

선박유시장에서의 가격경쟁 변화에 대한 수요의 반응*

김영덕** · 한현옥***

일반적으로 시장에서 가격경쟁은 두 기업의 가격차이를 사라지게 한다. 2002년 이전 싱가포르와 한국의 선박유 가격차이는 평균적으로 0에 접근하는 반면, 2002년 이후에는 가격차이가 존재하는 것으로 알려져 있다. 선박유시장에서 가격경쟁은 2002년 이후 약화된 것일까? 본고에서는 선박유시장에서 가격경쟁의 존재 여부에 대하여 단기 수요함수를 추정하여 분석하였다. 오차수정모형을 이용한 단기 수요함수 추정으로부터 항만 간 가격차이에 대한 수요의 민감도와 단기 가격탄력성을 살펴본 결과, 항만 간 가격차이가 수요에 미치는 영향은 미미하며 2002년 이후 단기 가격탄력성은 비탄력적으로 변화하는 것으로 나타났다. 이는 한국 항만이 선박유시장에서 싱가포르와 공유하는 항로를 전략적으로 포기하여 경쟁이 약화되었을 가능성과 일치하는 결과라고 할 수 있다.

핵심주제어: 선박유시장, 가격경쟁, 전략적 포기, 오차수정모형
경제학문헌목록 주제분류: Q4

I. 서 론

2002년 이후 한국의 선박유시장과 항만산업은 일반적으로 보기 어려운 특이한 행태를 보여 주고 있다. 한국과 싱가포르의 선박유 가격차이가 확대되고 그 격차가 유지되면서 한국의 선박유 소비는 싱가포르와 같은 다른 경쟁국가들과는 달리 선박유 소비가 정체 또는 감소하는 현상을 나타내기 시작하였다. 또한 이러한 선박유의 높은 가격유지는 항만산업에 영향을 주기 시작하였다. 선박유

* 이 논문은 부산대학교 자유과제 학술연구비(2년)에 의하여 연구되었음(교신저자).

** 제1저자, 부산대학교 상과대학 경제학과 부교수, 전화: (051) 510-3777, E-mail: ydkim@pusan.ac.kr

*** 교신저자, 부산대학교 상과대학 경제학과 부교수, 전화: (051) 510-2529, E-mail: hhan@pusan.ac.kr

논문투고일: 2009. 2. 19 수정일: 2010. 2. 16 게재확정일: 2010. 3. 22

를 구매하려던 통과선박들이 상대적으로 비싸진 선박유 가격 때문에 다른 항만으로 발길을 돌리면서 우리나라 항만산업 위축에 대한 우려가 높아지기 시작하였다.¹⁾ 본고에서는 이러한 현상을 항만 간의 경쟁전략에 의하여 설명할 수 있는지를 실증적으로 분석하고자 하였다.

개별 기업이 직면하는 수요의 가격탄력성은 크게 두 가지 요인에 의해 결정된다. 첫 번째는 기업이 속한 산업의 가격탄력성이고, 두 번째는 구매자가 경쟁기업으로 수요를 전환하여 초래되는 교체탄력성이다.²⁾ 이와 유사하게 특정 항만(기업)이 직면하는 선박유 수요의 가격탄력성은 선박유시장(산업)의 가격탄력성과 항만(기업)을 변경하여 이동하는 교체탄력성의 성격을 반영한다. 다시 말해서, 한 항만에서 선박유 가격이 상승하는 경우, 수요량의 반응은 가격이 상승해서 줄어드는 수요량과 상대적으로 가격이 저렴한 항만으로 수요를 변경하여 감소하는 수요량으로 나타난다. 따라서 선박유 수요함수를 추정할 때 한 항만에서의 선박유 가격 상승은 이러한 두 가지 유형의 수요반응을 나타내게 된다.

한 항만에서 선박유공급자는 복잡한 성격의 수요에 직면한다.³⁾ 한 항만은 여러 항로를 공유하고 있으며, 선박회사들은 여러 항로에 그들의 선박을 취항하게 한다. 따라서 특정 항만의 선박유공급자는 항로별로 선박유의 가격차별을 하기 어렵다. 반면에 동일한 항로에 위치한 항만들은 가격경쟁을 통하여 선박유수요자로 하여금 그들의 항만에서 선박유를 공급받도록 경쟁한다. 이러한 이유로 선박유 시장가격은 항만별로 다를 수 있다.

한편, 개별 항만은 고유의 지리적 특성과 수출입 규모, 교역물 및 항로의 특성 등 항만 고유의 특성을 갖고 있다. 이는 그 항만의 선박유공급자가 어느 정도 선박유 가격을 설정할 수 있는 능력을 제공하며, 항만 간의 가격차이가 존재할 수 있게 한다. 한 항만에서 선박유 가격이 경쟁항만들의 선박유 가격에

1) 선박유 가격상승과 선박유 소비 둔화 및 항만산업의 위축에 대해서는 부산항만공사(2007)에 자세하게 설명되어 있다.

2) 자세한 내용은 Holmes(1989) 및 Borenstein(1991)을 참조할 수 있다.

3) 실제로 한 항만에서 여러 선박유공급자가 존재하며, 이들 사이에 가격경쟁이 존재한다. 그러나 선박유수요자인 선박회사들에 제시되는 정보는 그 항만의 선박유 가격의 범위 정도이고 개별 공급자의 개별적인 정보는 직접 접촉하여 얻게 된다. 이러한 가격경쟁으로 개별 공급자가 제시하는 선박유 가격은 항만 내에서 크게 차이가 나지 않고 수렴하는 경향이 있다. 이러한 수렴현상은 항만 간의 경쟁분석에 기업의 전략적 행위 분석방법을 적용할 수 있게 한다. 또한 본고에서 이용하는 선박유 소비자자료는 개별 공급자 자료가 아닌 총계 자료이고 가격은 평균가격이기 때문에 개별 선박유공급자의 항만 내 경쟁을 분석하는 데 한계를 가지고 있는 반면, 다른 항만과의 항만 간 경쟁을 분석하는 데는 무리가 없다. 따라서 본고에서는 항만 간 경쟁에 따른 수요의 반응에 초점을 맞추었다.

비해 상대적으로 어디에 놓이느냐에 따라 선박유공급업자가 직면하는 수요가 결정될 것이다. 따라서 선박유 가격의 상대적인 위치경쟁은 선박유공급업자의 이윤에 민감하게 영향을 준다.

이러한 상황에서 한 항만은 적절한 가격설정을 통하여 자신의 이윤을 극대화하고자 하는 과정에서 전략적으로 가격경쟁력이 강한 항만이 속한 항로를 포기하고 그렇지 않은 항로를 선택하는 전략적 행위를 취할 수 있다. 만약 실제로 이러한 전략적 행위가 발생한다면 전략적 행위를 시행하는 경우와 시행하지 않는 경우에 한 항만이 직면한 선박유 수요는 다른 행태가 나타나게 될 것이다. 전략적으로 포기한 항로가 있는 경우 포기한 항로에 위치한 항만으로의 수요대체가 발생하지 않을 것이므로 항로를 포기하지 않은 경우 보다 수요의 가격탄력성이 비탄력적일 것이다. 가격경쟁을 포기한 항로에서는 선박유 가격이 변화한다고 해서 선박유 수요가 반응하지 않을 것인 반면, 가격경쟁을 가진 항로에서는 가격의 움직임에 수요가 민감하게 반응할 것이다.

