

알뜰주유소 전환으로 인한 자영주유소의 휘발유가격 인하효과 분석*

정준환** · 이지연*** · 김형건****

요 약

최근 한국 정부는 국내 석유제품 시장의 가격경쟁력 강화를 위해 알뜰주유소 보급정책을 추진하고 있다. 알뜰주유소로 전환된 자영주유소들은 전환 이전부터 일반 주유소들에 비해 낮은 휘발유 가격을 책정하였을 가능성이 존재한다. 이와 같은 효과를 배제하고 실제 알뜰주유소 전환으로 인한 가격인하효과만을 관찰하기 위해 본 연구에는 이중차분모형과 비모수 이중차분모형을 사용하여 이들 주유소의 휘발유 가격인하효과를 추정하였다. 추정결과, 자영주유소가 알뜰주유소로 전환되면서 발생하는 가격인하효과는 리터당 20원 가량인 것으로 나타났다. 추가적으로 인근 3km 내에 알뜰주유소가 존재하는 일반주유소는 그렇지 않는 주유소들에 비해 리터당 3원~7원 가량 저렴한 것으로 나타났다.

주요 단어 : 휘발유가격, 알뜰주유소, 이중차분모형, 비모수 이중차분모형
경제학문헌목록 주제분류 : L11, L98, L99

* 본 논문은 에너지경제연구원 연구보고서 「비상표주유소 보급을 통한 가격경쟁 촉진효과 분석(2012)」의 일부 내용을 발췌하여 수정·보완한 논문입니다.

** 에너지경제연구원 부연구위원(주저자). jhjung@keei.re.kr

*** 에너지경제연구원 부연구위원(교신저자). jiyonlee17@keei.re.kr

**** 대구대학교 경제학과 조교수. kimhyunggun@hotmail.com

I. 서 론

한국의 휘발유 유통시장은 정유 4사에 의한 공급단계의 과점체제와 정제에서 판매로 이어지는 수직계열화의 비중이 높다는 두 가지 특징을 가지고 있다. 국내 휘발유 시장에서의 공급은 대부분 SK에너지, GS칼텍스, 현대오일뱅크, S-Oil, 정유 4사에 의해 이루어지며 2005년 이후 정유 4사에 의한 국내 휘발유 공급은 99%에 달한다. 소매단계의 주유소 대부분은 이들 4개 정유사의 상표로 영업을 하고 있다. 정유사와의 계약의 형태에 따라 크게 직영과 자영으로 구분되지만 정유사와 상표계약을 맺고 운영하는 주유소들을 통칭하여 상표주유소라고 부르고, 2011년 12말 기준, 국내 휘발유 시장의 13,213개 주유소 중 이들 상표주유소는 12,288개소로 대략 시장의 93%를 차지하고 있다. 반면, 4개 정유사가 아닌 다른 상표로 영업하는 비상표주유소는 925개에 불과하다. 상표주유소의 대부분은 정유사와 제품에 대한 공급계약을 맺고 있기 때문에 해당 정유사의 제품을 공급받아 판매하게 된다. 그러므로 상표주유소의 비중이 높다는 것은 취급되는 상품의 측면에서 정제에서 소매단계까지의 수직계열화 비중이 높다는 것을 의미한다.

국내 휘발유 시장의 구조적 특징으로 인하여 2003년 유가가 치솟기 시작한 이래 지속적인 논란이 야기되어 왔다. 특히, 다른 선진국들에 비해 낮은 비상표주유소의 비중으로 인해 고유가 상황에서 가격경쟁 약화의 유인이 되고 있다는 지적이 많이 제기되었다. 그러나 이와 같은 인식에도 불구하고 최근까지 휘발유시장의 구조적 변화는 거의 발생하지 않았다. 수입제품의 공급은 여전히 미미하여 4개사의 과점체제에 변화가 없고 비상표주유소의 비중 역시 크게 증가하지 않았다.¹⁾ 이와 같은 시장의 자생적인 한계를 인지한 정부는

1) 한국에서 비상표주유소가 확산되지 못하는 점에 대해서는 정유4사 간의 과점에 따른 안

2011년 말 석유제품 시장경쟁 활성화 방안으로 알뜰주유소 보급을 추진하게 된다. 알뜰주유소란 한국석유공사와 농협이 대량으로 공동구매한 석유제품을 동일한 상표를 가지고 판매하는 정부주도의 프랜차이즈 주유소를 뜻하며 2011년 지식경제부가 추진을 시작하여 현재 석유공사가 그 운영을 담당하고 있다. 알뜰주유소 보급이 시작된 후 10개월 동안 총 785개의 알뜰주유소가 보급되어 2012년 말 현재 전체 주유소의 6.1%를 차지하고 있다. 정부는 알뜰주유소가 국내 총 주유소 중 10% 정도를 차지할 때까지 보급을 확대할 계획을 가지고 있다.

이와 같은 정책의 핵심은 국내에서 자생적으로 보급되지 못하고 있는 비상표주유소를 정부의 주도하에 확대하여 정유4사의 수직계열화 비중을 낮추고 이를 통해 중국에는 주유소 간의 가격경쟁을 촉진한다는 것이다. 주변 상표주유소의 가격경쟁을 촉진하고자 하는 정책 목표를 달성하기 위해서는 가장 먼저 알뜰주유소의 휘발유가격이 상표주유소의 휘발유가격에 비해 저렴해야 할 것이다. 이에 대량의 공동구매, 주유소 셀프화, 사은품 폐지 등의 원가절감을 프랜차이즈의 핵심으로 하여 가격이 낮은 주유소를 운영하는 것이 정부의 계획이다. 현재 알뜰주유소의 휘발유는 GS칼텍스와 현대오일뱅크와의 대량 장기계약을 통해 공급되고 있다.

하지만, 정부의 주도하에 낮은 원가로 공급된다 할지라도 자가 알뜰주유소의 업주들이 높은 마진을 남기려 한다면 정부의 계획은 차질을 빚게 될 것이다. 정부의 알뜰주유소 사업의 경제적 효과나 가격인하효과를 논외로 한다 하더라도 현재 일각에서는 알뜰주유소 사업 자체가 민간시장에 대한 정부의 지나친 개입이라는 부정적 시각이 적지 않은 편이다. 만일 알뜰주유소의 실제 판매가격마저 일반주유소와 크게 차이가 없다고 한다면 정부정책에 대한 부정적인 인식은 더욱 커질 수밖에 없는 상황이다.

한국석유공사의 최근 발표에 따르면 2012년 2월10일에서 11월29일까지 알

정적 공급의 부재, 비상표주유소에 대한 소비자의 부정적 인식 등 많은 의견들이 제시되고 있으나 본 연구의 초점과는 무관하기 때문에 서술하지 않는다.

뜰주유소 평균 휘발유 가격은 리터당 1953.24원으로 전국 평균가 1995원보다 41.76원 저렴한 것으로 나타났다. 하지만, 전국 평균에 비해 휘발유 가격이 낮다는 것이 알뜰주유소가 실제로 여타 주유소에 비해 가격은 낮게 책정하고 있다는 증거가 될 수는 없다. 개별주유소의 휘발유 가격은 주유소의 위치나 경쟁업체 등과 같은 변수들에 영향을 받는 까닭에 주유소간 가격의 단순비교는 크게 의미가 없다. 더구나, 알뜰주유소로 전환한 주유소의 경우 전환 이전에도 이미 다른 주유소들에 비해 저렴한 가격을 책정하고 있었을 가능성이 높다. 따라서 상대적으로 가격이 낮다는 사실만으로 알뜰주유소로 인해 가격 인하효과가 존재한다고 단정 지을 수는 없는 것이다.

실제 알뜰주유소의 가격인하효과를 관찰하기 위해서는 알뜰주유소로 전환된 주유소들이 이전보다 가격을 낮게 책정하고 있는지 확인하는 것이 중요하다.²⁾ 이에 본 연구에서는 알뜰주유소로 전환된 자영주유소들의 전환 이전과 이후 가격을 분석하여 상표의 변경으로 인해 이전보다 상대적으로 낮은 가격 책정을 하고 있는지를 확인하고자 한다.

한국과 같이 정부의 주도하에서 비상표주유소를 보급하는 경우는 국제적으로 드문 경우이지만 경제학적으로 상표변환에 따른 효과를 분석한 대표적인 선행연구로는 미국 캘리포니아 주 남부지역을 대상으로 하는 Hastings(2004)의 연구가 있다. Hastings(2004)는 이중차분모형(DID)을 사용하여 비상표주유소계열인 Thrifty 주유소가 ARCO로 전환될 때 발생하였던 가격변화를 전환 전후로 비교하여 분석하였다.³⁾ 이 연구에서는 상표주유소로의 전환으로 인해 휘발유 가격이 갤런(gallon) 당 5센트 상승하였다는 추정결과가 나타났다. 이후 Taylor, Kreisle, Zimmerman(2010)은 동일한 샘플을 이용한 추가적인 연

2) 시장에 대한 가격인하효과를 모두 관찰하기 위해서는 주변 주유소들의 가격인하효과까지 분석이 이루어져야 할 것이다. 하지만, 주변 주유소들의 가격인하효과를 분석하기 위해서는 알뜰주유소와 주변 주유소 간의 거리, 주변 주유소의 특성, 가격 등의 자료를 필요로 한다. 이들 자료의 부재, 특히, 거리자료의 부재로 인해 본 연구에서는 알뜰주유소 전환으로 인한 가격인하효과의 분석에 범위를 한정하도록 한다.

