The Study on the Development of the Financial Sector Early Warning System*

Euihwan Park[†] Dong Heon Kim[‡] Kyun Kim[§]

Abstract This study tries to build the financial early warning system (EWS) of the individual financial sector such as banks, securities and savings-loans banks by applying the non-parametric signal approach and to establish a new composite EWS. The empirical results show that the financial sector's EWSs appeared to identify the financial sector's crisis timely and the new composite EWS seemed to be very similar with the existing EWS. This study suggests that the financial sector EWS is useful for conducting the microprudential policy based on the financial sector's characteristics and relating to the implementation of the macroprudential policy for financial stability.

Keywords Early Warning System (EWS); Parametric and non-parametric early warning index; Signal approach; Financial crisis; Financial stability; Macroprudential policy

JEL Classification G01; G17; E50

^{*}This research is supported by the Hana Institute of Finance and the Korea University Research Grant. The part of this research has been filed to the Euihwan Park's Ph.D. dissertation (Graduate School of Korea University) with consent of the co-authors. The authors would like to two anonymous referes, and the seminar participants in the Hana Institute of Finance for their helpful comments and suggestions. The authors remain responsible for any errors.

[†]Ph.D. student, Department of Economics, Graduate School of Korea University(ssshjasu@korea.ac.kr)

[‡]Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Korea University (dongkim@korea.ac.kr)

[§]Professor, Department of Economics, Korea University(kyunkim@korea.ac.kr)

금융부문별 조기경보 모형에 관한 연구*

박의환[†] 김동헌[‡] 김균[§]

Abstract

본 연구는 비모수적 조기경보모형 방법론을 응용하여 금융부문을 은행, 증권, 저축은행 부문으로 나누어 금융 부문별로 조기경보모형을 도출하고 이를 통합하여 통합조기경보모형을 구축하였다. 실증분석 결과, 금융부문별 조기경보모형은 각 부문의 위기를 조기에 적절히 식별할 수 있음을 보여주었으며 이를 통합한 통합조기경보모형도 금융전반의 종합조기경보모형과 매우 유사한 것으로 나타났다. 본 연구의 부문별 조기경보모형은 금융 부문의 특성에 맞추어 미시적 건전성 정책을 집행하고 금융안정을 위한 거시건전성 정책 집행과 연계시키는데 유용한 시사점을 주고 있다.

Keywords 조기경보시스템(EWS); 모수 및 비모수 조기경보모형; 신호접근법; 금융위기; 금융안정; 거시건전성

JEL Classification G01; G17; E50

^{*}이 논문은 하나금융경영연구소 및 고려대학교 연구비 지원을 받아 수행되었다. 공저자의 동의하에 본 논문의 일부가 박의환의 박사학위논문 (고려대학교 대학원)으로 제출되었음을 밝힌다. 논문과 관련된 어떠한 오류도 필자들의 책임임을 밝혀둔다.

[†]고려대학교 경제학과 박사과정(ssshjasu@korea.ac.kr)

[‡]교신저자, 고려대학교 경제학과 교수(dongkim@korea.ac.kr)

[§]고려대학교 경제학과 교수(kyunkim@korea.ac.kr)

1. 서론

세계경제는 2008년 글로벌 금융위기를 겪으면서 매우 극심한 경기침체를 경험하였다. 이에 국제통화기금 (IMF), 국제결제은행 (BIS), 미국연방준비제도 (FED), 유럽중앙은행 (ECB) 및 세계 각국의 주요 중앙은행들은 금융위기로부터 금융시스템의 복원력(resilience)을 높이고 금융사이클의 변동성을 낮추기 위해 다양한 거시건전성 정책수단을 개발하는 데 집중하였다. 이러한논의 과정에서 금융취약성을 사전에 잘 포착하고 금융사이클의 진정 국면에대한 정확한 진단이 주요한 논제로 부각됨에 따라 금융조기경보시스템 (early warning system: EWS) 및 적절한 금융여건지수 (financial condition index: FCI) 또는 금융 스트레스 지수 (financial stress index: FSI)에 대한 관심이 고조되었고 각국 중앙은행 및 금융당국은 적절한 조기경보모형 및 금융여건지수 개발을 시급한 당면 과제로 인지하고 이들 지수 개발에 집중하고 있다.

금융조기경보시스템은 외환위기(currency crisis)나 은행위기(banking crisis)와 같은 금융부문의 위기를 사전에 예측할 수 있도록 정책결정자에게 금융시장 불안정 및 금융 중개기능 불안정 등에 대해 경보를 발동시키는 선행지수 (leading indicator)로써의 역할을 하고 정책결정자는 조기경보시스템의 운영을 통해 적절한 정책 대응을 할 수 있다 (금융연구원 2012). 반면에 금융여건지수 (또는 금융스트레스지수)는 해당시점에서 금융부문이 실물경제에 미치는효과를 정량적으로 대변하는 지표 또는 금융부문 스트레스 정도를 측정하는지표로서 일종의 동행지수 (coincidence index)라고 할 수 있다 (김동헌·배병윤 2013). 최근 금융안정을 도모하기 위해 선진국 중앙은행 및 금융당국은 다양한 거시 건전성 정책수단을 개발하고 있는데 특히 정책수단 개발의 핵심사항 중의 하나는 금융시스템의 시스템적 불안정성을 조속히 진단하고 미래에 발생 가능한 금융위기의 발생 여부 혹은 발생확률을 제공해주는 금융위기선행지수 (Financial early warning indicator)의 개발이다.

원래 조기경보모형은 1994-95년 멕시코 위기와 1997년 동아시아 금융위기를 겪으면서 경제학자들 사이에서 관심이 고조되었고 이후 금융위기를 예측하기 위한 다양한 방법론이 개발되었다. Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998, 이후 KLR)는 금융위기가 발생하기 전에 비정상적인 움직임을 보이는 거시 금융변수들을 식별하고 이를 통해 금융위기를 예측하는 비모수적 조기경보모형 (non-parametric early warning system) 방법론을 개발하였다. Berg and Pattillo (1999)는 로짓(logit)이나 프로빗 (probit)을 고려한 모수적 조기경보모형 (parametric EWS)을 이용하여 KLR 모형의 적절성을 평가하였다. Beckmann et al. (2006)은 모수적 조기경보모형과 비모수적 조기경보모형을

비교 평가한 결과, 모수적 모형이 더 우월함을 보여주고 있다. Blanchard et al. (2010)은 외환보유고가 예상치 못한 성장률 하락을 설명하는데 중요한 역할을 하지 못해 조기경보에 유용하지 못함을 시사했으며 Gourinchas and Obstfeld (2011)는 1973년부터 2011년까지 선진국과 개발도상국 금융위기 사례를 분석한 결과, 금융위기 예측에 가장 유용한 두 지표는 국내신용증가율과 자국화폐의 실질 절상률이라고 주장한다. Rose and Spiegel (2012)은 2008년 글로벌 금융위기 예측에 가장 유용한 지표는 주식시장의 규모라고 주장하며 Frankel and Saravelos (2012)는 2008-2009 글로벌 금융위기 사례에 대한 분석에서 외환보유고, 실질환율, 신용량 증가율, 실질GDP 성장률, 경상수지/GDP 등이 금융위기를 설명하는데 가장 신뢰할만한 지수들이라는 것을 보여주고 있다. Comelli (2013, 2014)는 개발도상국의 외환위기 사례에서 표본내 (in-sample)와 표본외 (out-of-sample) 예측의 관점에서 모수적 모형과 비모수적 모형의 유용성을 비교한 결과, 모수적 모형이 더 양호함을 보여주고 있다. 1

한국의 경우, 1997년 외환위기 이후 조기경보모형에 대한 다양한 연구들이 이루어졌으며 1999년 국제금융센터가 설립되면서 조기경보장치 개발 업무가 추진되었다. 박원암·최공필 (1998)은 KLR 모형을 이용하여 한국 조기경보모형을 구축하고 1997년 외환위기를 예측하였다. 박원암 (2001)은 1997년 외환위기의 경우, 신호접근법에 기반한 비모수적 모형이 모수적 모형보다양호함을 보여주고 박원암 (2011)은 2008년 위기도 신호접근법 비모수적 모형을 이용하여 예측이 가능했음을 보여주고 있다. 박원암 (2015)은 한국의 경우, 신호접근법 비모수모형과 로짓 모수모형의 예측성과를 비교 분석한 결과, 비모수모형의 예측력이 모수모형에 비해 전반적으로 양호함을 보여주고 있다. 한국금융연구원 (2012)은 현행 금융 조기경보모형이 급변하는 최근 경제상황을 충분히 반영하고 있지 못하기 때문에 주기적으로 경제상황을 반영하고 보완하여 금융위기 예측력을 높일 수 있는 조기경보모형의 개선 방안을 제안하고 있다.

그러나 한국의 경우, 조기경보모형에 대한 다양한 연구들이 진행되어 왔으나 대부분의 연구는 전체 금융시스템에 초점을 맞추고 있어 각 금융부문별 특성을 고려하여 금융부문별 조기경보모형을 개발하고 이를 통합하는 통합조기경보모형 개발에 대한 연구는 부족한 실정이다. 금융 전체 시스템적 리스크의 효율적 관리방안을 구축하는데 있어 각 금융부문의 특성을 파악하고

¹Comelli (2013, 2014)는 패널데이타 분석을 중심으로 해외 조기경보모형에 대한 실증적 연구들을 잘 요약해 주고 있다.

²한국의 조기경보모형에 대한 그 외 연구들로는 백웅기 · 정지만 (1999), 김경수 외 (2003), 김경수 (2005), 박원암 (2013), 한국금융연구원 (2012) 등을 참조하기 바란다.

각 금융부문의 리스크 관리를 도모하는 것이 결국 금융전체 리스크 관리임을 감안해 볼 때, 금융부문별 조기경보모형의 개발과 이를 기반으로 한 통합 조기경보모형의 구축은 금융부문별 효율적 리스크 관리 측면에서 매우 유용한 연구라고 할 수 있다.

