

2015. 9

에너지경제연구

Korean Energy Economic Review

제14권 제2호

유가충격에 의한 주가파생상품 반응에 관한 연구 /
이종용

공적분 기법을 이용한 증장기 에너지 수요함수 추정 및 전망 /
배영수

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과:
국제유가의 구조적 변화 시기를 감안한 미국 석유기업 사례 /
최성희

Jumps and Long Memory Volatility Property in Daily Crude Oil Prices:
Case of the Dubai Oil /
Young Wook Han

산유국의 재생에너지정책 결정요인 분석 /
이정은 · 조용성

고령화 · 도시화와 변동성이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 관한 연구:
78개 국가의 패널 자료 분석 /
신동현

우리나라 배출권거래제의 시장 왜곡 요인과 정책적 함의 /
심성희 · 이지웅

원유와 석유제품의 차등관세 적용에 따른 국민경제적 파급효과 분석 /
김승래 · 조창익

난방방식이 가구의 겨울철 난방비 지출에 미치는 영향 분석
- 도시가스 개별난방과 지역난방 방식을 중심으로 - /
윤태연 · 강재성

한국자원경제학회 · 에너지경제연구원

〈한국자원경제학회〉

1987년 6월에 자연자원 및 환경과 관련된 경제이론, 정책, 제도, 산업의 연구 및 그 연구결과의 보급을 목적으로 설립되어, 학술지의 발간, 국내 및 국제 학술발표회의 개최, 그리고 국내외의 관련 학술단체와의 교류 등 설립목적에 부합하는 사업을 지속적으로 추진하여 왔습니다.

현재 한국자원경제학회는 산업통상자원부의 협조로 사단법인으로 등록되어 있으며, 또한 국제에너지경제학회(IAEE)의 한국지부역할을 하고 있는 이 분야의 유일한 학술연구단체로서 국내외의 수많은 에너지정책분야 전문가들이 참여하고 있습니다.

〈에너지경제연구원〉

국내외 에너지 및 자원에 관한 각종 동향과 정보를 신속히 수집·조사·연구하고 이를 널리 보급·활용하게 함으로써 국가의 에너지 및 자원에 관한 정책 수립과 국민경제 향상에 이바지하도록 하기 위하여 정부출연 연구기관으로 1986년 9월 설립되었습니다.

에너지경제연구원은 21세기 국내외 여건변화에 국가·사회가 능동적으로 대응할 수 있도록 국가에너지 Infra 구축을 위하여 에너지산업구조개편, 기후변화협약대응, 에너지국제협력, 에너지이용합리화, 에너지수급동향 등의 연구를 핵심연구사업으로 추진하고 있습니다.

공동편집위원장

윤원철(한양대학교)

양의석(에너지경제연구원)

편집위원

김승래(한림대학교)

김윤경(이화여자대학교)

김태현(에너지경제연구원)

김형건(강원대학교)

박창수(숭실대학교)

박호정(고려대학교)

배정환(전남대학교)

원두환(부산대학교)

위웅석(University of Arkansas at Pine Bluff) 이민수(Asian Development Bank)

정웅태(에너지경제연구원)

최성희(계명대학교)

본지에 게재되는 논문의 내용은 저자 개인의 견해이며, 저자의 소속기관이나 본지의 공식 견해를 대변하는 것은 아닙니다.

「에너지경제연구」는 제5권 제1호부터 한국자원경제학회와 에너지경제연구원이 공동으로 발행하고 있습니다.

2015. 9

에너지경제연구

Korean Energy Economic Review

제14권 제2호

유가충격에 의한 주가파생상품 반응에 관한 연구 *

이종용**

요 약

본 연구에서는 2007년 01월에서 2014년 09월까지 국내 주가파생상품가격의 주간자료를 사용해서 유가충격(oil shock)에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석하였다. 분석에 채용한 계량모형은 유가충격에 관한 연구에서 자주 사용하는 VAR(vector autoregression)모형이며, 분석에 사용한 파생상품은 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200)과 풋(P-KOSPI 200)이다. 그리고 유가충격의 형태차이로 발생할 수 있는 오류를 축소하기 위해서, VAR모형에서의 유가충격을 유가변화와 유가변동으로 구분하여 분석하였다. 추가적으로 유가변화 및 유가변동을 각각 상승과 하락 및 상승과 하락으로 각각 구분해서, 비대칭적인 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응에 대해서도 분석하였다. 분석결과, 첫째 유가변화는 파생상품수익률의 4주에서의 변동성을 10%정도 설명하였다. 둘째 환율의 하락을 동반하는 유가상승(하락)은 모두 파생상품(선물; 콜; 풋)에 매우 긍정적인 영향을 주었다. 그리고 환율의 하락을 동반하는 유가변동의 감소는 파생상품가격에 매우 긍정적인 영향을 주는 것을 발견하였다.

주요 단어 : 유가충격, 주가파생상품, 국내 주가파생상품시장
경제학문헌목록 주제분류 : G11, G14

* 본 연구를 개선하기 위하여 노력하신 익명의 심사자들에게 감사합니다.

** 강원대학교 경영대학 부교수 (주저자). leejr@kangwon.ac.kr

I. 서 론

유가충격(oil shock)과 파생상품(derivatives)가격 간의 관계를 적절히 파악할 수가 있다면, 유동성(liquidity)이 풍부한 파생상품에 관한 거래는 유가충격을 회피하는 것은 물론 유가충격을 이용할 수 있는 투자기회가 될 수도 있다. 왜냐하면 대개 파생상품가격이 기초상품가격을 선도하는 경향이 있기 때문이다. 그런데 유가충격이 주가에 지대한 영향을 주는 것으로 알려져 있지만, 국내외문헌에서 파생상품가격에 대한 유가충격의 영향력에 관한 연구는 많지 않다. 특히 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응에 관한 연구들은 거의 없다. 이런 점을 착안해서, 본 연구에서는 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석하고자 한다.

본 연구에서는, 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 국내외연구들(서지용, 2009; 정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008 등)에서 자주 채용되는 VAR(vector autoregression, Sims, 1980)모형을 사용해서 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응을 분석할 것이다. VAR모형에서 분석대상 변수들은 주요 주가파생상품인 선물 가격, 콜 가격과 풋 가격들 그리고 국제 유가, 국내 이자율, 환율과 기초상품가격이다. 또한 국내외연구들을 참조해서, 유가충격을 선형과 비선형으로 구분하여 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응과 비대칭적인 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응도 분석할 것이다.

유가충격에 관한 국내외연구들은 매우 다양한데(김영덕, 2003; 백정호·김현석, 2013; 서지용, 2009; 차경수, 2008; 정준환·김형진, 2011; Faff and Brailsford, 1999; Park and Ratti, 2008 등), 주가에 대한 유가충격의 영향력은 주로 부정적인 것으로 알려져 있다. 서지용(2009)은 VAR모형을 적용해서 유가충격에 의한 월간 주가의 반응을 분석하였으며, 주가의 반응은 유가충격의 원

인에 따라서 차이가 있음을 제시하였다. 정준환·김형건(2011)은 유가충격과 국내 주가반응에 대하여 검토하였으며, Jones and Kaul(1996)은 제2차대전 전후 시점에서 유가충격이 미국 등의 주가에 부정적인 영향을 미쳤음을 제시하였다. Lee, Ni, and Ratti(1995)은 경기상태에 의한 유가충격과 실물경제 간의 관계 변화에 대하여 실증하였으며, Hamilton(2003)은 유가충격과 주가 간의 비선형적 관계를 강조하였다. 그리고 Park and Ratti(2008)는 유가충격을 선형과 비선형으로 구분해서 유가충격과 유럽 13개국 등의 주가반응에 대하여 검증하고, 석유수출국 이외 국가에서의 주가는 유가충격에 대하여 비대칭적임을 보고하였다. 이달석·오세진·신힘철(2012)은 Fama and French(1993 & 1996)을 이용해서 석유기업의 다각화의 효과가 주가에 미치는 영향을 분석하였으며, 다각화 전략은 유가 상승기에 좀 더 유의적임을 제시하였다. 유가충격이 주가에 영향을 준다면, 유가충격은 주가파생상품가격에도 영향을 줄 수가 있을 것이다. 특히 파생상품 거래의 유동성이 풍부하면, 파생상품가격이 기초상품가격을 선도할 것이다(Chan, 1992). 그런데 Huang, Masulis, and Stoll(1996)은 VAR모형을 사용해서 석유선물과 주가 간의 동적 선도-지연관계가 비유의적임을 제시하였다. 이처럼 유가충격에 관한 다양한 연구들이 존재하지만, 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응에 관한 연구를 찾는 것은 쉽지 않다. 이런 점에 착안해서 본 연구에서는, 주가파생상품에 관한 자료를 이용하여 유가충격에 의한 주가파생상품가격의 반응을 분석할 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 II장에서는 분석모형과 자료에 대해 설명한다. 분석모형은 VAR모형이며, 분석에 사용할 자료들은 국제 유가, 국내 이자율, 환율 그리고 기초상품가격과 국내 파생상품가격들에 관한 시계열 자료들이다. III장에서는 분석에 사용된 자료들의 시계열적 속성을 분석하고, 유가충격에 의한 파생상품가격의 반응을 검증한다. 그리고 IV장에서는 본 연구를 정리한다.

II. 분석모형 및 사용자료

1. 분석모형

유가충격이 파생상품가격에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 본 연구에서는 Sim(1980)이 제안하고 변수들의 시계열들의 동적 선도-지연관계에 관한 연구들이 자주 사용하는 VAR모형을 사용한다(김영덕, 2003; 백정호·김현석, 2013; 서지용, 2009; 차경수, 2008; 정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008). 먼저 단위근 검정(dickey-fuller unit root test, Dickey, Hasza, and Fuller, 1984)으로 국제 유가, 국내 이자율, 환율, 기초상품가격, 주가파생상품(선물; 콜; 풋)가격에 관한 시계열들이 정상적인지(stationarity)를 확인하고 나서, 공적분 검정(co-integration test, Johansen, 1995)으로 시계열들에 장기 균형관계가 존재하는지를 확인한다. 그리고 단위근 및 공적분 관계가 검정된 시계열들을 VAR모형에서의 내생변수로 사용한다. 변수들의 시계열들이 비정상적이면, 변수들을 로그변환하고 차분한 시계열들을 VAR모형에서의 내생변수들로 사용한다. 국제 유가 등 내생변수들과 내생변수들의 시차변수들 간의 연립방정식으로 구성된 VAR모형의 축약형(reduced model)은 다음 식(1)과 같다.

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

식(1)에서 y_t 와 y_{t-i} 는 모두 5x1 열벡터(column vector)이며 로그 1차 차분된 국제 유가, 국내 이자율, 환율, 기초상품가격과 파생상품가격들이다. y_{t-i} 는 y_t 의 i 시차 열벡터이다. A_0 는 5x1 상수 열벡터이며, A_i 는 5x5 계수

행렬이다. u_t 는 $E[u_t] = 0$ 이고 $s = t$ 에서만 $E[u_t u_s] = \Omega$ 이고 $s \neq t$ 에서는 $E[u_t u_s] = 0$ 인 공분산행렬(variance-covariance matrix)을 보유한 오차 열벡터이다.

그리고 유가충격에 대한 파생상품가격의 시계열적 반응을 확인하기 위하여, VAR모형에서 추정된 직교화오차를 충격반응함수(orthogonalized impulse response by variable)로 사용한다. 더불어 VAR모형에서 파생상품수익률의 변동을 결정하는 유가의 영향력을 확인하기 위하여, 추정결과들의 예측오차의 분산분해(proportions of prediction error covariances by variable)를 산출하여 제시한다.

추가적으로 유가충격을 좀 더 자세히 분석하기 위하여, 다음 식(2), 식(3) 및 식(4)과 같은 GARCH(p, q)(Bollerslev, 1986)을 사용해서 유가변동(SOP)을 추정한다(정준환·김형건, 2011; Park and Ratti, 2008).

$$DLOIL_t = a + \sum_{i=0}^p a_i DLOIL_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i Z_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t), h_t = g_0 + g_1 e_{t-1}^2 + g_2 h_{t-1} \quad (3)$$

$$SOP_t = \hat{e}_t (\hat{h}_t)^{-\frac{1}{2}} \quad (4)$$

식(2)에서 $DLOIL_t$ 와 $DLOIL_{t-i}$ 는 각각 t 기에서 국제 유가를 로그 1차 차분한 값이며 $t-i$ 기에서의 로그 1차 차분한 값이며, Z_{t-i} 는 $t-i$ 기에서의 정보 집합(information set)에서 선택된 정보 열(vectors)이다. 그리고 e_t 은 t 기에서의 오차이며, a , a_i 및 b_i 는 모두 추정계수들이다. 식(3)에서의 $g_0, i = 0, 1, 2$ 는 모두 GARCH(p, q)로 추정된 계수들이다. 식(4)은 본 연구에서 추정하는 유가변동을 나타낸다. 그리고 유가변화 측면에서의 유가 충격을 파생상품가격에 대한 유가충격의 비대칭적 효과를 살펴보기 위해서,

유가충격을 각각 양(+인) 유가상승 $DLOIL_t^+ = \max(DLOIL_t, 0)$ 그리고 음(-)인 유가하락 $DLOIL_t^- = \min(DLOIL_t, 0)$ 으로 구분한다. 또한 유가변동 측면에서의 유가충격을 각각 유가변동 증가 $SOP_t^+ = \max(SOP_t, 0)$ 와 유가변동 감소 $SOP_t^- = \min(SOP_t, 0)$ 으로 구분한다.

식(1)뿐만 아니라 유가충격이 외생변수임을 좀 더 강조하기 위하여, 본 연구에서는 선형 동적다중(linear dynamic simultaneous equations)모형을 채용해서 유가충격의 영향을 분석한다. 본 연구에서의 선형 동적다중모형 또는 VARX모형이란 VAR모형에 외생변수들을 추가하거나 VAR모형에서의 내생변수들의 일부를 외생변수로 채용하고 내생변수들의 나머지를 내생변수로 채용하는 VAR모형을 의미한다. VARX모형은 변수별 다중 회귀분석모형들을 하나의 모형으로 구현할 수 있거나 해외 변수들이 소규모개방경제에서의 국내변수들에 대한 해외요인들의 영향력을 분석하는데 편리한 면이 있으며, VARX모형에서 단변량 설명력들은 회귀분석에서의 모형설명력과 동일하다(Lütkepohl, 2005, pp. 388-395). 본 연구에서 채용된 VARX모형은 아래 식(5)과 같은 축약형으로 표현할 수가 있다.

$$x_t = B_0 + \sum_{i=0}^q B_{1i} z_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{2i} x_{t-i} + v_t \quad (5)$$

식(5)에서 x_t 와 x_{t-i} 는 모두 로그 1차 차분된 파생상품가격과 기초상품 가격의 2x1 열벡터이며, x_{t-i} 는 x_t 의 i 시차 열벡터이다. z_{t-i} 는 i 시차에서의 이자율; 유가상승 $DLOIL_{t-i}^+$ 과 유가하락 $DLOIL_{t-i}^-$, 로그 1차 차분된 환율들의 3x1 열벡터 그리고 유가상승과 유가하락을 유가변동 증가 SOP_{t-i}^+ 와 유가변동 감소 SOP_{t-i}^- 로 대체한 4x1 열벡터이다. B_0 는 2x1 상수 열벡터이며, B_{1i} 과 B_{2i} 는 각각 국제 유가, 국내 이자율과 환율로 구성된 외생변수들에 관한

계수들의 2×4 행렬과 파생상품가격과 기초상품가격으로 구성된 내생변수들에 관한 계수들의 2×2 행렬이다. 식(5)에서의 v_t 는 식(1)에서의 공분산행렬과 유사한 공분산행렬을 보유한 오차 열벡터이다.

2. 사용자료

본 절에서는 본 연구에서 사용하는 자료 및 자료출처를 제시한다. 본 연구에서 사용하는 자료들은, 유가와 파생상품가격 등을 포함한 시계열자료들이다.

유가와 파생상품가격들에 관한 자료들은 각각 국가 에너지통계 종합정보시스템과 자본시장통계포털에서 추출하였다. 국제 유가(유가)는 Dubai산 유가이며(서지용, 2009; 정준환·김형건, 2011 등), 파생상품은 KOSPI 200 파생상품지수인 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200) 그리고 풋(P-KOSPI 200)이다. 이하에서 기초상품은 KOSPI 200이며 주가파생상품들은 KOSPI 200파생상품에 관한 파생상품지수(선물; 콜; 풋)들을 의미한다. 국내 이자율과 환율 자료들은 한국은행 경제통계시스템에서 추출하였다. 국내 이자율은 한국거래소 파생상품들의 기준이자율인 CD91물 연이자율이며, 환율은 국제 유가를 표시하는 대미환율(US)이다.

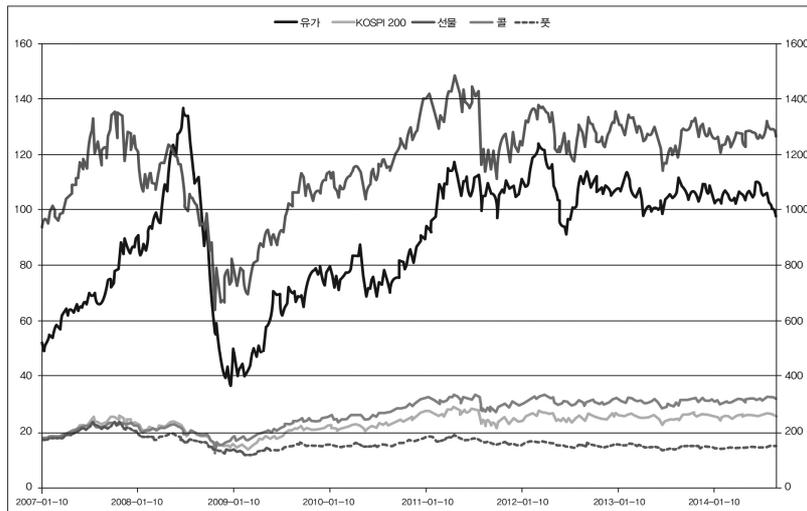
추출한 자료들의 거래일들이 서로 일치하지 않고 거래지연일(non-trading dates)이 자료마다 차이가 있어서, 자료시차를 수요일 기준 주간으로 설정하였다. 수요일이 휴일이면, 화요일을 수요일로 대체하였다. 최종적으로 선정된 자료들은, 2007년 01월부터 2014년 09월에서의 석유현물시장과 국내 파생상품 시장에서의 거래일을 반영한 수요일기준 주간자료들이다. <표 1>에서는 본 연구에서 사용하는 자료들을 정리한다.

〈표 1〉 분석대상 자료

자료		사용변수	시계열시점
국제 유가(유가)		유가(Dubai)	수요일
국내 이자율(이자율)		CD91	수요일
환율		대미환율(US)	수요일
기초상품		KOSPI 200	수요일
파생상품	선물	F-KOSPI 200	수요일
	콜	C-KOSPI 200	수요일
	풋	P-KOSPI 200	수요일

[그림 1]에서는 2007년 01부터 2014년 09월 기간에서 국제 유가인 Dubai, 기초상품인 KOSPI 200, KOSPI 200 파생상품지수(선물; 콜; 풋)의 주간자료들의 시계열을 제시하고 있다. [그림 1]에서 보듯이, 2009년부터 유가와 선물은 연동하는 경향이 매우 강함을 알 수가 있다. 자료기간에서 유가(달러)는 36~136정도이며, 선물은 639~1,482정도이다. 그리고 콜과 풋은 각각 137~332 정도와 122~244정도이다.

[그림 1] 자료 시계열



Ⅲ. 분석결과

본 장에서는 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품에 관한 주간자료들을 사용하여 시계열적 특성을 확인하고, 유가충격이 파생상품들에 미치는 영향과 반응에 대하여 분석한다.

1. 단위근 검정과 공적분 검정

본 절에서는 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 연구(서지용, 2009; 정준환·김형진, 2011 등)를 참조해서, 시계열들의 기초통계와 시계열적 특성인 단위근과 공적분 관계에 관한 분석결과를 제시한다. 분석에 사용되는 자료들은 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품들에 관한 주간자료들의 로그값과 주간자료들의 로그변환이후 1차 차분된 시계열자료들이며, 기초통계 그리고 검정 결과들을 <표 2>에 제시한다.

<표 2>에서의 패널 1에서 보듯이, 기초상품가격의 로그값의 표준편차대비 평균(=평균/표준편차)은 33정도이지만 파생상품가격(선물; 콜; 풋)의 로그값들의 표준편차대비 평균은 각각 44, 26과 39이다. 이것은, 유가, 이자율 그리고 환율의 영향을 무시하면, 자료기간에서는 선물과 풋이 기초상품보다 우수한 투자기회일 수가 있음을 의미한다. 하지만 자료기간에서 환율의 표준편차대비 평균 67이라서, 유가와 환율을 감안한다면 기초상품과 파생상품(선물; 콜; 풋)이 우수한 투자기회라고 볼 수는 없다.

<표 2>에서의 패널 2에서 보듯이, 유가, 이자율, 환율, 기초상품 및 파생상품의 자료들의 로그값들은 비정상적이지만, 자료들의 로그값을 1차 차분한 시계열들은 정상적임을 알 수가 있다. 패널 3에서는 로그 1차 차분 시계열들의

시차36(약 9개월)에서 공적분 관계에 관한 검정결과를 보여준다. 패널 3에서 공적분(I(2))에 관한 검정결과 λ Trace에서 보듯이, 유의수준 1%에서 자료들에서 최대 2개의 공적분 관계가 존재할 수가 있음을 알 수가 있다. VAR모형에서 내생변수들은 기초상품과 파생상품(선물; 콜; 풋)을 포함하므로, 내생변수간에 공적분 관계가 존재하는 것은 당연하다고 볼 수가 있다. 따라서 공적분 관계가 존재하는 시계열을 분석하는 경우에는 VAR모형보다 VEC(vector error correction, Engle and Granger, 1987)모형이 좀 더 적합한 분석모형일 수가 있다. 하지만 단기에서의 VEC모형과 VAR모형에서의 분석결과들이 서로 유사하므로(정준환·김형건, 2011; Naka and Tufte, 1997), 본 연구에서는 VAR모형에 의한 분석결과들을 제시한다.

〈표 2〉 기초통계, 단위근 검정 및 공적분 검정

패널 1: 기초통계						
자 료	자료 수	평균	표준편차	최소	최대	
유가	400	4.47	0.27	3.60	4.92	
이자율	400	1.22	0.29	0.86	1.82	
환율	400	7.00	0.10	6.81	7.36	
기초상품	400	5.43	0.17	4.86	5.68	
선물	400	7.06	0.16	6.46	7.30	
콜	400	5.56	0.21	4.92	5.81	
풋	400	5.11	0.13	4.81	5.50	
패널 2: 단위근 검정						
자 료	자료의 로그		자료의 로그 1차 차분			
	상수	추세	상수	추세		
유가	-2.28	-2.15	-15.10**	-15.12**		
이자율	-1.05	-1.35	-11.79**	-11.77**		
환율	-2.03	-1.88	-16.83**	-16.90**		
기초상품	-2.11	-2.43	-16.55**	-16.53**		
선물	-2.19	-2.41	-17.18**	-17.17**		
콜	-1.65	-2.21	-16.48**	-16.48**		
풋	-1.69	-2.02	-14.30**	-14.28**		
패널 3: 공적분(I(2)) 검정						
r	0	1	2	3	4	5
λ Trace	205.95**	129.98**	82.21**	43.99	23.51	8.66

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2. 유가충격과 파생상품의 반응

본 절에서는, 유가충격에 의한 주가파생상품의 반응을 분석한다. 분석모형은 이자율, 유가, 환율, 기초상품과 파생상품들의 로그 1차 차분된 주간자료로 구성된 VAR모형이다. 그리고 유가충격에 의한 주가의 반응에 관한 연구들(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008)을 참조해서, VAR모형은 유가, 이자율, 환율, 기초상품, 파생상품(선물; 콜; 풋)들의 순서로 구성하였으며, 유가충격에 대한 파생상품의 반응에 관한 분석결과들을 <표 3>에 제시한다. 패널 1에서는 유가변화 측면에서의 유가충격에 의한 반응들에 관한 분석결과이며, 패널 2에서는 GARCH(1, 1)모형으로부터 추정된 유가변동을 유가충격으로 사용한 분석결과들이다. 패널 1과 패널 2에서의 첫째 행들은 변수순서에 의한 분석결과들이며, 첫째 행 이외 행들은 첫째 행의 강건함(robustness)을 확인하기 위해서 실시한 VAR모형 분석결과들이다. 마지막 행들에서는 기초상품을 제외한 VAR모형을 사용한 분석결과를 제시한다. *와 **는 각각 유가충격에 대하여 시차2에서 기초상품가격 및 파생상품가격들이 유의수준 5%와 1%에서 유의적으로 반응함을 의미한다.

<표 3>에서의 패널 1의 첫째 행에서 보듯이, 유가변화는 유의수준 5%에서 기초상품(KOSPI 200), 선물(F-KOSPI 200), 콜(C-KOSPI 200) 및 풋(P-KOSPI 200)에 비유의적이지만 부정(-)적인 영향을 준다. 이런 결과들과 VAR모형에서 변수순서를 변경하거나 기초상품을 제외한 분석결과들에서도 동일하다. 패널 2에서의 첫째 행에서 보듯이, 유가충격을 유가변동으로 대체하면, 유가충격은 기초상품, 선물, 콜에는 부정적인 영향을 준다. 반면에 유가충격은 풋에 긍정적인 영향을 준다. 그리고 패널 2에서 첫째 행 이외 행들에서 보듯이, VAR모형에서 변수순서를 변경하거나 기초상품을 제외하더라도 기초상품과 파생상품의 반응은 차이가 없다.

〈표 3〉 유가충격과 파생상품의 반응

패널 1: 유가변화에 의한 파생상품의 반응						
유가변화	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
유가변화	이자율	환율	-	-	-	-
유가변화	환율	이자율	-	-	-	-
이자율	유가변화		-	-	-	-
유가변화	이자율	환율		-	-	-
패널 2: 유가변동에 의한 파생상품의 반응						
유가변동	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
유가변동	이자율	환율	-	-	-	+
유가변동	환율	이자율	-	-	-	+
이자율	유가변동		-	-	-	+
유가변동	이자율	환율		-	-	+

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

〈표 3〉에서 VAR모형에 채용한 분석결과들을 종합하면, 유가변화와 유가변동 측면에서 유가충격의 증가는 기초상품, 선물 및 콜에 부정적인 영향을 주지만 풋에 긍정적인 영향을 줄 수가 있음을 알 수가 있다. 다음 〈표 4〉에서는 선행연구들(정준환·김형건, 2011; Park and Ratti, 2008 등)을 참조하여 유가변화에 의한 이자율, 환율, 기초상품과 파생상품의 시차적 반응(orthogonalized impulse response by variable)들을 제시한다.

〈표 4〉 파생상품의 시차적 반응

시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	-0.21	-0.09	0.24	0.26	0.25	0.10
2	0.08	0.06	-0.14	-0.14	-0.18	0.04
3	0.14	-0.27	0.42	0.41	0.32	0.27
4	0.16	0.06	0.01	-0.03	-0.03	0.10
8	-0.30	-0.25	0.09	0.09	0.08	0.14
12	0.14	0.06	-0.09	-0.05	-0.11	-0.02

〈표 4〉에서 보듯이, 유가충격에 의한 선물과 콜의 반응은 시차 1부터 시차 4에서 증가와 감소를 반복하는 경향이 존재함을 확인할 수가 있다. 이와 같은 증가 및 감소는 기초상품에서도 마찬가지이다. 반면에 풋의 반응은 시차1부터 시차3에서 증가하는 경향이 존재한다.

〈표 5〉 파생상품수익률 변동성에 대한 분산분해

패널 1: 유가변화에 의한 파생상품수익률의 변동성에 대한 분산분해						
시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	0.06	11.20	11.49	11.95	10.67	7.85
2	1.71	10.99	11.50	12.04	10.83	7.92
3	1.83	10.42	11.26	11.70	10.74	7.84
4	2.49	11.52	12.32	12.48	11.37	9.11
8	4.79	13.28	12.20	12.42	11.18	10.60
12	11.28	14.02	11.64	11.62	10.92	10.67
패널 2: 유가변동에 의한 파생상품수익률의 변동성에 대한 분산분해						
시차	이자율	환율	기초상품	선물	콜	풋
1	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
2	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
3	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
4	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
8	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00
12	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00

파생상품가격은 유가충격에 의하여 다양한 반응을 나타낼 수가 있다. 예를 들어서 기초상품가격이 상승하면, 콜 가격은 상승하고 풋 가격은 하락한다. 따라서 기초상품의 현재가격을 하락시키는 유가충격은 옵션 가격에 부정적인 영향을 줄 것이다. 그런데 기초상품의 위험(volatility)이 증가하면 옵션 가격들은 증가하므로, 기초상품가격의 위험을 증가시키는 유가충격은 옵션 가격을 증가시킬 것이다. 이처럼 유가충격이 기초상품가격과 변동성에 각각 긍정적인가 그리고 부정적인가에 따라서, 유가충격에 의한 옵션들 가격의 반응은 다양할 수가 있다. <표 5>에서는 선행연구(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008 등)를 참조해서 유가충격에 의한 파생상품수익률 변동성의 분산분해에 관한 분석결과를 제시한다. 패널 1과 패널 2는 각각 유가충격을 유가변화와 유가변동으로 구분한 분석결과들이다.

<표 5>에서의 패널 1에서 보듯이, 유가변화는 시차1부터 시차12에서 기초상품수익률과 파생상품(선물; 콜)수익률의 변동성의 10%이상을 설명한다. 특히 풋 수익률의 변동성에 관한 설명력은 시차1부터 시차12에서 증가하는 경향이 있다. 더불어 이자율의 변동성에 관한 설명력도 시차1부터 시차12에서 서서히 증가하는 경향이 있음을 알 수가 있다. 그런데 패널 2에서 보듯이, 유가변동에 의한 기초상품수익률의 변동성과 파생상품(선물; 콜)수익률의 변동성에 설명력은 0.01(%)이하이다. 변동성에 의한 설명력 0.01은 유가변화에 의한 기초상품수익률 설명력 10(%)보다는 매우 미미하다. 유가충격에 의한 기초상품의 반응을 좀 더 분석하기 위하여, 다음 절에서는 유가충격의 비대칭성에 관한 분석결과들을 제시한다.

3. 유가충격에 대한 파생상품 반응의 비대칭성

본 절에서는 비대칭적 유가충격과 주가반응에 관한 선행연구(정준환·김형진, 2011; Park and Ratti, 2008)을 참조해서 비대칭적 유가충격에 대한 파생상품의 반응에 관한 분석결과를 제시한다. 분석방법은 식(5)에서의 VARX모

형이며, VARX모형에서의 종속변수들은 파생상품(선물; 콜; 풋)과 기초상품들을 각각 로그변환하고 1차 차분한 주간자료들이다. 패널 1에서 독립변수들은 t 에서의 유가상승 $DLOIL_t^+$ 과 유가하락 $DLOIL_t^-$, t 에서의 이자율과 환율들을 각각 로그변환이후 1차 차분한 주간수익률들과 $t-1$ 에서의 기초상품과 파생상품들을 각각 로그변환이후 1차 차분한 주간수익률들이다. 패널 2에서의 독립변수들은 패널 1에서의 유가상승과 유가하락만을 각각 유가변동 증가 SOP_t^+ 와

〈표 6〉 비대칭적 유가충격과 파생상품의 반응

패널 1: 유가변화와 파생상품가격의 변화								
	상수	유가상승 (t)	유가하락 (t)	이자율 (t)	환율 (t)	선물 (t-1)	기초상품 (t-1)	R-Sq.
선물	0.00	0.18**	0.24**	0.04	-0.85**	0.14	-0.23	0.41
기초상품	0.00	0.17**	0.22**	0.05	-0.80**	0.45	-0.54	0.40
						콜 (t-1)		
콜	0.00	0.14**	0.16**	0.01	-0.68**	-0.23	0.13	0.37
기초상품	0.00	0.18**	0.21**	0.05	-0.80**	-0.12	0.03	0.40
						풋 (t-1)		
풋	0.00	0.14**	0.13**	0.09	-0.37**	-0.11	0.06	0.24
기초상품	0.00	0.19**	0.21**	0.05	-0.80**	0.12	-0.14	0.40
패널 2: 유가변동과 파생상품가격의 변화								
		유가변동 증가(t)	유가변동 감소(t)			선물 (t-1)		
선물	0.00	0.00	0.01**	0.07	-0.91**	0.14	-0.24	0.39
기초상품	0.00	0.17	0.22**	0.05	-0.80**	0.45	-0.54	0.40
						콜 (t-1)		
콜	0.00	0.00	0.01**	0.02	-0.71**	-0.27	0.16	0.37
기초상품	0.00	0.00	0.01**	0.08	-0.86**	-0.16	0.06	0.39
						풋 (t-1)		
풋	0.00	0.00	0.01**	0.11	-0.41**	-0.10	0.05	0.23
기초상품	0.00	0.00	0.01**	0.08	-0.85**	0.13	-0.15	0.39

주: * 및 **은 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

유가변동 감소 SOP_t^- 로 대체한 변수들이다. 표에서 * 및 **은 각각 5% 및 1% 수준에서 유의함을 의미하며, R-Sq.는 VARX모형에서의 단변량 모형설명력이다.

<표 6>에서의 패널 1에서 선물과 기초상품 종속변수로 설정하고 VARX(0, 1)모형을 사용한 분석결과에서 보듯이, 유가상승과 유가하락은 유의수준 1%에서 선물과 기초상품에 매우 긍정적인 영향을 준다. 반면에서 환율은 유의수준 1%에서 매우 부정적인 영향을 준다. 선물과 기초상품의 반응에 관한 분석결과들은 콜과 기초상품 그리고 풋과 기초상품을 종속변수로 채용하고 VARX(0, 1)모형을 사용한 분석결과에서도 거의 같다. 이처럼 유가상승과 유가하락은 모두 기초상품과 파생상품에 매우 유의적으로 긍정적인 영향을 주며, 환율은 매우 유의적으로 부정적인 영향을 준다. 이것은 환율의 하락을 동반하는 유가의 변화는 기초상품과 파생상품에 모두 긍정적인 영향을 준다는 것을 의미한다.

패널 2에서 선물과 기초상품이 종속변수이고 비대칭적인 유가변동에 관한 분석결과에서 보듯이, 유가변동성 감소는 유의수준 1%에서 선물과 기초상품에 매우 긍정적인 영향을 주지만 환율은 유의수준 1%에서 매우 부정적인 영향을 준다. 이런 결과들은 VARX(0, 1)모형에서 선물을 콜 그리고 풋으로 대체한 분석결과에서도 마찬가지이다. 이처럼 환율의 하락을 동반하는 유가변동의 감소는 기초상품과 파생상품에 매우 긍정적인 영향을 준다는 것을 의미한다.

IV. 결 론

유가충격이 금융시장에 지대한 영향을 주는 것으로 알려져 있지만, 위험관리 측면에서 유가충격과 파생상품가격 간의 관한 연구는 매우 부족한 편이다. 유가충격에 의한 파생상품가격의 반응을 검토하기 위하여, 본 연구에서는 유

가충격에 의한 KOSPI 200의 파생상품가격들의 반응을 분석하였다. 분석에 사용한 자료들은 2007년 01월에서 2014년 09월에서의 KOSPI 200 파생상품지수(선물; 콜; 풋)들에 관한 주간자료이며, 분석모형은 유가충격에 관한 연구들에서 자주 채용하는 VAR모형이다. VAR모형에서 내생변수들은 유가, 이자율, 환율, KOSPI 200과 KOSPI 200파생상품지수들이다.

검증결과는 다음과 같다. 첫째 유가변화와 유가변동 측면에서 유가충격은 시차2주에서의 파생상품(선물; 콜)에 유의수준 5%에서 비유의적이지만 부정적인 영향을 주며, 유가변동은 풋에 시차2주에서 비유의적으로 긍정적인 영향을 준다. 그리고 유가충격에 의한 기초상품과 파생상품(선물; 콜; 풋)의 시차적 반응은 4주(1개월)이상 지속된다. 둘째, 유가변화 측면에서 유가충격의 설명력은 4주차에서 파생상품지수(선물; 콜; 풋)의 변동성의 10%이상이었다. 셋째 환율이 하락하는 경우에서, 유가의 상승 및 하락 그리고 유가변동의 감소는 파생상품(선물; 콜; 풋)에 매우 긍정적인 영향을 주었다.

본 연구에서는 해외 유가충격에 의한 국내 주가지수파생상품지수들의 반응을 분석하였다. 하지만 개별주가의 파생상품들에 관한 자료를 확보하지 못하여, 국내기업들이 유가충격을 회피하는데 좀 더 유용한 유가충격과 국내기업주가의 파생상품 간의 관계에 관한 분석결과를 제시할 수는 없었다. 더불어 유가충격과 해외기업주가의 파생상품에 관한 분석을 제시하지는 못하였다. 이런 분석들을 후속연구주제로 제시한다.

접수일(2014년 11월 12일), 수정일(2015년 3월 24일), 게재확정일(2015년 4월 13일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김영덕. 2003. 「유가변동에 대한 거시경제의 반응 - 도입단가와 국제현물유가의 차이를 중심으로」 에너지경제연구 제2권 제2호, pp. 1-29.
- 백정호·김현석. 2013. 「EU ETS의 장단기 가격결정요인 분석」 에너지경제연구 제12권 제1호, pp. 25-43.
- 서지용. 2009. 「유가충격의 요인별 분석 및 한국주식시장과의 관계」 경영관련학회 통합학술대회.
- 이달석·오세신·신협철. 2012. 「석유산업 미래전략 연구-사업다각화 전략」 에너지경제연구원 기본연구서 10-23.
- 정준환·김형진. 2011. 「유가충격에 따른 국내 주식시장의 업종별 효과에 관한 연구」 산업경제연구 제24권 제6호, pp. 3589-3610.
- 차경수. 2008. 「최근 유가 상승요인에 관한 소고」 에너지경제연구 제7권 제2호, pp. 1-26.
- Bollerslev, Tim. 1986. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics* 31(3), 307-327.
- Campbell, John Y. Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, USA.
- Chan, Kalok. 1992. “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market.” *Review of Financial Studies* 5(1), 123-152.
- Dickey, David A., Hasza, David P., and Fuller, Wayne A. 1984. “Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series.” *Journal of the American Statistical Association* 79(386), 355-367.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 55(2), 251-276.
- Faff, W. Robert and Timothy J. Brailsford. 1999. “Oil Price Risk and the

- Australian Stock Market.” *Journal of Energy Finance and Development* 4(1), 69-87.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1993. “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.” *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. 1996. “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies.” *Journal of Finance* 51(1), 55-84.
- Hamilton, James D. 2003. “What is an Oil Shock?” *Journal of Econometrics* 113(2), 363-398.
- Huang, Roger D., Masulis, Ronald W., and Stoll, Hans R. 1996. “Energy Shocks and Financial Markets.” *Journal of Futures Markets* 16(1), 1-27.
- Hull, John C. 2015. *Options, Futures, and Other Derivatives* 9th edition. Pearson.
- Johansen, Søren. 1995, “A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables.” *Econometric Theory* 11(1), 25 - 59.
- Jones, Charles M., and Kaul, Gautam. 1996. “Oil and the Stock Markets.” *Journal of Finance* 51(2), 463-491.
- Lee, Kiseok, Ni, Shawn, and Ratti, Ronald A. 1995. “Oil Shocks and the Macroeconomy: the Role of Price Variability.” *Energy Journal* 16(4), 39-56.
- Lütkepohl, Helmut. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Springer-Verlag.
- Naka, Atsuyuki, and Tufte, David. 1997. "Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems." *Applied Economics* 29(12), 1593-1603.
- Park, Jungwook and Ratti, Ronald A. 2008. “Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries.” *Energy Economics* 30(5), 2587-2608.
- Sims, Christopher A. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48(1), 1-48.

ABSTRACT

Effect of Oil Shock on Stock Index Derivatives
in Korean Market

Jong-Ryong Lee*

In contrast to the diverse examination of oil shock, few papers have been devoted onto the effect of the oil shock on stock derivatives. This paper examines the effect on stock index derivatives with the weekly data of derivatives indices such as F-KOSPI 200, C-KOSPI 200, and P-KOSPI 200 respectively as futures; call; put on KOSPI 200 listed in Korean Exchange in the period between January 2007 and September 2014 by VAR (vector autoregression) model. VAR model is often applied to the analysis of the effect of the oil shock on stock price. Oil shock are referred to as the changes in the level the volatility of oil price. The changes are also classified into positive and negative ones. The paper documents as follows. First of all, the change of the level and the volatility affect the change of stock index derivatives. Without the increase in foreign exchange rates, the decrease of the volatility strongly leads to increase of returns of stock index derivatives.

Keywords: Oil shock, Derivatives on stocks, Korean exchange

* Associate Professor, Kangwon National University (main author).
leejr@kangwon.ac.kr

공적분 기법을 이용한 중장기 에너지 수요함수 추정 및 전망

배영수*

요 약

이 논문은 공적분 기법을 이용하여 우리나라의 중장기 에너지 수요함수를 추정
한 후 이를 바탕으로 2035년까지의 에너지 수요를 전망하고 있다. 실증분석
결과를 보면 먼저 1인당 에너지 소비량, 1인당 실질 GDP 및 에너지 가격지수
사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 밝혀졌다. 또한 DOLS 추정량을 이용하
여 수요함수를 추정한 결과 1인당 실질 GDP 및 에너지 가격의 탄력성은 각각
1.06과 -0.30로 추정되었으며 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 이를 이
용하여 2035년까지 1차 에너지에 대한 수요 전망치를 계산해 보면 대체로 제2
차 국가에너지 기본계획의 전망치와 유사한 모습을 보였으나 경제성장률에 대
한 가정의 작은 변화가 장기적으로 에너지 수요 전망치에 큰 차이를 가져오는
것으로 확인되었다.

JEL Classification : Q41, Q47, C22

핵심주제어 : 에너지 수요, 공적분, 중장기 전망, 단위근

* 서울시립대학교 경제학부 부교수. 이메일: ysbac@uos.ac.kr. 전화: 02-6490-2066.

I. 머리말

현대 사회에서 에너지는 자본, 노동 등과 함께 없어서는 안 될 핵심적인 생산요소이면서 동시에 일상생활에 있어 필수적인 소비재로써 더 이상 강조하기 어려운 정도로 중요한 재화이다. 또한 생산설비의 확충에 막대한 비용과 상당한 시간이 소요되며 현재의 기술수준으로는 보관이 용이하지 않다는 점에서 수요에 대한 예측과 이에 바탕을 둔 장기적인 관점에서의 수급관리 계획이 매우 중요한 국가적인 정책과제가 되고 있다.

이런 특성을 감안하여 어떤 나라도 에너지에 대한 수요와 공급을 전적으로 시장에만 맡겨두는 경우는 없으며 정도에 차이가 있을 뿐이지 정부가 일정 정도 시장에 관여하고 있다. 또한 많은 나라들이 종합적인 에너지 관리 계획을 세우고 이를 기반으로 에너지 관련 정책을 실시하고 있다. 우리나라도 예외가 아닌데 최근 정부는 제2차 국가에너지 기본계획을 수립하여 2035년까지의 에너지 수요 전망에 근거한 종합적인 에너지 관련 정책을 실시하고 있다.

이처럼 중요한 국가에너지 기본계획의 기반이 되는 것은 에너지 수요에 대한 장기 전망이다. 이에 제2차 국가에너지 기본계획에서는 2035년까지의 1차 및 최종 에너지, 그리고 각각에 대한 에너지원별 수요 전망치를 발표하고 있다. 이처럼 에너지 수요에 대한 중장기 전망은 국가 경제의 안정적인 운영에 있어 매우 중요한 주제라고 할 수 있다.

한편 에너지와 관련한 또 다른 중요한 이슈는 에너지와 경제성장 사이에 안정적인 상호의존 관계가 존재하는지를 확인하는 것인데 이를 통해 각종 에너지 관련 정책이 국가 경제에 미치는 영향을 파악할 수 있다. 이와 관련하여 지금까지 공적분(cointegration) 분석을 통해 에너지 소비량과 국내총생산 사이에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 확인하는 연구가 많이 이루어지고 있다.

이에 본 논문에서는 우리나라의 연간 자료를 이용하여 에너지 소비량, 국내 총생산 및 에너지 가격 사이에 공적분 관계가 존재하는지를 확인한 후 공적분 회귀모형을 이용하여 우리나라의 중장기 에너지 수요함수를 추정하고자 한다. 그리고 이렇게 추정된 에너지 수요함수를 이용하여 2035년까지의 장기 에너지 수요 전망치를 도출한 후 이를 2014년에 발표된 제2차 국가에너지 기본계획 상의 전망치와 비교함으로써 그 특성 및 차이점에 대해 살펴보고자 한다. 본 논문은 우리나라를 대상으로 연간 자료를 이용하여 전체 에너지에 대한 중장기 수요함수를 공적분 기법으로 추정한 첫 번째 논문이라는 점에서도 의의가 있다고 생각된다.¹⁾

논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서 국내외 선행연구에 대해서 살펴보고 본 연구와의 차별성을 설명한다. 제3장에서는 공적분 기법을 이용하여 중장기 에너지 수요함수를 추정하는 방법론에 대해 살펴본다. 제4장에서는 우리나라의 연간 자료를 이용한 실증분석 결과 및 2035년까지의 수요 전망치를 도출하고 이에 대해 논의하고자 한다. 마지막 제5장에서 결론을 제시하면서 논문을 마무리 한다.

II. 선행 연구

이번 절에서는 에너지와 관련된 국내외 선행 연구를 살펴보고 본 연구와의 차별성을 설명하고자 한다. 직접적으로 에너지에 대한 수요함수를 추정한 연구 뿐 아니라 에너지와 국내총생산 사이의 상호의존 관계를 분석한 학술논문까지 살펴봄으로써 본 논문의 방법론인 공적분 기법에 대한 정합성을 확인하고자 한다.

1) 아래의 선행연구에서 자세히 살펴보겠지만 현재까지 저자의 지식으로는 2000년 이후 국내 학술논문 중에서 전체 에너지를 대상으로 공적분 기법을 이용하여 중장기 수요함수를 추정한 연구를 찾을 수 없었다.

국내 연구 중 에너지에 대한 수요함수를 추정하고 이를 이용하여 에너지 수요를 예측한 비교적 최근의 논문으로 김인무·김창식·박성근(2011)을 들 수 있다. 이들은 에너지 상대가격 변화에 따른 전력 및 도시가스 사이의 대체수요의 변화를 기온 변화를 반영하여 추정하고 있다.

특히 이 논문에서는 에너지 수요를 추정하기 위한 계량모형에는 다음과 같은 계량경제학적 기법이 반영되어야 한다고 주장하고 있다. 먼저 에너지 수요와 관련된 모형은 이에 포함되는 시계열 변수들이 대부분 단위근을 가지는 불안정한 I(1) 확률변수이기 때문에 공적분 모형으로 구성되어야 한다고 주장하고 있다. 또한 실질 GDP 등 설명변수에 대한 에너지 수요의 탄력성이 시간에 따라 달라질 수 있으므로 시간변동계수로 모형화하고 월별 수요의 경우 월 유효일수를 반영하고 기온의 변화 또한 고려되어야 한다고 주장하고 있다.

이와 관련하여 본 논문은 공적분 기법을 이용한다는 점을 제외하고는 김인무 등(2011)과는 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 먼저 본 논문은 연간 자료를 이용하여 중장기 에너지 수요함수를 추정한다는 점에서 월별 자료를 이용할 때 고려하여야 하는 월 유효일수 및 기온의 변화는 직접적인 고려 사항이 아니다. 또한 본 논문에서는 시간변동계수가 아니라 계수가 고정된 일반적인 공적분 회귀모형을 이용한다. 시간변동계수로 모형화하여야 한다는 주장은 시계열 자료를 이용한 모든 실증분석에 공통적으로 적용될 수 있는 상당히 일반적인 비판으로 모든 연구가 이를 받아들이고 있지는 않다.²⁾

이외에도 우리나라의 에너지 수요함수를 추정한 논문으로는 강만옥·이상용·조장율(2008), 이승재·어승섭·유승훈(2013), 정동원·황병소·유승훈(2013) 등을 들 수 있다. 이승재 등(2013)과 정동원 등(2013)은 동일한 방법론을 이용하여 각각 도시가스와 등유에 대한 수요함수를 추정하고 있는데 1981년부터 2012년까지의 연간 자료를 이용하고 있다는 점에서 본 논문과는 공통점이 있다.

2) 김인무 등(2011)과 같이 계수가 시간에 따라 변화하는 공적분 모형을 이용하여 장기 에너지 수요를 예측할 때는 설명변수 뿐 아니라 계수에 대한 장기 전망치도 필요한데 이에 대한 설명이 명확하지 않다.

하지만 추정기법으로 일반적인 최소자승법을 이용하고 있어 변수들이 단위근 가지는 불안정한 I(1) 확률변수라는 점에 대해서는 전혀 고려하고 있지 않다.

한편 강만옥 등(2008)에서는 1997년부터 2007년까지의 분기 자료를 이용하여 수송용 에너지의 수요탄력성을 추정하고 있다. 본 논문과 같이 단위근 및 공적분 검정을 통해 변수들이 불안정한 I(1) 확률변수라는 점을 고려하고는 있으나 추정기법으로 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 이용하고 있어 가장 일반적인 공적분 추정기법인 Stock and Watson (1993)의 Dynamic OLS을 이용하고 있는 본 논문과는 방법론 측면에서 차이를 보이고 있다.

한편 에너지-경제성장 간의 관계를 분석한 연구 중 가장 최근의 국내 논문으로는 박기현·김진경(2013)을 들 수 있다. 이들은 수송부문을 제외한 부문별 에너지 소비와 경제성장 간에는 안정적인 공적분 관계가 존재함을 보이고 있다. 방법론으로는 단위근 및 공적분 검정, Granger 인과관계 검정, 벡터오차 수정모형(VECM) 추정 등 불안정한 I(1) 시계열 자료를 이용한 실증분석에서 가장 일반적으로 이용되는 다양한 계량기법들을 이용하고 있다.

다음으로 에너지-경제성장 사이의 관계와 관련된 해외 연구를 살펴보자. 먼저 Belke, Dobnik and Dreger(2011)은 25개 OECD 국가의 1981년부터 2007년까지의 연간 패널 자료를 이용하여 에너지 소비, 실질 GDP 및 에너지 가격 사이에 공적분 관계가 존재함으로 보이고 있다. 공적분 검정을 실시하고는 있으나 원 자료를 그대로 이용하지 않고 주성분 분석을 통해 모든 국가에 영향을 미치는 공통요인을 추출한 후 이 공통요인들 사이에 공적분 관계가 존재함을 보이고 있다.

Adhikari and Chen(2012)는 80개 개발도상국의 1990년부터 2009년까지의 연간 패널 자료를 이용하여 에너지 소비와 경제성장 사이의 장기 균형관계에 대해 분석하고 있다. 이들은 Belke et al.(2011)과는 달리 원 자료를 그대로 이용하여 패널 공적분 분석을 실시하고 있으며 공적분 검정 뿐 아니라 공적분 회귀모형을 패널 DOLS 추정량을 이용하여 추정한 후 경제성장이 에너지 소비에 통계적으로 유의한 양(+의 영향을 미치고 있음을 보이고 있다.

여기서 패널 자료를 이용한 여러 나라에 대한 분석과 시계열 자료를 이용한 개별 국가에 대한 분석의 차이에 대해 생각해 볼 필요가 있다. 패널 자료를 이용한 분석은 유효한 관측치의 개수를 늘려 추정의 정확도를 높이는 장점이 있다. 하지만 패널 분석은 기본적으로 일반적인 경제현상에 대한 것으로 어떤 국가가 분석에 포함되었다고 해서 그 나라에서도 도출된 실증분석 결과가 그대로 적용된다고 주장할 수는 없다. 따라서 우리나라에서도 에너지 소비와 경제성장 간에 공적분 관계가 존재하는지를 확인하기 위해서는 본 논문과 같이 우리나라의 시계열 자료를 이용한 개별적인 분석이 필요하다.

이런 측면에서 개별 국가를 대상으로 에너지 소비량과 국내총생산 사이의 공적분 관계를 분석한 논문으로는 Ghali and El-Sakka(2004)와 Shahiduzzaman and Alam(2012) 등을 들 수 있다.

Ghali and El-Sakka(2004)은 총생산함수 개념을 이용하여 산출량과 노동, 자본, 에너지 사이에 공적분 관계가 존재할 수 있음을 이론적으로 보인 후 캐나다 자료를 이용하여 벡터오차수정모형에 기반을 둔 공적분 분석을 실시하여 이들 변수 사이에는 공적분 관계가 존재함을 보이고 있다.

Shahiduzzaman and Alam(2012)은 50년에 걸친 호주의 연간 자료를 이용하여 에너지 소비량과 산출량 사이에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 검정하고 있는데 에너지 소비량 수치를 그대로 이용한 경우에는 공적분 관계를 발견하지 못하였으나 에너지의 질적 변화를 반영하여 에너지 소비량을 측정할 경우에는 에너지 소비량과 산출량 사이에 공적분 관계가 있음을 보이고 있다.

이상의 국내외 선형연구를 살펴본 결과 많은 국가에서 에너지 소비량, 실질 GDP 및 에너지 가격 등 에너지 수요와 관련된 변수들이 단위근을 가지는 불안정한 I(1) 확률변수이고 이들 변수들 사이에 안정적인 장기 균형관계가 존재하며 이러한 장기 균형관계는 공적분 기법을 이용하여 추정될 수 있음을 확인할 수 있다. 이는 본 논문의 방법론인 공적분 기법이 에너지 수요와 관련된 연구에 광범위하게 이용되고 있으며 중장기 에너지 수요함수 추정에도 유용하게 활용될 수 있음을 의미한다.

Ⅲ. 분석모형

이번 절에서는 공적분 기법을 이용하여 중장기 에너지 수요함수를 추정하는 방법론에 대해 설명하고자 한다. 공적분은 단위근을 가지는 불안정한 I(1) 확률변수들 사이의 장기 균형관계를 의미하는데 구체적으로 본 논문에서는 에너지 소비량, 실질 GDP 그리고 에너지 가격 사이의 장기 균형관계를 의미한다.

먼저 에너지의 경우 일반적인 수요·공급 모형의 식별(identification) 조건과는 다른 방식으로 수요함수가 식별될 수 있음을 설명하고자 한다. 그리고 공적분 관계가 존재하는 경우 이를 공적분 회귀모형을 이용하여 추정할 수 있으며 추정기법으로는 DOLS 추정량과 같이 설명변수와 오차항 사이의 내생성과 오차항의 계열상관을 반영할 수 있는 기법을 이용하여 한다는 점도 명확히 밝히고자 한다.

다음과 같은 중장기 에너지 수요함수를 고려하자.

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 p_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 q_t 는 (로그) 1인당 에너지 수요량을, x_t 는 (로그) 1인당 실질 GDP를, p_t 는 (로그) 에너지 가격을 의미하며 ϵ_t 는 설명변수 이외에 에너지 수요에 영향을 미치는 모든 요인을 포함하는 오차항이다.

인구가 늘어나면 경제 규모도 이에 비례하여 커지고 당연히 에너지 소비도 증가한다는 점을 감안하여 에너지 소비량과 실질 GDP에 대해서는 인구수로 나누어 1인당으로 환산하였다. 또한 에너지 가격을 포함한 모든 변수에 로그를 취하였으므로 식 (1)의 계수는 1인당 에너지 수요에 대한 탄력성으로 해석될 수 있다.

일반적으로 수요·공급 모형에서 수요함수는 가격과 수량에 대한 연립방정식 모형을 구성하는 방정식의 하나로 가격변수의 내생성 때문에 최소자승법으로는 식별되지 않는다. 따라서 식별의 조건을 확인한 후 그 조건이 만족되는 경우 도구변수를 이용하여 계수를 추정한다.³⁾

하지만 에너지의 경우 물리적 특성 및 가격결정 방식의 특수성으로 일반적인 수요·공급 모형과는 달리 최소자승법에 의해 수요함수가 식별될 수도 있다. 에너지는 현재의 기술수준으로는 보관이 불가능하다는 물리적인 특성을 가지고 있어 산출량이 수요곡선과 공급곡선이 교차하는 점에서 결정되는 것이 아니라 최대 공급능력 범위 내에서 주어진 가격에서의 수요량이 곧 에너지에 대한 산출량(소비량)이 된다고 볼 수 있다. 즉, 에너지의 산출량 및 가격에 대한 관측치는 모두 수요곡선 위에 존재한다는 것을 의미한다.

또한 우리나라의 경우 에너지 가격은 시장에 의해 내생적으로 결정되는 것이 아니라 정부가 정책적으로 그 수준을 설정하고 있다. 이는 에너지 가격이 식 (1)로 주어진 에너지 수요함수에 외생변수로 들어가게 된다는 것을 의미한다.⁴⁾ 따라서 관측된 산출량과 가격을 이용한 식 (1)과 같은 회귀모형에 의해 에너지 수요함수가 식별될 수 있고 가격변수 p_t 도 내생변수가 아니기 때문에 오차항과 내생성이 없다고 볼 수 있다.

이처럼 에너지에 대한 수요함수가 식별되었으면 다음 단계는 계수를 추정하는 것이다. 적절한 추정기법은 모형에 포함된 설명변수와 오차항의 특성에 따라 달라진다. 먼저 설명변수와 오차항이 모두 단위근이 없는 안정적인 $I(0)$

3) 일반적인 수요·공급 모형에서 가격과 수량은 수요곡선과 공급곡선이 교차하는 균형점에서 결정되기 때문에 수량을 종속변수로 하고 가격을 설명변수로 하는 회귀모형은 수요곡선도 공급곡선도 아닌 두 곡선의 혼합된 관계를 나타낸다. 일반적인 수요·공급 모형에서의 수요 및 공급 함수의 식별 조건 및 도구변수를 이용한 추정기법에 대해서는 이미 잘 알려져 있는 교과서적인 내용이라 판단되어 논문에서 따로 설명하지는 않는다.

4) 이는 우리나라의 에너지에 대한 산출량과 가격은 일반적인 수요·공급 모형과는 다른 방식으로 결정된다는 것을 의미한다. 가격이 정부에 의해 정책적으로(외생적으로) 결정되어 주어지고 주어진 가격에서 수요자가 얼마나 수요할 것인지를 결정하면 그것이 곧 에너지에 대한 산출량이 되는 방식으로 가격과 산출량이 결정된다고 볼 수 있다.

확률변수인 경우를 생각해 보자. 이는 일반적인 회귀분석에 해당하는 경우로 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 없다는 조건이 만족되면 최소자승법(OLS)을 이용하여 일치 추정량을 얻을 수 있으나 만약 이 조건이 위반되면 도구변수(IV) 추정량을 이용하여 계수를 추정하여야 한다.

그런데 본 논문에서 고려하고 있는 중장기 에너지 수요함수의 경우 모형에 포함된 (로그) 1인당 에너지 소비량, (로그) 1인당 실질 GDP 및 (로그) 에너지 가격지수 등 모든 변수가 I(1)일 가능성이 매우 높아 이 경우에 해당한다고 보기는 어렵다.⁵⁾

이처럼 설명변수들이 I(1)인 경우에는 오차항이 I(1)인지 아니면 I(0)인지에 따라 적절한 추정기법이 달라진다. 먼저 오차항이 I(1)인 경우를 살펴보자. 이 경우 식 (1)은 가성 회귀모형(spurious regression)이 되는데 내생성이 없는 경우에도 최소자승법을 이용하여서는 일치 추정량을 얻을 수 없고 대신 아래의 식과 같이 1차 차분을 통해 모든 변수들을 I(0)으로 변환한 후 계수를 추정하여야 한다.

$$\Delta q_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 \Delta p_t + \Delta \epsilon_t$$

이는 1차 차분을 통해 첫 번째 경우로 변환한다는 것을 의미하며 따라서 앞에서와 마찬가지로 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 없으면 OLS 추정량이 일치성을 가지지만 그렇지 않은 경우 IV 추정량을 이용하여야 한다.

그런데 본 논문에서 고려하고 있는 중장기 에너지 수요함수의 경우 설명변수 중 하나인 실질 GDP가 에너지 소비량과 상호의존 관계에 있기 때문에 오차항과 내생성을 가질 가능성이 매우 높다.⁶⁾ 이는 매우 심각한 문제로 OLS 추정량을 이용하여서는 실질 GDP 뿐 아니라 내생성이 없는 에너지 가격의

5) 아래의 실증분석 부분에서 실시한 단위근 검정 결과도 이를 뒷받침하고 있다.

6) 에너지 소비와 경제성장 간의 관계를 공적분 기법을 이용하여 연구하는 수많은 선행연구들은 기본적으로 두 변수 사이에 상호의존 관계가 있음을 전제하고 있다.

계수까지도 제대로 추정되지 않는다.⁷⁾ 따라서 실질 GDP의 도구변수를 찾아야 하는데 이와 같은 시계열 모형에서 실질 GDP의 도구변수를 찾는 것이 쉽지 않다는 문제점이 있다.

하지만 만약 오차항이 $I(0)$ 라면 상황은 크게 달라진다. 이 경우 식 (1)은 공적분 회귀모형(cointegrating regression)이 되고 내생성이 있는 경우에도 도구변수를 이용하지 않고도 일치 추정량을 얻을 수 있으며 일반적인 t -검정을 통해 유의성 검정을 실시할 수 있는 계량기법이 존재한다.⁸⁾ 또한 1차 차분을 하지 않고 원래의 수준변수를 그대로 이용하기 때문에 변수들 사이의 장기 균형관계에 담겨 있는 정보를 충분히 활용할 수 있다는 장점도 있다.

따라서 본 논문에서는 단위근 및 공적분 검정을 통해 식 (1)이 공적분 회귀모형임을 확인한 후 공적분 추정기법을 이용하여 계수를 추정하고자 한다. 공적분 회귀모형을 추정하는 추정기법에 대해 자세한 설명은 <부록>에 수록되어 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 분석 자료

분석 자료로는 공적분 기법을 이용하여 중장기 에너지 수요함수를 추정한다는 점을 감안하여 1980년부터 2013년까지의 연간 자료를 이용하였다. 에너지 소비량과 인구는 통계청 국가통계포털(KOSIS)에서, 실질 GDP와 에너지 가격은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 자료를 입수하였다.

7) 에너지 가격의 경우 일반적인 수요함수에서는 당연히 내생성이 존재하지만 여기서는 가격이 정부에 의해 외생적으로 주어진다고 하였으므로 내생성 문제는 없다고 볼 수 있다.

8) 물론 이 경우에도 1차 차분을 통해 설명변수는 $I(1)$ 으로, 오차항은 $I(-1)$ 로 변환한 후 계수를 추정하는 것도 가능하다. 하지만 이 경우에도 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 없어야만 OLS 추정량이 일치성을 가지고 그렇지 않으면 IV 추정량을 이용하여야 한다는 문제점은 그대로 남게 된다.

먼저 종속변수인 (로그) 1인당 에너지 소비량은 1차 에너지 소비량을 총인구로 나눈 후 로그 변환한 값을 이용하였다. 설명변수 중 (로그) 1인당 실질 GDP는 2010년 불변가격 실질 국내총생산을 총인구로 나눈 후 로그 변환한 값을 사용하였다. (로그) 에너지 가격은 소비자 물가지수에 이에 해당하는 지표가 없어 소비자 물가지수 항목 중 전기와 가스 품목에 대한 지수를 단순 평균한 후 로그 변환한 값을 대용변수로 이용하였다. Masih and Masih (1998), Asafu-Adjaye (2000), Fatai et al. (2004), Mahadevan and Asafu-Adjaye (2007) 등 대부분의 선행 논문에서 소비자 물가지수 자체를 대용변수로 이용하고 있어 큰 문제가 되지는 않을 것으로 생각된다.⁹⁾

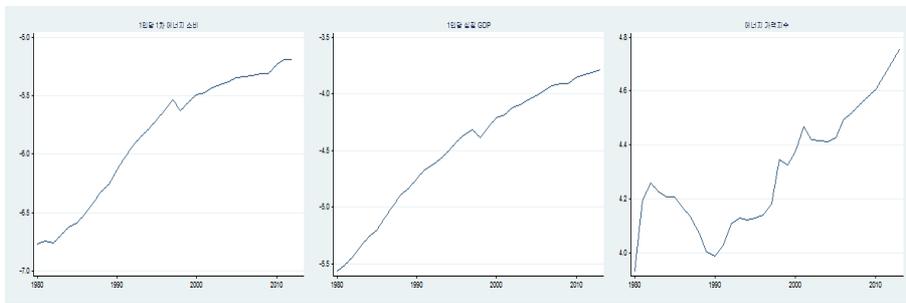
여기서 표본의 크기와 관련하여 제기될 수 있는 비판에 대해서 언급하고자 한다. 분석에 사용된 자료는 1980년부터 2013년까지의 연간 자료로 관측치의 개수가 34개에 불과하여 추정 결과의 신뢰성이 높지 않다는 비판이 제기될 수 있다. 하지만 Lahiri and Mamingi(1995), Otero and Smith(2000), Chambers (2011) 등의 연구에 의해 단위근 검정이나 공적분 회귀모형의 추정 등과 같은 I(1) 확률변수를 이용한 실증분석에서는 관측치의 개수(frequency)보다는 자료의 기간(span)이 더 중요하다는 것이 밝혀져 있다. 실제로 20년 정도의 기간에 걸친 분기 자료를 이용하여 단위근 및 공적분 검정, 공적분 회귀모형의 추정 등의 실증분석을 실시한 연구가 적지 않다는 점을 감안할 때 본 논문에서 사용된 1980년부터 2013년까지의 연간 자료로도 충분히 의미 있는 추정 결과를 얻을 수 있다고 생각된다.

본격적인 계량분석에 앞서 시계열 자료의 움직임에 대해서 살펴보자. (로그) 1인당 1차 에너지 소비량, (로그) 1인당 실질 GDP 및 (로그) 에너지 가격 지수 등 분석에 이용된 자료의 그래프는 아래의 [그림 1]에 나타나 있는데 모든 변수가 1980년 이후 전반적으로 상승하는 모습을 보이고 있다.

9) 소비자 물가지수 자체를 에너지 가격에 대한 대용변수로 한 실증분석을 실시하였는데 결과에는 큰 차이가 없었다.

1차 에너지 소비량과 실질 GDP의 경우 1980년대 초반 및 1990년대 후반 경제위기 시에 급감하는 모습을 보이는 등 뚜렷한 동조세를 보이고 있다. 한편 에너지 가격의 경우 1980년대 물가 안정기 동안에는 하락하다가 이후 꾸준한 상승 추세를 이어가고 있다.

[그림 1] 에너지 소비, 실질 GDP 및 에너지 가격



2. 단위근 및 공적분 검정

공적분은 단위근을 가지는 불안정한 $I(1)$ 확률변수 사이에만 정의될 수 있으므로 공적분 분석을 실시하기 위해서는 개별 변수에 단위근이 존재하여야 한다. 따라서 아래에서는 ADF, PP, GLS-ADF 및 KPSS 등 다양한 단위근 검정을 이용하여 모형에 포함된 개별 시계열에 단위근이 존재하는지 여부를 검정하고자 한다.

단위근 검정의 경우 검정 회귀식에 선형추세를 포함하는지 여부에 따라 검정결과가 달라지며 임계값도 다르다. 만약 선형추세가 있는 시계열의 단위근 검정에 선형추세를 포함하지 않으면 모형설정의 오류가 발생하고 검정결과를 신뢰할 수 없게 된다. 따라서 선형추세의 포함 여부가 중요한데 본 논문에서는 앞의 [그림 1]에서 나타난 것처럼 모든 변수에 뚜렷한 선형추세가 존재하는 것으로 판단되므로 모든 검정 회귀식에 선형추세를 포함하였다.

단위근 검정 결과는 아래의 <표 1>에 수록되어 있는데 모든 변수에 대해 모든 검정에서 유의수준 5%에서 단위근이 존재하는 것으로 확인되었다. ADF, PP 및 GLS-ADF 검정에서는 검정통계량이 유의수준 5%에서의 임계값보다 작아 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였으며 KPSS 검정에서는 검정통계량이 유의수준 5%에서의 임계값보다 커 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고 있다.

<표 1> 단위근 검정 결과

구분	에너지 소비	실질 GDP	에너지 가격
ADF 검정	-0.325	-0.914	-2.164
PP 검정	-0.154	-0.570	-1.633
GLS-ADF 검정	-0.757	-0.445	-2.018
KPSS 검정	0.403	0.425	0.291

주: 수치는 검정통계량이며 모든 검정에서 시차는 BIC 기준으로 1로 설정하였음. ADF 및 PP 검정의 유의수준 5%에서의 임계값은 -3.572이고 GLS-ADF 검정의 유의수준 5%에서의 임계값은 -3.336임. KPSS 검정의 유의수준 5%에서의 임계값은 0.146임.

단위근 검정 결과 모든 변수에 단위근이 존재하는 것으로 확인되었으므로 다음 단계인 공적분 검정을 실시할 수 있다. 여기서는 Johansen 공적분 검정 중 Trace 검정통계량을 이용하여 (로그) 1인당 에너지 소비량, (로그) 1인당 실질 GDP 및 (로그) 에너지 가격지수 사이에 공적분 관계가 존재하는지 여부를 검정하고자 한다.