3) 정유사의 상표가 아닌 자체 상표를 사용하는 주유소를 독립상표체인으로 부르기도 하지만 본 연구에서는 정유사 상표가 아닌 주유소를 모두 비상표주유소로 지칭하고 있다.

구를 통하여 Hastings(2004)의 연구결과가 비상표주유소의 가격인하효과를 과대평가하였다는 결과를 보여주기도 하였다. 이외에도 Slade(1986)가 캐나다 브리티시컬럼비아주 밴쿠버, Netz and Taylor(2002)가 캘리포니아 남부, Pennerstorfer(2008)가 오스트리아 시장을 대상으로 하여 비상표주유소의 효과에 대해 연구한 바가 있다. 추가적으로 우리나라 시장의 비상표주유소의 가격효과에 대한 연구에는 남재현·오선아(2009), 김대욱·김중호(2010), 김동훈·김형진·이지연(2012) 등이 있다. 물론, 이들 연구들은 우리나라의 알뜰주유소와 같이 정부의 정책에 의해 발생하는 가격인하 현상을 분석한 것은 아니지만 비상표주유소의 효과에 대해 분석하였다는 점에서 본 연구와 유사한 점이 많다. 하지만 본 연구는 정부 정책의 일환으로 시행되어 유사한 시점에서 다수의 주유소가 비상표주유소로 전환되었던 사례를 분석한다는 점에서 이들 선행연구와는 차별화가 된다. 비상표주유소의 가격변화 효과는 동일한 시점에서 보다 많은 주유소가 전환될수록 분석 대상 관측치가 증가하는 까닭에 분석기간이 상대적으로 짧았던 선행연구들에 비해 본 연구의 결과가 상대적으로 안정적(robust)일 것이라 기대한다.

알뜰주유소로의 전환을 통한 가격인하 분석을 위해 본 연구에서는 이중차분모형(DID)과 비모수 이중차분모형(Nonparametric DID)를 함께 사용한다. 이중차분모형은 흔히 정책의 전후효과를 비교할 때 많이 사용되는 추정기법이다. 본 연구에서는 알뜰주유소로의 전환 전후의 가격인하효과를 비교하여 알뜰주유소로 전환된 주유소들의 가격이 현재 다른 주유소들의 가격보다 낮을 뿐 아니라 이전에 취하던 가격보다 낮아지고 있음을 함께 확인하였다. 이중차분모형은 특히나 이러한 정책효과의 분석에 적합한 분석기법이라고 할 수 있다. 하지만, 이중차분모형은 주유소의 가격분포에 따른 효과의 다양성이나 비선형적 효과를 보여줄 수 없다는 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 이를 보완하기 위해 Athey and Imbens(2006)가 제시한 비모수 이중차분모형을 함께 사용하였다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 본 연구에서 사용되는 이

중차분모형과 비모수 이중차분모형에 대해 살펴본다. 그리고 제Ⅲ장에서는 사용된 자료와 기초통계량을 제시하고, 제Ⅳ장에서는 추정결과를 정리하고 해석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 전체적인 내용을 요약하고 최종적인 결론을 내린다.

Ⅱ. 모 형

1. 이중차분모형

이중차분모형은 정책의 파급효과를 분석하기 위하여 쓰이는 모형 중 하나이다. 해당 모형은 통상적으로 정부 정책 시행 시 정책으로 인한 효과와 여타의 변수들로 인해 발생하는 효과를 구분해 내기 위하여 사용한다. 언급한 두 가지 효과를 구분해 내는 방법은 기실 “이중차분”이라는 모형 이름에 개념적으로 요약되어 있다. 즉, 정책 시행 후 “이중”으로 동시에 나타나게 되는 두 가지 종류의 “차이”를 고려한다는 의미로, 정책 시행 전과 후의 변수 값의 차이와 정책이 적용되는 대상들과 그렇지 않은 대상들 간의 격차를 이용하는 것이다.

이중차분 모형의 가장 단순한 형태를 가정하는 경우 먼저 정책의 영향을 받는 실험군(Treatment group)과 정책 시행 여부와 관계없이 직접적인 영향을 받지 않는 대조군(Control group)으로 그 대상을 분류하게 된다. 또한 정책 시행되기 전 기간을 1기, 정책이 시행되어 그 영향이 나타나게 되는 기간을 2기로 가정한다. 이중차분 모형을 통한 분석의 목적은 결국 실제 정책의 영향을 받는 대상, 즉 실험군에 대한 해당 정책의 실제 효과만을 분리해내는 것이다. 이를 위해서 정책 외에 1기와 2기를 거치며 관심변수에 영향을 줄 수 있는 여타 변수의 영향을 대조군의 변화를 통해 분석하게 된다.

본 연구는 2011년 말 추진된 알뜰주유소 보급정책의 석유제품 가격에 대한 영향을 알아보기 위하여 앞서 설명한 이중차분 모형을 이용한다. 또한 앞서 소개한 바와 같이 정책의 대상을 두 집단으로 구분하는데, 기존 주유소 중 정책시행 이후 알뜰주유소로 전환된(혹은 신규 진입한) 경우를 실험군으로 정의하고, 그렇지 않은 주유소들을 대조군으로 분류한다. 알뜰주유소 보급정책의 효과를 파악하기 위해 가장 간단하게는 두 집단의 평균 가격을 비교해 볼 수 있다. 그러나 설령 두 집단 간의 평균 가격에 존재하는 차이를 확인했다 해도 이를 알뜰주유소의 도입 효과라고 직접 해석하는 데는 문제가 존재하게 된다. 만일 자연실험(Natural Experiment)에서와 같이 실험군과 대조군으로의 표본 분류가, 즉 본 연구의 경우 알뜰주유소로의 전환 선택이, 전적으로 무작위(random)적으로 이루어지지 않은 경우에는 정책의 시행 여부와 관계없는 실험군과 대조군 사이의 내재적 차이가 존재할 수 있기 때문이다. 이는 특정 주유소가 알뜰주유소로 전환했을 때 그 결정에 영향을 미치는 요인들이 대조군과의 가격 차이를 결정하게 됨을 의미한다. 따라서 이 같은 가능성을 무시하고 정책 시행 후 두 집단의 평균가격 차이를 단순 비교할 경우 선택편향(selection bias)의 문제가 발생하게 된다.

실험군과 대조군의 분류에서 발생하는 선택편향의 문제는 이중차분 모형을 사용하여 해결할 수 있다. 실험군과 대조군의 관심변수 값이 정책 시행 이전에도 관찰되었다면, 이를 실험군과 대조군 간 고유의 혹은 내재적인 차이로 정의할 수 있으며, 이 고유한 차이를 정책 시행 이후에 발생한 차이에서 제거함으로써 순수하게 정책 시행에 의해서 발생한 효과를 구분해 낸다. 이는 결국 시간 흐름에 무관한(time-invariant) 주유소 고유의 특성에 의해 발생하는 선택 편향을 제거하는 것을 의미한다.

따라서 이중차분모형은 정책시행여부를 제외한 근본적으로 동질적인 실험군과 대조군의 선정이 어려운 경우에 유용한 분석 모형이다. 자연실험에서와 같이 모든 조건이 동질적인 두 대상을 놓고 한쪽에만 변형을 주어 그 결과를 조사, 효과를 분석하는 것이 이상적인 방법이지만 대부분의 경제학 연구에서

는 이와 같은 완벽한 통제가 어려운 것이 사실이다. 이에, 이중차분 모형은 설령 두 집단 간 정책시행여부를 제외한 차이가 존재하더라도 이 차이가 시간에 흐름에 영향을 받지 않는 고정적 차이라면 대조군은 비교대상으로서의 역할을 할 수 있음에 착안을 한 방법론이라 할 수 있다.([그림 II-1] 참조)

앞서 설명한 특징에 의거하여 고려해본다면 이중차분모형은 고정효과(fixed effect) 분석의 일종이라는 것을 알 수 있다. 이는 구체적인 모형을 살펴봄으로써 보다 쉽게 이해할 수 있다. P_{ist} 를 기간 t 동안 주유소 i 의 (평균)가격이라고 가정하며 여기서 s 는 해당 주유소의 알뜰주유소 여부를 나타내는 지표이다.(달리 필요하지 않은 이상 이후의 표기에서 i 는 생략하기로 한다.) 추가적으로 알뜰주유소로의 전환이 이루어지지 않았을 경우의 휘발유 가격을 Q_{st}^N 로, 정책시행으로 인해 알뜰주유소로의 전환이 이루어졌을 경우의 휘발유 가격을 Q_{st}^I 로 가정한다⁴⁾. 알뜰주유소로의 전환이 이루어지지 않았을 경우, 실험군 해당 여부와 기간을 조건부로 하는 휘발유 가격의 평균은 다음과 같이 해당 조건 변수의 영향을 받는 부분의 합으로 나타낼 수 있다.

$$E[Q_{st}^N|s,t] = \mu_s + \tau_t \quad (2.1)$$

보다 구체적으로 말하자면, 알뜰주유소 전환이 일어나지 않은 경우 개별 주유소의 휘발유 가격은 알뜰주유소로의 전환에 영향을 미치나 시간에는 영향을 받지 않는 주유소 개별적 특성과 기간의 변동에 따른 효과에 의해 결정된다는 것을 의미한다. 실험군 포함 여부(알뜰주유소 여부)와 기간의 상호작용(interaction)을 나타내는 변수를 추가하는 경우 개별주유소 휘발유 가격 결정 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$P_{st} = \mu_s + \tau_t + \theta \cdot I_{st} + \epsilon_{st}, \quad E(\epsilon_{st}|s,t) = 0 \quad (2.2)$$

4) 따라서 본 연구에서 “실험군(Treatment group)”이란 1기와 2기 사이에 알뜰주유소로 전환한 주유소들을 의미하며 “치료(Treatment)”란 알뜰주유소로의 전환자체를 의미하게 된다.

