

VECM모형을 이용한 국내 희유금속의 수요예측모형

김홍민·정병희[†]

승실대학교 산업정보시스템공학과

A Study on Demand Forecasting Model of Domestic Rare Metal Using VECM model

Hong Min Kim·Byunghee Chung[†]

Department of Industrial Information System Engineering, Soongsil University

Key Words : Rare Metal, Unit Root Test, ADF Test, Cointegration Test, Johansen Test, VECM

Abstract

The rare metals, used for semiconductors, PDP-LCS and other specialized metal areas necessarily, has been playing a key role for the Korean economic development. Rare metals are influenced by exogenous variables, such as production quantity, price and supplied areas. Nowadays the supply base of rare metals is threatened by the sudden increase in price. For the stable supply of rare metals, a rational demand outlook is needed. In this study, focusing on the domestic demand for chromium, the uncertainty and probability materializing from demand and price is analyzed, further, a demand forecast model, which takes into account various exogenous variables, is suggested, differing from the previously static model. Also, through the OOS(out-of-sampling) method, comparing to the preexistence ARIMA model, ARMAX model, multiple regression analysis model and ECM(Error Correction Mode) model, we will verify the superiority of suggested model in this study.

1. 서 론

우리나라의 성장을 주도적으로 맡아온 산업분야는 원자재의 원활한 공급기반으로 지속적인 발전을 거듭해왔다. 최근 정부의 신성장동력산업을 발표했고 이를 성공적으로 수행되기 위해서는 원활한 원자재공급이 이루어져야 한다. 특히 희유금속은 가정용품에서 산업기계·하이테크분야에까지 폭 넓게 사용되고 있고 최근에는 신성장동력산업인 2차전지·초전도체·형상기억금속 등 그 수요분야가 넓어지고 있다. 따라서 선진국으로 향하는 우리나라에서 희유금속의 중요성은 산업활동 전반에 걸쳐 더욱 증대되고 있다.

20세기 말부터 첨단과학기술의 급속한 발전으로 인하여 선진국들은 IT, NT분야의 경쟁력 있는 고부가가치 첨단산업을 집중 육성하고 있으며, 첨단 산업계의

급속한 발전은 희유금속과 같은 자원에 대한 수요가 기하급수적으로 증가함에 따라 수년전부터 금속가격이 급등하는 추세에 있다. 세계 각국은 이러한 21세기 산업구조의 변화에 부응하기 위하여 국가산업경제의 유지발전에 필수 불가결한 요소로 광물자원의 경제적 중요성을 재인식하게 되었고, 이들 산업의 원료가 되는 한정된 희유금속의 수급 불안정을 타개하기 위하여 지속적인 장·단기 자원수급정책을 수립하고 있다. 우리나라의 경우도 전기·전자, 철강·기계 및 섬유·화학 등 산업전반에 걸친 안정적 성장을 위해서는 희유금속의 안정적인 공급확보가 필수불가결하다. 또한 최근 우리나라의 희유금속에 대한 폭발적 수요증가로 인하여 희유금속의 수급 불안정과 함께 급격한 가격상승이 초래됨에 따라 이들 희유금속에 대한 안정적 공급을 위한 자원 확보전에 접어들고 있다. 그러나 이러한 수요예측은 단지 수요자의 직감에 의존하여 희유금속을 수입하고 있으며, 체계적인 수요전망모형 또는 수요예측모형을

[†] 교신저자 bhchung@ssu.ac.kr

구축하지 못한 채 오늘에 이르고 있다. 또한 특정국가에 자원이 편재되어 있어 자원보유국의 국가정책에 의해 생산·수출에 영향을 받으며 자원부존의 극단적인 편재성으로 분쟁, 대규모 노동쟁의 등 생산차질에 의한 공급불안정 요인이 항시 내재되어 있다. 즉, 공급구조의 취약성으로 인한 불안정한 수급은 대부분 수입에 의존하고 있는 희유금속의 수요예측에 있어 더욱더 어려움을 주고 있다. 따라서 국내 희유금속에 대한 수요예측모형을 구축하는 것은 단기수요예측뿐 아니라 장기적인 관점에서 수요예측을 하는 데 있어 중요한 연구가 되며, 현재 전무하다시피 한 희유금속의 전망모형 구축에 있어 의의가 크다고 볼 수 있다.

지난 30여년간 자원의 수요모형에 대한 연구가 이루어져 왔다. 이원우(1980)는 회귀분석법(Regression analysis)과 산업연관분석(Input-output analysis) 및 사용강도분석법(Intensity of use analysis), 종합평가법(Comprehensive appraisal)을 사용하여 철강수요를 예측하였다. 민철구(1981)는 회귀모형을 이용하여 종합에너지원별, 종합적인 수요분석을 실시하였으며, 한국동력자원연구소(1985, 1999)에서는 시계열모형을 사용한 주요자원 수급동향 및 대책연구를 통하여 자원의 단기적 안정 확보 정책을 수립하였으며, 납석의 수요예측을 위해 원단위 분석을 사용하였다. 그러나 희유금속에 대한 수요예측 연구는 매우 드물며, 주로 광물가격에 대한 연구가 수행되어 온 것이 전부이다. 광물가격에 대한 기존 연구는 Watkins and McAleer(2006)에서 광물가격전망 및 지역가격 간 관계에 대해서만 연구를 수행하였다.