공적분 검정결과는 아래의 <표 2>에 수록되어 있는데 5% 유의수준에서 $r \leq 0$ 귀무가설은 기각하는 반면 $r \leq 1$ 귀무가설은 기각하지 못하는 것으로 드러나 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 확인되었다.

〈표 2〉 공적분 검정 결과

Rank(k)	Eigenvalue	Trace 검정통계량	5% 임계값
0	-	37.518*	29.68
1	0.5272	15.044	15.41
2	0.3476	2.230	3.76
3	0.0716	-	-

주: BIC를 기준으로 VECM(3) 모형을 설정하였음. *는 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우를 나타냄.

3. 공적분 회귀모형 추정

앞에서 개별 변수에 단위근이 있으며 이들 사이에 공적분 관계가 존재한다는 것이 확인되었으므로 여기서는 SOLS 및 DOLS 추정량을 이용하여 중장기 에너지 수요함수를 추정하고 그 결과에 대해 논의하고자 한다. DOLS 추정량을 구하기 위한 추정 회귀식은 다음과 같다.

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 p_t + \sum_{j=-k}^k \theta_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=-k}^k \theta_{2,j} \Delta p_{t-j} + e_t$$

여기서 관심의 대상이 되는 계수는 β_1 과 β_2 이며 각각 1인당 1차 에너지 소비의 1인당 실질 GDP 및 에너지 가격에 대한 탄력성을 의미한다. 하지만 1차 차분한 설명변수의 시차 및 선행 변수는 설명변수와 오차항 사이의 내생성 및 오차항의 계열상관 문제를 해결하기 위해 포함한 것으로 일반적으로 계수 θ 에 대해서는 특별히 해석하지는 않는다.

〈표 3〉에 수록된 공적분 회귀모형에 대한 추정 결과를 보면 SOLS 추정량의 경우 에너지 가격지수의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 DOLS추정량의 경우 모든 설명변수가 통계적으로 유의하면서 이론과도

부합되는 부호를 보이고 있다.

먼저 SOLS 추정 결과를 보면 1인당 실질 GDP의 경우 계수가 양(+)의 값을 보이고 t-값도 3보다 커 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 에너지 가격지수의 경우 계수가 음(-)의 값을 보여 부호는 이론적인 예상과 일치하였으나 t-통계량의 절댓값이 1보다 작아 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

하지만 앞의 방법론에 대한 설명 부분에서 언급한 대로 실질 GDP와 오차항 사이의 내생성 때문에 SOLS 추정량의 점근적인 표본분포가 조건부 정규분포를 따르지 않는다. 따라서 t-값을 이용한 유의성 검정 결과를 그대로 받아 들여 에너지 가격이 에너지 수요에 영향을 미치지 않는다고 보는 것은 적절하지 않다.

이에 반해 DOLS 추정 결과를 보면 계수들이 이론적으로 예상되는 부호와 일치하면서 통계적인 유의성도 높은 것으로 추정되었다. 구체적으로는 1인당 실질 GDP가 1% 증가할 경우 1인당 1차 에너지 소비량도 1.06% 증가하는 것으로 나타났으며 에너지 가격이 1% 상승하는 경우 에너지 소비량은 약 0.3% 감소하는 것으로 추정되었다. 앞에서 설명한 대로 DOLS 추정량의 경우 일반적인 t-값을 이용한 통계적 추론이 유효하기 때문에 이 결과에 근거하여 우리나라의 경우 1인당 실질 GDP 및 에너지 가격이 1인당 에너지 수요에 통계적으로 유의한 양(+)과 음(-)의 영향을 미친다고 결론 내릴 수 있다.

〈표 3〉 공적분 회귀모형 추정 결과

구분	SOLS	DOLS
(로그) 1인당 실질 GDP	1.013** (0.0352)	1.059** (0.0418)
(로그) 에너지 가격	-0.088 (0.0883)	-0.297** (0.1039)

주: 괄호 내 수치는 Newey-West HAC 표준오차 추정치임. DOLS의 경우 BIC를 기준으로 시차 및 선행 변수의 차수를 2로 설정하였음. **는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

4. 중장기 에너지 수요 전망

이번 절에서는 앞에서 DOLS 추정량을 이용하여 추정한 중장기 에너지 수요함수를 이용하여 1차 에너지에 대한 2035년까지의 수요 전망치를 도출하고자 한다. 추정된 회귀식을 이용한 전망에는 기본적으로 회귀식의 우측에 있는 설명변수 자리에 예측치를 대입하여 좌측에 있는 내생변수의 값을 계산하는 방법을 따른다.¹⁰⁾ 따라서 먼저 (로그) 1인당 실질 GDP 및 (로그) 에너지 가격지수에 대한 예측치를 대입하여 (로그) 1인당 에너지 소비량에 대한 전망치를 계산한 후 로그를 벗기고 총인구에 대한 전망치를 곱하여 1차 에너지에 대한 수요 전망치를 계산한다.

인구, 1인당 실질 GDP 및 에너지 가격에 대한 기본(baseline) 전망치는 다음과 같이 가정하였다. 먼저 인구는 통계청에서 발표하는 미래 추계 인구 중 중위예에 해당하는 수치를 그대로 이용하였다. (로그) 1인당 실질 GDP는 우선 제2차 국가에너지 기본계획에 따라 실질 GDP X_t 가 연 2.8% 성장하는 것으로 가정한 후 통계청의 추계 인구 Pop_t 로 나눈 후 로그를 취하여 계산하였다. (로그) 에너지 가격지수는 에너지 가격지수 P_t 가 연 1.5% 상승하는 것으로 가정한 후 로그를 취하여 계산하였다. 이와 같은 사항들을 반영하여 최종적으로 1차 에너지 소비 예측치를 계산하는 공식은 다음과 같다.

10) 본 논문의 중장기 에너지 수요함수는 단일 방정식으로 이루어진 간단한 모형으로 이해가 쉽고 설명변수에 대한 시나리오 변화에 따른 민감도 분석이 용이하다는 장점이 있다. 하지만 에너지 수요를 실질 GDP와 에너지 가격만의 함수로 설정하고 있어 모형이 단순할 뿐 아니라 안정적인 장기 균형관계라는 공적분 개념에 기반을 두고 있어 전망의 정확도는 설명변수가 종속변수에 미치는 영향의 과거 패턴이 미래에도 지속된다는 가정에 의존한다는 한계가 있다.

$$Q_t = \exp \left[\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \log \left(\frac{X_t}{Pop_t} \right) + \hat{\beta}_2 \log(P_t) \right] \times Pop_t \quad (2)$$

여기서 Pop_t 는 t 연도의 총인구를 나타내며 대문자로 표시된 다른 변수는 식 (1)에서 정의된 로그 변환된 1인당 변수의 원래의 수준 변수를 의미한다.

위에서 언급한 설명변수의 기본 전망치를 반영한 1차 에너지에 대한 수요 예측치는 아래의 <표 4>와 [그림 2]에 나타나 있다. 제2차 국가에너지 기본계획의 전망치¹¹⁾와 비교하면 2025년까지는 국가에너지 기본계획에 비해 다소 낮은 모습을 보이다가 이후에는 제2차 국가에너지 기본계획의 전망치를 추월하는 것으로 추정되었다.

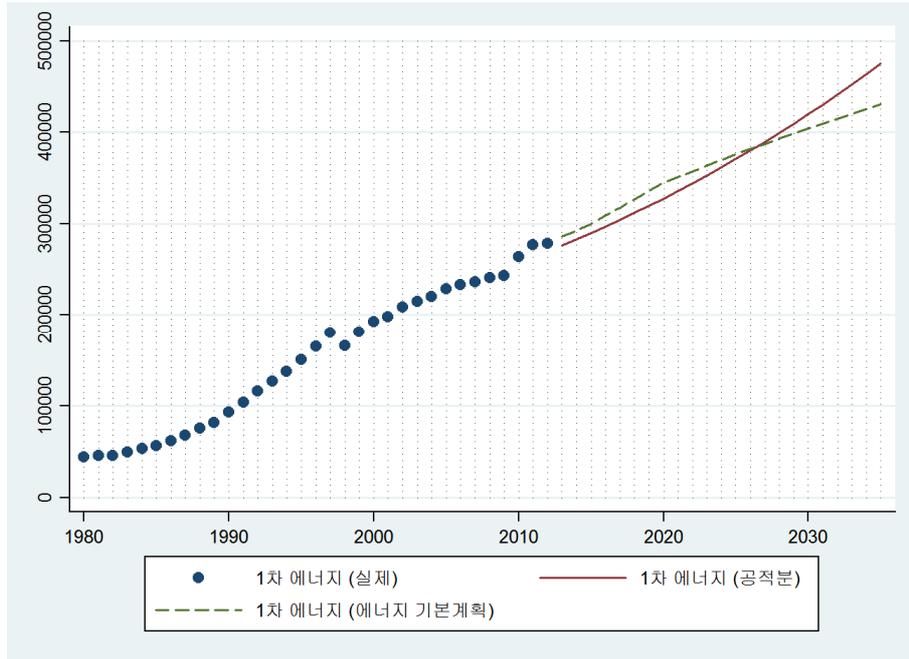
<표 4> 1차 에너지 수요에 대한 기본(baseline) 전망

(단위: 백만 TOE)

연도	실제	공적분 모형 (baseline)	제2차 국가에너지 기본계획
2012	278.7	.	.
2015	.	289.8	299.8
2020	.	327.8	344.9
2025	.	370.9	376.4
2030	.	419.9	404.3
2035	.	475.6	430.8

11) 제2차 국가에너지 기본계획에서는 단순히 전체 에너지에 대한 기본전망 뿐 아니라 수요부문 및 에너지원별에 대해 에너지 관련 정책을 반영한 수요관리 목표치까지 제시하고 있다. 기본전망을 위한 주요 외생변수로는 실질 GDP, 인구 및 가구, 유가 등이 있다. 실질 GDP는 KDI에서 생산함수 접근법을 이용하여 전망한 장기 경제성장률에 근거하여 연평균 2.8% 성장하는 것으로 가정하고 있으며 산업별로는 KIET에서 국민계정과 자체 개발한 KIET-DIMM12 모형을 이용한 산업구조 전망에 근거하여 예측치를 도출하고 있다. 인구는 통계청이 2010년 수행한 인구주택총조사 결과를 반영한 인구와 가구 전망 수치를 사용하였다. 두바이 유가는 IEA에서 2012년 발표한 회원국의 평균 원유수입가격 증가율에 근거하여 연평균 1.2%씩 상승하는 것으로 가정하였다. 한편 전망 모형으로는 20년 이상의 장기 에너지 수급 및 온실가스 배출 전망을 위해 개발된 KEEI-EGMS 모형을 이용한 것으로 생각되는데 이 모형의 특징은 상향식 전망시스템으로 최종수요, 전환 및 공급 등 세 부분에 6개의 주 모듈로 구성되어 있다(자세한 내용은 산업통상자원부 (2014.1) “제2차 에너지기본계획” 참조).

[그림 2] 1차 에너지 수요 전망: 공적분 모형 vs 국가에너지 기본계획



주: 제2차 국가에너지 기본계획의 수요 전망치는 2015년부터 2035년까지 5년 단위로만 제시되고 있어 그 중간 연도에 대해서는 비례적으로(interpolated) 계산하여 추가하였음.

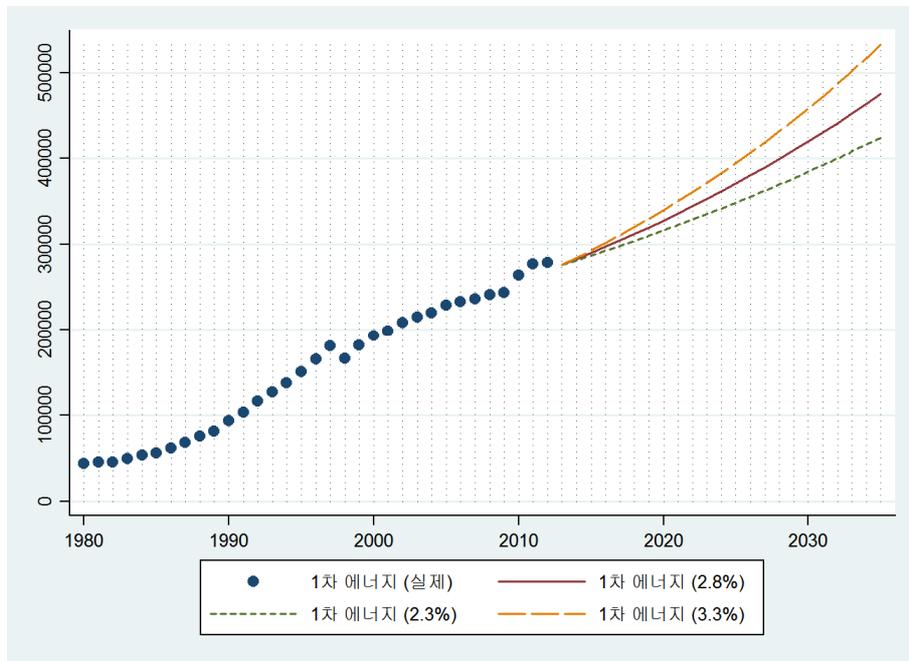
<민감도 분석: 경제성장률 시나리오>

아래에서는 설명변수에 대한 가정이 달라지는 경우 에너지 수요에 대한 전망치가 얼마나 민감하게 변화하는지를 살펴보고자 한다. 먼저 경제성장률이 $2.8\% \pm 0.5\%$ 로 달라지는 경우를 고려해보자. 위의 식 (2)에서 에너지 가격 P_t 와 인구 Pop_t 에는 기준 전망치를 그대로 대입하고 실질 GDP X_t 에는 매년 2.3%, 2.8%, 3.3% 증가하는 경우의 수치를 대입하여 각각에 대응하는 1차 에너지 수요 예측치를 계산하였다.

아래의 [그림 3]을 보면 경제성장률의 0.5%p 차이가 1차 에너지 수요에 장

기적으로는 상당히 큰 변화를 가져오는 것을 알 수 있다. 이는 예상치 못한 경제성장률의 상승(하락)이 가져올 수 있는 에너지 수요의 증가(감소)에 대해 장기적인 안목을 가지고 대비할 필요가 있음을 시사한다.

[그림 3] 1차 에너지 수요 전망: 경제성장률 시나리오



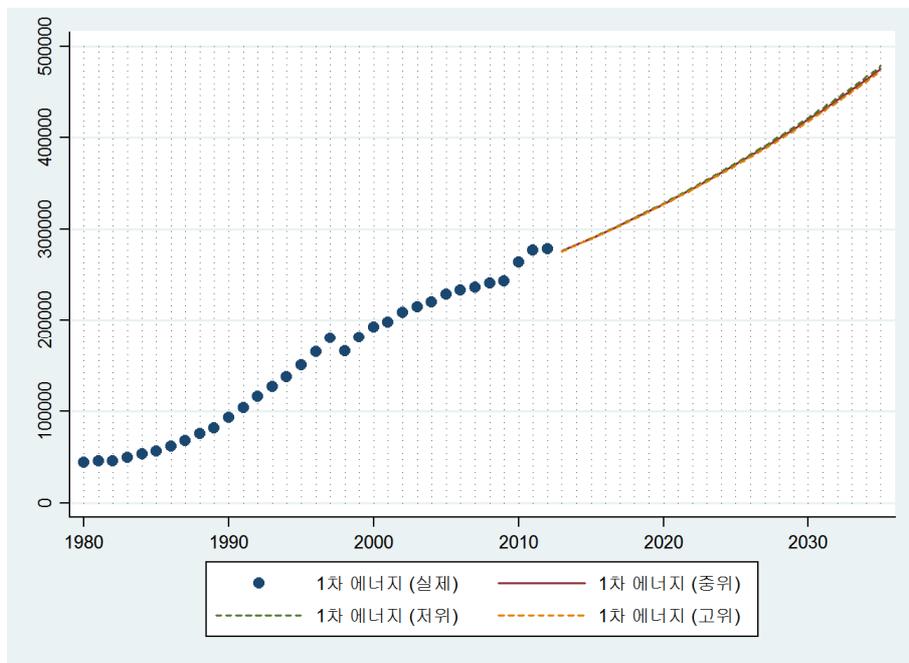
<민감도 분석: 인구 시나리오>

미래의 추계 인구는 출산율 및 사망률, 기대수명, 이민 등의 다양한 요인으로 정확한 추정이 매우 어려워 통계청에서는 저위, 중위, 고위로 나누어 시나리오에 따른 수치를 발표하고 있다. 여기서는 미래 인구가 통계청에서 추산한 저위, 중위, 고위 인구에 따를 경우 1차 에너지 수요 예측치가 얼마나 민감하게 반응하는지를 살펴보고자 한다.

위의 식 (2)에서 실질 GDP X_t 와 에너지 가격지수 P_t 에는 기본 전망치를 그대로 대입하고 인구 Pop_t 에는 저위, 중위, 고위에 해당하는 수치를 대입하여 각각에 대응하는 1차 에너지 수요 예측치를 계산하였다.

인구 시나리오 변화에 대한 1차 에너지 수요 전망치는 아래의 [그림 4]에 나타나 있는데 미래 인구의 변화에도 불구하고 에너지에 대한 수요는 크게 달라지지 않는 것으로 나타났다. 이는 식 (2)에서 알 수 있듯이 인구 증가로 전체 에너지 소비량이 늘어나는 효과와 1인당 실질 GDP의 감소를 통해 1인당 에너지 소비량이 감소하는 효과가 서로 상쇄되기 때문인 것으로 보인다.

[그림 4] 1차 에너지 수요 전망: 인구 시나리오



<민감도 분석: 에너지 가격 시나리오>

앞에서와 같은 방법으로 에너지 가격 상승률이 연 $1.5\% \pm 0.5\%$ 로 달라지는 경우에 1차 에너지 수요 전망치가 어떻게 달라지는지를 살펴보고자 한다. 에너지 가격의 경우 부호가 음(-)이라 에너지 가격 상승률이 높을수록 에너지 소비량이 낮게 전망되었다. 하지만 1인당 실질 GDP에 비해 탄력성의 크기가 작아 에너지 소비량의 변화는 상대적으로 크지 않은 것으로 나타났다.

[그림 5] 1차 에너지 수요 전망: 에너지 가격 시나리오



V. 결론

최근 들어 일본 원전 사고, 온실가스 감축 계획, 에너지 생산시설 건설과 관련된 갈등, 셰일가스 등 비전통적 에너지원 개발, 신재생 에너지 기술 발전, 피크 전력 부하 우려, 비현실적인 전기요금에 대한 개편 요구 확대 등 에너지 수급과 관련된 대내외 여건이 급격히 변화하고 있다.

이에 정부는 최근 발표된 제2차 국가에너지 기본계획에서 2035년까지 중장기 에너지 수요를 전망하고 이를 기반으로 종합적인 에너지 수급 관련 대책을 마련하고 있다. 이와 같은 상황에서 본 논문에서 독자적으로 공적분 기법을 이용하여 우리나라의 중장기 에너지 수요함수를 추정하고 이를 바탕으로 2035년까지의 에너지 수요 전망을 도출하고 민감도 분석을 실시한 것은 시의 적절한 연구라고 생각된다.

먼저 본 논문에서는 에너지 소비량을 종속변수로 하고 실질 GDP 및 에너지 가격을 설명변수로 하는 회귀모형에 의해 에너지 수요함수가 식별될 수 있음을 설명하고 있다. 이어 실증분석에서 우리나라의 1980년부터 2013년까지의 연간 자료를 이용하여 (로그) 1인당 에너지 소비량, (로그) 1인당 실질 GDP, 그리고 (로그) 에너지 가격지수 사이에 공적분 관계가 있음을 확인한 후 공적분 기법을 이용하여 에너지 수요함수를 추정하였다.

공적분 회귀모형의 추정에 있어서는 설명변수와 오차항 사이의 내생성과 오차항의 계열상관에 의해 발생하는 부수적 모수 문제를 해결하기 위해 개발된 Stock and Watson(1993)의 DOLS 추정량을 이용하였다.

추정 결과를 보면 SOLS 추정량을 이용한 경우에는 에너지 가격이 부호는 이론과 부합하는 음(-)의 값을 보였으나 통계적 유의성이 없어 에너지 가격이 에너지 수요에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하지만 SOLS 추정량이

유의성 검정에 이용될 수 없다는 것이 이론적으로 증명되어 있는 상황에서 이 결과에 근거하여 에너지 가격이 에너지 수요에 영향을 미치지 않는다고 결론 내리는 것은 적절하지 않다고 생각된다.

반면 DOLS 추정량을 이용한 추정 결과를 보면 모든 부호가 이론과 부합되면서 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다. 구체적으로 (로그) 1인당 실질 GDP의 계수는 1.03으로, (로그) 에너지 가격의 계수는 -0.3으로 추정되어 우리나라의 경우 장기적으로 1인당 실질 GDP가 1% 증가할 경우 1인당 에너지 소비량도 약 1% 정도 증가하고, 에너지 가격이 1% 상승할 경우 1인당 에너지 소비량도 약 0.3% 정도 감소하는 것으로 분석되었다.

다음으로 이렇게 공적분 기법으로 추정된 중장기 에너지 수요함수를 이용하여 2035년까지의 에너지 수요를 예측하였다. 전망 결과를 보면 대체로 제2차 국가에너지 기본계획에서의 전망치와 유사한 모습을 보였으나 전망의 전제가 되는 경제성장률의 작은 변화가 장기적으로는 에너지 수요 전망치에 큰 변화를 가져오는 것으로 나타났다. 이는 중장기 에너지 수요 전망에서 전제가 되는 설명변수의 정확한 예측이 얼마나 중요한지를 보여주는 것으로 중장기 에너지 수요 전망의 경우 일회성 작업에 그치지 않고 관련된 새로운 자료와 정보가 들어오는 대로 지속적인 업데이트가 필요함을 시사한다.

접수일(2014년 7월 23일), 수정일(2015년 6월 15일), 게재확정일(2015년 8월 31일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김인무·김창식·박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측,” 경제학연구, 제59권, 제4호, 2011, pp. 199-228.
- 강만옥·이상용·조장율, “수요탄력성 추정을 통한 2차 에너지 세계개편의 성과평가,” 자원환경경제연구, 제17권, 제3호, 2008, pp. 1-31.
- 산업통상자원부, “제2차 에너지기본계획,” 2014.
- 이승재·어승섭·유승훈, “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정,” 에너지공학, 제22권, 제4호, 2013, pp. 370-375.
- 정동원·황병소·유승훈, “시계열 자료를 이용한 등유수요함수 추정,” 에너지공학, 제22권, 제3호, 2013, pp. 245-249.
- 박기현·김진경, “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석,” 에너지경제연구, 제12권, 제2호, 2013, pp. 59-83.
- Adhikari, Dipa and Yanying Chen, “Energy Consumption and Economic Growth: A Panel Cointegration Analysis for Developing Countries,” *Mimeo*, 2012.
- Asafu-Adjaye, J., “The Relationship between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries,” *Energy Economics*, Vol. 22(6), 2000, pp. 615-625.
- Dolgoplova, Irina, QAM Hye and Iyala Tam Stewart, “Energy consumption and economic growth: evidence from non-OPEC oil producing states,” *Quality and Quantity*, Vol. 48, No. 2, 2014, pp. 887-898.
- Belke, Ansgar, Frauke Dobnik and Christian Dreger, “Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship,” *Energy Economics*, Vol. 33, No. 5, 2011, pp. 782-789.
- Chambers, Marcus J., “Cointegration and Sampling Frequency,” *Econometrics Journal*, Vol. 14, No.2, 2011, 156~185.

- Fatai, K., L. Oxley, and F. G. Scrimgeour, "Modelling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand," *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 64(3-4), 2004, pp. 431-445.
- Ghali, Khalifa H. and M.I.T. El-Sakka, "Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis," *Energy Economics*, Vol. 26, No. 2, 2004, pp. 225-238.
- Harris, Richard and Robert Sollis, *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons, Inc, 2003.
- Lahiri, Kajal and Nlandu Mamingi, "Testing for Cointegration: Power versus Frequency of Observation - Another View," *Economics Letters*, Vol. 49, No. 2, 1995, pp. 121-124.
- Mahadevan, R. and J. Asafu-Adjaye, "Energy Consumption, Economic Growth and Prices: A Reassessment using Panel VECM for Developed and Developing Countries," *Energy Policy*, Vol. 35(4), 1997, pp.1 2481.2490.
- Masih, A. M. M. and R. Masih, "On the Temporal Causal Relationship between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence from Asian-Energy Dependent NICs based on a Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 19(4), 1997, pp. 417-440.
- Montalvo, Jose G., "Comparing Cointegrating Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results," *Economics Letters*, Vol. 48, No. 3, 1995, pp. 229-234.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703-708.
- Otero, Jesus and Jeremy Smith, "Testing for Cointegration: Power versus Frequency of Observation - Further Monte Carlo Results," *Economics Letter*, Vol. 67, No. 1, 2000, pp. 5-9.

Park, Joon Y., "Canonical Cointegrating Regression," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119-143.

Phillips, PCB and Bruce E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, No. 1, 1990, pp. 99-125.

Shahiduzzaman, Md and Khorshed Alam, "Cointegration and Causal Relationships between Energy Consumption and Output: Assessing the Evidence from Australia", *Energy Economics*, Vol. 34, No. 6, 2012, pp. 2182-2188.

Stock, James H. and Mark W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, 1993, pp. 783-820.

Wagner, Martin and Jaroslava Hlouskova, "The Performance of Panel Cointegration Methods: Results from a Large Scale Simulation Study," *Econometric Reviews*, Vol. 29, No. 2, 2010, pp. 181-223.

부록

<공적분 회귀모형에 대한 추정기법>

공적분 회귀모형에서는 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 있는 경우에도 OLS 추정량이 일치성을 가지는 것으로 알려져 있다. 이는 공적분 관계가 있는 경우 내생성 문제를 해결하기 위해 도구변수를 찾을 필요가 없다는 것을 의미하는데 공적분 기법의 장점 중 하나이다.

그런데 여기서 OLS 추정량의 일치성은 단순히 표본의 크기가 커질수록 추정량이 모집단 모수에 가까워진다는 차원을 넘어 그 수렴하는 속도가 변수들이 안정적일 때의 \sqrt{n} 보다 더 빠른 n 인 것으로 알려져 있다. 이처럼 일반적인 회귀모형에서의 OLS 추정량보다 더 빠른 속도로 일치성을 가진다는 것을 강조하기 위해 이를 초일치성(super consistency)라고 하며 이를 반영하여 공적분 회귀모형에서의 OLS 추정량을 Static OLS (이하 SOLS) 추정량이라고 부른다.

이처럼 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 있는 경우에도 SOLS 추정량이 일치성을 가진다는 것은 매우 큰 장점이다. 하지만 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 있으면서 오차항에 계열상관이 있는 경우에는 SOLS 추정량의 표본 분포가 부수적인 모수(nuisance parameter)에 의존하게 되어 조건부 정규분포를 따르지 않는다는 문제점은 여전히 남게 된다. 이는 SOLS 추정량이 일치성을 가지기 때문에 추정치 자체를 이용하는 데는 문제가 없으나 통상적인 t-검정을 통한 유의성 검정 등 통계적 추론을 실시하는 데는 이용될 수 없음을 의미한다.¹²⁾

12) 여기서 한 가지 언급할 것은 비록 SOLS 추정량이 초일치성을 가지지만 유한 표본에

이와 같은 문제점을 해결하기 위해 설명변수와 오차항 사이에 내생성이 있으면서 오차항에 계열상관이 있는 경우에도 추정량의 표본분포가 조건부 정규분포를 따르도록 만들어 주는 다양한 계량기법이 개발되어 있다. 그 중 가장 널리 이용되는 것이 Stock and Watson(1993)의 Dynamic OLS(이하 DOLS)와 Phillips and Hansen (1990)의 Fully Modified OLS(이하 FMOLS)이다.

DOLS와 FMOLS는 각각 모수적 방법과 비모수적 방법을 이용하여 설명변수와 오차항 사이의 내생성 및 오차항의 계열상관 문제를 해결하고 있다. 두 추정기법 중에서는 DOLS 추정량이 더 우수한 것으로 평가되고 있다. Montalvo(1995)은 유한 표본에서 DOLS가 FMOLS나 이와 유사한 Park(1992)의 CCR에 비해 더 우수한 것으로 평가하고 있다. Harris and Sollis(2003)은 FMOLS와 같은 비모수적 방법은 자료에 특이치가 있거나 오차항에 상당한 크기의 음(-)의 MA 요인이 있는 경우 DOLS 추정량에 비해 강건성이 떨어진다는 것을 보이고 있다. 또한 Wagner and Hlouskova(2010)도 DOLS가 단일 및 연립 방정식 모형 모두에 대해 다른 추정량에 비해 더 우수하다는 것을 보이고 있다. 따라서 이 논문에서는 DOLS 추정량을 이용하여 식 (1)의 중장기 에너지 수요함수를 추정하고자 한다. 아래에서는 DOLS 추정기법에 대해서 간략하게 설명하고자 한다.

DOLS 추정량은 기본적으로 식 (1)에 1차 차분한 설명변수의 시차 및 선행변수를 추가한 다음 모든 계수를 OLS 추정량을 이용하여 추정하는 것이다. DOLS 추정 회귀식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 p_t + \sum_{j=-k}^k \theta_{1,j} \Delta x_{t-j} + \sum_{j=-k}^k \theta_{2,j} \Delta p_{t-j} + e_t \quad (2)$$

서는 부수적 모수의 존재로 추정의 정확성이 부수적 모수가 없는 추정량에 비해 떨어질 가능성이 있다. 따라서 비록 추정치만 필요한 경우에도 가능하면 부수적 모수가 없는 추정량을 이용하는 것이 바람직하다.

이는 기본적으로 1차 차분한 설명변수의 시차 및 선행 변수를 추가함으로써 설명변수와 식 (2)의 오차항 e_t 사이에는 내생성이 없도록 만들어 주는 것이다.

한편 DOLS 추정량의 표본오차는 일반적인 OLS 추정량의 표본오차 공식에서 e_t 의 단기 분산(short-run variance)을 장기 분산(long-run variance)으로 대체함으로써 구할 수 있으며 e_t 의 장기 분산은 Newey and West(1987)의 HAC 추정기법 등을 이용하여 추정할 수 있다.

ABSTRACT

Estimation and Forecast of Long-run Energy Demand Function: A Cointegration Approach

Youngsoo Bae*

This paper estimates the long-run energy demand function by a cointegration approach, and forecasts energy demands until 2035. Cointegration tests verify that there is a cointegration relationship among energy consumption per capita, real GDP per capita, and energy price. DOLS estimation result shows that the elasticities of real GDP per capita and energy price are 1.06 and -0.30 respectively, and their statistical significances are also high. Demand forecasts based on the DOLS estimation exhibits generally similar pattern with the Second National Energy Plan. In addition, it is confirmed that a small change in the assumption about GDP growth rate brings a relatively large difference in the long-run energy demand forecast.

JEL Classification: Q41, Q47, C22

Key Words: Energy Demand, Cointegration, Long-run Forecast, Unit Root

* Associate Professor, School of Economics, University of Seoul.
Email: ysbae@uos.ac.kr. Tel: 02-6490-2066.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과: 국제유가의 구조적 변화 시기를 감안한 미국 석유기업 사례*

최성희**

요 약

본 논문은 사업다각화 사례연구로서 거의 다루어지지 않은 미국의 석유기업을 대상으로 2000년부터 2012년까지 사업다각화가 '수익률 유가노출'(oil price exposure)에 미치는 효과를 추정하고자 한다. 특히 해당시기 동안 국제유가의 구조적 변화 시기를 Bai-Perron(2003)의 다중구조변화모형을 식별하여, 국제유가의 구조적 변화 시기에 따라 기업수익률의 유가노출에 미치는 사업다각화의 효과를 기존의 대다수 연구들이 활용한 Multi-factor 모형으로 분석해보고자 한다. 이를 위한 실증 분석의 결과는 다음과 같다. 첫째, Bai-Perron(2003) 다중구조변화법을 통해 2000년~2012년 동안 WTI 선물가격이 Schwarz 기준으로 4번, LWZ 기준으로 2번의 구조 변화가 발생한 것으로 확인되었으며, 둘째, Bai-Perron의 구조변화를 기점으로 하위기간(sub-periods)별 분석으로 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출이 2004년 중반부터 시작된 신고유가시대 이전 보다 이후에 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 상대적으로 '유가 상승기'에 석유기업수익률이 유가변동에 더욱 노출되는 경향이 강해진다고 해석할 수 있다. 마지막으로 사업다각화와 관련된 본 논문의 핵심 결과로서, 387개 기업의 분해분석을 통해 사업다각화는 식별된 모든 하위기간에서 기업의 수익률 유가노출을 낮추는 효과를 가진 것으로 확인되었다.

* 본 논문은 2014년도 계명대학교 비사(일반)연구기금을 통해 이루어졌음.

** 계명대학교 국제통상학과 조교수, 주소: 704-701 대구시 달서구 달구벌대로 1095, Tel: (053)580-5434, Fax: (053)580-5313, E-mail: choisu@kmu.ac.kr

핵심주제어: 수익률 유가노출, 사업다각화, 미국 석유기업, Multi-factor 모형,
Bai-Perron 다중구조변화
경제학문헌목록 주제분류: F3; R0

I. 서론¹⁾

사업다각화는 미시경제학의 산업조직론 분야에 있어 30여년 이상 꾸준히 관심을 받아오는 대표적 연구 주제이다. 하지만, 비록 오랜 기간 다양한 산업을 대상으로 실증적 및 이론적으로 연구되었음에도, 사업다각화 효과에 대한 실증분석결과는 일관되게 제시되지 못하고 있다. 실증분석에서의 이러한 비일관적인 결과는 샘플 기업 및 기간, 분석 방법 등에 따라 사업다각화의 효과는 적지 않은 가변성을 가지면서 일관된 추정 결과가 도출되기가 쉽지 않음을 반증하는 것이다.

가장 대표적인 사업다각화의 효과는 ‘공정성’인데, 다음과 같은 이론적 배경 및 실증 분석들로서 확인되고 있다. Chandler(1977)은 사업다각화가 기업운영에 있어 규모의 경제를 유발시킬 수 있어 긍정적 효과를 창출하며, Stulz(1990)와 Stein(1997)은 사업다각화가 자본시장의 기업내부화를 이루게 하여 효율적 자원배분의 이득을 누릴 수 있다고 주장한다. 2000년 이후로는 사업다각화가 시

1) 이 서론의 주요 내용은 사업다각화의 실증분석이 오랫동안 수행되어왔으나 일관된 결과 도출이 어려운 현황과 그 배경, 그리고 이러한 상황에서 본 논문이 수행하는 연구 필요성과 의의이다. 특히 현황을 설명하기 위해 기존의 주요 논문들을 정리하였는데, 구체적으로, 사업다각화의 긍정적 효과를 도출한 논문들, 부정적 효과를 제시한 논문, 사업다각화의 무의미성을 주장한 논문들을 순서에 따라 정리한다. 비록 표현은 명백하게 차별이 되지만 논리 전개에 있어 이달석 외(2012)의 pp58~pp60과 유사하다. 두 연구의 동일 저자로서 사업다각화 효과 연구 논문의 서론을 풀어가는데 있어 최선의 논리 구성(logical framework)을 활용하였을 뿐 문구표현(statement expression)은 명백하게 다르다는 점은 밝힌다.

장실패를 개선시킬 수 있다는 Khanna & Palepu(2000)와 다각화와 기업 생산성 증대간의 연관성을 실증적으로 증명한 Schoar(2002)가 대표적으로 인용되고 있다.

그러나 이들 사업다각화의 긍정적 효과를 제시하는 연구와는 별도로, 사업다각화로 인한 비용이 수익을 압도하여(dominate) 오히려 부정적 효과로 귀결된다는 연구도 존재한다. 비용 발생의 대표적 예로서, 새로운 사업으로의 자본투자배분은 오히려 자본배분의 비효율성이 야기할 수도 있고(Lamont & Polk, 2001), 다각화기업에서 새롭게 임명된 최고경영자의 '대리인 문제(agency problem)'는 다각화의 부정적인 측면을 부각시키는 대표적 연구라 할 수 있다(Scharfstein & Stein, 2000; Rajan et al, 2000). 특히 사업다각화 비용이 기업 가치를 하락시킨다는 분석 결과는 실증분석가들의 연구적 충동과 관심을 강하게 불러일으켰는데, Lang & Stulz(1994)은 기업 가치를 '토빈의 q 비율'²⁾로 대용한 후 1980년대 사업다각화와 기업별 Tobin's q 사이에 부의 연관성이 있음을 밝혀내었다. 즉 사업다각화를 추진하는 기업이 한 가지 사업에 집중하는 기업에 비해 낮은 토빈의 q 비율을 가졌다는 실증자료를 확보한 것이다. 이후 Berger & Ofek(1995) 역시 다각화가 활발하였던 미국의 1980년대를 대상으로 다각화 이후 기업의 가치가 약 15% 하락되었음을 발견하였다.

이밖에, 다각화의 효과를 긍정이나 부정도 아닌 무의미하다고 주장하는 연구 결과들도 적지 않게 존재한다. 다각화의 효과가 무의미하다는 주장의 배경에는 주로 실증분석에 있어 다각화 효과 추정이 매우 어렵다는 사실에 있다. 현실적으로 다각화 추진 시 피인수 기업들의 가치가 매우 낮은 상태이기 때문에 과연 인수 후(=다각화 수행 이후)에 발생한 가치상승효과가 다각화의 순수효과인지 아니면 평균수준의 가치로 회귀하려는 자연적 상승효과인지 근본적 의문에 대한 답이 명확하지 않은 점도 크게 작용한다(Graham et al, 2002). 또한 다각화 이후 자본분배의 비효율성을 검증하는 데 있어 통계적 한계도

2) 美 예일대학교(Yale Univ.)의 제임스 토빈(James Tobin)에 의해 제안된 개념으로, 기업의 (주식)시장가치를 기업 실물자본의 대체비용으로 나눈 것이다.

빈번하게 거론된다(Whited, 2001). 심지어 Mansi & Reeb(2002)는 기업가치의 대용변수로서 사용하는 토빈의 q 비율이 과연 적절한지 의문을 제시하면서 사업다각화와 기업 가치 간의 연관성을 실증적으로 분석하는 자체가 매우 어려운 연구 주제라고 주장한다.³⁾

이와 같이 오랜 기간 동안 사업다각화가 기업의 수익에 미치는 효과를 추정하는 연구들은 일관된 결론을 제시하지 못하면서 여전히 분석의 대상으로 남겨 놓고 있다. 따라서 본 연구는 아직까지 사업다각화의 사례 연구로 시도되지 않은 미국의 석유기업을 대상으로 여전히 논쟁 중인 사업다각화 효과를 살펴보고자 한다. 특히 사업다각화의 효과가 나타나는 대상을 개별 기업의 일반적 주가수익률(returns of the common stock for individual firms)이 아닌 '수익률 유가노출'에 초점을 맞추고자 한다. 과거의 대부분 연구들이 전체시장 상황이 반영된 제조기업의 일반수익률을 대상으로 하여 지나치게 광범위한 분석으로 그 결과 역시 모호하게 나올 수 있었다면, 본 연구처럼 석유기업 수익률의 유가노출을 대상으로 초점화시킨 분석은 사업다각화를 석유기업의 유가변동위험의 결정요인으로서 검증할 수 있기 때문에 명확한 실증 분석 결과를 기대할 수 있다. 또한, Lamont(1997)의 주장을 근거로 하여 국제유가의 구조적 변동 시기를 Bai-Perron(2003)을 통해 식별한 뒤 실증분석의 하위기간별 분석을 수행한다면 석유기업의 수익률 유가노출과 사업다각화 효과에 면밀한 연구가 수행될 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제 2장에서는 실증 분석을 위한 샘플 소개 및 방법론을 구체적으로 소개한다. 그리고 제 3장은 실증분석의 결과를 도출하고 설명하고, 제 4장에서는 실증분석결과가 의미하는 연구적 함의를 정리한다. 또한 향후 추가적으로 보완하고 발전시킬 수 있는 방안도 함께 제시하면서 논문을 마무리한다.

3) 토빈의 q 비율은 사업다각화의 긍정적인 효과를 판단하기에는 적절한 대용변수일 수 있지만, 부정적 효과를 추정하기에는 적절하지 못하다고 주장한다.

II. 샘플 및 변수 선정과 분석 모형

본 논문의 실증분석을 위한 샘플기업은 2000년 1월부터 2012년 12월까지 미국 주식시장에 상장된 석유기업을 대상으로 한다. 기업선정작업(firm-sampling)을 위해서 Standard & Poors社의 Compustat 데이터베이스에 해당 기간 동안 미국 산업분류표(Standard Industry Classification)의 대분류번호(2-digit code)가 '13' 및 '29'에 속한 1,588개 기업을 우선 추출하였다.⁴⁾

분석기간으로 선정된 2000년~2012년은 1980년 이후 국제유가의 변동이 가장 확연하게 드러났던 시기로서, 보다 엄밀한 통계적 방법을 통해 구조적 변화의 시점이 식별되고 하위기간(sub-periods) 분석을 시도할 수 있다는 장점이 있다. 실제 대다수의 석유시장 전문가들역시 2000년 초반 25달러 내외의 균형수준을 유지했던 국제유가가 2004년 이후 그 균형수준을 돌파하면서 국제석유시장의 구조가 바뀌었다는 '신고유가시대'를 주장하고 있으며(Mitchell, 2006), 2007년~2008년 중반에는 국제유가가 무려 120달러까지 상승하는 초고유가시기도 경험하고, 2008년 글로벌 금융위기로 30달러 수준까지 급락하기도 하였다. 이후 국제유가는 다시 85달러 수준으로 되돌아가면서 최근 10여 년간의 국제유가는 소위 '롤러코스터(roller coaster)'와 같은 급변의 연속을 경험하고 있기에, 실증분석에 있어 국제유가의 구조변화가 있었는지를 확인하고 이에 따른 하위기간 분류가 필수적으로 고려되어야 할 것이다.

따라서 하위기간 분류를 위한 국제유가흐름의 구조적 변화 식별은 최근 시

4) 음(-)의 자산가치가 보고된 기업은 자료 제공에 오류가 있다고 판단하여 분석대상에서 제외시켰으며, 이들 1,588개의 석유기업 중 상류(탐사 및 개발)와 하류(정제 및 석유화학)를 분류하기 위해서는 SIC 소분류번호(4-digit) 분석이 필요하다. 선정된 1,588개의 석유기업을 분류해본 결과 상류산업(SIC code 1311)으로 등록된 기업 수는 1,051개이고 하류산업(SIC 2911)으로 등록된 기업수는 537개로 확인된다.

계열자료 구조변화감지 분야에서 가장 주목을 받고 있는 Bai & Perron(1998, 2003)의 다중구조변화기법을 사용한다.⁵⁾ Bai & Perron(1998, 2003)의 다중구조변화기법은 표준편차의 증폭을 줄여 신뢰성을 향상시킨 구조감지방법으로서, 2000년 1월부터 2012년 12월까지 서부텍사스중질유(WTI) 근월물 선물 가격을 감지한 결과, LWZ 기준으로 2번의 구조변화가 Schwarz 기준으로는 4번의 구조변화가 나타남을 식별하고 있다(<표 1> 및 [그림 1] 참조).⁶⁾

식별결과의 구체적 설명은 다음과 같다. LWZ 기준으로 2번(2004년 8월 / 2007년 7월)의 구조변화 발생은 3개의 하위기간 분류를 가능케 하며(2000년 1월 ~2004년 7월 / 2004년 8월~2007년 6월 / 2007년 7월~2012년 12월), Schwarz 기준으로 4번의 구조변화 발생은 5개의 하위기간분류를 가능케 한다. 분류된 하위기간의 특징을 살펴보면, LWZ 기준은 하위기간이 지속적으로 올라가는 현상만 반영되어 ‘30달러대’, ‘60달러대’, ‘80달러대’로 분류되는 반면, Schwarz 기준은 ‘30달러대’, ‘60달러대’, ‘80달러대’, ‘70달러대’, ‘85달러대’로 유가의 상

-
- 5) 시계열자료의 구조변화를 추정하는 대부분의 연구는 특정시점을 중심으로 2개의 기간을 분리해서, 통계적으로 유의한 변화가 있었는지를 찾아내는데 초점을 두었다(Andrew, 1993; Andrew and Ploberger, 1994). 반면에 3개 이상의 다중구조변화를 탐지하는 방법론은 상대적으로 많지 않았는데, Andrew, Lee, and Ploberger(1996)가 2개 이상의 구조변화 추정방법을 제시하였으며, Garcia and Perron(1996)이 sup-Wald test를 활용한 시도, 그리고 Liu, Wu, and Zidek(1997)이 추정치와 오차항의 변화를 이용하여 다중구조변화를 확인하려고 하였다. Bai and Perron(1998, 2003)은 Liu, Wu, and Zidek(1997)의 모형(이후 LWZ로 칭함)을 발전시켜 다중 구조 변화를 찾아내는 획기적인 방법론을 제시하였다. OLS 뿐만 아니라 자기회귀와 추세모형에도 적합 시켜 구조변화를 찾아낼 수 있으며, 특정시점을 기준으로 나누어진 기간의 오차항의 분포가 다르더라도 구조변화를 정확하게 찾아내고, 설정방정식의 추정계수가 각각의 하부시기에 구조적으로 변한다는 가정도 필요치 않는 장점이 있다. 즉 어떤 계수는 구조변화시점을 전후로 하여 변할 수 있지만 어떤 계수는 변하지 않을 수도 있다는 매우 일반적인 가정을 하면서 세부시기의 자유도를 절약하는 장점이 있는 것이다. 자세한 내용은 Bai and Perron (1998, 2003) 참조.
- 6) 현물가격이 아닌 선물가격을 사용한 이유는 본 연구가 금융시장적 분석 모형에 근거하기 때문이다. 즉 기업의 주가수익률에 영향을 주는 유가변수로서 현물가격보다는 선물가격이 더욱 금융시장적 변수로 적합하며, 해당기간의 연속적인(consecutive) 시계열 월별 선물가격 자료는 미국 에너지정보청 웹사이트(http://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_fut_s1_d.htm)를 통해 얻어서 구성할 수 있다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

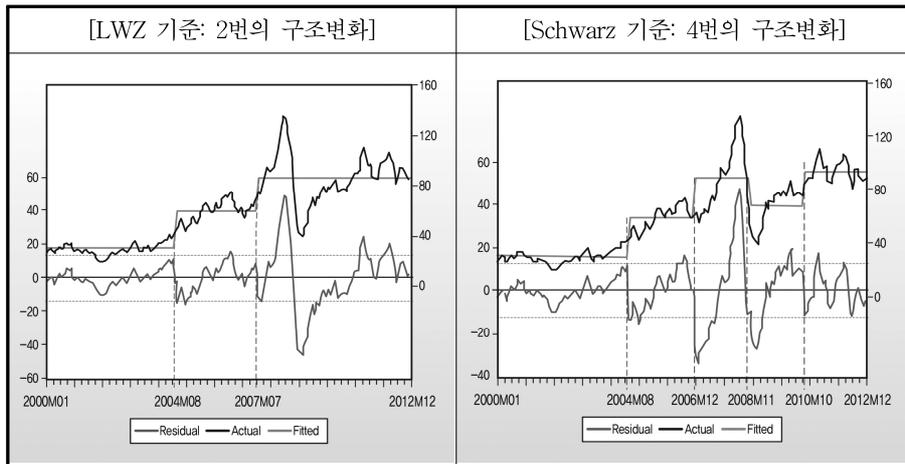
승뿐만 아니라 하락현상도 다양하게 반영되어있다. Lamont(1997)도 강조하였듯이 사업다각화의 효과는 경기호황 및 불황에 따라 달라질 수 있는데, 본 논문 역시 국제석유산업의 경기상황을 반영하는 국제유가의 구조적 변동 시기에 따라 미국 석유기업의 사업다각화가 수익률 유가노출에 미치는 효과가 다를 수 있는지 검토할 것이다.

〈표 1〉 Bai-Perron 다중구조변화 횟수 추정 결과:
'00년 1월~'12년 12월 시계열 WTI 선물가격

구조변화 횟수 (# of Breaks)	구조변화 추정 시기 (Estimated breaks dates)	Sum of Sq. Residuals	Schwarz Criterion	LWZ Criterion
0	-	12357.5	6.707115	6.738643
1	2005년 6월	38886.98	5.615671	5.710383
2	2004년 8월 / 2007년 7월	28354.95	5.364555	5.522621
3	2004년 8월 / 2007년 7월 / 2010년 12월	25335.82	5.316715	5.538310
4	2004년 8월 / 2006년 12월 / 2008년 11월 / 2010년 10월	22448.65	5.260468	5.545773
5	2003년 1월 / 2005년 1월 / 2006년 12월 / 2008년 11월 / 2010년 10월	21927.42	5.301717	5.650917

주: Schwarz 및 LWZ 기준별 최소값을 각각 음영처리함. 통계값 설정은 HAC 공분산을 사용함(Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth). 추정을 위해서 분산의 구조변화를 허용함(allowing heterogeneous error distribution across breaks).

[그림 1] 2000년~2012년 WTI 선물가격 구조변화 추정 결과:
LWZ 및 Schwarz 기준



주: 왼쪽 세로축은 Residual을, 오른쪽 세로축은 국제유가(배럴당 달러)를 가리킴.

우선 1,588개 기업의 수익률이 국제유가변동에 노출되었는지를 나타내는 개별 기업의 수익률 유가노출을 추정하기 위해 식 (1)과 같이 기존 대표적 연구들이 사용한 Multi-factor 모형(Allayannis et al, 2001; Sadorsky, 2008; Jin and Jorion, 2006 등)을 사용한다.

$$R_{it} = a_i + \beta_{oi} \times R_{ot} + \beta_{mi} \times R_{mt} + e_t \quad (1)$$

여기에서 R_{it} 는 기업 “i”의 월별(t) 주가수익률, R_{ot} 는 월별 국제유가(WTI) 변동률, R_{mt} 는 월별 다우존스 수익률이다.⁷⁾ 계수 β_{oi} 가 기업 “i”의 수익률 유가노출을 의미하며, β_{mi} 를 통해 전체 자본시장에서 나타나는 국제유가변동요

7) 자산가격모형(Capital Asset Pricing Model)을 응용한 본 실증모형은 이후 Sadorsky(2008), Choi(2014) 등도 사용하면서 석유기업의 유가위험노출을 추정하였지만, 기업금융(corporate finance)분야에서 기업의 환율위험노출을 추정하기 위해 1990년부터 현재까지 사용되는 대표적 모형이다(예, Jorion, 1990; Choi and Prasad, 1995; Choi and Denzau, 2007; Choi, 2010 등)

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

소이외의 여타 요소들의 영향력을 통제하고 β_{oi} 에 옳지 않게 반영될 수 있는 위조 효과(spurious effect)도 제거한다. 계수추정을 위한 방법론으로서 수익률 시계열 자료의 안정성(stationary)을 근거로 최소자승법(Ordinary Least Square: OLS)을 활용한다.⁸⁾

식(1)을 통해 추정된 개별 기업 “ i ”의 수익률 유가노출은 ‘시간가변적 특성(time-varying property)’을 가지고 있다. 예를 들어 매년 수익률 유가노출 관리가 강화(약화)되는 기업은 매년 β_{oi} 가 점점 감소(증대)될 수 있다(Sadorsky, 2008, ; Jorion, 1990; Choi, 2010). 따라서 시간에 따라 변동될 수 있는 기업별 수익률 유가노출 관리를 대변할 수 있는 ‘기업별 특성 변수(firm-specific variables)’로 분해 분석을 하면 시간가변적 특성을 해결할 수 있음과 동시에 기업별 특성 변수의 효과를 파악할 수 있다.⁹⁾ 이를 위한 분해 분석 식은 기존의 연구들이 제안한 아래 식 (2)을 통해 횡단면(cross-sectional)으로 수행한다 (Sadorsky, 2008, Jin and Jorion, 2006, Choi, 2012).

$$\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon \quad (2)$$

8) 국제유가(WTI)변동률과 주식시장(Dowjones)변동률은 거의 연관되어 있지 않은 것으로 확인되기에(2000년~2012년 변수 간 상관계수가 0.1699로 추정), 식 (1)의 다중공선성문제는 자유롭다. 안정성 검증에 있어서 1,588개의 기업수익률을 개별적으로 안정성을 검토하기보다는 차분형태의 수익률 시계열은 안정성을 가지고 있다는 통상적인 주장을 받아들이고, 추가적으로 1,588개의 통합포트폴리오 수익률에 대한 안정성 검증으로 대신한다. 포트폴리오수익률, 유가변동률, 다우존스수익률 모두 자기상관계수가 1기(t=1) 부터 20기(t=20)까지 거의 0에 가까운 것으로 측정되었으며, 단위근 검정 결과도 1% 유의수준에서 가설이 기각되었다(<Appendix> 참조).

9) 기존 연구에 따르면(최초 연구인 Jorion(1990)부터 최근의 Jin & Jorion (2006), Sadorsky(2008) 및 Choi(2014)까지), 시계열자료로 추정된 기업별 수익률 유가노출계수는 특정 시기의 기업별 특성에 따라 계수추정치가 달라질 수 있다고 주장되고 인정받고 있으며, 이를 해결하기 위한 방법으로서 분해 분석이 대표적 방법으로 널리 이용되고 있다. 물론 본 연구에서 하위기간별 추정을 통해 통계적 유의성 여부 및 계수 절대값이 일일이 달라지는 것을 체크하여 시간가변성이 실제로 존재하는 지 확인할 수도 있지만, 하위기간을 어떻게 나눌지에 대한 논쟁이 남아있을뿐더러, 시간가변성은 본 연구 분야에서 워낙 통상적으로 인정받는 특성이기에 별도의 확인 작업은 생략하고자 한다.

여기에서 BD_i 는 기업 “ i ”의 사업다각화를 나타내는 변수이며, $Reserve_i$ 는 기업 “ i ”가 보유한 원유 및 천연가스 매장량, $Asset_i$ 은 총자산을 의미한다. 식 (2)를 위한 분해분석은 구조변화를 감지한 하위기간을 대상으로 수행되어 연도별 정보를 근간으로 하는 독립변수는 하위기간의 평균치로 계산되어 투입된다. $Reserve$ 와 $Asset$ 변수를 투입한 이유는 석유가스매장량 및 자산이 많은 기업일수록 수익률의 유가노출이 낮아질 수 있다는 기존 이론을 수용하기 때문이다(Jin and Jorion, 2006; Sadorsky, 2008). 본 논문의 핵심 변수로서 추가된 BD_i 는 이론적으로 사업이 다각화될수록 유가변동에서 발생하는 수익률 노출의 위험 정도가 줄어들 수 있다는 전통적 운영헷징관리이론(operational hedging)¹⁰에 근거하였다. 따라서 계수 γ_2 추정치가 석유기업의 사업다각화가 수익률 유가노출에 영향을 주는지를 파악하는 본 논문의 궁극적 목표이며, 이론상 음(-)의 부호로 예측된다.

사업다각화 변수는 기존 연구들이 보편적으로 사용하는 두 가지 형태를 개별적으로 활용한다. 첫 번째 형태는 더미(dummy)이다. 사업다각화 더미형태의 변수는 만약 기업이 하나의 사업에만 진출하고 있으면 ‘0’의 가치를 주고 두 개 이상의 사업에 참여하면 ‘1’의 가치를 준다. 기업별 진출 산업 수는 CRSP에 보고된 기업별 ‘참여 산업 수(number of affiliation industries)’ 정보를 이용하여 구축한다. 더미형태이외에, 두 번째 형태로서 수량(quantity) 변수를 대안적으로도 사용할 것이다. 수량변수는 CRSP에 보고된 기업별 분할자회사수를 그대로 사용하는 방법이다.

10) Allayannis et al(2001)는 ‘자회사의 지역적분산’과 같은 운영헷징관리는 기업의 수익률 변동 위험을 줄이는데 기여하고 있음을 밝혀냈다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈표 2〉 분해 분석을 위한 387개 기업의 연도별 3개 변수 기초통계량

변수명	통계치	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	13년 평균	
사업 다 각 화	참여 산업 수	평균	2.35	2.75	3.06	3.19	3.77	3.88	3.92	3.95	3.94	3.08	3.15	3.33	3.80	3.40
		표준오차	1.09	1.11	1.31	1.08	1.44	1.45	1.49	1.83	1.89	1.42	1.52	1.63	1.58	1.45
		최대값	5	5	5	5	5	6	6	6	5	5	6	6	6	5.46
		최소값	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
	분할 자 회 사 수	평균	2.21	2.88	2.29	3.01	2.80	3.52	3.98	3.52	2.76	2.93	2.38	2.88	3.15	2.95
		표준오차	1.47	1.82	1.55	1.29	1.65	1.79	1.49	2.31	1.99	1.57	1.48	1.53	1.51	1.65
		최대값	7	7	7	7	8	8	9	9	7	7	7	7	8	7.54
		최소값	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
석유 가스 매 장 량 가 치	평균	3,009	3,459	4,113	4,997	5,512	6,945	8,229	8,833	11,935	7,494	9,246	11,596	12,255	7,509	
	표준오차	14,335	15,123	15,544	14,588	15,017	15,787	18,842	19,414	27,541	16,580	20,287	24,751	25,304	18,701	
	최대값	401,231	449,883	497,773	530,211	588,856	685,727	809,550	844,532	1,250,104	748,369	964,596	1,193,112	1,226,334	783,867	
	최소값	22	18	34	35	55	72	49	97	113	230	38	77	41	67.77	
자 산	평균	1,798	1,752	2,028	2,302	2,621	3,068	3,676	4,238	3,928	3,985	4,668	5,162	5,241	3,420	
	표준오차	3,735	3,461	3,858	4,296	4,816	5,377	5,991	6,507	5,942	6,143	7,407	8,036	8,114	5,668	
	최대값	149,000	104,910	108,460	117,980	131,010	125,833	132,628	148,786	161,165	164,621	184,769	209,474	232,982	151,663	
	최소값	1.6	1.7	1.7	7.9	10.5	28.1	40.1	56.0	62.4	62.3	84.1	117.3	134.1	46.75	

자료: Compustat / 주: 석유 및 가스매장량과 자산의 단위는 백만달러(\$m)임.

그러나 분해 분석을 위해 필요한 참여산업 수, 기업별 분할자회사 수, 원유 가스매장량 가치, 총자산에 대한 기업별 정보는 앞서 기업별 주가 정보와는 달리 13년 동안 지속적으로 확보하기가 매우 어렵다. 특히 기업별 원유가스매장량에 대한 정보는 매우 한정적인데, 결국 2000년~2012년 기간 동안 지속적으로 위의 4개 정보를 가지고 있는 기업 수는 387개로 파악된다. 따라서 식 (2)를 사용한 분해 분석의 샘플 기업 수는 387개가 되며, 이들 387개 기업에 대하여 Compustat이 제공하는 2000년~2012년의 연간 참여 산업 수, 분할자회사수, 석유 및 가스매장량, 장부가치자산에 대한 기본 통계량은 <표 2>에서 정리하였다.¹¹⁾

11) 분할자회사 정보수집에 있어서, Compustat은 선정된 기업의 산업분류코드(SIC)정보와 자회사(segements)의 관여 산업 수 정보는 알 수 있지만, 자회사의 관여사업 SIC정보

Ⅲ. 수익률 유가 노출 및 다각화 효과 추정

1. 미국 석유기업 수익률 유가 노출 추정

아래의 <표 3>은 최초 선정된 1,588개 미국 석유기업 샘플을 가지고 식(1)을 통해 2000년~2012년 동안의 수익률 유가노출계수인 β_{oi} 를 OLS로 추정한 결과이다.¹²⁾ 전체 1,588개 샘플 기업 중 약 50%에 해당하는 797개의 기업의 수익률이 WTI 선물가격변동에 90% 이상의 수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다.¹³⁾ 전체 기업 중 약 40%가 유의하게 추정된 Jin and Jorion (2006)의 결과와 유사하다고 판단된다. 이론적으로 유가 상승은 기업의 수익률 제고(판매가격 상승에 따른 판매수입증대)에 기여할 뿐만 아니라 기업의 수익률 하락(제품생산비용 상승에 따른 수익성 악화)을 동시에 유발하기에, 현실적으로 유가변동의 영향은 이러한 상반된 효과가 서로 상쇄되어 통계적으로 유의하지

는 제공하지 않는다. 따라서 자회사가 산업 내 수직적으로 통합되어 있는지 아니면 연관된 他산업에서 활동하는지를 확인하는 것은 불가능하기에, 결국 자회사의 활동 산업 수(=사업다각화) 효과를 수직적 통합 여부 및 연관 산업 활동 여부에 따라 분리해서 관별할 수 없다는 한계를 가진다. 그럼에도 불구하고 본 논문이 더미 및 수량변수를 사용하여 수익률을 분석하는 이유는 두 변수 공히 기업의 사업다각화를 대표하는 보편적 변수로서 수많은 연구들이 최근 까지 활용되어 왔으며(Lang and Stulz, 1994; Servaes, 1996; Lims and Servaes, 1999; Campa and Kedia, 2002; Villalonga, 2004; Li and Jin, 2006; Schmid and Walter, 2009 등), 본 연구의 핵심 목적 역시 아직까지 다루어지지 않은 석유기업을 대상으로 사업다각화와 수익률간의 보편적 연관성을 1,000개 이상의 대규모 샘플을 대상으로 추정하는 것에 의미를 두었기 때문이다.

12) 몇 개의 기업들이 통계적으로 유의하게 어떤 연관성을 가지고 유가변동에 노출되었는지가 본 분석의 핵심 내용이기에 식 (1)의 여타 계수, α_i , β_{mi} 에 대한 결과는 생략한다.

13) 통계적 유의수준을 90%로 선정한 이유는 대부분의 기업수익률 노출 연구가 이를 적용하기 때문이다 (Choi, 2010)

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

않게 나오는 경우가 빈번하다. 추정된 수익률 유가노출 계수의 부호들을 살펴 보면 유가변동이 기업수익률에 미치는 상반 효과를 확인할 수 있다. 전체 1,588 개 샘플기업에 대하여 약 6:4 정도로 유가변동이 수익률에 미치는 정(+)의 효과가 부(-)의 효과를 근소하게 우세할 뿐, 특정 효과가 압도적으로(dominantly) 드러나지 않고 있다.

아래의 <표 4>는 앞서 Bai-Perron 다중구조변화분석을 통해 2000년부터 2012년까지 국제유가가 구조적으로 변화하였던 시점을 기준으로 식별된 하위기간별로 β_{oi} 를 재추정한 결과이다. 하위기간별 분석 역시 전체기간분석의 결과와 명백한 차이 없이 약 45~55%에 해당하는 기업의 수익률이 통계적으로 유의하게 유가변동에 노출되고 있는 것으로 확인되었다. 또한, 수익률 유가노출의 부호 역시 약 55% 정도로 정(+)의 효과가 근소한 우세를 보이고 있음이 확인된다. 하위기간별 분석에서 얻을 수 있는 정보는 미국 석유기업의 수익률 유가노출 추정이 분석 기간에 따라 크게 달라지지 않고 충분한 견고성(robustness)을 가지고 있다는 점이다.

<표 3> 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출계수(β_{oi}) 유의미성 및 부호 결과 분포: 2000년~2012년 전체 기간 추정

식(1)의 추정 계수	전체 기간	90% 유의수준에 따른 기업 수				Obs.
		유의미		무의미		
		+	-	+	-	
β_{oi}	2000년 1월 ~ 2012년 12월	437	360	389	402	1,588

〈표 4〉 1,588개 미국 석유기업의 수익률 유가노출계수(β_{oi}) 유의미성 및 부호 결과 분포: 구조변화에 근거한 하위기간별 추정

식(1)의 추정 계수	하위 기간 (Sub-periods)		90% 유의수준에 따른 기업 수				Obs.
			유의미		무의미		
			+	-	+	-	
β_{oi}	LWZ 기준	2000년 1월 ~ 2004년 8월	403	328	463	394	1,588
		2004년 9월 ~ 2007년 7월	451	373	417	347	1,588
		2007년 8월 ~ 2012년 12월	472	385	399	332	1,588
	Schwarz 기준	2000년 1월 ~ 2004년 8월	403	328	463	394	1,588
		2004년 9월 ~ 2006년 12월	445	364	421	358	1,588
		2007년 1월 ~ 2008년 11월	431	361	429	367	1,588
		2008년 12월 ~ 2010년 10월	457	374	408	349	1,588
		2010년 11월 ~ 2012년 12월	468	376	402	342	1,588

하위기간별 분석에서 눈에 띄는 또 하나의 특징은 2000년 1월~2004년 8월 기간에서 가장 적은 731개 기업만이 통계적으로 유의하게 유가노출이 추정되고 있다는 점이다. LWZ기준을 보더라도 다른 2개 하위기간에서는 각각 824개와 857개 기업이 통계적으로 유의하게 추정되었으며, Schwarz기준에서는 다른 4개 하위기간에서는 각각 809개, 792개, 831개, 844개 기업이 통계적으로 유의하게 유가변동에 노출되고 있다.¹⁴⁾ 통상적으로 신고유가가 2004년 중후반 이후부터 시작되었다는 전문가들의 의견을 고려하였을 때(Mitchell, 2006), 이러한 하위기간별 실증분석결과는 신고유가시대 이전 보다 이후에 더 많은 미국 석유기업들의 수익률이 유가변동에 유의하게 노출되는 현상이 드러나고 있다.

14) Schwarz기준에서는 각 하위기간에서 시계열자료의 개수가 충분치 않다는 지적에 응답하고자 Bootstrapping기법을 추가적으로 수행하였지만 역시 결과는 동일하게 나왔다. 본 연구에서 적용한 Bootstrapping 방법 과정은 [Appendix]의 <Panel C>에 담았다.

2. 수익률 유가노출에서 사업다각화 효과 추정

지금부터는 위의 1,588개의 기업 중 분할자회사 수, 석유가스매장량 가치, 총 자산 정보가 13년 동안 보유된 387개 기업을 대상으로 분해 분석을 수행한다. 사업다각화(BD)를 대변하는 더미 변수와 수량 변수는 개별적으로 식 (2)에 투입하여 OLS로 추정한다. 즉 전체 13년 기간인 2000년~2012년을 대상으로 추정된 β_{oi} 를 13년 평균으로 계산된 387개 기업의 *BD*, *Reserve*, *Asset*로 분해 분석한 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 2000년~2012년 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$		
<i>BD</i> 더미변수	-0.007** (0.003)	
<i>BD</i> 수량변수		-0.011*** (0.004)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)
<i>R</i> ²	0.504	0.557
<i>obs.</i>	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 BD 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차를, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

사업다각화를 나타내는 더미변수의 계수는 -0.007로 95%의 통계적 유의미성을 가지며 추정되었다. 추정계수의 부호가 음수라는 것은 참여하고 있는 사업

이 1개로 집중된 기업($BD=0$)은 수익률 유가노출이 더욱 높아짐을 의미하며, 반대로 2개 이상의 사업에 참여하는 기업($BD=1$)은 수익률 유가노출이 더욱 낮아짐을 의미한다. 사업다각화를 수량으로 대변할 경우, 사업다각화가 수익률 유가노출과 음의 관계가 있음이 더욱 통계적으로 유의미하게 추정된다. BD 수량변수일 때 추정계수는 -0.011 로서 99%에서 통계적으로 유의미한 것으로 확인된다. 사업다각화를 대변하는 더미변수와 수량변수 중 수량변수의 설명력이 통계적으로 더욱 유의한 것으로도 확인된다.

Bai-Perron 다중구조변화분석기법을 통해 식별된 하위기간에 대해서도 사업다각화의 효과가 일관되게 나타나는지를 확인해보고자 한다. <표 6>은 LWZ 기준으로 식별된 3개의 하위기간에 대하여 분해분석을 각각 수행한 결과를 정리한 것이다. 단 식(2)에 투입되는 기업별 특성 변수(BD , Reserve, Asset)은 연간(annual) 변수이기에 LWZ 기준으로 식별된 월별 기간은 연별 기간으로 변환시켜야 한다. 예를 들어 LWZ 기준 첫 번째 하위기간이 2000년 1월~2004년 8월이지만 분해 분석을 위해 가장 근사치의 연별 기간인 2000년~2003년으로 적용시켰다. 이러한 방식에 따라 2004년 9월~2007년 7월은 2005년~2006년으로, 2007년 8월~2012년 12월은 2008년~2012년으로 각각 적용되었으며, 유가구조 변화에 근거한 하위기간별 분해 분석 결과 역시 사업다각화가 석유기업의 수익률 유가노출 감소에 기여하고 있는 것으로 확인된다.

마지막으로 <표 7>은 Bai-Perron을 통해 식별된 Schwarz 기준 5개 하위기간별로 분해 분석을 수행한 결과를 정리한 것이다. Schwarz 기준으로 식별된 월별 하위기간 역시 연도별로 조정되어야 하므로, 분해 분석을 위한 최종 하위기간은 2000년~2003년, 2005년~2006년, 2007년~2008년, 2009년~2010년, 2011년~2012년으로 수행되었다. Schwarz기준의 하위기간별 분석에서도 사업다각화의 수익률 유가노출 감소 효과는 일관되게 추정되고 있다.

