

## 국제유가와 소비자물가의 변동

김영덕\*

### 〈차례〉

- |             |              |
|-------------|--------------|
| I. 서론       | III. 추정 및 결과 |
| II. 모형 및 자료 | IV. 결론       |

### I. 서론

국제유가가 상승하는 경우 물가에 미치는 영향이 있는 것인지, 있다면 얼마나 물가를 상승시키는 효과가 있는 것인지에 대한 의문은 1차, 2차 석유파동을 겪은 1970년대 중반 이후 주요한 논의 중에 하나였다. 특히, 우리나라의 경우 에너지의 해외의존도가 높고, 이 중 석유의 비중이 높으며, 또한 석유 이외의 다른 에너지가격의 경우에도 국제유가에 연동되어 있는 관계로 국제유가는 우리의 물가에 직접적인 영향을 미치는 것으로 생각되고 있다. 최근의 국제유가의 등락으로 유가의 영향을 분석한 연구들(손양훈(1999), 김성현·김영덕·조경엽

---

\* 에너지경제연구원 연구위원.

(1999), 한국은행 (1999))은 국제유가가 물가에 얼마나 영향을 미치는지에 대하여 분석하고 있다. 대부분의 이러한 연구들은 연산일반균형모형<sup>1)</sup>(CGE) 또는 투입·산출(I/O)분석모형<sup>2)</sup>을 이용하여 국제유가의 변동이 국민경제에 미치는 영향을 분석한 것으로 정책효과분석의 의미를 가지고 있다. 그러나, 이러한 모형은 복잡한 경제 현상을 단순 모형화함으로써 현실적인 예측과 동태적인 변화를 추적하는데 한계를 가지고 있다. 즉, CGE모형에서의 분석은 균형점과 새로운 균형점과의 관계를 추적하는 것으로 장기적인 관계를 분석하는 것이다. 따라서, 새로운 균형을 향하여 진행되는 동태적인 관계의 예측과 분석에는 한계를 가질 수 있을 것이다.

이러한 부분을 보완할 수 있는 방법은 거시계량적인 모형을 설정하여 단기 예측력을 높이고 동태적 변화를 추구하는 방법이라 할 수 있다. 그러나, 국제유가가 장단기적으로 국내 물가에 미치는 영향을 계량경제학적인 방법으로 추정 한 최근의 연구는 그리 많지 않다. 물론 물가에 영향을 미치는 요인의 분석이나 물가를 설명하려는 계량경제학적인 시도를 찾는 것은 어렵지 않은 일이다.<sup>3)</sup> 그러나 이러한 연구들도 국제유가와 물가와의 관계를 추정하기보다는 해외의 물가상승압력으로서 수입단가를 도입한 연구 내용을 가지고 있다. 이러한 연구들은 물가의 장단기 움직임에 대하여 일반적인 현상을 분석하고 있는데, 물가의 변동요인을 크게 두 가지 요소, 비용 요인과 수요 요인으로 분리하였을 때, 비용 요인의 변동은 물가에 단기적인 영향을 미치는 반면, 수요 요인의 변동은 물가에 장기적인 변동요인으로 작용하는 것으로 분석하고 있다.<sup>4)</sup> 그렇다면 비용 요인의 하나로 간주되는 국제유가의 변동은 물가에 어떻게 영향을 주고 있는지, 단기적인지 장기적인지를 파악하는 것은 국제유가가 물가에 미치는 영향에 대한 대책을 수립하는데 중요한 역할을 담당할 수 있을 것이다.

1) 손양훈 (1999), 김성현·김영덕·조경엽 (1999)을 참조하시오.

2) 한국은행 (1999)을 참조하시오.

3) 유창호·노은영 (1999), 이금희 (1999)를 참조하시오.

4) 이금희 (1999)를 참조하시오.

본 연구에서는 국제유가가 물가에 미치는 영향을 계량경제학적인 방법을 이용하여 분석하였다. 우선 물가에 영향을 주는 요인에 대한 모형을 설정하고, 국제유가와 물가 등 변수간의 장기적인 관계를 공적분관계를 이용하여 추정하고, 이를 고려하여 오차수정(error correction)모형을 이용하여 단기적인 관계를 추정하는 방법을 설정하였다. 이러한 추정의 결과를 가지고 국제유가의 변동이 우리나라의 물가에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 분석하였다. 최근의 국제유가의 상승은 석유의 해외의존도가 높은 우리나라의 경우에 상당한 물가상승 압력을 줄 것으로 예측되는 것이 사실이다. 따라서, 국제유가가 물가에 미치는 영향을 추정함으로써 해외의 원재료 가격 상승인 국제유가 상승이 물가에 영향을 주는 비용효과적인 측면을 분석하여 우리나라의 물가변동이 비용상승을 반영하는 행태를 살펴보는 것은 정책적인 측면에서도 중요한 과제일 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선, 제Ⅱ장에서는 장기관계를 추정하는 공적분관계와 단기 동태적 관계에 대한 모형을 제시하고, 여기에 이용한 자료를 설명하였다. 제Ⅲ장에서는 계열의 안정성을 검증하는 단위근검증과 장기관계의 존재를 나타내는 공적분검증을 실시하였고, 이를 바탕으로 물가의 단기 동태적 변화를 오차수정모형을 이용하여 추정하였다. 제Ⅳ장에서는 결론과 추정 결과에 대한 시사점을 서술하였다.