본 논문의 목적은 우리나라의 희유금속 수요를 예측함으로써 수요정책의 효율성과 수요예측에 영향을 주는 변수들의 타당성을 검토해 보는 것이다. 국내의 희유금속 수요에 관한 정확한 정보를 제공하기 위해서는 적합한 변수의 선택과 더불어 타당한 추정모형의 설정이 선행되어야 한다. 이를 위하여 본 논문에서는 희유금속 중 대표성을 갖는 크롬을 선택하였으며, 크롬의 수요예측에 영향을 주는 변수로 크롬의 가격과 국내총생산(GDP) 및 산업생산지수를 도입하여 합당한 수요함수를 설정하였으며, 시계열의 안정성과 변수간의 장·단기적 균형관계를 고려하여 오차수정모형을 제시하였다. 이를 위하여 수준변수들의 단위근검정, 공적분검정 및 인과관계검정을 수행하였다.

위의 모형구축을 위해 본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 시계열모형 제시 및 희유금속 수

요예측에 대한 변수 선정 기준을 제시하고 제3장에서는 단위근검정과 인과관계검정 및 공적분검정을 통하여 시계열의 안정성 및 희유금속과 수요예측변수와의 인과관계 분석을 실시하며, 변수들 간의 장기적인 균형관계를 파악한다. 제4장에서는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이 장기적 균형관계를 가질 경우 동태적 오차수정모형을 구성하여 희유금속에 대한 수요함수모형을 설정한다. 제5장은 추정된 수요함수모형에 대한 적합성을 평가하는 기준을 제시하며, 마지막으로 본 연구의 단기 수요예측모형에 대한 평가와 향후 연구 과제를 제시할 것이다.

2. 이론적 배경

2.1 희유금속의 수요예측모형 선정

현재까지 국내의 희유금속의 수요예측에 관한 선행 연구들은 전무한 실정이다. 일반적으로 수요예측을 위해 시계열모형으로서 ARIMA, 다중회귀모형, ARMAX(Autoregressive Moving Average with Exogenous Variables)모형, VAR(Vector Auto Regression Model) 등이 사용되어 왔다. 그러나 ARIMA의 경우 장기예측을 위해서는 많은 양의 자료를 요구하며, 신뢰구간에 대한 폭이 과대추정 될 가능성이 있다. 다중회귀모형을 이용하는 경우 여러 변수들과 희유금속 수요에 대한 관계는 보여줄 수 있지만 희유금속의 동태적인 측면을 무시하기 쉽고 확률적 추세를 갖는 불안정 시계열의 회귀분석은 오도된 가성회귀(spurious regression)의 결과를 초래할 수 있는 문제점이 지적되고 있다(곽승준, 이충기; 2002). 또한 시계열모형과 회귀분석을 결합시킨 동태적 모형으로 ARMAX모형을 선정하여 분석할 경우 희유금속의 수요를 ARMA과정으로 보고 희유금속의 수요에 영향을 미치는 여러 변수들을 외생변수로 간주하는 모형을 선정할 수 있으나 이들 변수들 간의 다중공선성 문제가 발생되어 내생변수로 작용할 수 있다는 것을 고려할 수 없다는 한계점이 있다. 또한 VAR모형은 고려하는 모든 변수들을 내생변수로 간주하고 변수들의 정태적, 동태적인 상호관계를 분석할 수 있으나 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점을 갖고 있다. 대부분의 희유금속 수요의 경우 안정적 시계열이 아닌 불안정 시계열을 나타내며, 이러한 경우 VAR 모형을 산정하여 희유금속의 수요예측을 하기에 무리가 있을

것이라 판단된다.

ARMAX모형과 VAR모형의 문제점을 개선한 방법으로 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)이 있으며, VECM의 경우 불안정 시계열에 대하여 공적분의 관계를 갖게 될 경우 시계열 변수들 사이의 장기적 균형관계와 단기적 동적구조관계를 검증할 수 있는 모형이다. Engle and Granger(1987)는 예측변수와 이를 설명하는 외생변수와의 공적분이 존재하면 이를 대변하는 오차수정모형(ECM)이 존재한다는 대표정리(representation theorem)를 개발하였다.

