

국제곡물시장 조기경보모형에 대한 개선연구*

김종진** 김지연***

Keywords

조기경보모형(early warning model), 국제곡물가격(world grain prices), 신호접근모형(signal approach model), 프로빗모형(probit model)

Abstract

To identify the best early warning index for world grain markets, this study compares the performance of early warning indices computed from a regression model, probit model and signal approach model. The main result of this study is that, in the view of predictive power, the early warning indices from the regression model or probit model show better performance than that from the signal approach model, which most of early warning systems constructed in Korea have adopted. In addition to this finding, this study suggests using principal component analysis as a way to sum up information of many explanatory variables into several variables and develops a way to guarantee early warning indices obtained from co-moving variables by using predictive values of co-moving variables.

차례

1. 서 론
2. 조기경보모형의 이론적 배경
3. 위기지수 및 사용자료
4. 조기경보지수의 비교·분석
5. 요약 및 결론

* 본 논문은 한국농촌경제연구원의 「국제곡물 조기경보시스템 구축(2014. M128)」의 일부 내용을 수정·보완하여 작성하였다.

** 한국농촌경제연구원 부연구위원. e-mail: jkim@krei.re.kr

*** 한국농촌경제연구원 연구원.

1. 서론

1970년대 이후 안정적인 수준을 유지하던 국제곡물가격은 2000년 초부터 시작된 지속적인 재고율 감소와 주요 곡물 생산국의 가뭄으로 인한 생산량 감소가 겹치지면서 2006년 말부터 급등하였다. 2000년대 초반의 곡물 재고율 감소는 바이오 연료용 곡물수요 증대와 중국, 인도 등 신흥국의 경제성장에 따른 육류소비 증대 등으로 인한 수요 급증이 주요 원인으로 지적된다. 국제곡물시장은 2000년대 중반을 기점으로 구조변화가 일어난 것으로 이해될 수 있다. 2000년대 중반 이전은 30%에 달하는 풍부한 곡물 재고를 바탕으로 국제곡물 가격이 낮은 수준을 유지하였을 뿐만 아니라 기상이변 등 흉작으로 인한 가격 상승은 수개월간의 비교적 일시적인 영향에 그쳤다. 그러나 2000년대 중반 이후에는 낮은 곡물 재고율로 인해 주요 곡물 생산 및 수출국의 작은 생산 측 충격도 가격변동으로 그대로 전이되면서 국제곡물가격은 높은 수준을 유지했을 뿐만 아니라 변동성도 커졌다.

한편, 우리나라의 밀, 옥수수 자급률은 1%에도 미치지 못하여 국내소비의 대부분을 수입에 의존하고 있으며 콩도 90% 이상을 수입에 의존하고 있다. 따라서 국제곡물가격 변동은 수입곡물을 주원료로 하는 국내 식품 및 사료 가격에 직접적인 영향을 미친다. 국제곡물시장의 변동성이 심화되고 국내 파급영향이 증대됨에 따라 해외농업개발, 국제곡물 수급 및 가격의 모니터링, 국제곡물 조기경보시스템 마련 등 곡물의 안정적 확보를 위한 다수의 연구들이 수행되어왔다. 본 연구도 이러한 연구의 일환으로 국제곡물시장에서의 조기경보시스템 구축을 위해 필요한 조기경보모형의 여러 가지 대안에 대해 검토하여 가장 예측력이 높은 조기경보지수 작성방안을 제시하고자 한다.

사회과학 분야에서 조기경보모형에 관한 연구는 위기의 유무 혹은 위기단계를 나타내는 질적 변수를 종속변수로 사용하는 모수적(parametric) 접근방법인 프로빗모형, 로짓모형 등의 이항선택모형(binary choice model)과 위기에 선행하는 변수들을 종합화하는 비모수적(non-parametric) 접근방법인 신호접근모형(signal approach model)을 주로 사용하였다. 이항선택모형을 이용한 조기경보모형 개발은 Frankel and Rose(1996)에서 시작되었으며 국내의 박대근·이창용(1998), 배기웅·정지만(2000), 손상호 외(2001), 서승환(2004), 신종각 외(2007) 등의 연구도 이러한 방법론을 채택하고 있다. 특히, 서승환(2004)은 프로빗 모형을 이용하여 주택시장 조기경보체계를 구축하였으며 신종각 외(2007)는 순위프로빗(ordered probit model)을 이용하여 노동시장의 조기경보모형을 구축하였다. 반면, 신호접근 모형은 금융자유화(financial liberalization), 은행위기(banking crisis), 외환위기(currency crisis) 간의 선·후행성을 바탕으로 외환위기를 예

측하고자 한 Kaminsky(1998)의 연구에서 시작되었다고 할 수 있다. 우리나라의 경우 신호접근모형은 박원암·최공필(1998), 윤우진 외(2004), 김태훈·승준호(2009), 김바우(2011) 등의 연구에서 주요 방법론으로 채택되었다. 이상의 질적 종속변수를 사용한 이항선택모형, 신호접근모형에 더하여 양적변수를 종속변수로 사용하는 통상적인 회귀분석모형도 국내외에 구축되어 있는 조기경보시스템에 활용되고 있다. 현재 국내에 구축된 조기경보 시스템은 사전적 적합성 및 예측력에 대한 모형 간 비교분석 없이 이상의 3가지 모형 중 하나를 임의로 선택하여 사용하고 있다. 그러나 각 조기경보모형은 모형 특유의 장단점을 갖고 있고 적용 분야의 이질성 또한 클 수 있다는 측면에서 해당 분야에 가장 우수한 성능을 발휘하는 모형의 식별은 중요한 의미를 가진다.

IMF 외환위기를 극복한 지 얼마 지나지 않아 또다시 대규모의 금융위기(2003년 신용카드사 유동성 위기)가 발생하자 정부는 2004년 1월 경제전반에 걸친 국가위기관리 체계 구축계획을 수립하였다. 이 계획에 따라 대외(신호접근모형), 금융(금융시장: 신호접근모형, 금융산업: 주성분분석), 원자재(석유시장: 인공신경망모형, 기타원자재, 국제곡물: 신호접근모형), 부동산(토지: 신호접근모형, 프로빗모형, 주택: 신호접근모형, 프로빗모형), 노동(고용: 순위프로빗모형, 노사관계: 회귀분석, 신호접근모형) 등의 5개 부문(10개 세부부문)에 조기경보시스템이 구축되어 운영되었다.

본 논문은 국내에 구축된 조기경보시스템에서 주로 사용하고 있는 조기경보모형인 회귀분석모형, 프로빗모형 및 신호접근모형을 이용하여 국제곡물 분야 조기경보지수를 도출한 후 이를 비교·분석하여 가장 우수한 성과를 보이는 조기경보모형을 식별하고자 한다. 이를 위해 각 모형에 적용하는 위기에 대한 정의 및 정보(설명변수)를 동일하게 적용하였으며 성과비교 시 다양한 기준을 사용하여 일관성 있는 결론에 도달할 수 있는가를 검토하였다. 본 연구는 또한 조기경보모형 성과의 개선을 위하여 조기경보모형에 일반적으로 적용 가능한 두 가지 개선방안을 제안 및 적용하였다. 첫째, 비슷한 정보를 내포하는 다수의 변수를 사용할 경우 발생할 수 있는 중복계산이나 정보누락 문제를 개선하기 위하여 정보의 손실을 최소화하면서 모형에 사용하는 변수의 수를 줄일 수 있는 방법으로 설명변수(선행변수)에 대하여 주성분분석을 선행하여 수행하였다. 둘째, 모형에 사용하는 변수의 선행성을 담보하기 위하여 설명변수의 미래 시차변수를 사용하였다. 이 두 가지 제안은 본 연구의 목적인 예측력 높은 국제곡물 조기경보모형의 식별에 더하여 중요한 기여라 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장은 국제곡물시장의 위기를 정의하고 위가지수 산출방법과 주성분분석 및 세 가지 조기경보모형에 대한 이론 및 국제곡물 분야 적용방안에 대하여 논의한다. 3장에서는 사용 자료를 설명하며 위가지수와 주성분 분석결과

에 대해 요약하였다. 본 논문의 주요 분석결과를 담은 4장은 세 가지 조기경보 모형에 의해 작성된 조기경보지수의 특징 및 예측력을 비교 분석하여 최적의 모형을 식별하며 마지막으로 5장에서 결론을 도출하였다.

2. 조기경보모형의 이론적 배경

국내에 구축된 대부분의 조기경보시스템은 해당 분야의 위기를 정의하고 이를 바탕으로 위기지수(Crisis Index)를 도출하여 위기구간을 식별하는 부분과 식별된 위기구간과 조기경보모형을 통해 미래의 위기발생 가능성을 예측할 수 있는 조기경보지수(Early Warning Index)를 산출하는 두 부분으로 이루어져 있다. 본 장에서는 국제곡물 분야 위기의 정의로부터 위기지수를 구성하는 방안을 제시하며, 본 논문에서 사용하는 대안적 조기경보모형인 회귀분석모형, 이항선택모형 및 신호접근모형의 이론적 근거에 대해 설명하고자 한다.

2.1. 위기 정의와 위기지수

조기경보지수 도출을 위한 조기경보모형은 위기 여부를 판단할 수 있도록 하는 위기지수의 구성으로부터 시작된다. 위기지수는 해당 분야의 위기상황을 정량적 지표로 묘사하여 특정 임계치를 중심으로 위기 여부를 판단하게 된다. 이러한 위기지수는 위기에 대한 정의로부터 도출되며 계산된 위기지수는 정의된 위기를 정량적 지표로 나타내는 역할을 하게 된다. 위기의 정의를 바탕으로 위기지수를 구성하고 위기발생 구간을 식별하는 것은 일반적인 조기경보모형 적용의 출발점이라 할 수 있다.

