

## 신호접근법을 이용한 비철금속 상품가격변동 예측모형 연구

김지환<sup>1\*</sup> · 이상호<sup>2</sup>

<sup>1</sup>한국지질자원연구원 석유해저연구본부, <sup>2</sup>산업연구원 동향분석실

## Predicting Raw Material Price Fluctuation Using Signal Approach: Application to Non-ferrous Metals

Ji-Whan Kim<sup>1\*</sup> and Sang-Ho Lee<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Petroleum & Marine Research Division, Korea Institute of Geoscience and Mineral Resources (KIGAM), Daejeon 305-350, Korea

<sup>2</sup>Economic Survey & Forecasting Division, Korea Institute for Industrial Economics & Trade (KIER), Seoul 206-9, Korea

Recent raw material prices fluctuation has been unexpectedly high and that made Korean economic activities to be depressed. Because most raw material supply in Korea depends upon oversea imports, unexpected raw material price fluctuation affects Korean industrial economies through macroeconomic variables. So Korean government enforces some political measures such as demand management and the supply-security assurance as long-range policies, and reservation and general early warning system as short-range policies. In short-range policies, it is necessary to be expected short term fluctuation. Up to recently, there have been many researches and most of those researches use parametric methods or time series analyses. Because those methods and analyses often generate inadequate relations among variables, it is possible that some consistent variables are left out or the results are misunderstood. This study, therefore, is aim to mitigate those methodological problems and find the relatively appropriate model for economic explanation. So that, in this paper, by using non-parametric signal approach method mitigating some shortages of previous researches and forecasting properly short-range prices fluctuation of non-ferrous materials are presented empirically.

**Key words :** signal approach, raw material price fluctuation, early warning system, non-ferrous metal

최근 몇 년간 발생한 원자재 가격의 급격한 변동은 국내 경제활동에 예상치 못한 부정적 영향을 초래하였다. 우리나라는 대부분 원자재를 수입에 의존하고 있어 예상치 못한 가격변동은 거시경제 변수를 통해 생산활동 전반에 영향을 미친다. 따라서 장기적 관점에서는 원자재 수요관리 혹은 공급안정성 확보 등 대안을 마련하여 정책적으로 지원하고 있으며 단기적 관점에서는 원자재 비축과 일반원자재 조기경보체계의 도입을 추진하고 있다. 단기적 관점의 정책 대안은 가격변동의 단기예측 가능성을 전제로 하고 있으며 최근까지 다양한 연구가 진행되어 왔다. 본 연구는 이와 같은 모수적 접근과 시계열 분석의 문제점을 완화하고 경제적 해석이 상대적으로 용이한 대안을 찾고자 하였다. 알루미늄, 전기동, 니켈을 대상으로 신호접근법을 활용하여 변수간 상관관계의 문제나 유의한 변수의 누락 문제를 완화할 수 있는 비모수적 접근을 시도하였다. 설정한 모형을 통해 실제 비철금속의 가격변동이 심화되었던 2004년 초와 2006년의 기간에 대해 모형이 선제적으로 신호를 발생시키고 있음을 확인하였다. 이는 사후적으로 살펴본 모형의 결과와도 큰 차이가 없는 것으로 나타나 본 연구의 모형이 기존연구의 단점을 완화하고 단기 가격변동을 예측할 수 있다는 실증적 결론을 얻을 수 있었다.

**주요어 :** 신호접근, 원자재 가격변동, 조기경보체계, 비철금속

\*Corresponding author: kjiwhan@kigam.re.kr

## 1. 서 론

최근 몇 년 사이 원자재 가격의 변화가 심하게 나타났다. 전문가들은 세계경기 회복과 중국을 비롯한 신흥 경제의 성장 등 직접적인 수급측면의 변동에서 설명하기도 하였고, 가격변동성 증가의 영향으로 국제 환율 및 투기 수요의 변동과 같은 간접적인 측면에서 원인을 찾기도 하였다. 다양한 원인이 복합적으로 연계되어 발생한 현상일 것으로 판단되며 또한 그 결과인 원자재 가격 변화가 국내 경제에도 적지 않은 영향을 미쳤다. 실제로 원 광석 가격의 변동은 2003년 상반기 가격과 비교하여 광종별로는 400%<sup>1)</sup>에 가까운 급등을 보인 경우도 있어 제조업 전반에 뿐만 아니라 해당 제조업 생산품을 사용하는 업종에도 파급이 있었다.

한편, 대외경제환경의 변화에 취약하며 자원빈국인 우리의 경우 대부분 제조업 생산에 중요한 투입요소로 사용되는 원자재 가격의 심각한 변동으로 인해 경제에 미친 부정적 파급효과는 상대적으로 더욱 크게 작용하였다. 이와 같은 일련의 경제현상과 그로 인한 영향을 경험한 우리 경제는 같은 상황의 재발을 방지하거나 완화하기 위한 대안을 강구할 필요성을 인식하게 되었다. 정부는 원자재의 비축, 수요관리, 할당관세 강화 등의 물리적 대안과 함께 핵심 원자재 가격의 급변이 예상되는 경우 경보를 발령함으로써 정부와 기업의 조기 대응을 유도하는 방안을 마련하고 있다. 지난 1997년 외환위기의 경험으로 정부는 경제위기를 사전에 감지, 대응할 수 있는 종합적이고 체계적인 위기관리시스템을 구축하기로 결정하였다. 이에 1999년 대외부문의 조기경보시스템(EWS; Early Warning System)을 구축하였으며, 2004년에는 이를 확대 재편하여 원자재부문에도 조기경보시스템을 도입하기로 결정하였다. 동 도입결정에 따라 사업에 착수 하였으며, 2009년 현재에는 시스템의 유의성과 신뢰성의 제고를 위해 지속적인 보완작업이 진행 중에 있다. 이렇듯 정부적 차원에서 관심을 가질 만큼 중요한 시안이나 유의하고 신뢰도 높은 안정적 체계를 구축하는 것은 그리 쉽지는 않다. 이는 단기 예측에 필요한 정보를 제공하는 변수들 자체 혹은 변수들 상호간의 관계에서 문제를 일으킬 수 있다는 것이 주요한 원인이다.

