

Structural VAR모형을 이용한 건화물 운임시장의 특성 분석

전 찬 영*

<목 차>

- I. 서 론
 - II. VAR모형의 설정
 - III. 구조VAR(Structural VAR)모형의 식별 및 추정
 - IV. 구조VAR(Structural VAR)모형의 분석
 - V. 요약 및 결론
-

Abstract: Vector Autogressive(VAR) model can be usefully applied to various kinds of multiple macroeconomic time series data due to its ability to analyze many variables simultaneously. In VAR model, it's possible to know the response of one variable to an impulse in another variable and the proportion of forecast error variance of one variable accounted by other variables. Thus, one would like to investigate the relationship between two variables in a higher dimensional system. Nevertheless, there are many problems to be solved in utilizing the dynamic properties of VAR process. For instance, the existence of unit-root or co-integration, and real being of prior information for identification of matrix which transforms reduced VAR form into structural VAR form, are the key problems.

In this paper, taking into consideration of all those problems, we are to analyze the Bulk Freight Market by using such properties of VAR model as impulse response function and forecast error variance decomposition.

* 한국해양수산개발원, 책임연구원

I. 서 론

VAR(Vector Autoregressive)를 이용한 예측모형은 여러 개의 시계열데이터들을 대상으로 변수상호간의 관계를 분석해야 할 필요가 있을 때 이용할 수 있는 방법의 하나로 모든 변수들의 시차값들로 이루어진 일종의 동태적 확률연립방정식모형으로 간주할 수 있다. 즉 VAR모형의 동적 특성을 이용한 충격반응분석(impulse response analysis)이나 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)를 행함으로써 어떤 한 변수의 충격에 대한 나머지 변수들의 반응상태를 파악할 수 있음은 물론 이러한 충격이 각 변수의 장·단기 움직임을 설명하는 데 있어 어떠한 역할비중을 담당할지를 파악할 수 있다.

필자(1996)는 이러한 VAR모형의 동적 특성을 탱커운임시장에 적용함으로써 관련요인들 상호간의 인과관계(cause and effect) 및 장·단기 움직임에 관해 고찰해 본 적이 있다. 물론 분석당시 VAR를 구성하였던 변수들의 시장수급구조에 대한 충분한 정보반영의 미흡함과 수집된 월별 시계열자료들의 일치성의 부족 등으로 분석결과 중 일부에서 신뢰성이 의문시되기도 하였다. 또한 VAR모형의 동학적 특성을 이용하기 위해 축소형(Reduced) VAR모형을 구조(Structural) VAR모형으로 전환시키는 과정에 발생하는 직교행렬에 대한 적정식별의 문제도 충분히 해결할 수 없었음을(필자는 이때 대부분의 분석가들이 사용하였던 것처럼 Choleski직교화와 같이 자의적인 직교화방법을 사용하였음) 인정하였다. 즉 적정식별에 따른 유일 직교행렬을 구하기 위해서는 누구나 공감할 수 있는 사전정보(prior information)가 제약조건으로 추가되어야 할 것이지만 현실적으로 이러한 제약조건을 찾아내기가 어려웠다.

그럼에도 과거 단변량 시계열분석에서는 불가능하였던 변수들 상호간의 동적인 특성을 분석할 수 있었다는 점과 월별자료를 이용한 보다 단기적인 운임시장의 특성을 파악할 수 있었다는 점에서 VAR를 이용한 계량분석은 운임시장의 구조를 파악하는 한 유효한 기법으로 충분한 의미를 지닐 수 있다고 판단되었다. 본 고에서는 이와 같은 문제점들을 충분히 인식하면서 탱커운임시장을 분석하였던 것과 유사한 방법을 통해 건화물 운임시장을 고찰해보았다. 즉 건화물운임과 관련된 거시경제변수들인 건화물 운임지수(MRI), 건화물 중고선가격(PS), 건화물선 해체량(SC), 건화물 해상물동량(BULK)

등의 4개 변수들에 대한 장·단기의 동적 특성을 구조VAR모형을 통해 분석하였다. 관찰점들(observations)은 1983년 5월부터 1996년 12월까지 월별단위의 총 164개가 사용되었다. 본 고의 구성내용은 2장에서 VAR모형 설정의 기초작업으로 각 변수들의 단위근 및 공누적검정을 하였고, 3장에서는 구조VAR모형을 식별 및 추정하였다. 4장에서는 추정된 구조VAR모형을 근거로 이들 다변량변수들에 대한 여러 동적분석을 행하였고, 분석결과 나타난 여러 특징들을 요약 및 정리함으로써 글을 마무리하였다.

II. VAR모형의 설정

1. 단위근 검정

일반적인 경제시계열데이터는 장기기억(long-memory)확률과정과 단기기억(short-memory)확률과정으로 나눌 수 있다. 단기기억시계열데이터는 아주 오래 전에 일어난 충격(impulse 또는 shock)이 현재의 관찰값에 미치는 영향이 거의 없으나 장기기억시계열데이터는 오래된 충격이 현재 값에 영향을 미친다. 단위근이 존재한다는 것은 시계열데이터가 곧 장기기억확률과정의 특성을 가짐을 의미한다. 이러한 경우 차분을 이용해서 단위근을 가진 비정상시계열데이터를 정상시계열데이터로 바꿔야 한다. 물론 이 차분의 선행조건은 시계열데이터가 비정상적인지를 검정하는 단위근검정을 거쳐야 하는데 이것은 ARIMA모형의 AR특성식이 단위근 1을 갖는지 여부를 조사하는 것이다.

