

# 석유제품 가격제도 변화에 따른 국내 정유산업의 의사결정 구조 변화에 관한 연구<sup>1</sup>

(A Study on the Pricing System Change of Korean Petroleum Refining Industry)

허은녕, 이종수 (서울대학교 공과대학 지구환경시스템공학부)

## 1. 서론

1960년대 이후로 국내 정유산업은 중화학산업과 더불어 국책산업으로 지정되어 국가의 보호와 지원을 받아왔으며 70년대에 1, 2차 석유위기를 겪으면서도 이러한 보호아래 꾸준한 성장을 하여왔다. 그 동안 정유산업은 공익적 특성을 고려하여 안정적인 물량공급에 산업의 목표를 두어 왔으며, 이의 달성을 위하여 국내 석유제품 가격은 정부가 국외 석유시장의 변화를 고려하고 정유업계에 일정부분의 이윤을 보장하는 선에서 결정하는 정부고시 가격제의 틀을 유지하여왔다.

그러나 1986년의 원유가 급락과 이후의 지속적인 원유가의 안정세, 국제석유시장의 성숙, 그리고 국내 정유산업의 발전에 힘입어 국내 석유제품의 가격자유화의 필요성은 꾸준히 제기되어 왔다. 이러한 요청에 따라 정부는 국내 석유제품의 가격결정방식을 자율화 하여 정유회사에 맡기기로 결정, 그 1단계 조치로 1994년 2월 15일부터 국내유가를 국제유가에 연동하여 결정하는 연동제를 실시하였으며, 이어 1997년 1월 1일부터는 국내 정유회사가 스스로 국내유통 석유제품의 가격을 결정, 판매하도록 하는 가격경쟁 시스템을 도입하였다. 이러한 새 가격결정 체계는 필연적으로 국내 정유회사의 석유제품 가격결정 구조에 변화를 도래 할 것이다. 본 연구에서는 이러한 변화가 시작되는 1994년 초 유가연동제 실시 이전과 이후와의 국내 석유제품의 가격을 국내외 석유제품 시장과 정유산업의 기술변화를 토대로 한 수리모형을 이용, 계량분석 함으로서 가격정책의 변화가 석유제품의 가격결정방식에 주는 변화를 연구하고자 한다.

가격자율화가 가져오는 가장 큰 혜택은 경쟁으로 인하여 전반적인 가격수준이

---

<sup>1</sup> 본 연구는 1997년도 서울대학교 발전기금 일반학술연구비 지원 연구과제입니다.

하락함으로 인한 소비자의 후생증대를 들 수 있으며, 자율화의 기대되는 피해로는 경쟁이 이루어 지지 않아 시장에 공급자의 시장지배력(market power)이 존재할 경우 이는 시장실패(market failure)로 이어져 오히려 소비자 후생의 감소를 가져오게 된다.

가격자율화 이후 많은 사람들이 정유회사와 유통업체 들이 가격의 상승요인이 있을 때는 재빨리 가격을 올려 비용증가분을 소비자에게 전가하나 가격의 하락요인이 있을 때에는 신속한 가격하락 조치가 이루어 지지 않는다고 생각하고 있다. 이러한 의심은 가격자율화 정책실현 이전과 이후에서의 가격수준, 가격상승과 하락시의 속도와 변화폭이 어떠했는지를 살펴봄으로써 밝혀질 수 있으며, 석유제품 가격자유화 정책의 수정방식과 기타 자유화 대상품의 가격자유화 정책시행 시 정책적 시사점을 줄 수 있다.

본 연구의 구조는 다음과 같다. 2장에서는 연구에 사용된 단위근 검정, 공적분 검정, 그리고 차분을 이용한 요인반응분석 등의 방법론에 대한 이론적 배경 및 타당성을 제시하고, 이들의 추정에 쓰이는 모형 및 검정 과정을 유도하였다. 국내외 무연휘발유 가격자료를 분석한 실증분석의 결과를 3장에 제시하였으며 마지막 장에 본 연구의 결론을 정리하였다. 또한 사용한 자료의 출처와 처리방법을 부록으로 첨부하였다.

## 2. 연구방법론

### 2.1 분석모형의 개요

가격분석에서 발생하는 가장 큰 문제는 분석에 사용되는 가격자료가 대부분 불안정성(non-stationarity)을 보이는 것이다. 자료 불안정성의 문제는 계량모형의 추정 이전에 모든 변수에 대한 1차 차분을 행함으로써 해결할 수 있다. 하지만 이러한 해결 방법은 새로운 문제를 야기시킨다. 즉, 1차 차분을 행함으로써 자료의 low-frequency variation 혹은 장기 변동 부분이 함께 제거되어 지는 것이다. 따라서 1차 차분 형식을 통해 교정된 모형은 순수한 단기 효과만을 설명하게 된다. 더욱이 복수의 불안정 시계열간의 상관관계를 살펴보고자 하는 경우에는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하므로 실증분석의 결과를 해석하기가 매우 어렵게 된다.

이러한 불안정 시계열 자료의 문제를 해결하기 위해서 Engle and Granger (1987)는 공적분(cointegration)이라는 개념을 제시하였는데, 이러한 관계는 이들 사이의 장

기적인 균형 관계에 대한 정보를 알려주며 이를 이용하면 불안정한 시계열 상호간에 대한 회귀분석이 가능하다. 그러나 공적분 모형은 단기적인 조정 과정에 대한 정보를 담고 있지는 않아 이러한 단기정보를 반영하기 위한 모형으로서 오차수정 모형(error correction model)이 사용된다.

본 연구에서는 먼저 실증분석에 사용될 가격자료에 대한 단위근검정과 공적분 검정을 실시한다. 분석결과 공적분의 관계가 나타나는 경우는 오차수정모형을 통하여 관계를 분석하며, 공적분의 관계가 없을 경우 차분을 사용한 분석을 실시하여 단기정보를 분석한다. 아울러 가격간의 차이를 이용, 가격자율화 시행이전과 이후의 변화여부를 분석하고자 하며 국제시장에서 발생하는 가격변동요인과 정유회사가 실시하는 가격변화를 비교, 정유회사가 가격결정 과정에서 시장지배력을 행사하는 지를 알아보는 요인분석을 행한다.