<sup>1)</sup> 가격변동이 특히 심하게 나타난 동, 연, 아연 광석의 연평균 가격은 2003년을 기준으로 2006년과 2007년에 최고점에 이른다(2008년 이후 자료는 아직 통계가 작성되지 않았음). 특히 연광석의 경우 2007년에 559.9천원으로 2003년 대비 400%가 넘는 수준을 보였다.

한편 일반원자재를 구성하는 상품들은 다양한 변수들의 변화에 대해 노출되어 있으며, 최근에는 자본시장에 대한 노출정도가 점차 심화되고 있어 수급요인이 외에 기타 금융변수들에 의해서도 변동성이 확대되고 있다. 특히, 신흥개발도상국의 고성장세 등으로 수급여건이 원활하지 못한 가운데 기타 비수급요인들에 의한 가격변동의 민감도가 확대되고 있는 추세이다. 비철금속은 석유류를 비롯한 철광, 고철, 펠프 등에 이어 자급도가 매우 낮은 원자재 품목 중 하나로 경제활동의 결정요인으로 활용함에도 불구하고, 투기자금의 유입 확대와 신흥개도국의 수요 확대 등 예측을 위해 고려되어져야 할 변수들이 점증하면서 가격변동의 예측이 어려워지고 있다. 신호접근법은 모수적 접근법의 문제점을 완화하고 다양한 변수들의 취합을 가능하게 함으로써 보다 많은 정보를 활용하도록 할 수 있을 것으로 판단된다. 본 연구는 이와 같이 변수문제로 인한 가격수준 단기예측시스템 구축의 곤란점에 대해 원자재를 대상으로 실증분석하여 대안을 제시해 보고자 한다.

이후 논의는 주요 선행연구를 분석한 후 상품가격 예측모형에 이용되는 신호접근법에 대한 개괄적으로 살펴보고, 동 방법론에 근거한 모형이 어떻게 적용되는지를 살펴보기 위해 비철금속에 대한 가격변동 가능성을 예측해 보기로 한다. 이를 위해 비철금속 가격변동을 설명할 수 있는 취합가능한 선행지표들을 선정하고 신호접근법을 통해 선행지표의 유의성과 가중치를 산출한 다음, 종합선행지수와 경험적 조건부 확률을 추산함으로써 신호접근법을 통한 상품 가격변동의 예측 가능성을 확인한다.

## 2. 주요 선행연구 및 연구방향

미래가격에 대한 정보는 미시적인 관점으로는 상품자원과 관련된 이해당사자들이 투자계획을 수립하는 데 유용한 정보로 이용될 수 있다. 한편 거시적인 관점으로는 정책결정자의 입장에서는 거시경제 안정을 유도하기 위한 선제적인 정책수립에 효과적으로 활용될 수 있다. 이와 같은 필요성으로 오래전부터 상품가격 변동을 결정하는 요인들을 분석하거나 가격변동을 예측하고자하는 연구들이 다양한 분석틀을 통해서 꽁넓게 진행되어져 왔다. 최근까지의 주요 선행연구결과들을 살펴보면, Labys(1993), Persson(1994), Fischer(1996), Dick(1998) 등은 상품가격의 변동은 장기적으로 인플레이션과 관련된 것으로 보았으며, Cuddington(1992)은 자원 공급국의 교역조건 변동이 상품가격에 영향을 줄 수 있음을 보였다. Labys and Granger(1970), Bosworth

and Lawrence(1982), Kaldor(1987) 등은 중기적 관점에서 상품가격을 단순한 흐름보다는 구체적인 요인들에 의해 변동되는 것으로 파악하여, 기초경제여건 변화 또는 경기변동과 상품시장의 수급여건 등이 상품가격 변동에 영향을 주는 것으로 분석하고 있다. 또한 Samuelson(1965), Fama(1970) 등은 단기적으로는 상품 가격이 마팅게일 과정(martingale process)에 따른다는 가정 하에 상품가격 예측을 위한 선물가격의 유용성을 보여주었으며, 반면에 Krehbiel and Adkin(1993) 등은 선물가격과 미래 현물가격 사이에 체계적인 위험프리미엄이 존재한다고 보았다. 또한 Reinhart and Wickam(1994), Borensztein and Reinhart(1994), Cashin and MacDermott(2000) 등은 상품가격의 장기적 추세는 상품에 대한 생산성 등에 의해 결정되고 단기적인 변동은 경제적 기초여건 및 경기변동이나, 수요충격 등에 의해 영향을 받고 있다는 것을 검증하였다.

이들 선행연구들은 시간적 장단에 따라 상품가격의 움직임을 구분할 수 있고,<sup>2)</sup> 방법론적으로는 크게 시계열 분석과 구조적 분석에 의해 접근하고 있음을 발견 할 수 있다. 또한 대부분 모수적 방법에 의존하고 있다는 특징을 보인다.

이와 같은 특징들은 분석에 필요한 장점을 공유하며, 단점을 보완하고 있음에도 불구하고, 분석방법 상의 몇 가지 한계사항들이 여전히 존재하고 있다. 우선 시간적 관점에 의해 차이가 나는 경우 단기의 가격 움직임이 장기 가격추세에 의해 크게 좌우되는 경우 단기에 대한 분석으로는 상품가격의 움직임을 예측하기 곤란하다. 시계열 분석의 경우 일부 경제적 요인을 누락시키게 된다는 단점이 있고, 구조적 분석의 경우 결정요인의 누락이나, 모형을 개발 및 유지가 어렵다는 제약이 존재한다. 그리고 모수적 방법에 의존할 경우 실증적으로 변수 간 독립성 보장이 곤란하여 지표의 기여도를 정확히 측정해내지 못할 가능성이 존재한다.<sup>3)</sup> 또한 모수적 방법을 선택할 경우 여러 가격결정요인을 포함하는 과정에서 가격변동과 선행지표간의 높은 상관관계에도 불구하고, 선행지표들 간의 상관관계로 인

하여 유의성 있고 정보 활용도가 높은 지표를 누락시켜야 할 경우도 발생할 수 있다.