본고에서는 한국을 하나의 항만으로 간주하고, 항로는 구주항로와 미주항로를 포함한 여러 항로를 가지고 있다고 가정한다. 기존 연구에 따르면 한국 선박유 가격은 2002년 중반 이후에 싱가포르 가격과의 격차가 커지는 것으로 나타나고 있다.⁴⁾ 이러한 가격차이의 확대는 싱가포르가 속한 구주항로에서의 선박유 가격경쟁을 포기한 결과일 수 있다. 따라서 2002년 중반 이후 구주항로를 전략적으로 포기하였다면 한국의 선박유 수요는 그 이전에 비하여 가격탄력성이 낮아졌을 것이다. 본고에서는 이러한 의미에서 한국의 선박유 수요의 가격탄력성을 추정하였다. 특히, 단기수요 가격탄력성 추정에 초점을 두었다. 일반적인 경쟁시장 조건하에서는 단기적인 경쟁항만과의 가격폭의 확대는 수요에 민감하게 영향을 주게 되는 것이 일반적이다. 그러나 가격폭의 확대가 전략적인 항로 포기에서 비롯되었다면 단기적으로도 수요에 영향을 주지 못할 수 있다. 이러한 이유로 단기 가격탄력성의 크기는 전략적인 경쟁제한에 대한 주요한 정보를 제공한다고 볼 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제I절 서론에 이어, 제II절에서는 선박유 수요모형을 구성하고 항로경쟁에 대한 행태변화가 선박유 수요에 미치는 영향을 정리하였다. 제III절에서는 실증분석의 결과를 분석하였고, 제IV절에서는 결론을 도출하였다.

4) 김영덕·한현옥(2007)을 참조할 수 있다.

II. 선박유 수요모형

우리 항만의 선박유시장에서 선박유공급업자가 가격을 상승시킴으로써 전략적으로 항로를 포기하였는지에 대하여 단기수요의 가격탄력성을 이용하여 분석하고자 한다. 이를 위해 우선 한 항만에서 선박유의 수요를 결정하는 선박유 수요함수를 추정하는 것이 필요하다. 일반적인 수송에너지 수요함수는 소득과 가격 등 수요에 영향을 미치는 요인으로 수요함수를 설정한다. 수송에너지 수요에 대한 공격분 접근방식은 최근의 여러 연구에서 사용되고 있는 일반적인 연구라고 할 수 있으며, 이러한 연구로는 Bentzen(1994), Eltony and Al-Mutairi (1995), Samimi(1995), Ramanathan(1999), Alves and Bueno(2003), Polemis(2006), Yamaguchi(2007) 등을 열거할 수 있다. 여기서는 일반적인 수송에너지 수요함수와 유사하지만 선박유 수요의 성격을 반영하여 선박유 수요함수를 설정하고자 하였다.

장기적으로 한 항만의 선박유 수요에 영향을 주는 요인은 항만의 특성이 반영되어야 한다. 항만에 입출항하는 선박의 수나 총톤수 등이 가장 중요한 요인일 것이다.⁵⁾ 또한 항만의 특성상 기항하는 선박의 목적도 선박유 수요에 영향을 줄 것이다. 그 항만의 수출입 화물이 많은 경우 대체로 선박이 항만에 머무는 시간이 길어지며, 충분한 체류시간은 선박유를 공급받는데 드는 시간비용을 절감할 수 있게 된다.⁶⁾ 따라서 수출입 화물이 많을수록 선박유 수요가 증가할 것이다. 일반적인 재화의 수요함수에서와 마찬가지로 선박유의 가격 역시 선박유 수요에 영향을 주는 요인이다.⁷⁾

본고에서는 선박유의 수요함수로서 다음과 같이 두 가지 형태를 설정하였다. 식 (1)과 식 (2)에서 선박유 수요는 장기적으로 선박유 가격, 운항선박의 규모와 항만의 무역규모에 의하여 영향을 받는 것으로 가정한 경우이다. 식 (1)은 선박의 수를, 식 (2)는 선박의 중량을 총선박의 규모로 설정하였다는 점에서 다르다.

$$\ln(BKQ_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(SHP_t) + \beta_2 \ln(TRD_t) + \beta_3 \ln(BKP_t) + \epsilon_{1t}, \quad (1)$$

5) 부산항만공사(2007)에서는 장기 선박유 수요를 선박 총톤수의 함수로 설정하여 예측하였다.

6) 이에 대한 논의는 김영덕·한현욱(2007)에서 찾아볼 수 있다.

7) 이 밖에도 선박유 수요에 영향을 주는 요인들이 있으나 여기서는 이러한 세 가지 요인의 함수로 장기 선박유 수요함수를 구성하였다.

$$\ln(BKQ_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(AGT_t) + \beta_2 \ln(TRD_t) + \beta_3 \ln(BKP_t) + \epsilon_{2t}. \quad (2)$$

여기서, BKQ_t : 선박유 수요(소비량)

BKP_t : 한국 선박유 가격(단가)

SHP_t : 외항선박 척수(척)

AGT_t : 외항선박 총톤수(톤)

TRD_t : 수출입 물량(금액)

시계열 자료가 비정상 시계열인 경우 통상의 회귀분석을 하게 되면 가성회귀의 문제를 초래할 수 있다. 공적분 관계가 존재하는 경우 단기적인 차분을 이용한 회귀분석은 오차를 수정하는 것이 요구된다. 시계열의 단위근 검증과 공적분(cointegration) 검증을 수행한 후 공적분 관계가 존재하는 경우 단기 선박유 수요는 다음과 같은 오차수정모형(error correction model)의 일반식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(BKQ_t) = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \alpha_{1i} \Delta \ln(SHP(AGT)_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln(TRD_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln(BKP_{t-i}) + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln(BKQ_{t-i}) \\ & + \gamma ECM_{t-1}^j + e_t^j. \end{aligned} \quad (3)$$

한 항만은 다수의 항로를 가질 수 있다. 선박회사들은 각 항로를 이동하는 선박들로 하여금 항로상에서 가장 저렴한 선박유를 공급하는 항만을 찾도록 하여 선박유를 구입한다. 각 항만의 가격에 대한 정보가 주어지면 선박은 그 항로상에서 선박유의 공급자(항만)를 선택하게 된다. 따라서 선박유공급자인 항만의 입장에서는 여러 항로상의 항만들과 가격경쟁을 하게 된다. 선박유공급자인 항만의 가격설정이 어느 정도 가능하다면,⁸⁾ 항만은 이윤극대화를 위하여 자신의 제품에 대한 수요가 탄력적이거나 비탄력적인 모든 항로에서 경쟁을 하는 대신에 상대적으로 탄력적인 항로에서의 가격경쟁을 포기하고 가격을 높게 책정하여 수요가 상대적으로 비탄력적인 항로를 선택하는 전략적 선택이 가능할 수 있다.⁹⁾ 만약 이러한 전략적 가격설정을 하게 된다면 이는 단기적인 수요함

8) 항만의 지리적 특성에 의해서도 가격설정 능력이 가능할 수 있다.