식 (2.2)에서 상호작용 변수의 계수인 θ 는 알뜰주유소 정책 시행으로 인한 가격효과를 대변하게 되며 이는 식 (2.3)와 (2.4)을 통해 더욱 명확하게 나타낼 수 있다. 먼저 정책 시행 전후를 기하여 비알뜰주유소의 평균 가격 변화를 조건부 평균식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & E[P_{st}|s = \text{비알뜰주유소}, t = \text{정책시행후}] \\ & - E[P_{st}^i|s = \text{비알뜰주유소}, t = \text{정책시행전}] \\ & = \tau_{\text{시행후}} - \tau_{\text{시행전}} \end{aligned} \quad (2.3)$$

이와 유사하게 알뜰주유소의 평균 가격 변화는 식 (2.4)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} & E[P_{st}|s = \text{알뜰주유소}, t = \text{정책시행후}] \\ & - E[P_{st}^i|s = \text{알뜰주유소}, t = \text{정책시행전}] \\ & = \tau_{\text{시행후}} - \tau_{\text{시행전}} + \theta \end{aligned} \quad (2.4)$$

(2.3)와 (2.4)을 종합하여 이중차분 모형을 통해 추정되는 알뜰주유소 도입의 효과는 다음과 같이 계수 θ 로 요약될 수 있다.

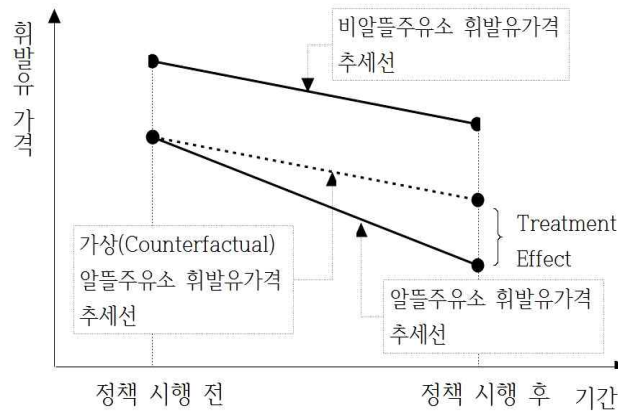
$$\begin{aligned} & \lambda^{DID} \\ & = \left\{ E[P_{st}|s = \text{알뜰주유소}, t = \text{정책시행후}] \right. \\ & \quad \left. - E[P_{st}|s = \text{알뜰주유소}, t = \text{정책시행전}] \right\} \\ & \quad - \left\{ E[P_{st}|s = \text{비알뜰주유소}, t = \text{정책시행후}] \right. \\ & \quad \left. - E[P_{st}|s = \text{비알뜰주유소}, t = \text{정책시행전}] \right\} \\ & = \theta \end{aligned} \quad (2.5)$$

위의 식 (2.5)는 본질적으로 정책 시행 전후 휘발유 가격의 경우 알뜰주유소와 비알뜰주유소 여부에 관계없이 양 그룹에서 동일한 추이를 보인다는 가정에 근거를 두고 있다. 즉, 알뜰주유소와 비알뜰주유소를 구분 짓는 특성적 차이는 시간이 흘러도 고정되어 있다(fixed effect)는 것을 뜻한다.

이는 [그림 II-1]에서 좀 더 명확하게 확인할 수 있다. 맨 위에 위치한 실선이 비알뜰주유소 휘발유 가격의 정책 시행 전후의 추세선을 나타내고 맨 아래 위치한 실선은 알뜰주유소 휘발유 가격의 추세선을 나타낸다. 가운데 점선으로 표시된 선은, 정책이 부재했을 때 알뜰주유소의 휘발유 가격 추세선으

로써 비알뜰주유소 추세선과 동일한 기울기를 갖고 있다. 이는 알뜰주유소 알뜰주유소와 비알뜰주유소 간의 특성적 차이가 정책 시행과 관계없이 유지된다는 가정을 나타낸다. 따라서 정책 시행 효과(Treatment effect)는 정책 시행 후 양 그룹의 평균 휘발유 가격 차이에서 고정효과를 차분한 나머지 부분을 나타내게끔 된다.

[그림 II-1] 이중차분 모형에서의 정책효과⁵⁾



이미 언급하였듯이 이중차분 모형은 고정효과(fixed effect) 모형의 일종으로 (2.2)에서 알뜰주유소 전환으로 인한 효과와 시간의 경과에 따른 효과를 더미변수의 계수로 가정하여 추정에 선형회귀분석(linear regression)을 이용할 수 있다. 즉, 식 (2.2)을 다음과 같이 표현한다.

$$P_{st} = \alpha + \mu Th + \tau D + \theta(Th \cdot D) + \varepsilon_{st} \quad (2.6)$$

Th 와 D 는 각각 실험군 여부, 정책시행 전후를 나타내는 더미변수로 정의된다. 따라서 상호작용변수인 $Th \cdot D$ 는 식 (2.2)의 I_{st} 를 나타내게 된다.

5) Angrist and Pischke(2009) Figure 5.2.1.을 본연구의 설정에 맞추어 변형하였다.

이중차분 모형에 전제되는 가정은 보통최소자승추정법(OLS, Ordinary Least Squares)의 경우와 기본적으로 동일하나 실험군과 대조군의 통상적인 차이가 시간의 흐름에 영향을 받지 않는다는 가정이 추가된다. 설명변수의 외생성에 대한 가정은 $E[\varepsilon_{st} | Th] = 0; E[\varepsilon_{st} | D] = 0$ 로 정의되며, 실험군과 대조군간의 시변하지 않는 차이에 대한 가정은 $E[\varepsilon_{st} | Th \cdot D] = 0$ 와 같이 나타낸다. 즉, 오차항에 포함된 ‘관찰되지 못하였으나 종속변수에 영향을 미치는 요소(unobserved factors)’들과 실험군과 대조군 사이의 통상적인 차이를 결정짓는 요소들 사이에는 상관관계가 존재하지 않으며 이 통상적인 차이는 시간의 흐름에 영향을 받지 않는다는 의미이다.⁶⁾

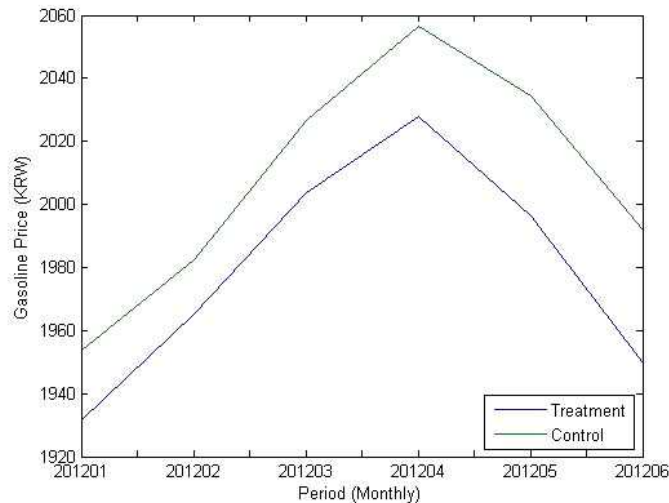
언급하였듯이 본 연구의 실증분석에서는 알뜰주유소의 전환이 가격에 미치는 효과를 분석하기 위하여 이중차분모형을 사용하였다. 실험군에 속하는 주유소는 정책 기간 동안 알뜰주유소로 전환한 주유소들이며 세 가지 각기 다른 기준으로 대조군을 선정하여 분석을 시행하였다. 먼저 첫 번째 대조군은 6대 광역시를 제외한 지역에 위치한 정유사 직영 주유소들만을 포함하도록 하였다. 정유사 직영 주유소들은 알뜰주유소 전환의 대상이 되지 않는 까닭에 정책의 영향에서 자유롭다. 따라서 실험군에 포함된 주유소의 가격과 대조군에 포함된 주유소의 가격 차이를 결정짓는 요소들은 정책의 시행 여부에 영향을 받지 않는다고 가정하는 것에는 큰 무리가 없어 보인다. 직영주유소의 경우 주유소 특성을 결정하는 요인은 정유사들의 전략적 의사결정에 따른 결과로 자영주유소에서 알뜰주유소로 변환을 결정하는 요인과는 차별적일 가능성이 큰 까닭이다. 그러나 알뜰주유소 전환 분포가 6대광역시에서 상대적으로 낮게 나타난 바, 첫 번째 경우 6대 광역시에 위치한 직영주유소는 대조군에서 제외하였다. 이와 같이 설정된 실험군과 대조군 사이의 고유한 차이가 시간의 흐름에 영향을 받지 않는다는 것은 간단한 그래프로 확인이 가능하다. [그림 II-2]는 자료 기간 동안 두 집단의 휘발유 평균가격 추이를 나타낸다. 그림에서 알 수 있듯이 두 평균가격은 거의 동일한 추이를 보이고 있다. 이는 2월

6) 상관관계가 존재하지 않는다는 가정이 의미하는 바는 보다 강한 독립성이다.

에서 5월로 설정된 본 연구의 정책 시행 기간 동안 두 집단의 가격결정 패턴이 대체적으로 고정되어 있어 모형의 핵심 가정이 적용 가능함을 의미한다.