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈표 6〉 LWZ 기준 3개 하위기간별 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$						
변수 \ 기간	2000년~2003년: 3년		2005년~2006년: 2년		2008년~2012년: 5년	
	<i>BD</i> 더미변수	-0.007** (0.003)		-0.008** (0.003)		-0.027** (0.009)
<i>BD</i> 수량변수		-0.011*** (0.004)		-0.012*** (0.003)		-0.094*** (0.010)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)	-0.031 (0.016)	-0.043* (0.019)	-0.055* (0.024)	-0.050** (0.019)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)	-0.030** (0.012)	-0.028** (0.011)	-0.047** (0.017)	-0.055** (0.021)
R^2	0.504	0.557	0.501	0.563	0.537	0.589
<i>obs.</i>	387	387	387	387	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 *BD* 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차를, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

〈표 7〉 Schwarz 기준 5개 하위기간별 수익률 유가노출에서 사업다각화의 효과

추정 식 (2): $\beta_{oi} = \gamma_1 + \gamma_2 BD_i + \gamma_3 Reserve_i + \gamma_4 Asset_i + \epsilon$										
변수 \ 기간	2000년~2003년: 3년		2005년~2006년: 2년		2007년~2008년: 2년		2009년~2010년: 2년		2011년~2012년: 2년	
	<i>BD</i> 더미변수	-0.007** (0.003)		-0.008** (0.003)		-0.006* (0.003)		-0.008* (0.004)		-0.019** (0.005)
<i>BD</i> 수량변수		-0.011*** (0.004)		-0.012*** (0.003)		-0.010* (0.004)		-0.013*** (0.004)		-0.023** * (0.004)
<i>Reserve</i>	-0.033* (0.015)	-0.040* (0.019)	-0.031 (0.016)	-0.043* (0.019)	-0.021 (0.018)	-0.023 (0.019)	-0.038* (0.015)	-0.047** (0.017)	-0.045** (0.017)	-0.061** (0.021)
<i>Asset</i>	-0.027* (0.013)	-0.031* (0.015)	-0.030** (0.012)	-0.028** (0.011)	-0.021* (0.010)	-0.024* (0.011)	-0.035* (0.012)	-0.033** (0.010)	-0.049** (0.017)	-0.052** (0.020)
R^2	0.504	0.557	0.501	0.563	0.443	0.476	0.499	0.568	0.772	0.783
<i>obs.</i>	387	387	387	387	387	387	387	387	387	387

주: 기업 “i”의 진출 산업 수가 1이면 *BD* 더미변수 값은 0을 가지며, 2개 이상이면 더미변수 값은 1을 가짐. () 숫자는 표준편차를, ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90%의 통계적 유의미성을 의미함.

IV. 결론 및 향후 과제

일반적인 기업수익률을 대상(targeting)으로 사업다각화의 효과를 측정하는 실증분석은 오랜 기간 수행되어왔지만 명확하게 일관된 결론은 제시하지 못하고 있다. 이는 매우 다양한 변수들로부터 영향을 받는 일반적 수익률을 대상(targeting)으로 사업다각화의 효과를 측정하는 것이 방법론적으로 어려운 과제임을 반증하는 연구적 현실이기도 하다. 더욱이 사업다각화는 이론적으로도 긍정 효과와 부정 효과를 공히 가지기에 특정 효과가 압도적으로 실증분석결과에 반영될 가능성도 그리 높지 않음을 보여주는 반증이기도 하다. 따라서 본 논문은 기존의 연구들이 접근한 방식과 달리, 석유기업수익률의 유가노출을 대상으로 사업다각화 효과를 측정함으로써 보다 명확한 실증분석 결과를 도출할 수 있었다. 즉 기업의 일반적 수익률이 아닌 기업수익률의 유가노출에서의 사업다각화는 기업재무이론에 따라 특정 위험(=유가변동위험)에 대한 위험회피전략(risk-hedging strategy)의 여부로 접근할 수 있었기 때문이다(Allayannis et al, 2004; Jin and Jorion, 2006; Sadorsky, 2008, Choi, 2014 등). 또한 본 논문은 기존의 사례 연구로서 드물었던 미국 석유 기업을 대상으로 하면서 패널분석이 아닌 기업재무모형을 사용하였다는 점에서 기존 사업다각화 연구들과의 차별성을 가지며, 하위기간분석을 위해 최근 가장 관심을 모으고 있는 Bai-Perron(2003) 방법론을 통해 유가구조변경시점을 식별하였다는 점에서도 기존 연구와 차별화되고 있다.

실증 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, Bai-Perron(2003) 다중구조변화법을 통해 2000년~2012년 동안 WTI 선물가격이 Schwarz 기준으로 4번, LWZ 기준으로 2번의 구조 변화가 발생한 것으로 확인되었으며, 둘째, Bai-Perron의 구조변화를 기점으로 하위기간(sub-periods)별 분석으로 1,588개 미국 석유기

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

업의 수익률 유가노출이 2004년 중반부터 시작된 신고유가시대 이전 보다 이후에 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 상대적으로 '유가상승기'에 석유기업수익률의 유가노출이 더욱 통계적으로 유의하게 추정되었다고 해석할 수 있다. 마지막으로, 셋째, 387개 기업의 분해분석을 통해 사업다각화는 기업의 수익률 유가노출을 낮추는 위험회피효과(risk-hedging effect)를 가진 것으로 확인되었다.

본 논문의 연구 결과 및 개선점을 토대로 향후 연구 주제로서 논의해 볼 수 있는 것들은 다음과 같다. 우선 샘플기업의 사업다각화 변수를 보다 구체적으로 개선할 수 있는 방법론 개발이다. 즉 기존의 연구들이 제안하여 본 연구가 사용한 사업다각화 더미 변수와 수량 변수가 아닌, 자회사의 참여산업코드정보가 반영된 다각화변수는 사업다각화가 연관사업으로의 다각화인지 아니면 非연관사업으로의 다각화인지, 혹은 수직적으로 결합된 기업인지를 식별하여 보다 세밀한 사업다각화 효과를 도출하는 데 큰 도움이 될 수 있을 것이다. 이외에, 수익률 유가노출의 분해 분석 결정요인으로서 기업별 *Reserve* 와 *Asset*이외의 보다 다양한 운영적 혹은 재무적 변수들을 고려해 볼 필요가 있다. 예를 들어 기업의 부채비율(Liability)나 중동산유국과의 석유무역의존도 등도 고려해볼 수 있을 것이다.

접수일(2014년 10월 16일), 수정일(2015년 6월 25일), 게재확정일(2015년 7월 23일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- Aggarwal, R. and Samwick, A.A., 2003, “Why do managers diversify their firms? Agency reconsidered”, *Journal of finance*, Vol. 58, pp. 71-118.
- Andrew, D. W. K. and Ploberger, W, 1994, “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, Vol. 62, pp. 1383-1414
- Andrew, D. W. K., Lee, I. and Ploberger, W, 1996, “Optimal Changepoint Tests for normal Linear Regression”, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 9-38
- Allayannis, George, Ihrig, Jane, and Weston James, 2001, “Exchange Rate Hedging : Financial Versus Operational Strategies”, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 391-395
- Andrews, D. W. K., 1993, “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica*, Vol.61, pp. 821-856
- Berger, P. and Ofek, E., 1995, “Diversification's effect on firm value”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 37, pp.39-65.
- Bai, J. and Perron, P. 1998, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural changes”, *Econometrica*, Vol. 66, pp. 47-78
- Bai, J. and Perron, P. 2003, “Computation and analysis of multiple structural change models”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, pp. 1-22
- Campa, J.M. and Kedia, S., 2002, “Explaining the diversification discount”, *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 1731-62.
- Chandler, A., 1977, *The Visible Hand*, Belknap Press, Cambridge, MA.
- Choi, S., 2010, “Estimating exchange rate exposure of trade-intensive firms : application to Korean oil-refiners and petrochemicals”, *Global Economic review*, Vol. 39, No.3, pp. 327-348

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

- Choi, S. and Denzau, A., 2007, "Some methodological issues for estimating foreign exchange exposure of U.S. multinational firms : evidence from the Asian crisis", *Global Economic Review*, Vol. 36, No. 3, pp. 217-227
- Choi, Sunghye, 2014, "The effect of oil prices on regional portfolios of Korean SME : Features on region, sub-period, and measurement type of oil price changes", *Journal of Applied Economic Sciences*, Issue. IX_1(27), pp. 37-46
- Choi and Prasad, 1995, "Exchange risk Sensitivity and Its Determinants : A Firm and Industry Analysis of U.S. Multinationals", *Financial Management*, Vol. 24, No. 3, pp. 77-88
- Denis, D.J., Denis, D.K. and Yost, K., 2002, "Global diversification, industrial diversification, and firm value", *Journal of Finance*, Vol.57, pp. 1951-79.
- Davidson, R. and Mackinnon, J., 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press, p708.
- Faff, R. W. and Brailsford, T. J., 1999, "Oil price risk and the Australian stock market", *Journal of Energy Finance and Development*, Vol. 4, pp. 69-87
- Graham, J.R., Lemmon, M.L. and Wolf, J.G., 2002, "Does corporate diversification destroy value?", *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 695-720.
- Garcia, R. and Perron, P., 1996, "Anl Anialysis of the Real Interest Rate under regime shifts", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 111-125
- Harris, M., Kriebel, C. and Raviv, A., 1982, "Asymmetric Information, Incentives and Intrafirm Resource Allocation", *Management Science*, Vol. 28, No. 3, pp. 609-620.
- Jensen, C. Michael, 1988, "Takeovers: their causes and consequences", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.2, No.1, pp.21-48.
- Jin, Y. and Jorion, P., 2006, "Firm value and hedging : Evidence from U.S. oil and gas producers", *Journal of Finance*, Vol. 71, pp. 893-919
- Jorion, Philippe, 1990, "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals", *Journal of Business*, Vol. 63, No. 3, pp. 331-345

- Khanna, T. and Palepu, K., 2000, "Is group affiliation profitable in emerging market? An analysis of diversified Indian business groups", *Journal of Finance*, Vol.55, pp.867-91.
- Lamont, O.A. and Polk, C., 2001, "The diversification discount: cash flows vs returns", *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 1693-721.
- Lang, L. and Stulz, R., 1994, "Tobin's q, corporate diversification, and firm performance", *Journal of Political Economy*, Vol. 102, pp. 1248-80.
- Li, D. and Jin, J., 2006, "The effect of diversification on firm returns in chemical and oil industries," *Review of Accounting and Finance*, Vol. 5, pp. 20-29
- Liu, Wu, and Zidek, 1997, "On Segmented Multivariate Regressions", *Statistica Sinica*, Vol. 7, pp. 497-525
- Lims and Servaes, 1999, "International Evidence on the Value of Corporate Diversification", *Journal of Finance*, Vol. 54, Issue 6, pp. 2215-2239
- Lamont, O., 1997, "Cash flow and investment : evidence from internal capital markets", *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 83-109
- Mansi, S.A. and Reeb, D.M., 2002, "Corporate diversification: what gets discounted?", *Journal of Finance*, Vol. 57, pp. 2167-82.
- Mitchell, J., 2006, A New Era for Oil Prices, CHATHAM HOUSE, Royal Insitute of International Affairs
- Rajan, R., Servaes, H. and Zingales, L., 2000, "The theory of diversity: the diversification discount and inefficient investment", *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 35-80.
- Stulz, R., 1990, "Managerial discretion and optimal financial policies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, pp. 3-27
- Stein, J., 1997, "Internal capital markets and the competition for corporate resources", *Journal of Finance*, Vol. 52, pp.111-33.
- Schoar, A., 2002, "Effects of corporate diversification on productivity", *Journal*

사업다각화가 수익률 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

of Finance, Vol. 57, pp. 2379-403.

Scharfstein, D. and Stein, J., 2000, “The dark side of internal capital market 2: diversional rent seeking and inefficient investment”, *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 2537-67.

Servaes, H., 1996, “The value of diversification during the conglomerate merger wave”, *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 1201-25.

Sadorsky, p., 2008, “Assessing the impact of oil prices on firms of different sizes : Its tough being in the middle” *Energy Policy*, 36, 10, pp. 3854-3861

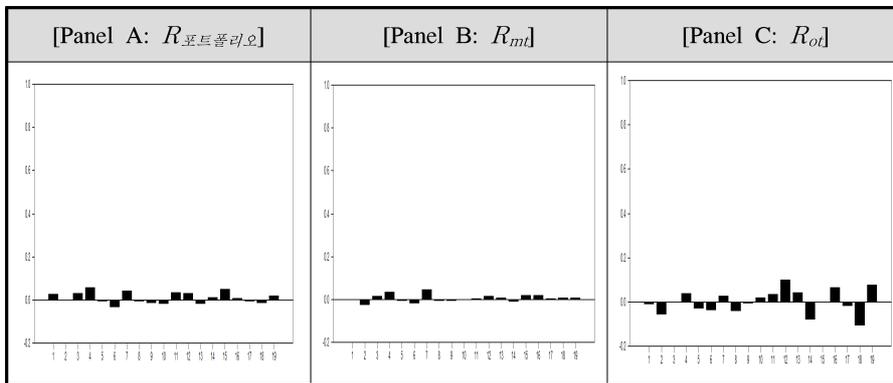
Scmid and Walter, 2009, “Do financial conglomerates create or destroy economic value?”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 18, issue 2, pp. 193-216

Villalonga, 2004, “Diversification Discount or Premium? New Evidence from the Business Information Tracking Series”, *Journal of Finance*, Vol. 59, Issue 2, pp. 479-506

Whited, T.M., 2001, : “Is it inefficient investment that causes the diversification discount?”, *Journal of Finance*, Vol.56, pp. 1667-91.

[Appendix: 식 (1)에서 3개 시계열 변수의 자기상관계수 그래프
및 단위근 검정 결과]

〈Panel A: 3개 시계열 변수의 자기상관계수〉



주: 그래프의 세로축 스케일은 0~1.0이며, 가로축은 분석기간으로 최고 20까지 설정

〈Panel B: 단위근 검정〉

변수	DF 통계량	임계치(1%)
$R_{\text{포트폴리오}}$	-5.88	-3.96
R_m	-5.12	
R_o	-5.37	

주: 단위근 검정을 위한 회귀식은 상수항이 있고 추세가 있는 경우를 고려한 $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \lambda t + e_t$ 이며, 귀무가설(H_0)은 $\gamma=0$ 으로 검사함. 임계치는 Davidson and MacKinnon (1993)을 참조함.

사업다각화가 수익을 유가노출(oil price exposure)에 미치는 효과

〈Panel C: Bootstrapping 기법 과정〉

- 1) 우선 OLS를 통해 계수 β_{oi} 를 추정하고 이때의 t-통계량을 얻은 후,
- 2) β_{oi} 를 Bootstrapping 추정을 한 뒤 이렇게 추정된 \hat{t}_n 를 아래의 방법으로 계산한다('n'은 'n번째' bootstrap을 의미함);

$$\hat{t}_n = \frac{\hat{\beta}_n - \hat{\beta}}{\text{standard error of } \hat{\beta}_n}$$

- 3) 더미지수함수(Index function: I)를 구축한다;

$$I = 1 \text{ if } |t| < |\hat{t}_n| \text{ and } I = 0 \text{ otherwise.}$$

- 4) 즉 N 번 bootstrapping을 하면(본 논문은 999번 함), p-value를 다음과 같이 구할 수 있다:

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N I$$

ABSTRACT

The effect of business diversification on oil price exposure: a case study of US oil firms with consideration of oil price structural breaks*

Sunghee Choi**

This paper estimates the effect of business diversification on oil price exposure for the US oil firms, from 2000 to 2012. In specific, by considering the multiple structure breaks in oil prices based on Bai-Peron (2003), I examine how oil price exposure can be differently estimated among the breaks. The findings as follows: (1) It is identified that WTI has 4 breaks under the criterion of Schwarz and 2 breaks under the LWZ criterion. (2) after the break identified in the year of 2004, US oil firms are more likely to be significantly exposed to oil prices (3) decomposition analysis reveals that business diversification lowers the degree of oil price exposure.

Keywords: Oil price exposure, business diversification, US oil firms, Multi-factor model, Bai-Perron multiple structure breaks
JEL: F3; R0

* This research was supported by the Bisa Research Grant of Keimyung University in 2014

** Assistant professor, Department of International Commerce, Keimyung University, Dalgubeoldaero 2800, Daegu, South Korea, e-mail: choisu@kmu.ac.kr, Tel: +82-53-580-5434

Jumps and Long Memory Volatility Property in Daily Crude Oil Prices: Case of the Dubai Oil*

Young Wook Han**

Abstract

This paper considers the dynamic evolution of the crude oil prices by using the daily Dubai oil data. In particular, this paper investigates the jumps and the long memory volatility property, which have led the unstable path and the volatility persistence in the oil prices. First, this paper documents statistical evidence for long memory property in the volatility process of the daily oil price returns by using the FIGARCH model. This paper then finds that there exist significant jumps in the conditional mean process of the oil price returns. Hence, this paper relies on a normal mixture distribution that allows for Bernoulli jumps in the process of the daily oil price returns. The results of this paper find that the daily oil price returns contain the long memory property in the volatility process and that a considerable part of the long memory volatility property is attributed to the jumps inducing higher long memory parameters.

* Acknowledgements: The author acknowledges the financial support from Hallym University Research Funds (HRF-20130490). The author is also grateful to the Thomson Reuters Korea for making available the daily oil price data.

** Corresponding author: Professor, Department of Economics, Economic Research Institute, College of Business, Hallym University, Korea, Phone: (82)33-248-1820, Fax: (82)-33-248-1804, Email: ywhan@hallym.ac.kr.

JEL classifications: C22, C32, G12, G15.

Keywords: Daily Dubai oil prices, Long memory volatility property, FIGARCH, Jumps, Bernoulli process

I . Introduction

Crude oil is one of the most important commodities in the world economies among many traded primary commodities and is an important input factor influencing all economic sectors (Bacon, 1991). Economists have analyzed the oil prices empirically to explain the characteristics and the causes of the price evolution, and noted that the movements of the oil prices are over-volatile and exhibit jumps (price spikes) over time (Agnolucci, 2008; Askari and Krichene, 2008; Wirl, 2008; Vo, 2009; Wei et al., 2010). Thus, the volatility behavior and the jumps in the oil prices have become the central topic for risk management and investment strategy in oil markets, and many market participants and academics have a strong interest in identifying and measuring both the volatility and the jumps of the oil prices.

Many econometric models have attempted to explain the long memory volatility and the jumps in the oil prices but they have considered them separately.¹⁾ For instances, Martens and Zein (2004) and Brunetti and Gilbert (2000) use the FIGARCH (Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)-type models to estimate the long memory volatility property

1) Some studies including Granger and Hyung (2004) and Choi and Zivot (2007) present that spurious long memory volatility can be due to the presence of occasional structural breaks detected in time series data.

in crude oil futures prices while Askari and Krichene (2008), Lee et al.(2010) and Gronwald (2011) apply GRARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) models with jump diffusion process to capture jumps or extreme price movements in oil prices.

Even though the previous studies have provided valuable information on the oil price evolution, they have not explained the dynamics of the oil prices clearly since it has been difficult to find any specification model to consider the long memory volatility and the jumps together and still there have been few applications of the model to the oil prices. The main contribution of this paper to the oil price literature is that this paper focuses on identifying the long memory volatility and the jumps simultaneously in the dynamics of the oil prices. In particular, this paper investigates the stochastic properties of the daily oil prices and applies a different method in modeling both the long memory volatility and the jumps in order to provide important implications for empirical works. First, this paper focuses on the long memory volatility property which is apparent in various measures of the volatility of the daily oil prices by using the FIGARCH model (Martens and Zein, 2004; Brunetti and Gilbert, 2000).²⁾ Then, this paper considers the jumps in the returns of the oil prices, which affect the volatility process significantly. In fact, the long memory property in the conditional variance process cannot be represented if the conditional mean process is not appropriately specified. Thus, this paper uses the FIGARCH - Bernoulli jump process model which is a kind of a normal mixture distribution model in order to investigate the presence of the jumps and the relative contribution of the jumps to the volatility process of the daily oil prices.

Since the specification of the conditional mean process without considering the jumps seems to cause distorted higher estimates of the long memory parameter in

2) The long memory persistence pattern can be found in similar oil and energy futures prices (Chung, 2008; Elder and Serletis, 2008; Alvarez-Ramirez et al., 2008).

the volatility process, this is very clear that the jumps associated with additional volatility are fully accounted for in the mixture distribution. The main results of this paper can provide the better understanding in the dynamics of the daily oil prices and empirical applications such as risk management and portfolio management in the oil markets.

The rest parts of this paper are as follows. Section II statistically describes the daily crude Dubai oil price data which is one of the most important input factors in the Korean economy and presents the long memory volatility property in the daily oil price returns by estimating the FIGARCH model. Section III of the paper then analyzes the jumps in the conditional mean process of the daily oil price returns using a normal mixture distribution model. The FIGARCH model with Bernoulli jump process is used to represent the conditional mean jumps and the long memory property volatility in the daily oil price returns. Finally, section IV provides a brief conclusion.

II . Long Memory Volatility Property in the Oil Prices

The crude Dubai oil is one of the most important input factors influencing all economic sectors in the Korean economy, and about 90% of the total oil imports in Korea are the Dubai oil produced by the OPEC countries. Thus, the empirical analysis of this paper focuses on the daily crude Dubai oil price data obtained from the Thomson Reuters. The oil prices are for real time transaction records, and they are the last prices quoted in terms of the USD per barrel at the closing time of the trading day in the SIMEX(Singapore Mercantile Exchange). The sampling period of the daily oil price data is from January 3, 2006 through

November 29, 2010 with total 1261 observations after excluding the weekends and the worldwide holidays. The corresponding returns (percentage changes of the prices) for the analysis are computed from the log differences in the daily Dubai oil prices,³⁾

$$y_t = 100 * [\ln (P_t) - \ln (P_{t-1})] \quad (1)$$

where y_t denotes the continuously compounded returns for the daily Dubai oil prices at time t , and P_t denotes the daily Dubai price at time t .

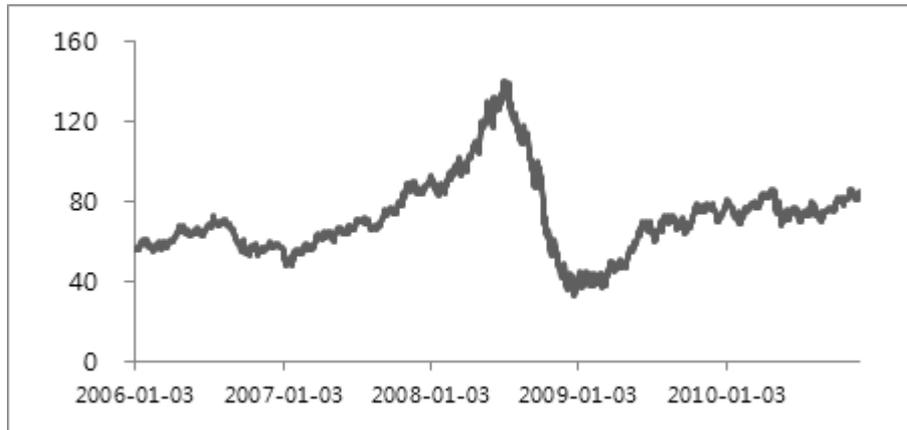
Figure 1(a) presents the movements of the daily crude Dubai oil prices during the sample periods. The movements of the oil prices could be closely related to several events in the economic and geo-political aspects.⁴⁾ For example, (1) the oil prices have risen due to global economic growth in 2006-2007; (2) the oil prices have experienced the price decrease due to the US recession in 2007-2008; (3) the oil prices have achieved their peak up to \$140 in the Summer of 2008 and then bottomed down at \$40 again from the Fall to January 2009 due to the speculations in the oil markets and Lehman bankruptcy; (4) the oil prices have rebounded on the concern about the political unrests in the North Africa region. Figure 1(b) also displays the returns series of the daily Dubai oil prices showing that the returns are centered around zero with significant volatility clustering and characterized by some large jumps followed by apparently random movements due to several economic and political events. As presented by Gronwald (2011), the jumps appear to be related to the high volatility of the returns.

3) This paper also examines two other key crude oils, the West Texas Intermediate (WTI) and the North Sea Brent (Brent) with the same sample periods for the comparison and finds quite similar results to the Dubai oil prices. Thus, the results are not included in this paper but they are available for the request.

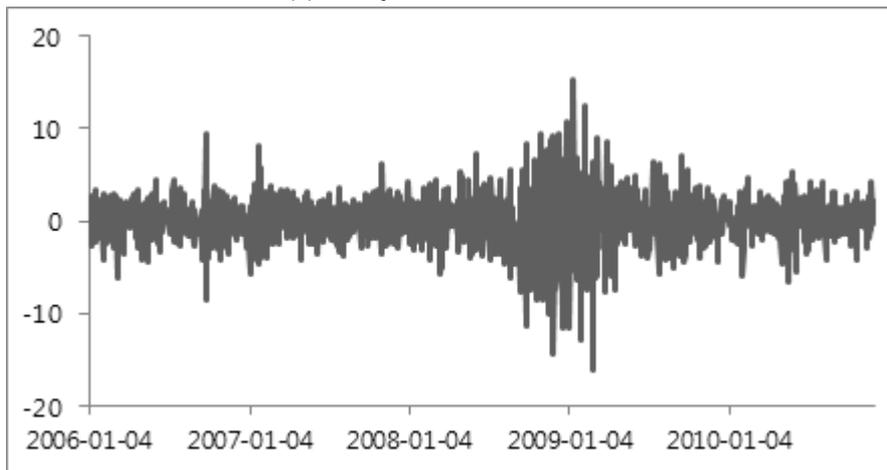
4) See Rapaport (2012) for the details of the major events that affected the crude oil markets.

Figure 1: Daily Crude Dubai Oil Prices and Returns

(a) Daily Oil Prices



(b) Daily Oil Price Returns



In particular, the oil prices movements with the extremely high volatility and the sudden raises followed by the slower declines could be because the oil which is so extensively consumed has a huge impact on the world economy. The rising cost of oil may cause stagflation by pushing up prices of the other commodities and fueling inflation on one hand and by reducing demand and increasing unemployment on the other. Thus, the oil price trends, hikes and volatility have posed some treats to the world economy and revived the debate on the oil price dynamics in order to model the significant movements of the oil prices and manage the risks inherent to the volatile changes in the oil prices.

Table 1: Descriptive statistics for the daily Dubai oil price returns

mean	0.033
variance	7.771
Q(20)	58.695
Q ² (20)	415.349
ρ_1	-0.157
skewness	-0.227
kurtosis	6.887

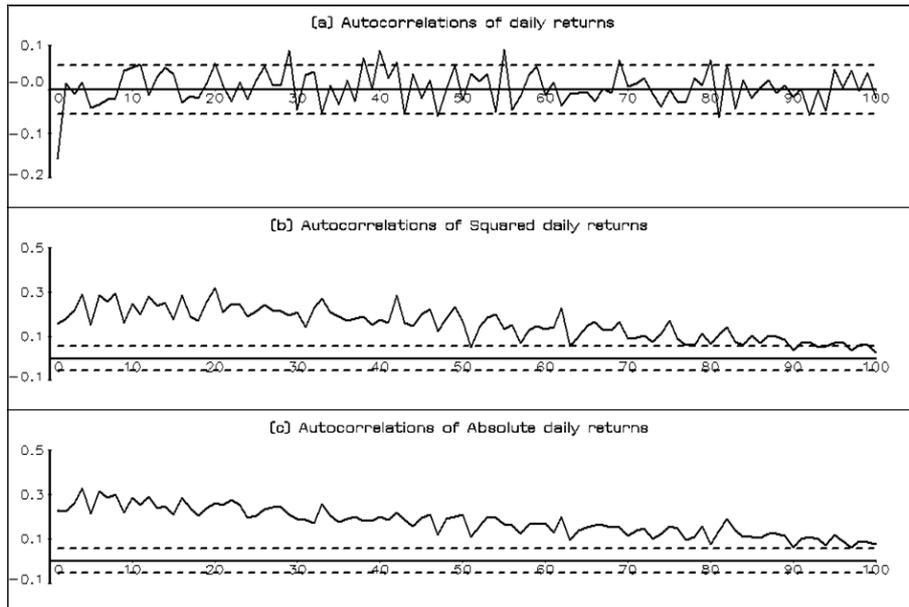
keys: The Q(20) and Q²(20) statistics are the Ljung-Box test statistics for 20 degrees of freedom to test for serial correlation in the returns and squared returns. ρ_1 is the value of the first order autocorrelation in the returns.

Also, the details of the descriptive statistics for the returns of the daily Dubai oil prices are provided in Table 1. The sample means of the returns are all quite small with the value of 0.03, which are very close to zero while the corresponding variances are much higher with the value of 7.77. And, the value of the first order autocorrelation in the returns of the Dubai oil prices is found to be negatively small but statistically significant, which may be due to small risk premium and/or non-synchronous trading in the oil markets. And, the distribution of the returns appears not to be normally distributed as are indicated by the Ljung-Box tests, skewness and kurtosis. The Ljung-Box test statistics (Q²) with a lag of 20 for the

squared returns of the oil prices reject the null hypothesis of no serial correlation in the volatility process at the standard significance level, implying that the squared returns all exhibit significant signs of serial correlation. And, the value of the kurtosis is found to be large (the high excess kurtosis) due to the numerous jumps in the returns.

For the further analysis on time series property in the returns of the oil prices, Figures 2 plots the correlograms which represent the first 100 autocorrelations in order to check the serial correlations of the raw returns, squared returns and absolute returns. Just as presented in the descriptive statistics in Table 1, the first order autocorrelation in the raw returns of the Dubai oil prices is negatively small but statistically significant while higher order autocorrelations are not significant at

Figure 2: Correlogram of the Daily Returns for the Crude Dubai Oil Prices



Keys: The dotted line represents the band in which there is no serial correlation at the 95% confidence level

conventional levels. However, the autocorrelation functions represented in both the squared and absolute returns of the daily oil prices show a typical feature of a long memory volatility property, which is very slow decays at the hyperbolic rate. This finding is in line with the findings of Martens and Zein (2004) and Brunetti and Gilbert (2000) who studied the volatility process of the crude oil futures data.

Thus, the appropriate model to represent these stylized facts is the MA(Moving Average)(1)-FIGARCH(1, d , 0) model. In particular, several tests for model mis-specification do not reveal any obvious deficiencies with the model. And the robust Wald tests of the GARCH (1, 1) null hypothesis versus a FIGARCH (1, d , 0) alternative hypothesis provide an overwhelming rejection of the GARCH(1, 1) formulation, which is similar to Jin and Frechette (2004). The MA(1)-FIGARCH (1, d , 0) model can be specified as the followings;

$$y_t = 100*[in(P_t) - in(P_{t-1})] = \mu + \theta\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t^2 = z_t \sigma_t \quad (3)$$

$$[1 - \beta L]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta L - (1 - L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (4)$$

where z_t *i.i.d.*(0,1), μ and ω are scalar parameters, and the parameter (d) represents the long memory parameter.

In particular, the long memory parameter (d) specifies the long memory property in volatility because it shows the autocorrelations which are decaying at a slow hyperbolic rate. For $0 < d < 1$, the FIGARCH model implies a long memory behavior and is strictly stationary and ergodic. (Baillie et al., 1996). The above model is estimated for the returns of the daily oil prices by maximizing the Gaussian log likelihood function,

$$ln(L;\Theta) = -\left(\frac{T}{2}\right)ln(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right)\sum_{t=1}^T [ln(\sigma_t^2 + \varepsilon_t^2 \sigma_t^2)] \quad (5)$$

where Θ is a vector which contains some unknown parameters to be estimated. However, most asset returns are not specifies clearly if z_t in equation (3) is assumed to be normally distributed; for example see McFarland et al.(1982). The inference is usually based on the QMLE (Quasi-Maximum Likelihood Estimation) of Bollerslev and Wooldridge (1992), which is valid when z_t is non-Gaussian.

This section of the paper represents an extensive analysis on the volatility properties of the returns of the daily Dubai oil prices by using the MA(1)-FIGARCH(1, d, 0) model with the normal distribution.⁵⁾ Estimation results of the above model for the returns are presented in Table 2. First of all, the estimated long memory volatility parameter (d) is estimated to be 0.96 for the Dubai oil prices, which is highly significant at the conventional significance level and is nonstationary with mean-reverting. The robustness of the estimate of the long memory volatility parameter in the returns of the daily oil prices strongly suggests that the long memory property seems to be an intrinsic feature in the oil markets. This finding of this paper is quite consistent with the works of Martens and Zein (2004) and Brunetti and Gilbert (2000).

5) Agnolucci (2008), Wei et al. (2010), Lee et al. (1995) and Mu (2007) used the GARCH type models to capture the high volatility process in the oil futures prices.

Table 2: MA(1)-FIGARCH (1, d, 0) model for the daily oil price returns

μ	0.1166 (0.0515)
θ	-0.1488 (0.0273)
d	0.9558 (0.1028)
ω	0.0625 (0.0565)
β	0.8883 (0.0751)
$\ln(L)$	-2859.891
m^3	-0.211
m^4	6.615
Q(20)	13.365
Q ² (20)	16.557

keys: QMLE asymptotic standard errors are in parentheses below corresponding estimates. $\ln(L)$ is the value of the maximized log likelihood. The m^3 and m^4 represent the skewness and the kurtosis of the residuals. The Q(20) and Q²(20) statistics are the Ljung-Box test statistics for serial correlation in the residuals and squared residuals.

On the other hand, the high excess kurtosis still remains even after the long memory property has been taken into account effectively. The estimated excess kurtosis in the residuals from the FIGARCH model with the normal distribution is found to be 6.62 for the Dubai oil prices, which are large enough to reject the normal distribution. The high excess kurtosis may be closely related to the occurrences of the jumps caused by the OPEC policy changes (Wang et al. 2008), the inventory reports by the Energy Information Administration (Mu 2007), or the unexpected economic news (Gronwald, 2011). Also, these jumps may be related to the significant changes in the oil demand resulted from the excess speculation in the oil futures markets (Davidson, 2008; Frankel and Rose, 2010). The excess speculative financial events in the oil markets concern expected future flows of

the oil prices. These events may result in price changes well above the normal and lead to the level and volatility outliers generating the jumps. Thus, the simple FIGARCH model under the assumption of the normal distribution may not be appropriate to represent the returns well since the jumps are not accounted for.

III. Jumps in the Oil Prices

This section is concerned with modeling the jumps and the high excess kurtosis in the daily oil price returns of the crude Dubai oil. For the purpose, this study employs the jump diffusion model proposed by Press (1967). The jump model has been proven to be useful tool for capturing the jumps triggered by unexpected events and news. As the oil markets are considered being subject to various economic and political influences, the jump model could be an appropriate method for modelling the oil prices providing interesting insights regarding the role of the jumps in the oil markets and which portion of the volatility can be attributed to the jumps. This jump model has subsequently been employed to capture the jumps in oil prices (Chan and Maheu, 2002; Askari and Krichene, 2008; Lee et al., 2010; Gronwald, 2011).

Since the efficient estimation of the parameters in continuous time processes is generally challenging, it is considered interesting to fit a normal mixture model in discrete time, taking advantage of the relatively simple formulation. Hence, this paper adopts the FIGARCH model with the jump diffusion process assuming that the oil returns are drawn from a mixture of the normal distribution and the jump process in order to model the jumps occurred in the returns appropriately. In particular, this paper uses this model combining with Bernoulli distribution which

models the stochastic jumps in the returns of the daily oil prices. While Poisson process is generally used to model the stochastic jumps, the Bernoulli jump process could be more convenient in accounting for the jumps than the Poisson process since the Bernoulli process is much simpler in calculation without requiring the infinite sum and the truncation process.

For the Bernoulli distribution, the jump intensity (λ) is forced in the (0,1) interval and defined as $\lambda = [1 + \exp(j)]^{-1}$ assuming that it is constant over time for the simplicity. The jump size is given by the random variable ν , which is assumed to be NID (Normally Independently Distribution)(ν, δ^2). Since the jumps and the long memory property have quite different in terms of the statistical and economic motivations, this paper adopts the estimation model that accounts for the two features simultaneously. The MA(1)-FIGARCH (1, d, 1) model with the Bernoulli jump process is,

$$y_{t,i} = 100 * [In(P_t) - In(P_{t-1})] = \mu + \lambda\nu + \theta\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \sim (1 - \lambda)N(\lambda\nu, \delta^2) + \lambda N(\nu - \lambda\nu, \sigma_t^2 + \delta^2) \quad (7)$$

$$[1 - \beta L]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta L - \phi L(1 - L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (8)$$

Just as in Section 2, the returns of the daily oil prices are still specified as the MA(1) process. But, the difference is that the conditional mean process for the returns of the oil prices includes the jump intensity parameter (λ) which is constant and is drawn from the Bernoulli distribution with the mean of jump size (ν). And, the variable (δ^2) represents the variance of the jump distribution indicating the additional volatility caused by the jumps in the volatility process. The volatility process is the similar FIGARCH model as developed in Section II. The loglikelihood function for the model has the following form,

$$\begin{aligned}
 \ln(\zeta) = & - (T/2)\ln(2\pi) + \sum \ln\{[(1-\lambda)/\sigma_t] \exp[-(e_t + \lambda v)^2/2\sigma_t^2] + \\
 & [\lambda/(\sigma_t^2 + \delta^2)^{1/2}] \exp[-(e_t - (1-\lambda)v)^2/2(\sigma_t^2 + \delta^2)^2]\} \quad (9)
 \end{aligned}$$

The asymptotic standard errors are calculated from the QMLE of Bollerslev and Wooldridge (1992) as in Section II.

Then this paper investigates the returns of the daily oil prices by the FIGARCH - Bernoulli jump diffusion model in order to examine the jumps in the conditional mean process and the long memory property in the conditional variance process. In particular, the jump process is included in order to reduce the influence of the jumps on the long memory volatility process. The estimation result from the FIGARCH model with the Bernoulli process is reported in Table 3.

Table 3: Estimated MA(1)-FIGARCH (1,d,1) Model - Bernoulli Jump process for the daily Dubai oil price returns

μ	0.2915 (0.1540)
j	0.3216 (0.1308)
v	-0.4249 (0.3129)
δ^2	2.4925 (0.8331)
θ	-0.1547 (0.0274)
d	0.6358 (0.1160)
ω	0.2019 (0.1262)
β	0.7494 (0.0777)

ϕ	0.1710 (0.0754)
$\ln(L)$	-2,854.902
m^3	-0.036
m^4	3.504
$Q(20)$	12.271
$Q^2(20)$	16.591

Keys: the same as Table 1 except that the jump intensity of λ , where $\lambda = [1 + \exp(j)]^{-1}$, $0 < \lambda < 1$, and is specified to be generated by the Bernoulli distribution. The jump size is given by the random variable v_t which is assumed to be $NID(v, \delta^2)$.

First of all, the estimated parameter (j) for the jump probability is found to be statistically significant at the conventional level of significance, implying that the daily oil prices contain the jumps in the conditional mean process. The jump intensities (λ) calculated from the estimated (j) is about 0.42 for the Dubai oil price returns suggesting that the corresponding implied number of the jumps for the daily oil prices is about 530. Some issues to be considered are how the jumps are interpreted and whether or not they correspond to public economic news in the oil markets. Without more detailed information, it is difficult to distinguish these issues.⁶⁾

The estimated parameter (v) which represents the impacts of the jumps on the mean process is found to be insignificant for the returns. This may be due to a general pattern of very quick and effective exchange rate conditional mean adjustment after the jumps.⁷⁾ However, the estimation results show that the jumps affect the volatility process (δ^2) in the returns very significantly and the effects are much greater than those on the mean process. The effects of jumps on

6) As a referee suggested, it could be possible to make the jump probability time-varying in the model. But, it will be left for future researches.

7) Some financial prices response to news very shortly within one or two minutes (Ederington and Lee, 1993; Fleming and Remelona, 1999; Andersen et al., 2002)

volatility process are more important and significant than the effects on the mean process.

Table 3 shows that the estimated long memory parameter (d) of the returns is found to be 0.64, and it is statistically significant. In particular, the long memory parameter in the FIGARCH model with the jump process is found to be much smaller than in the basic FIGARCH model without considering the jumps in Section II. This suggests that the jumps in the conditional mean process affect the long memory volatility property in the returns of the daily oil prices significantly and the greater long memory parameters can be caused especially when the jumps in the conditional mean process are not accounted for appropriately. These results show that conditional mean jumps, which otherwise might be spuriously associated with the additional volatility, can be fully accounted for with the mixture distribution. Thus, the greater long memory property seems to be related to asymmetric adjustments to conditional mean in response to the jumps. This is much more gradual and persistent than the conditional variance adjustments, and the jumps appear to be an important factor behind the long memory property in the volatility process of the returns of the oil prices.⁸⁾

Also, the LR (Loglikelihood Ratio) test for testing the null hypothesis of the basic FIGARCH model versus the Jump-FIGARCH model shows that the FIGARCH model is rejected at 5% significance level. And, the Ljung-Box test statistics presents that there is no evidence of serial correlation or instability in the conditional variance process of the daily oil price returns. These test statistics support the facts that the inclusion of the jump components generally improves the goodness of fit of the model and that the jump-FIGARCH is superior to the basic FIGARCH for modeling jointly the jumps and the long memory property in the

8) Andersen and Bollerslev (1998) and Andersen et al. (2002) presented that the jumps in the conditional mean process can drive the greater long memory property in the volatility process of the high frequency returns of foreign exchange rates

conditional variances of the daily oil price returns.

And, the estimation results show that the kurtosis statistics are reduced significantly after the jumps are accounted for. This confirms that the mixture distribution is generally better than the simple normal distribution. The reduced excess kurtosis further confirms that accounting for non-uniform flows of information can significantly improve the fit of the model. Thus, the FIGARCH model combined with the Bernoulli jump process appears to be quite appropriate for describing the conditional mean jumps, the long memory property and the excess kurtosis in returns of the daily oil prices.

IV. Conclusions

This paper examines the jumps and the long memory volatility in the daily crude oil prices focusing on the Dubai oil which is one of the most important input factors influencing on the Korean economy. First, the long memory property is found to have a significant impact on its volatility process in the returns of the daily oil prices. The FIGARCH model with the assumption of the normal distribution is found to provide a good model of the long memory property in the volatility process of the return series. And, the FIGARCH model persists for the analysis of the oil price returns in terms of the general appropriateness and robustness.

Then, this paper considers the jumps in the conditional mean process in the returns of the daily oil prices. The jumps may be caused by the OPEC policy, the inventory reports by the Energy Information Administration, the weather surprises, the unexpected economic news or excess speculative attacks in the oil markets. These jumps or large changes in the returns may affect the long memory volatility

process in the returns, and can be better modeled using the FIGARCH model with the Bernoulli jump process. Such models are constructed to investigate the effects of the jumps on the long memory volatility property in the return of the daily oil prices.

The FIGARCH-Bernoulli jump process model is found to be more appropriate for representing the jumps in the conditional mean process and the long memory property in the volatility process of the oil returns. In particular, the estimated long memory parameters estimated from the FIGARCH model with the Bernoulli jump process are found to be much smaller than that from the basic FIGARCH model without considering the jumps. This presents strong evidence that the specification of the conditional mean process may distort the long memory volatility properties of the oil returns if the jumps are not considered appropriately and that a considerable part of the long memory property is attributed to the jumps inducing higher long memory parameters.

Thus, this paper shows the usefulness and the superiority of the Jump-FIGARCH model relatively to available alternative modeling strategies for the dynamics of the crude oil prices. In particular, the findings of this paper could be helpful for investors and policy makers to manage the risks and design the portfolio strategy in crude oil markets if they can predict the movement of crude oil prices correctly by using the more accurate forecasting of the volatility dynamics with the long memory dependency and the jumps. Consequently, it is hoped that the findings of this paper may be helpful in the better understanding the dynamics of the crude oil prices and in developing further empirical investigations in the oil markets such as tests for market efficiency, risk management and portfolio management.

접수일(2014년 11월 7일), 수정일(2015년 6월 5일), 게재확정일(2015년 6월 10일)

© References ©

- Agnolucci, P. 2008. "Volatility in crude oil futures: a comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models." *Energy Economics* 31: pp.316-321.
- Alvarez-Ramirez, J., Alvarez, J. and Rodriguez, E. 2008. "Short-term predictability of crude oil markets: a detrended fluctuation analysis approach." *Energy Economics* 30: pp.2645-2656.
- Andersen, T.G. and Bollerslev, T. 1998. "Deutsche mark - dollar volatility: intraday activity patterns, macroeconomic announcements and longer run dependence." *Journal of Finance* 53: pp.219-265.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. and Vega, C. 2002. "Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange." NBER Working Paper, No. W8959.
- Askari, H. and Krichene, N. 2008. "Oil price dynamics (2002-2006)." *Energy Economics* 30: pp.2134-2153.
- Bacon, R. 1991. "Modelling the price of oil." *Oxford Review of Economic Policy* 7: pp.17-34.
- Baillie, R.T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H-O. 1996. "Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 74: pp.3-30.
- Bollerslev, T. and Wooldridge, J.M. 1992. "Quasi-maximum likelihood estimation of dynamic models with time varying covariances." *Econometric Reviews* 11: pp.143-172.
- Brunetti, C. and Gilbert, C.L. 2000. "Bivariate FIGARCH and fractional cointegration." *Journal of Empirical Finance* 7: pp. 509-530.

- Chan, W.H. and Maheu, J.M. 2002. "Conditional jump dynamics in stock market returns." *Journal of Business and Economic Statistics* 20: pp.377-389.
- Choi, K. and Zivot, E. 2007. "Long memory and structural changes in the forward discount: An empirical investigation." *Journal of International Money and Finance* 26: pp. 342-363.
- Chung, S-K. 2008. "Explaining asymmetries and long memory for hedge effectiveness in China Aluminum and fuel oil futures markets," *Journal of Financial Engineering* 7: pp.129-158.
- Davidson, P. 2008. "Crude oil prices: market fundamentals or speculation?" *Challenge* 51:pp. 1110-1118.
- Ederington, L.H. and Lee, J.H. 1993. "How markets process information: News releases and volatility." *Journal of Finance* 48: pp.1749-1778.
- Elder, J. and Serletis, A. 2008. "Long memory in energy futures prices." *Review of Financial Economics* 17: pp. 146-155.
- Flemming, M.J. and Remolona, E.M. 1999. "Price formation and liquidity in the U.S. Treasury market: The response to public information." *Journal of Financial Economics* 19: pp.3-29.
- Frankel, J.A. and Rose, A.K. 2010. "Determinants of agricultural and mineral commodity prices." in: Fry,, R., Jones, C. and C. Kent (eds), *Inflation in an Era of Relative price Shocks*, Sydney.
- Granger, C.W.J., and Hyung, N. 2004. "Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P500 absolute stock returns." *Journal of Empirical Finance* 11: pp. 399-421.
- Gronwald, M. 2011. "A characterization of oil price behavior-evidence from jump models." CESifo Working Paper No.3644.
- Jin, H. J. and Frechette, D. 2004. "Fractional integration in agricultural futures price volatilities." *American Journal of Agricultural Economics* 86: pp.432-443.
- Lee, K., Ni, S. and Ratti, R. 1995. "Oil shocks and the macroeconomy: the role of price variability." *The Energy Journal* 16: pp.39-56.

- Lee, Y.H., Nu, H.N. and Chiou, J.S. 2010. "Jump dynamics with structural breaks for crude oil prices." *The Energy journal* 24: pp.557-576.
- Martens, M. and Zein, J. 2004. "Predicting financial volatility: high frequency time-series forecasts vis-à-vis implied volatility." *Journal of Futures Markets* 24: pp.1005-1028
- McFarland, J.W., Petit, R.R. and Sung, S.K. 1982. "The distribution of foreign exchange price changes: Trading day effects and risk measurement." *Journal of Finance* 37: pp.693-715.
- Mu, X. 2007. "Weather, storage and natural gas price dynamics: fundamentals and volatility." *Energy Economics* 29: pp.46-63.
- Press, J. 1967. "A compound events model for security prices." *Journal of Business* 40: pp.317-335.
- Rapaport, A. 2012. "Supply and demand shocks in the oil market and their predictive power." Working Paper No. 12-52. The University of Chicago Booth School of Business.
- Vo, M.T. 2009. "Regime-switching stochastic volatility: evidence from the crude oil market." *Energy Economics* 31: pp.779-788.
- Wang, T., Wu, J. and Yang, J. 2008. "Realized volatility and correlation in energy futures markets." *Journal of Futures Markets* 28: pp.993-1011.
- Wei, Y., Wang, Y. and Huang, D. 2010. "Forecasting crude oil market volatility: further evidence using GARCH-class models." *Energy Economics* 32: pp.1477-1484.
- Wirl, F. 2008. "Why do oil prices jump (or fall)?" *Energy Policy* 36: pp.1029-1043.

요 약

일별 원유 현물가격의 점프현상과 장기기억
변동성 특성: 두바이 원유 중심으로*

한영옥**

본 논문은 일별 두바이 원유가격 자료를 이용하여 국제 원유 시장에서 불안정한 흐름과 지속적인 변동성을 발생시키는 본질적인 속성들 가운데 점프현상과 장기기억 변동 특성을 중심으로 일별 원유 가격의 최근 변화에 대해 파악한다. 먼저 본 논문은 FIGARCH 모형을 이용하여 일별 원유 가격 수익률의 변동성 과정에서 나타나는 장기기억 특성에 대한 통계적 증명을 밝힌다. 또한 본 논문에서는 일별 원유 수익률의 조건부 평균과정에서 현저한 점프현상이 있음을 발견하고 이를 위해 Bernoulli 점프 현상을 이용한 정규혼합 분포를 적용한다. 이러한 분석결과를 통해 일별 원유가격의 수익률에는 변동성 과정에서 장기기억 특성이 존재하며, 또한 점프현상이 장기기억 현상과 밀접한 관련이 있으며, 특히 이러한 점프현상들이 장기기억 특성에 상당한 부분을 기여하고 있으며 이를 보다 더 심화시킬 수 있다는 것을 제시한다.

핵심단어: 일별 두바이 원유 가격, 점프현상, FIGARCH 모형, Bernoulli 과정, 장기기억 변동 특성.

* 본 논문은 한림대학교 교비연구비(HRF-20130490) 지원에 의해 이루어졌다. 또한 저자는 일별 원유 현물가격 자료를 제공한 Thomson Reuters에 감사 드린다

** 교신저자: 교수, 한림대학교 경제학과, 경제연구소, Phone: (82)33-248-1820, Fax: (82)-33-248-1804, Email: ywhan@hallym.ac.kr.

산유국의 재생에너지정책 결정요인 분석*

이정은** · 조용성***

요 약

전 세계적으로 재생에너지 발전에 관한 투자가 진행되고 있으며 이는 화석연료 수출이 국가 재정의 큰 비중을 차지하는 산유국에도 유사한 경향을 보이고 있다. 본 연구에서는 산유국의 재생에너지 개발에 영향을 끼치는 요인을 패널분석을 이용하여 추정하였다. 분석결과 국가 소득과 에너지원단위, 원유 부존량 등 경제적 요인이 재생에너지 비중 증가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 이산화탄소 배출량과 실업률은 재생에너지 공급 확대에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 결론적으로 산유국에서는 화석연료가 풍부함에도 불구하고 재생에너지로의 에너지전환(energy transition)을 통해 원유 수출량을 늘려 경제적 이익을 높이고 다른 한편으로는 국제사회의 온실가스 감축 요구에 대한 동참이라는 대의명분과 국가 이미지 제고 차원에서 재생에너지에 투자함을 알 수 있다.

주요 단어 : 재생에너지, 결정요인, 패널분석
경제학문헌목록 : Q42, Q43

* 본 연구는 미래창조과학부의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행되었습니다.
(2015, 특화전문대학원 연계 학연협력 지원사업)

** 고려대 그린스쿨대학원 에너지환경정책 석사과정(주저자). jeongeun0774@gmail.com

*** 고려대 식품자원경제학과/그린스쿨대학원 교수(교신저자). yscho@korea.ac.kr

I. 서 론

전 세계적으로 화석에너지 매장량이 줄어들고 대체에너지원 개발에 대한 수요가 커지면서 석유 매장량이 상대적으로 풍부한 석유수출국기구(OPEC, Organization of the Petroleum Exporting Countries) 회원국들도 상대적 차이는 있지만 재생에너지 개발 및 관련 정책에 대한 관심이 높아지고 있다. 2013년 기준, 세계 석유매장량의 48%는 중동에 있으며(BP, 2014), OPEC의 석유생산량은 전 세계 40%를 차지하고 있다. 풍부한 석유 및 가스 자원에도 불구하고 중동 및 북아프리카 지역 국가의 재생에너지에 대한 투자는 2004년부터 2012년까지 연 평균 46%의 높은 증가율을 나타내고 있다(UNEP, 2013). 대표적인 중동지역 산유국 중 하나인 이란은 2010년 보조금 개혁의 일환으로 가정부문과 산업분야의 화석연료 보조금을 점차적으로 줄여나갈 것을 선언하였다. 사우디아라비아에서는 에너지 효율성 향상 및 에너지원의 다양화에 노력을 다하고 있다. UAE는 마스다르시(Masdar City)를 대표적인 탄소 중립적 녹색 도시로 만들어가고 있고, 쿠웨이트에서는 친환경 녹색 기술을 이용하는 신도시를 건설해가고 있다(Reiche, 2010a; 이경희, 2009).

전 세계적으로 재생에너지가 재조명을 받게 된 이유는 1970년대 석유 파동에 따라 석유 수급 위기를 겪으면서 에너지 안보 차원에서 재생에너지에 대한 R&D가 증가하게 되었고, 1990년대 들어서서 지구온난화 문제로 온실가스 배출을 줄이고 저탄소사회로의 지속가능한 발전을 지향하는 정책의 전환에 있다(Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013). 또한 2011년 일본 후쿠시마 원전 사고 이후, 원자력발전은 안전성 및 위험성과 관련된 문제에 직결되어 재생에너지 연구 및 개발의 필요성이 더욱 강조되었다(Aslani *et al.*, 2012). 이외에도 재생에너지 개발에 대한 전 세계적인 관심이 집중되고 있는 이유로는 늘어가는

인구와 전기 수요의 급격한 증가, 그리고 제한된 자원을 대체하기 위한 새로운 에너지원의 개발 등 다양하다(Al-Saleh *et al.*, 2008; Alnaser, 2011; Reiche, 2010; Mason and Mor, 2008; Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013).

재생에너지의 장점은 관련 기술의 발전으로 재생에너지 발전비용이 상당히 낮아짐에 따라 석탄 및 가스를 원료로 하는 발전 대비 경제성이 향상되고 있다는 점이다.¹⁾ 또한 대규모의 재생에너지 발전사업은 새로운 고용 기회를 제공하여 늘어나는 인구에 대한 사회적 안정성(stability)을 제공할 수 있다. 뿐만 아니라 화석연료와는 다르게 재생에너지원은 이산화탄소 및 다른 온실가스를 배출하지 않기 때문에 기후변화에 취약한 지역에 적합하다(Reiche, 2010b; Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013). 이처럼 재생에너지는 저탄소사회로의 구현 뿐 아니라, 에너지 접근성 확대, 에너지안보 강화, 보건·교육·성평등 개선 촉진²⁾, 일자리 창출, 화석연료보조금에 대한 의존도를 낮추는 등 다양한 정(positive)의 효과를 제공할 수 있다(REN21, 2014).

본 연구에서는 화석연료가 풍부한 산유국에서 재생에너지에 투자하는 이유와 투자에 영향을 미치는 요인은 무엇인지 분석하고자 하였다. 즉, 원유 수출국은 원유를 생산하여 국외로 수출을 할 정도로 화석연료가 풍부함에도 불구하고 왜 재생에너지 개발에 관심을 갖고 관련 정책을 실시하고 있는지 그 이유를 살펴보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 다음 장에서는 산유국의 재생에너지 보급 정책 및 선행연구를 바탕으로 투자를 촉진하는 요인에 대해서 살펴본다. 제III장에서는 분석 자료와 모형을 제시하고, 제IV장에서는 계량분석 결과를 정리하고 해석한다. 마지막 제V장에서는 논문의 전체 내용을 요약하고 결론을 내린다.

1) Bloomberg(2014)에 따르면 태양광 패널과 풍력 터빈 가격의 급격한 감소로 2013년 재생에너지 발전 용량이 41% 증가하여 총 전력 공급의 8.5%를 차지하였다.(Utility 규모의 태양광 발전 설치비용이 2011년 이후로 약 40% 하락, 해양 풍력 터빈 15% 하락)
 2) 재생에너지에 대한 보조금을 잘 활용하면 보건 향상, 고용 기회 창출, 에너지 접근성 향상, 에너지 안보 확립 및 다양한 환경 편익을 가져올 수 있다.

II. 산유국 재생에너지 정책

Al-Amir *et al*(2013)에 따르면 기후변화와 관련된 국제정치적인 면이 부각되면서 효과적인 재생에너지정책이 필요해지고 있다. 대표적인 재생에너지 정책으로는 재생에너지공급의무할당제도(Renewable Portfolio Standards: RPS), 재정적 인센티브를 제공하는 발전차액지원제도(Feed in Tariff: FIT), 보조금 및 세금상의 우대(투자 및 생산, 판매, 에너지세, 탄소세, VAT 등에서의 세금 감면 등)와 공공경쟁입찰제도 등이 시행되고 있다<표 1>.

1. 정책 현황

원유와 가스 수출국 상위 다섯 국가들 중 하나인 이란은 원자력 발전에 적극적이면서도 2009년 FIT제도를 도입하여 기저부하, 중간부하, 첨두부하에 따른 관세(보조금)를 부여하고 있다. 또한 2011년 화석연료 보조금을 개혁하여 에너지 보조금에 사용되던 약 1,000억 달러의 재정을 절약하고 있고, 해당 금액의 30%는 의무적으로 에너지 효율 및 재생에너지 발전분야에 사용하고 있다. 또한 2012년에는 675백만 달러 규모의 재생에너지 프로젝트 수행을 결정하였다(REN21, 2013).

UAE는 연합국가 체제이나 아부다비와 두바이를 주축으로 하고 있다. 아부다비는 '제로 탄소, 제로 폐기물'을 모토로 하고 있고, 2016년 완공 예정인 100% 재생에너지를 이용하는 탄소중립도시, 마스다르시(Masdar City) 건설을 위해 재생에너지 기술에 막대한 투자를 하고 있다(Mason and Mor, 2008). 2009년에는 국제재생에너지기구(International Renewable Energy Agency: IRENA) 사무국을 유치하였는데, 이렇게 재생에너지 보급을 촉진하는 이유는 단순히

경제적 측면에서의 에너지원 다각화 뿐 아니라 기후변화와 관련하여 국가 이미지를 제고하려는데 있다. 두바이는 아부다비의 환경적으로 진보하는 이미지에 영향을 받아 2009년 모든 건물에 새로운 ‘그린빌딩코드’를 적용하였다 (Reiche, 2010a).

〈표 1〉 산유국의 재생에너지 정책 현황

구분	국가	재생에너지 비중	재생에너지 공급의무 할당제	발전차액 지원제도	관세 및 세금 공제	보조금	전력부문에서의 목표비중 (연도)
OPEC	Algeria	1.08%		○	○		40%(2030)
	Ecuador	14.270%		○	○		55%
	Iran	0.804%		○	○		5%
	Libya	0.915%			○		20%(2020)
	Nigeria	80.774%		○	○	○	10%(2020)
	UAE	no data	△		△		7%(2020) ¹⁾
Non-OPEC	Argentina	8.192%		○	○	○	8%(2016) ²⁾
	Brazil	42.371%			○		85%
	Canada	16.746%	△	△	○	○	53%
	Colombia	25.924%			○		81%
	Egypt	5.058%		○	○	○	20%(2020)
	Indonesia	37.413%		○	○	○	26%(2025)
	Kazakhstan	1.394%		○		○	3%(2020)
	Malaysia	6.635%		○	○		9%(2020)
	Mexico	10.789%			○		35%(2026)
	Norway	44.889%	○		○	○	98%
	Russia	2.897%		○		○	4.5%(2020)
	Syria	1.617%		○	○		no data
	U.K.	1.717%	○	○	○	○	15%(2020)
	Viet Nam	48.216%		○	○	○	5%(2020)

주1: 아부다비의 재생에너지 목표를 나타내며, 두바이는 2030년 5%가 목표임.

주2: 수력을 제외한 값임.

주3: △의 경우, 주 혹은 지방 단위로 진행되는 것을 의미.

자료: REN21(2014), “Renewables Global Status Report” 내용을 재정리함.

노르웨이의 경우, 전력 생산의 96% 이상을 재생에너지에 의존하여 화석연료 소비량을 줄임으로써 원유 및 천연가스 수출로 수익을 올리고 있다.³⁾ Reiche (2010b)에 따르면 걸프만협력의회에 속해있는 국가들도 노르웨이처럼 국내 소비에 대한 화석연료 보조금을 줄이고 수출 능력을 증대시킴으로써 에너지 전환(energy transition)을 통해 포스트 오일 시대를 준비할 수 있을 것으로 예측하고 있다. 캐나다는 전력 생산에서의 재생에너지 발전 비율이 60%로 높지만 노르웨이처럼 대부분 수력 발전에 의존하고 있다.⁴⁾ 그러나 국토면적의 41%가 삼림으로 둘러 싸여 있어 목재자원이 풍부하여 바이오에너지 발전 잠재력이 크며 정부의 육성정책으로 바이오연료 시장도 빠르게 성장하고 있다(이재호, 2013). 브라질의 1차에너지원 중 재생에너지 비중은 42%로 석유(37%)보다 높으며 수력발전 뿐 아니라 바이오에너지의 비중이 큰 편이다(IEA, 2014a). 브라질은 2003년부터 FIT를 시행해왔으며 사탕수수 등 풍부한 바이오연료를 통해 바이오에탄올 및 디젤 사용이 보편화되어 있다.

일반적으로 중동을 비롯한 산유국의 자연적·지리적 여건 상 재생에너지에 대한 투자 잠재력은 매우 크며 앞으로 더욱 증가할 가능성이 있는 것으로 평가되고 있다. 그러나 산유국에 있어서 재생에너지 개발과 투자는 단순히 에너지 기술적인 차원을 넘어 사회적, 경제적, 정치적 의미를 담고있어, 이 지역에서의 재생에너지 미래를 전망하기 위해서는 다차원적인 고려가 필요하다(조홍식 외, 2011). Aslani *et al*(2012)은 화석연료가 풍부한 중동지역에서 재생에너지 발전에 투자하는 것은 비합리적으로 보일 수 있으나, 에너지 소비 증가율과 전기 수요량의 급증 그리고 탄소 배출량의 감축을 위해 재생에너지 발전이 필요하다고 언급하였다. 또한 지방 도시의 실업률이 높아 재생에너지 발전의 투자는 지역의 신규 고용을 증가시킬 수 있음을 강조하였다.

3) 전체 재생에너지 발전량의 90% 이상을 수력발전에 의존하고 있다.

4) 브리티쉬 컬럼비아주에서는 화석연료가 풍부함에도 불구하고 전력의 90% 이상을 수력 발전에 의존하고 있다(외교부, 2014).

2. 재생에너지 정책 및 투자 결정요인

국가의 재생에너지정책 및 투자에 영향을 미치는 요인에 대한 연구는 북미, 유럽연합 및 OECD를 중심으로 진행되어 왔으며, 관련 연구로는 Carley(2009), Marques *et al*(2010), Marques and Fuinhas(2011), Romano and Scandurra (2011, 2013) 등이 대표적이다. Carley(2009)는 미국 50개 주를 대상으로 1998년부터 2006년까지 각 주의 재생에너지공급의무할당제도(RPS) 도입이 재생에너지 발전에 어떠한 영향을 주었는지 분석하였다. Marques *et al*(2010)의 연구에서는 EU를 대상으로 2001년 EU에 가입한 국가와 그렇지 않은 국가를 구분하여 1990년부터 2006년까지 재생에너지 발전을 추진시키는 요인을 패널자료를 이용하여 분석하였다. 또한 2011년에는 Fuinhas와 함께 동태패널분석(dynamic panel analysis)인 GMM(Generalized Method of Moments)방법과 LSDVC (Least Squares Dummy Variable Corrected) 방법을 이용하여 재생에너지 투자 촉진 요인을 분석하였다. 그러나 동 연구는 재생에너지 정책, 즉 재생에너지에 대한 R&D 및 투자 인센티브, 세금 면제, 발전차액지원제도(Feed in Tariff: FIT)제도 및 재생에너지공급의무할당제도(Renewable Portfolio Standards: RPS)와 관련된 변수를 제어하지 않은 한계점을 갖고 있다. Romano and Scandurra(2011)는 OECD 회원국들과 브라질, 중국, 인도를 대상으로 탄소집약도에 따라 두 그룹으로 분류한 후, 패널자료를 이용하여 재생에너지 투자 요인에 대해 분석하였다.

한편, OPEC을 비롯한 산유국을 대상으로 재생에너지 보급에 영향을 미치는 요인들에 대한 선행 연구들(이경희, 2009; Al-Amir and Bassam, 2013; Alnaser and Alnaser, 2011; Al-Saleh *et al*, 2008; Aslani *et al*, 2012; Reiche, 2010)은 주로 사례분석을 이용하였다. 이경희(2009)는 중동의 경제를 지배하는 석유 산업이 글로벌 경제위기가 지속될수록 오일머니(oil money)가 줄어들어 경제적

으로 부정적 영향이 발생하기 때문에 포스트오일(post-oil) 시대를 준비해야 하며, 기후변화에 따른 저탄소 사회구축을 요구하는 시민 사회의 압력으로 대체에너지 개발을 추진하여 그린에너지에 투자하는 현상을 보인다고 하였다. 그러나 구체적으로 재생에너지 발전원 중 어떤 것에 투자하고 있는지 보다는 녹색도시를 비롯한 전체적인 녹색기술에 초점을 둔 한계점을 갖고 있다.

Reiche(2010b)는 기후변화협상의 반대국가로 여겨지는 걸프만협력의회(Gulf Cooperation Council)⁵⁾를 대상으로 에너지 분야에서의 생태적 근대화(Ecological Modernization)의 가능성 및 한계를 분석하였다. 재생에너지 발전을 위한 구체적인 정책은 아직 부족하며 석유화학 산업의 적극적인 로비 활동이 정책 결정과정에 큰 비중을 차지하고 있으나, UAE의 마스다르시(Masdar City) 및 두바이의 그린빌딩코드 등의 사례를 통해 향후 에너지 효율성 증대 및 재생에너지 발전을 촉진하는 정책이 수립될 것으로 예측하였다. 한편 Romano and Scandurra(2013)는 OPEC을 대상으로 재생에너지 보급에 영향을 미치는 요인을 분석하였는데, 주요 요인으로 사회·경제적 지표인 GDP, 이산화탄소 배출량(CO₂), 에너지원단위(Energy Intensity), 전기소비량 및 원유 공급량을 사용하였다.

본 연구에서는 기존 연구결과들을 토대로 OPEC을 포함한 24개 산유국(원유 수출국)을 대상으로 산유국들의 재생에너지정책에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 해당 요인들이 각국의 발전부문에 어떻게 영향을 미치는지 분석하였다. 또한 非산유국들을 대상으로 수행된 기존 연구결과와 비교하여 재생에너지정책에 영향을 미치는 요인이 산유국들과 非산유국들간에 차이가 있는지, 그리고 재생에너지정책에 있어서 산유국만의 독특한 결정요인이 있는지 알아보고자 하였다. 앞서 언급하였던 선행연구들의 결과를 바탕으로 재생에너지정책의 결정요인을 경제적, 환경적, 사회적 영향으로 분류하면 다음과 같다.

5) 페르시아만 걸프만에 위치해 있는 바레인, 쿠웨이트, 오만, 카타르, 사우디아라비아, UAE 총 6국가로 이루어져 있다.

1) 경제적 요인

Al-Amir and Abu-Hijleh(2013)에 따르면 비산유국들은 에너지 안보, 특히 에너지 공급 안정화를 위해 화석연료 사용을 줄이고 산업 능력을 향상시키기 위해 재생에너지 개발을 적극 지원하였다. 이와 유사하게 산유국의 경우에도 석유 가채년수 및 생산정점(oil peak) 도달 시점 등에 따라 재생에너지에 대한 정책이 다르게 수립되었고(문남권, 2010; Reiche, 2010a), 전력수요가 급속히 증가함에 따라 미래 에너지원 확보 차원에서 재생에너지 발전에 투자하는 것으로 나타났다. 아울러 경제 다각화 차원에서 원유 생산 및 수출로부터 발생한 재정적 잉여분을 새로운 에너지원의 개발 즉, 재생에너지에 대해 투자하고 있다.(Mason and Mor, 2008; 조홍식 외, 2011; Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013)

2) 환경적 요인

기후변화 등 전 세계 환경 이슈가 부각됨에 따라 국제사회에서의 친환경 정책이 활성화되고 있다. 중동 산유국은 기후변화협상을 방해하는 주된 국가로 인식되어 왔으나, 국가 이미지 제고 차원에서 온실가스 감축 정책 중 재생에너지 분야에 투자하려는 의지를 보이고 있다(Reiche, 2010b). 뿐만 아니라 중동 지역의 경우, 기후변화로 인한 취약성이 큰 국가로 분류되어 있기 때문에 화석연료 소비를 줄이기 위해 재생에너지를 적극적으로 도입하는 것으로 분석되고 있다(Reiche, 2010b; Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013).

