국면등을 정확히 식별하는 것은 아직도 어려운 일이다.

경제주체에게 중요한 경기전환점의 早期捕捉과 관련하여 Zarnowitz와 Moore(1982)는 이미 성장률법칙 (growth rate rule)을 제시하였으나 이는 향후의 실현가능성이 있는 전환점에 대한 예측자의 불확실성을 내포할 수 없고 경기변화신호의 판단기준인 기준성장률이 시간에 따라 변하는 경향이 있으므로 최근에 들어 본격적으로 사용되고 있는 Neftci(1982)의 방법이 우월한 것으로 판단된다. 즉, Neftci는 시계열분석방법과 최적정지이론을 사

용하여 전환점의 축차적 확률법칙(sequential probability rule)에 의한 확률계산방법을 제시하였다. 이러한 법칙의 유용성은 여러나라에서의 적용결과를 분석한 Niemira(1991)등의 연구에서 판명되었다. 한편 Neftci의 방법도 전환점이 일어날 시기에 관한 정보를 제공하지 못하는 약점이 있다. Wecker-Kling방법은 이러한 약점을 보완한 진일보한 전환점예측방법인데 소위 의태시행분석을 사용하여 다음 전환점까지의 時間으로 定義되는 사상에 관한 미래의 시계열을 반복하여 계산하는데, 우리나라에서는 Choi(1989)에 의해 최초로 시도된 바 있다. 그러나 이러한 예측에서 중요한 것은 Zellner와 Hong(1991)의 연구에서 알 수 있듯이 예측자 손실함수의 비대칭성이다.

그 밖에 두번째 범주에 속한 최근의 연구방향은 전환점예측능력의 평가에 관한 것이다. 여기서 경기후퇴등의 定義 自體가 어려운 일임을 알 수 있으며 전환점 특히 경기후퇴기에는 지나치게 낙관적인 예측을 하려는 경향이 있는 등의 어려움을 덜기 위해 Silver등은 景氣頂點과 底點에서 각각 독립된 선행지수를 개발하여 그 유용성을 입증하였다. 이는 경기후퇴와 확장이 비대칭성을 보이고 있음을 감안할때 예측되는 결과이다. Diebold와 Rudebusch는 베이지안 축차적알고리즘 (Bayesian sequential algorithm)을 사용하여 선행지수로부터 경기저점과 정점에 대한 事前的 確率豫測을 계산했다. 여기서 지적되는 중요한 점은 최종적인 수정치를 사용하지 않고 실제 예측당시에 얻을 수 있는 데이터를 사용할 경우 예측력이 크게 떨어진다는 사실이다. 최초발표치와 수정치와의 갭은 최근에 들어 미국에서도 크게 문제가 되고 있는데 정부나 기업등 주요 경제주체의 경제적 결정이 최초발표된 수치에 크게 의존함을 감안할 때 수정폭의 축소는 효율적 결정을 위해 필수적이라고 할 수 있다. 이러한 문제와 관련하여 Sargent(1989)의 최근 연구결과에 의하면 통계당국은 최초의 잠정치로 그대로 발표하기보다는 이후에 얻을 수 있는 수정치에 대해 통계적으로 최적인 예측치를 발표하는 것이 합당함을 제시하였다. 이 경우 수정치와 최초 발표치와의 차이는 誤差로 인식되며 以前의 월터링을 거치지 않은 경우 뉴스로 인식된다. Diebold와 Rudebusch의 또 다른 발견은 경기확장이나 수축국면에서 전환점확률이 큰 차이를 보이지 않는다는 점이다. 마지막으로 인플레이 선행지표등 여러 분야에 응용된 선행지수방법론의 예를 찾아볼 수 있다. 주로 선행지수의 응용분야는 인플레이 예측분야에 집중되어 왔다.

결론적으로 상이한 충격과 함께 구조적 변화를 겪는 경기의 본질을 이해하기 위해서는 수학적 정교함에 앞서 경기순환의 기본과정에 대한 보다 깊은 이해가 필요하며 이러한 이해를 바탕으로 한 통계적 도구의 개발이 필요하다. 以後의 구성은 일반적인 경기이론의 발전을 소개하고 이와 관련된 새로운 시계열분석방법을 검토하며 최근에 既存 NBER전통에 따른 미상무성의 경기종합지수체계에 대한 代案으로서 시도되고 있는 Stock과 Watson의 경기지수를 중심으로 각 절차상의 발전부문에 대한 집중적 분석을 행한다.

II. 景氣循環理論

최근에 들어서도 우리나라의 경기국면에 대한 판단을 둘러싸고 상이한 진단이 다양하게 나타나고 있다. 현재의 경기를 불황국면의 초기로 보는 의견이 있는 반면 일시적 조정 또는 경기의 확장추세가 지속되고 있다는 견해도 있다. 경기에 관한 분석이 근본적으로 어려운 이유는 경기가 특정한 단일 시계열의 움직임으로 대표되지 않으며 GNP를 중심으로 한 여러 시계열의 공통된 움직임이고, 또한 최근의 경기순환이 종래의 전통적인 경기변동 패턴과는 달리 생산, 노동, 투자, 소비등의 경제활동전반에 걸친 변화보다는 서로 상충되는 부문별변화에 기인하기 때문이다. 결국 현재의 경기에 관한 위와같은 주장대립은 景氣의 定義와 이에 기초한 시계열의 변화내용에 관한 해석의 차이에 기인하는데 本章에서는 문제의 초점이 되고 있는 경기순환의 변천과정을 경기이론을 중심으로 고찰하여 경기현상파악에 도움을 주고자 한다.

우선 우리는 경제시계열의 공통된 움직임 (co-movement)을 바탕으로 하는 경기순환의 특징이 많이 변화하고 있음에 주목한다. 제2차 세계대전 이후의 경기순환은 그 이전의 순환과 많이 다르다. 미 NBER (National Bureau of Economic Research)의 Burns와 Mitchell에 의해 최초로 정립된 경기순환에 관한 실증적 접근방법은 경기와 관련된 시계열의 패턴을 분석하는데 중점을 두는데, 매 순환을 景氣의 底点 (trough)에서 시작하여 頂点 (peak)까지 이어지는 擴張 (expansion)局面과 頂点에서 다음 底点까지의 收縮 (contraction)국면으로 나눈다. 이러한 구분에 따른 평균확장기간과 평균수축기간, 진폭의 정도, 그리고 순환중의 제반경제변수의 움직임등이 각각의 경기순환의 특징을 결정한다. 이에 따르면 2차대전후의 미국을 중심으로한 주요국의 경기순환은 대공황과 같은 급격한 변화보다는 경기변동의 진폭이 상대적으로 축소되어 소위 성장순환(growth cycle)이 중요시되는 모습을 띄고 있다. 즉, 절대적수준의 변화를 의미하는 경기순환보다는 장기적인 추세성장선 (trend growth)상에서의 이탈을 의미하는 성장순환이 2차대전후의 경기순환을 설명하는데 더 적합하게 되었다. 또한 경기순환의 주기가 전후에 더욱 짧아진것도 또다른 특징으로 부각된다. 이러한 변화는 생산기술혁신, 정부의 경기조절정책의 발달, 금융환경등 경제제도의 발전등에 기인하는 것으로 시계열이 짧은 우리나라에서도 대부분 관찰된다.

특히 60년대이후 경기순환의 진폭 (amplitude)이 축소되는 성장순환의 특징이 두드러짐에 따라 성장률의 부호에 의존하는 확장과 수축의 절대적 구분이 더이상 타당하지 않게 되었다. 그러나 경기순환의 공통적인 특징도 유지되고 있는데 예를들어 확장기에 비해 수축기간이 짧은 소위 비대칭성 (asymmetry)은 전후의 순환에서도 발견되고 있다. 한편 이와같은 경기순환의 특징이 바뀜에 따라 이를 설명하려는 이론도 많은 변화를 겪어왔다.

60년대까지의 대표적인 케인즈학파의 경기순환이론에 따르면 경기순환은 여러 수요충격에 노출된 투자와 가속도 원리, 승수효과등 가격의 경직성에 기초한 경제의 조정과정에 기인한다. 케인즈이론은 장기적인 대규모실업을 설명하기위해 시장의 불완전성을 효과적으로 사용하였으나 60년 말의 인플레이나 공급충격에 대한 적절한 설명을 제시하지 못하고 성장순환의 특성을 띄는 경기순환을 제대로 포착하지 못하게 됨에따라 경기변동의 주요요인으로 통화의 역할을 강조한 통화론자와 불완전정보하에서의 예측오차를 강조한 합리기대학파의 경기이론에 의해 밀려나기 시작했다.

케인즈이론의 모순에 대한 강력한 반대를 제기하는데 선도적 역할을 한 Lucas등에 따르면 기본적으로 균형상태를 토대로 하는 경기순환은 정보의 불완전성에서 기인한다. 즉, 정보처리자로서의 경제주체가 경제변수의 움직임을 해석하는 데 수반되는 예측오차가 경기순환의 원인이 되고 있음을 지적했다. 이러한 접근방법은 장기에 걸친 경기순환과 비자발적실업문제등에 대한 효과적인 답을 제시하지 못하고, Hall의 비평이라고도 불리는 예측오차의 시계열상관 또는 경제충격이 오랜기간동안 계속해서 나타나는 현상등을 설명할 수 없는 현실성의 결여에도 불구하고, 미시적 바탕위에 거시이론을 정립하려 한 점이 큰 기여로 인정받게 되었다. 또한 합리기대의 균형 경기이론은 전달과정 (propagation mechanism)을 중요시하는 케인즈전통에 따른 모형구축과 이에 이용되는 임의적인 排除制約 (exclusion restriction)에 대한 건전한 비평을 가능하게 하였다.

고전학파의 전통에 더욱 충실한 최근의 균형경기이론인 실질경기순환이론 (real business cycle theory)에 따르면 경제에 가해지는 실질충격 (real shock)이 경기순환을 촉진시키며, 따라서 전통적으로 강조되어왔던 통화보다는 생산성등의 충격이 경기순환에 직접적인 영향을 행사한다고 주장한다. Prescott등은 경쟁균형하의 자원배분과정에 미치는 생산성충격의

동적효과를 검토한 결과 전후의 경기변동이 시장의 불완전성을 이용하지 않아도 생산성등의 실질충격에 의해 설명가능하다고 지적한다. 즉, 정부개입을 정당화하는 시장의 결함보다는 경제에 가해지는 충격이 경기순환의 주요요인임을 강조한 것이다. 이와같이 균형을 전제로 하는 경기이론은 합리기대학파이전 케인즈학파가 중요시한 價格의 硬直性등에 기인하는 불균형상태에서의 경기변동과 근본적인 대조를 이룬다. 한편 케인즈의 불균형 경기이론과 최근 균형경기이론의 차이는 경기변동을 설명하는데 있어 경제에 가해지는 충격과 이러한 충격이 여러 경제변수의 조정을 통해 전달흡수되는 과정에 주어지는 상대적 중요도의 차이로도 볼 수 있다.

즉, 경기변동현상을 Frisch와 Slutsky가 주장한 충격-전달(impulse-propagation)의 메카니즘으로 설명하는 데 있어 케인즈등이 전달파과정을 중시한데 비해 충격자체가 경기변동에 미치는 영향을 중시한 점이 근래에 행해지고 있는 연구경향이다. 예를들어 케인즈등이 각종 승수효과등 소위 경제의 블랙박스를 중시한데 비해 80년대이후 널리 사용되기 시작한 합리기대학파의 벡터자기회귀모형 (VAR: Vector Autoregression)등은 특정변수의 충격 (impulse, innovation)을 구체적으로 식별하게 하여 자체시차변수와 타시차변수로 설명되지 않는 잔여 변동으로 정의하게 한다.

경기순환의 원인으로 부각되는 충격을 자세히 살펴보면 과거의 순환에서는 주요 경기변동요인으로 재정지출, 통화공급등의 수요충격과 유가인상등의 공급충격등이 지적되어 왔으나 근래에는 이에 더하여 생산성변화등의 기술충격도 주요요인으로 부각되고 있다. 또한 전달과정보다 충격자체를 더욱 중시하게 된 최근의 연구들은 충격을 생산성증가, 인구증가등의 불변충격과 통화량, 정부지출, 농산물의 작황등의 임시충격으로도 구분한다. 또한 크기에 따라 충격을 분류한 Blanchard와 Watson의 연구에 따르면 전후의 경기순환은 작은충격의 누적과 함께 빈번하지 않은 큰 충격에 의해 동시에 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 그러나 통화충격의 역할을 강조한 통화론자의 경기이론과는 대조적으로 실질충격의 역할이 지나치게 강조된 실질경기순환모형은 통화의 역할이 무시된다는 점에서 현실적인 시사점을 도출해내는데는 뚜렷한 한계를 지닌모형이다. 또한 충격자체가 설명할 수 없는 것이기 때문에 일부에서는 충격경제학 (ad hoc shockery)이라고 비평하기도 한다.

이밖에 충격을 원천에 의해 분류해보면 케인즈이전학파들은 경기변동을 경제자체에서 생성되는 불가피한 현상으로 보고 되풀이되는 양상을 강조한 반면 케인즈는 개인부문 특히 기업의 향후기대에 대한 불안정성이 투자변화를 야기하여 경기변동이 일어난다고 설명한다. 그러나 통화론자와 합리기대론자, 실질경기변동론자들은 경기변동에 대한 정부정책의 기여를 지적하고 있다. 이와같이 케인즈가 설명하려고 했던 절대수준의 변화를 수반하는 경기순환에서는 적극적 정부개입이 정당화되고 성장순환을 설명하는 이후의 경기이론에서는 정부개입을 경기순환의 원인자체로 보는 경향이 있다.

결국 비교적 최근에 발전된 이론들의 공통적인 특징은, 가격의 경직성 등 시장의 불완전성을 중심으로하는 경기순환에 대한 설명과 이에 대응하기 위한 수요관리중심의 정책처방에서 탈피하여, 균형상태를 기본전제로 하고 이에서 벗어나는 임시적 이탈에 대한 적극적 정책의 개입을 반대하는 경향을 띠고 있다. 이미 지적되었듯이 이러한 이론의 발전이 절대수준의 변화가 중심이 되었던 종래의 경기순환으로부터 성장순환의 성격을 강하게 띠게된 근래의 경기순환을 설명하기 위한 것임을 알 수 있다. 또한 균형경기이론의 핵심을 성장, 순환, 계절성을 일관된 체계하에서 연구되어야 한다는 주장으로 이해할 수 있다.

위의 발전과 더불어 가장 최근의 單位根 (unit root) 문제를 중점적으로 다루는 거시계량학에서는 경기순환의 기본과정에 대한 설명을 시계열의 통계적성질을 검토하는 것으로 부터 시작한다. 이는 단위근을 가지는 시계열의 경우 충격이 오랜기간이 지난뒤에도 남아 있고 기존의 시계열모형인 추세가 부가된 안정적 시계열의 경우 충격에 대한 반응이 점차 0으로 수렴한다는 통계적 특징에 기초하고 있다. 많은 경제시계열이 단위근을 가진다는 Nelson과 Plosser의 연구결과에 기초하여 경제의 충격이 임시적일 수 없으며 영구적인 것이라는 주장은 케인즈등이 주장한 정책개입을 반박할 수 있는 증거이다. 결국 정교한 시계열분석에서 얻어낼 수 있는 경제의 여러 충격에 대한 반응정도는 상이한 정책적 시사점을 갖는다. 따라서 시계열의 기본생성과정에 대한 기초적인 검증없이 통계적 유추를 하거나 모형의 정형화를 시도하는 것은 시사점이 상이한 결과를 초래할 수 있다.

결론적으로 절대적수준의 변화를 의미하였던 과거의 경기순환이 추세 성장선상으로 부터의 괴리로 포착되는 성장순환으로 발전함에 따라 이를 설명하기 위한 이론에도 많은 변화가 있어 왔음을 알 수 있다. 또한 각각의 이론들이 제시하는 상이한 정책적 시사점에 대해서도 알게 되었다. 앞으로도 내용이 상이한 충격과 함께 구조적 변화를 겪는 경제의 동적변화인 경기의 올바른 판단을 위해서는 수학적 정교함에 추구하기에 앞서 경기순환의 기본과정에 대한 보다 깊은 이해가 요구되며 이와함께 이러한 이해를 바탕으로 한 경기지수와 같은 통계적 도구의 꾸준한 개발이 필요하다.

< 표 > 경기순환에 관한 균형이론과 불균형이론의 비교

	케인즈의 불균형경기이론	균형경기이론
시계열표기	趨勢安定的(trend stationary)	差分安定的(difference stationary)
정책처방	적극적	소극적
경제충격	일시적	영구적
충격 vs. 전달	전달과정 중시	충격내용중시
경기순환	수준변화	성장순환
순환의 본질	불완전한 시장기능	충격에 대한 적응과정
실업의 문제	만성적 현상	일시적 현상
모형의 특징	대규모 구조모형	소규모 동적모형
계량경제학	聯立 差分方程式	單位根巨視計量經濟學

Ⅲ. 時系列의 表記問題

경기판단에 가장 중요한 시계열인 실질 GNP의 表記에는 여러방법이 있다. 전통적인 Blanchard (1981)의 방법은 線形決定的時間趨勢 (linear deterministic time trend)를 중심으로 움직이는 安定的인 自己回歸模型 (autoregressive model)이고 보다 발전된 近來의 ARIMA表記에서는 自己回歸부분 (autoregressive part)에 단위근(unit root)이 존재하는 것으로 표기하는데 Beveridge와 Nelson(1981), Nelson과 Plosser(1982), 그리고 Campbell과 Mankiw(1987)가 대표적인 例이다. 또한 線形非觀察部分(linear unobserved components)에 따르는 Harvey (1985)와 Watson(1986)의 표기는 시계열을 확률보행과정과 定常的 (stationary) 또는 安定的 ARMA과정의 결합이다. 또한 최근에 널리 사용되는 Engle과 Granger (1987)의 共積分表記와 이를 경기순환에 이용한 King, Plosser, Stock, Watson (1987)도 대체적인 방법의 하나이다. 위의 모형들의 공통적인 특징은 실질GNP의 로그차분이 안정적이어서 예측의 경우에도 이들 변수의 선형결합으로 표시가 가능한 점이다. 그러나 로그차분이 안정적이라는 假定을 완화시키려는 최근의 일련의 시도는 위의 모형들로서는 관찰되는 시계열의 특징이 충분히 반영되지 않는데서 출발한다. 특히 局面轉換(regime shift)의 가능성은 다른 방법을 요구한다.

대표적으로 최근의 Hamilton(1989)에 의한 시도는 관찰되는 시계열을 두가지의 관찰불가능한 부분의 결합으로 표기하는데 하나는 2상태 마르코프 과정 (two stage Markov process)에 의해 결정되는 드리프트(drift)를 內包하는 확률보행과정 (random walk)으로 또 다른 부분은 단위근을 가진 자기 회귀과정을 따른다. 이러한 Hamilton모형의 발전은 지금까지 관찰된 시계열모형의 특징이자 以前의 模型이 설명할 수 없었던 非對稱性 (asymmetry)과 持續期間依存 (duration dependence) 그리고 非定常性 (nonstationarity)등의 특징을 적절히 반영할 뿐더러 추정이나 해석에 큰 어려움이 없기때문이다. 이모형에서 自己回歸의 母數는 離散狀態 마르코프 과정(discrete state Markov Process)의 결과로 해석된다. 예를들어 비정상 계열의 평균성장률은 빈번한 이산이동(occasional, discrete shifts)을 겪

게된다. 이러한 특성은 국면변화를 내포하는 경기순환을 설명하는데 既存의 선형모형보다 직관적으로 적합함을 알 수 있다. 여기서 국면의 변화를 직접 관찰하지 못하는 계량경제학자는 관찰가능한 시계열을 바탕으로 경기국면에 대한 類推를 행하는데 이를 위해 非線形반복필터(nonlinear iterative filter)가 사용된다. 이와같이 시계열의 표기방법에 따라 국면판단도 다르게 이루어짐을 알 수 있다. 이러한 방법을 사용하여 국면변화의 특징을 포착한 후 이에 근거하여 현 경기상태에 대한 판단을 하는 것이 가장 최근의 방법인데 이는 현재의 경기국면판단보다 확실히 일보 진전된 것이다. 따라서 既存의 경기지수작성에서 간과되었던 시계열의 표기문제를 좀더 신중히 고려하여 정확한 표기에 기초한 모형의 設定과 이에 기초한 국면판단의 기법적용이 요구된다.

이러한 경기분석방법의 발전방향에 따라 Lam (1990)은 Hamilton모형에서의 자기회귀부분의 단위근을 보다 일반화하여 일반적인 자기회귀과정 (autoregressive process)을 따르는 모형을 개발하였다. 이는 단위근의 존재여부가 장기적인 경제예측에 관해 상이한 시사점을 제공하기 때문이다. 또한 Perron등이 지적한 결정적 추세이동의 가능성을 고려할 경우 대부분의 시계열에 있어서 단위근에 대한 증거는 찾기 힘들다는 사실도 Lam의 시도를 정당화한다. 즉, 일반적인 자기회귀과정이 내포된 Hamilton모형은 성장율의 여러번에 걸친 확률적 이동이 가능한 결정적 추세모형이기 때문이다.

한편 위와같은 Hamilton의 접근방법과는 별도로 시계열모형의 전통에 따른 Granger와 Terasvirta의 평활추이회귀모형(Smooth Transition Regressions 또는 STR)도 사용가능하다. 단지 이러한 시계열모형은 추정이나 예측등의 목적에는 적합한 반면 국면판단등 계량경제적 유추의 용도로 사용되는데 제약이 따른다.

<趨勢 (Trend)와 循環 (Cycle)>

경기순환의 특징파악을 시계열의 특성에 관한 연구에서 시작하려는 시도는 전통적인 의미에서의 경기순환과 성장추세간에 밀접한 연관이 있으며 경기순환의 많은 부분이 영구적 충격의 결과라는 假定에 기초하고 있다. 이러한 접근방법에 의한 경기순환의 특징은 일반적인 지속시간, 심도, 확산정

도등의 차원보다는 추세와 순환의 구분에 결정적으로 의존한다. 따라서 시계열의 성질을 잘못 표기하여 모형등에 적용할 경우 우리는 그릇된 경제적 유추를 피할 수 없으며 이점은 경기지수의 작성에 필요한 개별지표의 변환시 유의하여야 할 사항이다. 즉, 경기지수의 월별 움직임이 정확히 무엇을 뜻하는 지에 대한 해석이 가능하도록 개별구성계열의 시계열특성을 고려한 변환이 요구된다. 실제로 경기선행지수는 주로 短期豫測에 이용되므로 개별지표가 전달하는 예측기간이외의 정보를 지수작성에 포함시킬 경우 예측기간에서의 예측력이 저하될 수 있다. 이를 방지하기 위해서 필요한 것이 개별시계열의 특성에 부합하는 趨勢와 循環의 식별이다. 또한 지금까지 전년동월비 또는 이동평균월터를 사용하는 개별지표에 관한 임의적인 변환방법에서 탈피하여 추세와 순환을 분리시키는 모형을 사용하여 개별지표를 변환시키는 것도 향후의 지수작성에서 시도되어야 하는 과제이다.

Nelson과 Plosser등에 의하면 近來 GNP의 움직임중 추세이동부분이 중요한 역할을 한다. 추세와 순환과의 동적관계를 허용할 경우 성장과정이 경기순환에 어떠한 영향을 미치는가? 실질GNP의 움직임은 추세나 순환의 변동에 의하는데 이의 구분은 경기분석, 예측 및 통계적 유추에 매우 중요한 정보이다. 추세항은 크게 결정적 추세(deterministic trend)와 확률적 추세(stochastic trend)로 구분되는 데 결정적 추세항에 익숙해진 계량경제학자의 입장에서 보면 확률추세하에서는 우선 회귀분석과 예측, 그리고 경제적 유추의 문제를 달리 생각해야 한다. 확률적 추세하에서의 추세변화는 평균으로부터 예측할 수 없는 임의의 정도로 이루어진다. 대표적인 확률적 추세의 예로는 드리프트항을 가진 확률보행이다.¹⁾ 이 경우 최근의 추세변동은 향후에 실현될 성장의 기준을 제공한다. 다시 설명되겠지만 단위근이 존재하는 개별변수간의 回歸分析에서는 가성회귀(spurious regression)의 문제를 회피하여야 하며, 豫測에서는 충격의 영구적 효과를 감안하여야 하고,

1)

확률추세의 경우: $Y_t = Y_t^P$ (permanent) + Y_t^S (stationary / transitory)

드리프트를 가진 확률보행과정의 경우: $X_t = c + X_{t-1} + e_t$

결정적시간추세의 경우: $Y_t = gt + Y_t^S$

類推에서는 충격에 반응하는 정책적 시사점이 크게 달라질 가능성에 대해 검토하여야 한다. 예를들어 GNP를 결정적선형시간추세 (deterministic linear time trend)와 대조를 이루는 확률추세 (stochastic trend)와 순환 운동 (cyclical movements)의 합으로 定義할 경우 추세변화는 평균추세로부터 예측할 수 없는 임의의 정도로 이탈한다.

趨勢와 循環의 分離에 관해 가장 널리 이용되는 Beveridge와 Nelson의 定理 (1981)에 의하면 확률적 추세는 광범위하게 적용가능하다. 즉, 많은 경제시계열들이 ARIMA(p,1,q)임을 감안할 때 이들변수의 성장은 확률추세로 설명가능하다. 예측에 있어서도 결정적 선형추세의 경우 불확실성은 추세로부터의 안정된 이탈 (stationary deviation)에 관한 것인 반면 확률추세의 경우 예측기간이 장기화됨에 따라 불확실성도 증가됨을 알 수 있다. 따라서 예측뿐만이 아니라 이러한 구분이 무시될 경우 충격에 반응하는 경제 시계열에 관해서도 그릇된 통계적유추를 범하기 쉽다. 즉, 확률추세하에서의 충격효과는 결정적 추세의 경우보다 경제에 오랜동안 남아 있다.

從前의 거시경제학에서는 추세 (trend) 또는 성장과 순환 (cycle)을 분리하는 경향이 있다. 성장이론에서는 장기추세를 변화시킬 수 있는 요인들을 분석하는 반면 순환이론에서는 단기변동을 설명하고 이를 안정화시키는 정책을 결정한다. 이러한 구분은 편리한 것이기는 하나 假定과 달리 실제로 성장과 순환에 연관이 있는 경우 주요시사점을 상실할 수 있다. 시계열의 관찰에서 알 수 있듯이 성장추세의 변화는 순환진폭과 연관이 있는데 특히 실질GNP의 변화는 臨時的 變動보다는 장기적 성장추세의 움직임과 더 많은 관련이 있음을 추세이동을 허용하는 확률추세하의 분석을 통해 알 수 있다. 또한 여러 거시경제변수들 사이의 공통된 움직임을 살펴보면 기대되지 않은 장기에측의 변화는 경기순환과 유사하게 단기변동과 관련이 있음을 확인할 수 있다. 따라서 거시경제변수의 공통된 움직임 (co-movement)를 이해하는데 중요한 것은 장기적 경제추세의 변화와 순환적 변화간의 연관인데 현재의 경제성장정책과 안정화정책은 두 정책목표간의 중요한 연관을 무시하는 경향이 농후하다. 이에 대한 반응으로 Prescott (1977)는 성장과정 이 경기순환에 많은 영향을 행사하고 있음을 이론에 內包시켜 경제의 변화를 경제의 장기성장예측의 변화에 대한 반응으로 定義하고 경기순환은 새로운 장기성장선으로의 적응과정으로 설명한다.

長期豫想의 변화가 短期經濟變化에 미치는 영향, 다르게 말하면 실질 성장의 변화중 趨勢變化가 차지하는 부분이 얼마나 되는지 또는 추세변화가 순환과정에 어떻게 연결되는 가를 알아보기 위해서는 GNP의 추세측정 = 확률추세 + 임시 또는 안정적 변동부분으로 표기하고 두 부분의 관련정도는 두 부분의 豫測誤差(innovation)가 연과되어 있는 지를 살펴봄으로써 검토가능하다. 정확한 식별이 추가적 제약없이 불가능하므로 완전상관의 경우와 전혀 상관이 없는 경우로 나누어 살펴보면 우선 완전상관의 경우 Beveridge와 Nelson의 定理은 모든 ARIMA (p,1,q)모형이 확률추세의 존재를 시사하며 이 모형에 의한 확률추세의 계산을 가능케한다. 상관이 없는 경우 비관찰부분(unobserved components) ARIMA모형 (ARIMA (p,0,q))을 사용한다.

실제로 우리가 관찰하는 경기지수의 움직임은 추세의 변화와 순환의 변화를 동시에 내포하므로 추세와 순환을 분리하여 변화의 내용을 검토할 필요가 있다. 趨勢의 變化가 주도적인 경기의 변화는 근로자수의 감소추세나 서비스업의 상대적 성장등 구조적인 요소에 대한 검토가 필요한 반면 순환의 변화가 압도적인 경우 경기안정화정책의 시행이 정당화될 수 있다. 가장 이상적인 것은 개별시계열의 추세/성장비율을 파악하고 이들을 지수화할 때 원하는 추세/성장의 비율로 결합시키는 것이다. 이 경우 선행지수의 월별 움직임은 경기의 월별변화중 얼마만큼이 성장추세의 변화에 의한 것이고 얼마만큼이 순환변동에 의한 것인지를 알 수 있다. 그러나 실제로 추세항과 순환부분의 오차간의 상관관계를 정확히 측정하는 것은 事前的 制約없이 불가능한 일이므로 이후에 논의되는 추세 또는 성장부분의 계산에 널리 쓰이는 HP필터에 의한 성장과 순환의 구분을 PAT (Phase Average Trend)대신 사용할 수 있다.

<趨勢項表記의 重要性>

GNP가 예측보다 1% 상향조정된 경우 GNP의 장기수준에 관한 예측은 얼마나 변하는가? GNP가 전적으로 확률추세를 따르면 예측치도 1%가 증가하는 반면 결정적 추세항의 경우 기대되지 않은 변화는 장기 GNP예측에 전혀 영향을 미치지 않는 0%의 증가를 뜻한다. 이와 같이 추세항에 관한 표기에 따라 추세에 대한 충격(innovation)의 長期效果는 크게 달라진다.

추세와 정상적 또는 안정적인 충격간에 완전한 상관이 있을 경우 Beveridge-Nelson의 분해에 따라 예측되지 않은 변화의 많은 부분이 추세변화에 기인하는 반면 추세와 충격간에 전혀 상관이 없는 경우 예측되지 않은 변화중 적은 부분만이 추세변화에 기인한다. 즉, 두 부분의 상관에 관한 가정은 추세와 충격의 상대적 중요도를 결정한다. 앞서서도 설명하였지만 GNP의 움직임중에서 추세와 안정적부분의 상대적 중요도는 두 부분간의 상관관계에 기초하여 추세에 의해 설명되어지는 부분 (permanent shift)의 파악가능하다.

<共通趨勢 (Common Trends)의 可能性>

소비, 투자와 실질GNP의 움직임간에는 공통적인 확률추세가 존재하는지를 확인해볼 필요가 있다. 個別時系列이 단위근을 포함한 확률추세를 가질경우에도 특정한 개별시계열들간의 선형결합은 정상과정으로 나타나며 따라서 단위근이 포함된 변수들간의 회귀분석에서 나타나는 가성회귀분석의 문제를 회피할 수 있게 된다. 이와 같이 단위근을 가진 변수들사이에 존재하는 관계를 공적분 (co-integration)이라고 하며 이러한 공적분식에서 유도된 오차항을 이용한 장기균형관계를 가능케하는 短期調整式 (short-run dynamic adjustment)을 誤差修正模型 (error-correction model)이라 한다. 영구적 부분에 대한 충격의 중요성을 측정하기 위한 척도로 벡터자기회귀모형 (vector autoregression)으로 부터 유도되는 분산분해방법 (variance decomposition)이 있다. 이를 이용하여 GNP움직임을 설명하는 산출량의 영구적 충격의 역할을 조명할 수 있다. 경기순환이론에 의하면 이러한 관찰은 결국 경기변동의 많은 부분은 성장의 충격에 기인하는 것이며 동시에 순환변동도 장기성장에도 영향을 행사한다.

결론적으로 성장추세의 변화가 GNP변화의 많은 부분을 설명하고 있으며 장기적 관점에서의 변화는 단기적예측에도 중요한 영향을 보인다. 또한 확률추세는 계량경제적 문제와 직결되기 때문에 통계적 유추에 특히 조심하여야 하며 추세와 순환간의 연관작용을 감안하여 장기성장정책의 단기적 효과나 안정화정책의 장기적 효과에 대한 시사점을 충분히 검토하여야 한다.

<非線形 經濟時系列의 表記問題>

계산상 편리한 선형모형보다는 경제시계열의 본래 특성에 더 가까운 비선형모형이 새로운 관심분야로 대두되고있다. Tong (1990)의 일변량 (univariate)모형에 대하여 Granger과 Teräsvirta (1991)은 다변량 (multivariate)모형을 연구하였다. 비선형 다변량모형의 문제점은 overfitting의 문제다. 따라서 비선형의 대립가설에 대하여 선형모형이 기각되는 경우에만 비선형모형을 생각하기로 한다. 비선형 모형에 대한 평가는 표본기간외 예측력 등을 비교함으로써 가능하나 단순하지는 않다. 아래의 모형을 생각해보면

$$Y_t = C + \beta' X_t + \sum_{j=1}^P \alpha_j \theta(\gamma_j' X_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\theta(X)$ 는 확률밀도함수 또는 로지스틱함수와 같은 squashing 함수로 smooth, bounded 그리고 단조비감소(monotonically non-decreasing) 함수이다. X_t 는 과거 Y와 타변수들의 현재 및 과거치를 포함한다. 이 모형은 비선형 함수가 없이도 추정가능하며 LM 검정법이 활용된다. γ 모수를 추정하기는 다소 어려우며 따라서 White (1989) 방법에 따라 γ 를 임의의 구간에서 선택하고 P는 10 또는 20등 다소 큰 값을 사용한다. 이제 θ 항이 직접관찰가능하므로 β 와 α 는 보통 회귀추정절차에 의해 추정되며 α 의 유의성은 직접 검정된다. 검정결과가 유의적인 경우 선형성 (linearity)은 기각된다. Lee, White과 Granger(LWG)에 보고된 바대로 위의 검정은 대체적으로 양호한 검정력을 가지나 二線形 (bilinear) 模型에 사용하는 것은 부적합하다. 이 밖에 Teräsvirta 등(1991)이 개발한 다항식 검정으로 불리는 최신검정방법은 X_t (이차항) 요소의 교차 product 또는 $X_i^3, X_i^2X_j, X_iX_jX_k$ 를 내포시켜서 F검정을 하는 것으로 끝난다. 以上の 두 가지의 검정결과 線形模型이 부적합한 것으로 판단되는 경우 우리는 다음의 평활추이모형(Smooth Transition Regression Model 또는 STR모형)을 생각한다. 즉,

$$Y_t = C_1 + \beta_1 X_t + \theta(Z_t) (C_2 + \beta_2' X_t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$0 \leq \theta(X) \leq 1$$

Z_t 는 지표변수(indicator variable)이고 X_t 구성요소의 선형결합일 수 있거나 X_t 의 단일시차 구성요소와 고정항을 포함한 다음의 형태로 표시된다.

$$Z_t = m + \gamma Y_{t-d}.$$

위에서 제시된 모형은

$$Y_t = C + \beta_1' X_t + e_t \text{의 선형모형과}$$

$Y_t = C + (\beta_1 + \beta_2)' X_t + e_t$ 의 대체선형모형간의 원만한 轉移를 가능케 한다. 위에서 제시된 두 모형은 상이한 국면을 나타내는 식으로도 해석가능하다. 따라서 局面變化 (regime switching)를 특징으로하는 경기변동을 대표하는 지수의 작성에 활용될 수 있다.

<평활추이회귀(STR) 모형의表記와 推定>

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta' x_t + (\theta' x_t) F(\alpha' Z_t) + u_t \\ &= (\beta + \theta F)' x_t + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$u_t \sim \text{i.i.d}(\emptyset, \sigma^2), \quad E Z_t u_t = \emptyset,$$

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m)', \quad \theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_m)',$$

$$\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{m+h})', \quad \sum_{j=1}^{m+h} \alpha_j = 1,$$

$$X_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, X_{1t}, \dots, X_{kt})', \quad Z_t = (X_t', V_t')',$$

$$V_t = (V_{t1}, \dots, V_{th})'.$$

여기서 F의 형태로 두가지를 고려할 수 있는데

$$F(\alpha' Z_t) = (1 + \exp(-\gamma(\alpha' Z_t)))^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (4)$$

이 경우 (3)은 로지스틱모형 (LSTR)이 된다. 또한 $\gamma = 0$ 이면 (3)은 선형모형이 된다. 한편 F가 (5)일 경우 (3)은 지수모형 (ESTR)이 된다.

$$F(\alpha' Z_t) = 1 - \exp\{-\gamma(\alpha' Z_t)^2\}, \gamma > 0 \quad (5)$$

(4)에서 $\gamma \rightarrow \infty$ 이면 (3)은 교체회귀모형 (Switching Regression Model) 이 된다. 이 경우 $\alpha' Z_t$ 는 전이변수의 선형결합이다. 또한 (5)에서 $\gamma \rightarrow \infty$ 이면 (3)은 선형모형이 되고 $\alpha' Z_t = 0$ 일 경우 모수가 轉換(switch)되는데 이러한 사상의 확률은 0이다. (4)와 (5)는 근본적으로 상이한 모수형태를 가리키는데 (4)의 경우

$$Y_t = \beta' x_t + (\theta' x_t) \{1 + \exp(-\gamma(\alpha' Z_t))^{-1}\}$$

확률 모수벡터 $\beta + \theta F$ 는 β 에서 $(\alpha' Z_t)$ 와 함께 $\beta + \theta$ 로 단조적 변화하며 (5)의 경우 0에 대해 대칭적으로 변화한다. 모수는 $\beta + \theta$ 에서 β 로 변하다 다시 $\alpha' Z_t$ 와 함께 증가한다. (1) 모형의 적용을 위해서는 첫째 선형모형을 표기하고 $\gamma=0$ 의 귀무가설(선형성)을 검정하며 마지막으로 선형성이 기각되면 전이변수를 결정한다. 이상의 절차를 다시 요약하면

첫째, 구체적으로 선형모형의 표기를 완전히 추구하여 시차변수의 길이나 설명변수를 결정한다.