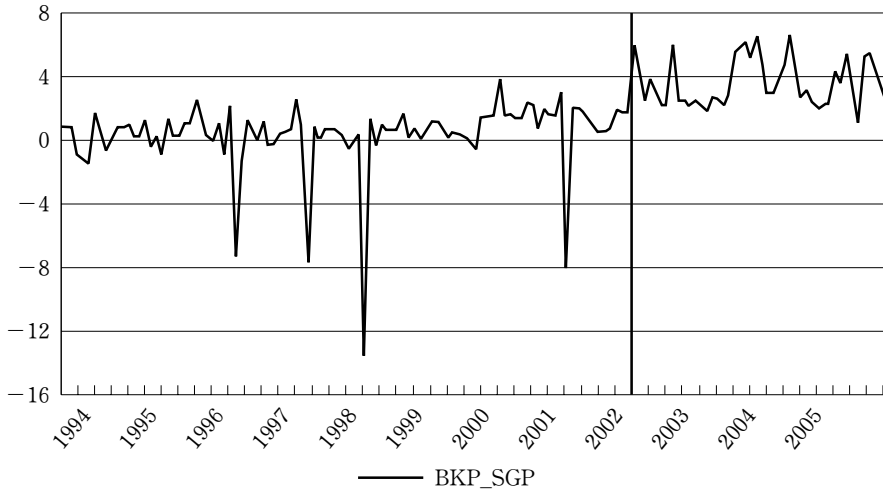
9) 달리 표현하면 교체탄력성을 낮추어 높은 가격을 유지하고자 한 것이다. Holmes(1989)에서 볼 수 있듯이 과점시장에서 일정한 조건이 충족된 경우 한 기업의 수요 가격탄력성은 산업 수요의 가격탄력성과 교체탄력성의 합으로 나타난다. 또한 가격과 한계비용과의 차이는 산업 수요의 가격탄력성과 교체탄력성 합의 역수와 비례한다. 따라서 다른 조건이 일정한 경우 교체탄력성의 감소는 가격을 상승시킨다.

수에 반영될 것이다. 전략적으로 포기한 항로상의 경쟁항만과의 가격차이가 벌어지더라도 선박유 수요에 영향을 주지 않을 것이고, 상대적으로 탄력적인 수요의 항로를 포기하고 상대적으로 비탄력적인 항로를 선택하게 됨에 따라 선박유 수요의 가격탄력성은 덜 탄력적으로 변할 것이다. 반면에 전략적 행위가 개입되지 않은 상황에서 경쟁항만과의 가격차이가 확대된다면 선박유의 수요는 더 탄력적으로 변동할 것이다. 앞서 서론에서 언급한 바와 같이 경쟁기업과의 가격차이를 수반하는 가격의 변화는 단기적으로 경쟁기업으로 공급선을 변경하여 발생하는 교체탄력성을 반영하여 가격탄력성이 더 탄력적으로 변화할 것이다. 여기서는 단기 선박유수요식으로부터 이러한 행태변화가 발생하였는가를 실증적으로 분석하고자 한다. 이를 위해서 상기의 단기 수요관계식에 경쟁항만과의 가격차이($\ln(BKP_t/SGP_t)$)를 모형에 포함시켰다. 이를 식으로 표현하면 다음의 식 (4)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(BKQ_t) = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \alpha_{1i} \Delta \ln(SHP(AGT)_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln(TRD_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln(BKP_{t-i}) + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln(BKQ_{t-i}) \\ & + \theta \ln(BKP_t/SGP_t) + \gamma ECM_{t-1}^i + e_t^i. \end{aligned} \quad (4)$$

여기서, SGP_t : 싱가포르 선박유 가격

식 (4)로 표현된 선박유의 단기 수요함수를 추정하여 한 항만에서 선박유 가격의 위치설정을 변경하는 경우, 그 항만의 선박유 수요가 단기적으로 다른 항만과의 가격차이에 어떻게 반응하는지를 살펴본다. 만약 선박유 가격의 위치변경을 통하여 다른 경쟁항만과 공유하는 항로를 전략적으로 포기하였다면, 경쟁항만과의 가격차이가 선박유 수요에 영향을 주지 않았을 것이고 또한 가격탄력성이 상대적으로 높은 시장(항로)을 포기함으로써 항만이 직면하는 선박유 수요는 가격에 대하여 더 둔감하게 반응하였을 것이다. 이는 상기의 식 (4)에서 θ 와 $\alpha_{31}, \dots, \alpha_{3m}$ 의 크기를 추정함으로써 분석할 수 있다. 예를 들면, 한국이 싱가포르와 공유하는 항로의 경쟁을 포기하는 가격설정을 하게 된다면, 싱가포르와의 가격차이는 더 벌어지게 되지만 시장을 포기함으로써 확대되는 가격차이에 대하여 수요는 반응하지 않을 것이다. 또한 경쟁적인 시장을 포기하게 됨으로써 가격에 대한 수요의 반응은 더 비탄력적으로 변하게 될 것이다. 따라서 전략적으로 경쟁을 포기하는 경우, 경쟁항만과의 가격차이에 대한 수요의 반응인 θ 는 0으로 추정될 것이며, 단기 가격반응인 $\alpha_{31}, \dots, \alpha_{3m}$ 은 경쟁을 포기하



〈그림 1〉 한국(BKP)과 싱가포르(SGP)의 선박유 가격차이(BKP-SGP)

〈표 1〉 기간별 한국(BKP)과 싱가포르(SGP) 선박유 가격의 equality 검정

	1994. 1~2002. 6	2002. 7~2006. 5
<i>t</i> -test	0.8093(0.4191)	1.8470(0.0680)*
<i>F</i> -stat	0.6550(0.4191)	3.4116(0.0680)*

주: *는 10%의 유의수준을 나타냄.

기 전 보다 크기(절대값)가 줄어들어 더 비탄력적으로 추정될 것이다.

