

월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형*

백 응 기**

본 연구는 위기지표가 갖는 비선형성의 특성으로부터 임계치를 결정하는 방식으로 금융위기의 월별 예측모형을 작성하였다. 모형은 프로빗과 SETAR-프로빗의 두 가지 유형을 작성하였다. 두 가지 모형 모두 표본 내 예측력은 절단확률 0.75를 적용할 때 양호한 결과를 보여 주었다. 그러나 표본 외 예측력은 만족할 만한 성과를 보이지는 않았으며, 총신호 중 잘못된 신호비율을 낮추는 것이 개선해야 할 과제로 남아 있다. 1997년 위기 이후 지금까지는 주로 국가별 연간 패널 자료를 가지고 연간 위기예측모형이 많이 작성되었으나 앞으로는, 금융위기를 시의적절하게 예측하기 위해서는 다양한 형태의 월별 예측모형이 개발된다면 사전에 금융위기를 탐지·예방할 수 있는 가능성이 높아질 것이다.

핵심주제어: 금융위기, BDS검정, SETAR모형
경제학문헌목록 주제분류: C5

I. 서 론

우리 나라가 1997년에 금융위기를 겪은 지 3년이 지났다.¹⁾ 정부는 위기의 주범이라고 할 수 있는 금융기관의 부실을 털어 내기 위해 1997년 이후 2001년 3월까지 총 134조 7,000억 원에 달하는 공적 자금을 투입했으며, 금융기관의 통합과 인가취소 등의 수단을 동원하여 2단계에 걸친 금융구조조정을 주도했다.²⁾

* 본 연구는 1999년도 한국학술진흥재단의 연구지원(KRF-99-003-C00175)으로 수행되었음. 유익한 논평을 주신 두 분의 심사위원과 한림대학교 경제학부 세미나에서 귀중한 논평과 토론을 해 주신 교수님들께 감사드립니다.

** 상명대학교 경상행정학부, 전화: (02) 2287-5190, E-mail: egbaek@pine.sangmyung.ac.kr

- 1) Goldstein *et al.*(2000)은 금융위기를 자국통화에 대한 공격으로 인하여 외환보유고 축소와 환율급등현상이 생기는 외환위기와 예금인출사태, 은행폐쇄 및 인수합병, 공적 자금 투입 등의 현상이 발생하는 은행위기로 구분하고 있으나, 본 연구에서 금융위기란 이 두 가지 형태의 위기를 포괄하는 개념을 말한다.
- 2) 1단계 금융구조조정은 1997년 말 이후의 당면한 경제위기에 대응하여 기업자금 경색을 완화하고 금융기능을 회복시키기 위해 시행되었으며, 2단계 구조조정은 잠재부실요인의 조기정리를 통하여 금융기관의 건전성을 회복시키기 위해 2000년 9월부터 시행되었다. 2단계 금융구조조정에서는 기업부실을 금융부실의 근본원인으로 보기 때문에 금융구조조정의 실

그 결과 금융기관의 자기자본비율이 향상되는 등 가시적 성과도 있었으나, 아직 잠재부실로 분류되는 채권이 계속 발생하고 있기 때문에 금융위기가 재발할 수 있는 가능성은 상존하고 있다.

본 연구는 금융위기를 조기에 예측할 수 있는 일종의 조기경보체제(early warning system: EWS)를 개발하는 데 목적이 있다. 정부도 1997년 위기 이후에 EWS 개발의 필요성을 절감하여 국제금융센터(KCIF)를 개설하였으며, 최근에는 서울대학교 국제지역원을 비롯한 학계와 민간연구소도 EWS 개발에 큰 관심을 보이고 있다.³⁾ 조기경보체제가 잘 정비되어 있는 국가는 금융위기의 가능성을 사전에 탐지할 수 있고, 경보발생시 적절한 대응정책을 구사함으로써 위기를 성공적으로 방어한다면 위기발생에 따른 막대한 경제적 비용을 절감할 수 있을 뿐 아니라, 위기가 주변 국가로 전파되는 현상을 억제하는 효과도 거둘 수 있다.

해외에서는 이미 1980년대부터 외환위기를 중심으로 위기의 발생원인을 구명하고, 예측모형을 개발하려는 노력을 꾸준히 기울여 왔다. 초기 외환위기의 모형인 Krugman(1979)은 정부가 고정환율제도하에서 목표치로 설정된 환율수준과 상치되는 거시경제정책을 지속적으로 시행함으로써 위기가 발생하는 모형을 설정했는데, 이를 제1세대 모형이라고 한다. 즉, 제1세대 모형은 위기발생의 원인이 경제의 기본요인 악화에 있다고 본 것이다. Obstfeld(1994)가 대표하는 제2세대 모형은 자기실현적 기대(self-fulfilling expectation)에 의해 위기가 발생한다고 보았다. 이 모형은 정부의 정책이 시장참가자의 기대에 따라 내생적으로 결정될 때 경제가 어떤 수준에 도달하기 전에 환율변동에 대한 기대변화에 따라 갑자기 위기가 발생할 수 있음을 보였다.

이 밖에도 1994년에 발생한 멕시코 페소화의 위기를 비롯해서, 1997년에는 태국, 인도네시아, 말레이시아, 필리핀과 한국이 외환위기를 겪었다. 이 지역에 나타난 위기는 표면적으로는 외환위기처럼 보이지만, 내용적으로는 금융위기의 특징을 보인다. 지난 1990년대에 활발한 경제성장을 구현하고 있었던 아시아의 개발도상국들이 이 위기를 겪었다고 해서 특별히 ‘아시아 금융위기’라고도 하는

효성을 확보하기 위해 기업구조조정의 신속한 추진을 강조했다. 자세한 내용은 금융감독위원회(2000)와 재정경제부(2000)의 자료 참조.

3) KCIF는 재정경제부와 한국은행의 공동출자로 1999년 4월 1일 한국금융연구원 산하에 설립된 기관이며, 서울대학교 국제지역원의 국제금융센터는 2001년 5월 18일 개소한 기관이다. 민간연구소의 대표적 외환위기 EWS로는 LG경제연구원의 모형(이원홍 외, 2000)을 들 수 있다. 외국에서는 Goldman Sachs의 Ades *et al.*(1998, 1999), IMF의 Berg *et al.*(1999), FRB of San Francisco의 Hutchison(1999), World Bank의 Herrera and Garcia(1999) 등의 모형이 조기경보를 위해 운영되고 있다.

데, 기존의 제1세대나 제2세대 모형으로는 잘 설명되지 않는다. 전문가들은 금융기관의 부실화가 아시아 금융위기의 근본원인이라는 데 대체로 의견일치를 보이지만, 금융기관 부실화의 원인에 관해서는 다양한 의견을 보인다.⁴⁾

한편, 은행위기에 관한 이론모형은 1980년대 초부터 개발되었다. Diamond and Dybvig(1983)는 어떤 은행이 유동성 부족상태에 놓이게 되면 이를 염려한 예금자들이 자신의 예금을 찾기 위해 경쟁적으로 인출사태를 벌임으로써 연쇄적 은행파산이 초래되는 모형을 작성하였다. Chang and Velasco(1998)도 유사한 맥락에서 Diamond and Dybvig(1983)모형을 소규모 개방경제로 확대함으로써 해외채권자들의 채권상환 요구로 인하여 은행위기가 발생할 수 있음을 보였다. 특히 유동성이 부족한 상태에서는 위기발생이 자산과 부채의 만기구조에 따라 좌우될 수 있으며, 해외부채의 만기가 짧을수록 위기발생 가능성이 높다는 시사점을 도출하였다.

외환 및 금융위기의 이론모형을 토대로 실증분석을 시도한 논문은 열거하기 어려울 정도로 많다. 그러나 분석방법을 기준으로 보면 다음의 다섯 가지 유형으로 구분할 수 있다.⁵⁾ 첫째, 위기발생의 유무를 기준으로 한 2枝選多型模型(binary choice model)으로 Frankel and Rose(1996), Huchison and McDill(1999)이 외환위기 및 은행위기 분석과 예측에 사용하였다. 이 모형은 위기가 발생한 기간에는 1, 발생하지 않은 기간에는 0의 값을 피설명변수에 부여하고, 위기에 대한 적절한 설명변수를 찾은 후 프로빗(probit) 또는 로짓(logit)모형을 추정함으로써 위기를 분석하고 위기확률을 예측한다.

둘째, 위기를 더미변수화하지 않고, 양적 지수를 직접 이용하여 모형을 작성하는 방식으로 Sachs, Tornell and Velasco(1996)가 활용하였다.

셋째, 위기와 밀접한 관계에 있다고 생각하는 변수들을 선정된 후 이 변수들로부터 발생하는 위기신호를 종합하여 지수를 작성하는 신호접근법이 있으며, Kaminsky, Lizondo, and Reinhart(1997), Kaminsky(1998)가 외환위기 및 은행위기 예측에 활용하였다.

넷째, 김명직(2000)이 비선형과정인 3-상태 마르코프 체인을 사용하여 외환위

4) Corsetti *et al.*(1998a, b)은 자국화폐의 경쟁적 질하와 도덕적 해이 모형을 통해 위기의 원인을 구명하였다. Roubini(1998)의 Part V도 아시아 금융위기의 원인을 일곱 가지로 정리하였다.

5) 1997년 위기 이후 우리 나라에서도 처음 세 가지 형태의 위기모형이 여러 학자에 의해 제작되었다. 비교적 최근에 출판된 위기관련 논문으로는 박원암·최공필(1998); 박대근(1999); 백옹기·정지만(2000); 박원암(2001) 등을 들 수 있다.

기를 예측한 모형이 있다. 이 방식은 확률모형의 일종으로 모형의 적합성을 통계적으로 검증할 수 있을 뿐만 아니라, 확률모형에 근거한 위기지표의 작성 가능성이 있다는 장점이 있다.

다섯째, 신호접근법과 프로빗모형의 특성을 결합시킨 형태로 Ades, Masih, and Tenengauzer(1998)가 첫선을 보였다.⁶⁾ 이 모형은 위기발생의 임계치를 변수의 과거 시계열자료로부터 추정한다는 점에서 기존 모형과 차이를 보인다. 2枝選多型模型이나 신호접근모형은 위기지수가 미리 정해진 임계치를 초과했을 때 위기가 발생했다고 정의한다. 예를 들면, Kaminsky, Lizondo, and Reinhart (1997)는 위기지수가 평균으로부터 표준편차의 3배 이상의 값을 보이면 위기라고 간주했으며, 박원암(2001)은 위기지수가 평균으로부터 표준편차의 1.1배 이상의 범위에 있으면 위기라고 정의하였다. 그러나 위기지수가 과연 어느 수준을 넘어야 위기가 발생했다고 단정할 수 있을지는 단언하기 어렵다.⁷⁾

임계치를 지나치게 높게 잡으면 위기의 관측치수가 줄어들기 때문에 위기에 측에 대한 유의한 통계적 결과를 기대하기 어려운 반면, 임계치를 지나치게 낮게 잡으면 위기신호가 과다하게 많이 발생하여 분석의 신뢰성이 낮아질 수 있다는 문제점이 있다. 따라서 위기를 합리적으로 정의하려면 주어진 시계열자료로부터 도출된 위기지수의 확률분포 같은 특성을 고려해야 할 것이다.

이러한 사실을 염두에 두고 본 연구는 Ades, Masih, and Tenengauzer(1998)처럼 비선형모형의 일종인 SETAR(self-exciting threshold autoregressive)모형을 추정함으로써 시계열자료로부터 임계치를 직접 추정하였다. 다시 말하면, 이 방식은 위기를 정의함에 연구자가 임의로 임계치를 설정하지 않고, 모형을 추정하여 도출한 임계치를 기준으로 정상영역과 위기영역을 구분하는 방식이라고 할 수 있다.