둘째, STR의 대립가설의 전이변수로서 Z_t 의 각 요소들에 대해 검증한다. 한개이상의 전이변수에 대해 선형성이 기각되는 경우 P값이 낮은 것 부터 선택한다. 전이변수의 선택은 검정력 유지에 매우 중요하다.

셋째, 전이변수를 주어진 것으로 하고 (2)와 (3)식 중 하나를 선형성검정에 필요한 보조회귀결과에 기초하여 선택한다. 두 모형은 비슷하게 보이지만 아주 다른 성질을 갖고 있는데 국면전환(regime switching)으로도 해석 가능하다. 예를 들어 주가변화의 경우 변화폭 등에 대해서는 예측가능하지만 그 밖의 경우는 불가능하다. (소위 지수STR 또는 로그STR모형의 선택은 Granger Terasvirta (1991)의 9장을 참조바람.) 한편 이러한 비선형모형인 STR모형의 가장 큰 약점은 전환 (switch)이 일어나는 시점이 경제적으로 의미가 있는 시점이 아니고 또한 너무 자주 일어나는 점이다. 그 밖에 지수항의 계수가 너무 커서 전환이 너무 급격히 이루어지는 경향과 함께 표본외에서의 국면변화가 충분히 일어나지 않는 점도 모형적용시 고려되어야 할 사항이다.

<實際適用의 例 - GNP와 선행지수와의 관계>

월별관찰이 불가능한 GNP의 움직임을 산업생산으로 추적하는데는 문제가 있는데 이는 산업생산이 서비스산업의 발전으로 GNP움직임을 만족할만하게 추적하지 못하기 때문이다. 우선 비선형모형을 사용함으로써 GNP예측력을 향상시킬 수 있나를 검토하기에 앞서 단위근검정과 관련된 아래의 예를 검토한다. 직접적으로 檢定結果는 지수작성에 사용되는 模型의 表記를 위해 필수적인 정보이다. Y_t = real GNP, X_t = 대우경기선행지수(또는 개편된 통계청지수)라고 하면 모형의 형태를 정하기 위해 두 시계열 자체변수, 로그변환변수의 단위근 및 공적분검정을 행한다 (76년 1/4분기 ~91년 2/4분기).

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-3} + k + e_t \quad (1)$$

X_t : 대우경기선행지수, Y_t : 실질 GNP

① $H_0 : \sum_{j=1}^3 \alpha_j = 1$ 의 검정결과

OLS 추정치 $\hat{\alpha}_1=0.303$ $\hat{\alpha}_2=0.392$ $\hat{\alpha}_3=0.281$ $\hat{k}=1248.220$

Test-statistics $F(1,55) = .1275$

Significance Level : .7224

결론 : H_0 를 기각할 수 없다.

② 잔차항에 대한 검정: $e_t \sim I(0)$

H_0 : Y_t 는 단위근을 갖는다.

Dickey-Fuller Test for Y_t

· Unrestricted Regression Model (UR) ;

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + (\rho-1)Y_{t-1} + \lambda \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

· Restricted Regression Model (R) ;

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

< 回歸計數 推定値 > ()안은 t-value

Eq.\ Coeff.	α	β	$\rho-1$	λ	SEE
Unrestricted (2) 식	4641.280 (3.349)	277.871 (3.897)	- .6879 (-4.0136)	-0.1937 (-1.4758)	3202.7445
Restricted (3) 식	610.343 (1.317)	-	-	- .5374 (-4.8446)	3574.0323

* Dicky-Fuller 단위근 검정을 위한 F-통계량 ;

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{(N-u)(SEE_R - SEE_{UR})}{(r)(SEE_{UR})} \\
 &= \frac{(60-4)(3574.0323-3202.7445)}{(2)(3202.7445)} \\
 &= 3.24598
 \end{aligned}$$

단, N : number of observations

u : number of parameters in UR

r : number of parameters in R

결론 : Y_t 가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없다.

임계값 : 6.34

(5% 유의수준, sample size n=250,

Dickey & Fuller((Econometrica, 1981) p.1063 table VI)

- ③ ADF test on Y ; (1)식의 오차항 e_t 에 대한 추정치를 이용하여 다음 회귀식을 추정.

$$\Delta e_t = -\phi e_{t-1} + b_1 \Delta e_{t-1} + b_2 \Delta e_{t-2} + b_3 \Delta e_{t-3} + \varepsilon_t \quad (4)$$

이때 Y_t 에 대한 ADF 통계량 (τ_3)은 (4)식에서 ϕ 의 OLS 추정치에 대한 t-value임. 따라서 $\tau_3 = -0.7025 > -3.44$ (임계값)
 마찬가지로 방법으로 $X, \log Y, \log X, \Delta Y, \Delta X, \Delta \log Y, \Delta \log X$ 에 대한 ADF 통계량은 아래 테이블과 같음.

구분	τ_3
ADF test on Y	-0.7025
" X	-6.0360
" logY	-0.8718
" logX	-6.3458
" ΔY	-1.2568
" ΔX	-4.3510
" $\Delta \log Y$	-1.9531
" $\Delta \log X$	-5.1657

결론 : Y, logY, ΔY , $\Delta \log Y$ 는 단위근을 갖는다.

④ 공적분검정 (co-integration test)

공적분 회귀식	DW	τ_p
$Y_t = k_1 + \theta_1 t + \theta_2 X_t + \varepsilon_{1t}$	2.615	$\tau_1 = -10.832$
$Y_t = k_2 + \theta_3 X_t + \varepsilon_{2t}$	2.618	$\tau_4 = -3.246$
$\log Y_t = k_3 + \theta_4 t + \theta_5 X_t + \varepsilon_{3t}$	2.546	$\tau_1 = -11.117$
$\log Y_t = k_4 + \theta_6 t + \varepsilon_{4t}$	2.279	$\tau_4 = -2.248$

계수의 합이 1이고 잔차항이 정상과정임을 감안할 때 실질GNP가 drift 항을 포함한 차분안정적임을 알 수 있다. Augmented Dickey-Fuller검정에 의하면 Y와 X 모두 I(1)임을 알 수 있다 (로그변환의 경우도 동일). Engle 과 Granger의 이단계검정이나 Johansen (1988)검정법에 따르면 수준변수나 로그변환변수 모두 공적분관계를 기각할 수 없다. 따라서 공적분회귀식의 결과는 전통적인 점근분포이론을 이용하여 유추할 수 있으며 以後의 비선형 모형의 적합여부는 위에서 제시한 절차를 따른다.

IV. Stock-Watson의 새로운 NBER경기지수

경기지수의 가장 큰 장점은 경제구조에 관한 事前的 知識에 기초한 계량경제모형과는 달리 여러 시계열을 이론적 틀에 얽매이지 않고 검토할 수 있게 하는 데 있다. Feldstein의 주도하에 Stock과 Watson에 의해 작성된 새로운 指數 (以下 SW 지수)에 대한 설명을 중심으로 현재 추진중인 경기종합지수의 발전방향을 진단해본다. SW지수는 크게 3가지로 구분되는 데 첫째가 지수모형을 변환시킨 상태공간모형(state space model)에서 직접 관찰가능한 변수를 추정하여 얻은 동행지수이며, 둘째가 동행지수를 예측하는데 도움을 줄수 있는, 벡터자기회귀모형에 기초한 선행지수이고, 셋째가 동행지수의 변화율에 바탕을 둔, 패턴인식에 기초한 경기후퇴지수이다. 미리 지적해둘것은 88년 10월이후에 실제 사용된 최첨단의 SW지수가 90년 10월부터 시작된 미국의 경기후퇴를 제대로 예측하지 못했으며, 지수에 사용된 통계적 기법의 치밀성에도 불구하고 Stock과 Watson의 지적처럼 이러한 실패의 원인이 構成指標의 選定에 기인하고 있어 既存 NBER방식의 전적인 포기는 합당하지 않다. 따라서, SW지수는 Burns와 Mitchell등의 방법론에 의한 지수작성을 전적으로 부정하는 것이 아니라 이론적으로 보완하려는 시도로 해석하는 것이 합당하다.

우선 SW지수가 현재 여러나라 경기지수의 원형(prototype)으로 쓰이는 종래의 NBER전통에 따른 경기종합지수와 두드러지게 다른 점은 다음과 같다: 첫째로 SW지수는 既存의 경기종합지수와는 달리 指數模型(index model)과 數學的 定義에 기초하고 있다. 單一指數模型(single index model)은 데이터에 의해 기각되지 않는 동행시계열들의 성질에 관한 일정한 식별 제약을 부가하고 있다: 원칙적으로 巨視衝擊(aggregate shock)들이 相異한 動的效果를 가지고 이들 동행시계열에 개별적으로 가해질 수 있으나 실제로 관찰되는 거시변수의 움직임은 단일충격에 반응하는 것으로 해석하거나 또는 여러 원천에서 출발한 충격들이 이들 변수에 비례적인 영향을 행사하는 것으로 볼 수 있다.

둘째는 수학적으로 정의된 景氣後退나 回復 또는 景氣頂点, 底点의 확률적 평가를 위한 통계방법의 개발이다. 근래에 들어 통계적 기법이 발달함에 따라 이를 경기예측과 진단에 응용하려는 노력이 상당부분 있어왔다.

예를들어 Choi (1989)는 Wecker (1979), Kling (1987)의 방법을 보다 발전시켜 Monte Carlo 의태시행분석을 통해 연속법칙으로 정의되는 전통적인 경기후퇴나 활황의 확률변수가 실현될 시기와 확률에 관한 정보를 동시에 나타내주도록 하는 방법을 BVAR (Bayesian Vector Autoregression)를 기초로 하여 개발하였다. 이와는 달리 특정한 달에 경제가 불황 또는 활황국면에 진입할 것인가를 0/1변수 즉, 指標 (indicator)變數로 정의하여 이의 실현여부를 직접예측하는 것이 SW지수의 특징이다. 기본적으로 경기의 수축과 확장은 독특하고도 비교적 안정적인 경제활동패턴의 변화를 수반하기 때문에 미래의 경기에 대한 예측은 바로 이러한 지수변수가 특정하게 정의된 패턴을 따르는가를 미리 알아내는 것이다. 따라서 SW지수의 핵심을 바로 패턴인식(pattern recognition)프로그램의 작성에 있다. 이를 위해 여러분야에서 널리 쓰이는 의태시행분석(Monte Carlo Analysis)이 사용된다.

세째는 선행지수의 새로운 구성지표의 발견인데 Stock과 Watson의 발견에 따르면 공공채권과 기업채권사이의 스프레드(paper-bill spread)와 수익률커브의 기울기등이 대표적인 예이다. 또한 既存에 유용한 선행지표였던 주가등이 지수작성에서 제외되었으나 보다 최근의 事後的 分析結果에 의하면 지수작성에서 제외되었던 株價와 油價 그리고 소비자의 期待, 기업의 투자심리등이 90년도의 경기후퇴를 예측하는데 결정적인 도움을 줄 수 있었다. 수십년간의 경험에서 알 수 있듯이 경기종합지수의 성패에 가장 큰 요인은 수학적 정교함이나 통계적 기법의 진보성이 아니라 바로 경기변화를 주도하는 요인의 식별과 이러한 요인을 어떠한 변수를 사용하여 사전적으로 포착하는 가의 문제이다.

<指數模型에 기초한 景氣指數>

구체적으로 t시점까지 관찰된 경기종합지수를 기초로하여 특정시점에서의 경기상태를 예측하기 위해 다음의 절차를 따른다. 확률변수 R_t 를 경기후퇴국면이면 1 아니면 0으로 정의되는 지표변수라고 하자. X_t 는 동행변수이고 Y_t 는 선행변수의 벡터이다. 동행변수는 차분안정적 (difference stationary)이며 선행변수는 안정성을 유지하기 위해 적절한 변환을 취한다. 이 경우 경제가 특정국면에 있을 확률은 경제상태에 관한 조건부 확률 모형에 대한 표기와 함께 경기후퇴나 활황을 나타내는 變數의 定義와 模型의 母數推定을 기초로 하여 계산된다.

同行變數와 先行變數의 展開를 묘사하는데 사용되는 確率模型은 Sargent와 Sims (1977), Geweke(1977), 그리고 Singleton(1980) 등이 사용하였던 動的單一指數模型 (Dynamic Single Index Model)이다. 동행변수의 모든 시차에서의 공통된 움직임은 단일의 공통된 원인, 즉 여기서는 경제의 전반적인 상태 (the overall state of the economy)에 기인한다는 요지의 단일지수모형은 다음과 같이 표시된다.

$$\Delta X_t = \beta + R(L) \Delta C_t + u_t \quad (1)$$

$$D(L) u_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\emptyset(L) \Delta C_t = \delta + \eta_t \quad (3)$$

여기서 변수들이 차분의 형태를 띠고 있음을 알 수 있는데 이는 이미 언급한 확률적 추세항의 가능성을 검토한 결과이다. 즉, x_t 는 $I(1,1)$ 으로 공적분될 수 있다. 따라서 위의 표기는 단위근검정과 공적분검정결과 동행계열이 개별적으로 확률추세를 갖고 있다는 假說을 기각 못하는 동시에 이들 변수들 사이의 공적분관계가 없음도 기각할 수 없는 경우에 해당한다. 이와같이 최종적인 변수형태는 결국 개별지표들이 단위근을 가지고 있는 지 그리고 여러 개별지표들 간에 공적분관계가 성립하는지의 여부에 따라 정해진다. 각 동행변수의 고유변동부분 (idiosyncratic part)은 정상적 (stationary) 또는 안정적이며 他變數의 고유변동부분과 연관되지 않으며 위의 조건들이 만족되는 한 비교적 제약되지 않은 동적구조를 허용할 수 있다. 특히, ε_t 와 η_t 는 시계열상관이 없으며 대각공분산행렬(diagonal covariance matrix)을 가지므로 $D(L) = \text{diag} [d_{ii}(L)]$ 로 표시될 수 있다.

위와같이 단일지수모형의 가장 두드러진 특징은 바로 여러시계열간의 공통된 움직임이 단일 C_t 로 부터 기인하는 것으로 ($u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt}, \Delta C_t$)가 모든시차에서 상관관계가 없다고 假定하는 것에 해당한다. 이는 상당히 경직적인 주요식별제약으로 단일지수모형의 검정은 다음과 같은 사실에 기초한다. ΔC_t 와 u_t 가 모든 시차에서 상관관계가 없으므로 스펙트럴함수로 표현된 아래식에서 $S_{\Delta C}(w)$ 가 스케일러이고 $S_u(w)$ 가 대각행렬이므로 $S_{\Delta X}(w)$ 에 검정가능한 제약을 제공하는데 검정결과는 결국 指數模型의 表記檢定에 해당한다.

$$S\Delta_x(w) = R(e^{-iw})S\Delta_c(w)R(e^{iw}) + S_u(w).$$

따라서 스펙트랄밀도함수 y_t 는 어느 밴드에 걸쳐 평균할 경우 인자구조를 가지게 되어 동적단일지수제약은 몇몇개 밴드에 대한 단일요인제약을 χ^2 검정하고 이 결과를 더함으로써 행해진다. 그밖에 C_t' 의 평균성장률을 추정하기 위한 식별제약이 필요한데 여기서 평균은 구성계열의 성장률의 가중평균으로 계산된다. 가중치는 원래시계열을 사용하여 $\Delta C_t'$ 를 구성하는데 사용된 가중치로서 $\Delta C_t = W(L)Y_t$ 로 쓸 수 있다. 여기서 $W(L)$ 은 $1 \times n$ 의 시차다항식이며 ΔC_t 의 평균은 y 의 평균이 μ_y 일때 $W(1)\mu_y$ 이고 $W(1) = \sum W_i$. 以上の 식별제약을 이용하여 C_t 의 추정치를 얻을 수 있다.

(1)~(3)의 모형을 추정하기 위해서 상태공간모형으로 전환하는데 이는 최우도함수를 계산하기 위한 칼만필터의 적용이 전환된 모형에서 용이하기 때문이다. C 의 시간표시는 $R(L)$ 구성요소의 일부를 정규화(normalize)함으로써 이루어진다. 선행지수는 (3)식의 C_t 미래치를 예측하기 위해 다음의 형태를 가질 수 있다.

$$\Delta C_t = \mu_c + \lambda_{cc}(L)\Delta C_{t-1} + \lambda_{cy}(L)y_{t-1} + \nu_{ct} \quad (4)$$

$$y_t = \mu_c + \lambda_{yc}(L)\Delta C_{t-1} + \lambda_{yy}(L)y_{t-1} + \nu_{yt} \quad (5)$$

여기서 $\nu_t' = (\nu_{ct} \ \nu_{yt})'$ 는 평균이 0이고 시계열 상관성이 없으며 ε_t 에 독립적이며 고정적 조건부공분산(conditional covariance)을 가지는 정규분포를 따른다. (1), (2), (4), (5)로 구성된 모형은 선행변수와 동행변수의 미래치를 예측하고 ΔC_t 를 추정하기 위한 모형으로 칼만필터를 적용함으로써 최소평균자승오차를 최소화하는 예측치를 얻어낼 수 있다. 즉, (1), (2), (4), (5)로 구성된 상태공간모형에서의 추이방정식(transition equation)은 관찰할 수 없는 상태벡터 $(u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt}, \Delta c_t)$ 의 시간에 따른 변화를 설명한다.

$$\begin{bmatrix} C_t^* \\ u_t^* \\ C_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta \\ \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \emptyset^* & 0 & 0 \\ 0 & D^* & 0 \\ Z_c & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1}^* \\ u_{t-1}^* \\ C_{t-2} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} Z_c' & 0 \\ 0 & Z_u' \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$C_t^* = [\Delta C_t \ \Delta C_{t-1} \ \cdots \ \Delta C_{t-p+1}]', \quad u_t^* = [U_t' \ U_{t-1}' \ \cdots \ U_{t-k+1}']'$$

$$\Phi^* = \begin{bmatrix} \Phi_1 & \cdots & \Phi_{p-1} & \Phi_p \\ I_{p-1} & & & 0 \end{bmatrix}$$

$$D^* = \begin{bmatrix} D_1 & \cdots & D_{k-1} & D_k \\ I_{n(k-1)} & & & O_{n(k-1) \times n} \end{bmatrix}$$

$$Z_c = [1 \quad O_{1 \times (p-1)}], \quad Z_u = [I_n \quad O_{n \times n(k-1)}]$$

또한 測定方程式(measurement equation)은 (1)식의 상태벡터의 선형결합으로 표현된다.

$$Y_t = \beta + [\gamma Z_c \ Z_n \ O_{n+1}] \begin{bmatrix} C_t^* \\ u_t^* \\ C_{t-1} \end{bmatrix} \quad (7)$$

위의 추이방정식과 측정방정식은 아래와 같이 간단히 표기될 수 있다.

$$\begin{cases} \alpha_t = \mu_a + T_t \alpha_{t-1} + R \xi_t \\ Y_t = \beta + Z \alpha_t + \xi_t \end{cases}$$

$$\alpha_t = (C_t^{*'} \ u_t^{*'} \ C_{t-1}')', \quad \xi_t = (\eta_t \ \varepsilon_t)'$$

여기서 추이행렬 T_t 를 시간에 따라 변하게 할 경우 時間變動(time-varying) 係數方程式이 되므로 구조변화가 확실히 되지 않는 한 시간불변(time invariant)項으로 처리하여 계산절약을 시도할 수 있다.

推定の 궁극적인 목적은 비관찰상태벡터인 C_t 의 최소평균자승오차추정치, 즉 동행지수 $C_t|t$ 를 생성하는데 있는데 이를 위한 추정절차를 요약하면 우선 (1)~(3)식을 칼만필터를 사용한 최우도 방법으로 동행지수의 모수를 추정한 후 이에 기초하여 선행지수의 모수를 추정하는 이단계추정방법을 사용하는 것이 계산상 편리하다. 즉, (4)~(5)식은 선행지수를 구성하기위한 VAR인데 이들 식의 모수는 (1), (2)식의 모수 추정치에 기초하여 EM알고리즘을 이용한 최우도 방법으로 구한다. 이러한 이단계추정방법의 잇점은 (1), (2), (4), (5)로 구성된 전체모형에서의 C_t 와 (1)~(3)식을 사용하여 Δx_t 의 가중결합인 동행지수가 일치한다는 점이다. 즉, 전체모형이 올바르게表記되었을 경우에만 보장되는 추정치의 효율성(efficiency)보다는 (4)~(5)식의 표기문제가 (1)~(2)식의 불일치추정량(inconsistent estimator)으로 이어지지 않는 잇점이 있다. 간단히 말해서 선행지수는 VAR모형에 기초하여 ΔC_t 를 선행시계열에 투영한 것으로 SW의 특징은 이 과정에서 관찰 불가능한 ΔC_t 를 상태공간모형에 내포시켜 다룬 점이다. 또한 선행지수가 (1), (2), (4), (5)에서 추정된 $C_{t+6}|t - C_t|t$ 로 계산된다는 점이다.

推定에 쓰이는 칼만필터(Kalman filter)는 크게 예측과 수정방정식으로 나누어 볼수 있는데 예측에는

$$\alpha_{t:t-1} = \mu + T_t \alpha_{t-1|t-1}$$

$$P_{t:t-1} = T_t P_{t-1:t-1} T_t' + R \Sigma R'$$

t-1시점에서 Y_t 의 예측치는

$$Y_t|t-1 = \beta + Z \alpha_{t|t-1}$$

한편 修正에는

$$\alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z' F_t^{-1} V_t$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' F_t^{-1} Z P_{t|t-1}$$

여기서

$$F_t = E[V_t V_t'] = Z P_{t|t-1} Z' + H$$

$$V_t = Y_t - Y_t|t-1$$

이와같이 칼만필터는 크게 예측과 수정의 두가지 루틴에 의해 상태벡터의 예측과 그 예측의 불확실성을 나타내는 P_t 를 계산해낸다. 필터의 초기치는 비조건부기대와 분산을 이용한다. 한편 추정시 극대화되는 최우도 함수는

$$L = -0.5 \sum_{t=1}^T V_t' F_t^{-1} V_t - 0.5 \sum_{t=1}^T \log(\det(F_t)).$$

<景氣後退와 活況의 定義>

Burn와 Mitchell에 의하면 경기후퇴는 여러 경제부분에 걸쳐 일어나는 전반적인 경제활동의 위축으로 定義된다. 이러한 定義는 근래에 들어 소위 3CD (3 consecutive declines)로 구체화되었으며 지속시간과 그 심도 또한 파급정도라는 측면도 검토되게 되었다. 그러나 일반적으로 사용되는 NBER의 경기순환일은 위와 같이 경직적인 공식을 사용하지 않는 경기순환일 선정위원회(Business Cycle Dating Committee)에서 결정된다. 따라서 SW지수는 위원회의 순환일 선정방식을 최대한 객관적인 수학기공식으로 근사화하려는 시도로 볼 수 있다.

경기후퇴는 ΔC_t , 즉 직접관찰불가능한 경기상태의 성장률로서 표시된다. 일련의 ΔC_t 를 분류하여 아래에서 정의하는 경기후퇴의 패턴에 합치하는 가를 살펴봄으로써 未來의 景氣狀態를 파악할 수 있다. Stock과 Watson은 기본적인 경기후퇴패턴을 다음과 같이 정의한다. 첫번째의 정의 D_{1r} 에 의하면 ΔC_t 는 6개월 연속하여 기준(threshold)보다 낮게 나타나며 두번째의 정의 D_{2r} 에 의하면 ΔC_t 는 후퇴시점과 종료시점을 포함하여 9개월중 7개월이상 기준보다 낮게 나타난다. 즉,

$$D_{1r} = \{ \Delta C_s, S = r-5, \dots, r : \Delta C_s \leq b_{r,s}, S = r-5, \dots, r \}$$

$$D_{2r} = \{ \Delta C_s, S = r-8, \dots, r : \Delta C_{r-8} \leq b_{r,r-8}, \Delta C_r \leq b_{r,r}, \\ \# (\Delta C_s \leq b_{r,s}, S = r-7, \dots, r-1) \geq 5 \}.$$

(단, #는 사상이 실현되는 頻度를 가리킴.)

$\{b_{r,r}\}$ 로 표시되는 기준하에서, 경제는 위에서 정의한 패턴과 부합할때 후퇴상태에 있다고 정의한다. D_{1r} 으로 표시되는 경기후퇴패턴이 t 와 $t-5$ 시점 사이에 언제라도 시작될 수 있으므로 경기후퇴(recession)에 이르는 경기후퇴패턴은 다음과 같이 표현가능하다.

$$D_t = (U_{i=t^{t+5}} D_{1i}) \cup (U_{I=t^{t+8}} D_{2I}) \in \mathbb{R}^{17}$$

경기후퇴의 사상 (event)은

$$R_t = 1 \cdot [(\Delta C_{t-8}, \dots, \Delta C_t, \dots, \Delta C_{t+8}) \in D_t]$$

마찬가지로 경기확장(expansion)또는 회복의 사상은 다음과 같이 표시된다.

$$U_{1r} = \{\Delta C_s, S = r-5, \dots, r : \Delta C_s > b_{e,s}, S = r-5, \dots, r\}$$

$$U_{2r} = \{\Delta C_s, S = r-8, \dots, r : \Delta C_{r-8} > b_{e,r-8}, \Delta C_r > b_{e,r},$$

$$\# (\Delta C_s > b_{e,s}, S = r-7, \dots, r-1) \geq 5\}$$

또한 경기회복패턴은 다음과 같이 표현가능하다.

$$U_t = (U_{r=t^{t+5}} U_{1r}) \cup (U_{r=t^{t+8}} U_{2r}) \in \mathbb{R}^{17}$$

또한 경기회복의 사상 (event)은

$$E_t = 1 [(\Delta C_{t-8}, \dots, \Delta C_t, \dots, \Delta C_{t+8}) \in U_t].$$

따라서 t달에 경제가 불황일 확률은 $\Pr (R_r = 1 \mid (R_r = 1) \cup (E_r = 1), X_t, X_{t-1}, \dots, X_1, y_t, y_{t-1}, \dots, y_1; b_r, b_e)$ 로 표시된다. 여기서 알 수 있듯이 위의 확률은 기준 또는 임계치 (cutoff points) $\{b_{r,t}, b_{e,t}\}$ 에 의존한다. 계산의 편의상 이를 고정적으로 처리하는 것이 일반적이거나 경제가 구조적 변화를 겪는다고 판단될때는 확률적으로 처리하는 것이 합당하다. Stock과 Watson은 임계치를 아래와 같이 확률적으로 표기한다.

$$b_{r,t} = \mu_r + \xi_t, b_{e,t} = \mu_e + \xi_t$$

$$\xi_t \sim i.i.d. N(0, \sigma)$$

위의 경우 t시점까지의 정보가 주어졌을 때 경제가 r달에 침체해 있을 확률은

$$P_{r|t} = \int P_r(R_r = 1 \mid (R_r = 1) \cup (E_r = 1), X_t, X_{t-1}, \dots, \\ y_t, y_{t-1}, \dots; b_e(\xi^*_r), b_r(\xi^*_r)) dF(\xi^*_r) \\ = E [R_r \mid (R_r = 1) \cup (E_r = 1), X_t, X_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots].$$

$$\xi^*_r = (\xi_{r-8}, \dots, \xi_{r+8})'$$

위의 조건부 확률을 계산하기 위해서는 34-차원의 정규분포를 적분하여야 한다. 즉, 주어진 ξ_r 에 대한 $P_r(R_r = 1 \mid (R_r = 1) \cup (E_r = 1), X_t, X_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots; b_e(\xi^*_r), b_r(\xi^*_r))$ 에 대한 적분과 ξ_r 에 대한 적분 $P_r(R_r = 1 \mid (R_r = 1) \cup (E_r = 1), X_t, X_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots; b_r(\xi_r), b_e(\xi_r))$ 을 뜻한다. 이를 위해서는 다음의 일련의 절차에 따라 의태시행분석을 해야한다:

첫째, 조건부평균 $m_{r:t}$ 과 C_r 의 공분산행렬 $\Omega_{r|t}$ 을 구한다. $C_r (-K_1, K_2) = (\Delta C_{r-k_1}, \dots, \Delta C_r, \dots, \Delta C_{r-k_2})$. 둘째, C_r 의 조건부 분포 $N(m_{r:t}, \Omega_{r|t})$ 로부터 C_r 의 pseudo-random realization을 구한다. 셋째, 기준치 (cutoff point)인 $b_{r,r}, b_{e,r}$ 의 실현을 시도한다. $b_{i,r} = (b_{i,r-8}, \dots, b_{i,r+8}), (b_{r,t}, b_{e,t}) = (\mu_r + \xi_t, \mu_e + \xi_t), \xi_t \sim N(0, \sigma)$. 넷째, $\{C_r(-8, 8), b_{r,r}, b_{e,r}\}$ 의 각각의 실현에 대하여 R_t 와 E_t 를 구한다. 마지막으로 두번째에서 네번째까지의 절차를 반복하여 $P_{r|t} (= \#R / (\#R + \#E))$ 를 계산한다. 이와 같이 Stock과 Watson의 경기후퇴 定義는 패턴 인식알고리즘으로 다른 용도에도 적용가능하다. 또한 시계열모형자체에 內在(intrinsic)된 경기후퇴의 정의가 아니기 때문에 Hamilton의 경우와는 달리 시계열이 선형이거나 정규분포를 따를 경우에도 경기후퇴의 정의가 가능하다. 경기변화의 패턴을 중시한 Stock과 Watson의 견해는 Hamilton이나 Neftci등이 중요시한 경제순환의 내재적 전환요인(intrinsic switching factor)보다는 외부적요인(extrinsic factor)를 중요시 한것으로 Slutsky, Adelman등의 경기순환론에 가까운 것이다.

<模型母數의 推定>

推定方法은 선행, 동행, 경기후퇴변수의 결합밀도함수를 분할하는 것부터 시작된다. Y_T , X_T , 그리고 $S_T=(R_1, \dots, R_t)$ 의 결합밀도는 다음과 같이 분해가능하다.

$$f(Y_T, X_T, S_T | \theta, \mu) = f_1(S_T | Y_T, X_T; \theta, \mu) f_2(Y_T, X_T | \theta).$$

이와같은 분해는 일반성을 상실하지 않고 가능한데 조건부밀도함수에 추가되는 모수벡터로서 μ 를 定義한다. 後退變數 R의 定義에 따라 θ 는 모수벡터이고 μ 는 cutoff모수의 分布를 정하는 모수벡터이다. 즉, $\mu = (\mu_e, \mu_r, \sigma)$. 일반적으로 모수벡터 θ 가 f_1 에 있는 한 우도함수의 계산은 결합밀도함수 $f(Y_T, X_T, S_T | \theta, \mu)$ 의 극대화를 수반한다. 최우도 방법은 밀도함수 f_1 에 모수 θ 가 포함되지 않는 경우 이단계과정으로 단순화된다. 이러한 경우는 경기후퇴변수 R_t 가 X와 Y 그리고 모수 μ 로 정의될 때에 해당된다. 예를들어 $D_{i,t}$ 과 $E_{i,t}$ 의 定義에서 아랫첨자 ΔC_t 가 $\Delta X_{i,t}$ 로 대체될 경우 실제로는 C_t 가 관찰불가능하므로 θ 가 f_1 에 포함되며 최우도 함수의 단순화가 불가능하다. 직관적으로 C가 관찰불가능하기 때문에 指標變數 R은 推定에 관해 추가적으로 유용한 정보를 제공한다. 그러나 R이 이산시계열변수(discrete time variable)이기때문에 최우도함수의 적용은 쉽지 않다. Stock과 Watson이 제시하는 이단계 방법에 의해 첫번째로 θ 를 그리고 두번째로 μ 를 추정한다. 두번째 μ 는 첫번째 θ 의 추정치에 의존하는데 이러한 분리를 통한 추정이 θ 의 추정부담을 다소 완화하지만 조건부 최우도함수 $f_1(S_T | Y_T, X_T; \mu, \theta)$ 의 극대화는 실제로 어렵다. 推定은 평균자승오차 $\sum_{t=t_1}^T (R_t - P_t | T)^2$ ($t_1 = t+36$ 으로 하여 균제상태의 공분산행렬 Ω 를 사용할 수 있도록 한다)를 극소화 하는 것으로 시작한다. 최종적으로 μ_r , μ_e , α 에 대한 추정량은 그리드탐색으로 얻어진다.

<데이터의 처리문제>

Howrey(1981)는 측정오차와 데이터수정이 중요한 재고씨리즈를 예측하는데 칼만필터를 사용하였다. 마찬가지로 방법으로 모형의 추정에 앞서 데이터의 문제는 상태벡터, 상태전이(state transition)방정식 그리고 측정(measurement)방정식을 修正함으로써 처리 가능하다. 즉, $\Delta X_t = \beta + \gamma(L)$

$\Delta C_t + U_t$ 의 상태공간표현을 위한 기본 칼만필터의 수정이 필요하다.

칼만필터의 수정과 관련된 두가지 요소를 검토해보면 우선 제조와 판매액 등의 동행지수는 한달의 시차를 두고 발표되는데 α_t 't를 X_{it} (X_{it-1} 까지 포함)를 제외한 모든 변수들의 관찰치에 기초한 상태벡터 α_t 의 기대치이고 α_t 't는 모든 관찰치에 기초한 α_t 의 기대치라고 하면, t-1 시점까지의 관찰치는 전부 얻을 수 있으므로 α_{t-1} 't-1을 얻기 위해 칼만필터를 적용가능하다. t시점에서 상태공간모형은 $\Delta X_t = \beta + \gamma(L) \Delta C_t + u_t$ 에서 문제가 되는 변수를 제외시키는 수정을 거친다. 둘째, 동행과 선행변수의 수정문제이다. Z_{it}^j 를 t+j시점에 발표되는 Z_{it} 의 값이라고 하면(Z_{it} 는 $Z_t = (\Delta X_t', Y_t')$ 의 요소) j=0는 Z_{it} 의 최초발표를 뜻하고 j=1은 첫번째 수정을 뜻한다. 수정폭은 $Z_{it} - Z_{it}^j = e_{it}^j$ 이고 이를 설명하기 위한 모형의 수정이 필요하다.

모형에 대한 수정은 e_{it}^j 의 공분산 성질에 기초하는데, e_{it}^j 에 대해 Mankiw와 Shapiro (1986)의 두가지 가정을 적용한다. 첫번째의 Noise가정을 고전적 변수오차모형(errors in variable model)에 해당된다. 즉, $Z_{it}^j = Z_{it} + e_{it}^j$. 여기서 e_{it}^j 는 Z_{it} 와 시계열 상관성이 없다. 또한 $E(e_{it}^j Z_{kr}) = 0 \forall i, j, k, r, t, E(e_{it}^j e_{kr}^n) = 0 \forall j, n, t, r, k \neq i$.

두번째 가정은 News로서의 오차항인데 $Z_{it} = Z_{it}^j + e_{it}^j$, $E(e_{it}^j Z_{it}^j) = 0, \forall j, i, t$. Z_{it}^j 는 Z_{it} 에 대한 不偏倚(unbiased) 예측치이고 e_{it}^j 는 Z_{it}^j 에 없는 Z_{it} 에 대한 정보를 포함하고 있다. Noise 변수를 모형에 내포시키기 위해서는 미상무성 Harvey, Blake, Desai, McKenzie의 연구결과를 원용 가능하다. News 변수를 모형에 내포시키기 위해서는 α_t 의 최적추정치인 잠정치를 모형에 내포시키고 수정되지 않은 모형에 칼만필터를 적용한다 (이경우 통계청의 잠정치는 최종변수에 대한 최적 예측치이어야 한다.) 단, α_t 't를 생성하기 위해 수정이 필요하지 않은 반면 공분산행렬은 잠정치 사용으로 인한 불확실성을 반영하기 위해 수정할 필요가 있다 (Stock과 Watson 1988).

이미 언급하였듯이 同行指數는 $XCI = C_t$ 't로 t시점에서의 경제상태에 대한 推定値이고 $XLI = C_{t+6}$ 't - C_t 't로 향후 6개월간에 걸친 경제성장의 추정치이며 (실제계산에서는 $200 \times (C_{t+6}'t - C_t'$ t)를 사용) 경기후퇴지수 $XRI = P_{t+6}$ 't는 향후 6개월이내에 경기가 후퇴할 확률을 나타낸다. 變數選擇은 단

계별회귀분석(stepwise regression)을 따른다. XCI는 실질 GNP에 대한 대응 변수의 역할을 하는데 이를 위해 XCI의 6개월 성장과 실질 GNP의 상관관계를 따져본다. 즉, $\log(RGNP_t/RGNP_{t-k}) = a + b \log(XCI_t/XCI_{t-k}) + \epsilon_t$. 단지 잔차항의 시계열 상관은 Triangular Kernel을 사용하여 제거한다.

<季節性(Seasonality)>

SW지수에서는 직접적으로 다루어지지 않은 계절조정절차의 가장 큰 이유는 시계열의 움직임으로부터 경기순환과 경제상태에 관한 평가를 용이하게 하기위한 움직임을 분리해 내는데 있다. 최근의 계절조정에 관한 연구결과는 계절더미로서 포착되는 결정적 계절성 (deterministic seasonality)에 대하여 확률적 계절성(stochastic seasonality)을 규명하는 데 까지 이르고 있다. 계절더미변수를 dt^s 라고 할때 시계열 X의 확률적 계절성은 자승합 조건(square summability condition)이 만족되는 시차다항식 A(L)에서 포착되는 유의적인 4차 상관으로 나타난다.

$$X_t = \sum_{s=1}^4 \kappa_s dt^s + A(L) \epsilon_t.$$

이와같이 계절성의 경우는 결정적계절성이 시간에 따라 변하지않는 계절패턴에 기초한 반면 시간에 따라 계절항의 변화를 허용하며 국지적으로만 규칙적인 계절패턴을 유지하는 확률적 계절성도 중요시하게 되었다. 또한 결정적 계절부분 S_t 는 $S_t = S_{t-s}$ $U(L)S_t = c$, c는 상수항인 반면 확률적 계절성은 $U(L)S_t = n_s(L)b_t$, $b_t \sim N(0, \sigma_b^2)$ 로 표시할 수 있다.