## Ⅱ. 모형 및 자료

물가모형은 그 목적에 따라 여러 형태를 사용할 수 있으나, 대개 단일 추정식을 사용하는 단일식모형<sup>5)</sup>과 여러 변수를 내생화하여 파급효과를 분석할 수 있는 구조모형<sup>6)</sup>을 이용하는 것이 일반적이다. 여기서는 국제유가와 물가와의

5) 김치호(1988), 박우규(1991), 박광민(1992) 등을 참조하시오.

6) 박우규·김세종(1996), 이공희(1999), 함정호·최운규(1989) 등을 참조하시오.

장단기관계를 분석하는 것이 목적이므로 물가와 국제유가 및 물가에 영향을 미치는 다른 변수를 포함하여 공적분관계에 의하여 장기적인 관계를 추정하고, 이를 다시 오차수정모형을 이용하여 단기 동태적 관계를 분석하는 방법을 채택하였다.

국제유가와 국내 물가 간의 관계를 살펴보기 위하여 우선 물가가 어떠한 요인에 의하여 변동하는가를 살펴보는 것이 필요하다. 일반적으로 물가는 크게 수요 요인과 비용 요인 두 가지 요인에 의하여 변동하는 것으로 간주한다. 따라서, 물가의 변동을 추정하기 위해서는 수요 요인에서 물가에 영향을 미치는 변수와 비용 측면에서 물가에 영향을 주는 변수들로 구성하는 것이 바람직할 것이다. 사용된 모형에 따라 다소 차이가 있으나, 비용 요인에 관련한 변수로 임금, 수입물가 등이 이용되고 있으며, 수요 요인과 관련해서는 통화량과 가동률(생산갭률) 등이 이용되고 있다.

본 연구에서는 국제유가가 물가에 미치는 영향을 주목적으로 하고 있으므로 국제 현물유가를 추정식에 포함시키고 수입물가를 제외하였으며, 초과수요요인으로 사용되는 가동률 대신에 산업생산지수와 전력사용량 간의 격차를 변수로 이용하였다. 국제유가의 변동이 단기적으로 변화하고 있어 이를 추적하기 위해서 가능한 한 월별 자료를 이용하는 것이 필요하고, 월별 자료를 이용할 경우 분기별 자료인 생산갭률을 이용하는 것이 부적절하기 때문에 초과수요를 측정할 수 있는 새로운 변수가 필요하다. 일반적으로 전력사용량은 자본의 서비스를 대표할 수 있는 변수로 인정할 수 있어, 산업생산지수와 전력사용량을 비교하는 것은 자본 서비스에 대하여 생산의 변화를 인식하는 것으로 간주할 수 있다. 이는 노동량이 단기적으로 주어진 경우 수요의 변화를 추적할 수 있을 것으로 예상된다. 그러나 노동이 단기적으로 주어진 것이 아니어서 산업생산지수와 전력사용량의 차이는 단기적인 노동의 변화부분도 포함하게 되므로, 노동의 변화에 따른 단기적 임금의 변화가 가지고 있는 정보도 내재되어 있어 추정모형에서 임금을 제외하였다.

국제유가의 상승이 물가를 상승시키는 효과가 있다는 것은 일반적으로 알려진 사실이다. 단기적으로 국제유가의 상승은 석유를 수입하여 원료와 연료로 이

### 국제유가와 소비자물가의 변동

용하는 산업의 원재료비를 상승시키고, 석유제품의 가격을 인상시키는 효과를 가지고 있다. 석유제품의 가격상승은 일반적인 수송비와 물류·유통비를 인상시키고, 이로 인하여 시간이 지남에 따라 전반적인 물가의 상승압력을 가중시킨다. 또한, 국제유가의 상승은 국제물류의 비용 및 국제원자재가격의 상승을 동반하는데, 특히 원자재의 수입에 의존하는 우리 나라의 경우 국제유가의 상승에 따라 수입단가가 상승하게 되고, 이는 다시 전반적인 물가상승 압력으로 나타나게 된다. 이에 따라 국제유가의 상승은 시간이 지남에 따라 전반적인 물가상승으로 확산되는 추세가 강하며, 특히 우리 나라의 경우 수입의존도가 높기 때문에 물가는 장기적으로 상승압력이 확산되는 효과를 가질 수 있을 것이다. 따라서 국제유가는 물가에 대하여 장기적으로 중요한 변동요인으로 작용할 가능성이 높다고 할 수 있다.

앞서 설명한 물가에 영향을 미치는 요인을 감안하여, 국제유가와 물가와의 장기적 관계를 위한 추정식을 다음과 같이 설정하였다.

$$LCPI_t = \beta_0 + \beta_1 LOPW_t + \beta_2 LGAP_t + \beta_3 LM2_t + u_t \quad (1)$$

여기서  $CPI$ 는 소비자물가지수이며,  $OPW$ 는 세계 원유가격을 뜻하고,  $GAP$ 은 앞서 설명한 바와 같이 전력사용량에 대한 산업생산지수의 비율(생산-가동률)을 의미하며,  $M2$ 는 통화량을 의미한다.<sup>7)</sup>

국제유가와 물가 간의 식 (1)과 같은 장기적 관계가 존재하는지를 살펴보기 위하여 식 (1)의 네 변수간의 공적분검정을 시도하였다. 공적분검정을 위하여 Johansen-Juselius (1990)의 방식에 따라 다음과 같은 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model: VAR)을 고려하였다.

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

7) 변수의 첫 글자에  $L$ 을 포함하는 것은 변수의 값에 로그를 취하였다는 것을 의미한다.