본 논문에서는 전통적인 수요예측모형의 한계에 따라 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 통하여 희유금속의 수요모형을 연구하였다. 벡터오차수정모형은 점근적으로 뛰어난 분포를 가지고 있을 뿐만 아니라 Engle and Granger(1987)의 잔차검정이 간과하는 많은 정보를 모형 안에서 사용할 수 있다는 강점이 있다. 또한 정규분포를 사용할 수 있고 모수의 추정에서 공적분 부분을 효율적으로 분해할 수 있다는 점에서 다른 부분보다 뛰어난 성질을 가진다.

2.2 수요예측을 위한 변수 선정

국내에서 희유금속은 대부분 수입에 의존하고 있으며, 국내외의 불안정한 수급으로 인하여 공급상의 문제 또한 발생하고 있다. 일반 금속들은 런던금속거래소(London Metal Exchange : LME)에서 금속에 대한 가격을 결정하여 공시하고 있으나 희유금속은 공식적인 가격이 존재하기 보다는 계약자간 거래에 맞추어 가격이 형성되고 있다. 따라서 희유금속 수요에 있어서 가격은 시장 균형에 따라 이동하기보다는 외부에서 주어진 완벽한 외생변수로서의 특징을 가지고 있다. 이런 가격은 공급원의 특성에 의하여 주어지기 때문에 가격을 통하여 시장에서 공급측면에서의 변수들을 통합하여 반영할 수 있다. 수요를 모형화 함에 있어서 공급과 수요 양쪽의 측면을 모두 고려해야 하지만, 국내의 수요 특성과 세계 시장의 특성을 반영하여 보면 희유금속 수요는 생산 부문의 균형은 가격에 의하여 이루어진다고 보고 수요측면만 고려하면 된다.

일반적으로 경기업황이 좋으면 경제가 확대되고 기업들의 생산활동이 활발해지며, 기업 수익의 증가와 함께 희유금속에 대한 수요도 함께 증가하게 된다. 반면 경기가 불황이면 기업의 생산활동이 위축되어 기업 수익이 감소하게 되어 희유금속에 대한 수요는 감소하게

된다. 경기의 움직임은 기본적으로 생산 및 수요에 관한 여러 가지 경제변수들을 분석함으로써 파악할 수 있는데 그 대표적인 지표로 GDP(국민총생산)를 들 수 있다. 따라서 산업 전체의 성장을 반영하는 GDP를 희유금속의 수요예측을 위한 변수로 선정하는 것은 중요한 의미를 갖는다.

월간 또는 연간의 생산량을 고찰할 경우 실제의 생산량만을 가지고는 그 변화를 알 수가 없기 때문에 어느 특정한 해를 100으로 기준하여 그 해의 생산량을 비교하는 것으로서, 어느 해의 생산량을 백분비로 나타내는 숫자를 지수라 하고, 이것을 광공업 생산량으로부터 산출한 것이 산업생산지수이다. 산업생산지수는 쌀나 철강 등 어떤 단위품목만을 추출하여 그 변화를 보는 것이 아니고 광업·철강·기계·섬유·화학제품·식품·펄프 등 종류가 서로 다른 상품의 종합 생산지수이며, 이들을 단순히 산술평균한 것이 아니고, 각각의 중요도에 따른 가중치(weight)를 붙여 산출한 가중평균값이다. 이렇게 산출한 생산지수는 제조업 전체의 움직임을 알 수 있는 대표적인 생산지수이며, 그 자체가 경기예측을 판단하는 중요한 경제지표이다. 따라서 희유금속의 수요예측을 위해 전산업(全産業)의 실물경기지수를 판단하는 산업생산지수를 도입하는 것은 대단히 중요한 변수선정이 된다.

3. 단위근 검정, 공적분 검정

3.1 단위근 검정(Unit root test)

불안정한 시계열(non-stationary time series)은 확률 생성과정에서 있어서 단위근(unit root)이 존재하는 경우로, 가상적인 추세, 즉 확률적 추세를 보이며, 시간에 따라 변하는 적률에 의하여 일반적인 안정적인 시계열이 갖는 분포하고는 다른 형태의 분포를 가지게 된다. 확률보행(random walk)을 하는 경제변수에 임의 충격이 주어졌을 때 그 충격이 소멸되지 않고 지속되어 불안정 시계열의 형태가 나타날 경우 단위근을 갖게 된다. 단위근의 존재 여부를 검증하는 대표적인 방법으로 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정법, Phillips 검정법이 있다.

ADF 검정법은 Dickey-Fuller(DF)의 검정법을 발전시킨 것으로 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차 변수와 일정수의 시차차분변수(lagged difference variable)에 회귀시킨 다음 시차변수에 대한

계수의 최소제곱추정값이 단위근과 유의하게 다른가를 검정하는 방법이다. 단위근 검정을 위한 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 이며, Δ 는 차분을 의미한다.

식 (1)로부터 단위근을 검정하는 귀무가설 $H_0: \alpha = 0$, 즉 단위근이 존재하는 비정상(non-stationary) 시계열이며 대립가설 $H_1: \alpha < 0$ 이다.