위기지수의 구성 및 작성방법에 대한 일치된 방법은 존재하지 않으며, 해당 분야의 특성을 반영하여 다양하게 작성될 수 있다. 그러나 작성된 위기지수를 바탕으로 도출된 위기구간은 정의된 위기와 일관성 있게 도출되어야 한다. 본 연구에서는 국제곡물 분야의 위기를 “국내에 주로 수입되는 주요 곡물 국제가격이 안정적인 상태를 벗어나 국내물가에 상당한 파급영향이 우려되는 경우”로 정의하였다.¹ 구체적으로 ‘주요 곡물

¹ 성명환 외(2008)에서는 곡물부문의 위기를 “국내에서 주로 수입되는 주요 곡물의 수입가격(수입단가)이 안정적 상태를 벗어난 경우”로 정의함. 그러나 수입단가를 기준으로 위기를 정의할 경우 위기지수가 국제곡물가격(CBOT 선물가격, FOB 가격)에 후행하여 국제곡물가격 급등에

의 국제가격'은 밀, 옥수수, 콩, 쌀의 FOB(Free On Board) 가격을 최근 3년(2011년~2013년)간의 국내 수입액 비중으로 가중 평균하여 사용하며, '국내물가에 상당한 파급 영향이 우려되는 경우'는 국제곡물가격 상승으로 국내 곡물 관련 식품·사료 물가가 전년 동월 대비 크게 상승하거나 높은 수준이 유지되는 것으로 하였다. 위기지수는 주요 국제곡물 FOB 가격지수의 수준과 전년 동월 대비 변화율을 동일한 비중으로 가중 평균하여 산출하였다. 이는 어떤 상품의 가격 급등 시 일시적으로 국가경제 체계가 균형 상태를 이탈할 수 있고 이 기간을 위기로 보는 것이 타당하다는 측면과 비록 경제 체계가 새로운 균형 상태에 도달해도 높은 가격수준이 유지되는 경우 또한 경제주체들의 과중한 부담이 계속될 수 있다는 측면을 모두 고려한 것이다.²

$$\text{주요 곡물 FOB 가격지수(PI: Price Index): } PI_t = \frac{\sum_{i=1}^4 w_i P_{i,t}}{\sum_{i=1}^4 w_i \cdot P_{i,2000.1}} \times 100$$

단, $P_{i,t}$ 는 t 시점 i 곡물(밀, 옥수수, 콩, 쌀) 가격이며, w_i 는 i 곡물의 가중치로 최근 3개년간의 수입액 비중(밀, 옥수수, 콩, 쌀이 각각 0.276, 0.429, 0.235, 0.060)을 사용하였다.

$$\text{위기지수(CI: Crisis Index): } CI_t = 0.5 \times PI_t + 0.5 \times \left(\frac{PI_t}{PI_{t-12}} - 1 \right) \times 100$$

통상적으로 위기발생 여부는 통계학적인 발생 가능 빈도를 중심으로 판단하며 주로 μ (평균) $\pm k$ (상수) $\times \sigma$ (표준편차)을 이용하여 위기 여부의 기준인 임계치(k)를 설정한다.³ 또한 이를 통해 위기지수는 위기발생 여부를 나타내는 이항변수로 전환됨으로써 위기구간을 식별하게 된다.

대한 선제적 대응이 곡물부문 조기경보시스템 구축의 목적이라는 측면에서 바람직하지 않음. 또한 김태훈·송준호(2009)의 연구에서는 “급등한 국제곡물가격이 장기간 지속되면 실제 위기 상황이 지속됨에도 불구하고 위기가 아닌 것으로 인식”될 수 있다는 측면에서 가격지수를 위기 지수로 사용함. 그러나 2014년 기준 국제곡물 가격지수는 2006년부터 2008년까지 크게 상승한 후 현재까지 비슷한 수준이 유지되어 2006년 이후 국제곡물 부문의 위기가 현재까지 계속되고 있다고 판단하는 것은 무리한 측면이 있음.

2 실제 적용사례를 보면 비철금속 분야의 조기경보시스템(김바우 외 2011)에서는 가격지수의 변화율을 사용하였으며, 일반 원자재 부문의 조기경보시스템 구축(윤우진 외 2004)에서는 가격 지수의 수준을 사용함. 다만, 원자재 부문 가격지수의 경우 곡물가격지수와 같이 가격상승 후 상당 기간 상승한 가격수준이 유지되는 구간이 나타나지 않음.

3 실제 위기 여부의 판단은 구축하고자 하는 조기경보시스템의 요구와 해당 분야의 관련 종사자 및 전문가들이 동의하는 기간이 위기로 식별될 수 있도록 하는 k 값이 선택되어야 함.

2.2. 주성분 분석

조기경보모형은 더 좋은 결과를 도출하기 위해 가능한 한 많은 정보(변수)를 이용하여 조기경보지수를 계산하게 된다. 그러나 계량경제모형을 바탕으로 하는 회귀분석모형이나 이항선택모형은 비슷한 정보를 포함하는 다수의 변수를 설명변수로 사용할 경우 추정된 모수 값들의 신뢰수준이 낮아질 뿐만 아니라 모수 추정치의 부호 또한 경제이론과 상반되는 경우가 자주 발생한다. 이 경우 선행연구에서는 상관관계가 높은 변수나 부호가 경제이론과 상충하는 변수들을 제외하고 분석하였다. 그러나 이용 가능한 정보를 계량분석모형의 한계로 인해 제외하는 것은 정보의 손실을 의미하여 모형의 예측력을 저하시키는 원인으로 작용할 수 있다. 또한 비모수적 접근방법인 신호접근법의 경우 비슷한 정보의 과잉반영을 방지하기 위해 소그룹별로 정보를 통합하는 과정을 반복한다. 그러나 이 경우에도 분류기준의 자의성과 이에 따른 정보의 소실 등의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 논문은 다양한 정보를 최대한 활용하면서도 기존의 조기경보모형을 사용할 수 있도록 주성분분석(principal component analysis)을 통해 정보를 통합하는 과정을 선행할 것을 제안한다.

주성분분석은 상관관계가 존재하는 다수의 변수를 상호 독립적인 소수의 설명변수로 축약하는 것으로, 다음과 같은 설명변수들(x_t)의 분산공분산 행렬(C)의 고윳값 분해(eigen-decomposition)를 통해 수행된다.

$$C = \begin{bmatrix} \text{var}(x_1) & \text{cov}(x_1, x_2) & \dots \\ \text{cov}(x_1, x_2) & \ddots & \\ \vdots & & \text{var}(x_k) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_1 & \dots & e_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \lambda_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_1' \\ \vdots \\ e_k' \end{bmatrix}$$

위 식에서 e_i 와 λ_i 는 $Ce_i = \lambda_i e_i$ 를 만족하는 고유벡터⁴와 고윳값을 각각 나타내며 고윳값은 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_k \geq 0$ 순으로 정렬되고 e_i 는 e_j (단 $i \neq j$)에 모두 수직이다. 주성분분석을 통한 i 번째 주성분(principal component)은 $pc_{i,t} = e_i' std(x_t)$ 로 계산되며, 여기서 $std(x_t)$ 는 변수의 표준화를 나타낸다.

본 논문에서는 주성분분석을 통해 생성된 주성분(pc_i)을 회귀분석모형과 이항선택모형의 설명변수, 그리고 신호접근모형의 선행변수로 사용하였다. 실제 분석에서는 분산이 커 원자료에 대한 설명력이 큰 주성분을 우선적으로 사용하여 분석하였다. 통상적

4 고유벡터는 크기가 1로 표준화된 주성분을 의미

으로 주성분 분석을 통해 생성된 변수는 총변동(분산)의 80%를 설명하는 수준으로 선택하는데, 80% 이상의 변동을 설명하는 주성분의 경우 측정오류, 잡음 등의 정보로서 의미가 없는 부분을 설명하는 경우가 대부분인 것으로 알려져 있기 때문이다.

2.3. 회귀분석모형

조기경보모형은 미래에 닥칠 위험을 미리 인지하여 경고할 수 있도록 과거와 현재의 추이 및 패턴을 분석하여 미래를 예측할 수 있도록 고안된 정량적 예측모형이다. 미래에 대한 정량적 예측이라는 관점에서 시계열 계량경제모형이 응용될 여지가 크나, 실제 조기경보모형은 위기발생 예측 실패의 비용이 위기 미발생 예측 실패의 비용에 비해 훨씬 크기 때문에 위기발생 예측실패 가능성을 줄이는 데 큰 가중치를 부여하는 모형을 개발하여 왔다.

회귀분석모형은 식 (1)에서와 같이 위기지수를 종속변수로 하고 위기수준을 설명하는 변수를 독립변수로 하여 OLS(ordinary least square)로 분석한다는 측면에서 통상적인 회귀분석과 유사하지만 종속변수가 특정 시점의 위기지수 값이 아닌 특정 구간(이하 window) 내에서 위기지수의 최댓값이라는 점에서 차이가 있다. 이러한 설정은 특정 구간 내 위기지수의 최대치를 예측하고자 하는 것으로 정확한 위기지수의 수준보다는 해당 기간 내 위기지수의 최대치에 집중하여, 추정된 위기지수의 최대치와 위기를 나타내는 임계치와의 비교를 통해 용이하게 조기경보 수준을 결정할 수 있도록 한다.

$$(1) \max CI_{t,t+3} = \beta' PC_t + \epsilon_t$$

여기서 $\max CI_{t,t+3}$ 는 t 시점에서 $t+3$ 까지의 기간에의 최대 위기지수를 나타내며 PC_t 는 다양한 변수에 대한 주성분분석을 통해 계산된 주성분을 나타내는 변수벡터이다. β 와 ϵ_t 는 각각 회귀식의 모수벡터와 오차항이다.

window는 조기경보모형을 통해 예측하고 대비하고자 하는 위기형태와 예측 가능성, 위기에측 후 필요한 대응기간, 구축하고자 하는 경보시스템의 요구 등을 고려하여 결정하여야 한다. 그러나 예측의 신뢰수준과 window의 길이 사이에는 반비례 관계가 성립하기 때문에 적정 window를 설정하는 것도 중요한 문제이다. window는 선물시장을 대상으로 하는 경우 통상적으로 6개월에서 1년의 기간을 설정하나⁵ 본고에서는 현 월을 포함한 4개월로 설정하였다. 이는 현재 국내 여타 부문에 구축되어 있는 조기경보

시스템의 window와 비교할 경우 비교적 짧은 기간인데, 국제곡물시장의 장기 가격예측이 매우 어렵고 해외시장에서 곡물을 구매하여 국내에 도입되기까지 3~6개월의 시차가 발생하여 국내 대응에 다소의 시간적 여유가 있다는 측면을 반영한 것이다.