여기서  $z_t$ 는 내생변수의 벡터인 (LCPI, LOPW, LGAP, LM2)'이고,  $\varepsilon_t \sim niid(0, \Sigma)$ 이며,  $D_t$ 는 계절더미벡터를 의미한다. 선형결합과 1차차분에 의한 안정성(stationarity) 간의 구분을 명확히 하는 분석이므로 모형을 오차수정모형으로 재구성하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta z_t = & \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} \\ & + \Pi z_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

$z_t$ 는 불안정적 시계열벡터이며,  $\Delta z_t$ 는 안정적 시계열벡터일 때, 식 (3)을 바탕으로 공적분가설은  $\Pi$ 행렬의 rank로서 구성될 수 있다.  $\Pi$ 행렬의 rank가  $r(0 < r < 4)$ 이라면,  $\alpha\beta' = \Pi$ 를 만족하는 두 행렬( $4 \times r$ )  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 존재한다. 여기서  $r$ 은  $z_t$ 변수들간의 공적분관계의 수를 나타낸다. 행렬  $\beta$ 는  $r$ 개의 공적분벡터의 구성요소를 포함하고 있으며,  $\beta'z_t$ 가 안정적(stationary)이라는 성질을 가지고 있다.

국제유가가 장기적으로 국내 물가에 영향을 주는 모형을 고려한다면, 국제유가를 어떻게 취급하여야 하는지가 중요한 문제이다. 국제유가는 국내 물가에 영향을 주는 요인임에는 분명하나 국내의 물가, 생산-가동률 및 통화량이 국제유가에 장기적으로 영향을 줄 수 있는 요인은 거의 없을 것이다. 특히, 우리나라와 같이 소규모 개방경제의 경우 우리의 경제변수가 국제유가의 변동에 영향을 줄 수 있는 방법은 매우 제한적일 것이다. 따라서, 물가의 장기적인 관계를 고려하는데 있어서 국제유가가 외생적인 변수로서 영향을 주는 것인지에 대하여 검토할 필요가 있을 것이다.

여기서는 약외생성(weak exogeneity)검정과 장기배타성(long-run exclusion)검정을 시도하였다. 약외생성은 장기 파라미터인  $\alpha$ 와  $\beta$  중에서  $\alpha$ 에 관련된 것으로  $z_t$  중에서 내생적인 변수를  $y_t$ , 외생적인 변수를  $x_t$ 라고 하였을 때,  $\beta$ 에 대하여  $x_t$ 가 약외생적일 조건은  $\alpha_{2i} = 0, i = 1, \dots, r$ 이고,  $\Delta x_t$ 의 식이 장기 파라미터인  $\beta$ 에 대한 정보를 가지고 있지 않음을 의미한다.<sup>8)</sup> 만약

$\alpha_{2i} = 0, i = 1, \dots, r$ 이라면, 다음의  $\Delta y_t$ 식 시스템으로  $\alpha$ 와  $\beta$ 에 대한 분석을 지속할 수 있다.<sup>9)</sup>

$$\Delta y_t = \Gamma_0 \Delta x_t + \Gamma_1^* \Delta z_{t-1} + \alpha \beta' z_{t-1} + \mu^* + \Psi^* D_t + \varepsilon_t^* \quad (4)$$

위와 관련해서 장기배타성에 대한 검정도 시도하였다. VAR모형을 분석할 때 공적분 공간에서 단지  $z_t$ 벡터의 부분집합만이 요구되는 경우가 종종 있을 수 있다. 만약  $x_{t-1}$ 이 안정적 장기관계를 얻는데 필요하지 않다면, 이 때  $\beta_{2i} = 0$ 일 것이다. 따라서, 장기관계를 얻는데 배제할 수 있는 변수인지를 판단할 필요가 있다. 만약  $x_t$ 가 약외생적이고, 장기공적분에서 유의적이지 않다면, 모형은 다음과 같이 재구성될 수 있다.

$$\Delta y_t = \Gamma_0 \Delta x_t + \Gamma_1^* \Delta z_{t-1} + \alpha \beta' y_{t-1} + \mu^* + \Psi^* D_t + \varepsilon_t^* \quad (5)$$

국제유가와 물가와의 장단기 관계를 추정하기 위하여 월별 자료를 이용하였으며, 추정자료의 기간은 1983년 1월부터 1999년 2월까지의 기간을 대상으로 하였다.<sup>10)</sup> 물가자료는 소비자물가지수(CPI)를 이용하였으며, 국제유가는 국제원유 현물시장의 월평균 가격자료를 사용하였다. 초과수요의 대변수인 생산-가동률(LGAP)을 위하여 산업생산지수와 전력판매량을 이용하여 산업생산지수의 전력판매량에 대한 비율에 로그를 취하여 사용하였으며, 통화량은 M2를 이용하였다. 소비자물가지수, 산업생산지수, 통화량 M2는 한국은행의 「조사통계월보」의 수치를 사용하였으며, 전력판매량은 에너지경제연구원의 「에너지통계월보」를 이용하였다. 국제유가는 국제통화기금(IMF)의 국제금융통계(International

8) Engle, Hendry and Richard (1983)를 참조하시오.

9) 분석의 편의를 위하여 두 개의 시차만으로( $k=2$ ) 단순화하였다.

10) 1983년 이후의 자료를 이용한 것은 국제유가의 경우 현물유가를 사용하였는데 국제현물유가시장 자료가 현물시장이 시작된 1983년 이후에만 사용가능하기 때문이다.