본 연구에서 위기예측에 사용한 모형은 기존의 프로빗모형과 일부 설명변수를 SETAR모형으로 추정하여 더미변수화한 값을 사용하는 SETAR-프로빗모형의 두 가지 형태이다. SETAR-프로빗모형은 Ades *et al.*(1998)에서 처음 사용되었으나 우리 나라의 경우에는 SETAR-프로빗모형보다는 단순프로빗모형의 예측성도가 더욱 우수하게 나타났다.

논의의 전개를 위해 다음과 같은 내용으로 논문을 구성하였다. 우선 제II절에

6) 이 모형은 이듬해 Ades, Masih, and Tenengauzer(1999)가 더욱 정교하게 개편하였다.

7) 동일한 성격의 자료로 금융시장 압력지표와 같은 위기지수를 작성했다고 하더라도 위기지수의 분포가 달라질 것이기 때문에 분석국가와 기간에 따라 위기의 임계치가 달라진다고 보는 것이 합리적이다.

서는 위기지수인 피설명변수를 비롯한 일부 설명변수로부터 위기를 정의하기 위한 SETAR모형, 위기에측을 위한 프로빗모형 및 SETAR-프로빗모형을 설명하였다. 이어서 제III절에서는 각 예측모형의 추정결과와 예측성과를 제시하였으며 끝으로 제IV절에서 연구를 요약하고 향후 연구를 위한 제안을 검토하였다.

II. 위기에측모형

본 항에서는 위기를 정의하기 위해 사용할 SETAR모형과 위기에측에 사용할 프로빗 및 SETAR-프로빗모형의 구조를 소개한다.

1. SETAR모형

앞장에서도 언급했지만, 본 연구에서는 문턱자기회귀(threshold auto regressive: TAR)모형의 일종인 SETAR모형을 사용해 위기의 임계치를 추정했다.⁸⁾ 관측치를 (y_1, \dots, y_n) , 초기조건을 $(y_0, y_{-1}, \dots, y_{-p+1})$ 이라고 하면 TAR모형은 다음과 같이 정의된다.

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) I(q_{t-1} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, $I(\cdot)$: 지시함수(indicator function)

$q_{t-1} = q(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$: 주어진 시계열벡터의 함수

모형 (1)에서 y_t 에 대한 자기회귀차수는 $p(\geq 1)$ 이고, 임계치 모수는 γ 이다. 오차항 ε_t 는 y_t 에 관하여 마팅겔 차분계열(Martingale difference sequence)이며, IID(0, σ^2)이라고 가정하자.⁹⁾ 자기회귀방정식의 모수 α_j 는 $q_{t-1} \leq \gamma$ 일 때의 자기회귀계수이고, β_j 는 $q_{t-1} > \gamma$ 일 때의 계수이다. 아래와 같은 $x_t, x_t(\gamma)$ 등의 기호

8) 문턱을 갖는 자기회귀모형을 일반적으로 TAR모형이라고 하는데, 자세한 설명은 Tong (1990) 참조. 문턱을 경계선으로 하여 영역 간 전환이 부드럽게 일어나는 모형을 STAR (smoothing transition autoregressive)모형이라고 한다. TAR모형 중에서 영역 간의 전환이 피설명변수의 몇 기 과거치에 따라 달라지는 경우를 SETAR모형이라고 한다. STAR모형에 관해서는 Jansen and Oh(1999); 민경삼·한성신(2001), SETAR모형에 관해서는 Potter (1995); Hansen(1997) 참조. 소개한 SETAR모형의 추정방법은 Hansen(1997)에 의존했다.

9) IID는 Independently and Identically Distributed의 머리글자임.

46 월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형

를 사용하면 식 (1)은 식 (2), (3)으로 훨씬 단순하게 표기된다.

$$x_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})', \quad x_t(\gamma) = (x_t' I(q_{t-1} \leq \gamma), x_t' I(q_{t-1} > \gamma))'$$

라고 하면

$$y_t = x_t' \alpha I(q_{t-1} \leq \gamma) + x_t' \beta I(q_{t-1} > \gamma) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

또는

$$y_t = x_t(\gamma)' \theta + \varepsilon_t, \quad (3)$$

이라고 쓸 수 있다. 이 식에서 $\alpha = (\alpha_0, \dots, \alpha_p)'$, $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_p)'$, $\theta = (\alpha' \beta)'$ 이다. θ 의 추정치를 $\hat{\theta}(\gamma)$ 라고 하면

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma) y_t \right) \quad (4)$$

이 된다. 또한 잔차항은

$$\hat{\varepsilon}(\gamma) = y_t - x_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma) \quad (5)$$

이 되며, 잔차항의 분산은

$$\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}(\gamma)^2 \quad (6)$$

이 된다. 그런데 임계치 γ 에 대한 추정치는

$$\hat{\gamma} = \text{Argmin}_{\gamma \in \Gamma} \hat{\sigma}_n^2(\gamma), \quad \Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}] \quad (7)$$

라고 할 수 있는데, 식 (7)의 최소화문제는 직접 탐색방식에 의해 쉽게 풀 수 있다. γ 가 변화함에 따라 잔차의 분산 $\hat{\sigma}_n^2(\gamma)$ 는 최대 n 개의 서로 다른 값을 취할 수 있고, 이것은 $\hat{\sigma}_n^2(q_{t-1})$, $t=1, \dots, n$ 에 대응한다고 할 수 있다. 이 사실을 활용하면 방정식 (7)의 최소자승추정치 $\hat{\gamma}$ 는 쉽게 구할 수 있다. 우선 $q_{t-1} \in \Gamma$ 에 대해 $\gamma = q_{t-1}$ 이라고 놓은 후, 식 (3)을 OLS방식으로 추정한다. 다음에는 각각의 회귀방정식으로부터 개별적으로 잔차분산 $\hat{\sigma}_n^2(\gamma)$ 를 계산한 후 이 중에서 최소잔차분산을 갖는 γ 값을 선택하여 모수추정치로 결정한다. 즉,

$$\hat{\gamma} = \text{Argmin}_{q_{t-1} \in \Gamma} \hat{\sigma}_n^2(q_{t-1}) \quad (8)$$

이라고 할 수 있다. 이와 동시에 주어진 표본으로부터 계산한 자기회귀계수의 추정치, 잔차 및 잔차분산은 임계치의 추정치인 $\hat{\gamma}$ 값에 따라 결정된다. 즉,

$$\begin{aligned}\hat{\theta} &= \theta(\hat{\gamma}) \\ \hat{\varepsilon} &= y_t - x_t(\hat{\gamma})'\hat{\theta} \\ \hat{\sigma}_n^2 &= \sigma_n^2(\hat{\gamma})\end{aligned}$$

라고 할 수 있다.

이상에서 소개한 TAR모형에서 임계변수 q_{t-1} 이 어떤 정수 d 에 대하여 $q_{t-1} = y_{t-d}$ 인 경우를 SETAR모형이라고 한다.¹⁰⁾

2. 위기의 정의(피설명변수)

금융위기는 여러 가지 방법으로 정의할 수 있으나, 우선 위기를 정의하기 위해서는 금융시장의 압력을 반영하는 시계열지수가 필요하다. 이 압력을 측정하는 간편한 방법은 외환위기를 정의할 때처럼 환율변동폭만을 사용하는 것이다.¹¹⁾ 환율은 명목환율과 실질환율을 모두 고려할 수 있으나, 물가변동에 따른 환율변동을 감안하기 위해서는 실질환율을 사용하는 것이 바람직하다. 예를 들어, 실질환율이 평균보다 2배의 표준편차 이상으로 상승했다든지 또는 지난달에 비해 20% 이상 절하되었다면 위기라고 간주할 수 있다.¹²⁾ 실질환율을 신속히 계산하기 어렵거나 물가상승률이 그리 크지 않다면 명목환율에 기초하여 위기를 정의할 수도 있다.¹³⁾

다른 방법으로는 금융위기를 정의하기 위해 금리와 외환보유고를 사용할 수 있다. 이 두 변수의 변동을 반영하여 위기지수를 만드는 이유는 자국환율에 대한 투기적 공격이 성공했을 때 뿐 아니라, 실패했을 때도 위기가 발생한 것으로 간주해야 한다는 생각을 반영한 것이다. 아울러 외환시장과는 별도로 자금시장에 혼란이 발생하여 금리가 급등한 경우도 금융위기에 포함시킬 수 있다는 장점이 있다.¹⁴⁾

10) 여기서 'd'는 지연모수(delay parameter)라고 하며 d 의 추정치는 회귀방정식에서 가장 작은 잔차자승합(sum of squared residual: SSR)을 갖도록 결정한다.

11) 1990년대 우리 나라가 경험한 외환위기는 금융위기적 성격을 갖고 있기 때문에 넓은 의미에서 금융위기라고 할 수 있으며, 이에 따라 환율만을 가지고 금융위기를 예측할 수도 있다.

12) 여기서 실질환율의 상승은 절하를 의미한다.

13) Frankel and Rose(1996)는 명목환율이 전년 대비 25% 이상 절하된 경우만 위기로 간주했다.

통상 위기모형을 만들 때는 수십 개국의 자료를 풀링(pooling)함으로써 패널 형식의 데이터베이스를 구축하고 여기에 기초하여 신호접근모형 또는 다변량 프로빗모형을 추정한다. 그러나 본 연구는 박원암(2001)처럼 우리 나라의 자료만 가지고 금융위기의 월별 예측을 시도하였다. 우리 나라 자료만 가지고 금융위기모형을 만들면 위기발생횟수가 많지 않은 우리 나라로서는 다양한 원인에 의해 발생하는 금융위기의 가능성을 간과할 수 있다는 단점이 있다. 그러나 지난 1990년대에 우리 나라에 발생한 금융위기 성격이 북구 및 중남미 국가가 이미 경험했던 금융위기의 성격과는 상당한 차이가 있기 때문에 우리 나라 자료만을 가지고 위기를 예측하는 것도 의의가 있다.

이 논문에서는 외환보유고, 금리, 명목환율의 가중평균으로 금융압력지수(financial pressure index: FPI)를 만들고 이 지수에 기초하여 금융위기를 정의하려고 한다. 자료획득의 한계를 고려하여 FPI의 작성은 1988년부터 2001년 3월까지로 제한하였다. 1988년 이전에도 FPI의 투입자료가 모두 존재하기 때문에 시계열 자료의 작성이 가능하지만, 1988년 1월부터 외환보유액의 집계방식이 변경됨에 따라 그 이전의 기간에 대해서는 FPI를 구축하지 못했다.¹⁵⁾

FPI의 시계열자료는 식 (9)에 따랐다. 여기서 e_t , i_t , r_t 는 각각 명목환율, 회사채유통수익률 및 외환보유고의 3개월 전 대비 증가율이며 σ 는 해당 증가율 변수의 표준편차이다.¹⁶⁾

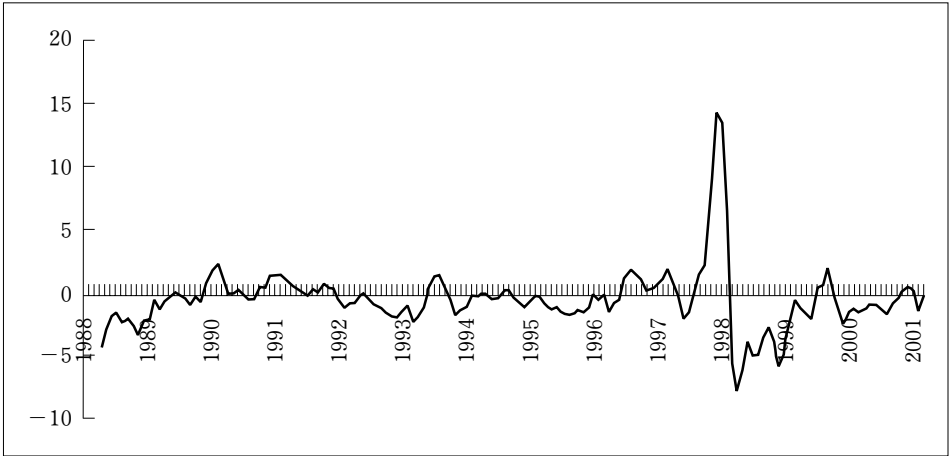
$$FPI_t = \frac{1}{\sigma_e} \times e_t + \frac{1}{\sigma_i} \times i_t - \frac{1}{\sigma_r} \times r_t \quad (9)$$

금융압력지표를 작성할 때 개별변수의 3개월 전 대비 증가율을 사용한 이유는 FPI가 개별지표의 변동에 좀더 민감하게 반응하도록 만들기 위해서이다. 식 (9)의 계산결과 <그림 1>에 나타난 FPI를 얻었다. 만약 개별변수의 3개월 전 대비 증가율이 아니라, 1년 전 대비 증가율을 사용해 FPI를 만들었다면 <그림 2>와 같이 훨씬 평활화된 지수를 얻게 된다. 두 가지 FPI에서 볼 수 있듯이 세

14) Eichengreen, Rose, and Wyplosz(1995)는 명목절하율, 외환보유고 감소율, 금리상승폭의 가중평균으로 외환시장 압력을 측정했다.