각 변수들에 대한 단위근의 검정방법으로는 Phillips & Perron (1988)이 제시한 PP법과 Stock & Watson (1988)의 SW법, 그리고 Dickey & Fuller (1979)가 제시한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)방법이 있다. 본 고에서는 ADF검정법을 사용하였다. 이 방법은 다음의 표 1에서 볼 수 있듯이 기본모형을 AR(3)모형으로 하고 여기에 상수항 μ 또는 추세항($\mu + \beta_1 t$)을 첨가하여 단위근을 검정한다. 대립가설 H_3 과 H_4 에 대응되는 귀무가설은 H_1 이고, 대립가설 H_5 에 대응한 귀무가설은 H_2 이다. 일반적인 단위근검정에서는 H_2 를 귀무가설로 하고 H_5 를 대립가설로 설정한다.

표 1. 단위근검정의 가설들

차분 모형 (단위근을 포함한 모형)	정상적인 추세 모형 (단위근을 포함하지 않은 모형)
선형추세가 없음 $H_1: \phi(B)\nabla y_t = u_t$	$H_3: \phi(B)(1-\rho B)y_t = u_t$
선형추세가 있음 $H_2: \phi(B)\nabla(y_t - \mu - \beta_1 t) = u_t$	$H_4: \phi(B)(1-\rho B)(y_t - \mu) = u_t$
	$H_5: \phi(B)(1-\rho B)(y_t - \mu - \beta_1 t) = u_t$

각 변수들에 대해 단위근검정을 실시한 결과는 표 2에 수록되어 있다. 단위근이 존재하는 것으로 판명된 변수들은 차분을 한 뒤 다시 단위근검정을 실시하였다. 표 2의 단위근검정 결과를 살펴보면 4개 변수 모두 상수항이나 추세선의 추가여부에 상관없이 유의수준 10%내에서 단위근이 존재하는 것으로 판명되었다. 그러나 이들 단위근이 존재하는 변수들도 모두 1차 차분하에서는 1%의 유의수준하에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 밝혀져 이들이 모두 $I(1)$ 형태의 변수들임을 알 수 있다.

표 2. 건화물 운임과 관련한 변수들의 ADF검정

수준변수	상수항 추가		추세선 추가		1차 차분 변수	상수항추가	
	τ	p 값	τ	p 값		τ	p 값
MRI	-2.13	0.24	-2.60	0.29	Δ MRI	-5.78	0.01
BR	-1.29	0.60	-0.93	0.94	Δ BR	-4.21	0.01
PS	-2.25	0.20	-2.33	0.42	Δ PS	-8.84	0.01
SC	-2.27	0.19	-3.11	0.10	Δ SC	-9.00	0.01

2. 공적분 검정

앞 절에서의 검정결과 모든 변수들은 단 하나의 단위근을 가지는 $I(1)$ 시계열인 것으로 판명되었다. 이 절에서는 이들 변수전체에 대해 공적분검정을 실시해 보기로 하였다, 본 고에서의 모형은 4개의 변수로 구성된 모형이어서

최대한 3개의 서로 독립인 공적분벡터가 존재할 수 있다. 이러한 가능성을 고려할 경우에는 통상적으로 쓰이는 방법처럼 한 변수를 나머지 변수의 현재 값에 회귀시킨 후 그 잔차에 대해 단위근 검정을 행하는 방법을 사용할 수 있다. 그러나 이 방법은 복수의 공적분벡터가 존재할 경우 분산이 최소가 되는 공적분벡터의 선형결합만이 추정되기 때문에 일반론적인 방법이라 할 수 없다. 이를 피하기 위해서는 위의 모형을 하나의 체계로 통합 검정할 수 있는 방법이라야 하는데 이들 방법으로는 Johansen (1988)과 Stock & Watson (1988)의 방법이 있다. 본 고에서는 Stock & Watson (1988)의 방법을 사용하였는데 이것은 모형내에 존재하는 불안정한 확률적추세(nonstationary stochastic trends)의 개수를 추정하는 방법이다. 만일 모형내의 총변수가 n 개이고 그 중 k 개의 불안정한 확률적추세가 있다면 공적분벡터의 수는 $(n-k)$ 개가 된다. 불안정한 확률적 추세는 단위근을 가지는 추세이므로 이를 1차시차 변수에 회귀시키게 되면 그때의 계수행렬은 특성근이 1이 되는 성질을 보이게 된다. 이때 만일 확률추세벡터 중에 단위근을 갖지 않는 안정적인 시계열이 있으면 특성근 중에는 그 절대값이 1보다 작은 것이 존재하게 된다. Stock & Watson검정의 핵심은 이 특성근 중에서 절대값이 작은 것의 실수부가 1에서 얼마나 차이가 나는지를 측정하는 것이다. 표 3에는 공적분검정의 결과가 수록되어 있다. 여기서 주목해야 할 곳은 계수행렬의 특성근인데 Stock & Watson검정의 검정통계량은 바로 이 λ 의 실수부가 1에서 얼마나 떨어져 있는가를 검정하는 것이다. 구체적으로는 표본수를 T 라고 할 때 $T(\text{real}(\lambda)-1)$ 이 검정통계량이 된다. 가장 절대값이 작은 λ_4 의 검정통계량은 -107.3 이고, 그 다음으로 λ_3 의 검정통계량은 -36 으로 둘 다 1%의 유의수준 하에서도 $\lambda=1$ 이라는 가설이 기각됨을 알 수 있다. 그러나 λ_2 의 경우는 3.28로 10%의 유의수준에서도 $\lambda=1$ 이라는 가설이 기각되지 않는다. 이러한 사실을 종합하면 다변량시계열변수 (MRI, PS, SC, BULK)에는 2개의 공적분벡터가 존재한다는 사실을 알 수 있다. 이러한 사실은 VAR를 이루고 있는 4개의 변수외에 3개의 변수만으로도 공적분이 이루어질 수 있음을 의미한다. 3개 조합으로 이루어진 변수들끼리의 공적분관계를 구체적으로 파악하기 위해서는 좀 더 많은 작업이 요구되나 본 고에서의 목적이 4변수 모형에서의 동적인 관계를 분석하는데 있으므로 공적분에 대한 논의는 여기서 마치고 공적분벡터는 자료행렬의 특성벡터 중 가장 적은 특성근에 대응하는 특성벡터로 간주

한다. 즉 공적분된 오차항을 z_t 라 할 경우 z_t 는 다음과 같이 주어진다.

$$z_t = 0.064MRI + 0.161PS + 0.961SC + 0.214BULK \dots\dots(1)$$

오차항 z_t 는 균형의 관점으로 생각하면 시스템이 균형에서 벗어난 정도를 나타내는 척도이므로 균형오차(equilibrium error)라고 부를 수 있다.