또한 Phillips and Perron(1988)은 ADF모형에서 차분된 시차변수가 없는 ADF검정의 모형을 가정하고 단위근 검정을 실시하였으며, 이 때 임계값은 ADF의 임계값과 동일하다. 그러나 차분은 원자료가 갖고 있는 장기적 특성을 잃는 단점이 있다.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

본 논문에서는 ADF 검정을 실시하여 희유금속의 수요 및 외생변수들의 시계열의 단위근 여부를 검정할 것이다.

3.2 공적분 검정(Cointegration test)

개별 시계열자료가 단위근을 갖는 불안정 시계열인 경우 전통적 계량분석에서 사용되는 이론들을 그대로 적용시키면 가성적 회귀현상(spurious regression) 등 여러 가지 문제점이 나타나는데, 대체로 두 시계열 간에 회귀분석 결과 높은 결정계수(R^2)값이 구해진 반면, 자기상관을 검정하는 Durbin-Watson값은 낮게 나타나는 문제가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Box-Jenkins 기법에서 사용한 시계열의 차분 등 사전적 여과를 통하여 안정성을 확보하게 되면 시계열에 포함된 정보를 손실할 우려가 있으며, 이 경우 가성회귀의 위험이 존재하게 된다. 공적분 이론은 이러한 시계열의 손실 없이 변수들 간에 장기적 관계의 존재 여부를 검정가능하게 하는 이론으로서, 앞서 언급한 단위근 검정이 공적분 검정을 위한 기본적인 도구로 사용하게 된다. 다시 말해, 각 시계열이 단위근을 가질 때, 그 시계열간의 선형결합이 단위근을 갖지 않는다면 이들 시

계열은 서로 공적분관계에 있다고 정의된다. 공적분의 개념은 분석에 사용된 변수들이 각각 단위근을 갖는 $I(1)$ 인 경우에도 변수간의 선형결합이 $I(0)$ 이면, 변수들을 1차 차분하지 않고서도 모형추정의 적합성을 보장할 수 있어, 변수들 간의 장기적인 균형관계의 손실 없이도 추정의 정당성이 확보된다는 것이다.

Johansen(1991) 검정은 공적분 관계의 수와 모형의 모수들을 최우추정법(MLE)으로 추정하고 검정하는 것이다. 즉, 가능한 모든 공적분식을 추정하고 그 중에서도 유의한 공적분식을 추출하여 모든 변수를 내생변수로 취급하기 때문에 종속변수를 선형적으로 결정할 필요가 없는 장점이 있다. 또한 Engle and Granger(1987)의 2단계 공적분 검정에서 종속변수에 어떠한 변수를 놓느냐에 따른 상반된 결과를 제시할 가능성이 높은 문제점을 보완할 수 있으며, 일반적인 Monte Carlo 시뮬레이션에 의하면 Engle and Granger 검정보다 Johansen 검정에 의한 추정결과의 신뢰성이 높은 것으로 밝혀져 있다.

Johansen 검정은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 즉, ADF 검정에서 AR(1) 과정인 단일시계열 Y_t 를 $\Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \epsilon_t$ 로 다시 썼을 때, 만일 $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면 Y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n 개의 다중시계열벡터 X_t 가 VAR(1)일 때, 이를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + v_t = \Lambda X_{t-1} + v_t \quad (3)$$

식 (3)에서 Λ 의 계수(rank)가 0이면 X_t 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한 Λ 의 계수가 n 이면 X_t 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이때 Λ 의 계수가 $r(0 < r < n)$ 이면 r 개의 X_t 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r 개의 공적분 관계를 갖게 된다. Johansen 검정에서 귀무가설 H_0 는 공적분 관계의 수가 r 보다 작거나 같다는 것이며, 우도비(likelihood ratio : LR) 검정통계량으로 검정하게 된다.

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

여기서, $\hat{\lambda}_i$ 는 고유값(eigen value), T 는 관측수를 말한다.

본 논문에서는 희유금속 수요와 여러 경제지표들이 불안정 시계열을 보이는 경우가 대부분이므로 시계열에서 단위근이 존재할 가능성이 크며, 시계열의 차분을 통하여 안정성을 확보한 후 분석을 통하여 발생할 수 있는 시계열의 정보손실을 피할 수 없으므로 가성회귀의 문제점을 해결하기 위하여 장기적 균형관계의 손실 없이 추정의 정당성을 확보하기 위해 희유금속의 수요와 여러 경제지표들 간의 공적분 검정을 실시할 것이며, 이를 위해 Johansen 검정을 실시할 것이다.

3.3 단위근 검정 및 공적분 검정을 위한 실증분석

희유금속의 수요예측에 대한 모형설정을 위해 본 연구에서 사용한 자료는 1990년 1분기부터 2008년 1분기까지의 분기별 자료로서 희유금속은 크롬(Chrome)을 사용하였다. 크롬은 주로 스테인리스강이나 철합금 재료, 자동차 소재로 사용되고 희유금속으로서, 대부분의 희유금속이 합금이나 특수공구와 같은 재료로 사용되고 있는 가운데 크롬의 비중이 큰바 여러 희유금속 중에서 대표성이 있는 금속으로 판단된다. 또한 크롬의 수요패턴이 다른 희유금속의 수요패턴과 비슷한 양상을 보여주고 있으므로 희유금속 중 크롬을 선택하여 수요예측모형을 구축하였다.