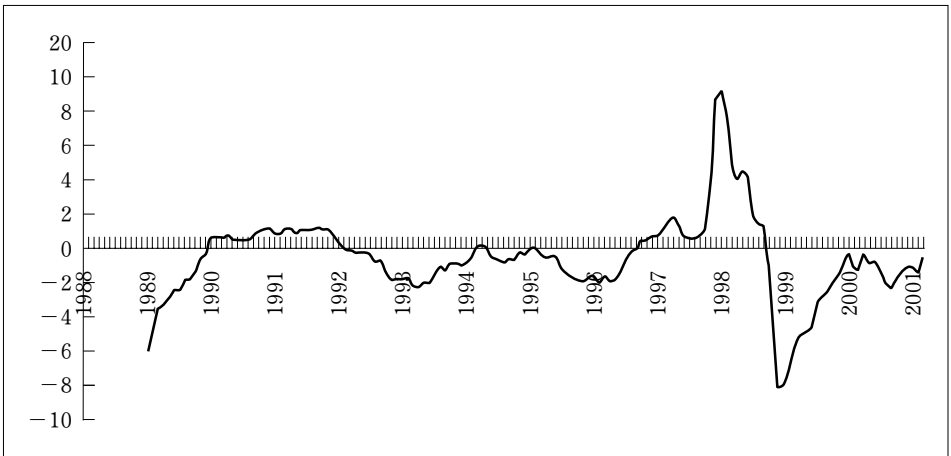
15) 외환보유고는 한 나라의 통화당국이 대외지급준비자산으로 보유하고 있는 외화자산으로서 일반은행이 보유하고 있는 외화자산은 제외된다. 그런데 1988년 이전의 외환보유고는 외국환은행이 보유하고 있는 외화자산을 포함하고 있기 때문에 단순히 자료를 연결시키면 1988년 1월부터 몇 개월간에 걸쳐 외환위기가 발생한 것처럼 나타난다.

16) 외환보유액 증가율의 부호가 마이너스인 이유는 외환보유고의 감소가 금융압력을 증가시키기 때문이다.



주: FPI 1은 개별지표의 3개월 전 대비 증가율로 구성.

<그림 1> FPI 1



주: FPI 2는 개별지표의 1년 전 대비 증가율로 구성.

<그림 2> FPI 2

변수의 1년 전 대비 증가율로부터 계산한 FPI는 3개월 전 대비 증가율로부터 계산한 FPI에 비해 시계열의 전환과약이 지연되는 단점이 있다.¹⁷⁾ 본 논문에서는 금융시장의 동향에 따라 시시각각 변화하는 위기의 특성을 반영하기 위해

17) 증가율을 계산하기 위한 최적시차는 일반적으로 표본크기나 표본기간 등에 따라 달라질 수 있으므로, 본 연구와 같은 실증분석에서는 큰 의미가 없다고 생각한다. 본 연구 외에도 3개월 전 대비 증가율을 사용한 것으로 Goldman Sachs의 Ades *et al.*(1998)이 있다.

〈표 1〉 금융시장 압력지표의 ADF검정

	수준변수		차분변수	
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ_{μ}	τ_{τ}
FPI 1	-5.93	-5.92	-7.77	-7.74

주: 1) τ_{μ} 검정의 1%, 5%, 10% 유의수준 임계치는 -3.47, -2.88, -2.58이고, τ_{τ} 검정의 1%, 5%, 10% 유의수준 임계치는 각각 -4.02, -3.44, -3.14.

2) 이 표에서 ADF검정을 위해 사용한 시차는 4였으나, 시차를 변동시켜도 결과는 큰 차이가 없었음.

시장상황을 반영하는 개별변수의 변동에 따라 상대적으로 더 민감한 반응을 보이는 〈그림 1〉의 FPI 1을 분석에 사용하였다.

일단 FPI를 산출하면 육안으로 위기를 판별하기란 거의 불가능하다. 그렇다고 FPI가 어느 수준 이상의 값을 취할 때만을 가려 내어 위기로 정의하기도 쉽지 않다. FPI가 어느 수준 이상이 될 때를 위기라고 정의하면, 실제로 위기가 발생하지 않았음에도 불구하고 이러한 위기정의 방식 때문에 위기처럼 판별되는 기간이 자의적으로 생성될 수도 있다. 따라서 위기를 결정하기에 앞서 실제로 위기가 발생했다는 증거가 있는지를 검정해야 할 것이다.

본 논문에서는 FPI가 선형함수 AR(p)로 잘 표현되는지 또는 그렇지 않은지 검정함으로써 위기의 존재를 판별하였다. 금융위기가 발생하지 않았다면 FPI 시계열에는 위기구간만을 따로 떼어 분석할 만한 구조변화가 발견되지 않겠지만, 위기가 발생했다면 위기구간 중에는 평시와는 다른 구조변화가 발생했다고 보는 것이 타당하기 때문에 단순히 하나의 선형함수 AR(p)만으로는 표기가 곤란하기 때문이다. 즉, 위기가 발생했다면 FPI 시계열에는 비선형성의 흔적이 남아 있을 것이다.

여기서는 시계열자료의 비선형성을 검정하기 위해 BDS(Brock-Dechert-Sheinkman)검정을 사용하였다. BDS검정은 변수의 정상성(stationarity)을 가정하기 때문에 검정을 시행하기 전에 FPI의 단위근검정을 실시하였다. 〈표 1〉에 나타난 단위근검정결과 FPI 1은 단위근을 보유하지 않은 것으로 판단한다.¹⁸⁾

FPI 1에 단위근이 없다는 사실이 확인되었으므로 이제 BDS검정을 실시하여 변수의 비선형성을 검정한다. BDS는 Brock, Dechert, Sheinkman, and LeBaron (1996)이 당초에 확률변수의 독립성을 검정하기 위해 개발한 방법이지만, 비선형성 검정에도 활용된다. 본 논문에서는 BDS검정의 기본 아이디어만을 간단히

18) Phillips-Perron검정에서도 동일한 검정결과를 얻었음.

소개한다.¹⁹⁾

시계열이 선형종속이든 비선형종속이든 독립이 아니거나 계열상관성이 있다면 BDS검정을 통과하기 어렵다. 만약 검정대상 시계열이 단순한 선형종속이라면 ARMA모형이 선형종속을 걸러 내기 때문에 잔차항은 BDS검정을 통과하지만, SETAR모형과 같은 비선형모형으로부터 자료가 생성되었다면 원래의 시계열에 ARMA모형을 적용하더라도 잔차항에는 비선형성이 그대로 남아 있을 것이기 때문에 BDS검정을 통과하지 못한다.²⁰⁾ 다시 말하면 ARMA모형의 잔차항에 BDS를 적용하여 귀무가설(독립성)을 기각하지 못하면 회귀방정식은 원시계열에 잠재해 있는 선형구조를 잘 표현한다고 할 수 있지만, 귀무가설을 기각한다면 잔차항에는 비선형구조가 남아 있다고 볼 수 있다.²¹⁾

BDS검정을 시행하려면 우선 거리(distance)모수 ϵ 을 선택해야 한다. 시계열 관측치가 IID라면 관측치 한 쌍을 임의로 선택할 때 두 점 사이의 거리가 ϵ 이하일 확률은 상수라고 할 수 있으며, $C_1(\epsilon)$ 이라고 표기하자. 다음에는 매립과정(embedding process)을 정의하고 고차원 공간상에서 두 점 간의 거리가 ϵ 이하일 확률을 정의하기로 한다.

시계열 $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ 이 있다면 X_i 는 1차원상의 관측치이지만 (X_i, X_{i+1}) 은 매립공간 2차원상의 관측치가 된다. 동일한 방식으로 매립공간 m -차원상의 관측치는 $(X_1, X_{i+1}, \dots, X_{i+m-1})$ 이 되며, 이것을 X_i^m 라고 표기하자. m -차원상의 임의의 두 관측치 X_s^m 와 X_t^m 간의 거리는 $\|X_s^m - X_t^m\|$ 로 정의할 수 있으며, 계산의 편의상 $\|\cdot\|$ 은 sup norm을 사용하기로 한다. 이제 m -차원의 매립공간에서 생성된 한 쌍의 거리가 ϵ 이하일 확률을 $C_m(\epsilon)$ 이라고 하면 관측치가 서로 독립이라는 가정하에서는 $C_m(\epsilon) = C_1(\epsilon)^m$ 이 성립한다.

표본에서는 모수 $C_m(\epsilon)$, $C_1(\epsilon)^m$ 이 관측가능하지 않기 때문에 추정해야 하는데, 시계열 X 의 관측치수가 n 이라면 $C_m(\epsilon)$ 의 추정치 $C_{m,n}(\epsilon)$ 은 아래와 같이 계산되며 이를 상관적분(correlation integral)이라고 한다.

$$C_{m,n}(\epsilon) = \frac{2}{(n-m+1)(n-m)} \sum_{s=1}^{n-mn-m+1} \sum_{t=s+1}^{m-1} \prod_{j=0}^{m-1} I_\epsilon(X_{s+j}, X_{t+j}) \quad (10)$$

여기서, $I_\epsilon(x, y) = 1$ if $|x - y| \leq \epsilon$, 0 기타

19) BDS검정에 관한 소개는 백옹기(1995) 참조.

20) 논의를 간단히 하기 위해 ARMA모형의 잔차시계열이 정규분포를 갖는다고 가정하자.

21) 시뮬레이션 결과 BDS검정은 카오스를 비롯한 여러 형태의 비선형종속에 대하여 강한 기각력을 보이기 때문에 외환위기와 같이 구조변화가 발생했다고 생각되는 경우에 유용하게 활용될 수 있다.

