

再生不能資源價格과 利子率의 長期均衡에 관한 研究*

姜丞遠** · 吳完根***

논문 초록

자원경제학의 기본적인 이론으로 받아들여지고 있는 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계에 따르면 재생불능자원 가격은 이자율의 비율로 상승하여야 한다. 이러한 논리에 근거한 재생불능자원에 대한 가격상승 예측은 오늘날 매우 일반화되어 있는 논리이다. 그러나 이에 대한 실증분석은 이러한 예측에 대하여 일관성있는 결과를 보여주지 못하고 있어 재생불능자원의 가격행태에 대한 분석·예측력은 아직 미해결 상태라고 할 수 있다.

본 연구는 아직 결론을 도출하지 못한 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계에 대한 실증분석의 재시도이다. 본 연구에서는 Johansen and Juselius (1990)가 제시한 공적분검정방식을 이용하여 1934~1997년에 걸친 연간통계자료를 이용하여 이자율과 재생불능자원인 석유 및 천연가스의 가격에 대한 장기균형 관계를 실증 분석한 결과, 두 변수간에는 장기적으로 안정적인 관계가 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이는 재생불능자원 가격을 단순히 枯渴性이라는 측면에서만 분석할 것이 아니라, 다양한 시장구조, 기술변화요인, 그리고 수요요인 등을 포함하여 분석해야 할 것을 의미한다고 하겠다.

핵심주제어: 호텔링법칙(Hotelling's rule), 재생불능자원 가격, 공적분 검정
경제학문헌목록 주제분류: C32, Q30

* 본 논문은 1999년 2월 10일에 개최된 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 것을 일부 보완한 것이다. 학술대회에서 유익한 논평을 해주신 성균관대학교 김인무 교수, 심사과정에서 건설적 조언을 해주신 익명의 두 심사위원께 감사드린다. 이 논문은 2000년도 한남대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었음.

** 우송대학교 국제통상학과 조교수, ksw@lion.woosong.ac.kr

*** 한남대학교 경제학과 조교수, wanoh@mail.hannam.ac.kr

1. 序 論

작년을 고비로 국제석유가격이 상승하면서 그동안 크게 이슈화되지 못했던 재생불능자원(nonrenewable resources) 가격에 대한 논의가 다시 활발해지고 있다. 이는 재생불능자원 가격에 대한 예측이 기본적으로 호텔링법칙¹⁾에 따르고 있음에 기인하는데, 호텔링법칙에 따르면 재생불능자원은 고갈되기 때문에 자원이 희소해져 단기적으로는 자원가격이 하락하는 경우도 있을 수 있지만 장기적으로는 상승하는 추세를 갖기 때문에 결국 석유, 천연가스 등과 같은 재생불능자원 가격은 계속적으로 상승할 것이라고 결론짓고 있다.

호텔링법칙은 재생불능자원의 가격이 확실하게 알려져 있고, 고정되어 있을 경우 완전경쟁기업의 동태적 최적화문제(dynamic optimization)로부터 유도될 수 있다. 호텔링법칙에 따르면 재생불능자원의 가격에서 한계채취비용(marginal extraction cost)의 차감분으로 정의되는 사용자비용(user cost)은 장기적으로 이자율과 같은 비율로 증가하게 되므로, 균형에서 이자율과 재생불능자원 가격과 장기균형 관계가 성립된다. 재생불능자원의 가격과 이자율과의 장기균형 관계가 의미하는 바는 결국 재생불능자원의 가격은 장기적으로 상승하는 — 정확하게는 이자율의 비율로 — 추세를 보이게 된다는 것이다. 이러한 재생불능자원 가격과 이자율과의 장기균형 관계에 근거한 가격상승 예측은 매우 일반화되어 있는 논리이다(Miller and Upton, 1985; Starrett, 1987).

그러나 이 이자율과 자원가격 간의 장기균형 관계에 대한 실증분석 결과는 이론이 의미하는 바에 대하여 일관성있는 결과를 보여주지 못하고 있다. 본 연구는 아직 일관된 결론을 도출하지 못한 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계에 대한 실증분석의 재시도이다. 재생불능자원 가격과 이자율과의 장기균형 관계를 분석함에 있어 기존의 실증분석에서는 일반적인 계량경제기법을 사용하였지만 본 연구에서는 공적분 검정(Cointegration Test)을 이용하여 분석하였다. 이는 이자율과 재생불능자원 가격은 통계적으로 불안정적(non-stationary) 변수이기 때문에 일반적인 계량경제기법을 적용할 경우 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생하므로

1) Hotelling(1931). 호텔링법칙에 관한 좋은 서베이 논문은 Krautkraemer(1998).

써 실증분석 결과를 신뢰할 수 없게 된다.²⁾

본 연구의 구성은 제Ⅱ절에서 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계를 규명하는 기본적인 이론적 틀을 살펴보고, 이론이 확장되었을 때 어떠한 경제적 의미를 생각해 볼 수 있는지에 대하여 고찰해본다. 제Ⅲ절은 기존에 수행된 호텔링법칙에 대한 실증분석을 정리하며, 제Ⅳ절과 제Ⅴ절은 Johansen and Juselius (1990)에 의하여 제시된 공적분 검정에 대한 고찰과 이를 바탕으로 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계에 대한 실증분석 결과를 살펴보면, 제Ⅵ절은 결론으로 구성된다.

Ⅱ. 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계의 도출

본 절에서는 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계를 도출하기 위하여 기본적인 호텔링모형에서 호텔링의 $r\%$ 법칙을 도출하여 보고, 탐사활동(exploration)이란 요인을 고려하는 보다 확장된 형태의 호텔링모형을 살펴봄으로써 실증분석을 위한 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계를 도출하고자 한다.