본 연구에서는 상품가격 결정요인에 대한 선행연구들의 논쟁들을 심화시키거나 확장시키기보다는 앞서 제시된 몇몇 한계사항들을 적절히 충족시키는 가운데 선행 연구결과들이 제시하였던 상품가격의 결정요인과 취합 가능한 정보지표들(indicators)을 이용하여 상품가격 변동을 예측할 수 있는 확률적 정보를 제공하는데 초점을 맞추고자 한다.

현재시점에서 수집할 수 있으며 기존 연구결과들이 제시한 유의한 선행지표들을 이용하여 신호접근법(signal approach method)으로 상품가격 변동의 확률을 추정하고자 한다. 이는 현재 정보를 통해 미래 상품가격의 변동을 예측하겠다는 의미인데, 특정시점의 정확한 가격수준을 예측하기 보다는 일정기간 내에 가격의 상승 가능성을 확률적으로 판단하겠다는 것이다.

이와 같은 접근방식은 기존의 연구에서와 마찬가지로 결정요인 분석을 통한 구조적 접근 방식이라 할 수 있지만, 대부분 모수적 방법이었던 기존 연구와 달리 비모수적 방법이며 단기적인 예측을 목적으로 한다는 점에 차이가 있다. 아울러 본 연구는 기존의 단기예측 모형과 달리 요인분해가 가능하도록 시도하여, 가격변동의 결정요인에 따라 정책결정자들이나 시장 참여자들이 폭넓게 활용할 수 있는 가능성을 제시하였다.<sup>4)</sup> 이에 현재 정보를 최대한 이용하기 위해 비모수적 방법을 이용하도록 하고, 분석의 기간을 단기적 관점으로 제한하며, 구조적 분석 하에 접근하되 모형 구축 및 유지관리가 용이한 모형 구축을 목적으로 수행한다.

### 3. 신호접근법(signal Approach)과 조건부 확률

신호접근법은 Kaminsky, Lizondo and Reinhart(1997)에 의해 통화위기의 조기경보시스템 구축을 위한 방법론으로 제시되었다. 동 방법론에 따르면, 통화위기를 예측하기 위해 위기로 정의되는 내생 또는 목표변수를 0과 1로 구성된 위기신호로 전환하고, 선행지표들이 특정한 임계수준을 벗어났을 때 일정 기간내에 위기신호가 나타나는 지에 대한 경우의 수를 행렬로 구성한다. 이를 통해 선행지표들이 목표변수를 유

<sup>2)</sup> Labys(2005)는 분석의 기간(time span)을 중심으로 기존 연구결과들의 구분을 시도하였다.

<sup>3)</sup> Cashin, P., Hong, and C.J. MacDermott. (2000), Jagtiani *et al.*(2003) 등은 단기 가격예측의 방법론으로서 모수적 방법과 비모수적 방법에 대해 개략적으로 비교하고 있는데, 주요 연구들에 대한 실증분석 결과를 예시하거나 개념적 논의를 통해 동 문제점을 언급하였으며, 회피하는 방안으로 비모수적 방법을 언급하고 있다.

<sup>4)</sup> 단기적 예측에 있어 선물가격의 활용도는 축소하였는데, 이는 선물가격에 대한 불편기대가설(unbiased expectation hypothesis)에 관해 기존의 연구들이 일관된 결과를 보여주지 못한데 기인한다(Chowdhury (1991), Krehbiel and Adkins(1993) 참조).

의적으로 설명하고 있는지(올바른 신호를 보내고 있는지)를 판단하고, 유의적인 선행지표들을 취합한 다음, 추산된 신호확률을 기중치로 기중합산하여 종합선행지수와 통화위기에 대한 조건부 확률을 산출한다.

본 연구에서도 상품가격의 변동을 예측하기 위해 통화위기 예측모형에서와 같이 신호접근법을 통해 선행지표들의 유의성과 신호확률을 추산하였다. 이를 위해 우선 목표변수(target variable)의 설정이 중요한데, 목표변수는 선행지표의 유의성을 검증할 수 있는 기준이 되는 변수로써 본고에서는 상품 가격의 급격한 변동을 목표변수로 정의하였다. 그리고 가격 변동이 일정한 임계수준을 상회할 경우 신호가 발생한 것으로 간주(위기 발생)하였다. 선행지표의 경우도 목표변수와 마찬가지로 일정한 임계수준을 상회하였을 경우 신호가 발생한 것으로 간주(신호 발생)하였다. 이럴 경우 특정한 기간내(t기간)에 위기 발생과 선행지표의 신호 발생간의 관계는 4개의 경우의 수가 발생하게 되며(Fig. 1), 이를 정리하면 Table 1에서와 같이 혼합매트릭스(confusion matrix)를 구성할 수 있다.

동 매트릭스를 통해 각 선행지표가 특정한 임계수준을 상회하거나 하회한 경우의 수를 이용하여 제1종 오류로부터 참신호 확률( $1-C/[A+C]$ )과 제2종 오류로부터 거짓신호 확률( $B/[B+D]$ )을 추산할 수 있게 된다. 여기서 잡음/신호 비율(N/S 비율; Noise/Signal ratio)을 구할 수 있는데, 이는 참신호 확률에 대한 거짓신호 확률의 비율을 의미한다.