본 연구의 목적은 한국 금융시스템에 초점을 맞추고, 외환위기와 은행위기를 모두 금융위기로 간주³하여 이를 예측할 수 있는 금융조기경보모형을 제안하고 나아가 은행, 증권, 보험, 저축은행 등 금융부문별로 금융조기경보모형을 개발하여 금융시스템의 효율적 리스크 관리에 유용한 통합 금융조기경보모형을 구축하는데 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 금융조기경보모형 방법론 및 한국의 종합조기경보지수를 소개한다. 3장에서는 금융 부문별 조기경보지수를 도출하고 이를 종합한 통합조기경보모형지수를 도출한다. 마지막으로 4장에서는 결론과 본 연구의 시사점을 제시한다.

2. 조기경보모형의 방법론 및 종합조기경보지수

2.1. 조기경보모형의 의의

1980년대 이후 금융의 자유화와 자본의 세계적인 이동, 그리고 규제의 완화 등으로 인하여 세계적으로 잦은 금융위기가 촉발하였다. 이러한 금융위기는 사회적으로 큰 비용을 초래하는데, Caprio and Klingebiel (1996)에 의하면 금융위기 발생시 GDP의 약 10%가 긴급구제금융 비용으로 사용된다고 알려져 있으며, Hoggarth et al. (2002)는 은행위기의 비용이 GDP의 약 12-15%임을 주장하였다. Reinhart and Rogoff (2009a)는 금융위기를 경험한 국가들은 금융위기 이후 평균적으로 35%의 주택가격하락과 55%의 주가하락, 7%의 실업률증가, 9%의 GDP 감소를 경험하였음을 보였다.

1990년대 초 멕시코의 Tequila crisis와 1997년 동아시아 금융위기는 위기의 원인을 밝히고 사전에 방지하고자 하는 학자들의 관심을 증폭시켰다. 여기에 2008년 세계금융위기는 이러한 학자들의 관심에 자극제 역할을 하였으며, 금융위기의 원인분석과 사전 방지를 위한 세계 각국의 노력에 다시 한 번 촉매제 역할을 하였다.

³Reinhart and Rogoff (2009b)는 금융위기의 원인과 상황은 다를지라도 위기 이전에는 공통적 특성이 반복적으로 관측된다는 점을 강조하고 있다. 아울러 김동헌·이만종(2014)도 국내외환위기와 은행위기 이전에 신용량과 자산가격이 조기경보기능을 수행할 가능성이 있음을 보여주고 있다. 본 연구는 이러한 선행연구를 바탕으로 국내 외환위기와 은행위기 이전에 나타날수 있는 공통적인 특성을 반영하는 금융조기경보모형을 구축하는데 중점을 두고 있다.

이러한 관심에 따라 금융위기를 분석하고 조기경보시스템 구축을 위한 계량적 방법론은 근래에 들어 요인분석모형 (factor model), 인공지능망 모형, 베이지안 평균모형 (Bayesian model averaging) 등 다양한 방법이 제시되고 있다. 그러나 조기경보시스템 구축을 위하여 모델의 신뢰성이 확보되어 가장 널리활용되고 있는 모형들은 크게 로짓(logit) 또는 프로빗(probit) 분포를 활용한 이산적(binary) 선택 모수모형(parametric early warning system)과 신호접근법 (signal approach)을 활용한 비모수모형(non-parametric early warning system)으로 구분할 수 있다.

모수적 조기경보모형은 위기발생 여부에 따라 이산적 값을 갖는 종속변수를 금융위기 예측에 유용한 개별선행지표들을 독립변수로 설정하고 이를 회귀분석한 다음, 추정된 모수값을 이용하여 위기 예측기간에 따라 위기발생확률을 예측하는 방식이다. Bussiere and Fratzscher (2006) 및 Comelli (2014) 방법론에 따르면 로짓 조기경보모형은 다음과 같이 설명될 수 있다.

먼저 매 시기마다 (월별 또는 분기별) 0 (비위기시) 또는 1(위기시)의 값을 갖는 미래투시적 위기 변수 (forward-looking crisis variable), Y_i 를 다음과 같이 정의한다.

$$Y_{t} = \begin{cases} 1 & \text{만약 위기지수, } C_{t+k}=1, k=1,2,...,24\\ 0 & 그렇지 않은 경우 \end{cases}$$
 (1)

식 (1)의 의미는 자료의 주기를 월별로 가정할 경우, 미래 24개월 이내에 위기가 발생하면 Y_1 의 값은 1이 되고 그렇지 않는 경우 0이 된다는 의미이다. 실증분석에서는 위기가 발생한 시점 이전 k개월 까지 의 값을 1로 두고, 그외의 기간을 0으로 표시한다. 이때 위기가 발생했는지를 판단하려면 위기지수(crisis index: CI)를 정의해야 하는데, Eichengreen et al. (1995), Kaminsky et al. (1998)등과 같이 위험지수를 이용한 연속적 정의 방법과 Kaminsky and Reinhart (1999)등과 같이 일련의 조건을 충족하는 경우 위기로 식별하는 방법이 있다.

일정 시점에서 금융위기가 발생할 확률은 로짓통계량이나 프로빗 통계량을 이용하여 미래투시적 위기변수가 1이 될 수 있는 확률로 계산될 수 있다. 즉, prob(Y_t=1)이 일정시점에서 금융위기를 겪을 확률이라고 하면 이 확률은 금융위기 예측에 유용한 거시 및 금융 변수들(X_t)의 함수관계로 나타내고 다음과

같은 로짓모형을 통해 추정할 수 있다:

$$Prob(Y_t) = F(\beta X_t) = \frac{e^{\beta X_t}}{1 + e^{\beta X_t}}$$
 (2)

식 (2)에서 미래투시적 위기변수 Y_t 값이 1인 경우 일정기간 이내에 위기가 발생할 것으로 정의되고, 위기 발생확률은 위기 예측에 유용한 변수들(X_t)을 이용하여 0과 1사이 함수값을 갖는 로짓함수를 통해 추정될 수 있다. 이러한 로짓모형은 위기의 발생가능성을 구체화된 수치로 제시하여주며, 여러 변수를 동시에 활용하여 금융위기 예측에 최적의 변수조합을 도출할 수 있다는 장점이 존재한다.

그러나 변수들이 언제 참신호를 주는지 언제 거짓신호를 주는지 구분하기 어려우며, 올바른 신호를 주는 비율을 기준으로 했을 때 어떠한 변수가 더우수한지 비교하기 어렵다. 로짓모형은 오로지 변수의 유의성과 변수간 상관관계에 관한 정보를 제공해 줄 뿐이다. 또한 자료의 가용주기가 다른 경우 사용에 제한이 있으며, 설명변수가 다수일 때 개별변수의 한계적 기여도 (marginal contribution)을 정확하게 제시하여 주지 못하는 단점이 존재한다.

신호접근법 (signal extraction method)은 금융위기 예측에 유용한 개별 변수(X)나 종합지수가 모형 내에서 결정된 특정한 임계치(X*)를 넘어서는 경우이를 신호로 인식하는데, 신호 발생이후 일정 시점이내에 위기가 발생하는 경우이 신호를 참신호로 인식하며, 위기가 발생하지 않는 경우 거짓신호로 인식하여 개별 변수나 종합지수의 유용성을 평가하는 비모수적 방법론이다. 즉아래의 식 (3)과 같이 신호를 정의하고 참신호와 거짓신호를 구분하여 어떠한 변수가 금융위기의 조기경보지표로 활용가능한지 판단이 가능하다.

$$S_t = \begin{cases} 1 & X_t > X^* \\ 0 & X_t \le X^*, X^* 는 임계치 \end{cases}$$
(3)

즉, 개별변수 X_i 가 임계치(X^*)를 넘어서면 위기 발생의⁴ 신호로 간주하여 S_i 의 값은 1이 되고, 이 중에서 미래의 일정기간 이내에 금융위기가 발생한 경우 S_i 는 참신호 (good signal)로 분류하고 위기가 발생하지 않았다면 거짓신호 (bad signal)로 분류한다.

⁴신호접근법을 활용하는 경우에도 위기의 정의는 위에서 서술한 위기지수를 정의하는 방법과 동일하다.

신호접근법은 개별변수의 예측력을 비교하여 위기의 원인에 대한 정보를 제공하며, 변수의 가용주기가 다른 경우에도 활용가능하다는 장점이 존재한다. 또한 개별변수의 추정결과를 통해 종합지수를 구성할 수 있으며, 종합지수로 위기발생의 조건부 확률을 계산할 수 있다. 무엇보다 계량경제학에 익숙하지 않은 사람들도 쉽게 이해가 가능하여 정보의 접근성과 이해도가 높다는 장점이 존재한다.

그러나 개별변수의 통계적 유의성 검정이 어려우며, 최적의 임계치(X^*) 설정에 대한 유의한 이론이 존재하지 않아 자의성이 개입할 수 있는 여지가 존재한다. 신호접근법은 모든 변수에 대한 개별적인 추정방법이기 때문에 여러 개의 변수들 동시에 이용하여 추정하기 어렵다는 단점이 존재한다. 또한 위기 이전에 변수가 특정한 임계치를 초과하는지의 여부에만 초점을 맞추기 때문에, 많은 정보를 소실할 가능성이 있다. 즉, 위기이전에 특정한 임계치를 충분히 넘어서는 것과 임계치에 근접하여 넘어서는 것에는 분명한 차이가 존재하지만, 신호접근법은 이러한 정보를 무시함으로써 변수가 갖는 정보를 충분히 활용하지 못하는 경우가 발생하는 것이다.

위의 두 가지 방법론을 비교한 다수의 선행연구 중 Demirguc-Kunt and Detragiache (2005)는 로짓모형이 더 우월하다고 평가한 반면, Kaminsky et al. (1998)은 신호접근법이 더 양호하다고 주장하였다. Davis and Karim (2008)은 세계 국가들의 패널데이터 분석에서는 로짓모형이 더 양호한 반면, 신호접근법은 개별국가의 조기경보시스템에 더 적합하다고 평가하고 있다. Comelli (2013)는 개발도상국의 금융위기 예측에 대한 실증분석에서 모수모형이 더 우월하다고 평가한 반면, Comelli (2014)는 로짓모형과 프로빗 모형의 예측성과는 전반적으로 유사하고 예측력은 표본의 크기와 위기의 정의에 민감함을 보여주고 있다.