## 2.2 단위근 검정

가격자료는 대부분 바로 이전 시점의 가격에 큰 영향을 받는데 이때 이 이전 시점의 가격수준이 현시점의 가격결정에 100% 영향을 미치는 경우 이를 단위근(unit root)이 존재한다고 한다. 이러한 단위근은 대부분의 경제변수에서 발견된다. 어떠한 관계식을 최소자승법(OLS)으로 추정하고자 할 때, 관계식의 시계열 자료에 단위근이 존재한다면, 시계열변수 사이에 아무런 상관관계가 존재하지 않음에도 불구하고 표본 수가 커짐에 따라 결정계수( $R^2$ )나 회귀계수의 t 통계치가 커지게 되어 외견상 의미 있는 상관관계가 존재하는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 된다.

본 연구에서 이용한 단위근 검정 방법은 Said and Dickey(1984, 1985)에 의한 ADF검정법(Augmented Dickey and Fuller Test)이다. 이 검정법은 DF검정법(Dickey and Fuller Test)에서 오차항이 i.i.d.라는 엄격한 가정을 완화하고 이를 확장시킨 것으로서 피설명 변수의 시차 차분 변수들을 설명변수로 포함시키게 되면 오차항이 백색잡음(white noise)이 된다는 원리를 이용한 것이다. 실제 시계열변수  $Y_t$ 가 AR(p) 과정을 따를 때, 검정모형은 다음 세 가지 이다.

$$(1-A) \quad Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

$$(1-B) \quad Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

$$(1-C) \quad Y_t = \mu + \phi t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

여기서  $u_t$ 는 백색잡음이다. 식 (1-A), (1-B), (1-C)를 OLS(Ordinary Least Square)나 ML(Maximum Likelihood)방법으로 추정하고 t 통계치를 구하더라도 이 통계치는 표준적인 t 분포를 따르지 않으므로 Fuller(1976)에 의해 계산된 분포를 이용하여야 한다. 본 연구에서는 실제 추정과정에 있어서 다음의 식을 이용하였다.

$$(2-A) \quad \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-1-j} + u_t$$

$$(2-B) \quad \Delta Y_t = \mu + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-1-j} + u_t$$

$$(2-C) \quad \Delta Y_t = \mu + \phi t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta Y_{t-1-j} + u_t$$

식 (2-A), (2-B), (2-C)를 OLS 혹은 ML을 이용하여 각각 추정하고 검정통계량  $t = \hat{\beta} / SE(\hat{\beta})$ 를 계산한 다음, Fuller가 제시한 임계치보다 크면  $\beta = 0$  즉, 단위근을 갖는다는 귀무가설은 기각된다. 여기에서 시차수인  $p$ 는 오차항을 백색잡음으로 만들어주는 수준에서 결정된다. 본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criterion)를 최소로 만들어 주는 수준에서 시차수를 결정하였다. 이상 살펴본 세가지 검정모형을 추정한 다음 가장 알맞은 모형을 선택하여 분석의 대상으로 삼도록 하였다.

### 2.3 공적분 검정과 오차수정모형

관계식에 사용되는 변수들에 대한 단위근 유무를 앞절에서의 검정법을 이용하여 검정한 다음 복수의 변수들이 단위근이 있다고 판명될 때에는 각 시계열변수들 사이에 공적분의 유무를 검정하여야 한다. 가장 흔히 쓰이는 Engle and Granger(1987)에 의한 공적분 검정방법은 공적분 관계에 있다고 생각되는 변수들을 회귀시켜서 공적분 벡터를 구한 다음, 이 회귀식에서 유도된 잔차항에 대해 단위근 검정을 수행하여 공적분의 유무를 판단하는 과정이다.

먼저 앞에서 살펴본 회귀모형을 OLS 혹은 ML방법으로 공적분 벡터를 추정한다. 다음으로 잔차항의 추정치  $\hat{e}_t$ 를 이용하여 잔차항의 단위근 여부를 검정한다. 여기서 귀무가설은 “공적분이 존재하지 않는다”, 즉, “잔차항  $\hat{e}_t$ 는 ‘단위근을 갖는다’” 라고 설정되며 계산된 통계량이 임계치보다 클 때 귀무가설을 기각한다. 이때 단위근 검정방법은 2.2에서 제시된 방법과 동일하다. 하지만  $\hat{e}_t$ 는 공적분 벡터의 추정이 이루어진 후에야 계산되어지는 파생 시계열(derived series)이므로 앞의 단위근 검정에서 쓰여진 임계영역은 쓰여질 수 없고 대신에 여기에서는 Engle and Yoo(1987)에 의한 분포표를 이용한다.

위와 같은 공적분 모형의 잔차  $e_t$ 가 안정적으로 나타난다면 이는 대상 시계열 변수들간에 안정적인 균형관계가 있으며 그 조정속도는 과거의 불균형으로부터의 회복력에 의존하게 될 것이라고 생각할 수 있다. 즉  $(t-1)$ 시점에서의 장기 균형으로부터의 이탈이  $t$ 시점에서 일부 조정되어진다고 볼 수 있는 것이다. 이 경우 Granger(1987)의 표식이론(Granger representation theorem)에 의해서 변수들간의 관계를 다음과 같은 오차수정 모형을 구성할 수 있다.

$$(11) \quad \Delta \log Y_t = constant + \sum_{i=1}^l a_i \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m b_i \Delta \log X_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_i \Delta \log P_{t-i} + \gamma (\log Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log X_{t-1} - \alpha_2 \log P_{t-1}) + \varepsilon_t$$

이때 차분들로 이루어진 항의 계수는 단기균형을, 이전 시점의 값들로 이루어진 항의 계수들은 장기균형을 의미하여  $\gamma$ 는 장기균형으로의 조정속도를 나타낸다. 여기에서 시차수인  $l, m, n$ 은  $\varepsilon_t$ 를 백색잡음으로 만들어주는 수준에서 결정된다. 본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criterion)를 최소로 만들어 주는 수준에서 시차수를 결정하였다.