두 번째 대조군은 6대광역시에 위치한 정유사 직영 주유소까지 포함하여 설정하였고 세 번째는 알뜰주유소로 전화하지 않은 모든 주유소를 포함하여 구성하였다. 두 번째와 세 번째 경우에서도 실험군과 대조군 가격 추세와 그 차이는 [그림 II-2]와 기본적으로 유사하다.

[그림 II-2] 실험군과 대조군 휘발유 가격 추이



마지막으로, Pinske et al.(2002)에서 연구된 바와 같이 개별 주유소의 휘발유 가격의 경우 주변주유소의 가격에 영향을 받게 된다. 따라서 주변주유소와의 경쟁으로 인한 공간적 상관성(spatial correlation)을 추가적으로 고려하지 않는 경우 모형의 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 그러나 이러한 공간적 상관관계를 고려하기 위해서는 추가적인 자료(통상적으로 주유소 간 거리)가 필요한 까닭에 이의 보완은 향후의 연구과제로 남겨두기로 한다.

2. 비모수 이중차분모형

Athey와 Imbens는 2006년 논문을 통해 이중차분 모형의 일반형을 제시하고 그 이론적 특성들을 증명하였다. 그들은 기본적으로 (2.6)과 동일한 이중차분 모형을 가정한 가운데, $E[Q_{st}|s,t]$ 의 함수형태에 대한 가정을 완화시켰다. 본 절에서는 이들의 연구에서 도출된 모형과 이론적 결과를 알뜰주유소 사례에 적용하여 소개함을 통해 본 연구에서 추가적으로 수행한 실증연구의 배경을 설명한다.

먼저 알뜰주유소 보급정책 영향의 유무를 나타내는 지표(indicator)인 I 를 사용하는 경우 주유소 i 에서 관측된 휘발유 가격은 다음과 같이 표현된다.

$$P_i = (1 - I_i) \cdot Q_i^N + I_i \cdot Q_i^I \quad (2.7)$$

이를 Q_i^N 의 식으로 정리해 (2.1)에 적용시키면 (2.6)과 같은 DID 선형회귀분석 모형을 도출할 수 있다. 따라서 계수 θ 는 $Q_i^I - Q_i^N$ 로 정의되며 식에서 알 수 있듯 이는 정책이 시행되었을 때와 그렇지 않았을 때의 결과 차이를 나타내어 정책의 효과를 대변하는 모수로 정의된다.

Q_i^N 는 식 (2.1)에서와 같이 통상적으로 가산성(additivity)을 가정하여 그룹 효과⁷⁾와 기간효과가 선형적으로 모형에 투입된다. 그러나, Athey와 Imbens는 이의 가정을 완화시켜 보다 다양한 형태의 변수간 관계를 포함하는 모형을 고안하였다. 이에 알뜰주유소로의 전환이 발생하지 않은 주유소의 휘발유 가격은 개별 주유소의 관찰되지 못한 특성치(unobservable characteristics)를 나타내는 변수 U_i 의 함수 h 로 나타내며 h 의 형태에 대해서는 최소한의 가정⁸⁾만을 전제하여 다음과 같이 표현한다.

7) 실험군인지 대조군인지 여부에서 발생하는 효과를 말한다.

8) 변수 U 에 대한 단조증가성(monotonically increasing)만을 가정하였다.

$$Q_i^N = h(U_i, D_i) \quad (2.8)$$

U_i 의 확률분포는 실험군 여부에 따라 달라질 수 있지만, 동일한 그룹 내에서는 기간의 변화에 영향을 받지 않는 것으로 가정한다. 정책 시행을 가정했을 때 가격 반응 또한 이와 유사한 방법으로 가정한다.

$$Q_i^I = h^I(U_i, D_i) \quad (2.9)$$

Athey와 Imbens는 이와 같은 방법으로 비모수적(nonparametric) 추정 모형을 고안하여 이를 선형구조에 기반을 둔 이중차분(DID)에 대응되게끔 CIC(changes-in-changes) 모형이라 명명하였다. 언급하였듯이 분석에 있어 주요 관심의 대상인 평균정책효과(average treatment effect)는 식 (2.6)의 계수 θ 로 추정되는바,

$$\theta^{CIC} = E[Q_{11}^I - Q_{11}^N] = E[Q_{11}^I] - E[Q_{11}^N]. \quad (2.10)$$

여기서 Q_{11}^I 는 실제로 알뜰주유소로 전환한 경우 정책 시행 후 실험군에 속했던 주유소의 휘발유 가격을 나타내며 관찰이 가능한 변수이다. 따라서 이 변수가 따르는 확률분포는 실험적인 분포(empirical distribution)를 이용하여 추정하는 것이 가능하고 이를 이용하여 $E[Q_{11}^I]$ 또한 비모수적방법으로(nonparametrically) 추정이 가능해 진다. 반면 Q_{11}^N 은 동일한 주유소가 알뜰주유소로 전환하지 않았을 때 책정했었을 가상의 가격을 나타내어 관찰이 가능하지 않은 까닭에 위와 동일한 방법으로 추정하는 것이 어렵다.

이에 저자들은 먼저 대조군의 관찰된 변화를 조사하고, 해당 관측치를 이용해 기별 대조군 가격 변수의 확률분포를 구하였다. 나아가 실험군의 주유소들이 정책이 부재했을 경우 따랐을 확률분포를 대조군의 확률분포에 “빚대어”⁹⁾

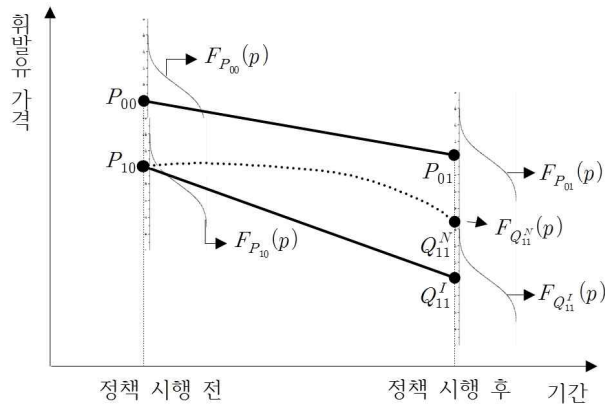
9) 보다 정확하게는 “대조군 확률분포들의 조합(combination)과 변환(transformation)을 통하여”

추정하였다. 즉 몇 가지 추가적인 가정을 통해서 Q_{11}^N 의 분포에 대한 결과를 도출한 바, 이는 다음과 같은 식으로 요약되며

$$F_{Q_{11}^N}(p) = F_{P_{10}}(F_{P_{00}}^{-1}(F_{P_{01}}(p))) \quad (2.11)$$

여기서 F_X 는 확률변수 X 의 분포를 의미한다.¹⁰⁾¹¹⁾ 1기, 2기 확률변수와 분포간의 관계가 [그림 II-2]에 보다 명료하게 표현되어 있다.

[그림 II-2] 비모수 이중차분모형의 인과관계효과

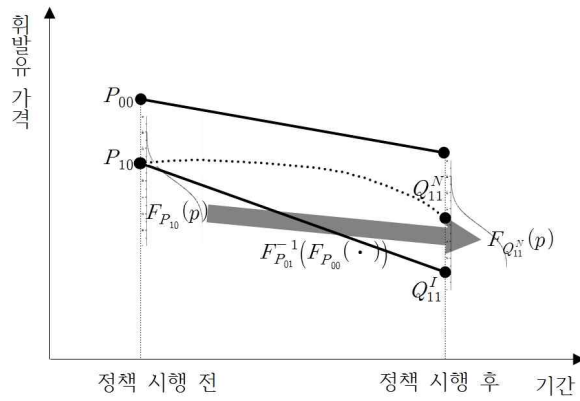


10) 역함수 F_X^{-1} 은 $r \in [0,1]$ 과 X 의 컴팩트(compact)한 써포트(support) Ξ 에 대하여 다음과 같이 정의된다.

$$F_X^{-1}(r) = \inf\{x \in \Xi : F_X(x) \geq r\}$$

11) $F_{P_{00}}, F_{P_{01}}, F_{P_{10}}$ 는 모두 해당변수들이 관찰 가능함으로 추정 가능한 확률 분포들임을 주지할 필요가 있다.

[그림 II-3] 비모수 이중차분모형의 인과관계효과



식 (2.11)의 오른쪽 확률분포의 조합은 최종단계에서 Q_{11}^N 의 분포가 1기 실험군 가격 변수인 P_{10} 의 분포를 이용해 도출되게 됨을 뜻한다. 다시 말하면 알뜰주유소 전환이 일어나지 않은 경우 동일 주유소의 휘발유 가격분포는 정책 시행 전인 1기의 가격 분포와 기본적으로 유사할 것이라는 논리다. 단 변수 P_{10} 가 취하게 되는 값의 범위가 차이가 날 수 있는 바, $Q_{11}^N = q$ 로 정의되는 경우,

$$P_{10} = F_{P_{00}}^{-1}(F_{P_{01}}(q)) \Leftrightarrow F_{P_{01}}^{-1}(F_{P_{00}}(P_{10})) = q \quad (2.12)$$

위와 같은 관계가 성립되게 된다.¹²⁾ 따라서 위의 식을 (2.10)에 대입하게 되면 평균정책효과는 다음과 같이 변환되며 이 형태를 기준으로 추정량이 도출되어 추정이 이루어지게 된다.

$$\theta^{CIC} = E[Q_{11}^I] - E[F_{P_{01}}^{-1}(F_{P_{00}}(P_{10}))] \quad (2.13)$$

CIC 모형의 가정은 DID 모형의 가정과 근본적으로는 크게 다르지 않다. Athey and Imbens(2006)에서 전제한 가정 중 첫 번째는 정책 부재 시 식

12) [그림 II-3]을 참조하십시오.