3) 사회적 요인

사회적 개방성이 증가됨에 따라 정책에서의 대안이 되는 환경 및 에너지 안보 구상의 가능성이 높아지며 이러한 개념은 지역적인 환경 집단에 의해 더욱 촉진된다. 또한 국제적 협력 및 시민사회협력은 에너지와 환경 안보를 획득하는 데 필수적이다(Mason and Mor, 2008). 즉, 정치적으로는 친환경정

당인 녹색당의 존재 여부, 행정상의 책임, 국제적 의무 및 시민사회의 인식 등이 재생에너지 발전에 영향을 끼치는 요인으로 작용할 수 있다(Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013). 아울러 재생에너지에 대한 투자는 사회·경제적으로 지역 내의 일자리 창출, 인프라 창출로 이어져 신규 고용을 창출할 수 있다는 기대감과 지역 발전 균형 등 긍정적인 결과를 가져올 수 있다(Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013; Squire Sanders, 2013). 유럽연합의 경우 2013년 재생에너지 분야 일자리가 백만 개 이상 창출되었으며 판매로 인한 수익은 약 1,380억 유로(€)로 추산된다(Observ'ER, 2011). 이재호(2013)에 의하면 캐나다의 경우, 풍력 발전 분야의 기업은 2009년 430여 곳으로 4000명 이상의 고용을 창출했으며 2013년 말 까지 13,000명을 고용할 것으로 예상되고 있다.

유럽과 북미지역에서는 비정부기관(NGO) 및 시민을 중심으로 상향식의 기후변화 완화 정책이 주장되어 왔으며 특히, 독일에서는 녹색당의 정치적 영향력으로 인해 FIT 및 에너지세 도입 등과 같은 온실가스 감축 노력이 국가 차원에서 진행되고 있다(Reiche, 2010b). Carley(2009)의 연구에서도 재생에너지 발전을 촉진시키는 요인으로 정치적인 부분을 고려하였다.

〈표 2〉 재생에너지발전의 주요 결정요인

저자 및 연도	독립변수 (영향 요인)	
Carley (2009)	정책요인	RPS 시행 여부 세금, 보조금 등 관련정책 수
	정치 및 환경적 요인	의회 내 친환경주의자 천연자원에 중사하는 인구 수(천명 당) 소득 중 석유, 석탄 제조업 비중
	사회경제적 요인	일인 당 소득, 인구수 증가율
	전력요인	일인 당 전력생산량 전력시장개방(deregulation) 수준 평균 전력가격
	천연자원	각 재생에너지원 잠재력(wind, solar, biomass)
Marques et al (2010)	정치적 요인	EU가입유무 에너지수입의존도
	사회경제적 요인	전통 에너지 가격 일인 당 이산화탄소 배출량 전통에너지 및 원자력 비중 GDP 일인 당 에너지소비량
	기타	지리적 면적 전년도 재생에너지 공급 비중
Marques & Fuinhas (2011)	전년도 재생에너지 공급 비중 일인 당 이산화탄소 배출량 일인 당 에너지 소비량 전통에너지(원유, 석탄, 가스, 원자력)의 비중 및 가격 에너지수입의존도 GDP	
Romano & Scandurra (2011)	GDP 에너지원단위 이산화탄소 배출량 원자력 발전량	
Romano & Scandurra (2013)	사회경제적 요인	일인 당 GDP 일인 당 에너지소비량 에너지원단위 연간 원유생산량
	환경적 요인	일인 당 이산화탄소 배출량

Ⅲ. 분석 모형 및 자료

본 연구에서는 1992년부터 2012년까지 24개 석유수출국⁶⁾의 재생에너지정책에 영향을 미치는 요인을 패널자료를 이용하여 분석하였다.⁷⁾ 분석 대상은 산유국 중 원유의 수출량과 수입량의 차이가 하루 당 10만 배럴 이상인 국가들 중에서 재생에너지 발전 비율이 1% 이상인 국가를 선정하였다.

패널자료를 이용하는 분석모형으로는 기존 연구들(Carley, 2009; Marques *et al*, 2010)에서 많이 사용하고 있는 고정효과모형을 이용하였다. 고정효과모형을 이용하여 국가 별 효과를 추정하기 위해 관측치마다 시간에 불변하는 고정된 절편값을 가지며 오차요인은 설명변수와 관련된 것으로 가정하였다.

본 연구에서 사용한 분석모형의 구조는 Marques *et al*(2010)의 연구를 준용하였다. 먼저 고정효과모형으로 단위 고유의 효과를 파악한 후, 확률효과모형을 재 추정하여 하우스만(Hausman) 검정을 통해 적합한 모형을 검정하였다. 구체적으로 모형은 국가 간 특징과 연도별 특징 및 오차항에 의해 설명되는 부분으로 구성된다. 이를 수식으로 표현하면 식(1)과 식(2)와 같다.

$$REshare_{c,t} = \alpha + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{k,c,t} + \mu_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad (1)$$

6) 앙골라, 아르헨티나, 아제르바이잔, 브라질, 캐나다, 콜롬비아, 콩고, 에콰도르, 이집트, 가봉, 인도네시아, 이란, 카자흐스탄, 리비아, 말레이시아, 멕시코, 나이지리아, 노르웨이, 러시아, 시리아, 영국, 베네수엘라, 베트남, 예멘

7) 분석자료 관련하여 시계열 자료를 이용하는 경우, 분석대상 국가들은 모두 동일한 환경을 갖고 있다는 가정을 필요로 하고, 횡단자료의 경우에는 설명변수의 동적인 측면을 무시하고 있기 때문에 시계열 자료와 횡단자료 모두 편향된 결과를 얻을 가능성이 높다. 반면 패널자료의 경우에는 더 많은 정보와 변수의 큰 변동성을 갖게 되고, 상대적으로 더 많은 자유도(degree of freedom)와 효율성을 갖는 장점을 갖고 있다(Gujarati, 2013).

$$\text{여기서, } \sum_{k=1}^k \beta_k X_{k,c,t} = \beta_1 GDP_{c,t} + \beta_2 CO2_{c,t} + \beta_3 EI_{c,t} + \beta_4 OR_{c,t} + \beta_5 OpG_{c,t} + \beta_6 PED_{c,t} + \beta_7 UE_{c,t} \quad (2)$$

변수 X는 시간에 변동적인 독립변수를 나타내며 μ_c 는 교차국가 교란항을, μ_t 는 시계열 교란항을 나타내며, $\epsilon_{c,t}$ 는 오차항이다. 각 변수의 하첨자 t와 c는 각각 연도와 국가를 나타낸다. μ_c 는 고정효과모형에서 추정을 통제하기 위해 추가하였다.

독립변수로는 <표 3>에 나타나 있듯이 GDP, CO₂, 에너지원단위(EI), 석유부존량(OR), GDP당 석유수출수익(OpG), 석유수출의존도(PED)와 실업률(UE)이 사용되었다.

<표 3> 독립변수: 재생에너지 발전을 촉진시키는 요인

에너지 안보 등 경제적 대응	환경적 요인	사회적 요인
GDP 에너지원단위(EI)	CO ₂	실업률
원유 부존량 석유 수출 수익/GDP 원유 수출 비중(의존도)		

종속변수로는 1차에너지원 중 재생에너지의 비율(%)을 사용하였다. Romano and Scandurra(2011, 2013)의 경우 전력에서의 재생에너지 발전 비율과 발전량을 사용하였고, Carley(2009)는 그 중 수력을 제외한 반면, Marques *et al*(2010, 2011)은 1차에너지 공급량에서의 재생에너지 비중을 사용하였다. 산유국의 경우 재생에너지 생산량 대부분이 수력에서 기인하였다. 본 연구에서는 설명변수로 인한 재생에너지에 대한 개발이 어느 정도 이루어지는 지를 살펴보는 것이 주요 목적이므로 1차에너지 공급량에서의 비중을 사용하였다.⁸⁾ 종속변수

8) 재생에너지의 공급량을 종속변수로 하여 분석하는 경우 역시 재생에너지의 비중을 사용

의 데이터는 IEA의 World Energy Statistics and Balance 통계자료에서 1992년에서 2012년까지의 자료를 이용하였다.

GDP 변수는 경제가 발전할수록 재생에너지에 투자하는 지 여부를 알아보기 위해 선택하였다. 에너지원단위(단위 GDP 당 1차에너지 공급량, TPES/GDP) 변수의 경우 Romano and Scandurra(2013)에 따르면 에너지 의존도가 클수록 국가가 에너지 다소비 업종으로 이루어져 있어 이에 충당하는 에너지 공급을 위해 재생에너지 발전에 투자하는 것으로 분석되었다.⁹⁾ 두 변수의 데이터는 종속변수와 마찬가지로 IEA World Energy Statistics and Balance 통계자료를 사용하였다.

산유국의 특징을 나타내는 독립변수인 석유부존량(OR)의 경우 석유의 가채년수로 인해 과거의 원유 생산량을 지속할 수 없는 국가들 즉, 오만, 콜롬비아, 인도네시아, 말레이시아, 멕시코, 노르웨이 등은 에너지 안보적인 측면에서 재생에너지 발전에 투자하려는 의지를 보이고 있다(Al-Amir and Abu-Hijleh, 2013). 또한 GDP 당 원유수출에 따른 수익을 나타내는 변수(OpG)를 사용하였다. 관련하여 이경희(2009)는 세계 에너지 수요에 맞춰 중동 및 북아프리카(Middle East and North Africa: MENA)에서는 지역적으로 풍부한 자원을 보유하고 있어 경제적 수단으로서 원유 수출로 벌어들인 오일머니(oil money)를 재생에너지 발전에 투자한다고 보았다. 아울러 석유수출의존도(Value of petroleum exports/Value of total Exports, %) 변수(PED)를 사용하여 수출에서 원유가 차지하는 비중이 클수록 석유개발(탐사 및 채굴)에 집중하기 때문에 재생에너지 보다는 기존 화석연료 개발을 유지하는 지 여부를 살펴보고자 하였다. 산유국의 원유 수출과 관련된 변수는 OPEC의 'Annual Statistical Bulletin' 자료 및 'UN Commodity Trade Statistics Database'의 자료를 사용하였다.

한편 환경적 요인을 나타내는 변수로는 이산화탄소 배출량을 사용하였다.

했을 경우와 비슷한 결과를 나타내었다.

9) 에너지원단위는 에너지 효율성을 나타내는 지표로 에너지 집약도가 감소함은 에너지 효율 증대, 기술 혁신 등의 영향으로 나타나는데 본 연구에서는 효율성보다는 에너지 소비 구조 변화에 초점을 맞추었다.

Marques *et al*(2010, 2011) 및 Romano and Scandurra(2011, 2013)에 따르면 이산화탄소 배출량과 재생에너지 발전은 부(negative)의 관계로 나타났는데, 이러한 결과가 나타나게 된 이유로 여전히 화석연료 중심의 에너지 생산 체계가 지속되고 있으며 에너지전환(energy transition)에 대한 사회적 압력 및 인식이 부족하기 때문으로 설명하였다. 각국의 이산화탄소 배출량 자료는 IEA의 CO₂ Emissions from Fuel Combustion Statistics에서 인용하였다.

한편 Al-Amir and Abu-Hijleh(2013)와 REN21(2014)에 따르면 재생에너지 원은 수입되는 에너지원이 아니라 지역(local)에서 자체적으로 원료를 공급받고 에너지를 생산하기 때문에 일자리를 창출할 수 있고 이를 통해 지역 경제 활성화에 도움이 될 가능성이 크다는 점을 강조하였다. 이에 본 연구에서는 신산업 육성으로 인한 일자리 창출 효과를 위해 실업률(UE)을 변수로 사용하였다. 실업률 변수는 Worldbank 홈페이지 <<http://data.worldbank.org>>의 자료를 사용하였다. 분석모형에 사용된 변수들의 기초 통계량은 <표 4>와 같다.

〈표 4〉 변수 정의 및 요약통계량

Variable	Definition	Source	Obs.	Time Variation	Mean	Std. dev.	Min.	Max.
RETPES	1차에너지원 중 재생에너지 발전 비율(%)	IEA	504	Var	0.23671	0.261171	0.003821	0.841223
lnGDP	GDP(Billions)	IEA	504	Var	4.547156	1.748817	0.176471	7.99443
lnCO ₂	이산화탄소 배출량(million metric tons)	IEA	504	Var	4.240462	1.79715	-1.07881	7.595794
lnEI	에너지원단위 (TPES/GDP)	IEA	504	Var	2.786554	0.737032	1.187843	4.757032
lnOilreser	원유부존량(billion barrels)	BP	504	Var	2.096542	1.453208	-1.04982	5.695653
OilexpGDP	국가 수입 중 석유 수출로 인한 비중 (Oil export value/GDP)	OPEC, UN Comtrade	479	Var	0.179338	0.181205	0.000359	0.894288
Petexp	석유제품수출의존도(%) (Petroleum export/total export)	OPEC, UN Comtrade	479	Var	0.501549	0.330798	0.006011	0.994552
Unemployment	실업률(%)	worldbank	504	Var	9.023214	4.740393	1.8	21.3

IV. 분석 결과

분석모형의 추정결과가 <표 5>에 나타나 있다. F-검정과 LM-검정을 통해 pooled-OLS 모형은 적합한 방법이 아님을 알 수 있었다.¹⁰⁾ 고정효과와 확률효과 모형의 경우 하우스만 검정을 통해 1% 유의수준에서 고정효과 모형을 선택하는 것이 더 적절한 것으로 나타났다.¹¹⁾

국가의 소득을 나타내는 변수인 GDP와 재생에너지 발전과의 관계는 정(positive)의 관계를 나타내어 Marques(2010), Romano and Scandurra(2011) 연구결과와 동일하게 나타났다. 이 결과는 경제성장이 기술 진보 및 삶의 질을 촉진하여 재생에너지 발전에 긍정적 영향을 미침을 시사한다. 뿐만 아니라 재정능력이 큰 국가가 재생에너지 투자에 대한 비용 부담이 상대적으로 적어 재생에너지 도입이 보다 적극적으로 이루어지는 것으로 볼 수 있다.

온실가스 배출량을 줄이기 위해 각 국은 재생에너지원 발전량을 증가시키고 그 비중이 지속적으로 증가 해왔다는 기존의 주장에 따르면 재생에너지 발전에 따라 이산화탄소 배출량이 감소할 것으로 예상된다. 관련하여 본 연구에서는 이산화탄소 배출량이 지속적으로 증가함에 따라 화석연료 연소로 인한 온실가스 배출량을 줄이기 위해 재생에너지에 투자할 것으로 예측하여, 두 변수의 인과관계를 살펴보기 위해 인과성 검정(granger causality test)을 추가로 실시하였다. 패널 분석에 앞서 이산화탄소 배출량과 재생에너지 공급 비중 간에 granger 인과성 검정을 시행한 결과($F(2,451)=5.12$, $P\text{-value}=0.006$), 귀무가설을 기각하여 이산화탄소 변수는 재생에너지 변수를 그랜저 인과한다

10) $H_0 : \beta_n(\text{pooled OLS}) = \beta_n(\text{FM})$ 으로 $F=649.88(\text{Prob} > F=0.000)$ 이며 $\text{Wald}(\chi^2)=788.93$, $\text{LM}(\chi^2)=1806.9$ ($\text{Prob} > \chi^2=0.000$)으로 귀무가설을 기각한다.

11) 하우스만 검정결과 $\chi^2=106.81(\text{Prob} > \chi^2=0.000)$ 으로 p값이 0.01보다 작기 때문에 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다.

고 나타났다.¹²⁾

기존 모형대로 분석 결과 이산화탄소 배출량과 재생에너지 공급량과는 부(-)의 관계를 보였다. 이는 기존의 연구(Marques et al, 2010, 2011; Romano and Scandurra, 2011, 2013)와 같은 결과로, 본 연구에서 사용한 종속변수는 재생에너지의 상대적인 비중이기 때문에 이산화탄소 배출량과 부(-)의 관계를 보이는 절대적인 공급량이 화석연료의 공급 속도를 따라가지 못함을 의미한다. 이로 인해 기후변화 및 환경 질 개선을 위한 사회적 압력만으로는 아직까지 재생에너지로의 전환을 유도하기에는 부족하다는 것을 유추해 볼 수 있다. 뿐만 아니라 Romano and Scandurra(2013) 결과를 토대로 동 결과를 해석해 보면 OPEC을 비롯한 산유국들은 온실가스 감축 목표량이 없기 때문에 이러한 차이가 발생할 수 있음을 알 수 있다.

반면 재생에너지 비중 증가의 유의미한 예측 변수로 에너지원단위는 재생에너지 발전과 정(+)의 관계를 나타냈는데, 이는 에너지사용량이 클수록 사회 전반적으로 에너지 수요를 충족시키기 위해 재생에너지 발전량을 높일 수 있다고 볼 수 있다. 에너지원단위가 높은 국가는 대부분 경제가 에너지 다소비 업종 중심으로 이루어져 있는데, Marques(2011)는 에너지 소비가 재생에너지 개발의 인센티브로 작용하여 지역의 재생에너지 발전을 위한 압력으로 작용할 수 있다고 예상하였다. 이 결과는 기존 연구(Romano and Scandurra, 2011, 2013)와 동일하며, 에너지 소비량이 많은 국가일수록 해당 국가의 에너지 공급은 기존 화석연료나 재생에너지 혹은 이 둘을 믹스하여 사용하는데 산유국 역시 많은 에너지를 공급받기 위해서 화석연료 뿐 아니라 재생에너지 개발에 투자 함을 알 수 있다.

본 연구에서는 기존 연구와 다르게 실업률을 독립 변수로 추가하여 실업률이 재생에너지 발전을 촉진하는 요인으로 작용하는지 확인하고자 하였다. 실

12) 반대로 독립변수를 재생에너지 비중으로 두고 종속변수를 이산화탄소 배출량으로 두었을 때에는 귀무가설을 기각하지 못하여 통계적으로 재생에너지 비중이 이산화탄소 배출량을 그랜저 인과하지 못한다고 나타났다.

업률은 재생에너지 비중과 부(-)의 상관관계를 보였으나 90% 신뢰도 수준에서 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 실업률은 아직까지 산유국의 재생에너지 발전에 유의미한 영향을 주지 않고 있는 것으로 해석할 수 있다.¹³⁾

〈표 5〉 분석결과

변수	고정효과
종속변수	RE/TEPS(%)
GDP	0.0128*** (0.00472)
CO ₂	-0.169*** (0.00794)
Energy Intensity	0.0461*** (0.00918)
Oil Reserve	0.0139*** (0.00304)
석유수출수익/GDP	-0.0218 (0.0176)
석유제품수출의존도	-0.0370** (0.0161)
실업률	-2.60e-05 (0.000641)
Constant	0.732*** (0.0318)
Observations	479
R-squared	0.683
Number of country	24

비산유국의 재생에너지정책의 결정요인들을 분석한 기존 연구와 다르게 산유국을 대상으로 한 본 연구에서는 산유국의 어떤 특징이 재생에너지 발전에

13) 실업률과 신재생에너지 발전에 관한 기존 연구(Al-Amir et al, 2013; Aslani et al, 2012)에서는 재생에너지 투자를 통해 일자리를 창출하여 실업률을 개선하는 것이 가능할 것으로 예측하였다.

영향을 미치는 지 살펴보고자 하였다. 원유 부존량의 경우 석유의 가채년도와 관련하여 에너지 안보적인 측면에서 변수로 사용하였는데¹⁴⁾ 과거 수준의 원유 생산량을 지속할 수 없는 산유국들은 재생에너지 발전에 투자하려는 의지가 있을 것이라는 가정에 따라 재생에너지 발전 비중과 부(-)의 관계를 나타낼 것으로 예측하였다. 그러나 분석결과 반대로 정(+)의 결과를 나타냈는데 이는 원유 부존량이 증가함에도 불구하고 재생에너지 발전량도 증가하는 것은 원유 생산으로 인한 수익(즉, 오일머니)을 장기적으로 재생에너지에 투자한다는 것으로 추측 할 수 있다. 즉, 산유국에서 재생에너지 개발을 촉진하는 것은 에너지 안보보다는 경제적인 이유에서 비롯됨을 유추해 볼 수 있다.

한편, 석유제품수출량이 높을수록 기존 화석 연료에 대한 투자가 지속되어 재생에너지 발전은 상대적으로 저하될 수 있음을 분석결과를 통해 확인하였다. 석유제품수출의존도는 총 수출에 따른 수익 중에서 석유제품이 차지하는 비율을 나타내는데 재생에너지 발전 비중과 부(-)의 관계를 나타내어 상대적으로 석유제품 수출에 덜 의존하는 국가가 재생에너지 발전에 적극적임을 알 수 있다.

한편 산유국 중에서 GDP 대비 원유 수익과 석유수출의존도가 높은 정도 즉, 석유 생산이 해당 국가의 경쟁력에 중요한 국가와 상대적으로 그렇지 않은 국가 간 차이가 있는지 살펴보기 위하여 t-검정을 하였다(<표 6> 참조). 그 결과 99% 수준에서 석유수출의존도가 높은 국가와 낮은 국가 간 재생에너지 개발 차이가 존재함을 확인 할 수 있었다. 즉, 석유수출의존도가 높은 국가는 국가 경제가 석유수출에 의존하기 때문에 재생에너지 투자보다는 기존 화석 연료 개발에 몰두하여 상대적으로 1차에너지원에서의 재생에너지 비중이 낮음을 확인할 수 있었다.

14) Romano and Scandurra(2013)은 원유 생산량을 변수로 사용하였다.

〈표 6〉 t검정 결과

그룹	Obs.	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	95% Conf. Interval	
low group	315	0.178752	0.009661	0.171466	0.159744	0.19776
high group	189	0.333306	0.025028	0.344071	0.283935	0.382677
combined	504	0.23671	0.011634	0.261171	0.213854	0.259566
diff.		-0.15455	0.026827		-0.2074	-0.10171
t = -5.7611		Satterthwaite's degrees of freedom = 244.945				
Ha: diff = 0, Pr(T > t) = 0.0000			Ha: diff > 0, Pr(T > t) = 1.0000			

주: H_0 : mean(high Petexp countries) = mean(low Petexp countries)

화석연료가 풍부함에도 불구하고 재생에너지 발전 비중이 증가하는 것은 자국의 원유 및 천연가스를 소비하기보다 국외로 수출하는 전략을 통해 경제적 수익을 창출하기 위함으로 추측할 수 있다. 또한 화석에너지가 고갈됨에 따라 재생에너지로 에너지 생산을 보조함으로써 화석연료 가채년수를 유지하기 위한 에너지 안보적인 측면으로도 해석할 수 있다.

V. 결 론

비전통석유인 오일샌드 및 셰일오일 등의 개발로 인해 북미를 비롯한 非 OPEC 국가의 원유 생산량이 증가됨에 따라 유가가 하락 추세를 보이고 있다. 비전통 석유 채굴 기술이 발전함에 따라 기존에 채굴되어 왔던 원유 보다는 비전통 석유가 향후 국제 에너지 시장을 주도할 것으로 예측되는 바, 상대적으로 비전통 석유 매장량이 적은 중동을 비롯한 OPEC 국가에서는 새로운 에너지원에 투자하려는 시도가 나타나고 있다. 그 중 재생에너지는 태양에너지 복사량 및 바람 등 풍부한 기후인자를 바탕으로 온실가스를 배출하지 않는 친환경 에너지원이기 때문에 경제적인 면 뿐 아니라 환경적인 면으로도

주목받고 있다.

재생에너지에 관한 연구는 여러 정책 및 R&D 투자를 적극적으로 시행하고 있는 OECD를 비롯한 선진국에서 주로 진행되어 왔으며 중동을 비롯한 산유국을 대상으로 한 연구는 상대적으로 부족하였다. 특히 중동 산유국은 화석연료 중심의 산업 구조로 인해 정책 결정에 있어서 에너지 업종이 강력한 로비 그룹으로 활동하면서 재생에너지 발전 등 에너지 전환(Energy Transition) 정책에 반대하여 여전히 재생에너지 발전 비율이 0% 수준에 머무르고 있는 국가(사우디아라비아, 쿠웨이트, 오만 등)도 있다. 또한 화석연료에 대한 낮은 세금 및 보조금으로 인해 세계 시장의 원유 가격보다 가솔린 소매가격이 낮은 상황이다(OPEC, 2014) 이런 상황에도 불구하고 산유국 전반적으로 재생에너지 개발에 대한 투자가 지속적으로 증가하고 있는데 본 연구에서는 경제적, 환경적, 사회적으로 어떠한 요인이 재생에너지 개발에 영향을 미치는 지 알아보고자 하였다.

분석 결과 산유국의 재생에너지 발전에 영향을 끼치는 요인으로는 이산화탄소 배출량을 비롯한 환경적 요인과 실업률을 변수로 사용한 사회적 요인보다는 경제적인 영향이 유의미하게 작용하였다. GDP 및 원유 부존량, 석유 수출수익비중을 통해 산유국에서는 화석연료가 풍부함에도 불구하고 국내 에너지 구조 전환을 통해 원유 수출량을 늘려 더 막대한 부를 창출하고자 재생에너지 투자를 촉진하는 것으로 유추할 수 있다. 하지만 예상했던 바와는 달리 이산화탄소 배출량은 재생에너지 개발에 부(-)의 결과를 나타내었는데, 본 연구에서 설명하지 못한 정치적 요인 즉, 기후변화 등과 관련하여 국제사회의 압력 및 국가이미지 제고를 위해 노력 등과 같은 변수들이 영향을 미치는 것으로 추측할 수 있다. 또한 기후변화 관한 사회적 압력이 재생에너지 개발로 이어지는 데 아직 부족함을 알 수 있는데 이를 개선하기 위해서 좀더 적극적인 정책과 사회적 인식 제고가 필요하다.

산유국과는 달리 에너지원 수입의존도가 높은 우리나라의 경우, 재생에너지에 투자하는 원인으로는 고유가의 지속됨으로 인한 에너지 안보 및 에너지

수요 증가 등의 경제적인 이유뿐 아니라 후쿠시마 사고 이후 원전 정책에 대한 사회적 인식의 전환, 기후변화와 관련된 온실가스 감축 등이 있다(산업통상자원부, 2014). 본 연구의 결과로 보았을 때 산유국의 재생에너지 투자 결정요인은 경제적인 면에 집중되어 있어 우리나라와의 관심이 서로 다르다고 유추해 볼 수 있다. 또한 산유국의 재생에너지정책에 대한 변화를 바탕으로 향후 원유를 비롯한 화석연료 구매 협상에 대응할 때 산유국의 재생에너지정책 결정요인의 변화에 대한 예측이 매우 중요하다. 뿐 만 아니라 중동을 비롯한 산유국의 재생에너지 투자에 대한 관심이 증대됨에 따라 상대적으로 발달된 한국의 기술력을 바탕으로 기술 수출 및 투자 등 산유국의 재생에너지 시장에 투자할 수 있는 기회를 얻을 수 있을 것으로 판단된다. 특히 UAE의 마스다르시(Masdar City)는 탄소중립도시일 뿐 아니라 경제 자유 구역으로, 외국계 기업에 무 세금, 무관세 제도를 통해 재생에너지 기술 분야의 1500개 이상의 기업을 끌어들이려 하고 있다. 현재 한국은 발전된 국내 기술을 바탕으로 UAE에 원전을 수출하는 성과를 보이고 있다. 이러한 결과를 바탕으로 향후 UAE를 비롯한 산유국의 증가하는 에너지 수요를 충족하기 위해 국내 기업이 재생에너지 플랜트 수주에 있어서 경제적, 환경적, 사회적으로 어떤 측면을 부각하는 게 유리한 지 예측해 볼 수 있다.

한편 본 연구는 재생에너지 발전량 중에서 수력을 제외하지 못하였다는 한계점을 갖고 있다. 재생에너지원 중 수력에 대해서는 국가 및 국제기구 등 각자 다른 기준을 두고 있기 때문에¹⁵⁾ 수력을 제외하거나 소수력만을 넣을 필요가 있으나 현재 에너지원을 구분하여 발전량을 산정한 데이터를 찾을 수 없는 제약을 갖고 있다. 향후 재생에너지원 뿐 아니라 원유 이외의 천연가스 등 화석연료 변수를 더욱 세분화 하여 분석할 필요가 있다.

또 다른 본 연구의 제약은 산유국이 시행하고 있는 재생에너지 정책을 설명변수로 반영하지 못하였다는 점이다. Carley(2009)에 따르면 RPS 정책이

15) Bloomberg, IEA, 미국, 멕시코 등은 재생에너지로 10MW 이하 소수력을 인정, 각 국가 및 국제기구마다 그 기준이 상이함

재생에너지 발전에 긍정적으로 작용함을 알 수 있는데, 산유국, 특히 OPEC의 경우 RPS 및 FIT 등 재생에너지 정책이 상대적으로 부재할 뿐 아니라 정책을 정량화하여 변수로 넣는 데 제한적이기 때문이다. 향후 재생에너지 보급 정책 중 규제적인 측면에서 RPS 및 FIT 시행이 재생에너지를 이용한 발전부문에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

접수일(2015년 7월 2일), 수정일(2015년 9월 25일), 게재확정일(2015년 9월 26일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 문남권. 2010. “멕시코 에너지 개혁과 재생에너지 개발.” *중남미연구* 29(1): 235-278
- 산업통상자원부 재생에너지센터. 2014. 2014 재생에너지 백서
- 외교부. 2014. 주요국 에너지·자원 현황 및 정책
- 이경희. 2009. “글로벌 경제위기하에서 중동의 에너지 산업 변화 국제금융위험관리.”
10(2): 127-149
- 이재호. 2013. 「에너지 정치경제학」. 석탑출판
- 조홍식 외 7인. 2011. “한국과 중동·북아프리카의 신재생에너지 분야 협력방안” 대외경
제정책연구원 연구자료 11-63
- Al-Amir, J. and Abu-Hijleh B. 2013. “Strategies and policies from promoting the use of
renewable energy resource in the UAE.” *Renewable and Sustainable Energy Reviews*
26: 660-667
- Alnaser, W.E. and Alnaser N.W. 2011. “The status of renewable energy in the GCC
countries.” *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 15: 3074-3098
- Al-Saleh, Y. 2009. “Renewable Energy Scenarios for major oil-producing nations: The
case of Saudi Arabia.” *Futures* 41: 650-662
- Aslani, A., Naaranoja M. and Zakeri B. 2012. “The prime criteria for private sector
participation in renewable energy investment in the Middle East (case study: Iran).”
Renewable and Sustainable Energy Reviews 16, 1977-1987
- Bloomberg. 2014. Global Trends in Renewable Energy Investment 2014.
- British Petroleum. 2014. Statistical Review of World Energy.
- Carley S.. 2009. “State renewable energy electricity policies: An empirical evaluation of
effectiveness” *Energy Policy* 37: 3071-3081
- Gujarati D. 2013. 예제를 통한 계량경제학. (주)시그마프레스 (역: 강달원, 김윤영, 제상영,
차경수, 홍찬식)

- IEA. 2014a. World Energy Outlook.
- _____. 2014b. World Energy Statistics and Balances. 1992-2012 data. Available at <http://stats.oecd.org/BrandedView.aspx?oecd_by_id=enestats-data-en&doi=data-00514-en>. Access data: May 25, 2015
- _____. 2014c. CO₂ Emissions from Fuel Combustion Statistics. 1992-2012 data. Available at <http://stats.oecd.org/BrandedView.aspx?oecd_by_id=co2-data-en&doi=data-00433-en>. Access data: May 25, 2015
- Marques, A.C., Fuinhas, J.A., Manso, J.R.P.. 2010. “Motivations driving renewable energy in European countries: A panel data approach.” *Energy Policy* 38: 6877-6885
- _____ and _____. 2011. “Drivers promoting renewable energy: A dynamic panel approach.” *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 15: 1601-1608
- Mason, M. and Mor A. 2008. Renewable Energy in the Middle East. London. UK: Springer. p.220
- Observ’ER. 2014. The State of Renewable Energies in Europe. EurObserv’ER Report 14. Paris: Observ’ER.
- OPEC. 2014. Annual Statistical Bulletin 2014.
- Reiche, D. 2010a. “Renewable Energy Policies in the Gulf countries: A case study of the carbon-neutral ‘Masdar city’ in Abu Dhabi.” *Energy Policy* 38, 378-382
- _____. 2010b. “Energy Policies of Gulf Cooperation Council (GCC) countries — possibilities and limitations of ecological modernization in rentier states.” *Energy Policy* 38, 2395-2403
- REN 21. 2013. Renewables Status Report in MENA.
- _____. 2014. Renewables Global Status Report.
- Romano, A.A, and Scandurra, G. 2011. “The Investments in Renewable energy sources: do low carbon economies better invest in green technologies?” Munich Personal RePEc Archive Paper No. 34216, posted 20.
- _____ and _____. 2013. “Investments in renewable energy sources in OPEC members: a dynamic panel approach.” Munich Personal RePEc Archive Paper No.

50780, posted 23.

UNEP. 2013. Global trends in renewable energy investment 2013.

UN Comtrade. 2014. United Nations Commodity Trade Statistics Database. 1992-2012 data.

Available at <<http://comtrade.un.org/db/mr/daCommoditiesResults.aspx?px=H0&cc=27>>

Access data: May 26, 2015

Worldbank. 2014. Unemployment, total(% of total labor force) 1992-2012 data. Available

at <<http://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS>> Access data: May 25, 2015

ABSTRACT

Why oil exporting countries invest in renewable energy resources?

Jeong Eun Lee* and Yongsung Cho**

This study analyses drivers promoting renewable energy development in oil exporting countries using panel data analysis(Fixed effects model) with country-level data from 1992 to 2012. Results indicates that economic reasons including GDP, Energy Intensity and oil reserves are found to be significantly related to renewable energy development. However CO₂ emissions and unemployment rate has a negative and significant effect on renewable energy, which means that they are not enough to motivate energy transition. Based on the estimation results, oil producing countries are increasing the export of crude oil through energy transition to create economic benefits despite their abundance of fossil fuel.

Key Words : Oil exporting countries, renewable energy driver, panel data model

* M.S. Candidate, GREEN SCHOOL, Korea University(main author).
jeongeun0774@gmail.com

** Professor, Department of Food and Resource Economics, GREEN SCHOOL,
Korea University(corresponding author). yscho@korea.ac.kr

고령화·도시화와 변동성이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 관한 연구 : 78개 국가의 패널 자료 분석*

신동현**

요 약

본 연구는 1971~2011년까지 78개 국가의 패널 자료를 이용하여 고령화, 도시화 및 수송 부문 에너지소비 변동성이 수송 부문 에너지소비에 주는 영향을 분석하였다. 실증 분석결과, 고령화는 수송 부문 에너지소비를 감소시키는 것으로 나타났다. 반면, 도시화는 일정 수준 이하에서만 수송 부문 에너지소비와 음의 관계가 있으며, 임계 수준 이상에서는 수송 부문 에너지소비에 영향을 미치지 않는 것을 확인하였다. 본 연구의 분석에 의하면 도시화의 임계수준은 도시 거주 인구 비중 기준으로 33.77%로 추정되었다. 또한 수송 부문 에너지소비 변동성이 확대되면 수송 부문 에너지소비도 증가하는 것으로 나타났고, 고령화가 진행되면 수송 부문 에너지소비뿐만 아니라 수송 부문 에너지소비 변동성도 감소하는 것을 확인하였다. 그러므로 고령화와 도시화가 진행되고 수송 부문 에너지소비 변동성이 안정화된다면, 수송 부문의 온실가스 배출량은 에너지 구성 변화가 동반되지 않더라도 포화점을 지나 감소 단계에 도달할 수 있음을 시사한다.

주요 단어 : 수송 부문 에너지소비, 고령화, 도시화, 변동성
경제학문헌목록 주제분류 : Q43, C33

* 논문의 발전을 위해 유익한 의견을 제공한 익명의 심사위원 세분에게 깊은 감사를 표한다.

** 온실가스종합정보센터 선임연구원/연세대학교 경제학부, idol@yonsei.ac.kr

I. 서 론

전세계 온실가스 총배출량에서 수송 부문의 비중은 2005년에 15%를 차지하였고, 2011년에는 22%로 증가하였다(IEA, 2008a, 2014). 또한, 전세계 석유류 총소비량의 50% 이상을 수송 부문에서 소비하고 있으며, 2030년에는 수송 부문의 온실가스 배출량이 현재보다 50% 증가할 것으로 예측되고 있다(IEA, 2008a). 세계은행(World Bank)의 통계에 의하면 전체 에너지소비 중에서 도로부문 에너지소비가 차지하는 비중은 저소득 국가 5.8%, 중소득 국가 11.1%, 고소득 국가가 17.7%를 차지하고 있으며 OECD 국가들은 그 비중이 19.8%에 달하고 있다. 즉, 경제가 성장하고 소득이 증가하면 전체 에너지소비와 온실가스 배출량에서 수송 부문이 차지하는 비중이 증가한다고 볼 수 있다. 그러므로 전세계적으로는 물론 개별 국가 차원의 에너지소비와 온실가스 감축을 위해서 수송 부문 에너지소비의 결정요인을 발견하고, 분석하는 연구가 중요하다는 것은 의심할 여지가 없다.

수송 부문 에너지소비에 대한 기존 연구들의 주제와 목적은 주로 소득과 가격과의 관계를 분석하는 것이다. 구체적으로 소득탄력성과 가격탄력성을 추정하고 소득이나 가격 변화가 수송 부문 에너지소비에 주는 효과를 분석하고 있다.¹⁾ 수송 부문 에너지소비와 소득 및 가격 간의 관계에 관한 이론적·실증적 연구가 매우 방대함에도 불구하고, 소득은 소비에 양의 효과를, 가격은 음의 효과를 가진다는 일반적인 합의를 제외하고 분석대상, 분석기간에 따라 실증 분석결과는 매우 다양하게 제시되고 있다. 더욱이, 신동현(2015)은 OECD 국가들의 수송 부문 에너지소비 포화현상에 대한 증거로 소득탄력성과 가격

1) 수송 부문 에너지소비에 대한 소득·가격탄력성 추정에 관한 기존연구들은 Goodwin(1992), Graham and Glaister(2002), Hanly and Goodwin(2002), Goodwin et al.(2011) 등에 자세하게 정리되어 있다.

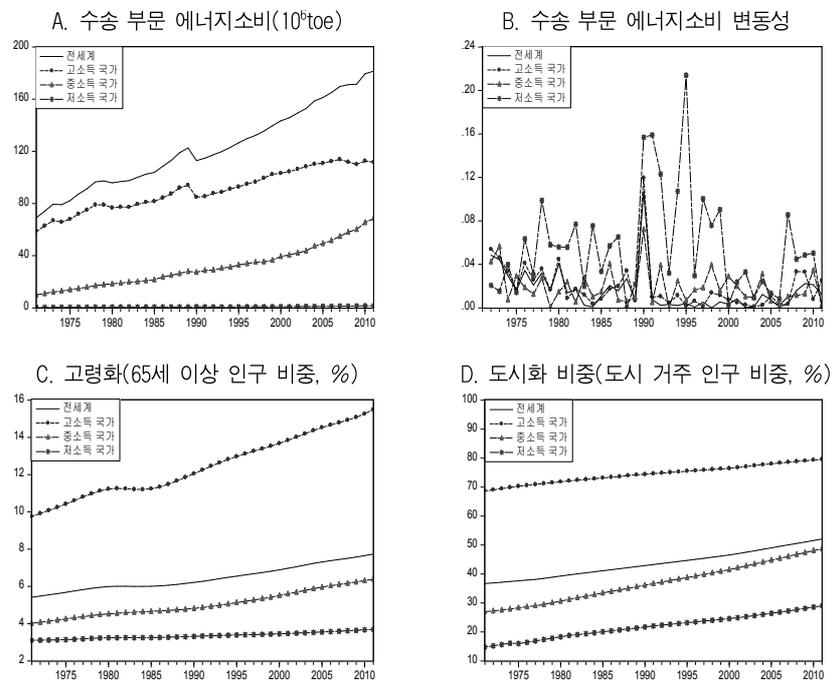
탄력성의 크기가 작아져 0으로 수렴하고 있다는 실증결과를 제시하였고, Small and van Dender(2007), Hughes et al.(2008), Hymel et al.(2010)등에서도 미국의 자동차 연료소비에 대한 가격탄력성의 크기가 감소하고 있음을 지적하였다. 이러한 연구의 분석결과들은 소득과 가격이 수송 부문 에너지 소비에 미치는 효과에 대한 일반적인 합의마저 성립되지 않을 수 있음을 의미한다.

수송 부문 에너지소비에 대한 소득 및 가격탄력성이 분석 기간 또는 대상에 따라 다양하게 나타나는 것은 역설적으로 소득과 가격 이외에 수송 부문 에너지소비에 중요한 영향을 주는 요인들이 존재한다는 것을 의미한다. 왜냐하면 분석기간과 분석대상에 따라 나타나는 인구·사회적 요인 차이가 분석결과를 차별적으로 만드는 것으로 볼 수 있기 때문이다. 그러므로 수송 부문 에너지소비를 이해하기 위해서는 소득과 가격 이외의 다른 요인들과의 관계를 분석할 필요가 있다. 특히, 온실가스 감축 측면에서 소득을 감소시키는 정책은 바람직하지 않기 때문에 소득 이외 통제 가능한 다른 요인들을 고려할 필요가 있다. 게다가, 소득과 가격뿐만 아니라 도시화, 고령화 등과 같은 인구·사회적 구조변화가 수송 부문 에너지소비에 유의한 영향을 주는 것으로 알려져 있다.

[그림 1]은 전세계와 세계은행의 소득별 분류에 따른 국가들의 수송 부문 에너지소비 및 변동성, 고령화·도시화 비중 변화를 각각 나타낸 것이다. [그림 1]에 의하면 소득이 높을수록, 수송 부문 에너지소비, 고령화 및 도시화 비중이 높다. 또한 소득이 높은 국가일수록 수송 부문 에너지소비는 많으나 증가율은 점점 정체되고 있다. 반면, 중소득 국가의 경우 수송 부문 에너지소비 증가율이 최근 들어 더욱 더 증가하고 있다. 수송 부문 에너지소비 변동성은 2000년대 이후로 감소하고 있는데, 이러한 경향은 소득이 일정 이상 수준인 고소득 국가와 중소득 국가에서 강하게 나타나고 있다. [그림 1]에 의하면 소득이 증가하고 시간이 지남에 따라 수송 부문 에너지소비는 증가하나 증가율은 감소되고, 수송 부문 에너지소비 변동성은 안정화되면서 고령화 및 도시화

는 심화된다. 수송 부문 에너지소비와 관련하여 소득과 함께 변동성, 고령화·도시화가 어떤 영향을 줄 수 있는지 분석함으로써 인구·사회적 구조변화로 인한 수송 부문 에너지소비 변화를 이해하고 예측하는데 도움이 될 수 있다.

[그림 1] 전세계 수송 부문 에너지소비 변동성, 고령화·도시화 변화



(주) 수송 부문 에너지소비 변동성은 식(5)와 같이 비조건부 분산으로 계산하였다. 자료 출처는 World Bank이다. 고령화는 전체 인구 중 65세 인구 비중, 도시화는 전체 인구 중 도시거주 인구 비중이다.

비록 기존 연구에서 도시화·고령화와 수송 부문 에너지소비 간의 관계를 분석하였으나 이러한 요인들이 수송 부문 에너지소비를 어떻게 변화시키는지에 대한 일반적인 결론을 이끌어내지 못하고 있다. 게다가, 도시화와 고령화를 동시에 고려하지 않고 두 요인 중 하나의 요인만을 독립적으로 분석한 연구

들이 대부분이며, 수송부문 에너지소비 변동성과 수송 부문 에너지소비 간 관계를 분석한 연구는 찾아볼 수 없다. 이런 상황에서 본 연구는 고령화·도시화와 함께 수송 부문 에너지소비 변동성까지 수송 부문 에너지소비의 결정요인으로 동시에 고려하였다. 수송 부문 에너지소비 변동성, 고령화·도시화가 수송 부문 에너지소비를 어떻게 변화시키는지 분석함으로써 수송 부문 에너지소비 감소를 위한 유용한 시사점을 도출할 수 있을 것이다.

더욱이, 한국은 2011년 기준 65세 인구 비중이 11%로 고령화 사회(aging society)를 지나 고령 사회(aged society)로 곧 진입할 예정이며, 고령화 속도는 다른 선진국에 비해서 매우 빠른 편인 것으로 알려져 있다. 아울러, 2011년 기준으로 전체 인구 중에서 도시 거주 인구 비중이 82%로 도시화도 일정 수준으로 도달하였다. 수송 부문 에너지소비 변동성도 2000년 들어 안정화 단계에 접어들고 있다(신동현 외, 2015; 신동현, 2015). 그러므로 수송 부문 에너지소비 변동성, 고령화·도시화와 수송 부문 에너지소비 간 관계 분석은 한국의 수송 부문 에너지소비를 예측하고 관련 정책을 수립하는데 중요하다. 특히, 지난 2015년 6월 30일에 발표한 한국의 국가 온실가스 감축계획에 따르면 2030년 온실가스 전체 감축률은 37%이나 산업 부문은 12%를 최대 감축률로 제한하고 있다. 이에 따라 37%라는 전체 감축량을 달성하기 위해서 비산업 부문인 수송 부문의 감축이 중요해질 것이다. 목표 배출량과 감축잠재량 산정은 온실가스 배출량의 정확한 전망이 무엇보다 중요하다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 변동성, 고령화·도시화가 수송 부문 에너지소비 주는 영향에 관한 선행연구들을 소개한다. 제3장과 제4장에서는 분석 자료, 분석 방법을 설명한다. 제5장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 결론과 시사점을 정리한다.

II. 선행연구 개관

1. 수송 부문 에너지소비와 변동성 간 관계

수송 부문 에너지소비에 영향을 주는 가장 중요한 요인은 소득인 것으로 알려져 있으며 소득이 증가하면 수송 부문 에너지소비도 증가한다(Scholl et al., 1996; Rodrigue et al., 2006; Schafer, 2006; Chemin, 2009). 그러나 수송 부문 에너지소비와 온실가스 배출량을 감소하고자 인위적으로 소득을 줄이는 것은 바람직하지 않다. 게다가, 소득 수준이 높은 국가일수록, 소득과 수송 부문 에너지소비 간의 관계가 약화된다는 신동현(2015)의 연구결과에 근거하면 수송 부문 에너지소비에서 소득의 역할은 국가마다 달라질 수 있고, 선진국일수록 소득 관련 정책 효율성의 불확실성이 높을 것이다.

본 연구에서는 소득 이외에 수송 부문 에너지소비 변화를 일으키는 요인으로 수송 부문 에너지소비 변동성을 고려한다. 기존 연구들에 의하면 시계열 변동성은 시계열 동학(dynamics)에 영향을 줄 수 있는데, 예를 들어, 경제성장률의 변동성 증가는 경제성장에 악영향을 준다(Bernanke, 1983; Pindyck, 1991; Ramey and Ramey, 1995; Mendoza, 1997; Jovanovic, 2006). 또 다른 예로, 에너지소비의 변동성이 경제성장에 부정적 영향을 줄 수 있고, 에너지가격 변동성 증가가 경기침체를 일으킬 수 있다(Hamilton, 1988; Ferderer, 1996; Guo and Kliesen, 2005; 신동현 외, 2015).

주요 거시 변수와는 달리 수송 부문 에너지소비 변동성과 수송 부문 에너지소비 간의 관계에 대한 분석은 절대적으로 부족하다. 최근 들어, 신동현(2015)은 수송 부문 에너지소비 포화현상의 증거 중 하나로 수송 부문 에너지소비 변동성 감소를 언급하고 있다. 구체적으로 신동현(2015)은 구조변화(structural break)를 허용하는 비선형 회귀모형을 통해서 한국을 비롯한 OECD 국가들의

수송 부문 에너지소비 변동성이 감소하고 있다는 실증결과를 제시하고 있다. 또한, 변동성 안정화가 나타나고 있는 선진국들에서 수송 부문의 에너지소비 증가가 둔화되거나 감소로 전환되고 있음을 신동현(2015)은 주장하고 있다.

수송 부문 에너지소비 변동성에 관한 다른 연구로 신동현 외(2015)는 한국의 월별자료를 분석한 결과, 수송 부문 에너지소비 변동성이 2004년 1월 이후로 약 40% 감소하였다는 실증결과를 제시하고 있다. 즉, 한국을 비롯한 주요 선진국들에서 수송 부문 에너지소비 변동성 안정화가 나타나고 있다는 것이다.

수송 부문 에너지소비는 자동차의 사용량에 의해 결정되므로 수송 부문 에너지소비 변동성이 작다는 것은 자동차의 사용량이 안정적이라는 것을 의미한다. 자동차의 사용량은 자동차의 등록대수와 자동차 1대당 주행거리의 함수이다. 일반적으로 자동차의 등록대수는 소득이 증가함에 따라 증가하다가 일정 소득 수준이 되면 정점(peak)에 도달한 후 감소한다(Farrell, 1954; Gertler et al., 2011; Tulpule, 1973; Gott, 2010; 국토연구원, 2010; 신동현, 2015). 또한 자동차 1대의 주행거리는 소득이 증가하면서 감소하는 것으로 알려져 있다(Schafer and Victor, 2000; Puentes and Torner, 2008; Metz, 2010, 2012; OECD, 2013; 신동현, 2015).

그러므로 자동차의 등록대수 증가율과 자동차 1대당 주행거리 감소율이 시간이 지날수록 완화되면, 수송 부문 에너지소비의 변동성은 안정화되고 수송 부문 에너지소비도 감소할 수 있다. 반대로, 자동차의 등록대수가 보급 단계 초기와 중기를 지남에 따라 급증하고, 자동차의 1대당 주행거리 감소도 크지 않다면 수송 부문 에너지소비의 변동성은 높고, 수송 부문 에너지소비도 빠른 속도로 증가할 것이다.

선행연구를 통해 논의한 수송 부문 에너지소비와 수송 부문 에너지소비 변동성 간의 관계를 보다 명확하게 이해하기 위해 본 연구의 분석대상인 도로 부문 에너지소비를 1인당 자동차 등록대수, 자동차 1대당 주행거리, 자동차 실질연비 및 인구로 다음의 식(1)과 같이 분해하여 생각해볼 수 있다.

$$TE = N \cdot D \cdot EF \cdot POP \quad (1)$$

여기서, TE 는 도로 부문 총에너지소비, N 은 1인당 자동차 등록대수, D 는 자동차 1대당 주행거리, EF 는 자동차의 실질연비, POP 은 인구수이다.²⁾ 증가율의 비조건부 분산으로 표현하고자 양변을 로그 변환한 후, 1차 차분의 비조건부 분산으로 나타내면 식(2)와 같다.

$$\begin{aligned} Var(\Delta \ln TE) &= Var(\Delta \ln N) + Var(\Delta \ln D) \\ &+ Var(\Delta EF) + Var(\Delta POP) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, 자동차 등록대수, 주행거리, 실질연비, 인구 사이에는 상관관계가 없다고 가정한다. 위의 식에 의하면 수송 부문 에너지소비의 변동성은 1인당 자동차 등록대수, 자동차 1대당 주행거리, 실질연비, 인구 등의 변동성이 작아지면 감소한다. 만약, 1인당 자동차의 등록대수가 정점에 도달하여 변동성이 안정화되면 수송 부문 에너지소비 변동성도 감소하고 동시에 수송 부문 에너지소비 역시 감소할 수 있다. Tulpule(1973)은 영국의 천인당 자동차 등록대수의 포화점을 450대/천인으로 예측하였고, Gott(2010)는 1인당 GDP가 3만 5천 달러가 되면 1인당 자동차 등록대수가 정점에 도달할 것이라고 주장하였으며, 국토연구원(2010)은 400대/천인을 한국의 자동차 등록대수의 포화점으로 분석하고 있다. 그러므로 자동차의 등록대수가 수렴하여 변동성이 감소할 가능성이 높다. 반대로, 1인당 자동차 등록대수가 급격하게 증가한다면 수송 부문 에너지소비 변동성도 증가하고, 수송 부문 에너지소비도 증가한다.

게다가, 고령화가 진행된 국가일수록 출산율이 낮아 인구가 정체되는 것이 일반적이는데, 이 경우 인구수의 변동성이 안정화되어 수송 부문 에너지소비 변

2) EF 는 자동차가 1단위 주행거리를 가는데 사용하는 연료소비량으로 자동차의 표시된 기술연비와 구분되는 실질연비다. 기술 발전으로 신차의 기술연비는 향상될 수 있으나 소득이 증가하여 차량 구성이 중·대형차 위주로 바뀌거나, 자동차 수의 증가로 교통 혼잡이 증가하면 실질연비는 감소할 수 있다. 대체로 기술 발전으로 인한 기술연비 향상과 소득 증가에 따른 중·대형 자동차 위주의 구성과 교통 정체 증가로 인한 실질연비 감소가 동시에 존재하여 실질연비 변화는 크지 않은 것으로 알려져 있다(최도영, 2010; 신동현, 2015).

동성도 감소한다. 이는 고령화가 수송 부문 에너지소비 변동성 감소라는 경로를 통해 수송 부문 에너지소비를 감소시킬 수 있음을 의미한다.

본 연구에서는 수송 부문 에너지소비 변동성과 수송 부문 에너지소비 사이에 유의한 관계가 존재하는지 분석하고, 변동성 측면에서 수송 부문 에너지소비와 온실가스 배출량 예측과 감축을 위한 함의를 도출하고자 한다.

2. 수송 부문 에너지소비와 고령화·도시화 간 관계

Dalton et al.(2008)은 에너지를 고려한 경제성장 모형으로 고령화가 미국의 온실가스 배출량에 주는 영향을 분석하였다. Dalton et al.(2008)의 분석결과에 의하면 고령화는 온실가스 배출량을 최대 40%까지 감소시킬 수 있는 것으로 나타났고, 고령화의 감축 효과는 기술발전으로 인한 온실가스 감축 효과만큼 크다고 하였다.

Kroneberg(2009)는 독일 자료를 분석하여, 고령화가 에너지소비 또는 온실가스 배출의 절대량에는 거의 영향을 주지 않는다는 실증결과를 제시하였다. 반면, 고령화는 에너지 소비와 온실가스 배출의 구성 변화를 야기하는데 난방을 위한 에너지소비는 늘어나고, 자동차 연료 사용은 줄어들면서 메탄(CH₄)의 배출량은 증가하나 이산화탄소(CO₂)와 아산화질소(N₂O)의 배출량은 감소한다고 지적하였다. 그러므로 Kroneberg(2009)에 의하면 수송 부문 에너지소비는 고령화와 음의 관계가 있다고 할 수 있다.

Schafer and Victor(2000)와 Metz(2010, 2012)의 연구는 보다 미시적인 측면에서 고령화가 수송 부문 에너지소비에 주는 영향을 설명하고 있다. 비록 이들의 연구가 고령화와 수송 부문 에너지소비 사이의 관계를 직접 분석한 것이 아니나, 수송 부문 에너지소비의 감소 원인을 제시하고 있는데, 이를 통해 고령화가 수송 부문 에너지소비에 어떻게 영향을 주는지를 간접적으로 알 수 있다. Schafer and Victor(2000)와 Metz(2010)에 의하면 한 개인이 이동으

로부터 얻는 효용은 이동을 위한 사용 시간과 예산 제약에 영향을 받는데, 이동을 위한 시간은 소득에 관계없이 하루 약 1.1시간 정도로 변화가 없다고 하였다. 반면, 이동을 위한 예산의 크기는 소득과 비례한다.

그러므로 고령화가 진행됨에 따라 소득이 증가하여 자동차 이용을 위한 예산은 증가하나 고정된 시간 제약으로 더 많은 효용을 얻기 위해 비용은 높더라도 빠르고 효율적인 이동 수단을 선택하게 된다. 이에 따라서, 고령화가 진행되면 이전과 동일한 거리를 가더라도 더 적은 연료 소비가 이루어져 수송 부문 에너지소비는 감소할 것이라 예상할 수 있다. 반면, Metz(2012)는 개인이 나이가 들면서 운전의 어려움이 높아져 개인 자동차를 직접 운전하여 이동하는 대신에 대중교통과 같은 대체수단을 선택할 수 있음을 지적하였다. 개인 자동차보다 에너지소비의 효율이 높은 대체수단을 이용함으로써 수송 부문 에너지소비는 감소할 수 있다.

고령화는 가구의 소비 지출 구조를 변화시키는 것으로 알려져 있다. 김동구·박선영(2014)은 한국의 미시자료를 분석한 결과, 가구주의 연령이 65세 미만인 가구에 비해서 가구주가 65세 이상인 경우에 전체 소비지출은 50% 감소하는데, 교통 관련 지출은 이보다 더 많은 67~70% 감소한다. 따라서, 고령화가 진행될수록 교통 부문 관련 지출이 감소하므로 석유 사용은 그 증가율이 다른 에너지원에 비해서 낮고, 빠른 시기에 정점에 도달할 것이라고 김동구·박선영(2014)은 지적하고 있다.

노승철·이희연(2013)은 한국의 지역별 자료를 패널 회귀모형으로 분석한 결과, 65세 인구 비중 증가는 자가용 주행거리와 석유 소비를 감소시킨다는 실증결과를 제시하였다. 이와 같은 결과에 대해서 노승철·이희연(2013)은 고령화에 따른 이동성 감소라는 설명을 간략하게 덧붙이고 있다.

이상의 기존 연구들에 의하면 고령화는 수송 부문 에너지소비를 감소시킨다. 고령화가 수송 부문 에너지소비에 음의 효과를 가지는 이유는 고령화에 따른 교통부문 소비지출 감소, 효율적 이동수단 대체 등이다. 본 연구는 기존 연구들에서 제시한 고령화가 수송 부문 에너지소비에 미치는 직접적인 효과 이외

에 수송 부문 에너지소비 변동성에 고령화가 영향을 줄 수 있는지도 분석하였다. 만약 고령화가 진행되어 개인의 이동성이 감소하고, 효율적이고 예측 가능한 대중교통, 철도, 비행기 등의 사용이 확대된다면 수송 부문 에너지소비 변동성도 감소할 수 있다. 이러한 수송 부문 에너지소비 변동성 감소는 앞서 언급한 것처럼 수송 부문 에너지소비를 하락시킬 가능성도 존재한다. 본 연구에서는 고령화의 직접적인 영향과 함께 수송 부문 에너지소비 변동성 변화를 통한 간접효과가 존재하는지, 또는 고령화가 수송 부문 에너지소비로 전달되는 경로가 변동성인지 살펴보게 될 것이다.

도시화가 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 관한 연구는 고령화 효과에 비해 상대적으로 풍부하다. 반면 고령화가 수송 부문 에너지소비에 음의 효과를 준다는 것이 기존연구들의 일반적인 결론이나, 도시화와 수송 부문 에너지소비 간의 관계는 세 가지 다른 주장으로 구분할 수 있다. 첫째, 도시화는 수송 부문 에너지소비를 증가시킨다는 것이다(Pariks and Shukla, 1995; Jones, 2004; Rodrigue et al., 2006; APERC, 2007; Chemin, 2009).

이와는 반대로, 도시화는 수송 부문 에너지소비를 감소시킨다는 연구들도 다수 존재한다(Liddle, 2004; IEA, 2008b; Liddle and Lung, 2010). 특히, Liddle(2004)은 23개 고소득 국가를 대상으로 표본기간을 10년 단위로 구분하여 분석한 결과 도시화가 진행될수록 수송 부문 에너지소비는 감소한다고 주장하였다.

수송 부문 에너지소비와 도시화 간 관계에 대한 세 번째 주장은 도시화와 수송 부문 간의 관계가 소득 수준에 따라 다르다는 것이다. 특히 Pounmyvong et al.(2012)는 1975~2005년 기간의 국가별 패널 자료를 분석하여 도시화 정도는 수송 부문 에너지소비를 증가시키나, 그 효과는 고소득 국가에서 가장 크며, 중소득 국가에서 가장 작다고 주장하였다.

도시화가 수송 부문 에너지소비를 증가시킬 수 있는 이유는 도시의 인구가 증가함에 따라 이동에 대한 수요가 증가하기 때문이다(Jones, 1991, 2004; Pariks and Shukla, 1995; York et al. 2003; Cole and Neumayer, 2004; York,

2007). 특히 Jones(2004)는 도시화가 진행되면 지역별 경제 특화(specialization)가 일어나고, 외부지역으로부터 음식료 이동과 같은 도시생활 유지를 위한 수송 활동이 증가되며, 거주지역과 직장이 분리되면서 이동 거리가 늘어나 수송 부문 에너지소비가 증가할 수 있다고 하였다. 도시화는 도시 거주 인구 증가와 함께 도시 면적 확대가 이루어져 이동 거리가 증가할 수 있다(Angel et al., 2005; Marshall, 2007; Hankey and Marshall, 2010).

반대로, 도시화가 진행되면 대중교통과 같은 교통시설의 효율적인 사용으로 에너지소비를 감소시킬 수 있다(Newman and Kenworthy, 1989; Liddle, 2004; Chen et al., 2008). 또한, 도시화가 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과는 방향뿐만 아니라 크기에서도 소득 수준, 국가별 특이성에 따라 다를 것이라는 주장도 많은 연구에서 근거를 제시하고 있다(Mackellar et al., 1999; Dhaka et al., 2002; Dodman, 2009; Mishra et al., 2009; Martinez-Zarzoso and Maruotti, 2011)

수송 부문 에너지소비에 관한 기존연구들의 한계는 크게 세 가지이다. 첫째, 분석대상과 기간이 한정적이라는 것이다. 즉, 특정 국가 또는 국가군 대해서만 분석함으로써, 수송 부문 에너지소비에 대한 일반적인 결론을 이끌어 내지 못하고 있다. 또한, 분석기간이 최근의 기간을 포함하고 있지 않다. 비교적 최근의 연구들도 2000년대 중반까지를 분석기간으로 포함하고 있어 분석기간을 확장하여 최근 정보를 반영할 필요가 있다.

둘째, 수송 부문 에너지소비에 영향을 줄 수 있는 주요 요인들을 동시에 고려하지 못하고 있다. 예를 들어, 일부 연구에서는 고령화만을, 또 다른 연구에서는 도시화만을 모형에 포함시키고 있다. 더욱이, 본 연구에서 고려한 변동성을 설명변수로 고려한 연구는 찾기 힘들다. 고령화, 도시화, 변동성 등이 수송 부문 에너지소비에 중요한 요인을 준다고 하면, 이 중 한 요인을 배제하고 분석을 진행한다면 나머지 다른 요인들이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과마저도 정확하게 분석할 수 없다. 통계적 관점으로 회귀모형 추정 시 중요한 설명변수를 누락하게 되면 다른 변수들의 추정치의 일치성도 만족되지 못

하기 때문이다.

마지막 한계점으로 기존연구들은 소득 수준이 증가할수록 수송 부문 에너지 소비가 포화상태에 도달하거나 더 나아가, 에너지 사용 단계에서 환경 쿠즈네츠 곡선(Environment Kuznets Curve: EKC)이 성립할 수 있다는 사실을 고려하지 않고 있다. EKC는 일정 소득 수준까지는 소득과 오염물질 간의 관계는 정(positive)의 관계이나 임계수준을 지나면 반대 관계로 바뀐다는 가설로 소득과 에너지소비 간 관계에도 적용할 수 있을 것이다.³⁾ 수송 부문은 에너지원 구성변화를 동반하지 않고, 에너지소비에서 포화현상에 도달할 수 있는 가능성이 매우 높다(신동현, 2015). 왜냐하면, 한계효용 체감으로 자동차의 이용에서 포화점이 존재할 수 있기 때문이다(Metz, 2010). 즉, 일정 소득 수준 이상에서 수송 부문 에너지소비와 소득 간 관계가 사라지거나 반대 관계로 전환되는 것을 고려하고 다른 요인들의 효과를 분석할 필요가 있다.

기존 연구들에서는 수송 부문 포화현상에 대한 가능성을 고려하지 않아 고령화 또는 도시화와 같은 요인들이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과를 정확하게 분석하지 못할 가능성이 있다. 왜냐하면 소득에 대한 1차 함수에 추가변수로 고령화와 도시화 같은 요인을 모형에 포함할 경우, 수송 부문 에너지 소비에 대한 소득 효과가 일정 소득 수준 이상에서도 존재하지 않음에도 불구하고 모형에서는 존재하는 것으로 과대평가 되어 나머지 요인들의 설명력이 과소평가 또는 포착되지 않을 수 있기 때문이다.

본 연구에서는 기존연구들의 한계를 개선하기 위해서, 선진국과 개도국을 포함하는 모든 국가들을 고려하고, 고령화, 도시화와 함께 수송 부문 에너지

3) 특히, 수송 부문과 같이 에너지원 구성 변화가 석유류에 절대적으로 의존하는 부문은 오염물질의 척도가 에너지 소비와 밀접한 관련이 있다. 비록 기술발전으로 인한 연비 향상이 에너지소비와 오염물질 간의 관계를 약화시킨다고 주장할 수 있으나 실제로 기술적 연비가 개선되더라도 실제 주행연비에는 그 효과가 잘 나타나지 않는 것으로 알려져 있다(신동현, 2015). 왜냐하면 실질 주행연비는 기술적 연비와 함께 배기량과 같은 차종 구성, 교통 혼잡과 같은 도로 상황, 운전 습관 등과 밀접하게 관련이 있기 때문이다. 아울러, 자동차는 교체 주기가 매우 긴 내구재라는 점도 신차의 연비 개선이 자동차 전체 연비 개선으로 빠르게 이어지지 않는 이유이다(최도영, 2010).

소비 변동성을 하나의 모형에 동시에 포함하여 실증 분석을 진행하였다. 이를 통해, 수송 부문 에너지소비 변동성, 고령화, 도시화가 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 대한 일반적인 결론을 제시하고 에너지소비와 온실가스 감소를 위한 시사점들을 찾고자 한다.

Ⅲ. 분석자료

실증 분석에 사용된 자료는 78개 국가의 1971~2011년까지 패널 자료이다. 78개 국가는 32개의 고소득 국가, 20개의 중소득 국가, 26개의 저소득 국가들로 구성되어 있다.⁴⁾ 분석 대상이 되는 국가들의 세부 설명은 <부표 1>을 참고할 수 있다.

패널 자료는 수송 부문 에너지소비, GDP, 수송 부문 에너지소비의 변동성, 65세 인구 비중, 도시 거주 인구 비중, 유가(oil price) 등이다. 여기서, 수송 부문 에너지소비는 주요 분석 대상으로 모형의 종속변수로 사용된다. 수송 부문 에너지소비는 크게 도로, 철도, 해운, 항공 부문으로 구분할 수 있는데, 본 연구에서는 도로 부문에서 사용된 에너지소비만을 고려하고 있다. 도로 부문 에너지소비는 수송 부문 전체에서 대부분을 차지하고 있어 수송 부문 에너지소비를 나타내는 대리변수로 적절하다. 또한, 본 연구에서 분석하고자 하는 변동성, 고령화·도시화 등의 효과가 도로 부문과 나머지 부문들이 상이할 수 있어 모든 부문을 고려할 경우 분석결과의 정확성이 결여될 수 있어 도로 부문 에너지소비만을 분석하였다.

도로 부문 에너지소비는 휘발유, 경유, LPG 등의 석유류와 천연가스, 전기 등 비석유류로 크게 구분할 수 있는데 석유환산톤(TOE: Ton of Oil Equivalent) 단위로 통일하여 합산한 도로 부문 전체 에너지소비를 분석대상

4) 소득별 국가 분류는 세계은행의 기준에 근거하였다.

으로 하고 있다.

GDP는 수송 부문 에너지소비를 설명하는 가장 중요한 설명변수로, 추정된 회귀계수는 소득탄력성, EKC 성립 여부 등에 대한 정보를 포함하고 있다. 수송 부문 에너지소비 변동성은 거시시계열의 변동성 변화 분석에 대한 기존 연구들에서 정의한 것처럼 수송 부문 에너지소비 증가율의 비조건부 분산(unconditional variance)으로 정의하고, 수송 부문 에너지소비 변동성 변화가 수송 부문 에너지소비에 어떤 영향을 주는지 분석하기 위해서 모형의 설명변수 중 하나로 이용된다.⁵⁾

65세 인구 비중은 전체 인구 중에서 65세 인구가 차지하는 비중으로 고령화에 대한 지표이다. 일반적으로 65세 인구 비율이 7% 이상을 고령화사회(aging society), 14% 이상을 고령사회(aged society), 20% 이상을 후기고령사회(post-aged society)라고 한다. 선진국일수록 고령화가 진행되는 것이 일반적이나, 소득 수준과 반드시 일정하게 비례하는 것은 아니다. 예를 들어, 65세 인구 비중이 2010년을 기준으로 일본은 23.7%, 독일은 21.0%이나 영국은 16.8%, 미국은 13.3%로 선진국들 사이에서도 높은 편차를 보인다. 고령화 정도가 수송 부문 에너지소비에 영향을 줄 수 있는지 분석하기 위해서 GDP와 함께 65세 인구 비중을 설명변수로 추가로 고려하였다. 마찬가지로, 도시화 정도를 나타내는 지표로 전체 인구 중에서 도시에 거주하는 인구의 비중을 설명변수로 고려하였다.