표 3. 4변수모형(MRI, PS, SC, BULK)의 공적분검정; 상수항 추가

자료행렬(XX')의 특성근 ¹⁾	50,481,818	5,719,800	2,568	1,268
자료행렬의 특성벡터	0.313	0.013	0.947	0.064
	0.932	0.050	-0.320	0.161
	-0.157	-0.225	-0.010	0.961
	-0.088	0.973	0.001	0.214
벡터 회귀식의 계수행렬 ²⁾	$\begin{bmatrix} 0.933 & 0.134 & -0.001 & 0.326 \\ 0.003 & 0.963 & -0.000 & -0.003 \\ -0.505 & -17.853 & 0.409 & 22.040 \\ 0.042 & -0.099 & 0.001 & 0.798 \end{bmatrix}$			
계수 행렬의 특성근 ³⁾	$\lambda_1=0.999$ $\lambda_2=0.980+0.001i$ $\lambda_3=0.887+0.000i$ $\lambda_4=0.346$			

주 : 1) X행렬은 4변수 즉, TR2, BR, PS, SC를 포함하는 T×4 행렬임.

2) 벡터회귀식의 계수행렬에 계열상관을 조정하는 조정항으로 수정한 것임.

3) XX'는 1%의 유의 수준에서 $\lambda=1$ 이라는 가설이 기각됨을 의미함.

III. 구조VAR모형의 식별 및 추정

4변량시계열데이터 x_t (MRI, PS, SC, BULK)는 공적분벡터가 존재하는 것으로 판명되었다. 따라서 공적분벡터를 α 로 표시할 경우 Engle & Granger (1987)의 정의에 따라 다변량시계열데이터 x_t 는 다음의 오차수정모형(error correction model)으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta x_t = \gamma z_{t-1} + A(L) \cdot \Delta x_{t-1} + u_t \quad \dots\dots\dots (2)$$

단, $z_t = \alpha' x_t$

u_t 는 오차수정모형의 오차항임.

그러나 식 (2)는 충격반응분석을 할 경우 오차수정항인 z_t 를 추가적으로 고려해야하기 때문에 추정프로그램작성이 상당히 번거롭고 복잡하게 된다. 이를 해결하기 위해 본 고에서는 Δx_t 를 구성하고 있는 변수들 중 일부를 공적분벡터의 수만큼 제거하고 이를 대신해 오차수정항인 z_t 를 대입하는 방법을 사용하였다. 따라서 균형오차의 의미를 띠고 있는 z_t 를 건화물 해상물동량변수인 BULK를 대신해 넣고 다음과 같은 축소형VAR모형으로 나타냈다.

$$\begin{bmatrix} \Delta \text{MRI} \\ \Delta \text{PS} \\ \Delta \text{SC} \\ z \end{bmatrix}_t = A(L) \begin{bmatrix} \Delta \text{MRI} \\ \Delta \text{PS} \\ \Delta \text{SC} \\ z \end{bmatrix}_{t-1} + v_t \quad \dots\dots\dots (3)$$

단, v_t 는 오차항임.

축소형모형 (3)은 다시 다음과 같은 구조VAR모형으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta x = C(L) \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (4)$$

단, ε_t 는 계열상관이 없는 백색오차벡터항이며

$\text{Var}(\varepsilon_t) = I$ 가 성립함

따라서 모형 (3)이 (4)로 전환되는 과정에 다음의 관계식이 성립하게 된다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= (I - A(L)L)^{-1} v_t = C(L)P^{-1}P \varepsilon_t \\ &= B(L)v_t \quad \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

식 (5)의 관계식을 통해 다음 2가지 조건을 얻을 수 있다.

$$B(1)P = C(1) \quad \dots\dots\dots (6)$$

$$PP' = \Sigma \quad \dots\dots\dots (7)$$

단, $\Sigma = \text{Var}(v_t)$ 이며, $\text{Var}(v_t) = PP'$ 임

따라서 구조VAR모형을 식별하는 것은 곧 행렬 P를 구하는 것이 된다.

그러나 조건식 (6)과 (7)을 통해 얻어지는 총방정식의 개수는 Σ 가 대칭이

기 때문에 $10(=(4)(4+1)/2)$ 개로서 적정식별을 위한 방정식의 개수 16개에 6개가 부족하여 과소식별의 문제가 발생하게 된다. 따라서 적정식별을 통한 유일 행렬값 P 를 구하기 위해서는 사전정보를 통한 추가적인 6개의 조건식을 찾아내야 한다. 그러나 탱커운임시장 분석에서도 밝혔듯이 누구나 동의할 수 있는 적절한 사전제약이나 정보를 얻기란 그리 쉬운 일이 아니며 이에 과거부터의 축적된 선행적 혹은 학문적 지식이 절대적으로 요구된다고 하겠다. 본 고에서는 구조VAR모형을 이용한 충격반응분석이나 예측오차분산분해가 행렬 P 값에 의존하기는 하되 시차에 따른 충격반응이나 오차항의 분산분해비율의 변화형태가 다양한 P 값의 설정에도 불구하고 큰 차이를 보이지 않음에 따라 오차항의 정보를 반영해 줄 수 있는 Schur분해방법을 통해 P 값을 결정하고 이에 따른 구조VAR모형을 설정하였다. 표 4는 이 방법을 통해 구해진 P 값, 즉 단기계수행렬값과 장기계수행렬값 $C(1)$ 을 나타낸 것이다. 그러나 이 단기계수행렬값과 장기계수행렬값은 적정식별에 의해 구해진 값이 아니므로 큰 의미를 부여하긴 힘들며 따라서 이 부분에 대한 설명은 생략하기로 한다.