既存의 대형모형에서 널리 사용되는 X-11이나 X-11 ARIMA절차의 통계적 성질을 객관적으로 규명할 만한 이론적 근거의 부재를 해결하고자 70년 초부터 모형에 근거한 계절조정절차(model based seasonal adjustment)가 Grether와 Nerlove 1970; Cleveland와 Tiao 1976; Pierce 1978, 1980; Box, Hillmer와 Tiao 1978, Tiao와 Hillmer 1978; Burman 1980등에 의해 개발되어왔다. 예를들어 Hillmer와 Tiao (1982)는 ARIMA와 간섭분석(intervention analysis)를 사용하여 Gaussian ARMA과정을 따르는 시계열을 확률적 추세, 결정적 추세, 확률적 계절성, 결정적 계절성, 불규칙요인으로 분해하는 방법을 개발하였다.

이러한 일반화된 계절성의 표기도 계절성 자체를 추세 계절성 그리고 불규칙변동부분으로 분해할 수 있음을 보인 Maravall(1989)의 연구결과에 비추어 볼때 그 로버스트성에 제한이 있음을 알 수 있으나 결국 계절성등의 표기문제도 추세나 순환의 표기문제와 마찬가지로 연구하고자 하는 목적에 의해 최종적으로 선택되어야 함을 알 수 있다. 예를들어 시계열이 이산마크로프과정을 따르는 추세항을 가질 때 이를 감안하지 않은 표기에 기초한 X-11이나 X-11 ARIMA방법의 적용은 가성주기성(spurious periodicity)를 야기하여 그릇된 통계적 유추를 하게한다. 학문적으로는 X-11류의 계절조정방법보다는 계절성의 표기에 따라 다르게 조정되는 비계절성부분의 정보를 최대한 활용할 수 있도록하기위해 가장 오래된 방법인 계절더미를 이용한 결정적 계절성의 제거만이 지지되고 있는 실정이다.

<分解節次 (Decomposition Procedure)>

경제데이터의 內在的 움직임은 시간에 따라 드리프트를 가지고 움직이는 경향이 있는데 국지적으로는 이를 다항식으로 근사화하여 표기하는데 큰 어려움이 없으나 전체적인 표본을 고정계수의 다항식으로 표기하는 것은 부적합하다. 따라서 추세의 경우 $(1-L)^d T_t = n_T(L)C_t$, $C_t \sim N(0, \sigma_c^2)$ 로 표기함으로써 예측시점이 변함에 따라 계수가 수정되는 다항식모형을 사용한다. 실질경기이론 (real business cycle theory)에서 널리 이용되고 있는 저빈도에서의 필터링인 HP필터는 사용상의 편의는 물론이고, 여러 비교연구의 기준이 되고 있으며 필터링의 결과 노동생산성의 둔화와 같은 근본적인 성장물의 지속적인 변화를 내포하는 정상과정 (stationary series)을 얻을 수 있으며, 마지막으로 경제성장과 경기순환을 개별적으로 취급하는 전통적인 견해에 부합한다. 그러나 이미 지적되었듯이 성장 또는 추세와 순환의 동적연관을 중요시하는 근래의 동적균형이론에서는 구체적이고 광범위한 교차빈도 (cross frequency)의 제약을 부가하므로 전통적인 순환과 성장의 구분에 기초한 필터링을 당연시 할 수 없는 문제가 있다.

결국 성장과 순환의 구분에 필요한 사전적 지식의 결여로 이러한 지식을 요구하지 않는 방법을 택하게 되는데, 이 경우 성장이론이 설명하고자 하는 성장부분이 인구 또는 기술적 요인, 자본충격의 누적등과 같이 시간에 따라 완만히 변화하는 것으로 정해진다. 이러한 성장의 定義에 기초한 접근방법은 중요한 체계적 변동이 성장에 대한 고려만으로 설명될 수 없다고

지적인 Mitchell의 분석에서도 찾아볼 수 있다. 결론적으로 확률적 추세가 합당하다고 판단되거나 추세와 순환의 상호연관에 대한 사전적 지식이 확실하지 않을 경우 성장부분의 추정을 위해 선택되는 HP필터는 임의의 판단소지가 적고 계산비용이 적기 때문에 중요경제시계열간의 공분산크기와 안정성을 검토하는데 유용하게 적용될 수 있다.

만약 종래의 습관대로 성장부분의 오차가 순환부분에 비해 무시할 정도일 경우 순환부분의 계산은 관찰치와 성장부분의 차이로 포착된다. 성장부분을 다소 일반적인 결정적요소와 확률과정으로 모형화하고 순환부분을 다른확률과정으로 표기할 경우 일반적 시계열분석으로 순환부분을 추정할 수 있다. 그러나 실제로 우리의 事前的 知識은 단지 성장부분이 시간에 따라 점진적으로 변화한다는 것이다. 이경우 다음의 절차에 따라 성장부분과 순환부분의 분해를 시도한다. 시계열 y_t 는 성장부분 g_t 와 순환부분 c_t 의 합이다. HP의 경우 $\{g_t\}$ 의 성장경로는 이차차분자승의 합이다. c_t 는 g_t 로부터의 편이인데 장기적으로 평균 0에 수렴한다. 이경우 성장 또는 추세부분은 다음의 동적계획문제에 대한 해로서 결정된다.

$$L(g_t, \lambda) = \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1}-g_t)-(g_t-g_{t-1})]^2, \lambda > 0$$

λ 가 커지면 보다 완만한 추세를 얻게된다. $\lambda \rightarrow \infty$ 이면 선형시간추세를 가진 최소화승에 의한 fit 이다. 순환부분과 성장부분의 이차차분이 평균 0, 분산 σ_1^2, σ_2^2 인 i.i.d.일 경우

$$\text{Min } L(g_t) \Rightarrow \text{Min } \{ \sigma_1^{-2} \sum_{t=1}^T c_t^2 + \sigma_2^{-2} \sum_{t=1}^T (\Delta^2 g_t)^2 \}$$

로 풀면 관찰치의 함수인 g_t 의 조건부기대치를 구할 수 있다. 즉 위의 식에서 $\lambda = \sigma_1 / \sigma_2$ 일 경우 위의 식은 아래의 최소화 문제와 동일하다. 위의 HP필터는 주글라와 콘트라티에프순환을 모두 성장부분으로 인식하고 高頻度의 변동만을 순환부분에 內包한다.

<確率分析>

우선 SW모형에 의한 표본내의 확률분석을 3가지 형태의 表記錯誤 (misspecification)를 중심으로 분석하면 첫째, 確率模型自體의 表記錯誤로 인해 선행과 동행지표에 내포된 정보가 예측확률에 반영이 제대로 되지 않는 경우이고 둘째가 景氣變化를 예측하는데 도움을 줄 수있는 변수의 누락 오차이고 셋째는 후퇴와 상승국면에서의 지속시간의존(duration dependence)이다. 지속시간의존이 확인될 경우 현재 상태의 지속시간은 다음 국면전환에 대한 정보를 제공한다. SW모형에서는 D_{it} 과 U_{it} 로 정의된 사상이 최소 6개월 이상의 국면지속이 없으므로 이러한 검토가 표기착오의 검정을 위해 필요하다. 이는 또한 국면지속과 관련된 변수들이 추가적으로 예측력을 가지는가에 대한 검토와 연결된다. 단지 확률자체가 μ_e, μ_r, σ 의 非線形函數이기 때문에 평균자승오차의 최소화는 반드시 不偏倚豫測으로 이어지지 않는다. 현 팽창이나 후퇴의 지속을 나타내는 변수를 M_t 라고 하면

$$M_t | t = E(M_t | R_t=1, x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots)$$

$M_e | t = M_r | t P_t | t + M_e | t (1-P_t | t)$ 는 現局面 持續時間의 기대치이다. 국면지속변수들에 대한 검토결과 [$M_r | t$ 와 $M_e | t$] 비선형의 문제가 제기되면 전체적으로 지속시간의존으로 인한 비선형표기문제가 제기되나 이 문제는 주로 단기 예측이 관련되고 다른 선행지수로도 해결되지 않는다. 한편 표본외의 확률분석은 개별지표에 의한 분석으로 $C_{t+k} | t - C_t | t = \alpha K + \sum_{i=1}^{11} A_{ki}(L) Z_{it}$ 를 추정함으로써 행한다. 여기서 $Z_t = (\Delta x_t', y_t')$ 는 선행지표를 가리키며 α 는 추세성장률이다.

<景氣後退와 回復의 定義變化>

위에서의 모수에 비해 관찰치가 상대적으로 부족해서 생기는 overfitting의 문제를 해결하고 경기후퇴와 회복의 定義에 내포되는 (μ_r, μ_e, σ_e) 모수를 변화시키는데 따르는 효과를 고려하여 경기후퇴를 4개월 까지 지속되는 사상(event)으로 정의할 수 있다. 그리고 경기후퇴의 정의를 다소 수정하는 것은 경기후퇴에 대한 확률을 크게 변화시키는지 검토

해보는 것도 중요하다. 또한 불충분한 표본을 가지고 너무 많은 모수를 추정하는 데서 야기되는 과모수의 문제를 검토하기 위해 다음의 표현을 생각할 수 있다.

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{it}^*$$

여기서 y_{it}^* 는 다음 방정식의 fitted 값이다.

$$C_{t+6}|_T - C_t|_T = \omega + \beta_i(L) y_{it} + r_i(L) \Delta C_t|_t + V_t$$

또한 지수 y_{it}^* 는 각각 $C_{t+6}|_T - C_t|_T$ 에 대한 예측치로서 종합지수의 구성은 결국 개별지표의 예측치를 결합하는 문제로 귀착된다. 가중치는 현재 미상무성지수와 같이 동일 가중치를 사용하거나

$C_{t+6}|_T - C_t|_T = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{it}^*$ 을 통해 최적 결합을 얻는 것이다.

V. 景氣局面의 豫測 및 把握

1. Neftci-Rudebusch-Diebold방법

경기지수자체에 관한 연구내용에 많은 발전이 있었지만 경기지수를 이용하여 경기국면을 분석하는데도 많은 발전이 있었다. 既存의 경기국면에 대한 판단은 단순한 연속법칙 즉, 2CD, 3CD법칙에 의존하였으나 경기변화의 내용이 복잡해 짐에 따라 연속법칙의 유용성이 저하되기 시작하였다. 경기국면을 예측하는데는 Zarnowitz나 Moore (1982)등의 성장률법칙(growth rate rule)에 기초한 축차신호(sequential signals) 법칙이 사용되었으나 신호를 구분할 만한 성장률의 시간에 따른 변화로 전환점에 대한 사전적인 신호의 역할이 제한되었다. 보다 최근에 발달되기 시작한 Neftci, Palash-Radecki, Diebold-Rudebusch등의 사용한 축차확률방법(sequential probability model)은 성장률법칙과 대조되는 확률법칙(probability rules)에 의존, 시계열을 사용하여 향후에 실현될 경기후퇴의 확률을 계산해내는데 이미 언급하였듯이 Kling등이 제시한 방법은 경기후퇴나 활황이 임박했다는 판단은 물론 이러한 사상들이 실현될 시점에 대한 정보도 제공한다. 확률법칙의 특징은 우리가 관찰하는 표본이 경기후퇴의 모집단 또는 경기호황의 모집단에서 유래한 것으로 구분하려는 데 있다.

우선 既存의 方法들이 표본을 독립적으로 보는 것에서 탈피하여 이전 전환점이후의 확률을 누적해나가는 Neftci의 방법을 중심으로 국면파악방법을 살펴보면 다음과 같다: 첫째, 확률분포를 정한다. 과거 시계열은 성장후퇴 또는 성장확장의 두가지 분포로 구분되는데 이들로 부터 과거의 확률분포를 계산한다 (smoother사용가능). 또는 偏倚(bias)를 각오하는 경우 단순히 정규분포등을 사용할 수도 있다. 둘째, 事前的 確率分布를 계산한다. 향후에 실현될 경기후퇴등에 대한 주관적인 확률분포를 계산한다. 여기서 경기후퇴나 활황이 최소의 지속시간이 지난경우 전환점의 확률은 현재의 국면이 얼마나 오래지속되었는 가와는 무관한가를 살펴볼 필요가 있다. 셋째, Neftci의 법칙을 적용한다. 최적정지규칙에 근거한 법칙이 예측하는 것은 발생의 시간이지 경제변수의 수준이 아니다. 넷째, 결과를 해석하는데 누적확률이 0.95를 초과하게 되면 전환점의 신호로 받아들인다. 다섯째, 일단 확률이 1.0에 도달하게 되면 그 상태에 머물러 있게 되므로 전환점이

실현된 후 확률을 다시 0.0으로 조정하여 다음 전환점에 대한 확률을 계산한다. 언급되었듯이 Niemira (1991) 등에 의하면 일본 영국 등 많은 국가에서 Neftci 법칙을 활용하여 성공적으로 국면을 파악할 수 있음을 확인할 수 있다.

구체적으로 Z를 轉換点 이후의 첫번째 기간을 나타내는 정수의 확률변수라고 하면 선행시계열 X_t 는 다음과 같다.

$$X_t \sim F_t^u(X_t) \quad 1 \leq t < Z$$

$$X_t \sim F_t^d(X_t) \quad Z \leq t$$

여기서 F_t^u , F_t^d 는 각각 upturn, downturn 분포이다.

$$X_t = (X_0, X_1, \dots, X_t)$$

t시점에서 X_t 데이터를 관찰하는 경우 $Z \leq t$ 의 확률은 Bayes 공식에 의해 다음과 같이 계산된다.

$$P(Z \leq t | X_t) = \frac{P(X | Z \leq t) P(Z \leq t)}{P(X_t)}$$

주어진 데이터를 가지고 전환점의 사후 확률을 $\pi_t = P(Z \leq t | X_t)$ 라고 정의하면

$$\pi_t = \frac{[\pi_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - \pi_{t-1})] f_t^d(X_t)}{\{[\pi_{t-1} + \Gamma_t^u (1 - \pi_{t-1})] f_t^d(X_t) + (1 - \pi_{t-1}) f_t^u(X_t) (1 - \Gamma_t^u)\}}$$

여기서 위의 공식을 적용하는 데 우리는 초기치와 함께 f_t^d , f_t^u 등의 확률밀도함수와 전이확률 Γ_t^u , Γ_t^d 를 알아야 한다. $\Gamma_t^u = P(Z=t | z_t)$ 는 두 번째 절차에서 계산하였던 事前的 確率이다. 또한 $f_t^d(X_t)$ 는 새로운 표본이 경기후퇴분포에서 유래되었을 확률인 반면 $f_t^u(X_t)$ 는 새로운 표본이 경기

활황분포에서 유래되었을 확률밀도이다. 이와같이 Neftci 방법은 다음과 같은 세가지 정보에 기초하여 선행지수의 움직임에 대한 통계적으로 최적인 평가를 가능케한다. 첫째, 선행지수의 최근 관찰치가 경기후퇴 또는 활황분포에서 유래하는 가에 대한 가능성이고 둘째, 과거평균치와 비교해본 현재 지속되고 있는 국면의 전환가능성 그리고 마지막으로 위의 두가지 정보가 지난달의 확률추정치와 결합되는 점이다. 결국 이러한 방법의 핵심은 경기 전환점을 확률분포의 급격한 轉換(switch)으로 인식하는데서 출발한다.

이러한 축차확률방법은 경기후퇴와 회복국면에서의 여러 시계열의 패턴이 크게 상이하다는 假定에 기초하는데 여기에서 얻은 정보는 경기국면자체를 예측하는데 필요한 손실함수를 표기하는데에도 필수적이다.

X_{1t} , X_{2t} 를 각각 선행과 동행지표라고 하면 이들 시계열들은 3가지 주요요소에 의해 영향을 받는데 첫번째 구성요소는 O_t 로 표시되는 2상태 마르코프과정으로 s_1 과 s_2 로 나타내는 호황과 불황의 경기순환을 결정한다. O_t 는 직접관찰되지 않으며 X_{1t} 에 영향을 준다. 두번째 구성요소는 시계열상관이 있는 확률변수로 마르코프과정의 실제상태에 부가되는 노이즈의 역할을 한다. 따라서 계량경제학자는 두 요소의 합을 관찰하지만 개별요소는 직접관찰할 수 없다. 이를 간단히 표시하면,

$$dX_{1t} = O_t dt + A_1(X_{1t})dt + B_1 dW_{1t}$$

$$dX_{2t} = O_t - u dt + A_2(X_{2t})dt + B_2 dW_{2t}$$

여기서 W 는 위너과정이고 B_1, B_2 는 관찰되는 선행과 동행지표의 분산이 1이 아니기 때문에 필요한 고정항이고 $A_i(X_{it})$ 는 X_{it} 의 시계열상관이 있는 구성요소이다. 또한 u 는 선행지수의 선행시차를 고려하기 위해 주어졌다. O_t 를 두상태를 번갈아 교차하는 일차마르코프과정이라고 하면 각각의 상태가 일어날 확률은

$$P(O_t = s_1) = p, \quad P(O_t = s_2) = 1-p$$

또한 轉移確率(transition probability)은

$$P(O_t = s_1 \mid O_{t-s} = s_1) = p_{11}(s)$$

$$P(O_t = s_2 \mid O_{t-s} = s_2) = p_{22}(s)$$

$$P(O_t = s_2 \mid O_{t-s} = s_1) = 1 - p_{11}(s)$$

$$P(O_t = s_1 \mid O_{t-s} = s_2) = 1 - p_{22}(s)$$

계량경제학자는 t 시점에서의 정보를 이용하여 마르코프과정의 상태를 유추하는 것이다. 정보집합을 I_t 로 표시하면 O_t 의 최적추정치는 다음에서 주어진다. 즉, $\text{Min } E\{(O_t - O_t^*)^2 \mid I_t\}$ $O_t \in I_t$ 으로부터 최적추정치는

$$\begin{aligned} O_t^* &= E[O_t \mid I_t] \\ &= s_1 P(O_t = s_1 \mid I_t) + s_2 P(O_t = s_2 \mid I_t) \\ &= (s_1 - s_2) P(O_{it} = s_1 \mid I_t) + s_1. \end{aligned}$$

따라서 추정치는 t 시점에서 주어진 정보하에서 O_t 가 s_1 상태에 있을 사후적 확률 $P(O_{it} = s_1 \mid I_t)$ 에 비례한다. 여기서 마르코프과정은 경기순환에서 생성되는 선행과 동행지표의 시계열상관부분을 포착함을 알 수 있다. 이제 월터로서의 역할을 하는 선행지수를 파악하기 위해 여러개의 선행지표를 생각해 보면

$$\begin{bmatrix} dX_{1t} = O_t dt + A_1 (X_{1t}) dt + B_1 dW_{1t} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ dX_{it} = O_t dt + A_1 (X_{it}) dt + B_1 dW_{1t} \end{bmatrix}$$

여기서 위너과정들은 i 에 대해 독립적이다. 또한 O_t 의 상태는 모든 선행지표에 동일한 영향을 행사하며 시차도 동일하다. 이제 다음의 선행지표로 구성된 선행지수에서

$$L_t = \alpha_1 X_{1t} + \dots + \alpha_k X_{kt}$$

$$\sum \alpha_i = 1$$

$$dL_t = \sum \alpha_i O_t + \sum \alpha_i A_i(X_i) + \sum \alpha_i \beta_{id} W_{it}$$

$$dL_t = O_t + \delta_t + \varepsilon_t$$

특히 X_{it} 간의 상관성이 경기순환에 의한 것이라면 O_t 는 선행지표의 시계열 상관성을 포착할 수 있고, δ_t 와 ε_t 를 무시할 수 있는 경우 선행지수는 O_t 를 예측하는데 사용할 수 있다. 따라서 선행지수는 O_t 등에 영향을 받을 때 경기순환의 신속한 평가방법으로 해석가능하며 전환점예측에 특별히 유용할 수 있다. 결론적으로 확률비선형시계열모형을 사용하여 선행지표를 선택하고 결합하는 방법을 既存의 선행지수작성에 대한 代替方法으로 생각해볼 수 있다. 그러나 경제시계열들이 相異한 局面에 의해 영향을 받고 이들 시계열들의 時系列相關이 심각하지 않을 경우 선행지표로 구성된 先行指數가 경기국면에 관해 提供하는 정보는 정확하지 않다.

2. Hamilton의 Markov-Switching 방법

Hamilton (1989)는 최근 국면변화를 겪는 경기순환의 특징을 보다 잘 포착하기 위한 모형을 개발하였는데 자기회귀모형의 母數는 離散狀態마르코프과정에 의해 결정되며 따라서 비정상과정의 평균성장률은 빈번한 離散轉換 (occasional, discrete shifts)에 의해 변동한다.

Neftci-Rudebusch-Diebold와 마찬가지로 현 경제상태를 직접 관찰할 수 없는 계량경제학자는 관찰가능한 시계열로부터 景氣局面에 관한 類推를 행한다. Hamilton모형에서는 이러한 유추에 필요한 비선형반복필터의 알고리즘을 제공하는데 이 필터를 이용할 경우 모집단의 모수를 추정할 수 있으며 또한 미래치를 예측할 수도 있다. 경기지수와 관련하여 중요한 Hamilton방법의 적용은 급격한 성장률의 전환이 빈번한 성장순환의 특징을 보다 정확하게 파악할 수 있을 뿐 아니라 통계청에서 정하는 기준순환일을 模型을 통해 계산해 낼 수 있으므로 현재 사용되고 있는 기준순환일의 타당성을 客觀的으로 評價할 수 있다.

이제 y_t 의 추세를 n_t 라고하고 경기상태를 호황이면 $S_t=1$ 불황이면 $S_t=0$ 으로 표시할 경우 마르코프추세항은 $n_t = a_0 + a_1 S_t + n_{t-1}$ 이고 상태간의 전이(transition)는 다음과 같이 일차마르코프과정을 따른다.

$$P(S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1) = p, \quad P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 1) = 1-p$$

$$P(S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0) = q, \quad P(S_t = 1 \mid S_{t-1} = 0) = 1-q$$

마르코프추세항은 성장을 $n_t - n_{t-1}$ 이 매시점에서 변하는 것이 아니고 빈번한 離散的 사상에 의해 변하는 것을 알 수 있다. 이러한 특징이 선형과정에 추가될 경우 선형필터로서는 최적의 예측치를 얻을 수 없는 비선형과정이 생성된다. 推定을 위해 다시 쓰면 $y_t^* = n_t + z_t^*$

$$z_t^* - z_{t-1}^* = h_1(z_{t-1}^* - z_{t-2}^*) + h_2(z_{t-2}^* - z_{t-3}^*) + \dots,$$

+ $h_r(z_{t-r}^* - z_{t-r-1}^*) + e_t$. e_t 는 추세항과 모든 시차에서 상관관계가 없다. 차분을 취하면 $y_t = a_0 + a_1 S_t + z_t$, $y_t = (y_t^* - y_{t-1}^*)$,

$$z_t = h_1 z_{t-1} + h_2 z_{t-2} + \dots + h_r z_{t-r} + e_t.$$

$$\text{여기서 } z_{t-j} = (z_{t-j}^* - z_{t-j-1}^*).$$

이제 계량경제학자는

$P[S_{t-1}=S_{t-1}, S_{t-2}=S_{t-2}, \dots, S_{t-r}=S_{t-r} \mid y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-r+1}]$ 를 이용하여 $P[S_t=S_t, S_{t-1}=S_{t-1}, \dots, S_{t-r+1}=S_{t-r+1} \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-r+1}]$ 를 계산하는데 이때 Hamilton이 개발할 필터를 사용하며 이 과정의 부산물로 推定에 이용되는 $f(y_t \mid y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-r+1})$ 의 조건부 우도함수를 얻어낸다. 또한 현재 얻을 수 있는 정보에 기초한 경기국면에 대한 정보는 위의 기본필터를 응용한 다음의 스무더(smoother)를 사용하여 얻어낸다. 즉,

$$P[S_t=S_t \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-r+1}] = \sum_{s(t-1)=0^1} \sum_{s(t-2)=0^1} \dots \sum_{s(t-r+1)=0^1}$$

$$P[S_t=S_t, S_{t-1}=S_{t-1}, \dots, S_{t-r+1}=S_{t-r+1} \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-r+1}].$$

한편 事後的인 基準循環日을 검토하기 위해서 사용할 수 있는 스무더는 $P[S_{t-1}=S_{t-1}, \dots, S_{t-r}=S_{t-r} \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-r+1}]$. EM알고리즘을 이용한 母數推定方法은 母數와 함께 경기국면에 대한 확률을 계산할 수 있게 해준다. 따라서 Hamilton의 마르코프 轉換表記는 성장률의 離散轉換으로 특징지워지는 경기순환의 기준일을 검토할 수 있는 객관적인 방법으로도 사용할 수 있다. 그러나 국면파악이나 예측에 관한 가장 발전된 이 방법의 사용에 앞서 실제로 잔차항의 이분산성을 기준으로 한 UC나 ARIMA등의 표기방법과의 비교를 통해 추세항에 마르코프과정을 내포시키는 표기를 평가하는 것이 중요하다.

VI. 要約 및 結論

지금까지 NBER의 후원아래 최근에 Stock과 Watson이 개발한 단일지수모형에 기초한 경기종합지수의 개발내용을 중점적으로 소개하였다. 특징적으로 새로 개발된 경기종합지수는 指數模型에 기초한 數學的 定義에 따라 작성되며 최근의 多變量統計理論의 적용을 용이하게 하여 경기의 후퇴와 회복에 대한 보다 객관적인 확률적 분석을 가능하게 한점이 큰 특징으로 부각된다. 既存의 경기종합지수가 경기후퇴나 회복의 실현에 관한 확률적 척도를 제공하지 못하였고 선행시차도 可變的이었던데 비해 SW지수는 상당히 향상된 지수로 볼 수 있다. 그러나 최근의 경험에서 알 수 있듯이 경기의 변동은 순환마다 다른 충격에 의해 야기되었음을 감안하면 지수작성에 있어 수학적 정교함과 함께 既存에 전통적으로 중요시 하였던 경기의 예측과 판단에 유용한 새로운 個別時系列의 발굴에 계속된 노력이 필요함을 알 수 있다.

그러나 최근에 경기지수와 관련된 최신이론의 적용노력과 최근 시계열의 통계적 특징인 경기확장이나 수축국면이 시간이 지남에 따라 끝날 확률이 커지거나 작아지는 局面持續時間 依存度 (duration dependence), 景氣後退局面과 回復局面의 非對稱性 (asymmetry), 動的展開의 非線形性 (nonlinearity) 등의 성질을 무시하지 않으려는 태도는 변화의 내용이 훨씬 복잡다양해진 근래의 경기변동현상을 제대로 파악하는데 꼭 필요한 것임을 循環과 趨勢의 表記에 관한 중요성, 單位根의 처리문제등에서 알 수 있다. 즉, 최근에 발전된 단위근계량경제학이 경기종합지수의 작성과정에 제시하는 시사점은 개별구성지표의 통계적 성질을 가중치와의 결합이전에 충분히 검토해야 한다는 점이다. 또한 개별시계열이 비정상성을 내포할 경우 구성지표의 선형결합시에 고려해야 할 공적분관계성립여부를 검토해야 한다. 이는 개별 시계열의 통계적 성질과 개별시계열들의 결합이 통계적성질에 미치는 영향이 최근의 단위근계량경제학을 중심으로 집중적으로 연구된 결과이다. 또한 이러한 指數의 開發과 더불어 景氣局面을 파악하거나 예측하는데 유용한 방법들이 Hamilton등에 의해 개발되어 위에서 지적된 특징을 가지는 근래의 경기순환을 파악하는데 도움을 줄 수 있다.

여러 연구결과를 통해서 알 수 있듯이 통계적기법이나 경제이론의 정교화로 景氣에 관한 정보를 수학적으로 표시할 수 있는 한 우리가 원하는 정보를 효과적으로 얻어낼 수 있음을 알았다. 또한 向後의 연구나 적용에서 유의하여야 할 점은 指數의 開發自體도 중요하지만 指數의 開發과 함께 주어진 지수나 기타 통계적 도구를 적절히 이용하여 현재나 미래의 경기에 대한 종합적인 정보를 얻어내는 신호추출체계의 연구가 동시에 이루어져야 한다는 점이다. 이는 既存의 指數와 새로운 指數模型에 기초한 指數를 동시에 Neftci법칙이나 Hamilton필터에 적용시킬 경우 경기국면에 대한 판단이 상이해질 수 있는 가능성을 시사한다.

한편 HP필터가 광범위하게 적용되는 最近의 均衡景氣理論인 실질경기 이론에서는 성장, 순환, 계절성을 일관된 체계하에서 연구하여야 한다는 취지를 내포하고 있다. 이는 既存에 임의적인 구분에 따른 時系列의 分解가 時系列間의 움직임을 설명하는 데 부적합한 면이 많다는 실증적 관찰에서 출발한다. 따라서 최근의 연구경향은 데이터에 의해 기각되지 않는 제약을 절약적으로 사용하여 시계열간의 상관관계를 분석하는데 있어 지지되지 않는 제약으로 인한 偏倚(bias)를 최소화하는 데 중점을 두고 있다. 이미 지적되었듯이 추세와 순환의 연관을 무시한 통계적 처리는 指數模型과 같이 모형에 기초한 지수작성에 무시할 수 없는 시사점을 제공하나 현실적으로 事前的 知識이 결여된 상태에서 既存의 硬直된 假定을 완화한 실제적인 접근방법으로서의 SW지수와 HP필터링은 전통적인 추세와 순환의 구분에 기초하고 있음을 알 수 있다. 따라서 추세와 순환의 동적연관에 관한 事前的 知識을 내포하는 경우와 이 밖에 SW지수에서 看過하였던 계절조정에 관한 문제를 최근에 확립되기 시작한 모형에 기초한 계절조정(model based seasonal adjustment)방법과 연관시켜 생각해야 하는데 이는 지수모형의 제약이 지수작성에 쓰이는 개별지표의 계절성에도 제약을 가하기 때문이다. 이 문제는 追後의 연구과제로 남는다.

<참고문헌>

- Hamilton, J.D., 1988, A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle, *Journal of Political Economy* 96, 593-617.
- _____, 1989, A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica* 57, 357-384.
- _____, 1990, Analysis of Time Series subject to Changes in Regime, *Journal of Econometrics* 45, 39-70.
- S. Johansen, 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- King, R.G., S.T. Rebelo, 1989, Low Frequency Filtering and Real Business Cycle, Rochester Center for Economic Research Working Paper no. 205.
- K. Lahiri, J.H. Moore, 1991, *Leading Economic Indicators* (Cambridge: Cambridge University).
- Kling, J.L., 1987, Predicting the Turning Points of Business and Economic Time Series, *Journal of Business* 60, 201-238.
- Sargent, T.J., 1989, Two Models of Measurements and the Investment Accelerator, *Journal of Political Economy* 97, 251-286.
- Stock, J.H., M.W. Watson, 1988, Testing for Common Trends, *Journal of American Statistical Association* 83, 1097-1107.

제 2 편

선행지수를 이용한 경기전환점의 예측

* 제 2 편의 원고는 고려대학교의 김기화 교수가
집필 하였습니다.

I. 선행종합지수를 이용한 경기예측

합리적인 의사결정을 내리기 위해서는 미래의 경기의 변화방향을 정확히 예측하는 것이 매우 중요하다. 이러한 관점에서 경제학자나 정부기관에서는 경기예측을 위한 다양한 방법들을 개발하였으며 대표적인 방법으로는 거시계량경제모형을 이용하는 것, 시계열모형(ARIMA 모형)을 이용하는 방법, 그리고 경기지수를 이용하는 방법등이 있다. 경기지수 중에서도 경기종합지수를 이용한 경기예측방법은 경제이론에 근거하지 않고 각 시계열들의 특성을 분석하여 그 결과를 경기예측에 이용하는 것을 뜻한다. 여기서 말하는 특성이란 각 시계열들의 전환점간의 선행, 동행, 후행관계를 뜻한다. 이러한 특성에 입각하여 경기종합지수는 선행지수, 동행지수, 후행지수의 세 종류로 구분된다.

본 보고서의 목적은 선행지수를 이용한 경기전환점 예측기법들의 특성과 한계를 평가하고자 하는데 있다. 경기예측에서 전환점예측은 특히 어려운 분야에 속한다. 그 중요한 이유는 경기순환이 규칙적이지 아니며 경기확장 국면과 경기수축 국면에서의 시계열의 파생과정(generating mechanism)이 서로 다르기 때문이다. 이러한 경기전환점 예측에는 경기 선행지수를 이용하는 것이 다른 경기예측 방법에 비해 우수하다고 알려져 있으나 여전히 어려운 분야에 속하는 것이 현실이다.

1. 선행지수의 유용성

선행지수를 이용하여 경기전환점을 예측할 수 있다는 것의 근거는 선행지수의 변화가 경제활동의 총체적인 변화, 예를 들어 기준순환(reference cycle)의 변화에 선행하여 나타난다는 데에 있다. 다시말해 선행지수가 상승(하락)하면 미래의 경기가 확장(수축)될 것이라고 판단할 수 있다는 것이다. 이러한 점에서 선행지수는 경기예측에 이용될 수 있으나 선행지수를 이용하여 경기변화를 예측하려고 할 때 선행지수는 기본적으로 다음과 같은 조건을 만족시켜야 한다.(Palash Radecki(1985, P.37)).

<선행지수의 조건>

- (1) 선행지수의 경기전환점 예측은 정확해야 한다. 과거의 실제전환점을 모두 포착해야됨은 물론이며 거짓신호(false signal)가 없어야 된다.
- (2) 선행기간(lead time), 즉 선행지표가 나타내주는 전환점에 관한 신호와 실제전환점과의 시차는 그 변화가 너무 심하지 않아야 한다.
- (3) 선행기간은 너무 짧거나 길어서는 않된다. 대략 1-12개월의 기간을 인정하고 있다.
- (4) 경제활동의 복잡한 인과관계에 비추어 볼 때 단일지표보다는 여러 지표들의 예측능력이 더 나아야 한다.
- (5) 선행지수의 선정은 이론적인 근거를 바탕으로 하여 이루어져야 된다. 그렇지 않다면 신호의 신뢰성에 대한 의문이 제기될 수 있다.

선행지수가 비록 기준순환에 비해 선행한다는 특성을 갖고 있기 때문에 경기예측에 이용할 수 있으나 반드시 좋은 결과를 얻게되는 것은 아니다. 이점이 경기예측지표로서 선행지수가 안고 있는 기본적인 한계점이라 하겠다.

2. 선행지수의 한계

Sargent(1987), Neftci(1979)는 한 시계열 Y_t 가 다른 시계열 X_t 에 비해 선행한다해서 Y_t 를 이용한 X_t 의 예측이 X_t 의 과거치만을 이용한 결과보다 반드시 더 낫다는 보장이 없다는 것을 이론적으로 증명하였다. 다시말해 한 시계열이 다른 시계열에 선행한다는 것은 유용한 예측을 얻을 수 있는 필요조건도 충분조건도 아니라는 것을 의미한다. 다음과 같은 경우를 생각해 보자.

$$X_t = aX_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = X_t - X_{t-1} + u_t$$

이 체계에서는 X_t 는 오직 과거의 값에 의해서만 결정되며 X_t 변화가 Y_t 변화를 결정하는 원인변수(causally prior)가 되고 있다. 그러나 이 두 시계열 X_t 와 Y_t 의 선후관계를 나타내주는 국면스펙트럼(phase spectrum)을 구해보면 우리는 Y_t 가 X_t 에 선행하는 변수임을 알 수 있다(이의 증명을 위해서는 spectrum, cross - spectrum에 관한 설명이 먼저 이루어져야만 되므로 여기서는 자세한 증명을 생략하기로 한다. 자세한 내용은 Sargent(1987, pp.271 - 273), Neftci(1979)를 참조하기 바란다).

따라서 선행지수의 전환점이 기준순환, 혹은 동행지수(coincident indicator)의 전환점에 선행한다해도 예측에는 유용하지 못할 수가 있으며 오히려 정반대로 동행지수가 선행지수의 원인변수가 될 수도 있는 것이다.

둘째, 선행지수를 이용한 경기전환점예측은 거짓신호로 인하여 판단이 잘못될 우려가 있다. 또한 선행지수가 완벽할 수가 없으며 경제구조의 변화에 따라 선행기간 자체가 불규칙할 수가 있기 때문에 선행지수를 이용한 경기예측이 정확하다고 확신할 수가 없게 된다. 선행지수가 갖는 이러한 문제점은 Gorton(1982)에 의해 지적되고 있다. 이 점은 앞으로 계속 다루게 된다.

3. 선행지수를 이용한 경기전환점 예측

선행지수를 이용한 경기전환점의 예측은 선행지수가 나타내주는 전환점에 관한 신호(signal)를 이용하는 방식을 따르며 신호의 기준과 평가방법에 따라 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 첫째는 선행지수의 증가율을 이용하는 확정적 방법이며 이 중에는 2연속 혹은 3연속 하락법칙(2CD, 3CD), 연속신호법칙(sequential signal), Okun의 법칙, 하이만즈 법칙 등이 있다. 둘째는 확률적 방법으로서 Neftci(1982)의 원칙이 대표적인 것이다.

II. 확정적 법칙

전환점예측에 관한 확정적법칙(deterministic rule)이란 예측시점으로부터 몇개월뒤에 전환점이 발생한다고 확정적인 판단을 내리는 것을 의미한다. 이 법칙에서는 기본적으로 선행지수의 변화, 즉 증감을 기준으로 하여 전환점에 관한 신호를 보내게 된다.