단순한 형태의 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계를 도출하기 위한 기본적인 가정은 다음과 같다. ① 재생불능자원의 스톡은 알려져 있고, 고정되어 있으며 이를 생산하는 기업은 완전경쟁시장에서 조업하며 순현재가치(Net Present Profit)를 극대화하는 것을 목적으로 한다. ② 채취비용은 채취량(extraction)에 따르지만 자원스톡과는 독립적으로 결정된다. ③ 기업은 자원스톡이 확실하게 고정되어 있어 탐사활동(exploration)은 하지 않는다.

위의 가정을 바탕으로 도출된 기본적인 이자율과 재생불능자원 가격과의 관계는 다음의 식으로 나타내어진다.³⁾

2) 여기서 가성회귀란 서로 독립적인 두 개의 불안정한 시계열을 회귀할 때 표본수가 커짐에 따라 회귀계수의 t 값도 함께 증가, 회귀계수가 0이라는 귀무가설이 기각되어 마치 상관관계가 강한 것으로 나타나는 것을 말한다. 보다 자세한 내용은 Granger and Newbold (1974) 참조.

3) 호텔링법칙이 유도되기 위한 기본설정은 $Max \sum_{t=0}^T \frac{p_t q_t - C(q_t)}{(1+r)^t}$ 이고 제약조건은 $R \geq \sum_{t=0}^T q_t$ 이다. 여기서 R 은 초기 자원스톡을 나타낸다.

$$\frac{[p_{t+1} - C_{q_{t+1}}(q_{t+1})] - [p_t - C_{q_t}(q_t)]}{p_t - C_{q_t}(q_t)} = r_t \quad (1)$$

여기서 P_t 는 t 기의 재생불능자원 가격을 나타내며, q_t 는 채취량, $C(q_t)$ 는 채취 비용함수, r_t 는 t 기의 시장이자율을 나타낸다.

위의 식(1)을 호텔링의 $r\%$ 법칙이라고 하는데, 완전경쟁기업의 동태적 균형에서 사용자비용(재생불능자원 가격(P_t) - 한계채취비용(Marginal extraction cost, $C_{q_t}(q_t)$))의 변화율(the percentage change)은 시장이자율과 같다는 것을 의미한다. 사용자비용은 재생불능자원스톡 소유주의 경제적 지대(economic rent)의 개념으로, 이는 현재 자원스톡을 사용할 경우 미래 자원스톡의 사용가능성이 상실됨으로써 — 달리 말하면 회소성이 증가됨으로써 — 균형에서 이자율의 비율로 상승하게 된다. 재생불능자원스톡도 결국에는 일반적인 자산과 같은 개념으로 생각할 수 있으므로 재생불능자원스톡을 얼마만큼 빠른 속도로 채취할 것인가의 문제는 결국 일반자산의 투자결정과 같은 문제로 생각해 볼 수 있다.

완전경쟁 환경의 균형상태에서 모든 자산은 결국 동일한 보수율을 지니게 되는데, 이러한 보수율은 결국 이자율이며 이는 재생불능자원의 경제적 지대와 같아야 한다. 그러나 재생불능자원이 채취됨에 따라 미래에 사용이 가능한 자산스톡이 희소하게 됨으로써 이 자원의 경제적 지대는 이자율과 같은 비율로 상승하여야 균형이 달성될 것이다. 이를 수식으로 표현한 것이 위의 식(1)이다.

위에서 살펴본 기본적인 모형은 다양한 형태로 확장되어 왔는데 그 중 하나가 탐사활동에 대한 변수를 추가로 고려하는 모형이다(Hartwick, 1991).⁴⁾ Hartwick의 모형은 기본적인 호텔링모형의 문제점이었던 자원스톡이 고정되어 있다는 기본 전제를 완화한 모형이다. Hartwick 모형에서는 재생불능자원을 생산하는 기업은 채취활동뿐만 아니라 새로운 자원스톡을 발견하는 활동도 동시에 수행하게 되기 때문에 기업의 결정변수는 채취활동과 탐사활동 두 변수로 설정하고 있다. 기업이 탐사활동을 수행하여 새로운 자원스톡 발견에 대한 반대급부(payoff)는 다음 기에 생산

4) 호텔링법칙의 확장모형은 크게 기본모형에 ① 탐사활동(Exploration)을 포함시키거나, ② 질이 다른 자원스톡(heterogeneous ore quality)을 고려하거나, ③ 채취기술의 발달(extraction cost technology)을 고려하는 방향에서 이루어져 왔다. 채취 및 탐사기술의 발달에 따라 관련 비용이 하락할 경우 호텔링법칙이 성립하지 않을 수 있다(Krautkraemer, 1998 참조).

하는 채취량에 대한 비용의 감소로 나타나게 된다. 이 모형에서 재생불능자원을 생산하는 기업의 활동에 채취와 탐사활동을 동시에 고려하는 경우에 균형조건을 도출하여 보면 앞에서 살펴본 단순한 호텔링모형과 동일하게 $r\%$ 법칙이 도출된다.