#### 2.4 차분을 이용한 요인반응분석

단위근을 가지는 변수들 간에 공적분 관계가 성립되지 않으면 이들 변수들의 차분을 이용하여 단기영향을 분석할 수 밖에 없게 된다. 석유제품의 가격자율화 정책이 추구하는 바 대로 실행되어 석유제품의 가격이 시장경쟁가격으로 결정된다면, 이는 국내 휘발유가격에서 원료가인 원유도입단가가 차지하는 비중이 매우 큼을 고려할 때 석유제품가격이 원유도입가격의 변동에 따라 같이 변동하는 것을 의

미한다. 본 연구의 목적에 부합하는 차분을 이용한 가격결정구조 분석방법으로는 가격상승과 하락시기를 구분하여 각각 더미변수로 분석하는 방법이다.

먼저 각 가격의 변화를 나타내기 위한 차분을 다음과 같이 정의하고,

$$(12) \quad \Delta \text{가격}_t = \text{가격}_t - \text{가격}_{t-1}$$

원유도입단가가 상승할 때와 하락할 때를 나누어 “상승”과 “하락”의 두 가지 더미 변수를 다음과 같이 구성할 수 있다.

$$(13-A) \quad \text{상승}_t = \Delta \text{원유도입단가}_t \quad \text{if } \Delta \text{원유도입단가}_t > 0$$

$$(13-B) \quad \text{하락}_t = \Delta \text{원유도입단가}_t \quad \text{if } \Delta \text{원유도입단가}_t < 0$$

이 경우 원유도입단가의 변화가 석유제품가격에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다음의 추정방정식을 세울 수 있다.

$$(14) \quad \Delta \text{석유제품가격}_t = \alpha + \beta \text{상승}_t + \gamma \text{하락}_t + e_t$$

여기서  $\alpha$  는 상수항,  $e_t$  는 잔차항이다. 만약 석유제품의 가격이 시장경쟁가격으로 결정된다면 상승과 하락의 영향은 동일할 것이므로 이는 바로  $\beta = \gamma$  를 의미한다. 차분된 자료를 사용하므로 식 (14)를 OLS(Ordinary Least Square) 방법으로 추정하고 t 통계치를 구하여 위 가정을 검정할 수 있다. 또한 다음의 추정식을 이용하여 원유도입단가의 영향이 얼마나 오랫동안 지속되는가를 살펴볼 수 있다.

$$(15) \quad \Delta \text{석유제품가격}_t = \alpha + \beta \text{상승}_{t-1} + \gamma \text{하락}_{t-1} + e_t$$

$$(16) \quad \Delta \text{석유제품가격}_t = \alpha + \beta \text{상승}_{t-2} + \gamma \text{하락}_{t-2} + e_t$$

위 식들의 추정과 각 계수들의 검정을 통하여 석유제품 가격자유화 시책의 시행 이전과 이후의 두 시기간에 국내 석유제품의 가격결정이 변화하였는지의 여부와

두 시기 각각에 대하여 어떠한 방식으로 가격이 결정되는지 검증할 수 있다.

가격결정방식에 있어서의 구조적 변화를 검정하기 위한 방법으로는 Chow 검정과 Wald 검정법이 있으며 최근에는 Boottrapping을 이용한 방법이 사용되고 있다. 가장 많이 쓰이는 Chow 검정은, 먼저 표본규모  $n$  을 가지고 설정된 회귀방정식

$$(17-A) \quad Y_1 = X_1\beta_1 + U_1$$

과 추가로 얻은  $m$  개의 표본을 가지고 설정할 수 있는 회귀방정식

$$(17-B) \quad Y_2 = X_2\beta_2 + U_2$$

의 추정에 있어 추정된 계수값들이 동일한가를 검정하는 방법으로서,  $n$  개와  $m$  개의 표본을 같이 합쳐 설정한 회귀방정식에서의 계수값을  $\beta$  라 하면 이때  $n+m$  개의 전 구간에 걸쳐 구조적 변화가 없다는 것은  $\beta = \beta_1 = \beta_2$  라는 가설에 대한 F검정을 하는 것이다.

### 3. 실증분석

#### 3.1 자료

본 연구에서 사용된 모든 자료는 1994년 1월부터 유가연동제가 실시되었음을 감안, 1991년부터 1997년까지의 월별 자료를 사용하였다. 분석대상 석유제품은 가격자유화 이후 가장 관심의 대상이 되는 휘발유(무연 보통)로 하였다.

먼저 국내 정유업계와 유통업계의 가격결정구조의 변화를 보기 위하여 국내 무연보통휘발유의 정유사 세전판매가격과 소비자(주유소) 세전판매가격, 그리고 국내정유회사의 원유도입가격을 사용하였으며, 완전자유화가 오랜동안 시행되어온 미국의 무연휘발유 소비자 세전가격을 국내석유가격의 자유화 정도의 기준(benchmark)으로 하였다. 또한 자료에 대해서 계절조정(seasonal adjustment)을 할 경우, 자료에 포함된 많은 정보를 잃게 되므로 본 연구에서는 계절조정을 하지 않은 자료를 이용하였다. 자세한 자료취득과 처리에 대한 자세한 내용은 부록에 수록하였다. 사용한

가격자료의 기초통계량과 추세를 표 1.과 그림 1., 그림 2. 에 도시하였다.