최종적으로 변수의 독립성을 검정하기 위한 통계량을

$$b_{m,n}(\varepsilon) = C_{m,n}(\varepsilon) - C_{1,n-m+1}(\varepsilon)^m \tag{11}$$

와 같이 정의한다.²²⁾ 독립성 귀무가설하에서 통계량 $b_{m,n}(\varepsilon)$ 은 0으로 수렴하며,

$$(\sqrt{n-m+1}) \frac{b_{m,n}(\varepsilon)}{\sigma_{m,n}(\varepsilon)} \rightarrow N(0, 1) \tag{12}$$

이 된다. 단,

$$\sigma_{m,n}^2(\varepsilon) = 4 \left(K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_1^{2j} + (m-1)^2 C^{2m} - m^2 K C_1^{2m-2} \right) \tag{13}$$

이다. 식 (13)에서 C_1 과 K 는 각각 $C_{1,n}$ 및 식 (14)의 $K_n(\varepsilon)$ 으로 추정한다.

$$K_n(\varepsilon) = \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{t=1}^n \sum_{s=t+1}^n \sum_{r=s+1}^n (I_\varepsilon(X_t, X_s) I_\varepsilon(X_s, X_r) + I_\varepsilon(X_t, X_r) I_\varepsilon(X_r, X_s) + I_\varepsilon(X_s, X_t) I_\varepsilon(X_t, X_r)) \tag{14}$$

시계열 FPI 1을 ARMA(2, 2)로 추정하여 얻은 잔차시계열에 BDS검정을 적용하여 <표 2>를 얻었다.²³⁾ 매립차원을 2부터 12까지 증가시켜 보았으나, BDS 검정통계량과 표준오차로부터 얻은 z -통계량은 시계열이 독립이라는 귀무가설을 기각했다.²⁴⁾ 다시 말하면 FPI 1은 선형모형만으로는 설명되지 않는 모종의 비선형구조가 포함되어 있다는 판단이 가능하다.²⁵⁾

BDS검정결과 FPI 1은 비선형성을 가지고 있다고 판단되기 때문에 FPI 1 시계열을 SETAR모형으로 추정하여 <표 2>, <표 3>을 얻었다. SETAR모형의 지연모수 d 와 문턱값(threshold value) γ 는 각각 1과 1.57로 추정되었다. 또한 지연모수와 문턱값과 동시에 추정되는 시차변수의 계수 α_j, β_j 의 추정치는 <표 4>

22) 둘째 항의 표본에서 $m-1$ 개의 항을 버리는 이유는 첫째 항의 표본크기와 동일하게 만들기 위함이다.
 23) 1차원 공간상에서 만든 쌍(pair)의 70%가 포함되도록 거리모수 ε 을 선정했으며, 부츠트랩 확률은 5,000회 반복 시뮬레이션한 결과이다.
 24) 이는 BDS검정통계량의 접근분포와 부츠트랩 시뮬레이션에 의해 계산한 표준오차로부터도 동일한 결론을 내릴 수 있다.
 25) 심사위원의 권고에 따라 Ramsey RESET검정을 실시했다. 검정결과 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ 라는 귀무가설을 기각했다. 검정에는 \hat{y}^2 부터 $\hat{y}^2, \hat{y}^3, \hat{y}^4, \hat{y}^5$ 까지 설명변수에 추가해 보았으나 결과에는 차이가 없었다. Ramsey검정은 비선형성에 대한 직접적인 검정은 아니지만, 비선형성의 존재도 귀무가설을 기각시킬 수 있는 대안이 된다는 점에서 의의가 있다.

〈표 2〉 FPI 1의 ARMA(2, 2) 잔차항 BDS검정결과

매립차원	BDS 통계량	표준오차	z -통계량	정규분포 확률	부츠트랩 확률
2	0.029103	0.006989	4.16	0.0000	0.0000
3	0.046317	0.011129	4.16	0.0000	0.0000
4	0.068325	0.013278	5.15	0.0000	0.0000
5	0.080837	0.013868	5.83	0.0000	0.0000
6	0.083660	0.013401	6.24	0.0000	0.0000
7	0.079772	0.012306	6.48	0.0000	0.0000
8	0.075595	0.010899	6.94	0.0000	0.0000
9	0.068092	0.009396	7.25	0.0000	0.0000
10	0.061486	0.007934	7.75	0.0000	0.0000
11	0.054616	0.006588	8.29	0.0000	0.0000
12	0.048014	0.005397	8.90	0.0000	0.0000

〈표 3〉 지연모수 d 의 변화에 따른 SSE

(추정기간: 1988:1~2000:12)

d	γ	SSE
1*	1.57	60.78
2	1.57	85.00
3	1.56	99.95
4	0.37	111.82
5	-0.49	116.18
6	-1.92	117.30
7	-0.16	113.36

주: *는 SSE가 최소화되는 시차.

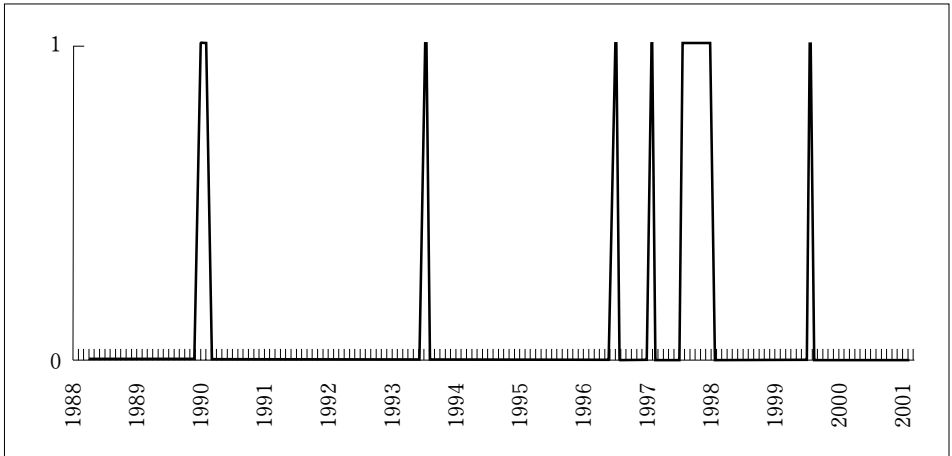
에 그 결과가 수록되어 있다.²⁶⁾ SETAR모형의 서로 다른 두 영역에 대한 계수 추정치는 셋째와 넷째 열에 들어 있다. 추정결과를 해석하면 지난 달의 금융압력지수(Y_{t-1})가 1.57 이상의 값을 가질 때 이 달의 금융압력지수(Y_t)는 위기영역에서 나타나는 시계열과정을 따르게 된다. 두 영역에 나타난 계수추정치의 크기를 비교해 보면 위기영역에서는 비위기영역에 비해 과거 두 달간의 FPI값이 현재 FPI에 훨씬 많은 영향을 주었다고 볼 수 있다.

〈표 4〉에서 추정된 γ 를 기준으로 추정기간을 비위기와 위기영역으로 구분하면 우리는 손쉽게 FPI로부터 위기를 정의할 수 있다. 〈그림 3〉은 FPI 1에 $\gamma = 26$) SETAR모형의 자기회귀차수는 선형AR모형의 최적차수인 AR(7)과 동일하다고 보았다.

〈표 4〉 FPI 1의 SETAR모형 추정결과

변 수	선형(AR)	비선형(SETAR)	
		$Y_{t-1} < 1.57$	$Y_{t-1} \geq 1.57$
C	-0.04(0.11)	0.01(0.06)	-3.27(0.63)
Y_{t-1}	1.46(0.22)	1.24(0.09)	0.93(0.16)
Y_{t-2}	-0.70(0.26)	-0.30(0.12)	1.15(0.21)
Y_{t-3}	-0.49(0.24)	-0.46(0.14)	-1.95(0.31)
Y_{t-4}	0.95(0.21)	0.63(0.12)	2.29(0.40)
Y_{t-5}	-0.49(0.19)	-0.20(0.10)	-2.21(0.34)
Y_{t-6}	-0.16(0.19)	-0.18(0.10)	-4.47(0.49)
Y_{t-7}	0.23(0.12)	0.15(0.06)	4.80(0.28)
	관측치 143	관측치 131	관측치 12
	SSR 147.68	SSR 50.87	SSR 2.24
	R^2 0.83	R^2 0.84	R^2 0.99
	이분산성 검정 0.00		

주: Y 는 금융압력지표인 FPI 1이며, 이분산성이 있다고 판단하여 White의 조정방식을 적용했음.



주: 위기는 1990. 1~2, 1993. 8, 1996. 8, 1997. 3, 1997. 9~1998. 2, 1999. 9로 판별되었음.

〈그림 3〉 FPI 1과 $\gamma=1.57$ 에 의한 위기기간

1.57을 적용하여 찾아 낸 위기기간이다. 이 그림에 의하면 우리 나라는 1990년 초와 1993년 8월 및 1996년 8월에도 금융위기를 경험한 것으로 볼 수 있다. 또한 1997년 9월에 발생한 금융위기가 이듬해 2월에 막을 내렸으나 그 이후인 1999년 9월에도 한 달간 위기가 발생한 것으로 나타났다. 위기기간을 정의하기

위한 지금까지의 분석을 종합하면 우리 나라는 1988년 1월부터 2000년 12월까지 모두 12개월에 걸쳐 위기를 경험했으며, 3달 이상 지속된 위기는 1997년 9월에 단 한 차례밖에 없었다.²⁷⁾

3. 설명변수

본절에서는 금융위기의 원인을 설명하는 주요 변수를 ① 경제의 기본요인을 나타내는 실물경제변수, ② 금융변수, ③ 재정변수, ④ 전염효과변수 및 ⑤ 제도변수로 나누어 설명하였다(〈표 5〉 참조). 편의상 설명변수를 5개 부문으로 나누어 보았으나 설명변수들은 어느 정도 상호연관되어 있다고 보아야 할 것이다. 모형의 작성과정에서 변수의 원계열을 그대로 사용하기도 하였으나, 경우에 따라서는 추세제거 등의 작업이 필요하기 때문에 〈표 5〉의 마지막 열에 설명한 방법으로 변환하였다. 금융위기를 가장 잘 예측할 수 있는 설명변수로 변환하는 방법을 찾는 문제는 추후의 연구과제이지만, 본 연구는 설명변수의 원자료가 가지고 있는 위기정보를 신속하게 반영할 수 있는 데 초점을 맞추어 변수를 변환하였다.

(1) 실물경제변수

실물경제변수는 한 나라의 기본요인(fundamental)이 얼마나 건실한가를 판단하는 기준이 된다는 점에서 중요하다. 일반적으로 기본요인이 부실할수록 위기의 발생가능성은 높아진다. 경제의 기본요인이 취약한 경우에는 작은 외부적 충격에 의해서도 금융위기가 발생할 수 있다.²⁸⁾ 본 연구는 이러한 가능성을 타진하기 위해 산업생산지수(IP), 제조업평균가동률(MUR), 원화의 실질실효환율(REER), 교역조건(TOT), GDP에 대한 누적경상수지 비율(CBY), GDP에 대한 누적자본수지 비율(KBY), 수출액(EX) 등 실물과 깊은 관련이 있는 7개의 경제변수를 기본요인을 반영하기 위한 설명변수로 채택하였다.²⁹⁾

27) 분석기간중에서 정부가 공식적으로 위기로 선언한 것은 1997년 말부터 1998년 상반기까지의 기간이다. 본 연구에서는 금융위기를 실패한 외환위기나 자금시장의 극심한 경색으로 인한 금리상승 등의 현상까지 포함시키고 있으므로, 1997년 9월부터 1998년 2월을 제외한 나머지 기간에 발생한 금융위기의 체감 정도는 훨씬 미약했다고 볼 수 있다.

28) 실물경제변수의 악화가 반드시 위기를 초래하는 것은 아니다. 다만 기본요인의 악화는 잠재적으로 위기의 원인이 된다고 볼 수 있다.