〈그림 1〉은 한국의 선박유 가격과 싱가포르의 선박유 가격의 차이를 1994~2006년에 걸쳐 나타낸 그림이다. 그림 중간의 수직선은 2002년 7월을 표시하고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 한국의 선박유 가격과 싱가포르 가격과의 차이는 2002년 6월까지의 평균적으로 0에 근접하는 모습을 보이고 있으나, 2002년 7월부터는 0보다 큰 평균을 갖는 것으로 나타나고 있다.¹⁰⁾ 〈표 1〉에서도 2002년 7월부터는 한국과 싱가포르의 선박유 가격이 평균적으로 다르다는 것을 통계적으로 확인하고 있다. 이는 한국의 선박유 가격설정방식이 2002년 중반에 변경되어 항상 싱가포르 가격보다 높은 수준에서 가격이 유지되고 있음을 의미하고 있다. 따라서 여기서는 2002년 중반을 기점으로 그 이전에는 한국 항만이

10) 2002년 7월부터 한국의 선박유 가격과 BC유 수출가격의 차이도 이와 유사하게 평균적으로 0보다 큰 수준에서 나타나고 있다. 이에 대한 자세한 논의는 김영덕·한현욱(2007)에서 살펴볼 수 있다.

싱가포르와 선박유 경쟁을 하지만, 2002년 중반부터는 싱가포르와 공유하는 항로를 포기하는 가격설정을 한 것으로 가정하고 두 기간의 단기 수요함수를 비교·분석하였다.

Ⅲ. 추정 및 추정결과

본고에서 선박유 수요함수를 추정하기 위하여 사용한 변수들은 한국의 선박유 소비물량(BKQ), 선박유 가격(BKP), 외항선의 척수(SHP), 외항선의 총톤수(AGT), 무역규모(TRD), 싱가포르 선박유 가격(SGP)이다. 한국의 선박유 소비물량인 BKQ 와 선박유 가격인 BKP 는 석유공사 자료를 이용하였다, 선박유 가격 BKP 는 선박유의 평균판매단가를 의미하며 우리나라 선박유 판매수입을 판매량으로 나누어 구하였다.¹¹⁾ 외항선의 척수(SHP)와 톤수(AGT)는 해운항만통계를 사용하였고, 무역규모(TRD)는 통계청의 수출입 자료를 이용하였으며, 싱가포르 선박유 가격(SGP)은 platt's의 자료를 이용하였다. platt's의 자료는 시장상황을 적절하게 반영하고 있지만, 제안가격(suggested price)으로 해석된다. 시장에서 선박유 구입자들에게 제시되는 가격으로 시장가격을 대변하는 가격으로 볼 수 있다.¹²⁾ 모든 자료는 월별 자료이며, 분석대상기간은 1994년 1월~2006년 5월까지이다.

본고에서 사용된 변수들이 정상 시계열인지 아니면 비정상 시계열인지는 수요함수의 실증분석에서 가성회귀 문제를 포함하여 중요한 이슈이다. 이들의 정상성(stationarity)을 검증하기 위하여 단위근 검증을 시도하였다. 다음의 <표 2>는 본고에서 사용하고 있는 변수들의 단위근 검증을 표시하고 있다.

<표 2>에 따르면 본고에서 사용하는 모든 변수들은 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타나고 있다. 따라서 모든 변수들이 단위근을 가지는 비정상시계열이라고 볼 수 있다. 선박유 장기 수요함수는 식 (1)~(2)를 설정하였다. 수요함수를 구성하는 모든 변수들이 단위근을 가진다고 판단하고

11) 이러한 평균단가는 가격의 정보를 정확하게 전달하지는 못하는 단점이 있다. 선박유의 경우 장기적인 계약에 의한 물량과 스팟 물량 등이 혼재해 있어 판매단가는 단기의 시장상황을 정확히 전달하지 못하는 경향이 있다. 이러한 자료의 특성 때문에 실증분석에서 설명력이 약화될 가능성이 있다.

12) 이는 균형가격을 의미하지 않을 수도 있으며, 균형가격을 전제로 하는 실증분석에서 설명력을 낮출 가능성이 있다.

〈표 2〉 Augmented Dickey-Fuller 단위근 검증

변 수		<i>t</i> -statistic(Prob)
<i>BKQ</i>	level	-2.1151(0.5331)
	first difference	-7.7238(0.0000)
<i>BKP</i>	level	-0.3945(0.9871)
	first difference	-10.9598(0.0000)
<i>SHP</i>	level	-1.5995(0.7891)
	first difference	-4.0863(0.0081)
<i>AGT</i>	level	-1.9426(0.6274)
	first difference	-3.5827(0.0345)
<i>SGP</i>	level	-1.5397(0.8114)
	first difference	-16.8722(0.0000)
<i>TRD</i>	level	-0.8526(0.9575)
	first difference	-16.5190(0.0000)

주: 1) Prob: MacKinnon(1996) one-sided p-values.
 2) 상수항과 선형추세 포함.
 3) 시차는 AIC에 의하여 적정시차를 선택함.

수요함수식 (1)~(2) 각각에 대해서 구성된 변수들이 공적분 관계를 가지는지를 검증하였다. 식 (1)을 구성하는 $\log(BKQ)$, $\log(SHP)$, $\log(TRD)$, $\log(BKP)$ 에 대한 공적분 검증은 〈표 3〉에 제시되어 있으며, 식 (2)를 구성하는 변수들의 공적분 검증은 〈표 4〉에 제시되어 있다. 〈표 3〉과 〈표 4〉에 따르면 식 (1)과 식 (2)를 구성하는 공적분 관계는 10% 유의수준에서 존재하지 않거나 하나의 공적분 관계가 존재하는 혼합된 검증을 보여 주고 있다. 여기서는 식 (1)과 식 (2)의 수요함수식은 각각 하나의 공적분 관계가 존재할 가능성이 있다고 판단하여 각각의 식에 대하여 표준화된 공적분 벡터를 추정하였다. 이 표준화된 공적분 벡터의 추정계수값은 〈표 5〉와 〈표 6〉에 각각 제시되어 있다.

공적분 벡터 추정에 의하여 구성된 장기 수요함수를 살펴보면, 대체로 부호의 값이 수요함수에 부합하는 방향으로 추정되었다. 선박의 규모(*AGT*)나 척수(*SHP*), 무역규모(*TRD*)는 양(+)¹⁾의 값을 나타내고 있으나 비탄력적인 것으로 추정되고 있다. 또한 선박유 가격의 부호는 음(-)²⁾의 값을 가지며 약 -0.14 정도의 비탄력적인 것으로 추정되고 있다.

이제 상기의 장기 선박유 수요를 바탕으로 단기적인 선박유 수요 관계에 대

〈표 3〉 공적분 검증: 수요함수식(1), 1994. 1~2006. 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. +
None	0.136577	41.31466	47.85613	0.1789
At most 1	0.064598	16.35011	29.79707	0.6874
At most 2	0.027061	4.997689	15.49471	0.8091
At most 3	0.001963	0.333993	3.841466	0.5633

주: 1) Trace test는 0.05 수준에서 공적분이 없음을 나타낸다.
 2) **과 *는 0.05, 0.1 수준에서 가설이 기각됨을 나타낸다.
 3) +MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p -values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob. +
None	0.136577	24.96456	27.58434	0.1044
At most 1	0.064598	11.35242	21.13162	0.6122
At most 2	0.027061	4.663696	14.2646	0.7835
At most 3	0.001963	0.333993	3.841466	0.5633

주: 1) Max-eigenvalue test는 0.05 수준에서 공적분이 없음을 나타낸다.
 2) **과 *는 0.05, 0.1 수준에서 가설이 기각됨을 나타낸다.
 3) +MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p -values.