모형설정에 있어 호텔링모형과 Hartwick의 확장모형의 차이는 채취비용함수에 있다. Hartwick의 확장모형에서 채취비용은 채취량뿐만 아니라 탐사활동에 따라 변할 수 있는 자원스톡 수준에 따르게 된다. 자원스톡은 Hartwick이 구상한 확장된 호텔링모형에서 채취량과 탐사활동을 연결시켜 주는 중요한 역할을 하게 된다. 채취활동은 자원스톡의 수준을 감소시켜 한계채취비용을 증가시키게 됨으로써 탐사활동에 대한 동인을 제공하게 된다. 자원스톡 수준은 한계채취비용과 음의 관계가 있으므로 새롭게 자원스톡을 찾아냄으로써 채취비용의 감소를 가져오는 탐사활동이 채취활동을 통하여 상승하게 된 한계채취비용을 감소시키게 되는 것이다. 탐사활동 수준은 탐사활동에 따른 비용과 탐사활동으로 감소하게 되는 채취비용과 같아질 때까지 수행된다. Hartwick에 의하여 도출된 탐사활동을 포함한 경우의 호텔링법칙은 다음의 식과 같다.⁵⁾

$$\frac{[p_{t+1} - C^1_{q_{t+1}} - C^2_{D_{t+1}}] - [p_t - C^1_{q_t} - C^2_{D_t}]}{p_t - C^1_{q_t} - C^2_{D_t}} = r_t \quad (2)$$

여기서 $C^1(q, R)$ 은 채취량(q)과 자원스톡(R)의 함수인 채취비용이며($C^1_1(q, R) > 0$, $C^1_2(q, R) < 0$), $C^2(D)$ 는 발굴량(D)에 대한 비용함수이다($C^2_{D_t} > 0$). 위의 식(2)는 탐사활동을 포함한 경우의 호텔링 $r\%$ 법칙을 나타내는 식이다. 즉, 재생불능자원 가격(P_t)에서 한계채취비용($C^1_{q_t}$)과 한계탐사비용(Marginal exploration cost, $C^2_{D_t}$)을 차감한 사용자비용은 균형에서 이자율과 같은 비율로 증가하여야 한다는 것이다.

위의 식(2)에 대한 경제적 근거를 설명한다면 기본적인 호텔링모형과 달리 채취

5) 탐사활동을 포함할 경우 모델설정은 $\text{Max} \sum_{t=0}^T \frac{p_t q_t - C^1(q_t, R_t) - C^2(D_t)}{(1+r)^t}$ 이고 제약조건은 $D_t = S_t - S_{t-1}$ 와 $R_t = \bar{D} + [\bar{S} - S_t] - \sum_{i=0}^{t-1} q_i$ 이다. 여기서 $C^1(q_t, R_t)$ 는 채취비용함수이며, $C^2(D_t)$ 는 발굴량의 비용함수이다. 또한 D_t 는 현재기의 탐사활동을 통한 발굴량이며, \bar{D} 는 최초의 자원스톡의 inventory, 그리고 S_t 는 t 기에서의 미발견 자원스톡이며, \bar{S} 는 최초기의 미발견 자원스톡을 각각 나타낸다.

활동과 탐사활동을 동시에 하는 기업은 자원스톡과 미발견 자원스톡(undiscovered stock of resources)이라는 두 자원스톡을 가지게 되는데 결국 이 두 자원스톡은 동일한 시간경로(time path)를 지니게 된다는 것이다.⁶⁾ 탐사활동은 결국 미발견 자원스톡이 매장량(proven reserve)으로 전환되는 기업의 활동이기 때문에 결국 이 두 자원스톡은 같은 호텔링의 $r\%$ 법칙이 적용된다는 것을 의미하게 된다.⁷⁾

앞에서 도출한 균형조건식 (1)과 (2)는 실제자료를 통하여 관측되지 않는 사용자비용으로 표현되는데, 이러한 점이 위의 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계를 실증적으로 분석하는 데 기본적인 문제점으로 지적되어 왔다. 결국 사용자비용에 대한 자료의 부재로 실증분석에서 사용자비용을 추정하여 사용하거나 재생불능자원 가격을 사용자비용의 대용치(Proxy)로 이용하게 된 것이다.⁸⁾

이상의 논의를 종합하여 보면 이자율과 재생불능자원 가격 간의 장기균형의 경제적 의미는 결국 재생불능자원의 고갈성이 자원가격의 결정요인으로 작용하게 되어 재생불능자원의 시장구조, 기술적 요인, 그리고 불확실성으로 인하여 단기적으로 자원의 가격이 균형경로에서 이탈할 수 있겠지만, 장기적으로는 위에서 도출한 균형조건을 만족하면서 이자율과 같은 비율로 증가하게 될 것이라고 할 수 있다. 그러나 위 균형조건식에 대한 실증분석은 일관성 있는 결과를 보여주고 있지 못해 위의 균형조건식에 의한 재생불능자원 가격에 대한 장기적 가격상승에 대한 예측은 현실을 반영하고 있다고는 말할 수 없다.

위에서 도출된 균형관계식에 따르면 사용자비용의 변화율과 이자율과는 장기적으로 서로 공적분관계를 지녀야 함을 의미한다. 이 경우 이 두 변수간의 공적분계수는 $[1, -1]$ 이어야 하는데, 이를 다시 정리하여 보면 다음의 식으로 표현이 가능하다.

$$CUR_t - r_t = e_t \quad (3)$$

6) 발견되지 않은 자원에 대한 불확실성은 여기서는 certainty equivalent로 표현되어, 결국 변수 값은 임의변수(random variables)의 평균개념으로 보면 된다.

7) 자세한 내용은 Hartwick(1991) 참조.

8) 이는 사용자비용으로 정의되어야 하나 채취비용과 탐사비용에 대한 한계비용이 일정하다고 가정하면 식(1)과 (2)는 재생불능자원 가격과 이자율과의 균형관계를 나타내는 균형조건식이라고 할 수 있다.

여기서 CUR_t 는 사용자비용의 변화율이며 e_t 는 기대값이 0이고 고정적이고 유한한 분산을 가질 것으로 예상되는 교란항이다.