$$\text{잡음/신호 비율} (\text{Noise/Signal ratio}) = [B/(B+D)] / [A/(A+C)]$$

각 선행지표의 특정 임계수준으로부터 N/S 비율을 산출할 수 있으며, 이는 선행지표에 대한 임계수준의 결정

과 예측력을 결정하는 데 이용된다. 즉, 하나의 설명변수의 특정 임계수준에서 N/S 비율이 1보다 클 경우, 참신호 확률보다 거짓신호 확률이 크다는 것을 의미함으로 원자재 가격변동을 예측하기 위한 임계수준으로 적절하지 않다고 해석할 수 있다. 만일 특정 임계수준에서 N/S 비율이 1보다 작을 경우 거짓신호 확률보다 참신호 확률이 높다는 것을 의미함으로 동 임계수준에서 설명변수는 상품 가격변동을 예측하는데 유의하다고 볼 수 있을 것이다. 이에 각 선행지표의 임계수준은 N/S 비율이 가장 작은 수준에서 결정하고 임계수준이하의 설명변수의 값은 절사(cutoff)한다. 그리고 임계수준을 결정한 N/S 비율을 각 선행지표의 기중치로 이용하여 종합선행지수를 산출한다. Kaminsky, Lizondo and Reinhart(1997)의 경우 N/S 비율의 역수를 선행지표의 기중치로 사용할 것을 권고하고 있으나, N/S 비율이 0에 근접할수록 단일 변수에 대한 기여도가 과도하게 확대된다는 점을 고려하여 본 고에서는 (1-N/S 비율)을 기중치로 이용한다.

$$\text{종합선행지표의 구성: } CI_t = \sum_i^n (1-ns_i) LI_{it}$$

(CI: 종합선행지표, ns: N/S비율, LI: 선행지표)

그리고 선행지표를 이용하여 가격변동의 가능성을 살펴볼 수 있는데, 이에 대한 표본기간 내 가격변동의 조건부 확률 추산은 다음 식과 같다.

조건부 확률

$$\Pr(Tr_{t,t+h}|CI_t=1)$$

$$= \frac{\text{h기간내에 위기가 있고, } CI_t=1 \text{인 기간수}}{\text{표본기간내 } CI_t=1 \text{인 기간수}}$$

(Tr: 목표변수의 이산지표)

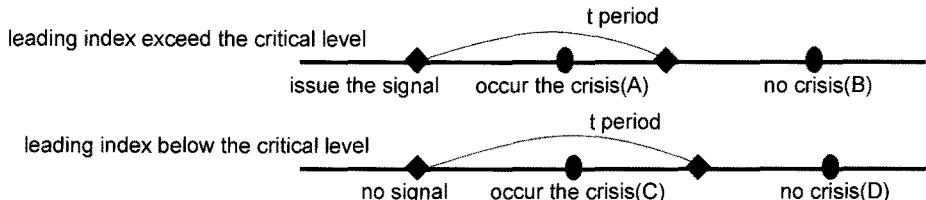
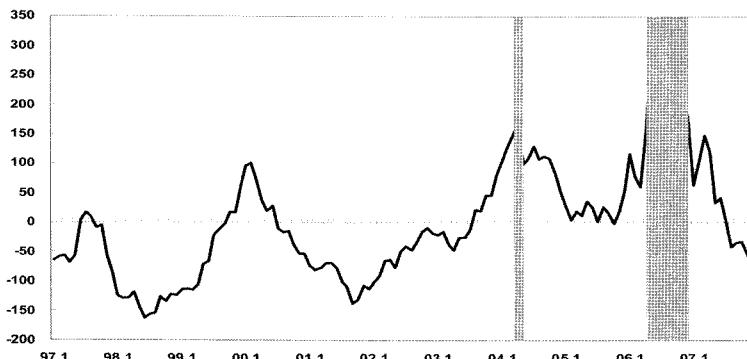


Fig. 1. Leading index type.

Table 1. Confusion matrix between crisis and signal

|                      | crisis (in t period) | no crisis (in t period) |
|----------------------|----------------------|-------------------------|
| signal was issued    | A                    | B                       |
| no signal was issued | C                    | D                       |

source: Kaminsky, Lizondo and Reinhart(1997)



\*Non-ferrous metal price is import-weighted average among aluminum, copper and nickel. And the price is growth rate compared to month on month of previous year.  
 \*The shadow block expresses the crisis period(Z=1).  
 source: Korea Importers Association, KITA.

**Fig. 2.** Non-ferrous metal price fluctuation and crisis periods.

이와 같이 추산된 조건부 확률에 의해  $h$ 기간 내에 가격이 급격하게 변동할 가격변동의 가능성이 경험적 확률로 나타내게 된다.

#### 4. 비철금속 가격변동의 예측 모형

##### 4.1. 비철금속 가격변동 예측을 위한 목표변수와 선행지표

신호접근법을 이용한 비철금속 가격변동 가능성을 확률적으로 예측하기 위해 우선 목표변수를 설정하였다. 이를 위해 비철금속의 가격을 국내 수요량과 가격파급효과가 크다고 알려진 알루미늄, 전기동, 니켈<sup>5)</sup> 가격<sup>6)</sup>의 가중평균(수입기중치)<sup>7)</sup>으로 정의하고, 동 가격지표를 전년 동월대비 증감율로 전환하여 목표변수로 정의하였다. 그리고 위기신호를 구분하기 위해 표본기간(1990년~2007년) 중 표준화된 가격변동( $\Delta p$ )이 일정수준을 상회할 경우 위기가 발생한 것으로 간주하여 1(위기)와 0(비위기)으로 구분하였다. 본고에서는 표준편차( $\sigma_p$ )의 1.5배이상을 일정수준을 상회할 경우를 위기로 간주하였다. 그

결과 실제로 가격이 급격하게 변동하였던 2004년초와 2006년 기간이 위기구간으로 선정되었다(Fig. 2).

$$Z = \begin{cases} 1, & \text{if } \Delta p > 1.5 * \sigma_p \\ 0, & \text{if } \Delta p < 1.5 * \sigma_p \end{cases}$$