이와 같이 기존연구에서 이들 방법론의 우월성에 대한 평가는 실증분석에서 사용하는 표본과 예측력 평가방법에 따라 서로 다른 결과를 보여주고 있어전반적인 평가는 어려운 상황이다. 그러나 두 방법론의 예측력을 비교한 박원암 (2015)의 연구결과에 따르면, 한국의 조기경보모형 구축하는데 신호접근법에 따른 비모수모형이 더 적절한 방법론으로 판단된다. 따라서 다음 논의에서는 신호접근법에 대하여 간략히 설명한 후, 이를 활용하여 국내 금융위기에대한 조기경보지수를 검토하고 금융부문별 조기경보지수를 도출하고자 한다.

2.2. 신호접근법을 활용한 조기경보모형

2.2.1 개별지표의 예측력 평가

금융위기에 대한 신호접근법은 Kaminsky et al. (1998)에 의해 개발된 이후 외환위기 및 은행위기의 조기경보모형으로 널리 활용되어온 방법으로 국내의 경우에도 박원암(2001, 2011, 2013, 2015), 김경수(2005) 등에 의해 활용된 방법론이다. 이의 핵심은 개별지표가 일정한 임계치를 넘으면 신호가 되고, 이러한 신호가 위기이전에 반복되면 금융위기 발생의 중요한 정보가 된다는 것이다.

<표 1> 신호 및 위기의 관계

	W 기간 이내에 위기 발생	W 기간 이내에 위기발생하지 않음
신호 발생	A	В
신호 비발생	С	D

A :개별지표 신호 발생 후 W기간 이내에 위기가 발생한 경우로 참신호 발생 빈도수

B:개별지표 신호 발생 후 W기간 이내에 위기가 발생하지 않은 경우로 노이즈 발생 빈도수

C: W기간 이내에 개별지표의 신호가 발생하지 않았으나 위기가 발생한 경우 빈도수

D: W기간 이내에 개별지표의 신호가 발생하지 않았고, 위기도 발생하지 않은 빈도수

개별 변수의 신호 및 위기 간 관계는 위의 <표 1>와 같이 4가지 경우로 표현될 수 있고, 참신호 확률, 거짓신호 확률 그리고 잡음-신호비율(noise-to-signal-ratio)의 기준에 따라 개별변수의 유용성을 판단할 수 있다. 참신호 확률은 A/(A+C)로 계산되며, 신호구간(W) 내에 신호가 다수 발생한 변수는 참신호 확률이 높아져 위기예측에 유용한 변수라고 할 수 있다. 거짓신호 확률은 B/(B+D)로 계산되며, 거짓신호 확률이 높을수록 위기 예측에 유용하지 않은 변수이다.

이상의 두 가지를 종합한 것이 잡음-신호비율(noise-to-signal ratio)인데 이는 (거짓신호 확률/참신호 확률)로 정의된다. 잡음-신호비율은 최소한 1보다 작은 값을 갖아야 조기경보지표로써 활용 가능하다고 할 수 있다.

위에서 설명한 확률값을 계산하기 위해서 임계치와 신호구간을 설정해 주는데, 신호구간은 신호발생 후 정책대응에 필요한 시차 및 표본 기간 등을 감안하여 금융위기 발생 1-2년 전으로 설정하는 것이 일반적이다.⁵ 임계치는 거

⁵Goldstein et al.(2000)에 의하면 위기지표의 신호구간은 월별 지표의 경우 신호발생 후 평균적으로 12-24개월 이내에 외환위기가 발생하였기 때문에 24개월이 가장 적절하다고 제안하고 있다.

짓 신호와 참신호가 적절한 균형을 유지하기 위한 최적의 값이 설정되는데, Kaminsky et al. (1998) 등에 따르면 최적의 임계치는 각 개별변수의 잡음-신호비율을 최소화 시켜주는 값이 된다. Kaminsky et al. (1998)에 따르면 개별변수의 K 분위수값(percentile)과 L 분위수값을 임의로 설정하여(K > L), [(K 분위수값 - L 분위수값)/(K-L)] 값을 L 분위수 값에서부터 계속 더하면서 잡음-신호비율을 구하고, 이렇게 도출된 잡음신호 비율 중 가장 작은 잡음-신호비율을 갖게하는 개별변수의 값을 임계치로 설정한다. 예를 들어 개별변수 M2의 임계치를 구하는 경우, K가 90이고 L이 70인 경우, 위의 방법에 따라 임계치후보는 20개가 되는데, 각각의 값을 임계치로 하여 잡음-신호비율을 계산한 후이 중 잡음-신호비율을 가장 작게 만들어 주는 값을 개별변수의 최종 임계치로 설정하는 것이다.

2.2.2 종합지수 도출 및 위기 발생 조건부 확률

금융위기는 금융의 각 부문이 복합적으로 작용하여 발생하므로, 개별지표를 종합적으로 고려한 종합조기경보지수를 구성하여 위기를 예측하는 것이 효율적이라 할 수 있다. 신호접근법의 장점 중 하나가 바로 개별변수를 활용해 종합지수를 작성할 수 있다는 점인데, 유용한 개별지표를 식별하여 아래의 식(4)에 따라 종합지수를 도출할 수 있다.

$$I_t = \sum_{j=1}^J \frac{S_{jt}}{\omega_j} \tag{4}$$

 S_{jt} 는 더미변수로 개별 지표가 임계치를 넘어 신호로 인식되면 1의 값을 갖고, 그렇지 않으면 0을 갖는다. ω_j 는 개별변수의 가중치로 잡음-신호비율이주로 사용된다. 이렇게 I_t 를 전 구간에 걸쳐 계산하면 종합지수의 시계열을 도출할 수 있다. 종합지수의 임계치 설정은 개별지수의 임계치 설정과 동일한 방법으로 설정된다. 즉, 종합지수의 K 분위수값과 L 분위수값을 임의로 설정하여(K > L), [(K 분위수값 - L 분위수값)/(K-L)] 값을 L 분위수값에서부터 계속 더하면서 잡음-신호비율을 구하고, 이렇게 도출된 잡음-신호 비율 중 가장 작은 잡음-신호 비율을 갖게하는 종합지수의 값을 임계치로 설정한다.

종합지수가 일정한 범위 내에 있을 경우에 예상되는 위기 발생 확률은 아래의 식 (5)와 같이 도출할 수 있는데, 이러한 조건부 확률을 통하여 종합지수의 예측력을 평가할 수도 있다 (Kaminsky et al. (1998)).

$$P(C_{t,t+h} \mid I_i < I_t < I_j) = \frac{I_i < I_t < I_j \cap \text{고 h 구간 이내에 위기 발생기간}}{I_i < I_t < I_j 인 총 기간}$$
(5)

이때 $C_{t,t+h}$ 는 신호구간 중 위기가 발생, I_t 는 종합지수 그리고 (I_i,I_j) 는 종합지수의 구간을 나타낸다. 식 (5)를 통하여 도출한 조건부 확률을 다시 각 시점에 대입하여 주면, 각 시점에서 위기가 발생할 조건부 확률을 한눈에 확인 할 수 있다는 장점이 있다.

2.3. 한국의 종합조기경보지수

위에서 설명한 신호접근법을 활용하여 종합조기경보지수6를 도출하기 위해 가장먼저 금융위기를 정의해야 한다. 국내 금융위기는 통상적으로 IMF 구제 금융을 신청한 1997년 11월과 리먼브러더스가 파산을 신청한 2008년 9월을 금융위기의 발생시점으로 식별한다. Reinhart and Rogoff (2011)은 1997년과 2008년을 우리나라의 금융위기로 분류하였으며, 연속적 방법으로 국내 위기를 정의하였던 박원암 (2011, 2013)도 위의 두 시점을 금융위기의 시작으로 정의하였으므로, 본 연구에서도 선행연구에 따라 금융위기의 발생을 1997년 11월과 2008년 9월로 정의한다.

신호접근법을 통한 개별변수의 유용성 확인을 위한 표본은 1995년 1월부터 2014년 12월까지 총 240개의 월별 자료를 사용하였다. 위기 발생의 신호구간 (signaling horizon)은 선행연구와 표본 수를 고려하여24개월로 설정하였다. 임계치 계산을 위해 개별변수의 값이 높을수록 위기발생 가능성이 높도록지표를 변환한 후, 95 분위값과 75 분위값의 차이를 20으로 나눈 값을 75 분위값에 연속적으로 더하여 잡음-신호비율을 최소화시켜주는 값을 임계치로 설정하였다.

이와 같은 방법론을 활용하여 종합조기경보지수를 도출하였으며, 조건부 확률을 이용하여 국내 금융위기에 대한 종합조기경보지수의 예측력을 확인하 였다.⁷

2.3.1 개별지표를 통한 종합조기경보지수 도출

Reinhart and Rogoff(2009b)는 '이번엔 다르다(This time is different)'라는 역설적 표현으로 금융위기의 원인과 상황에 상관없이 위기 이전에 유사한 패턴이 반복됨을 주장하였다. 김동헌·이만종 (2014)에 따르면 금융위기는 금융사이클의 증폭과 금융시스템내 위험의 전이와 확산 과정을 통해 시스템적

⁶이하에서 국내 금융위기에 대하여 개별변수를 종합한 것을 종합조기경보지수로 정의한다. ⁷종합조기경보지수의 예측력 확인을 위해 2008년 금융위기에 대한 표본외 예측을 추가로 실시하였는데, 표본내 추정결과보다 예측력은 낮았지만 종합조기경보지수가 위기 이전에 급등하여 금융위기 촉발을 알리는 듯한 신호발송의 예측력은 나타나는 것으로 판단되었다. 표본외 예측력 평가에 대한 보다 자세한 내용은 김동헌 · 김균 · 박의환(2015)을 참고하기 바란다.

리스크 발생을 동반하게 된다고 설명하며 금융위기의 일반적 현상에 대하여 설명하고 있다. 본 연구도 Reinhart and Rogoff (2009b), 김동헌·이만종(2014)에 따라 금융위기 발생 원인이 달라도 공통으로 나타나는 신호가 있을 것을 고려하여 위기 이전에 일관성 있게 신호를 발송하는 지표가 유의한 지표라고 정의하였다.