1. 2연속 법칙

선행지수를 이용한 경기전환점의 예측 중에서 정점(peak)의 신호를 파악하는 고전적인 예는 선행지표의 2번 연속 또는 3번 연속 하락을 이용하는 것이다. 이러한 의미에서 이 법칙을 2연속 법칙 혹은 3연속 법칙(3CD: three consecutive decline)이라 부른다. 만일 선행지수가 지속적으로 증가(하락)하고 있고 실제로 경기가 확장(수축)하고 있는 경우에 있는 경우에 선행지수가 2-3 개월 계속하여 하락(증가)하면 우리는 이러한 변화를 경기 후퇴(회복)의 신호로 판단할 수 있을 것이다. 3연속 법칙을 이용한 전환점 예측의 문제점으로는 ①거짓신호가 나타날 가능성이 많으며 ②선행기간(lead time)이 매우 불규칙하고 가변적이며 ③일시적인 경기후퇴와 심각한 불황을 구분하기가 어렵다는 점을 들 수 있다. 기호를 이용하여 이 법칙을 기술하면 X_t 를 시점 t 에 있어서 선행지수의 증가율이라고 할 때 만약 $X_t < 0$ 이고 $X_{t-1} < 0$ 이거나 혹은 $X_t < 0$ 이고 $X_{t+1} < 0$ 이면 t 시점의 경기는 위축기로 진입했다고 판단한다.

예를 들어 1988년 1월이 경기순환의 정점이라고 하자. 만일 선행지수가 1987년 10월 부터 계속하락하고 있었다면 2CD 법칙에 따르는 경우 정점은 1987년 12월에 발생한다고 예측되므로 선행기간은 1개월 된다. 반면에 3CD 법칙에 따르면 선행기간은 0이 된다.

2CD 나 3CD 법칙에 입각한 전환점예측에는 거짓신호와 가변적인 선행기간의 문제가 발생한다는 데에 대해서는 많은 실증연구가 있다. 그 중 하나로서 Palash-Radecki(1985)의 분석결과를 보면 1953년 7월 부터 1981년 7월 까지의 미국경제의 정점예측을 이러한 방법으로 했을 경우 2CD 법칙에 의한 거짓신호는 12번이었고 3CD법칙에 의한 거짓 신호는 8번이었다. 그리고 선행

기간은 2CD법칙에서는 2 - 15개월이었으며 3CD법칙에서는 2 - 11개월로서 커다란 편차를 보이고 있음을 알 수 있다.

한국경제에서 전환점예측에 이 방법을 적용한 예로서는 박동순(1990)을 들 수 있다. 1970년 이후 1988년까지의 정점과 저점예측에 2CD 와 3CD법칙을 적용한 분석결과는 다음과 같다.

- 정점예측의 경우 - 74년 2월의 정점신호만이 유용하였다.
 - 79년 2월과 84년 2월의 정점예측에는 오히려 후행성을 보이고 있으며 88년 1월의 경우는 신호를 보내지 못하였다.

- 저점예측의 경우 - 72년 3월부터 85년 9월까지의 4번이 저점에 관해서 신호를 보내고 있다.
 - 그러나 그 선행기간이 2CD법칙에서는 1 -15개월이며 3CD법칙에서는 0 - 14개월이다.
 - 2CD법칙이나 3CD법칙모두 한번의 거짓신호를 보내고 있다.

Steckler - Schepsman(1973)은 이와 유사한 방법에 의하여 1948 - 1970년의 미국경제의 전환점예측에 있어서 선행지수의 유용성을 평가하고 있다. 선행지수의 증감에 입각한 전환점예측에는 많은 거짓신호가 나타난 것을 이들의 분석에서도 확인할 수 있다.

2. 연속신호법칙

Zarnowitz - Moore(1982)는 2차대전 이후 미국의 경기순환에 관한 분석을 통하여 경기종합지수를 이용하여 경기전환점을 예측할 수 있는 방법을 제시하였다. 이러한 방법을 그들은 연속신호(sequential signals)법칙이라 불렀으며 이 방법은 선행종합지수의 증가율(L)과 동행종합지수의 증가율(C)의 변화를 이용하는 것이다. 경기순환의 정점과 저점이 도래할 것이라는 신호는 다음과 같은 3종류의 연속신호들이 맨 처음 관찰되는 시점에서 발생한다.

가. 정점에 관한 신호

- 신호 1(P₁) : 선행지수의 증가율이 3.3%이하로 하락하고, 동행지수의 증가율은 0보다 크다. ($L < 3.3$ $C > 0$).
- 신호 2(P₂) : 선행지수의 증가율이 0보다 작아지고, 동행지수의 증가율이 3.3%이하가 된다. ($L < 0$ $C < 3.3$).
- 신호 3(P₃) : 선행지수와 동행지수의 증가율이 모두 0이하가 된다. ($L < 0$ $C < 0$).

경기순환의 실제정점은 신호 3(P₃) 근처에서 나타날 가능성이 가장 높다.

나. 저점에 관한 신호

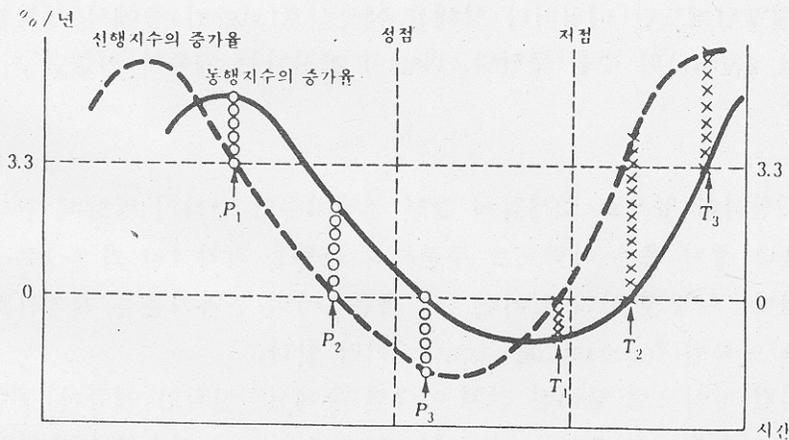
- 신호 1(T₁) : 선행지수의 증가율이 0보다 높으나, 동행지수의 증가율은 0보다 작다. ($L > 0$ $C < 0$). 따라서 경기의 저점에 관한 첫번째 신호(T₁)는 반드시 경기의 정점에 관한 세번째 신호(P₃)보다 뒤에 나타나게 된다
- 신호 2(T₂) : 선행지수의 증가율은 3.3%보다 높으며, 동행지수의 증가율은 0보다 크다. ($L > 3.3$ $C > 0$).
- 신호 3(T₃) : 선행지수와 동행지수의 증가율이 모두 3.3%보다 높다. ($L > 3.3$ $C > 3.3$).

경기순환의 실제저점은 신호 1(T₁) 근처에서 나타날 가능성이 가장 높다.

실제자료의 이용과정에서는 잠정치, 수정치, 확정치들의 단계를 거치게 된다. 확정치를 이용하는 것이 가장 바람직하나 이에는 그 만큼 시간이 요구되어 경기전환점의 파악도 느려지게 되므로 대부분은 잠정치를 이용하게 된다. 이에 따르는 문제 및 자료의 불규칙요인(random component)으로 인한 오차를 고려하여 Zarnowitz - Moore는 위에서 제시한 신호에 $\pm 1.0\%$ 의 상하한선을 이용할 것을 권장한다. 이들이 사용한 기준치 3.3%는 1948 - 1975년간의 미국의 평균성장률(trend growth rate)이다. 따라서 이들의 방법을 한국경제에 적용할 경우에는 3.3%의 기준치가 달라져야 될 것이다. 참고로 한국경제의 1970 - 1989년간의 평균성장률은 8.4%이다.

연속신호법칙은 2CD나 3CD법칙과는 달리 선행지수와 동행지수의 변화를 동시에 이용한 전환점예측기법이다. 이 법칙을 이용하여 한국의 경기순환의 전환점을 파악하고자 하는 연구보고서는 한국은행(1990)의 결과를 들 수 있다. 동 연구에 따르면 연속신호법칙에 의한 경기전환점예측은 양호한 결과를 제시해주고 있으며 정점예측의 선행기간은 평균 4개월이며 저점예측의 경우는 평균 1개월 뒤에 신호를 보내고 있다.(한국은행 1990, P 8).

그림 2-1 정점과 저점에 관한 연속신호.



출처: Zarnowitz - Moore(1982), p. 33.

3. Okun의 법칙

Okun(1960)을 선행지수를 이용하여 이루어지는 전환점예측의 정확성을 평가할 수 있는 기준을 제시하고 있다. 경기예측에 있어서 중요한 점은 미래의 경기의 변화방향을 제시해주는 신호(signal)보다는 그러한 방향전환이 언제 일어날 것인가를 알려주는 신호라는 것을 Okun은 강조하고 있다. 다시 말해 전환점의 시기(timing)가 문제인 것이다. 이러한 목적에 활용하기 위하여 Okun은 다음과 같은 두가지의 평가기준을 제시하고 있다. 그 중 하나가 『잔여중앙값기간』(median remaining-length)법칙이며 또 하나는 『처음 n개의 지표』(first n indicators)원칙이다.

가. 잔여중앙값기간 법칙

Okun은 매월마다 행해지는 예측치의 정확성을 평가할 수 있는 평점제도(scoring system)을 제시하고 있다. 『잔여중앙값기간』원칙이란 예측오류를 최소화시키고 높은 평점을 얻을 수 있는 예측원칙을 의미한다. Okun은 자신이 제시하는 평점제도를 예측월평점제도(forecasting-months scoring)라 부르고 있다.

(1) 예측월평점제도

예측월평점제도란 매월마다 행해진 예측신호(signal)중에서 정확한 예측(correct signal)의 수를 뜻한다. Okun이 제시하는 예측의 기준은 다음과 같다.

- ① 매월마다 앞으로 12개월에 걸친 선행지수의 변화의 방향에 관한 예측을 증가 혹은 하락으로 구분하여 이들을 각각 (+) 와 (-)로 표시한다. 이렇게 하여 얻어진 (+) 혹은 (-)의 관측치들을 예측신호 혹은 예측월(forecasting-months)이라 한다.
- ② 이런 방식으로 행해진 전체 예측월 중에서 정확한 예측의 갯수가 바로 예측의 정확성을 나타내는 척도이다. 이 갯수를 예측월평점이라 부른다.

예를 들어보자. 매월마다 12개월 앞의 선행지수의 변화방향을 예측한다고 가정하자.

- 앞으로 12개월 이내에 전환점이 나타나지 않는다고 판단한다면, 예측시 점이 팽창국면에 속해있는 경우에는 12개의 (+)신호가 나타나며 위축국면에 속해 있는 경우에는 12개의 (-)신호가 나타날 것이다.
- 팽창국면의 어느시점에서 앞으로 정점발생을 예측했다고 하자. 이 경우에는 7개의 (+)신호가 있고 나서 5개의 (-)신호가 나타난다.
- 이런 식으로 매월마다 12개의 (+) 혹은 (-)신호를 도출한다면 1년 동안 총 144개의 예측월(forecasting-months)이 얻어진다.
- 이 중에서 정확한 예측신호의 갯수가 바로 평점이 된다.

이러한 기준은 앞으로 12개월 이내에 경기순환의 국면전환이 발생하지 않는다는 정태모형(naive model)에서 부터 얻어지는 것이며 다음과 같은 가정위에서 기초하고 있다.

- ① 미래의 12개 신호에 대한 가중치가 동일하다고 가정한다.
- ② 제 1종의 과오와 제 2종의 과오가 동일한 가중치를 갖는다. 여기서 귀무가설은 12개월 이내에 전환점이 발생하지 않는다는 것이다. 이 경우 제 1종의 과오는 귀무가설이 맞는데 전환점이 발생한다고 예측하는 오류이며 제 2종의 과오는 전환점이 발생하는 데도 국면변환이 발생하지 않는다고 예측하는 오류이다. 두번째의 가정은 전환점의 발생을 지나치게 발생 예측하는 것과 지나치게 늦게 예측하는 경우를 동일하게 취급한다는 것을 의미한다.

- ③ 어느시점에서 행해진 전환점예측의 오류는 그 오류의 크기에 비례하여 벌칙을 부여한다. 예를 들어 2개월 예측이 잘못된 것을 1개월 예측이 잘못된 경우보다 2배 나쁜 예측이라고 평가한다.

(2) 잔여 중앙값기간 법칙

위에서 제시한 예측월평점제도에 따라 전환점을 예측할때 예측오류를 최소화 할 수 있는 방법이 잔여중앙값기간법칙이다. 이 법칙에 입각한 예측은 다음과 같이 이루어진다.

- ① 과거에 발생한 경기순환의 국면별 중앙값기간(median length)을 구한다. 이 기간을 M이라 하자.
- ② 가장 최근에 발생한 전환점으로 부터 현시점까지의 경과된 시점을 K라 하자. 그러면 잔여중앙값기간은 M-K가 된다.
- ③ 전환점으로 부터 K월이 경과한 현시점에서 행해지는 미래의 전환점 발생에 관한 최적예측치는 정점예측의 경우 M-K개의 (+)신호와 12-(M-K)개의 (-)신호가 된다. (저점예측시에는 M-K개의(-)신호와 12-(M-K)개의 (+)신호가 된다).
- ④ 이런 방식으로 행해진 예측신호 중에서 틀린 것들의 갯수를 가지고 평점을 부여한다.

잔여중앙값기간원칙은 과거 경기순환과정에서 나타난 각 국면별 중앙값기간 만큼 시간이 경과한 시점에서 전환점이 발생한다고 예측할 때 예측오류가 최소화 된다는 것을 의미한다. 왜냐하면 특정시계열들의 절대편차(absolute deviation)를 그 시계열의 중앙값으로 부터 측정할 때 편차들의 합이 최소화되기 때문이다. 따라서 이 법칙에 따른다면 현재시점이 바로전에 발생한 전환점으로 부터 K월이 경과한 뒤의 시점인 경우에는 M-K월 뒤에 새로운 전환점이 발생한다고 예측하는 것이 예측오류를 최소화시키게 된다.

만일 잔여중앙값기간이 12개월보다 크다면 이 법칙에 따른 미래 12개월간에 걸친 예측은 정태모형의 예측치와 일치하게 된다. 다시 말해 Okun이 제시한 이 원칙은 정태모형을 수정한 것이라 하겠다.

예를 들어보자. 한국의 경우 1970년 이후 팽창국면은 4번있었으며 각 국면의 기간은 23, 44, 41, 29개월이었다. 이 경우 중앙값은 42.5월이다. 위축국면은 1989년 7월까지 4번있었으며 각 국면의 기간은 16, 19, 19, 19개월이었다. 따라서 수축국면의 중앙값은 19개월이다.

① 정점예측의 경우 : 현 시점이 1987년 1월이라 하자. 바로 전의 저점이 1985년 9월에 발생했으므로 경과기간 $K=17$ 이 된다. 그리고 팽창국면은 중앙값 $M=42.5$ 이므로 잔여중앙값기간은 $M-K=25.5$ 가 된다. 이 경우 Okun의 법칙에 입각하여 1987년 1월 시점에서 12개월 앞의 경기방향을 예측한다면 최적예측치는 12개의 (+)신호가 된다. 다시 말해 12개월 이내에 정점이 발생하지 않는다고 예측하는 것이다.

② 저점예측의 경우 : 현 시점이 1988년 10월이라 하자. 바로 전의 정점이 1988년 1월에 발생했으므로 $K=9$ 가 된다. 그리고 위축 국면의 경우 $M=19$ 이므로 $M-K=10$ 이 된다. 즉 잔여중앙값이 10이되는 것이다. 따라서 이 경우의 최적예측치는 10개의 (-)신호와 2개의 (+)신호가 된다. 다시 말해 1988년 10월부터 10개월이 경과한 뒤인 1989년 8월에 저점이 발생한다고 예측하는 것이 최적예측인 것이다.

잔여중앙값기간원칙은 과거의 정보를 이용한 예측방법이다. 따라서 과거 경기순환과정에서 나타난 순환국면의 기간이 길수록 정태모형에 입각한 예측이 잔여중앙값기간원칙에 따른 예측보다 더 좋은 평점을 받게 된다.

이 원칙에 입각하여 전환점예측이 이루어지는 경우 전환점 발생신호가 지나치게 빨리 나타날 수가 있다.(premature signal의 문제). 이런 문제를 해결하기 위하여 Okun이 제시하는 또하나의 법칙이 『처음 n개 지표』 법칙이다.

나. 처음 n개 지표 원칙

전환점발생신호가 지나치게 빨리 발생하는 문제를 제거할 수 있는 방법인 『처음 n개 지표』 원칙은 선행지수의 구성지표들의 예측신호를 결합하여 최종적인 판단을 내리는 방법이다. 이 방법은 선행지수의 각 구성지표들을 동일하게 취급하는 것을 전제로 하고 있다. 이 원칙에 입각한 예측은 다음과 같은 방식으로 이루어진다.

- ① 선행지수의 각 구성지표에 대하여 『잔여중앙값기간』 원칙을 적용하여 (+)신호와 (-)신호를 도출한다.
- ② 각 지표중에서 n번째 전환점발생신호를 보내는 시점을 전환점발생 시점으로 파악한다.

예를 들어보자 선행지수가 10개의 지표로 구성되어 있다 하자. $n=3$ 이라면 예측은 다음과 같이 이루어진다.: 10개의 구성지표중에서 3번째로 (-)신호를 보내는 시점에서 정점발생에 관한 신호가 나타난 것으로 본다.

이 방법에서는 n 의 선정에 따른 이해상충(trade off)이 발생한다. n 이 커지면 전환점발생신호가 늦게 나타나지만 거짓신호가 나타날 가능성은 줄어드는 반면에 n 이 작아지면 지나치게 빨리 신호가 나타날 수 있다. McNees(1987)는 이러한 이해상충현상이 내포하는 의미를 설명하고 있다. Okun은 1920 - 1954년간의 미국자료를 총 8개의 구성지표중에서 $n=5$ 로 했을 때 정점예측의 예측오차가 최소화되고 저점예측의 경우에는 $n=2$ 인 경우가 가장 최적하다는 결과를 제시하고 있다.

Okun의 법칙은 3.1절에서 설명하는 Neftci(1982)의 확률법칙과 결합하여 사용할 수도 있다. 자세한 내용은 후에 설명하기로 한다.

4. Hymans의 법칙과 스펙트럼 선행지수

Hymans(1973)는 NBER에서 작성·발표하는 선행종합지수(LI)의 문제점을 지적하면서 이에 대체될 수 있는 새로운 지표로서 스펙트럼선행지수(SLI : Spectrum Leading Indicator)를 제시하고 있다. 이를 위하여 Hymans는 먼저 선행종합지수의 평가기준을 제시하고 이러한 기준에 입각하여 LI를 평가하고 있다.

가. 선행종합지수의 평가기준

Hymans는 선행지수의 생명력은 동태적인 경제활동의 변화방향에 관한 신호, 즉 경기전환점에 관한 신호를 제시해 주는데 있다고 간주한다. 따라서 선행지수는 이러한 신호를 사전에 정확히 결정할 수 있는 어떤 기준에 따라서 평가되어야 한다고 주장하면서 다음의 3가지 기본원칙을 제시하고 있다.

(1) Hymans의 법칙

- 첫째, 거짓신호(false signal)을 제거할 수 있는 방법을 제시하여야 한다.
- 둘째, 거짓신호를 제거하는 과정에서 선행지수가 갖는 고유의 선행기간(lead time)을 축소시키지 말아야 한다.
- 셋째, 사용에 편리해야 한다.

이러한 원칙에 입각하여 행해진 많은 실험을 통하여 Hymans는 다음과 같은 5가지 판단기준을 제시하고 있다.

- ① 선행지수를 이용한 예측은 매월 실시하여 그 결과를 경기국면에 변화가 없다(NC), 정점이 다가온다(P), 저점이 다가온다(T)로 구분한다.

- ② t시점에서 나타난 신호를 이용하여 t+1시점의 경기예측을 행한다.
- ③ 경기확장국면에서 선행지수가 2번 연속 하락하면 두번째 연속하락이 발생한 다음달에 정점이 도래할 것으로 예측한다. 다시말해 두번째 연속하락이 발생한 다음 달의 예측은 P가 된다.
- ④ 경기확장국면에서 선행지수가 2번 연속하락한 다음에 다시 2번 연속 상승하면 처음의 하락신호는 거짓신호이므로 경기방향의 판단은 정점이 다가온다(P)가 아니라 변화가 없다(NC)가 된다.
- ⑤ 경기수축국면에서는 정확히 대칭적이다. 즉 경기수축국면에서 연속 상승하면 저점이 다가온다(T)로 예측한다. 그러나 2번 연속상승한 다음에 다시 2번 연속하락하면 이는 거짓신호로 판단하여 저점이 다가온다(T)가 아니라 변화가 없다(NC)로 판단한다.

이러한 기준은 현재의 경기상황이 확장국면에 속해 있는지 아니면 수축국면에 속해 있는지를 알고 있다는 것을 전제로 하고 있다. 이러한 다섯가지 원칙에 따라서 선행지수를 평가할 때는 구체적으로 다음과 같은 방식을 취하게 된다.

첫째, 만일 t시점에 정점이 발생했다면 t-3, t-2, t-1, t, t+1, t+2시점에 관한 정확한 예측은 모두 P가 되어야 한다. 다시 말해 정점 예측에 있어서는 3개월의 선행기간과 2개월의 후행기간이 요구된다.

둘째, 선행기간이 3개월보다 길 수도 있다. 따라서 9개월의 선행기간을 갖는 정점예측 P도 정확한 것으로 간주한다. 다만 이 경우에 있어서는 실제 정점이 나타난 시전에 까지 연속적인 P예측이 계속 되어야 한다.

셋째, 저점예측 T의 경우도 비슷하다. 다만 선행기간은 3개월 대신 2개월로 축소되며 최대 선행기간도 9개월이 아니라 6개월로 짧아진다.

넷째, 위의 세원칙에 해당되지 않는 모든 시점(월)에 대해서는 NC라고 판단한다.

(2) 선행지수에 대한 평가

Hymans는 자신이 제시한 이러한 법칙에 입각하여 1948 -1971년 사이의 선행지수의 전환점예측능력을 평가하였으며 주요한 결론은 다음과 같다.

첫째, 평균선행시차(median lead time)는 매우 가변적이다.

둘째, 정점예측의 경우 거짓신호를 보내는 경우가 49.1%나 된다(반면 저점예측의 경우 거짓신호는 전혀 없었다).

셋째, 무신호(no signal)를 보내는 경우도 많았다. 정점발생에 관한 신호를 보내지 못한 경우는 32.6%이며 저점발생에 관한 신호를 보내지 못한 경우는 24.2%이다.

넷째, 선행지수의 문제점중 하나는 평균과정에서 사용하는 가중치가 각 구성지표들의 중요성을 정확히 반영하지 못하고 있다는 점이다. 예를 들어 동행지수를 종속변수로 하고 선행지수의 구성지표들을 설명변수로 사용한 회귀분석에서 얻어지는 가중치(즉 각 계수값들의 크기)와 실제 사용된 가중치와는 큰 차이가 나고 있다. (이 점은 Auerbach(1982)도 지적하고 있다.)

이상의 문제점을 해결 할 수 있는 한 방안으로서 Hymans는 스펙트럼선행지수(SLI)를 제시하고 있다. SLI에 관한 설명을 하기 전에 위에서 제시한 Hymans의 평가기준이 갖은 문제점을 제시하고자 한다.

(3) Hymans 법칙의 문제점

Shiskin(1973)에 따르면 Hymans의 법칙에 따라 정점을 판단하려 할 경우 다음과 같은 4종류의 잘못을 범할 수가 있다.

첫째, 진정한 정점을 정점이 아니라고 판단할 수 있다. 예를 들어 다음과 같은 경우가 이에 해당된다.

월	t-9	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t
선행지수값	120	100	95	100	105	105	95	90	95	90
예 측		NC	P	P	NC	NC	NC	P	P	P

t시점에서 실제 정점이 발생했다고 하자. Hymans의 법칙에 따르면 t-7시점에서 예측은 P가 된다. 그러나 t-5시점에서는 이 예측이 취소되고 NC로 바뀌다가 t-2기에는 다시 P로 예측된다. 따라서 이 경우에는 t-7시점에 행한 정적예측을 거짓신호로 간주하게 돼 버린다.

둘째, 거짓정점(false peak)을 정점이라고 판단할 수 있다. 아래와 같은 경우가 이 예에 속한다.

월	t-9	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t
선행지수값	100	95	90	105	100	105	100	110	105	115
예 측		NC	P	P	P	P	P	P	P	P

Hymans법칙에 따르면 t-7기에서 행하는 예측은 P가 된다. 그리고 그 이후 시점에서 2번 연속 상승하는 경우가 없으므로 예측 P는 계속 유지 된다. 만일 t시점이 정점발생시점이 아니라면 이들 예측은 잘못된 것이 되어버린다.

셋째, 거짓정점신호를 반복적으로 보낼수 있다.

월	t-9	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t
선행지수	110	105	100	105	110	105	100	105	110	105
예 측		NC	P	P	NC	NC	P	P	NC	NC

Hymans의 법칙에 따르면 t-7시점에서 P를 예측한다. 그러나 이 예측은 t-5시점에서 취소되었고 t-3시점에서 다시 P를 예측한다. 이 경우 t-7시점과 t-3시점에서 이루어진 정점예측 P는 거짓정점에 그것도 불과 4개월 사이에 잘못이 반복되고 있다.

넷째, 무신호를 보낼 수 있다.

월	t-9	t-8	t-7	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1
선행지수	105	95	100	90	95	85	90	75	80	85	75
예 측		NC	T	T							

실제정점이 t시점에서 나타났다고 하자. Hymans 법칙에 따르면 2번 연속 하락한 경우가 발생하지 않기 때문에 P라는 판단은 내려지지 못한다. 오히려 t시점을 저점이 온다(T)고 예측하는 오류를 범하게 된다.

나. 스펙트럼 선행지수 (SLI)

Hymans가 선행종합지수(SLI)에 대한 대안으로서 제시하고 있는 스펙트럼 선행지수(SLI)를 이해하기 위해서는 먼저 스펙트럼분석(spectral analysis)에 관한 내용을 알아야 되므로 이에 관하여 간략히 설명하기로 하

자(스펙트럼기법에 관한 설명 및 경제시계열에 관한 응용에 관해서는 김기화(1985)를 참조하기 바란다).

(1) 스펙트럼분석

특정 경제시계열 X 의 변화는 서로 다른 순환주기를 갖는 여러 요인들의 변화가 복합되어 발생한다. 예를들어 산업생산지수의 변화는 10년의 주기를 갖고 변화하는 요인과 5년의 주기를 갖고 변화하는 요인 및 12개월의 주기(즉 계절요인)를 갖고 변화하는 요인들이 복합되어 나타난 것이라고 볼 수 있다. 다시 말하여 특정 시계열 X 는 서로 다른 주기(period)와 진폭(amplitude)을 갖는 여러 구성요인들의 결합으로 이루어지고 변화하고 있는 것이다.

스펙트럼분석이란 한 시계열을 구성하고 있는 여러 구성요인들을 그러한 요인들이 내포하고 있는 순환주기별로 분해(decomposition)하는 시계열 분석기법이다. 분석하고자 하는 시계열의 종류에 따라서 스펙트럼분석과 교차스펙트럼(cross spectrum)분석으로 구분되고 있다.

- 스펙트럼분석 : 단일 시계열 X 를 구성하고 있는 각 순환주기별로 X 의 변화를 분해하는 기법이다. 이러한 분해를 통하여 각 순환요인들의 중요성을 평가할 수 있다. 예를 들어 X 를 구성하고 있는 순환요인 중에서 25년의 주기를 갖고 변화하는 요인의 스펙트럼 값이 5인 반면에 5년의 주기를 갖는 요인의 스펙트럼 값이 10이라고 하자. 이 경우 우리는 5년의 주기를 갖는 변화요인이 X 의 변화에 미치는 영향이 25년의 주기를 갖는 요인이 미치는 영향보다 2배 더 강하다고 판단하게 된다.

이러한 스펙트럼분석을 통하여 CLI 및 구성지표들의 순환주기들을 분해할 수 있고 각 순환요인들의 상대적 중요성을 평가할 수 있다.

○ 교차스펙트럼분석 : 두 시계열 X와 Y를 분석하는 경우를 말한다.

교차스펙트럼분석에서는 두 시계열들을 동일한 순환주기를 갖는 요인들로 분해한 뒤 이들 동일순환주기에서의 두 시계열간의 관계를 파악하게 된다. 예를들어 X와 Y의 변화중에서 5년 주기와 10년 주기의 요인들을 추출한 뒤 이들 특정 순환주기에서 X와 Y간의 관계를 분석하게 된다. 이때의 관계란 통상 선행 및 후행관계(이를 나타내는 것이 phase 스펙트럼이다)와 상관관계(이를 나타내는 것이 coherence이다)를 의미한다.

(2) 스펙트럼 선행지수의 개념

스펙트럼 분석에 의해서 경제시계열들을 순환주기별로 분해할 수 있다면 경기예측지표를 작성하는데 이 방법을 이용할 수 있다. 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 경제내에는 많은 충격들이 항상 발생하고 있으며 경제시계열들은 이들 충격들에 동시적(simultaneously)으로 영향을 받으며 변화하고 있다. 따라서 여러 경제시계열들의 변화에는 공통요인이 내재해 있을 수 있으므로 스펙트럼기법을 통하여 이를 분해할 수 있다.

둘째, 경제시계열들의 순환적 특성을 파악하므로써 선행지수의 구성지표를 선정하는데 이용할 수 있다.

셋째, 경제시계열들의 순환주기의 특성을 분석하므로써 주순환(major cycle)의 중요성을 강조하고 교란요인(noise components)을 최소화시킬 수 있다.

이와같은 점에 근거하여 Hymans는 SLI 를 제시하고 있다. SLI를 제시하기에 앞서 Hymans는 스펙트럼기법을 이용하여 CLI에 관한 평가를 하고 있는데 주요한 결론은 다음과 같다.

○ 스펙트럼분석에 의한 평가

- 동행지수나 선행지수 모두 24 - 60개월의 순환주기가 가장 강한 영향을 미치고 있다.
- 선행지수의 개별지표들의 경우에도 이와 비슷하다. 다만 재고지수의 경우에는 2- 8 개월의 순환요인이 강하게 작용하여 재고순환이 선행지수의 중요한 교란요인임을 알 수 있었다.
- 거짓신호를 유발하는 요인을 찾을 수 있다. 예를들면 재고지수의 단기적 변화가 그것이다.

○ 교차스펙트럼 분석에 의한 평가

- 단기순환주기에서 보다는 장기순환주기에서 선행지수와 동행지수의 변화간에 강한 관계가 존재한다.
- 이러한 현상은 선행지수 구성지표에 있어서도 대략 비슷하다.
- 단기순환주기에서는 선행지수와 동행지수간에 상관관계가 거의 없으며 선행지수가 오히려 후행(lag)하고 있다. 이런 결과는 선행지수가 동행지수의 단기적인 변화를 예측하는데는 유용하지 못하다는 것을 시사하는 것이다.
- 선행기간은 상당히 가변적이다.
- 선행지수의 구성지표들마다 순환주기에 따라 선행기간이 서로 다르다. 따라서 NBER의 CLI 작성과정에서 구성지표들을 동시적(contemporaneously)으로 평균화하는 과정은 적절치 못한 것임을 알 수 있다.

(3) 스펙트럼 선행지수의 작성과정

분석의 대상이 되는 시계열을 Y, X, Z이라 하자. 여기서 Y는 동행종합지수를 뜻하며 X와 Z는 Y에 선행하는 두 시계열이다. 이들 세 시계열을 이용하는 SLI는 다음과 같은 과정을 통하여 작성된다.

- 1 단계: Y에 관한 스펙트럼분석을 통하여 각 순환주기별 스펙트럼을 구한다.
- 2 단계: X와 Y 그리고 Z와 Y간의 교차스펙트럼분석을 통하여 각 순환주기별 phase와 coherence를 구한다.
- 3 단계: 2 단계에서 구한 coherence를 가중치로 하여 각 주기별 지표요인(periodic indicator component) I_i 를 만든다.
- 4 단계: 이 I_i 들을 평균하여 SLI를 구한다. 이때 평균화과정에 사용하는 가중치로는 Y의 스펙트럼값을 이용한다.

표 2-1 가상적인 스펙트럼 및 교차스펙트럼

순환주기	Y	X		Y	
		Phase		Phase	
		Coherence ²	선행(-)/후행(+)	Coherence ²	선행(-)/후행(+)
P ₁	2	0.8	-5	0.5	-7
P ₂	3	0.6	-2	0.9	-5
P ₃	2	0.9	1	0.6	-5
P ₄	0.01	0.1	-1	0.2	-1

출처: Hymans(1973), p.366, 표 13.

표 2-1을 통하여 얻어지는 각 주기별지표인 I_i 는 다음과 같이 계산된다.

$$I_1 = \frac{\sqrt{0.8} X(t-5) + \sqrt{0.5} Z(t-7)}{\sqrt{0.8} + \sqrt{0.5}} \quad (1)$$

(1)식은 P_1 의 주기를 갖는 지표요인을 나타내고 있다. P_1 주기에서는 X의 coherence가 Y의 coherence 보다 더 높기 때문에 X의 변화에 더 큰 가중치를 부여하고 있다.

P_2 주기에 해당하는 지표요인은 다음과 같이 구해진다.

$$I_2 = \frac{\sqrt{0.6} X(t-2) + \sqrt{0.9} Z(t-5)}{\sqrt{0.6} + \sqrt{0.9}} \quad (2)$$

이 경우에는 Z가 더 큰 가중치를 가지게 된다.

P_3 주기에 해당하는 지표요인을 계산할 때 X 시계열은 무시하게 된다. 왜냐하면 P_3 주기를 변화과정에서는 X시계열이 Y에 후행하기 때문이다. 따라서 $I_3(t)$ 는 다음과 같다.

$$I_3(t) = Z(t-5) \quad (3)$$

P_4 주기요인은 영향이 미미하므로 무시해 버린다. 그러면 SLI 작성의 3단계까지가 끝나게 된다. 마지막 4단계는 (1), (2), (3)식에서 얻어지는 지표요인들을 평균하는 작업이다. 이렇게 해서 얻어지는 SLI는 다음과 같다.

$$I_2 = \frac{\sqrt{0.6} I_1(t) + \sqrt{0.9} I_2(t) + \sqrt{0.6} I_3(t)}{\sqrt{2} + \sqrt{3} + \sqrt{2}} \quad (4)$$

(4)식은 각 $I_i(t)$ 을 해당 주기에서의 coherence들로 가중평균한 결과를 나타내고 있다.

(4) 스펙트럼 선행지수의 평가

Hymans는 (4)식과 같은 방식에 의해서 작성한 SLI의 특성과 전환점 예측능력을 평가하였으며 주요 결론은 다음과 같다.

- SLI의 특징
 - NBER 동행지수와의 coherence는 24 - 60 개월 주기에서 가장 높다.
 - CLI에 비해서 평균 선행기간의 변동폭이 축소되었다.
 - CLI에 비해서 단기적 교란요인의 영향이 감소하였다.

- 전환점예측능력
 - CLI 보다 선행기간은 짧아졌다.
 - 그러나 거짓신호가 발생하는 경우는 줄어들었다. 정점예측시의 거짓신호가 CLI의 경우에는 49.1%였으나 SLI에서는 13.3% 밖에 없었다(반면에 저점예측에서 거짓신호는 CLI가 0%였으나 SLI는 20.0%나 된다.)

(5) 스펙트럼 선행지수의 문제점

스펙트럼 분석방법은 경제이론에 근거하지 않고 이루어지는 시계열분석 기법이다. 따라서 이러한 분석에 기초하여 얻어지는 SLI는 동 방법이 갖는 기본적인 문제점들을 내포하게 된다. 그 중 몇가지는 다음과 같다.

첫째, 스펙트럼기법을 적용하기 위해서는 경제시계열들을 안정적 시계열(stationary series)로 변환시켜야 된다. 따라서 자료처리과정에 따라서 SLI가 달라질 수 있다.

둘째, 스펙트럼기법에 의해 시계열들에 내재해 있는 순환요인들을 정확히 포착하는 것이 실제적으로 어렵다.

셋째, 교차스펙트럼분석을 통하여 시계열들간의 선행·후행관계를 파악하는 것이 곤란하다. 따라서 시계열들간의 인과관계를 결정하는 것이 어려워지므로 선행지수의 구성지표를 선정하는데 문제가 발생한다. 예를 들어 X가 Y의 선행변수(predictor)로서 실제 이용되고 있는 경우에도 교차스펙트럼분석을 해 보면 Y가 선행변수로서 나타날 수가 있다.

Ⅲ. 확률법칙

경기의 전환점을 파악하고 예측하는데 사용하는 대표적인 방법이 선행 종합지수를 이용하는 것이다. 그러나 그 어떤 선행지수도 100% 완벽한 것이 못된다. 다시 말해 선행지수가 보내는 전환점 신호가 정확한 것인지 아닌지를 구분하는 것은 쉬운 일이 아니다(Niemira, 1991, p.91). 이러한 관점에서 볼 때 2장에서 제시한 확정적인 방법들은 잘못된 판단을 할 가능성이 많으며 동시에 그러한 잘못을 범할 확률이 얼마나 되는지도 모르고 오류를 범할 수 있다. 이러한 문제점을 인식하고자 거짓신호를 제거하고자 하는 노력이 계속되어왔다. 3장에서 제시하고자 하는 확률법칙은 전환점 신호의 진위여부를 판단할 수 있는 이론적인 방법이라 할 수 있다.

확률법칙에서는 전환점이 발생할 가능성을 확률로 나타내주기 때문에 예측오류에 관한 객관적인 판단을 하는 것이 가능해진다. 다시말해 확률법칙에서는 전환점 신호에 관한 예측자의 확신의 정도를 객관적으로 나타내는 것이 가능해진다. 이러한 법칙 중의 대표적인 것이 Neftci(1982)가 제시한 방법이다.

1. Neftci 법칙

가. 기본개념

선행지수를 이용한 경기전환점 예측의 가장 큰 문제점은 거짓신호가 자주 나타난다는 것이다. Neftci(1982)는 이러한 거짓신호를 줄이면서 동시에 전환점 예측이 잘못될 가능성을 판단할 수 있는 경기에측기법을 제시하였다. Neftci의 확률법칙은 경기순환의 확장국면과 수축국면에서 경제시계열의 확률과정(stochastic process)이 동일하지 않다는 경험적 관찰에 근거를 두고 있다.

구체적으로는 다음과 같은 특성을 중요시하고 있다(Niemira 1991, p.93)

- ① 정점에 도달한 뒤에는 경제활동이 급격히 수축된다.