본 연구에서는 수송 부문 에너지소비에 영향을 주는 가격변수로 OPEC의 원유가격인 유가를 이용하고 있다. 각 국가들이 직면하는 수송 부문 에너지가격은 휘발유, 경유, LPG 등의 에너지원별 가격, 환율, 세금체계 등에 따라 달

5) 변동성을 조건부 분산(conditional variance)로 정의하고 GARCH(Generalized Autoregression Conditional Heteroskedasticity) 모형으로 분석을 진행할 수 있다. 그러나 조건부 분산 변화가 아닌 충격의 지속성 변화와 같은 다른 요인들이 자료의 변동성을 변화시킬 수 있으므로 조건부 분산과 충격의 지속성으로 구성된 비조건부 분산으로 변동성 변화를 고려하고 분석을 진행하였다. 시계열의 변동성 변화의 원인과 분석방법에 관한 논의는 신동현 외(2015)를 참조하라.

라진다. 이런 점에서 본 연구에서 고려하는 있는 78개 국가의 수송 부문 연료 가격을 모두 모형을 반영하는 것은 자료의 접근성 때문에 현실적으로 불가능하다. 또한 에너지원별 가격, 환율 및 세금 체계 차이 등을 고려하여 세분화된 연료가격을 이용한다고 할지라도, 수송 부문 에너지소비가 에너지가격에 영향을 주면 내생성(endogeneity) 문제가 발생하여 나머지 설명변수들의 추정 계수들도 신뢰할 수 없게 된다.⁶⁾

그럼에도 불구하고 연료가격이 수송 부문 에너지소비에 영향을 주는 것을 반영하고자 유가를 대표가격으로 사용하였다. 유가는 각 국가의 수송 부문 연료가격과 밀접한 관련이 있으면서도 수송 부문 에너지소비에 의존하지 않고 외생적으로 결정되므로, 내생성 문제로부터 자유로운 도구 변수이기 때문이다. 또한, 유가 변화를 모형에 반영함으로써 전세계 공통 충격(common shock)이 각 국가의 수송 부문 에너지소비에 어떤 영향을 주는지 분석할 수 있다.

〈표 1〉 분석자료 요약

변수	자료 설명	변수 변환 유무	단위	출처 (표본기간)
$te_{i,t}$	수송 부문 에너지소비	1차 로그 차분	TOE	World Bank (1971~2011)
$y_{i,t}$	GDP	1차 로그 차분	\$*	
$v_{i,t}$	수송 부문 에너지소비의 변동성	1차 로그 차분값의 비조건부 분산	-	
$a_{i,t}$	65세 인구 비중	원자료	%	
$c_{i,t}$	도시 거주 인구 비중	원자료	%	
p_t	유가	1차 로그 차분	\$/bbl	KESIS

(주) GDP는 구매자 가격으로 평가한 최근 달러 단위의 국가별 GDP이다.

〈표 1〉은 지금까지 설명한 분석 자료를 요약 정리한 것이다. 비중을 제외한 수송 부문 에너지소비, GDP, 변동성, 유가 등은 로그 변환하였고, 비중을

6) 에너지가격의 내생성으로 인하여 발생할 수 있는 문제점들과 에너지가격 내생성이 발생하는 이유에 관한 기존 연구들은 Kilian(2009), Kilian and Murphy(2012, 2014), Baumeister and Peersman(2013), 신동현 외(2015) 등을 참조하라.

나타내는 변수는 원자료를 이용하였다.⁷⁾ 또한, 단위근 검정을 수행하여 단위근을 가지는 수송 부문 에너지소비, GDP, 유가 등은 1차 차분하여 정상성(stationarity)을 확보하였다. 변동성은 수송 부문 에너지소비의 증가율의 비조건부 분산으로 나타내었다.

〈표 2〉 소득 수준별 분류에 따른 분석 자료의 평균과 표준편차

자료	연도	고소득 국가		중소득 국가		저소득 국가	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
수송 부문 에너지소비	1990	12.91	1.91	12.62	1.57	11.07	1.48
	2000	13.22	1.86	13.08	1.44	11.57	1.50
	2010	13.42	1.73	13.39	1.61	12.03	1.47
GDP	1990	23.38	2.06	24.35	1.48	23.03	1.36
	2000	25.78	1.95	24.97	1.49	23.45	1.41
	2010	26.52	1.83	25.92	1.59	24.41	1.52
수송 부문 에너지소비 변동성	1990	0.04	0.04	0.09	0.11	0.06	0.07
	2000	0.05	0.07	0.08	0.13	0.13	0.15
	2010	0.04	0.04	0.04	0.04	0.05	0.05
65세 인구 비중	1990	0.11	0.04	0.05	0.02	0.04	0.01
	2000	0.12	0.05	0.06	0.02	0.04	0.01
	2010	0.14	0.05	0.07	0.02	0.04	0.01
도시 거주 인구 비중	1990	0.77	0.17	0.60	0.16	0.36	0.12
	2000	0.79	0.16	0.65	0.15	0.40	0.13
	2010	0.82	0.16	0.71	0.12	0.44	0.13

(주) 수송 부문 에너지소비와 GDP는 로그값의 평균과 표준편차이다.

〈표 2〉는 소득을 기준으로 1990년, 2000년, 2010년을 기준으로 각 변수들의 평균과 표준편차를 정리한 것이다. 〈표 2〉에 나타난 것처럼 고소득 국가일수록 고령화와 도시화 진행 정도가 높다는 것을 확인할 수 있다. 또한 수송 부문 에너지소비의 변동성은 모든 국가들에서 시간이 지날수록 감소하고 있다.

7) 비중을 나타내는 변수들은 실제 모형에서는 백분율이 아닌 소수점 단위로 모형에 고려하였다.

특히, 중소득 국가의 경우, 수송 부문 에너지소비 변동성이 1990년에 비해서 2010년에 약 56% 감소하였다. 또한 동일 시점으로 볼 때, 고소득 또는 중소득 국가에 비해서 저소득 국가의 수송 부문 에너지소비 변동성이 높은 것을 확인할 수 있다. 즉, 시간이 지나 소득이 증가할수록 수송 부문 에너지소비 변동성이 감소한다는 것을 알 수 있다.

IV. 분석방법

1. 고령화, 도시화 및 변동성을 고려한 EKC 분석

앞 서 언급하였듯이, 수송 부문에서는 소득이 증가함에 따라 에너지소비가 지속적으로 증가하는 것이 아니라, 증가율이 완화되고 포화점이 존재할 수 있다(Schafer and Victor, 2000; Metz, 2010; Millard-Ball and Schiffer, 2011; Schipper, 2011; Wolfram et al., 2012). 실제로, 2000년대 이후에 수송 부문 에너지소비가 포화상태를 지나 감소추세로 전환되는 선진국들도 다수 존재한다(신동현, 2015). 그러므로 수송 부문 에너지소비와 소득 간 역U자형 관계인 EKC를 반영하기 위해서 수송 부문 에너지소비를 식(3)과 같이 소득에 대한 2차 함수(quadratic function)로 표현한다. 식(3)에 추가변수로 수송 부문 에너지소비의 변동성, 고령화, 도시화 등을 포함하는 식(4)를 분석하여 변동성, 고령화, 도시화가 수송 부문 에너지소비에 주는 영향을 고찰한다.

$$te_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$te_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 v_{i,t} + \beta_4 a_{i,t} \\ + \beta_5 c_{i,t} + \beta_6 p_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서, $te_{i,t}$ 는 어떤 i 국가의 t 연도의 수송 부문 에너지소비, $y_{i,t}$ 는 GDP, $v_{i,t}$ 는 수송 부문 에너지소비 변동성, $a_{i,t}$ 는 고령화 정도를 나타내는 65세 이상 인구 비중, $c_{i,t}$ 는 도시화 정도를 나타내는 도시 거주 인구 비중, p_t 는 유가를 의미한다. μ_i 국가별 특이성을 나타내는 개별효과(individual effect), $\epsilon_{i,t}$ 는 평균이 0이고 유한한 분산 σ_ϵ^2 을 가지는 오차항(error term)이다. 수송 부문 에너지소비 변동성 $v_{i,t}$ 는 식(5)와 같이 비조건부 분산으로 표현하였다.

$$v_{i,t} = \left| \Delta te_{i,t} - \Delta \bar{te}_{i,t} \right| \quad (5)$$

여기서, $\Delta te_{i,t}$ 는 $te_{i,t}$ 의 차분, 즉, 수송 부문 에너지소비 증가율을, $\Delta \bar{te}_{i,t}$ 는 $\Delta te_{i,t}$ 의 표본평균을 의미한다. 식(3)과 식(4)는 패널 회귀모형으로 개별효과 μ_i 와 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 간의 상관관계 존재 유무에 따라 확률효과(RE: random effects) 모형과 고정효과(FE: fixed effects) 모형으로 구분할 수 있으며 추정 방법도 달라진다. 만약 개별효과와 오차항 간의 상관관계가 존재하지 않는다면 확률효과 모형으로 오차항 간의 자기상관관계를 고려하여 GLS(Generalized Least Squares) 추정방법을 적용하면 된다. 반면, 개별효과와 오차항 간의 상관관계가 존재한다면 고정효과 모형으로 시간에 대한 평균 차분 또는 1차 차분 후 OLS(Ordinary Least Squares) 추정방법으로 내생성 문제를 해결할 수 있다.

본 연구에서는 내생성 문제가 존재하는 경우에 Hansen(2015)이 제안한 Stein-Like 2단계 추정치(2SLE)도 고려하였다. Hansen(2015)은 내생성 문제를 해결하는 방법으로 Maasoumi(1978)가 제안한 Stein-like 추정치의 개념을 적용하여 내생성 검정 시 이용되는 하우스만(Hausman, 1978) 통계량을 이용한 가중평균 추정치 2SLE를 제안하고 있다. 예를 들어, 내생성 문제 하에서 확률효과 모형의 추정치가 $\hat{\beta}_{RE}$, 고정효과 모형의 추정치가 $\hat{\beta}_{FE}$ 라고 한다면, Hansen(2015)은 2SLE를 식(4) 같이 계산할 것을 제안하고 있다.

$$\hat{\beta}_{2SLE} = \omega \hat{\beta}_{RE} + (1 - \omega) \hat{\beta}_{FE} \quad (6)$$

여기서 가중치 ω 는 하우스만 통계량 H 를 이용하여 아래 식(7)와 같이 정의된다.

$$\omega = \begin{cases} \frac{\tau}{H} & \text{if } H_n \geq \tau \\ 1 & \text{if } H_n < \tau \end{cases} \quad (7)$$

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [Var(\hat{\beta}_{FE}) - Var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (8)$$

식(7)에서 τ 는 내생성을 가지는 설명변수의 수에 따라 달라진다. 만약 내생성을 가지는 설명변수의 수를 m 이라고 할 때, $m > 2$ 이면 $\tau = m - 2$, $m = 2$ 이면 $\tau = 1$, $m = 1$ 이면 $\tau = 0.25$ 로 설정할 것을 Hansen(2015)는 제안하고 있다. Hansen(2015)은 시뮬레이션 분석을 통해서 내생성 문제가 존재하는 경우, 2SLE가 OLS, 2단계 추정치에 비해 상대적으로 작은 MSE(median square error)를 가지는 것을 보였다.

직관적으로 2SLE는 내생성이 존재한다고 할지라도 내생성을 고려하지 않은 추정치, 예를 들어, 확률효과 모형의 추정치 $\hat{\beta}_{RE}$ 의 정보를 일부 반영하되 하우스만 통계량이 클수록 가중치 ω 는 작도록 페널티(penalty)를 부여하는 것이다. 예를 들어, 완전한 내생성이 존재한다면 하우스만 통계량 H 는 무한대로 발산하여 가중치 ω 는 0이 되어, 확률효과 모형의 추정치 $\hat{\beta}_{RE}$ 의 정보는 전혀 반영되지 않는다. 반면, 내생성이 전혀 존재하지 않는다면 가중치 ω 는 1이 되어 확률효과 모형의 추정치 $\hat{\beta}_{RE}$ 의 정보를 전적으로 반영하게 된다.⁸⁾

8) 다시 말해, 통계적 방법으로 의사 결정이 이루어지더라도 통계적 오류가 존재하므로 가설검정에 반대되는 정보도 일부 반영할 필요가 있다는 것이다.

본 연구에서는 만약 패널 회귀모형이 고정효과 모형이라면 개별효과가 내생성을 가지는 설명변수이므로 $\tau=0.25$ 로 하여 2SLE를 계산하였다.

2. Panel Threshold Regression(PTR) 모형 분석

식(4)에서 일부 변수들은 임계효과(threshold effects)를 가질 수 있다. 예를 들어, 기존 연구에서 도시화가 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과가 상이하다는 것은 도시화 정도에 따라 도시화가 에너지소비에 주는 효과가 다를 수 있음을 의미할 수 있다. 즉, 도시화가 일정 수준까지는 수송 부문 에너지소비에 유의한 영향을 줄 수 있으나, 도시화가 일정 수준 이상 진행되면 수송 부문 에너지소비에 영향을 주지 않거나 반대 방향으로 효과를 줄 수 있다. 이와 같은 임계효과를 분석하기 위해서 식(9)와 같이 도시에 거주하는 인구비중 $c_{i,t}$ 를 기준변수로 하는 PTR을 설정할 수 있다.

$$te_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2 + \beta_3 v_{i,t} + \beta_4 a_{i,t} + \beta_5 c_{i,t}^- + \beta_5' c_{i,t}^+ + \beta_6 p_t + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

여기서, $c_{i,t}^+$ 와 $c_{i,t}^-$ 는 식(10)과 같이 도시에 거주하는 인구비중 γ_c 에 따라 다르게 결정되며 γ_c 는 임계치(threshold variable)가 된다.

$$c_{i,t}^- = \begin{cases} 0 & \text{if } c_{i,t} > \gamma_c, \\ c_{i,t} & \text{if } c_{i,t} \leq \gamma_c. \end{cases} \quad c_{i,t}^+ = \begin{cases} c_{i,t} & \text{if } c_{i,t} > \gamma_c, \\ 0 & \text{if } c_{i,t} \leq \gamma_c. \end{cases} \quad (10)$$

마찬가지로, 변동성 $v_{i,t}$ 크기에 따라 GDP가 수송 부문 에너지소비에 주는 효과가 달라질 수 있음을 식(11)과 같이 표현할 수 있다.

$$te_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \beta_3 v_{i,t} + \beta_4 a_{i,t} + \beta_5 c_{i,t}^- + \beta_5' c_{i,t}^+ + \beta_6 p_t \quad (11)$$

$$+ (\beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2) \cdot I[v_{i,t} \leq \gamma_v] + (\beta_1' y_{i,t} + \beta_2' y_{i,t}^2) \cdot I[v_{i,t} > \gamma_v] + \epsilon_{i,t}$$

여기서, $I[\cdot]$ 는 지시함수로 $[\]$ 의 명제가 성립하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 식(11)은 식(9)에서 $c_{i,t}^+$ 와 $c_{i,t}^-$ 를 결정하기 위해 임계치를 추정한 후, 다시 $v_{i,t}$ 를 기준변수로 하여 $y_{i,t}$ 와 $y_{i,t}^2$ 의 모수에 대해서 구조변화를 허용하는 모형이다. 만약 식(9)에서 도시화의 임계효과가 존재하지 않으면, $c_{i,t}^+$ 와 $c_{i,t}^-$ 를 구분하지 않고 $c_{i,t}$ 를 고려한다. 식(11)과 같은 PTR을 통해서 변동성이 안정화될 때 수송 부문 에너지소비에 소득이 주는 효과를 분석할 수 있고, 간접적으로 수송 부문 에너지소비 변동성이 수송 부문 에너지소비에 주는 임계효과를 분석할 수 있다. 또한 식(9)와 식(11)과 같이 1번의 임계효과가 아닌 다수의 임계효과를 고려한 모형으로 설정할 수 있다. 본 연구에서는 최대 3번까지 임계효과가 존재할 수 있다고 가정하고 분석을 진행하였다.

PTR 분석에서 가장 중요한 문제는 임계효과 존재 유무에 대한 검정과 임계치 γ_c , γ_v 를 외생변수로 제약을 가할 것인지, 확률변수로 간주하고 추정할 것인지에 대한 결정이다. 본 연구에서 주관적 판단을 배제하여 분석결과의 정확성을 높이기 위해서 임계치를 내생적으로 추정한다. 이에 따라 임계효과는 추정된 임계치 하에서 식(9) 또는 식(11)을 추정하고 임계치에 따른 모수가 같은지 다른지 검정하여 판단한다. 즉, 식(9) 또는 식(11)에 대한 임계효과 존재 유무를 위한 귀무가설은 각각 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$H_0 : \beta_5 = \beta_5', \quad H_0 : \beta_1 = \beta_1' \text{ and } \beta_2 = \beta_2' \quad (12)$$

식(12)의 귀무가설은 임계효과가 존재하지 않는다는 것이다. 이 때, 귀무가

설 하에서 임계치가 존재하지 않는 문제가 발생하여 검정통계량이 점근적으로(asymptotically) 정규분포를 따르지 않게 된다(Davies' Problem; Davies, 1977, 1987). Hansen(1999)은 이와 같은 문제를 해결하고 PTR에 대한 임계효과를 분석할 수 있는 우도비(Likelihood ratio) 통계량과 붓스트랩(bootstrap)에 근거한 p-value를 제시하였다. 본 연구에서도 Hansen(1999)의 방법에 따라 PTR에 대해서 추정 및 임계효과 검정을 수행하였다.

V. 실증 분석결과

1. 기초분석 결과: 단위근 및 공적분 검정

패널 회귀모형 분석에 앞서 사전검정(pre-test)으로 패널 단위근(unit root) 검정과 공적분(cointegration) 검정을 수행하였다. 단위근 검정과 공적분 검정에 따라 정상성 확보를 위한 변수 변환, 장기적 균형관계 반영 여부 등을 결정해야 하기 때문이다. 더욱이, PTR 분석에서 Hansen(1999)의 방법을 적용하기 위해서는 정상성이 우선 확보되어야 한다.

<표 3>은 78개 국가의 횡단면 자료와 41년 시계열로 구성된 패널 자료에 대한 패널 단위근 검정결과이다. 패널 자료의 특징에 따라서 적용할 수 있는 패널 단위근 검정방법이 다를 수 있다는 점을 고려하여 Levin et al.(2002, LLC), Im et al.(2003, IPS), Harris and Tzavalis(1999, HT), Choi(2001, CH) 등 4개의 방법을 고려하였다. 여기서, 패널 단위근 검정의 귀무가설은 '단위근이 존재한다'이다.

<표 3>에 의하면 검정방법에 따라 결과가 다소 달라진다. 먼저 수송 부문 에너지소비는 LLC, IPS, CH에 의하면 단위근을 가지나 HT에 의하면 정상시계열인 것으로 나타났다. 또한 GDP는 IPS나 CH에 의하면 단위근 시계열이

나, LLC나 HT에 의하면 정상성을 가진다. GDP²은 LLC를 제외하고 단위근 시계열인 것으로 나타났다. 반면, 변동성, 65세 인구비중, 도시 거주 인구비중은 대체로 정상시계열인 것으로 나타났다. 또한 공통충격이자 연료가격의 도구변수인 유가는 시계열 자료이므로 ADF(Augmented Dickey-Fuller; Said and Dickey, 1984) 검정과 PP(Phillips and Perron, 1998) 검정을 수행하였는데, 그 결과 차분 정상 시계열인 것으로 나타나 모형에서는 1차 차분 변수로 반영하였다.⁹⁾

〈표 3〉 패널 단위근 검정결과

자료	원자료				1차 차분			
	LLC	IPS	HT	CH	LLC	IPS	HT	CH
수송 부문 에너지소비	0.82 {0.79}	-0.09 {0.46}	112.90 ^a {0.00}	1.95 {0.97}	-17.55 ^a {0.00}	-29.44 ^a {0.00}	-	54.25 ^a {0.00}
GDP	-2.20 ^b {0.01}	-0.97 {0.17}	77.62 ^a {0.00}	-1.95 {0.97}	-	-25.28 ^a {0.00}	-	55.27 ^a {0.00}
GDP ²	-8.21 ^a {0.00}	4.06 {1.00}	0.96 {1.00}	-5.64 {1.00}	-	-32.54 ^a {0.00}	-87.78 ^a {0.00}	23.31 ^a {0.00}
변동성	-18.92 ^a {0.00}	-29.20 ^a {0.00}	8.47 ^a {0.00}	56.20 ^a {0.00}	-	-	-	-
65세 인구 비중	-27.72 ^a {0.00}	14.81 {1.00}	153.76 ^a {0.00}	26.35 ^a {0.00}	-	-1.39 ^c {0.08}	-	-
도시 거주 인구비중	-10.74 ^a {0.00}	-1.20 {0.11}	165.28 ^a {0.00}	3.71 ^a {0.00}	-	-1.84 ^b {0.03}	-	-

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5% 유의수준을 의미하며, { }의 값은 각 단위근 검정통계량에 대한 p-value이다.

〈표 3〉에서 수송 부문 에너지소비, GDP, GDP²이 단위근을 가진다는 증거가 비교적 강하므로 세 변수 간의 공적분 관계가 존재할 수 있다. 공적분 관계 존재 유무를 확인하기 위해서 수송 부문 에너지소비, GDP, GDP²에 대해

9) 자세한 분석결과는 요청 시 제공된다.

서 패널 공적분 검정을 수행하였다. 단위근 검정과 마찬가지로 Pedroni(1999, 2004, PE), Kao(1999, KA), Westerlund(2007, WE) 등 3가지 패널 공적분 검정방법을 각각 적용하여 분석결과의 신뢰성을 제고하고자 하였다. 여기서 공적분 검정의 귀무가설은 ‘공적분 관계가 없다’이다. 공적분 분석결과는 <표 4>에 나타나 있다.

<표 4>에서 PE와 WE에 의하면 수송 부문 에너지소비, GDP, GDP² 사이에는 공적분 관계가 없는 것으로 나타났고, KA에 의하면 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 공적분 검정 결과 차이는 검정방법, 회귀계수의 이질성(heterogeneity) 허용 여부, 시차 구조 등 다양한 요인에 의해 결정된다.

KA가 PE, WE와의 가장 큰 차이는 모형에서 상수항을 제외하고 회귀계수의 차이를 허용하지 않는다는 것이다. 반면, PE와 WE는 회귀계수의 동질성과 이질성을 모두 허용하여 각각의 경우에 공적분 검정을 수행할 수 있다. 실제로 <표 4>의 PE와 WE는 회귀계수들이 서로 다르다고 가정한 결과인데, 만약 회귀계수가 모든 i 에 대해서 동일하다고 하더라도 PE와 WE에서도 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다.¹⁰⁾ 그러므로 수송 부문 에너지소비, GDP, GDP²에 대한 패널 자료들 사이에는 공적분 관계가 없는 것으로 보는 것이 보다 타당하다.

<표 4> 패널 공적분 검정결과

자료	원자료		
	PE	KA	WE
수송 부문 에너지소비, GDP, GDP ²	1.71 {0.96}	-5.78 ^a {0.00}	-2.73 {1.00}

(주) ‘a’는 1% 유의수준을 의미하며, { }의 값은 공적분 검정통계량에 대한 p-value이다. PE는 국가들마다 서로 다른 회귀계수를 가지는 가정 하에서 계산한 Pedroni(1999)의 ρ -통계량이다. WE도 국가마다 서로 다른 회귀계수를 가진다는 가정 하의 West(2007)의 공적분 통계량이다.

10) 국가마다 동일한 회귀계수를 가진다고 보고 공적분 관계를 분석하는 Pedroni(1999)의 rho 통계량은 3.85, West(2007)의 검정통계량은 -1.90로 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다.

2. 변동성, 고령화·도시화를 고려한 EKC 분석 결과

<표 3>과 <표 4>의 단위근 및 공적분 검정결과에 따라, 단위근을 가지는 수송 부문 에너지소비, GDP, GDP², 유가 등은 1차 로그 차분으로 정상성을 확보하고, 나머지 자료들은 로그 변환하여 분석한다. 또한 공적분 관계가 존재하지 않는 것을 확인하였으므로 불균형 오차는 고려하지 않는다.

<표 5>는 78개 국가들의 패널 자료들에 대한 EKC 추정결과이다. 모형 A는 수송 부문 에너지소비와 GDP만을 고려한 EKC 식(3)을, 모형 B는 식(3)에 고령화와 도시화를 추가변수로 고려한 패널 회귀모형, 모형 C는 식(3)에 고령화, 도시화와 수송 부문 에너지소비 변동성을 추가로 고려한 식(4)를 추정한 결과이다. 또한 추정방법에 따라 RE는 확률효과 모형, FE는 고정효과 모형, 2SLE는 Hansen(2015)의 ‘Stein Like 2단계 추정치’이다.

먼저, 하우스만 검정에 의하면 내생성 문제가 존재하는 것으로 확인되어 모든 모형에서 확률효과 모형과 고정효과 모형 가운데 고정효과 모형의 추정결과가 더 정확한 것으로 나타났다. 하우스만 통계량이 양의 큰 값을 가져, Hansen(2015)의 2SLE 계산을 위한 가중치 ω 는 0에 가까운 값으로 구해진다. ω 가 매우 작기 때문에 확률효과 모형 추정치의 정보가 거의 이용되지 않게 되어 2SLE는 고정효과 모형의 추정치와 유사하다. 그러므로 이하의 논의는 고정효과 모형 또는 2SLE의 추정결과를 중심으로 진행한다.

먼저, $\Delta y_{i,t}$ 에 대한 회귀계수가 0보다 크고, $\Delta y_{i,t}^2$ 의 회귀계수가 0보다 작으며 모두 통계적으로 유의하여 수송 부문 에너지소비에 EKC가 성립하는 것으로 나타났다. 이는 수송 부문이 아닌 국가 전체 오염물질의 경우, 지역, 국가, 분석기간, 오염물질의 종류에 따라 EKC 성립유무가 매우 상이하게 나타나는 결과와는 대조적이다.¹¹⁾ 특히, 온실가스와 같은 오염물질이 아닌 에너지

11) EKC에 관한 기존연구 정리와 결과는 Kaika and Zervas(2010a, 2010b), 김재혁 외(2015) 등을 참조하라.

소비 단계에서 EKC가 성립하는 것으로 나타나, 석유류 비중이 매우 높은 현재 에너지원 구성이 유지되더라도 EKC가 나타날 수 있다는 흥미로운 결과를 확인할 수 있다. 이는 Schafer and Victor(2000), Metz(2010, 2012) 등에서 지적한 것처럼 소득이 증가하면서 나타나는 자동차 이용 감소 때문이다. 또한 Puentes and Torner(2008), OECD(2013), 노승철·이희연(2013), 신동현(2015) 등에서 소득이 증가할수록 자동차 1대당 주행거리가 감소한다는 분석결과와 함께 Farrell(1954), Gertler et al.(2011), Wolfram et al.(2012) 등에서 자동차의 대수는 일정 소득 수준에 도달하면 포화점에 이른다는 지적과도 일관된 결과이다. 특히, 신동현(2015)은 OECD 국가들 중에서도 고소득에 속하는 국가들은 수송 부문 에너지소비가 이미 정점을 지나 감소 추세를 보인다는 결과를 제시하고 있는데, 분석 대상을 중·저소득 국가로 확장한 본 연구의 실증 분석 결과도 이를 지지한다.

모형 B와 모형 C에서 65세 인구 비중이 높으면 수송 부문 에너지소비는 감소하는 것으로 나타났다. 고령화가 심화될수록 수송 부문 에너지소비가 감소할 수 있는 것은 다음과 같은 이유로 설명할 수 있다. 첫째, 고령화가 진행될수록 소비지출이 감소하는데, 특히 교통 관련 소비지출이 크게 감소한다. 교통 관련 소비지출 감소는 자동차 관련 이동을 감소시켜 수송 부문 에너지 소비를 감소시킨다(김동구·박선영, 2014). 둘째, 사람이 나이가 들수록 상대적으로 운전의 어려움이 높아짐에 따라 다른 대체수단, 예를 들어 대중교통을 선택하기 때문이다(Metz, 2012). 또한, 고령화가 심화된 국가일수록 소득 수준이 높는데, 수송 부문에서 가장 많은 비중을 차지하나 에너지효율은 가장 낮은 승용차 대신에 비용은 높더라도 보다 빠르고 효율적인 이동 수단을 선택함으로써, 이전과 동일한 이동거리를 가더라도 더 적은 연료를 소모하기 때문이다(Schafer and Victor, 2000; Metz, 2010).

반면, 도시 인구비중이 수송 부문 에너지소비에 주는 효과는 통계적으로 포착되지 않는다. 도시화가 진행되면 서로 다른 방향으로 수송 부문 에너지소비를 변화시킬 수 있다. 먼저, 도시화가 진행되면서 도로가 구축되고, 교통체계가 확립되면 수송 부문 에너지 효율 개선으로 수송 부문 에너지소비가 감소

할 수 있다(Newman and Kenworthy, 1989; Liddle, 2004; Chen et al., 2008). 반면, 도시화가 심화되어 도시 인구가 증가되고 도시 면적이 확대되면, 이동에 대한 수요가 증가한다(Cole and Neumayer, 2004; Jones, 1991, 2004; Pariks and Shukla, 1995; York et al. 2003; York, 2007). 또한 도로나 대중교통과 같은 수송의 공급 측면에서도 증가하는 수송 수요를 충분히 충족시키지 못한다면 효율 감소로 수송 부문 에너지소비는 증가할 수 있다(Lucas and Jones, 2009). 그러므로 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 영향은 도시화의 진행정도에 따라 그 효과가 다르기 때문에, 이를 구분하지 않은 모형 A~C에서는 그 효과가 나타나지 않는다고 볼 수 있다. 이에 대한 분석은 PTR 분석결과에서 보다 자세하게 다루게 될 것이다.

<표 5>의 모형 C에서는 수송 부문 에너지소비 변동성이 수송 부문 에너지소비에 주는 효과를 알 수 있는데, 변동성이 높을수록 수송 부문 에너지소비가 증가하는 것으로 나타났다. Wolfram et al.(2012)에서 지적한 것처럼 자동차와 같은 내구재 보급이 소득 수준에 따라 S자 형태를 가진다면 자동차 수가 지수적으로(exponentially) 증가하는 구간에서는 변동성이 높으며 수송 부문 에너지소비도 급격하게 증가한다. 반면, 소득 수준이 임계 수준에 도달하여 자동차 보급이 완만하게 이루어지게 되면 변동성도 작으며 수송 부문 에너지소비도 안정적으로 변하게 된다. 신동현(2015)은 실제로 OECD 국가들 중에서 수송 부문 에너지소비가 포화현상인지를 판단하는 객관적 증거 중 하나로 변동성 감소를 제시하고 있는데, 본 연구의 수송 부문 에너지소비와 변동성 간의 양의 관계와도 일관된다. 식(1)과 식(2)에서 논의한 것처럼 수송 부문 에너지소비의 변동성이 감소한다는 것은 1인당 자동차 등록대수와 인구수의 증가가 정체되었다는 것을 의미하므로 변동성 안정화는 수송 부문 에너지소비를 감소시킬 수 있음을 실증 분석을 통해 확인할 수 있다.

<표 5>에 의하면, 유가 상승은 수송 부문 에너지소비를 감소시킴을 모든 모형에서 확인할 수 있다. 두 변수 간의 음의 관계는 소비와 가격 변수 간의 일반적인 관계를 재확인하는 것으로, 수송 부문의 대부분을 차지하는 석유류의 연료가격과 밀접한 관련이 있는 원유의 공급가격이 상승하면 연료가격이

올라 수송 부문 에너지소비가 감소한다. 즉, 원유 공급 측면에서 유가 상승과 같은 공통 충격이 발생하면 각 국가의 수송 부문 에너지소비는 감소한다.¹²⁾

〈표 5〉 수송 부문 에너지소비에 대한 EKC 분석결과: 전체 국가

모형 추정방법	모형 A			모형 B			모형 C		
	RE	FE	2SLE	RE	FE	2SLE	RE	FE	2SLE
$\Delta y_{i,t}$	0.67 ^a (0.14)	0.62 ^a (0.15)	0.62	0.48 ^a (0.14)	0.53 ^a (0.16)	0.53	0.35 ^b (0.14)	0.47 ^a (0.15)	0.47
$\Delta y_{i,t}^2$	-0.01 ^a (0.00)	-0.01 ^a (0.00)	-0.01	-0.01 ^b (0.00)	-0.01 ^b (0.00)	-0.01	-0.00 (0.00)	-0.01 ^b (0.00)	-0.01
$a_{i,t}$				-0.20 ^a (0.05)	-0.51 ^a (0.16)	-0.51	-0.16 ^a (0.05)	-0.50 ^a (0.16)	-0.50
$c_{i,t}$				-0.01 (0.01)	-0.03 (0.04)	-0.03	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.04)	-0.01
$v_{i,t}$							0.17 ^a (0.02)	0.22 ^a (0.02)	0.22
Δp_t	-0.03 ^a (0.01)	-0.03 ^a (0.01)	-0.03	-0.03 ^a (0.01)	-0.03 ^a (0.01)	-0.03	-0.03 ^a (0.01)	-0.03 ^a (0.01)	-0.03
Constant	0.03 ^a (0.00)	0.03 ^a (0.00)	0.03	0.05 ^a (0.01)	0.08 ^a (0.02)	0.08	0.04 ^a (0.01)	0.06 ^a (0.02)	0.06
<i>H.stat.</i>		39.38 ^a			58.98 ^a			78.25 ^a	
ω		0.006			0.004			0.003	
자료 수	3,120	3,120	3,120	3,120	3,120	3,120	3,120	3,120	3,120
국가 수	78	78	78	78	78	78	78	78	78
<i>G.O.F</i>	190.4 ^a	55.6 ^a		235.3 ^a	36.7 ^a		300.0 ^a	44.8 ^a	
<i>RMSE</i>	0.102	0.102		0.102	0.101		0.101	0.100	

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5% 유의수준을 의미하며, ()의 값은 표준오차이다. H.stat.는 하우스만 검정통계량, G.O.F는 모형의 적합성에 대한 χ^2 또는 F통계량이다. RMSE는 Root Mean Square Error이다.

12) 앞서 언급하였듯이, 연료가격과 수송 부문 에너지소비 간의 관계에 관한 보다 정확한 결과를 분석하기 위해서는 각 국가별 세분화된 연료별 가격을 고려해야 한다. 수송 부문에서 연료별 가격탄력성의 정확한 추정은 본 연구의 목적과 범위에서 벗어나고 78개국의 자료를 얻기 힘들어 세분화된 연료가격을 사용하지 않고 도구변수로 공통된 원유 가격을 고려하였다. 수송 부문 에너지소비에 대한 연료별 가격탄력성에 대한 연구는 <각주 1>에 언급된 연구들을 참고할 수 있다.

<표 6>은 소득을 기준으로 고소득 국가, 중·저소득 국가로 패널 자료를 구분하여 식(3)과 식(4)를 각각 추정하였다.¹³⁾ Mackellar et al.(1999), Dhaka et al.(2002), Dodman(2009), Mishra et al.(2009), Martinez-Zarzoso and Maruotti (2011), Poumanyong et al.(2012) 등에서 강조한 것처럼 소득 크기에 따라 에너지소비 또는 온실가스 배출량이 주요 요인들과의 관계가 달라질 수 있기 때문이다.

<표 6>에 의하면 수송 부문 에너지소비와 소득 간의 역U자형 관계는 소득 수준에 상관없이 일관되게 나타나는 것을 모형 A-1, 모형 A-2의 추정결과에서 알 수 있다. 즉, 수송 부문에서 EKC는 국가별 분류와 상관없이 나타나는 일반적인 현상이라는 것을 다시 확인할 수 있다. 수송 부문 에너지소비 변동성도 국가별 구분에 상관없이 수송 부문 에너지소비에 양의 효과를 가지는 것으로 나타난다는 것을 모형 C-1, 모형 C-2의 추정결과에서 확인할 수 있다. 추정계수는 고소득 국가 그룹이 저소득 국가 그룹에 비해서 상대적으로 큰 것을 확인할 수 있는데, 소득이 높을수록 수송 부문 에너지소비 변동성이 안정화되면 수송 부문 에너지소비가 감소한다는 것을 의미한다.

<표 6>의 추정결과에 의하면 고령화는 고소득 국가에서만 수송 부문 에너지소비를 감소시킨다. 고령화의 효과가 소득 분류에 따른 국가 그룹마다 차이가 나는 것은 중·저소득 국가는 수송 부문 에너지 소비가 계속하여 증가하는 단계인데 반해, 고소득 국가들의 수송 부문 에너지소비는 포화상태 또는 감소 추세를 경험하고 있기 때문이다. 즉, 고소득 국가에서는 수송 부문 에너지소비와 소득 간의 동조화 현상이 사라져 고령화의 효과가 통계적 유의성을 가지나, 중·저소득 국가는 수송 부문 에너지소비에서 포화현상을 경험하고 있지 않은 상황에서 고령화의 음의 효과가 소득 변화의 제곱항 $\Delta y_{i,t}^2$ 에 의해 상쇄되어 고령화 효과의 통계적 유의성이 보장되지 않는 것으로 보인다. 중·저소득 국가의 소득 변화의 제곱항 $\Delta y_{i,t}^2$ 이 음의 계수로 통계적으로 유의하다고

13) 중소득 국가와 저소득 국가를 구분하지 않은 것은 표본수를 충분하게 확보하기 위해서이다. 중소득 국가와 저소득 국가로 구분할 경우, $n < 30$ 이 되어 패널 분석결과의 신뢰성이 떨어질 수 있다.

하여, 해당 국가들이 모두 수송 부문의 포화상태를 경험하였다고 해석할 수 없음을 앞의 [그림 1]에서도 확인할 수 있다. 즉, 중·저소득 국가에서 $\Delta y_{i,t}^2$ 의 회귀계수가 0보다 작다는 것은 앞으로 수송 부문 에너지소비가 포화상태에 도달할 가능성이 높다는 것으로 해석하여야 한다.

<표 6>의 모형 C-1 추정결과에서 고소득 국가의 소득 관련 회귀계수들이 모두 통계적으로 유의하지 않으나, 중·저소득 국가에서는 소득 관련 계수들의 통계적 유의성이 보장된다는 결과는 소득에 따른 국가별 수송 부문 에너지소비 포화현상 유무에 따라 고령화 효과가 차이가 날 수 있다는 설명을 뒷받침

<표 6> 수송 부문 에너지소비에 대한 EKC 분석결과: 국가 소득별

모형	고소득 국가				중·저소득 국가			
	모형 A-1		모형 C-1		모형 A-2		모형 C-2	
추정방법	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
$\Delta y_{i,t}$	0.90 ^a (0.16)	0.64 ^a (0.18)	0.33 ^b (0.16)	0.37 (0.18)	0.48 ^b (0.21)	0.65 ^a (0.23)	0.23 (0.21)	0.57 ^b (0.24)
$\Delta y_{i,t}^2$	-0.01 ^a (0.00)	-0.01 ^b (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.01 ^b (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.01 ^c (0.01)
$a_{i,t}$			-0.25 ^a (0.05)	-0.42 (0.15)			-0.16 (0.19)	-0.71 (0.46)
$c_{i,t}$			-0.02 (0.01)	-0.05 (0.06)			-0.04 ^b (0.02)	0.03 (0.05)
$v_{i,t}$			0.29 ^a (0.03)	0.32 (0.04)			0.11 ^a (0.03)	0.17 ^a (0.03)
Δp_t	-0.06 ^a (0.01)	-0.05 ^a (0.01)	-0.05 ^a (0.01)	-0.05 ^a (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 ^c (0.01)	-0.01 (0.01)
constant	0.02 ^a (0.00)	0.02 ^a (0.00)	0.06 ^a (0.01)	0.10 ^b (0.04)	0.03 ^a (0.00)	0.03 ^a (0.00)	0.05 ^a (0.01)	0.04 ^c (0.02)
<i>H.stat.</i>	46.29 ^a		30.81 ^a		13.53 ^a		36.68 ^a	
자료 수	1,280	1,280	1,280	1,280	1,840	1,840	1,840	1,840
국가 수	32	32	32	32	46	46	46	46
<i>G.O.F</i>	157.5 ^a	39.46 ^a	296.0 ^a	38.2 ^a	79.9 ^a	25.6 ^a	109.1 ^a	18.1 ^a
<i>RMSE</i>	0.086	0.085	0.0825	0.0818	0.112	0.112	0.112	0.111

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5%, 'c'는 10% 유의수준을 의미하며, ()의 값은 표준오차이다. H.stat.는 하우스만 검정통계량, G.O.F는 모형의 적합성에 대한 χ^2 또는 F통계량이다. RMSE는 Root Mean Square Error이다.

한다. 또한 고소득 국가는 소득과 수송 부문 에너지소비 간 탈동조화(decoupling) 현상이 이미 나타나고 있다는 것을 의미한다. 보다 구체적으로 중·저소득 국가의 모형 C-2에서 소득 변화의 제곱항 $\Delta y_{i,t}^2$ 를 포함시키지 않고 모형을 추정하면 $a_{i,t}$ 의 추정계수는 -0.77로 10% 유의수준을 만족하는 것으로 나타났다.

마지막으로 <표 6>의 추정결과에 의하면 도시화의 정도는 국가별로 구분하여도 수송 부문 에너지소비에 영향을 준다는 통계적 증거는 나타나지 않는다. 앞서 언급하였던 것처럼 도시화는 도시화의 정도에 따라 임계효과가 존재할 가능성이 있어 임계수준에 따라 도시화를 구분하지 않을 경우, 모형에 포착되지 않을 가능성이 존재한다. 그러므로 도시화의 임계효과가 존재하는지는 PTR 모형 분석결과에서 다시 자세하게 논의할 것이다.

3. 변동성, 고령화·도시화를 고려한 PTR 분석 결과

PTR 회귀모형을 통해서 수송 부문 에너지소비에 대해서 두 가지 내용을 확인하고자 한다. 첫째, 도시화가 수송 부문 에너지소비에 대해서 임계효과를 가지는지 여부이다. 수송 부문 에너지소비에 도시화가 임계효과를 가지면 기존 연구들의 상이한 연구결과를 설명할 수 있다. 둘째, 변동성의 크기에 따라 소득과 수송 부문 에너지소비 간 관계가 어떻게 달라지는지에 대한 것이다. 이상의 두 가지 내용을 알아보기 위해서 식(9)와 식(11)과 같은 PTR 모형을 분석하였다. PTR 모형을 추정하기 전에 임계효과가 존재하는지 Hansen(1999)의 방법으로 분석하였다. 그 결과는 <표 7>에 나타나 있다.

<표 7> 임계효과 검정결과

	식(9)	식(11)
$\gamma_{j,1}$	33.77 ^b {0.04}	0.04 ^a {0.00}
$\gamma_{j,2}$	49.75 {0.13}	0.06 {0.95}

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5%는 유의수준을 의미하며, { }의 값은 p-value이다. 임계치의 p-value의 계산을 위한 붓스트랩 반복수는 1,000번으로 하였다.

<표 7>에 의하면 식(9)와 식(11)에서 모두 한 번의 임계효과가 있는 것으로 나타났다. 식(9)와 식(11)의 임계치는 33.77과 0.04로 각각 추정되었다. 즉, 도시 거주 인구비중이 33.77%를 기준으로 도시화가 수송 부문 에너지소비에 서로 다른 영향을 주며, 수송 부문 에너지소비 변동성이 0.04를 기준으로 소득 변화가 수송 부문 에너지소비에 주는 영향이 달라진다.

임계치에 따라 도시화와 소득 변화가 수송 부문 에너지소비에 주는 서로 다른 효과의 크기는 <표 8>의 PTR 추정결과에 나타나 있다. <표 8>에 나타난 식(9)의 추정결과에 의하면 임계효과를 고려하여도 EKC가 여전히 성립한다는 것을 $\Delta y_{i,t}$ 와 $\Delta y_{i,t}^2$ 의 추정치에서 확인할 수 있다. 즉, $\Delta y_{i,t}$ 는 0보다 크고, $\Delta y_{i,t}^2$ 은 0보다 작으며 두 회귀계수 모두 통계적으로 유의하므로 소득과 수송 부문 에너지소비 사이에 역U자형 관계가 성립한다. 또한 수송 부문 에너지소비 변동성은 수송 부문 에너지소비에 양의 효과를, 고령화는 음의 효과를 주어 식(4)의 EKC 추정결과와 일관성을 가진다.

임계치를 고려한 도시화는 도시 거주 인구 비중이 33.77%보다 작은 경우, 도시화가 진행되면 수송 부문 에너지소비는 감소한다. 반면, 도시 거주 인구 비중이 33.77%보다 크면 수송 부문 에너지소비는 도시화에 영향을 받지 않게 된다. 특히, 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 효과 유무가 33.77%라는 결과는 Martinez-Zarzoso and Maruotti(2011)의 도시화 임계 비중 36%와 매우 유사하다.

도시화 정도에 따라 도시 거주 인구 비중이 수송 부문 에너지소비에 서로 다른 영향을 주는 이유는 다음과 같이 유추할 수 있다. 앞서 언급하였듯이, 도시화는 두 가지 측면에서 수송 부문 에너지소비에 서로 다른 방향으로 영향을 줄 수 있다. 먼저 도시화가 진행되면 교통체계가 정비되고, 효율이 높은 대중교통에 대한 접근이 용이해진다. 이 경우, 도시화는 수송 부문 에너지소비에 음의 효과를 야기한다(Newman and Kenworthy, 1989; Liddle, 2004; Chen et al., 2008; Liddle and Lung, 2010).

반면, 도시화가 심화되면 수송 이용에 대한 수요가 지속적으로 증가하여 도

로 혼잡 증가와 수송 부문 에너지효율이 감소하나 이를 완화할 수 있는 방안은 한계가 존재한다. 왜냐하면, 늘어나는 인구와 수송 부문 수요를 충족하기 위해서는 도시 면적을 확장하여 교통수단과 관련 기간시설(infrastructure)을 확충해야 하나 한계점이 존재하기 때문이다. 그러므로 도시화는 수송 부문 에너지소비를 증가시킨다(Parikh and Shukla, 1995; Jones, 2004; Rodrigue et al., 2006; APERC, 2007; Chemin, 2009)

<표 8>의 추정결과에 의하면 도시 거주 인구 비중이 33.77%보다 낮은 경우, 도시화가 수송 부문 에너지소비에 주는 음의 효과가 양의 효과보다 크기 때문에 도시에 인구가 늘어나 도시화가 진행되면 수송 부문 에너지소비는 감소한다. 반면, 도시 거주 인구 비중이 33.77%보다 높다면, 수송 부문 에너지소비에 대한 양의 효과가 음의 효과를 상쇄할 정도만큼 발생하여 도시화는 수송 부문 에너지소비에 영향을 주지 않는다고 볼 수 있다. 이러한 설명은 33.77%보다 높은 경우, 도시 거주 인구비중의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않고, 추정치의 절대 크기가 33.77%보다 낮은 경우보다 4배 작다는 점에서 재확인할 수 있다.¹⁴⁾

<표 8>의 PTR 분석결과는 수송 부문 에너지소비와 도시화 간의 기존 연구 결과들의 불일치에 대한 이유를 명확하게 설명해주고 있다. 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 영향은 양의 효과와 음의 효과가 공존하고 도시화 정도에 따라 두 효과의 크기에 따라 도시화의 순효과(net effect)가 결정된다. 본 연구의 결과에 의하면, 도시에 거주하는 인구비중이 33.77%보다 작을 때는 도시화의 음의 효과는 양의 효과보다 커 도시화는 수송 부문 에너지소비를 감소시킨다. 반면, 도시 거주 인구 비중이 33.77%보다 크면 양의 효과가 증가하여

14) 이러한 결과는 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 효과를 정확하게 추정하기 위해서는 도시 거주 인구 비중 이외에 해당 국가의 교통 혼잡 정도를 나타내는 지표와 교통 체계를 나타내는 다른 지표를 고려해야 한다는 것을 의미한다. 비록 본 연구에서는 분석 대상이 되는 모든 국가들에 대해서 교통 혼잡과 교통 관련 시설에 관한 지표를 얻을 수 없어 분석을 진행하지 않았으나 이러한 점은 본 연구의 한계이면서 향후 중요한 연구주제임을 밝혀둔다.

도시화의 음의 효과를 상쇄한다. 도시화와 수송 부문 에너지소비에 대한 본 연구의 실증 분석결과는 기존 연구들의 결과가 상이한 이유를 설명하면서, 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화 효과에 대한 일반적 결론을 도출하고 있다.

<표 8> 수송 부문 에너지소비에 PTR 분석결과

식(9)		식(11)	
$\Delta y_{i,t}$	0.48 ^a (0.17)	$\Delta y_{i,t} \cdot I[v_{i,t} \leq 0.04]$	0.06 (0.15)
		$\Delta y_{i,t} \cdot I[v_{i,t} > 0.04]$	0.48 ^b (0.24)
$\Delta y_{i,t}^2$	-0.01 ^c (0.00)	$\Delta y_{i,t}^2 \cdot I[v_{i,t} \leq 0.04]$	0.00 (0.00)
		$\Delta y_{i,t}^2 \cdot I[v_{i,t} > 0.04]$	-0.01 (0.00)
$v_{i,t}$	0.22 ^b (0.08)	$v_{i,t}$	0.19 ^b (0.09)
$a_{i,t}$	-0.46 ^a (0.15)	$a_{i,t}$	-0.46 ^a (0.15)
$c_{i,t} \cdot I[c_{i,t} \leq 33.77]$	-0.14 ^b (0.07)	$c_{i,t} \cdot I[c_{i,t} \leq 33.77]$	-0.14 ^b (0.07)
$c_{i,t} \cdot I[c_{i,t} > 33.77]$	-0.04 (0.04)	$c_{i,t} \cdot I[c_{i,t} > 33.77]$	-0.04 (0.04)
Δp_t	-0.03 ^a (0.01)	Δp_t	-0.03 ^a (0.01)
constant	0.08 ^a (0.02)	constant	0.08 ^a (0.02)
자료 수	3,120	자료 수	3,120
국가 수	78	국가 수	78
F-stats.	32.1 ^a	F-stats.	28.1 ^a
RMSE	0.099	RMSE	0.098

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5% 'c'는 10% 유의수준을 의미하며, ()의 값은 표준오차이다. F-stats.는 모형의 적합성에 대한 F통계량, RMSE는 Root Mean Square Error이다.

<표 8>의 식(11)에 대한 추정결과는 수송 부문 에너지소비 변동성 크기에 따라 소득과 수송 부문 에너지소비 간의 관계가 어떻게 달라지는지 말해주고 있다. 먼저, 변동성의 크기가 0.04보다 작은 경우에는 $\Delta y_{i,t}$ 와 $\Delta y_{i,t}^2$ 의 추정

치는 통계적 유의성이 확보되지 않는다. 즉, 수송 부문 에너지소비의 변동성이 안정적인 경우 소득변화는 수송 부문 에너지소비에 영향을 주지 않으며 이는 수송 부문 에너지소비와 소득 간의 탈동조화가 나타난 것으로 해석할 수 있다. 반면, 변동성의 크기가 0.04보다 큰 경우 $\Delta y_{i,t}$ 의 추정치는 0보다 크며, $\Delta y_{i,t}^2$ 의 추정치는 0보다 작으며 통계적 유의성은 $\Delta y_{i,t}$ 의 추정치만 보장된다. 즉, 변동성이 큰 경우 EKC는 성립되지 않으며 소득이 증가하면 수송 부문 에너지소비도 증가한다.

변동성의 크기에 따라 소득과 수송 부문 에너지소비 간의 관계가 달라지며, 구체적으로 변동성이 안정적인 경우 소득 변화는 수송 부문 에너지소비에 영향을 주지 않는다. 반대로 변동성이 높으면 소득 증가는 수송 부문 에너지소비를 증가시키는 것을 확인할 수 있다. 이와 같은 결과는 변동성이 수송 부문 에너지소비에 임계효과를 가지며, 수송 부문 에너지소비를 예측할 때 고려해야 하는 설명변수라는 것을 의미한다. 동시에 신동현(2015)이 수송 부문 에너지소비 포화현상을 판단하는 객관적 근거로 수송 부문 변동성을 이용한 것이 타당하다는 것을 <표 8>의 추정결과에서 재확인할 수 있다.

수송 부문 에너지소비 변동성이 수송 부문 에너지소비에 중요한 영향을 주므로 변동성 변화 요인을 분석하는 것이 중요하다. 특히, 수송 부문 에너지소비 안정화 측면에서는 변동성이 감소하는 것이 바람직하다. 수송 부문 에너지소비 변동성의 결정요인으로 고령화, 도시화, 소득 변화를 고려한 식(13)과 같이 패널 회귀모형을 추정하여 변동성 안정화를 통한 수송 부문 에너지소비 안정화를 위한 방안을 찾고자 한다.

$$v_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \pi_1 a_{i,t} + \pi_2 c_{i,t} + \pi_3 \Delta y_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

<표 9>는 식(13)의 추정결과이다. 하우스만 검정결과에 의하면 10% 유의수준 하에서 고정효과 모형이 적합한 것으로 나타났다. 고정효과 모형에 의하면 수송 부문 에너지소비 변동성 $v_{i,t}$ 는 65세 인구 비중이 증가할수록 감소하

는 것으로 나타났다. 반면, 도시화 또는 소득 변화는 변동성과 관계가 없는 것으로 나타났다. 고령화가 진행될수록 변동성이 감소하는 것은 연령이 증가할수록 자가용 승용차의 이용이 감소하고, 효율성이 높은 대중교통이나 비용은 높지만 이동속도가 빠른 고속철도, 비행기와 같은 대체수단을 선택하기 때문이다(Schafer and Victor, 2000; Metz, 2010, 2012). 또한 식(1)과 식(2)에서 논의한 바와 같이 고령화가 진행된 국가일수록 인구 변화가 정체되어 수송 부문 에너지소비 변동성이 감소할 수 있다.

다시 말해, 고령화가 진행되어 자동차의 등록대수 변화가 정체되는 상황 하에서 주행거리가 감소하고, 인구수가 더 이상 증가하지 않는 안정적 상태로 도달하여 수송 부문 에너지소비 변동성이 축소되면 수송 부문 에너지소비는 감소한다. 그러므로 고령화는 식(9) 또는 식(11)의 추정결과에 나타난 것처럼 수송 부문 에너지소비에 직접적으로 음의 효과를 주면서, 동시에 수송 부문 에너지소비 변동성을 하락시켜 수송 부문 에너지소비를 감소시키는 간접효과도 존재한다는 것을 의미한다.

〈표 9〉 수송 부문 에너지소비 변동성에 대한 분석결과

	RE	FE	2SLE
$a_{i,t}$	-0.05 ^a (0.02)	-0.10 ^a (0.03)	-0.10
$c_{i,t}$	-0.19 ^b (0.08)	-0.01 (0.12)	-0.02
$\Delta y_{i,t}$	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00
constant	0.10 ^a (0.01)	0.12 ^a (0.01)	0.12
<i>H.stat.</i>		7.30 ^c	
ω		0.034	
자료 수	3,120	3,120	3,120
국가 수	78	78	78
<i>F-stats.</i>	32.99 ^a	6.43 ^a	
<i>RMSE</i>	0.075	0.075	0.075

(주) 'a'는 1%, 'b'는 5% 유의수준을 의미하며, ()의 값은 표준오차이다. F-stats.는 모형의 적합성에 대한 F통계량, RMSE는 Root Mean Square Error이다.

수송 부문 에너지소비 변동성이 수송 부문 에너지소비에 영향을 줄뿐만 아니라 반대의 인과관계가 존재할 수 있다. 이와 같은 역인과 관계를 검토하기 위해서 수송 부문 에너지소비를 종속변수로 수송 부문 에너지소비 변동성을 설명변수로 모형을 설정하고 패널 회귀모형과 각 국가별 78개 시계열 모형을 추정하였다. 먼저 패널 회귀모형에서는 수송 부문 에너지소비가 수송 부문 에너지소비 변동성에 음의 효과를 주는 것으로 회귀계수가 추정되었으나 통계적 유의성은 확보되지 않았다. 개별 시계열 모형의 경우, 78개 국가 중에서 18개 국가들만이 수송 부문 에너지소비가 변동성에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났고 음의 효과뿐만 아니라 양의 효과도 일부 존재하였다.¹⁵⁾ 따라서 수송 부문 에너지소비는 수송 부문 에너지소비 변동성에 유의한 영향을 준다고 볼 수 없다.¹⁶⁾

지금까지의 실증 분석결과에 의하면, 고령화와 수송 부문 에너지소비 변동성은 수송 부문 에너지소비 변화에 중요한 영향을 주는 요인들이다. 특히, 고령화는 수송 부문 에너지소비에 직접 영향을 주면서도, 변동성을 변화시켜 수송 부문 에너지소비를 변화시키는 간접효과도 가지고 있다. 또한 도시화는 그 수준에 따라 수송 부문 에너지소비에 유의한 영향을 주는지 결정되므로 저소득 국가처럼 일정 수준 이하로 도시화가 진행된 경우 도시화가 수송 부문 에너지소비를 감소시킬 수 있다. 반면, 도시화가 일정 수준 이상 진행된 경우에는 도시 거주 인구 비중보다 해당 지역의 도로 공급, 대중교통 규모와 접근성, 도로 혼잡과 같은 요인들이 수송 부문 에너지소비에 유의한 영향을 줄 수 있다.

15) 지면을 절약하기 위해서 분석결과를 생략하였으나 요청 시 자세한 추정결과는 제공된다.

16) 비조건부 분산이 아닌 다른 지표로 표현한 변동성 이용, 비선형 회귀모형 설정 등으로 수송 부문 에너지소비와 변동성 간의 인과관계 방향을 분석하여 보다 정확한 결론을 이끌어낼 수 있을 것으로 기대되나 이는 본 연구의 범위를 벗어나므로 개선점 및 향후 연구주제로 남겨둔다.

VI. 결론 및 시사점

지금까지 본 연구는 78개 국가들의 1971~2011년까지 패널 자료를 분석하여 수송 부문 에너지소비에 대한 고령화, 도시화 및 수송 부문 에너지소비 변동성의 효과를 분석하였다. 실증 분석결과, 고령화는 수송 부문 에너지소비를 감소시키는 것으로 나타났다. 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 효과는 도시화 정도에 따라 그 효과가 달라지는 것으로 나타났다. 구체적으로 도시 거주 인구 비중이 33.77% 이하에서만 도시화 진행이 수송 부문 에너지소비를 감소시킬 수 있음을 확인하였다. 또한, 수송 부문 에너지소비 변동성 증가는 수송 부문 에너지소비를 상승시키는 것으로 나타났다.

고령화와 수송 부문 에너지소비 사이에 음의 관계가 존재한다는 분석결과는 수송 부문 에너지소비에 대한 고령화 효과를 실증 분석한 기존 연구들의 결과와 일치한다. 즉, 고령화가 진행됨에 따라, 수송 관련 지출 감소에 따른 이동거리 감소, 효율적 운송수단으로의 전환이 발생하여 수송 부문 에너지소비 하락을 야기한다고 볼 수 있다.

한편, 수송 부문 에너지소비에 도시화가 임계효과를 가진다는 새로운 분석결과를 본 연구에서 제시하고 있다. 즉, 도시화와 수송 부문 에너지소비 간 관계를 분석한 기존연구들이 서로 다른 결과를 제시한 이유를 도시화의 임계효과로 설명하면서 수송 부문 에너지소비에 대한 도시화의 효과에 대한 일반적인 결론을 이끌어내고 있다. 구체적으로 도시화는 수송 부문 에너지소비에 임계 수준을 중심으로 서로 다른 효과가 존재하고 임계 수준 이하에서만 수송 부문 에너지소비를 감소시킨다는 것을 PTR 모형을 통해서 보이고 있다.

본 연구는 수송 부문 에너지소비에 수송 부문 에너지소비 변동성이 영향을 준다는 새로운 사실도 발견하였다. 수송 부문 에너지소비 변동성은 자동차의 등록대수, 주행거리, 실질연비, 인구 등과 같은 자동차 사용량의 변화를 나타내

기 때문에 수송 부문 에너지소비를 설명하는 요인이다. 또한, 고령화가 자동차의 사용량 변동성에 음의 효과를 주어 수송 부문 에너지소비 변동성을 안정화시킴으로써 수송 부문 에너지소비를 감소시킬 수 있다는 실증 분석결과를 제시하여 수송 부문 에너지소비에 대한 고령화의 간접효과를 설명하고 있다. 다시 말해, 고령화가 수송 부문 에너지소비 변화로 전달되는 경로가 수송 부문 에너지소비 변동성이라는 것을 실증 분석결과를 통해서 확인할 수 있었다.

수송 부문 에너지소비에 대해서 도시화의 임계효과, 수송 부문 에너지소비의 변동성 영향 및 고령화의 간접효과에 대한 분석결과는 기존 연구들과 본 연구와의 가장 큰 차이라고 볼 수 있다. 더욱이, 표본 기간을 최근까지 확장하고, 소득이 유사한 국가들만으로 분석 대상을 한정하지 않고, 모든 소득 수준을 포함하는 국가들에 대한 패널 분석결과를 통해서 분석결과의 객관성과 일반성을 확보하고자 하였다. 방법론적 측면에서도 내생성 문제로부터 보다 자유롭고 모형 적합도 및 예측 정확도 측면에서 상대적으로 우수한 Hansen(2015)의 2SLE 방법에 의한 추정결과도 제시하고 있다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 고령화는 수송 부문 포화현상 및 EKC를 가속화시킬 수 있다. 본 연구의 실증 분석결과에 의하면, 고령화의 심화는 수송 부문 에너지소비를 직접적으로 감소시킬 뿐만 아니라, 수송 부문 에너지소비 변동성을 안정화시킴으로써 수송부문 에너지소비에 음의 효과를 줄 수 있기 때문이다. 특히, 소득 수준이 일정 수준 이상이 되면 소득보다 고령화와 같은 인구·사회적 특성 변화가 수송 부문 에너지소비 동학에 더 중요한 영향을 줄 수 있다. 그러므로 수송 부문 에너지소비를 예측하거나, 관련 정책 수립 시 고령화에 대한 정확한 예측과 고려가 반드시 선행되어야 한다.

둘째, 도시화는 수송 부문 에너지소비에 임계효과를 가지므로 수송 부문 에너지소비를 이해하는데 있어, 도시화 정도에 따라 차별적으로 고려해야 한다. 예를 들어, 도시화 수준이 낮은 국가들의 경우, 도시화는 수송 부문 에너지소비 관련 분석 시 중요한 결정요인이다. 반면, 도시 거주 인구 비중이 높은 국가들은 도시화에 대한 또 다른 지표, 예를 들어, 대중교통 수단 보급 정도, 도로 길이와 같은 교통체계, 교통 혼잡도 등과 같은 요인들이 더 중요할 것이다.

셋째, 수송 부문 에너지소비를 안정적으로 유지하는 것은 수송 부문 에너지 소비를 감소시킬 수 있다는 것이다. 비록 고령화가 수송 부문 에너지소비 변동성에 음의 효과를 준다고 하여 고령화를 심화시킴으로써 수송 부문 에너지 소비 변동성을 안정화시킬 수는 없을 것이다. 그러나 식(1)과 식(2)에서 논의한 것처럼 자동차의 등록대수, 자동차 1대당 주행거리, 실질연비 등의 변동성이 축소되면 수송 부문 에너지소비 변동성은 감소하여 수송 부문 에너지소비를 유도할 수 있다. 즉, 본 연구의 분석결과에 의하면 자동차 사용량에 영향을 주는 요인들의 절대크기 뿐만 아니라 변화율도 수송 부문 에너지소비에 영향을 줄 수 있음을 의미하므로 변동성 안정화를 위한 수송 부문의 정책이 필요할 것이다. 다시 말해, 수송 부문의 온실가스 배출량 감소를 유도하는데 있어 수송 부문 에너지소비의 절대 크기에 대한 목표도 중요하나, 일정 수준 범위 내에서 변동성을 안정화시키는 것이 수송 부문 에너지소비와 온실가스 배출량 감소에 더 효율적이라는 것을 시사한다.

본 연구는 표본기간을 최근까지 확장하고, 분석 국가를 확대하여 패널 자료를 구축하고, 고령화·도시화, 변동성이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과를 분석하여 일반적 결론을 도출하고자 하였다. 그럼에도 불구하고, 자료의 한계로 도시화에 대한 지표로 도시 거주 인구 비중만을 고려하여 실제로 수송 부문 에너지소비에 중요한 영향을 줄 수 있는 교통시스템, 교통수단 대체 등을 충분히 고려하지 못하였다. 또한 고령화 이외에 평균연령, 남녀 비율, 1인 가구 비중 등과 같은 또 다른 인구·사회적 요인이 수송 부문 에너지소비를 변화시킬 수 있는지 분석할 필요가 있다. 아울러, 고령화 이외에 수송 부문 에너지소비 변동성에 영향을 줄 수 있는 새로운 요인에 대한 분석도 필요할 것이다. 이상의 내용들은 향후 연구과제로 남겨둔다.

접수일(2015년 7월 10일), 수정일(2015년 9월 17일), 게재확정일(2015년 9월 23일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 교통안전공단, 2013, 「2012년도 자동차 주행거리 실태분석 연구」.
- 국토교통부, 2013, 「2013년도 국토교통 통계연보」.
- 김동구·박선영, 2014, “인구 고령화가 에너지 사용과 탄소 배출에 미치는 영향,” 「환경 정책연구」, 13(2), pp.99-129.
- 김재혁·신동현·조하현, 2014, “패널 이항모형을 이용한 전통적 환경쿠즈네츠 곡선 (EKC)의 결정요인에 관한 연구,” 2014 경제학공동학술대회 발표논문.
- 노승철·이희연, 2013, “가구 부문의 에너지 소비량에 영향을 미치는 요인 분석,” 「국 토계획」, 48(2), pp.295-312.
- 신동현, 2015, “수송 부문 에너지소비의 포화현상에 관한 연구: OECD 국가 및 한국 을 중심으로,” 미발간 논문.
- _____. 조하현·김재혁, 2015. “한국의 에너지소비 변동성 변화 분석,” 「경제학연구」, 63(3), pp.71-119.
- 최도영, 2010, “자동차 연비 및 온실가스 규제방안 연구,” 에너지경제연구원 기본연구 보고서 10-35.
- Angel, S., Sheppard, S.C., Civco, D.L., 2005, “The Dynamics of Global Urban Expansion. World Bank,” Transport and Urban Development Department Washington, DC.
- Asia Pacific Energy Research Centre (APEREC), 2007, “Urban Transport Energy Use in the APEC Region: The Trends and Options,” APERC, Tokyo.
- Baumeister, C., Peersman, G., 2013, “The Role of Time-Varying Price Elasticities in Accounting for Volatility Changes in the Crude Oil Market,” *Journal of Applied Econometrics*, 28(7), pp.1087-1109.
- Bernanke, B.S., 1983., “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment,” *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), pp.85-106.

- Chen, H., Jia, B., Lau, S.S.Y., 2008, "Sustainable Urban form for Chinese Compact Cities: Challenges of a Rapid Urbanized Economy," *Habitat International*, 32(1), pp.28-40.
- Newman, P.W.G., Kenworthy, J.R., 1989, "Cities and Automobile Dependence: An International Sourcebook. Gower Technical," Aldershot.
- Chemin, E.S., 2009, "Panorama 2009: Trends and Challenges in Passenger Mobility," (http://www.ifpenergiesnouvelles.com/content/download/67678/1470168/version/3/file/Panorama2009_06-Passenger_Mobility.pdf).
- Choi, I, 2001, "Unit Root Tests for Panel Data," *Journal of International Money and Finance*, 20(2), pp.249-272.
- Cole, M.A., Neumayer, E., 2004, "Examining the Impact of Demographic Factors on Air Pollution," *Population and Development Review*, 2(1), pp.5-21.
- Dalton, M., O'Neill, B., Prskawetz, A., Jiang, L., Pitkin, J., 2008, "Population Aging and Future Carbon Emissions in the United States," *Energy Economics*, 30(2), pp.642-675.
- Davies, R.B, 1977, "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative," *Biometrika*, 64(2), pp.247-254.
- _____, 1987, "Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative," *Biometrika*, 74(1), pp.33-43.
- Dhakal, S., Kaneko, S., Imura, H., 2002, "An Analysis on Driving Factors for CO2 Emissions from Energy Use in Tokyo and Seoul by Factor Decomposition Method," *Environmental Systems Research*, 30, pp.295-303.
- Dodman, D., 2009, "Blaming Cities for Climate Change? Analysis of Urban Greenhouse Gas Emissions Inventories," *Environment and Urbanization*, 21(1), pp.185-201.
- Farrell, M.J., 1954, "The Demand for Motor-Cars in the United States," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A(General)*, 117(2), pp.171-201.
- Federer, J.P., 1996, "Oil Price Volatility and the Macroeconomy," *Journal of Macroeconomics*, 18(1), pp.1-26.

- Gertler, P., Shelef, O., Wolfram, C., Fuchs, A., 2011, "Poverty, Growth, and the Demand for Energy," Energy Institute at Haas Working Paper, 224.
- Goodwin, P., 1992, "A Review of New Demand Elasticities with Special Reference to Short and Long Run Effects of Price Change," *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, pp.155-163.
- _____, Dargay, J., Hanly, M., 2011, "Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review," *Transport Reviews: A Transnational Transdisciplinary Journal*, 24(3), pp.275-292.
- Gott, P., 2010, "The Marketplace for E-Mobility," Challenge Bidendum 2010 Guest Forum.
- Graham, D., J., Glaister, S., 2002, "The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities," *Journal of Transport Economics and Policy*, 36(1), pp.1-25.
- Guo, H. and Klinsen, K.L., 2005, "Oil Price Volatility and U.S. Macroeconomic Activity," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(6), pp.669-684.
- Hamilton, J.D., 1988, "A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 96(3), pp.593-617.
- Hankey, S., Marshall, J.D., 2010, "Impacts of Urban Form on Future US Passenger Vehicle Greenhouse Gas Emissions," *Energy Policy*, 38(9), pp.4880-4887.
- Hanly, M., Dargay, J., Goodwin, P., 2002, "Review of Price Elasticities in the Demand for Road Traffic," Centre for Transport Studies, London.
- Hansen, B.E., 1999, "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference," *Journal of Econometrics*, 93(2), pp.345-368.
- _____, 2015, "A Stein-Like 2SLS Estimator," *Econometric Reviews*, forthcoming.
- Harris, R.D.F., Tzavalis, E. 1999. "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed," *Journal of Econometrics*, 91(2), pp.201-226.
- Hausman, J.A. 1978. "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, pp.1251-1271.