표 1. 가격자료의 기초통계량 (91년 1월 - 97년 12월)

	평균	최대	최소	표준오차
원유도입가격	93.57	177.39	68.92	18.26
국내휘발유정유사가격	205.17	354.63	151.36	31.58
국내휘발유소비자가격	259.64	418.36	207.72	31.47
미국휘발유소비자가격	176.02	318.42	141.94	31.11

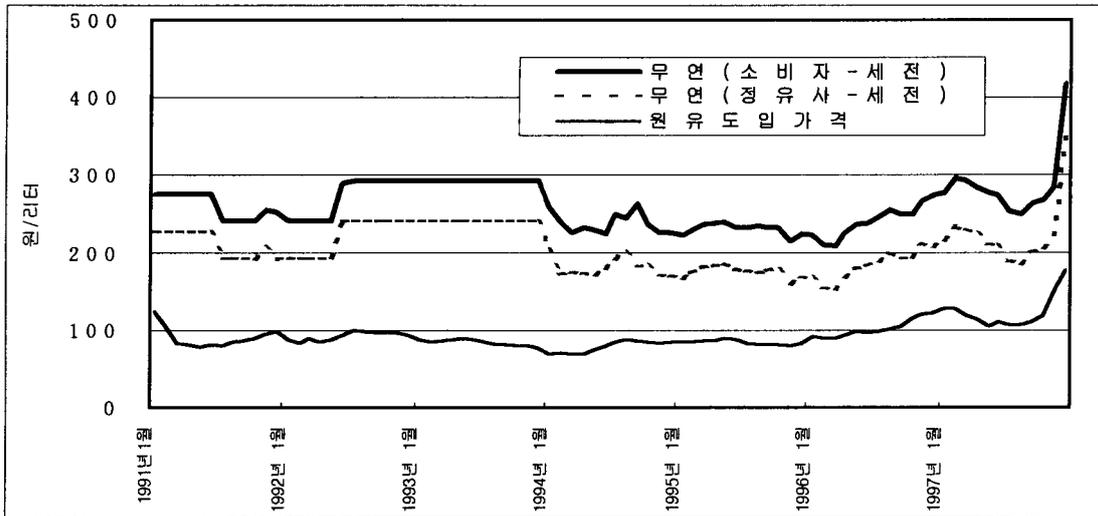


그림 1. 국내 휘발유가격과 원유도입단가

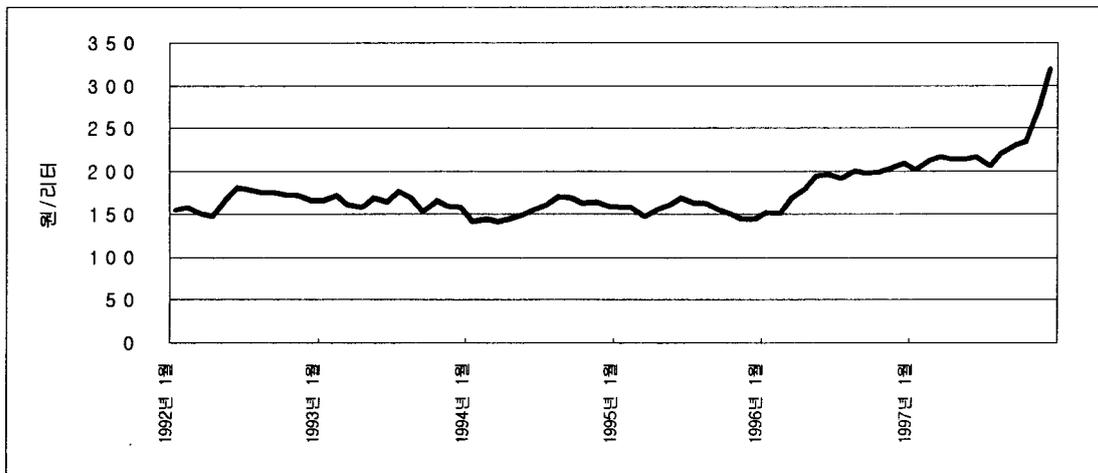


그림 2. 미국 무연휘발유 소비자가격(세전)

### 3.2 단위근 검정결과

ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 이용하여 시계열 자료에 단위근의 존재 유무를 검정하였다. 결과는 아래 표 2와 같은데 이는 앞에서 언급한 3가지 방법론 중 B형 모형(demeaned model)에서 선택되었다. 즉, 상수항은 포함하지만 추세항은 포함되지 않은 모형에 대한 결과이며 귀무 가설은 “단위근이 있다.” 이다.

표 2. 단위근 검정 결과 (Augmented Dickey-Fuller test)

	Test Statistics (P value)	Number of Lags
원유도입단가	0.22 (1.0)	3.00
국내휘발유정유사가격	-0.71 (0.97)	3.00
국내휘발유소비자가격	-0.65 (0.98)	3.00
미국휘발유소비자가격	0.98 (1.0)	2.00

표 2. 에서 보듯이 95% 유의수준에서 ADF 검정은 귀무가설을 모든 변수에 대해 일관적으로 채택(p-value가 0.95이상)하고 있어 검정한 모든 가격시계열 자료에 대체적으로 단위근이 존재한다고 볼 수 있다.

### 3.3 공적분 검정결과

단위근 검정에서 대체적으로 단위근의 존재를 암시하므로 각 시계열의 장기적인 안정관계의 유무를 살펴보기 위하여 Engle과 Granger가 제안한 공적분 검정을 수행하였다. 이때의 귀무가설은 “공적분이 없다”이다. 검정결과 모든 변수들 간의 관계에서 귀무가설을 기각하지 못하였다. 즉, 잔차항에 단위근이 있음을 기각할 수 없어 사용된 모든 자료들 간에 공적분의 관계가 존재하지 않음이 밝혀졌다. 따라서 본 연구에서는 공적분 검정에 이은 오차수정모형을 통한 분석은 수행하지 못하였다.

이러한 공적분 상태의 비존재는 예상하였던 결과로 1993년까지 정부가 가격을 인위적으로 조절하고 있었기에 국내 판매가격이 국제시장에 따라 연동되는 원유도입단가나 미국 소비자가격과 동일한 행태를 지니지 않기 때문이다. 미국의 경우를 보면 미국원유도입단가나 국제 현물시장가격과 미국 내 소비자 가격이 공적분의 관

계에 있음이 알려져 있다.<sup>2</sup> 앞으로 유가자유화가 일정기간 지속되고 나면 국내 판매가격 들과 원유도입가격 또는 국제 유가간에 공적분 관계를 찾을 수 있을 것으로 보인다.

### 3.4 가격결정단계별 구조적 변화 검정

가격들 간에 공적분 관계가 나타나지 않음에 따라 본 연구에서는 가격의 차분을 이용한 석유제품가격 결정구조의 분석을 시행하였다. 이의 분석을 위해서는 먼저 가격자유화 정책이 과연 가격결정구조 자체에 변화를 주었느냐에 대한 분석과 변화가 있었다면 어느 부분에서 일어났느냐 하는 물음에 답하여야 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 다음의 두 단계를 거친 분석을 수행하였다.