위의 식을 이용하여 실증분석을 할 경우 관측이 불가능한 사용자비용은 대체가능한 — 예를 들어 자원가격, 탐사비용 또는 개발비용(development cost) — 다른 경제적인 변수를 이용할 수 있을 것이며, 이때 발생하는 실제값과 대체변수 간의 차이가 교란항으로 나타날 것이다. 통계적으로 식(3)이 의미하는 바는 e_t 는 안정적이어야 하며, 단기에는 평균치에서 벗어날 수 있겠지만 균형조건식이 의미하는 바와 같이 서로 공적분관계가 있다면 장기적으로는 평균치 값으로 수렴해야 할 것이다. 만일 이 두 변수간의 안정적인 관계가 존재하지 않는다면 이자율과 재생불능자원 가격의 장기균형 관계는 통계적으로 수용할 수 없다고 결론지을 수 있다.

Ⅲ. 장기균형 관계에 대한 기존 실증분석

위에서 도출된 균형조건식에 대한 기존 실증분석은 크게 두 부류로 분류할 수 있는데, 균형조건을 실증적으로 검증하기 위하여 자원가격을 사용한 경우와 사용자비용을 사용한 경우이다.

먼저 균형조건식에 대한 실증분석연구에서 재생불능자원 가격을 이용한 연구를 살펴보면, 가장 처음으로 실증분석을 수행한 Heal and Barrow(1980)는 재생불능자원을 자산(asset)으로 인식하여 자산의 재정모형(arbitrage model)을 이용하여 재생불능자원 가격과 이자율과의 관계를 설정하였다. Heal and Barrow의 실증분석 결과에서는 이자율과 재생불능자원과의 균형관계는 존재하지 않는 것으로 나타나 이자율과 재생불능자원 가격과의 균형관계가 없는 것으로 나타났다. 그러나 재생불능자원 가격과 이자율과의 균형관계는 수준(level)으로서가 아닌 변화율로서는 매우 밀접한 관계를 갖는 것으로 파악하였다. Agbeyge(1989)는 Heal and Barrow의 모형을 바탕으로 경제주체들의 이자율에 대한 기대(expectation)변수를 포함하여 두 변수간의 관계를 실증분석한 결과 위의 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다.

실증분석의 두번째 유형으로 다양한 형태의 비용함수를 설정하고 이 비용함수로부터 한계채취비용을 계산하여 관측되지 않는 사용자비용을 명시적으로 추정하여 실증분석을 수행한 연구들이 있는데, Stollery(1983)는 로그선형(log-linear) 수요함

수와 콥-더글러스 생산함수를 이용하여 한계수입과 한계비용을 추정하고 이 둘간의 차감분, 즉 사용자비용을 추정하여, 추정된 사용자비용과 이자율과의 관계를 분석한 결과 위에서 살펴본 장기균형 관계가 성립함을 보여주었다. 한편 Fallow(1985)는 트랜스로그(trans-log) 비용함수를 이용하여 사용자비용을 추정하고 이와 이자율의 관계를 검증한 결과 장기균형 관계가 성립하지 않는 것으로 결론짓고 있다. 또한 Halvorsen and Smith(1991)는 제한비용함수(restricted cost function)를 이용하여 사용자비용을 추정하여 검증하였으나 Fallow의 결과와 마찬가지로 장기균형 관계가 나타나지 않는다고 판별하였다.

이와는 다른 접근으로 Miller and Upton(1985)은 직접적으로 사용자비용을 추정하기보다는 자원을 채취하는 기업이 주식시장에 평가되는 가치를 이용하여 보유 자산단위당 기업의 주식의 시장가치와 현재가격과의 관계를 통하여 위에서 살펴본 장기균형 관계를 의미하는 식을 도출하여 이 둘간의 장기균형 관계를 실증 분석하는데,⁹⁾ Miller and Upton(1985)은 사용자비용과 이자율과 장기균형 관계가 성립하는 것으로 판정하였다.¹⁰⁾

이상의 논의를 종합하여 볼 때, 재생불능자원 가격과 이자율 간의 관계를 나타내는 호텔링법칙에 대한 실증분석은 일관성 있는 결과를 나타내지 못하고 있어 아직 미해결상태에 있다고 할 수 있다. 이렇게 기존의 실증분석에서 서로 상충되는 결과가 도출되는 근본적인 원인은 기존 실증분석이 채택하고 있는 계량경제기법에 있다고 할 수 있다. 즉, Granger and Engel(1987)이 지적한 바와 같이 안정적이지 않은 변수에 대하여 전통적인 계량경제기법을 적용할 경우 여기서 도출된 결과의 신뢰성에 문제가 발생하기 때문이다. 위에서 호텔링법칙의 실증분석을 위하여 사용된 변수는 단위근 검정을 통하여 변수가 내포하고 있는 통계적 특성을 먼저 검증하여야 한다. 불안정적 변수를 일반적인 계량경제방식을 적용할 경우 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있어 기존에 수행된 실증분석은 가성회귀 문제를 내포하게 됨으로써 분석결과를 신뢰할 수 없다는 문제가 있다.

9) Miller and Upton(1985)은 이를 'Hotelling Valuation Principle'이라고 명명하고 있다.

10) Halvorsen and Smith(1991)는 Miller and Upton이 수행한 실증분석은 호텔링법칙을 엄밀히 의미하지는 않는다고 지적한 바 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 자 료

본 연구에서 사용된 자료는 미국 油井(wellhead) 석유가격¹¹⁾과 미국 천연가스 유통가격,¹²⁾ 그리고 미국 3개월물 채무성증권 이자율¹³⁾이며, 샘플기간은 1934~1997년인 연간통계이다. 본 연구에서는 모두 명목시계열자료를 사용한다.¹⁴⁾

석유가격 및 가스가격 출처는 U. S. Energy Information Administration에서 발간한 *Annual Energy Review 1997* 혹은 EIA Internet site at: <http://www.eia.doe.gov/pub/energy/overview/aer>와 DeGolyer and MacNaughton이 발간한 *Twentieth Century Petroleum Statistics 1991*이다. 이자율 통계 출처는 미국 Federal Reserve Bank of St. Louis' data base FRED at <http://www.stls.frb.org/fred/data/irates/tb3ms>이다. 모든 통계는 자연대수로 치환되었다.