- Hughes, J., Knittle, C., Sperling, D., 2008, "Evidence of Shift in the Short-run Price Elasticity of Gasoline Demand," *The Energy Journal*, 29(1), pp.113-134.
- Hymel, K.M., Small, K.A., van Dender, K., 2010, "Induced Demand and Rebound Effects in Road Transport," *Transportation Research Part B: Methodological*, 44(10), pp.1220-1241.
- International Energy Agency (IEA), 2008a, "Energy Technology Perspectives 2008," IEA, Paris.
- _____, 2008b, "World Energy Outlook 2008," IEA, Paris.
- _____, 2014, "Energy Technology Perspectives 2014," IEA, Paris.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y., 2003, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115(1), pp.53-74.
- Jones, D.W., 1991, "How Urbanization Affects Energy-Use in Developing Countries," *Energy Policy*, 19(7), pp.621-630.
- _____, 2004, "Urbanization and Energy," *Encyclopedia of Energy*, 6(1-6), pp.329-335.
- Jovanovic, B., 2006, "Asymmetric Cycles," *The Review of Economic Studies*, 73(1), pp.145-162.
- Kaika, D., Zervas, E., 2013a, "The Environmental Kuznets Curve(EKC) Theory-Part A: Concepts, Causes and the CO₂ Emissions Case," *Energy Policy*, 62, pp.1392-1402.
- _____, 2013b, "The Environmental Kuznets Curve(EKC) Theory-Part B: Critical Issues," *Energy Policy*, 62, pp.1403-1411.
- Kao, C., 1999, "Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data," *Journal of econometrics*, 90(1), pp.1-44.
- Kilian, L., Murphy, D., 2012, "Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models," *Journal of the European Economic Association*, 10(5), pp.1166-1188.
- _____, 2014, "The Role of Inventories and Speculative Trading in

- the Global Market for Crude Oil,” *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), pp.454-478.
- Kroneberg, T., 2009, “The Impact of Demographic Change on Energy Use and Greenhouse Gas Emissions in Germany,” *Ecological Economics*, 68(10), pp.2637-2645.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C.S.J., 2002, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108(1), pp.1-24.
- Liddle, B., 2004, “Demographic Dynamics and Per Capita Environmental Impact: Using Panel Regressions and Household Decompositions to Examine Population and Transport,” *Population and Environment*, 26(1), pp.23-39.
- _____, Lung, S., 2010, “Age-structure, Urbanization, and Climate change in Developed countries: Revisiting STIRPAT for Disaggregated Population and Consumption-related Environmental Impacts,” *Population and Environment*, 31(5), pp.317-343.
- Lucas, K., Jones, P., 2009, *The Car in British Society*. RAC Foundation, London.
- Maasoumi, E., 1978, “A Modified Stein-like Estimator for the Reduced Form Coefficients of Simultaneous Equations,” *Econometrica*, 46, pp.695-703.
- Maddala, G. S., Wu, S., 1999, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test,” *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), pp.631-652.
- Mackellar, L.F., Lutz, W., Prinz, C., Goujon, A., 1995, “Population, Households, and CO2 Emissions,” *Population and Development Review*, 21(4), pp.849-865.
- Marshall, J.D., 2007, “Urban Land Area and Population Growth: a New Scaling Relationship for Metropolitan Expansion,” *Urban Studies*, 44(10), pp.1889-1904.
- Martinez-Zarzoso, I., Maruotti, A., 2011, “The Impact of Urbanization on CO2 Emissions: Evidence from Developing Countries,” *Ecological Economics*, 70(7), pp.1344-1353.
- Mendoza, E.G., 1997, “Terms-of-Trade Uncertainty and Economic Growth,” *Journal of Development Economics*, 54(2), pp.323-356.

- Metz, D., 2010, "Saturation of Demand for Daily Travel," *Transport Reviews*, 30(5), pp.659-674.
- _____, 2012, "Demographic Determinants of Daily Travel Demand," *Transport Policy*, 21, pp.20-25.
- Mishra, V., Smyth, R., Sharma, S., 2009, "The Energy-GDP Nexus: Evidence from a Panel of Pacific Island Countries," *Resource and Energy Economics*, 31(3), pp.210-220.
- OECD/International Transport Forum, 2013, "Long Run Trend in Car Use," ITF Round Table, No. 152, OECD Publishing/ITF.
- Parikh, J., Shukla, V., 1995, "Urbanization, Energy Use and Greenhouse Effects in Economic Development," *Global Environmental Change*, 5(2), pp.87-103.
- Pedroni, P., 1999, "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), pp.653-670.
- _____, 2004, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, 20(3), pp.597-625.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., 1998, "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), pp.335-346.
- Pindyck, R.S., 1991, "Irreversibility, Uncertainty and Investment," *Journal of Economic Literature*, 29(3), pp.1110-1148.
- Poumnyvong, P., Kaneko, S., Dhaka, S., 2012, "Impacts of Urbanization on National Transport and Road Energy Use: Evidence from Low, Middle and High Income Countries," *Energy Policy*, 46, pp.268-277.
- Puentes, R., Tomer, A., 2008, "The Road Less Traveled: An Analysis of Vehicle Miles Traveled Trends in the US," The Brookings Institution, Washington DC.
- Tulpule, A.H., 1973, "Forecasts of Vehicles and Traffic in Great Britain, 1972 Revision," Report LR543, Transport and Road Research Laboratory, Crowthorne.
- Ramey, G. and Ramey, V.A., 1995, "Cross-Country Evidence on the Link between

- Volatility and Growth,” *American Economic Review*, 85(5), pp.1138-1151.
- Rodrigue, J.P., Comtois, C., Slack, B., 2006, *The Geography of Transport Systems*, Routledge.
- Said, S.E., Dickey, D.A., 1984, “Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, 71(3), pp.599-607.
- Schafer, A., 2006, “Long-term Trends in Global Passenger Mobility,” *The Bridge*, 36(4), pp.25-32.
- Schafer, A., Victor, D.G., 2000, “The Future Mobility of the World Population,” *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 34(3), pp.171-205.
- Scholl, L., Schipper, L., Kiang, N., 1996, “CO2 Emissions from Passenger Transport: a Comparison of International Trends from 1973 to 1992,” *Energy Policy*, 24(1), pp.17-30.
- Small, K., van Dender, K., 2007, “Fuel Efficiency and Motor Vehicle Travel. The Declining Rebound Effect,” *The Energy Journal*, 28(1), pp.25-51.
- Westerlund, J., 2007, “Testing for Error Correction in Panel Data,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), pp.709-748.
- Wolfram, C., Shelef, O., Gertler, P.J., 2012, “How Will Energy Demand Develop in the Developing World?” No. w17747, National Bureau of Economic Research.
- York, R., 2007, “Demographic Trends and Energy Consumption in European Union Nations, 1960-2025,” *Social Science Research*, 36(3), pp.855-872.
- _____, Rosa, E.A., Dietz, T., 2003, “STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytical Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts,” *Ecological Economics*, 46(3), pp.351-365.

부 록

〈부표 1〉 분석 국가

번호	고소득 국가	중소득 국가	저소득 국가
1	Australia	Argentina	Benin
2	Austria	Algeria	Bangladesh
3	Belgium	Brazil	Bolivia
4	Brunei Darussalam	China	Côte d'Ivoire
5	Canada	Colombia	Cameroon
6	Chile	Costa Rica	Congo, Dem. Rep.
7	Denmark	Cuba	Congo, Rep.
8	Germany	Dominican Republic	Egypt, Arab Rep.
9	Finland	Ecuador	Guatemala
10	France	Jamaica	Honduras
11	Greece	Jordan	Indonesia
12	Hong Kong	Mexico	India
13	Iceland	Malaysia	Kenya
14	Israel	Panama	Sri Lanka
15	Italy	Peru	Morocco
16	Japan	South Africa	Nigeria
17	Korea, Rep.	Thailand	Nicaragua
18	Luxembourg	Tunisia	Nepal
19	Malta	Turkey	Pakistan
20	Netherlands	Venezuela	Philippines
21	Norway		Paraguay
22	New Zealand		Senegal
23	Oman		El Salvador
24	Portugal		Togo
25	Qatar		Zambia
26	Singapore		Zimbabwe
27	Spain		
28	Sweden		
29	Trinidad and Tobago		
30	United Kingdom		
31	United States		
32	Uruguay		

ABSTRACT

Impacts of Volatility, Ageing and Urbanization
on Transport Sector Energy Consumption:
Evidence from 78 Countries

Donghyun Shin*

Using panel data consisting of 78 countries from 1971 to 2011, this paper investigates effects of volatility, ageing and urbanization on the energy consumption in transport sector. Empirical analysis results show that ageing leads transport energy consumption to decrease. Furthermore, urbanization has a threshold effect on the transport energy consumption, which is different according to urbanization level. Specially, urbanization reduces transport energy consumption only when the ratio of people living in cities is below 33.77%. We find that the volatility of transport energy consumption has a positive effect on transport energy consumption. Analysis result additionally confirms that aging can reduce the volatility of transport energy consumption. Therefore, when forecasting transport energy consumption and planing the policy for energy and greenhouse gas emission in transport sector, considering not only economic activity but also ageing, urbanization and volatility is necessary. Also, it is implied that ageing, urbanization and volatility stabilization are important driving factors of transport energy consumption saturation or decreasing state.

Key Words : transport energy consumption, aging, urbanization,
volatility

* Associate Researcher, Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea/School of Economics, Yonsei University. idol@yonsei.ac.kr

우리나라 배출권거래제의 시장 왜곡 요인과 정책적 함의*

심성희** · 이지웅***

요 약

배출권거래제는 주어진 감축목표를 가장 비용효과적으로 달성하는 정책 수단으로 알려져 있다. 그러나 그러한 배출권거래제의 효율성은 시장을 왜곡하는 다양한 요인들이 없는 이상적인 상황 속에서만 달성될 수 있다. 현실 세계에서는 배출권거래제의 비용효과성(cost effectiveness)을 가로막는 여러 제약들이 존재할 수 있고, 그러한 경우 배출권거래제 도입의 긍정적 정책 효과를 얻기 어렵다. 본 논문은 (i) 거래비용, (ii) 시장지배력, (iii) 규제, 그리고 (iv) 불확실성이라는 네 가지 시장 왜곡 요인의 관점에서 우리나라 배출권거래제를 평가해보았다. 그 결과 우리나라 배출권 시장은 거래비용, 시장지배력 그리고 가격위험에 취약한 구조로 평가되었다. 나아가 이들 시장 왜곡요인들을 효과적으로 통제하기 위한 시장 설계 방향에 관해 논의한다.

주요 단어 : 배출권거래제, 비용효과성, 거래비용, 시장지배력, 규제, 불확실성
경제학문헌목록 주제분류 : Q54, Q58

* 본 연구는 에너지경제연구원 2012년 기본연구사업과제 “배출권거래제의 최적운영을 위한 사회여건 연구”의 일부 내용을 발췌하여 대폭 수정·보완한 논문입니다.

** 에너지경제연구원 연구위원(주저자). hsims@keei.re.kr

*** 에너지경제연구원 부연구위원(교신저자). j.lee@keei.re.kr

I. 서 론

우리나라는 2020년까지 BAU 대비 30% 온실가스 감축목표를 효율적으로 달성하기 위해 2015년 1월부터 총량제한 방식의 온실가스 배출권거래제를 시행하고 있다. 배출권거래제는 감축의무를 이행하는 주체들이 배출권 가격과 직접 감축비용을 서로 비교하여 가장 저렴한 방법을 선택하도록 함으로써 주어진 감축목표를 최소화한다. 비용효과성(cost-effectiveness)과 더불어 배출권거래제의 또 다른 중요한 특징은 초기할당(initial allocation)의 결과가 거래 후 최종배분(post-trade final allocation)에 영향을 주지 않는다는 것이다(Montgomery, 1972; Tietenberg, 2006; Hahn and Stavins, 2011). 이에 따라 배출권거래제하에서는 초기할당의 결과에 상관없이 비용효과성이 달성된다.¹⁾ 이와 같은 초기할당과 최종배분과의 독립적인 관계는 배출권거래제의 중요한 장점이다. 왜냐하면 정부가 형평성(equity), 수용성 등을 고려하여 임의의 초기할당을 하더라도 최종 균형은 언제나 효율적이기 때문이다.

그러나 배출권거래제의 이러한 장점은 경제이론의 이면에 놓인 다양한 기본 전제들이 성립하는 경우에만 기대할 수 있다. 현실에서는 배출권거래제의 효율성을 가로막는 다양한 제약들이 존재하며, 이 경우 앞에서 언급한 배출권거래제의 장점들을 얻기 어렵다. 따라서 배출권거래제의 효율성에 영향을 미칠 수 있는 장애요인들을 살펴보고 이를 완화시킬 수 있는 방안들을 검토하는 것은 배출권거래제의 성공적인 운영에 있어서 매우 중요하다.

일반적으로 (i) 거래비용이 존재하거나, (ii) 시장지배력을 가진 참여자가 있거나, (iii) 온실가스 배출규제 이외에 다른 규제가 존재할 때, 그리고 (iv) 시장 불확실성이 클 경우 배출권거래제의 효율성은 저해된다(Tietenberg, 2006;

1) 달리 말하면, 이른바 코즈의 정리(Coase Theorem)이 성립됨을 뜻한다.

Hahn and Stavins, 2011). 이처럼 효율성 저해요인들이 존재하는 경우에는 효율적 배분과 동일하게 초기할당을 할 때에만 효율성이 달성된다. 초기할당과 효율적 배분점이 서로 일치하기 위해서는 규제 당국이 참여업체들의 한계감축비용을 정확히 알아야 한다. 그러나 참여업체들의 한계감축비용을 정확히 안다는 것은 현실적으로 불가능하며 배출권거래제 도입의 취지에도 어긋난다. 왜냐하면 배출권거래제를 도입하는 이유가 시장참여자들에 대한 정보가 없어도 참여자들의 자발적인 거래를 통해 주어진 감축목표를 비용효과적으로 달성하는데 있기 때문이다.

이처럼 배출권거래제의 효율성을 해치는 다양한 요인들이 있는 상황에서 배출권거래제 도입의 본래적 취지를 살리기 위해서는 정밀한 제도 설계를 통해 후생손실을 최소화해야 한다. 따라서 본 논문은 우리나라 배출권 시장의 여건을 효율성 저해 요인의 관점에서 평가해보고 어떻게 하면 비용효과성을 저해하는 요인들을 최소화할 것인가에 초점을 맞추고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 배출권거래제의 비용효과성을 저해하는 요인들에 대해 살펴본다. 제3장에서는 우리나라 배출권거래제도의 주요 특징을 살펴본다. 제4장에서는 앞서 검토한 시장 왜곡 요인의 시각에서 우리나라 배출권 시장을 평가해본다. 제5장은 효율적인 시장 설계를 위한 정책 방향에 관해 논의하며 제6장에서 본 논문을 매듭짓기로 한다.

II. 배출권거래제의 효율성 저해 요인들

지금까지 배출권거래제의 효율성을 해치는 요인들에 대한 많은 이론적·실증적 연구들이 수행되어 왔다. Tietenberg(2006)와 Hahn and Stavins(2011)는 기존 연구들에 대한 폭 넓은 검토를 통해 배출권거래제의 시장 왜곡 요인들을 체계적으로 분류하여 소개하고 있다.²⁾ 본 절에서는 그들의 연구에서 공통적이며 핵심적인 몇몇 요인들—(i) 거래비용, (ii) 시장지배력, (iii) 규제, (iv) 불확실성 —을 선별하고 이들 요인들이 배출권거래제의 효율성을 저해하는 경제적 메커니즘에 관해 간략히 살펴본다.

1. 거래비용

배출권거래제가 도입되는 상황에서 거래비용이 상당한 수준인 경우에는 사회 전체적인 감축비용은 최소화되지 못할 수 있으며, 초기할당 결과에 따라 거래 후 최종배분 또한 달라질 수 있다.³⁾ 여기서 거래비용이라고 함은 (i) 배출권의 거래 상대방을 탐색하고 관련된 정보를 수집하는데 들어가는 탐색 및 정보비용, (ii) 거래 당사자들이 지불해야 하는 협상비용(거래조건 협상에 소요되는 시간과 법적 비용, 거래 중개수수료 및 각종 보험료 등을 포함) (iii)

2) Tietenberg(2006)는 초기할당의 비용 효과성에 영향을 주는 요인들로서 (i) 이중배당 (ii) 신규 오염원에 대한 차별적 대우 (iii) 시장지배력 (iv) 전략적 행동 (v) 거래비용 (vi) 규제받는 시장의 존재를 지적하고 있다. Hahn and Stavins(2011) 또한 거래비용, 시장 지배력 및 차별적 규제와 더불어 (vii) 비용최소화 이외의 행동 유인, 등을 주요 요인으로 들고 있다.

3) 이는 거래비용이 존재할 경우 Coase의 정리가 성립되지 않을 수 있다는 것과 일맥상통한다.

거래의 신뢰성과 법적 이행을 담보하는데 소요되는 감독 및 이행강제비용 등을 말한다(Hahn and Stavins, 2011).⁴⁾

거래비용이 존재할 경우 기업들이 얻는 거래 단위 당 편익(gains from trade)은 줄어든다. 이에 따라 거래비용이 없다면 거래를 통해 상호간에 편익을 얻을 수 있는 상황이라고 하더라도, 거래비용이 그러한 편익을 상회할 경우 거래가 발생하지 못하게 되고 그로인해 거래량이 줄어들 수 있다. 따라서 거래 후 최종 균형에서 발생하는 사회 전체의 총 감축비용은 거래비용이 없을 때에 비해 커지게 된다. 또한 거래비용으로 인해 거래 후 최종배분은 초기할당 결과에 따라 달라질 수 있다. Stavins(1995)는 비교정학(comparative statics)적 방법론을 이용하여 한계거래비용이 증가하거나 감소하는 경우 거래 후 최종배분이 초기할당 결과에 따라 달라진다는 것을 입증하였다. 단, 한계거래비용이 일정할 경우에는 거래 후 최종배분과 초기할당 간의 독립성은 여전히 유효함을 보였다.⁵⁾

사실 거래비용이 존재할 경우 후생손실을 피할 수 있는 유일한 방법은 초기할당을 사회적 최소비용균형점과 동일하게 할당을 하는 것이다. 그러나 이는 현실적으로 불가능하며, 앞서 언급한 바와 같이 규제 당국이 개별 기업들의 한계감축비용을 모른다고 하더라도 참여 기업들 간의 자발적인 거래를 통해 비용효과적 배분점을 찾아가도록 한다는 배출권거래제 도입 취지에도 어긋난다. 따라서 논의 초점은 거래비용의 크기가 얼마나 될지 그리고 어떻게 거래비용을 낮출 것인지에 맞추어져야 할 것이다.

4) 이에 대한 보다 자세한 내용은 Stavins(1995)와 Hahn and Stavins(2011)를 참조하기 바란다.

5) 그러나 이는 초기할당의 근방에서만 성립되는 것으로써 할당 가능한 모든 영역에서 성립되는 결과는 아니다. 한계거래비용이 고정되어 있다고 하더라도 초기할당이 일정 구간 내에서 이루어질 때에만 초기할당과 거래 후 최종배분의 독립적 특성(independence property)이 유지된다.

2. 시장지배력

배출권거래제가 비용효과적인 결과를 가져다준다는 이론적 결과는 경쟁적 배출권 시장의 가정으로부터 도출된다. 경쟁적 배출권 시장은 배출권 시장의 참여기업들이 배출권의 가격을 주어진 것으로 받아들이고, 어떤 기업도 전략적 행동을 통해 배출권 시장 가격에 영향을 주지 못한다는 것을 뜻한다. 그러나 특정 기업이 시장에서 전략적 행동을 통해 배출권 가격에 영향을 미칠 수 있을 경우 이론에서 예상하는 것과 다른 결과가 나타날 수 있다.

Tietenberg(2006)는 배출권 가격에 영향을 미치는 전략적 행동에 관한 두 가지 유형을 소개하고 있다. 첫 번째 유형은 배출권 시장 자체에 대해 시장지배력을 행사하는 유형으로서, 전략적 행동을 통해 배출권 가격에 영향을 주어 배출권 구입 비용을 최소화하거나 판매 수익을 극대화하는데 초점이 맞추어져 있다.⁶⁾ 두 번째 유형은 배출권 시장보다는 상품시장에서의 경쟁에 영향을 미치고자 하는 유형으로서, 배출권 가격을 지렛대(leverage)로 삼아 상품시장에서 이윤을 극대화하는데 초점이 맞추어져 있다. 특히 두 번째 유형의 경우 시장지배력 행사의 목적이 배출권 시장 자체에 있다고 하기 보다는 상품시장의 경쟁 제한을 통한 이윤 극대화에 있기 때문에 시장배제적 가격설정 행위(exclusionary price manipulation)로 부른다.⁷⁾ 이러한 시장배제적 가격설정 행위는 배출권 가격을 통해 상품시장에서 경쟁기업의 비용을 인위적으로 상승시켜 경쟁우위를 확보함으로써, 최종 상품에서 벌어들이는 이윤을 높이는 행위라는 점에서 Salop and Scheffman(1983, 1987)의 경쟁기업 비용인상(raising

6) Hahn(1984)은 시장지배력이 배출권 시장의 효율성에 미치는 영향을 최초로 분석하였다.

7) Misiolek and Elder(1989)는 Hahn(1984)의 모형을 확장하여 상품시장에서 경쟁우위를 확보하기 위해 배출권 시장에서의 시장지배력을 활용할 수 있음을 입증하고 있다. 한편, Malueg(1990)은 상품시장의 경쟁 정도가 배출권 시장과 사회후생에 미치는 영향에 대해 검토하고 있다.

rival's costs) 전략과 사실상 동일하다.⁸⁾

그런데 이러한 두 번째 유형의 전략적 행동은 배출권 시장에 참여하는 기업들이 상품시장에서도 같이 참여하여 경쟁하는 경우에 발생한다. 만일 배출권거래제 대상 기업들이 상품시장에서는 서로 다른 시장에 참여하는 경우에는 앞서 언급한 시장배제적 가격설정 행위의 가능성은 크게 낮아진다. 본 연구에서 관심을 두고 있는 온실가스 배출권거래제에는 철강, 발전에너지, 반도체 등 서로 이질적인 업종의 기업들이 참여하므로 두 번째 유형의 시장지배력 행사는 거의 발생하지 않을 것으로 보인다.⁹⁾

배출권 시장에서 시장지배력이 존재할 경우 거래 후 최종균형은 효율적 균형과 달라져 사회 전체적인 감축비용은 높아지게 된다. 구체적으로 살펴보면 만일 시장지배력을 가진 기업이 다량의 배출권을 할당받아 배출권의 독점공급자가 될 경우 경쟁적 시장에서의 감축량보다 더 적게 감축하고 다수의 소규모 기업들은 효율적인 수준에 비해 더 많은 양을 감축하게 된다. 반대로 시장지배력을 가진 기업이 적은 양의 배출권을 할당받아 수요독점 기업이 될 경우 시장이 경쟁적일 때에 비해 더 많이 감축하게 되고 다수의 소규모 기업들은 효율적인 수준보다 적은 양을 감축하게 된다(Montero, 2009).

또한 시장지배력이 존재할 경우에도 거래 후 최종배분이 초기할당 수준에 의존하므로 초기할당 결과에 따라 사회 후생의 크기가 달라진다. 모든 할당 가능한 초기배분에 대하여 1대 1로 대응되는 거래 후 최종 균형점이 존재하며, 거래 후 최종 균형점에서의 후생손실 크기는 초기할당이 효율적 균형점과 가까울수록 줄어든다. Hahn(1984)이 제시한 결과에서처럼 최소비용균형을 달성할 수 있는 유일한 경우는 초기할당이 매우 정확하게 이루어져 초기할당과 효율적 균형점이 일치할 때뿐이다.

8) 경쟁기업 비용의 인위적 상승 전략은 Salop and Scheffman(1983, 1987)을 참조하라.

9) 배출량 규제의 대상이 국가인 경우 시장지배력이 주요 쟁점이 될 수 있다. Westskog(1996)은 CO₂에 대한 국가 간 배출권거래제에서 시장지배력의 문제를 이론적으로 제기한 바 있으며, Hahn and Stavins(2011)은 교토 프로토콜 하의 국가 간 배출권거래제에서 시장지배력이 효율성 저해의 주요 원인 중 하나라고 지적하고 있다.

3. 규제

배출권거래제 참여업체에 대해 온실가스 규제뿐만 아니라 다른 유형의 규제가 존재하는 경우에는 그러한 규제가 참여업체들의 비용최소화 행동에 왜곡을 일으킬 수 있다. 특히 전력과 같은 공공서비스를 제공하는 기업들에 대한 규제가 존재하고 그러한 규제가 시장의 객관적인 상대가격 비율과 상이할 경우 비용효과적인 사회적 배분을 달성하지 못할 수 있다(Hahn and Noll, 1983; Hahn and Hester, 1989; Bohi and Burtraw, 1992; Tietenberg, 2006; Hahn and Stavins, 2011).

Bohi and Burtraw(1992)의 예를 통해 보다 자세히 살펴보자. 주어진 감축 목표를 달성하기 위해 감축기술에 대한 직접 투자와 배출권 구입이라는 두 가지 선택지를 가진 공공서비스기업을 고려하자. 또한 정부로부터 일정한 원칙에 따른 투자보수율 규제를 받고 있다고 가정해보자. 비용최소화를 목표로 하는 공공서비스기업은 감축기술과 배출권 구입 간의 기술적 대체율과 시장의 객관적 교환비율, 즉 기업이 직면하는 경제적 대체율이 서로 일치하는 지점에서 감축자산 투자와 배출권 구입의 조합을 선택하려고 할 것이다. 그런데 투자보수율 규제 원칙이 감축기술 투자에 비하여 배출권 구입에 더 불리하게 설정될 경우 기업이 실제로 직면하는(주관적인 의미의) 경제적 대체율과 시장의 객관적 교환비율이 서로 달라진다. 기업은 기술적 대체율과 경제적 대체율이 서로 일치하는 지점에서 의사결정을 하게 되는데, 사회 전체적인 감축비용이 최소화되기 위해서는 기술적 대체율과 시장의 객관적 교환비율이 일치해야 하므로 균형에서 비효율적인 자원 배분이 일어난다. 여기서는 감축기술 투자에 대해 더 우호적인 형태로 규제 원칙이 설정되므로 사회적 최적 수준에 비해 과잉 투자가 일어나게 되며 그 반대의 경우에는 과소 투자가 발생한다.

4. 불확실성

배출권 가격의 불확실성이 클 경우에도 배출권거래제의 비용효과성이 훼손될 수 있다. 배출권거래제에 참여하는 기업들이 위험회피적인 성향을 보일 경우 가격 불확실성은 기업들의 최적 감축투자 유인을 왜곡시킨다. 초기에 소규모의 배출권을 할당받은 기업들은 미래의 높은 할당배출권 가격에 대비하여 감축기술에 과다하게 투자하는 경향이 있으며, 반대로 많은 배출권을 할당받은 업체는 가격 급락의 위험을 헤지(hedge)하기 위해 온실가스 감축기술에 지나치게 적게 투자하는 경향이 있다(Badlursson and von der Fehr, 2004; Hahn and Stavins, 2011). 이로 인해 배출권 가격에 불확실성이 존재하며 참여기업들이 위험회피적인 성향을 보이는 상황에서는 사회 전체적으로 효율적인 자원배분을 달성하기 어렵다.

Ⅲ. 우리나라 배출권거래제도 주요 특징

본 장에서는 「온실가스 배출권의 할당 및 거래에 관한 법률(이하 배출권거래법)」 및 동법 시행령과 「국가 배출권 할당계획」에 나타난 우리나라 배출권거래제도의 시행시기와 범위 및 할당방식에 대하여 살펴보기로 한다.

1. 시행시기와 범위

우리나라 온실가스 배출권거래제는 2015년 1월부터 시행되었다. 기본적으로 계획기간은 5년 단위로 설정되지만 2020년 국가 온실가스 감축목표 달성을

체계적으로 관리하기 위하여 2020년까지는 3년 단위로 설정된다. 이에 따라 제1차 계획기간은 2015년부터 2017년까지, 그리고 제2차 계획기간은 2018년부터 2020년까지이다.

배출권 거래의 대상이 되는 온실가스는 교토의정서에서 지정하고 있는 6대 온실가스를 모두 포함한다. 특히 우리나라 배출권거래제의 가장 주목할 만한 특징 중 하나는 직접배출뿐만 아니라 간접배출도 포함하고 있다는 점이다. EU, 미 캘리포니아 등 대다수 온실가스 배출권거래제는 직접배출만을 규제 대상에 포함하고 있다. 우리나라 배출권거래제에서 간접배출을 포함한 이유는 정부가 전력소매가격을 일정 수준으로 통제하고 있으므로 직접배출만을 포함할 경우 최종소비자의 전력수요 감축유인을 건인해내기 어렵기 때문이다.

배출권거래제에는 최근 3년간 연평균 125천CO₂톤 이상을 배출하는 업체 또는 25천CO₂톤 이상을 배출하는 시설(facilities)을 가진 업체가 의무적으로 참여하도록 되어 있으며, 자발적으로 참여를 원하는 경우에도 참여할 수 있다. 배출권거래제 대상범위에 포함되지 않는 제3자(third party)도 원칙적으로는 거래에 참여 가능하지만 투기적 세력에 의한 시장 교란행위를 방지한다는 차원에서 제2차 계획기간(~2020년)까지는 4대 공적금융기관에 대해서만 참여가 허용된다.¹⁰⁾

2. 배출권의 할당

할당대상업체에 대한 배출권의 할당은 부문별·업종별 감축목표, 할당대상업체의 과거 배출량 실적 또는 기술수준, 계획기간 중 해당 업종 또는 할당대상업체의 예상 성장률 등을 고려하여 결정한다. 다만 구체적인 할당량 산정방법 및 절차 등은 배출권 할당계획에서 정하도록 한다. 계획기간에 대한 배출권 할당계획은 계획기간 시작 6개월 전까지 관계부처 협의를 거쳐 주무관청

10) 4대 공적금융기관은 한국산업은행, 정책금융공사, 중소기업은행, 한국수출입은행을 말한다.

인 환경부에서 고시하여야 한다. 업체별 할당량을 산정하는 방식은 ‘과거배출량 기반 할당’과 ‘과거활동자료 기반 할당’으로 구분되는데, 1차 계획기간에는 시멘트, 정유, 항공 등 일부 업종에만 과거활동자료 기반 할당방식을 적용하고, 대부분 업종에 과거배출량 기반 할당방식을 적용하였다.

배출권은 당분간 무상할당 중심으로 이루어질 예정이다. 제1차 계획기간 동안에는 100% 무상할당하며, 제2차 계획기간에는 97% 무상할당, 그리고 제3차 계획기간 이후에는 90% 미만을 무상으로 할당하도록 하였다. 다만 급격한 비용 상승이나 국제 경쟁에 노출이 심한 업종에 대해서는 100% 무상할당하도록 예외 규정을 마련해두고 있다.

끝으로 신규진입자를 위한 배출권 할당, 시장안정화 조치 등을 위하여 총 배출권의 일정 비율을 예비분으로 보유해야 하며 그 비율은 배출권 할당계획에서 정하도록 하였다. 한편 예상치 못한 생산품목의 변경, 사업계획의 변경 등으로 인해 배출량이 배출권 할당량에 비해 30% 이상 증가할 경우 배출권 추가 할당을 신청할 수 있다. 신청에 의한 추가 할당은 배출권 예비분의 범위 내에서 사용한다.

IV. 우리나라 배출권거래제에 대한 평가

배출권거래제가 이제 막 시행된 시점에서 우리나라 시장을 평가하기에 다소 이른 감이 없지 않다. 하지만 배출권거래제의 성공적인 정착을 위해서는 우리나라 시장이 여러 비효율성 발생 요인들에 취약한지 사전에 검토하여 제도가 효율적으로 작동할 수 있도록 보완해나갈 필요가 있다. 다음 소절에서는 앞서 소개한 네 가지 효율성 저해 요인의 시각에서 우리나라 배출권거래시장을 검토해보기로 한다.¹¹⁾

11) 심성희(2012)는 거래비용, 시장지배력 및 규제 등 세 가지 효율성 저해 요인을 검토한

1. 높은 거래비용

기존 문헌에 따르면 배출권거래시장에 참여하는 기업들의 수가 현저히 적어 시장이 얇고(thin market) 시장참여자들의 다수가 중소기업일 경우 거래비용이 높을 수 있다(Burtraw 1996; Kerr and Mare, 1998; Hahn and Stavins, 2011). 또한 거래에 참여하는 기업들이 서로 다른 기술을 이용해 매우 이질적인 제품을 생산할 경우에도 거래 당사자에 대한 탐색 및 정보비용이 높아 거래비용이 클 수 있다(Gangadharan, 2000; Hahn and Stavins, 2011).

먼저 우리나라 온실가스 배출권거래시장은 EU 배출권 시장과 비교할 때 시장 참여자 수가 상당히 적은 실정이다. 국가 배출권 할당계획에 따르면 제1차 계획기간 동안의 배출권거래제 참여업체는 자발적 참여 신청 3개 업체를 포함하여 총 526개 업체이다.¹²⁾ 이는 12,000여개 이상의 설비가 참여하는 EU 배출권 시장에 비해 현저하게 적은 규모이다. 이와 더불어 배출권거래제법에서는 2차 계획기간이 끝나는 2020년까지 할당대상업체 이외의 시장참여자로 4개 공적금융기관만 참여 가능하도록 규정하고 있다. 따라서 금융기관 등 여타 배출권 중개업자들의 시장 참여가 원천적으로 제한된다. 반면 EU, 미국 캘리포니아 배출권거래제 등은 할당대상업체 이외에 다양한 경제주체들의 시장 참여를 허용하고 있다. 이에 대해 Ellerman(2008)은 다양한 중개기관들의 참여가 EU 배출권거래시장의 거래비용을 낮추는데 일조하고 있다고 평가하

바 있다. 본 논문에서는 심성희(2012)의 기존 논의를 보완하면서 불확실성이라는 요인을 추가적으로 검토하고 있다.

12) 업체별 할당량에 관한 정보는 비공개 정보이므로 본 연구에서는 2013년도 목표관리제 대상이 된 업체들의 배출량을 기준으로 하여 분석하였다(단, 서울시, 부산시 등 지방자치단체를 제외). 국가 배출권 할당계획에서 거의 대부분 업체들이 과거 배출량 실적에 따라 배출권을 배분받기 때문에 업체별 할당량 자료를 사용하더라도 본 연구의 결과와 대동소이한 결과를 얻을 것이다. 2013년 업체별 온실가스 배출량에 대해서는 온실가스 종합정보센터 홈페이지(www.gir.go.kr)를 참조.

였다. 할당대상업체의 수가 상대적으로 매우 적고 다양한 경제주체들의 시장 참여가 제한되어 있다는 점을 고려할 때 우리나라 배출권거래시장은 적어도 초기에는 높은 거래비용에 직면할 가능성이 있다.

다음으로 우리나라 배출권거래시장에 참여하는 업체들의 배출규모 분포 또한 거래비용을 높이는 방향으로 작용할 수 있다. 2013년 온실가스·에너지 목표관리제 관리업체들 중 배출권거래제 대상 기준에 해당하는 495개 업체의 온실가스 배출량 분포를 살펴보면 대다수의 참여 기업들이 비교적 소규모의 온실가스를 배출하고 있는 것으로 나타났다. <표 1>에서 보여주듯이 배출권 거래제법의 적용 대상이 되는 495개 업체들 중에서 절반 이상인 52.3%는 12만5천CO₂톤 이하인 업체들이었으며 50만CO₂톤 이하를 배출하는 업체들은 전체의 81%에 이르렀다. 반면 100만CO₂톤 이상의 다량의 온실가스를 배출하는 업체들은 전체의 12.3%에 불과한 것으로 나타났다.

<표 1> 배출권거래제 적용 가능 기업들의 배출량 분포

구분	1000만톤 이상	500만톤 ~ 1000만톤	100만톤 ~ 500만톤	50만톤 ~ 100만톤	12.5만톤 ~ 50만톤	2.5만톤 ~ 12.5만톤
업체수	8	11	42	33	142	259
(비중)	(1.6%)	(2.2%)	(8.5%)	(6.7%)	(28.7%)	(52.3%)

그런데 온실가스 배출량을 측정·보고·검증하는 비용(이하 MRV 비용)이 거래비용의 상당 부분을 차지한다. 통상적으로 배출량이 적을수록 규모의 경제를 실현하기 어렵기 때문에 MRV 비용이 상대적으로 높게 나타난다. EU 배출권 시장의 경험에서도 이것은 잘 드러난다. Jaraite et al(2009)는 EU 배출권 거래제 1기에 참여한 기업들을 대상으로 한 설문조사에서 대규모 업체들은 평균 톤당 €0.04의 MRV 비용이 든데 비해 소규모 업체들은 이보다 무려 38배나 높은 톤당 €1.51의 MRV 비용을 지불해야 했다고 지적하고 있다. 따라서 소규모 배출업체들이 다수를 차지하고 있는 우리나라 배출권 시장 또

한 이들의 거래비용을 낮추기 위한 조치들을 마련할 필요가 있다.

끝으로 온실가스 배출권거래제는 거래의 대상이 다양한 오염원으로부터 나오는 ‘온실가스’라는 점에서 참여 기업들의 유형이 다양하다는 특징을 가진다. 철강, 시멘트, 석유화학에서부터 음식담배제조업, 반도체, 조선 등에 이르기까지 생산되는 제품군이 전 산업을 망라하며, 적용 가능한 감축기술 또한 매우 다양하다. 그러한 경우 Gangadharan(2000), Hahn and Stavins(2011) 등이 지적한 바와 같이 탐색 및 정보비용이 높게 나타날 우려가 있다. 특히 이것이 거래비용을 높이는 요인들과 상호 작용할 경우 문제는 더 악화될 수 있다.

2. 강한 시장지배력

우리나라 배출권거래시장의 시장지배력 존재 가능성을 검토해보기 위해 배출권의 시장 집중도를 살펴볼 필요가 있다. 기존 여러 논문들에서도 배출권 시장에서의 시장지배력 존재를 점검하는 일차적인 잣대로 업체별 할당배출권의 점유율을 활용하고 있다(Cramton and Kerr, 2002; Convey and Reymond, 2007; Hahn and Stavins, 2011).¹³⁾ 그런데 현재 우리나라의 경우 업체별 할당배출권 정보를 공개하고 있지 않아 이를 활용하긴 어려운 상황이다.

한 가지 대안은 온실가스 배출권거래제 적용 대상 업체들의 온실가스 배출량을 업체별 할당량의 대리변수로 활용하는 것이다. 특히 1차 계획기간(2015년~2017년)에는 일부업종을 제외하고는 과거 배출실적을 기반으로 하는 100% 무상할당, 2차 계획기간(2015년~2018년)에는 95% 무상할당을 할 예정이므로 업체별 온실가스 배출량은 할당배출권 점유율의 훌륭한 대리지표가

13) 물론 할당배출권의 점유율이 시장지배력의 존재를 평가하는 유일한 기준은 아니다. 그럼에도 불구하고 할당배출권의 보유량이 많을수록 배출권 시장에서 가격설정자로 행동할 수 있는 역량은 커지게 된다. 이러한 관점에서 할당배출권의 점유율은 시장지배력 존재를 판단하기 위한 충분조건은 되지 못하지만 필요조건이 될 수 있다. Misiolek and Elder(1989), Liski and Montero(2010) 역시 할당배출권 수와 시장지배력 간의 연관성을 지적하고 있다.

될 수 있다. Cramton and Kerr(2002)는 업체별 온실가스 배출량을 이용하여 미국에서 연방차원의 배출권거래제를 도입할 경우 시장지배력이 존재하는지 여부를 평가한 바 있다.

우리나라 온실가스 배출권거래제 적용 기준에 해당되는 온실가스·에너지 목표관리제 참여업체(총 495개 업체)들의 2013년도 온실가스 배출량(간접배출량 포함)은 559.5백만CO₂톤이었다. 이중 상위 10개 업체의 온실가스 배출량은 332.5백만CO₂톤으로 전체의 약 60%를 차지하는 것으로 나타났다. (주) 포스코가 79백만CO₂톤을 배출하여 전체 배출량의 14.1%에 달하였고 발전 5개사 또한 각각 5% 이상의 배출 비중을 보여서 몇몇 업체들의 배출량 점유율이 상당히 높은 것으로 나타났다.¹⁴⁾

〈표 2〉 배출량 상위 10개 업체 점유율

업체명	배출량(천톤/CO ₂ eq)	점유율(%)	누적점유율(%)
주식회사 포스코	79,081	14.1	14.1
한국남동발전	53,060	9.5	23.6
한국동서발전	44,179	7.9	31.5
한국남부발전	39,517	7.1	38.6
한국서부발전	37,490	6.7	45.3
한국중부발전	36,580	6.5	51.8
현대제철	14,363	2.6	54.4
쌍용양회공업(주)	11,955	2.1	56.5
SK에너지(주)	8,277	1.5	58.0
S-Oil(주)	8,033	1.4	59.4
소계	332,535	59.4	59.4
관리업체 총계	559,474	100.0	100.00

자료: 온실가스 종합정보센터 홈페이지. 2014년 6월.

14) Cramton and Kerr(2002)는 미 연방 배출권거래제에 참여할 것으로 예상되는 정유, 석탄, 가스 등 에너지 상류기업들의 이산화탄소 배출량을 근거로 계산해본 결과 참여기업들이 1700여개에 달하며 최대 배출업체의 비중이 전체의 5.6%에 불과하므로 미국 배출권거래시장에서 시장지배력은 우려되지 않는다고 주장하였다.

한편, 업체들의 일치된(coordinated) 행동을 통한 시장지배력 행사가 가능하다. 배출권거래제 적용 대상 기업 중 상당수가 우리나라의 독특한 기업지배구조 특성의 하나로 지목되는, ‘재벌’이라는 기업그룹(conglomerates)에 소속되어 있다.¹⁵⁾ 따라서 특정 재벌그룹 내에 속한 기업들이 하나의 기업처럼 일치된 행동을 통하여 시장지배력을 행사할 지도 모른다.

일반적으로 업체들의 일치된 행동에 의한 시장지배력 행사 가능성을 평가하기 위해서는 이들 기업들이 하나의 기업으로 결합되었다고 간주하여 그러한 결합이 경쟁제한성의 우려가 있는지 살펴보면 된다. 여기서는 공정거래법에서 수평적 기업결합이 경쟁을 제한할 우려가 있는지 판단을 내리기 위한 ‘수평적 기업결합에 관한 가이드라인’을 제시하고 있으므로 이를 적용하여 우리나라 배출권 시장 환경을 평가해보기로 한다.

‘수평적 기업결합에 관한 가이드라인’에서 기업결합이 경쟁제한의 우려가 있다고 판단하는데 사용하는 지표와 기준은 국가별로 약간씩 차이가 있다. 우리나라와 미국은 시장집중도를 나타내는 지표로 HHI 지수(Herfindahl-Hirschman Index)¹⁶⁾를 이용하며 EU는 시장점유율과 시장집중도를 함께 고려한다. 동일한 HHI 지수를 활용하더라도 특정한 기업결합이 경쟁을 제한할 우려가 있다고 판단하는 기준은 국가마다 차이가 있다.

15) 예를 들어 포스코 그룹의 경우 (주) 포스코 뿐만 아니라 포스코파워, 포스캠텍, 포스코특수강 등의 업체들로 구성되며 현대자동차그룹에는 현대제철, 현대하이스코, 현대그린파워, 현대차, 기아차 등이 포함된다. 여기서 현대그린파워는 공식적으로는 현대자동차그룹 계열사는 아니지만 상당수의 지분을 현대제철이 보유하고 있어 실질적으로 현대자동차그룹으로 분류할 수 있다. 그 외 삼성, SK, LG, GS그룹 등도 상당수의 배출권거래제 적용 대상업체들을 포함하고 있다.

16) HHI 지수는 시장집중도를 측정하는 지수로서, 시장에 n 개의 회사가 있고, s_i 가 회사 i 의 시장점유율을 나타낼 때 다음과 같이 계산되며, HHI가 높을수록 시장집중도가 높다고 할 수 있다. 보다 자세한 내용은 Viscusi 외(2005)를 참조하기 바란다.

$$HHI = (100s_1)^2 + (100s_2)^2 + \dots + (100s_n)^2$$

미국은 기업 결합 후 HHI 지수가 1500 이상이고 결합 전과 후의 HHI 변화폭이 100 이상일 경우엔 경쟁제한의 우려가 있다고 간주하며, 기업 결합 후 HHI 지수가 2500 이상이고 HHI 변화폭이 200 이상일 경우엔 경쟁제한의 우려가 높다고 간주한다(U.S Department of Justice and Federal Trade Commission, 2010). 우리나라는 기업 결합 후 HHI 지수가 1200에서 2500 미만인 경우에는 결합 전과 후의 HHI 변화폭이 250 이상일 때에만 경쟁제한의 우려가 있다고 보며, 결합 후 HHI 지수가 2500 이상인 경우에는 HHI 변화폭이 250 이상일 때 경쟁제한의 우려가 있는 것으로 간주한다(공정거래위원회고시 제2011-12호 참조). EU는 결합 후 HHI 지수가 1000에서 2000 미만이면서 HHI 변화량이 250 이상이거나 HHI 지수가 2000 이상이고 HHI 변화량이 150 이상일 때 경쟁제한성의 가능성이 우려된다고 간주한다. 또한 EU는 시장점유율 이외에도 기업의 결합 후 시장점유율이 25%~50%일 경우에도 경쟁상의 위험을 유발할 수 있는 것으로 간주한다. 물론 경쟁제한의 우려가 존재하거나 높다고 하더라도 해당 기업결합이 당연 위법(per se illegal)으로 간주되는 것은 아니며 결합에 따른 효율성 개선 효과 등을 종합적으로 고려하여 허용 여부를 결정한다(European Union, 2004). 이를 정리하면 아래 <표 3>과 같다.

<표 3> 국가별 수평적 기업결합의 경쟁제한성 심사 기준

국가	기준
우리나라	① 결합 후 HHI가 1200 ~ 2500 미만 & HHI 변화량 250 이상 ② 결합 후 HHI가 2500 이상 & HHI 변화량 150 이상
미국	① 결합 후 HHI가 1500 이상 & HHI 변화량 100 이상 (단, 결합 후 HHI가 2500 이상 & HHI 변화량 200 이상일 경우 높은 수준의 경쟁제한성 우려)
EU	① 결합 후 HHI가 1000 ~ 2000 미만 & HHI 변화량 250 이상 ② 결합 후 HHI가 2000 이상 & HHI 변화량 150 이상 ③ 결합 후 시장점유율이 25% ~ 50%

우리나라 목표관리제 적용 대상업체들을 대상으로 배출량 점유율의 HHI를 구해본 결과 528인 것으로 나타났다. 따라서 우리나라, 미국 및 EU 등의 기준을 적용하더라도 배출권 시장의 시장집중도는 높지 않은 것으로 나타나 시장지배력의 우려는 크지 않았다.

하지만 한국전력공사 및 6개 발전자회사에 대해서는 하나의 기업집단으로 간주하여 별도로 분석해 볼 필요가 있다.¹⁷⁾ 그 이유는 다음과 같다. 6개 발전자회사는 한국전력공사가 100% 지분을 보유하고 있는 동일 업종의 비상장법인이다. 특히 배출량의 대부분을 책임지는 발전5개사의 경우 화석연료 중심의 발전설비를 가지고 있어 한계감축비용이 서로 유사하며 외부 환경에 대한 작업체별 대응방향 또한 대동소이할 것으로 사료된다. 결국 한전 및 발전자회사의 경우 사실상 서로간의 이해관계가 병립하는 하나의 기업집단으로 볼 수 있으며 이로 인해 암묵적인 형태의 상호 협력(coordination)이 발생할 우려가 높다.¹⁸⁾

이처럼 한국전력공사 및 6개 발전자회사를 하나의 기업으로 간주할 경우 HHI는 1717로 크게 증가하였다.¹⁹⁾ 앞선 분석에서 HHI가 528임을 감안할 때 우리나라, 미국, EU의 경쟁제한 위험 기준에 모두 속하는 것으로 나타났다. 또한 이들 업체의 단순 시장점유율은 전체 배출량의 38.5%를 차지하였는데

17) 여기서 6개 발전사는 남동발전, 동서발전, 남부발전, 서부발전, 중부발전 및 한국수력원자력을 말한다.

18) 한전 및 발전자회사 이외에 포스코, 삼성, 현대 등 재벌기업 집단을 대상으로 분석해볼 수도 있다. 그러나 배출권거래제 대상업체에 속해 있는 동일 재벌그룹 소속 계열사들의 업종 유형이 다양한 경우가 많아 한계감축비용이 서로 제각각인 관계로 계열사별 이해관계가 병립하기 어려운 경우가 많다. 또한 대부분 상장법인인 까닭에 재벌집단 차원의 일치된 행위(coordinated behavior)가 특정 계열사에 불리할 경우 여러 가지 법적 문제가 제기될 수 있다. 따라서 여기서는 동일 재벌그룹 소속 기업들을 하나의 기업집단으로 간주한 분석은 별도로 수행하지 않았다.

19) 미국의 경쟁법 기준으로 볼 때 우리나라 배출권 시장은 다소간 집중화된 시장(moderately concentrated market)으로 분류된다. 미국 수평적 기업결합 가이드라인에 의하면 HHI가 1500~2500 미만인 시장을 다소간 집중화된 시장, HHI가 2500 이상인 시장은 고도로 집중화된 시장(highly concentrated market)으로 분류한다.

이 수치는 EU의 세 번째 기준에도 적용되는 것이다. 결론적으로 우리나라 배출권거래시장은 한전 및 발전자회사들의 시장지배력 행사가 우려되는 다소간 집중화된 시장으로 판단되므로 시장지배력에 의한 효율성 저해 가능성에 주의를 기울여야 할 것이다.

우리나라 시장과 달리 EU 배출권거래시장에 대한 평가는 다소 엇갈린다. Convery and Redmond(2007)에 따르면 EU-ETS 제1기의 상위 10개 업체 배출권 할당량은 전체의 20.8%에 불과했다. 상위 10개 업체들은 대부분 발전사들이었는데 이들을 대상으로 HHI를 구해본 결과 HHI 값이 310으로 나타나 EU-ETS에서 시장지배력은 존재하지 않는다고 주장하였다.²⁰⁾ 그러나 Hintermann(2009)은 대형 발전사들에 대한 과도한 무상 할당으로 인해 발전사들이 배출권 가격을 효율적인 수준보다 인위적으로 높게 형성시켰다고 결론지었다.

3. 발전부문에 대한 규제

배출권거래제와 별도로 발전부문에서의 몇몇 규제로 인해 우리나라 배출권거래제의 비용효과성이 저해될 우려가 있다. 가장 대표적인 것으로 고정된 전력소매요금을 꼽을 수 있다. 우리나라의 전력소매요금은 물가안정과 같은 여타의 이유로 인해 정부의 규제를 받아왔다. 계통한계비용에 따라 비교적 유연하게 변동되는 전력도매요금과는 달리 우리나라의 전력소매요금은 일정하게 고정되어 있으며 정부의 승인 하에서만 요금조정이 가능하다. 그간 우리나라의 전력소매요금수준은 공급원가에 미치지 못한 상태로 묶여 있어서 2000년대 이후 전력으로의 편향화가 빠르게 진행되어 왔다.²¹⁾

20) 유사하게 Hahn and Stavins(2011)도 EU-ETS에서 시장지배력은 문제가 되지 않았다고 주장하였다.

21) 모든 에너지원 가운데 전력은 2000년 이후 가장 많은 소비증가량(19.5백만 TOE)을 기록하였다. 이에 따라 최종에너지에서 전력이 차지하는 비중은 1990년에 10.8%에서

고정된 전력소매가격은 시장에 기반한 배출권거래제와 근본적으로 상충된다. 통상적으로 발전부문의 온실가스 배출량 감축은 두 가지 경로를 통해 발생한다. 하나는 발전사 자신의 감축행동에 의한 직접효과이다. 다른 하나는 배출권 구입비용 등을 포함한 발전사의 의무준수 이행비용이 전력소매요금에 반영됨으로써 최종소비자들이 전력소비를 줄이게 되고 그에 따라 발전사의 배출량이 줄어드는 간접효과이다. 그런데 전력소매가격이 고정되어 있을 경우 전력소매가격에 탄소가격이 전가되지 못해, 즉 가격신호 기능이 제대로 작동하지 않아서 후자의 효과가 발생하지 않는다. 이에 따라 주어진 감축의무를 달성하기 위해서는 발전사들이 더 많은 직접 감축비용을 지불해야 하므로 사회전체적인 감축비용은 최소화되지 못한다.

이러한 문제를 해결하기 위한 한 가지 방편으로 우리나라에서 도입한 제도가 바로 간접배출을 거래 대상에 포함시키는 것이다. 최종소비자들에게 전력소비에 따른 간접배출까지 줄일 의무를 부과함으로써 최종소비자들의 전력소비 절감을 유도하자는 것이다. 이럴 경우 앞에서 언급한 이른바 ‘간접효과’를 최종소비자들의 직접 감축노력을 통해 얻을 수 있게 된다. 그러나 간접배출을 포함시키게 되면 또 다른 부작용을 낳을 수 있는데 이에 대해서는 이어지는 소절에서 자세히 검토해보기로 한다.

다음으로 발전사들에게 부과되는 RPS 의무 또한 배출권거래제의 비용효과성을 저해할 수 있다. RPS 제도는 발전량의 일정 비율이상을 신재생에너지를 통해 발전하도록 의무화하는 제도이다. 발전사들은 주어진 감축의무를 달성하기 위해 발전원을 가스나 신재생으로 전환하거나 배출권을 구입함으로써 감축의무를 이행할 수 있다. 이때 발전사들은 설비제약, 발전연료 수급 상황과 같은 제약조건하에서 최소의 비용으로 감축의무를 이행하기 위한 전원믹스와 배출권 구입의 조합을 선택할 것이다. 그런데 만일 최적의 전원믹스하의 신재생에너지 발전량보다 RPS 제도에서 요구하는 신재생에너지 발전량이 많을 경우에 발전사는 주어진 감축량을 달성하기 위해 비용최소화 수준을 상회하

2012년 19.0%까지 확대되었다.

는(suboptimal) 전원믹스와 배출권 구매 조합을 선택할 수밖에 없다. 이로 인해 주어진 감축량을 달성하는데 소요되는 감축비용은 최적화되지 못한다. 우리나라는 2012년부터 RPS 제도를 시행하고 있는데, 일각에서는 발전사들이 충족시켜야 할 RPS 의무가 지나치게 높아 이를 재조정할 필요가 있다는 지적이 있다. 실제로 국내 주요 발전 5개사는 RPS 의무를 이행하지 못하고 상당 금액의 과징금을 물은 바 있다.

그럼에도 불구하고 RPS 제도는 단지 온실가스 감축이라는 목표이외에도 에너지 자립도 향상, 자국의 신재생에너지 산업 기반 강화 및 고용 창출이라는 추가적인 편익을 제공한다는 사실에 주목할 필요가 있다(Berry and Jaccard, 2001; Komor and Bazilian, 2005; Lipp, 2007). 따라서 RPS 의무의 재조정은 단순히 배출권거래제 자체의 비용 효과성을 제고한다는 관점을 넘어서는 복잡한 문제이다. 이에 대한 구체적인 논의는 본 논문의 범위를 넘어서므로 여기서 다루지는 않기로 한다.

4. 높은 가격 불안정성

앞 소절에서 언급한 바와 같이 우리나라 배출권거래제의 주요한 특징 중 하나가 발전부문의 직접배출 뿐만 아니라 최종소비자들에 의한 간접배출에 대해서도 감축의무를 부과한다는 점이다. Chatterton(2013)에 따르면 간접배출을 배출권거래체계 내에 포함할 경우에 최종소비자들의 전력 수요 감축노력의 결과로 발생하는 온실가스 감축실적이 발전사들에게 “0”의 비용으로 이전되는 효과가 발생한다. 이로 인해 시장에 배출권 공급이 크게 늘어나는 공급 충격(supply shocks)으로 이어져 배출권 가격의 급락을 가져올 수 있다.

본 논문에서는 간접배출을 배출권거래에 포함시킴에 따라 경기변동으로 인한 시장 불안정성이 증폭될 수 있다는 점에 주목한다. 정확하게 BAU 배출경로를 예견하기 어려운 상황에서, 예기치 않은 경기변동은 배출권의 과잉 또는

결손을 야기한다. 그런데 간접배출까지 거래 대상에 포함되면 이와 같은 배출권 과잉 또는 부족 현상은 더욱 심화될 수 있다. 예를 들어 경제불황으로 인해 제조업부문의 생산활동이 둔화되면 당초 예상보다 에너지수요가 줄어들어 제조업부문에서 잉여 배출권이 발생한다.²²⁾ 그런데 제조업의 전력 수요 감소는 발전부문의 직접배출량 감소를 의미하므로 발전부문에서도 그만큼의 잉여 배출권이 추가적으로 발생한다. 따라서 이른바 잉여 배출권의 과잉('hot air') 문제가 더욱 커질 수 있다. 반대로 경기 활황으로 인해 전력수요가 늘어나 제조업부문에서 배출권 수요가 늘어나면 발전부문의 직접배출량이 늘어나 발전부문도 배출권의 수요자로 시장에 참여함으로써 배출권 부족현상이 심화된다.

다시 말해, 간접배출의 포함은 경기변동에 따른 배출권 과부족 문제를 더욱 심화시키는 방향으로 작용한다. 결국 문제의 핵심은 제조업부문의 잉여 배출권을 발전부문에서 소화한 EU 배출권 시장과 달리 우리나라 시장에서는 경기변동에 따른 배출권 시장 충격을 흡수할만한 주체가 없다는데 있다.²³⁾

경기변동에 민감한 배출권 시장은 배출권 가격의 급등락을 야기하여 기업들이 직면하는 가격위험을 높인다. 앞서 지적하였듯이 가격 불확실성 하에서 참여 기업들이 위험기피적인 성향을 보이는 경우 온실가스 감축기술에 과잉 또는 과소 투자함으로써 효율적인 자원배분이 달성되지 못한다. 그러한 경향은 가격 변동성이 커질수록 더욱 강화되므로 간접배출 포함에 따른 배출권 과부족 악화를 해결할 적절한 보완장치가 필요하다.

22) 특히 전력 다소비 업종인 철강, 석유화학 및 반도체, 자동차, 기계 등을 포함하는 조립 금속업종에서 간접배출량 감소로 인한 잉여 배출권이 다량 발생할 것으로 예상된다. 그런데 이들 업종은 우리나라 대표적인 주력업종으로서 경기변동에 민감한 특징을 가진다.

23) EU의 경우 소비자에게 상대적으로 쉽게 비용으로 전가할 수 있는 발전부문에 대해서는 할당을 엄격히 한 반면, 산업부문에 대해서는 다소 넉넉한 할당이 이루어졌다. 이에 따라 발전사에서 에너지다소비업체로 3년간 약 45억 유로가 이전되었다 (노종환, 2014)

V. 효율적 시장 설계를 위한 논의

1. 평가 결과의 요약

제4장에서 주요 문헌들에서 배출권거래제의 효율성을 제약할 수 있다고 지적하는 네 가지 요인들의 관점에서 우리나라 배출권거래시장을 평가해 보았다. <표 4>는 주요한 시장 왜곡의 유형, 우리나라 시장 환경에서 바라본 왜곡의 가능성, 그리고 그러한 왜곡을 일으키는 주요 요인들을 요약해서 보여주고 있다.

<표 4> 우리나라 배출권거래제에 대한 평가 결과 요약

시장 왜곡 유형	시장 왜곡 가능성	시장 왜곡의 주요 요인
거래비용	높음	<ul style="list-style-type: none"> · 소수의 시장 참여자 · 소규모 배출 업체 중심의 편향된 분포 · 이질적인 시장 참여자
시장지배력	높음	<ul style="list-style-type: none"> · 높은 시장집중도 · 일부 기업그룹(특히 한전 및 자회사)의 협조적 행동
규제	보통	<ul style="list-style-type: none"> · 고정된 전력소매요금 · RPS 제도
불확실성	높음	<ul style="list-style-type: none"> · 간접배출 포함 · 경기변동

<표 4>가 보여주는 바와 같이 검토한 네 가지 요인들 중에서 규제를 제외한 나머지 세 가지 요인이 우리나라 배출권거래제의 효율성을 제약할 것으로

예상된다. 규제의 경우 고정된 전력소매요금의 문제를 간접배출 포함을 통해 일정 부분 해결할 수 있으며 RPS 제도는 온실가스 감축 이외의 정책 목표에 부응한다는 점에서 단순하게 비용효과성만을 가지고 논하기는 어려운 문제다. 따라서 아래에서는 거래비용, 시장지배력 그리고 불확실성, 특히 간접배출 포함에 따른 가격 불안정성에 초점을 맞추어 이러한 문제들을 보완할 수 있는 방안을 논의해보기로 한다.

2. 정책 제언

1) 거래비용의 인하

거래비용이 존재할 때 사회적 최적 균형을 달성하는 유일한 방법은 초기할당을 효율적 균형에서의 수준에 정확히 맞추는 것이다. 그러나 이는 사실상 불가능하며 배출권거래제의 도입 취지에도 어긋난다. 현실적인 대안은 거래비용의 발생 원천을 찾아내어 이를 줄여나가는 것이다. 거래비용은 크게 거래에 따른 거래수수료, MRV 비용, 그리고 적절한 거래 당사자와 연결되어 거래에 이르기 까지 소요되는 탐색 및 정보수집 비용 등으로 구성된다.

먼저 거래수수료에 대해 살펴보자. Stavins(1995)에 따르면 한계거래비용이 체감할 경우 거래 후 시장균형이 효율적 균형에 근접하게 된다. 따라서 단위당 거래수수료가 거래량에 따라 줄어드는, 이른바 수량할인(volume discount) 방식의 요율체계를 제공함으로써 효율성을 제고할 수 있다. 다만 수량할인을 한다고 해서 반드시 한계거래비용이 체감하는 것은 아니다. MRV 비용과 같은 고정적인 거래비용 등으로 인해 한계거래비용이 일정하거나 증가하는 경우에도 거래량 증가에 따라 평균거래비용은 줄어들 수 있다.²⁴⁾ 그러므로 수량할인과 같은 요율체계와 더불어 참여업체들이 고정적으로 지불해야 하는 거

24) 이는 고정비용이 클 경우 평균비용이 감소하면서 한계비용이 증가할 수 있다는 것과 일맥상통한다.

래비용을 낮추는 제도적 장치가 함께 보완되어야 할 것이다.

둘째, 할당대상업체들이 필연적으로 지불해야 하는 MRV 관련 비용이다. MRV 비용을 낮추는 것은 비용 인하 그 자체의 효과와 더불어 고정 거래비용을 낮춤으로써 잘 고안된 요율체계와의 긍정적 상호작용을 통해 시너지효과를 창출한다는 점에서도 매우 중요하다. 이를 위해 MRV 관련 서비스 시장을 경쟁적 시장 구조가 되도록 함으로써 MRV 비용을 낮출 필요가 있다.²⁵⁾ 한편 앞에서 살펴보았듯이 거래를 통한 규모의 경제를 얻을 수 있는 대규모 기업에 비해 소규모 배출업체들에게 MRV 비용은 큰 부담으로 작용할 수 있다. 특히 소규모 배출업체들은 자신의 온실가스 배출량을 측정·보고하기 위한 인적, 물적 기반이 취약한 경우가 많다. 따라서 배출권거래제 시행 초기에 정부는 이들 소규모 업체들에 대한 인적·물적 능력배양(capacity building) 지원을 강화할 필요가 있다.

셋째, 우리나라는 참여자 수가 적고 이질적이며 대다수가 소규모 배출업체들이므로 시장 유동성이 낮아 탐색 및 정보수집비용이 클 것으로 예상된다. 이러한 유형의 거래비용을 낮추기 위해서는 시장의 유동성을 높이고 배출권 거래를 위해 참조할 수 있는 기준가격(reference price)을 형성해줄 필요가 있다. 이러한 관점에서 많은 거래소 플랫폼에서 채택하고 있는 시장조성자(market maker)제도를 통해 보완하는 방안을 검토할 필요가 있다. 시장조성자제도란 “거래소 등과 계약을 맺은 당사자가 시장에서 매도 및 매수호가간 격차가 클 경우 거래 쌍방간의 호가 차이를 축소시키는 방향으로 매매 주문을 냄으로써 시장의 유동성을 높이는 제도”이다(심성희, 2012). 단, 시장조성자로 참여하는 자는 계약조건에 따라 거래수수료 할인 등 다양한 혜택을 부여받는다.²⁶⁾ 특히 우리나라처럼 낮은 유동성이 예상되는 시장에서 시장조성자제도는 유동성을

25) 여기서 MRV 서비스 시장은 MRV 관련 컨설팅, 배출량 검증 서비스 등을 제공하는 시장을 말한다.

26) EU 배출권거래제의 경우에도 이와 같은 시장조성자 제도를 운영하고 있다. 예를 들어 Bluenext의 경우 ‘호가제공자(quotation providers) 제도’를 두어 시장 유동성을 높이는 방향으로 매매에 참여하도록 하고 있다(Bluenext, 2012).

높이고 매매에 참고할 기준가격을 제공하여 거래비용을 낮추는데 기여할 수 있다.

2) 시장지배력의 완화

시장지배력이 존재할 경우 최적 가격수준에 비해 지나치게 가격이 높게 형성되거나 낮게 형성되어 시장에서 효율적인 수준의 거래에 이르지 못한다. 그러므로 배출권 가격의 상한과 하한을 설정함으로써 그러한 시장 왜곡을 완화할 수 있다. 우리나라의 경우 일시적인 가격 급등락 시 시장안정화 조치의 일환으로 가격 상·하한제를 한시적으로 시행할 수 있도록 하고 있다. 그러나 이는 어디까지나 일시적인 가격 변동성에 대비한 장치로서 시장지배력이 존재하여 가격이 최적 수준에 비해 지속적으로 높거나 낮게 형성되는 경우엔 별다른 도움이 되지 못한다. 따라서 가격 상·하한제를 명시적으로 도입하는 것도 고려해볼 직하다. 다만, 우리나라는 과징금 상한선이 사실상 가격상한제의 역할을 하고 있으므로 가격하한에 대해서만 도입 여부를 검토하면 충분할 것이다.

상쇄(offset)제도 또한 시장지배력 완화에 도움이 될 수 있다. 상쇄는 기본적으로 배출권거래제 적용 대상이외의 부문에서 감축한 실적을 의무준수에 활용하는 제도이므로 기업들은 할당배출권에 비해 감축비용이 저렴할 경우에만 상쇄제도를 활용할 유인을 가진다. 따라서 상쇄배출권의 가격은 통상적으로 할당배출권에 비해 낮다. 그럼에도 불구하고 상쇄배출권은 의무준수에 있어서 할당배출권과 동등하게 취급되므로 상쇄배출권은 배출권의 가격이 지나치게 높게 형성되는 것은 막아주는 기능을 한다. 만일 할당배출권 시장의 공급독점 우려가 클 경우엔 상쇄배출권의 공급량을 확대하여 시장지배력을 완화할 수 있다. Barron(1999) 및 Kähr(2011)는 시장지배력 완화를 위해 상쇄제도가 유용하게 활용될 수 있다고 지적한 바 있다. 다만, 상쇄는 수요독점으로 인해 배출권의 가격이 최적 수준에 비해 낮게 형성될 경우에는 후생손실을

줄이는데 기여하지 못한다.

다른 배출권거래시장과 연계 또한 시장의 외연 확대를 통해 시장지배력을 약화시키는 한 가지 방안이 될 수 있다(Kähr, 2011). 다만 배출권 시장 간 연계는 MRV 체계, 할당배출권 간 등가성, 기타 행정 관련 사항 등 해결해야 할 문제가 많아 단기적인 관점에서는 해결책이 되기 어렵다.

3) 가격위험의 안정화

전술한 바와 같이 간접배출의 포함으로 인해 우리나라 배출권거래시장이 경기변동에 매우 민감한 가격 변동성을 보일 수 있으며 과도한 잉여 배출권이 발생할 수 있다. 나아가 급격한 가격 변동성은 기업들의 감축투자 유인을 왜곡시켜 비효율성을 야기할 수 있다. Chatterton(2013)은 간접배출을 포함한 배출권거래제의 가격위험 완화 방안으로서 직·간접 배출권 시장의 분리(separation of direct and indirect markets), 발전부문의 배출권거래제 제외(exclusion of power generation) 등을 제안하였다.²⁷⁾

먼저 직접배출권과 간접배출권이 거래되는 시장을 분리할 경우 잉여배출권 과잉에 따른 가격위험을 일정부분 낮출 수 있다. 그러나 Chatterton(2013)이 지적하고 있듯이 직접 및 간접배출권 시장을 분리할 경우 각각의 시장 규모가 줄어들어 오히려 시장 유동성이 낮아질 수 있다. 또한 향후 다른 배출권 시장과 연계하기도 용이치 않다는 단점이 있다.