하여 살펴보기로 한다. 단기적인 선박유 수요가 가격의 변동에 대해서 어떻게 반응하는가를 싱가포르 가격과의 차이가 심화되기 이전과 이후를 비교하여 분석하였다. 우선 선박유 가격에서 한국과 싱가포르의 가격차이가 벌어지는 시기를 앞서 언급한 바와 같이 2002년 중반을 경계로 그 이전에는 가격차이가 0에 가까운 반면, 2002년 중반 이래로는 그 차이가 확연하게 벌어지는 것으로 판단하였다. 2002년 중반까지는 싱가포르와 한국의 선박유 가격차이가 거의 없어 그 향로에서 경쟁이 존재하는 시기라고 할 수 있으며, 2002년 중반부터는 두 가격의 차이가 확연하게 나타나 한국의 가격이 싱가포르 가격보다 높은 시기라고 할 수 있다. 이러한 두 시기에서 가격변동에 대해서 단기적으로 수요가 어떻게 변동하는가를 살펴보고 동시에 두 가격의 차이가 수요에 어떠한 영향을 미쳤는가를 살펴보도록 하였다. 한국의 선박유공급자가 2002년 중반 이래 시장

〈표 4〉 공적분 검증: 수요함수식(2), 1994. 1~2006. 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. +
None	0.139041	43.44145	47.85613	0.1222
At most 1	0.072396	17.99106	29.79707	0.5667
At most 2	0.027273	5.215559	15.49471	0.7855
At most 3	0.003023	0.514685	3.841466	0.4731

주: 1) Trace test는 0.05 수준에서 공적분이 없음을 나타낸다.
 2) **과 *는 0.05, 0.1 수준에서 가설이 기각됨을 나타낸다.
 3) +MacKinnon-Haug-Michelis(1999) *p*-values.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob. +
None	0.139041	25.45039	27.58434	0.0915*
At most 1	0.072396	12.7755	21.13162	0.4731
At most 2	0.027273	4.700873	14.2646	0.7790
At most 3	0.003023	0.514685	3.841466	0.4731

주: 1) Max-eigenvalue test는 0.05 수준에서 공적분이 없음을 나타낸다.
 2) **과 *는 0.05, 0.1 수준에서 가설이 기각됨을 나타낸다.
 3) +MacKinnon-Haug-Michelis(1999) *p*-values.

〈표 5〉 공적분 벡터 수요함수(1)

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LOG(BKQ)	LOG(BKP)	LOG(SHP)	LOG(TRD)
1	0.141646	-0.303124	-0.293543
	(0.09281)	(0.06151)	(0.16175)

〈표 6〉 공적분 벡터 수요함수(2)

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LOG(BKQ)	LOG(BKP)	LOG(AGT)	LOG(TRD)
1	0.147654	-0.226604	-0.338016
	(0.09235)	(0.04772)	(0.15906)

을 전략적으로 포기하였다면, 선박유 가격차이가 장기적으로 벌어지는 상황에서 선박유 수요의 가격탄력성은 그 이전에 비하여 더 비탄력적으로 변화했을 것이고 선박유 수요는 두 시장의 가격차이에 대해서 민감하게 반응하지 못하였을 것이다. 이를 살펴보기 위하여 선박유 수요의 단기적인 관계식을 설정하고, 선박유 수요의 가격탄력성을 두 시기에 걸쳐 추정하여 비교하고, 싱가포르와 한국의 선박유 가격차이를 모형에 포함시켰을 때의 설명력을 두 기간에 대하여 비교하였다.

아래의 식 (5)와 식 (6)은 장기 선박유 수요함수가 식 (1)과 식 (2)일 때 각각의 오차수정모형으로 표현된 단기적인 수요관계식을 표현하고 있다. 단, 이 식들에는 싱가포르와 한국의 선박유 가격차이($\ln(BKP_t/SGP_t)$)가 모형에 포함되어 있다. 단기적인 수요관계식으로부터 $\alpha_{31}, \dots, \alpha_{3m}$ 와 θ 의 추정치를 두 기간에 대해서 비교하여 전략적 시장포기가 존재하였는지에 대하여 분석하였다. $\alpha_{31}, \dots, \alpha_{3m}$ 은 수요의 단기 가격탄력성을, θ 는 가격차이에 대한 수요의 민감도를 제시한다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln(BKQ_t) = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \alpha_{1i} \Delta \ln(SHP_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln(TRD_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln(BKP_{t-i}) + \theta \ln(BKP_t/SGP_t) \\ & + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln(BKQ_{t-i}) + \gamma ECM_{t-1}^1 + e_t^1, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln(BKQ_t) = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^m \alpha_{1i} \Delta \ln(AGT_{t-i}) + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln(TRD_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln(BKP_{t-i}) + \theta \ln(BKP_t/SGP_t) \\ & + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \ln(BKQ_{t-i}) + \gamma ECM_{t-1}^2 + e_t^2. \end{aligned} \quad (6)$$

우선 단기 수요함수를 전체 표본기간에 대해 추정하고,¹³⁾ 2002년 중반을 전후로 단기 수요함수에 구조적 변화가 발생하였는지를 Chow 검정을 이용하여 통계적으로 검정하였다. 식 (5)와 식 (6)의 추정결과는 <표 7>에 나타나 있다. 가격에 대한 민감도를 나타내는 계수 중 α_{30} 은 약 -0.43 으로 유의적으로 민감한 것으로 추정된 반면, α_{31} 은 0과 다르지 않는 것으로 추정되고 있다. 단기 가

13) 여기서 추정에 적용된 시차는 $1(m=1)$ 로 AIC(Akaike Information Criterion)에 의하여 선택되었다.

〈표 7〉 단기 선택유 수요함수 추정

	식 (5)	식 (6)
기 간	1994. 1~2006. 5	1994. 1~2006. 5
α_{10}	0.0081(0.0867)	0.0473(0.0744)
α_{11}	-0.1349(0.0890)	-0.0963(0.0767)
α_{20}	0.3658(0.1524)**	0.3708(0.1508)**
α_{21}	0.0493(0.1562)	0.0395(0.1549)
α_{30}	-0.4343(0.0821)***	-0.4393(0.0820)***
α_{31}	-0.0046(0.0836)	-0.0032(0.0835)
θ	0.0906(0.0590)	0.1041(0.0586)*
δ_1	-0.2644(0.0762)***	-0.2555(0.0767)***
γ	-0.4425(0.0813)***	-0.4477(0.0821)***
R^2	0.4609	0.4640

주: () 안의 값은 표준오차를 의미하고 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 하에서의 유의수준을 나타냄.