먼저 원유도입단가와 정유회사의 휘발유공장도가격, 그리고 휘발유소비자가격 간의 차이를 구하여 이들의 움직임을 분석하였다. 정유회사의 공장도 가격의 구성을 보면 원료 가격인 원유수입단가, 정유공정에 들어간 생산비용, 그리고 정유회사의 이윤이 포함되어 있다고 할 수 있으며 소비자 가격의 경우는 여기에 대리점과 주유소의 마진과 각종 제세 공과금이 더하여져 있다. 본 연구에서는 이들 가격에서 세금을 제외한 가격을 사용하여 연구대상 가격들의 차이가 가격결정구조가 아닌 유류 세금제도 변화에 의한 부분을 제거하였다.

다음으로 국내 휘발유 소비자가격과 미국 휘발유 소비자가격을 상호 비교하여 보았다. 미국 석유제품시장이 오랜 동안의 가격자유화의 경험을 지니고 있음을 고려할 때 이 분석은 유가자유화 시책이 전반적으로 시장경쟁하의 가격결정체제로 가고있는지를 보여줄 수 있다.

먼저 국내가격 간의 차이를 그림 3.에 도시하였고 각 차이들에 대한 구조적 변화 검정을 위해 실시한 Chow 검정의 결과를 표 3.에 정리하였다. 표 3.에 따르면 국내휘발유의 소비자가격과 정유회사 공장도가격 간에는 구조적 변화가 없는 것으로 나타난 반면 두 제품가격과 원유도입단가 사이에서는 구조적 변화가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 유가연동제 실시 이후 대리점과 주유소의 유통과정에서는 아무런 변화가 없었으나 정유회사의 가격결정방식에서는 변화가 있었음을 나타내어주고 있다.

---

<sup>2</sup> Balabanoff(1995) 그리고 Heo(1996)

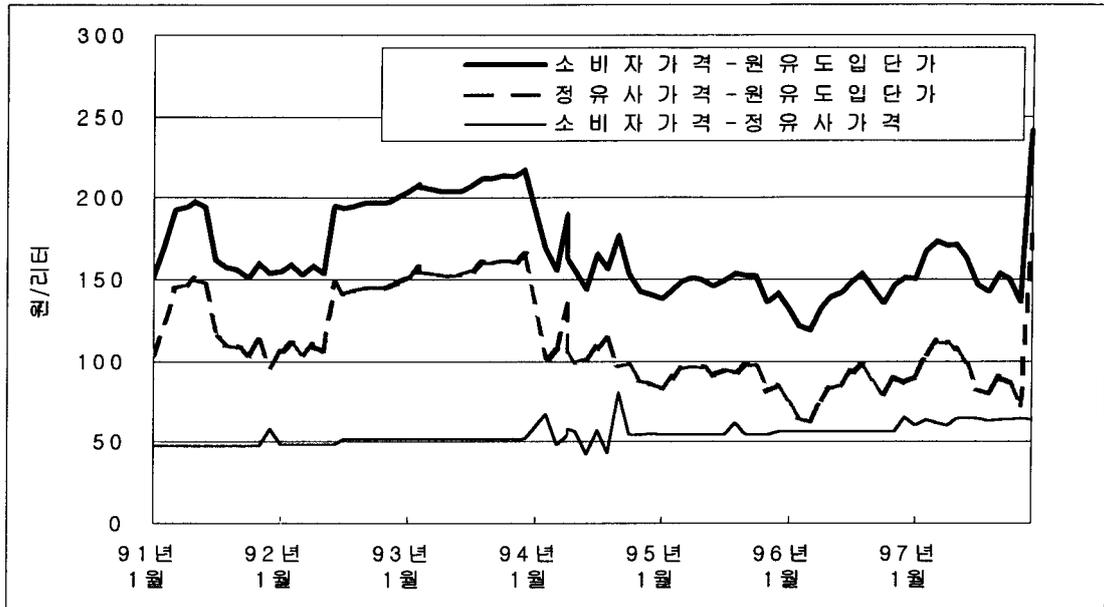


그림 3. 국내 휘발유 소비자가격과 정유사가격, 그리고 원유도입단가 간의 차이

표 3. 가격간 구조적 변화 검정

	Chow test statistics (구조변화시점 : '94년 1월)
국내휘발유소비자가격 - 원유도입단가	35.3** (.000)
국내휘발유정유사가격 - 원유도입단가	38.7** (.000)
국내휘발유소비자가격 - 국내휘발유정유사가격	0.041 (.960)

( )안의 값은 표준오차값

\*\* 는 95%신뢰구간에서 유의함을 나타내며,

\* 는 90%신뢰구간에서 유의함을 나타낸다.

다음으로 국내 휘발유 소비자가격과 미국 휘발유 소비자가격을 상호비교하기 위하여 두 가격간의 차이를 그림 4.에 도시하였다. 먼저 가장 눈에 띄는 것은 두 가격간의 차이가 급격히 줄어들고 있다는 것이다. 특히 유가연동제의 실시 시점인 1994년 초부터 그 영향이 나타나기 시작, 1997년에는 유가연동제 이전의 차이 수준에 비해 절반에도 못 미치는 수준으로 하락했음을 알 수 있다. Chow 검정결과도 검정치 33.1로 95% 신뢰수준에서 유의하게 나타나 구조적인 변화가 나타나고 있음을 입증하여주고 있다. 이는 석유가격 자율화 시행으로 인하여 국내 석유제품가격이 시장경쟁 가격결정 구조로 매우 빨리 접근하여 가고 있음을 말하여 준다.

그러나 가격자율화의 폐해인 시장실패의 증거 또한 보이고 있다. 1997년 말에 들어 국내석유가와 미국석유가의 차이가 벌어지기 시작했으며 동시에 휘발유 정유

사가격과 원유도입가격 간의 격차도 크게 벌어졌다. 이는 국내 금융위기로 인한 환율인상이라는 가격인상요인을 활용, 원가부담보다도 더 크게 석유제품가격을 인상시켰음을 암시하고 있어 국내 석유제품시장에 있어서 정유회사들의 시장지배력이 존재함을 보여주고 있다.