개별변수의 예측력을 확인하기 위해서 물론 예측에 활용할 개별변수를 먼저 선정해야 한다. Borio and Lowe(2002a, 2002b), Frankel and Saravelos (2012) 와 Babecky et al.(2014)등은 금융위기 예측에 환율 및 자산 가격의 중요성을 강조하였으며, Borio and Drehmann(2009)와 Drehmann and Tsatsaronis (2014) 등은 신용량이 금융위기를 예측하는데 효율적인 변수임을 증명하였다. 국내의 경우에도 김동헌·이만종 (2014)에 따르면 신용량 및 주택가격이 금융위기예측에 활용될 수 있었다. 아울러 박원암 (2011, 2013) 및 금융원구원 (2012)에 따르면 국내의 통화 및 자금시장에 관한 변수와 대외부문의 변수가 국내 금융위기에 예측에 유용한 변수로 식별되었다. 따라서 본 연구는 국내·외 선행연구를 통해 그 예측력이 확인되었고, 국내에서 월별로 확보가 가능한 변수를 (1)통화 및 자금시장부문, (2) 외환 및 국제수지부문, (3) 자산가격 및 실물부문과 (4) 대외경제부문으로 구분하여 예측력을 검정하여 보았는데 이 결과가 <표 2>에 제시되어 있다.

Kaminsky et al. (1998) 등의 연구결과와 유사하게 국내 금융위기 예측에 가장 효율적인 부문은 통화 및 자금시장부문이었다. M2와 Lf(금융기관의 유동성)등의 통화량 변수들이 낮은 잡음-신호 비율을 보이며 국내 금융위기에 대한 조기경보모형을 구축하는데 적절히 활용될 수 있음을 확인 할 수 있었다. 아울러 예금은행의 예금과 대출금 증가율, 어음부도율 그리고 장단기 금리차이도 조기경보 기능을 양호하게 수행하는 것으로 보인다. 그러나 예금은행총예금 변화율과 어음부도율은 97년의 금융위기이전에만 신호를 발송하였음을 확인할 수 있었는데, 이러한 변수들은 금융위기에 일관성 있는 신호발송기능을 수행하였다고 보기 어렵다.

Borio and Lowe(2002b)는 한국과 같은 소규모 개방경제의 경우 외환시장 및 외국의 경제 상황 변화에 크게 영향을 받을 가능성을 제시하였으며, Rose and Spiegel(2011)과 Babecky et al(2014) 등의 선행연구에 의하면 외환과 국제 수지부문의 변수들이 조기경보 기능을 매우 훌륭하게 수행하는 것으로 알려져 있다. 이러한 변수의 예측력은 국내의 경우에도 그대로 적용되는 것으로 보인다. 실질실효환율, 소득교역조건지수 등의 변수가 높은 참신호 비율과 낮은 거짓신호비율로 1보다 작은 잡음-신호비율을 갖으며 1997년과 2008년 국내 금융위기 이전에 고른 신호를 발송하여 국내에서 조기경보 기능을 수행하는

데 적절한 변수들로 판단된다.

Borio and Lowe(2002a, 2002b)등의 선행연구들에 따르면 주택 및 주식가격 등 자산 가격의 비정상적 상승은 금융위기에 선행하기 때문에 이들 지표가금융위기의 조기경보 기능을 훌륭하게 수행한다고 주장한다. 국내의 경우 주택가격이 금융위기 이전에 참신호를 발송하며, 거짓신호의 비율도 낮아 조기경보 기능을 수행하는 것으로 판단된다. 그러나 참신호 비율이 여타 부문에서 예측력이 높다고 판단되는 변수들에 비해 상대적으로 낮아 신호를 해석하는데 신중함이 필요할 것으로 보인다. 김동헌·이만종(2014)의 연구에서도 동일한결과를 확인 할 수 있는데, 국내의 경우 주택가격이 조기경보 기능을 제한적으로 수행하고 있는 것으로 판단된다.

대외경제부문의 경우 국내 금융위기 이전에 일관된 신호를 발송한 변수가 없었는데, 이를 통하여 대외 경제부문을 대표하는 변수는 국내 금융위기를 예측하는데 효율이 떨어진다고 판단 할 수 있다.⁸

개별변수의 추정결과를 바탕으로 종합조기경보지수를 도출하기 위해서는 종합조기경보지수에 포함되는 변수를 선별하는 것이 필요하다. 물론 편의를 위해 이전까지 추정하였던 모든 변수를 포함하여 종합조기경보지수를 구성할수도 있다. 그러나 그렇게 할 경우, 종합조기경보지수의 효율성 및 정확성이 떨어질 가능성이 높다. 따라서 종합지수 구성을 위하여 각 부문별 개별변수 중참신호 비율이 0.25보다 높고, 잡음-신호비율이 1보다 낮은 변수를 택하여 종합지수를 구성한다. 여기에 기존의 국내연구와 달리 두 차례 국내 금융위기에모두 참신호를 발송한 변수라는 조건을 추가하여 선별하였다. 이러한 조건을추가한 이유는 금융위기에 일관성 있는 신호를 발송하는 지표가 금융위기의 공통요인을 더 잘 반영할 것이며, 이후에 발생할 위기에 대한 예측력이 더 좋을것이라는 판단 때문이다.

또한 두 차례의 위기가 발생하였는데 한차례만 신호를 발송한 경우, 신호를 발송한 위기구간에만 종합조기경보지수의 값을 높여서 신호를 발송하지 않은 위기구간의 종합조기경보지수 값이 상대적으로 낮아지고 이는 실제의 위기를 왜곡하게 될 가능성이 있다. 특히 1997년의 위기에만 신호를 발송한 경우가 많아서 선행연구의 개별지표 선별법을 따를 경우 종합조기경보지수가 1997년의 위기를 과대평가할 가능성이 있다.

⁸ 두 차례의 금융위기가 대외경제부문에 상당한 영향을 받았음에도 불구하고 이러한 결과가 발생한 이유는 두 차례의 위기 중 한차례만 신호를 발생한 경우가 존재하였기 때문이다. 또한 대외부문경제 부분의 영향이 외환 및 국제수지 부분에 반영되었기 때문이라고 판단된다. 따라서 Borio and Lowe (2002b)가 주장하듯 소규모 개방경제인 대한민국의 경우 대외경제변수에 대한 지속적인 모니터링이 필요할 것이라고 판단된다.

<표 2> 각 부문별 개별지표 예측력 평가

		참신호	거짓신호	잡음-신호		
부문	개별지표	확률	가 첫 권 오 확률	비율	임계치	비고
	M1	0.25	0.2396	0.9583	1.6952	전기 대비 변화율
	M2	0.5417	0.1771	0.3269	1.1678	전기 대비 변화율
	Lf	0.4167	0.1094	0.2625	1.1825	전기 대비 변화율
통화 및	예금은행 총예금	0.3125	0.224	0.7167	17.4	전년 동기대비 변화율
자금시장	예금은행 총대출금	0.3542	0.224	0.6324	16.55	전년 동기대비 변화율
부문	요구불 예금 회전율	0.2917	0.0833	0.2857	18.2325	전년 동기대비 변화율
	어음부도율	0.4792	0.1094	0.2283	0.072	장수기준
	장단기 스프레드*	0.2708	0.0469	0.1731	0.2488	(국고채 3년 – 콜금리)
	credit spread	0.0625	0.2135	3.4167	1.179	(회사채 3년(AA)- 국고채 3년)
	실질실효 환율 *	0.3333	0.2292	0.6875	0.8282	전기 대비 변화율
	원/달러 환율	0.4583	0.1719	0.357	5.0277	전년 동기대비 변화율
외환 및	원/엔화 환율	0.1667	0.151	0.9063	12.061	전년 동기대비 변화율
국제수지	원/유로 환율	0.1042	0.1146	1.1	20.2146	전년 동기대비 변화율
부문	순상품교역조건지수*	0.125	0.0208	0.1664	12.864	전년 동기대비 변화율
	소득교역조건지수*	0.2708	0.125	0.4615	3.1687	전년 동기대비 변화율
	외환보유액*	0.2917	0.0781	0.2679	-0.8311	전년 동기대비 변화율
	서울 주택매매지수	0.2292	0.0677	0.2955	14.0651	전년 동기대비 변화율
	서울 아파트 매매지수	0.2083	0.0885	0.425	15.8822	전년 동기대비 변화율
자산가격	KOSPI 지수	0.1875	0.1823	0.9722	5.6987	전기 대비 변화율
사선기석 및	KOSPI 지수*	0.2917	0.2031	0.6964	4.0776	전기 대비 변화 율
文 실물부문	제조업 평균가동률*	0.1667	0.2708	1.625	3.22	전년 동기대비 변화율
2270	제조업 재고율	0.4583	0.0625	0.1364	148.3275	수준변수
	국내 건설수주액	0.3333	0.1719	0.5156	37.345	전년 동기대비 변화율
	소비자 물가지수	0.3125	0.1146	0.3667	4.78	전년 동기대비 변화율
	미국 FFR	0.2083	0.1875	0.9	5.25	수준변수
	다우존스지수	0.1667	0.0208	0.125	34.2521	전년 동기대비 변화율
대외부문	니케이지수	0.1875	0.2656	1.4167	16.9894	전년 동기대비 변화율
네외구군	미국 term spread*	0.1667	0.026	0.1563	0.089	10년 만기 – 3개월 만기
	미국 credit spread	0.125	0.1094	0.875	1.344	BB등급 - AA등급
	TED spread*	0.1875	0.0313	0.1667	1.1065	libor-3개월 만기 국채

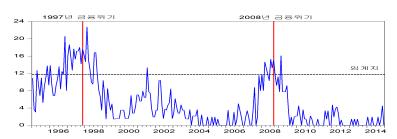
주1:*가 표시된 변수는 높은 값을 갖는 경우 조기경보기능을 수행하도록 -1을 곱한변수

주2 : 굵은 글씨로 표시된 변수가 종합조기경보지수 도출을 위해 사용된 변수

위의 기준에 따라 11개의 개별지표를 선별하였고⁹, 식 (4)를 이용하여 산출한 종합조기경보지수를 <그림 1>에 제시하였다. 종합조기경보지수에 따르면 1995년 이후 금융위기에 대한 위험이 지속적으로 상승하였음을 알 수 있다. 아울러 2007년 11월에 위기 발생 신호에 거의 근접하는 정도의 신호가 발생하였고, 임계치를 넘어서는 참신호도 2개월 후인 2008년 1월에 발송되었다.