표 4. 추정된 단기계수행렬값(P)과 장기계수행렬값($C(1)$)

P	$\begin{bmatrix} -0.763 & 7.970 & 0.249 & -0.004 \\ -0.008 & 0.061 & 0.024 & 0.476 \\ 246.147 & 0.019 & 0.014 & -0.000 \\ -1.491 & -0.901 & 2.205 & -0.004 \end{bmatrix}$
$C(1)$	$\begin{bmatrix} -1.981 & 6.855 & 5.077 & 1.721 \\ 0.002 & 0.196 & 0.120 & 0.699 \\ 109.828 & -36.111 & 4.246 & -20.534 \\ -3.014 & -6.326 & 5.192 & 0.352 \end{bmatrix}$

IV. 구조VAR모형의 분석

1. 구조오차항의 추이 분석

그림 1은 구조VAR모형의 오차항을 통해 1983년 5월 부터 1996년 12월까지의 구조충격요인들을 표시한 것이다. 먼저 건화물 운임지수(MRI)의 구조

오차항 추이를 살펴보면 3번의 큰 (+)충격과 2-3번의 (-)충격이 눈에 띈다. '86년 중반 이후 나타난 2번의 충격은 이전까지 세계 경제의 불황과 미국의 곡물작황의 부진이 겹치면서 해상물동량의 감소로 인해 구조적인 공급과잉상태를 겪고 있던 건화물 운임이 세계 경기의 회복으로 다시 상승기를 맞게 되는 계기가 되었다. '92년 후반기에 나타난 비교적 큰 폭의 충격은 '87년 운임이 회복되기 시작한 이후 비교적 높은 수준을 보여왔던 운임지수가 세계 해상물동량에 직접적인 영향을 미치는 미국과 일본 등 선진국 경제의 계속적인 침체로 인해 단기 급락하는 양상을 반영해 주는 것으로 파악된다. '96년 2/4분기에 나타난 가장 큰폭의 (+)충격은 1980년 이후 15년만의 호황을 기록 하였던 운임이 1995년의 하반기와 1996년 1/4분기의 조정국면을 지나면서 주요 원료수입국의 경제성장을 둔화에 따른 철광석수요의 감소와 곡물가 급등에 따른 곡물수요량의 급격한 감소로 하락 반전하게 되는 계기를 반영해 주고 있다.

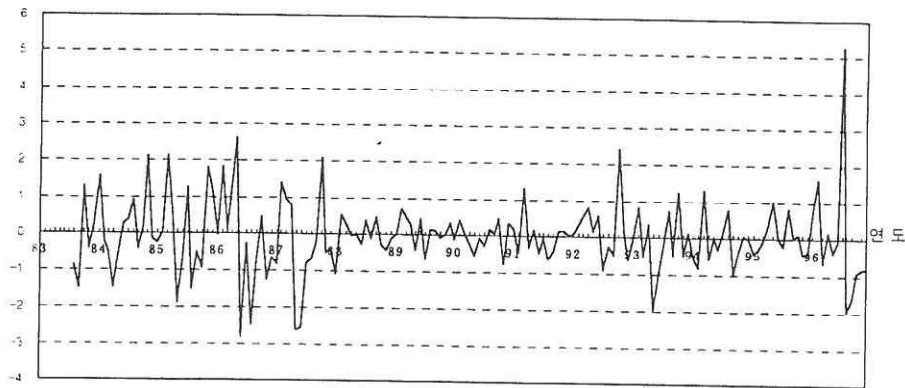
중고선가격의 구조오차항들은 '89년과 '94년말경의 큰 충격외에는 이렇다할 충격없이 비교적 안정적인 모습을 보이고 있는데 탱커운임시장의 경우처럼 1980년대 중반기의 장기 불황에서 회복된 이후 중고선가격이 운임시장의 단기시황에 따른 영향에서 많이 벗어나는 모습을 보여주고 있다. 1989년도의 충격은 당시 이전까지 15~18%에 달했던 건화물선의 선박과잉률이 '89년에 6%까지 하락하면서 중고선가가 크게 높아지는 전기가 되고 있다. '94년말경에 나타난 구조오차항의 큰 변화는 이후 '95년의 호황기와 이에 따른 중고선가격의 큰 폭 상승을 예시해 주고 있다.

건화물 해체량의 경우 눈에 두드러진 충격은 보이지 않으나 비교적 심한 편차를 반복하고 있으며 변화형태나 시기적인 측면에서 건화물 운임지수나 중고선가격과의 밀접한 연계성을 도출해 내기가 쉽지 않다. 이것은 건화물선의 월별 해체량이 전체 건화물 선박량에서 차지하는 절대비중이 극히 미미한 정도일 뿐더러 해체량과 운임시장과의 관계에는 어느정도의 시차가 존재할 것으로 판단되기 때문이다. 시차의 존재는 선박해체량이 현물운임에 바로 좌우되기보다는 미래 기대되는 운임에측치에 의해 결정되는 것을 의미한다.

균형점의 구조오차항에서는 대표적인 충격으로 노후선 해체의 가속화로 선박공급의 과잉상태에서 벗어나 점차 균형을 찾게되는 계기가 된 '86년도의 것과 건화물운임이 본격적인 호황국면에 접어들기 직전 유럽과 일본의 경기

회복이 본격화되면서 물동량 수요가 급증하기 시작한 '94년도의 충격을 꼽을 수 있다. '96년도에 있었던 두 번의 큰 충격은 '86년의 경우처럼 그 시기가 건화물 운임의 충격시기와 거의 일치하고 있으며 주요 원료수입국의 경제성장률 둔화에 따른 건화물 해상물동량의 감소로 공급과잉이 야기되면서 균형이 흐트러졌음을 잘 반영해 주고 있다.