2. 단위근 검정

공적분 검정에 있어 모든 변수들은 $I(1)$, 즉 수준에서는 불안정적이지만 1차차분하면 안정적일 것을 요구하고 있다. 각각의 시계열이 단위근을 가지고 있는지를 검

11) 미국 Energy Information Administration에서는 first purchase price라고 부르는 것으로 채취하여 油井에서 바로 판매되는 가격을 말하며, 동 분야의 연구에서 가장 많이 쓰이는 가격변수이다.

12) 재생불능자원은 알루미늄, 석탄, 구리, 철, 납, 니켈, 은, 주석, 아연 등 여러 가지가 있지만 본 논문에서는 세계경제 특히 우리나라 경제에 중요한 에너지원인 석유와 천연가스만을 연구 대상으로 삼는다. 참고로 1997년도 우리나라의 에너지원별 소비를 보면 석유제품 및 가스는 전체 에너지소비량 중에서 각각 59.4%, 8.5%를 차지하고 있다(*Monthly Energy Statistics*, 1998. 11 참조).

13) 동 이자율을 쓴 이유는 다른 이자율에 비해 월등히 많은 수의 데이터를 제공한다는 것과 석유 가격변수로 미국 유통가격을 사용하였기 때문이다.

14) 추정결과는 명목변수를 사용하든 실질변수를 사용하든 민감하지 않은 것으로 알려져 있다. 여러 이유 중의 하나는 디플레이터가 양 추정식에 동일한 효과를 가지고 있기 때문이다(이 문제에 관한 자세한 설명은 Heal and Barrow, 1980, p. 165 참조).

미국 생산자물가지수를 디플레이터로 사용한 실질시계열자료에 대해서도 호텔링법칙 성립 여부를 검정하였는바 질적인 결과는 동일하였다. 결과는 요청에 의해 저자로부터 제공 가능하다.

정하는 방법으로 본 연구에서는 가장 보편적으로 이용되고 있는 Augmented Dickey-Fuller(1979) 단위근 검정법과 오차항에 이분산이 있거나 계열상관이 있는 경우에 robust한 결과를 주어 더 선호되는 Phillips-Perron(1988) 검정법을 사용하였다.

우리는 ADF 검정에서 사용된 변수의 최적차수를 찾기 위해 Schwert(1987)가 제시한 방법을 사용하였으며, 모든 경우 공히 차수가 3이었다. Augmented Dickey-Fuller 검정결과는 <표 1>에 나타나 있다. 본 연구에서 사용된 석유가격과 이자율은 변화율이 1%에서 안정적으로 나타난 반면에 가스가격의 경우 10%에서 안정적으로 나타났다. 즉 수준에서는 불안정적이지만 1차차분하면 안정적이라는 것을 의미한다고 하겠다.

<표 2>는 Phillips-Perron 단위근 검정 결과를 보여주고 있는데 석유가격, 가스 가격, 이자율 세 개 변수의 변화율 모두 1%에서 안정적임을 보여주고 있다. 단 최

<표 1> Augmented Dickey-Fuller 단위근 검정

변 수	검정통계량	임계치(1%)	임계치(5%)	임계치(10%)
<i>OP</i>	-2.261	-4.116	-3.485	-3.170
<i>GP</i>	-2.962	-4.116	-3.485	-3.170
<i>i</i>	-1.024	-4.116	-3.485	-3.170
ΔOP	-4.009	-3.544	-2.911	-2.593
ΔGP	-2.641	-3.544	-2.911	-2.593
Δi	-5.376	-3.544	-2.911	-2.593

주: *OP* = 석유가격, *GP* = 가스가격, *i* = 이자율, Δ = 1차차분 표시를 나타냄.

<표 2> Phillips-Perron 단위근 검정

변 수	검정통계량	임계치(1%)	임계치(5%)	임계치(10%)
<i>OP</i>	-2.247	-4.108	-3.481	-3.168
<i>GP</i>	-2.395	-4.108	-3.481	-3.168
<i>i</i>	-1.226	-4.108	-3.481	-3.168
ΔOP	-6.176	-3.538	-2.908	-2.592
ΔGP	-4.068	-3.538	-2.908	-2.592
Δi	-12.567	-3.538	-2.908	-2.592

주: *OP* = 석유가격, *GP* = 가스가격, *i* = 이자율, Δ = 1차차분 표시를 나타냄.

적차수는 Newey and West(1987)에 근거한 3으로 하여 검정하였다. 이러한 두 개의 검정결과에 기초하여 우리는 세 변수 모두 수준에서는 불안정적이지만 1차차분한 변화율에서는 안정적이라는 결론에 도달하였다. 참고로 Augmented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정을 할 때 수준에서는 상수항과 시간추세를 넣었고, 1차차분에서는 상수항만 포함시켰다. 임계치 출처는 MacKinnon(1991)이다.