(2.11)의 관계가 성립한다는 것이다. 실험군 여부, 즉 알뜰주유소의 전환 여부는 여타의 다른 관찰되지 않은 변수들과 함께 주유소의 가격결정에 영향을 미치지만 그 방식은 직접적이지 않을 수도 있음을 의미한다. 두 번째로 함수 h 의 변수 U 에 대한 단조성은 주유소의 휘발유 가격이 시간에 따라 변하는 패턴을 규정한다. [그림 II-2]에서 살펴본 바와 같이 실험군과 대조군의 가격 추이는 관찰기간 동안 동일한 패턴을 유지하여 추세선이 교차하거나 크기가 역전되는 현상이 나타나지 않는바 해당 가정에 부합한다 하겠다. 세 번째 가정은 각 그룹에 속한 주유소들은 시간이 지나도 고정되어 있음을 전제한다. 이에 실험군과 대조군은 관찰 기간 동안 동일하게 유지하고 분석을 시행하였다. 마지막으로 (2.12)와 같은 변환(transformation)이 가능하려면 P_{10} 의 씨포트가 P_{00} 의 씨포트에, Q_{11}^N 의 씨포트는 P_{01} 의 씨포트에 포함되는 것을 의미한다. 이는 자영주유소에 비해 직영주유소의 영업 가능한 환경이 더 포괄적임을 뜻할 뿐 아니라 자영주유소가 영업을 개시할만한 곳이라면 직영주유소도 진입할 수 있음을 뜻한다. 직영주유소와 자영주유소의 분포에 비추어 보아도 이는 실제와 부합하는 가정이라고 할 수 있다.

III. 사용자료 및 기초통계량

1. 사용자료

알뜰주유소로 전환된 주유소들의 가격인하효과를 살펴보기 위해 본 연구에서는 2012년 2월에서 5월 동안 정책이 시행되어 그 효과가 발생하였다고 가정하고 1월과 6월의 주유소 가격 및 특성치 자료를 사용하여 분석을 수행하였다. 1월의 자료는 월평균 자료인 반면 6월의 자료는 2주 정도에 해당하는 13일까지의 평균 자료이다. 2012년 1월에서 2012년 6월까지 관측된 주유소는

총 12,764개소로 이 중 비교의 대상이 되는 1월과 6월 양 기간 중에 영업상태가 변경되는 경우, 즉 양기의 가격자료가 모두 존재하지 않는 주유소들은 제외하여 총 11,560개의 관측치가 분석에 사용되었다. 정부가 실제 알뜰주유소 정책을 추진하기 시작한 것은 2011년 12월로 최초의 알뜰주유소는 이때 영업을 시작한다. 하지만 2012년 1월에 영업을 시작한 알뜰주유소가 전무한 까닭에 본 연구에서는 실제 알뜰주유소로의 전환이 된 시점을 2월로 보고 알뜰주유소의 효과가 부재한 시점을 2012년 1월로 가정하였다. 알뜰주유소의 확대는 지금도 진행 중이므로 효과가 나타난 시점은 주유소의 가격자료의 확보가 가능하였던 시점인 6월 13일까지로 산정하였다. 6월 13일까지의 자료가 연구시작 시점에서 가용 가능한 가장 최신 자료였으나 보다 의미 있는 결과의 도출을 위해서는 향후 알뜰주유소 정책이 종료되는 시점에서 분석이 추가적으로 필요할 것이다. 가장 효과적인 가격비교를 위해서는 개별 주유소들이 전환된 시점을 모두 포착하여 이들 개별 주유소의 전환 이전과 이후를 비교하는 것이 바람직하다. 하지만 이와 같은 방식을 사용하기에는 알뜰주유소로 전환되는 주유소의 수가 적어 표본크기의 문제가 발생한다. 이와 같은 한계로 인해 본 연구에서는 자료의 확보가 가능한 시점 내에서 가능한 많은 주유소들이 알뜰주유소로 전환되었던 기간을 정책기간으로 설정하였다.

사용된 자료는 한국석유공사를 통해 입수되었다. 이 자료에는 알뜰주유소 전환으로 인한 가격인하효과를 분석하기 위해 가장 중요한 전국 각 주유소의 휘발유 가격이 포함되었으며 이외에도 지역, 주유소의 상표, 직영·자영의 여부, 각 주유소 3km 이내 알뜰주유소의 존재여부 및 알뜰주유소 여부와 전환 날짜가 포함되어 있다. 보다 정밀한 분석을 위해서는 휘발유 가격에 영향을 미치는 모든 요소들을 감안하는 것이 바람직 할 수 있으나 보다 확장된 분석은 차후의 연구과제로 남겨두기로 한다.

전환된 알뜰주유소는 자영주유소만을 대상으로 하였다. 실제로는 정부가 알뜰주유소라 지칭하고 있는 주유소에는 농협에서 운영하는 NH 주유소와 도로공사에서 운영하는 주유소들이 모두 포함된다. 하지만 이들 주유소들은 현재

에도 알뜰주유소 외의 자체적인 상표를 사용하고 있으며 공기업이 운영을 한다는 점에서 알뜰주유소의 전환을 통한 가격인하효과를 살펴보기 어렵다는 한계를 지니고 있다.

추가적으로 알뜰주유소 전환으로 인한 가격효과를 전환자체로 인한 효과와 알뜰주유소 진입으로 인한 경쟁효과 둘로 양분하여 분석할 필요성이 존재한다. 현재 본 연구에 사용된 자료에는 개별 주유소 3km이내에 위치한 알뜰주유소에 대한 기본적인 정보가 포함되어 있으나 보다 정밀한 분석을 위해서는 3km 보다는 더 근접한 거리의 알뜰주유소 존재 여부에 대한 자료가 필요하다 판단된다. 따라서 보다 인접한 주변 알뜰주유소로 인한 가격인하효과에 대해서는 이후의 연구과제로 남겨두기로 한다.

2. 기초통계량

2012년 1월 자료에 포함되어 있는 알뜰주유소는 1개소였고 이에 대한 비교를 위해 사용된 6월 13일까지의 자료에 포함되어 있는 알뜰주유소의 수는 총 137개소였다. 이 중 2-5월 사이 알뜰주유소로의 전환이 이루어졌고 1월과 6월에 걸쳐 지속적으로 영업을 했던 주유소는 전국에 걸쳐 99개 업소로 집계되었다. 대조군 선정 기준으로 6대광역시를 제외한 지역을 대상으로 한 첫 번째 경우를 제외하고 두 번째 세 번째 경우 99개 업소가 모두 실험군에 포함되었다. <표 III-1>에는 실험군과 대조군 여부에 따른 평균 휘발유 가격과 추정에 사용된 표본의 크기가 정리되어있다. 표에서 보는 바와 같이 대조군 설정이 달라지더라도 실험군/대조군 간 큰 가격차이가 존재하지 않는다. 다만 대조군 1이 대조군 2와 3에 비해 리터당 약 2원 가량 낮은 모습을 볼 수 있다. 세 가지 경우에서 모두 1월에 대조군의 평균가격이 실험군 평균가격보다 약 20원 가량 높은 반면 6월에는 40원 가량 차이를 보이는 것으로 나타났다.

〈표 III-1〉 실험군/대조군 여부에 따른 평균 휘발유 가격

(단위: 개소, 원/리터)

실험군/ 대조군	대조군 1			대조군 2			대조군 3		
	개소	평균 휘발유 가격		개소	평균 휘발유 가격		개소	평균 휘발유 가격	
		2012년 1월	2012년 6월		2012년 1월	2012년 6월		2012년 1월	2012년 6월
실험군	81	1,931.3	1,949.6	99	1,933.6	1,948.7	99	1,933.6	1,948.7
대조군	8,246	1,953.7	1,991.8	10,733	1,957.0	1,994.1	11,461	1,955.4	1,992.9
합계	8,327			10,832			11,560		

〈표 III-2〉 전환 월 별 알뜰주유소 개수와 평균휘발유 가격

(단위: 개소, 원/리터)

전환월	전환 알뜰주유 소수	전환 알뜰주유소평균휘발유가격					
		2012년 1월	2012년 2월	2012년 3월	2012년 4월	2012년 5월	2012년 6월
2012년 2월	29	1923.2	1954.4	1989.5	2021.7	1996.0	1951.3
2012년 3월	27	1934.6	1966.6	2002.5	2018.9	1995.9	1949.3
2012년 4월	16	1944.0	1980.6	2025.3	2040.3	1986.6	1946.2
2012년 5월	27	1937.6	1970.6	2012.5	2040.3	2006.7	1946.6
총합계/평균	99	1,933.6	1,966.4	2,005.1	2,029.0	1,997.4	1,948.7

〈표 III-2〉는 2월에서 5월 사이 알뜰주유소로 전환된 자영주유소 99개의 월별 전환 건수와 알뜰주유소들의 평균 휘발유가격을 나타내고 있다. 4월을 제외하고는 월별 약 30개 정도씩 꾸준히 전환되었음을 알 수 있다. 이전 월과 관계없이 월평균 휘발유 가격은 정점을 기록했던 4월까지 상승하는 추세를 보이다 이후 감소세로 돌아섰다.

〈표 III-3〉은 대조군 3의 경우를 기준으로 실험군과 대조군의 지역별 주유소 수와 평균 휘발유 가격을 보여준다. 실험군의 경우 2012년 1월 서울의 평균 휘발유 가격이 가장 높고 대전이 뒤를 이었으며 6월에는 대전, 서울, 경상남도의 순으로 평균 휘발유 가격이 높은 것으로 나타났다. 충청북도와 울산광역시와 각각 1월과 6월에 가장 낮은 가격을 보이고 있다. 주유소 개수는 경기도가 22개소로 가장 많고 광주광역시와 제주시에서는 관찰되지 않았다.