MRI구조오차항의 변화추이



중고선가격 구조오차항의 변화추이

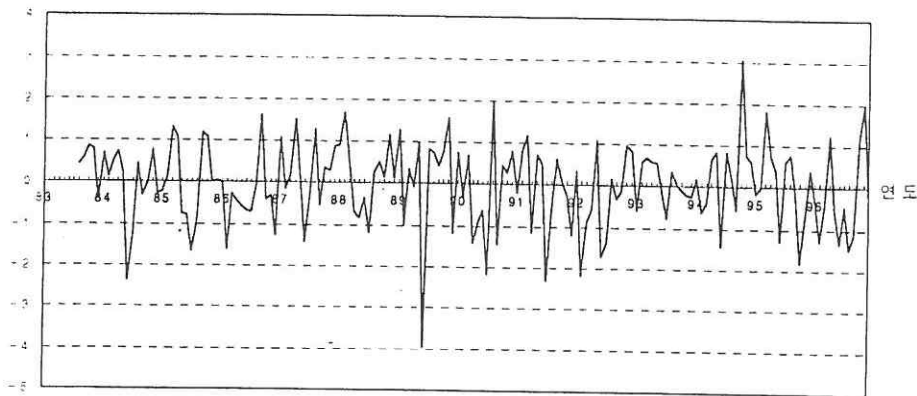
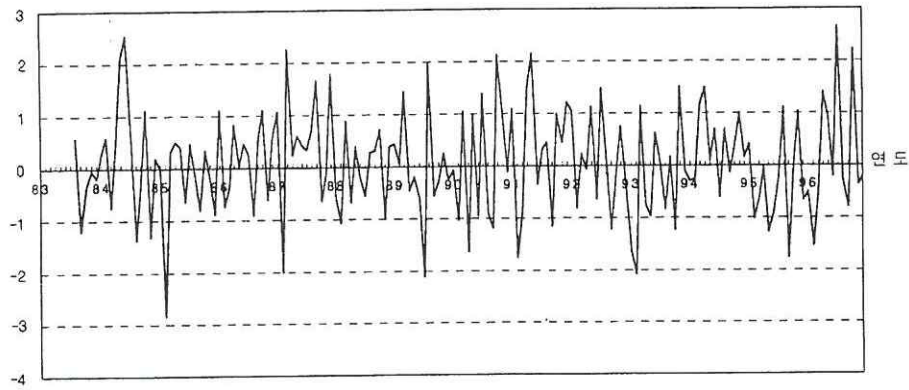


그림 1. 구조오차항들의 변화추이

건화물 해체량 구조오차항의 변화추이



균형점의 구조오차항의 변화추이

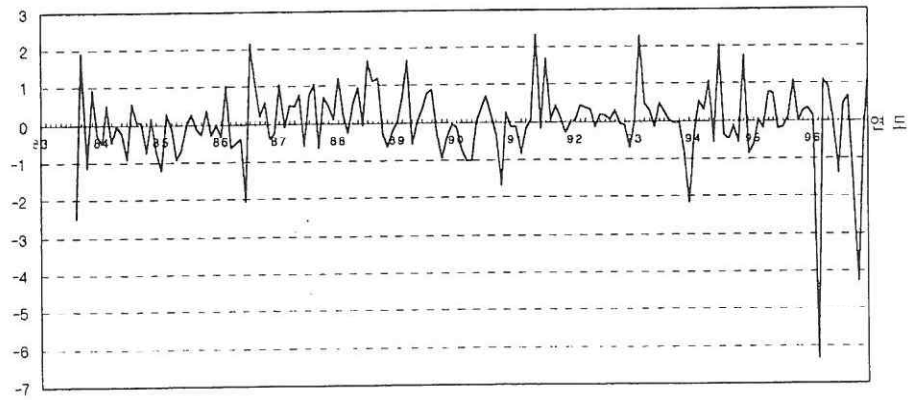


그림 1. 구조오차항들의 변화추이(계속)

2. 예측오차분산분해

본 소절에서는 이들 4개의 구조적 충격이 각 변수의 단기와 장기에서의 움직임을 얼마나 잘 설명해 줄 수 있는지 알기 위해 예측오차분산분해(forecast error variance decomposition)를 해 보았다. 특이한 사실은 다변량 변수들의 장·단기적 변동이 대부분 자체적으로 주도되기 보다는 타 변수들에 더 큰 영향을 받고 있다는 것이다. 이러한 점들은 각 변수들의 움직임이 대부분 자체

적으로 설명되었던 탱커운임시장 분석시와는 대조적인 것으로 건화물 운임시장을 좌우하는 요인들에 있어 이들 4개 변수들의 상호 영향력이 상당히 높음을 간접적으로 시사해 주고 있다. 단, 이론적으로 다른 변수들의 변화에 후행 관계에 놓여 있는 건화물운임변수(ΔMRI)는 분석대상에서 제외하였다. 본서에서는 실제 계수행렬에 제약을 가하는 제약VAR(p)모형에서의 Wald-통계량을 이용한 작인성검증(Granger-causality test)결과 중고선가격(ΔPS), 선박해체량(ΔSC), 균형오차(Z)변수들의 건화물운임에 대한 작인성은 유의수준 5%내에서 기각되는 것으로 나타났다.

중고선가격 변수는 균형오차(Z)에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타나 중고선가격의 변화가 건화물운임이란 단일변수의 변화보다는 시장전체의 수급 균형에 더 민감한 반응을 보여주고 있음을 알 수 있다. 선박해체량의 경우 초기는 물론 중장기적으로도 건화물 운임의 변화에 절대적인 영향을 받는 것으로 나타나 두 변수의 상호 관련성 여부를 찾기가 쉽지 않았던 구조오차항의 변화추이 분석결과와는 대조적인 반응을 보여주고 있다.