〈표 8〉 단기 선택유 수요함수의 구조적 변화에 대한 Chow 검정

	식 (5)	식 (6)
구조변화 시점	2002. 12	2002. 12
F-stat	1.6268(0.1058)	1.8190(0.0633)*
log LR	17.6967(0.0603)*	19.6555(0.0326)**

주: **와 *는 각각 5%와 10%의 유의수준을 나타냄.

격탄력성이 앞서 제시한 장기 가격탄력성(-0.14)에 비하여 높다는 것이다. 이는 선택유시장에서 가격의 변화에 대해서 단기적으로 빠르게 수요가 반응하고 있지만 장기적으로는 민감도가 둔화됨을 의미한다.

〈표 8〉은 식 (5)와 식 (6)에 대해서 어떠한 시점에서 구조적 변화가 있었는지를 Chow 검정을 통하여 검정한 결과이다. 검정결과 두 식 모두에서 2002년 12월에 단기 수요함수에서 구조적 변화가 있었음을 통계적으로 확인되고 있다.¹⁴⁾

14) 한국과 싱가포르의 선택유 가격차이가 확연하게 나타나는 시점은 2002년 7월경인 반면, 수요에서 구조적인 변화가 통계학적으로 유의하게 나타나는 것은 2002년 12월이다. 이러한 시점의 차이는 두 시장가격의 차이가 장기적으로 존재함을 시장에서 인식하는데 시차가 있었던 것으로 해석될 수 있다. 또한 우리나라의 선택유 가격이 판매단가로 장기 계약가격을 포함하고 있어서 다소간의 시차를 가지고 있을 것으로 추측된다.

〈표 9〉 단기 선박유 수요함수 추정

	식 (5)	식 (6)
α_{10}^{before}	-0.0732(0.0939)	-0.0055(0.0782)
α_{10}^{after}	0.3195(0.2345)	0.3141(0.2188)
α_{11}^{before}	-0.1249(0.0967)	-0.0706(0.0809)
α_{11}^{after}	-0.3160(0.2668)	-0.3587(0.2545)
α_{20}^{before}	0.3820(0.1634)**	0.3667(0.1600)**
α_{20}^{after}	0.1050(0.3394)	0.1829(0.3987)
α_{21}^{before}	0.1033(0.1642)	0.0901(0.1617)
α_{21}^{after}	-0.3553(0.4812)	-0.2711(0.4833)
α_{30}^{before}	-0.4073(0.0926)***	-0.4170(0.0918)***
α_{30}^{after}	-0.5151(0.1886)***	-0.5696(0.1842)***
α_{31}^{before}	-0.0926(0.0935)	-0.0911(0.0927)
α_{31}^{after}	0.2391(0.1773)	0.2361(0.1855)
θ^{before}	0.0839(0.0632)	0.0946(0.0624)
θ^{after}	-0.0796(0.2644)	-0.0672(0.2671)
δ_1^{before}	-0.3504(0.0821)***	-0.3382(0.0819)***
δ_1^{after}	0.2685(0.2167)	0.3414(0.2180)
γ^{before}	-0.4078(0.0873)***	-0.4139(0.0883)***
γ^{after}	-0.9338(0.2895)***	-0.9993(0.3173)***
R^2	0.5212	0.5303

주: 1) 상첨자 *before*는 1994. 1~2002. 11 기간을, *after*는 2002. 12~2006. 5 기간을 의미함.

2) () 안의 값은 표준오차를 의미함.

3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 하에서의 유의수준을 나타냄.

〈표 9〉는 단기 수요함수 식 (5)와 식 (6)의 추정에서, Chow 검정으로부터 구조적 변화가 나타난 2002년 12월을 기점으로 두 기간으로 나누어 계수를 추정한 결과를 나타내고 있다.

단기적인 가격변화에 대한 선박유 수요의 반응계수인 α_{30} , α_{31} 를 살펴보면, 2002년 12월 이후의 계수값이 더 비탄력적으로 변화하였음을 알 수 있다. 〈표 9〉의 식 (5)에서 2002년 12월 이전과 이후에 α_{30} 의 값은 -0.4073에서 -0.5151로 α_{31} 의 값은 -0.0926에서 0.2391로 변화하였으며, 식 (6)에서는 2002년 12월 이전과 이후에 α_{30} 과 α_{31} 의 값이 각각 -0.4170과 -0.0911에서 -0.5696과 0.2361

〈표 10〉 장단기 가격탄력성 비교

가격탄력성	식 (5)	식 (6)
단기 _{before}	-0.4999	-0.5082
단기 _{after}	-0.2760	-0.3335
장기	-0.1416	-0.1476

주: 1) 하첨자 *before*는 1994. 1~2002. 11 기간을, *after*는 2002. 12~2006. 5 기간을 의미함.
 2) 단기는 단기 가격탄력성을 의미하며 $\alpha_{30} + \alpha_{31}$ 으로 구하였음.
 3) 장기는 장기 가격탄력성을 의미하며 β_3 를 뜻함.

〈표 11〉 단기 가격탄력성과 가격차이 반응계수의 기간별 비교

	식 (5)	식 (6)
$\alpha_{30}^{after} - \alpha_{30}^{before}$	-0.1077(0.2101)	-0.1525(0.2058)
$\alpha_{31}^{after} - \alpha_{31}^{before}$	0.3317(0.2005)*	0.3272(0.2074)*
$\theta^{after} - \theta^{before}$	-0.1636(0.2718)	-0.1618(0.2604)

주: 1) 상첨자 *before*는 1994. 1~2002. 11 기간을, *after*는 2002. 12~2006. 5 기간을 의미함.
 2) () 안의 값은 표준오차를 의미함.
 3) *는 10% 하에서의 유의수준(one-tailed)을 나타냄.

로 변화되었음을 확인할 수 있다. 이에 따라 단기 가격탄력성은 2002년 12월 이후가 그 이전에 비해 더 비탄력적으로 변화하였을 것으로 기대된다.

〈표 9〉의 추정결과를 바탕으로 가격탄력성을 구하여 〈표 10〉에서 비교하였다. 〈표 10〉에서 2002년 12월 이전과 이후의 단기 가격탄력성을 비교하면 식에 따라 차이가 있지만 대체로 2002년 12월 이전에는 약 -0.50의 값을 가지는 반면, 2002년 12월 이후에는 -0.27~-0.34의 범위에 놓이는 것으로 나타나고 있어 2002년 12월 이후가 그 이전에 비하여 단기 가격탄력성이 더 비탄력적으로 변화한 것으로 나타나고 있다.