〈표 III-3〉 지역별 주유소 수와 평균 휘발유 가격

(단위: 개소, 원/리터)

지역	실험군			대조군		
	주유소 수	2012년 1월	2012년 6월	주유소 수	2012년 1월	2012년 6월
서울특별시	2	1,980.4	1,967.8	564	2,027.9	2,063.1
인천광역시	2	1,946.4	1,927.9	343	1,964.2	1,992.9
대전광역시	2	1,961.4	1,978.7	254	1,964.6	1,987.2
대구광역시	6	1,932.3	1,939.0	384	1,941.0	1,972.7
광주광역시	0	-	-	304	1,924.7	1,961.4
부산광역시	3	1,926.5	1,944.9	459	1,955.3	1,995.2
울산광역시	3	1,946.3	1,926.4	260	1,945.8	1,982.6
경기도	22	1,936.4	1,948.6	2208	1,965.6	1,999.0
강원도	5	1,945.6	1,954.5	686	1,956.5	1,992.5
충청북도	11	1,918.0	1,955.2	669	1,953.8	1,994.8
충청남도	5	1,923.7	1,950.3	1005	1,963.9	2,006.6
전라북도	6	1,926.0	1,944.6	865	1,940.6	1,980.2
전라남도	3	1,930.8	1,951.2	873	1,935.2	1,983.8
경상북도	19	1,930.7	1,941.9	1237	1,938.3	1,980.1
경상남도	10	1,936.2	1,960.2	1153	1,944.8	1,982.8
제주특별자치도	0	-	-	197	1,975.1	1,990.2
합계/평균	99	1,933.6	1,948.7	11461	1,955.4	1,992.9

대조군의 경우 양 기간 모두에 걸쳐 서울의 휘발유 가격이 가장 높은 반면 광주의 가격이 가장 낮은 것으로 나타났다. 그리고 동 기간 중 모든 지역에 걸쳐 휘발유 가격은 상승한 것으로 나타났다. 주유소 수는 경기도가 2,208개 소로 가장 많고 제주도가 197개로 가장 적은 것으로 나타났다.

주유소 상표별로는 <표 III-4>에 나타난 바와 같이 SK 에너지가 가장 많은 주유소를 보유하고 있으며 휘발유의 평균가격 역시 가장 높은 것으로 나타났다. GS 칼텍스의 주유소 수가 다음으로 많으며 가격 역시 SK 에너지의 뒤를 잇고 있다. 현대오일뱅크와 S-Oil은 비슷한 가격 수준을 보이고 주유소의 수는 현대오일뱅크가 조금 많은 것으로 나타난다. 기타 상표주유소들의 평균 휘발유 가격이 가장 저렴한 것으로 나타난다.

〈표 III-4〉 주유소 상표 별 주유소 수와 평균 휘발유 가격

(단위: 개소, 원/리터)

브랜드	주유소 수	2012년 1월	2012년 6월
GS 칼텍스	2865	1,961.9	1,999.0
현대오일뱅크	2115	1,944.1	1,983.7
SK 에너지	3947	1,966.5	2,001.1
S-Oil	1806	1,943.7	1,983.4
기타	728	1,931.0	1,975.4
합계/평균	11461	1,955.2	1,992.6

IV. 추정결과

다음의 <표 IV-1>~<표 IV-3>은 이중차분모형으로 추정한 결과를 나타낸다. 모형 1은 식 (2.6)을 사용한 추정결과를 보여주고 모형 2는 3km 내 알뜰주유소의 존재와 직영주유소 여부(대조군 3)를 나타내는 더미를 추가적으로 사용한 모형이며 모형 3은 모형 2에 지역더미와 상표더미(대조군 3)를 추가한 형태이다. 모든 계수 값들이 통계적으로 1% 수준에서 유의한 결과를 보인다.

먼저 본 연구에서 가장 중요한 분석 대상으로 삼고 있는 자영주유소의 전환 가격인하효과는 교차항(interaction)을 통해 확인이 가능하다. 표에 나타난 대조군 1, 2, 3의 경우 교차항의 계수는 -19.85, -22.07, -22.53으로 모든 모형에서 이들 주유소가 전환된 이후인 6월의 평균 휘발유가격이 전환 이전인 1월 평균 휘발유 가격보다 리터당 대략 20원 가량 인하되었음을 의미한다.

알뜰주유소 전환으로 인한 자영주유소의 휘발유가격 인하효과 분석

〈표 IV-1〉 이중차분모형의 추정결과: 대조군 1

구분	모형 1	모형 2	모형 3
상수	1953.70 (0.3999)	1954.38 (0.4256)	1965.05 (0.6202)
주요변수			
3km 내 알뜰주유소		-3.22 (0.6920)	-2.92 (0.6727)
알뜰주유소 (예=1, 아니오=0)	-22.36 (4.0548)	-23.04 (4.0549)	-22.14 (3.8811)
기간더미 (예=1, 아니오=0)	38.14 (0.5656)	38.14 (0.5652)	38.14 (0.5406)
교차항 (DID)	-19.85 (5.7343)	-19.85 (5.7308)	-19.85 (5.4815)

〈표 IV-2〉 이중차분모형의 추정결과: 대조군 2

구분	모형 1	모형 2	모형 3
상수	1957.02 (0.4523)	1958.76 (0.4876)	2031.26 (1.3193)
주요변수			
3km 내 알뜰주유소		-6.96 (0.7366)	-6.75 (0.6844)
알뜰주유소 (예=1, 아니오=0)	-23.41 (4.7306)	-25.16 (4.7245)	-22.36 (4.2743)
기간더미 (예=1, 아니오=0)	37.12 (0.6396)	37.12 (0.6383)	37.12 (0.5770)
교차항 (DID)	-22.07 (6.6900)	-22.07 (6.6764)	-22.07 (6.0357)

〈표 IV-3〉 이중차분모형의 추정결과: 대조군 3

구분	모형 1	모형 2	모형 3
상수	1955.3 (0.4319)	1955.56 (0.4663)	2029.76 (1.3433)
주요변수			
3km 내 알뜰주유소		-7.46 (0.7030)	-7.61 (0.6437)
직영주유소 (예=1, 아니오=0)		24.44 (1.2089)	12.2 (1.1025)
알뜰주유소 (예=1, 아니오=0)	-21.76 (4.6669)	-21.95 (4.6213)	-2.53 (4.2489)
기간더미 (예=1, 아니오=0)	37.58 (0.6108)	37.58 (0.6043)	37.58 (0.5385)
교차항 (DID)	-22.53 (6.6001)	-22.53 (6.5302)	-22.53 (5.8188)

앞서 언급한 바와 같이 여기서 나타난 계수의 추정치는 단순히 평균 가격이 하락했음을 의미하는 것이 아니고 알뜰주유소로의 전환을 통해 발생한 순수 가격인하효과를 나타낸다. 일반 주유소들과의 가격차를 보기 위해서는 알

뜰주유소 여부를 나타내는 더미의 계수들을 통해 확인할 수 있다. 해당 계수의 추정치는 대조군 1의 경우 모형 1, 2, 3에서 각각 -22.36, -23.04, -22.14이고 대조군 2의 경우 -23.41, -25.16, -22.36 마지막으로 대조군 3에서 -21.76, -21.96, -2.53으로 나타났다.

<표 IV-1>~<표 IV-3>에 나타난 자영주유소들의 가격인하효과 이외의 변수들에 대한 계수들을 살펴보면 3km 이내 알뜰주유소가 존재하는 주유소들의 휘발유가격이 그렇지 않은 주유소들에 비해 대조군 1의 모형 2와 3에서 각각 -3.22, -2.92, 대조군 2에서는 -6.96, -6.75, 대조군 3에서는 -7.46, -7.61으로 나타났다. 즉, 가장 보수적인 대조군 1의 결과에 따르면 주유소의 인근에 알뜰주유소가 있는 경우 그렇지 않은 주유소들보다 평균적으로 휘발유의 가격이 리터당 약 3원 가량 저렴한 것으로 나타났다. 본 연구에서 알뜰주유소로 인한 주변주유소들의 가격인하효과를 직접적으로 분석하고 있지는 않지만 이와 같은 결과만으로 봤을 때 알뜰주유소의 진입으로 인한 가격인하가 어느 정도 존재하는 것으로 보인다.

마지막으로 자료의 기간인 1월과 6월간에 나타난 휘발유가격의 차이는 대조군 1, 2, 3에서 각각 리터당 38.14원, 37.12원, 37.58원인 것으로 나타났다. 이에 알뜰주유소의 보급이 없었다고 가정하였을 때 국내 휘발유 가격의 상승은 더욱 컸었을 것으로 짐작하게 하는 결과이다. 대조군 3의 경우 직영주유소는 모형 2와 3에서 각각 24.44원, 12.2원으로 나타나 상대적으로 비싼 것으로 나타났다.