이상의 회귀분석모형을 통하여 도출될 조기경보지수는 표본 내 자료를 사용하여 추정된 $\hat{\beta}$ 값을 이용하여 $EWI_t = \hat{\beta} PC_t$ 로 계산한다.

2.4. 이항선택모형

조기경보모형에서 모수적 접근방법은 위기의 유무 혹은 위기단계를 나타내는 질적 변수를 종속변수로 사용하기 때문에 일반적인 선형 모형이 아닌 이항선택모형(binary choice model)인 프로빗(Probit)이나 로짓(Logit) 모형을 많이 이용해 왔다.⁶ 프로빗/로짓 모형은 이전에 설명한 회귀분석모형과 같은 모수적 접근방식을 이용한 다변량 접근법이다. 프로빗/로짓 모형을 이용한 조기경보지수 개발은 Frankel and Rose(1996)에서 시작되었으며 국내의 경우 박원암·최공필(1998), 박대근·이창용(1998), 배기웅·정지만(2000) 등의 연구에서 이용되었다. 특히, 손상호 외(2001)에서는 회귀분석, 프로빗 모형, 신호접근법을 통해 외환위기 이후 은행 위기를 비교 분석하고 예측하는 기법을 제시하였으며 신종각 외(2007)에서도 순위프로빗(Ordered Probit Model)을 이용하여 노동시장조기경보모형을 구축하였다. 또한 서승환(2004)도 신호접근법과 프로빗 모형을 이용하여 주택시장 조기경보체계를 구축하였다.

프로빗/로짓 모형은 식 (2)의 회귀식으로 나타낼 수 있다.

$$(2) \quad Pr[C_{i,t+3} = 1 | PC_t] = F(\beta' PC_t)$$

여기서 $C_{i,t+3}$ 은 t 기에서 $t+3$ 기 동안의 위기발생 여부를 나타내는 이항변수로 위기 발생을 1로 위기 미발생을 0으로 나타낸다. 또한 $Pr(\cdot)$ 은 확률함수를 나타내며 PC_t 는 위기를 설명하는 설명변수들의 주성분 벡터, β 는 추정할 모수를 나타내는 벡터

5 금융자유화와 외환위기와 같이 선행성의 정도가 클 경우 통상적으로 2년의 window를 설정하나 원자재 가격 등은 선행하는 변수의 식별이 용이하지 않고 선행의 정도도 크지 않아 예측력을 담보하기 위해서는 비교적 짧은 window를 설정하는 것이 바람직함.

6 위기수준을 여러 단계로 구분하는 경우 순위프로빗/로짓모형(ordered probit/logit model)이 사용됨.

이다. $F(\cdot)$ 는 확률이 0과 1사이로 계산될 수 있도록 제한하는 함수로 로지스틱 함수를 사용할 경우 로짓모형, 누적정규확률밀도함수를 사용할 경우 프로빗모형이라 한다.

프로빗모형의 누적정규확률밀도함수는 로지스틱 함수에 비해 분포의 양 꼬리부분이 얇아 부동산위기, 고용위기와 같이 상대적으로 자주 발생하는 실물부문의 위기를 표현하는 데 적합한 반면, 로짓모형은 외환위기와 같이 발생빈도가 작지만 피해가 큰 사건의 확률을 표현하는 데 더 적합한 것으로 알려져 있다.⁷ 이러한 이유로 우리나라의 주택 및 부동산 위기⁸와 고용위기⁹ 조기경보 모형으로 프로빗모형을 사용하고 있다. 본 연구에서도 곡물부문의 위기는 실물부문의 위기로 비교적 자주 발생하는 것으로 판단하여 프로빗모형을 이용하였다.

프로빗모형을 이용한 식 (2)의 추정은 식 (3)의 로그우도함수(log-likelihood function)를 최대화하는 모수 값을 계산하는 최대우도추정량(Maximum Likelihood Estimator: MLE)을 사용한다.

$$(3) \quad \text{프로빗로그우도함수} = \ln L = \sum_{t=1}^T [y_t \ln \Phi(\beta' PC_t) + (1 - y_t) \ln (1 - \Phi(\beta' PC_t))]$$

위 식에서 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률분포함수, y_t 는 $C_{t,t+3}$ 으로, 해당 월을 포함한 향후 4개월 동안 위기발생 여부를 나타낸다.

이상의 프로빗모형의 추정결과를 이용한 조기경보지수는 위기 발생확률인 $EWI_t = \Phi(\hat{\beta}' PC_t)$ 혹은, $EWI_t = \hat{\beta}' PC_t$ 로 산출할 수 있으며, 본고에서는 여타 모형에서 도출된 조기경보지수와 비교에 용이하도록 $EWI_t = \hat{\beta}' PC_t$ 를 사용하여 조기경보지수를 산출하였다.

2.5. 신호접근모형

신호접근모형은 위기에 선행하는 여러 변수를 선정하고 이들의 움직임을 종합하여 지수화한 후 이를 관찰하여 위기를 예측하는 방법으로 Kaminsky(1998)가 제안한 방법이다. Kaminsky(1998)는 금융자유화(financial liberalization), 은행위기(banking crisis), 외환위기(currency crisis) 간의 선·후행성을 파악한 후 이를 기반으로 외환위기 조기경

7 조하현·이승국(2002)

8 서승환 외(2004)

9 신종각 외(2007)

보시스템을 구축하였다. 신호접근모형은 위기 여부 파악, 선행변수의 위기신호와 실제 위기 여부에 대한 관계를 이용하여 각 선행변수의 위기기여도 산출, 선행변수의 종합 지수화 순으로 진행되며, 위기 이전에 얼마나 빨리 이상 징후를 찾아낼 수 있는가는 변수들의 선행성 정도에 의존하게 된다.

신호접근법은 위기 여부를 파악할 수 있는 적절한 위기지수를 선택(산출)하고 이 지수에 일정한 기준을 적용하여 해당 기간에 위기 여부를 파악하는 것에서 출발한다. 위기구간을 식별한 후에는 위기를 잘 설명할 수 있는 위기의 선행변수를 찾아 이들 변수들이 보내는 위기신호가 참일 확률을 최대로 하는 임계치를 식별한다. 즉, 신호접근법은 선행변수가 일정한 임계치를 넘으면 위기신호를 발생하며, 이 신호의 유효성을 높일 수 있도록 최적의 임계치를 찾고 이를 기준으로 선행변수들의 신호발생 유무를 이항변수화 한다. 선행변수의 선정은 경제이론과 실증적인 관계분석을 통해 이루어질 수 있으며 적절한 선행변수의 포함 유무가 모형의 예측력을 좌우하게 된다. 이를 위하여 통상적으로 선행변수와 위기지수 간의 인과관계분석 및 시차분석을 선행적으로 수행할 필요가 있다.

선행변수의 신호발생 임계치는 N/S비율(Noise-Signal Ratio: 위기 미발생 시에 위기 신호를 보내는(Noise) 비율 대비 위기 발생 시 신호를 보내는(Signal) 비율)을 최소화하는 수준에서 결정한다. 이를 위하여 각 선행변수의 분포에서 상/하위 극치(통상적으로 상/하위 25%)를 제외한 나머지 구간을 몇 개의 구간(통상적으로 15구간)으로 나누고 각각의 구간에 대해 N/S비율을 계산하여 N/S비율이 최소가 되는 구간의 기준점을 임계치로 사용한다. 상/하위 극치를 제외하는 것은 신호를 너무 자주 발생시키거나 혹은 신호를 거의 발생시키지 않아 선행변수로서 의미가 없는 경우를 제외하기 위함이다. 각 선행변수는 해당 임계치 이상일 때 신호를 발생시킬 수 있도록 위기지수와 선행변수가 정의 관계를 갖도록 선행변수를 변환한다.¹⁰ 참신호의 발생빈도는 높이고 노이즈의 발생빈도는 낮추며, 신호 미발생 시기에는 위기도 발생하지 않는 것이 바람직하다.

구체적으로 N/S비율을 구하기 위하여 window를 설정하고 이 기간 내의 위기발생 유무와 그 기간의 시작시점에서의 신호발생 유무를 이용하여 계산함으로써 변수의 선행성을 고려하게 된다. <표 1>은 선행변수의 신호발생과 특정 기간 내에 위기발생 유무의 경우의 수를 나타내는 것으로 N/S비율은 $\frac{B/(B+D)}{A/(A+C)}$ 로 계산된다.

¹⁰ 부의 관계를 나타낼 경우 주로 역수를 취하거나 부호를 바꿈.

표 1. 신호발생과 위기발생의 경우의 수

위기신호		위기발생	위기지수	
			위기발생(Crisis)	위기 미발생(Non Crisis)
선행 변수	신호발생(Signal)		참신호(A)	노이즈(B)
	신호 미발생(Non Signal)		노이즈(C)	참신호(D)

신호접근법을 이용한 조기경보지수 도출의 최종단계는 각 선행변수들의 최적 임계치(N/S비율을 최소화 하는 수준)에서의 N/S비율을 계산하고 ‘1-N/S비율’을 가중치로 하여 조기경보지수를 도출한다¹¹. 조기경보지수를 계산하는 산식은 식 (4)¹²이다.

$$(4) \quad EWI_t = \sum_{k=1}^K (1 - N/S비율_k) \times std(pc_{tk})$$

여기서 pc_k 는 k 번째 선행변수를 나타내며 $std(\cdot)$ 는 표준화를 나타내는 함수이다. 조기경보지수 계산 시 선행변수들의 수준(scale)의 크기에 따라 조기경보지수에 대한 기여가 달라지는 것을 방지하기 위하여 각 선행변수들을 표준화시킨다. 또한 조기경보지수가 음의 값을 갖는 경우 등이 발생하지 않도록 지수를 조정(re-scale)하거나 해석의 편의를 위하여 표준화하는 단계를 거치기도 한다. 더하여 선행연구¹³에서는 비슷한 정보가 중복 계산되는 것을 방지하기 위하여 유사한 정보를 포함할 것이라고 생각되는 변수들을 범주화하고 각 범주의 세부지수를 구한 후 범주별 종합지수를 새롭게 선행변수화하는 방법을 사용한다. 그러나 이러한 범주화는 그 기준의 자의성으로 인해 정보의 소실 및 중복계상 문제를 완전히 해결할 수 없다. 본고에서는 주성분분석으로 선행변수를 상호 독립적인, 즉 서로 다른 정보를 가진 몇 개의 변수로 축약한 후 사용하여 이러한 정보의 소실이나 중복계상 문제가 발생하지 않게 하였다. 이상의 신호접근모형을 이용한 조기경보지수의 도출은 특정 함수관계를 직접적으로 추정하지 않는다는 측면에서 비모수적 접근법(non-parametric method)이라 할 수 있다.