Financial Statistics)에서 발표하는 국제현물유가의 평균원유가격(average crude price)을 이용하였다.

### Ⅲ. 추정 및 결과

시계열의 안정성(stationarity)을 판별하기 위하여 상기의 변수들에 대하여 단위근검정을 실시하였다. <표 1>은 Augmented Dickey-Fuller(ADF)의 단위근검정의 결과를 나타내고 있다. 추세를 포함한 경우와 추세를 제거한 경우 모두 생산-가동률(LGAP)을 제외한 다른 변수에 대해서는 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났으며, 생산-가동률의 경우에는 추세를 포함하지 않는 경우에 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다.

<표 2>는 필립스-페론(Phillips-Perron)의 단위근검정 결과를 나타내고 있는데, 추세를 제거하였을 경우에 모든 변수가 단위근을 가지고 있는 불안정한

<표 1> ADF 단위근검정

변 수	수준 / 1차차분	ADF(임계치)		결 과
		추 세	추세제거	
LCPI	수준 1차차분	-2.526(-3.438)	1.014(-2.884)	I (1)
		-10.158(-3.438)	-10.107(-2.884)	
LOPW	수준 1차차분	-2.471(-3.438)	-2.056(-2.884)	I (1)
		-9.944(-3.438)	-9.968(-2.884)	
LGAP	수준 1차차분	-4.339(-3.438)	-2.302(-2.884)	I (1) ?
		-15.838(-3.438)	-15.886(-2.884)	
LM2	수준 1차차분	-2.616(-3.438)	0.823(-2.884)	I (1)
		-11.516(-3.438)	-11.499(-2.884)	



〈표 2〉 PP 단위근검정

변 수	수준 / 1차차분	PP: $Z(\rho)$ (임계치)		결 과
		추 세	추세제거	
LCPI	수준 1차차분	-7.092(-21.072)	0.284(-13.886)	I (1)
		-124.202(-21.068)	-123.849(-13.884)	
LOPW	수준 1차차분	-19.032(-21.072)	-13.731(-13.886)	I (1)
		-123.411(-21.068)	-123.431(-13.884)	
LGAP	수준 1차차분	-29.831(-21.072)	-7.362(-13.886)	I (1)?
		-192.984(-21.068)	-193.014(-13.884)	
LM2	수준 1차차분	-28.671(-21.072)	0.293(-13.886)	I (1)?
		-160.078(-21.068)	-159.813(-13.884)	

시계열(nonstationary series)임을 보여 주고 있다.

앞의 단위근검정의 결과를 가지고 네 변수 모두가 추세를 가지고 있지 않은 경우 단위근을 가지고 있음을 알 수 있으며, 이를 바탕으로 네 변수간의 공적분 관계를 검정하였다. 공적분검정을 위하여 일반적으로 시도되고 있는 Johansen-Juselius (JJ) (1990)의 검정방법을 이용하였다. JJ 검정방법은 불안정적인 시계열에서의 공적분벡터의 존재를 판단하기 위하여 최우추정법(maximum likelihood)을 적용하는 방법으로서 2개 이상의 변수가 관련된 경우 결과의 신뢰성이 높은 것으로 알려져 있다(Gonzalo, 1994). <표 3>은 JJ 방법에 의한 공적분검정의 결과를 나타낸 것이다.

<표 3>을 살펴보면, 공적분관계가 없다는 귀무가설  $r=0$ 에 대하여 Trace 검정결과 Trace 통계값이 46.41로 나타났는데, 이는 90% 임계치(Trace90)보다 높은 값이며, 따라서 귀무가설인  $r=0$ 을 기각하는 것이다. 그러나 귀무가설이 각각  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ 에 대하여는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다는 결과를 얻을 수 있었다. 따라서, 상기의 네 변수에 대하여 하나의 공적

〈표 3〉 JJ 공적분검정

H0	H1	Trace	Trace90	H0	H1	L-max	L-max90
$r=0$	$r \geq 1$	46.41	43.84	$r=0$	$r=1$	23.47	17.15
$r \leq 1$	$r \geq 2$	22.95	26.70	$r \leq 1$	$r=2$	13.09	13.39
$r \leq 2$	$r \geq 3$	9.86	13.31	$r \leq 2$	$r=3$	8.71	10.60
$r \leq 3$	$r \geq 4$	1.15	2.71	$r \leq 3$	$r=4$	1.15	2.71

분관계가 존재할 수 있다는 결론을 도출할 수 있다.

또한, maximum eigenvalue 검정(L-max test)의 결과를 살펴보면, 공적분관계가 없다는 귀무가설( $r=0$ )과 하나의 공적분관계가 있다는 대립가설( $r=1$ ) 하에서, L-max 통계값이 23.47로 90% 임계치인 17.15보다 높게 나타나는 결과를 얻을 수 있었으며, 이는 귀무가설( $r=0$ )을 기각할 수 있음을 의미한다. 그러나, 귀무가설이 각각  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ 에 대하여는 기각할 수 없음을 나타내고 있다. 결과적으로 상기의 네 변수 사이에는 하나의 공적분관계가 성립할 수 있음을 알 수 있다.