29) 실질실효환율(REER)과 전염효과변수(CONT)는 모두 J. P. Morgan의 실질실효환율을 사용하였다. 이충언 교수는 J. P. Morgan의 실질실효환율 계산과정에서 각국의 물가를 예측해

〈표 5〉 변수이름

변 수	설명(자료출처)	변환방법
CBY	누적경상수지(한국은행)/GDP	GDP에 대한 누적경상수지 비율
CGR	중앙정부 재정수지(한국은행)	6개월 이동평균의 증가율
CONT	전업효과 (5개국 실질실효환율, J. P. Morgan)	태국, 말레이시아, 인도네시아, 필리핀, 대만 등 5개국 실질실효환율의 가중평균
CORR	부패인식지수 (Transparency International)	부패인식지수의 원계열
DHRB	어음부도율(금액기준, 한국은행)	어음부도율의 원계열
ELE	정치불안정지수(선거일 기준)	선거 ±3개월=1 더미변수
ER*	대미달러 환율(말 기준, 한국은행)	-
EX	수출액(통관기준, 한국은행)	전년동기 대비 증가율
FDEBT	GDP에 대한 총외채 비중(통계청)	GDP에 대한 총외채 비율
FPI**	금융시장 압력지수	-
FRB*	외환보유고(한국은행)	-
FRET	금융업의 주가지수(한국증권거래소)	3개월 이동평균의 증가율
IP	산업생산지수(SA, 통계청)	6개월 이동평균의 증가율
KBY	자본수지(한국은행)	GDP에 대한 누적자본수지 비율
M2RSB	총통화/외환보유고(한국은행)	3개월 이동평균 추세이탈률
M3	총유동성(한국은행)	6개월 이동평균의 증가율
MUR	제조업평균가동률(통계청)	3개월 이동평균의 증가율
RC	실질민간신용(통계청, 한국은행)	6개월 전 대비 증가율
REER	실질실효환율(J. P. Morgan)	3개월 전 대비 증가율
SRET	주가지수 상승률(한국증권거래소)	6개월 전 대비 증가율
TOT	순상품 교역조건(한국은행)	3개월 이동평균의 증가율
YCB*	회사채 유통수익률(한국은행)	-

주: *는 피설명변수 FPI의 구성항목, **는 피설명변수, 표시가 없는 것은 설명변수임. 변수는 값이 커질 때 위기확률이 높아지도록 변환하였음.

서 사용하기 때문에 최근 6개월치가 잘 맞지 않는다고 지적하였다. 그럼에도 불구하고 우리나라에 영향을 미치는 인접국가에 대한 실질실효환율의 최근값을 계산하기 어려웠기 때문에 이러한 문제점에도 불구하고 본 연구는 J. P. Morgan의 자료를 사용할 수밖에 없었다.

(2) 재정변수

과도한 재정지출로 인한 재정적자의 확대는 금융위기를 초래하는 간접적인 원인이 된다고 할 수 있다. 이는 재정수지가 흑자인 경우에는 은행을 비롯한 금융기관이 고통을 당하고 있을 때 신속하게 공적 자금을 투입함으로써 금융시스템이 위기에 빠지지 않도록 지원할 수 있지만, 재정수지의 적자규모가 큰 경우에는 신속한 지원을 하기가 어렵기 때문이다. 금융위기모형에 활용하는 재정수지는 IMF 기준의 통합재정수지가 바람직하지만, 월간 자료의 구득이 불가능하고 자료발간의 속보성이 없다는 단점이 있다. 이러한 측면을 고려하여 본 모형은 한국은행에서 매월 작성하고 있는 국고기준의 재정수지(CGR)를 이용하였다.

(3) 금융변수

위기에 관련된 금융설명변수로 어음부도율(DHRB), 총유동성(M3), 외환보유고 대비 총통화 비율(M2RSB), 실질민간신용(RC), 종합주가지수(SRET) 및 금융업 주가지수(FRET), 총외채(FDEBT)의 7개를 고려하였다. 금융위기를 경험한 국가에서 흔히 볼 수 있듯이 위기가 발생하기 이전에는 금융기관들이 경제를 낙관적으로 생각하여 민간부문에 대해 과도하게 신용을 공급한다. 특히 신용공급의 확대는 금융위기 직전의 경기과열이나 금융자율화 조치에 의해 강화되기 쉽다. 더욱이 금융자율화가 급속히 추진된 경우에는 정부규제에서 풀린 은행들이 경쟁적으로 신용을 확대공급한 사례들이 나타나는데, 이는 금융기관의 리스크를 증대시킴으로써 부실여신의 확대를 초래한다. 그리고 확대공급된 신용은 주식시장에서 주가를 과도하게 상승시킴으로써 또 다른 위기의 원인을 제공하기도 한다.

중앙은행 외환보유고에 비해 통화량의 공급이 과도할 경우에도 금융위기 가능성이 높아진다. 주지하다시피 외환보유고가 부족한 경우에는 갑작스런 경상수지 적자나 해외투자자의 자본유출로 인해 은행의 지급불능사태가 발생할 가능성이 크기 때문이다. 금융업 주가지수의 변동은 금융기관 소유의 유가증권 수익률을 비롯한 거래기업의 재무구조에 영향을 미침으로써 금융위기와 깊은 관계를 맺고 있다. 한편, Hutchison and McDill(1999)은 실증분석을 통해 종합주가지수 상승률이 금융위기를 설명하는 데 유효하다고 주장했다. 또한 해외신용공여자들의 국내차입자들에 대한 신뢰도에 중요한 영향을 미치는 GDP 대비 총외채 비율도 금융위기의 설명변수로 고려해 보았다. 그러나 만기불일치 문제를

분석하기 위한 총외채에 대한 단기외채의 비중은 전체의 분석기간에 걸쳐 자료를 구하기 어렵기 때문에 설명변수로부터 제외시켰다.

(4) 제도변수

금융제도가 금융위기의 여건을 제공할 수도 있다는 사실은 재론할 필요가 없을 것이다. 백웅기·정지만(2000)에서도 밝혔듯이 예금보험제도의 유무, 금융자유화 여부, 국가부패 정도, 중앙은행의 독립성 등이 금융위기를 설명하는 주요 변수라고 할 수 있다. 이 변수들은 위기예측을 위한 월별 모형에서도 중요한 역할을 하리라고 생각하지만 자료가 1년 또는 수년에 한 번씩 만들어지는 특성 때문에 변수의 유용성에도 불구하고, 제도변수를 일일이 월별 예측모형에서 고려하기란 어렵다.

본 연구에서는 정치불안정이 금융위기에 미치는 영향을 고려하기 위해 선거변수(ELE)를 모형의 설명변수로 사용하였다. 구체적으로는 선거가 있는 달로부터 3달을 전후하여 1의 값을 부여하고, 그 밖의 달에 대해서는 0의 값을 부여하였다. 아울러 국가부패 정도가 금융위기의 발생여건을 결정한다고 판단하여 국제투명성협회(Transparency International)가 발표하는 부패인식지수(CORR)를 모형에 사용해 보았다.³⁰⁾

(5) 전염효과변수

전염효과(CONT)는 아시아 경제위기를 설명하는 중요한 요인이라고 할 수 있다. 전염효과를 파악하기 위해 여러 가지 방법을 사용할 수 있으나, 본 연구에서는 인도네시아, 일본, 홍콩, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 대만, 태국 등 8개 아시아 국가의 실질실효환율의 가중평균으로 전염효과변수를 만들었다. 한 나라에서 외환위기가 발생하면 자국의 실질실효환율은 갑자기 절하되는데, 전염효과로 인하여 얼마 후 이웃나라의 실질실효환율도 함께 절하되었다면 시차를 두고 두 나라 실질실효환율 간의 상관관계가 크게 나타날 것이다.

이와 같은 현상을 보이는 국가들을 발견하기 위해 우선 우리 나라 환율변동에 큰 영향을 미칠 것으로 생각되는 아시아 8개국의 실질실효환율 자료를 얻은 후 원화의 실질실효환율의 시차상관계수를 파악하였다.

30) 부패인식지수(corruption perception index: CPI)는 0~10의 값을 취하는데, 그 값이 클수록 부패 정도가 낮은 국가이다. 문제는 CPI가 주기적으로 발표되지 않기 때문에 본 연구에서는 가용한 CPI를 내삽시키는 방법으로 월별 지표를 만들어 사용하였다.

〈표 6〉 실질실효환율의 시차상관계수

시차	인도네시아	일본	홍콩	말레이시아	필리핀	싱가포르	대만	태국
0	0.81	0.01	-0.81	0.61	0.57	-0.63	0.86	0.81
1	0.78	0.06	-0.84	0.60	0.55	-0.65	0.84	0.80
2	0.75	0.10	-0.85	0.58	0.52	-0.67	0.81	0.79
3	0.72	0.13	-0.86	0.55	0.48	-0.69	0.78	0.77
4	0.69	0.16	-0.88	0.51	0.44	-0.71	0.75	0.74
5	0.65	0.18	-0.88	0.46	0.38	-0.74	0.72	0.70
6	0.61	0.20	-0.88	0.41	0.33	-0.76	0.69	0.64
7	0.58	0.22	-0.88	0.37	0.29	-0.77	0.66	0.58
8	0.55	0.25	-0.88	0.34	0.25	-0.78	0.64	0.54

〈표 6〉은 1988년 1월부터 2001년 4월까지 우리 나라에 대한 9개국 실질실효환율의 시차상관계수를 보여 주고 있다. 시차가 0인 경우에는 동일 기간의 상관계수를 의미하지만 시차가 p 라면 우리 나라의 실질실효환율과 다른 나라의 p 기 전 실질실효환율 간의 상관계수를 말한다. 분석결과 대만, 인도네시아, 태국의 실질실효환율은 시간이 흘러도 우리 나라의 실질실효환율과 밀접한 상관관계를 유지하는 반면에, 홍콩과 싱가포르는 우리 나라와 정반대의 실질실효환율 변동을 보여 왔다고 할 수 있다. 일본은 시차가 짧을 때는 상관관계가 미약했으나, 시차가 벌어질수록 상관관계가 강화되는 특성을 보였다. 따라서 대만, 인도네시아, 태국, 말레이시아, 필리핀 등 5개국의 실질실효환율의 가중평균치를 전염효과의 대응변수로 삼았다.³¹⁾

4. 프로빗모형

본 연구는 프로빗모형에 기초하여 금융위기의 발생확률을 예측하였다. 프로빗모형은 외환위기를 비롯한 각종 위기에측에 자주 활용되는 모형이다. 우리나라는 어떤 특정 시기에 금융위기를 겪을 수도 있으며, 그렇지 않을 수도 있기 때문에 위기변수인 피설명변수는 위기시에는 1, 비위기시에는 0의 값을 취한다. 특정 시기 t 에 위기가 발생할 확률 P_t 는 설명변수 n -벡터 X_t 의 함수라고 가정한다. P_t 는 t 기에 위기가 발생하면 1, 그렇지 않을 경우에는 0의 값을 취하는 더미변수, β 는 알려지지 않은 계수벡터, $F(\beta'X_t)$ 는 $\beta'X_t$ 에서 평가한 확률분포함수라고 하자. 그러면 프로빗모형의 로그우도함수는

31) 가중치는 각국 실질실효환율의 표준편차의 역수로 하였다.

$$\text{Ln}L = \sum_{t=1, \dots, T} P_t \ln [F(\beta'X_t)] + (1-P_t) \ln [1-F(\beta'X_t)] \quad (15)$$

로 표시된다.

프로빗모형의 추정계수는 비선형성 때문에 설명변수가 1 단위 늘어날 때 증가하는 위기확률이라고 할 수 없다. 이 모형에서 설명변수 변동에 따른 위기확률의 변동은 설명변수들의 초기값과 계수에 의존한다.³²⁾ 추정계수의 부호는 설명변수 변동에 의한 위기확률의 증감방향만을 표현하고 있으며, 그 크기는 $\beta'X_t$ 에서 평가한 확률분포함수의 기울기에 따라 좌우된다. 다시 말하면 특정 시기에 설명변수의 변동이 위기확률에 미치는 영향은 주어진 여건에 따라 얼마든지 달라지게 된다. 다음 장에서는 주어진 자료를 활용하여 프로빗모형을 추정함으로써 계수의 추정치와 주어진 시점에서의 위기확률을 평가한다.

5. SETAR-프로빗모형

다음 장에서는 프로빗모형과 함께 동일한 설명변수를 이용하여 SETAR-프로빗모형을 추정하였다. 기존 프로빗모형과 이 모형의 차이는 위기에측모형은 프로빗모형이지만, 일부 설명변수에 대해서 SETAR모형을 사용함으로써 변수를 더미변수로 만들었다는 점이다. 설명변수를 더미변수로 만들어 모형을 추정하는 이유는 설명변수 자체를 신호화할 수 있다는 장점이 있기 때문이다. 즉, 설명변수가 어떤 수준의 임계치를 넘으면 위기신호를 내보낸다는 신호접근법의 아이디어를 수용한 모형이라고 할 수 있다.