크롬의 수요예측을 위한 변수로 크롬의 가격을 선정하였으며, 무역협회의 무역통계 인터넷 사이트(www.kita.net)를 통하여 해당분기에 수입해온 평균 가격을 산출하여 사용하였다. 또한 한국은행에서 발표한 국내총생산(GDP)의 경우 2005년을 100으로 하는 실질 GDP를 사용하였으며, 산업생산지수의 경우도 2005년을 100으로 하는 실질 산업생산지수(全産業)를 사용하였다.

본 절에서는 희유금속의 수요모형을 결정하기 전에

모형의 주요 변수들의 단위근 존재 여부를 파악하는 것이 선행되어야 한다. Nelson and Plosser (1982)의 연구 이후 대부분의 경제변수들은 단위근을 갖는 불안정한 시계열임이 증명되고 있으며, 희유금속에 대한 수요와 가격 또한 단위근을 갖는 불안정한 시계열이라는 것이 알려져 있다. 따라서 수준변수들이 단위근 존재유무를 판단하기 위해 앞서 설명한 바와 같이 ADF 검정을 실시하여 희유금속의 수요 및 경제변수들의 시계열의 단위근 여부를 검정하였다. 이에 대한 결과는 <표 1>과 같다.

<표 1>의 결과를 살펴보면 수준변수들의 단위근 여부를 판단하는 ADF 검정결과 모든 수준변수들이 단위근이 존재하는 불안정 시계열로 판정되었다. 그러나 1차 차분변수들은 모두 단위근이 존재하지 않는 안정한 시계열로 판정되었다. 이러한 사실은 모든 수준변수들이 안정한 시계열이라는 가정 하에 희유금속의 수요량과 여러 경제변수들 간의 관계는 보여주는 다중회귀모형의 경우 오도된 가성회귀(spurious regression)의 결과를 초래할 수 있으며, 1차 차분된 안정한 시계열을 사용하여 모형을 구축하는 경우 장기적인 균형관계를 저해하기 때문에 마찬가지로 가성회귀가 될 수 있다.

<표 1>을 통하여 수준변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열이었으며, 1차 차분된 변수의 경우 단위근이 존재하지 않는 안정한 시계열로 나타났다. 수준변수가 단위근을 가지므로 수준변수의 시계열간의 선형결합이 단위근을 갖지 않는다면 이들 시계열은 서로 공적분관계에 있다고 정의하므로 변수들을 1차 차분하지 않고서도 모형추정의 적합성을 보장할 수 있고 수준변수들 간의 장기적 균형관계의 손실 없이도 추정의 정당성이 확보되는 것을 보이기 위해 Johansen 검정을 통하여 공적분 관계를 규명하였다. 이에 대한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 2>를 분석한 결과, 귀무가설 $H_0 : r = 0$ 인 경우

<표 1> ADF 단위근 검정

수준변수	τ -value	p -value	차분변수	자료변환	τ -value	p -value
<i>D</i>	0.1536	0.998	ΔD	로그(1)	-2.7032**	0.009
<i>P</i>	0.1546	0.997	ΔP	로그(2)	-4.0487**	0.004
<i>GDP</i>	0.2550	0.953	ΔGDP	로그(2)	-2.8235**	0.007
<i>IP</i>	0.3702	0.912	ΔIP	로그(2)	-2.8487**	0.007

주1) D : 크롬의 수요량, P : 크롬의 가격, GDP : 국민총생산, IP : 산업생산지수

주2) ** : 1%에서 유의

검정을 실시한 결과 유의수준 1%에서 유의하며, $H_0 : r \leq 1$ 인 경우 검정을 실시한 결과에서도 유의수준 1%에서 유의하지만 $H_0 : r \leq 2$ 인 경우 검정을 실시한 결과에서는 유의수준 5%에서 유의하지 않았다. 따라서 공적분에 대한 Johansen 검정결과를 종합하면 수준변수들 간에는 공적분 관계가 있음을 알 수 있으며, 이들 수준변수 간에 장기적 균형관계가 성립함을 알 수 있다.

모든 기간에서 공적분 관계가 존재하므로 VAR 모형보다는 VECM 모형을 이용하여 분석하는 것이 더욱 적절한 것이므로 VECM모형을 이용하여 희유금속의 수요량과 경제변수들 간의 관계에 대한 분석을 진행하는 것이 타당할 것이다.