3. 공적분 검정

많은 경제변수들은 수준에서는 불안정적이지만 1차차분에서는 安定的(stationary)인 경향을 보이게 된다. 안정성 가정의 위배는 수준변수들간의 관계가 가성임을 의미하므로 이를 극복하기 위한 방법으로 경제학자들은 모형을 추정하기 위하여 시계열의 1차차분 변수들을 사용하여 왔다. 그러나 1차차분이 오차과정(error process)에도 적용되지 않는다면 유용한 장기정보의 손실을 의미한다. 또한 많은 이론들은 어떠한 수준변수들간에 안정적인 장기균형 관계가 있음을 예측한다. 다시 말하면, 이론은 수준변수들은 서로 지나치게 멀리 떨어지지 못하고 대신 시간이 지남에 따라 장기균형으로 수렴하는 몇 개의 선형관계가 있음을 지적하고 있다. 따라서 공적분 이론은 불안정적인 변수들간의 균형관계를 찾으려는 시도에서 매우 많이 이용되어 왔다. 각각의 변수가 개별적으로는 $I(1)$ 과정이지만 그 수준변수들간의 어떤 선형조합이 안정적이면 우리는 그 변수들이 공적분관계에 있다고 말한다.

Gonzalo(1994)는 공적분을 검정하는 여러 가지 방법 중에서 Johansen(1988)의 최우추정방법(full information maximum likelihood estimation: FIML)이 가장 나은 방법임을 보여주고 있다. Johansen and Juselius(1990)에 따라 $I(1)$ 변수들이 k 차의 벡터자기회귀(vector autoregressive: VAR)를 따른다고 가정하면

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \cdots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

여기서 Y_t 는 p 개의 내생변수(Y_{1t}, \dots, Y_{pt})를 갖는 임의벡터시계열, μ 는 상수항이다. $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_t$ 는 $\text{IID}p(0, A)$ 로서 평균 0, 분산 A 인 상호 독립적인 정규분포를 따르는 임의변수(확률변수, random variable)를 나타낸다. Y_{-k+1}, \dots, Y_0 는 고정되어 있다. 비제약 파라미터($\mu, \Pi_1, \dots, \Pi_k, A$)는 VAR 과정으로부터 추정된다.

식(4)는 아래와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta Y = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_t + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

여기서 $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \cdots + \Pi_i$ 와, $i = 1, \dots, k-1$ 과 $\Pi = I - \Pi_1 - \cdots + \Pi_k$ 이다.

우리는 행렬 Π 를 조사함으로써 Y 변수들간의 공적분관계 유무를 알 수 있다. 여기에는 세 가지 경우가 가능하다. ① $\text{Rank}(\Pi) = 0$, 즉 행렬 Π 가 공행렬(null matrix)이며, Y_t 의 모든 변수가 단위근을 가지며 변수들간에 장기적 관계가 없음을 의미한다. ② $\text{Rank}(\Pi) = p$, 즉 Π 가 완전계수(full rank)이며 따라서 Y_t 의 모든 변수가 수준에서 안정적이다. ③ $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$, 이는 $\Pi = \alpha\beta'$ 을 만족하는 $p \times r$ 행렬 α 와 β 가 존재한다는 것을 의미한다. 여기서 β 는 공적분 벡터행렬로 해석되며, 설사 Y_t 자체는 불안정적이더라도 $\beta' Y_t$ 는 안정적이라는 성질을 갖는다. α 는 오차수정파라미터들의 행렬이다. 이 경우 식(5)은 오차수정모형으로 해석된다.

나아가 Johansen(1992)은 공적분 계수(rank)와 선형추세를 동시에 결정하는 일반적인 가설 검정법을 제안하고 있다. 이것은 nested 귀무가설들을 순차적으로 검정하는 것을 포함하고 있다. p 차원의 VAR 과정의 다양한 가설을 순차적으로 검정하는 데 있어서의 표시는 다음과 같다.

H_r : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 모형

H_r^* : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세가 없는 모형

대립가설 $H_p = H_p^*$: p 개의 공적분 벡터 모형

Johansen(1992)은 Trace 검정을 이용하여 가설들 중에서 순차적 검정법칙을 추천하고 있다. 즉, $r = 0, 1, \dots, p-1$ 에 대해서 순차적으로

H_r^* 수락 if $T_r^* < C_r^*(\alpha)$,

H_r 수락 if $T_r^* \geq C_r^*(\alpha)$ and $T_r < C_r(\alpha)$,

H_{r+1} 수락 if $T_r^* \geq C_r^*(\alpha)$ and $T_r \geq C_r(\alpha)$

여기서 T 는 검정통계량, C 는 임계치, α 는 유의수준이다. 만일 $r = 0, \dots, p-1$ 에

대해서 모든 가설이 기각되면 우리는 모든 수준변수가 안정적이라고 결론 내릴 수 있다.

공적분 검정을 하기 전에 차수가 결정되어야 하는데¹⁵⁾ Monte Carlo 분석을 통하여 Bessler and Binkley(1982)와 Geweke and Meese(1980)는 Schwartz Information Criterion(SIC)이 다른 차수결정방법에 비해 우월하다는 것을 보여주고 있다. 그들의 결정에 기초하여 우리는 차수를 결정하기 위하여 Schwartz Information Criterion(SIC)을 사용하였으며, 최대차수는 4로 하였다. <표 3>은 석유가격과 가스가격 모두 최적차수가 2임을 보여주고 있다.

석유가격과 이자율에 대해 공적분 검정을 함에 있어 여기서는 앞서 소개한 Johansen and Juselius(1990) 방법론과 Johansen(1992) 결정법칙을 사용하였다. 공적분 검정결과는 <표 4>에 나타나 있다. 여기서 T^* 와 C^* 는 각각 귀무가설 H_r : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 없는 모형에 대한 검정통계량과 임계치이다. 마찬가지로 T 와 C 는 각각 귀무가설 H_r : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 모형에 대한 검정통계량과 임계치이다.