한편, 선행지표들은 비철금속 가격변동을 설명할 수 있는 변수들을 취합하였으며, 월별주기와 속보성, 획득 가능성 등을 취합기준으로 설정하였다. 그러나, 이와 같은 자료의 기준을 만족하는 원자재 관련자료는 많지 않으며, 기준설정의 여부와 관계없이 비철금속의 가격을 설명할 수 있는 미시적 데이터는 현실적으로 획득이 용이하지 않다. 그럼에도 불구하고 대용변수나 거시적 변수들은 미시적 변수의 변동을 총계적 수준에서 설명할 수 있을 것으로 판단된다. 본고에서의 선행지표는 기존 문헌에서 제시하고 있는 전통적인 구조적 접근 방식에 의한 상품 가격결정요인들을 수급부문과 비수급부문으로 나누어 취합하였다. 이중 수급요인을 대표하는 지표로 OECD의 전체 선행지표와 중국선행지수 자료를 이용하였다. 또한 미국 산업생산지수와 런던금속거래소(LME)의 알루미늄, 전기동, 니켈의 재고증감지표도 수급요인을 나타내는 지표로 이용하였다. 비수급요인을 나타내는 지표로는 원유선물가격(1개월물)과 달러의 실질실효환율, 미 연방기금금리, 미국 소비자물가지수, 선물가격 변동성 등을 이용하였다. 재고증감지표는 수요측면뿐만 아니라 공급측 요인을 반영한 지표의 대리변수이며, 원유선물가격은 비용측면에서의 생산가격 결정요인 지표로 이용하였다. 그리고 선물가격 변동성은 선물가격과 미래의 현물가격간 계제적인 위험프리미엄에 대한 대리변수로써 본고에서는 전

5) 현재 한국정부는 중소기업청의 정보시스템을 통해 원자재 가격정보를 제공하고 있는데, 여기에 비철금속으로서 대상이 되는 품목을 분석대상으로 하였다.

6) 분석에는 한국수입업협회의 가격 자료를 사용하였다.

7) 평균값을 이용하므로써 집계의 문제(aggregation problem)가 발생할 가능성이 있으나 수입량에 따른 가중치를 적용하여 문제를 최소화하고자 하였다. 한편, 연구의 목적이 개별 품목의 정확한 가격전망이 아니라 집합적 품목군에 대해 일정 수준을 초과할 가격변동 가능성에 대한 신호의 탐지에 있으므로 대표성을 갖는 대상을 분석하고자 가중평균의 방법을 적용하였다.

**Table 2.** Non-ferrous metal leading index and N/S ratio

| variables                              | sample period (A)<br>(1990-2005) |                         |                   | sample period (B)<br>(1990-2007) |                         |                   | (A-B)        |                   |    |
|--|----------------------------------|-------------------------|-------------------|----------------------------------|-------------------------|-------------------|--------------|-------------------|----|
|  | N/S<br>ratio                     | [A+D]/<br>[A+B+<br>C+D] | critical<br>point | N/S<br>ratio                     | [A+D]/<br>[A+B+<br>C+D] | critical<br>point | N/S<br>ratio | critical<br>point |    |
| OECD leading index                     | 0.11                             | 83.3                    | 15                | 0.43                             | 77.3                    | 15                | -0.32        | 0                 |    |
| demand/ supply factors                 | China OECD leading index         | 0.38                    | 72.2              | 10                               | 0.63                    | 72.0              | 15           | -0.25             | -5 |
| aluminum stock                         | 0.51                             | 70.4                    | 12                | 1.60                             | 67.4                    | 9                 | -1.09        | 3                 |    |
| copper stock                           | 0.38                             | 72.2                    | 14                | 0.54                             | 74.2                    | 14                | -0.16        | 0                 |    |
| nickel stock                           | 0.13                             | 77.8                    | 15                | 0.20                             | 83.3                    | 15                | -0.07        | 0                 |    |
| oil future price                       | 0.25                             | 73.1                    | 11                | 0.81                             | 53.0                    | 1                 | -0.56        | 10                |    |
| dollar nominal effective exchange rate | 0.23                             | 75.9                    | 15                | 0.25                             | 81.8                    | 15                | -0.02        | 0                 |    |
| other factors                          | FFR                              | 0.82                    | 58.3              | 10                               | 1.11                    | 21.2              | -0.29        | 8                 |    |
| U.S cpi                                | 0.48                             | 71.3                    | 15                | 0.14                             | 68.9                    | 10                | 0.34         | 5                 |    |
| aluminum future price lfluctuation     | 0.12                             | 74.1                    | 14                | 0.05                             | 85.6                    | 14                | 0.07         | 0                 |    |
| copper future price lfluctuation       | 0.00                             | 77.8                    | 14                | 0.00                             | 84.8                    | 14                | 0.00         | 0                 |    |
| nickel future price lfluctuation       | 0.06                             | 76.7                    | 15                | 0.21                             | 82.3                    | 15                | -0.15        | 0                 |    |

월대비 증감율을 이용하였다. 나머지 선행지표들은 전년 동월대비 증감(율)을 이용하였는데, 이는 취합된 대부분의 변수가 단위근이 있는 것으로 나타났기 때문이다.<sup>8)</sup>

#### 4.2. 선행지표의 N/S비율

종합선행지수 산출시 이용되는 N/S비율은 선행지표들의 가중치인 동시에 지표의 유의성을 나타내기도 한다. 유의성이 있는 선행지표란 거짓신호확률보다 참신호확률이 높은 지표로써 가격변동이 급격하게 나타난 시점 이전에 유의적인 신호를 발산하거나, 가격변동이 없는 시점이전에 신호를 발산하지 말아야 유의적인 지표로서의 역할을 할 수 있다. 그러나, 가격변동의 시점 선택에 따라 동 비율이 다르게 나타날 수 있어 선행지표들의 가중치나 유의성 여부가 시점에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 2006년의 가격변동을 예측하기 위해 선행지표들의 N/S비율은 2005년까지 데이터를 이용하여 산출하나, 2007년의 가격변동을 예측하기 위해 2006년까지 데이터를 이용하여 산출한 N/S비율은 2006년 예측을 위한 N/S비율과 달라질 수 있다. 예측을 위한 기준시점에 따라 N/S비율이 달라진다는 것은 사후적으로 N/S비율의

차이가 클 경우 지표의 선행성 또는 유의성에 대한 편기가 크다는 것을 의미하기도 한다. 이에 본고에서는 예측 시점에 따른 N/S비율을 각각 산출하여 비교해 보았다. 하나는 2006년을 예측시점으로 2005년 기준 N/S비율을 산출하였으며, 다른 하나는 2008년을 예측시점으로 2007년 기준 N/S비율을 산출하였다. 이렇게 함으로써 2006년을 예측하기 위한 N/S비율이 사후적으로 크게 변하지 않을 경우 선행지표로서의 유의성이나 선행성을 유지한다고 판단할 수 있을 것이다. 한편, N/S비율을 산출을 위한 선행지표들의 임계수준은 선행지표 변동(율)의 상하위 25%구간을 제외한 나머지 구간을 15개 수준으로 나누어 각 수준에서의 N/S비율이 가장 낮은 수준을 임계수준으로 설정하였다. N/S비율이 동일하게 나타난 임계수준은 높은 신호확률( $[A+D]/[A+B+C+D]$ )이 높은 임계수준을 선택하였다(Table 2). 그리고 선행기간은 6개월로 설정하여 향후 6개월 기간 내에 올바른 신호를 발생시켰는지에 대한 여부를 판단하였다.