이 모형에서 가장 중요한 것은 설명변수로부터 위기·비위기영역을 가르는 일종의 임계치를 추정하는 것이다. 신호접근법은 노이즈·신호비율이 최소화되는 수준을 임계치로 잡지만, SETAR모형은 주어진 시계열자료로부터 위기와 비위기영역이 바뀌는 문턱값을 추정하여 임계치로 간주하기 때문에 임계치에 대한 경제적 의미를 부여할 수 있다.

본 모형에서는 18개의 모든 설명변수에 대해 SETAR모형을 추정할 수는 있으나, 변수에 잠재하고 있는 비선형성과 추정된 문턱값 등이 갖는 의미를 감안하여 CBY, TOT, SRET, REER, M2RSB, FDEBT 등의 6개 변수에 대해서만 SETAR모형을 추정하여 그 결과를 <부표 1>에 수록하였다.³³⁾

32) $\phi(\cdot)$ 를 확률분포함수 $F(\cdot)$ 에 대한 확률밀도함수라고 하면 설명변수 1단위 변동에 대한 위기확률의 변화는 $\phi(\beta'X)\beta$ 가 된다.

33) 추정결과 지연모수는 1, 3, 5, 7로 다양하게 나타났다.

III. 분석결과

1. 예측모형의 추정

이 장에서는 앞장에서 기술한 설명변수들을 이용하여 금융압력지표 FPI로부터 도출한 위기더미를 예측하는 모형을 작성하였다. <표 6>에 있는 18개의 설명변수를 모두 이용하여 다양한 프로빗모형을 추정하여 보았으나 <표 7>과 <표 8>에 있는 8개 모형을 제외하고는 유용한 모형을 발견하지 못했다. 설명변수 중에서는 CGR, ELE, EX, FDEBT, FRET, IP, KBY, M3, MUR, RC 등 10개의 변수는 위기예측에 별로 유의하지 않았다.

당초 위기에 대해 설명력을 가질 것으로 기대했던 변수들이 막상 실증분석에서는 예측에 유의한 결과를 보이지 않았던 이유를 몇 가지로 생각해 보면 다음과 같다. 첫째, CGR처럼 변수 자체에 문제가 있다. 둘째, IP, MUR처럼 실물경제활동을 나타내는 변수들이 우리 나라 금융위기에는 선행성을 보이지 않았다.³⁴⁾ 셋째, 정치불안정 변수인 ELE는 인도네시아를 비롯한 다른 동남아 국가들과는 달리 우리 나라에서는 직접적인 위기의 원인이 되지 않았다. 넷째, FRET나 EX처럼 SRET나 TOT 등의 설명변수들과 상관관계가 커서 이 변수들이 위기에 대해 새롭게 제공하는 정보가 없었다. 마지막으로 기존 위기이론에서 중요하다고 제시한 변수가 우리 나라의 금융위기에는 별설명력을 보이지 않았다.

<표 7>이나 <표 8>에서 추정한 모형을 예측모형이라고 하는 까닭은 모형에 사용한 설명변수들이 모두 시차변수로 구성되어 있기 때문이다. 이 모형에서 사용하고 있는 최소시차가 한 달이란 점을 염두에 두면 이 모형은 이 달까지의 정보를 가지고 다음 달 위기발생 확률을 예측하는 모형이라고 할 수 있다. 그러나 위기예측모형에는 이러한 종류만 있는 것은 아니다. 박원암(2001)의 프로빗모형이나 Kaminsky *et al.*(1997)의 신호접근모형은 위기신호의 발생시점으로부터 12개월 또는 24개월 이내에 실제위기가 발생하면 이 신호는 옳은 신호로 간주하며, 이 기간 내에도 위기가 발생하지 않는 경우만 거짓신호로 간주했다.³⁵⁾ 따라서 이러한 유형의 예측모형이 장래 어느 시점에서 위기신호를 발생시켰다

34) 국고기준의 재정수지인 CGR은 중앙정부의 한은계정을 반영하기 때문에 엄밀한 의미에서 우리 나라의 재정상태를 반영한다고 보기 어렵다.

35) 신호오류를 판별하기 위한 기간인 12개월 또는 24개월을 '윈도'라고 한다. 이 분야에서는 위기정의시 위기발생 이후의 자료를 모두 폐기하는 방식이나 위기발생 이후 3년간 자료

면 이것은 향후 12개월 또는 24개월 내에 위기가 발생할 가능성을 경고했다고 해석해야 한다.³⁶⁾ 그러나 본 모형은 설명변수의 최소시차만큼의 기간 후 위기에 예측확률을 제공한다는 점에서 윈도를 사용한 위기에측모형과 다르다고 할 수 있다.

위기에측모형의 추정결과를 좀더 자세히 살펴보자. <표 7>에 있는 다섯 개의 모형은 프로빗모형의 추정결과이며, <표 8>에 있는 세 개의 모형은 SETAR-프로빗모형의 추정결과이다. 다섯 개 프로빗모형에 공통적으로 포함된 설명변수는 전염효과(CONT), 어음부도율(DHRB), 외환보유고 대비 총통화 비율(M2RSB) 등의 세 개이다. 이 변수들의 모형 1은 교역조건(TOT), 모형 2는 주가지수상승률(SRET)을 추가한 형태로 구성되었다. 그리고 모형 3, 4, 5는 모형 2를 기본으로 하여 실질실효환율(REET), 누적경상수지의 GDP 비중(CBY), 부패인식지수(CORR)를 순차적으로 추가한 형태로 구성되어 있다.

한편, SETAR-프로빗모형에 공통적으로 나타나고 있는 설명변수는 교역조건(TOT), 전염효과(CONT), 어음부도율(DHRB), 외환보유고 대비 총통화 비율(M2RSB) 등 네 개이다. 기본 SETAR-프로빗모형을 모형 6, 여기에 종합주가지수의 수익률(SRET)을 추가한 것을 모형 7, 모형 7에 실질실효환율(REER)을 하나 더 추가한 것을 모형 8이라고 하자.

두 유형의 모형추정결과 프로빗모형이 전반적으로 SETAR-프로빗모형에 비해 양호한 적합도를 보인 것으로 나타났다. 또한 두 유형의 모형에서 교역조건 악화, 전염효과 상승, 어음부도율 증가, 외환보유고 대비 총통화 증가, 실질실효환율의 절상은 금융위기를 악화시키는 것으로 드러났다.³⁷⁾ 반면에 주가지수상승률의 부호는 반대로 나타났다. 프로빗모형에서는 1년 전 주가지수의 하락이 금융위기를 증가시킨 것으로 추정되었으나, SETAR-프로빗모형에서는 4개월 전 주가지수의 상승이 오히려 금융위기를 부추긴 것으로 나타났다. 동일한 성격의 변수라 할지라도 일단 국면을 포기하는 터미변수로 바뀌었을 때에는 모형에서 담당하는 역할이 바뀌었음을 알 수 있다. 이 밖에도 누적경상수지 적자비중의 확대와 국가 부패인식도의 하락도 금융위기를 악화시켰던 것으로 추정되

를 폐기하는 방식의 자료정리방법을 사용하는데, 이 때 폐기하는 자료의 기간도 '윈도'라는 용어를 사용하기 때문에 용어사용에 유의해야 한다.

36) 이런 유형의 모형은 주어진 시점에 위기가 발생할 가능성을 직접 추정하기 어렵다는 단점이 있다.

37) 실질실효환율이 절상되어 추세로부터 크게 이탈하면 위기확률이 높아진다는 사실은 아시아 경제위기 당시에 여러 국가의 경험과 일치한다.

〈표 7〉 프로빗모형의 추정결과

변 수	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5	
C	-2.64**	(0.40)	-2.64**	(0.41)	-2.57**	(0.39)	-3.00**	(0.53)	-22.26**	(5.79)
TOT(-13)	0.06+	(0.04)								
CONT(-1)	0.15**	(0.03)	0.16**	(0.03)	0.18**	(0.04)	0.21**	(0.04)	0.53**	(0.15)
DHRB(-1)	1.51*	(0.70)	1.41*	(0.68)	1.22+	(0.67)	1.86*	(0.83)	3.48**	(1.19)
M2RSB(-1)	0.13**	(0.02)	0.14**	(0.03)	0.13**	(0.03)	0.20**	(0.04)	0.43**	(0.12)
SRET(-12)			1.09*	(0.48)	1.16*	(0.49)	0.99	(0.67)	2.48*	(0.99)
REER(-3)					0.05+	(0.03)	0.05	(0.03)	0.14*	(0.06)
CBY(-1)							0.15**	(0.05)	0.15	(0.10)
CORR(-8)									4.20**	(1.20)
	R^2	0.58	R^2	0.59	R^2	0.60	R^2	0.68	R^2	0.76
	SSR	4.77	SSR	4.70	SSR	4.53	SSR	3.98	SSR	3.33
	LR	-17.23	LR	-16.69	LR	-16.26	LR	-13.21	LR	-9.70

주: 모형 5에서 REER의 차수는 -2, R^2 는 McFadden의 R^2 , LR는 log likelihood, 변수와 모형의 괄호 안 숫자는 시차변수와 표준오차, **, *, +는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하고, 위기관측치=12, 비위기관측치=125(모형 1), 126(나머지 모형임).

〈표 8〉 SETAR-프로빗모형의 추정결과

변 수	모형 6		모형 7		모형 8	
C	-2.61**	(0.47)	-2.60**	(0.47)	-2.44**	(0.46)
TOT(-11)	1.18**	(0.46)	1.13*	(0.45)	0.88+	(0.52)
CONT(-1)	0.07**	(0.03)	0.10**	(0.03)	0.13**	(0.03)
DHRB(-1)	1.34+	(0.72)	1.55*	(0.72)	1.41*	(0.73)
M2RSB(-1)	1.09*	(0.53)	1.38*	(0.56)	1.46*	(0.59)
SRET(-4)			-8.49**	(0.41)	-8.02**	(0.33)
REER(-3)					1.29**	(0.38)
	R^2	0.49	R^2	0.57	R^2	0.59
	SSR	5.55	SSR	4.56	SSR	4.50
	LR	-20.85	LR	-17.39	LR	-16.67

주: R^2 는 McFadden의 R^2 , LR는 log likelihood, 변수와 모형의 괄호 안 숫자는 시차변수와 표준오차, **, *, +는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하고, 위기관측치=12, 비위기관측치=127임.

었다.

위의 여덟 가지 모형을 백응기·정지만(2000)의 연간모형 예측력과 비교하면 월별 모형의 위기에측력이 크게 향상되었다고 할 수 있다.³⁸⁾ 또한 모형 1부터

모형 4의 공통변수추정치와 모형 6부터 모형 8의 공통변수추정치가 모형에 따라 큰 차이를 보이지 않고 비교적 안정적이었다는 사실도 발견할 수 있었다.³⁹⁾

2. 위기에측

앞절에서 추정한 위기에측모형의 예측성과를 보기 위해서 전 기간에 걸친 표본 내 예측을 실시하였다. <그림 4>를 보면 육안으로는 모든 모형의 예측력이 그리 큰 차이를 보이는 것 같지는 않기 때문에 예측력을 비교하기 위해서는 좀 더 과학적인 분석이 필요할 것이다. 개략적으로는 비위기간임에도 불구하고 위기신호를 발생하고 있는 모형들이 많이 관측되었으며, 대부분의 모형이 1998년 3월의 위기에 대해서는 취약한 예측력을 보임을 알 수 있다. 또한 각 모형에서 예측확률이 0.5 부근에 있는 시기들이 발견되기 때문에 위기에측을 위한 절단확률(cutoff probability)을 어떻게 잡느냐에 따라서도 예측성과는 크게 달라질 것으로 생각한다.