〈표 11〉에서 α_{30} 과 α_{31} 을 두 기간에서 비교하여 살펴보면, α_{30} 에서는 통계적으로 두 기간 사이에 차이가 발생하지 않았으나, 미약하기는 하지만 α_{31} 에서는 두 기간의 차이가 발생하는 것으로 나타나고 있다. 단기 가격탄력성이 더 비탄력적으로 변화한 것은 전기가격에 대한 수요반응이 2002년 12월 이후에는 양(+)의 값으로 추정된 결과라고 할 수 있다. 이는 2002년 12월 이전에는 금기에 가격이 오르면 당기뿐만 아니라 다음 기의 수요가 줄었던 반면, 2002년 이후에는 금기의 가격상승은 금기의 수요 감소를 나타내지만 다음 기에는 감소된 수요를 일부 회복하게 되어 단기적인 가격탄력성을 더 비탄력적으로 만든 것으로

볼 수 있다. 가격상승시 이탈하였던 수요를 일부 회복하는 현상은 한국 선박유 가격이 2002년 중반 이래 싱가포르 가격과 거의 동일하게 움직였기 때문에 가능했던 것으로 보인다. 이러한 상관관계의 변화는 <표 12>에 잘 나타나 있다. <표 12>는 싱가포르와 한국 선박유 가격의 상관계수를 제시하고 있는데, 이에 따르면 2002년 6월까지의 상관계수가 0.89 정도인 반면 2002년 12월 이후에는 0.99에 이르고 있다. 이는 2002년 중반 이래 한국 가격이 싱가포르 가격에 거의 완전하게 동조하는 것이라고 할 수 있다. 한국 가격이 하락할 때 일시적인 수요 증대가 나타나지만 한국의 가격이 싱가포르 가격과 거의 같이 움직이기 때문에 한국의 가격하락의 매력이 사라지게 되어 다른 항만으로 수요가 다시 돌아가는 것으로 보인다. 이러한 한국 선박유 가격의 움직임과 가격탄력성은 전략적인 시장포기 가격설정과 부합하는 현상이라고 할 수 있다.

한편, θ 의 추정치는 두 기간 모두에서 0과 같다는 귀무가설을 기각하지 못하여, 두 시장가격의 차이는 수요반응을 유발하지 않는 것으로 나타났다.¹⁵⁾ <표 9>의 식 (5)에서 두 기간의 θ 는 각각 0.0839와 -0.0796 으로 추정되었고, 식 (6)에서는 두 기간의 θ 가 각각 0.0946과 -0.0672 로 추정되었다. 이들은 10% 유의수준하에서도 유의적인 것으로 나타나지는 않고 있다. 다만 2002년 12월 이전 기간에는 θ 의 t -값은 1보다 큰 반면, 2002년 12월 이후 기간에서는 t -값이 1보다 작게 추정되고 있어, 두 시장의 가격차이변수가 2002년 12월 이전 기간에서는 수요반응을 미미하나마 유발한 반면, 2002년 12월 이후에는 수요반응을 유발하지 않았다고 볼 수도 있다. 그러나 <표 11>에서 보는 바와 같이 통계적으로 두 기간 사이에 θ 가 같다는 귀무가설은 기각되지 않는 것으로 검증되었다. 이와 같이 두 항만에서의 가격차이가 수요에 영향을 주지 못하는 것은 두 가격의 움직임과 관련이 있는 것으로 보인다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 한국과 싱가포르의 가격차이는 2002년 7월 이전에는 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 결과적으로는 2002년 12월 이전과 이후 두 기간 모두에서 두 가격의 차이가 수요에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만, 그 과정은 차이가 나는 것으로 볼 수 있다. 2002년 이전에는 한국과 싱가포르 간에 가격차이가 없었기

15) 이러한 가격차이의 설명력 약화는 가격자료의 문제도 일부 포함하고 있다. 앞서도 언급하였지만 우리나라의 선박유 가격은 평균단가로서 시장의 변화를 민감하게 반영하지 못하는 문제를 안고 있고, 싱가포르 가격은 제안가격으로 시장균형가격과는 차이가 존재할 수 있다. 그럼에도 불구하고 후기하는 것처럼 수요가 가격차이에 의하여 민감하게 반응하지 않는 것은, 가격차이가 존재하지 않아서(2002년 이전) 그리고 가격차이가 존재하지만 가격이 같은 방향으로 움직여서(2002년 이후)이기 때문이라고 보는 것이 타당하다.

〈표 12〉 한국과 싱가포르 선박유 가격의 상관계수

기 간	1994. 1~2002. 11	2002. 12~2006. 5	1994. 1~2006. 5
상관계수	0.8915	0.9875	0.9765

때문에 수요에 영향을 주지 못하였을 가능성이 있고, 2002년 이후에는 가격차이가 존재함에도 불구하고 두 가격이 같은 방향으로 변화하였기 때문에 수요에 영향을 주지 못하였을 가능성이 높다. 다시 말해, 2002년 12월 이전에는 두 가격이 변하기는 하지만 두 가격의 차이가 미미하여 수요가 반응하지 못하였던 반면, 2002년 12월 이후에는 두 가격이 차이가 나타나지만, 두 가격이 99%의 상관관계를 가지면서 같은 방향으로 움직이기 때문에 가격이 변하더라도 수요가 반응하지 않은 것으로 보인다. 가격차이가 존재하더라도 두 가격이 같이 움직이면서, 가격차이가 두 항만 간의 운송비용보다 작으면 각 항만에서의 선박유 수요는 가격차이에 의하여 반응하지 못하게 된다.¹⁶⁾ 이러한 결과는 이론적인 전략적 시장포기 행위에 부합하는 실증분석 결과라고 할 수 있다.

추정결과를 요약하면 싱가포르와의 가격차이가 장기적으로 존재하고 있는 2002년 이후에 단기 가격탄력성은 더 비탄력적으로 변하였고, 두 항만의 가격차이는 수요에 별다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 앞서 언급한 바와 같이 전략적 시장포기에 관한 이론적인 추론에 따르면, 한 항만이 전략적으로 특정 항로의 선박유 시장을 포기하게 되면 그 시장을 벗어나지 못하는 수요만이 남게 되어 수요의 가격탄력성은 더 비탄력적으로 변하고 경쟁항로와의 가격차이가 해당 항만의 수요에 영향을 주지 못하게 된다. 상기의 결과는 이러한 이론적인 전략적 시장포기 행위와 부합하는 것으로 해석할 수 있다.

IV. 결 론

일반적으로 시장에서 기업은 수요를 확보하기 위하여 다른 경쟁기업에 비하

16) 〈그림 1〉에서 보듯이 2002년 이후 두 항만의 가격차이는 평균적으로 약 2달러/배럴 내외이며, 수송·저장 및 보험 등의 제반 운송비용과 가격변동에 따른 위험성을 고려하면 이 정도의 가격차이는 차익거래를 실현시키지 못할 가능성이 높다. 부산항만공사(2007)에 따르면 연료유시장에서 싱가포르에서의 가격이 저렴한 것은 사실이지만, 그렇다고 이를 수입하여 판매하는 차익거래가 장기적으로 이윤을 보장하지는 않는다고 분석하고 있다. 게다가 두 가격이 거의 동시에 같은 방향으로 움직인다면 차익거래는 더욱 어려워진다고 볼 수 있다.