- ② 경기후퇴(recession)가 발생하기 전이나 혹은 그 직후에 선행지수는 급격한 하락을 나타낸다.
- ③ 경기회복(recovery)이 나타나기 전이나 혹은 그 직후에 선행지수는 급격한 증가를 나타낸다.

Neftci는 선행지수의 확률분포에서 이와 같은 급격한 변화(switch)가 나타나는 시점을 포착할 수 있는 방법을 제시해주고 있다. 이 방법은 두 단계로 구분할 수 있다. 첫째 단계로서 Neftci는 선행지수, 혹은 개별경제 시계열의 매월자료를 이용하여 가까운 시일내에 경기의 전환점이 발생할 확률을 계산할 수 있는 공식을 제시하였다. 다음 단계에서는 이 공식에 따라 계산된 확률이 어떤 기준치(예를 들어 90%)를 넘으면 특정 선행기간내에(예를 들어 0 - 12개월) 경기전환점이 실제 나타날 것으로 판단한다. Neftci의 방법에 의한 전환점의 판단은 선행지수의 증가율과 같은 지표를 이용하여 확정적으로 내리는 것이 아니라 확률적으로 하게 된다. 따라서 전환점 예측에 대한 판단이 잘못되었을 가능성을 남겨두었으며 현실경제의 복잡성을 고려할 때 이는 현실적인 방법이라 할 수 있겠다.

나. 계산과정

(1) Neftci 공식

Neftci 법칙에 따르면 경기전환점이 발생할 사후적 확률은 Bayes의 공식을 응용하여 얻어지는 다음과 같은 축차적인 공식(recursive formula)에 의하여 계산된다.

$$P_t = \frac{(P_{t-1} + G_t^u(1 - P_{t-1}))f_t^d}{(P_{t-1} + G_t^u(1 - P_{t-1}))f_t^d + (1 - P_{t-1})f_t^u(1 - G_t^u)} \quad (5)$$

(5)식을 이용하여 우리는 경기순환의 정점(peak)이 발생할 확률, 즉 경기가 수축국면(downturn)으로 바뀌게 될 확률을 구할 수가 있다.

여기서

$P_t = t$ 시점에서 경기순환의 정점이 발생할 사후적 확률

$G_t^u = t-1$ 시점까지 정점이 아직 발생하지 않은 상태에서 t 기에 정점이 발생할 사전적 확률

$f_t^d = t$ 시점에서 관찰되는 경기선행지수가 경기수축국면 (downturn)에 속할 때의 확률밀도함수

$f_t^u = t$ 시점에서 관찰되는 경기선행지수가 경기확장국면 (upturn)에 속할 때의 확률밀도함수

(5)식에서 f_t^d 와 f_t^u 를 서로 바꾸고 G_t^u 를 $G_t^d (= t-1$ 의 시점까지 저점이 아직 발생하지 않은 상태에서 t 기에 저점이 발생할 사전적 확률)로 대체하면 우리는 t 시점에서 저점이 발생할 사후적 확률을 구할 수 있다.

(5)식에서 초기의 사후적 확률값인 P_0 가 주어지면 우리는 바로 전기의 사후적 확률인 P_{t-1} 과 사전적 확률 G_t 및 확장기와 수축기에서의 가장 최근의 선행지수의 확률밀도함수인 f_t 를 이용하여 경기전환점 P_t 를 구할 수가 있다.

실제 이용과정에서는 (5)식을 이용하여 구한 확률 P_t 가 어떤 기준치 (critical value)를 초과하면 가까운 시일내에 전환점이 발생할 것으로 예상된다. 예를 들어 P_t 값이 90% 이상을 넘어서면 그 시점부터 적어도 12개월 이내에 경기순환의 정점이 발생할 것으로 판단한다.

이 때 사용되는 기준치가 낮아지면 선행기간이 더 길어지게 되며 반대로 기준치가 높아지면 선행 기간도 짧아지고 전환점에 관한 신호가 잘못될 가능성이 낮아지게 된다.

(5)식을 이용하여 경기전환점을 파악하기 위해서는 확률밀도함수 f_t^d 와 f_t^u 를 추정해야 하며 사전적 전환확률인 G_t^u 와 G_t^d 를 구하고 초기의 확률 P_0 를 결정해야 된다. 다음 절에서는 이에 관하여 구체적으로 설명하고자 한다.

(2) 계산과정

(5)식을 이용하여 경기전환점에 관한 확률을 구하기 위해서는 다음과 같은 몇가지의 정보가 필요하다. 경기순환의 정점(peak)에 관한 확률을 구한다고 가정하고서 설명하기로 하자. 필요한 정보는 다음과 같다.

- ① 매월 선행지수의 변화. 다시말해 매월 선행지수의 관측치를 X_t 라 할 경우에 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 를 계산해야 한다. 이 ΔX_t 로부터 우리는 확률 밀도함수 f_t 를 도출할 수 있다.
- ② 가장 최근에 발생한 경기순환의 저점(trough)으로부터 t 시점까지의 경과시간(duration). 이러한 경과시간의 차이에 따라서 우리는 전환점 발생에 관한 사전적확률 G_t 값을 결정한다.
- ③ 경기확장기에 관찰되는 선행지수들의 변화, 즉 ΔX_t 의 확률분포로부터 추정되는 ΔX_t 에 관한 확률밀도함수를 나타내는 f_t^u .
- ④ 경기수축기에 관찰되는 선행지수들의 변화, 즉 ΔX_t 의 확률분포로부터 추정되는 ΔX_t 에 관한 확률밀도함수를 나타내는 f_t^d .
- ⑤ 사전적 확률분포 G_t^u . 이 사전확률 G_t^u 는 경기순환의 출발점(선행지수의 맨 처음 관측치)부터 현재까지에 걸쳐서 발생한 경기확장기간에 관한 정보로부터 얻어진다.
- ⑥ 가장 최근에 발생한 경기저점시점에서의 사후적확률을 나타내는 P_0 . 이 P_0 는 사후적확률 P_t 의 초기값에 해당한다.

이하에서는 위에서 제시한 계산과정의 구체적인 예를 실제자료로 이용하여 설명하고자 한다.

(가) 기준순환일과 선행지수의 전환점

표 3-1 기준순환일과 선행지수의 전환점

단위 : 월

기준순환일

순환	저점	정점	저점	확장국면	수축국면
I	1972.3	1974.2	1975.6	23	16
II	1975.6	1979.2	1980.9	44	19
III	1980.9	1984.2	1985.9	41	19
IV	1985.9	1988.1			

선행지수의 전환점

순환	저점	정점	저점	확장국면	수축국면
I	1971.10	1973.10	1974.10	24	11
II	1974.10	1978.11	1980.7	49	19
III	1980.7	1984.2	1985.2	43	11
IV	1985.2	1988.1		35	
평균				37.75	13.66
표준편차				9.36	3.77

출처 : 선행지수의 전환점은 박동순(1990), p.35 에서 인용

Neftci의 확률법칙은 경제활동의 확장국면과 수축국면에 있어서 경제변수들의 파생과정(generating process)이 다르다는 데에 이론적인 기초를 두고 있다. (5)식에서 보듯이 경기확장국면과 수축국면에 관한 확률밀도함수 f_t 와 사전적확률 G_t 를 알아야만 전환점 발생에 관한 사후적확률 P_t 를 구할 수 있다. 따라서 우리는 먼저 선행지수의 전환점 및 기준순환일에 관한 정보를 알아야만 된다. 표 3-1은 이에 관한 내용을 보여주고 있다. 표 3-1에 따르면 한국경제는 70년 이후 4차례의 순환을 겪어왔음을 알 수 있다.

이 과정에서 통계청이 작성, 발표하고 있는 선행종합지수는 대략 0 - 8개월의 시차를 두고서 기준순환일에 선행하고 있다. 선행지수를 기준으로 할 때 확장국면과 수축국면의 평균지속기간은 각각 37.75개월과 13.66개월이며 표준편차는 각각 9.36개월과 3.77개월이다. 이러한 평균과 분산에 관한 정보는 사전적확률 G_t 를 계산할 때 이용될 수 있다.

이제부터 (5)식을 이용한 계산과정을 예를 들어 설명하기로 하자. 사용되는 자료는 1970년 1월 - 1990년 9월 사이의 선행종합지수이다. 선행지수의 매월 관측치를 X_t 라 하자.

(나) 매월 선행지수의 변화

(5)식을 적용하기 위해서 맨 먼저 필요한 작업은 선행지수관측치 X_t 의 변화, 즉 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 을 계산하는 것이다. 왜냐하면 이 ΔX_t 를 이용하여 확률밀도함수 f_t 를 도출하기 때문이다. 표 3-2는 선행지수의 전환점을 기준으로 하여 확장국면과 수축국면에서의 X_t 및 ΔX_t 에 관한 예를 보여주고 있다.

표 3-2 매월선행지수(X_t) 및 그 변화(ΔX_t)

년 월	X_t	ΔX_t	ΔX_t (확장국면)	ΔX_t (수축국면)
1971. 9	31.3	-0.5		
*1971.10	31.4	0.1		
1971.11	31.3	-0.1	-0.1	
1971.12	31.6	0.3	0.3	
1973. 8	49.0	0.3	0.3	
1973. 9	49.0	0.0	0.0	
*1973.10	9.7	0.7	0.7	
1973.11	49.4	-0.3		-0.3
1974. 8	43.6	-0.6		-0.6
1974. 9	43.4	-0.2		-0.2
*1974.10	42.6	-0.8		-0.8
1974.11	43.2	0.6	0.6	
1978. 9	71.2	0.3	0.3	
1978.10	71.8	0.6	0.6	
*1978.11	71.9	0.1	0.1	
1978.12	71.9	0.0		0.0
1980. 5	69.1	-0.4		-0.4
1980. 6	68.4	-0.7		-0.7
*1980. 7	68.6	0.2		0.2
1980. 8	68.7	0.1	0.1	
1987.11	133.4	3.1	3.1	
1987.12	133.5	0.1	0.1	
*1988. 1	136.6	3.1	3.1	
1988. 2	137.7	1.1		1.1
1989.10	148.5	0.0		0.0
1989.11	148.8	0.3		0.3
*1989.12	149.0	0.2		0.2
1990. 1	150.3	1.3	1.3	
1990. 8	151.5	-0.7	-0.7	
1990. 9	153.9	2.4	2.4	
평균			0.7425	0.0507
표준편차			0.6912	0.7159

- 주: 1. 선행지수의 정점, 저점 및 확장국면 수축국면의 구분은 표 3-1과 같다. 다만 제 IV순환의 저점을 편의상 1989년 12월로 가정하고 계산하였다.
2. 표 3-2의 선행지수 X_t 는 1991년 7월에 개편되기 이전의 자료를 사용한 것이다.

표 3-2에는 표 3-1에서 정한 선행지수의 전환점을 기준으로 한 확장국면과 수축국면에서의 ΔX_t 가 동시에 나타나 있다. 예를 들어 1974년 10월의 저점에서 1978년 11월의 정점에 걸친 확장국면에서의 ΔX_t 관측치는 0.6, ..., 0.3, 0.6, 0.1 이며 1978년 11월의 정점에서 1980년 7월의 저점에 걸친 수축국면에서의 ΔX_t 관측치는 0.0, ..., -0.4, -0.7, 0.2 이다. 그리고 이렇게 구한 각 확장국면과 수축국면 전체에 걸친 ΔX_t 의 평균은 각각 0.7425와 0.0507이며 표준편차는 0.6912와 0.7159임을 보여주고 있다. 이들 평균과 표준편차는 f_t^u 와 f_t^d 를 구하는데 이용된다. 이에 관한 설명은 다음에 하기로 하자.

(다) 확률밀도함수 f_t^d 와 f_t^u 의 계산

(5)식을 이용하여 사후적 확률 P_t 를 도출하기 위하여는 각 시점에서 관찰되는 선행지수가 경기확장국면이나 경기수축국면에 속할 가능성을 나타내는 확률밀도함수 f_t^u 와 f_t^d 를 구해야 한다. 이의 계산은 크게 보아 두가지 방법으로 할 수 있다.

- 첫째방법 : 이 방법은 Neftci(1982)가 사용한 것으로서 다음과 같은 과정을 통하여 계산된다.
 - (i) 표 3-2에 나타난 ΔX_t 를 확장국면과 수축국면으로 구분한다.
 - (ii) 각 국면에 대한 ΔX_t 의 histogram이나 도수분포표(frequency distribution)을 구한다.
 - (iii) 이러한 도수분포표에서 이동평균(moving average)을 통하여 f_t^u 와 f_t^d 를 구한다.
(이렇게 구한 결과가 Neftci(1982, p.236, table 6)에 나타나 있다.)

- 둘째방법 : 이 방법에서는 선행지수의 변화를 나타내는 ΔX_t , 즉 Y_t 가 각 국면마다 서로 다른 평균과 표준편차를 갖는 정규분포를 따라 변화하고 있다고 가정한다. 이러한 가정에 입각하여 정규분포를 도출한 뒤 이러한 이론적인 분포를 실제 ΔX_t 의 분포대신 사용하는 것이다. 이 방법의 계산과정은 다음과 같다.

- (i) 표 3-2에 나타난 경기확장국면과 경기수축국면의 평균과 표준편차를 구한다. 표 3-2에 따르면 이들은 다음과 같다.

$$MP = 0.7425 \quad VP = 0.6912$$

$$MT = 0.0507 \quad VT = 0.7159$$

여기서 MP = 경기확장국면에 속한 ΔX_t 의 평균

MT = 경기수축국면에 속한 ΔX_t 의 평균

VP = 경기확장국면에 속한 ΔX_t 의 표준편차

VT = 경기수축국면에 속한 ΔX_t 의 표준편차

- (ii) 이 MP, MT, VP, VT를 이용하여 이론적인 정규분포의 확률밀도함수를 도출한다. 평균이 μ 이고 표준편차가 σ 인 정규분포의 확률밀도함수 $f(Y)$ 는 다음과 같다.

$$f(Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(Y-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad -\infty < Y < \infty$$

위의 공식을 이용하면 경기확장국면에서의 확률밀도함수 f_t^u 는 다음과 같다.

$$f_{t^u} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{VP} \exp \left(-\frac{(Y_t - MP)^2}{2 VP^2} \right) \quad (6)$$

여기서 $Y_t = \Delta X_t$ 중에서 확장국면에 속한 관측치.

마찬가지 방법으로 수축국면에서의 확률밀도함수 f_{t^d} 는 다음과 같다

$$f_{t^d} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{VT} \exp \left(-\frac{(Y_t - MT)^2}{2 VT^2} \right) \quad (7)$$

여기서 $Y_t = \Delta X_t$ 중에서 수축국면에 속하는 관측치.

이와 같은 방식으로 구한 f_{t^u} 와 f_{t^d} 의 예는 표 3-3에서 보여주고 있다. (5)식을 보면 f_{t^u} 와 f_{t^d} 가 분자와 분모에 동시에 들어간다. 따라서 (6)식과 (7)식에서 공통인자인 $\sqrt{2\pi}$ 는 서로 상쇄되어 버리므로 이를 무시하고 계산할 수 있다. 표 3-3의 결과는 이렇게 하여 얻어진 것이다.

표 3-3 확률밀도함수 f_t^u 와 f_t^d 의 계산

년 월	ΔX_t (확장국면)	f_t^u	ΔX_t (수축국면)	f_t^d
*1971.10				
1971.11	-0.1	0.688		
1971.12	0.3	1.179		
1973. 8	0.3	1.179		
1973. 9	0.0	0.813		
*1973.10	0.7	1.444		
1973.11			-0.3	0.464
1974. 8			-0.6	0.219
1974. 9			-0.2	0.571
*1974.10			-0.8	0.119
1974.11	0.6	1.416		
1978. 9	0.3	1.179		
1978.10	0.6	1.416		
*1978.11	0.1	0.939		
1978.12			0.0	0.813
1980. 5			-0.4	0.369
1980. 6			-0.7	0.164
*1980. 7			0.2	1.063
1980. 8				
평 균	0.7425		0.0507	
표준편차	0.6912		0.7159	

설명 : 예를 들어 확장국면에 속하는 1971년 11월의 ΔX_t 관측치 -0.1에 해당하는 f_t^u 값인 0.688은 (2)식을 이용하여 다음과 같이 얻어진 것이다.

$$0.688 = \frac{1}{0.6912} \exp \left(- \frac{(-0.1 - 0.7425)^2}{2 \cdot (0.6912)^2} \right)$$

단, 본문에서 설명한 바와 같이 공통인자 $\sqrt{2\pi}$ 항은 무시하고 계산하였다.

(라) 사전적 확률분포 G_t^d 와 G_t^u 의 계산

사전적 확률분포란 t 시점에서 전환점이 발생할 사전적 확률(prior probability)을 나타낸다. 이 사전확률은 크게 보아 다음과 같은 두가지 방식에 따라 도출할 수 있다.

<시간경과에 따라 전환점 발생확률이 높아진다고 보는 경우>

이 방식은 임의의 경기전환점에서 출발하여 시간이 경과함에 따라 다음 전환점이 나타날 가능성이 더 높아진다고 보고서 사전적 확률을 계산한다. 예를 들어 k 를 전환점으로 부터 경과기간(月)이라 하자. 그러면 k 는 0, 1, 2, ...의 값을 갖는다. 이 방법에서는 k 값이 커짐에 따라 G_t 값도 높아진다고 보고 있다. Neftci(1982, p.237, table 2)는 G_t^d 에 관한 이 방법의 한 예를 보여주고 있다. 반면에 표 3-4에서는 확장국면과 수축국면의 지속기간이 정규분포를 따른다는 가정에서 얻어지는 G_t^u 와 G_t^d 를 보여 주고 있다. 표 3-4의 도출과정은 다음과 같다.

(i) 먼저 표 3-1을 보자. 표 3-1에는 선행지수의 확장국면과 수축국면에서의 평균과 표준편차가 나와 있다. 경기확장국면의 평균과 표준편차는 각각 37.75와 9.36이며 경기수축국면에서는 평균이 13.66이고 표준편차가 3.77이다.

(ii) 우리는 지난 4번에 걸친 선행지수의 순환과정에서 나타나는 경기확장기간과 경기수축기간이 각각 이와 같은 평균과 표준편차를 갖는 정규분포를 하고 있다고 가정한다. 이러한 가정으로 부터 우리는 전환점으로 부터의 시간경과에 따라 새로운 전환점이 발생할 사전적 확률은 다음과 같이 구할 수 있다. 예를 들어 t 시점에서 정점이 발생할 사전적 확률은 다음과 같이 구해진다.

$$Gt^u = \int_{\infty}^M f(k) dk \quad (8)$$

여기서,

$$f(k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(k-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

k = 바로 전에 발행한 저점으로 부터 t 시점까지의 경과시간

μ = 과거 확장국면의 평균기간 (= 37.75)

σ = 과거 확장국면의 표준편차 (= 9.36)

M = 임의의 k 값

(8)식은 경과시간 k 와 $k=M$ 인 경우에 정점이 발생할 확률을 보여주고 있다. t 시점에서 저점이 새로이 발생할 사전적 확률도 μ 와 σ 만을 바꿔서 (8)식과 같은 방식으로 구할 수가 있으며 표 3-4는 이러한 결과를 보여주고 있는 것이다. 표 3-4에 나타난 특징은 다음과 같다.

○ 정점에 관한 사전확률

- 평균 확장기간인 37.75개월 근처에서 새로운 정점이 발생할 확률이 50% 가까이 된다. 예를 들어 $k=38$ 개월인 경우 새로운 정점이 나타날 사전확률은 50.8%가 된다.
- 바로 전의 저점으로 부터 경과기간 k 가 50개월을 넘어서면 새로운 정점이 나타날 확률은 90%를 넘어서며 $k=67$ 개월을 넘어서면 사전확률은 100%가 된다.

○ 저점에 관한 사전확률

- 평균 수축기간인 13.66개월 근처에서 새로운 저점이 발생할 확률이 50% 가까이 된다. 예를 들어 $k=14$ 개월인 경우 새로운 저점이 나타날 사전확률은 53.2%가 된다.
- 바로 전의 정점으로 부터 경과기간 k 가 19개월을 넘어서면 새로운 저점이 나타날 확률은 90%가 넘어서며 $k=26$ 개월을 넘어서면 사전확률은 100%가 된다.

이상에서 본바와 같이 표 3-4에 나타난 G_t^d 와 G_t^u 는 경기순환과정에 확장 국면이 수축국면보다 길고 서서히 진행된다는 비대칭적 특성을 반영한 것이라 하겠다.

표 3-4의 결과는 정규분포를 가정한 것이나 uniform distribution과 같은 형태를 가정해도 결과에는 큰 차이가 없다고 할 수 있다. 그림 3-1과 그림 3-2는 표 3-4에 나타난 G_t^u 와 G_t^d 를 각각 보여주고 있다.

표 3-4 사전적 확률 G_t^u 와 G_t^d 의 도출

경과기간	G_t^d	G_t^u
0	0.000	0.000
1	0.000	0.000
2	0.000	0.000
3	0.002	0.000
4	0.005	0.000
5	0.011	0.000
.		
13	0.429	0.004
14	0.532	0.006
15	0.637	0.048
.		
19	0.921	0.022
20	0.953	0.029
.		
25	0.999	0.085
26	1.000	0.104
.		
37	1.000	0.464
38	1.000	0.508
39	1.000	0.552
.		
50	1.000	0.903
51	1.000	0.921
.		
66	1.000	0.0999
67	1.000	1.000

그림 3-1 사전적 확률 Gt^u

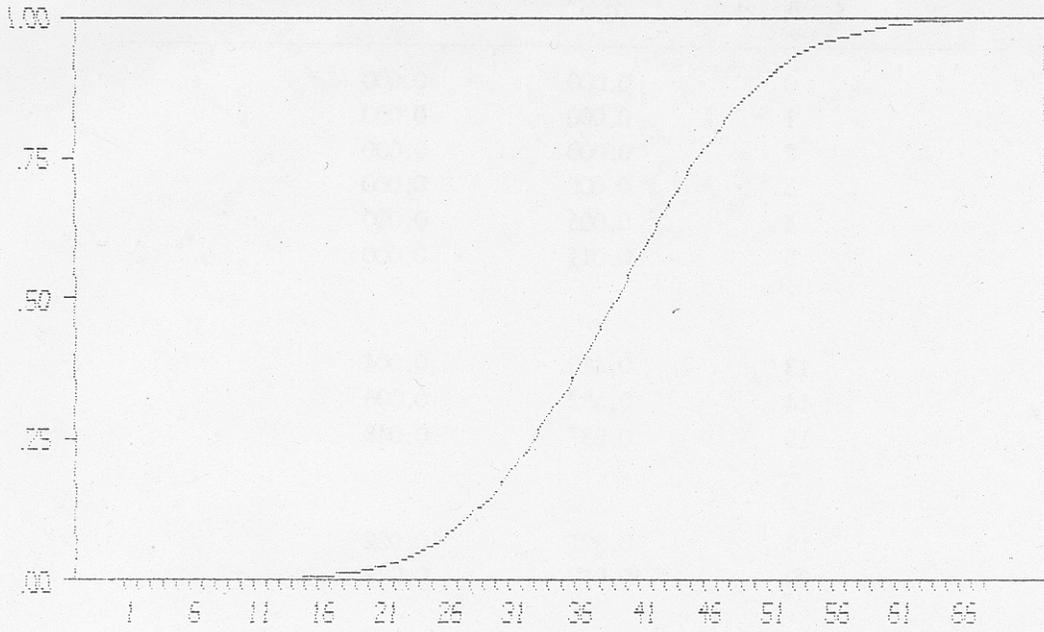
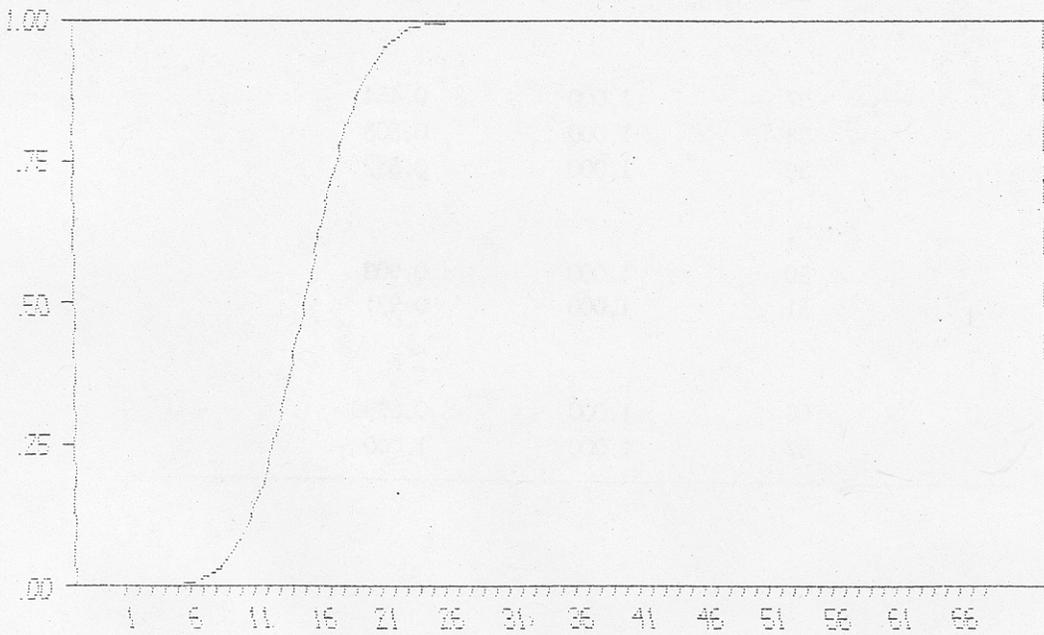


그림 3-2 사전적 확률 Gt^d



<전환점 발생확률과 시간경과와는 무관하다고 보는 경우>

Diebold · Rudebusch(1989)등은 전환점으로 부터의 시간경과와 새로운 전환점이 발생할 확률간에는 특별한 관계가 존재하지 않는다고 주장한다 (Okun(1962, pp.534-537)도 이렇게 지적하고 있다). 다시말해 전환점이 발생할 사전적 확률이 확장국면 혹은 수축국면의 기간과는 무관하다는 것이다. 따라서 이들은 전환점으로 부터의 경과시간(duration)에 관계없이 일정한 사전확률을 사용하고 있다. 예를 들어, 이들은 확장국면에서는 $G_t^u = 0.02$ 를 사용하며 수축국면에서는 $G_t^d = 0.10$ 을 사용하고 있다.

(마) 사후적 확률 P_t 의 도출

지금까지 도출한 정보와 최초의 확률 P_0 에 의하여 우리는 매 시점에서 전환점이 발생할 확률 P_t 를 계산할 수 있다. 통상 P_0 는 0의 값을 갖는다고 가정한다. 다시말해 전환점이 발생한 직후에 새로운 전환점이 발생할 가능성이 없다고 보는 것이다.

표 3-5와 표 3-6은 지금까지의 도출과정을 이용하여 얻은 정점 및 저점 발생에 관한 사후적 확률의 한 예를 보여주고 있다. 몇가지 특징은 다음과 같다.

○ 정점확률의 경우

- 1980년 9월의 저점을 지나면서 새로운 정점이 나타날 사후적 확률은 서서히 증가하다가 36개월이 경과한 1983년 9월에 0.862로 급등하였으며 1983년 10월 부터 90%를 넘어서고 있다.
- 기준치를 90%로 할 경우 선행기간은 4개월이다.
- 정점이 나타난 1984년 2월의 사후적 확률은 95.9%이나 사전확률은 63.3%이다.

○ 저점확률의 경우

- 1979년 2월의 정점을 지난후 새로운 저점이 나타날 사후적 확률은 17개월이 경과한 1980년 7월에 83.5%로 급등한 뒤 1980년 8월에는 95.4%가 되었다.
- 기준치를 90%로 할 경우 선행기간은 1개월로서 정점예측의 경우 보다 더 짧다.
- 사전확률도 1980년 9월에는 92.1%로 높은 수준을 보여주고 있다.

위 두 경우 모두 거짓신호는 나타나지 않고 있음을 알 수 있다.

표 3-5 사후적 정점확률: 80.9 - 84.2

년월	k	G _{t^u}	P _t	년월	k	G _{t^u}	P _t
1980.9	0	0.000	0.000	1982.6	21	0.037	0.347
1980.10	1	0.000	0.000	1982.7	22	0.046	0.182
1980.11	2	0.000	0.000	1982.8	23	0.057	0.018
1980.12	3	0.000	0.000	1982.9	24	0.071	0.014
1981.1	4	0.000	0.000	1982.10	25	0.085	0.034
1981.2	5	0.000	0.000	1982.11	26	0.104	0.068
1981.3	6	0.000	0.000	1982.12	27	0.125	0.127
1981.4	7	0.000	0.000	1983.1	28	0.147	0.117
1981.5	8	0.000	0.000	1983.2	29	0.174	0.098
1981.6	9	0.001	0.000	1983.3	30	0.203	0.201
1981.7	10	0.002	0.0007	1983.4	31	0.233	0.219
1981.8	11	0.002	0.005	1983.5	32	0.268	0.223
1981.9	12	0.003	0.019	1983.6	33	0.305	0.271
1981.10	13	0.004	0.033	1983.7	34	0.341	0.353
1981.11	14	0.006	0.081	1983.8	35	0.382	0.463
1981.12	15	0.008	0.108	1983.9	36	0.425	0.862
1982.1	16	0.010	0.355	1983.10	37	0.464	0.928
1982.2	17	0.013	0.354	1983.11	38	0.508	0.933
1982.3	18	0.017	0.458	1983.12	39	0.552	0.935
1982.4	19	0.022	0.329	1984.1	40	0.585	0.949
1982.5	20	0.029	0.403	1984.2	41	0.633	0.959

주:k=경과시간(월)

G_{t^u}=사전적 정점확률(표 3-4참조)

P_t=(5)식에 의해 계산된 사후적 정점확률

표 3-6 사후적 저점확률: 79.2 - 80.9

년월	k	G_t^u	P_t
1979.2	0	0.000	0.000
1979.3	1	0.000	0.000
1979.4	2	0.000	0.000
1979.5	3	0.002	0.000
1979.6	4	0.005	0.001
1979.7	5	0.011	0.002
1979.8	6	0.021	0.004
1979.9	7	0.038	0.039
1979.10	8	0.066	0.039
1979.11	9	0.108	0.082
1979.12	10	0.164	0.049
1980.1	11	0.239	0.288
1980.2	12	0.326	0.397
1980.3	13	0.429	0.634
1980.4	14	0.532	0.549
1980.5	15	0.637	0.546
1980.6	16	0.729	0.508
1980.7	17	0.811	0.835
1980.8	18	0.873	0.954
1980.9	19	0.921	0.996

주:k= 경과시간(월)

G_t^d = 사전적 저점확률(표 3-4 참조)

P_t = 사후적 저점확률 (5)식에 의해 계산

그림 3-3 및 그림 3-4는 지금까지 설명한 내용에 기초하여 (5)식을 이용해 도출한 사후적 정점확률과 저점확률을 보여주고 있다. 통계청에서 작성 발표하고 있는 선행지수는 저점예측에 더 효과적임을 알 수 있다.

그림 3-3 정점발생확률

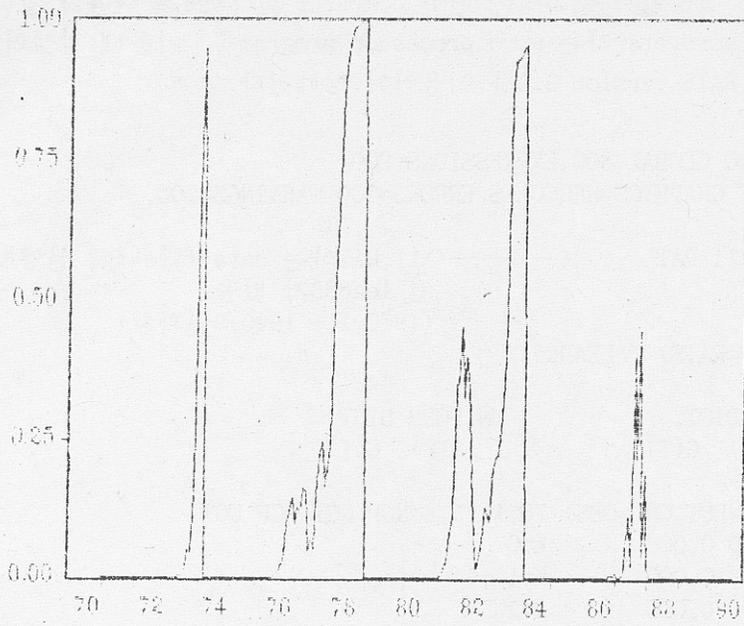
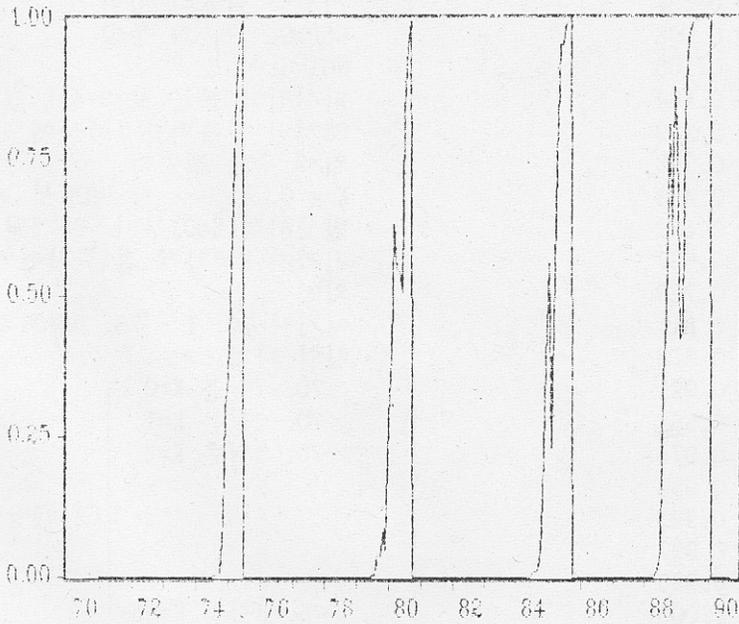


그림 3-4 저점발생확률



(3) 컴퓨터 프로그램

지금까지 설명한 계산과정에 관한 computer program은 다음과 같다. 이 program은 word star라는 word processor program을 이용해 작성되었으며 계산작업은 RATS version 3.0을 이용하여 행해진다.

BMA DATA 500 GLOBAL 800 EXPRESSIONS 200
 ENVIRONMENT GRAPHICS=HERCULES ERRORS=100 WARNINGS=100

*

OPEN DATA X11.RAT ←———— X11.RAT라는 data file내에 선행지수
 CAL 70 1 12 인 lead85가 있음.
 ALL 0 90,9 (1970.1 - 1990.9월까지)

DATA(FORMAT=RATS) / LEAD85

*

* NORMAL DIST. UNIFORM DIST.

* G(P) G(T) G(P) G(T)

*

DATA(UNIT=INPUT,ORG=OBS) 70,1 75,8 NGP NGT UGP UGT

0.000	0.000	K=0
0.000	0.000	K=1
0.000	0.000	K=2
0.000	0.002	.
0.000	0.005	.
0.000	0.011	.
0.000	0.021	.
0.000	0.038	.
0.000	0.066	.
0.001	0.108	.
0.002	0.164	.
0.002	0.239	.
0.003	0.326	.
0.004	0.429	.
0.006	0.532	.
0.008	0.637	.
0.010	0.729	.
0.013	0.811	.
0.017	0.873	.
0.022	0.921	.
0.029	0.953	.
0.037	0.974	.
0.046	0.986	.
0.057	0.993	.
0.071	0.997	.
0.085	0.999	.
0.104	1.000	.

· 사전적 확률의 입력
 NGP=Gt^u] 와 동일
 NGT=Gt^d]
 · 다시말해 본문 표 3-4에 있는
 68개의 관측치도 (8)식에
 의해 구한 것이다.
 · K = 0, 1, ..., 68로서 전환점
 발생시점(K=0)부터 68개월 지난
 뒤까지(K=68)에 걸친 사전확률의
 의미
 여기서 70. 1 - 75. 8월까지가
 입력 되었으며
 70. 1월은 K=0
 70. 2월은 K=1
 70. 3월은 K=2
 .
 .
 .
 75. 8월은 K=68
] 에 해당한다.

0.125 1.000
0.147 1.000
0.174 1.000
0.203 1.000
0.233 1.000
0.268 1.000
0.305 1.000
0.341 1.000
0.382 1.000
0.425 1.000
0.464 1.000
0.508 1.000
0.552 1.000
0.595 1.000
0.633 1.000
0.674 1.000
0.712 1.000
0.745 1.000
0.779 1.000
0.811 1.000
0.837 1.000
0.862 1.000
0.885 1.000
0.903 1.000
0.921 1.000
0.936 1.000
0.947 1.000
0.958 1.000
0.967 1.000
0.974 1.000
0.980 1.000
0.985 1.000
0.988 1.000
0.991 1.000
0.993 1.000
0.995 1.000
0.996 1.000
0.997 1.000
0.998 1.000
0.999 1.000
1.000 1.000

K=67

K=68

```

*
GRA(NODATES,height=4.5) 1
# NGP
*
GRA(NODATES,height=4.5) 1
# NGT
*
SET X = LEAD85(T)
SET DX 70,2 90,9 = X(T)-X(T-1)
*
*
* CALCULATION OF SAMPLE MEAN AND S.D.
*
* EXPANSION PHASES
*
*
EVAL SP = 0.0
EVAL QP = 0.0
EVAL NP = 0
DO T = 71:11, 73:10
    EVAL NP = NP + 1
    EVAL SP = SP + DX(T)
    EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 74:11, 78:11
    EVAL NP = NP + 1
    EVAL SP = SP + DX(T)
    EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 80:8, 84:2
    EVAL NP = NP + 1
    EVAL SP = SP + DX(T)
    EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 85:3, 88:1
    EVAL NP = NP + 1
    EVAL SP = SP + DX(T)
    EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 90:1, 90:9
    EVAL NP = NP + 1
    EVAL SP = SP + DX(T)
    EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
END DO T
EVAL MP = SP/NP
EVAL VP = SQRT((QP/NP - MP*MP)*NP/(NP-1))

```

NGP, NGT에 대한 그림
 NGP=그림 3-2
 NGT=그림 3-2
]에 해당

X=선행지수(Lead85)
 ΔX=선행지수의 변화

선행지수의 변화인 ΔX로부터
 확장국면에 있어서의 표본평
 균(MP)과 표준편차(VP)를 계
 산 하기 위한 값 즉, f_{t^u} 계
 산에 필요한(6)식의 계산
 MP, VP계산에 이용될 자료의
 계산

<— 평균
 <— 표준편차

```

*
*   CONTRACTION PHASES
*
EVAL ST = 0.0
EVAL QT = 0.0
EVAL NT = 0
DO T = 73:11, 74:10
    EVAL NT = NT + 1
    EVAL ST = ST + DX(T)
    EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 78:12, 80:7
    EVAL NT = NT + 1
    EVAL ST = ST + DX(T)
    EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 84:3, 85:2
    EVAL NT = NT + 1
    EVAL ST = ST + DX(T)
    EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
END DO T
DO T = 88:2, 89:12
    EVAL NT = NT + 1
    EVAL ST = ST + DX(T)
    EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
END DO T
    EVAL MT = ST/NT
    EVAL VT = SQRT((QT/NT - MT*MT)*NT/(NT-1))
*
WRITE  MP VP MT VT
*
*   PROBABILITY DENSITY FUNCTION
*
SET FP = 1./VP*EXP(-.5*((DX(T)-MP)/VP)**2)  <— (6)식 : 즉  $f_t^u$ 
SET FT = 1./VT*EXP(-.5*((DX(T)-MT)/VT)**2)  <— (7)식 : 즉  $f_t^d$ 
*

```

f_t^d 계산 ((7)식)에
 필요한 평균(MT)과
 표준편차(VT)의
 계산

<— 평균
 <— 표준편차

*
*
*

CONTRACTION PHASE

SET T1 74,2 74,2 = 0.