네 변수간에 장기적인 관계를 고려하기 위하여 채택한 모형은 장기적으로 네 변수 상호간에 영향을 주고받는 관계를 가정한 것이다. 즉, 장기적으로 네 변수 모두 내생적인 변수를 가정하는 모형을 이용하여 공적분검정을 시도하였다. 그러나, 제II장에서 언급한 바와 같이 국제유가는 사실상 다른 변수와 같이 시스템 내부에서 내생적인 변수로 취급할 수 없을 가능성이 존재한다. 이를 위하여 모형에서 국제유가의 약외생성(weak exogeneity)을 검정하였다. 하나의 공적분관계가 존재하는 경우, 추정모형에서 국제유가의 외생성을 검정하기 위하여 우도비(Likelihood Ratio: LR)검정을 시도하였다. 하나의 공적분관계로 자유도가 1인 우도비검정의 결과 국제유가가 모형의 시스템하에서 약외생적이지 않음을 기각할 수가 없었다. 따라서, 국제유가는 외생적으로 취급하는 것이 바람직할 것이다.

〈표 4〉 국제유가의 약외생성 및 장기배타성 우도비검정

약외생성(weak exogeneity)	장기배타성(long-run exclusion)
$\chi^2(1)$ 0.02(3.84)*	$\chi^2(1)$ 3.88(3.84)*

주: \* 괄호 안의 수는 5%에서의 임계치를 의미함.

〈표 5〉 JJ 공적분검정

H0	H1	Trace	Trace90	H0	H1	L-max	L-max90
$r=0$	$r \geq 1$	36.40	26.70	$r=0$	$r=1$	23.67	13.39
$r \leq 1$	$r \geq 2$	12.73	13.31	$r \leq 1$	$r=2$	8.83	10.60
$r \leq 2$	$r \geq 3$	1.90	2.71	$r \leq 2$	$r=3$	1.90	2.71

그러나, 장기파라미터의 구성에 불필요한 변수인지를 알려주는 장기배타성 검정을 살펴보면, 국제유가는 우도비검정에서 5%의 임계치를 상회하는 통계값을 나타내고 있고, 장기관계 구성에 유의적임을 알 수 있다. 다시 말해서, 국제유가변수가 장기파라미터를 구성하는 공적분공간에서 필요한 변수라는 것을 의미한다.

국제유가변수는 약외생적이나, 장기적인 공적분관계의 구성에서 필요한 변수라는 것을 위의 검정을 통하여 알 수 있었다. 따라서, 국제유가변수에 대하여 약외생성을 가정하고 공적분관계를 얻을 수 있는 모형인 식 (4)에 대하여 공적분검정을 시도하였다. 공적분검정의 결과는 <표 5>에 나타나 있다.

<표 5>를 살펴보면, 공적분관계가 없다는 귀무가설  $r=0$ 에 대하여 Trace 검정결과 Trace 통계값이 36.40으로 나타났는데, 이는 90% 임계치보다 높은 값이며, 따라서 귀무가설인  $r=0$ 을 기각하는 것이다. 그러나 귀무가설이 각각  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ 에 대하여는 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다는 결과를 얻을 수 있었다. 따라서, 하나의 공적분관계가 존재할 수 있다는 결론을 도출할 수 있다.

〈표 6〉 공적분벡터

<i>LCPI</i>	<i>LOPW</i>	<i>LGAP</i>	<i>LM2</i>
-1.000	0.156	0.544	0.724

또한, maximum eigenvalue 검정(L-max test)의 결과를 살펴보면, 공적분관계가 없다는 귀무가설( $r=0$ )과 하나의 공적분관계가 있다는 대립가설( $r=1$ ) 하에서, L-max 통계값이 23.67로 90% 임계치인 13.39보다 높게 나타나는 결과를 얻을 수 있었으며, 이는 귀무가설  $r=0$ 을 기각할 수 있음을 의미한다. 그러나, 각각  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ 에 대하여는 귀무가설을 기각할 수 없음을 나타내고 있다. 결과적으로 하나의 공적분관계가 성립할 수 있음을 알 수 있다.

앞의 검정의 결과 하나의 공적분벡터를 가지고 있다는 결론을 도출할 수 있었다. 다시 말해서 1983년 1월에서 1999년 2월까지의 기간 동안에 *LCPI*, *LOPW*, *LGAP*, *LM2*간에 하나의 안정적인 장기관계가 존재하고 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 장기관계를 의미하는 공적분벡터(normalized cointegrating vector)를 추정하여 표준화한 결과는 <표 6>에 나타나 있다.

추정된 공적분벡터로부터 우리는 물가와 국제유가, 가동률, 통화량 간의 장기관계가 존재한다는 사실을 확인하였다. 가장 특징적인 것의 하나는 물가와 국제유가 간의 장기적인 관계가 존재한다는 것이다. 기존의 연구<sup>11)</sup>에 의하면, 국제유가와 같은 비용 요인은 소비자물가에 단기적으로 영향을 주는 반면, 수요 요인의 경우에는 소비자물가에 장기적으로 영향을 주는 것이 일반적이다. 그러나, 앞서 추정한 공적분관계에 의하면, 비록 수요 요인에 비하여 계수의 크기가 상대적으로 미약하지만, 비용 요인의 하나인 국제유가가 물가에 장기적으로 영향을 주는 장기관계가 존재하고 있음을 알 수 있다. 따라서, 국내 물가의 장기적인 움직임에 국제유가가 영향을 주고 있으며, 국제유가의 상승시 물가상승에 대

11) 이궁희 (1999)를 참조하시오.

한 장기적인 고려가 필요하다고 할 수 있다.