발전부문을 배출권거래제에서 제외하는 방안도 고려해볼 수 있다. 발전부문을 제외할 경우 배출권 잉여분이 줄어들면서 동시에 간접배출 규제로 인한 전력 수요 절감을 동시에 얻을 수 있다. 그러나 발전사가 배출권거래제에서 제외될 경우 유동성과 거래량에 큰 제약이 생길 수 있다. 산업부문의 감축관

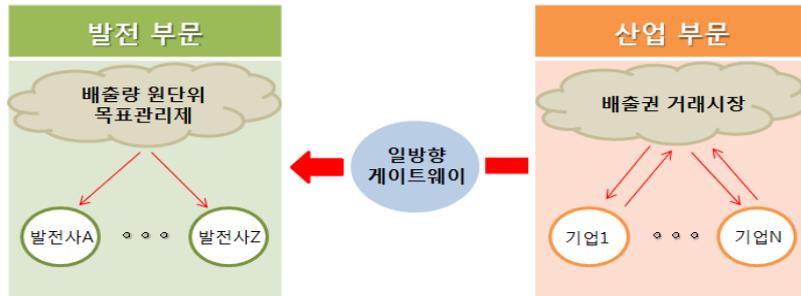
27) 이외에도 배출권 예비분, 유연한 경매, 가격하한제/환매가격제 등이 가격위험 완화를 위한 정책옵션으로 제시되었다(Chatterton, 2013). 그러나 이러한 정책옵션들은 이미 현행 배출권거래제에 전적으로 또는 일부 포함되어 있어 여기서는 논의를 생략한다.

런 의사결정은 일일 단위가 아닌 중장기적인 관점에서 이루어지는데 반해 발전사는 일일단위로 비용최소화 전원믹스를 결정한다. 따라서 산업부문의 할당 대상업체들은 발전사에 비해 훨씬 덜 빈번하게 시장 거래에 참여할 것으로 예상된다. 이러한 상황에서 발전사가 제외된다면 유동성과 거래량이 위축되어 가격위험이 오히려 높아질 수 있다(Chatterton, 2013). 이와 함께 우리나라 전체 온실가스 순배출량의 약 38%(2011년 기준)를 차지하는 발전사가 규제 대상에서 제외될 경우 국가 감축목표 달성에 지장을 줄 우려가 있고 온실가스 규제를 받지 않는 발전사에게 일종의 횡재이윤이 돌아가게 된다.

본 논문에서는 Chatterton(2013)의 방안들이 가진 문제를 보완하는 새로운 대안을 제시한다. 발전사에 대해서는 배출량 원단위(CO₂톤/kWh) 목표관리제를 시행하되 필요시 발전사가 배출권 시장에서 배출권을 구매하여 원단위 목표를 채울 수 있도록 하는 것이다. 단, 발전사들은 구매한 배출권을 배출권 시장에 되팔 수 없도록 하는 ‘일방향 게이트웨이’ 방식을 적용한다.²⁸⁾ 이때, 배출권거래제 대상 부문은 현행과 마찬가지로 간접배출까지 포함함으로써 전력이나 열에너지 수요 감축을 통한 온실가스 배출량 감축분에 대해서는 최종 소비자가 책임지도록 한다. 즉, 발전부문의 감축목표는 원단위 목표관리제로 관리하고 여타 부문의 감축목표는 현행과 같이 배출권거래제를 통해 관리하는 체계이다.

28) 이처럼 ‘일방향 게이트웨이’ 방식을 적용하는 이유는 원단위 목표가 발전부문 자체의 감축노력이외에 외생적인 요인으로 인해 달성될 경우 발전부문이 얻게 되는 횡재이윤(windfall profits)의 가능성을 방지하기 위해서이다. 우리의 주장과 유사하게 Kim and Lim(2014)은 발전부문에 한하여 원단위 방식의 배출권거래제를 도입을 주장하였다. 다만 그들은 원단위 방식의 배출권거래시장을 총량제한 방식의 시장과 연계하는 모델을 제시하였다는 점에서 우리와 차이가 있다. 그러나 불확실성이 존재할 경우 양 시장의 연계는 횡재이윤의 여지를 남길 우려가 존재한다.

[그림 1] 일방향 게이트웨이 방식의 발전 - 산업부문 간 연계 개념도



원단위 목표관리제(발전부문)와 배출권거래제(산업부문) 간의 일방향 게이트웨이 방식의 연계 방안은 다음과 같은 장점이 있다. 첫째, 현행 방식과 달리 경기급락 등으로 인해 잉여배출권이 발생하더라도 발전부문에서는 추가적인 잉여배출권이 발생하지 않으므로 배출권 과잉 공급을 막을 수 있다. 둘째, 발전사들은 원단위 목표를 관리해야 하는데 절대량과 달리 원단위는 급격한 경기변동에 영향을 덜 받는다. 배출량과 발전량이 서로 같은 방향으로 움직이기 때문이다. 따라서 급격한 경기변동으로 인한 가격위험을 줄일 수 있다. 셋째, 발전사들이 배출권을 구입하여 원단위 목표를 달성할 수 있도록 함으로써 배출권 시장에 일정 수준의 유동성과 거래량을 보장해준다.²⁹⁾ 또한 발전사들도 배출권 구입을 통한 감축옵션을 부여받음으로써 보다 비용효과적으로 온실가스 감축을 할 수 있다. 넷째, 발전부문을 제외하는 경우와 달리 발전부문도 온실가스 감축 규제를 받음으로써 황재이윤의 가능성을 차단할 수 있다.

29) 한편으로 볼 때 본 논문에서 제안하는 방식은 현행 방식에 비해 유동성과 거래량이 줄어들 가능성은 존재한다. 그러나 원단위 목표관리제의 적용을 받는 발전부문이 배출권 시장에서 수요자로 참여할 통로는 열려있다는 점에 주목할 필요가 있다. EU는 전력시장에서 배출권 비용을 소비자에게 쉽게 전가할 수 있는 발전부문에 할당을 엄격하게 부과하였고 이로 인해 발전부문은 배출권의 주요 수요자가 되었다. 우리나라 또한 발전부문의 감축률이 산업부문보다 높아 EU 배출권 시장과 유사한 상황이 전개될 가능성이 높으며, 따라서 유동성과 거래량에 미치는 부정적 영향은 제한적일 것이다.

다섯째, 이 경우 발전5개사에 의한 시장지배력을 줄일 수 있다.³⁰⁾ 발전사들이 할당배출권을 보유하는 경우 일치된 전략적 행동(coordinated strategic behavior)을 통해 시장 가격을 교란시킬 우려가 높지만, 발전5사들에 대해 원단위 목표관리제를 적용할 경우 각자의 목표 전원믹스만을 달성하면 되므로 전략적 행동의 유인이 낮아진다. 여섯째, 발전부문에 대해 목표관리를 하게 되므로 국가 전체 감축목표 달성에 유리할 뿐만 아니라 감축목표 설정 방식과도 정합성을 가진다. 우리나라 중기 감축목표에서 발전부문의 감축목표는 최종 소비자에 의한 전력 수요 절감량을 제외하고 순수하게 전원믹스 조정을 통해 달성할 목표치를 절대량으로 환산한 것이다. 따라서 총량제한 방식의 배출권거래제보다 원단위 목표관리 방식이 오히려 발전부문 감축목표 설정과정과 더 정합성을 가진다. 마지막으로 다른 배출권거래시장과 연계 또한 기술적으로 어렵지 않다. 우리나라 배출권거래시장을 다른 시장과 연계시키되 발전부문은 통합된 배출권 시장에서 구매자로 참여할 수 있도록 허용해주면 되기 때문이다.

30) 물론, 발전부문을 제외하면 포스코의 배출량 점유율이 전체의 22.3%로 늘어난다. 그러나 포스코 계열사를 하나의 기업으로 간주하더라도 배출권거래시장의 HHI가 717에 불과하여 시장지배력이 훨씬 줄어든다.

VI. 맺음말

어떠한 국가, 지역에 대해서도 잘 작동하는 만사형통의 배출권거래제는 있을 수 없다. 배출권거래제의 효율성을 제약하는 요인들은 다양하며 그러한 요인들은 국가별로 지역별로 제각기 다르기 마련이다. 그러므로 다양한 시장 왜곡요인들의 시각에서 시장 환경을 평가해보고 제도 설계의 방향을 점검하는 것은 매우 중요한 작업이다. 이러한 문제의식에 따라 본 논문은 네 가지 시장 왜곡요인 — 거래비용, 시장지배력, 규제, 불확실성 —의 시각에서 우리나라 배출권 시장을 평가해보았다. 그 결과 우리나라 배출권 시장은 높은 거래비용, 강한 시장지배력 그리고 큰 불확실성을 나타낼 가능성이 높을 것으로 보인다.

따라서 수량할인 방식의 수수료율 체계, 소규모 배출업체들의 MRV 비용 부담을 완화하는 인적·물적 능력배양 지원 그리고 시장조성자 제도 등 거래비용을 낮추기 위한 제도적 장치가 보완될 필요가 있다. 아울러 우리나라 배출권 시장은 일부 발전사업자들의 시장지배력 행사가 우려된다. 간접배출을 포함함으로써 경기변동에 매우 취약한 높은 가격 변동성을 보이는 시장이 될 가능성이 높다. 이에 대한 대안으로서 발전부문은 원단위 목표관리 방식의 규제로 전환하고 이를 산업부문 배출권거래제와 ‘일방향 게이트웨이’ 방식으로 연계하는 방안을 고려해볼만 하다. ‘일방향 게이트웨이 방식’은 감축목표 달성에 지장을 주지 않으면서 배출권 시장의 가격위험과 시장지배력을 낮추는데 도움이 될 수 있다. 상쇄제도를 유연하게 운영하는 것도 시장지배력을 완화하는데 도움을 줄 수 있을 것이다.

접수일(2014년 11월 18일), 수정일(2015년 7월 21일), 게재확정일(2015년 8월 6일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 공정거래위원회고시 제2011-12호, 기업결합심사기준.
- 노종환, 2014, 「기후변화협약에 관한 불편한 이야기」, 한울아카데미.
- 법률 제11690호, 2013.3.23. 온실가스 배출권의 할당 및 거래에 관한 법률.
- 법률 제25179호, 온실가스 배출권의 할당 및 거래에 관한 법률 시행령.
- 심성희, 2012, 「배출권거래제의 최적 운영을 위한 사회여건 연구」, 기본연구보고서, 12-11, 에너지경제연구원.
- 온실가스종합정보센터 홈페이지 <<http://www.gir.go.kr>>, 2014년 6월.
- 환경부, 2014, 국가 배출권 할당계획.
- Baldursson, F. M., and von der Fehr, Nils-Hendrik. F., 2004, "Price Volatility and Risk Exposure: on Market-based Environmental Policy Instruments", *Journal of Environmental Economics and Management* 48: 682-704.
- Barron, R., 1999, Market Power and Market Access in International GHG Emissions Trading, OECD and IEA Information Paper.
- Berry, T., and Jaccard M., 2001, "The Renewable Portfolio Standard: Design Considerations and an Implementation Survey", *Energy Policy* 29: 263-277.
- Bluenext, 2012, Bluenext Market Rules.
- Bohi, D. R. and Burtraw, D., 1992, "Utility Investment Behavior and the Emission Trading Market", *Resource and Energy Economics* 14: 129-153.
- Burtraw, D., 1996, "The SO₂ Emissions Trading Program: Cost Savings Without Allowance Trades", *Contemporary Economic Policy* 14: 79-94.
- Chatterton, R., 2013, "Indirect Emissions in ETS : More Harm than Good?", *Bloomberg New Energy Finance*.
- Convery, F. J. and Redmond, L., 2007, "Market and Price Developments in the European Union Emission Trading Scheme", *Review of Environmental Economics and Policy*

1(1): 88-111.

- Cramton, P., and Kerr, S., 2002, “Tradable Carbon Permit Auctions”, *Energy Policy* 30: 333-345.
- Ellerman, A. D., 2008, *The EU Emission Trading Scheme: A Prototype Global System?*, Discussion Paper No. 2008-02, Harvard Project on International Climate Agreements, Cambridge, Mass.
- European Union, 2004, Council Regulation(EC) No.139/2004 of 20 January 2004 on the control of concentrations between undertakings(the EC Merger Regulation).
- Gangadharan, L., 2000, “Transaction Costs in Pollution Markets: An Empirical Study”, *Land Economics* 76(4): 601-614.
- Hahn, R. W., 1984, “Market Power and Transferable Property Rights”, *Quarterly Journal of Economics* 99(4): 753-765.
- Hahn, R. W., and Hester, G. L., 1989, “Marketable Permits: Lessons for Theory and Practice”, *Ecology Law Quarterly* 16: 361-406.
- Hahn, R. W., and Noll, R. G., 1983, “Barriers to Implementing Tradable Air Pollution Permits: Problems of Regulatory Interactions”, *Yale Journal on Regulation* 1: 63-91.
- Hahn, R. W., and Stavins, R., 2011, “The Effect of Allowance Allocations on Cap-and-Trade System Performance”, *Journal of Law and Economics* 54(4): s267-s294.
- Hintermann, B., 2009, “Market Power and Windfall Profits in Emission Permit Markets”, CEPE Working Paper No. 62.
- Jarraite, J., Convery, F., and Maria, C. Di., 2009, "Assessing the Transaction Costs of Firms in the EU ETS: Lessons from Ireland", SSRN Working Paper.
- Kähr, M., 2011, "Emission Trading Systems and the Role of Market Power", Universitas Friburgensis.
- Kerr, S., and Mare, D., 1998, “Transaction Costs and Tradable Permit Markets: The United States Lead Phasedown”, *Motu Economic and Public Policy Research*, Wellington.
- Kim, Y., and Lim, J., 2014, “An Emissions Trading Scheme Design for Power Industries

- Facing Price Regulation”, *Energy Policy* 75: 84-90.
- Komor, P., and Bazilian M., 2005, "Renewable Energy Policy Goals, Programs and Technologies", *Energy Policy* 33: 1873-1881.
- Lipp, J., 2007, "Lessons for effective renewable electricity policy from Denmark, Germany and United Kingdom", *Energy Policy* 35: 5481-5495.
- Liski, M., and Montero Juan-Pablo., 2010, "Market Power in an Exhaustible Resource Market: The Case of Storable Pollution Permits", *The Economic Journal* 121: 116-144.
- Malueg, D., 1990, "Welfare Consequences of Emissions Crediting Trading Programs", *Journal of Environmental Economics and Management* 18: 66-77.
- Misiolek, W. S., and Elder, H. W., 1989, "Exclusionary Manipulation of Markets for Pollution Rights", *Journal of Environmental Economics and Management* 16: 156-166.
- Montero, J. P., 2009, "Market Power in Pollution Markets", Working Paper from MIT, Center for Energy and Environmental Policy Research.
- Montgomery, W. D., 1972, "Markets in Licenses and Efficient Pollution Control Programs", *Journal of Economic Theory* 5: 395-418.
- Salop, S. C., and Scheffman, D. T., 1983, "Raising Rival's Costs", *American Economic Review Papers and Proceedings* 73(2): 267-271.
- Salop, S. C., and Scheffman, D. T., 1987, "Cost-Raising Strategies", *Journal of Industrial Economics* 36(1): 19-34.
- Stavins, R., 1995, "Transaction Costs and Tradable Permits", *Journal of Environmental Economics and Management* 29: 133-148.
- Tietenberg, T. H., 2006, *Emission Trading: Principles and Practice*, 2nd Ed., RFF Press.
- U.S Department of Justice and Federal Trade Commission, 2010, Horizontal Merger Guideline.
- Viscusi, W. K., Harrington Jr, J. E., and Vernon J. M., 2005, *Economics of Regulation and Antitrust*, 4th Ed., MIT Press.
- Westskog, H., 1996, "Market Power in a System of Tradable CO₂ Quotas", *The Energy Journal* 17(3): 85-103.

ABSTRACT

On Inefficiency Factors in the Korean Emissions Trading Scheme

Sunghee Shim* and Jiwoong Lee**

It is well known that emissions trading scheme can achieve a greenhouse gas reduction target at the lowest level of cost. However, this is only the case that there is no distortion in the market. In reality, there are many constraints that may prohibit cost-effectiveness and hinder achieving a reduction goal. We detect potential distortions in the South Korea Emissions Trading Scheme from the following perspectives : (1) transaction cost, (2) market power, (3) regulations and (4) uncertainty. We also discuss the market design to minimize the effects of the market distortions.

Key Words: emissions trading scheme, cost-effectiveness, transaction cost, market power, regulation, uncertainty

* Research Fellow, Korea Energy Economics Institute(main author). hsims@keei.re.kr

** Associate Research Fellow, Korea Energy Economics Institute(corresponding author). j.lee@keei.re.kr

원유와 석유제품의 차등관세 적용에 따른 국민경제적 파급효과 분석*

김승래** · 조창익***

요 약

현재 우리나라는 원자재 무세화 방향에 따라 석탄, 철광석 등의 필수 원자재에 0%의 수입 관세율을 적용하고 있지만 정작 원유는 3%의 기본관세가 적용되고 있다. 이는 국제유가의 급상승으로 정부가 원유 수입관세를 통한 세수 혜택을 받아온 것을 감안하면, 정책의 우선순위에 대한 혼란을 초래하게 된다. 본 논문은 우리나라의 수입원유와 석유제품의 경사관세율 제도 적용에 따른 국민경제적 파급효과를 다각적으로 분석하고 정책시사점을 고찰하였다. 분석결과에 따르면 유류제품의 가격이 최대 2.7%까지 인하되면서 소비자물가는 0.24% 내리고 가계전체 소비자후생은 약 1조원(가계 평균 약 7만2000원)이 증가하며 국가적으로 고용도 총 1만여 명이 증가할 것으로 예상된다. 또한 총소득에서 에너지소비가 차지하는 비중이 높은 저소득층은 고소득층에 비해 소득 대비 최대 4배 정도의 소득재분배 효과가 기대된다. 이러한 경제 전반의 산업경쟁력, 소비자후생, 물가, 소득재분배, 고용 등 거시경제 목표에 미치는 긍정적 파급효과와 세수손실을 종합적으로 감안하여 경제여건에 따라 기타 원재료처럼 원유와 석유제품간의 경사과세율 제도의 탄력적인 운용을 고려할 수 있다고 판단된다.

주요 단어 : 차등관세, 경세관세, 원유, 석유제품, 경제적 파급효과
경제학문헌목록 주제분류 : Q43, Q48

* 본 논문은 한국재정학회의 연구보고서 「원자재와 제품의 적정 차등관세에 관한 연구 (2012)」의 일부 내용을 수정 및 보완하여 작성하였다.

** 한림대학교 경제학과 교수 (교신저자). srkim@hallym.ac.kr

*** 한림대학교 국제학부 교수 (제1저자). cjo@hallym.ac.kr

I. 서 론

우리나라는 1984년 이후 산업 중립적 균등관세율 체계를 지향한다는 목표 아래 8%의 중심관세율 체계를 유지하면서도 원자재-중간재-완제품에 대해서는 경사관세¹⁾의 구조를 유지하고 있다. 이러한 경사관세는 가공도에 비례해서 관세율을 높게 부과하는 방식으로서 거의 대부분의 국가들이 채택하고 있으며, 이러한 경사관세율 구조를 채택하는 이유는 완제품에 대한 관세 이외에 완제품에 사용되는 중간투입물의 수입 관세까지 고려하여 최종생산물의 생산 과정 자체에 대한 보호 정도를 높이기 위함으로 인식되고 있다. 현재 우리나라는 원자재에 대해서는 기본적으로 무세화 하겠다는 기본 방향을 설정하여 원자재에 0~3%의 할당관세를 부과하고 있으며, 중간재에 대해서는 5~8%의 관세를, 그리고 완제품에 대해서는 8%의 중심세율을 적용하고 있다.

이에 본 논문에서는 원자재와 제품의 적정 차등관세 부과방식의 효과를 다 각도로 살펴보고 정책시사점을 고찰하고자 한다. 이는 현행 관련 관세제도(할당관세)와 국내외 여건변화(국제유가 상승, 산업경쟁력 강화, 물자수급조절 등)에 대응하는 방안으로서의 정책실효성 제고에 중요하다. 특히, 기초 원자재

1) 제품의 가공 정도가 높아짐에 따라서 관세율(關稅率)도 높아지는 관세구조이다. 일반적으로 자국(自國)의 제조업을 보호하기 위해 원자재 수입에 대해서는 관세를 전혀 부과하지 않거나 낮게 부과하고 완제품의 수입에 대해서는 제품의 가공도가 높을수록 관세율을 높이는 정책을 말하는데, 이 경우 수입투입물이 상대적으로 낮은 관세를 적용받아 자원수입국의 생산자는 상대적으로 보호를 받는 반면, 비가공제품과 원료를 수출하는 자원수출국의 가공업의 시장접근을 저해하는 효과가 초래된다. 이러한 관세구조에서는 수입원자재인 투입물에 대한 명목관세율이 반드시 최종완성품에 대한 명목관세율보다 낮아야 하고, 최종완성품에 대한 관세율이 실효 보호율보다 낮아야 한다. 한국을 비롯한 대부분의 국가에서는 원료·자재·연료 등 산업용 원자재에 대해서는 저율의 관세가 적용되고 있다.

로서 원유와 그 최종 완제품인 석유제품에 대한 경사관세율에 따른 산업경쟁력, 소득계층별 후생변화, 세수, 물가, 소득재분배, 고용효과 등 국민경제적 파급효과는 매우 중요하므로 이러한 원유-석유제품 간 차등관세로 인한 정부 세수 손실분에 대비하여 국내 산업전반의 경쟁력 및 소득계층별 후생효과와 물가, 고용 등 기타 거시경제적 파급효과를 분석하고자 한다. 또한, 이러한 분석을 바탕으로 원유 및 석유제품 부문의 경세관세율 제도가 내포하는 정책적 시사점을 도출하고 관련 관세제도의 개선방안에 대하여 논의하고자 한다.

II. 원자재와 제품의 수입관세 차등화 논리

2014년 현재 OECD 회원국 가운데 휘발유, 경유 등 가공제품이 아닌 원유에 관세를 부과하는 국가는 한국을 포함하여 미국, 호주, 멕시코 등 네 나라 정도이다. 미국은 0.1-0.2%, 호주는 0.3-0.4%로 매우 낮은 관세를 부과하고 있으며, 10%의 높은 관세를 부과하고 있는 멕시코는 산유국으로서 전체 원유 소비의 0.4%만을 수입한다는 것을 고려한다면, 우리나라의 수입원유에 대한 관세의 부담은 작지 않은 편이다.

그러나 세수감소의 부담과 더불어 원유 수입관세율 인하(혹은 무관세화)의 경우 동일 관세율의 적용을 받는 석유제품(휘발유, 경유, 등유, 병커C유 등)의 가격경쟁력이 저하되어(완제품인 석유제품의 수입 가격의 상대적 인상) 국내 시장에서 원유를 수입하여 완제품을 생산·판매하는 정유사를 견제하기 힘들다는 점을 들 수 있을 것인데, 이에 대해서는 다음과 같은 몇 가지 반론이 제기되고 있다. 첫째, 정부가 수입 석유제품의 경쟁력 강화를 위해 관세율을 인하하고 수입원유와 동일한 수준을 유지하는 조치가 석유제품의 수입 활성화로 연결되지 못하고 오히려 국내 정유산업에 대한 국가적 차원의 산업보호도 이루어지지 않는 결과를 초래한다는 논리이다. 둘째, 고유가 도래 시 운송이나 철강, 양회, 석유화학 등 국가의 기간산업(基幹産業)의 연료비 부담을 경감

시키는 것이 국가 제조업의 경쟁력 강화에 절실한 사항인 만큼, 원유 수입관세를 인하 및 폐지가 필요한 측면이 있다.

〈표 1〉 주요 국가의 원유 및 석유제품 수입관세율 비교

구분	원유	휘발유	등유	경유	중유	LPG
호주 ³	\$0.38143/L	\$0.38143/L	\$0.38143/L	\$0.38143/L	\$0.38143/L	\$ 0.025/L
EU OECD ⁵	0	4.7	4.7	3.5	3.5	0.7
EU 非OECD ⁶	0	4.7	4.7	3.5	3.5	0.7
캐나다	0	0	0	0	0	0
아이슬랜드	0	0	0	0	0	0
일본	0	995¥/kL	375¥/kL	819¥/kL	0~648¥/kL ²	0
한국	3	3	3	3	3	0
멕시코	10	10	10	10	0	C ₃ : 10, C ₄ : 0
노르웨이	0	0	0	0	0	0
스위스	0	0	0	0	0	0
터키	0	4.7	4.7	3.5	3.5	0.7
미국	5.25 or 10.5 ¢/bbl ¹	52.5 ¢/bbl	52.5 ¢/bbl	10.5 ¢/bbl	5.25 ¢/bbl	0
OECD관세율 (종량세제외)	0~10 ⁴	0~4.7	0~10	0~10	0~3.5	0~10
중국	0	5	9	6	6	5
대만	0	10	10	5	5	0

주: 1) 미국의 원유관세는 API 25도 이상은 10.5¢/bbl, 25도 미만은 5.25¢/bbl.
단, lubricating oil은 84¢/bbl.

2) 일본의 중유 관세는 중질유 분해시설의 원료로 사용되는 경우에는 무세, 그 이외의 용도에 사용하는 경우에는 537(황함량 0.3% 이하) 또는 648¥/kL(황함량 0.3% 초과)

3) 호주의 관세율 중 통화 단위는 호주달러임.

4) 한국, 멕시코, 호주 및 미국을 제외할 경우 원유관세는 없음.

5) 오스트리아, 벨기에, 체코, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 아일랜드, 이탈리아, 룩셈부르크, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 스페인, 스웨덴, 영국

6) 불가리아, 사이프러스, 에스토니아, 라트비아, 리투아니아, 몰타, 루마니아, 슬로베니아

자료: 대한석유협회 (2013).

본 논문에서 다루고 있는 경사관세율 제도에 대한 이론적인 배경은 Hwang et al(2011)에서 찾을 수 있다. 여기에서는 여러 단계에 걸쳐 연속적인 독점(successive monopoly)을 내포하면서 수직적 연관성을 가진 시장모형을 설정하여, 경사관세의 효과를 파악하고자 하였다. 즉, 수입품목에 대하여 관세를 부과함으로써 해당 상품을 공급하는 해외 독점기업(downstream 기업)의 이윤

의 일부를 흡수할 수 있을 뿐 아니라, 중간재의 가격효과를 통하여 해외의 원재료 및 중간재 생산 독점공급자들(upstream 기업)이 획득하는 지대의 일부를 흡수하는 효과가 있음을 밝혔다.

이보다 앞서 미국과 세계 곡물시장에 대한 경사관세제도의 효과를 살펴본 Walis et al(2004)를 살펴보면 다음과 같다. Spatial Equilibrium Trade 모형을 통하여 분석한 결과, 경사관세제도는 백미(배아 및 쌀겨 제거 공정을 거친 쌀, milled rice)에는 수입국으로부터 관세가 부과되는 반면, 탈곡하지 않은 쌀(paddy rice)은 수입국으로부터 낮은 관세 혹은 무관세 부과를 통하여 미국의 입장에서 원재료인 paddy rice 수출에 유리하도록 미국곡물시장의 왜곡을 초래함과 아울러 궁극적으로는 탈곡 및 도정 등의 가공을 거친 쌀에 대한 수입 수요의 감소를 초래하게 되었음을 실증적으로 보여주었다.

대만의 농업관련 품목에 대한 경사관세제도의 경제적 효과 및 사회후생의 효과를 연구한 Lee et al(2008)에 따르면, 사회후생의 증대를 목적으로 할 경우에는 원재료와 가공품에 대한 경사관세율의 차이를 줄이는 것이 바람직하고, 특정 관련 산업의 후생증대 차원에서는 경사관세율의 차이를 늘리는 것이 타당하다는 실증적인 분석 결과를 제시하였다. 결론적으로, 경사관세율을 줄이게 되는 정책적 처방을 선택하게 된다면 차선택으로서 하류부문 산업에서 보다는 상류부문 산업에 대해 적용하는 관세율의 감소폭을 작게 할 필요성이 있음을 제시하였다.

한편, 다수의 선행연구에서는 특정 국가가 지향하는 대외적 보호무역정책의 수준이 높은 상태에서, 경사관세제도를 통하여 가공품의 수출 비중이 줄고 있음을 확인하였으나, 경우에 따라서는 경사관세제도의 시행에도 불구하고 가공품이 무역거래에서 차지하는 비중이 여전히 높은 경우가 발생할 수 있음을 확인하였다. Narayanan and Khorana의 연구(2011)에 따르면, 개발도상국의 커피 수출에 대하여 수입국이 적용하는 경사관세제도의 경우에는 원두의 수출은 증가하는 한편 가공커피(roasting 포함)의 수출은 둔화되는 경향을 확인하였는데, 면(cotton) 수출의 경우에는 경사관세제도의 적용으로 천연면화 만

큼은 아니지만 개발도상국의 가공된 면섬유의 수출을 오히려 증가시키는 양상도 나타날 수 있음을 제시하였다. 따라서 경사관세제도가 특정 국가의 수출 부문의 패턴에 체계적이고 일관된 영향을 미치지 않을 수도 있다는 시사점을 준 연구로 그 의의가 크다. GTAP(Global Trade Analysis Project) 모형을 이용하여 천연 면화, 면섬유, 천연커피, 커피제품 등의 품목으로 나누어 각기 다른 경사관세율을 적용하는 정책 시나리오를 통한 분석의 결과, 국가별로 그리고 부문별로 나타나는 실효 관세율의 차이 등과 같은 다양한 요소에 따라 경사관세제도의 적용으로 원재료의 비중이 올라갈지 혹은 떨어질지 그 효과가 달리 나타날 수 있다는 결론에 이르렀다. 국내의 원유와 석유제품에 대한 적정관세율에 대하여 조세연구원(2002)에서는 원유 수입관세의 인하로 포기되는 세수 1원당 실질소득의 증가는 1원 이상으로 다른 품목에 비해 가장 높은 실질소득의 증가를 가져오는 것으로 나타났다. 한국은행 산업연관표를 이용한 이 보고서에 따르면, 석유제품은 여러 산업에 걸쳐 중요한 생산요소로 사용되어 높은 생산과급효과를 가지며, 이러한 석유제품의 공급이 원활하지 못할 경우, 부가가치의 흐름에 큰 장애요소로 작용할 수 있고, 궁극적으로 생산성 위축효과를 초래할 수 있다. 그리고 국내에 적정한 공급능력을 안정적으로 보유하는 것이 국민경제적 위험요인을 최소화하는 전략이 될 것으로 이해되었다. 따라서 이 연구에서는 국내에 적정한 공급능력을 안정적으로 보유하는 것이 국민경제적 위험요인을 최소화하는 전략임을 역설하였다.

Ⅲ. 원자재 무관세화의 국민경제적 파급효과

1. 기본 전제

일반적으로 에너지의 경제적 속성은 원유, 석탄, 천연가스, 우라늄 등과 같은 에너지자원의 추출로부터 연탄제조, 원유의 정제와 분배, 가스설비와 분배,

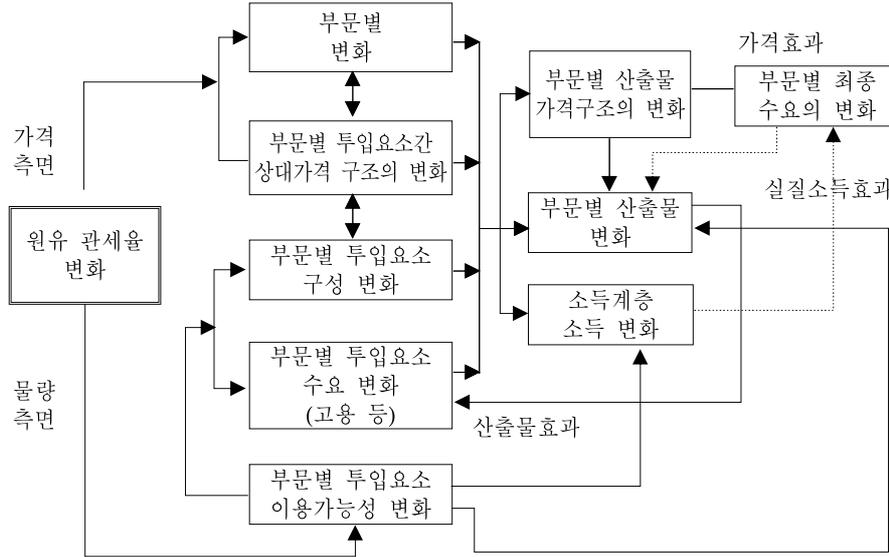
전기발전 등 산업으로서의 에너지(energy as an industry), 생산요소로서의 에너지(energy as a production factor), 최종재로서의 에너지 (energy as an final-product) 라는 크게 3가지 측면으로 나타난다. 이와 관련된 국가경제 전반에서의 원유 관세율 변화의 파급효과를 살펴보면 다음과 같다.

비경쟁수입으로서 원유는 그 생산-변환-소비에 이르기까지 경제부문과 밀접한 관련을 가지고 있으므로, 원유 관세율의 변화는 전 산업부문을 통해 국가경제전반에 파급효과를 미치게 된다. 즉 원유 관세율의 변화는 1차적으로 원유를 통해 생산되는 석유제품 및 석유화학제품의 가격을 변화시키고 산업부문의 에너지투입간 상대가격의 변동을 일으켜 각 생산부문별 생산기술특성(요소집약구조)에 따른 요소투입과 생산공정의 조정을 가져오며 동시에 모든 산출물의 가격수준과 구성을 변화시킨다. 이때 이러한 파급효과는 각 생산부문(산업)별 원유 및 석유제품의 투입집약도의 차이에 따라 상이하게 나타난다. 또한 이러한 에너지제품 및 비에너지제품에 걸친 산업전반의 산출물 가격구조 변화는 최종수요부문에서 소득계층별로 소비구조 패턴 차이에 따라 소득계층별로 상이한 세부담의 귀착 변화를 유발하게 된다. 한편, 원유 관세율 인하에 따른 세부담의 혜택은 전반적인 물가하락 효과로 소득계층별로 실질구매력을 증가시키고, 이에 따른 소득계층별 실질소득 증대 효과로 경제전반적으로 민간소비지출을 확대하고 이와 연관된 산업전반의 생산 및 고용을 유발하는 효과를 가지게 된다. 이러한 원유 관세율 변화의 경제전반에 걸쳐 파급과정을 간단하게 도식적으로 살펴보면 [그림 1]과 같다.

본 분석에서는 기본적으로 경제의 투입-산출시스템을 통하여 경제전체의 동시적인 균형을 가정한다. 원유의 경우는 원유의 정제과정에서 생산되는 휘발유, 경유, 등유, 중유, 제트유, 윤활유, LPG 등 연료용 제품과 나프타 등 석유화학제품 원료용 제품으로 구분되어 나타나므로, 산업연관부문에서 원유 및 석유제품과 더불어 이들 생산품에 대한 여타 산업 부문으로의 투입과정도 매우 세분화하여 분석하였다.²⁾

2) 이러한 원유 및 에너지관련 제품이 매우 세분화된 산업분류 및 소득계층 구분의 복잡성

[그림 1] 원유 관세율 변화의 국민경제적 파급과정



본 논문은 이러한 원유 관세율 인하의 파급효과를 파악하기 위하여 원유와 세부 석유제품의 상세분류가 이용가능한 한국은행의 산업연관표와 통계청의 가계조사자료에 기반하여 Fullerton(1995), Metcalf(1999), Wier et al (2005), Hassett et al(2007), 김승래(2009) 등의 투입산출분석 방법론을 적용하였다.³⁾

과 이에 대한 수요 및 대체탄력성에 대한 신뢰성 있는 모수추정치가 부족하여 본 논문에서는 CGE모형보다는 Fullerton(1996) 또는 Metcalf(1999) 등의 투입-산출분석 방법론에서와 같이 한국은행의 산업연관표와 통계청의 가계동향조사 미시자료를 결합하여 분석하였다. 이러한 세분화된 생산과정일수록 산업부문의 대체탄력성 투입요소간 보완성 (complementarity)이 상당히 높아 Leontief함수에서와 같이 상대가격의 변화에 따른 투입요소 비율의 변화는 거의 나타나지 않을 것으로 가정하였다.

3) 이러한 경제의 투입산출분석과 가계조사자료를 이용한 방법에 대한 자세한 논의(full description)는 Fullerton(1995, Appendix, pp.29-34), Metcalf(1999, pp.655-681)을 참조할 수 있다. 그리고 본 분석에서는 우리나라의 원유와 석유제품의 경사관세율 제도의 파급효과를 위하여 가장 세부적인 산업분류인 403개 기본부문에 대하여 ‘공표된’ 자료로서 현재 이용가능한 한국은행(2012)의 2009년 투입산출구조를 활용하였다.

원유 관세율 인하에 따른 세부적인 석유제품 및 이를 이용하는 기초화학, 운수보관 등 비에너지업종의 가격인하에 따른 소득계층별 귀착효과는 소득계층별 에너지 및 비에너지제품의 소비지출 구조의 차이에 따라 다소 다르게 나타나게 된다. 소득계층별 실질구매력 증가에 따른 업종별 최종소비지출 증가액에 한국은행의 산업연관표를 연계하여 경제전반의 생산 및 고용 유발효과를 추정하였다.⁴⁾

2. 파급효과

1) 산업별 및 소득계층별 효과

본 절에서는 우리나라의 원유와 석유제품의 경사관세율 적용을 위한 원유 관세율 인하 정책의 산업별 및 소득계층별 경제적 파급효과를 살펴본다.

이를 위하여 석유제품 대비 원유와 같은 주요 원자재에 대한 관세율 인하의 시나리오의 설정은 현행 3%의 기준세율을 감안하여 1%p 인하하는 방안(시나리오 1), 2%p 인하하는 방안(시나리오 2), 그리고 3%p 인하하는 방안(시나리오 3)을 각각 분석하였다. 원재료로서 원유는 그 정제과정에서 생산되는 휘발유, 경유, 등유, 중유, 제트유, 윤활유, LPG 등 연료용 제품과 나프타 등 석유화학제품 원료용 제품을 구분되므로, 원유 전반의 관세율 인하시 나프타 제조용 원유를 포함하는 경우와 (나프타 제조용 원유 할당관세가 이미 존재하여) 제외하는 경우로 나누어 살펴보았다.

먼저 원유의 관세율 인하와 관련한 3가지 시나리오별 한국경제의 업종별 가격경쟁력 변화에 미치는 파급효과의 결과는 다음의 <표 2>와 <표 3> 및

4) 원유 관세율 인하 방안의 실질소득증가로 인한 상품수요 i 의 최종소비지출 진작 효과(ΔC)는 소득계층 j 의 상품수요 i 별 효과의 합으로 $\Delta C_i = \sum_j \Delta C_{ij}$ 이며, 이러한 민간소비 지출 증가에 따른 생산유발효과와 고용유발효과는 투입산출계수행렬(A), 고용계수벡터(l)을 이용하면 각각 $(I-A)^{-1}\Delta C$ 와 $l(I-A)^{-1}\Delta C$ 으로 계산할 수 있다.

[그림 2]와 [그림 3]과 같다.

앞 절의 원유 관세율 변화의 국민경제적 파급과정에서 논의한 바와 같이 우리나라에서 원유와 석유제품의 경사관세율 적용을 위하여 원유 관세율을 인하할 경우 우선 국내 정유 및 석유화학 산업의 원가경쟁력을 강화하여 휘발유, 경유, 등유, 중유, 제트유, 윤활유, LPG, 나프타 등 전반적인 석유제품의 가격하락이 발생한다. 또한 이러한 석유제품 및 석유화학제품의 가격하락은 당해 제품을 중간재로 사용하는 기타 업종의 가격을 하락시킨다.

분석 결과에 따르면 원유에 대한 관세율 인하는 석유제품 전반의 가격을 하락시켜 이를 중간재로 사용하는 산업전반의 제품의 가격경쟁력을 강화시킬 수 있음을 보여 주고 있다. 원유 관세율 인하의 혜택이 집중되는 석유제품의 투입 비중이 높은 업종인 농림수산업, 비연료광업, 펄프지류, 기초화학, 비금속광물제품, 도소매, 음식숙박, 운수보관, 열공급업, 화력발전 등의 원가경쟁력이 기타 업종들 대비 상대적으로 크게 개선될 수 있음을 보여주고 있다. 특히 비에너지업종 중에서 기초화학, 운수보관, 비금속광물제품, 비연료광업은 석유제품 투입비중이 높은 업종의 경우 그 가격경쟁력 강화 파급 효과가 타 업종 대비 두드러지게 나타나고 있어 석유제품 가격 인하의 직접효과이외에 이들 제품을 다시 중간재로 사용하는 업종 전반에 걸쳐 간접효과를 광범위하게 파급시키고 있음을 알 수 있다.⁵⁾ 이와 같이 산업 전반에 걸쳐 중간재로 사용되는 석유 및 관련 업종의 특성을 감안한다면 원유단계의 관세율 인하시 모든 업종의 기업의 원가부담이 크게 완화되어 이러한 긍정적 효과가 업종별로 차이는 있으나 산업전반에 걸쳐 광범위하게 파급되고 있음을 의미한다.

이러한 원유 관세율 인하 방안에서 관세율 1%p 인하라는 비교적 낮은 수준의 시나리오 1의 경우 석유제품들의 원가를 약 0.51-0.89% 인하시켜 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.01-0.32% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났다.

5) 가령 <표 2>에서 에너지산업을 제외한 비에너지산업에서 생산원가에서 차지하는 석유류의 투입비용 비중의 평균치 0.0461에 비하여 기초화학 0.1964, 운수보관 0.2050, 비금속광물 0.0699, 비연료광업 0.0833이다.

또한 이러한 관세율 인하의 파급효과 분석에서 나프타 제조용 원유를 제외할 경우에는 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.01~0.19% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났다.⁶⁾ 원유 관세율 2%p 인하하는 시나리오 2의 경우 석유류 제품들의 원가를 약 1.03~1.79% 인하시켜 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.01~0.63% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났으며, 분석에서 나프타 제조용 원유를 제외할 경우에는 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.01~0.38% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났다. 마지막으로 원유 관세율 3%p 인하하는 시나리오 3의 경우 석유류 제품들의 원가를 약 1.54~2.69% 인하시켜 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.02~0.95% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났으며, 분석에서 나프타 제조용 원유를 제외할 경우에는 여타 산업의 업종별 가격경쟁력을 약 0.01~0.57% 강화시킬 수 있는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 원유 관세율 인하의 업종별 가격경쟁력 파급효과

(단위: %)

구분	가격파급효과			매출액 비중	부가 가치율	석유 투입비중
	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3			
농림수산업	-0.0666	-0.1332	-0.1997	0.0183	0.5216	0.0296
비연료광업	-0.0920	-0.1839	-0.2759	0.0012	0.5725	0.0833
음식료품	-0.0675	-0.1351	-0.2026	0.0278	0.1624	0.0073
주류	-0.0328	-0.0656	-0.0984	0.0028	0.6025	0.0063
담배	-0.0155	-0.0310	-0.0464	0.0029	0.7932	0.0017
섬유제품	-0.0781	-0.1562	-0.2343	0.0120	0.3105	0.0141
피혁가죽	-0.1046	-0.2092	-0.3138	0.0046	0.2692	0.0112
제재목재	-0.0890	-0.1779	-0.2669	0.0090	0.2746	0.0188
펄프지류	-0.0912	-0.1824	-0.2736	0.0070	0.2827	0.0210
인쇄출판	-0.0667	-0.1334	-0.2001	0.0029	0.3894	0.0106
기초화학	-0.3174	-0.6348	-0.9522	0.0506	0.1779	0.1964
고무플라	-0.1610	-0.3220	-0.4830	0.0168	0.2694	0.0131
비금속광물	-0.1173	-0.2346	-0.3519	0.0119	0.3038	0.0699
철강제품	-0.0610	-0.1220	-0.1830	0.0521	0.1515	0.0081
비철금속괴	-0.0739	-0.1478	-0.2217	0.0111	0.1318	0.0104

6) 단, 이러한 업종별 가격경쟁력 파급 효과는 관세 인하의 효과가 석유제품 가격에 100% 전가되는 경우를 가정하였다.

구분	가격파급효과			매출액 비중	부가 가치율	석유 투입비중
	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3			
금속제품	-0.0656	-0.1311	-0.1967	0.0239	0.2704	0.0167
일반기계	-0.0515	-0.1030	-0.1546	0.0344	0.2621	0.0091
전기전자	-0.0618	-0.1235	-0.1853	0.0963	0.2105	0.0033
수송장비	-0.0554	-0.1109	-0.1663	0.0652	0.2376	0.0060
정밀기계	-0.0589	-0.1179	-0.1768	0.0055	0.2553	0.0038
기타제조	-0.0778	-0.1557	-0.2335	0.0063	0.2818	0.0100
건설	-0.0538	-0.1076	-0.1613	0.0675	0.4010	0.0196
도소매	-0.0403	-0.0807	-0.1210	0.0490	0.5846	0.0251
음식숙박	-0.0528	-0.1056	-0.1584	0.0275	0.3809	0.0265
운수보관	-0.1967	-0.3934	-0.5901	0.0364	0.3750	0.2050
통신방송	-0.0228	-0.0455	-0.0683	0.0206	0.4421	0.0055
금융보험	-0.0137	-0.0275	-0.0412	0.0444	0.5554	0.0041
부동산	-0.0180	-0.0359	-0.0539	0.0904	0.6785	0.0064
정부서비스	-0.0249	-0.0498	-0.0748	0.0334	0.6733	0.0111
교육연구	-0.0238	-0.0476	-0.0714	0.0316	0.7764	0.0188
의료보건	-0.0831	-0.1662	-0.2493	0.0242	0.5351	0.0069
기타서비스	-0.0498	-0.0995	-0.1493	0.0527	0.3553	0.0156
무연탄	-0.0285	-0.0570	-0.0855	0.0001	0.6404	0.0074
연탄	-0.0897	-0.1795	-0.2692	0.0001	-0.5670	0.0177
기타석탄	-0.0210	-0.0420	-0.0630	0.0016	0.0497	0.0191
나프타	-0.8638	-1.7277	-2.5915	0.0051	0.0481	0.0082
휘발유	-0.5159	-1.0318	-1.5478	0.0061	0.4251	0.0569
제트유	-0.8386	-1.6771	-2.5157	0.0034	0.0468	0.0392
등유	-0.7085	-1.4170	-2.1256	0.0013	0.1815	0.0205
경유	-0.6007	-1.2013	-1.8020	0.0120	0.3146	0.0135
중유	-0.8980	-1.7959	-2.6939	0.0041	0.0526	0.0066
LPG	-0.6894	-1.3788	-2.0681	0.0012	0.2119	0.0229
유탄유	-0.5867	-1.1735	-1.7602	0.0018	0.0724	0.2502
기타석유	-0.7314	-1.4628	-2.1942	0.0014	0.0508	0.1861
도시가스	-0.0058	-0.0117	-0.0175	0.0075	0.1267	0.0078
열공급업	-0.0978	-0.1956	-0.2934	0.0011	0.4369	0.1021
수력	-0.0158	-0.0317	-0.0475	0.0002	0.7466	0.0072
화력	-0.0680	-0.1360	-0.2040	0.0080	0.2173	0.0699
원자력	-0.0438	-0.0877	-0.1315	0.0042	0.6215	0.0047
자가발전	-0.1321	-0.2641	-0.3962	0.0009	0.0394	0.1421

주: '매출액 비중'은 전 산업에서 각각의 해당산업의 매출액이 차지하는 비중, '부가가치율'은 각각의 업종별 부가가치액이 매출액에서 차지하는 비중, 그리고 '석유투입비중'은 각각의 업종별 매출액에서 석유투입비용이 차지하는 비중을 각각 의미

자료: 업종분류는 한국은행 산업연관표(2009)의 가장 상세분류인 403부문을 기준으로 조정

원유와 석유제품의 차등관세 적용에 따른 국민경제적 파급효과 분석

〈표 3〉 원유 관세율 인하의 업종별 가격경쟁력 파급효과
(나프타 제조용 제외)

(단위: %)

구분	가격파급효과			매출액 비중	부가 가치율	석유 투입비중
	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3			
농림수산업	-0.0369	-0.0739	-0.1108	0.0183	0.5216	0.0296
비연료광업	-0.0807	-0.1613	-0.2420	0.0012	0.5725	0.0833
음식료품	-0.0411	-0.0823	-0.1234	0.0278	0.1624	0.0073
주류	-0.0244	-0.0489	-0.0733	0.0028	0.6025	0.0063
담배	-0.0092	-0.0184	-0.0276	0.0029	0.7932	0.0017
섬유제품	-0.0359	-0.0718	-0.1077	0.0120	0.3105	0.0141
피혁가죽	-0.0373	-0.0745	-0.1118	0.0046	0.2692	0.0112
제재목재	-0.0534	-0.1068	-0.1602	0.0090	0.2746	0.0188
펄프지류	-0.0557	-0.1114	-0.1671	0.0070	0.2827	0.0210
인쇄출판	-0.0341	-0.0682	-0.1023	0.0029	0.3894	0.0106
기초화학	-0.0379	-0.0759	-0.1138	0.0506	0.1779	0.1964
고무플라	-0.0398	-0.0795	-0.1193	0.0168	0.2694	0.0131
비금속광물	-0.0975	-0.1951	-0.2926	0.0119	0.3038	0.0699
철강제품	-0.0496	-0.0992	-0.1488	0.0521	0.1515	0.0081
비철금속괴	-0.0602	-0.1204	-0.1807	0.0111	0.1318	0.0104
금속제품	-0.0449	-0.0899	-0.1348	0.0239	0.2704	0.0167
일반기계	-0.0353	-0.0705	-0.1058	0.0344	0.2621	0.0091
전기전자	-0.0310	-0.0620	-0.0930	0.0963	0.2105	0.0033
수송장비	-0.0322	-0.0645	-0.0967	0.0652	0.2376	0.0060
정밀기계	-0.0282	-0.0564	-0.0846	0.0055	0.2553	0.0038
기타제조	-0.0390	-0.0781	-0.1171	0.0063	0.2818	0.0100
건설	-0.0394	-0.0788	-0.1183	0.0675	0.4010	0.0196
도소매	-0.0356	-0.0711	-0.1067	0.0490	0.5846	0.0251
음식숙박	-0.0396	-0.0792	-0.1188	0.0275	0.3809	0.0265
운수보관	-0.1900	-0.3801	-0.5701	0.0364	0.3750	0.2050
통신방송	-0.0174	-0.0348	-0.0522	0.0206	0.4421	0.0055
금융보험	-0.0111	-0.0223	-0.0334	0.0444	0.5554	0.0041
부동산	-0.0126	-0.0251	-0.0377	0.0904	0.6785	0.0064
정부서비스	-0.0194	-0.0389	-0.0583	0.0334	0.6733	0.0111

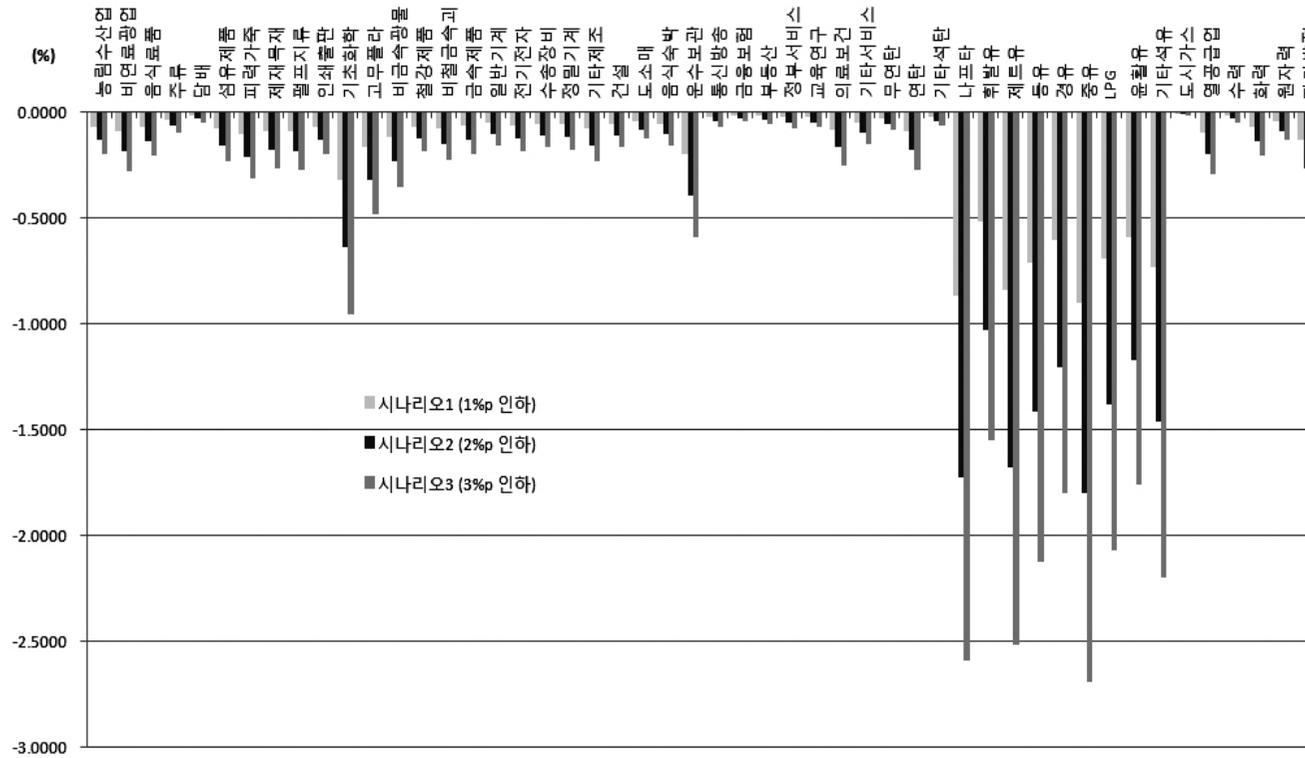
구분	가격파급효과			매출액 비중	부가 가치율	석유 투입비중
	시나리오 1	시나리오 2	시나리오 3			
교육연구	-0.0198	-0.0396	-0.0594	0.0316	0.7764	0.0188
의료보건	-0.0196	-0.0393	-0.0589	0.0242	0.5351	0.0069
기타서비스	-0.0324	-0.0649	-0.0973	0.0527	0.3553	0.0156
무연탄	-0.0211	-0.0422	-0.0633	0.0001	0.6404	0.0074
연탄	-0.0776	-0.1552	-0.2328	0.0001	-0.5670	0.0177
기타석탄	-0.0189	-0.0378	-0.0567	0.0016	0.0497	0.0191
나프타	-0.0090	-0.0180	-0.0271	0.0051	0.0481	0.0082
휘발유	-0.4796	-0.9591	-1.4387	0.0061	0.4251	0.0569
제트유	-0.8264	-1.6528	-2.4791	0.0034	0.0468	0.0392
등유	-0.7031	-1.4062	-2.1093	0.0013	0.1815	0.0205
경유	-0.5951	-1.1901	-1.7852	0.0120	0.3146	0.0135
중유	-0.8967	-1.7934	-2.6901	0.0041	0.0526	0.0066
LPG	-0.6840	-1.3679	-2.0519	0.0012	0.2119	0.0229
윤활유	-0.5409	-1.0817	-1.6226	0.0018	0.0724	0.2502
기타석유	-0.7114	-1.4228	-2.1342	0.0014	0.0508	0.1861
도시가스	-0.0057	-0.0113	-0.0170	0.0075	0.1267	0.0078
열공급업	-0.0959	-0.1917	-0.2876	0.0011	0.4369	0.1021
수력	-0.0120	-0.0239	-0.0359	0.0002	0.7466	0.0072
화력	-0.0659	-0.1318	-0.1977	0.0080	0.2173	0.0699
원자력	-0.0145	-0.0291	-0.0436	0.0042	0.6215	0.0047
자가발전	-0.1280	-0.2560	-0.3839	0.0009	0.0394	0.1421

주: '매출액 비중'은 전 산업에서 각각의 해당산업의 매출액이 차지하는 비중, '부가가치율'은 각각의 업종별 부가가치액이 매출액에서 차지하는 비중, 그리고 '석유투입비중'은 각각의 업종별 매출액에서 석유투입비용이 차지하는 비중을 각각 의미

자료: 업종분류는 한국은행 산업연관표(2009)의 가장 상세분류인 403부문을 기준으로 조정

[그림 2] 원유 관세율 인하의 업종별 가격경쟁력 파급 효과

(단위: %)



또한 이러한 관세율 인하는 일정 정도의 세수손실에도 불구하고 관세율 인하에 따른 완제품의 가격하락에 따라 관련 중간재 및 최종재 상품의 가격을 하락시켜 <표 4>와 <표 5>처럼 소비자의 소득계층별로 추가적인 경제적 혜택을 발생시킬 수 있다.

소득1분위에서 소득10분위까지의 소득계층별 에너지 및 비에너지제품의 총 소비지출액 대비 소비지출 구조의 차이를 살펴보면 <부표 1>과 같다. 에너지 지출의 경우 소득계층별로 전기료, 도시가스, 프로판, 등유, 경유연료, 공동주택난방비 등 취사 및 난방 연료비용 뿐만 아니라 휘발유, 경유, 부탄 등 수송 연료비용에서 지출구조가 다르게 나타나고 있다. 또한 기타 비에너지 제품 전반의 경우에도 소득계층별로 지출구조가 상이하다. 소득계층별 주택용 연료비 지출비중을 살펴보면 총소비지출에서 수송 연료인 휘발유가 차지하는 비중은 대체로 고소득층일수록 커지고 있으나 기타 연료들의 경우 소득수준이 낮을수록 총소비지출에서 차지하는 에너지비용이 높음을 알 수 있다. 더욱이, 일반적으로 소득수준이 낮을수록 소비성향(= 총소비지출액/경상소득)이 높으므로 저소득층의 가구소득에서 에너지 지출액이 차지하는 비중은 고소득층 대비 상대적으로 크게 나타난다. 따라서 원유 관세율 인하에 따른 석유류 등 전반적 에너지제품의 1차적인 가격하락과 이로 인해 부차적으로 유발되는 기초화학, 운수보관 등 기타 비에너지 제품들의 가격 인하의 파급효과는 고소득층 대비 저소득층에서 높은 소비지출 비중을 차지하는 항목들(필수재 등)의 소득역진성의 완화에 기여하게 된다.

<표 4>와 <표 5>의 원유 관세율 인하에 따른 국내 소비자의 소득계층별 추가경감액은 <부표 1>에 나타난 소득계층별 에너지 및 비에너지 지출 구조에서와 같이 석유류 등 에너지 소비지출의 직접경감액과 기타 비에너지상품의 가격하락에 따른 간접경감액을 모두 합제한 경제 전반의 파급효과에 따른 총경감액을 의미한다. 가령 본 소득계층별 귀착효과 분석에 따르면 원유 관세율 1%p 인하의 시나리오 1의 경우에 2009년 연평균 기준으로 소득1분위 1만 8백원, 소득10분위 4만 2천원, 그리고 가계전체 평균 2만 4천원 정도의 실질

후생 증가가 예상된다. 원유 관세율 2%p 인하의 시나리오 2는 소득1분위 2만 2천원, 소득10분위 8만 5천원, 그리고 가계전체 평균 4만 8천원 정도의 실질 후생 증가, 그리고 원유 관세율 3%p 인하의 시나리오 3은 소득1분위 3만 2천원, 소득10분위 12만 7천원, 그리고 가계전체 평균 약 7만 2천원 정도의 실질 후생 증가가 예상된다. 만약 이러한 관세율 인하의 파급효과 분석에서 나프타 제조용 원유를 제외할 경우는 소득계층별 후생증대 효과가 다소 줄어들게 되는데, 먼저 시나리오 1의 경우는 2009년 연평균 기준으로 소득1분위 7천 4백원, 소득10분위 2만 8천원, 그리고 가계전체 평균 1만 6천원 정도의 실질 후생 증가가 예상된다.

한편, 이러한 원유에 대한 관세율 인하에 따른 소비자의 후생증대 효과를 소득계층별로 비교하여 보면 원유의 관세율 인하효과는 소득계층별 후생증대의 소득대비 비중 면에서 총소득 대비 소비지출 비중이 높은 저소득층으로 갈수록 대체로 크게 나타나고 있어 저소득층에 유리하게 작용함을 알 수 있다.⁷⁾ 왜냐하면 원유 관세율 인하에 따른 석유류 등 전반적인 에너지제품의 1차적인 가격하락과 이로 인해 부차적으로 유발되는 기초화학, 운수보관 등 전반적인 비에너지 제품들의 가격 인하는 고소득층 대비 저소득층에서 높은 소비지출 비중을 차지하는 항목들이므로 소득역진성의 완화에 주요하게 기여하고 있다.

7) 이러한 관세율 인하의 파급효과 분석에서 원유(특히 연료용)의 경우는 이러한 소득대비 후생변화의 크기는 필수재인 에너지 연료로서의 특성상 소득역진성의 개선이 더욱 두드러지게 나타나고 있다.

〈표 4〉 원유 관세율 인하의 소득계층별 후생효과

(2009년 기준, 천원)

소득계층		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	평균
<추가경감액>												
시나리오 1 (1%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	6.8	7.9	9.6	10.9	12.1	13.8	14.9	16.2	19.0	24.8	13.6
	- 에너지 지출(B)	4.1	5.1	7.5	8.5	9.8	10.9	11.7	13.3	14.6	17.7	10.4
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	3.8	4.8	7.1	8.1	9.4	10.5	11.3	12.9	14.1	17.2	10.0
	도시가스	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
	전기	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.3
	- 실질후생 증가(A+B)	10.8	13.0	17.1	19.4	21.9	24.6	26.6	29.5	33.6	42.5	24.0
	비중(%)											
	소득 대비	0.18	0.08	0.08	0.07	0.07	0.06	0.06	0.06	0.05	0.05	0.06
	총소비 대비	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09
시나리오 2 (2%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	13.5	15.8	19.1	21.8	24.2	27.6	29.8	32.3	38.0	49.5	27.2
	- 에너지 지출(B)	8.1	10.2	15.1	17.0	19.6	21.7	23.4	26.7	29.2	35.4	20.9
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	7.5	9.5	14.3	16.2	18.8	20.9	22.6	25.8	28.2	34.4	20.1
	도시가스	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
	전기	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.6	0.7	0.8	0.9	0.7
	- 실질후생 증가(A+B)	21.7	26.0	34.2	38.7	43.7	49.3	53.2	59.0	67.2	85.0	48.1
	비중(%)											
	소득 대비	0.36	0.17	0.15	0.14	0.13	0.13	0.12	0.11	0.11	0.09	0.12
	총소비 대비	0.18	0.18	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.18	0.19
시나리오 3 (3%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	20.3	23.8	28.7	32.7	36.3	41.3	44.7	48.5	56.9	74.3	40.8
	- 에너지 지출(B)	12.2	15.3	22.6	25.4	29.3	32.6	35.1	40.0	43.8	53.2	31.3
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	11.3	14.3	21.4	24.3	28.1	31.4	33.9	38.7	42.4	51.6	30.1
	도시가스	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2
	전기	0.7	0.8	0.9	0.9	1.0	1.0	1.0	1.1	1.2	1.3	1.0
	- 실질후생 증가(A+B)	32.5	39.0	51.2	58.1	65.6	73.9	79.8	88.5	100.8	127.5	72.1
	비중(%)											
	소득 대비	0.55	0.25	0.23	0.21	0.20	0.19	0.18	0.17	0.16	0.14	0.18
	총소비 대비	0.27	0.27	0.28	0.28	0.28	0.28	0.28	0.28	0.28	0.27	0.28

〈표 5〉 원유 관세율 인하의 소득계층별 후생효과: 나프타 제조용 제외

(2009년 기준, 천원)

소득계층		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	평균
<추가경감액>												
시나리오 1 (1%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	4.1	4.7	5.7	6.4	7.0	8.1	8.6	9.4	11.0	13.9	7.8
	- 에너지 지출(B)	3.3	4.1	6.1	6.9	7.9	8.8	9.5	10.8	11.8	14.3	8.4
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	3.0	3.8	5.8	6.5	7.6	8.4	9.1	10.4	11.4	13.9	8.1
	도시가스	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
	전기	0.2	0.2	0.3	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.3
	- 실질후생 증가(A+B)	7.4	8.9	11.8	13.2	14.9	16.9	18.1	20.2	22.8	28.3	16.3
	비중(%)											
	소득 대비	0.12	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.04
	총소비 대비	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
시나리오 2 (2%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	8.2	9.5	11.3	12.8	14.0	16.1	17.3	18.8	21.9	27.9	15.6
	- 에너지 지출(B)	6.6	8.2	12.2	13.7	15.8	17.6	18.9	21.6	23.6	28.7	16.9
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	6.1	7.7	11.5	13.1	15.1	16.9	18.2	20.8	22.8	27.7	16.2
	도시가스	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
	전기	0.4	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.6	0.6	0.7	0.5
	- 실질후생 증가(A+B)	14.8	17.7	23.5	26.5	29.9	33.7	36.2	40.4	45.6	56.5	32.5
	비중(%)											
	소득 대비	0.25	0.11	0.11	0.10	0.09	0.09	0.08	0.08	0.07	0.06	0.08
	총소비 대비	0.12	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.13	0.12	0.13
시나리오 3 (3%p 인하)	- 비에너지 지출(A)	12.2	14.2	17.0	19.1	21.1	24.2	25.9	28.3	32.9	41.8	23.5
	- 에너지 지출(B)	9.9	12.4	18.3	20.6	23.7	26.4	28.4	32.4	35.5	43.0	25.3
	석탄제품	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	석유제품	9.1	11.5	17.3	19.6	22.7	25.3	27.3	31.2	34.2	41.6	24.3
	도시가스	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.3	0.2
	전기	0.6	0.7	0.8	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9	1.0	1.1	0.8
	- 실질후생 증가(A+B)	22.1	26.6	35.3	39.7	44.8	50.6	54.3	60.7	68.4	84.8	48.8
	비중(%)											
	소득 대비	0.37	0.17	0.16	0.14	0.13	0.13	0.12	0.12	0.11	0.09	0.12
	총소비 대비	0.18	0.18	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.19	0.18	0.19

2) 거시경제적 효과

한편, 본 절에서는 위에서 논의한 원유의 관세율 인하에 따른 영향을 종합한 거시경제적 파급 효과를 세수효과, 물가효과, 소득계층별 후생변화와 소득 재분배효과, 업종별 가격경쟁력 강화로 인한 고용증대효과 등을 중심으로 살펴보고자 한다. 먼저 원유 관세율 인하에 따라 정부의 관세수입 감소가 예상되는데 아래의 <표 6>에서와 같이 시나리오별로 원유 관세수입 감소는 7,190억원~1조 7,980억원이고, 나프타 제조용 원유를 제외할 경우 시나리오별로 원유 관세수입 감소는 5,870억원~1조 4,670억원 정도 예상된다.⁸⁾

또한 앞 절에서와 같이 관세율 인하에 따라 경제의 전반적 물가수준의 하락이 기대되는데, 먼저 전체 원유의 경우에는 시나리오 1은 0.081%p, 시나리오 2는 0.163%p, 시나리오 3은 0.244%p의 하락이 예상되며, 나프타 제조용 원유를 제외한 경우에는 시나리오 1은 0.047%p, 시나리오 2는 0.094%p, 시나리오 3은 0.141%p의 하락이 예상되어, 물가관리가 정책적 우선순위에서 매우 중요하게 고려되는 국면에서는 경제전반에 영향을 미치게 되는 원유 도입단계(上流部門, upstream)에서의 관세인하는 물가관리에 매우 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 보인다.

이와 더불어 원유의 관세율 인하에 따라 소득계층별 실질소득 변화에 따른 재분배효과가 발생하게 되는데 이를 불평등계수인 Gini계수의 변화로 평가해보면 다음과 같다.⁹⁾ 앞 절의 소득계층별 파급효과에서 논의한 바와 같이 원유 관세율 인하에 따른 석유제품 및 관련 업종의 가격 하락의 재분배효과는

8) 그러나 이러한 관세의 세수손실은 국내 생산 및 소비 진작으로 인한 긍정적 효과로 국내의 소득세, 소비세 등 기타 세목의 세수 증대를 가져와 세수 손실이 상쇄될 수 있음에 유의할 필요가 있다. 이러한 일반균형효과는 추후 과제로 남겨둔다.

9) 가구들을 10분위로 구분하여 계층별 세부담 변화를 측정하고 이러한 세부담 변화에 따른 소득재분배효과는 소득불평등도(income inequality)를 나타내는 Gini계수의 변화로 측정하는데 소득분위 평균소득(μ)과 표본수(n)에서 $\left[\frac{1}{n(n-1)} \sum_j \sum_k |I_j - I_k| \right] / 2\mu$ 와 같이 계산된다.