4. 희유금속의 벡터오차수정모형 추정

4.1 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)

희유금속 수요량과 경제변수들이 단위근을 가질 때 각각의 불안정적인 시계열을 차분을 통하여 안정적이 시계열로 만든 후 회귀분석을 실시하면 불안정 시계열을 사용할 때 발생하는 문제를 회피할 수 있다. 그러나 희유금속 수요와 경제변수들 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분변수를 사용하면 두 변수 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 된다. 이러한 경우 오차수정모형을 이용하여 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있다.

벡터오차수정모형의 기본적인 개념은 한 시점에서 볼 때 현재의 시점은 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점으로부터의 이탈의 일부가 조정되어 현재 시점에 반영된다는 것이다. 따라서 설명변수와 종속변수의 단기적인 관계만 나타내는 1차 차분모

형과는 다르게 단기균형뿐만 아니라 장기균형을 분석할 수 있고 가성적 회귀(spurious regression)를 가지지 않으므로 매우 유용한 추정방법이라고 할 수 있다. 벡터오차수정모형의 특징은 수준변수와 차분변수를 동시에 회귀방정식 내에 포함하여 분석하는데 있다. 일반적으로 종속변수는 안정적인 1차 차분변수인데 불안정적 수준변수들은 장기균형관계를 결정하는 것으로 해석되며, 단기적인 조정과정을 대표하기 위하여 차분변수들이 추가적으로 사용된다. 이 때 오차수정모형에 수준변수가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로 하는데 이 경우 수준변수들이 개별적으로 I(1) 즉, 1차 차분 후 안정적이라도 이들이 선형결합은 I(0)이므로 벡터오차수정모형에 사용되는 모든 변수가 I(0)의 성질을 가지게 된다는 것이다. 분석되는 모든 변수가 안정적이므로 가성적 회귀의 문제점이 자연히 해결될 수 있다는 것이다. 따라서 벡터오차수정모형이 시사하는 것은 수준변수들이 공적분 됨에도 불구하고 차분변수만을 이용하여 자기회귀 모형을 추정하게 되면 모형의 설정오류의 문제가 발생하며 반면에 수준변수만을 사용하게 되면 자료가 시사하는 중요한 제약을 누락시키는 결과를 초래하게 된다는 것이다. Engle and Granger(1987)는 이와 같은 오차수정모형의 안정성이 공적분의 개념을 이용한 Granger 대표정리(Granger Representation Theorem)에 의해 이론적으로 뒷받침됨을 증명한 바 있다.

공적분 관계에 있는 두 변수 Y_t, X_t 에 대한 벡터오차수정모형은 다음과 같은 2단계 추정법을 이용하여 도출할 수 있다.

제1단계 : $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + Z_t$ 에서 β_1, β_2 를 구하고, 균형오차 Z_t 를 구한다.

제2단계 : 균형오차 및 두 변수의 과거값들을 포함한 모형을 추정한다.

<표 2> Johansen 공적분검정 결과

고유값 (Eigen value)	우도비 (Likelihood ratio)	5% 임계값 (5 percent critical value)	1% 임계값 (1 percent critical value)	Hypothesized No. of CE(s)
0.4773	84.2505	47.21	54.46	None **
0.3151	38.8411	29.68	35.65	At most 1 **
0.1219	12.3481	15.41	20.04	At most 2
0.0453	3.2484	3.76	6.65	At most 3

주) ** : 1%에서 유의, * : 5%에서 유의

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{k=1}^q \hat{\delta}_k \Delta X_{t-k} + \sum_{j=1}^p \hat{\gamma}_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (5)$$

위에서 β_2 는 Y 와 X 간의 장기관계를 나타내는 계수이며, α_1 은 장기균형점에서 이탈했을 경우 장기균형점으로의 복귀속도(조정계수)를 나타내는 것으로 $\alpha_1 < 0$ 일 때, 변수 Y 는 균형점에 안정적으로 접근하려는 형태를 나타낸다. 오차수정모형은 균형오차를 나타내는 Z_{t-1} 를 통하여 수준변수 ($Y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{t-1}$)와 차분변수 ($\Delta X_{t-k}, \Delta Y_{t-j}$)를 동시에 하나의 모형에 포함하고 있어 수준변수가 갖고 있는 장기적인 균형관계에 대한 정보를 잃지 않으면서 동시에 적분계열의 불안정성에 의해 야기되는 분석상의 문제점을 해결할 수 있다는 장점이 있다.