<표 6>을 살펴보면, 공적분배터의 모수 모두가 기대하였던 바와 같은 부호를 나타내고 있다. 장기적으로 국제유가가 1% 상승하면 소비자물가는 0.156% 초과수요 변수인 생산-가동률이 1% 증가하면 소비자물가는 0.544%, 통화량이 1% 증가하면 소비자물가는 0.724%로 각각 상승하는 것으로 나타나고 있다. 장기적으로 국제유가의 상승은 국내 소비자물가를 상승시키는 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났으나, 이는 다른 관련 변수에 비하여 영향이 작은 것으로 나타났다.

물가의 장기관계식을 가지고 오차수정모형을 추정하여 물가의 단기 동태 변화를 조사하였다. 일반적인 형태의 단기 오차수정모형은 다음과 같이 표현할 수 있다. 여기서  $EC$ 는 식 (1)로부터의 오차수정항을 뜻한다.

$$\begin{aligned} \Delta LCPI_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta LCPI_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta LOPW_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{3i} \Delta LGAP_{t-i} \quad (6) \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{4i} \Delta LM2_{t-i} + \alpha EC_{t-1} + v_t \end{aligned}$$

이러한 일반적인 모형을 단순화하기 위하여 식 (6)의 오차수정모형(error-correction model)에 Hendry (1979)의 general-to-specific방법<sup>12)</sup>을 적용하였다. 우선, 각 설명변수에 대하여 9개의 시차구조를 가지고 오차수정식을 추정하고, 한계 유의성이 낮은 변수를 추정식의 설명변수에서 제거하여 <표 7>의 결과를 가진 보다 단순한 모형을 얻을 수 있었다.

물가의 동태적 움직임에 대한 추정식은  $R^2$ 의 값이 0.745로 통계적으로 적합한 것으로 나타났으며, 추정회귀의 표준오차의 값은 1% 미만임을 보여 주고 있다.  $F$ -검정 역시 모든 계수의 값이 0이라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타

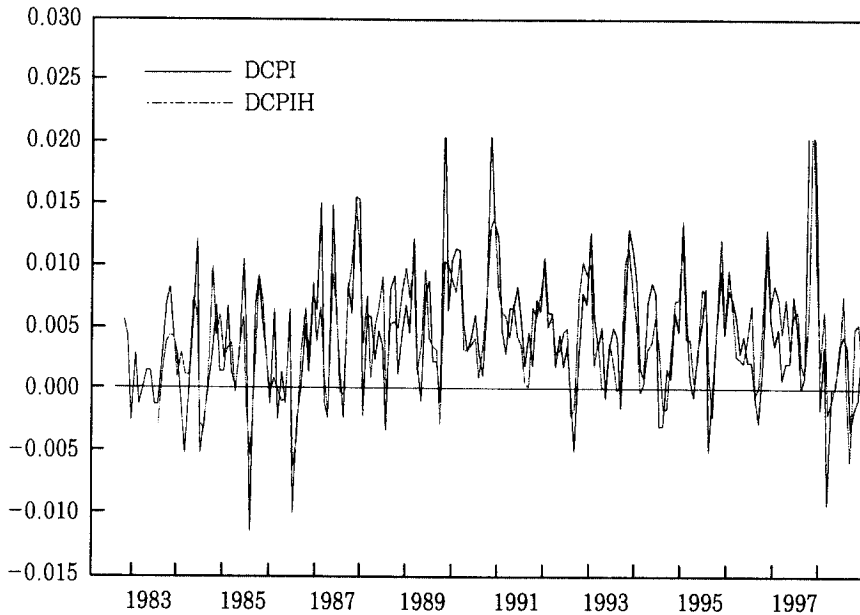
12) Gilbert (1986)를 참조하시오.

〈표 7〉 오차수정모형의 추정 :  $\Delta LCPI$

설명변수	계 수	T-통계값
constant	0.0866	5.9277***
$\Delta LCPI_{t-2}$	-0.0906	-1.3189
$\Delta LCPI_{t-3}$	-0.1433	-1.9535*
$\Delta LCPI_{t-4}$	0.1122	1.5576
$\Delta LCPI_{t-9}$	0.1405	2.1308**
$\Delta LOPW_t$	-0.0046	-1.2723
$\Delta LOPW_{t-2}$	-0.0101	-2.6503***
$\Delta LGAP_{t-1}$	-0.0334	-2.6878***
$\Delta LGAP_{t-2}$	-0.0193	-1.5010
$\Delta LGAP_{t-3}$	-0.0293	-2.3653**
$\Delta LGAP_{t-6}$	-0.0189	-1.5476
$\Delta LM2_t$	-0.1721	-5.9745***
$\Delta LM2_{t-1}$	-0.0673	-2.1874**
$\Delta LM2_{t-3}$	-0.0666	-2.0463**
$\Delta LM2_{t-4}$	0.0494	1.5402
$\Delta LM2_{t-6}$	0.0578	-1.8661*
$\Delta LM2_{t-8}$	-0.0833	-2.6472***
$EC_{t-1}$	-0.0292	-5.2820***
$R^2$ : 0.7451	BG 1: 0.0956	ARCH 1: 0.4883
SE: 0.0038	BG 3: 1.2010	ARCH 3: 0.5541
F: 8.2527	BG 6: 4.3413	ARCH 6: 1.0792
Q: 35.7821	BG 9: 7.0599	ARCH 9: 1.3268
HET: 27.9724		

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의수준을 의미한다.  $EC_{t-1}$ 은 전기의 오차수정 항을 의미함. SE는 추정의 표준오차이고, F는 모든 계수의 추정값이 0인 귀무가설에 대한 F통계값이며, Q는 serial correlation에 대한 Ljung-Box 검정 통계값이고, HET는 이분산에 대한 Lagrange Multiplier 검정 통계값임. BG 1, BG 3, BG 6, BG 9은 각각 1, 3, 6, 9 시차의 serial correlation에 대한 Breush-Godfrey 검정 통계값이고, ARCH 1, ARCH 3, ARCH 6, ARCH 9은 각각 1, 3, 6, 9 시차의 ARCH 오차에 대한 Lagrange Multiplier 검정 통계값임.