4개 변수들에 의한 시장의 균형상태를 가늠할 수 있는 균형오차변수 Z 는 충격초기에는 선박해체량에 가장 큰 영향을 받다가 시간이 갈수록 선박해체량, 중고선가격, 건화물 운임지수 등 모든 변수들의 충격들에 비교적 고른 영향을 받고 있음을 보여주고 있다. 특히 중고선 가격변수는 초기에 비해 시간이 흐를수록 시장균형에 미치는 영향력 정도가 가장 큰 폭으로 증가되는 것으로 나타났다. 다음 절에서는 예측오차분산분해 결과를 바탕으로 각 변수들

표 5. 구조적 오차항에 의한 예측오차분산분해

단위 : %

변 수 분기수	ΔMRI				ΔPS			
	ΔMRI	ΔPS	ΔSC	Z	ΔMRI	ΔPS	ΔSC	Z
1	0.9	99.0	0.1	0.0	0.0	1.6	0.2	98.2
2	1.0	97.4	1.3	0.3	0.1	3.9	0.3	95.7
3	1.0	95.7	2.7	0.6	0.2	5.6	0.4	93.8
4	1.8	93.9	3.6	0.7	0.3	5.7	0.5	93.5
5	1.8	93.3	4.0	0.9	0.3	5.7	0.5	93.5
6	1.9	93.1	4.2	0.8	0.3	5.7	0.6	92.4
8	1.9	92.9	4.4	0.9	0.3	5.8	0.6	92.3
12	1.9	92.8	4.4	0.9	0.3	5.8	0.6	92.3
24	1.9	92.8	4.4	0.9	0.3	5.8	0.6	92.3
∞	1.9	92.8	4.4	0.9	0.3	5.8	0.6	92.3

변 수 분기수	ΔSC				Z			
	ΔMRI	ΔPS	ΔSC	Z	ΔMRI	ΔPS	ΔSC	Z
1	100.0	0.0	0.0	0.0	28.1	10.3	61.5	0.1
2	94.2	3.3	0.0	2.5	24.4	21.8	52.5	1.3
3	91.3	3.8	0.0	4.9	21.1	26.9	50.4	1.6
4	91.2	3.9	0.0	4.9	20.7	33.0	45.3	1.1
5	91.2	3.9	0.0	4.9	20.0	34.2	44.8	1.0
6	91.1	3.9	0.0	5.0	19.6	34.6	44.8	1.0
8	91.1	3.9	0.0	5.0	19.5	35.7	43.8	1.0
12	91.1	3.9	0.0	5.0	19.5	35.8	43.7	1.0
24	91.1	3.9	0.0	5.0	19.5	35.8	43.7	1.0
∞	91.1	3.9	0.0	5.0	19.5	35.8	43.7	1.0

의 변동에 비교적 큰 영향을 미치는 변수들과의 시차에 따른 상호관계를 충격반응 분석을 통해 살펴 보았다.

3. 충격반응분석

충격반응분석이란 모형체계내의 한 변수의 충격에 대해 다른 변수들이 시간에 따라 반응해가는 모습을 나타낸 것이라 할 수 있다. 따라서 관련변수들에 대한 변화분석을 통해 대상변수들의 움직임을 미리 예측함으로써 경제정책이나 기업전략을 수립하는 데 기초자료로 활용할 수 있다. 이때 각 변수에 대한 충격은 통상적으로 국제분쟁, 국제협약의 발효, 산유국들의 석유감산정책 등과 같이 외부적으로 주어진다.

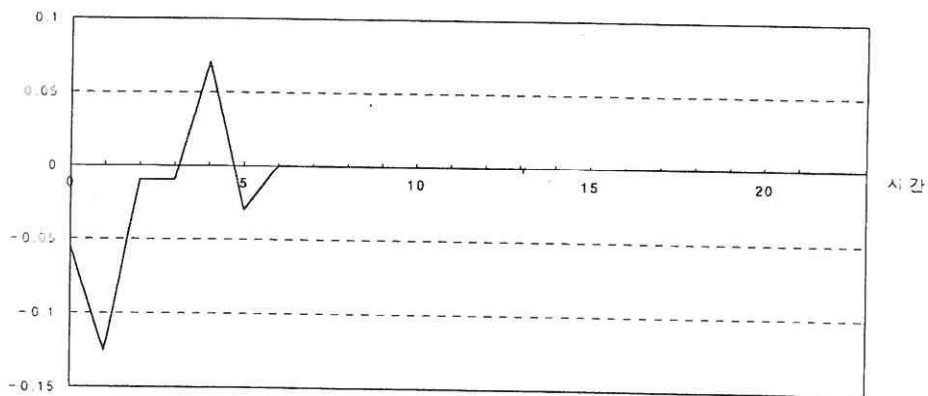
본 절에서는 예측오차분산분해의 결과에 의거 각 변수들의 변동에 많은 영향을 미치는 것으로 나타난 일부 변수들과 건화물운임의 변화에 따른 각 변수들간의 충격반응을 중심으로 그 결과를 분석해 보았다. 그림 2에서 y축의 1단위는 단위표준편차(unit standard error)를 의미한다.

먼저 건화물운임의 충격에 대해 중고선가격이나 선박해체량이 다시 균형상태로 도달하는데에는 5개월 전후가 소요되어 운임변화에 따른 기타 변수들의 적응기간이 비교적 짧게 나타나고 있음을 알 수 있다. 이것은 운임충격에 따른 균형오차의 움직임에서도 잘 드러나고 있는데 운임변화에 따른 시장의 불균형상태가 약 5개월정도 지속되는 것으로 나타나 앞서의 상황들을 설득력 있게 뒷받침해 주고 있다. 그러나 반응정도에서는 큰 차이를 보여 중고선가

격에 비해 선박해체량의 변화가 더욱 극심하게 나타나 운임변화가 각 변수에 미치는 반응형태에는 상당한 차이가 있음을 보여주고 있다.