일단 주어진 시계열자료에 대한 공적분 검정 및 이에 기초한 벡터오차수정모형이 추정되면 이를 예측값 도출에 사용할 수 있다.

$$\Delta \hat{Y}_{n+1} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 Z_n + \sum_{k=1}^q \hat{\delta}_k \Delta X_{n-k+1} + \sum_{j=1}^p \hat{\gamma}_j \Delta Y_{n-j+1} \quad (6)$$

식 (6)에서 $\Delta \hat{Y}_{n+1} = \hat{Y}_{n+1} - Y_n$ 의 관계로부터 다

음 기수후의 Y 값에 대한 예측값을 다음과 같이 도출한다.

$$\hat{Y}_{n+1} = \Delta \hat{Y}_{n+1} + Y_n \quad (7)$$

일반적으로 h 기수후의 예측값은 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\hat{Y}_{n+h} = \Delta \hat{Y}_{n+h} + Y_{n+h-1} \quad (8)$$

4.2 추정모형 제시 및 실증분석

공적분 검정을 실시한 결과 모든 기간에서 공적분 관계가 성립하는 것으로 나타났으므로 모든 기간에 대해서 VECM 모형을 이용하여 계수를 추정하였으며, 시차=2를 사용하였다. <표 3>에 VECM 모형의 계수추정결과가 나타나 있다. <표 3>의 결과를 살펴보면 GDP와 크롬가격 및 산업생산지수에 유의한 설명력을 가지고 지속적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구를 통하여 제시한 크롬의 수요에 대한 ECM 모형은 다음과 같다.

$$\Delta D_t = \alpha_0 + \hat{\gamma}_1 D_{t-1} + \hat{\gamma}_2 D_{t-2} + \hat{\delta}_{11} \Delta GDP_{t-1} + \hat{\delta}_{12} \Delta GDP_{t-2} + \hat{\delta}_{21} \Delta P_{t-1} + \hat{\delta}_{22} \Delta P_{t-2} + \hat{\delta}_{31} \Delta IP_{t-1} + \hat{\delta}_{32} \Delta IP_{t-2} \quad (9)$$

<표 3> 벡터오차수정모형에 대한 계수추정 결과

독립변수	계수	t-value	p-value
D(CR-1)	0.1674	0.65	0.5191
D(CR-2)	0.2856	0.97	0.3353
D(GDP-1)	0.5823	3.64**	0.0013
D(GDP-2)	-0.1703	-0.25	0.8042
D(PR-1)	0.9553	3.76**	0.0004
D(PR-2)	0.2774	0.88	0.3802
D(IP-1)	0.2445	1.35	0.1814
D(IP-2)	0.7257	4.12**	0.0001
constant	37.5998	1.04	0.3043
R^2		0.4573	
Adj- R^2		0.4325	

주) **: 1%에서 유의

앞에서 분석한 바와 같이 단위근 검정 결과 수준변수들이 불안정한 시계열이며, 모든 기간에 대해 공적분관계가 성립하므로 본 모형을 통하여 크롬의 수요에 대한 단기뿐만 아니라 장기 수요예측이 가능하며, 이를 통하여 향후 수요에 대한 전망이 가능할 것이다.

5. 추정모형의 유효성 검정

5.1 모형의 적합도 검정

단기수요예측모형을 설정하기 위해 사용되는 기법으로 OSS(out-of-sample)을 통해서 전망된 값들과 실제값의 차이를 최소화 하는 전망방법인 MSE와 전통적인 방법으로 AIC 및 SBC를 기준으로 정한다. OSS방법은 이미 알려져 있는 기간 중 몇몇 기간을 제외한 후 시계열 분석을 실시하고 분석을 통한 예측값과 실제값의 오차를 살펴보는 방법이다. 또한 모형의 적합도 평가기준인 AIC와 SBC는 모형의 분산과 예측값의 수로 표현되며, 이 값들이 최소가 되는 예측모형을 선정하는 것이다.

희유금속 단기전망에 이용된 시계열자료는 분기별 자료로 1990년~2007년이며, 단기에측 모형설정에 사용된 시계열자료는 1990년~2006년이다. 또한 수요예측모형의 비교를 위해 ARIMA 모형 및 ARMAX 모형 및 다중회귀모형을 도입하였으며, 이들 모형과 VECM의 단기수요예측을 실시하였다.

모형설정 절차에 따라 희유금속 수요량의 ARIMA모형, ARMAX모형 및 다중회귀모형과 VECM의 단기수요예측은 <표 4>와 같다. 크롬의 단기수요예측을 살펴보면 ARIMA모형보다 VECM의 예측값이 실제값보다 더 작게 나왔으며, 모형에 대한 적합도를 판단하는

MSE, AIC 및 SBC 또한 VECM이 더 작게 나타남을 알 수 있다. 또한 ARMAX 모형과 다중회귀모형의 경우도 VECM의 MSE, AIC, SBC가 더 작게 나타남을 알 수 있다. 따라서 기존의 널리 사용되고 있는 ARIMA 모형, ARMAX 모형 및 다중회귀모형보다 본 연구에서 제시한 VECM을 이용한 수요예측모형이 보다 더 예측력이 뛰어남을 알 수 있으며, 모형의 적합도 또한 향상되었음을 알 수 있다.