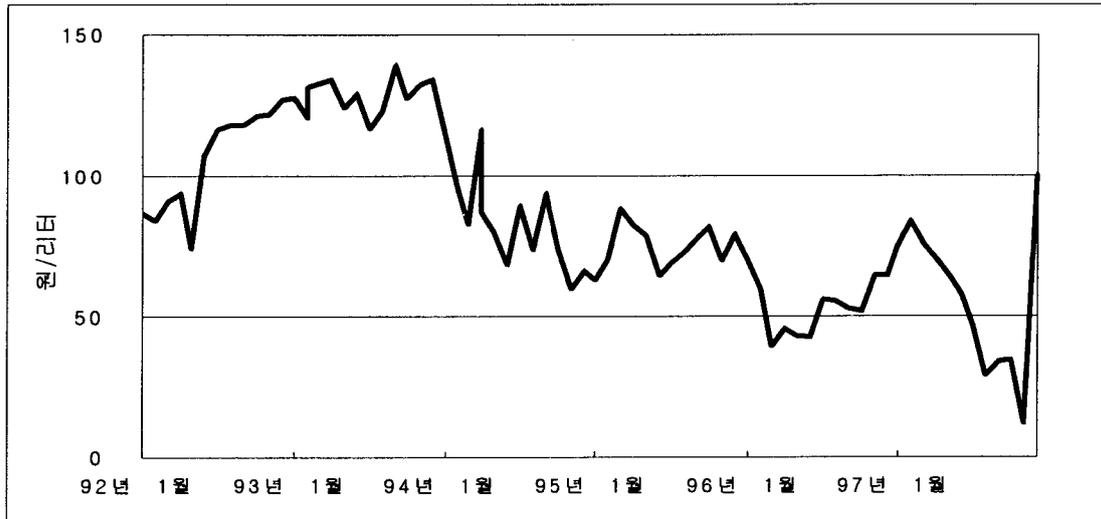


그림 4. 국내소비자가격과 미국소비자가격의 차이

위의 결과를 종합하여 볼 때 석유가격 자율화 정책의 시행이 국내 석유제품 결정구조 중에서 정유회사의 가격결정구조에 긍정적 변화를 주고 있으나 국내 유통구조의 가격결정방식에는 전혀 영향을 주고 있지 못함을 알 수 있어 일단 현재까지는 성공적인 정책시행이었음을 알 수 있다. 그러나 미국시장에서조차 존재한다고 여겨지는 정유회사들의 시장지배력이 존재함을 또한 보여주고 있어 이에 대한 자세한 분석이 요구된다. 본 연구에서는 다음절에서 요인반응분석을 통하여 이를 분석하였다.

### 3.5 차분을 이용한 요인반응분석 결과

석유제품의 가격이 시장경쟁 가격결정방식으로 결정된다면, 국내 석유제품가격이 원유도입가격의 변동에 따라 같이 변동하는 것을 의미한다. 이를 검증하기 위하여 국내 휘발유 가격 중 정유사가격과 소비자가격에 대하여 원유도입단가에 대한 요인반응분석을 한 결과를 표 5.에 정리하였다.

먼저 국내 소비자가격과 정유사가격을 이용한 결과들 간에 차이가 없음을 알

수 있다. 이는 앞 구조적 변화 검정의 결과에서와 같은 결론이라 할 수 있다. Chow 검정치가 모두 유의하게 나타나 또한 석유제품가격자유화 시책이 가격결정구조에 구조적 변화를 가져왔음을 확인하였다.

표 5. 원유도입단가 변화에 따른 휘발유 가격변화

원유도입단가 변화시점/방향		현재시점		1개월전		2개월전	
		상승	하락	상승	하락	상승	하락
국내 휘발유 정유사 가격	전구간	1.99** (0.28)	0.379 (0.36)	2.60** (0.34)	3.15 (0.35)	1.66** (0.65)	0.128 (0.44)
	94년 이전	1.26* (0.67)	0.107 (0.27)	0.337 (0.72)	0.00 (0.29)	-0.186 (0.73)	-0.084 (0.30)
	94년 이후	2.06** (0.35)	2.14** (1.00)	2.94** (0.37)	1.32 (0.85)	2.52** (0.88)	0.702 (1.21)
	Chow Test Statistics	2.87**		5.85**		2.87**	
국내 휘발유 소비자 가격	전구간	2.01** (0.30)	0.416 (0.36)	2.67** (0.34)	0.271 (0.35)	1.91** (0.65)	0.165 (0.44)
	94년 이전	1.56** (0.65)	0.100 (0.26)	0.455 (0.71)	0.0004 (0.29)	-0.080 (0.72)	0.084 (0.29)
	94년 이후	2.05** (0.37)	1.95* (1.04)	3.00** (0.38)	1.10 (0.87)	2.81** (0.89)	1.09 (1.22)
	Chow Test Statistics	1.98**		5.05**		1.98**	

( )안의 값은 표준오차값

\*\* 는 95%신뢰구간에서 유의함을 나타내며,

\* 는 90%신뢰구간에서 유의함을 나타낸다.

1994년 이전의 경우 대부분 계수들이 유의하지 않게 나와 유가연동제 이전까지는 원유도입단가의 변화와 관계없이 가격이 결정되어 왔었음을 말해주고 있다. 또한 유일하게 유의한 계수가 현재시점-상승 계수임을 볼 때 정부고시가격의 결정조차도 유가상승원인이 있을 때에만은 석유제품가격을 상승시켜왔으며 그 크기는 소비자가격 기준 원유도입단가 변화의 1.56배 임을 알 수 있다.