11 선행변수들 (1-N/S비율)로 가중 평균하는 방식으로 종합한다는 의미에서 신호접근모형에 의한 조기경보지수를 조기경보지수(CLI: Composite Leading Index)라 부름.

12 $std(pc_t)$ 대신 pc_t 를 신호발생 여부를 나타내는 이항변수로 전환한 값을 이용하여 조기경보지수를 작성하기도 함. 이 경우 $EWI_t = \sum_{k=1}^K (1 - N/S비율_k) \times I(pc_{tk} \geq \tau)$ 로 계산되며 여기서 τ 는 신호발생 여부를 판단하는 임계치, 그리고 $I(\cdot)$ 는 지시함수를 나타냄.

13 김태훈·송준호(2009) 등.

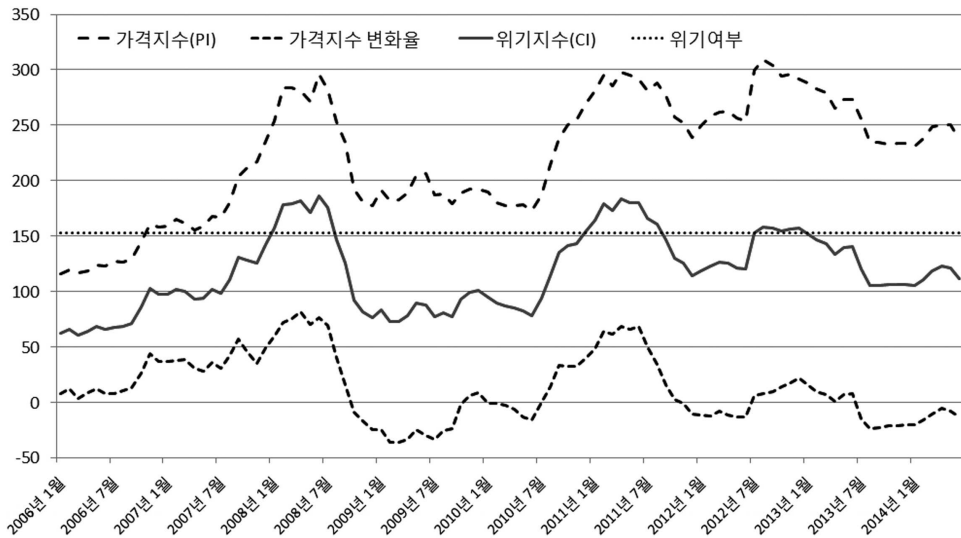
3. 위기지수 및 사용자료

본 연구에서는 위기지수 및 조기경보지수 산출을 위하여 2006년 1월부터 2014년 12월까지의 선물시장, 국제곡물 수급, 거시경제 등과 관련된 월별자료를 사용하였다. 통상적으로 위기구간의 설정은 안정적인 구간을 기준으로 도출된 위기지수를 사용하나 국제곡물시장의 경우 2006에서 2008년까지 계속된 가격 급등을 전후로 구조적 변화가 발생하여 2006년 이전 자료를 사용할 경우 이러한 구조변화를 반영하지 못한다는 측면에서 2006년 이후부터 최근까지를 분석 자료로 사용하였다.

3.1. 위기지수 및 위기구간

<그림 1>은 국제곡물 가격지수, 가격지수의 변화율 및 이들의 평균인 위기지수 추이를 보여준다. 위기구간은 위기지수의 평균(μ)과 분산(σ)을 이용한 $\mu + k\sigma$ 식을 사용하였는데 2006년 1월부터 2014년 12월까지의 기간 동안 $k = 1$ 보다 큰 경우(정규분포를 가정할 경우 백분율 86% 이상 구간)로 설정하였다. 이러한 기준을 적용한 결과 2008년과 2011년 상반기, 2012년 하반기가 위기구간으로 식별되었다.

그림 1. 국제곡물 가격지수와 위기구간 설정



<표 2>는 이상에서 식별된 위기구간에서 발생한 국제곡물시장의 가격변화 및 이로 인한 파급영향으로 국내 곡물 관련 식품물가 및 사료물가의 변동 상황을 나타낸다.

표 2. 국제곡물시장의 위기시점

	곡물가격 안정기	위기 시점		
		2008. 2.~7.	2010. 12.~2011. 8.	2012. 7.~2013. 1.
국제곡물 가격지수	밀 : 121	밀 : 184.3% ↑	밀 : 139.8% ↑	밀 : 136.5% ↑
	옥수수 : 102	옥수수 : 145.0% ↑	옥수수 : 202.6% ↑	옥수수 : 207.3% ↑
	콩 : 112	콩 : 126.6% ↑	콩 : 135.1% ↑	콩 : 177.0% ↑
	쌀 : 91	쌀 : 205.9% ↑	쌀 : 127.7% ↑	쌀 : 124.6% ↑
	전체: 113	전체: 162.6% ↑	전체: 153.4% ↑	전체: 173.8% ↑
국내파급 영향	사료가격지수 53	45.7% ↑	70.2% ↑	83.8% ↑
	식품가격지수 61	69.5% ↑	108.2% ↑	119.7% ↑
특징 (위기 요인)	충분한 재고량을 바탕으로 안정적 수급 균형 달성	기상악화에 따른 주요국 수출 금지 조치, 세계 금융 위기에 따른 유동성 증가, Bio연료 수요증가 등	이상기상에 의한 구소련 지역 밀 생산 감소와 러시아 등 곡물 수출 금지 조치	미국 기상악화에 따른 옥수수, 콩 생산량 감소 전망, 러시아 밀 생산 감소

- 주 1) 국제곡물가격 변동은 일정 시차를 두고 국내 물가에 파급됨. ‘실측지수’는 시차를 고려하지 않은 해당 기간의 물가변동 수준을 나타내며 물가 ‘상승요인’은 장기적인 국내물가와 국제곡물가격과의 관계를 고려하여 계산됨.
- 2) 국제곡물 가격지수는 국제곡물이사회(IGC)의 가격지수(2000년 1월 기준)이며, 사료와 식품 가격지수(2010년 1월 기준)는 통계청의 생산자물가지수(PPI)와 소비자물가지수(CPI)임.
- 3) 통상적으로 국제곡물가격 안정기는 1970년대 후반부터 2000년대 중반까지 30여 년을 이르나 본 자료에서는 2000년부터 2005년까지의 자료를 이용함. 국제곡물가격 안정기의 가격 수준은 안정적인 추이를 보이며 2000년을 전후로 크게 다르지 않음.

3.2. 데이터 및 선행변수 식별

국제곡물 조기경보지수의 예측력을 높이기 위해서는 조기경보지수를 구성하는 국제곡물 FOB 가격을 적절하게 설명할 수 있는 변수들의 선별(식별)이 무엇보다 중요하다. 본고에서 사용된 설명변수는 선물시장 관련 변수, 공급요인 관련 변수, 수요 및 거시경제요인 관련 변수로 범주화되며, 해당 월에 시차 발생 없이 이용 가능한 자료를 중심으로 구성하였다.

표 3. 국제곡물 조기경보 모형에 사용된 변수

대분류	중분류	소분류	주기	출처
위기 지수	FOB 가격지수	밀, 옥수수, 콩 및 쌀 FOB 가격지수	월	국제곡물이사회 (IGC)
선물 시장	근월물 가격	밀, 옥수수, 콩 및 쌀 선물가격	월	시카고상품거래소 (CBOT)
	비상업 순매수 포지션	밀, 옥수수, 콩 및 쌀 비상업 순매수 포지션	월	
공급 요인	재고율	밀, 옥수수, 콩 및 쌀 재고율	월	미 농무성(USDA)
	기상	엘니뇨(평년 대비 해수면 평균 온도 상승) 라니냐(평년 대비 해수면 평균 온도 하락)	월	미국 기상청 (NOAA)
수요 및 거시경제 요인	거시경제 요인	OECD/비OECD국 평균 환율	월	글로벌인사이트
		OECD/비OECD국 평균 GDP 성장률 OECD/비OECD국 GDP 디플레이터 변화율	분기	
	유가	유가 선물가격(Brent유)	월	

선물시장 관련 선행변수는 근월물 가격과 비상업 순매수포지션을 사용하였다. 근월물 가격은 통상적인 선물가격을 일컬으며 FOB 가격에 비해 변동성이 큰 것으로 알려져 있다. 비상업 순매수포지션은 투기자본의 움직임을 나타내는 변수로 곡물가격 결정에 영향을 주는 것으로 알려져 있으며 특히, 곡물가격 급등 시 비상업 순매수포지션이 크게 증가하는 경향을 보여 왔다. 위기지수가 FOB 가격 수준과 전년 동기 대비 변화율을 함께 고려한다는 측면에서 선물가격도 수준변수와 전년 동기 대비 변화율을 동시에 사용하였다.