SET T1 74,3 75,6 = $\frac{((T1(T-1)+GT1(T)*(1-T1(T-1)))*FP(T))}{((T1(T-1)+GT1(T)*(1-T1(T-1)))*FP(T)+(1-T1(T-1))*FT(T)*(1-GT1(T)))}$ \$

*

SET T2 79,2 79,2 = 0.

SET T2 79,3 80,9 = $\frac{((T2(T-1)+GT2(T)*(1-T2(T-1)))*FP(T))}{((T2(T-1)+GT2(T)*(1-T2(T-1)))*FP(T)+(1-T2(T-1))*FT(T)*(1-GT2(T)))}$ \$

*

SET T3 84,2 84,2 = 0.

SET T3 84,3 85,9 = $\frac{((T3(T-1)+GT3(T)*(1-T3(T-1)))*FP(T))}{((T3(T-1)+GT3(T)*(1-T3(T-1)))*FP(T)+(1-T3(T-1))*FT(T)*(1-GT3(T)))}$ \$

*

SET T4 88,1 88,1 = 0.

SET T4 88,2 90,1 = $\frac{((T4(T-1)+GT4(T)*(1-T4(T-1)))*FP(T))}{((T4(T-1)+GT4(T)*(1-T4(T-1)))*FP(T)+(1-T4(T-1))*FT(T)*(1-GT4(T)))}$ \$

*

*

*

PROB. FOR WHOLE CYCLE

*

*

EXPANSION PHASE

*

SET PP 70,1 72,3 = 0

SET PP 72,4 74,2 = P1(T)

SET PP 74,3 75,6 = 0

SET PP 75,7 79,2 = P2(T)

SET PP 79,3 80,9 = 0

SET PP 80,10 84,2 = P3(T)

SET PP 84,3 85,9 = 0

SET PP 85,10 88,1 = P4(T)

SET PP 88,2 90,9 = 0

(5)식에서
\$ f_t^d나 f_t^u
를 바꾸고
\$ G_t^u를 G_t^d
로 바꾼것
즉 수축국
면별로 사
후적 확률
P_t를 계산
여기서
GT=G_t^d
FT=f_t^u
FT=f_t^d

전기간 동안에 발생한 확장국면의
사후적 발생확률 만을 모은것.
즉, 앞 단계에서 구한 P_t를 연결
하여 PP라 한다.

```

*
*
*      CONTRACTION PHASE
*

```

```

SET TT 70,1 74,2 = 0
SET TT 74,3 75,6 = T1(T)
SET TT 75,7 79,2 = 0
SET TT 79,3 80,9 = T2(T)
SET TT 80,10 84,2 = 0
SET TT 84,3 85,9 = T3(T)
SET TT 85,10 88,1 = 0
SET TT 88,2 90,1 = T4(T)
SET TT 90,2 90,9 = 0

```

수축국면 전체에 대한
사후적 확률

```

*

```

```

*

```

```

*

```

```

GRA(DATES,HEIGHT=3,HEADER='PROBABILITY OF PEAK') 1   ]   그림 3-3
# PP

```

```

*

```

```

GRA(DATES,HEIGHT=3,HEADER='PROBABILITY OF TROUGH') 1 ]   그림 3-4
# TT

```

```

*

```

```

*

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# P1

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# P2

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# P3

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# P4

```

```

*

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# T1

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# T2

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# T3

```

```

GRA(DATES) 1

```

```

# T4

```

```

*

```

```

PRI(DATES) 71,1 90,9 PP TT DX FP FT  <—————  결과의 Print.

```

```

*

```

```

END

```

다. 적 용

경기전환점포착에 관한 Neftci 확률법칙이 등장한 이후 이 법칙은 실제 경기전환점예측에 다양하게 사용되고 있다. 그 중 몇 가지를 소개하면 다음과 같다.

(1) Neftci(1982)에 의한 적용

Neftci는 미국경제에서 경기수축기였던 1971 - 1974년과 경기확장기였던 1975 - 1979년 사이에 자신의 방법을 적용하여 전환점예측능력을 평가하였다. 이 기간에서 경기정점은 1973년 11월과 1980년 1월이었으며 경기저점은 1975년 3월이었다. 결과는 다음과 같다.

○ 1971 - 1974년 기간 : 1971년과 1972년에는 정점발생에 관한 신호를 전혀 보이지 않았다. 그러다가 1973년 4월에 P_t 값이 0.4로 증가하더니 1973년 8월에 갑자기 기준치 0.9를 넘어 서서 정점발생에 관한 신호를 보내고 있었다. 다시 말해 실제 정점이 73년 11월인 점에 비추어 불과 3개월의 선행기간을 남겨놓고서 정점신호를 나타낸 것이다. 한가지 재미있는 점은 이 신호가 실제 석유파동이 발생하기 이전에 나타났다는 것이다.

○ 1975 - 1979년 기간 : 1976 - 1978년 사이에 경기정점에 관한 신호를 전혀 보내지 못하다가 1979년 3월 부터 P_t 값이 기준치인 0.9를 넘어서서 정점신호를 보내고 있다. 그러나 앞서와는 달리 신호가 갑자기 나타난 것이 아니라 P_t 값이 0.5를 중심으로 등락을 보여오다가 1979년 3월 이후 0.9를 넘어서고 있다.(반면에 3CD법칙에 따르면 1977년 8월에 정점이 발생한다는 거짓신호를 보내고 있었다).

(2) 선행지수 구성지표들의 전환점 예측능력 평가

선행지수를 구성하고 있는 개별지표들에 대하여 Neftci 방법을 적용해 봄으로써 각 구성지표들이 경기전환점 예측능력을 평가해 볼 수 있다. 한 국경제에 대하여 이 방법을 적용한 예로서는 이학용, 김기화(1990)를 들 수 있다. 이들에 따르면 구성지표들은 정점예측보다는 저점예측에 더 효과적임을 알 수 있다. 특히 저점예측은 선행기간이 훨씬 짧게 나타나고 있다.

선행지수의 구성지표를 선정하는데도 이 방법이 이용될 수 있다. 다시 말해 경기선행성을 갖는다고 이론적·경험적으로 판단되는 변수들에 대하여 Neftci 방법을 적용해 봄으로서 선행성여부를 판단하고 이에 따라서 선행지수의 구성지표로서의 채택여부를 결정할 수 있다. 시계열분석의 관점에서 볼 때 선행지수 구성지표의 선정은 인과검정(causality test)에 의해 결정될 수 있다(Neftci(1977), Auerbach(1982), Zarnowitz·Braun(1989) 등은 이 방법을 사용하고 있다). 이에 비추어 볼 때 Neftci의 방법은 구성지표선정에 관한 새로운 방법이라 할 수 있다. Palash-Rudecki(1985)는 주요 통화 지표와 금융지표에 대하여 이방법을 적용하여 각 지표들의 선행성을 평가하고 있다.

(3) 선행지수의 예측능력 평가

Neftci 방법의 주목적은 선행종합지수의 경기전환점 예측능력을 평가하는데 있다. 이러한 관점에서 이루어진 작업의 예는 다음과 같다.

① 미국의 경우 : Diebold·Rudebusch(1989)는 Neftci 의 방법을 이용하여 1948년 12월 부터 1986년 8월 기간동안에 선행지수의 선행성을 분석하고 있다. 주요한 결론은 다음과 같다.

- 정점예측의 경우 · 1981년의 갑작스런 경기후퇴기를 제외하고는 나머지 6번의 정점에 관해서 분명한 신호를 보내고 있다.

- 네번의 거짓신호를 보내고 있다. 다시 말해 실제정점이 발생하기 훨씬 이전에 사후적 확률 P_t 가 기준치를 넘어섰으나 실제 정점은 나타나지 않았다.
- 선행기간이 매우 가변적이며 길었다.
- Neftci의 방법이 3CD방법보다는 우세하였다.

- 저점예측의 경우 · 7번의 저점 중 4번만 신호를 보내고 있다.
 - 그러나 거짓신호는 한번도 없었다.
 - 선행기간도 정점예측의 경우보다 훨씬 짧았다.

- 종합적으로 판단할 때 선행지수의 전환점예측 능력은 만족스러운 수준은 아니다.

: Koenig·Emery(1991)는 70년부터 90년 사이에 걸쳐서 선행지수의 예측능력을 평가하고 있다. 주요결론은 다음과 같다.

- 정점예측의 경우 · 5번의 정점중 3번만 신호를 보내고 있다.
 - 거짓신호는 무려 12번이나 되었다.
- 저점예측의 경우 · 4번중 2번만 신호를 보내고 있다.
 - 거짓신호는 1번 나타났다.

- 기준치를 90%에서 70%로 낮추면 거짓신호는 줄어들지만 선행기간이 길어진다. 따라서 선행기간과 거짓신호 사이에 상충관계(trade off)가 존재함을 알 수 있다.

② 한국의 경우 : 박동순(1990)은 경기종합지수가 작성되기 시작한 70년 이후 1989년 까지의 선행지수를 이용하여 분석하고 있으며 주요 결론은 다음과 같다.

- 정점예측의 경우 · 90%를 기준치로 하여 각 정점을 분석한 결과 4개의 정점 중 79년과 84년의 정점은 적절한 선행기간과 함께 비교적 정확하게 추정되었으나 74년과 88년의 정점신호는 거짓으로 밝혀졌다.

- 저점예측의 경우 · 저점추정 또한 4개 중 2개는 정확하게 추정되었으나 75년과 80년의 저점신호는 거짓신호로 밝혀졌다.

- 따라서 박동순(1990)은 사전적 확률분포 G_t^u 와 G_t^d 를 수정하여 사용할 것을 권장하고 있다.

: 이학용, 김기화(1990)는 통계청의 선행지수는 정점예측보다는 저점예측에 훨씬 유용하다는 결과를 제시하고 있다. 특히 저점예측의 경우 선행기간이 정점예측의 경우보다 훨씬 짧게 나타났다. (정점신호의 선행기간은 11 - 17개월이나 저점신호의 선행기간은 3 - 11개월이다.)

(4) 성장순환에의 적용

경기순환을 정의 하는 방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 하나는 고전적 순환(classical cycle)이며 다른 하나는 성장순환(growth cycle)이다. 고전적 순환이란 추세치가 포함된 개념으로서 경제활동의 절대수준의 증감을 포착하는 것을 뜻한다. 반면에 성장순환이란 경제의 장기적추세수준으로 부터의 이탈(deviation, gap)의 증감을 포착하는 것을 의미한다. 통계청에서 발표하는 동행종합지수는 고전적 순환을 포함하는 것인 반면에 동행지수의 순환변동치는 성장순환에 해당되는 개념이다.

지금까지 살펴본 Neftci방법의 적용에는 고전적 순환에 관한 것들이었다. 경기순환을 위에서 본 같이 두가지 개념으로 측정할 수 있다면 우리는 Neftci의 방법을 성장순환에 적용하여 볼 수 있다. 이에 관한 몇가지 연구를 소개하면 다음과 같다.

① 외국의 경우 : Niemira(1991)는 미국, 영국, 서독, 일본경제의 성장순환에 Neftci의 방법을 적용하여 성장순환지표의 경기 전환점 예측능력을 분석하고 있다. 주요 결과는 다음과 같다.

○ 미국의 경우 - 1951 ~ 1982년 기간동안 성장순환지표의 경기 전환점 예측능력은 대체로 양호하다. 90%를 기준치로 볼 때 선행기간은 4-13개월이다. 고전적 순환지표를 이용할 때는 Neftci의 방법에 의해서 얻어지는 사후적 확률값 P_t 값이 서서히 증가하게 되는데 반하여 성장순환지표의 경우에는 P_t 값이 급격히 상승하고 있다. (예를 들어 1966년 4월의 P_t 는 14.3%이나 1966년 5월에는 97.8%로 급등하고 있다. 실제 정점이 1966년 6월임에 비추어 보면 불과 1개월의 선행시차를 두고서 정점발생에 관해 분명한 신호를 보내고 있다).

○ 영국의 경우 - 1961 ~ 1983년 기간 동안에 평균 1개월의 후행(lag)기간을 두고서 전환점에 관한 신호를 보내오고 있다.(정점 예측시에는 평균 4개월 정도를 후행하면서 신호를 보내고 있으나 저점예측의 경우에는 평균적으로 1개월의 선행기간을 두고서 신호를 보내고 있다).

○ 일본의 경우 - 1957 ~ 1983년 기간동안에 평균 2개월의 후행기간을 두고서 전환점에 관한 신호를 보내고 있다.

○ 서독의 경우 - 1961 ~ 1983년 사이에 서독경제는 5번의 경기침체를 겪었다. 성장순환의 전환점 예측 능력은 정점예측의 경우 평균 2개월 선행기간을 보이는 반면에 저점예측의 경우에는 5개월을 후행하고 있다.

② 한국의 경우 : 이학용·김기화(1990)는 통계청에서 발표하는 동행지수에 Neftci방법을 적용하여 분석하고 있다. 특히 동행지수 순환변동치의 6개월 뒤의 자료를 이용한 분석결과 전환점 포착에 유용하다고 결론 짓고 있다.

(5) Okun 법칙에의 응용

앞에서 제시한 Okun의 법칙을 적용하는 과정에서 Neftci의 방법이 이용되고 있다. 앞에서 설명한 것처럼 Okun의 법칙은 경기에측에 사용될 수 있는 가능한 여러 지표들 중에서 몇 개를 선정하여 이들로 구성된 몇 개의 집단(group)을 만든다. 다음에는 특정집단내에 속한 지표들 중에서 『처음 n개의 지표』들이 정점(저점)에 관한 신호를 보내면 이 집단이 정점(저점)에 관한 신호를 보내는 것으로 판단하게 된다. 이러한 방법을 통하여 전환점에측에 유용하게 이용될 수 있는 지표들의 집단을 추출할 수 있는 것이다.

Okun의 법칙과 Neftci법칙을 결합하여 얻어지는 전환점에측방법은 다음과 같이 행해진다.

○ 방법 - 먼저 분석대상이 되는 지표들의 집단을 도출한다(집단의 선정에는 특별한 기준이 없다. 정책결정자에게 유용한 정보를 줄 수 있는 지표들, 예를 들어 선행지수 자체나 이차율 혹은 통화지표들을 사용 할 수도 있다. 또한 기준으로는 선행지수의

구성지표들을 Neftci방법에 따라 분석하여 그 중에서 전환점 예측에 특히 유용한 지표들을 선정할 수도 있다. 그 다음에는 해당집단에 속한 지표들 각각에 대하여 Neftci방법을 적용하여 전환점 신호여부를 파악한다. 이로부터 전환점에 관한 신호가 처음 n 개의 지표에 나타날때 바로 그 시점에서 전환점이 나타난다고 판단한다. 예를 들어 X_1, X_2, X_3 세 지표를 선정했다고 하자. 이 각 지표들에 대하여 Neftci방법을 적용한 결과가 다음과 같다. X_1 은 실제 전환점 부터 10개월 앞서서 P_t 가 기준치를 넘어서 전환점 신호를 보내고 있으며 X_3 은 6개월 앞서서 X_2 는 4개월 앞서서 신호를 보내고 있다고 하자. 이때 Okun법칙에 의한 기준이 『처음 2개의 지표』를 택하는 것이 라면 우리는 두번째로 전환점 신호를 보내온 지표 X_3 에서 신호가 나타난 시점을 기준으로 하여 선행기간이 6개월이라고 판단하게 된다.

○ 미국경제에 대한 적용 - Palash·Radecki(1985)는 이 방법을 적용하여 통화지표와 금융지표들간의 전환점예측능력을 비교하고 있다. 이 사람들이 선정한 지표들은 통화(M_1), 이자율(CP rate), 총부채(Total debt), 선행지수(LI)이다. 이들 지표의 선정을 위하여 각 지표들에 대하여 Neftci 방법을 적용해서 전환점예측능력을 우선 평가하고 있다. 여러 종류의 집단 중에서 『처음 2개의 지표』를 선정하는 것이 1953년 부터 1981년까지의 정점들을 예측하는데 가장 유용하다고 결론을 짓고 있다. 그리고 선행기간은 3 - 8 개월로 나타나고 있다.

○ 한국 경제에 대한 적용 - 이학용·김기화(1990)는 이 방법을 적용하여 한국경제의 전환점예측에 이용될 수 있는 몇몇 지표들을 제시하고 있다. 주요 결론들은 다음과 같다.

첫째, 정점예측의 경우에는 유용하지 못하였다. 그러나 이러한 결론을 해당 구성지표들에 포함된 선행지수의 구성지표들의 정점예측능력이 만족스럽지 못하다는 것에 그 원인이 있다.

둘째, 통화량이나 이자율들은 특히 저점예측에 유용하다. 예를 들어 총유동성(M₃), 회사채 수익률, 건축허가면적으로 구성된 집단만을 가지고도 『처음 2개의 지표』를 택하는 기준을 적용했을 때 3-8개월의 선행기간을 두고서 저점을 훌륭하게 예측할 수 있음을 보여준다.

(6) 지역 경기선행지수의 작성 및 평가

선행종합지수는 보통 국민경제 전체의 경기순환의 변화를 파악하기 위한 목적으로 작성되고 있다. 그러나 한 지역경제(regional economy)의 활동상황을 측정하기 위한 목적에 선행지수를 이용할 수도 있다. Phillips(1988a, 1988b, 1990)는 미국의 Texas주의 경제상황을 측정하기 위한 목적으로 지역경기선행지수(regional index indecators)를 작성하였으며 이러한 과정에서 Neftci의 확률법칙이 동지수의 예측능력을 평가하는데 사용되고 있다. Phillips가 작성한 Texas지역경기 선행지수는 9개의 시계열로 구성되어 있다. 이 중에서 7개는 Texas지역경제 상황을 나타내는 변수이며 1개는 미국 BEA(Bureau of Economic Analysis)에서 발표하는 경기선행지수이고 나머지 한개는 국제경제를 나타내는 변수로서 달러의 실질가치가 사용되고 있다.

Texas 지역경기선행지수의 전환점 예측능력을 평가하는 데에 Neftci의 법칙을 적용한 결과는 90% 기준치 수준에서 만족스러운 것이었다. 선행시차는 대략 3개월 정도로 짧은 편이었으며 1980년 이후 Texas의 경기수축기를 모두 예측하고 있었다.

라. 평 가

Neftci의 법칙은 전환점예측이 잘못된 것일 수 있는 확률을 제시해 줌으로서 예측에 수반되는 불확실성을 측정할 수 있는 한 방법이라는 점에 그 의의가 있다. 그리고 많은 분석결과 확정적인 방법보다는 거짓신호를 적게 보내고 있다는 점에서도 유용성을 인정받고 있다. 그러나 이 방법을 이용하여 전환점을 예측할 때에는 적어도 다음과 같은 점들을 염두에 두어야 할 것이다.

첫째, Neftci의 방법을 적용하기 위해서는 사용되는 시계열(예: 선행지수)을 확장국면에 속하는 관측치와 수축국면에 속하는 관측치들로 구분해야 한다. 만일 사용자마다 서로 다른 기준을 사용하여 관측치들을 구분한다면 이에 따라서 확률밀도함수 f_t 와 사전적확률 G_t 값이 달라지고 결과적으로 사후적확률 P_t 도 달라진다. 이러한 차이를 염두에 두고서 판단을 해야 된다.

둘째, 기준치를 몇 %로 하느냐에 따라서 선행기간과 거짓신호간에 이해 상충(trade off)현상이 발생한다. 이에 관한 판단은 주관적일 수 밖에 없다.

셋째, Neftci의 법칙을 통해서 선행지수 자체의 유용성 여부를 판단하기는 어렵다. 다시 말해 이 방법을 적용한 결과 전환점예측이 훌륭하게 이루어졌다고 해서 분석에 사용된 선행지수가 전환점예측에 유용한 지표라고 반드시 말할 수 있는 것은 아니다. 왜냐하면 분석방법의 차이에 따라서 서로 다른 결과가 나올 수도 있기 때문이다.

N. 결론

경기지표는 현재의 경제상태의 판단과 앞으로의 경기의 진행방향을 예측하기 위하여 작성된다. 특히 선행종합지수는 이러한 목적을 위해 정교한 통계적 과정을 거쳐 작성되고 있다. 그러나 경기예측이라는 목적을 위해 선행지수가 과연 얼마나 유용하게 이용될 수 있는가는 의문의 여지가 있다. 이러한 점에서 선행지수는 기압계(barometer)에 비유될 수 있을 것이다. 첫째, 기압계는 기압의 현수준만을 제시해 주고 있을 뿐이다. 다시 말해 현재의 기압이 왜 그 수준이며 어떻게 해서 그런 수준까지 되었는가에 대해서 기압계는 아무런 설명도 할 수 없다. 둘째, 기압계는 단지 현재 혹은 최근의 기압상태만을 제시하고 있을 뿐 앞으로 기압이 어떤 수준으로 될지에 관해서는 아무것도 제시할 수 없다. 다만 우리가 기압계가 제시해 주는 현상에 관한 진단을 다른 관점에서 해석할 때에 한해서만 이러한 기압계를 가지고 앞을 예측할 수가 있을 것이다. 예를 들어 해발을 잴 수 있는 다른 장치가 없는 경우 등산을 하면서 우리는 기압계를 이용하여 해발을 가늠할 수 있다.

마찬가지 논리를 선행지수에도 적용할 수 있다. 엄밀히 말하여 선행지수란 과거의 상태 혹은 기껏해야 현재의 경제상태에 관한 정보만을 제시해 준다. 이러한 지표를 가지고 앞날을 예측하기 위해서는 어떤 종류의 경제이론에 의해 뒷받침을 받을 수 있어야 될 것이다.

경기전환점의 포착 및 예측에도 동일논리를 적용할 수 있다. 경기전환점을 파악하기 위해서는 먼저 미래의 상황을 예측해야만 된다. 왜냐하면 경기가 정점 혹은 저점에 처해 있는지의 여부를 결정한다는 것은 앞으로의 경기의 진행방향에 관한 정보를 이미 알고 있다는 것을 묵시적으로 가정하고 있다는 것을 의미하기 때문이다. 경기가 현재 순환의 정점 혹은 저점에 도달했다고 하는 것은 앞으로 경제가 수축국면 혹은 확장국면으로 접어들 것이라고 주장하는 것과 같은 것이다. 그런데 선행지수 그 자체로서는 이런 판단을 제시해 줄 수 없는 것이다.

경기예측이란 어려운 문제이다. 특정한 방법이나 특정지표를 통하여 판단 할 수 있는 그런 단순한 문제가 아니다. 만일 미래의 예측이 가능하다면 그리고 손쉽게 그런 예측을 얻을 수 있다면 경기순환이라는 본서 자체가 무슨 필요가 있겠는가? 선행지수란 미래의 예측을 위한 하나의 참고자료일 뿐이다. 단지 과거의 경제변화과정과 현재상태에 관한 정보를 제시해 주고 있다는 한정적인 의미에서만 미래를 평가하는데 보조적으로 이용될 수 있는 것이다. 선행지수를 이용하는 데 있어서는 이 점을 염두해 두어야 할 것이다. 과거는 과거인 것이다.

<참고문헌1>

- 경제기획원, 경기종합지수개편보고서, 경제기획원 조사통계국, 1988. 11.
- 경제기획원, 경기종합지수(1990년 9월), 1990. 11
- 김기화, 경제시계열의 분석 I : 스펙트럼 접근방법, 고려대학교 경상논집 제3집,
pp.53-86
- _____, 경기순환이론, 다산출판사, 1990.
- 남상우·최돈길, 경기지표를 이용한 단기GNP예측, 한국개발연구, 1986
가을호, 한국개발연구원.
- 박동순, 경기전환점의 새로운 예측기법, 금융경제연구 제 8호, 한국은행
금융경제연구실, 1990. 4.
- 서상목편, 경기종합지수 작성에 관한 연구보고서, 연구. 조사보고 제 81 - 12권,
한국개발연구원, 1981. 10.
- 이학용·김기화, 통화신용정책과 경기전환점의 예측, 한국은행 연구용역자료,
1990.12.
- 최공필, 선행지수를 이용한 경기전환점 포착, 대우증권 조사월보, No. 52,
1989. 7.
- 한국은행, 경기종합판단체제 구축방안, 한국은행 조사2부 산업분석과, 1990. 7
- Auerbach, A., The index of leading indicators : Measurement without
theory," thirty - five years later, Review of Economics and
Statistics, November 1982, 589 - 595.
- Burns, A. and W. Mitchell, Measuring Business Cycles, NBER, 1946.
- Carlson, K., Monthly economic indicators : A closer look at the coincident
index, Federal Reserve Bank of St. Louis, Review 67, No. 9,
November 1985, 20 - 30.
- Diebold, F. and G. Rudebusch, Turning point prediction with the composite
leading index, in K.Lahiri and G. Moore eds.(1991), 231 - 256.

1)

본 보고서에서 인용되지 않은 문헌도 소개하고 있다.

- Diebold, F. and G. Rudebusch, Scoring the leading indicators, *Journal of Business* 62, No. 3, 1989, 369-391.
- Fels, R. and C. Hinshaw, Forecasting and recognizing business cycle turning points, NBER, 1968
- Gorton, G., Forecasting with the index of leading indicators, Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Business Review*, November/December 1982, 15-27.
- Garner, C. and R. Wartz., Is the business cycle disappearing?, Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, May/June 1990, 25-39.
- Hymans, S., On the use of leading indicators to predict cyclical turning points, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:1973, 339-375.
- Klein, P. and G. Moore., Monitoring growth cycles in market-oriented countries: Developing and using international economic indicators, NBER, 1985.
- Kling, J., Predicting the turning points of business and economic time series, *Journal of Business* 60, No.2, 1987, 201-238.
- Koenig, E. and K. Emery., Misleading indicators? Using the composite leading indicators to predict cyclical turning points, Federal Reserve Bank of Dallas *Economic Review*, July 1991, 1-14
- Lahiri, K. and G. Moore. (eds.), *Leading economic indicators: New approaches and forecasting records*, Cambridge University Press, 1991.
- Layton, A., Some Australian experience with leading economic indicators, in K. Lahiri and G. Moore eds. (1991), 211-230.
- McNees, S., Forecasting cyclical turning points: The record in the past three recessions, in K. Lahiri and G. Moore eds. (1991), 151 - 168.
- Moore, G., *Business Cycles, Inflation and Forecasting*, second edition, NBER Studies in Business Cycles No. 24, 1983.
- Moore, G., New developments in leading indicators, in K. Lahiri and G. Moore eds. (1991), 141-148.

- Moore, G. and J. Shiskin, Indicators of Business Expansions and Contractions, NBER 1967.
- Moore, G. and V. Zarnowitz, The development and role of the National Bureau of Economic Research's business cycle chronologies, in: R. Gordon ed., The American Business Cycle, NBER, 1986, 735-779.
- Neftci, S., Lead-lag relations, exogeneity and prediction of economic time series, *Econometrica* 47, No. 1, January 1979, 101-113.
- _____, Optimal Prediction of cyclical downturns, *Journal of Economic Dynamics and Control* 4, No. 3, August 1982, 225-241.
- Niemira, M., An international application of Neftci's probability approach for signaling growth recessions and recoveries using turning point indicators, in K. Lahiri and G. Moore eds.(1991), 91-108.
- Okun, A., On the appraisal of cyclical turning-point predictors, *Journal of Business* 33, April 1960, 101-120.
- Palash, C. and L. Radecki, Using monetary and financial variables to predict cyclical downturns, Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review*, summer 1985, 36 - 45.
- Phillips, K., New tools for analyzing the Texas economy ; Indexes of coincident and leading economic indicators, Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, July 1988a, 1-13.
- _____, The development and uses of regional indexes of leading economic indicators, Federal Reserve bank of Dallas, Research Paper No. 8808, November 1988b.
- _____, The Texas index of leading economic indicators : A revision and further evaluation, Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, July 1990. 17 - 25.
- Ratti, R., A descriptive analysis of economic indicators, Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 67, No. 1, January 1985, 14 - 24.
- Renshaw, E., Using a consensus of leading economic indicators to find the right ball park for real GNP forecasts, in K. Lahiri and G. Moore eds.(1991), 197-210.

- Sargent, T., Macroeconomic theory, Second edition, Academic Press, 1987.
- Shiskin, J., Comments, Brookings Papers on Economic Activity, 2: 1973,
378-382
- Silver, S., Forecasting peaks and troughs in the business cycle:
On the choice and use of appropriate leading indicator series,
in K. Lahiri and G. Moore eds.(1991), 169-182.
- Stekler, H., Turnig point predictions, errors, and forecasting procedures,
in K. Lahiri and G. Moore eds.(1991), 169-182.
- Stekler, H, and N. Schepsman, Forecasting with an index of leading series.
Journal of the American statistical Association 68, No, 342, June
1973, 291 - 296.
- Stock, J, and M. Watson, A probability Model of the coincident economic
indicators, NBER Working Paper No. 2772, November 1988.
- Stock, J, and M. Watson, New indexes of coincident and leading economic
indicators, NBER Macroeconomics Annual 1989, 351 - 393.
- Watson, M., Using econometric models to predict recessions,
Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives 15,
No.6, November/December 1991, 14-25.
- Webb, R., On predicting the stage of the business cycle, in K. Lahiri and
G. Moore eds.(1991), 109-128.
- Wecker, W., Predicting the turning points of a time series, Journal of
Business 52, No.1,1979, 35-51.
- Zadrozny, P., Forecasting U.S. GNP at monthly intervals with an estimated
bivariate time series model, Federal Reserve Bank of Atlanta
Economic Review, November/December 1990, 2-15.
- Zarnowitz, V. and C. Boschan, New composite indexes of coincident and
lagging indicators, Business Conditions Digest, November
1975a, reprinted in : Handbook of Cyclical Indicators,
May 1977, 185-198.

- Zarnowitz, v. and C. Boschan, Cyclical indicators : An evaluation of new leading indexes, *Business Conditions Digest*, May 1975b, reprinted in : *Handbook of Cyclical Indicators*, May 1977, 170 - 183.
- Zarnowitz, v. and P. Braun, Major macroeconomic variables and leading indexes : Some estimates of their interrelations, 1886 - 1982, NBER Working Paper No. 2812, January 1989.
- Zarnowitz, v. and B. Moore, Sequential signals of recession and recovery, *Journal of Business* 55, No. 1, 1982, reprinted in : G. Moore, *Business Cycles, Inflation, and forecasting*, Second edition, NBER 1983.

<부 록>

NEFTCI'S 방법의 Computer Program과 Output

RATS Version 3.00b. 01/04/89

Copyright (c) 1988,1987,1986 by VAR Econometrics

Portions (c) 1988 by Doan Associates

BMA DATA 500 GLOBAL 800 EXPRESSIONS 200

ENVIRONMENT GRAPHICS=HERCULES ERRORS=100 WARNINGS=100

* ****

*

*

* BUSINESS CYCLES IN KOREA

*

*

* NEFTCI'S METHOD

*

*

* LEADING INDEX

*

* ****

*

OPEN DATA X11.RAT

CAL 70 1 12

ALL 0 90,9

DATA(FORMAT=RATS) / LEAD85

LEAD85

LEADING COMPOSITE INDEX : TREND CYCLE COMPONENT(1985=100)

*

* NORMAL DIST. UNIFORM DIST.

* G(P) G(T) G(P) G(T)

*

DATA(UNIT=INPUT,ORG=OBS) 70,1 75,8 NGP NGT UGP UGT

0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.000	0.000	0.000
0.000	0.002	0.000	0.000
0.000	0.005	0.000	0.000
0.000	0.011	0.000	0.000
0.000	0.021	0.000	0.037
0.000	0.038	0.000	0.074
0.000	0.066	0.000	0.111
0.001	0.108	0.000	0.148
0.002	0.164	0.000	0.185
0.002	0.239	0.000	0.222
0.003	0.326	0.000	0.259
0.004	0.429	0.000	0.296
0.006	0.532	0.000	0.333
0.008	0.637	0.020	0.370
0.010	0.729	0.041	0.407
0.013	0.811	0.061	0.444
0.017	0.873	0.082	0.481
0.022	0.921	0.102	0.519
0.029	0.953	0.122	0.556
0.037	0.974	0.143	0.593
0.046	0.986	0.163	0.630
0.057	0.993	0.184	0.667
0.071	0.997	0.204	0.704
0.085	0.999	0.224	0.741
0.104	1.000	0.245	0.778
0.125	1.000	0.265	0.815
0.147	1.000	0.286	0.852

0.174 1.000 0.306 0.889
0.203 1.000 0.327 0.926
0.233 1.000 0.347 0.963
0.268 1.000 0.367 1.000
0.305 1.000 0.388 1.000
0.341 1.000 0.408 1.000
0.382 1.000 0.429 1.000
0.425 1.000 0.449 1.000
0.464 1.000 0.469 1.000
0.508 1.000 0.490 1.000
0.552 1.000 0.510 1.000
0.595 1.000 0.531 1.000
0.633 1.000 0.551 1.000
0.674 1.000 0.571 1.000
0.712 1.000 0.592 1.000
0.745 1.000 0.612 1.000
0.779 1.000 0.633 1.000
0.811 1.000 0.653 1.000
0.837 1.000 0.673 1.000
0.862 1.000 0.694 1.000
0.885 1.000 0.714 1.000
0.903 1.000 0.735 1.000
0.921 1.000 0.755 1.000
0.936 1.000 0.776 1.000
0.947 1.000 0.796 1.000
0.958 1.000 0.816 1.000
0.967 1.000 0.837 1.000
0.974 1.000 0.857 1.000
0.980 1.000 0.878 1.000
0.985 1.000 0.898 1.000

0.988 1.000 0.918 1.000
0.991 1.000 0.939 1.000
0.993 1.000 0.959 1.000
0.995 1.000 0.980 1.000
0.996 1.000 1.000 1.000
0.997 1.000 1.000 1.000
0.998 1.000 1.000 1.000
0.999 1.000 1.000 1.000
1.000 1.000 1.000 1.000

*

GRA(NODATES,height=4.5) 1

NGP

*

GRA(NODATES,height=4.5) 1

NGT

*

SET X = LEAD85(T)

SET DX 70,2 90,9 = X(T)-X(T-1)

*

*

* CALCULATION OF SAMPLE MEAN AND S.D.

*

* EXPANSION PHASES

*

*

EVAL SP = 0.0

EVAL QP = 0.0

EVAL NP = 0

85691 DO T = 71:11, 73:10

85710 EVAL NP = NP + 1

```

85720 EVAL SP = SP + DX(T)
85733 EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T

85691 DO T = 74:11, 78:11

85710 EVAL NP = NP + 1
85720 EVAL SP = SP + DX(T)
85733 EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T

85691 DO T = 80:8, 84:2

85710 EVAL NP = NP + 1
85720 EVAL SP = SP + DX(T)
85733 EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T

85691 DO T = 85:3, 88:1

85710 EVAL NP = NP + 1
85720 EVAL SP = SP + DX(T)
85733 EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T

85691 DO T = 90:1, 90:9

85710 EVAL NP = NP + 1
85720 EVAL SP = SP + DX(T)
85733 EVAL QP = QP + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T

EVAL MP = SP/NP
EVAL VP = SQRT((QP/NP - MP*MP)*NP/(NP-1))

*

* CONTRACTION PHASES

*

EVAL ST = 0.0
EVAL QT = 0.0

```

```

EVAL NT = 0
85691 DO T = 73:11, 74:10
85710 EVAL NT = NT + 1
85720 EVAL ST = ST + DX(T)
85733 EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T
85691 DO T = 78:12, 80:7
85710 EVAL NT = NT + 1
85720 EVAL ST = ST + DX(T)
85733 EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T
85691 DO T = 84:3, 85:2
85710 EVAL NT = NT + 1
85720 EVAL ST = ST + DX(T)
85733 EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T
85691 DO T = 88:2, 89:12
85710 EVAL NT = NT + 1
85720 EVAL ST = ST + DX(T)
85733 EVAL QT = QT + DX(T)*DX(T)
85752 END DO T
EVAL MT = ST/NT
EVAL VT = SQRT((QT/NT - MT*MT)*NT/(NT-1))
*
WRITE MP VP MT VT
.7425000 .6912344 .5074627E-01 .7159171

```

*

* PROBABILITY DENSITY FUNCTION

*

SET FP = 1./VP*EXP(-.5*((DX(T)-MP)/VP)**2)

SET FT = 1./VT*EXP(-.5*((DX(T)-MT)/VT)**2)

*

*

* PROIR PROBABILITY: CDF FOR NORMAL

*

SET GP1 72,4 74,2 = NGP(T-CAL(72,4)+CAL(70,1))

SET GP2 75,7 79,2 = NGP(T-CAL(75,7)+CAL(70,1))

SET GP3 80,10 84,2 = NGP(T-CAL(80,10)+CAL(70,1))

SET GP4 85,10 88,1 = NGP(T-CAL(85,10)+CAL(70,1))

SET GP5 90,1 90,9 = NGP(T-CAL(90,1)+CAL(70,1))

SET GT1 74,3 75,6 = NGT(T-CAL(74,3)+CAL(70,1))

SET GT2 79,3 80,9 = NGT(T-CAL(79,3)+CAL(70,1))

SET GT3 84,3 85,9 = NGT(T-CAL(84,3)+CAL(70,1))

SET GT4 88,2 90,1 = NGT(T-CAL(88,2)+CAL(70,1))

*

*

*

* POSTERIOR PROBABILITY

*

*

* EXPANSION PHASE

*

SET P1 72,3 72,3 = 0.