참고로 시장의 흐트러짐 정도를 반영하는 균형오차에 대한 운임의 반응은 충격시작 2개월후 최대의 변동폭을 보였다가 5개월만에 급속히 균형상태로 회귀하였는데 균형점에 도달하기까지의 반응형태에는 큰 차이가 있으며 조정 기간은 역의 영향관계와 비슷한 것으로 나타났다. 한편 중고선가격의 충격에 대해 선박해체량은 큰 폭의 진폭을 보이면서 다시 균형점에 도달하기까지 역시 약 5개월정도의 시장조정을 거치는 것으로 나타났다.

Response of PS to a unit shock of MRI



Response of SC to a unit shock of MRI

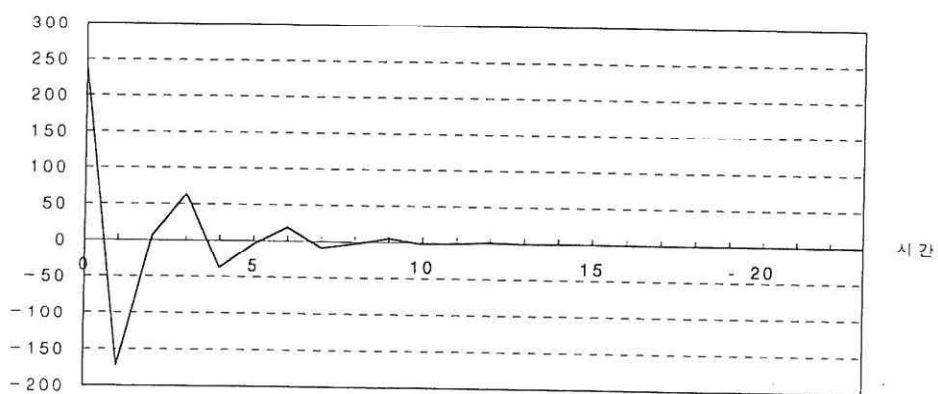
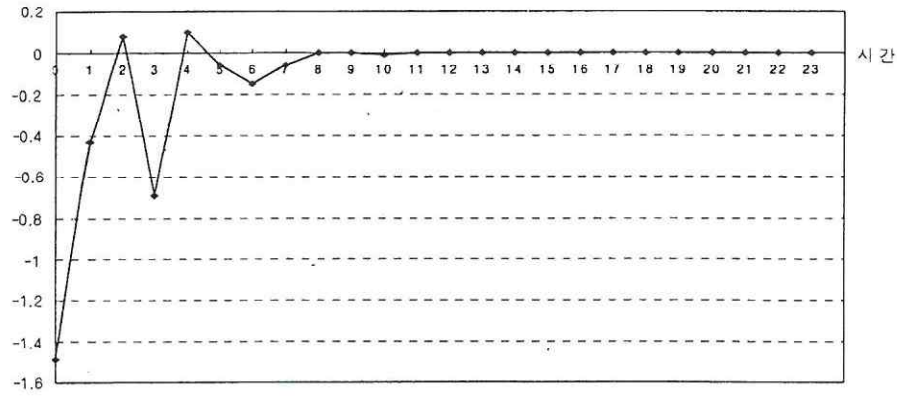
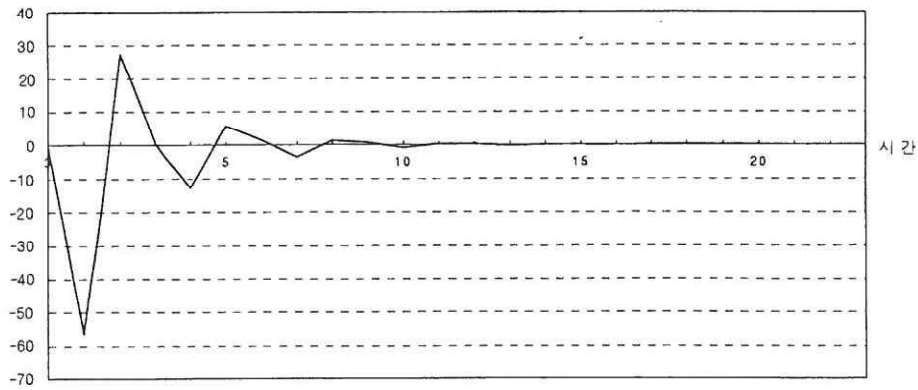


그림 2. 충격반응분석

Response of Stabilization to Innovation of MRI



Response of SC to a unit shock of PS



Response of MRI to a unit shock of Stabilization

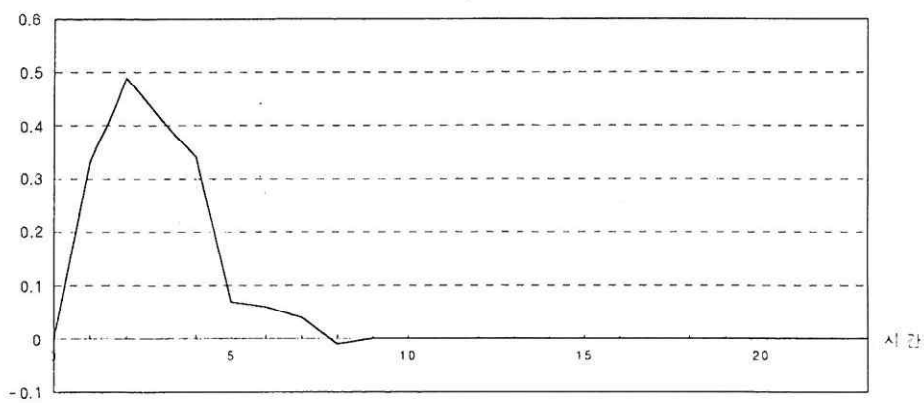


그림 2. 충격반응분석(계속)

V. 요약 및 결론

4변량 구조VAR모형의 오차항변동은 세계 경제의 회복으로 그간의 시장공급과잉에서 벗어나게된 '86년의 운임충격과 건화물 운임시장의 최고 호황기였던 '95년을 전후한 두차례의 상승, 하락 반전의 계기를 비교적 정확히 지적해 주었다. 또한 충격반응분석과 예측오차분산분해를 통해 VAR모형을 구성하고 있는 다변량변수들 각각의 장·단기적 변동이 어떤 변수들에 의해 주도되고 있는지, 그리고 개별변수들의 충격에 대해 시간에 따라 어떠한 반응을 나타내며 변화해 나가는지에 대해서 고찰해 보았다.