2005년 기준 N/S비율과 2007년 기준 N/S비율을 산출하여 2006년 가격변동에 대한 유의성 변화를 비교검토한 결과, 표본구간이 2005년 기준인 선행지표들의 N/S비율이 1을 하회함에 따라 모두 유의적인 것으로 나타났다. 반면, 표본구간이 2007년 기준인 경우 알루미늄재고지표와 미 연방기금금리지표의 유의성이 낮은 것으로 나타났으며, 국제원유 선물가격지표도 표본구간 설정에 따라 유의성 정도 차이가 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 지표의 유의성 정도 차이는 2005년까지의 N/S

<sup>8)</sup> 단위근이 있는 것으로 나타난 경우 차분이나 필터링의 방법을 많이 사용하며 이를 통해 평균과 분산을 정의할 수 있다. 본 고에서는 차분개념인 전년동월대비 증감(율)을 이용하였는데, 이는 지표의 변동성과 고점(peak) 및 저점(trough) 시점을 잘 반영하고 있기 때문이다.

비율을 이용할 경우 향후 2006년에 대한 표본구간외 화률추정에서 편기가 작용할 수 있음을 보여주고 있다.

## 5. 비철금속 가격변동 가능성 예측

산출된 N/S비율을 이용하여 비철금속 가격변동의 종합선행지표를 산출할 수 있으나, 본고에서는 우선 N/S비율을 이용하여 동일하거나 동일한 범주에 속하는 지표를 취합하도록 하였다. 이는 취합된 선행지표가 유의한 정보를 제공함에도 불구하고 각 부문에서 동일한 성격을 가짐으로써 중복산정(double accounting)되는 경우를 배제하기 위함이다. 예를 들어 비철금속 재고지표는 알루미늄, 전기동, 니켈 등 세가지 지표를 N/S비율로 가중합하여 하나의 재고지표로 이용하였다. 그리고 수요측면을 반영하는 OECD선행지표와 공급측면이 반영된 비철금속의 재고증감 지표는 수요측면이 중

복 반영되어 전체적으로 수요측면이 크게 반영될 가능성이 있기 때문에 N/S비율을 이용하여 하나의 수급지표로 가중합하였다. 비수급지표도 동일한 방식으로 가중합하였으며, 이에 취합된 모든 선행지표들은 결국 수급지표와 비수급지표로 재산정된다. 그리고, 수급지표와 비수급지표의 N/S비율을 다시 산출하여 두 지표를 가중합함으로써 종합선행지표를 산정할 수 있게 된다. 기준시점에 따라 종합선행지표를 산출한 결과는 Fig. 3에서 보는 바와 같다.

Fig. 3에서 확인할 수 있듯이 선행지표들의 기준시점에 따른 N/S비율 차이에도 불구하고 두 지수간 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 즉, 2006년 가격변동을 예측하기 위해 2005년 기준 선행지표들의 N/S비율을 이용하는 것이 사후적으로 2007년 기준 종합선행지수와 큰 차이가 발생하지 않는 것으로 나타났다. 이는 동일한 범주의 지표를 두 단계에 걸쳐 합산하는 과정에서 유

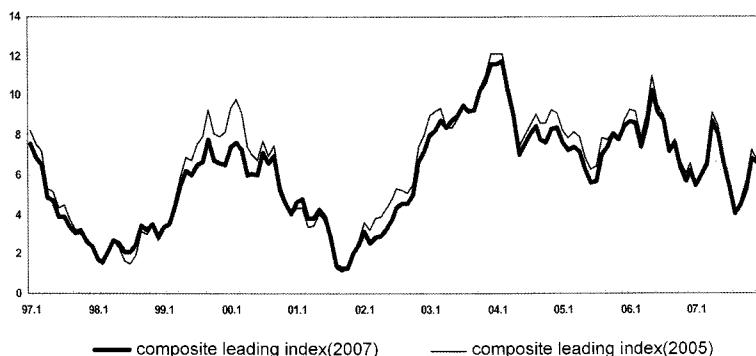
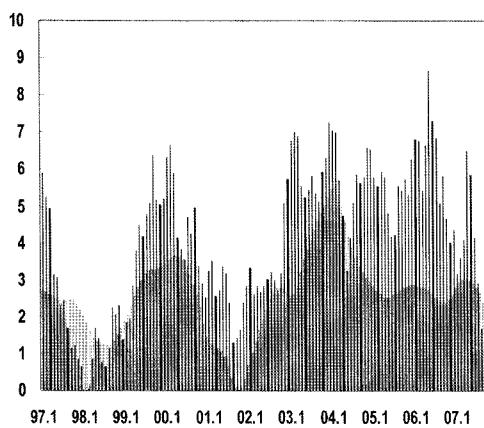
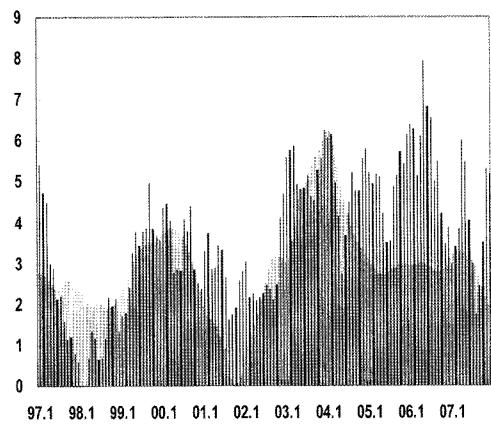


Fig. 3. Non-ferrous metal price fluctuation composite leading index.