1994년 이후의 경우 변화요인이 발생한 현재시점의 경우 상승과 하락 모두 유의하며 그 크기가 정유사가격의 경우 상승 2.06 대 하락 2.14, 소비자가격의 경우 상승 2.05 대 하락 1.95 으로서 유가연동제 이후 원가에 상승요인은 물론 하락요인

이 있을 때에도 균등하게 소비자 가격에 반영되었음을 보여 시장경쟁에 따른 가격 결정체제로의 눈에 띄는 변화가 나타났음을 보였다. 그러나 변화요인의 지속기간에서는 이와 상이한 결과가 나타났다. 1개월전과 2개월전의 변화요인에 대한 분석에 있어 두 경우 모두 상승요인의 경우만 매우 유의하게 계수가 산출되며 그 크기 또한 현재시점 상승요인에 의한 값보다 크게 나와 국내 정유회사들이 제품가격을 결정할 때 이미 발생한 상승요인을 추후에도 제품가격의 상승으로 연결시키려 하는 노력이 가격을 하락 시키려 하는 노력보다 훨씬 큼을 보여주고 있다.

이상의 결과를 종합하여 볼 때 석유가격 자율화 정책의 시행 이후 국내정유회사들의 가격결정구조가 매우 시장경쟁가격 결정방식에 근접하여 감을 확인하였으나 정유회사들의 가격상승 노력이 가격하락 노력보다 훨씬 큼을 보여 정유회사들의 석유제품시장에의 시장지배력이 존재함을 증명하고있다.

#### 4. 결론

본 연구에서는 1994년 초 유가연동제의 실시로부터 시작되어 1997년 초 그 완전한 시행이 이루어진 국내 석유제품가격의 자유화 정책이 국내 정유산업의 가격결정 방식에 기대하던 시장경쟁하의 가격결정방식으로의 바람직한 변화를 주었는지에 대하여 알아보았다. 또한 요인반응분석을 통하여 가격자율화 이후 정유회사와 유통업체들이 그들의 석유제품시장에서의 시장지배력을 이용, 제품가격을 조작하고 있다는 의심에 대하여 가격자율화 정책실현 이전과 이후에서의 가격수준, 가격상승과 하락시의 속도와 변화폭이 어떠했는지를 살펴보았다.

가격자율화 이후 가장 관심의 대상이 되는 휘발유를 분석대상으로 한 실증분석 결과에 따르면 먼저, 휘발유 제품가격 들은 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났으나 원유수입단가와와의 공적분 관계는 없는 것으로 나타나 이들 사이에 장기적 균형관계를 찾을 수 없음을 알았다. 이러한 결과는 1993년까지 시행된 정부의 정부고시가격 제도하의 국내 석유제품가격이 국제시장에 따라 연동되는 원유도입단가나 미국 소비자가격과 동일한 행태를 지니지 않기 때문으로 생각된다. 또한 차분을 이용한 요인반응분석 결과 1994년 이전의 경우 대부분의 계수들이 유의하지 않게 나와 1994년 시행된 유가연동제 이전까지는 국내 석유제품가격이 원유도입단가의 변화와는 관계없이 결정되어 왔었음을 확인해주고 있다.

가격결정단계별 가격결정구조의 구조적 변화에 대한 검증 결과 석유가격 자율화 정책의 시행이 국내 석유제품 결정구조 중에서 정유회사의 가격결정구조에 긍정적인 변화를 주고 있으나 국내 유통구조의 가격결정방식에는 전혀 영향을 주고 있지 못한 것으로 도출되었다. 그러나 미국의 휘발유 소비자가격과의 비교에서 국내 소비자가격과의 차이가 유가연동제의 실시 시점인 1994년 초부터 급격히 줄어들고 있는 것으로 도출되었다. 이는 석유가격 자율화 시행으로 인하여 국내 석유제품가격이 시장경쟁 가격결정 구조로 매우 빨리 접근하여 가고 있음을 말하여 준다.

차분을 이용한 정유회사 가격결정체계에 대한 요인반응분석 결과 유가연동제 이후에는 발생한 가격상승요인과 가격하락요인에 대하여 발생 즉시 균등하게 소비자 가격에 반영하였음이 나타나 시장경쟁에 따른 가격결정체제로의 변화가 나타났음을 보였다. 그러나 변화요인의 지속기간에 대한 분석에서는 1개월전과 2개월전의 변화요인에 대한 분석에 있어 두 경우 모두 상승요인의 경우만 계수가 유의하게 산출되며 그 크기 또한 현재시점 상승요인에 의한 값보다 크게 나와 국내 정유회사들이 제품가격을 결정할 때 이미 발생한 상승요인을 발생하는 시점에서 반영시킴은 물론, 원인발생 1-2개월 이후에도 제품가격의 상승으로 연결시키려 하는 노력이 지속됨을 보이는 반면, 가격을 하락 시키려 하는 노력에는 이러한 지속적 구조가 보이지 않음을 알 수 있었다.

이상의 결과를 종합하여 볼 때 먼저 석유가격 자율화 정책의 시행 이후 국내 정유회사들의 가격결정구조가 시장경쟁하의 가격결정방식에 매우 근접하여 왔음을 확인하였다. 이는 가격자유화 정책으로 소비자의 효용이 한결 나아진 것을 뜻하여 정책의 효과가 긍정적으로 나타나고 있음을 예기한다. 그러나 한편으로는 이러한 구조변화의 효과가 모두 정유회사에게만 편중되어 나타나며 유통구조에는 변화가 일어나지 않는 현상이 지속되면 이는 궁극적으로 정유회사에게 원가부담으로 나타나 추후 국내정유업계의 몰락이나 또는 적자를 메우기 위한 높은 소비자 가격으로 나타날 수 있다.