주의할 것은 충격반응분석시 여타 변수들의 충격에 대응한 각 변수들의 움직임에서 균형상태로 다시 회귀하기까지의 시간을 측정하기 위해 모형의 안정화(stationary)조건을 고려한 차분변수들을 그대로 적용하였다는 점이다. 이것은 안정화 조건을 고려치 않고 차분하지 않은 원형변수들을 적용하였을 경우 충격반응분석에서 나타난 대부분의 반응형태가 발산하는 모습을 보이게 되어 실질적인 분석이 어렵고, 또한 불안정한 VAR모형을 통한 동태적인 분석에 어떠한 의미를 부여한다는 사실에 논란의 여지가 있을 수 있음을 고려한 때문이다.

그러나 탱커운임시장 분석시에도 밝혔듯이 VAR모형의 설정과 관련하여 축소형VAR모형을 구조VAR모형으로 전환시키는 과정에 오차항을 직교화시키는 직교행렬(본 고에서는 행렬 P 를 의미함)에 대한 적정식별의 문제가 가장 큰 문제로 남는다. 적정식별을 위한 추가적인 제약조건은 대부분 모형내 각 변수들간의 상호관계에 대한 사전정보로 얻게 된다. 사전정보를 얻는 한 가지 방법으로 혹 자는 축소형 VAR모형을 대상으로 각 계수에 대한 작인성검정(Granger-causality test)을 사용하는 경우도 있다. 그러나 이는 변수의 수가 많아질 경우 검정통계량의 수가 엄청나게 늘어난다는 문제점과 변수의 배열순서에 통계량값이 영향을 받기 때문에 객관성측면에서 의문이 제시될 수도 있다.

사전정보가 없을 경우 구조오차항을 통한 예측오차분산분해나 충격반응분석은 설득력에 한계를 가질 수 밖에 없다. 본 고에서 사용한 Schur분해방법에서도 이와같은 문제점이 있음을 밝혀 둔다.

이 밖에 올바른 VAR모형의 설정을 통해 변수들 상호간의 동태적 분석이 보다 정확히 이루어지고 이에따른 결과에 신뢰성있는 의미가 담겨질려면 VAR모형을 구성하는 변수들이 운임과 관련한 시장의 수급상황에 대해 충분한 정보를 반영할 수 있어야 한다. 본 고에서는 월별단위의 일관성 있는 자료를 확보하기가 상당히 어려웠는데 다양한 정보의 반영을 위해서는 변수 선택의 폭이 넓혀져야할 것이며 이를 위해서는 객관적이고 일관성있는 자료의 확보방안이 선행되어야 할 것으로 판단된다.

부 록

MRI : Maritime Research Institute의 건화물 운임지수, 1972년 지수 = 100
(Maritime Research Weekly Newsletter)

PS : 건화물 중고선가격, 30,000DWT 기준, 단위;백만달러 (Lloyd's Shipping Economist)

SC : 건화물선 해체량, 백만 DWT(Shipping Statistics and Economics)

BULK : 건화물 해상물동량, 백만톤 (Lloyd's Shipping Economist)

참 고 문 헌

1. 백운봉, 「SAS/IML 행렬에 의한 통계분석」, 자유아카데미, 1990.
2. 유지성, 「계량경제학」, 박영사, 1995.
3. 전찬영, “변형VAR모형을 이용한 탱커운임결정 모형화”, 박사학위논문, 1996, 9
4. 전찬영, “탱커운임시장의 장단기 동태적 특성에 관한 연구”, 「해운산업연구」, 1996. 9
5. 최병선, 「단변량시계열분석 1」, 세경사, 1992.
6. _____, 「단변량시계열분석」, 세경사, 1995.
7. 최병선 엄종석, 「선형회귀분석」, 세경사, 1995
8. Aptech System, Inc, *The Gauss System Version 3.0*, Washington : Aptech System, 1992.
9. Charemza, W. & Gronicki, M., “An econometric model of world shipping and shipbuilding”, *Maritime policy management*, Vol. 8, No. 1, 1981
10. Dickey, D. & Fuller, W., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *JASA*, 74, 1979.
11. Engle, R. & Granger, C., “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testinf”, *EMA*, 55—2, 1987.

12. Giannini, C., *Topics in Structural VAR Econometrics*, Berlin : springer – Verlag, 1992.
13. Hamilton, J. D., *Time Series analysis*, Princeton : Princeton University Press, 1994.
14. Lutkepohl, H., *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin : Springer-Verlag, 1990.
15. Magnus, J. R. & H. Neudecker, *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics*, New York : Wiley, 1988.
16. Reinsel, G., “Some results on multivariate autoregressive index models”, *Biometrika*, Vol. 70, 1983.
17. SAS Institute Inc., *SAS/IML User's Guide*, Release 6.03 Edition, Cary : SAS Institute, 1988.
18. _____, *SAS/STAT User's Guide*, Version 6, Fourth Edition, Cary : SAS Institute, 1990.
19. _____, *SAS/ETS SAS/IML User's Guide*, Version 6, Second Edition, Cary : SAS Institute, 1993.
20. Stock, J. H. and Watson, M. “Testing for Common Trends,” *JASA*, 83, 1988.