국제곡물 공급요인 관련 변수는 주요곡물의 재고율과 기상 관련 자료를 사용하였다. 주요 곡물의 재고율은 시카고상품거래소(CBOT) 선물가격 등의 국제곡물가격 형성에 중요한 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 재고율 데이터는 미 농무성(USDA)에서 발표하는 각 곡물의 해당 양곡연도 월별 세계 재고율 전망치로 최종 확정치와 다를 수 있으나, 선물시장 가격형성에 중요한 역할을 해왔다. 재고율도 선물가격과 같이 수준변수 뿐만 아니라 전년 동기 대비 변화(차분)량도 분석에 사용하였다. 기상변수는 엘니뇨 및 라니냐 관측지점인 적도 부근의 Nino 3.4 지점 해수면 해당 월 온도와 평년 온도의 차이를 사용하였다. 해수면 온도가 평년에 비해 0.5℃ 높을 경우는 엘니뇨, 0.5℃ 낮을 경우는 라니냐로 정의¹⁴되는데 엘니뇨와 라니냐 발생 시 기상이변이 발생하여 곡물의 생육에 피해를 줄 수 있기 때문에 이를 기상 변수로 사용하였다. 실제로 2007년

¹⁴ 미국 해양대기청(NOAA)은 “엘니뇨 감시구역인 Nino 3.4지역에서 3개월 이동평균한 해수면 온도가 평년 대비 0.5℃ 이상 높은 달이 5개월 이상 지속될 때”를 엘니뇨로 정의

후반부터 시작된 곡물가격 급등과 2010년도의 곡물가격 급등은 라니냐의 영향이 큰 것으로 알려져 있다. 엘니뇨와 라니냐는 각각 $Max(Temp, 0)$, $Abs(Min(Temp, 0))$ 로 변수화하였으며, 여기서 $Temp$ 는 적도 부근 해수면 평년 대비 온도차를 의미한다.

표 4. 선행변수의 기초통계치

		구분	단위	평균	표준편차	최소	최대
위기 지수	FOB 가격 지수	밀	2001년 1월 =100	231.3	57.0	130.3	421.1
		옥수수		220.7	61.0	107.4	328.3
		콩		222.2	56.7	110.7	340.8
		쌀		189.0	47.0	113.0	382.0
선물 시장	근월 물 가격	밀	\$/ton	233.7	55.2	129.3	402.8
		옥수수		191.2	59.8	90.5	316.3
		콩		420.7	103.9	199.3	623.0
		쌀		301.9	57.9	183.8	486.4
	비상업 순매수 포지션	밀	계약	-8,714	28,408	-58,255	56,431
		옥수수		205,165	134,899	-125,886	489,254
		콩		96,535	71,938	-42,536	255,390
		쌀		1,063	2,855	-4,137	7,732
공급 요인	재고율	밀	%	25.0	4.0	17.4	31.3
		옥수수		15.4	2.2	11.7	19.8
		콩		24.5	3.0	19.5	31.9
		쌀		20.4	2.0	14.1	23.6
	기상	엘니뇨	℃	0.2	0.4	0.0	1.6
		라니냐	℃	0.4	0.5	0.0	1.5
수요 및 거시 경제 요인	환율(OECD) 환율(비OECD) GDP 성장률(OECD) GDP 성장률(비OECD) GDP 디플레이터 (OECD) GDP 디플레이터(비 OECD)	지수	100.2	3.7	93.3	112.8	
		지수	102.4	5.9	92.2	122.2	
		%	1.3	2.1	-4.9	3.3	
		%	6.1	2.0	1.3	9.0	
		%	6.8	3.5	-1.0	13.4	
		%	1.6	0.6	0.5	2.5	
	유가	Brent유 선물	\$/bbl	89.9	22.9	43.1	134.6

주: 자료는 2006년 1월에서 2014년 12월까지임.

수요 및 거시경제 관련 변수로는 유가, GDP 성장률, 세계 환율¹⁵, GDP 디플레이터를 사용하였다. 특히, GDP성장률, 세계 환율, GDP 디플레이터는 선진국과 개도국의

¹⁵ 각 국 통화가치를 해당국의 경제규모로 가중 평균한 지수

곡물에 대한 소득 탄력성이 다를 것이라는 점에 착안하여 선진국(OECD)과 개도국(비 OECD)으로 구분하여 사용하였다. 유가는 곡물운임에 직접적으로 영향을 주며, 옥수수 등 곡물을 원료로 한 바이오 에탄올과 대체관계에 있다. 또한 곡물생산의 주요 투입재인 유류는 공급요인으로도 작용할 수 있다. 환율은 특정 국가의 환율 상승(평가절하)은 단기적으로 해당국가의 자국화폐로 표시된 수입곡물 가격 상승으로 인한 수입수요 감소요인으로 작용하며 반대로 수출국의 경우 수출 촉진요인으로 작용한다. 단, 곡물 수출국의 경우 곡물생산 투입재 가격을 상승시켜 곡물가격을 상승시키는 방향으로 작용할 수 있으며, 이는 공급요인으로 작용할 수 있음을 의미한다. 소득 관련 변수로는 GDP 성장률을 사용하고, 서비스부문을 포함한 전반적인 물가지수를 나타내는 GDP 디플레이터를 변수로 사용하였다.

표 5. 위기지수와 설명변수의 시차상관계수

구분			위기지수(CI)					
			lag=0	lag=1	lag=2	lag=3	lag=4	lag=5
선물 시장	근월 물 가격		0.347	0.309	0.257	0.198	0.135	0.063
	비상업 순매수포지션		0.639	0.635	0.600	0.547	0.486	0.410
공급 요인	재고율		-0.501	-0.461	-0.411	-0.354	-0.286	-0.212
	기상	엘니뇨	-0.078	-0.059	-0.049	-0.045	-0.046	-0.045
		라니냐	0.341	0.374	0.403	0.410	0.389	0.336
수요 및 거시 경제 요인	환율	OECD	-0.296	-0.279	-0.251	-0.220	-0.188	-0.152
		비OECD	-0.432	-0.393	-0.339	-0.285	-0.232	-0.179
	GDP 성장률	OECD	0.338	0.363	0.375	0.381	0.383	0.383
		비OECD	0.510	0.522	0.523	0.515	0.503	0.487
	GDP 디플레이터	OECD	0.304	0.256	0.213	0.173	0.136	0.103
		비OECD	0.610	0.551	0.480	0.400	0.318	0.238
	유가		0.283	0.250	0.212	0.168	0.122	0.072

주: 선물가격, 비상업 매수포지션 및 재고율의 경우 최근 3개년(2011~13년)간의 수입액 비중을 가중치로 가중 평균한 지표에 대하여 선행성을 검증함.

<표 4>는 국제곡물 조기경보모형에 사용된 변수들의 기술적 통계치이다. 각 변수들의 기초 통계치는 특이 값 등의 오류 가능성이 있는 변수들이 없다는 것을 보여준다.

이상에서 식별된 변수들을 신호접근모형의 선행변수로 사용하기 위해서는 이들 변수들이 위기지수를 선행하여야 한다. 설명변수가 위기지수를 선행하지 않을 경우 이를 이용하여 계산된 조기경보지수가 위기지수를 선행하지 않아 조기경보지수로서의 의미가 없어지기 때문이다. <표 5>는 설명변수들의 선행성 검증을 위하여 위기지수와 설명

변수들 간의 시차상관계수를 계산한 것으로 대부분의 변수들이 위기지수와 동행하는 것으로 나타났다. 경제학의 시장효율성 가설¹⁶에 따르면 공개된 정보(변수)는 이미 시장가격에 반영되어 가격예측에 도움을 주지 못한다. 따라서 적절한 선행변수를 식별하는 것은 현실적인 한계가 존재한다. 다만, 공급요인의 하나인 라니냐와 수요 및 거시경제 요인인 GDP 성장률은 위기지수에 대해 2~4개월의 선행성을 보였다.

실제 동행하는 설명변수를 사용하여 조기경보지수를 산출할 경우 조기경보지수와 위기지수가 흔히 동행하는 것으로 나타난다. 따라서 본 연구에서는 동행하는 설명변수의 예측치를 이용하여 조기경보지수를 계산할 것을 제안한다. 구체적으로는 위기지수와 동행하는 설명변수에 대하여 3개월 선행하는 시차변수를 사용하여 신호접근 모형에서 산출된 조기경보지수가 위기지수를 선행하도록 하는 것이다. 단, 선행성을 보인 라니냐, GDP 성장률 등의 변수는 원자료를 그대로 사용한다.

이상과 같이 시차변수를 선행변수로 사용함에 따라 모형구축 후 실제 조기경보지수를 계산하는 경우에는 해당 월에 대해 3개월 선행 예측치를 사용하게 된다. 동행변수의 선행 시차변수를 사용하여 조기경보지수를 산출할 때 해당 변수에 대한 신뢰성 높은 예측치가 확보되어야 조기경보지수의 예측력을 담보할 수 있다. 본 연구에서는 선행변수로 사용하는 환율, GDP 디플레이터, 유가 등은 국내외 유수의 전망기관에서 예측치를 제공하고 있으며, 국제곡물 관련 변수인 선물가격, 재고율 등은 한국농촌경제연구원, 미국 농무부(USDA)에서 예측치를 매달 발표하고 있어 신뢰성 있는 선행변수의 예측치 확보에는 큰 어려움이 없을 것으로 판단된다. 만약 이러한 외부로부터의 설명변수의 예측치 획득에 실패할 경우는 ARIMA 등의 시계열계량경제모형을 이용하여 예측치를 직접 생성하는 방안도 생각할 수도 있다.

조기경보모형을 통해 계산된 조기경보지수는 결국 설명변수의 예측치를 추정된 함수식에 대입하거나 가중 평균하는 방법으로 계산되기 때문에 설명변수의 예측치를 사용하여 조기경보지수를 도출하는 것은 각 전망기관의 전망치를 적절한 가중치로 종합하는 방법이라 할 수 있다. 따라서 이상의 방법으로 계산된 조기경보지수의 예측력은 설명변수로 사용된 변수들의 전망치에 대한 신뢰도에 의존하게 된다는 점에 유의하여야 한다. 동행하는 변수의 예측치를 사용한 조기경보시스템 구축은 본 연구가 선행 연구와 차별화되는 점이다.