또한 아직까지도 정유회사들의 가격상승 노력이 가격하락 노력보다 훨씬 크다는 것 또한 알 수 있어 정유회사들의 석유제품시장에의 시장지배력이 존재함을 증명하고있다. 이러한 결과는 가격자유화 정책이 일단 현재까지는 성공적인 정책시행이었음을 알 수 있으나 그 보완책 또한 필요함을 알려주고 있다. 추후 석유제품 가격 자유화정책의 시행이후의 추가적인 자료가 모이는 대로 소비자 가격과 원유도입단가 또는 국제현물가격과의 공적분 관계에 대한 연구가 시행되어야 할 것으로

보이며 아울러 존재하는 것으로 밝혀진 국내정유회사의 시장지배력을 정확히 산출하려는 연구노력 또한 필요하다 하겠다. 시장지배력의 악영향을 억제하기 위하여 현재와 같이 공정거래위원회를 통하여 가격담합을 억제하는 방식으로는 일단 그 현상은 잠재울 수 있겠지만 이는 시장구조 자체의 치유는 되지 못하므로 문제의 근본적인 치유는 되지 못한다고 할 것이다. 본 연구의 결과는 이에 대한 추가적인 정책대안에 대한 연구와 더불어 앞으로 병행되어야 할 석유제품 가격자유화 정책의 보완책에 정책자료로 사용될 수 있을 것이며 또한 다른 제품에 대한 가격자유화 정책준비 시 고려하여야 할 시사점을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

## 5. 참고문헌

- Adelman, M. A. (1995) *The Genie out of the bottle: World Oil since 1970*, The MIT press, Cambridge, MA.
- Akaike, H., (1973) "Information Theory and an Extension of the Likelihood Principle," B. N. Petrov and F. Csaki (eds.), *Proceedings of the Second International Symposium of Information Theory*, Akademia Kiado, p. 267-81
- Balabanoff, S. (1995) "Oil Futures Prices and Stock Management: A Cointegration Analysis," *Energy Economics* 17(3): 205-210.
- Considine, T. J. (1991) "Short-Run Model of Petroleum Product Supply," *The Energy Journal* 13(2): 61-91.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, p. 251-76
- Engle, R.F. and Yoo, B.S., (1987) "Forecasting and Testing in Cointegration Systems," *Journal of Econometrics*, 35, p. 143-59
- Heo, E. (1996) "An Econometric Analysis on the Short-run Behavior of the U.S. Petroleum Refining Industry," Ph.D. Thesis, The Pennsylvania State University.
- Freeman, M. (1991) "Movement in the Price of Retail Gasoline: Do Market Forces work for Increase Only? ," mimeo, University of Pennsylvania.
- Granger, C. W. J., and P. Newbold (1986) *Forecasting Economic Time Series*, 2nd edition, Academic Press.
- Larson, D. F. (1993) *Copper and the Negative Price of Storage*, International Trade Division, World Bank, Washington, D.C.

- MacKinnon, J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, p. 267-76
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, p. 335-46
- Said, E. S. and Dickey, D. A. (1984) "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, p.599-607
- Verleger, Jr., P. K. (1987) "The Evolution of Oil as Commodity," in Gordon, R. L., H. D. Jacoby, and M. B. Zimmerman, (eds.) *Energy Markets and Regulation*, MIT Press, Cambridge, MA.
- 에너지경제연구원 *에너지통계월보* 각호 에너지경제연구원.  
 한국석유개발공사 *월간석유수급통계* 각호, 한국석유개발공사.  
 한국석유개발공사 *주간석유통계* 각호, 한국석유개발공사.  
 한국석유개발공사 (1997) *우리나라 석유제품의 발자취*, 석유관계자료집 통권 제 91호, 통상산업부· 한국석유개발공사.

## 부록. 자료구득 및 처리

### 1.1 국내 가격

1990년 12월부터 1997년 7월 까지 의 국내 무연보통 휘발유의 월별 정유회사 판매가격과 소비자(주유소) 판매가격, 그리고 이들 가격에 포함되어있는 각종 세금에 대한 정보는 한국석유개발공사 발간 자료집인 "우리나라 석유제품 가격의 발자취"에서 발췌하였으며, 1997년 7월 이후의 자료는 주간석유통계와 한국석유개발공사 자료실의 자료를 사용하였다.

분석기간 동안의 세금의 변화가 매우 심하며 또한 세금은 모든 국내판매 휘발유에 동일하게 적용되며 정유회사가 조절할 수 없다. 따라서 자율화로 인한 가격 결정구조의 분석을 위하여 세전 가격을 사용하였다. 먼저 정유회사의 경우 정유회사의 공장도 가격을 세전가격으로 사용하였다. 소비자(주유소) 판매가격의 경우는 정유회사의 공장도 가격에 특소세, 기금 등의 세금을 더한 정유회사 판매가격에다 대리점과 주유소의 마진과 부가세를 더한 가격이므로 국내 세전 소비자가격은 주유소 판매가격에서 정유회사에 부과된 특소세와 대리점과 주유소의 부가세를 제외한

금액으로 산출하였다. 이 가격에는 그러나 대리점과 주유소의 마진이 포함되어있다.

정유회사의 원료 원가를 표현하기 위하여 한국석유개발공사의 월간석유수급통계에 수록된 원유수입단가를 사용하였다. 장기계약으로 인한 수입이 70%를 차지하는 우리나라의 원유수입형태를 볼 때 원유 현물가격이나 휘발유제품 현물가격의 경우는 국내정유회사의 재료원가를 정확히 표현하지 못한다고 하겠다. 원료가와 운송비, 그리고 운송보험을 모두 포함한 CIF 단가가 가장 적절하나 93년 이전의 자료가 불충분하여 보험료가 제외된 C&F 단가를 사용하였다. 또한 보험료가 차지하는 비중이 배럴 당 1센트 정도임을 감안할 때 C&F 단가가 충분히 국내정유회사의 재료원가를 표현한다고 할 수 있다. 사용된 모든 국내가격은 GDP 디플레이터를 사용, 불변가격으로 바꾸어 주었다.

## 1.2 미국 소비자 가격

미국 무연 휘발유 소비자가격은 에너지 통계 월보 각월호에서 발췌하였다. 미국의 경우역시 국내가격과 같은 이유로 세금을 제외한 세전가격을 분석에 사용하였다. 또한 국내가격과의 비교를 위해 먼저 한국은행의 월평균 대미환율자료를 이용하여 원화가치로 변환한 후 GDP 디플레이터를 사용, 불변가격으로 바꾸어 주었다. 또한 단위의 전환을 위한 환산계수로는 단위 배럴 당 159리터 또는 42갤런, 그리고 단위 갤런 당 3.7854리터를 사용하였다.