<표 4>는 석유가격과 이자율 2변량모형에 대한 결과이다. Trace 검정은 유의수준 5%에서 공적분 계수가 0이라는 귀무가설들을 기각한다. 다시 말하면 우리는 석

<표 3> 공적분 검정을 위한 차수결정

변 수	최적차수	SIC
$OP-i$	2	-5.5064
$GP-i$	2	-6.4552

<표 4> 석유가격-이자율 공적분 검정

공적분 계수	T^*	C^* (5%)	T	C (5%)
$r=0$	8.702	19.960	5.753	15.410
$r=1$	3.989	9.240	1.528	3.760

주: 공적분 안됨, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992).

15) 공적분 검정결과는 차수선택에 매우 민감할 수 있다.

〈표 5〉 가스가격-이자율 공적분 검정

공적분 계수	T^*	C^* (5%)	T	C (5%)
$r = 0$	10.823	19.960	6.979	15.410
$r = 1$	4.167	9.240	0.636	3.760

주: 공적분 안됨, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992).

유가격과 이자율 간에 안정적인 장기관계가 존재한다는 증거를 발견할 수 없다. 또한 가스가격과 이자율 간의 공적분 검정결과는 〈표 5〉에 나타나 있는데 석유가격과 같이 가스가격도 이자율과 공적분되지 않음을, 즉 양자간에는 장기적으로 안정적인 관계가 성립하지 않음을 알 수 있다.

이상에서 우리는 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계에 대한 실증분석을 공적분 검정을 통하여 살펴보았다. 완전경쟁시장 환경하에서 조업하는 기업의 동태적 최적화조건으로부터 유도되는 균형조건인 호텔링 $r\%$ 법칙은 재생불능자원의 고갈성이 자원가격 결정의 가장 주요한 변수라는 것을 의미한다. 본 연구에서 호텔링법칙의 실증분석을 위하여 활용된 공적분 검정은 그 의미 자체가 변수들간의 장기균형 관계를 나타내는 것이기 때문에 단기적으로는 균형관계로부터 이탈할 수도 있으나 호텔링법칙이 의미하는 대로 이자율과 자원가격의 관계가 장기적으로는 성립되어 공적분관계가 있는 것으로 나타나야 한다.

그러나 본 논문의 실증분석 결과는 이자율과 재생불능자원 가격과의 장기균형 관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 Adelman(1994)과 Lynch(1994) 등이 지적하였듯이 이자율과 재생불능자원 가격과의 균형관계식에 근거한 재생불능자원 가격상승 예측은 실제적으로 가격이 단순히 고갈성에 의하여 결정되는 것이 아니라 시장구조, 기술요인, 수요요인 등 다양한 요인에 의하여 결정되는 것을 의미한다.¹⁶⁾

16) 예를 들면 미국유정가격은 세계석유시장에서의 미국 석유생산이 차지하는 비중, OPEC의 전략적 행동 등을 반영할 수밖에 없을 것이며, 또한 이자율도 미국의 통화정책, 세계금융시장의 상황 등을 반영할 것이다. 따라서 지금까지 살펴본 호텔링법칙을 실증적으로 검증하기 위해서는 이러한 변수들이 감안되어야 보다 정확한 실증분석이 될 것이다. 그러나 호텔링법칙과 공적분검정분석이 재생불능자원 가격과 이자율과의 장기균형 관계를 의미하는 것이기 때문에 단기적으로는 이러한 변수들에 의하여 균형관계에서 이탈할 수 있으나 장기적으로는 균형관계가 성립되어야 한다. 따라서 이러한 변수를 고려하지 않더라도 호텔링법칙에 대한 실증분

본 연구에서 도출된 공적분점정분석 결과도 재생불능자원 가격의 결정이 재생불능자원의 枯渴性이라는 요인에 의해서만 결정되는 것이 아니라 다양한 변수에 의하여 결정된다는 점을 확인한 결과라고 할 것이다. 참고로 Pindyck (1977) 및 Salant (1976)는 석유가격의 변동을 자원의 희소성의 변화에 의하기보다는 시장구조의 변화에 결정적으로 영향을 받는다고 분석한 바 있다.¹⁷⁾

V. 結 論

본 연구는 재생불능자원 가격행태에 대한 가장 일반적인 이론으로 받아들여지고 있는 이론인 호텔링법칙에 대한 실증분석의 재시도이다. 호텔링법칙에 의하면 재생불능자원 가격은 자원이 고갈되면서 이자율과 동일한 비율로 계속 상승하여야 한다. 그동안 이러한 호텔링법칙을 근거로 한 재생불능자원에 대한 가격상승 예측은 일반적인 논리로 받아들여져 왔으며 (rising price consensus), 실제로 이러한 논리가 에너지정책에도 활용되어 왔다. 그러나 이러한 호텔링법칙에 대한 실증분석은 일반화된 이론으로 받아들여지는 것과는 달리 일관성 있는 결과를 보여주지 못하고 있어 호텔링법칙의 실증분석은 경제적으로 매우 중요한 의미를 지닌다고 할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 공적분 점정을 이용하여 호텔링법칙에 대한 실증분석을 수행하였다. 공적분점정분석은 고려되는 변수간 장기적 균형관계를 검증하는 분석기법으로 호텔링법칙이 의미하는 재생불능자원 가격과 이자율과의 관계를 검증할 수 있는 유용한 분석기법이라고 할 수 있다.

1934~1997년에 걸친 연간통계를 이용하여 미국 3개월물 재무성증권 이자율과 미국 석유 油井가격(wellhead oil price) 및 미국 천연가스 유정가격에 대해 공적분 점정을 통한 실증분석 결과 이자율과 각각의 재생불능자원 가격 간에는 장기적으로 안정적인 관계가 존재하지 않음을 발견하였다. 즉 본 연구의 실증분석 결과는 호텔링법칙이 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이는 재생불능자원 가격을 단순히 고갈

석이 분석의 의미를 갖는다고 할 수 있을 것이다.

17) Pindyck (1977) 과 Salant (1976) 참조.