SET P1 72,4 74,2 = ((P1(T-1)+GP1(T)*(1-P1(T-1)))*FT(T))/

\$

((P1(T-1)+GP1(T)*(1-P1(T-1)))*FT(T)+ \$

(1-P1(T-1))*FP(T)*(1-GP1(T))

*

SET P2 75,6 75,6 = 0.

SET P2 75,7 79,2 = ((P2(T-1)+GP2(T)*(1-P2(T-1)))*FT(T))/

\$

((P2(T-1)+GP2(T)*(1-P2(T-1)))*FT(T)+ \$

(1-P2(T-1))*FP(T)*(1-GP2(T)))

*

SET P3 80,9 80,9 = 0.

SET P3 80,10 84,2 = ((P3(T-1)+GP3(T)*(1-P3(T-1)))*FT(T))/

\$

((P3(T-1)+GP3(T)*(1-P3(T-1)))*FT(T)+ \$

(1-P3(T-1))*FP(T)*(1-GP3(T)))

*

SET P4 85,9 85,9 = 0.

SET P4 85,10 88,1 = ((P4(T-1)+GP4(T)*(1-P4(T-1)))*FT(T))/

\$

((P4(T-1)+GP4(T)*(1-P4(T-1)))*FT(T)+ \$

(1-P4(T-1))*FP(T)*(1-GP4(T)))

*

* CONTRACTION PHASE

*

SET T1 74,2 74,2 = 0.

SET T1 74,3 75,6 = ((T1(T-1)+GT1(T)*(1-T1(T-1)))*FP(T))/

\$

((T1(T-1)+GT1(T)*(1-T1(T-1)))*FP(T)+ \$

(1-T1(T-1))*FT(T)*(1-GT1(T)))

*

SET T2 79,2 79,2 = 0.

SET T2 79,3 80,9 = ((T2(T-1)+GT2(T)*(1-T2(T-1)))*FP(T))/

\$

((T2(T-1)+GT2(T)*(1-T2(T-1)))*FP(T)+ \$

$$(1-T2(T-1))*FT(T)*(1-GT2(T))$$

*

$$\text{SET T3 } 84,2 \text{ } 84,2 = 0.$$

$$\text{SET T3 } 84,3 \text{ } 85,9 = ((T3(T-1)+GT3(T)*(1-T3(T-1)))*FP(T))/$$

\$

$$((T3(T-1)+GT3(T)*(1-T3(T-1)))*FP(T) + \$$$

$$(1-T3(T-1))*FT(T)*(1-GT3(T))$$

*

$$\text{SET T4 } 88,1 \text{ } 88,1 = 0.$$

$$\text{SET T4 } 88,2 \text{ } 90,1 = ((T4(T-1)+GT4(T)*(1-T4(T-1)))*FP(T))/$$

\$

$$((T4(T-1)+GT4(T)*(1-T4(T-1)))*FP(T) + \$$$

$$(1-T4(T-1))*FT(T)*(1-GT4(T))$$

*

*

*

*

* PROB. FOR WHOLE CYCLE

*

*

* EXPANSION PHASE

*

$$\text{SET PP } 70,1 \text{ } 72,3 = 0$$

$$\text{SET PP } 72,4 \text{ } 74,2 = P1(T)$$

$$\text{SET PP } 74,3 \text{ } 75,6 = 0$$

$$\text{SET PP } 75,7 \text{ } 79,2 = P2(T)$$

$$\text{SET PP } 79,3 \text{ } 80,9 = 0$$

$$\text{SET PP } 80,10 \text{ } 84,2 = P3(T)$$

$$\text{SET PP } 84,3 \text{ } 85,9 = 0$$

$$\text{SET PP } 85,10 \text{ } 88,1 = P4(T)$$

SET PP 88,2 90,9 = 0

*

*

* CONTRACTION PHASE

*

SET TT 70,1 74,2 = 0

SET TT 74,3 75,6 = T1(T)

SET TT 75,7 79,2 = 0

SET TT 79,3 80,9 = T2(T)

SET TT 80,10 84,2 = 0

SET TT 84,3 85,9 = T3(T)

SET TT 85,10 88,1 = 0

SET TT 88,2 90,1 = T4(T)

SET TT 90,2 90,9 = 0

*

*

*

GRA(DATES,HEIGHT=3,HEADER='PROBABILITY OF PEAK') 1

PP

*

GRA(DATES,HEIGHT=3,HEADER='PROBABILITY OF TROUGH') 1

TT

*

*

GRA(DATES) 1

P1

GRA(DATES) 1

P2

GRA(DATES) 1

P3

GRA(DATES) 1

P4

*

*

GRA(DATES) 1

T1

GRA(DATES) 1

T2

GRA(DATES) 1

T3

GRA(DATES) 1

T4

*

PRI(DATES) 71,1 90,9 PP TT DX FP FT

ENTRY PP 27 TT 28 DX 7 FP 8

71: 1 .000000 .000000 .200000 1.06322

71: 2 .000000 .000000 .200000 1.06322

71: 3 .000000 .000000 .000000 .812500

71: 4 .000000 .000000 .100000E+00 .939220

71: 5 .000000 .000000 .300000 1.17866

71: 6 .000000 .000000 .600000 1.41627

71: 7 .000000 .000000 .000000 .812500

71: 8 .000000 .000000 .200000 1.06322

71: 9 .000000 .000000 -.500000 .287583

71:10 .000000 .000000 .100000E+00 .939220

71:11 .000000 .000000 -.100000E+00 .688320

71:12 .000000 .000000 .300000 1.17866

72: 1 .000000 .000000 -.100000 .688320

72: 2 .000000 .000000 .300000 1.17866

72: 3 .000000 .000000 .500000 1.36034
72: 4 .000000 .000000 1.10000 1.26558
72: 5 .000000 .000000 .200000 1.06322
72: 6 .000000 .000000 .500000 1.36034
72: 7 .000000 .000000 .700000 1.44396
72: 8 .000000 .000000 1.00000 1.34971
72: 9 .000000 .000000 1.60000 .670195
72:10 .000000 .000000 1.10000 1.26558
72:11 .000000 .000000 1.20000 1.16212
72:12 .000000 .000000 .500000 1.36034
73: 1 .226999E-03 .000000 1.50000 .793593
73: 2 .738901E-03 .000000 1.20000 1.16212
73: 3 .486790E-03 .000000 1.70000 .554262
73: 4 .195584E-02 .000000 .800000 1.44169
73: 5 .135538E-02 .000000 1.50000 .793593
73: 6 .413004E-02 .000000 .800000 1.44169
73: 7 .523382E-02 .000000 1.00000 1.34971
73: 8 .169037E-01 .000000 .300000 1.17866
73: 9 .498455E-01 .000000 .000000 .812500
73:10 .433444E-01 .000000 .700000 1.44396
73:11 .155246 .000000 -.300000 .463933
73:12 .441876 .000000 -.500000 .287583
74: 1 .783750 .000000 -.600000 .219424
74: 2 .949784 .000000 -.700000 .163951
74: 3 .000000 .000000 -1.00000 .603212E-01
74: 4 .000000 .000000 -.900000 .859621E-01
74: 5 .000000 .000000 -.700000 .163951
74: 6 .000000 .749917E-03 -.300000 .463933
74: 7 .000000 .159706E-02 -.500000 .287583
74: 8 .000000 .301584E-02 -.600000 .219424

74: 9 .000000 .105546E-01 -.200000 .571041
74:10 .000000 .872595E-02 -.800000 .119965
74:11 .000000 .982798E-01 .600000 1.41627
74:12 .000000 .302730 .800000 1.44169
75: 1 .000000 .357571 .200000 1.06322
75: 2 .000000 .553517 .500000 1.36034
75: 3 .000000 .675609 .300000 1.17866
75: 4 .000000 .872777 .700000 1.44396
75: 5 .000000 .976685 1.10000 1.26558
75: 6 .000000 .995240 .800000 1.44169
75: 7 .000000 .000000 1.00000 1.34971
75: 8 .000000 .000000 .700000 1.44396
75: 9 .000000 .000000 .700000 1.44396
75:10 .000000 .000000 1.50000 .793593
75:11 .000000 .000000 .200000 1.06322
75:12 .000000 .000000 1.00000 1.34971
76: 1 .000000 .000000 1.10000 1.26558
76: 2 .000000 .000000 1.20000 1.16212
76: 3 .000000 .000000 .900000 1.40962
76: 4 .377297E-03 .000000 1.10000 1.26558
76: 5 .305301E-02 .000000 .200000 1.06322
76: 6 .115350E-01 .000000 -.200000 .571041
76: 7 .122559E-01 .000000 .500000 1.36034
76: 8 .238589E-01 .000000 .100000 .939220
76: 9 .378787E-01 .000000 .200000 1.06322
76:10 .989821E-01 .000000 -.200000 .571041
76:11 .118972 .000000 .300000 1.17866
76:12 .143318 .000000 .300000 1.17866
77: 1 .950611E-01 .000000 .800000 1.44169
77: 2 .126558 .000000 .300000 1.17866

77: 3 .116293 .000000 .600000 1.41627
77: 4 .163374 .000000 .300000 1.17866
77: 5 .156718 .000000 .600000 1.41627
77: 6 .490908E-01 .000000 1.60000 .670195
77: 7 .688653E-01 .000000 .800000 1.44169
77: 8 .544330E-01 .000000 1.20000 1.16212
77: 9 .148762 .000000 .400000 1.27957
77:10 .224143 .000000 .500000 1.36034
77:11 .246797 .000000 .700000 1.44396
77:12 .167535 .000000 1.20000 1.16212
78: 1 .199163 .000000 .900000 1.40962
78: 2 .235431 .000000 .900000 1.40962
78: 3 .502840 .000000 .200000 1.06322
78: 4 .614987 .000000 .500000 1.36034
78: 5 .712675 .000000 .500000 1.36034
78: 6 .872967 .000000 .100000E+00 .939220
78: 7 .934014 .000000 .300000 1.17866
78: 8 .968174 .000000 .300000 1.17866
78: 9 .985939 .000000 .300000 1.17866
78:10 .991447 .000000 .600000 1.41627
78:11 .997663 .000000 .100000 .939220
78:12 .999500 .000000 .000000 .812500
79: 1 .999939 .000000 -.300000 .463933
79: 2 .999990 .000000 .000000 .812500
79: 3 .000000 .000000 -.300000 .463933
79: 4 .000000 .000000 -1.30000 .183832E-01
79: 5 .000000 .000000 -.900000 .859621E-01
79: 6 .000000 .116726E-02 .000000 .812500
79: 7 .000000 .199340E-02 -.400000 .369109
79: 8 .000000 .421619E-02 -.400000 .369109

79: 9 .000000 .386451E-01 .700000 1.44396
79:10 .000000 .393435E-01 -.100000E+00 .688320
79:11 .000000 .817930E-01 .200000 1.06322
79:12 .000000 .498458E-01 -.600000 .219424
80: 1 .000000 .287654 .700000 1.44396
80: 2 .000000 .396531 .200000 1.06322
80: 3 .000000 .633650 .500000 1.36034
80: 4 .000000 .549137 -.400000 .369109
80: 5 .000000 .546424 -.400000 .369109
80: 6 .000000 .507874 -.700000 .163951
80: 7 .000000 .834844 .200000 1.06322
80: 8 .000000 .954376 .100000 .939220
80: 9 .000000 .996277 .700000 1.44396
80:10 .000000 .000000 .600000 1.41627
80:11 .000000 .000000 .500000 1.36034
80:12 .000000 .000000 .800000 1.44169
81: 1 .000000 .000000 .600000 1.41627
81: 2 .000000 .000000 1.40000 .920249
81: 3 .000000 .000000 .600000 1.41627
81: 4 .000000 .000000 .800000 1.44169
81: 5 .000000 .000000 .800000 1.44169
81: 6 .000000 .000000 1.20000 1.16212
81: 7 .735010E-03 .000000 .600000 1.41627
81: 8 .541100E-02 .000000 -.100000E+00 .688320
81: 9 .195194E-01 .000000 -.300000 .463933
81:10 .329667E-01 .000000 .100000E+00 .939220
81:11 .808665E-01 .000000 -.200000 .571041
81:12 .108372 .000000 .200000 1.06322
82: 1 .354830 .000000 -.600000 .219424
82: 2 .354085 .000000 .400000 1.27957

82: 3 .457583 .000000 .100000 .939220
82: 4 .329101 .000000 .800000 1.44169
82: 5 .402520 .000000 .200000 1.06322
82: 6 .347162 .000000 .600000 1.41627
82: 7 .182140 .000000 1.10000 1.26558
82: 8 .759031E-01 .000000 1.30000 1.04502
82: 9 .143154E-01 .000000 2.20000 .156655
82:10 .335476E-01 .000000 1.10000 1.26558
82:11 .682995E-01 .000000 .800000 1.44169
82:12 .126950 .000000 .600000 1.41627
83: 1 .117220 .000000 1.00000 1.34971
83: 2 .980333E-01 .000000 1.20000 1.16212
83: 3 .200947 .000000 .600000 1.41627
83: 4 .218503 .000000 .900000 1.40962
83: 5 .223091 .000000 1.00000 1.34971
83: 6 .271059 .000000 .900000 1.40962
83: 7 .353034 .000000 .800000 1.44169
83: 8 .463152 .000000 .700000 1.44396
83: 9 .862099 .000000 -.400000 .369109
83:10 .928322 .000000 .300000 1.17866
83:11 .933438 .000000 .800000 1.44169
83:12 .935408 .000000 .900000 1.40962
84: 1 .949501 .000000 .800000 1.44169
84: 2 .959156 .000000 .900000 1.40962
84: 3 .000000 .000000 .600000 1.41627
84: 4 .000000 .000000 -.400000 .369109
84: 5 .000000 .000000 -.200000 .571041
84: 6 .000000 .749917E-03 -.300000 .463933
84: 7 .000000 .592793E-02 .400000 1.27957
84: 8 .000000 .114282E-01 .100000 .939220

84: 9 .000000 .123018E-01 -.300000 .463933
84:10 .000000 .449102E-01 .300000 1.17866
84:11 .000000 .141394 .600000 1.41627
84:12 .000000 .384035 .900000 1.40962
85: 1 .000000 .561766 .600000 1.41627
85: 2 .000000 .229026 -.900000 .859621E-01
85: 3 .000000 .453189 .300000 1.17866
85: 4 .000000 .749858 .600000 1.41627
85: 5 .000000 .952386 1.10000 1.26558
85: 6 .000000 .955142 -.300000 .463933
85: 7 .000000 .986460 .300000 1.17866
85: 8 .000000 .997520 .400000 1.27957
85: 9 .000000 .999908 1.30000 1.04502
85:10 .000000 .000000 .900000 1.40962
85:11 .000000 .000000 1.30000 1.04502
85:12 .000000 .000000 .900000 1.40962
86: 1 .000000 .000000 1.10000 1.26558
86: 2 .000000 .000000 2.00000 .276517
86: 3 .000000 .000000 2.00000 .276517
86: 4 .000000 .000000 1.90000 .356021
86: 5 .000000 .000000 1.20000 1.16212
86: 6 .000000 .000000 2.30000 .114267
86: 7 .200629E-03 .000000 1.60000 .670195
86: 8 .499913E-03 .000000 1.50000 .793593
86: 9 .829440E-03 .000000 1.20000 1.16212
86:10 .127137E-02 .000000 1.20000 1.16212
86:11 .226958E-02 .000000 1.00000 1.34971
86:12 .464271E-02 .000000 .800000 1.44169
87: 1 .811941E-02 .000000 .700000 1.44396
87: 2 .144066E-02 .000000 2.40000 .816227E-01

87: 3 .143827E-02 .000000 2.20000 .156655
87: 4 .702372E-02 .000000 1.10000 1.26558
87: 5 .485050E-01 .000000 .000000 .812500
87: 6 .108898 .000000 .100000E+00 .939220
87: 7 .225550E-01 .000000 1.90000 .356021
87: 8 .401343 .000000 -1.10000 .414517E-01
87: 9 .203572 .000000 1.20000 1.16212
87:10 .447147 .000000 -.200000 .571041
87:11 .351259E-01 .000000 3.10000 .431050E-02
87:12 .188638 .000000 .100000E+00 .939220
88: 1 .149982E-01 .000000 3.10000 .431050E-02
88: 2 .000000 .000000 1.10000 1.26558
88: 3 .000000 .000000 -.200000 .571041
88: 4 .000000 .000000 -.200000 .571041
88: 5 .000000 .237077E-02 .500000 1.36034
88: 6 .000000 .148947E-01 .900000 1.40962
88: 7 .000000 .450141E-01 .800000 1.44169
88: 8 .000000 .359380 2.00000 .276517
88: 9 .000000 .458685 .600000 1.41627
88:10 .000000 .811721 1.50000 .793593
88:11 .000000 .614818 -.400000 .369109
88:12 .000000 .878344 1.30000 1.04502
89: 1 .000000 .785892 -.300000 .463933
89: 2 .000000 .429167 -1.00000 .603212E-01
89: 3 .000000 .436443 -.300000 .463933
89: 4 .000000 .832837 .800000 1.44169
89: 5 .000000 .969298 .900000 1.40962
89: 6 .000000 .989330 .200000 1.06322
89: 7 .000000 .998045 .400000 1.27957
89: 8 .000000 .999973 2.10000 .210319

89: 9 .000000 .999999 1.20000 1.16212
89:10 .000000 1.00000 .000000 .812500
89:11 .000000 1.00000 .300000 1.17866
89:12 .000000 1.00000 .200000 1.06322
90: 1 .000000 1.00000 1.30000 1.04502
90: 2 .000000 .000000 2.00000 .276517
90: 3 .000000 .000000 1.40000 .920249
90: 4 .000000 .000000 -.200000 .571041
90: 5 .000000 .000000 -.300000 .463933
90: 6 .000000 .000000 -.100000E+00 .688320
90: 7 .000000 .000000 -.900000 .859621E-01
90: 8 .000000 .000000 -1.00000 .603212E-01
90: 9 .000000 .000000 2.40000 .816227E-01

ENTRY FT 9

71: 1 1.36678
71: 2 1.36678
71: 3 1.39331
71: 4 1.39351
71: 5 1.31467
71: 6 1.04070
71: 7 1.39331
71: 8 1.36678
71: 9 1.03903
71:10 1.39351
71:11 1.36619
71:12 1.31467
72: 1 1.36619
72: 2 1.31467
72: 3 1.14717

72: 4 .477203
72: 5 1.36678
72: 6 1.14717
72: 7 .925864
72: 8 .579929
72: 9 .134353
72:10 .477203
72:11 .385087
72:12 1.14717
73: 1 .180005
73: 2 .385087
73: 3 .983413E-01
73: 4 .807786
73: 5 .180005
73: 6 .807786
73: 7 .579929
73: 8 1.31467
73: 9 1.39331
73:10 .925864
73:11 1.23884
73:12 1.03903
74: 1 .924113
74: 2 .806024
74: 3 .475747
74: 4 .578327
74: 5 .806024
74: 6 1.23884
74: 7 1.03903
74: 8 .924113
74: 9 1.31371

74:10 .689441
74:11 1.04070
74:12 .807786
75: 1 1.36678
75: 2 1.14717
75: 3 1.31467
75: 4 .925864
75: 5 .477203
75: 6 .807786
75: 7 .579929
75: 8 .925864
75: 9 .925864
75:10 .180005
75:11 1.36678
75:12 .579929
76: 1 .477203
76: 2 .385087
76: 3 .691150
76: 4 .477203
76: 5 1.36678
76: 6 1.31371
76: 7 1.14717
76: 8 1.39351
76: 9 1.36678
76:10 1.31371
76:11 1.31467
76:12 1.31467
77: 1 .807786
77: 2 1.31467
77: 3 1.04070

77: 4 1.31467
77: 5 1.04070
77: 6 .134353
77: 7 .807786
77: 8 .385087
77: 9 1.24011
77:10 1.14717
77:11 .925864
77:12 .385087
78: 1 .691150
78: 2 .691150
78: 3 1.36678
78: 4 1.14717
78: 5 1.14717
78: 6 1.39351
78: 7 1.31467
78: 8 1.31467
78: 9 1.31467
78:10 1.04070
78:11 1.39351
78:12 1.39331
79: 1 1.23884
79: 2 1.39331
79: 3 1.23884
79: 4 .235582
79: 5 .578327
79: 6 1.39331
79: 7 1.14567
79: 8 1.14567
79: 9 .925864

79:10 1.36619
79:11 1.36678
79:12 .924113
80: 1 .925864
80: 2 1.36678
80: 3 1.14717
80: 4 1.14567
80: 5 1.14567
80: 6 .806024
80: 7 1.36678
80: 8 1.39351
80: 9 .925864
80:10 1.04070
80:11 1.14717
80:12 .807786
81: 1 1.04070
81: 2 .236510
81: 3 1.04070
81: 4 .807786
81: 5 .807786
81: 6 .385087
81: 7 1.04070
81: 8 1.36619
81: 9 1.23884
81:10 1.39351
81:11 1.31371
81:12 1.36678
82: 1 .924113
82: 2 1.24011
82: 3 1.39351

82: 4 .807786
82: 5 1.36678
82: 6 1.04070
82: 7 .477203
82: 8 .304748
82: 9 .154197E-01
82:10 .477203
82:11 .807786
82:12 1.04070
83: 1 .579929
83: 2 .385087
83: 3 1.04070
83: 4 .691150
83: 5 .579929
83: 6 .691150
83: 7 .807786
83: 8 .925864
83: 9 1.14567
83:10 1.31467
83:11 .807786
83:12 .691150
84: 1 .807786
84: 2 .691150
84: 3 1.04070
84: 4 1.14567
84: 5 1.31371
84: 6 1.23884
84: 7 1.24011
84: 8 1.39351
84: 9 1.23884

84:10 1.31467
84:11 1.04070
84:12 .691150
85: 1 1.04070
85: 2 .578327
85: 3 1.31467
85: 4 1.04070
85: 5 .477203
85: 6 1.23884
85: 7 1.31467
85: 8 1.24011
85: 9 .304748
85:10 .691150
85:11 .304748
85:12 .691150
86: 1 .477203
86: 2 .343053E-01
86: 3 .343053E-01
86: 4 .496927E-01
86: 5 .385087
86: 6 .100398E-01
86: 7 .134353
86: 8 .180005
86: 9 .385087
86:10 .385087
86:11 .579929
86:12 .807786
87: 1 .925864
87: 2 .641061E-02
87: 3 .154197E-01

87: 4 .477203
87: 5 1.39331
87: 6 1.39351
87: 7 .496927E-01
87: 8 .383800
87: 9 .385087
87:10 1.31371
87:11 .160644E-03
87:12 1.39351
88: 1 .160644E-03
88: 2 .477203
88: 3 1.31371
88: 4 1.31371
88: 5 1.14717
88: 6 .691150
88: 7 .807786
88: 8 .343053E-01
88: 9 1.04070
88:10 .180005
88:11 1.14567
88:12 .304748
89: 1 1.23884
89: 2 .475747
89: 3 1.23884
89: 4 .807786
89: 5 .691150
89: 6 1.36678
89: 7 1.24011
89: 8 .232250E-01
89: 9 .385087

89:10 1.39331
89:11 1.31467
89:12 1.36678
90: 1 .304748
90: 2 .343053E-01
90: 3 .236510
90: 4 1.31371
90: 5 1.23884
90: 6 1.36619
90: 7 .578327
90: 8 .475747
90: 9 .641061E-02