<표 IV-4>는 모형 3에서 추가한 지역더미와 상표더미에 대한 계수와 표준오차를 나타내고 있다. 대조군 2와 3의 결과는 전반적으로 유사하고 서울을 기준으로 봤을 때 광주의 휘발유 가격은 리터당 각각 100원 가량 낮아 전국에서 가장 저렴한 것으로 나타났고, 충청남도가 -61.74, -55.32, 경기도의 경우 각각 -64.73, -60.99로 서울 이외의 지역에서는 가장 비싼 휘발유가격을 보이는 것으로 나타났다. 대조군 1에서는 6대 광역시를 제외한 지역의 더미변수만을 포함시켰다. 충청북도, 강원도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도

가 경상도에 비해 각각 리터당 7.34원, 7.78원, 21.84원, 22.99원, 21.71원, 18.49원 저렴한 것으로 나타났고 제주도의 경우 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 충청남도는 경상도보다 오히려 리터당 3.52원 비싼 것으로 나타났다.

대조군 2에서는 모든 지역더미를 포함하였다. <표 IV-4>에서 보는 바와 같이, 서울의 휘발유 가격과 비교하였을 때, 인천, 대전, 대구, 광주, 부산, 울산의 휘발유 가격은 각각 리터당 67.7원, 68.66원, 89.32원, 103.43원, 70.69원, 82.80원 저렴하였고, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 전라북도, 전라남도, 경상북도, 경상남도, 제주도가 각각 리터당 64.73원, 72.9원, 71.78원, 61.74원, 86.84원, 88.16원, 88.55원, 83.07원, 67.12원 저렴한 것으로 나타났다. 경기도가 기준이 되어 추정치가 구해진 이유로 계수 추정치의 크기가 대조군 2와 3과는 차이를 보이거나 경기도 추정치와의 차이를 따져봤을 때 대조군 1의 결과도 2, 3 유사하다고 할 수 있다.

대조군 3에는 정유사 브랜드 더미를 추가적으로 포함시켰다. 이에 정유사별로는 GS 칼텍스를 기준으로 SK 에너지의 휘발유 가격이 리터당 2.87원 높은 것으로 나타났고 현대오일뱅크가 리터당 16.14원 S-Oil이 각각 리터당 16.14원, 13.13원 낮은 것으로 나타났다. 그리고 이들 정유사 상표 이외의 주유소들은 GS 칼텍스와 비교해 리터당 23.49원 낮은 것으로 나타났다.

<표 IV-4> 이중차분모형 3의 추정결과 (계속)

지역더미							
	대조군 1	대조군 2	대조군 3		대조군 1	대조군 2	대조군 3
인천		-67.7 (2.0773)	-65.46 (1.9704)	대전		-68.66 (2.299)	-65.79 (2.1757)
대구		-89.32 (1.9966)	-84.61 (1.9036)	광주		-103.43 (2.1648)	-97.74 (2.0554)
부산		-70.69 (1.9051)	-66.62 (1.8135)	울산		-82.80 (2.2561)	-77.26 (2.1570)
경기도	Base	-64.73 (1.4283)	-60.99 (1.3621)	강원도	-7.78 (1.1122)	-72.9 (1.7431)	-68.18 (1.6423)

	대조군 1	대조군 2	대조군 3		대조군 1	대조군 2	대조군 3
충청 북도	-7.34 (1.1195)	-71.78 (1.7495)	-65.73 (1.6509)	충청 남도	3.52 (0.9739)	-61.74 (1.6153)	-55.32 (1.5296)
전라 북도	-21.84 (1.029)	-86.84 (1.6656)	-80.9 (1.5691)	전라 남도	-22.98 (1.0291)	-88.16 (1.6654)	-81.42 (1.5689)
경상 북도	-23.71 (0.8921)	-88.55 (1.5444)	-81.92 (1.4734)	경상 남도	-18.49 (0.9149)	-83.07 (1.5632)	-77.41 (1.4869)
제주도	-1.43 (1.8358)	-67.12 (2.4885)	-62.46 (2.4000)				

상표더미

현대오일뱅크	-16.14 (0.8291)	SK 에너지	2.87 (0.7091)
S-Oil	-13.13 (0.8719)	기타	-23.49 (1.2070)

〈표 IV-5〉 비모수 이중차분모형의 추정결과

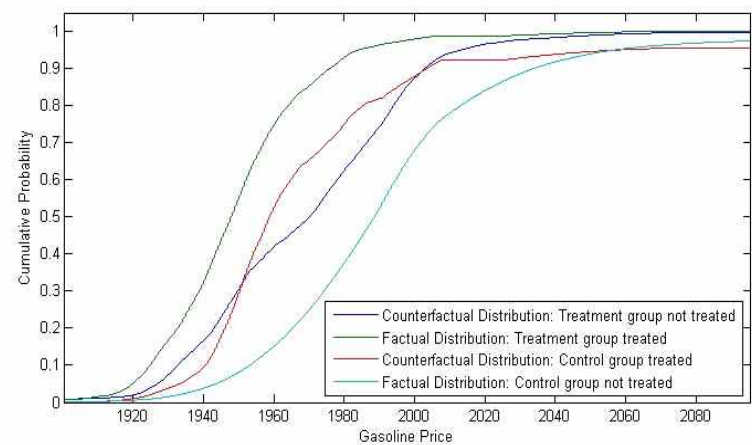
비모수 추정결과	계수 (표준오차)		
	대조군 1	대조군 2	대조군 3
평균	-19.35 (3.5552)	-21.98 (2.0708)	-22.69 (2.1072)
위수(Quantile) 1	-12.31 (3.0652)	-17.69 (2.6275)	-19.00 (3.3833)
위수(Quantile) 2	-11.85 (3.7034)	-14.62 (3.4887)	-15.46 (4.6886)
위수(Quantile) 3	-24.92 (4.9272)	-27.38 (2.5361)	-28.15 (3.4893)
위수(Quantile) 4	-32.08 (6.4050)	-33.46 (3.4264)	-33.62 (4.3475)
위수(Quantile) 5	-16.31 (27.6689)	-36.08 (14.4987)	-36.15 (19.8929)

〈표 IV-5〉는 비모수 이중차분모형을 통한 추정결과를 나타낸다. 비모수 이중차분모형을 통한 추정에서도 자영주유소가 알뜰주유소로 전환되었을 때 평균적으로 나타나는 가격인하효과는 대조군 1, 2, 3에서 각각 리터당 19.35원, 21.98원, 22.69원으로 앞서 확인하였던 이중차분모형에서의 결과와 유사하게 나타났다. 이와 같은 결과는 [그림 IV-1]~[그림 IV-3]을 통해 보다 구체적으

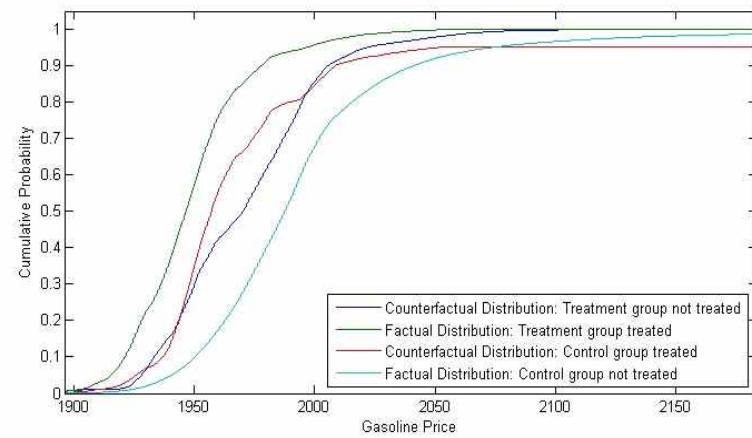
로 확인할 수 있다. 그래프에서 초록색 선은 실험군의 실제 가격의 누적분포 추정치를 나타내며, 옅은 파란색 선은 대조군의 실제 누적분포의 추정치를 보여주고 있다. 그래프의 나머지 두 선은 가상의 경우에 대한 가격 누적분포 추정치를 보여주고 있는데, 짙은 파란색 선은 실험군에 속하는 주유소들이 알뜰주유소로 전환하지 않았을 경우의 누적분포를, 붉은색 선은 대조군의 주유소들이 알뜰주유소로 전환되었을 경우의 누적분포를 보여주고 있다.

[그림 IV-1]에서 실제 실험군의 누적분포(녹색)가 가장 왼쪽에 나타나 있는데, 이것은 다른 세 가지 경우보다 낮은 수준의 휘발유 판매가격을 나타낸다. 대조군이 알뜰주유소로 전환되었을 경우의 휘발유 가격 추정치를 보여주는 붉은색선도 녹색선의 오른쪽에 위치하고 있다. 이것은 대조군의 일반주유소들이 알뜰주유소로 전환되어도 평균적인 판매가격은 높게 형성되었을 것이라는 점을 보여주고 있다. 그러나 이 분포(붉은색선)도 실제 대조군의 분포에 비해서는 왼쪽에 위치해 있어서 만일 정책의 영향을 받을 경우에는 휘발유 판매가격이 하락할 가능성을 보여주고 있지만, 실제 실험군의 분포보다는 오른쪽에 위치해 있어 현재 실험군에 속해있는 주유소에 비해서는 정책효과가 높지 않을 것으로 보여진다. 이러한 결과는 이미 알뜰주유소 전환된 주유소들의 내재적 특성에 기인하여 알뜰주유소 전환 이전에도 다른 주유소보다 낮은 판매가격 수준을 보이고 있었기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 이러한 주유소의 내재적인 특성이 나타나는 구체적인 원인에 대해서는 보다 심도 있는 논의가 필요할 것으로 보인다.