6. 결 론

본 논문의 목적은 우리나라의 희유금속 수요를 예측함으로써 수요정책의 효율성과 수요예측에 영향을 주는 변수들의 타당성을 검토해 보는 것이다. 이를 위하여 본 논문에서는 희유금속 중 대표성을 갖는 크롬을 선택하였으며, 크롬의 수요예측에 영향을 주는 변수로 크롬의 가격과 국내총생산(GDP) 및 산업생산지수를 도입하여 합당한 수요함수를 설정하였으며, 시계열의 안정성과 변수간의 장·단기적 균형관계를 고려하여 벡터오차수정모형을 구축하였다. 수요예측에 영향을 주는 변수로 크롬의 가격과 GDP 및 산업생산지수의 선정은 크롬의 가격탄력성 및 산업동향과 같은 대표 실물경제 변수를 고려하였다는 점에서 의의가 있다. 이를 위하여 수준변수들의 단위근검정, 공적분검정을 수행하였으며, 실증분석에 사용된 자료는 1980년 1분기부터 2007년 4분기까지의 데이터이다.

벡터오차수정모형을 이용하여 국내의 희유금속의 수요함수를 도출한 선행연구는 전무한 상황이며, 본 연구를 통하여 불안정한 시계열을 갖는 변수들의 공적분 관계를 이용하여 체계적인 분석을 수행하였다는 점에서

<표 4> 크롬의 단기수요예측(1990년~2006년 자료이용)

연 도		2007년 1분기	2007년 2분기	2007년 3분기	2007년 4분기	MSE	AIC	SBC
	실제값	477,358	714,439	489,274	914,611			
ARIMA(1,1,1)	예측값	532,392.98	787,654.33	566,654.71	842,293.54	32,232,242	1895.815	1902.603
	오차	-55,034.98	-73,215.33	-77,380.71	-72,317.46			
ARMAX(1,1)	예측값	513,421.09	653,279.87	619,867.45	856,490.90	30,833,821	667.559	671.969
	오차	-36,063.09	61,159.13	-130,593.45	58,120.10			
다중회귀모형	예측값	554,186.48	687,184.72	682,534.98	969,043.21	31,487,546	1658.431	1667.537
	오차	-76,828.48	27,254.28	-193,260.98	-54,432.21			
VECM	예측값	493,929.09	732,929.72	528,429.22	862,821.28	28,382,931	49.348	50.505
	오차	-16,571.09	-18,490.72	-39,155.22	51,789.72			

다른 연구들과 차별화된다. 본 연구에 대한 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 크롬의 수요와 크롬의 가격 및 국내총생산(GDP), 산업생산지수에 대한 단위근 검정결과 모든 수준변수들이 단위근이 존재하는 불안정한 시계열로 판정되었다. 그러나 1차 차분한 시계열은 단위근이 없는 안정한 시계열로 나타났다.

둘째, 수준변수가 단위근을 가지므로 변수들을 1차 차분하지 않고서도 모형추정의 적합성을 보장할 수 있고 수준변수들 간의 장기적 균형관계의 손실 없이도 추정의 정당성이 확보되는 것을 보이기 위해 Johansen 검정을 통하여 공적분 관계를 규명하였으며, 적어도 2개의 공적분관계가 있는 것으로 나타났다.

셋째, 벡터오차수정모형을 이용하여 수준변수들의 계수를 추정한 결과 크롬의 가격, GDP 및 산업생산지수에 유의한 설명력을 가지며 지속적인 영향을 주고 있음을 알 수 있었다.

일반적으로 희유금속에 영향을 주는 요인은 많지만 그 중 희유금속의 가격, 국내총생산 및 산업생산지수를 고려하여 이들 변수간의 공적분관계를 이용한 벡터오차수정모형을 설정하였으나 다른 중요 외부 변수를 추가적으로 도입하여 이들 변수들 사이의 균형식을 도출해야 할 것으로 판단되며, 모든 다른 희유금속에도 적용해야 할 것으로 사료된다.

참고문헌

- [1] 광승준, 이충기(2002), 서울시 생활용수 수요 추정-오차수정모형을 적용하여, 자원·환경경제연구, 11(1), 81-97.
- [2] 민철구(1981), 에너지 원별 시장점유율 분석에 의한 민수부문 석탄의 수요분석과 예측.
- [3] 이원우(1980), 국내 철광석의 장기수요예측에 관한 기초연구, 서울대학교 자원공학과 공학석사학위 논문.
- [4] 한국동력자원연구소(1985), 주요자원 수급동향 및 대책연구.
- [5] 한국동력자원연구소(1999), 납석의 유통구조 분석.
- [6] Box, G.E.P., Jenkins, G.M.(1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden Day, San Francisco.
- [7] Engle, R. F., C. W. J. Granger(1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, 55, 251-276.
- [8] Johansen, S.(1991), Estimating and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica, 59, 1551-1589.
- [9] Nelson, C. R. and C. Plosser(1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.
- [10] Watkins, C. and McAleer, M.(2006), Pricing of non-ferrous metals futures on the London metal Exchange. Applied Financial Economics, 16, 853-880.