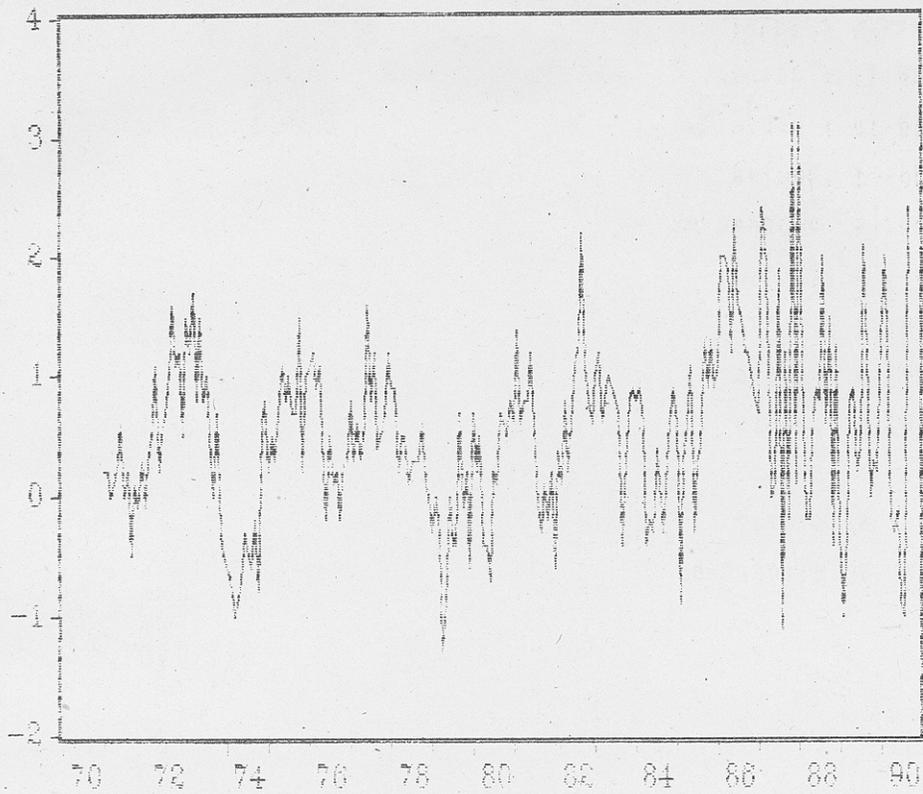
*

END

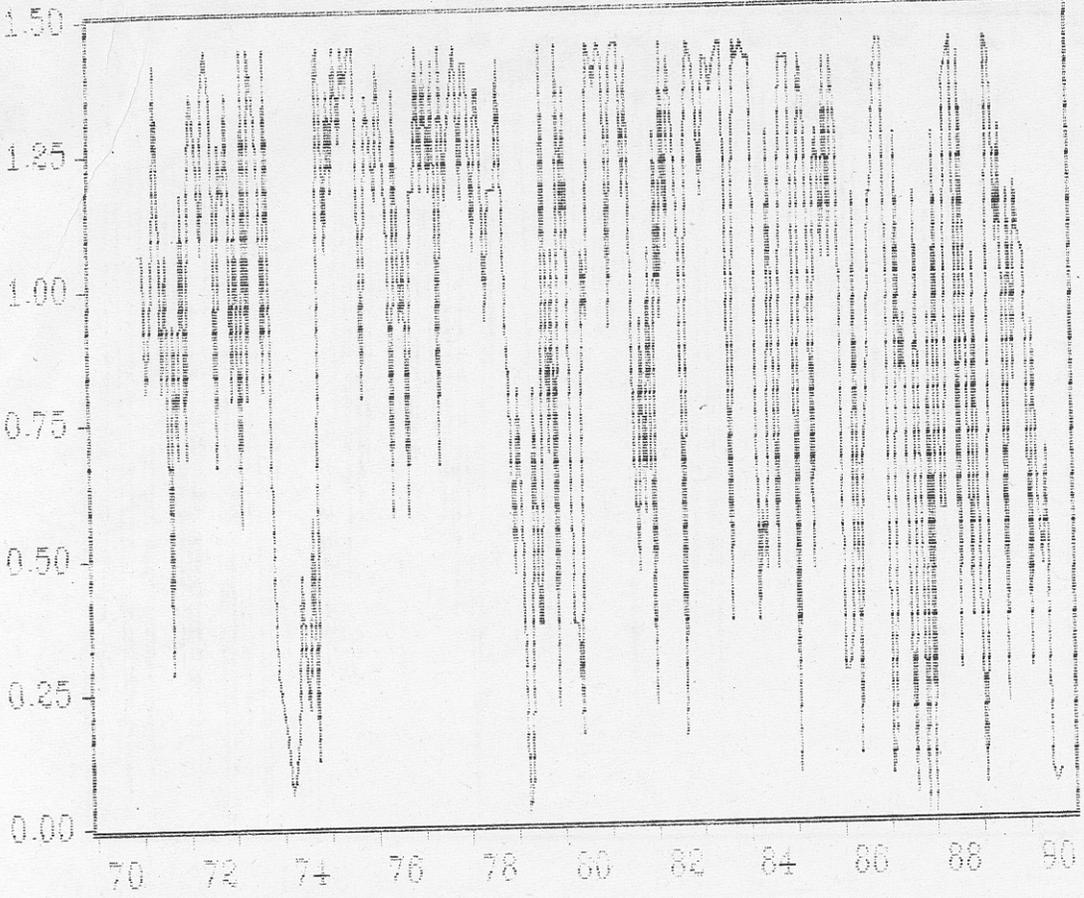
NORMAL COMPLETION OF JOB

HALT AT 0

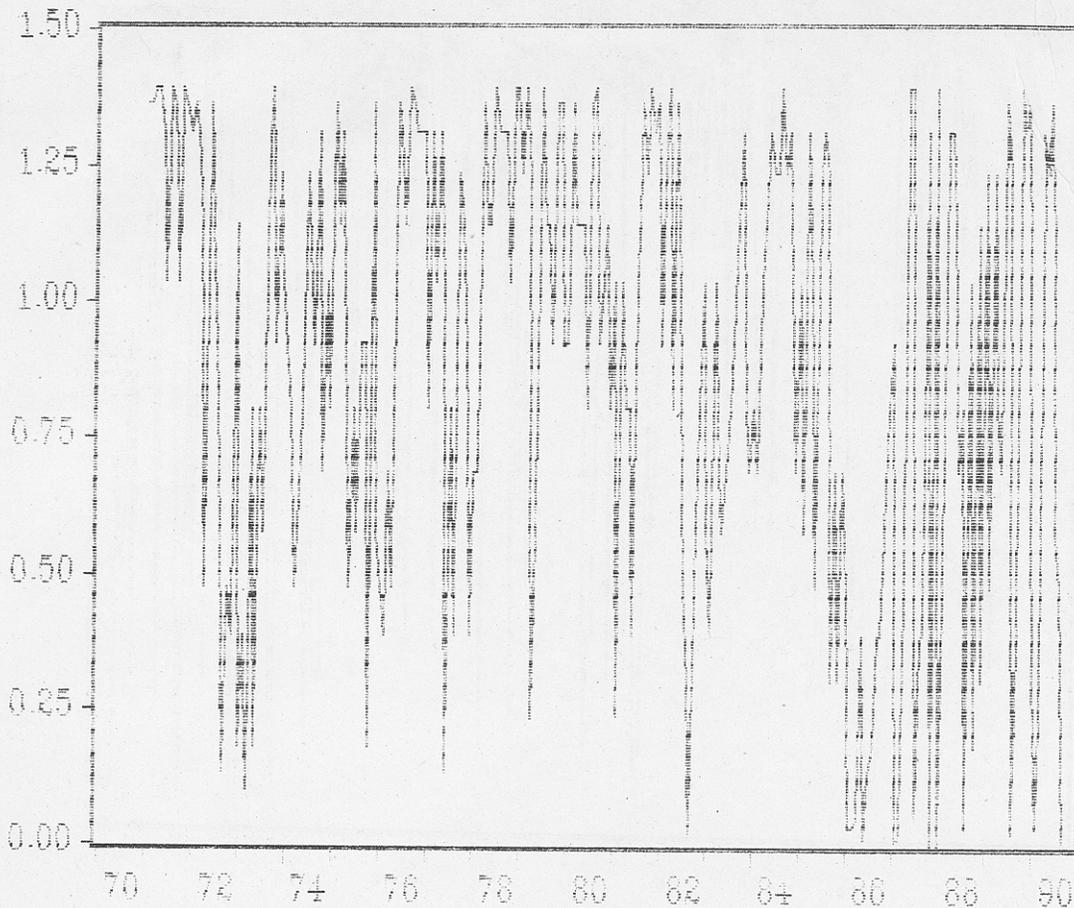
0 ERRORS 0 WARNINGS



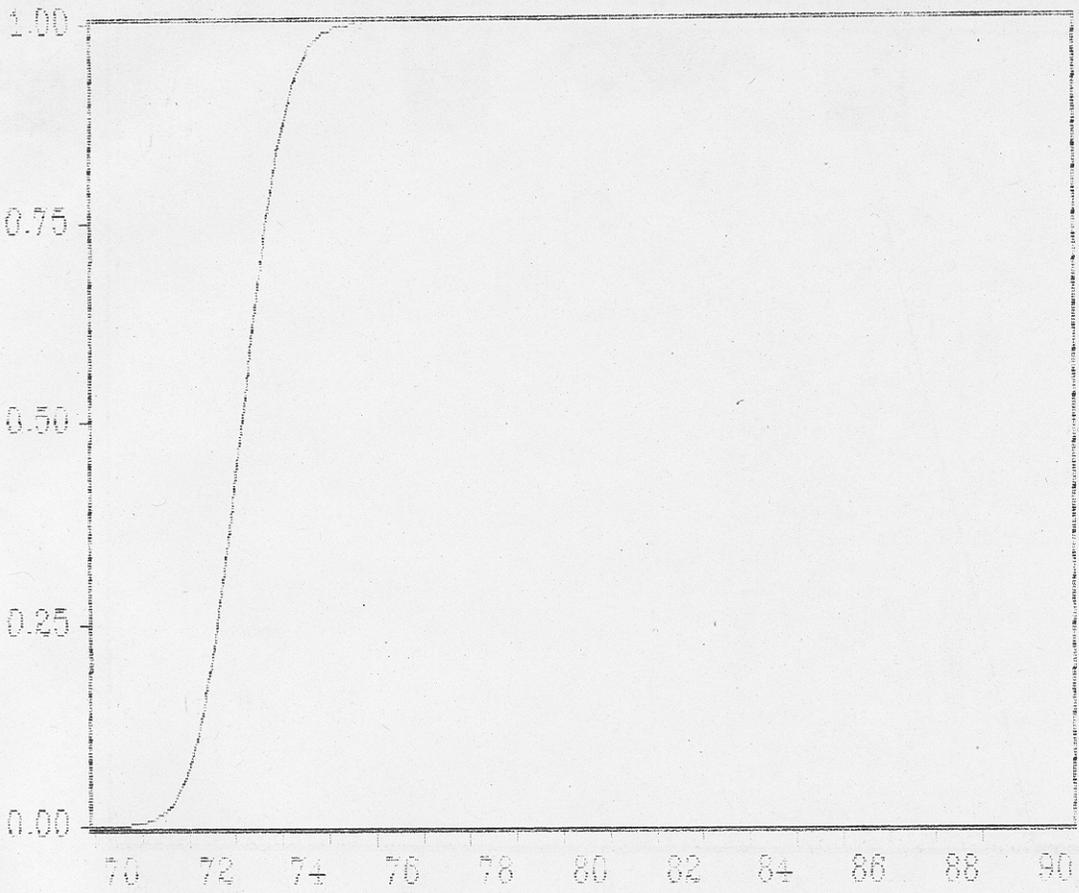
— DX



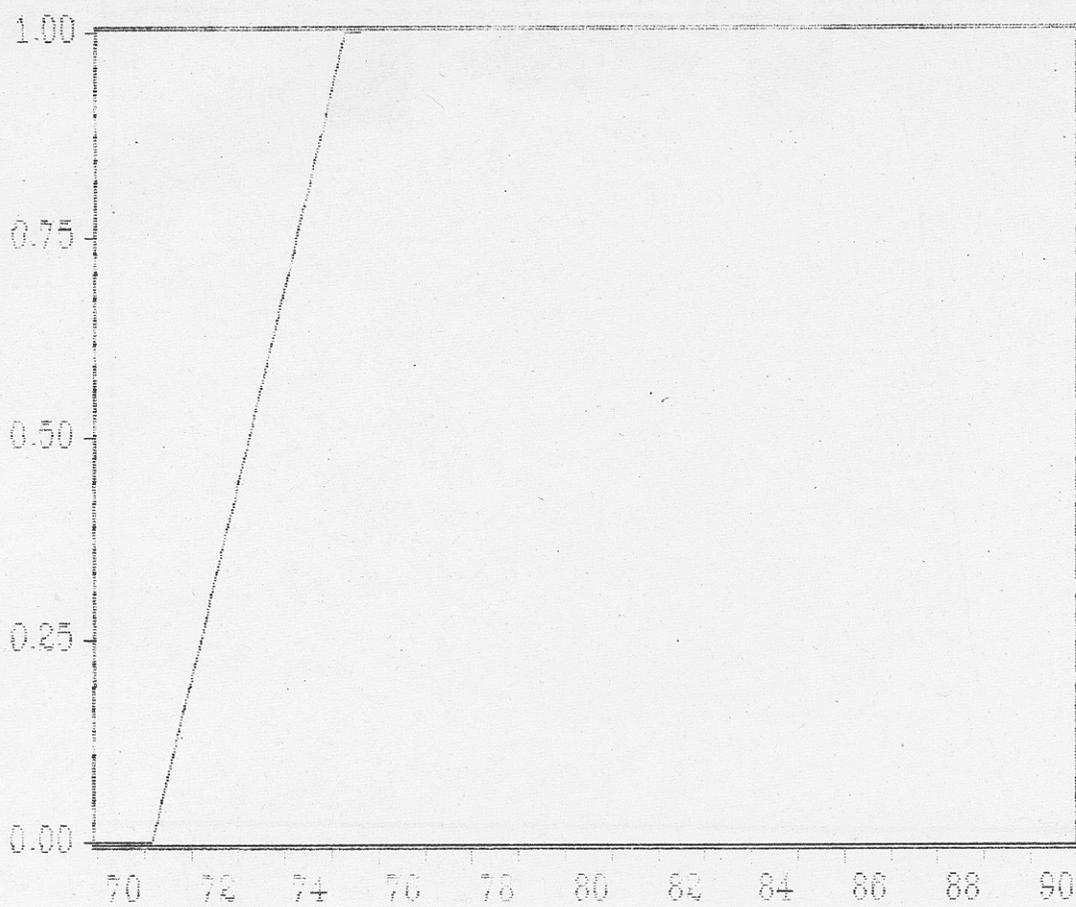
TP



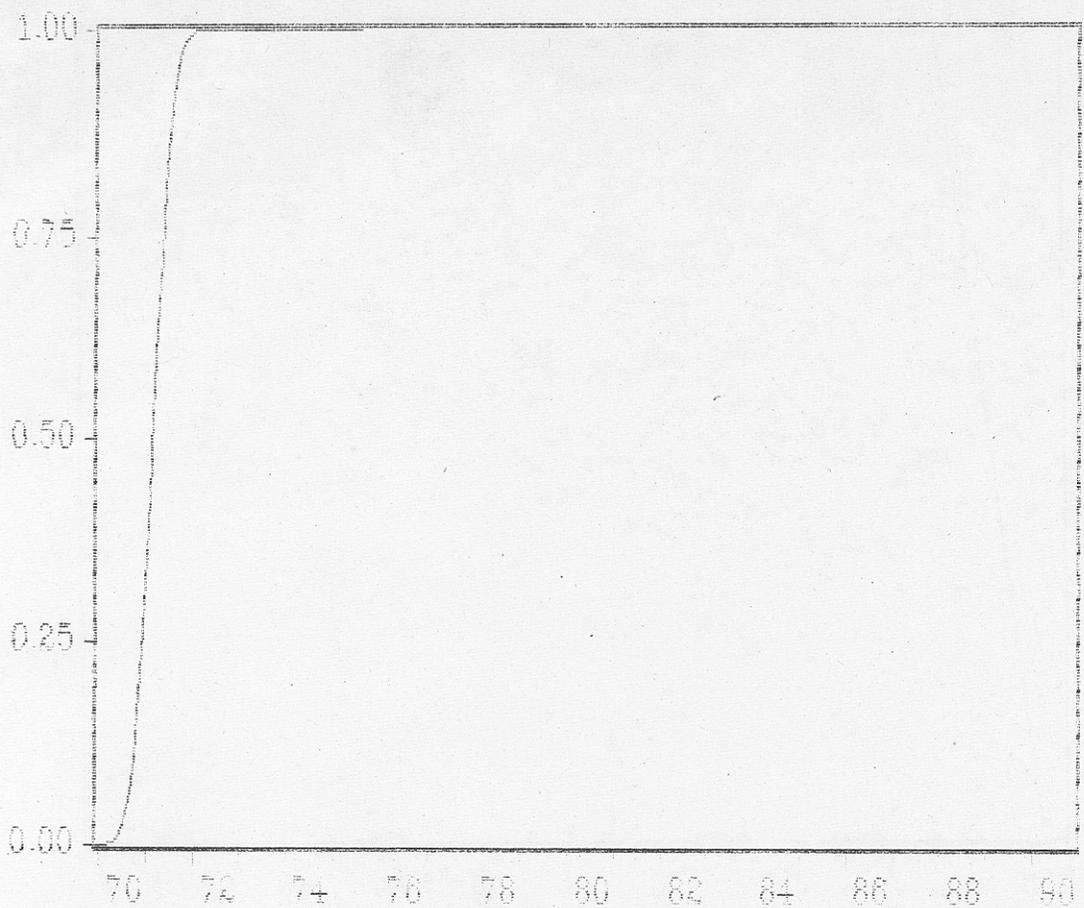
— FT



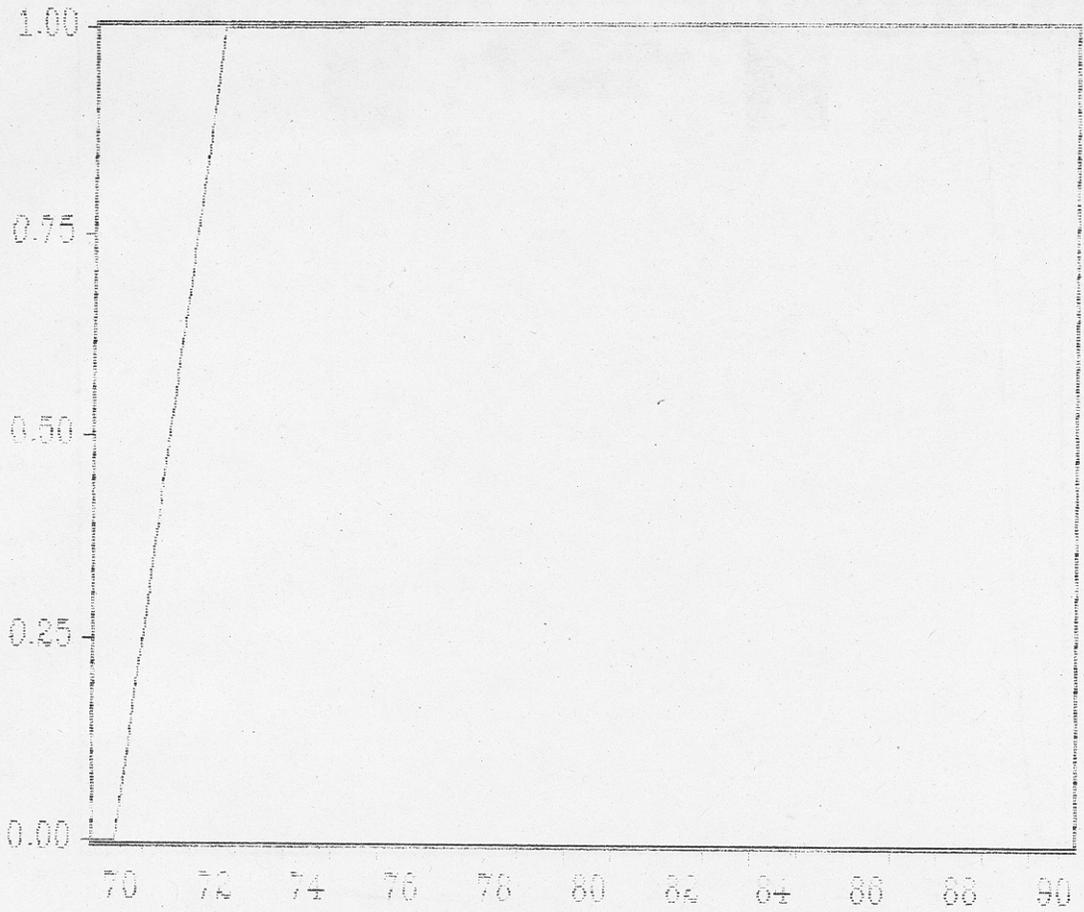
— NGP



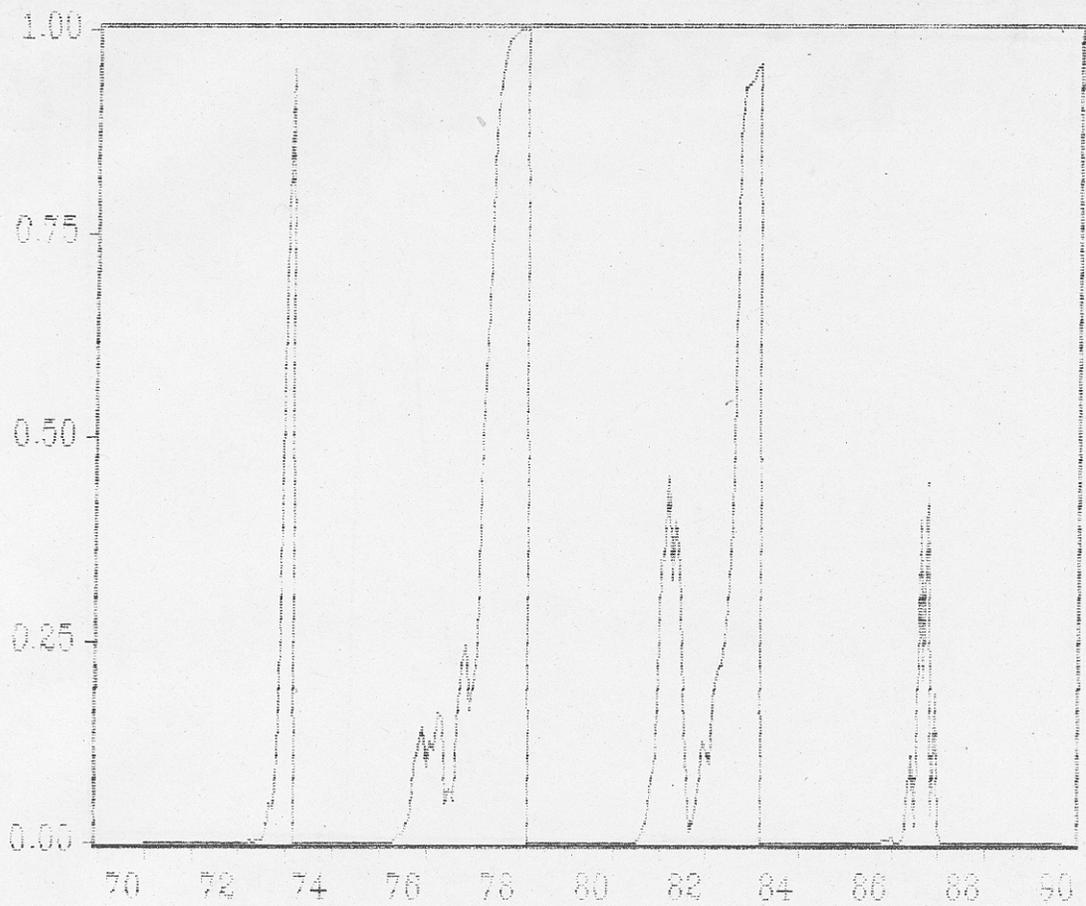
— UGP



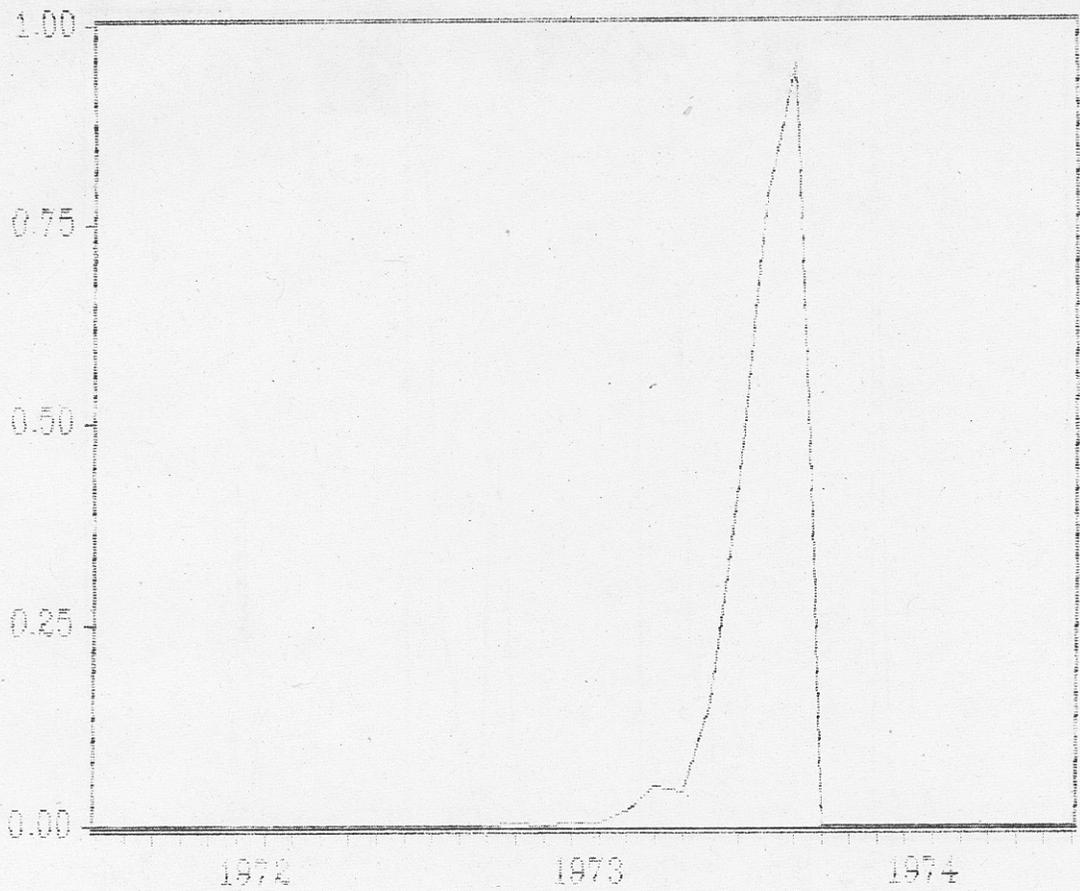
807



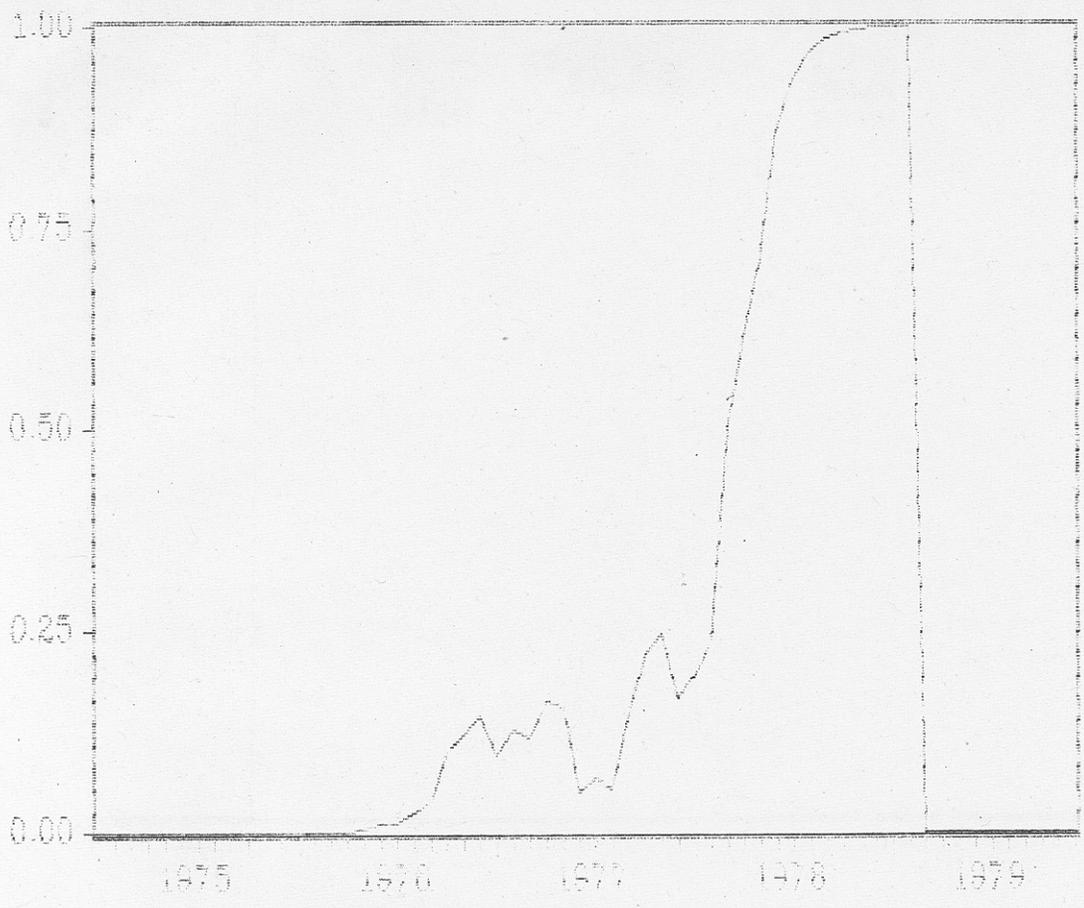
— UGT



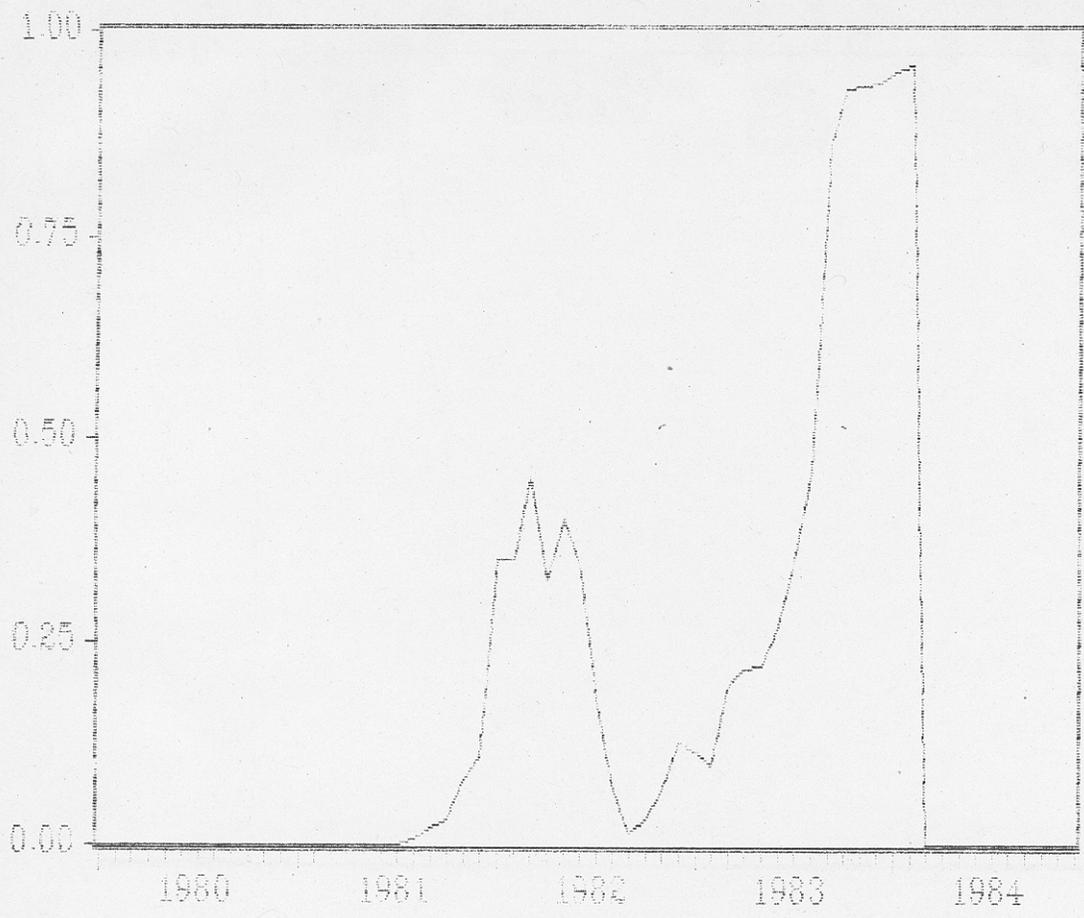
PP



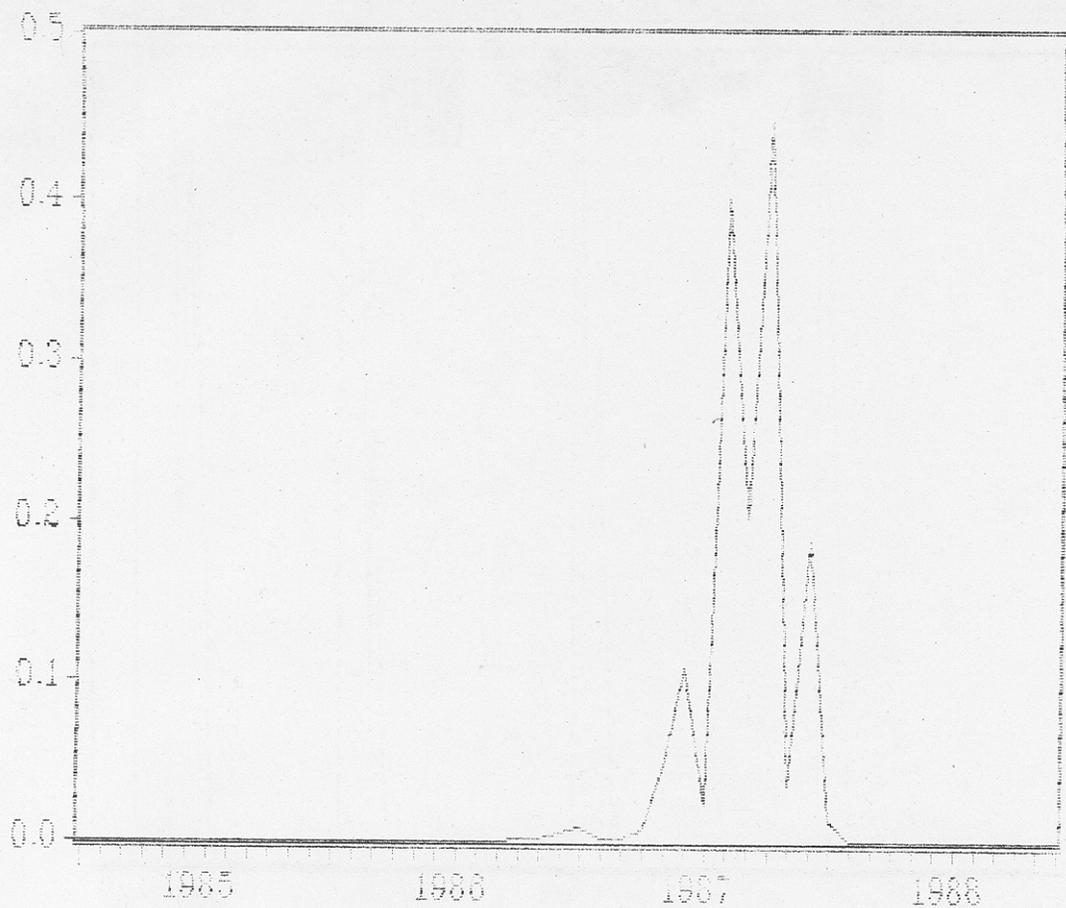
P1



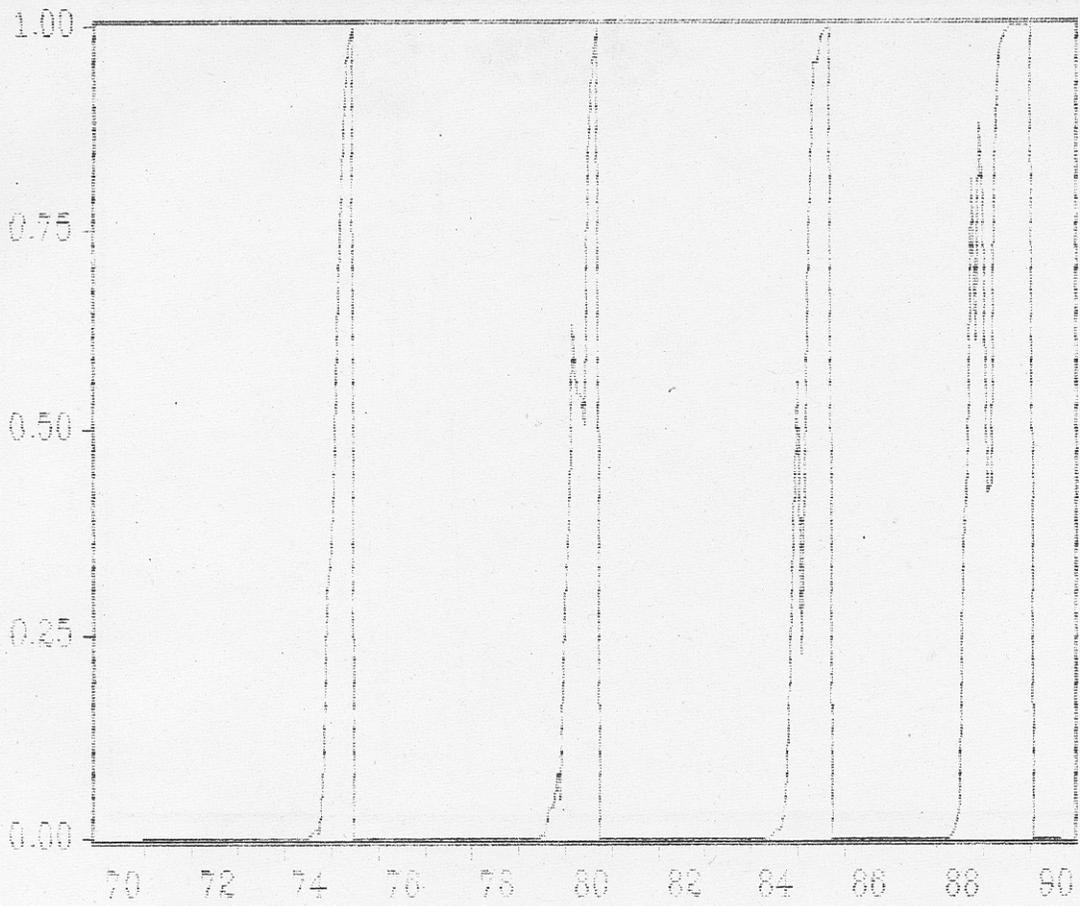
53



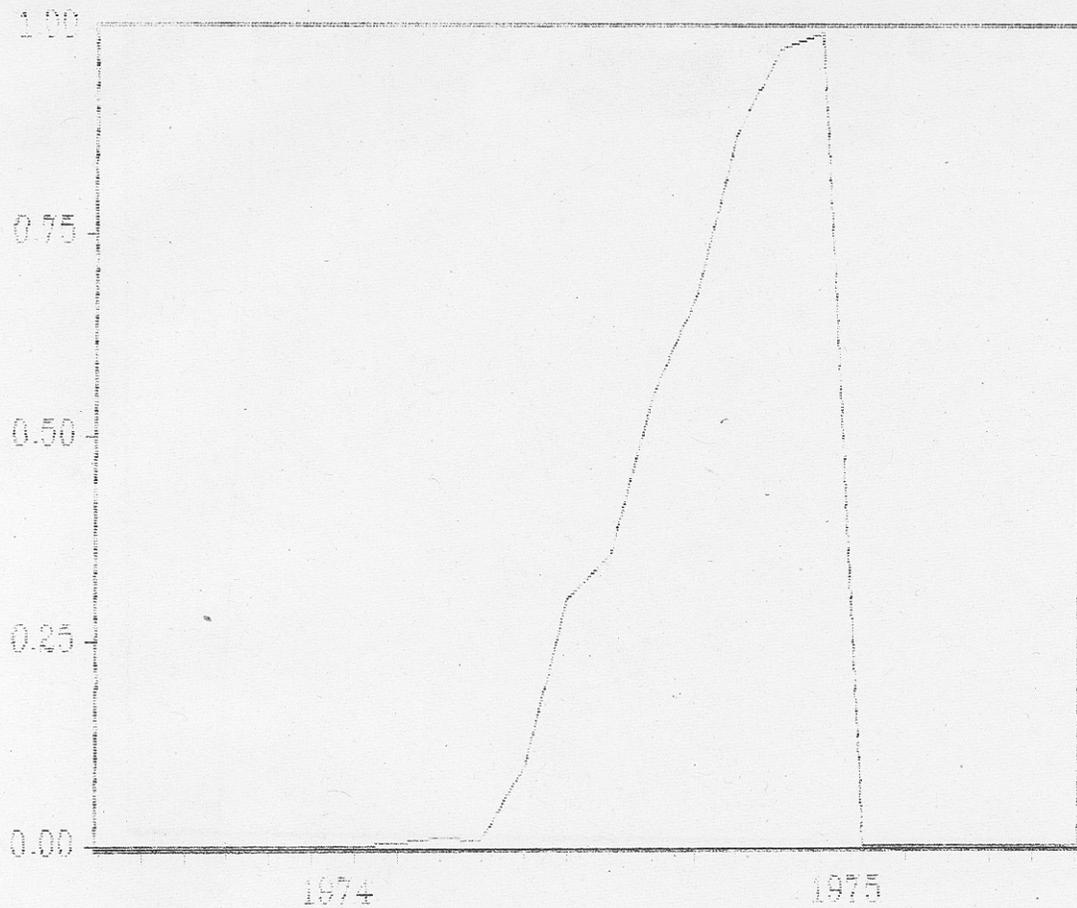
— P3



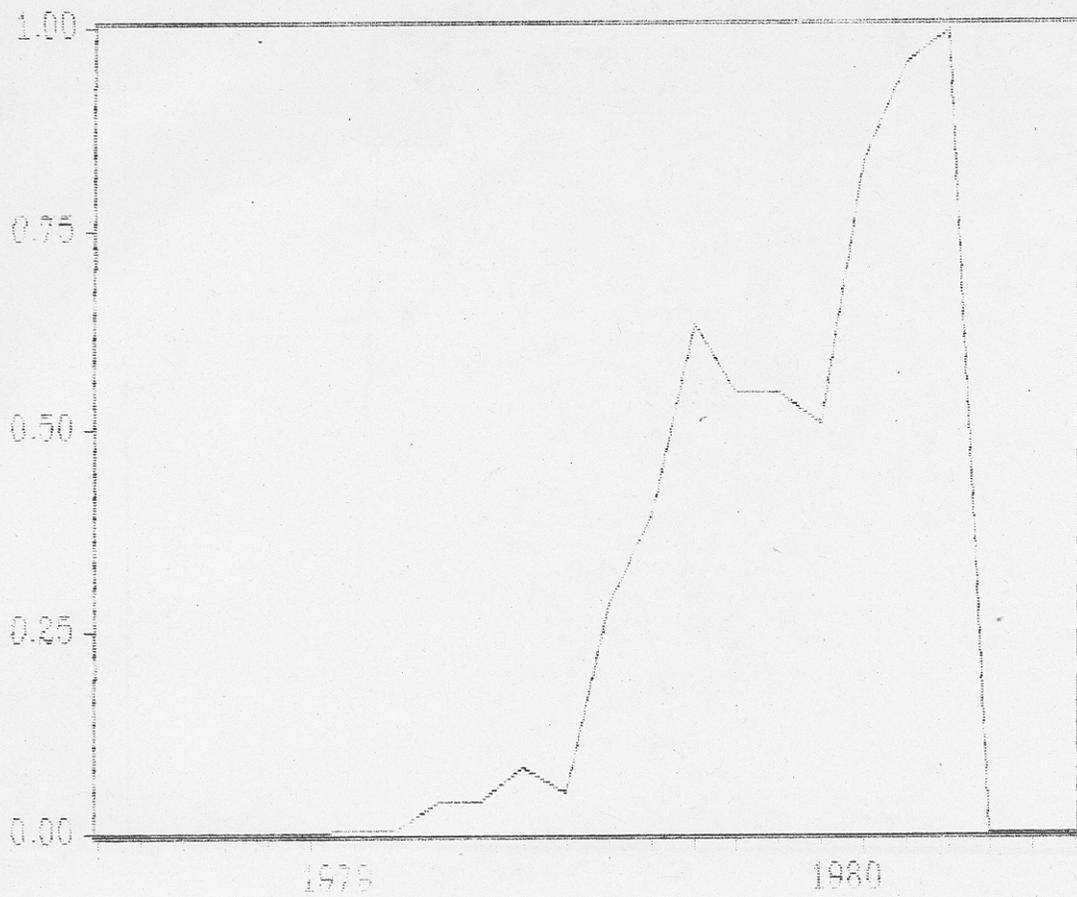
P4



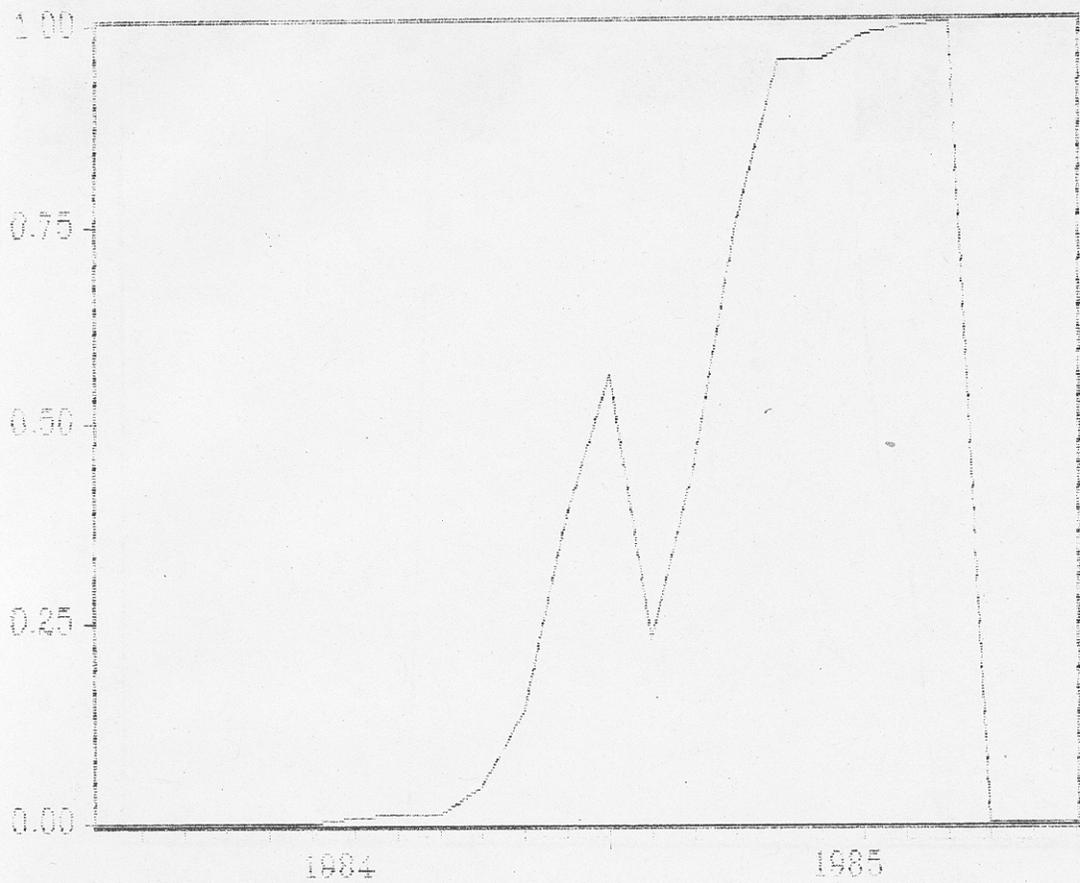
— IT



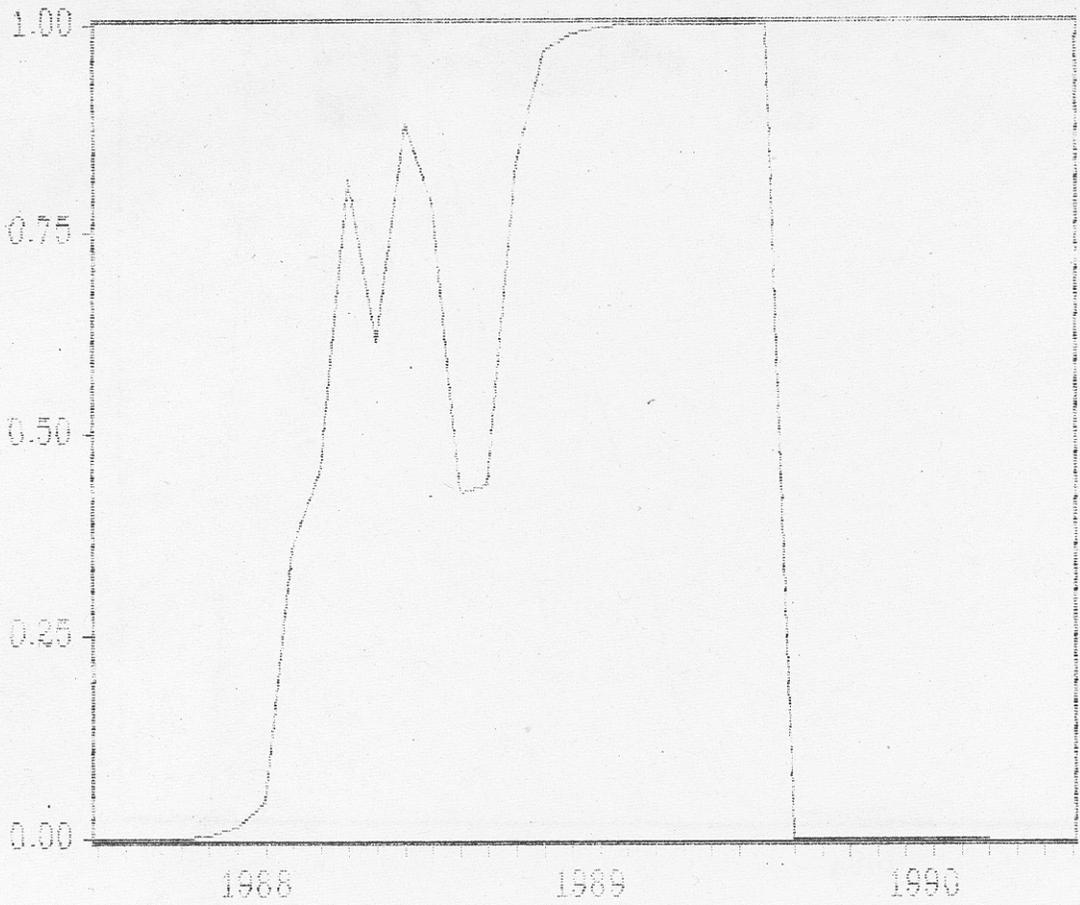
T1



T2



— Ts



T4