[그림 IV-1] 비모수 이중차분모형을 통한 추정누적분포 : 대조군 1
(단위: 원/리터)

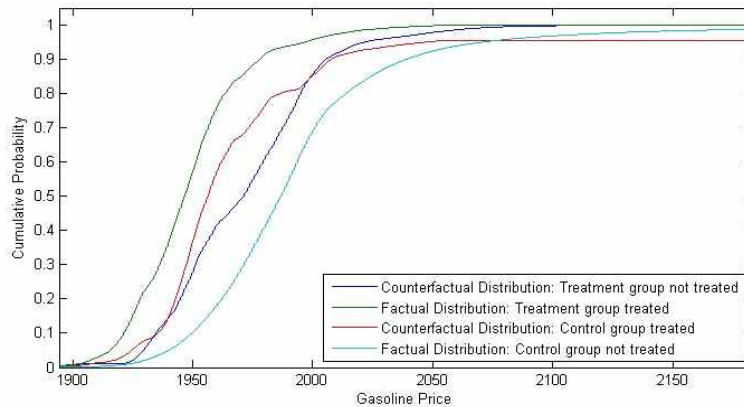


[그림 IV-2] 비모수 이중차분모형을 통한 추정누적분포 : 대조군 2
(단위: 원/리터)



[그림 IV-3] 비모수 이중차분모형을 통한 추정누적분포 : 대조군 3

(단위: 원/리터)



V. 결론

현재 정부(지식경제부)가 추진하고 있는 알뜰주유소 주유소 정책은 정유 4개사의 상표를 가지고 있는 주유소의 비중이 상대적으로 높은 국내 휘발유 시장의 특성을 고려하여 공동구매를 통한 안정적인 석유제품의 공급과 신뢰성 있는 상표를 공유하는 주유소들을 시장의 신규 경쟁자로 진입 시켜 시장의 가격경쟁을 촉진하고 휘발유 가격을 인하하는데 주요 목적이 있다. 이에 정부의 주요 목적이 달성되기 위해서는 알뜰주유소로 전환되는 자영주유소들이 휘발유 가격을 상대적으로 저렴하게 책정하여야 한다.

최근 언론에는 알뜰주유소의 전국 평균 가격과 일반 주유소의 전국 평균 가격을 비교하여 알뜰주유소의 가격을 평가하는 우를 범하고 있다. 알뜰주유소로 전환하는 자영주유소들은 이전의 영업 상황이 긍정적이지 못한 주유소들일 가능성이 높다. 그러므로 알뜰주유소의 가격인하효과를 정확히 인지하기 위해서는 이들 주유소들의 전환 이전과 이후의 가격을 “객관적”으로 비교

하는 것이 다른 일반 주유소들의 가격과 맹목적으로 비교하는 것보다 합리적인 방법일 것이다.

본 연구에서는 이러한 “객관적” 비교를 가능하게 하는 분석기법을 도입하여 알뜰주유소의 가격효과를 분석하였다. 일반적인 이중차분모형과 최근 발전된 비모수 이중차분모형을 사용하여 알뜰주유소 전환된 자영 주유소들의 가격인하효과를 살펴보았다. 사용된 자료는 알뜰주유소 사업이 막 시작된 1월 한 달의 평균과 알뜰주유소가 어느 정도 안착되기 시작한 6월 1일부터 13일까지의 평균 자료가 사용되었다. 추정결과, 이중모형에서는 알뜰주유소로의 전환을 통한 가격인하효과가 리터당 약 20원 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 직영/자영 여부나 3km 내 알뜰주유소 여부를 고정시킨(control) 경우, 지역 및 주유소의 상표를 조건부제한 모형에서도 일관되게 나타났다. 더불어 비모수 이중차분모형을 이용한 결과에서도 알뜰주유소 전환을 통한 인하효과는 리터당 약 20원으로 일관성을 보였다. 추가적으로 주변 3km 이내에 알뜰주유소가 1개라도 존재하는 일반 주유소는 주변에 알뜰주유소가 존재하지 않는 주유소들에 비해 휘발유 가격이 리터 당 3원에서 7원 가량 낮은 것으로 나타났다.

본 연구에서는 정부의 알뜰주유소 정책을 통해 나타날 수 있는 두 가지 측면에서의 가격인하효과, 전환된 자영주유소의 인하효과, 알뜰주유소 주변 주유소의 인하효과 중 전환된 자영주유소의 인하효과를 이중차분모형을 통해 살펴보는데 초점을 맞추었다. 추정결과에서 보는 바와 같이 알뜰주유소로 전환된 주유소는 전환되기 이전에 비해 분명히 저렴한 가격에 휘발유를 제공하는 것으로 나타났다. 그리고 3km 내 알뜰주유소 유무의 계수 추정치에서 보였듯 주변주유소들에까지 가격인하효과가 존재하는 것으로 나타났다.

하지만, 이와 같은 결과만으로 알뜰주유소 사업이 반드시 성공적이라고만 평가할 수는 없다. 사실 현재 알뜰주유소는 정부의 강한 의지에 힘입어 공동구매를 통해 다른 주유소들보다 상대적으로 저렴한 석유제품을 공급 받는 것으로 알려져 있다. 정확한 공급가격은 현재 알려져 있지 않지만 저렴한 공

알뜰주유소 전환으로 인한 자영주유소의 휘발유가격 인하효과 분석

급가격의 하락폭이 추정결과로 도출되었던 리터당 20원보다 크다고 한다면 이들 알뜰주유소 전환 주유소들은 이전에 비해 오히려 높은 마진을 남기고 있을 것이다. 물론 정부의 노력으로 현재의 공급가와 같은 수준이 지속적으로 유지된다고 한다면 이들 주유소의 가격인하효과는 지속될 가능성이 높다. 하지만, 현재 공동구매가 이루어지는 구입처 역시 알뜰주유소의 경쟁상대인 국내 정유사들인 이상 이들 상표를 달고 영업 중인 상표주유소의 업주 입장에서는 향후 형평성 문제를 제기할 가능성이 높다. 성공적인 알뜰주유소의 운영을 위해서는 안정적이고 저렴한 제품 공급이 필요하고 이를 위해 해외의 저렴한 제품을 추가 도입하는 것도 하나의 방법이 될 것이다.

접수일(2013년 2월 26일), 수정일(2013년 3월 25일), 게재확정일(2013년 3월 30일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김대욱 · 김종호, 2010. 「휘발유 소매시장에서 브랜드와 경쟁에 관한 연구」, 산업조직연구.
- 남재현 · 오선아, 2009. 「정유산업의 경쟁상황과 가격결정패턴」, 공정거래위원회.
- 김동훈 · 김형건 · 이지연, 2012. 「자가폴주유소의 시장진입과 가격경쟁 효과에 대한 연구」, 산업조직연구.
- Adamowicz, W. Louviere, J. and Williams, M. 1994. “Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities.” *Journal of Environmental Economics and Management* 26 : pp271-292.
- Angrist, Joshua D. and Jörn-Steffen Pischke, 2009. “Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion”, Princeton.
- Athey, Susan and Guido W. Imbens, 2006. “Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models”, *Econometrica*, 74, 431-497.
- Eckert, Andrew and Douglas, S., West, 2005. “Price Uniformity and Competition in a Retail Gasoline Market”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 56, 219-237.
- Hastings, Justin S., 2004. “Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California”, *American Economic Review*, 94, 317-328.
- _____, 2010. “Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets: Empirical Evidence from Contract Changes in Southern California: Reply”, *American Economic Review*, 100, 1277-1279.
- Netz, Janet S., and Beck A. Taylor, 2002. “Maximum or Minimum Differentiation? Location Patterns of Retail Outlets”, *The Review of Economics and Statistics*, 84, 162-175.
- Pennerstorfer, Dieter, 2008. “Spatial Price Competition in Retail Gasoline Market:

- Evidence from Austria”, *Annals of Regional Science*, 43, 133-158.
- Pinske, Joris, Margaret E. Slade and Craig Brett, 2002. “Spatial Price Competition: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, 70, 1111-1153.
- Taylor, Christopher T., Nicholas M. Kreisle, and Paul R. Zimmerman, 2010. “Vertical relationships and competition in retail gasoline markets: Empirical evidence from contract changes in Southern California: Comment.” *American Economic Review*, 100, 1269 - 1276.
- Slade, Margaret E., 1986. “Conjectures, Firm Characteristics, and Market Structure”, *International Journal of Industrial Organization*, 4, 347-369.

ABSTRACT

The Conversion of an Unbranded Gas Station
into a Thrifty Gas Station: Its Impact on Gas
Prices

Joonhwan Jung*, Jiyon Lee** and Hyunggun Kim***

Facing record-high level of oil prices and increasing volatility in gasoline market, Korean government has introduced a new type of discount gas stations so-called "Thrifty gas stations". By diversifying supply channels and consumer options, the Korean government aimed to boost the competitions among gas stations thus mitigating the burden of households' utility bills. The purpose of this study is to analyse the impact of the introduction of thrifty stations on gasoline prices. This is more subtle task than one might expect since the gas stations which chose to convert into thrifty stations may have been selling their products at lower prices than average gas stations even before the conversion. Thus simple comparisons between thrifty stations and the others may not provide us an appropriate ex post impact assessment. In order to minimize such problems and control the group-specific effects over time, here we use parametric and non-parametric difference-in-differences approaches. Our estimation results indicate that the price of a gas station decreases approximately by 20 KRW after its conversion into a thrifty station and a station near (within 3km radius) to a thrifty station sells its product at a price 3~7 KRW lower on average.

Key Words : Gasoline price, Thrifty stations, Difference-in-differences,
Non-parametric difference-in-differences

JEL Codes : L11, L98, L99

* Associate Research Fellow, KEEL(main author). jhjung@keei.re.kr

** Associate Research Fellow, KEEL(corresponding author). jiyonlee17@keei.re.kr

*** Assistant Professor, Daegu University. kimhyunggun@hotmail.com