여 가격을 낮추려는 경쟁을 시도하게 된다. 이러한 가격경쟁은 다른 조건이 동일하다면 기업 간의 가격차이가 존재하지 않도록 한다. 따라서 가격차이가 존재한다면 가격이 높은 기업은 수요를 빼앗기지 않기 위하여 가격을 낮추려는 경향을 보이며, 수요는 가격경쟁에 따라 수요처를 이동하면서 가격탄력성이 커질 뿐만 아니라, 두 경쟁기업의 가격차이에도 민감하게 반응하게 될 것이다. 본 고에서는 이러한 가설을 검증하고자 하였다.

이러한 시장변화를 포착하기 위해서 선박유시장에서 한국과 싱가포르 두 항만을 경쟁적인 기업으로 생각하고 한국이 직면한 선박유 수요가 단기적으로 가격과 두 항만에서의 가격차이에 민감하게 반응하는지를 오차수정모형의 단기 선박유 수요함수를 추정하여 분석하였다.

결론적으로 한국의 선박유시장에서는 상기에서 언급한 바와 같은 경쟁의 심화현상이 나타나지는 않은 것으로 보인다. 단기 수요함수에서 가격탄력성과 싱가포르와의 가격차이에 대한 반응을 추정한 결과, 2002년 이후에 단기 가격탄력성은 더 비탄력적으로 변하였고 동시에 싱가포르와의 가격차이에 대해서 단기수요가 민감하게 반응하지는 않는 것으로 나타났다. 선박유 수요가 한국과 싱가포르의 가격차이에 민감하지 않은 것은 2002년 이전에는 두 가격의 차이가 거의 존재하지 않았기 때문이고, 2002년 이후에는 양(+)의 가격차이가 존재하나 두 가격이 거의 동시에 같은 방향으로 움직였기 때문에 수요에 변화를 주지 않은 것으로 나타났다. 이는 싱가포르와 경쟁하고 있던 선박유시장에서 한국이 의도적으로 시장수요를 포기하였을 가능성과 일치하는 추정결과라고 할 수 있다. 한국의 선박유공급자가 최소한 2002년 이후부터 싱가포르와의 가격차이를 어느 정도 용인하고 경쟁수요를 전략적으로 포기하여 가격을 상대방보다 높게 유지하고 가격연동성을 높임에 따라, 가격변화에 비탄력적인 동시에 상대방과의 가격차이에 대해서 별로 반응하지 않는 선박유 수요가 나타난 것으로 볼 수 있다.

한국의 선박유공급자들의 이러한 전략적 항로(시장)포기는 그들에게 두 가지를 가능하게 하였다고 할 수 있다. 첫째, 싱가포르와의 가격연동과 가격차이 유지를 통하여 한국 항만에서 비탄력적인 수요, 예를 들면 정기항로 급유 선박에 높은 가격을 책정함으로써 이윤극대화를 도모할 수 있게 하였을 것이다. 둘째, 싱가포르와 가격연동과 가격차이를 적절하게 유지함으로써 차익거래를 실현하지 못하게 하여 싱가포르로부터 선박유 수입을 억제하고 선박유 수입을 통한 수입경쟁을 무기력하게 함으로써 한국 항만에서 시장지배력을 유지할 수 있도

록 하였을 것이다. 이러한 편익들이 선박유공급업자로 하여금 의도적인 항로(시장)포기를 가능하게 하였다고 볼 수 있다.

시장상황을 충분히 전달하며 균형가격으로서의 역할을 하는 시장가격 자료를 가지고 이에 적합한 모형을 구축한다면 시장포기이론을 검증하는데 더 접근할 수 있었을 것이나 자료의 한계로 아쉬움이 남는다. 또한 항만포기가 선박유의 중국 수출수요를 뺏기지 않기 위한 전략이 될 수 있지만 본 연구에서는 여기까지 범위를 넓히지는 못하였다. 이는 향후의 연구과제이기도 하다.

참 고 문 헌

- 김영덕 · 한현옥, “BC유의 국제병커링과 수출 가격차이에 대한 실증 분석,” 『자원 · 환경경제연구』 제16권 제2호, 2007, 239~273.
- 부산항만공사, 『부산항 선박급유 및 유류중계기지 건립 연구』, 부산항만공사, 2007.
- Alves, D. and R. Bueno, “Short-run, Long-run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil,” *Energy Economics* 25, 2003, 191~199.
- Bentzen, J., “An Empirical Analysis of Gasoline Demand in Denmark Using Cointegration Techniques,” *Energy Economics* 16, 1994, 139~143.
- Borenstein, S., “Selling Costs and Switching Costs: Explaining Retail Gasoline Margins,” *RAND Journal of Economics* 22, 1991, 354~369.
- Eltony, M. and N. Al-Mutairi, “Demand for Gasoline in Kuwait: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques,” *Energy Economics* 17, 1995, 249~253.
- Holmes, T.J., “The Effects of Third-degree Price Discrimination in Oligopoly,” *American Economic Review* 79, 1989, 244~250.
- Polemis, M. L., “Empirical Assessment of the Determinants of Road Energy Demand in Greece,” *Energy Economics* 28, 2006, 385~403.
- Ramanathan, R., “Short and Long-run Elasticities of Gasoline Demand in India: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques,” *Energy Economics* 21, 1999, 321~330.
- Samimi, R., “Road Transport Energy demand in Australia: A Cointegration

202 선박유시장에서의 가격경쟁 변화에 대한 수요의 반응

Approach,” *Energy Economics* 17, 1995, 329~339.

Yamaguchi, K., “Estimating Energy Elasticity with Structural Changes in Japan,”
Energy Economics 29, 2007, 1254~1259.

[Abstract]

The Demand Response to the Change in Price Competition in the Bunker-C Market

Youngduk Kim* · Hyun-Ok Han**

In general price competition drives the price difference between firms to disappear. Before 2002 the price difference for bunker-c between Korea and Singapore had approached to zero on average, but after 2002 it is known that there exist a price difference. Does it imply that the price competition between Korea and Singapore has been weakened since 2002? The paper attempts to identify the existence of price competition in the bunker-c market by estimating short-run demand function. The empirical results from demand sensitivity and short-run price elasticity of demand analysis using error-correction model show that the effects of price difference on demand is very weak and since 2002 the price elasticity becomes more inelastic. These results are consistent with the possibility that Korea may strategically give up the sea route shared by Singapore, resulting in weakening price competition in bunker-c market.

Keywords: bunker-c market, price competition, strategic give-up, error-correction model

JEL Classification: Q4

* First Author, Associate Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: (051) 510-3777, E-mail: ydkim@pusan.ac.kr

** Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: (051) 510-2529, E-mail: hhan@pusan.ac.kr

— |

| —

— |

| —