<그림 4>에 나타난 표본 내 예측성과를 조금 더 세밀히 분석하기 위해서 아래 표와 같이 위기에측 여부와 신호발생 여부에 따라 이벤트를 구분하였다.⁴⁰⁾ 네 가지 이벤트로부터 $D/(B+D)$ 를 비위기간중의 신호비발생비율, $A/(A+C)$ 를 위기에측중의 신호발생비율, $[B/(B+D)]/[A/(A+C)]$ 를 노이즈/신호라고 한다. 물론 좋은 예측모형일수록 노이즈/신호값은 작아진다. 아울러 $B/(A+B)$ 는 총신호 중 잘못된 신호비율을 의미하고 $(A+D)/(A+B+C+D)$ 는 옳은 신호와 옳은 비신호의 비율로 위의 네 가지 지표와 더불어 모형의 예측성과를 측정하는 지표로 삼는다.

위기와 신호발생

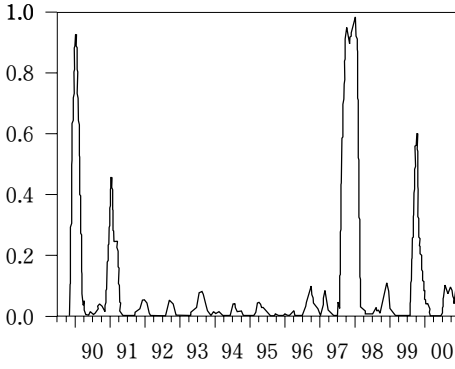
	위기에측	위기에측비발생
신호발생	A	B
신호비발생	C	D

38) 백웅기·정지만(2000)의 <표 1>에서 McFadden의 R^2 값은 0.22로 크게 낮으며, <그림 3>의 표본 내 위기에측예측치도 0.3을 거의 넘지 못했다.

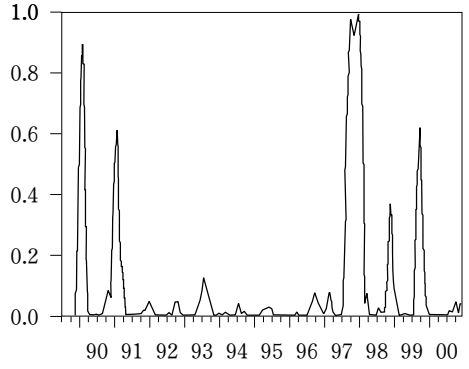
39) 모형 5의 계수 추정치는 모형 4와 많이 다른데, 그것은 부패인식지수(CORR)의 설명력이 높게 나타났기 때문이다. CORR이 금융위기에 대해 높은 설명력을 보인 것에 대해서는 좀더 깊은 연구가 필요하여 향후 연구과제로 남기로 한다.

40) 이러한 방식은 Goldstein *et al.*(2000)을 비롯해서 신호접근법을 활용하는 연구자들이 주로 사용하고 있다.

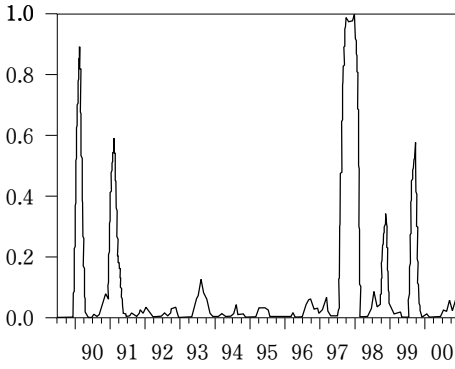
모형 1



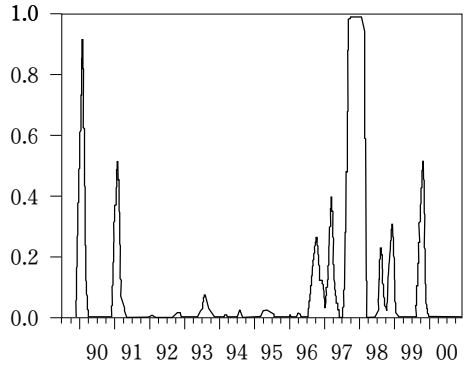
모형 2



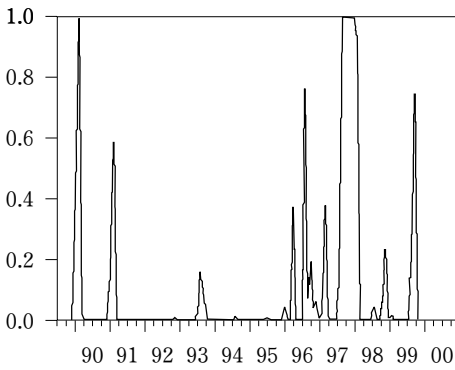
모형 3



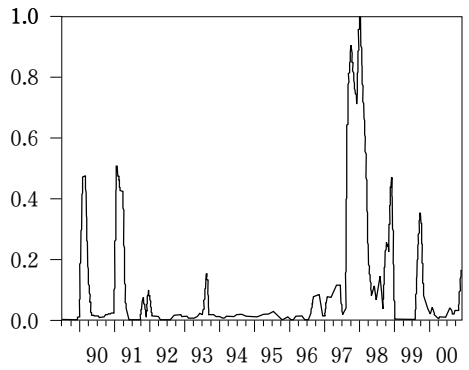
모형 4

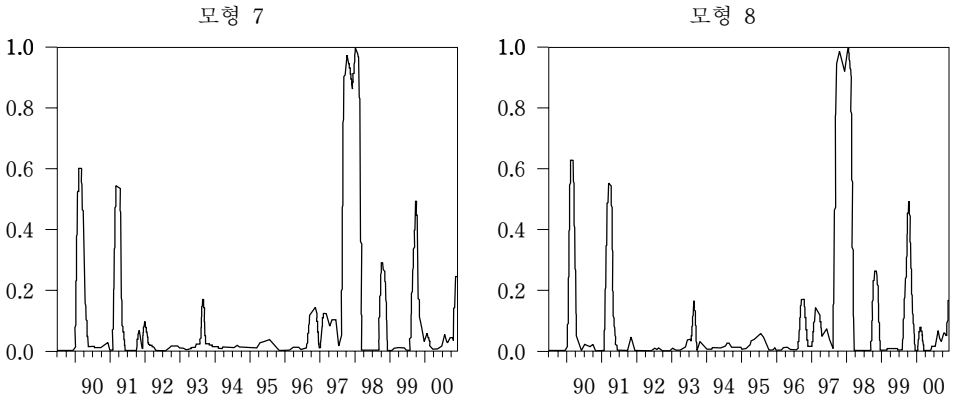


모형 5



모형 6





〈그림 4〉 모형의 예측결과

좋은 예측모형은 표본 내 예측뿐 아니라 표본 외 예측에서도 좋은 결과를 보여야 한다. 본 연구는 프로빗모형과 SETAR-프로빗모형에 대하여 표본 내뿐 아니라 표본 외 예측성과도 분석하였다. 우선 프로빗모형의 표본 내 예측성과는 〈표 9〉, SETAR-프로빗모형의 표본 내 예측성과는 〈표 10〉에 각각 수록하였다. 또한 1988년 하반기부터 1997년 말까지의 자료에 기초해서 모형을 추정 한 후 1998년 1월부터 2000년 12월까지 금융위기의 예측결과는 〈부표 2〉~〈부표 5〉에 있다.

이 모형과 비교가능한 금융위기의 월별 예측모형은 박원암(2001)이라고 할 수 있다. 모형 5의 프로빗모형 위기에측력은 절단확률 0.75를 적용할 때 노이즈/신호비율이 0.01, 위기기간중 신호발생비율이 0.50, 총신호 중 잘못된 신호비율이 0.11, 옳은 신호와 옳은 비신호비율이 0.96이었다.⁴¹⁾ 반면에 박원암(2001)의 연구에 나타난 모형의 예측성과는 절단확률 0.75를 적용할 때 노이즈/신호비율이 0.05, 위기기간중 신호발생비율이 0.55, 총신호 중의 잘못된 신호비율이 0.10, 옳은 신호와 옳은 비신호비율이 0.82로 거의 모든 지표에서 본 모형이 더 우월한 결과를 보였다.⁴²⁾ 이와 같은 성과는 표본 외 예측을 하기 위해 시행한

41) SETAR-프로빗모형의 표본내 예측력은 총신호중 잘못된 신호비율을 제외하고는 프로빗 모형의 예측성과와 비슷하였다.

42) 윈도우를 잡는 방식에 따라 예측력에 대한 평가도 달라질 것이다. 그러나 윈도우 작성 방식을 무시하고 박원암(2001)의 신호접근법에 의한 표본내 예측결과와 비교해 보면 본 모형이 훨씬 우수한 결과를 보이고 있음을 알 수 있다. 신호접근법의 표본 내 예측결과를 보면 절단확률 0.75에 대해서 노이즈/신호비율은 0.00, 위기기간중 신호발생비율은 0.45, 총신호 중 잘못된 신호비율이 0.00, 옳은 신호와 옳은 비신호 비율은 0.81로 보고되었다.

〈표 9〉 프로빗모형 5의 위기에측력(표본 내 예측)
(추정기간: 1989: 06~2000: 12)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	10	3
신호비발생	2	123

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	8	2
신호비발생	4	124

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	8	1
신호비발생	4	125

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.94	0.96	0.96
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	0.83	0.67	0.50
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.98	0.98	0.99
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.23	0.17	0.11
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.03	0.02	0.01

〈부표 2〉와 〈부표 4〉의 분석에서도 거의 동일한 결과를 얻었다.

〈부표 3〉과 〈부표 5〉에 있는 표본 외 위기에측력은 1988년 6월부터 1997년 12월까지 프로빗과 SETAR-프로빗모형을 추정하여 그 결과를 1998년 1월부터

68 월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형

〈표 10〉 SETAR-프로빗모형 8의 위기에측력(표본 내 예측)
(추정기간: 1989: 06~2000: 12)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	9	6
신호비발생	3	121

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	8	2
신호비발생	4	125

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	6	0
신호비발생	6	127

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.94	0.96	0.96
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	0.75	0.67	0.50
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.95	0.98	1.00
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.40	0.20	0.00
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.07	0.03	0.00

36개월의 기간에 적용해 본 것이다. 이 기간중에 위기로 정의된 기간은 단 석달밖에 되지 않고, 또한 1999년 9월의 위기는 FPI에 편제된 명목환율, 금리, 외환보유고 이외의 다른 변수에는 거의 그 징조가 나타나지 않았기 때문에 예측

이 어려웠다. 그럼에도 불구하고 프로빗모형 8에 절단확률 0.75를 적용한 결과 노이즈/신호비율이 0.30으로 비교적 낮았고 위기기간중 신호발생비율이 1.00로 높아 모형의 유용성이 있음을 시사했다. 그러나 총신호 중 잘못된 신호비율이 0.77로 높게 나타난 것은 앞으로 개선해야 할 문제로 남아 있다.

IV. 결 론

본 연구는 금융위기의 월별 예측을 위해 프로빗과 SETAR-프로빗모형을 만들었으며, 위기에 예측의 성과를 분석하기 위해 표본 내 예측과 표본 외 예측을 시행하였다. 프로빗모형의 표본 내 예측력은 절단확률 0.75를 적용할 때 우수한 결과를 보여 주었다. 모형 5의 경우에 위기기간중의 신호발생비율은 0.5로 절단확률 0.25를 적용할 때의 0.67보다 낮아졌지만, 노이즈/신호비율과 총신호 중에서 잘못된 신호비율이 더 낮았고, 비위기기간중에서 신호비발생비율이 상대적으로 더 높았다. 이러한 정도의 예측력은 기존의 월별 예측모형에 비해 뒤지는 것이라고 할 수 없다. 또한 모형의 표본 외 예측력은 표본 내 예측보다는 좋지 않았으나, 절단확률 0.75 수준에서 노이즈/신호비율이 0.30으로 나타났고, 위기기간중 신호의 발생비율도 1.00으로 높았으나 총신호 중 잘못된 신호비율을 낮추는 것이 앞으로 개선해야 할 과제로 남아 있다.