⁹종합지수 작성을 위해 사용된 변수는 M2, Lf, 예금은행 대출금, 요구불예금 회전율, 실질 실효환율, 원/달러환율, 소득교역조건지수, 외환보유액 변화율*, KOSPI지수 변화율*, 건설수 주액 변화율, 소비자 물가지수로 총 11개의 변수이고 M1은 선별 조건에 해당하지만 잡음-신호 비율이 1에 가까워 제외시켰다.

이후 위기 이전까지 지속적으로 신호를 발송하여 위기에 대한 경고를 지속하였다. 본 연구에서 제시하는 종합조기경보지수가 국내의 금융위기에 적절히 작동하였음을 확인할 수 있다.



<그림 1> 종합조기경보지수

2.3.2 금융위기 발생 조건부 확률

다음으로 종합조기경보지수를 활용하여 식 (5)에 따라 조건부 확률을 도출하였다. 각 시점에서의 조기경보지수는 각각 12개의 구간 중 한 구간으로 분류되고, 각 구간에 대한 조건부 확률 값을 도출하면 <표 3>와 같다. 10

구간	조건부확률	구간	조건부확률
1구간	0.0575	7구간	0.6667
2구간	0.1296	8구간	0.6250
3구간	0.0556	9구간	0.4444
4구간	0.1667	10구간	0.8333
5구간	0.3500	11구간	1
6구간	0.2500	12구간	0

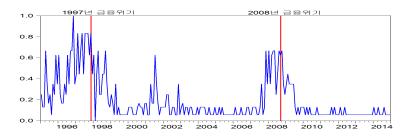
<표 3> 구간별 조건부 위기발생 확률

추정 결과 조기경보지수의 값이 클수록, 즉 종합조기경보지수가 높은 구간에 속할수록 위기발생의 조건부 확률 값이 높아지는 경향을 갖는 것을 확인할수 있다.

¹⁰구간별 위기 발생 조건부 확률은 종합 조기경보지수를 최대값과 최소값을 활용하여 12개의 일정한 구간으로 나눈 후, 식 (5)를 활용하여 도출 할 수 있다. 이때 구간의 수는 Kaminsky et al. (1998)의 결과에 따라 결정하였으며, 구간 값이 높아질수록 종합 조기경보지수의 값이 높아짐을 의미한다.

아래의 <그림 2>은 위에서 도출한 구간별 조건부 확률을 시계열로 표현한 것인데, 이를 통해 각 시점별로 금융위기 발생확률을 확인할 수 있다. 이는 <그림 1>의 종합조기경보지수와 유사한 정보를 주는데, 이를 통해 95년 말금융위기 조건부 확률이 80%를 상회하였고 2007년 말에도 금융위기 발생확률이 60%를 상회하여 위기 이전에 조기경보 기능을 적절히 수행하고 있음을 알 수 있다.

<그림 2> 조건부 위기발생 확률



3. 금융부문별 조기경보지수 및 통합조기경보지수

3.1. 금융부문별 조기기경보지수

금융부문은 2000년 이후 전체 금융 산업에서 각 부문이 차지하는 자산의 비중에 따라, 금융부문 전체의 약 65%의 자산을 자치하는 은행부문과 약 25%를 차지하는 보험부문¹¹, 그리고 약 6.5%를 차지하는 증권부문으로 분류하였다. 여기에 전체 금융부문에서 약 2%의 비중을 차지하지만 2011년 사회적 문제를 발생시킨 저축은행부문을 추가였다. 이제까지 국내 연구에서 금융 산업을 분야별로 4개의 부문으로 세분하여 위기를 식별한 사례가 존재하지 않았다. 따라서 본 연구에서는 부문별 위기의 식별을 위해 금융 산업별 재무변수와 거시변수를 활용¹²하여 금융부문별 위험지수를 먼저 도출한 후 위험지수가 특정 값을 넘어서는 구간을 각 금융부문의 위기로 정의하였다. 이렇게 식별된 금융부문별 위기를 기준으로 각 금융부문과 밀접한 관련이 있을 것으로 판단되는

¹¹보험부문의 경우 보험부문의 위기를 식별하고 조기경보지수 도출을 시도하였나, 조기경보 기능을 수행하는 변수를 찾기 어려웠다. 보험부문 위험지수는 [부록 1-D]에 제시하였고, 보험 부문 조기경보지수 도출에 대한 구체적인 내용을 원하는 독자는 저자에게 문의하기 바란다.

¹²재무변수는 금감원의 금융부문별 평균값을 활용하였고, 거시변수는 한국은행 자료를 이용하였다.

거시 및 금융변수를 활용하여 신호접근법으로 금융부문별 조기경보지수를 도출하였다.

3.1.1 은행부문

은행부문은 국내 금융시스템에서 가장 큰 비중을 차지하는 부문이며, 그 비중만큼 금융전체에 있어서도 가장 중요한 부문이라 할 수 있다. 따라서 은 행부문의 위험을 식별하여 위기를 조기에 경보할 수 있는 장치를 만드는 것은 금융부문별 조기경보 체계 구축 중 가장 핵심이 되는 일이다.

일반적으로 금융기관의 위험을 평가할 때 해당 금융기관의 자본적정성, 자산건전성 그리고 수익성 지표를 주로 활용한다. 따라서 은행부문의 자본적 정성과 자산건전성 그리고 수익성 지표의 평균자료를 활용하여 은행부문 위 험의 식별에 활용하였다. 아울러 은행부문은 주요 거시 변수와 매우 밀접한 관련을 맺고 있는데, 그중에서도 기준금리와 GDP 증가율 등은 은행부문의 위험에 직접적 영향을 주는 변수들이며, 은행부문의 주가 정보는 은행부문에 대한 시장의 평가이므로 은행부문의 위험을 측정하는데 적절한 변수라 할 수 있다. 이에 따라 은행부문의 위험지수 작성을 위해 변수를 선별하였는데, 이는 <표 4>에서 요약되어 있다.

<표 4> 은행부문 위험지수의 구성 변수

재무변수	거시변수
- BIS 자기자본비율	- GDP 증가율
- 순이자마진(NIM)	- 대출 증가율
- 고정이하여신비율*	- CD 금리
- 원화유동성비율	- 은행부문 beta* ¹³

주 : *표시된 변수는 값이 클수록 은행부문의 위험이 높아지는 변수

<표 4>에 제시된 다양한 변수는 아래의 식 (6)에 따라 단일변수인 위험지수로 표현이 가능하다.

위험지수 =
$$\sum_{j=1}^{J} I_{jt}$$

$$I_{jt} = \frac{X_{jt} - \overline{X_j}}{\sigma_j}$$
 (6)

금감원이 제공하는 은행부문의 재무변수 자료가 2000년부터 제공되기 때문에 표본기간은 2000년부터 2014년으로 설정하였으며, 재무정보가 분기별

자료이므로 모든 자료는 분기별 자료로 변환하여 사용하였다. 은행부문의 위험은 Eichengreen et al. (1995)에 따라 위험지수 값이 표준편차의 2배를 상회하는 경우로 정의한다.

위의 정의에 따르면 은행부문의 위기는 2009년 1분기에서 2분기까지다. ¹⁴이는 세계 금융위기의 여파로 국내 은행부문의 수익성 및 자본적정성이 악화되었기 때문으로 판단된다. 여기에 2003년의 카드대란과 Moody's의 국가신용등급 하향조정, 2014년 가계부채가 급증과 지나친 이자율의 하락으로 은행의수익성이 하락하였음을 감안하면 은행부문의 위험지수가 은행부문의 위험을잘 반영하고 있음을 알 수 있다.

Kaminsky and Reinhart (1999), Reinhart and Rogoff (2011)은 은행위기 이전에 통화량 및 신용량과 관련된 변수에 공통적인 이상 징후가 나타난다고 주장했다. 금융위기 이전에 공통적으로 나타나는 특성이 존재한다면 우리나라 은행부문의 위기 이전에도 이러한 변수에서 이상 징후가 포착될 것이라는 가정 하에 은행부문과 관련된 통화량과 신용량 변수를 조기경보체계 구축에 활용하였다. 아울러 97년 금융위기가 은행부문의 외화유동성 사정에 상당한 영향을 받았음을 고려하여 은행부문의 외화유동성을 여건을 반영할 수 있는 변수를 활용하였다. 여기에 대출과 관련된 설문자료¹⁵를 추가하여 정량적 분석에서 오는 한계를 극복하려 시도하였다. 선별된 개별 변수의 추정 결과가 아래의 <표 5>에 제시되어 있다.

Kaminsky and Reinhart (1999) 등의 선행연구들은 급격한 신용량의 증가가 자산 가격 및 금융부문의 비정상적 팽창을 불러오고, 이 거품이 꺼지면서위기가 도래할 수 있다는 논리를 펼치며 신용량이 무엇보다 은행위기의 조기경보 지표로 효율적인 변수라고 주장한다. 이러한 점은 김동헌·이만종 (2014)에 의하여 국내의 경우에도 적용되는 논리로 알려졌는데, 우리의 연구도 이에부합하는 결과를 제시한다. 신용량과 관련된 변수가 매우 높은 예측력을 보유하는 것으로 확인되었으며 예금취급기관 대외채무 등 은행부문의 외화유동성을 나타내는 변수도 높은 예측력을 보였다. 아울러 정성적 지표인 대출 태도도매우 높은 예측력을 보유한 것으로 확인되었다.

은행부문 조기경보지수는 식 (4)와 같이 은행부문의 위기에 예측력을 보유한 개별지표에 잡음-신호비율의 역수를 가중치로 하여 도출하였다. 위의 추정결과 은행부문과 관련된 개별지표가 모두 위기 이전에 1회 이상 신호를 발송하였고, 잡음-신호비율도 모두 1보다 작은 값을 나타내었으므로, 위의 개별

¹⁴은햇부문의 위험지수는 [부록 1-A]에 제시되어 있다.

¹⁵신용위험지수, 대출태도 및 대출수요는 한국은행에서 발표하는 설문자료(survey data)로 은행여건에 대한 정성적인 정보를 조기경보지수 산출에 반영하고자 포함시켰다.