16 주로 증권시장의 가격형성을 묘사하는 이론으로 현재 이용가능한 모든 정보는 이미 주가에 반영(준강형, semi-strong form)되어 있다는 가설임. 다만, 곡물가격의 경우 저장을 통하여 미래소비는 현재소비로 대체할 수 있으나 현재소비를 미래소비로 대체할 수 없기 때문에 곡물수급의 예측은 미래 곡물가격 예측에 유용한 지표로 사용될 수 있음.

3.3. 주성분분석을 통한 설명변수의 변환

본 연구에서는 다양한 설명변수의 정보를 축약하는 방법으로 주성분분석을 제안하였다. 주성분분석을 통해 생성된 변수들은 서로 독립적이어서 회귀분석에서 다중공선성 문제가 발생하지 않으며 소수의 변수로도 원자료 변동의 많은 부분을 설명할 수 있어 변수들의 설명력은 유지하는 가운데 변수의 수를 효과적으로 줄일 수 있다. 실제 주성분분석에 사용된 변수는 <표 4>의 원자료에 더하여 선물가격과 재고율의 전년 동기 대비 변화량을 추가하였다.

<표 6>은 분석에 사용될 설명변수들을 이용한 주성분분석 결과로 각 주성분의 고유값 및 설명력을 나타낸다. 분석에 사용된 변수의 총 수가 29개로 총 29개의 주성분으로 분해되었다. 그러나 주성분분석을 통해 도출된 제5주성분까지의 원자료에 대한 누적설명력이 81.2%에 이르며 제8요인까지의 누적설명력은 90%를 상회하는 것을 볼 수 있다. 이는 29개의 변수를 5개의 변수로 축약하여도 29개의 변수에 대한 정보의 80% 이상을 포함할 수 있음을 의미한다. 또한 설명력이 작은 5번 이후의 주성분 추이를 확인한 결과 특정 정보를 담기보다는 일반적인 잡음(noise)에 의한 추이와 비슷한 형태를 보이는 것을 확인하였다.

표 6. 주성분분석 결과: 고유값

주성분	고유값 (Eigenvalue)	설명력 (Proportion)	누적설명력 (Cumulative)
pc1	11.163	0.385	0.385
pc2	5.840	0.201	0.586
pc3	2.840	0.098	0.684
pc4	1.927	0.067	0.751
pc5	1.785	0.062	0.812
pc6	1.226	0.042	0.855
pc7	0.946	0.033	0.887
pc8	0.674	0.023	0.910
...
pc29	0.002	0.000	1.000

<표 7>은 총 변동의 81%를 설명하는 제5 주성분까지의 고유벡터이다. 각 주성분이 주로 포함하는 정보는 각 변수에 부여된 고유벡터 값의 크기를 비교하여 유추할 수 있다. 첫 번째 주성분(pc1)과 두 번째 주성분(pc2)은 모두 선물가격 변수에 대한 고유벡터 값이

큰 것으로 나타났는데, pc1은 전년 동기 대비 증감의 고유벡터 값이 크고, pc2는 선물가격 수준변수 고유벡터 값이 커 pc1은 선물가격의 전년 동기 대비 변화에 대한 정보를 주로 담고 있으며 pc2는 선물가격의 수준 값에 대한 정보를 주로 담고 있는 것으로 해석할 수 있다. 또한 세 번째 주성분(pc3)은 환율과 GDP 성장률 등 수요요인, 네 번째 주성분(pc4)은 재고율 수준 및 이의 변화율 관련 정보 그리고 다섯 번째 주성분(pc5)은 선물시장의 비상업순매수 포지션 및 기상 관련 정보를 주로 포함하고 있는 것을 알 수 있다. 조기경보모형의 설명변수 혹은 선행변수로 사용되는 각 주성분은 계산된 고유벡터와 원 자료의 변수를 표준화한 변수들의 곱의 합인 $pc_{i,t} = e_i' std(x_t)$ 로 계산된다.

표 7. 주성분 분석결과: 고유벡터

		변수명	pc1	pc2	pc3	pc4	pc5	
공급 요인	재고율 (수준)	밀	-0.17	0.24	0.01	0.25	0.15	
		옥수수	-0.23	0.09	0.07	-0.22	-0.02	
		콩	-0.18	-0.08	0.33	0.12	0.02	
		쌀	-0.12	0.31	0.16	0.24	0.08	
	재고율 (전년 동기 대비 증감)	밀	-0.17	0.06	-0.38	0.03	-0.17	
		옥수수	-0.15	0.17	-0.08	-0.47	-0.18	
		콩	-0.24	-0.08	0.16	0.15	-0.07	
		쌀	0.00	-0.04	-0.24	0.41	0.02	
	기상	엘니뇨	-0.11	-0.08	-0.27	0.10	0.37	
		라니냐	0.18	0.14	-0.02	-0.11	-0.13	
	선물 시장	근월물가격 (수준)	밀	0.19	0.24	0.06	-0.26	0.04
			옥수수	0.13	0.32	0.11	0.16	0.11
콩			0.06	0.39	0.11	-0.05	0.01	
쌀			0.09	0.32	-0.09	0.02	-0.25	
근월물가격 (전년 동기 대비 증감)		밀	0.26	-0.07	0.05	-0.16	0.19	
		옥수수	0.24	-0.08	0.01	0.24	0.18	
		콩	0.27	0.04	-0.07	-0.12	0.04	
		쌀	0.23	-0.04	-0.08	0.12	-0.30	
비상업 순매수 포지션		밀	0.17	-0.06	0.02	-0.29	0.40	
		옥수수	0.21	0.02	0.05	0.10	0.38	
		콩	0.13	0.26	0.03	-0.09	0.20	
		쌀	0.19	-0.13	-0.29	-0.06	0.03	
수요 요인	환율	OECD국 평균 환율	-0.20	-0.22	0.20	-0.10	0.06	
		비OECD국 평균 환율	-0.22	-0.02	0.31	-0.12	0.08	
GDP 성장률	OECD국 평균 GDP 성장률	OECD국 평균 GDP 성장률	0.17	-0.11	0.44	0.06	-0.06	
		비OECD국 평균 GDP 성장률	0.22	-0.21	0.18	0.05	-0.11	
거시 경제 요인	GDP 디플레이터	OECD국 GDP 디플레이터 변화율	0.24	-0.05	0.10	0.16	-0.23	
		비OECD국 GDP 디플레이터 변화율	0.18	-0.25	0.10	-0.06	-0.27	
	유가	유가(Brent유)	0.11	0.31	0.16	0.14	-0.17	

주: 설명변수 변동에 대한 누적 설명력이 81.2%인 제5요인까지의 결과임.

4. 조기경보지수의 비교·분석

<표 8>은 설명변수 혹은 선행변수 총변동의 약 80%를 설명할 수 있는 제5 주성분까지를 설명변수로 사용하여 회귀분석모형과 프로빗모형을 추정한 결과와 신호접근모형의 신호잡음비율(N/S비율)을 계산한 결과이다.¹⁷ 각 주성분들을 평균이 0, 분산이 1이 되도록 표준화하는 과정을 거쳤다. 이는 회귀분석모형과 프로빗모형의 경우 각 추정계수의 크기를 재조정(re-scaling)하여 회귀계수 간의 기여도 비교를 용이하게 하며 신호접근모형의 경우 각 주성분의 측정단위(scale)가 조기경보지수에 영향을 미칠 수 없도록 하는 역할을 한다. 회귀분석모형과 프로빗모형의 전반적인 모형의 적합도를 나타내는 결정계수는 회귀분석모형이 0.86(Adj- R^2), 프로빗모형이 0.56(Pseudo- R^2)으로 계산되어 전반적으로 나쁘지 않은 적합도를 보여주고 있다.

표 8. 조기경보모형 추정 및 계산 결과

	회귀분석모형 (종속변수: 위기 지수)	프로빗모형 (종속변수: 위기 여부)	신호접근모형 (N/S_Ratio)
std(pc1)	0.703*** (19.18)	1.334*** (3.08)	0.192
std(pc2)	0.608*** (16.83)	0.871*** (3.63)	0.385
std(pc3)	0.118*** (3.22)	0.550 (0.77)	0.769
std(pc4)	0.098*** (2.69)	0.101 (0.53)	0.769
std(pc5)	-0.037 (-1.02)	0.187 (0.70)	0.481
상수항	0.206*** (5.72)	-1.238*** (-3.09)	
R^2	0.861	0.557	

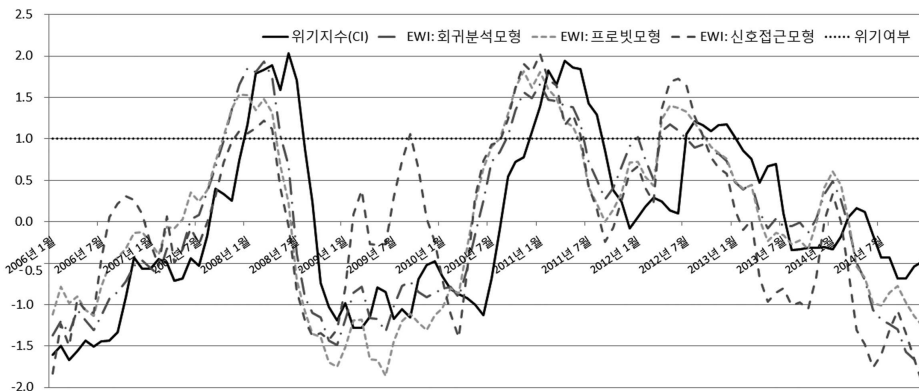
주: 회귀분석모형과 프로빗모형의 결과는 각각 모형추정의 모수 추정치와 검정치인 t-값(괄호 안)을 나타내며 신호접근모형의 경우 해당 선행변수의 최적 N/S비율을 나타냄. R^2 의 경우 회귀분석모형에서는 Adj- R^2 를 나타내며 프로빗모형의 경우 Pseudo- R^2 를 나타냄. ***, **는 해당 추정치가 각각 1%, 5% 유의수준에서 통계학적으로 유의함을 의미.