성이라는 측면에서 분석할 것이 아니라, 다양한 시장구조, 기술변화요인, 그리고 수요요인 등을 포함하여 분석해야 할 것임을 의미한다고 하겠다.

■ 參考文獻

1. Adelman, M. A., "OPEC at High Noon, 1974~1981," in Moroney (ed.), *Advances in the Economics of Energy and Resources*, 1994, pp. 1~51.
2. ———, H. de Silva, and M. F. Koehn, "User Cost in Oil Production," *Resources and Energy*, 13, 1991, pp. 217~240.
3. Agbeyegbe, T. D., "Interest Rates and Metal Price Movements: Further Evidence," *Journal of Environmental Economics and Management*, 16, 1989, pp. 184~192.
4. American Petroleum Institute, *Basic Petroleum Data Book*, Washington, DC, 1992.
5. Bessler, D. A. and J. K. Binkly, "On the Selection of the Order of an Autoregression: Some Monte Carlo Results," American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economic Statistics*, 1982, pp. 340~342.
6. DeGolyer and MacNaughton, *Twentieth Century Petroleum Statistics*, Dallas, 1991.
7. Devarajan, S. and A. C. Fisher, "Exploration and Scarcity," *Journal of Political Economy*, 90, 1982, pp. 1279~1290.
8. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, June 1979, pp. 423~431.
9. ———, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 1981, pp. 1057~1072.
10. Dickey, D. A., D. W. Jansen, and D. L. Thornton, "A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income," *Federal Reserve Bank of St. Louis*, March-April 1991, pp. 58~76.
11. Energy Information Administration, *Annual Energy Review*, U. S. A., 1997.
12. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251~276.
13. ———, "Introduction," in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, New York: Oxford University Press, 1991, pp. 1~16.
14. Farrow, S., "Testing the Efficiency of Extraction from a Stock Resource," *Journal of Political Economy*, 93, 1985, pp. 452~487.
15. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons, 1976.
16. Geweke, J. and R. Meese, "Estimating Regression Models of Finite but Unknown

- Order," *International Economic Review*, 22, 1981, pp. 55~70.
17. Gonzalo, J., "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics*, 60, 1994, pp. 203~233.
18. Halvorsen, R. and T. R. Smith, "On Measuring Natural Resource Scarcity," *Journal of Political Economy*, 92, 1984, pp. 955~964.
19. ———, "A Test of the Theory of Exhaustible Resources," *The Quarterly Journal of Economics*, February 1991, pp. 123~140.
20. Hartwick, J. M., "The Non-Renewable Resource Exploring-Extracting Firm and the $r\%$ Rule," *Resources and Energy*, 13, 1991, pp. 129~143.
21. Heal, G. and M. Barrow, "The Relationship between Interest Rates and Metal Price Movements," *Review of Economic Studies*, 1980, pp. 161~181.
22. Hotelling, H., "The Economics of Exhaustible Resources," *Journal of Political Economy*, 39, 1931, pp. 137~175.
23. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231~254.
24. ———, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Methods," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 1551~1580.
25. ———, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp. 383~397.
26. ——— and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration —with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, pp. 169~210.
27. Krautkraemer, J. A., "Nonrenewable Resource Scarcity," *Journal of Economic Literature*, 36, December 1998, pp. 2065~2107.
28. Livernois, J. R. and R. S. Uhler, "Extraction Costs and the Economics of Nonrenewable Resources," *Journal of Political Economy*, 95, 1987, pp. 195~203.
29. Lynch, M., "The Failure of Long-Run Oil Market Forecasting," in Moroney(ed.), *Advances in the Economics of Energy and Resources*, 1994, pp. 53~87.
30. Korea Energy Economics Institute, *Monthly Energy Statistics*, November 1998.
31. MacKinnon, J., "Critical Values for Cointegration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger(eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, New York: Oxford University Press, 1991, pp. 267~276.
32. Miller, M. H. and C. W. Upton, "A Test of the Hotelling Valuation Principle," *Journal of Political Economy*, 1985, pp. 1~25.
33. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 703~708.
34. Parkravan, K., "Estimation of User's Cost for a Depletable Resource Such As Oil," *Energy Economics*, 1984, pp. 35~40.
35. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,"

- Econometrica*, 57, 1989, pp. 1361~1401.
36. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335~346.
37. Pindyck, R. S., "Gains to Producers from the Cartelization of Exhaustible Resources," *Review of Economics and Statistics*, 1977, pp. 238~251.
38. Salant, S. W., "Exhaustible Resources and Industrial Structure: A Nash-Cournot Approach to the World Oil Market," *Journal of Political Economy*, October 1976, pp. 1079~1093.
39. Schwarz, G., "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, 1978, pp. 461~464.
40. Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, 20, 1987, pp. 73~103.
41. Solow, R. M., "The Economics of Resources or the Resources of Economics," *American Economic Review*, 64, May 1974, pp. 1~14.
42. Starrett, D. A., "Production and Capital: Kenneth Arrow's Contributions in Perspective — A Review Article," *Journal of Economic Literature*, 25, March 1987, pp. 92~102.
43. Stollery, K. R., "Mineral Depletion with Cost as the Extraction Limit: A Model Applied to the Behavior of Prices in the Nickel Industry," *Journal of Environmental Economics and Management*, 10, 1993, pp. 151~165.
44. *Twentieth Century Petroleum Statistics*, DeGolyer and MacNaughton, Dallas, 1992.
45. <http://www.eia.doe.gov/pub/energy/overview/aer/aer0516.txt>
46. <http://www.eia.doe.gov/pub/energy/overview/aer/aer0608.txt>
47. <http://www.stls.frb.org/fred/data/irates/tb3ms>