<표 5> 은행부문 신호접근법 추정결과

개별지표	참신호 확률	거짓신호 확률	잡음-신호 비율	임계치	비고
은행 신용량/GDP	0.5	0.0357	0.0714	8.8381	전년 동기대비변화율
전체 신용량/GDP	0.5	0.0179	0.0357	8.3528	전년 동기대비변화율
예금은행 M2	0.75	0.1429	0.1905	3.405	전기 대비 변화율
예금은행 LF	0.25	0.0536	0.2143	4.98	전기 대비 변화율
예금은행 대출	0.75	0.2143	0.2857	15.75	전년 동기대비 변화율
예금은행 예금회전율	0.5	0.0714	0.1429	16.3875	전년 동기대비 변화율
요구불 예금회전율	0.5	0.0179	0.0357	23.6175	전년 동기대비 변화율
예금취급기관 대외채무	0.75	0.1786	0.2181	21.6375	전년 동기대비 변화율
국내은행단기외채 비율	0.5	0.1429	0.2857	9.375	전년 동기대비 변화율
신용위험지수	0.5	0.0833	0.1667	34.5	level
국내은행 대출태도*	0.5	0.0417	0.0833	19.02	level
국내은행 대출수요	0.25	0.1667	0.6667	23.245	level

주 : *가 표시된 변수는 높은 값을 갖는 경우 조기경보 기능을 수행하도록 -1을 곱한 변수

지표를 모두 사용하여 조기경보지수를 도출하였다. 도출된 결과는 <그림 3>에 제시되어 있다.

은행부문 조기경보지수는 은행부문의 위기를 적절하게 예측하는 것으로 판단된다. 2006년부터 이상신호를 발송하였으며, 2007년 3분기에 조기경보지 수가 크게 치솟아 위기가 도래할 것을 경고해주었다. 이후 2008년 1분기부터 는 위기발생에 대한 신호를 지속적으로 발송하여 은행위기에 대한 조기경보 지표로서 적절한 기능을 수행한 것으로 판단된다.

<그림 3> 은행부문 조기경보지수



3.1.2 증권부문

국내 증권사는 주식, 채권, 파생상품 등의 발행주체와 투자자를 연결하는 중간자 역할을 수행하는 동시에 자산을 운용하는 주체로서 활동하여 주로 자기매매 및 위탁매매를 통해 수익을 창출한다. 따라서 증권사의 수익은 주식 및 자금시장의 상황에 매우 큰 영향을 받고 있으며, 주가 및 이자율 등 거시경제 환경에 매우 큰 영향을 받는다. 이러한 특징은 증권부문의 고유위험을 대변하는 재무정보를 일관성 있게 사용하지 못하는 국내 상황에서 주식시장과 자금 시장의 상황을 대표하는 변수를 활용하여 증권부문의 위험을 식별할 가능성을 제시한다. 따라서 본 연구에서는 Eichengreen et al.(1995)에서 사용한 외환시 장압력을 측정하는 방법을 증권부문에 도입하여 위기를 식별 한 후, ¹⁶외환시 장압력을 측정하는 방법을 증권부문에 도입하여 위기를 식별 한 후, 은행부문과 마찬가지로 거시변수를 활용하여 조기경보 기능을 확인하고자 한다.

증권부문의 위기를 정의하기 위해 Eichengreen et al.(1995)의 외환시장 압력지수 도출 방법을 응용하여 증권부문의 압력을 나타낼 수 있도록 적절히 변형하였는데, 그 식은 아래와 같다.

증권부문의 압력 =
$$-\frac{\Delta kospi}{\sigma_{kospi}} - \frac{\Delta Q}{\sigma_Q} + \frac{\Delta i}{\sigma_i}$$
 (7)

증권부문의 압력을 도출하기 위해 전년 동기대비 KOSPI 지수 변화율(Δkospi) 과 전년 동기대비 상장주식 거래량 변화율(ΔQ), 그리고 AA등급 회사채 수 익률을 활용하였다. KOSPI 지수의 하락과 상장주식 거래량의 감소는 증권부문의 수익성에 부정적인 영향을 미치며, 회사채 수익률의 상승은 주식시장에서의 이탈을 초래함과 동시에 증권사의 보유채권 가치를 하락시켜 수익성에 악영향을 미친다. 이러한 사실을 기반으로 주식과 자금시장의 대표변수를 활용하여 증권부문의 압력을 도출하였는데, 은행부문과 마찬가지로 식 (6)을 이용하여 표준화 하였다.

증권부문의 경우 자료 가용성이 충분하므로, 1995년부터 2014년을 표본 기간으로 하였고, 자료의 주기도 월단위로 하였다. 그러나 은행부문과 달리 위기의 식별을 위해 표준편차의 1배를 임계치로 설정하였는데, 이는 표준편차의 2배를 임계치로 설정하는 경우 위기로 식별되는 기간이 존재하지 않기때문이다.¹⁷

¹⁶증권업의 경우 2000년 이후 일관성 있게 활용 가능한 재무변수는 NCR(영업용순자본율)이 유일하여, 단 하나의 재무변수를 통해 해당부분의 위험을 식별하는 것에 대한 부담으로 Eichen-

개별지표	참신호 하르	거짓신호	잡음-신호	임계치	비고	
	확률	확률	비율			
M2 변화율	0.5417	0.1771	0.3269	1.1678	전기 대비 변화율	
Lf 변화율	0.4167	0.1094	0.2625	1.1825	전기 대비 변화율	
예금은행 대출금	0.3542	0.2240	0.6324	16.550	전년 동기대비 변화율	
요구불예금 회전율	0.2917	0.0833	0.2857	18.2325	전년 동기대비 변화율	
실질실효환율*	0.2917	0.1927	0.6607	4.4587	전년 동기대비 변화율	
원/달러환율	0.4583	0.1719	0.3750	5.0277	전년 동기대비 변화율	
소득교역조건지수	0.2500	0.1302	0.5208	3.1687	전년 동기대비 변화율	
외환보유액*	0.2917	0.0781	0.2679	-0.8311	전년 동기대비 변화율	
KOSPI 지수*	0.2500	0.2031	0.8125	17.3786	전년 동기대비 변화율	
건설수주액	0.3333	0.1719	0.5156	37.345	전년 동기대비 변화율	
소비자물가지수	0.4375	0.1719	0.3929	4.255	전년 동기대비 변화율	

<표 6> 증권부문 신호접근법 추정결과

증권부문의 압력으로 식별된 위기구간은 1997년 12월 - 1998년 6월과 2008년 7월 - 11월이다. 이는 이미 이전에 정의하였던 국내 금융위기의 발생시점과 큰 차이를 보이지 않는데, 은행부문과 마찬가지로 증권부문이 전체 금융시스템에 영향을 크게 받는 것으로 해석할 수 있다.

증권부문은 여타의 금융부문 보다 외부 거시환경에 큰 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 따라서 증권부문의 조기경보 기능을 수행하는 변수를 거시변수로 한정하되, 우리나라 금융위기에 조기경보 기능을 효율적으로 수행하는 변수들을 선별하여 검정하였다. <표 6>은 선별된 변수를 신호접근법으로 추정한 결과이다.

증권부문 종합조기경보지수 도출을 위해 이전에 사용하였던 방법을 그대로 사용하는데, 개별지표들은 이미 추정결과 그 예측력이 입증된 변수들이므로, 위에서 사용한 지표를 모두 사용하여 종합조기경보 지수를 도출하였고, 이것이 <그림 4>에 제시되어 있다.

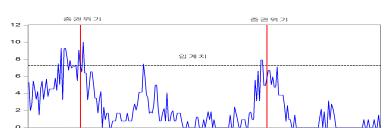
증권부문의 조기경보지수에 따르면, 1997년 위기에 매우 강렬하고 지속적인 신호를 발송하였던 것으로 보이며, 2008년 위기 이전에도 임계치를 넘

주:*가 표시된 변수는 높은 값을 갖는 경우 조기경보기능을 수행하도록 -1을 곱한변수

green et al.(1995)의 방법을 차용하였다.

¹⁷ 신호접근법에 따른 조기경보모형은 위기 발생시점이 식별되어야 모형구축이 가능한 방법 론이기 때문에 본 연구에서 증권부문의 위기는 상대적이고 잠재적 위험의 식별로 해석할 수 있고 이는 여타 금융 부문과 다르게 위기가 식별되는 것으로 볼 수 있다. 증권부문 위험지수는 [부록 1-B]에 제시되어 있다.

어서는 신호를 발송하여 두 번의 증권부문 위기를 예측하는데 유용한 정보를 제공한 것으로 판단된다.¹⁸



<그림 4> 증권부문 조기경보지수

3.1.3 저축은행부문

저축은행은 서민과 중소기업의 금융편의를 도모하고 저축을 증대할 목적으로 설립된 금융기관으로 여·수신 업무 및 관련 부대업무를 수행하고 있다. 서민과 중소기업이 주 고객층이라는 점에서 저축은행의 위험을 예측하고 위기를 사전에 방지하는 일은 서민경제의 안정성 보장을 위해 정책 당국자가반드시 주의를 기울여야 하는 금융부문이다.

먼저 저축은행부문의 위기 식별은 두 가지 관점을 고려한다. 첫째, 저축은 행 부문의 재무 건전성 위기를 측정하기 위해 저축은행의 자본적정성, 수익성 및 유동성을 대표할 수 있는 재무변수를 선정하였다. 둘째, 은행부문의 위험 을 산정하기 위해 사용하였던 거시변수를 사용하였는데, 저축은행과 은행이 담당하는 여수신 업무의 유사성으로 동일한 거시 환경에 영향을 받을 것을 가정한 것이다.

이전과 마찬가지로 <표 7>의 자료를 활용하여 위험지수를 도출하였고, 위험지수 표준편차의 2배가 넘는 수준을 위험으로 식별하였다. 이렇게 식별한 저축은행부문의 위기는 2011년 2분기부터 2012년 3분기까지이다. 19 유사한 거시변수를 활용하였음에도 불구하고 은행과 다른 시점에 위기가 식별되었다 는 점은 재무변수로 대변되는 저축은행부문 고유의 위험이 반영된 결과라고 해석할 수 있다.