■ demand/supply factors ■ other factors

Fig. 4. Integrated leading index decomposition(at 2005 year price).



■ demand/supply factors ■ other factors

Fig. 5. Integrated leading index decomposition(at 2007 year price).

의성의 차이가 축소되었거나, 실제 유의성의 차이가 크지 않은 것에 기인한 것으로 판단된다.

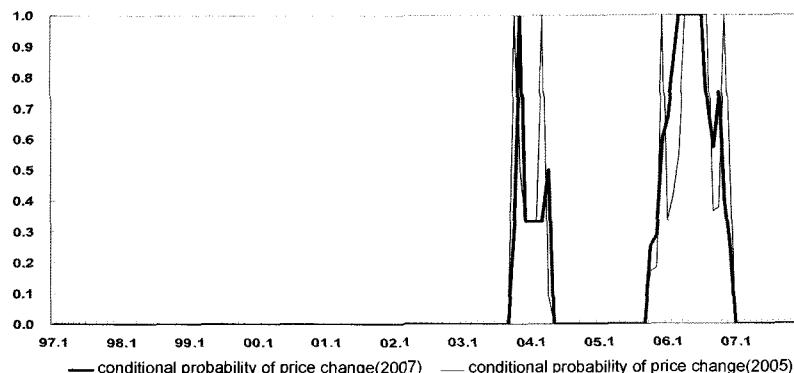
더불어 종합선행지수 산출과정에서 이용된 수급지표와 비수급지표를 통해 종합선행지수의 요인분해가 가능해지는데, 가격변동이 심화되었던 기간을 종합선행지수를 통해 살펴보면, 2004년초에는 수급요인과 비수급요인이 동시에 비철금속의 가격변동을 심화시킨 것으로 나타난 반면, 2006년중에는 수급요인과는 별도로 비수급요인에 의해 가격변동이 크게 확대된 것으로 나타났다. 이와 같은 요인분해의 결과는 서로 다른 기준 시점에서의 결과에서도 동일하게 나타났다.

마지막으로 비철금속 가격변동의 조건부 확률을 추정하였다. 그런데 조건부 확률을 추산하기 위해서는 종합선행지수를 신호로 전환해야 하며, 이에 특정임계수준의 선택이 재요구된다. 이에 종합선행지수를 15개 수준으로 나누어 각 임계수준에서 목표변수와의 N/S비율을 산출하고 가장 낮은 N/S비율을 보인 임계수준을 선

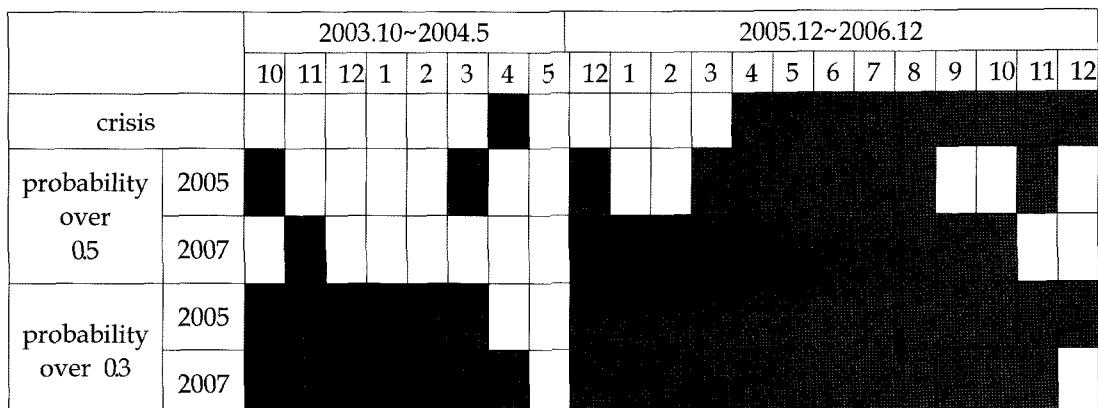
택한 다음 0과 1로 구성된 신호로 전환하였다. 비철금속 가격변동의 조건부 확률도 기준시점 설정에 따라 구분하여 추산하였으며, Fig. 6에서 보는 바와 같이 두 기준시점 설정에 의한 조건부확률 모두 가격변동이 급격히 나타난 2004년초와 2006년 기간을 적절한 선행시기에 가격변동 확률이 높게 나타났다. 즉, 2004년 4월에 첫 위기신호가 발생하였는데, 두 표본기간 모두 2003년 10월이후 위기발생확률이 확대된 것으로 나타났다. 또한 2006년 4월이후 2006년중 첫 위기신호가 발생하였는데, 두 시점기준 위기발생확률에서는 2005년 12월이후부터 위기발생확률이 크게 확대된 것으로 나타났다(Fig. 7).

$$QPS = 1/T \sum_t 2(P_t - R_t)^2$$

$$R_t = \begin{cases} 0, & \text{6개월내 위기발생이 발생한 경우} \\ 1, & \text{6개월내 위기발생이 발생하지 않은 경우} \end{cases}$$



**Fig. 6.** Estimated conditional probability of non-ferrous metal price change.



\*The shadow block means the period of either crisis or high probability.

**Fig. 7.** Compare between actual points and conditional probabilities of crisis.

한편, 두 시점기준별 조건부 확률의 예측력을 확인 및 비교해보기 위해 Brier의 quadratic probability score(QPS)를 이용하여 살펴보았다. 그 결과, 2005년 기준 조건부확률은 QPS가 0.08로 나타났으며, 2007년 기준 조건부확률은 0.05로 나타나 0에 매우 근접하여 적절한 확률예측이 이루어진 것으로 판단된다. 또한 두 시점기준간 QPS 차이도 매우 작아 확률예측이 사후적으로 큰 차이가 없었던 것으로 나타났다.