〈그림 1〉 물가변동의 실적치와 오차수정모형에 의한 추정치



났다. 회귀모형과 함수의 안정성 가정에 대한 타당성을 조사하기 위한 몇 가지 진단 검정도 수행하였다. 5%의 유의수준하에서, 시차상관(serial correlation)이 없고, ARCH효과가 없고, 이분산(heteroscedasticity)이 없으며, 함수의 비적합성(misspecification)이 없다는 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타나고 있다. 오차수정항 ( $EC_{t-1}$ )의 계수가 유의적으로 나타난 것은 변수들간의 공적분관계를 무시하는 경우 변수들간의 동태적 관계에 대한 심각한 비적합성 문제(misspecification)를 가져올 수 있음을 알려주고 있다. 오차수정항의 계수값(-0.029)이 상대적으로 작게 나타난 것은 균형으로의 조정이 다소간 늦게 일어나는 것을 지적하고 있다. 그러나, 장기관계에서 추정된 계수의 값들과 동태적 단기 변화에서 추정된 단기 계수의 값들은 그 방향에 있어서 다르게 나타나고 있다. 다시 말해서 국제유가(OPW)의 경우 장기에서 계수의 값이 0.153이었으나, 단기의 경우  $-0.0046(\Delta OPW_t)$ 으로 그 방향이 반대로 나타나고 있다.

국제유가 이외에도 *LGAP*과 *LM2*의 경우에도 같은 현상을 보여 주고 있다. <그림 1>은 물가변동의 실제치와 오차수정모형으로부터의 추정치를 비교한 것으로 대체로 단기적인 물가의 변동을 적절하게 추적한 것으로 보인다.

이러한 추정 결과로부터 몇 가지 중요한 현상들을 파악할 수 있다. 첫째, 국제유가는 물가에 대하여 장기적인 관계에서 필요한 존재라는 것이다. 일반적으로 국제유가등 물가변동에 대한 비용요인들은 물가에 단기적인 영향을 주는 것으로 알려져 있다.<sup>13)</sup> 그러나, 물가(*LCPI*), 국제유가(*LOPW*), 생산-가동률(*LGAP*), 통화량(*LM2*) 간의 공적분관계를 추정한 결과 이들 네 변수간에 장기적인 관계가 존재함을 알 수 있었고, 수요 요인인 통화량과 가동률을 포함한 상태에서 국제유가가 장기적으로 물가와 관계가 존재하고 있음을 보여 주고 있다. 따라서, 국제유가가 변동할 때, 물가를 안정화하기 위해서는 단기뿐만 아니라 장기적인 정책적 고려가 필요할 것이다. 둘째, 통화량(*LM2*)은 물가와 장기적으로 밀접한 관계에 놓여 있으며, 계수의 크기가 1보다는 작지만 다른 변수에 비하여 상대적으로 큰 계수값(0.730)을 가지는 것으로 나타났다. 통화량의 변동이 물가에 대하여 장기적인 영향력을 가지고 있다는 연구<sup>14)</sup>와 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 셋째, 물가의 장기적인 관계에서 비용 요인인 국제유가(*LOPW*)보다는 수요 요인(*LGAP*, *LM2*)의 계수값이 상대적으로 크다는 것이다. 이러한 결과는 물가의 변동이 장기적으로 비용보다는 수요요인에 의하여 영향을 받는다는 기존의 연구<sup>15)</sup>와 일치한다. 넷째, 물가의 동태적 변화를 추적한 오차수정모형의 추정 결과를 살펴보면, 각 변수의 계수가 장기의 계수와 방향이 서로 다르게 나타난다는 것을 알 수 있다. 이는 각 설명변수의 변동이 빠르게 진행되는 경우, 물가가 이를 순간적으로 조정하지 못하는 현상<sup>16)</sup>을 반영한 것으로 보인다.

13) 이금희 (1999), 유창호·노은영 (1999)을 참조하시오.

14) 박우규·김세중 (1996)에서는 정책시뮬레이션 결과 장기적으로 통화량이 1% 상승할 때 소비자물가는 0.62% 상승하는 것으로 나타났다.

15) 이금희 (1999), 유창호·노은영 (1999)을 참조하시오.

16) 이러한 현상은 물가 안정화를 위한 정부의 공공요금 인상억제등 물가에 대한 직접적인 통제에 의한 결과일 수도 있다. 박우규 (1996)를 참조하시오.



## IV. 결 론

물가와 그 변동요인으로서 비용 요인인 국제유가와 수요 요인인 통화량과 생산-가동률의 장기적인 관계를 조사하였다. 장기적 물가변동에 대한 각 계수값은 Johansen-Juselius의 최우공적분(maximum likelihood cointegration)기법을 이용하여 1983년 1월부터 1999년 2월까지의 월별 자료를 대상으로 추정하였다. 이러한 장기적 관계를 이용하여 물가의 단기 동태적 변화를 오차수정모형을 이용하여 추적하였다.