¹⁷ 본 연구는 정보의 누락이 조기경보모형의 성과에 영향을 미칠 수 있을 것이라는 가정하에 총변동의 90% 이상을 설명할 수 있도록 주성분 변수를 8개까지 단계적으로 증가시키며 아래의 분석을 동일하게 수행하였으나 전반적인 결과는 동일하게 유지되는 것을 확인함.

구체적으로 회귀분석모형과 프로빗모형의 추정결과를 보면 제1, 제2 주성분의 경우 두 모형 모두에서 통계적으로 유의미하게 추정되었으며 추정치의 크기도 여타 설명변수에 비해 큰 것을 알 수 있다. 이는 신호접근모형에서 계산된 이 두 변수의 N/S비율이 여타 변수의 N/S비율에 비해 훨씬 작은 값을 보인다는 점에서 일관성 있는 결과라 할 수 있다. 그러나 제3, 4 요인의 추정결과는 회귀분석모형에서는 통계적으로 유의미하게 추정되었으나 프로빗모형에서는 유의미하지 않게 추정되었으며, 제5 요인은 회귀분석모형과 프로빗모형에서는 유의미하게 추정되지 않았으나 신호접근모형에서 계산된 N/S비율은 0.48로 제3 혹은 4 요인에 비해 훨씬 작게 계산되었다. 요약하면 제1 및 제2 요인은 모든 모형에서 조기경보지수에 대한 기여가 큰 변수이나 회귀분석모형은 제3과 제4 요인, 프로빗모형은 제3 요인, 신호접근모형에서는 제5요인의 기여가 상대적으로 크게 나타나 각 모형이 반영하는 정보가 조금씩 다른 것을 알 수 있다.

<그림 2>는 조기경보모형의 추정 및 계산 결과를 이용하여 표본구간 내에서 조기경보지수를 직접 계산한 결과와 실제 위기지수를 나타낸 것이다. 다만, 각 모형에서 산출된 조기경보지수 간의 비교를 위해 모두 평균이 0이며 분산이 1이 되도록 표준화하였다. 본고의 위기에 대한 정의($k=1$ 이상)에 따라 1보다 큰 경우 위기신호를 발생시키는 것으로 볼 때 전반적인 조기경보지수의 위기지수 반영 여부를 보면 세 개 모형에서도 출된 조기경보지수 모두 위기지수를 선행하여 움직이며 비교적 위기지수의 움직임과 유사한 것을 볼 수 있다. 그러나 신호접근모형의 조기경보지수는 2006년 하반기 및 2007년에 위기지수의 움직임과 다른 모습을 보이는 등 여타 모형에 의한 조기경보지수에 비해 위기지수 적합도가 다소 낮은 모습을 보여준다.

그림 2. 신호접근모형 조기경보지수 추이



주: 위기지수와 조기경보지수의 용이한 비교를 위하여 위기지수와 조기경보지수는 평균이 0, 표준편차가 1이 되도록 표준화함. 따라서 위기 지수가 1을 상회할 경우 위기상태임.

조기경보지수의 위기 예측력을 보면 모든 지수가 앞에서 정의한 세 번의 위기를 2~3개월 이전에 예측하였으나 각 지수별로는 조금씩 예측력의 차이를 보인다. 회귀분석모형에 의한 조기경보지수는 2012년 하반기의 위기에 예측력이 비교적 낮으며, 신호접근모형은 2008년 상반기 위기 예측력이 낮을 뿐만 아니라 2009년 9월에는 잘못된 위기신호를 발생시키는 것을 볼 수 있다.

<표 9>는 각 모형에 의해 계산된 조기경보지수 간의 관계와 이들 지수의 선행성을 파악하기 위해 각 지수 간의 상관계수를 계산한 결과이다. 모수적 접근방법인 회귀분석모형과 프로빗모형을 통해 도출된 조기경보지수 간의 상관관계는 비교적 높은 값인 0.963으로 계산되었으나 이들 두 지수와 비모수적 접근방법인 신호접근모형에 의한 조기경보지수의 상관계수는 각각 0.775, 0.778로 비교적 낮았다. 세 모형을 통한 조기경보지수와 위기지수의 선행 시차변수와의 상관계수는 모두 3개월 선행 시차에 대한 상관계수 값이 여타 시차변수에 의한 상관계수 값에 비해 커 모든 조기경보지수는 위기지수에 대하여 3개월 선행하는 것을 알 수 있다. 이는 3개월 선행시차변수를 설명변수로 사용한 결과로 보인다.

표 9. 조기경보지수와 위기지수 간의 시차 및 단순 상관계수

구 분		조기경보지수(EWI)			위기지수(CI)					
		회귀분석 모형	프로빗 모형	신호접근 모형	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
조기경보 지수 (EWI)	회귀분석모형	1.000			0.778	0.873	0.942	0.963	0.905	0.814
	프로빗모형	0.963	1.000		0.687	0.800	0.897	0.953	0.926	0.861
	신호접근모형	0.775	0.778	1.000	0.457	0.604	0.739	0.820	0.788	0.706

본고는 각 조기경보지수를 이용하여 위기발생 확률을 계산한 후 이를 실제 위기발생 여부와 비교하는 방법과 신호접근모형의 N/S비율을 이용하는 방법의 두 가지 경로를 통해 이상의 3가지 조기경보지수의 성과를 비교하였다.

조기경보지수를 이용한 각 시기별 위기 발생할 확률은 Kaminsky(1998)에 제시된 방법과 프로빗(Probit)모형을 이용하였다. 식 (5)는 Kaminsky(1998)가 제안한 신호접근모형에서 도출된 조기경보지수를 이용하여 경험적 위기발생확률을 계산하는 방법이다.

$$(5) \Pr(C_{i,t+h} | EWI_i < EWI_t < EWI_j)$$

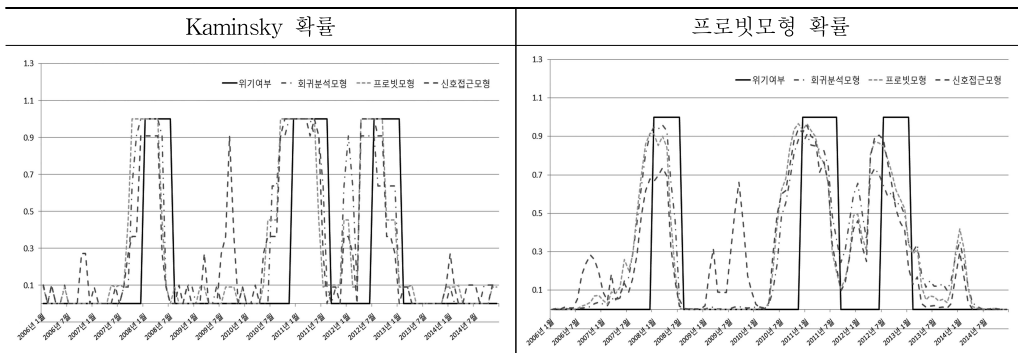
$$= \frac{(EWI_i < EWI_t < EWI_j) \text{ 이고 } h \text{ 기간 동안 위기발생 월 수}}{(EWI_i < EWI_t < EWI_j) \text{ 인 월 수}}$$

여기서 $\Pr(C_{t,t+h})$ 는 t 기부터 h 개월 이내에 위기발생확률을 나타내며 EWI_t 는 t 기의 조기경보지수를 의미한다. 실제 계산에서는 EWI_t 를 동일한 도수(frequency)를 갖는 10개의 구간으로 나눈 후 각 구간 내에서의 위기발생 확률을 계산한다. 프로빗모형에 의한 위기발생확률은 h 개월 이내에 위기발생 여부를 나타내는 이항변수를 종속변수로 하고 조기경보지수를 설명변수로 하여 프로빗모형을 추정한다. 식 (6)은 프로빗모형의 t 기에서부터 향후 h 개월 이내 위기발생확률을 추정하는 회귀식을 나타낸다.

$$(6) \quad P(C_{t,t+h} = 1|EWI_t) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 EWI_t)$$

여기서 Φ 는 정규분포의 누적확률밀도함수, β 는 회귀분석을 통해 추정되는 파라미터이다. 본고에서는 모형설계 시 설정한 window와 일관성을 유지하기 위하여 $h = 3$ 으로 설정하였다. 아래 <그림 3>은 세 가지 모형으로 도출된 각각의 조기경보지수로 계산된 위기발생 확률을 나타낸다.

그림 3. 조기경보지수를 이용한 위기발생 확률



본 연구는 세 가지 조기경보지수로 계산된 위기발생 확률의 실제 위기발생 여부의 예측력을 검증하기 위하여 RMSE(root mean squared error)와 MAE(mean absolute error)를 사용하였다.¹⁸ RMSE와 MAE 기준은 표본 내에서 추정된 확률과 실제 발생유무와의 차이, 즉 오차를 평균하는 방법으로 작은 값을 보일수록 더 좋은 성과를 의미한

¹⁸ 각 방법으로 계산된 위기발생 확률이 p_t , 실제 위기발생 여부를 나타내는 이항변수가 R_t 일 경우 $MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |p_t - R_t|$, $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t - R_t)^2}$ 로 계산됨. 선행연구의 경우 QPS(quadratic probability score), LPS(log probability score)등을 사용하기도 하나 이 경우 계산된 값의 의미 해석이 어렵다는 단점이 있음.

다. <표 10>은 실제 계산된 각 지수의 RMSE와 MAE 결과이다. Kaminsky 위기발생 확률로 계산할 경우 회귀분석모형 조기경보지수의 RMSE, MAE가 가장 작게 계산되었으며 프로빗모형 위기발생 확률로 계산할 경우 프로빗모형 조기경보지수의 RMSE 및 MAE가 가장 작게 계산되어 각각 회귀분석모형과 프로빗모형에 의한 조기경보지수의 성과가 여타 모형의 성과에 비해 우수한 것으로 나타났다. 또한 두 가지 위기발생 확률 계산법으로 계산한 결과 모두 신호접근모형의 조기경보지수 성과에 비해 회귀분석모형이나 프로빗모형의 조기경보지수 성과가 우수한 것으로 나타났으며, 신호접근모형과 프로빗모형에서 도출된 조기경보지수 성과의 격차에 비해 신호접근모형 조기경보지수와 여타 모형 조기경보지수 성과 간의 격차가 훨씬 큰 것을 알 수 있다. 이는 전체적으로 회귀분석모형과 프로빗모형에 의한 조기경보지수는 비슷한 정도의 위기에 예측력을 보이는 반면 신호접근모형으로 도출된 조기경보지수는 앞의 두 모형에 비해 열위에 있는 것으로 해석할 수 있다.