¹⁸증권부문의 경우, 활용할 수 있는 재무 변수 뿐만 아니라 증권업과 직·간접으로 관련있는 거시변수가 여타 금융부문에 비해 상대적으로 적고 자료의 제한성 때문에 도출된 증권 부문 조기경보지수는 제한적인 측면이 있다

¹⁹저축은행부문의 위험지수는 [부록 1-C]에 제시되어 있다.

<표 7> 저축은행부문 위험지수 구성변수

재무변수	거시변수
- BIS 자기자본비율 - 고정이하 여신비율* - 실가용자금 비율 - 자기자본 이익률(ROE)	- GDP 증가율 - 대출증가율 - CD 금리

주 1 : *표시된 변수는 값이 클수록 저축은행부문의 위험이 높아지는 변수주 2 : 실가용자금 비율은 총예수금에서 현금, 예치금등 실가용자금의 비율을 의미하는데 저축은행 부분의 유동성위험을 측정하기 위해 선정

2011년 초 삼화저축은행을 시작으로 2011년 6월말 기준 업계 자산규모 10 위 이내의 저축은행이 2013년 11월 까지 8개사가 영업정지 되었으나, 2012년 6월 말 부실 저축은행에 대한 정리가 1차적으로 이루어진 상황을 고려하면 위험지수를 활용해 저축은행부문의 위기를 정의하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

저축은행은 주 고객층이 서민과 중소기업이란 점을 제외하면 은행이 수행하는 여·수신 업무를 동일하게 수행하는 금융기관이다. 따라서 은행부문에서 조기경보 기능을 효율적으로 수행하였던 변수 중 저축은행부문에서 확보할 수 있는 변수를 조기경보지수 도출에 활용하였다. 아울러 저축은행은 고위험의 PF 사업으로 수익을 창출하였음을 고려하여 부동산관련 변수를 신호접근법에 이용하였다.

< 표 8>은 저축은행부문의 위험에 조기경보 기능을 수행할 것으로 판단되는 변수들을 신호접근법을 통해 검정하여 본 결과이다. 통화량 관련 변수인 M2와 Lf는 저축은행부문의 위기 이전에 적절한 신호를 발송하는 것으로 보인다. 그러나 은행 및 증권부문과 같이 강력하고 지속적인 신호를 발송하지는 않는 것으로 보인다. 다만 주목할 만 한 점은 저축은행의 부실이 건설, 그리고 부동산 및 임대업의 불황에 매우 큰 영향을 받는다는 점이다. 이미 전술한 바와 같이 2011년 저축은행 위기는 고수익 위험산업인 PF대출이 위기를 맞으며촉발하였다. 따라서 부동산 PF에 많은 대출을 보유하고 있는 저축은행부문은 이러한 부동산 경기 침체의 영향을 직접적으로 받아 위기를 겪은 것으로 판단된다.

<표 8>의 개별지표 중 적절한 신호를 발송하지 못한 저축은행 여신을 제 외한 5개의 변수로 저축은행부문의 조기경보지수를 도출²⁰하여 <그림 5>에

 $^{^{20}}$ 이때 개별변수의 가중치는 (1-(잡음-신호비율))로 하였다.

개별지표	참신호	거짓신호	잡음-신호	임계치	비고
게 들어꼬	확률	확률	비율	리게시	
저축은행 M2	0.2500	0.1154	0.4615	21.7285	전년 동기대비 변화율
저축은행 Lf	0.2500	0.2115	0.8462	19.9610	전년 동기대비 변화율
저축은행 수신	0.2500	0.1538	0.6154	19.9080	전년 동기대비 변화율
저축은행 여신	0	0.2692	inf	5.7500	전년 동기대비 변화율
GDP 중 건설업*	0.5	0.0192	0.0385	1.942	전년 동기대비 변화율
GDP 중 부동산 및 임대업*	0.75	0	0	-3.362	전년 동기대비 변화율

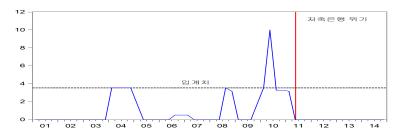
<표 8> 저축은행부문 신호접근법 분석결과

주 : *가 표시된 변수는 높은 값을 갖는 경우 조기경보기능을 수행하도록 -1을 곱한 변수

제시하였다.

저축은행부문의 조기경보지수는 저축은행부문의 위험지수에 선행하여 올 바른 신호를 적절히 발송하였던 것으로 판단된다. 위험지수에 의해 저축은행 의 위기를 2011년 2분기, 한 차례로 정의하였지만 위기 이전 2004년 말과 2008 년 말에 위험지수가 상승하였는데, 위험지수의 상승 이전에 저축은행의 조기 경보지수가 여타의 기간에 비해 상승하는 패턴을 보이며, 위험에 미리 신호를 발송하였던 것으로 판단된다.

<그림 5> 저축은행부문 조기경보지수



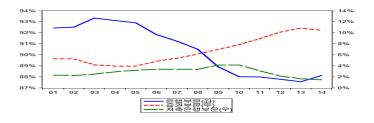
저축은행부문은 은행 및 증권부문과 달리 금융위기에 상대적으로 덜 영향을 받았던 것으로 판단된다. 물론 2008년 금융위기의 여파로 저축은행부문의 위험지수도 상승하였지만, 해당 부문의 위기로 발전한 정도는 아닌 것으로 판단되며 이는 금융시스템의 위기와 개별 금융부문의 위기가 서로 상이할 수 있음을 암시하고 최근의 금융상황에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 즉, 전반적인 금융위기로 진화하지 않는다고 할지라도 금융부문별 조기경보지수를 산출해보는 것이 금융부문을 미시적 차원에서 효율적으로 관리하는데 의미가 있음을 보여주고 있는 것이다. 예컨대, 최근 가계부채 문제가 주목을 받고 있는데 전체적인 규모는 시스템 위험을 초래할 만큼 심각하지 않지만 저축은행

등 제 2금융권 대출을 받은 자영업자 등 취약계층의 가계부채는 잠재적으로 문제가 될 수 있다는 평가가 있음을 고려해 볼 때, 저축은행의 위기 발생과정을 중점적으로 분석하고 동 부문에 대한 위기경보지수를 산출하는 것은 금융부문별 조기경보 체계의 필요성을 부각시킨다고 볼 수 있다.²¹

3.2. 통합조기경보지수 도출

이상에서 금융의 각 부문별 조기경보지수를 도출하였는데 이러한 부문별 조기경보지수를 통합하여 금융전체 통합조기경보지수²²를 산출해 볼 수 있다. 즉, 보험부문을 제외한 은행, 증권, 저축은행부문에서 도출한 조기경보지표를 금융부문별로 가중치를 주어 하나의 통합 지표로 산출이 가능하다. 본 연구에 서는 은행, 증권, 저축은행 부문의 총자산의 합에서 각 금융부문이 차지하는 총자산의 비율을 가중치로 산정하였다. ²³ 가중치에 대한 정보는 <그림 6>에 제시하였고, 통합조기경보 지수는 II 의 1에서 도출한 종합지수와 비교하여 < 그림 7>에 제시하였다. ²⁴

<그림 6> 통합조기경보지수 금융부문별 가중치



통합조기경보지수는 앞서 도출한 종합조기경보지수와 큰 차이를 보이지 않는다. 두 지수 모두 2008년 위기를 효율적으로 예측하고 있으며, 기타 구간에서도 유사한 패턴을 보이며 움직인다. 은행은 현대 금융시스템의 근간으로 금융부문에서 가장 큰 비중을 차지할 뿐 아니라 그 영향력도 가장 크다. 따라서

²¹익명의 심사자는 저축은행 부문 조기경보지수를 가계부채 문제와 연계시켜 중요한 시사 점을 제안해주었다.

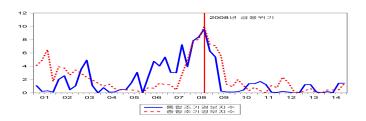
²²이하에서 통합조기경보지수는 각 부문별 조기경보지수를 종합한 것으로 정의한다.

²³ 통합조기경보지수 산출에서 이용한 각 금융부문별 가중치는 금감원에서 발표하는 은행, 증권, 저축은행 부문의 총자산을 기준으로 각 금융부문이 차지하는 비중을 가중치로 설정하였다, 아울러 시간의 흐름에 따라 각 부문의 총자산이 변화할 수 있음을 고려하여 년도 별로 금융부문별 자산 비중에 따라 가중치가 변화하도록 조정하였다.

²⁴비교를 위해 분기평균으로 종합조기경보지수를 변환한 후, 종합조기경보지수의 가장 큰 값이 10을 갖도록 표준화 하였다.

금융부문의 위기에는 은행부문의 위기가 매우 크게 반영되어 있고, 은행부문의 위기를 예측하기 위한 조기경보지수도 종합조기경보지수와 상당히 유사한 패턴으로 움직일 것임을 예측할 수 있다. 따라서 은행부문의 조기경보지수가 매우 큰 비중으로 반영되어 있는 통합조기경보지수는 종합조기경보지수와 유사한 패턴으로 움직이는 것은 당연하다 할 수 있다. 따라서 금융부문 전체의 위기를 예측할 수 있는 종합조기경보지수를 활용하면서, 통합조기경보지수를 추가로 활용하는 일은 그 유용성이 제한될 것으로 보인다.

<그림 7> 통합조기경보지수와 종합조기경보지수



그러나 부문별 조기경보지수 개발은 금융부문별 특수성이 존재하기 때문에 금융안정을 위한 미시적 정책 집행을 위해서는 매우 의미 있는 연구로 판단된다. 본 연구에서는 위험지수를 통해 위기를 식별하여 조기경보지수를 작성하는 과정을 통해 각 부문의 위기가 금융부문 전체의 위험에 영향을 받는 사실을 확인하였다. 그러나 금융 산업에서 매우 작은 비중을 차지하는 저축은 행부문은 금융 전체의 위기와 별개로 산업의 내재적 위험요인으로 위기가 발생하였다. 따라서 저축은행과 같이 전체 금융부문에서 차지하는 비중이 낮고, 거시적 요인에 상대적인 영향을 적게 받는 부문일수록 산업의 내재적 위험을확인하여 조기경보지수를 작성하는 일이 필요할 것으로 판단된다.