## 6. 결 언

본 연구는 상품가격 변동 가능성 예측을 목적으로 모형을 설정하고 비철금속 가격에 대해 과거 기간을 대상으로 실증적으로 적용 해 보았다. 논의는 선행연구들의 논쟁을 심화시키지 않고, 제기된 문제점들을 완화시키며, 실제 적용이 용이한 모형을 설정하여 이론적 합리성과 실증적 효율성을 확보할 수 있도록 한정하였다. 이와 같은 목적과 범위에 따라 외환위기 모형에 근거한 신호접근법을 이용하였는데, 이는 변수 간 상관관계의 문제, 모형구축 및 관리의 문제 등을 완화 시킬 수 있는 비모수적 접근방식이며 특정 값이 아닌 변동의 확률을 예측하기에 적합하다.

설정한 모형을 통해 실증분석한 결과, 실제 비철금속의 가격변동이 심화되었던 2004년 초와 2006년의 기간에 대해 예측모형이 선제적으로 신호를 발생시키고 있음을 확인하였으며, 사후적으로 살펴본 모형의 결과와도 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 본문에서 구체적으로 제시하고 있지는 않으나, 목표변수로 설정하고 있는 가격변동을 이산변수로 구분하여 모수적 접근방식으로 가격변동의 확률을 추정하기도 하였다. 그러나 이 경우도 선행지표 간 다중공선성의 문제로 인하여 특정 변수에 의존하여 목표변수가 설명되거나, 경제적으로 의미 있는 변수들이 유의하지 않아 누락되는 문제가 발생하였다. 이에 취합 가능한 정보변수들을 보다 적극적으로 활용하기 위해 신호접근법을 이용한 비모수적 방법을 시도한 결과 기존 분석틀에서 보완되기 어려운 한계사항들을 완화시킬 수 있는 대안 중 하나임을 확인 할 수 있었다. 다만, 재고증감과 가격변동률이 각각 동일한 성격의 지표를 합한 지표로 취급해야 함으로 활용할 수 있고 취합가능한 선행지표의 현재 정보 수가 작아서 특정변수의 큰 폭의 변동이 전체 확률을 좌우할 가능성은 여전히 존재한다. 따라서 유용하게 활용하기 위해 주기가 불일치한 유용한 정보나, 속보성이 떨어지는 변수들의 활용도를 제고할 필요가

있다. 또한 비철금속 가격변동의 경우 시점기준별 종합실행지수 및 조건부확률의 차이가 크지 않은 것으로 나타났으나, 시간이 지남에 따라 N/S비율은 지속적으로 관찰 및 수정될 필요가 있으며, 비철금속 외 다른 원자재 가격변동을 예측하기 위해서는 시점기준에 따른 N/S비율의 차이가 가격변동의 확률을 예측하는데 영향을 주는지를 반드시 점검할 필요가 있다.

## 사 사

본 연구는 한국지질자원연구원 기관고유사업 (GP2009-015-01)의 일환으로 수행되었습니다.

## 참고문헌

- Bosworth, B. and R. Z. Lawrence. (1982) "Commodity Prices and the New Inflation", Washington D.C: The Brookings Institute.
- Brier, G. W. (1950) "Verification of forecasts expressed in terms of probability", Monthly Weather Review 78, 1-3.
- Carmen M. Reinhart and Eduardo Borenstein (1994) The Macroeconomic Determinants of Commodity Price. IMF staff papers, vol. 41, no. 2
- Cashin, P., Hong, and C.J. McDermott. (2000) "How Persistent are Shocks to World Commodity prices?", IMF Staff Papers 47, 2:177-217.
- Chowdhury, A.R. (1991) "Futures market efficiency: evidence from cointegration tests", The Journal of Futures Markets 11:5 pp577-89.
- Cuddington, J. (1991) "Long-run Trends in 26 Primary Commodity Prices: A Disaggregated Look at the Pre-bisch-Singer Hypothesis", Journal of Development Economics 39:207-227.
- Dick, T.J.O. (1998) Business Cycles since 1820. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Eduardo Borenstein & Mohsin S. Khan & Peter Wickham & Carmen Reinhart (1994) "The Behavior of Non-Oil Commodity Prices", IMF Occasional Papers 112, International Monetary Fund.
- Fama E.F. (1970) "Efficient capital markets: a review of theory and empirical work". Journal of Finance. 25:383-417.
- Fischer, D.H. (1996) The Great Wave: Price Revolutions and Rhythm of History. New York: Oxford University Press.
- Graciela L. Kaminsky (1998) "Currency and banking crises: the early warnings of distress", International Finance Discussion Papers 629, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Jagtiani, J., Kolari, J., Lemieux, C. and Shin, H. (2003) "Early Warning Models for Bank Supervision: Simpler Could Be Better?", Federal Reserve System.
- Kaldor, N. (1987) "The Role of Prices in Economic Recovery", World Development, 15: 645-56.
- Kaminsky, G., S. Lizondo, and C. Reinhart (1997) "Lead-

- ing Indicators of Currency Crises”, IMF StaPapers 45(1), 1-14.
- Krehbiel, T. and L.C. Adkins (1993) “Cointegration tests of the unbiased expectations hypothesis in metal markets”, Journal of Futures Markets 13, 753-763.
- Labys, W.C. and C.W.J. Granger (1970) “Speculation, Hedging and Commodity Price Forecasts Lexington”, MA: Heath Lexington Books
- Labys, W.C. (1993) “The Impact of Commodity Price Fluctuations on the Instability of the world Economy”, In M. Nissanke and A. Hewitt (eds), Economic crisis in Developing Countries, London: Pinter Publishers.
- Labys, W.C. (2005) Commodity Price Fluctuations: A Century of Analysis. WVU Regional Research Institute Paper Series
- Persson, K. G. (1994) “Integration and deregulation of European Grain Markets, 1500-1900”, WP 94-07. Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Reinhart, C. and P. Wickham (1994) “Commodity Prices: Cyclical Weakness of Secular Decline?” IMF Staff Paper, 41, 2: 175-213.
- Samuelson, P. (1965) “Proof that properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, Industrial Management Review, 6: 41-49.

---

2009년 4월 6일 원고접수, 2009년 4월 21일 게재승인]