공적분추정 결과 물가, 국제유가, 생산-가동률, 통화량 간에는 장기적인 관계가 존재함을 알 수 있었다. 일반적으로 물가변동의 비용 요인은 물가에 대하여 단기적으로 영향력이 있는 것으로 알려져 있으나, 공적분추정 결과 국제유가와 물가 간에는 장기적인 관계가 있음을 확인할 수 있었다. 국제유가가 1% 상승하는 경우, 물가는 장기적으로 0.15% 상승하는 것으로 추정되었다. 물가와 국제유가 간의 장기적인 관계가 존재함에 따라 장기적인 물가의 안정화를 위해서 국제유가의 움직임에 대한 면밀한 분석과 정책적 고려가 필요할 것이다. 그러나, 계수의 크기면에서 물가변동의 비용 요인(국제유가)의 계수의 값이 수요 요인의 계수의 값보다 작은 것으로 나타나, 수요 요인(통화량, 생산-가동률)의 변동이 물가에 상대적으로 더 큰 영향력을 가지고 있음을 알 수 있었다.

물가의 장기균형관계에 대한 정보를 이용하여 물가의 단기 동태적 변화를 오차수정모형을 이용하여 추정하였다. 오차수정항의 계수가 통계적으로 유의하게 추정된 것은 장기균형관계를 포함하지 않을 경우, 단기 동태적 물가변동의 추정은 심각한 misspecification의 가능성이 있음을 보여 주고 있다. 또한, 추정기간에 걸쳐 대체로 물가변동에 대한 오차수정모형의 추정치가 실제치와 유사함을 확인하였다. 그러나, 오차수정모형에서의 계수의 추정치와 장기균형관계에서의 계수의 추정치의 방향이 서로 반대방향으로 나타나고 있다. 이는 각 물가변동요

인이 빠르게 변하는 경우, 물가가 이를 조정하여 반영하지 못하는 현상이 작용하는 것으로 판단된다. 이러한 요인으로 정부의 소비자물가 안정을 위한 직접적인 물가통제가 지적될 수 있을 것이다.

◎ 참고 문헌 ◎

1. 김성현·김영덕·조경엽, “국제유가상승이 국민경제에 미치는 영향”, 「국제통상연구」, 한국국제통상학회, 제4권 제1호, 1999, pp. 293~314.
2. 김치호, “우리나라의 물가함수 추정”, 「조사통계월보」, 한국은행, 1988. 11, pp. 30~44.
3. 박광민, “최근 물가변동의 특징과 요인”, 「조사통계월보」, 한국은행, 1992. 10.
4. 박우규, “공공요금과 물가”, 『한국 물가변동구조의 분석과 정책대응』, 한국개발연구원, 1996. 6, pp. 145~166.
5. \_\_\_\_\_, “물가불안과 자금난해소를 위한 금리정책”, 「KDI 분기별 경제전망」, 제10권 제2호, 한국개발연구원, 1991.
6. \_\_\_\_\_·김세종, “한국의 물가모형”, 『한국 물가변동구조의 분석과 정책대응』, 한국개발연구원, 1996. 6, pp. 111~144.
7. 손양훈, “원유가격 하락의 거시경제적 효과에 관한 연구”, 「자원경제학회지」, 제8권 제2호, 한국자원경제학회, 1999, pp. 207~225.
8. 유창호·노은영, “주요 정보변수와 인플레이션간의 관계 분석”, 「조사통계월보」, 한국은행, 1999. 3, pp. 3~25.
9. 이공희, “한국의 물가모형”, 「경제분석」, 제5권 제1호, 한국은행, 1999, pp. 53~114.
10. 함정호·최운규, “우리나라 거시계량경제모형-BOK89”, 「조사통계월보」, 한국은행, 1989, pp. 41~64.
11. 에너지경제연구원, 「에너지통계월보」, 각 호.

12. 한국은행, “국제유가 상승이 우리경제에 미치는 영향”, 한국은행 조사부, 1999. 4.
13. \_\_\_\_\_, 「조사통계월보」, 각 호.
14. Engle, R. F., Hendry, D. F. and J. F. Richard, “Exogeneity,” *Econometrica*, Vol. 51, 1983, pp. 277~304.
15. Gilbert, C. L., “Professor Hendry’s Econometric Methodology,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 1, 1986. pp. 283~303.
16. Gonzalo, J., “Five Alternative Methods of Estimating Long-run Relationships,” *Journal of Econometrics*, Vol. 60, 1994, pp. 203~233.
17. Hendry, D. F., “Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics : The Transactions Demand for Money,” in *Economic Modelling : Current Issues and Problems in Macroeconomic Modelling in the UK and the USA* (ed.), P. Ormerod, Heinemann Education Books Limited, London, 1979, pp. 217~242.
18. Johansen, S. and K. Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169~210.
19. International Monetary Fund, *International Financial Statistics*.

ABSTRACT

---

The Relationship between World Oil Price and  
Consumer Price Index in Korea

---

Youngduk Kim

This paper investigates the existence of a long-run relationship between world oil price and consumer price index for Korea during 1983~1999. The cointegration and error correction modelling approaches have been applied. Empirical results suggest that there exists a long-run relationship among world oil prices, consumer prices, M2 and a production gap variable. The dynamic behavior of the relationship has been investigated by estimating a error correction model, in which the error correction term have been found significant. The error correction model has also been found to be robust as it satisfy almost all relevant diagnostic tests.