표 10. 조기경보지수의 성과비교: 위기발생 확률의 정확도

구 분	Kaminsky 확률		프로빗모형 확률	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE
회귀분석모형	0.221	0.097	0.254	0.167
프로빗모형	0.225	0.101	0.251	0.154
신호접근모형	0.263	0.138	0.283	0.194

<표 11>은 각 모형별 조기경보지수의 성과를 비교하기 위한 두 번째 방법으로 신호접근모형에서 사용하는 N/S비율을 각 조기경보지수에 대하여 계산한 결과이다. N/S비율은 낮을수록 더 좋은 예측력을 나타내는 선행변수(조기경보지수)를 의미하는데, 결과는 <표 10>의 위기발생 확률 계산을 통한 성과비교와 유사한 결과를 보였다. 즉, 회귀분석모형과 프로빗모형으로 계산된 조기경보지수들의 성과는 비슷하며 신호접근법에 비해서 우수하다는 것을 다시 한 번 확인할 수 있다.

표 11. 조기경보지수의 성과비교: N/S비율

	회귀분석모형	프로빗모형	신호접근모형
N/S비율	0.048	0.031	0.067

이상의 세 가지 모형을 이용하여 도출한 조기경보지수의 성과를 분석한 결과, 세 지수 모두 우수한 성과를 보여주었으나 신호접근모형에 의한 지수보다 프로빗모형과 회

귀분석모형에 의한 지수의 성과가 더 좋은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국제곡물 시장의 자료를 사용한 결과로 여타 분야에 일반화하여 적용하기에는 무리가 있다. 그러나 국내에 구축된 여러 분야의 조기경보시스템이 조기경보모형 간의 성과 비교 없이 신호접근모형을 사용하고 있다는 점에서 대안적 조기경보모형의 성과를 비교·검토할 필요성을 제기하는 것으로는 볼 수는 있을 것이다.

5. 요약 및 결론

본 연구는 국제곡물 분야 조기경보시스템에 사용할 최선의 조기경보모형을 식별하기 위하여 국내에 이미 구축되어 있는 여타 분야의 조기경보시스템에서 주로 활용되는 회귀분석모형, 프로빗모형, 신호접근모형에 의한 조기경보지수를 산출하고 산출된 조기경보지수의 선행성과 예측의 정확성 등의 성과를 비교·분석하였다. 이를 통하여 국제곡물 분야의 조기경보모형은 현재 우리나라에서 조기경보모형으로 가장 많이 사용되고 있는 신호접근모형보다 회귀분석모형이나 프로빗모형에 의한 조기경보지수가 더 좋은 예측성과를 보인다는 것을 밝혀냈다. 또한 회귀분석모형과 프로빗모형에 의한 조기경보지수는 비교기준에 따라 상이한 결과를 보이거나 전반적으로 비슷한 수준의 성과를 보여 두 모형 모두 국제곡물 조기경보모형으로 사용될 수 있을 것으로 판단된다. 이상의 결론에 더하여 주성분분석을 사용하여 설명변수 혹은 선행변수의 정보를 축약하는 방안을 제시한 것과 동행변수의 선행 시차변수를 사용하여 조기경보지수의 선행성을 담보할 수 있도록 한 것 또한 본 논문의 중요한 기여라 할 수 있을 것이다.

이러한 기여에도 불구하고 본 논문은 다음과 같은 한계점을 내포한다. 우선, 대안적 조기경보모형으로 본 연구에서 고려한 회귀분석모형, 프로빗모형 및 신호접근모형 이외에도 다양한 모형이 존재하나 이에 대한 검토가 이루어지지 않았다. 특히, 인공신경망모형은 국내 석유분야에 실제 적용되고 있으며¹⁹ 패턴인식 및 단기 예측에 우수한 성능을 보이는 등 여러 가지 장점을 가진 모형으로 향후 국제곡물 조기경보시스템 구축을 위하여 반드시 검토되어야 할 것이다. 더하여 선행성 및 예측의 정확성 평가에서 표본 내 자료를 사용하였다는 것도 문제점으로 언급될 수 있다. 즉, 본 논문에서 수행된 성과비교는 사전적 의미의 예측력이라기보다는 엄밀한 의미에서 표본자료 내에서

¹⁹ 윤덕룡 외(2004) 및 Song(2010) 참조

의 적합(fitting)도를 평가한 것이라고 볼 수 있다. 기존 연구의 경우 이러한 한계를 회피하기 위해 표본자료를 추정자료와 예측을 위한 검증자료로 구분하여 모형추정 시 사용되지 않은 자료에 대한 예측력을 비교하였다. 그러나 본고에서는 표본 자료를 나눌 경우 모형 내 추정치의 통계적 유의성을 담보할 수 있을 정도의 표본 수를 확보할 수 없으며 예측구간을 어떻게 정하는가에 따라 매우 다른 결과를 보여줄 수 있는 등의 문제로 인해 시도되지 못했다. 이상에서 논의된 인공신경망모형에 대한 검토 및 표본 자료의 분리검증 문제는 차후 연구과제로 남긴다.

본 논문의 주요 결과와 기여 및 한계점에 더하여 국제곡물 조기경보시스템 구축 시에 고려되어야 할 중요한 사안 중 하나는 조기경보모형이 위기경보 실패 시에 이를 보완할 수 있는 장치를 마련하는 것이다. 국제곡물 분야를 포함한 대부분의 분야에서 미래를 예측하는 것은 매우 어려운 일이다. 경제학의 시장효율성 가설이 강조하는 바와 같이 공개된 정보는 미래에 결정되는 가격의 예측에 도움이 되지 못한다. 대부분의 조기경보모형이 공개된 자료를 이용하여 구축된다는 점에서 예측력의 한계는 명확한 것이라 할 수 있다. 더하여 조기경보모형은 과거의 위기발생 패턴을 이용하여 미래에 발생할 위기를 예측한다. 그러나 대부분의 위기는 기존의 패턴보다는 이후 새로 생성된 분야, 이슈 등으로 인해 발생하였다. 조기경보모형의 예측력 저하는 기존에 구축되어 운영된 국내 여러 분야의 조기경보시스템 운영결과를 볼 때도 명확하다. 그리고 이러한 조기경보시스템의 낮은 위기 예측력은 국내에 구축된 조기경보모형의 문제만으로 국한되는 것도 아니다. 국제통화기금(IMF)과 세계 금융안정위원회(FSB)의 조기경보시스템 개선(김정한 2012)도 조기경보시스템의 낮은 예측력이 그 원인이라 할 수 있다. 조기경보실패 시 보완 수단은 IMF-FSB의 조기경보시스템 개선 사례에서 힌트를 얻을 수 있다. IMF-FSB는 조기경보시스템의 예측력 한계를 인정하며 조기경보시스템의 초점을 위기의 예측에 두지 않고 위기발생 시 피해가 발생할 수 있는 분야, 즉 취약분야를 선도적으로 탐색하여 보완하는 방향으로 개선하였다.

참고 문헌

- 김바우. 2011. “신호접근법을 통한 최근 비철금속 가격변동의 결정요인 분석.” 「KIET산업경제」, pp. 51-61.
- 김정환. 2012. “IMF 조기경보시스템 운영 개선방안이 우리에게 주는 시사점.” 「주간금융브리프」 제21권 제16호.
- 김태훈, 승준호. 2009. “신호접근법을 이용한 국제곡물가격 조기경보시스템.” 「농촌경제」 제32권 제3호. pp. 71-84.
- 박대근, 이창용. 1998. “경제위기의 원인과 전망: 한국의 외환위기 전개과정과 교훈.” 「경제학연구」 제46권 4호. pp. 351-389.
- 박원암, 최공필. 1998. “신호접근법에 의한 외환위기 예측.” 「한국계량경제학회」 제9권. pp. 1-38.
- 서승환. 2004. “주석시장의 조기경보체계에 관한 연구.” 「지역연구」 제20권 제3호. pp. 17-36.
- 성명환, 김태훈, 우병준, 채상현, 승준호, 박지은. 2008. 「사료곡물의 안정적 확보 및 곡물가격 조기경보 시스템 도입 방안」. 한국농촌경제연구원.
- 손상호, 김상환. 2001. 「은행위기 조기경보시스템 개발」. 한국금융연구원.
- 신종각, 김기호, 노용환. 2007. 「노동시장 조기경보 모형: 단기예측모형을 중심으로」. 한국고용정보원.
- 윤덕룡, 송원호, 김권식, 이형근, 배희연. 2004. 「석유위기 조기경보 시스템 개발」. 대외경제정책연구원.
- 윤우진, 신현수, 민성환, 이상호, 김금선, 서용익, 박철홍. 2004. 「일반원자재 조기경보시스템 구축 방안」. 산업연구원.
- 조하현, 이승국. 2002. “한국 주식시장의 비선형성에 관한 연구.” 「한국경제의 분석」 제8권 제3호. pp. 57-118.
- Frankel, J. A., and A. K. Rose. 1996. “Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment.” *Journal of international Economics*. vol. 41, no. 3-4. pp. 351-366.
- Kaminsky, G.L. 1998. “Currency and banking crises: the early warnings and distress.” International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Song, W. 2010. “Building an Early Warning System for Crude Oil Price Using Neural Network.” *Journal of East Asian Economic Integration*, vol. 14, no. 2. pp. 79-110.

원고 접수일: 2015년 8월 7일
원고 심사일: 2015년 8월 26일
심사 완료일: 2016년 3월 11일