본고에서 작성한 금융위기 예측모형을 지속적으로 개·보수한다면 향후 우리나라 금융위기에 대한 예측력을 크게 향상시킬 수 있다고 생각한다. 2001년 현재도 제2단계 금융구조조정이 진행되고 있으며, 금융위기에 대한 불안감이 완전히 사라지지 않았기 때문에 금융위기에 대한 예측의 필요성은 더욱 절실하다. 1997년 위기 이후 지금까지는 주로 국가별 연간 패널자료를 가지고 연간 위기에 예측모형이 많이 작성되었으나 앞으로는 금융위기를 시의적절하게 예측하기 위해서는 다양한 형태의 월별 예측모형이 개발되어야 할 것이다. 아울러 금융통화 당국이 월별 모형을 적절히 사용한다면 금융위기를 사전에 탐지하고 예방할 수 있는 가능성이 높아질 것이다.

본 연구는 위기지표가 갖는 비선형성의 특성으로부터 임계치를 결정하는 방식으로 모형을 작성하였다. 위기지표에 이러한 비선형적 특성이 강하게 나타난다면 앞으로는 예측성과를 개선하기 위해 다양한 형태의 비선형모형을 개발할 여지가 있다. SETAR 유형의 모형 이외에도 비선형성을 반영한 모형으로는 3-

70 월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형

상태 마르코프 체인모형이 있으나 시간의 흐름에 따라 상태전이확률이 변동하는 등 다양한 형태의 모형으로 발전될 것으로 생각한다.

사실 금융위기를 사전에 예측하기란 지극히 어려운 작업이다. 이를 위해서는 과거 시계열변수에 포함되어 있는 위기관련 정보뿐 아니라 향후 경기변동이라든지 제도변화에 관해 시장이 기대하고 있는 내용까지도 추출해서 모형화해야 하기 때문이다. 본 연구는 이러한 방향의 미래 연구를 위한 출발점이라고 생각한다.

참고문헌

- 금융감독위원회, 『제2단계 금융구조조정 추진계획』, 2000. 9.
- 김명직, 「확률모형에 의한 외환위기의 식별과 예측」, 경제학 공동학술대회 발표 논문, 2000.
- 박대근, 「한국의 외환위기와 외채」, 『계간 경제분석』 제5권 제1호, 1999, 152~190.
- 박원암, 「한국 외환위기의 조기경보모형」, 『국제경제연구』 제7권 제1호, 2001, 55~78.
- 박원암·최공필, 「신호접근법에 의한 외환위기 예측」, 『계량경제학보』 제9집, 1998, 1~38.
- 백응기, 「카오스 이론과 경제학」, 『복잡성과학의 이해와 적용』, 삼성경제연구소, 1995.
- 백응기·정지만, 「우리 나라 은행위기의 원인분석」, 『금융학회지』 제5권 제2호, 1999, 311~341.
- 이원흠·김민태·강호병·이창선·이한득·박상수·오영균, 『금융시장 조기경보 시스템에 관한 연구』, LG경제연구원, 2000.
- 재정경제부, 『2단계 기업구조조정 추진방안』, 2000. 7.
- 한성신·민경삼, 「실질환율의 비선형 조정과정」, 『계량경제학보』 제12권 제3호 (출판예정), 2001.
- Ades, A., R. Masih, and D. Tenengauzer, *GS-WATCH: A New Framework for Predicting Financial Crisis in Emerging Markets*, Goldman Sachs, 1998.
- _____, *GS WATCH: A Look Through the Rear View Mirror*, Goldman Sachs, 1999.
- Brock, W., D. Dechert, J. Sheinkman, and B. LeBaron, “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension,” *Econometric Review*, 15, 1996, 197~235.
- Berg, A., E. Borensztein, G. Maria Milesi-Ferretti, and C. Pattillo, *Anticipating Balance of Payments Crisis: The Role of Early Warning Systems*, Washington DC: IMF, 1999.

- Chang, R. and A. Velasco, "A Model of Financial Crisis in Emerging Markets," *Quarterly Journal of Economics*, 116, 2001, 489~517.
- Corsetti, G., P. Pesenti, and N. Roubini, *What Caused the Asian Currency and Financial Crisis? Part I: A Macroeconomic Overview*, W6833, NBER, 1998a.
- _____, *What Caused the Asian Currency and Financial Crisis? Part II: The Policy Debate*, W6834, NBER, 1998b.
- Diamond, D.W. and P.H. Dybvig, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economy*, 91, 1983, 401~419.
- Eichengreen, B., A. Rose, and C. Wyplosz, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks," *Economic Policy*, 21, 1995, 249~312.
- Frankel, J. and A. Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment," *Journal of International Economics*, 41, 1996, 351~366.
- Goldstein, M., G. Kaminsky, and C. Reinhart, *Assessing Financial Vulnerability: An Early Warning System for Emerging Markets*, Washington DC: Institute for International Economics, 2000.
- Hansen, B., "Inference in TAR Models," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2, 1997, 1~14.
- Herrera, S. and C. Garcia, *User's Guide to an Early Warning System for Macroeconomic Vulnerability in Latin American Countries*, World Bank, 1999.
- Hutchison, M. and K. McDill, *Are All Banking Crisis Alike? The Japanese Experience in International Comparison*, Working Paper No. PB 99-02, FRBSF, 1999.
- Hutchison, M., "Early Warning Indicators of Banking Sector Distress," *Economic Letter*, FRBSF, 1999.
- Jansen, D. and W. Oh, "Modeling Nonlinearity of Business Cycles: Choosing between the CDR and STAR Models," *The Review of Economics and Statistics*, 81, 1999, 344~349.
- Kaminsky, G., *Currency and Banking Crisis: A Composite Leading Indicator*, International Finance Discussion Paper Series, 629, Washington DC: Board

- of Governors of the Federal Reserve, 1998.
- Kaminsky, G., S. Lizondo, and C. Reinhart, *Leading Indicators of Currency Crisis*, IMF Working Paper 97/99, 1997.
- Krugman, P.R., "A Model of Balance of Payments Crisis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, 1979, 311~325.
- Obstfeld, M., "The Logic of Currency Crisis," *Cashiers Economiques et Monetaires*, 43, Bank of France, 1994, 189~213.
- Potter, S.M., "A Nonlinear Approach to US GNP," *Journal of Applied Econometrics*, 10, 1995, 109~125.
- Roubini, N., *An Introduction to Open Economy Macroeconomics, Currency Crisis and the Asian Crisis*, NYU, 1998.
- Sachs, J., A. Tornell, and A. Velasco, "Financial Crisis in Emerging Markets: the Lessons from 1995," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1996, 147~195.
- Tong, H., *Non-Linear Time Series: A Dynamical System Approach*, New York: Oxford University Press, 1990.

<부표 1> 지연모수 d 의 변화에 따른 문턱값 추정치와 SSE

CBY			TOT		
d	γ	SSE	d	γ	SSE
1	1.14	4.00	1*	4.23	183.36
2	1.13	3.94	2	5.24	191.25
3*	1.09	3.91	3	-4.78	192.05
4	0.95	3.91	4	-4.61	193.85
5	0.79	4.69	5	5.58	200.42
6	0.78	3.91	6	5.59	197.96
7	0.50	3.91	7	4.51	190.81

SRET			REER		
d	γ	SSE	d	γ	SSE
1	0.34	1.38	1	4.74	736.62
2	-0.02	1.32	2	1.27	939.93
3*	0.30	1.23	3	-1.38	675.26
4	-0.28	1.37	4	-1.95	782.22
5	0.20	1.31	5	0.11	986.93
6	0.31	1.26	6	0.67	866.18
7	0.27	1.26	7*	3.03	586.06

M2RSB			FDEBT		
d	γ	SSE	d	γ	SSE
1*	4.95	2518.23	1	42.00	121.00
2	-5.44	2839.41	2	42.00	114.11
3	-0.20	2839.69	3	42.60	110.45
4	7.76	2818.83	4	39.26	104.31
5	7.72	2773.85	5*	35.97	97.44
6	-1.60	2809.03	6	35.25	101.46
7	-0.68	2763.97	7	34.29	100.55

〈부표 2〉 프로빗모형의 위기표본 내 예측력

(추정기간: 1989:07~1997:12)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	8	4
신호비발생	1	89

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	7	1
신호비발생	2	92

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	6	0
신호비발생	3	93

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.95	0.97	0.97
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	0.89	0.78	0.67
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.96	0.99	1.00
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.33	0.13	0.00
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.04	0.01	0.00

(추정모형)

$$Y = -29.51 + 2.10^{**}CONT(-1) + 1.18^{**}M2RSB(-1) - 22.90^{*}SRET(-12) \\ - 2.78^{*}REER(-2) + 1.03^{*}CB(-2) + 4.72^{**}CORR(-7) + \varepsilon$$

76 월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형

〈부표 3〉 프로빗모형의 위기표본 외 예측력

(추정기간: 1989:07~1997:12, 예측기간: 1998:01~2000:12, 〈부표 2〉 모형 사용)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	3	10
신호비발생	0	23

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	3	10
신호비발생	0	23

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	3	10
신호비발생	0	23

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.72	0.72	0.72
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	1.00	1.00	1.00
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.70	0.70	0.70
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.77	0.77	0.77
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.30	0.30	0.30

〈부표 4〉 SETAR-프로빗모형의 위기표본 내 예측력

(추정기간: 1989:06~1997:12)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	6	2
신호비발생	3	92

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	6	2
신호비발생	3	92

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	4	0
신호비발생	5	94

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.95	0.95	0.95
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	0.67	0.67	0.44
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.98	0.98	1.00
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.25	0.25	0.00
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.03	0.03	0.00

(추정모형)

$$Y = -2.82 + 1.04 * TOT(-11) + 0.13 ** CONT(-1) + 4.76 + DHRB(-4) \\ + 1.58 * M2RSB(-1) + 1.10 + SRET(-4) - 7.85 ** REER(-3) + \varepsilon$$

78 월별 자료를 이용한 금융위기 예측모형

〈부록 5〉 SETAR-프로빗모형의 표본 외 예측력

(추정기간: 1989: 06~1997:12, 예측기간: 1998:01~2000:12, 〈부표 4〉 모형 사용)

(1) 절단확률=0.25

	위기발생	위기비발생
신호발생	1	10
신호비발생	2	23

(2) 절단확률=0.50

	위기발생	위기비발생
신호발생	1	6
신호비발생	2	27

(3) 절단확률=0.75

	위기발생	위기비발생
신호발생	1	5
신호비발생	2	28

	절단확률		
	0.25	0.5	0.75
옳은 신호와 옳은 비신호비율 (A+D)/(A+B+C+D)	0.75	0.86	0.75
위기기간중 신호발생비율 A/(A+C)	0.33	0.33	0.33
비위기기간중 신호비발생비율 D/(B+D)	0.70	0.82	0.82
총신호 중 잘못된 신호비율 B/(A+B)	0.91	0.86	0.83
노이즈/신호 [B/(B+D)]/[A/(A+C)]	0.91	0.55	0.55

[Abstract]

A Monthly Early Warning System for the Korean Financial Crisis

Ehung Gi Baek

We construct a monthly forecasting model for financial crisis in this paper. The threshold which determines crisis and non-crisis is found by the data characteristic so called “nonlinearity”. Probit and SETAR-probit models are presented. The two models have fairly good in-sample predictability at 0.75 cutoff probability. However, they do not show very good out-of-sample predictability at the same cutoff probability. The ratio of false signals out of total signals is too high, so that our future research will be to reduce the ratio. Since 1997 financial crisis, many annual crisis forecasting models were built using cross-country panel data. To forecast the potential financial crisis timely, we need to develop various types of monthly models. Thereafter, we will enhance the ability to predict the financial crisis correctly and prevent the future crisis from occurring.