4. 결론

2008년 글로벌 금융위기는 세계경제에 큰 타격을 주었으며 세계 경제는 아직도 그 여파에서 완전히 회복하지 못하고 있는 상황이다. 세계 각국 중앙은행 및 금융 감독기관들은 금융안정을 위한 다양한 거시건전성 정책을 모색하고 있다. 특히 금융위기를 촉발시키는 요인들을 사전에 감지하여 위기의 진화를 막는 과정이 매우 중요함을 인지하고 금융위기를 예측할 수 있는 조기경보모형 개발에 상당한 연구를 기울이고 있다.

본 연구는 조기경보모형에 대한 기존연구를 살펴보고 한국의 경우, 최적

의 조기경보모형을 어떻게 구축할 것인지를 제안하며 나아가 각 금융부문별로 조기경보모형을 개발하여 금융안정을 위한 미시 건전성 정책 수단 설계에 활용하기 위한 시사점을 찾고자 하였다. 신호접근법을 활용하여 금융부문 종합조기경보지수를 도출하였는데 기존연구와는 달리 1990년 이후 국내에 발생한 두 번의 위기를 통합적으로 분석하였고, 두 번의 위기에 공통적으로 신호를 발송한 지표를 식별하여 종합조기경보지수를 도출하였다. 우리나라의 경우 1997년 위기에만 집중적으로 신호를 발송한 개별지표들이 존재하는데, 이러한 지표를 포함하여 조기경보지수를 도출할 경우 1997년의 위기가 지나치게 부각되면서 상대적으로 2008년의 조기경보지수가 낮은 값을 갖게 된다. 이 경우 2008년 위기 이전에 발송된 신호가 저평가 될 가능성이 존재하며, 금융위기의 공통요인이 적절히 반영되지 못해 금융위기에 대한 예측력을 떨어뜨릴수 있다. 따라서 본 연구의 방법론에 따라 조기경보지수 도출에 잡음-신호비율과 함께 신호발생 여부를 함께 고려한다면 금융위기의 예측력이 더 높아질 것으로 기대된다.

본 연구에서는 금융부문을 은행, 증권, 저축은행, 보험 4개의 부문으로 구분하여, 각 부문별로 위험지수를 도출하여 위기를 식별하고, 식별된 위기를 바탕으로 부문별 조기경보지수를 도출하고자 시도하였다. 부문별 조기경보지수는 은행, 증권, 저축은행 부문의 위기를 적절히 식별하는 것으로 판단된다. 또한 부문별 조기경보지수를 통합하여 종합조기경보지수와 비교하여 보았는데 큰 차이가 없었다. 이는 부문별 조기경보지수에 가중치를 부여하여 종합하는 과정에서 은행부문의 가중치가 매우 크기 때문인 것으로 보인다.

그러나 저축은행 부문을 통해서 금융부문별 조기경보지수 도출의 필요성을 확인할 수 있었다. 저축은행과 같이 전체 금융부문의 영향을 상대적으로 덜받지만, 고유 위험으로 인해 위기가 발생하는 경우, 조기경보지수를 통해 위기를 사전에 방지하여 금융안정을 도모할 수 있는 미시건전성 정책에 큰 도움이되기 때문이다. 최근 주목을 받고 있는 가계부채 문제는 전체적인 규모가 시스템 위험을 야기할 만큼 심각하지 않지만 저축은행 대출과 연계된 취약계층의가계부채가 저축은행 부문의 잠재적 위험 요인으로 작용할 수 있음을 암시한다고 볼 수 있을 것이다.

금융의 조기경보지수를 도출하는데 가장 어려운 점은 활용 가능한 자료의 제한성이다. 각 금융 산업별 재무변수는 자료의 가용 기간이 짧고, 신뢰성에 의심이 가는 경우가 상당부분 존재하였다. 그에 반해 거시변수는 상대적으로 가용기간이 길고 신뢰할 만한 자료였으나, 금융 산업과 관련한 세분화된 자료의 필요성이 부각되었다. 아울러 정성적인 부분을 계량화하여 연구에 활용할수 있다면 지금보다 신뢰성 있고 타당한 조기경보지수 도출이 가능할 것으로

기대된다. 따라서 정부와 학계, 그리고 금융 산업부문의 협력을 통한 조기경보체계의 구축과 이후의 지속적인 보완, 발전이 필요하다고 하겠다.

REFERENCES

- 김경수 (2009). 새로운 목적함수를 이용한 외환위기예측모형의 구축과 성과, 국제경제연구 제11권 제3호, 143-165.
- 김동헌·김균·박의환 (2015). 금융경보지수 개발 및 금융부문별 응용에 대한 연구, 하나금융경영연구소 연구보고서.
- 김동헌·배병윤 (2013). 미국 금융시장 여건변화가 한국 금융시장에 미치는 영향 분석: FCI를 중심으로, 금융안정연구 제14권 제1호, 75 107.
- 김동헌·이만종 (2014). 거시건전성 정책수단 설계 및 적용방법론, 한국 경제의 분석 제20권 제3호, 111-176.
- 박원암 (2001). 논문: 한국 외환위기의 예측 모형, 한국경제의 분석 제7권 제2호, 57-110.
- 박원암 (2011). 2008년 위기 예측 가능했나? : 신호접근법 분석, 대외경제연구 제15권 제3호, 49-83.
- 박원암 (2013). 글로벌 금융위기와 조기 경보, 국제경제연구 제19권 제1호, 1-19.
- 박원암 (2015). 우리나라 금융위기와 비모수적 및 모수적 조기경보모형 의 성과 비교, 한국경제의 분석 제21권 제3호, 1-42.
- 박원암·최공필 (1998). 한국 외환위기의 원인과 예측가능성, 한국경제의 분석 4권 2호, 1-73
- 백웅기·정지만 (1999). 은행위기의 원인과 예측가능성: 한국의 경우를 중심으로, 한국경제의 분석 제5권 제2호, 1-62.
- 금융연구원 (2012). 국내외 조기경보활동 동향 점검 및 금융시장 조기경보 모형 개선, 한국금융연구원 용역보고서.
- Babecký, J., Havránek, T., Matějů, J., Rusnák, M., Šmídková, K., and Vašíček, B. (2014). Banking, debt, and currency crises in developed countries: Stylized facts and early warning indicators, Journal of Financial Stability 15, 1-17.

- Baldacci, E., Petrova, I. K., Belhocine, N., Dobrescu, G., and Mazraani, S. (2011). Assessing Fiscal Stress, IMF working paper.
- Beckmann, D., Menkhoff, L., and Sawischlewski, K. (2006). Robust lessons about practical early warning systems. Journal of Policy Modeling, 28(2), 163-193.
- Berg, A., and Pattillo, C. (1999). Predicting currency crises:: The indicators approach and an alternative. Journal of international Money and Finance, 18(4), 561-586.
- Blanchard, O. J., Das, M., and Faruqee, H. (2010). The initial impact of the crisis on emerging market countries. Brookings papers on economic activity, 2010(1), 263-307.
- Borio, C., and Lowe, P. (2002a). Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus Bank for International Settlements 114.
- Borio, C., and Lowe, P. (2002b). Assessing the risk of banking crises. BIS Quarterly Review December, 43-54.
- Borio, C., and Drehmann, M. (2009). Assessing the risk of banking crises—revisited. BIS Quarterly Review March, 29-46.
- Bussiere, M., and Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. journal of International Money and Finance, 25(6), 953-973.
- Caprio, G., and Klingebiel, D. (2002). Episodes of systemic and borderline banking crises. Managing the real and fiscal effects of banking crises, World Bank Discussion Paper, 428, 31-49.
- Comelli, F. (2013). Comparing Parametric and Non-parametric Early Warning Systems For Currency Crises in Emerging Market Economies, IMF Working Paper 13(134).
- Comelli, F. (2014) Comparing the Performance of Logit and Probit Early Warning Systems for Currency Crises in Emerging Market Economies, IMF Working Paper 14(65).

- Davis, E. P., and Karim, D. (2008). Comparing early warning systems for banking crises. Journal of Financial stability, 4(2), 89-120.
- Demirgüç-Kunt, A., and Detragiache, E. (1997). The Determinants of Banking Crises; Evidence From Developing and Developed Countries. International Monetary Fund, 97(106).
- Demirgüç-Kunt, A., and Detragiache, E. (2005). Cross-country empirical studies of systemic bank distress: a survey. National Institute Economic Review, 192(1), 68-83.
- Drehmann, M., and Tsatsaronis, K. (2014). The credit-to-GDP gap and counter-cyclical capital buffers: questions and answers. BIS Quarterly Review 55.
- Eichengreen, B., Rose, A. K., and Wyplosz, C. (1995). Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks. Economic policy, 10(21), 249-312.
- Frankel, J., and Saravelos, G. (2012). Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008–09 global financial crisis. Journal of International Economics, 87(2), 216-231.
- Goldstein, M., Kaminsky, G. L., and Reinhart, C. M. (2000). Assessing financial vulnerability: an early warning system for emerging markets. Peterson Institute.
- Gourinchas, P. O., and Obstfeld, M. (2011). Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First . NBER Workinf Paper 17252.
- Hoggarth, G., Reis, R., and Saporta, V. (2002). Costs of banking system instability: some empirical evidence. Journal of Banking and Finance, 26(5), 825-855.
- IMF. (2007). Assessing Underlying Vulnerabilities and Crisis Risks in Emerging market Countries-A New Approach.
- IMF. (2010). The IMF-FSB Early Warning Exercise—Design and Methodological Toolkit. IMF Occasional Paper.

- Kaminsky, G., Lizondo, S., and Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. Staff Papers, 45(1), 1-48.
- Kaminsky, G. L., and Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. American economic review 89(3), 473-500.
- Reinhart, C. M., and Rogoff, K. S. (2009a). The Aftermath of Financial Crises. The American Economic Review, 99(2), 466-72.
- Reinhart, C. M., and Rogoff, K. S. (2009b). This time is different: Eight centuries of financial folly. princeton university press.
- Reinhart, C. M., and Rogoff, K. S. (2011). From financial crash to debt crisis. The American Economic Review, 101(5), 1676-1706.
- Rose, A. K., and Spiegel, M. M. (2012). Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: early warning. Japan and the World Economy, 24(1), 1-16.

부록 1. 금융부문별 위험지수 부록 1-A 은행부문 위험지수





부록 1-C 저축은행부문 위험지수