일반적으로 저소득층의 관련 업종 소비지출이 가계소득에서 차지하는 비중이 고소득층 대비 대체로 높으므로 Gini계수 측면에서 저소득층에 상대적으로 유리하게 작용하게 된다. 총소득 대비 Gini계수는 원유의 경우에 시나리오 1이 0.022%, 시나리오 2가 0.043%, 시나리오 3이 0.065% 감소하고, 나프타 제조용 원유를 제외할 경우에는 시나리오 1이 0.015%, 시나리오 2가 0.030%, 시나리오 3이 0.045% 감소하여 Gini계수 측면에서 소득분배가 다소 개선될 수 있는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 원유 관세율 인하의 거시경제적 효과

1. 세수효과	원유 전체			나프타 제조용 제외			
	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오1	시나리오2	시나리오3	
세수감소(조원, 연간)	0.719	1.259	1.798	0.587	1.027	1.467	
GDP 대비 비중(%)	0.068	0.118	0.169	0.055	0.097	0.138	
2. 물가효과	원유 전체			나프타 제조용 제외			
	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오1	시나리오2	시나리오3	
변화율(%)	-0.081	-0.163	-0.244	-0.047	-0.094	-0.141	
3. 소득재분배 효과	원유 전체			나프타 제조용 제외			
	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오1	시나리오2	시나리오3	
3-1. 소득계층별 후생개선 (천원)	1분위	10.8	21.7	32.5	7.4	14.8	22.1
	2분위	13.0	26.0	39.0	8.9	17.7	26.6
	3분위	17.1	34.2	51.2	11.8	23.5	35.3
	4분위	19.4	38.7	58.1	13.2	26.5	39.7
	5분위	21.9	43.7	65.6	14.9	29.9	44.8
	6분위	24.6	49.3	73.9	16.9	33.7	50.6
	7분위	26.6	53.2	79.8	18.1	36.2	54.3
	8분위	29.5	59.0	88.5	20.2	40.4	60.7
	9분위	33.6	67.2	100.8	22.8	45.6	68.4
	10분위	42.5	85.0	127.5	28.3	56.5	84.8
평균	24.0	48.1	72.1	16.3	32.5	48.8	
3-2. Gini계수 변화(%) ³⁾	원유 전체			나프타 제조용 제외			
소득기준	-0.022	-0.043	-0.065	-0.015	-0.030	-0.045	
소비기준	-0.001	-0.001	-0.002	-0.002	-0.003	-0.005	

주: Gini계수(불평등지수)는 소득이 어느 정도 불균등하게 분배되고 있는가를 나타내는 수치로, 0과 1사이의 값을 가지는데, 값이 1에 가까울수록 소득불평등 정도가 높음을 의미. 여기서 Gini 계수의 기준치는 2009년 경상소득 기준으로 0.336447, 총소비지출 기준으로 0.217469

원유와 석유제품의 차등관세 적용에 따른 국민경제적 파급효과 분석

마지막으로 원재료의 관세율 인하에 따라 경제전반의 기업부문 가격경쟁력 강화와 소비자 후생증진(실질소득 증가)에 따라 추가적인 고용 증대가 예상되는데 그 파급효과를 추정해 보면 <표 7>과 같다. 결과적으로는, 원유 관세율 인하에 따른 고용유발 효과도 현행 대비 시나리오 1은 3,564명, 시나리오 2는 7,128명, 시나리오 3은 1만 692명이 증대되고, 나프타 제조용 원유를 제외할 경우에는 시나리오 1은 약 3,061명, 시나리오 2는 6,122명, 시나리오 3은 9,183명이 증대될 수 있을 것으로 나타났다.

<표 7> 원유 관세율 인하의 국민경제적 고용증대 효과

(단위: 명)

구분	원유 전체			나프타 제조용 제외		
	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오1	시나리오2	시나리오3
농림수산업	136	273	409	110	220	331
비연료광업	9	19	28	6	12	19
음식료품	128	256	384	107	214	321
주류	3	6	9	3	6	9
담배	1	1	2	1	1	2
섬유제품	113	227	340	70	140	210
피혁가죽	57	114	171	31	61	92
제재목재	7	13	20	5	10	15
펄프지류	25	50	76	20	39	59
인쇄출판	15	29	44	12	24	36
기초화학	93	187	280	35	71	106
고무플라	51	102	154	34	69	103
비금속광물	12	24	36	9	18	28
철강제품	10	19	29	8	15	23
비철금속괴	8	16	24	5	11	16
금속제품	33	65	98	25	50	76
일반기계	26	52	79	21	42	63
전기전자	55	110	165	40	81	121
수송장비	42	84	127	37	74	111
정밀기계	18	35	53	11	23	34
기타제조	30	60	91	22	44	66
건설	16	31	47	13	26	40
도소매	413	825	1,238	394	789	1,183
음식숙박	355	709	1,064	339	678	1,016
운수보관	431	861	1,292	502	1,004	1,507
통신방송	36	71	107	33	67	100

구분	원유 전체			나프타 제조용 제외		
	시나리오1	시나리오2	시나리오3	시나리오1	시나리오2	시나리오3
금융보험	126	251	377	114	228	342
부동산	354	709	1,063	301	602	903
정부서비스	9	17	26	9	18	28
교육연구	155	310	465	169	337	506
의료보건	201	401	602	68	135	203
기타서비스	565	1,130	1,695	480	959	1,439
석탄	1	2	4	1	2	3
석유	17	33	50	13	26	39
가스	3	7	10	3	5	8
전력	12	24	36	9	19	28
총계	3,564	7,128	10,692	3,061	6,122	9,183
(총고용증가율)	(0.03%)	(0.05%)	(0.08%)	(0.02%)	(0.04%)	(0.06%)

IV. 결론 및 정책시사점

원유, 석탄, 누에고치, 양모, 면, 원목, 펄프, 원피, 철광석, 동광, 알루미늄광 등 원자재(또는 1차 기초원재료)와 이를 통한 관련 완제품에 대한 적정 차등 관세(경사관세) 제도의 운용방안을 모색하는 것은 국가경제적으로 매우 중요한 과제이다. 특히 우리나라는 복잡다단한 원인에 의하여 급격히 상승하는 국제유가의 특징상 수입 원자재로서 원유 및 그 완제품과 관련된 관세 정책에 대한 관심이 크다. 이에 본 논문은 우리나라의 원유 및 석유제품에 대한 경사관세 부과방식의 근거 및 이의 여러 가지 운용 방식에 따라 경제전반의 산업 경쟁력, 소비자후생, 물가, 소득재분배, 고용 등 국민경제적 파급효과를 다각도로 살펴보았다.

분석 결과에 따르면, 분석결과에 따르면 유류제품의 가격이 최대 2.7%까지 인하되면서 소비자 물가는 0.24% 내리고 가계 전체 소비자후생은 약 1조원(가계 평균 약 7만2000원)이 증가하며 아울러 국가적으로 고용도 총 1만여 명이 증가할 것으로 예상된다. 또한 총소득에서 에너지소비가 차지하는 비중이 높은 저소득층은 고소득층에 비해 소득 대비 최대 4배 정도의 소득재분배 효

과도 기대된다. 이는 원유에 대한 관세율 인하는 석유제품 전반의 가격을 하락시켜 이를 중간재로 사용하는 산업전반의 제품의 가격경쟁력을 강화시킬 수 있음을 보여 주고 있다.¹⁰⁾ 특히 석유투입비중이 높은 업종인 농림수산업, 비연료광업, 펄프지류, 기초화학, 비금속광물제품, 도소매, 음식숙박, 운수보관, 열공급업, 화력발전 등의 원가경쟁력이 기타 업종들 대비 상대적으로 크게 개선될 수 있음을 보여준다. 이와 같이 산업 전반에 걸쳐 중간재로 사용되는 석유제품의 특성을 감안한다면 원유단계의 관세율 인하시 모든 업종의 기업부분의 원가부담이 크게 완화되어 이러한 긍정적 효과가 산업전반에 걸쳐 파급되고 있음을 의미한다. 더욱이 위의 원유 관세율 인하 방안들은 일정 정도 세수손실에도 불구하고 원유 관세율 인하에 따른 석유제품류의 가격하락 요인으로 관련 중간재 및 최종재 상품의 가격을 하락시켜 소비자의 소득계층별로 추가적인 경제적 혜택을 발생시킬 수 있음을 보여준다.

물론, 다른 한편으로는 관세인하는 앞서 말한 대로 정부의 조세수입의 감소를 초래하여 국가재정운용에 부정적인 영향을 끼칠 우려가 있기 때문에 이러한 상반된 견해에 대해 정부 당국이 정책적인 딜레마에 빠질 수 있음은 당연히 예상되는 바일 것이다.

이러한 경제 전반의 산업경쟁력, 소비자후생, 물가, 소득재분배, 고용 등 거시경제 목표에 미치는 긍정적 파급효과와 세수손실을 종합적으로 감안하여 경제여건에 따라 기타 원재료처럼 원유와 석유제품간의 경사과세율 제도의 탄력적인 운용을 경제활성화 정책의 일환으로 고려할 수 있다고 판단된다.¹¹⁾

접수일(2014년 8월 18일), 수정일(2015년 3월 10일), 게재확정일(2015년 4월 17일)

10) 만약 국제유가 상승 등으로 물가관리가 정책적 우선순위에서 매우 중요하게 고려되는 국면에서는 경제전반에 영향을 미치게 되는 원유 도입단계(이를 통상 상류부문이라 한다)에서의 관세인하는 물가관리에 매우 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

11) 이러한 여러 가지 정책목표간 상충관계 및 우선순위를 고려한 적정 차등관세 논의를 위한 목적함수 설정 및 관련 CGE모형을 이용한 분석은 추후 과제로 남겨 둔다.

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김종면 외. 2008. 「무역자유화(FTA) 확대에 따른 조세 및 재정정책의 방향에 관한 연구」, 한국조세연구원.
- 김승래. 2009. 「녹색성장을 위한 탄소세 도입방안」, 『재정포럼』, 한국조세연구원.
- 조세연구원. 2002. 「원유 및 석유제품의 적정관세율 연구」 용역보고서.
- Das, D. K. 1990. *International Trade Policy: A Developing Country Perspective*. The Macmillan Press.
- Fullerton, D. 1995. “Why Have Separate Environmental Taxes?” NBER Working Paper 5380, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Gupta, S. and Mahler, W. 1995. “Taxation of Petroleum Products,” *Energy Economics* 17(2): pp101-116.
- Hay, D. 2001. “The Post-1990 Brazilian Trade Liberalization and the Performance of Large Manufacturing Firms: Productivity, Market Share and Profits,” *The Economic Journal* 111: pp620-641.
- Hay, G. 1972. “Import Controls on Foreign Oil: Tariff or Quota?” *American Economic Review* 61(4): pp688-691.
- Hasset K., Mathur, A. and Metcalf, G. 2007. *The Incidence of a U.S. Carbon tax: a Lifetime and Regional Analysis*, NBER Working Paper 13554, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Hwang, H., Mai, C-C., Shih-Jie Wu. 2001. “Tariff Escalation: A Theoretical Foundation,” Unpublished paper.
- Lee, H-L., Chang, C-C., Weng, Y-H., Hsu, S-M., and Hsu, S-H. 2008. “An Economy-wide Analysis of Impacts on Taiwan of Reducing Tariff Escalation on Agriculture-related Products in WTO Doha Round Negotiations,” Unpublished paper.
- Lee, M-K. 2005. “Reviewing Tax System and Its Reform Plan for the Fuel Market in

- South Korea,” *Energy Policy* 33: pp475-482.
- Metcalf, G.E. 1999. “A Distributional Analysis of an Environmental Tax Shift,” *National Tax Journal* 52: pp.655-681.
- Ministry of Strategy and Finance. 2011. 「Korea Customs and Tariff 2011」.
- Narayanan G., B., and Khorana, S. 2011. “Does Tariff Escalation Affect Export Shares: The Case of Cotton and Coffee in Global Trade,” *AAEA & NAREA Joint Annual Meeting*, Pittsburgh PA.
- Schmidt, C.-C. 2003. “Globalization, Industry Structure, Market Power and Impact on Fish Trade Opportunities and Challenges for Developed (OECD) Countries,” OECD Report.
- Tarr, D. G. 2000. “On the Design of Tariff Policy: A Practical Guide to the Arguments for and Against Uniform Tariffs,” unpublished paper, World Bank.
- Wailes, E., Durand-Morat, A, Hoffman, A., and Childs, N. 2004. “Tariff Escalation: Impacts on U.S. and Global Rice Trade,” unpublished paper, *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Denver Colorado.
- Wier M. et al. 2005. “Are CO₂ Taxes Regressive? Evidence from the Danish Experience,” *Ecological Economics* 52: pp.239-251.

〈부표 1〉 소득계층별 에너지 및 비에너지 지출비중 구조

(단위: %/100)

소득분위	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	평균
농림수산물	0.1104	0.0950	0.0866	0.0816	0.0826	0.0803	0.0759	0.0745	0.0743	0.0642	0.0789
음식료품	0.0882	0.0800	0.0777	0.0704	0.0700	0.0686	0.0621	0.0625	0.0596	0.0506	0.0656
주류	0.0021	0.0020	0.0022	0.0021	0.0019	0.0019	0.0018	0.0018	0.0017	0.0015	0.0018
담배	0.0057	0.0053	0.0054	0.0050	0.0046	0.0046	0.0040	0.0038	0.0034	0.0021	0.0040
섬유 및 가죽제품	0.0428	0.0477	0.0512	0.0529	0.0556	0.0587	0.0576	0.0584	0.0623	0.0646	0.0585
목재 및 종이제품	0.0023	0.0020	0.0019	0.0018	0.0016	0.0015	0.0016	0.0013	0.0016	0.0011	0.0016
인쇄 및 출판	0.0087	0.0091	0.0093	0.0101	0.0111	0.0105	0.0114	0.0103	0.0113	0.0106	0.0110
화학제품	0.0238	0.0210	0.0207	0.0191	0.0186	0.0197	0.0182	0.0185	0.0181	0.0164	0.0188
비금속광물제품	0.0011	0.0011	0.0014	0.0017	0.0014	0.0016	0.0013	0.0012	0.0014	0.0016	0.0014
금속제품	0.0023	0.0021	0.0024	0.0016	0.0021	0.0023	0.0018	0.0015	0.0018	0.0024	0.0021
전기 및 전자기기	0.0192	0.0169	0.0179	0.0205	0.0208	0.0201	0.0246	0.0250	0.0270	0.0248	0.0231
정밀기기	0.0052	0.0061	0.0061	0.0053	0.0057	0.0051	0.0067	0.0049	0.0053	0.0059	0.0055
수송장비	0.0079	0.0121	0.0071	0.0229	0.0211	0.0132	0.0299	0.0114	0.0198	0.0393	0.0254
기타제조업제품	0.0155	0.0162	0.0171	0.0208	0.0179	0.0220	0.0189	0.0211	0.0242	0.0290	0.0215
음식점 및 숙박	0.1258	0.1360	0.1445	0.1402	0.1413	0.1431	0.1371	0.1373	0.1323	0.1132	0.1294
운수 및 보관	0.0456	0.0389	0.0332	0.0318	0.0271	0.0300	0.0285	0.0265	0.0273	0.0215	0.0268
통신 및 방송	0.0850	0.0821	0.0776	0.0741	0.0711	0.0696	0.0640	0.0624	0.0563	0.0441	0.0630
금융 및 보험	0.0034	0.0048	0.0076	0.0087	0.0079	0.0065	0.0069	0.0064	0.0061	0.0068	0.0071
부동산 및 사업서비스	0.0536	0.0415	0.0289	0.0263	0.0241	0.0236	0.0209	0.0180	0.0177	0.0154	0.0227
공공행정 및 국방	0.0008	0.0013	0.0015	0.0015	0.0021	0.0016	0.0019	0.0024	0.0023	0.0017	0.0017
교육 및 보건	0.1051	0.1286	0.1300	0.1397	0.1427	0.1498	0.1490	0.1622	0.1518	0.1575	0.1463
사회 및 기타서비스	0.1460	0.1520	0.1623	0.1607	0.1694	0.1701	0.1821	0.1938	0.2052	0.2467	0.1894
휘발유	0.0176	0.0213	0.0286	0.0301	0.0340	0.0321	0.0326	0.0329	0.0331	0.0330	0.0313
경유	0.0108	0.0103	0.0138	0.0136	0.0136	0.0146	0.0153	0.0180	0.0150	0.0127	0.0143
등유	0.0046	0.0040	0.0030	0.0031	0.0027	0.0025	0.0017	0.0016	0.0014	0.0010	0.0022
부탄	0.0041	0.0050	0.0065	0.0074	0.0066	0.0064	0.0062	0.0065	0.0070	0.0057	0.0063
프로탄	0.0031	0.0024	0.0020	0.0021	0.0017	0.0014	0.0013	0.0011	0.0010	0.0008	0.0015
연탄	0.0009	0.0004	0.0003	0.0003	0.0002	0.0001	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002
도시가스	0.0241	0.0250	0.0253	0.0215	0.0192	0.0182	0.0166	0.0157	0.0134	0.0107	0.0174
전기	0.0341	0.0294	0.0275	0.0232	0.0213	0.0199	0.0196	0.0188	0.0181	0.0148	0.0210

자료: 한국은행, 『산업연관표』, 통계청, 『가계동향조사』

ABSTRACT

An Economic Effect of Tariff Escalation
on Imported Crude Oil and Oil Products

Seung-Rae Kim* and Changik Jo**

Despite the customs free policy on imports of major resources like coal and iron ore, crude oil has been subject to taxation at 3% of ad valorem tax rate. It is highly controversial in setting the policy priorities because the government has actually benefited from the oil price hike that led to an increase in tax revenue. This study, using the input-output and micro-simulation analysis methods with different scenarios, tries to figure out the economy-wide effects if the tariff escalation policy is implemented on crude oil and oil products imported to Korea. The results imply that low or no tariff on crude oil would result in positive spillover effects in the aspects of price competitiveness, welfare, tax revenues, income redistribution, job creations, and so on.

Key Words : Tariff escalation, Crude oil, Oil products, Spillover effects

* Professor, Department of Economics, Hallym University (corresponding author).
srkim@hallym.ac.kr

** Professor, School of International Studies, Hallym University (first author).
cjo@hallym.ac.kr

난방방식이 가구의 겨울철 난방비 지출에 미치는 영향 분석 - 도시가스 개별난방과 지역난방 방식을 중심으로 - *

윤태연** · 강재성***

요 약

민간 자율경쟁 방식으로 난방시장의 패러다임 전환이 이루어지는 시점에서 소비자의 선택을 받기 위한 도시가스 개별난방(이하 가스난방)과 지역난방 업계 간의 경쟁은 더욱 치열해질 전망이다. 난방방식이 가구의 난방비에 미치는 영향을 분석하기 위해 서로 간 인접해 있는 수도권의 가스난방 200가구와 지역난방 200가구에 대해 난방사용실태조사를 실시하였다. 동일한 난방환경을 가정할 때 난방방식은 가구의 난방비 지출에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 지역난방 방식이 7% 저렴한 것으로 분석되었으나 가스난방 가구에서 적극적인 난방습관으로 4% 비용을 절감하였으며 결과적으로 3% 차이에 그쳤다. 오히려 보온제품 사용이나 동내의 착용 등 난방습관이 중요한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 업계에서는 소모적인 공급경제성 공방에서 벗어나 소비자의 난방사용에 보다 관심을 가지고 연구해나갈 필요가 있다. 정부 입장에서 홍보나 캠페인 등을 통해 국민들의 난방습관을 개선해가는 것이 에너지절약에 보다 효과적일 수 있다.

주요 단어 : 난방방식, 난방비, 가구단위 미시자료
경제학문헌목록 주제분류 : D12, Q40

* 본 논문은 한국지역난방공사의 2015년 출연과제 연구보고서 「지역난방 소비자 편익 연구」의 일부 내용을 발췌하여 수정·보완한 논문입니다. 본 논문의 개선을 위해서 많은 조언을 하여 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 에너지경제연구원 부연구위원 (주저자, 교신저자). taeyeon.yoon@keei.re.kr

*** 에너지경제연구원 선임연구위원. jskang@keei.re.kr

I. 서 론

90년대 들어 대규모 택지개발과 도시가스 보급이 본격화되면서 동일한 사업영역을 두고 도시가스 개별난방(이하 가스난방)과 지역난방 간의 경쟁은 치열하게 전개되어 왔으며, 이를 반영하여 학계에서 역시 두 난방방식 간의 상대적 우수성에 대한 논쟁은 꾸준히 이어지고 있다.¹⁾ 하지만 박재찬 외(2013)에서 지적하듯이, 가스난방과 지역난방 간의 기존 비교연구들 대부분은 공급측면에서의 기술적 효율성, 즉 공급경제성을 평가하는 방식으로 제한적으로 수행되어 왔다. 공급경제성의 경우 보일러 효율, 예열 또는 배관 손실, 연료구성, 요금단가 등의 평가지표들에 대해 어떠한 기준을 적용하지에 따라 상이한 결과가 도출될 수밖에 없으며, 그 결과 꾸준한 연구에도 불구하고 보편적으로 수용가능한 연구결과는 아직까지 도출되지 못하고 있다(한국지역난방공사, 2010; 591).

한편, 최근 들어 기온 상승, 단열성능 향상, 전기난방기기 사용 등으로 단위당 열사용량은 꾸준히 감소하는 추세이다.²⁾ 더불어 주택공급 정책 역시 기존

1) 지역난방 도입초기인 90년대 중반 이미 에너지경제연구원(1994)에서는 향후 예상되는 5가지 공급 시나리오에 대해 공급경제성을 비교하는 연구를 수행한 바 있다. 이 후 이어진 다수의 비교연구들 중 실측자료를 사용하는 대표적인 연구로 도시가스협회에서 발주하여 지식정보연구원에서 수행한 「도시가스와 지역난방사업의 균형발전방안」 2003년 보고서와, 한국지역난방공사에서 발주하여 건국대학교와 한국에너지기술연구원에서 2001년과 2006년에 각각 수행한 「지역난방방식의 에너지절감 및 환경개선 효과 분석」과 「개별난방 대비 지역난방의 에너지절감 및 환경개선 효과 분석에 관한 연구」라는 두 보고서를 참조할 수 있다. 한국지역난방공사(2010)에서는 최근까지의 수행된 비교연구 보고서들의 내용을 요약·정리하고 있다(해당 보고서 590~625페이지 참조).

2) 오현영·심상렬(2013)에서는 한국지역난방공사와 GS파워 14개 사업장의 공급량과 계약면적으로부터 단위당 열사용량을 계산하였다. 14개 사업장 모두에서 단위당 열사용량은 최근까지 꾸준히 감소하는 추세로, 특히 90년대 중반부터 가동되기 시작한 5개 사업장의 경우 사업장 모두에서 최근까지 35%이상 사용량이 줄어든 것으로 조사되었다.

의 신도시 중심의 대규모 택지개발 방식에서 재건축 규제완화를 통해 도심권을 재정비하는 방향으로 선회하고 있다.³⁾ 기존 아파트 단지와는 달리 재건축 아파트 단지에 공급하고자 할 경우 난방방식 변경을 위한 까다로운 절차⁴⁾나 공급지역에 대한 규제⁵⁾로부터 자유로울 수 있다는 점에서 소비자의 난방방식에 대한 선택권은 상당부분 보장될 수 있을 것이다. 시장에서의 경쟁 외에도 최근 들어 아파트 관리비나 사용자 시설관리, 에너지 복지 등 소비자의 난방사용과 관련한 이슈들이 점차 부각되고 있다. 향후 수요확보가 점차 힘들어질 것으로 전망되는 상황에서 이러한 일련의 난방시장 환경변화는 향후 가스난방과 지역난방 업계 간의 공개적인 경쟁이 보다 치열하게 전개될 것이라 것을 의미한다. 정책에 따른 일괄공급 방식에서 민간 자율경쟁 방식으로 난방시장의 패러다임 전환이 이루어지는 시점에서 제품을 사용하는 소비자 시각에서의 접근과 이해가 어느 때보다 중요하다 할 수 있다.

소비자들은 에너지 효율(공급경제성)이나 온실가스 감축 등의 국가적 이슈보다는 가구에서 겨울철 실제로 지불하게 되는 난방비에 훨씬 관심이 클 것이다.⁶⁾ 외국의 경우 난방비용과 관련한 가구 혹은 건물 단위의 미시정보들을 수집·분석하여 정책 등에 적극 활용하고 있는 반면,⁷⁾ 국내의 경우 자료의 한

- 3) 관계부처 합동으로 2014년 9월1일 발표된 「규제합리화를 통한 주택시장 활력회복 및 서민 주거안정 강화방안」 일명 ‘9.1 부동산 대책’에서는 아파트 재건축 기한을 기존 40년에서 30년으로 줄이고 대규모 신도시 건설을 중단하는 등의 정책안을 핵심내용으로 포함하고 있다.
- 4) 난방방식 변경을 위해서는 거주자의 4분의3 이상 다수에 의한 집회결의나(「집합건물의 소유 및 관리에 관한 법률」 제15조(공용부분의 변경)), 80% 이상의 서면합의(동법 제41조(서면 또는 전자적 방법에 의한 결의 등))를 얻도록 관련법에서는 제한하고 있다.
- 5) 예를 들어 「집단에너지사업법」 제5조(집단에너지공급대상지역의 지정)에서는 주택건설호수가 5천호 이상이거나 개발면적인 60만㎡ 이상인 개발지역에 대해서는 지역난방 공급을 우선 검토하도록 규정하고 있으며, 동법 제6조(열 생산시설의 신설 등의 허가 등)에서는 집단에너지공급대상지역에서 보일러 등 열 생산시설을 신설이나 개설하고자 할 경우 산업통상부장관의 허가를 거치도록 하여 공급대상지역에서의 타 열원사용을 규제하고 있다.
- 6) 한국지역난방공사(2008)에서는 난방비를 포함하여 온도조절, 온수사용, 보일러 효율 등 8가지 난방요소들에 대해 소비자들이 생각하는 중요도에 대해 조사하였다. 전체 700명의 응답자 중 7명을 제외한 693명이 난방비에 대해 ‘매우 중요’ 또는 ‘어느 정도 중요’하다고 답해 가장 높은 수치를 나타내었다.

계로 난방과 관련한 미시적 연구는 상당히 제한적으로 이루어져왔다. 예를 들어, 에너지관리공단(2005)과 이봉진 외(2004)에서는 가스난방과 지역난방 방식 간 경제성 비교를 위해 가구의 에너지사용량에 대한 실측자료를 사용하였다. 두 연구 모두 상당수의 표본으로부터 비용자료를 수집하였음에도 기후나 주거환경 등과 같은 난방환경에 대한 추가적인 정보의 부재로 연구결과에 대한 신뢰성이나 활용도에 있어 한계가 있다. 이들 연구 외에 난방을 따로 구분하고 있지는 않지만 몇몇 연구들에서 가구의 전체 에너지사용량을 분석하기 위해 관련 미시자료를 사용한 사례가 있다. 최문선(2012)은 「에너지총조사」의 가구 부문 미시자료를 활용하여 가구원수, 가구소득, 건축년도, 거주면적, 그리고 냉난방도일 등의 난방환경 변수들이 가구의 사용량에 미치는 영향을 분석하였다. 박광수·정윤경(2014)은 통계청에서 발표하는 「가계동향조사」 자료를 활용하여 가구의 에너지 관련 지출에 영향을 미치는 사회·경제적 변수들을 평가하고, 이로부터 국내 에너지 복지정책에 대한 시사점을 도출하였다. 정준환(2013) 역시 가구의 에너지 관련 소비지출에 대한 형평성 지수를 산정하기 위해 「가계동향조사」 자료를 사용한 사례가 있다.

한편, 에너지 공학이나 건축학 분야에서 역시 가구의 난방사용에 대해 꾸준히 관심을 가져왔다. 가구소득이나 가구원 구성 등의 사회·경제적 변수들이 난방과 관련한 가구의 지출(혹은 에너지사용량)에 미치는 영향에 관심을 가지는 경제학적 접근과 달리 주로 시뮬레이션 혹은 현장실태조사를 통해 직접적으로 가구의 난방사용량을 평가·분석하고 있다. 예를 들어, 박유원 외(2005)에서는 서울 소재 32평형 아파트를 기준으로 설정온도, 환기횟수, 창문 차폐율 등 실내 난방환경 설정을 달리하며 이에 따른 사용량 변화를 시뮬레이션하였다.

7) 예를 들어, 12,000 독일 가구의 난방 관련 정보를 분석한 Rehdanz(2007)에서는 임차인들이 상대적으로 효율적인 난방설비 설치에 소극적이며 따라서 연료가격 상승에 타격이 클 수 있는 만큼 정책적 지원이 집중되어야 한다고 제안하였다. Leth-Petersen·Togeby(2001)은 덴마크에서 중앙난방방식을 사용하는 4,820개 아파트 단지의 난방 관련 패널자료를 분석하였다. 세금과 같이 연료가격에 영향을 주는 간접적인 정책 보다는 직접적으로 건물의 에너지 효율을 규제하는 정책이 효율적이라고 결론내리고 있다.

마찬가지로 유호선 외(2004)에서는 유사한 아파트를 대상으로 아파트의 위치, 즉 최상층이나 최하층, 또는 중간이나 측벽에 위치하는 등의 차이에 따른 에너지사용량을 시뮬레이션을 통해 비교하였다. 이 외에 드물기는 하지만 몇몇 연구들에서는 아파트에서 생활하는 가구의 착의량 등 난방사용 습관을 조사하였다. 특히 김동희 외(2008)에서는 가스난방, 지역난방, 중앙난방 등 우리나라 아파트의 대표적인 난방방식별로 착의량, 난방공간, 온도조절기사용 등 난방사용 습관을 조사하여 이에 따른 차이가 있는지 확인하였다.

본 연구는 난방사용과 관련한 가구단위 미시자료로부터 가스난방과 지역난방 가구에서 지출하는 겨울철 난방비에 영향을 미치는 요인들에 대해 비교·분석한다. 구체적으로 1) 가스난방과 지역난방 방식을 사용하는 아파트 가구들을 방문하여 해당 가구들이 지난 겨울철 동안 실제로 난방을 사용한 실태에 대한 자료를 수집한다. 2) 수집된 자료를 토대로 난방방식이 가구에서 지출하는 난방비에 실제로 얼마만큼의 영향을 주는지에 대해 실증적으로 확인한다. 난방방식의 영향은 난방방식 자체에서 기인하는 직접적인 영향과 난방사용 습관 차이로 인한 간접적 영향으로 구분한다. 3) 마지막으로 국내에서는 드물게 이루어지는 가구 난방사용에 초점을 맞춘 연구로서 본 연구의 한계와 함께 이어질 관련 연구수행에 도움이 될 수 있을 시사점을 제시한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 이어지는 II장에서는 지난겨울 서울과 인천 지역에서 수행한 현장조사에 대해 소개한다. III장에서는 가스난방과 지역난방 가구를 비교하는 방식으로 조사한 결과에 대해 분석·정리한다. IV장에서는 계량모형을 통해 가구의 겨울철 난방비를 추정한 결과에 대해 소개하며, 마지막 V장에서는 본 연구의 한계점들과 함께 정책적 그리고 학술적 시사점을 제시한다.

II. 난방사용 실태조사 설계

가스난방과 지역난방 아파트 가구를 직접 방문하여 난방 관련 비용을 포함하여 겨울철 가구의 난방사용실태에 대한 전반적인 정보를 수집하였다. 조사 문항은 크게 1) 거주 아파트에 관한 사항, 2) 겨울철 난방사용에 관한 사항, 3) 겨울철 난방비용에 관한 사항, 그리고 4) 가구 특성에 관한 사항 등 총 네 가지로 구분된다.

우선 가구의 난방비(또는 난방사용)에 영향을 미칠 것으로 예상되는 아파트 관련 내용을 조사하였다. 거주면적, 건축년도, 거주층수, 주택방향 등 난방효율에 영향을 주는 것으로 알려진 기본적인 사양 외에, 면해있는 외벽의 수⁸⁾, 그리고 침실, 욕실, 창문 등 아파트 내부에 관한 사항을 조사하였다. 아파트의 구조적 특징들 외에도 추가적으로 아파트 소유형태, 거주연수, 주택가격 등의 정보를 함께 설문하였다. 다음으로 지난겨울 가구에서 난방을 위해 취한 행동 즉 난방사용 습관(이하 난방습관)에 대해 질문하였다. 실내 설정온도, 온도조절기 활용, 보조난방 및 보온제품 사용,⁹⁾ 온수(급탕) 사용횟수, 그리고 마지막으로 실내 착용의복에 대해 응답자로 하여금 직접 기입하도록 하였다. 특히 의복의 단열성을 측정하는 단위인 'clo'¹⁰⁾을 활용하여 실내 착의량 수준을 계

8) 아파트를 정육면체로 가정하여 외부에 면해있는 벽의 수를 조사하였다. 양열 혹은 아래위로 다른 아파트들로 둘러 쌓여있는 아파트의 경우 현관문 쪽인 앞과 베란다 쪽인 뒷면이 외부에 접해 있기 때문에 외벽의 수는 2개가 되며, 마찬가지로 가장자리에 위치한 아파트의 외벽수는 3개가 되며, 꼭대기층이나 1층 아파트의 경우에도 그 수가 하나 늘어난다.

9) 보조난방과 보온제품에 대해서는 복수응답을 허용하였다. 보조난방의 예로 전기장판(담요, 온수매트 포함), 전기난로 (온풍기 포함), 가스난로 등을, 보온제품의 예로는 뽀뽀이, 문풍지(보온비닐 포함), 방풍커튼, 카펫 등을 제시하였다.

10) 착의량 측정 단위인 'clo'은 기온 21°C, 상대습도 50%, 기류속도 0.5m/s 이하의 실내에서 인체표면으로부터의 방열량이 1met의 활동량일 때 피부표면으로부터 의복표면까지의 열저항값으로 정의된다(1clo = 0.155m²C/W(0.18 m²h°C/Kcal)). 예를 들어 겨울철 두꺼운 신사복은 약 1clo, 여름철의 얇은 신사복은 약 0.6clo에 해당된다.

량화하였다. 가구의 겨울철 난방비를 평가하기 위해 2014년 3월부터 2015년 2월까지 일 년 동안 가구에서 지출한 도시가스, 지역난방, 그리고 전기비를 월별로 조사하였다. 고지서를 보관하고 있는 가구의 경우 고지서 상의 비용을 조사하였으며 그렇지 못한 가구는 아파트 관리실과 도시가스회사에 문의하여 비용을 조회하였다. 마지막으로 가구원수, 가구주 정보, 가구소득 등의 기본적인 가구정보와 함께, 에너지사용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 평일 낮 시간대 상시거주 가구원과 5세미만 유아의 동거여부를 조사하였다.

본 조사의 주요한 목적 중 하나는 가스난방과 지역난방을 사용하는지에 따라 실제로 가구의 난방비에서 차이가 발생하는지를 실증적으로 확인하는데 있다. 난방방식을 제외한 외부 난방환경의 영향을 통제하기 위해 최대한 주거환경이 유사한 아파트 단지를 선정하였다. 구체적으로 90년대 말부터 중앙난방에서 가스난방과 지역난방으로 경쟁전환이 이루어진 서울 목동과 인천 부평 지역의 아파트 단지를 대상으로 하였다. 인천 부평지역의 경우 90년대 말 국제유가 및 환율 상승으로 기름값이 치솟자 주민들의 요구로 난방비 절감을 위해 가스난방 또는 지역난방 방식으로 전환한 사례이다. 목동지역의 경우 지역난방이 대규모로 보급된 목동 신시가지의 주변으로 점차 주거지역이 확장되면서 2000년대 초 기존 열생산시설을 개체하여 주민들이 요구하는 지역에 대해 추가로 공급을 시작하였다. 두 지역 모두 지역난방 지정지역 밖에 위치하며 가스난방과 지역난방 아파트 단지가 서로 인접해 있어 난방환경이 유사할 것으로 판단된다. 추가적으로 외부 영향을 줄이기 위해 가장 꼭대기층이나 1층에 위치한 아파트와 1인 가구는 조사대상에서 제외하였으며, 주거면적이 24~34평 사이인 아파트로 제한하였다.

해당 지역별로 가스난방과 지역난방 각각 100가구씩 총 400가구에 대해 겨울철 난방이 끝나는 2015년 3월 마지막 주부터 3주에 걸쳐 사전교육을 받은 조사원이 가구를 직접 방문하여 조사를 실시하였다.

Ⅲ. 난방사용 실태조사 결과분석

1. 겨울철 난방비 정의

취사용으로 도시가스를 사용하는 지역난방 가구와는 달리 가스난방 가구에서 지출하는 도시가스비에는 난방용과 취사용이 함께 부과된다. 또한 비난방 기간에도 대부분의 가구에서 급탕(혹은 난방)사용으로 취사용 외에 추가적으로 도시가스 혹은 지역난방 비용을 지출하고 있다.¹¹⁾ 겨울철 도시가스 혹은 지역난방 비용은 취사용과 급탕용이 포함된 비용으로 가구의 순수한 겨울철 난방비로 보기에 어려움이 있다.

난방비를 급탕용이나 취사용 등을 포함한 비용으로 봐야할 것인지 또는 순수하게 난방에만 사용된 비용으로 평가할 것인지에 대해 명확히 정의된 바는 없으며, 연구의 목적 또는 자료의 성격에 따라 유연하게 사용되어 왔다. 특히 취사용으로 사용된 가스난방 가구의 비용을 구분하지 못하는 상황에서 1) 겨울철 난방연료비¹²⁾ 전체를 비교하는 방법과 (예, 에너지관리공단(2005); 이봉진 외(2004) 등), 2) 취사용으로 사용된 지역난방 가구의 도시가스비 비율만큼을 가스난방 가구에 일괄적용하여 감하는 방법이 (예, 이성근(2010); 최문선(2012) 등) 사용되어 왔으나 두 방법 모두 가구단위의 난방비를 분석하는데에는 한계가 있다.

11) 가스난방 가구의 경우 일정 사용량(15Nm³)을 취사용으로 간주하여 전체 수용가에 일괄부과하기 때문에 도시가스비에서 취사용과 급탕용 사용을 정확히 구분할 수는 없다. 중앙난방이나 지역난방 아파트 역시 아파트마다 급탕비에 대한 책정기준이 다르기 때문에 고지서를 통해 정확한 비용을 구분하기는 어렵다.

12) '난방연료비'란 도시가스 가구에 대해서는 도시가스비를, 그리고 지역난방 가구에 대해서는 지역난방비와 도시가스비를 합한 비용을 의미한다.

우선 난방연료비를 난방비로 정의할 경우 관련 변수들의 난방비에 대한 영향이 과다 혹은 과소 추정될 수 있다. 예를 들어, 소득이 높은 가구일수록 난방용 비용 외에도 급탕용과 취사용 지출 역시 많을 가능성이 크며, 따라서 소득의 난방비에 대한 영향은 상당부분 과대평가될 수 있다. 또 다른 문제점은 고지서 상에 나타난 비용을 직접적으로 비교하기는 어려움이 있다는 점이다. 예를 들어, 지역난방 가구에서 지출하는 지역난방비에는 일반적으로 공동난방비¹³⁾를 포함하는 반면, 가스난방의 경우 해당 공동난방비를 아파트관리비에 포함하여 별도로 청구한다. 지역난방 가구의 도시가스비 비율을 적용할 경우 역시 해당 가구의 실제 사용량이 아닌 평균적인 사용량을 일괄 적용함으로써 오히려 난방비에 대한 정보를 왜곡시킬 수 있다. 특히 본 연구와 같이 가구간의 상이한 난방비 지출의 원인을 분석하는 가구단위 미시연구를 수행할 때에는 오히려 부정적일 수 있다.¹⁴⁾

본 연구에서는 난방기간 비용에서 비난방기간 비용을 제외한 비용을 해당 가구의 겨울철 난방비로 정의한다. 가구에서 취사를 포함하여 비난방기간 동안 어느 정도 일정한 연료를 사용할 것이라고 가정할 때, 겨울철 난방기간 관련 지출액에서 비난방기간 지출액을 제외한 금액을 해당 가구가 겨울철 동안 순수하게 난방을 위해 추가로 지출한 비용으로 평가할 수 있을 것이다. 구체적으로 난방기간인 12월부터 2월까지 3개월 동안 난방연료비 평균값에서 비난방기간인 5월부터 10월까지 6개월 연료비 평균값을 제외한 비용을 해당 가구의 겨울철 난방비로 정의한다.¹⁵⁾ 한편 상당수의 가구에서 전기장판이나 전기온풍기 등의 전기난방기기를 사용하고 있으며, 이러한 전기난방사용이 가구

13) 아파트관리사무소, 노인정, 경비실 등에서 공동으로 사용한 열량을 의미하며, 가구의 실사용량에 따라 비례하여 배분하는 방식 등으로 각 가구에 배분된다.

14) 이러한 문제점을 보완하기 위하여 최문선(2012)에서는 가구원수와 소득수준이 유사한 지역난방 가구의 취사용 도시가스 사용량을 해당 가스난방 가구의 사용량으로 대체하였으나, 이 역시 해당 가구의 취사용 사용량을 정확하게 반영하고 있다고 보기는 어렵다.

15) 난방기간으로 12~4월, 12~3월, 12~2월 등 3개안과 비난방기간으로 6~10월과 5~10월 등 2개안을 조합하여 총 6가지 안에 대해 난방비 추정모형의 설명력을 평가하였으며, 최종적으로 12~2월과 5~11월 기간을 각각 난방기간과 비난방기간으로 확정하였다.

의 겨울철 난방비 지출에 영향을 줄 수 있다. 난방비에 대한 정의와 마찬가지로 난방기간 전기비에서 비난방기간 전기비를 제외한 순수한 겨울철 난방용 전기비(이하 난방전기비)를 추출하여 분석에 활용한다.¹⁶⁾

아래의 <표 1>에서는 본 연구에서 정의한 가구의 겨울철 난방비와 전기난방비를 난방방식과 조사지역별로 정리하였다. 지역난방 가구에서 지출한 난방비가 2,230원 높은 것으로 조사되었으나, 그 차이는 2% 수준으로 미미하다.¹⁷⁾ 전기난방비의 경우 오히려 가스난방 가구의 지출이 30% 가까이 높게 나타났으며, 이는 가스난방 가구에서 보다 적극적으로 전기난방을 사용한 결과로 짐작된다. 겨울철 가구에서 추가적으로 난방을 위해 지출한 난방비와 전기난방비를 합한 총 비용은 가스난방과 지역난방 가구 간에 매우 유사하게 나타났다. 지역별로는 소득수준이 높은 목동지역에 거주하는 가구에서 오히려 난방비와 난방전기비 지출은 각각 10,708원과 2,943원 낮게 나타났다. 이는 목동지역 가구들이 높은 소득수준에도 불구하고 상대적으로 최근 지어진 아파트에 거주하기 때문인 것으로 짐작된다.¹⁸⁾

<표 1> 겨울철 난방비와 전기난방비 비교

난방방식	계	난방비	전기난방비	조사지역	계	난방비	전기난방비
가스난방	106,488	96,645	9,842	인천부평	113,294	103,114	10,180
지역난방	106,450	98,875	7,575	서울목동	101,115	92,406	7,237

주 1) 단위: 원/월 2) 난방방식과 조사지역별로 각 두 그룹의 표본수는 200 가구

16) 냉방수요를 고려하여 비난방기간 중 전기비가 가장 많이 나온 두 달의 비용은 제외하였다.

17) 난방용 밸브를 잠그거나 공급시간을 제한하는 등 공동으로 관리하는 지역난방 아파트에서 여름철 상대적으로 저렴한 연료비를 지불하는 것으로 알려져 있으며, 본 연구 역시 5% 이상 비난방기간 비용이 낮은 것으로 조사되었다. 하지만 사용요금과 기본요금을 구성하는 요금체계가 상이하며, 추가적인 시설관리가 필요한 지역난방 아파트에서 관리비가 높은 것으로 알려져 있다(허재완·이정현, 2011). 난방연료비를 통해 경제성에 대해 결론을 내리기에는 한계가 있으며, 본 연구에서는 가구에서 관심을 가지는 겨울철 추가적인 난방비 지출에 초점을 맞춘다.

18) 목동지역 가구들의 연 평균소득이 1,317만원(31.3%) 높은 반면, 거주 아파트의 건축년도는 평균 10.76년 짧은 것으로 조사되었다.

2. 외부 난방환경 비교

대부분이 생활수준이 높고 추운 기후에 속하는 수도권에 위치하는 지역난방 가구에서 가스난방 가구에 비해 에너지사용량이 많을 것으로 예상된다.¹⁹⁾ 본 연구에서는 지역난방 방식에 특정된 이러한 외부 난방환경의 영향을 최소화하기 위해 조사의 설계단계에서부터 기후 조건이 유사한 수도권 아파트 가운데 가스난방과 지역난방 단지가 인접해 있는 지역을 선정하였다.

아래의 <표 2>와 <표 3>에서는 가스난방 200가구와 지역난방 200가구의 주요 아파트 특성과 가구 특성을 비교한다. 아파트 특성에서는 건축년도와 주택가격 등에서 조금의 차이는 확인되지만 대체로 두 난방방식 간 매우 유사한 특성을 나타내었다.²⁰⁾ 마찬가지로 5세미만 유아가 있는 가구의 비율이 지역난방 가구에서 조금 높게 나타났을 뿐 전체적으로 눈에 띄는 가구 특성 차이는 발견하기는 어려웠다. 특히 기존 연구들에서 가구의 에너지 사용에 큰 영향을 미친다고 알려진 거주면적, 가구원수, 가구소득 등의 핵심 난방환경 변수들에서 2% 내외의 작은 차이만 확인할 수 있었다.²¹⁾

19) 2013년 국토교통부에서 발표한 「아파트 주거환경 통계」에 따르면 지역난방 아파트의 76.2%가 서울, 인천, 경기 등 수도권 지역에 위치하는 반면, 수도권 가스난방 아파트의 비율은 절반 수준인 37.8%에 그친다. 한편, 2013년 판매량 기준으로 수도권 가구의 난방 연료 사용량이 비수도권 가구에 비해 가스난방의 경우 17.9% 지역난방의 경우(한국지역난방공사 기준) 27.8% 많은 것으로 집계되었다.

20) 가스난방 200가구 중 151가구에서 보일러의 효율등급과 개체시기에 대한 조사가 이루어졌다. 비교적 최근 개체가 이루어진 부평지역 98가구 모두 1등급 보일러를 사용하고 있었다. 반면, 목동지역 53가구의 경우 보일러 개체시기에 따라 효율등급이 상이하게 나타났으며, 그 평균은 2.67등급이다.

21) 가구의 연간 에너지사용량을 분석한 최문선(2012)은 거주면적과 가구원수 등 두 가지를 사용량을 결정하는 핵심적인 변수로 평가하였다. 마찬가지로 「에너지총조사」 자료를 사용하여 회귀분석을 실시한 에너지경제연구원(2004)에서 역시 난방도일을 제외할 경우 가구소득과 가구원수, 그리고 거주면적이 가장 큰 영향을 미치는 결정인자로 제시하였다.

〈표 2〉 아파트 특성 비교

난방방식	거주층수	건축년도 ¹⁾	외벽수	거주면적 ²⁾	침실수	욕실수	소유형태 ³⁾	거주년수	주택가격 ⁴⁾
가스난방	8.68	11.08	2.245	25.35	3.00	2.00	0.39	7.40	12.54
지역난방	8.75	9.75	2.335	25.50	3.25	1.95	0.36	8.12	14.06

주 1) 1989년 = 1 2) 단위: 평(=3.306m²) 3) 1 자가 / 0 비자가 4) 단위: 백만원/평

〈표 3〉 가구 특성 비교²²⁾

난방방식	가구원수	유아 ¹⁾	상시거주 ²⁾	연령대 ³⁾	성별 ⁴⁾	교육수준 ⁵⁾	직업 ⁶⁾	소득 ⁷⁾
가스난방	3.74	0.265	0.425	3.485	0.96	0.495	0.345	4,935
지역난방	3.79	0.325	0.485	3.415	0.98	0.545	0.375	4,806

주 1) 5세미만 유아 유무 2) 평일 낮 시간대 상시거주 구성원 유무 3) 가구주 연령대
4) 1 남성 / 0 여성 5) 가구주 대학졸업 여부 6) 가구주 자영업 유무 7) 단위: 만원/년

한편 가구에서 지출하는 난방비는 기후 조건이나 아파트와 가구 특성과 같이 외부 난방환경 요인들 외에도 가구에서 실내 난방환경을 어떻게 설정하는지에 상당한 영향을 받는 것으로 알려져 있다.²³⁾ 또한 Yoon et al.(2015)에서 설명하듯이, 가스난방과 지역난방이 제공하는 난방사용의 편의성은 상이하²⁴⁾ 결과적으로 난방방식에 따라 가구에서 난방을 사용하는 행태는 다르게

22) '가구원수', '연령대', '소득'을 제외한 변수는 0과 1의 값을 가지는 더미변수이며, '직업'은 가구주 직업이 '자영업자'의 경우 1, 그 외 '상용근로자', '임시·일용근로자', '기타종사자' 일 경우 0의 값을 가진다.

23) 예를 들어, 박유원 외(2005)에 시뮬레이션 분석에 따르면 실내 설정온도 1℃변화에 따라 8.3%, 10% 환기량 변화에 따라 8.6%, 그리고 창문 차폐율에 따라 최대 15%까지 난방에너지 사용량에 차이가 나는 것으로 평가되었다.

24) Yoon et al.(2015)에서는 가스난방과 지역난방 방식이 제공하는 상이한 편의성에 대해 소비자들이 느끼는 가치에 대해 평가하였다. 보일러(열원)위치, 온수(급탕)사용, 시설관리, 온도조절 등의 차이로 인해 사용의 편의성이 달라질 수 있다고 설명한다. 가스난방과 지역난방 방식의 편의성에 대한 구체적인 내용은 해당 논문의 Table 1에서 확인할 수 있다.

나타날 수 있다. 가격수준에 직접적으로 영향을 받는 비용 차이 외에도 난방 방식에 따라 달라지는 난방습관 차이로 인해 간접적으로 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 직접 가구를 방문하여 지난 겨울철 가구에서 난방과 관련하여 실제로 행한 습관들을 조사하였다. 가구의 난방습관에 대해 국내에서 연구된 사례는 상당히 드문 만큼 해당 조사항목들의 결과에 대해서는 이어지는 3절에서 따로 구분하여 상세히 소개한다.

3. 난방습관 비교

아래 <표 4>에서는 가스난방과 지역난방 가구로 구분하여 가구의 난방습관을 비교한다. 앞서 가구나 아파트의 특성과는 달리 가스난방과 지역난방 가구 간에는 일관된 차이를 확인할 수 있다. ‘설정온도’, ‘카펫’, ‘목욕횟수’ 항목을 제외하고는 대체로 가스난방 가구들에서 난방비 절약을 위한 습관을 나타내었다. 구체적으로 가스난방을 사용하는 가구에서 상대적으로 1) 조절장치를 이용하여 방별로 온도를 조절하거나, 2) 실내에서 두꺼운 옷을 입고 생활하거나, 3) 전기장판이나 보온제품 등의 난방제품 사용에 적극적인 것으로 조사되었다.

<표 4> 난방습관 비교²⁵⁾

난방방식	설정온도	조절장치 ²⁾	샤워횟수 ³⁾	목욕횟수 ⁴⁾	착의량(남)	착의량(여)
가스난방	22.14	0.92	0.23	0.45	0.59	0.72
지역난방	21.69	0.64	0.38	0.33	0.50	0.68

25) ‘뽀뽀이’, ‘문풍지’, ‘방풍커튼’, ‘카펫’은 지난겨울 해당 제품을 사용하였을 경우 1의 값을 가지며, ‘샤워횟수’와 ‘목욕횟수’는 가족 구성원의 해당 평균 횟수가 1회 이상일 경우 1의 값을 가지는 더미변수로 정의된다.

난방방식	전기장판	보온제품 ⁵⁾	벽벽이	문풍지	방풍커튼	카펫
가스난방	0.81	1.79	0.58	0.23	0.50	0.49
지역난방	0.72	1.66	0.51	0.20	0.46	0.50

주 1) 온도조절장치를 이용한 개별난방 유무 2) 1일 1회 이상 구성원 샤워 유무
3) 1주일 1회 이상 구성원 욕조목욕 유무 4) 보온제품 사용개수 (0-4)

주요 항목별로 살펴보면, 우선 우리나라 가정의 겨울철 평균 실내 착의량으로 알려진 0.50clo(긴바지+반팔티셔츠)과 비교하여 여성 거주자의 착의량은 40%이상 높게 나타났다.²⁶⁾ 이는 조사대상 가구의 여성 거주자 상당수가 얇은 스웨터(29.0%)나 재킷(18.3%)을 걸치거나 슬리퍼(24.5%)를 신고 실내에서 생활하기 때문으로, 겨울철 동내의를 착용하는 비율 역시 남성(4.0%)에 비해 여성(20.8%)의 비율이 월등히 높게 나타났다.²⁷⁾ 한편 남성(17.7%)과 여성(5.3%) 거주자 모두에서 큰 차이는 아니지만 가스난방 가구에서 상대적으로 두꺼운 옷을 입고 실내에서 생활하는 것으로 조사되었다.²⁸⁾

급탕사용과 관련하여 지역난방 가구에서는 상대적으로 샤워하는 걸 선호하는 반면, 가스난방 가구에서는 샤워 보다는 욕조에 물을 받아서 하는 목욕을 선호하는 것으로 나타났다. 이는 가스난방과 지역난방 방식간의 급탕용 온수를 생산·공급하는 방식이 상이하기 때문인 것으로 짐작된다. 연속난방방식인 지역난방의 경우 일반적으로 단지 내에 사용에 적합한 45~50℃ 사이의 급탕용 온수를 순환하며, 따라서 가구에서는 특별한 제약 없이 수도꼭지를 열어

26) 전정윤 외(2005)에서는 서울 아파트에 거주하는 남녀 각각 24명의 착의량을 조사하였다. 전체 조사자의 평균 착의량은 0.51clo 수준이었으며, 남성과 젊은 사람들이 상대적으로 얇게 의복을 착용하는 것으로 나타났다. 수도권 지역 아파트 천 세대 가까이를 서면조사한 김동희 외(2008)의 연구에서 역시 평균 착의량은 0.46~0.52clo 수준에 머물렀으며, 시대별 착의량을 연구한 배누리 외(2007)에서도 시간이 지날수록 실내에서의 착의량은 점차 낮아져 2000년대 이후에는 0.50clo 수준까지 떨어지는 것으로 분석하고 있다.

27) 동내의 = 0.35clo, 얇은 스웨터 = 0.17clo, 얇은 재킷 = 0.17clo, 슬리퍼 = 0.02clo

28) 김동희 외(2008)의 설문조사에서 역시 큰 차이는 아니지만 가스난방 가구(0.52clo)의 착의량이 지역난방(0.49clo)이나 중앙난방(0.46clo) 가구에 비해서는 높은 것으로 분석되었다.

바로 사용할 수 있다. 반면 가스난방 가구에서는 급탕이 필요할 때마다 보일러를 가동한 후 일정시간 기다려야 하며, 보일러의 성능에 따라 생산할 수 있는 온수의 양 역시 제한적일 수 있다.

실내 설정온도의 경우 대부분의 가구(79.8%)에서 20~24℃ 사이에 설정해 두고 생활하고 있었으며, 가스난방 가구에서 평균적으로 높게 설정하였으나 그 차이는 크지 않았다(0.45℃).²⁹⁾ 반면 온도조절장치 사용에 있어서는 가스난방과 지역난방 가구 간에 확연한 차이가 확인되었다. 대부분의 가구(91.5%)에서 방별로 난방온도를 조절하는 가스난방 가구에 비해 지역난방 가구의 해당 비율은 64.0%에 그쳤다. 온도조절장치를 사용하지 않는다고 답한 가구의 비율 역시 가스난방 가구에서는 6.5%에 그친데 반해 지역난방 가구의 비율은 31.5%에 달하였다. 가스난방 가구에서 적극적으로 난방사용을 조절한다는 의미로 기술적 요인이 작용한 결과로 짐작된다. 즉 난방온도를 올리는데 상대적으로 시간이 걸리는 지역난방 방식보다 가스난방 가구에서 조절 유인이 클 것으로 짐작되며, 지역난방 가구의 상당수가 조절장치 보다는 밸브를 사용하여 난방을 조절하고 있으며 이에 따른 불편도 있을 것으로 짐작된다.³⁰⁾

실내 설정온도 있어서는 난방방식 간에 차이가 거의 나지 않는 것으로 조사되었음에도 불구하고, 가스난방 가구에서 상대적으로 실내에서 두꺼운 옷을 입으며 온도조절장치 사용이나 개별공간에 대한 제한적인 온도조절에 적극적인 것으로 나타났다. 이는 보일러 가동을 통해 조절하는 설정온도와는 별개로 가스난방 가구에서 상대적으로 실내에서 서늘하게 보내는 시간이나 공간이 많다는 설명이 가능하다. 즉 조절장치의 타이머나 예약기능 등을 활용하여 정해진 시간이나 공간에 대해 제한적으로 난방을 하며 나머지 부족한 부분은 착의량 등으로 온열환경을 조절하는 가구의 비율이 상대적으로 높은 것으로

29) 가스난방과 지역난방 5세대씩의 실내온도를 조사한 전정윤 외(2005)에서 역시 가스난방 24.67℃와 지역난방 24.45℃로 나타나 난방방식 간 차이를 거의 확인할 수 없었다.

30) 전정윤 외(2005)는 추가적으로 일주일 동안 가정에서의 온도조절행위를 관찰하였다. 가스난방 가구에서는 평균 16.6회 조정한 반면 지역난방 가구는 절반수준인 7.8회에 그쳤다.

집작된다.³¹⁾ 전기장판이나 보온제품에 대한 사용비율이 가스난방 가구에서 상대적으로 높게 나타나는 점 역시 착의량과 마찬가지로 온열환경 조절을 위한 행위로 해석할 수 있다.

지금까지 살펴본 결과를 종합하자면, 1) 조사대상인 가스난방과 지역난방 가구 간에 외부 난방환경에서의 차이는 거의 확인되지 않음에도 불구하고, 2) 지역난방 가구에 비해 가스난방 가구에서 보다 적극적인 난방비 절약습관을 나타내며, 3) 결과적으로 이러한 가구의 일관성 있는 난방습관 차이는 난방방식 차이에서 기인한 것으로 볼 수 있다. 이어지는 IV장에서 난방습관이 실제로 가구의 난방비 지출에 얼마만큼의 영향을 미치는지, 그리고 난방방식 간 난방습관 차이에 따라 발생하는 난방비 차이는 얼마나 되는지에 대해 확인할 수 있다.

IV. 가구 겨울철 난방비 추정

III장에서의 현장조사에서는 가스난방과 지역난방 아파트 단지가 섞여있는 지역을 임의로 선정하였다. 결과적으로 <표 3>과 <표 4>에서 소개된 난방환경 변수들 외에도, 연구자가 관찰하기 어려운 여타 변수들의 영향을 상당부분 통제할 수 있도록 실험적 환경을 조성할 수 있었다. 예를 들어, 난방사용의 주요 결정인자로 알려진 온도나 습도 등 기후조건에 대해 추가적인 정보 없이도 가스난방과 지역난방 가구가 유사한 기후에 속할 것으로 가정할 수 있다. 다른 생각해 볼 수 있는 예로, 단지 주변에 공원이나 운동시설 등이 위치할 경우 실내에서 보내는 시간이 줄어들 수 있으며 결과적으로 가구의 난방

31) 아파트의 건축년도 등에 따라 차이는 있겠지만 일반적으로 가스난방의 조절장치가 실내, 예약, 반복시간 등 상대적으로 다양한 기능을 포함한다. 또한 지역난방의 경우 싱크대 아래 위치한 밸브를 통해 난방을 조절하는 가구도 상당수 있는 것으로 알려져 있으며, 이러한 조절장치의 기능 차이 역시 가구의 난방조절 습관에 영향을 미쳤을 것으로 짐작된다.

사용에 영향을 줄 수 있다. 기후나 주거환경 등과 같이 관찰하기 어려운 변수들의 경우 누락변수(omitted variable)로 추정모형에서는 오차항(error term)에 포함되게 된다. 이러한 누락변수로 인하여 계량분석에 있어서는 내생성(endogeneity)과 같이 추정결과에 대한 신뢰성을 떨어뜨릴 수 있는 문제가 발생할 수 있다. 특히 전국에 걸쳐있는 가스난방 가구와 달리 지역난방 가구 대부분은 수도권 신도시 지역에 집중적으로 위치하며 결과적으로 누락변수들의 영향이 지역난방 가구에 특정되어 나타날 가능성이 높다.³²⁾ 임의로 실험적 환경을 조성함으로써 가스난방과 지역난방 가구의 난방비 추정에서 예상되는 계량경제학적 이슈들을 상당부분 피해갈 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구에서는 오차항에 대한 특별한 가정 없이 일반적인 로버스트 표준오차(robust standard errors)를 가정한 OLS(Ordinary Least Square)모형으로부터 가구의 겨울철 난방비를 추정한다.

본 연구는 기존 비교연구들에서 주장하듯이 가스난방 또는 지역난방을 사용하는지에 따라 가구의 난방비에 실제로 상당한 차이가 발생하는지에 대해 실증적으로 확인하기 위한 목적으로 준비되었다. 추정모형에 포함된 설명변수들은 앞서 <표 2>, <표 3>, 그리고 <표 4>에서 주석을 통해 소개된 설명을 따르며,³³⁾ 최종적으로 추정된 결과는 아래의 <표 5>에서 정리된다. 마지막 행에 제시된 'F-값'에서 확인되듯이 해당 설명변수들은 종속변수인 가구의 난방비를 통계적으로 유의하게 설명한다.

32) 예를 들어, 위도가 높은 수도권에 주로 위치하는 지역난방 가구에서는 추운 기후로 인해 난방사용량이 상대적으로 많을 것으로 예상된다. 만약 기후변수가 누락변수로 오차항에 포함되고 <표 5>에서와 같이 '난방방식'을 설명변수로 포함할 경우 ('난방방식'과 다른 설명변수들 간의 상관관계가 전혀 없지 않는 한) '난방방식'과 오차항 사이에 상관관계가 생기며 결과적으로 추정량들(estimators)에 대해 일치성(consistency)을 보장하지 못하는 누락변수편의(omitted variable bias)가 발생한다.

33) 앞서 표들에서 정의한 설명과 동일하며 다만 '착의량'은 남성과 여성 거주자 착의량의 평균값을 사용하였다. 한편, 표들에서 소개된 다양한 난방환경 변수들 중 통계적 유의성이 높거나 경제학 이론에 부합하는 것으로 판단되는 변수들을 설명변수로 선정하였다.

〈표 5〉 가구의 겨울철 난방비 추정결과

설명변수	추정치	표준오차	t-값	Prob. > t
난방전기비	- 0.459	0.299	- 1.53	0.13
조사지역	22632.360	9206.920	2.46	0.01
난방방식	- 6816.611	3373.353	- 2.02	0.04
건축년도	- 3119.762	651.950	- 4.79	0.00
거주면적	4209.773	594.679	7.08	0.00
외벽수	7305.917	3683.207	1.98	0.05
설정온도	1203.901	1065.976	1.13	0.26
조절장치	- 1249.020	5225.177	- 0.24	0.81
전기장판	- 5767.734	3792.252	- 1.52	0.13
보온제품	- 7443.833	1728.912	- 4.31	0.00
착의량	- 28422.110	6296.232	- 4.51	0.00
샤워유무	1603.824	3429.581	0.47	0.64
목욕유무	4221.985	2906.710	1.45	0.15
가구원수	5106.971	2611.276	1.96	0.05
유아	6044.625	4086.545	1.48	0.14
연령대	- 219.181	2273.686	- 0.10	0.92
교육수준	- 1524.390	3553.465	- 0.43	0.67
직업	- 810.932	3162.894	- 0.26	0.80
소득	5.216	1.447	3.60	0.00
상수항	- 13233.160	22034.870	- 0.60	0.55

주) $F(19, 380) = 18.00$ (Prob. > $F = 0.00$), $R^2 = 0.419$

우선 ‘건축년도’, ‘거주면적’, ‘외벽수’ 등 기존 연구들에서 난방비를 결정하는 주요한 인자로 알려진 아파트와 관련한 변수들의 경우 예상한 방향성을 나타내며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 최근 지어진 건물일수록, 난방면적이 넓을수록, 측면에 위치한 아파트일수록 가구의 난방비는 통계적으로 유의하게 증가한다.

다음으로 가구 특성 변수들에서는 ‘가구원수’와 ‘소득’ 변수를 제외하고는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 특히 ‘교육수준’의 경우 통계적으로 유의하지는 않지만 예상과 달리 음(-)의 부호를 나타내었다. 앞서 아파트 특성 변수들과 마찬가지로 난방비(혹은 난방사용량)에 직접적인 영향을 미칠 것으로 예상되는 ‘가구원수’와 ‘소득’ 등의 변수들에 한해 통계적으로 유의한 결과가 확인되었다. ‘유아’, ‘교육수준’, ‘직업’ 등은 난방사용량에 직접적인 영향을 미치지 보다는 가구에 따라 다르게 반응할 수 있는 변수로, 통계적 추정치들 역시 유의하지 않게 나타난다.

‘난방전기비’의 경우 통계적 유의성은 떨어지지만 난방비와 음(-)의 관계를 나타내었다. 전기난방비 지출이 많다는 것은 그만큼 난방비 지출을 줄일 수 있다는 설명으로 음(-)의 방향성은 타당한 것으로 판단된다.³⁴⁾ ‘조사지역’의 경우 앞서 <표 1>에서와 마찬가지로 부평지역의 난방비가 22,632원 높은 것으로 추정되었으며, 통계적으로도 1% 수준에서 유의하게 나타났다.

본 연구에서는 가구의 난방습관이 난방비에 미치는 영향을 분석하기 위해 ‘설정온도’, ‘조절장치’, ‘전기장판’, ‘보온제품’, ‘착의량’, ‘샤워유무’, 그리고 ‘목욕유무’ 등 총 7가지 설명변수를 모형에 포함하였다. ‘보온제품’과 ‘착의량’을 제외한 변수들에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 추정되었지만 7개 변수 모두에서 예상한 방향성을 나타내었다. 실내온도를 낮게 설정하거나, 방별로 난방을 하거나, 전기장판 사용하거나, 사용하는 보온제품 수가 많거나, 실내에

34) 저렴한 전기요금, 사용편의성 등을 내세워 기존 등유나 가스를 사용하는 난방이 꾸준히 전기난방으로 전환하는 추세에 있다. 2000년 30% 수준이었던 ‘전기장판 및 담요’ 보급률은 2013년 87%까지 증가하였으며(전력거래소, 2013), 같은 기간 가정·상업부문 전력사용량은 103%까지 증가한 반면, 도시가스는 53%, 석유제품은 오히려 39% 감소하였다.

서 두꺼운 옷을 착용하거나, 그리고 샤워나 목욕을 적게 하는 가구일수록 난방비 지출이 적은 것으로 나타났다. 한편 7개 난방습관 변수 모두를 가지고 *F*-검증을 실시한 결과 1% 유의수준에서 기각되었다.³⁵⁾ 가구의 난방습관이 난방비에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 평가된다.

난방환경이 동일할 경우 가스난방 가구에 비해 지역난방 가구의 난방비가 5% 통계적 유의수준에서 저렴한 것으로 나타났으며, 그 크기는 6,817원, 전체 난방비의 7.0% 수준이었다. 앞서 <표 1>에서 지역난방 가구에서 지출한 난방비는 2,230원 높게 나타난 반면, 모형을 통해 추정된 지역난방 가구의 난방비는 오히려 6,817원이 낮은 것으로 평가되었다. 실제비용과 추정비용 간에 차이가 발생하는 이유는 앞서 III장의 3절에서 분석한 가스난방과 지역난방 가구 간의 난방습관 차이로 상당부분 설명할 수 있다. 가스난방 가구에서는 상대적으로 적극적인 난방비 절약습관을 가지며, 따라서 가스난방 가구의 실제 지출비용은 절약행동이 이뤄진 결과로 발생한 최종 비용으로 해석된다. 따라서 실제 지출비용은 2,230원 높게 나타났지만 난방습관을 포함하여 여타 난방환경이 동일하다면 지역난방을 사용하는 가구에서 오히려 6,817원 적게 지출하는 것이 된다.

구체적으로 아래의 <표 6>에서는 7개 난방습관 변수들과 난방전기비³⁶⁾의 <표 4>에서의 평균값들과 <표 5>에서의 추정치들로부터 가스난방과 지역난방 가구의 난방습관 차이에 따른 난방비 영향을 계산하였다.³⁷⁾ ‘설정온도’와

35) $H_0: \text{설정온도} + \text{조절장치} + \text{전기장판} + \text{보온제품} + \text{착의량} + \text{샤워유무} + \text{목욕유무} = 0$
 $F(1, 300) = 15.42 \text{ (Prob. } > F = 0.00)$

36) 앞서 <표 1>에서 가스난방 가구에서 난방전기비로 2,667원 많은 비용을 지불한 것으로 조사되었으며, 이는 가스난방 가구에서 전기난방을 보다 적극적으로 사용한 결과로 해석할 수 있다. 한편 난방전기비는 겨울철 전기장판 사용과 직접적인 관계가 있을 것으로 예상할 수 있는 반면, <표 5>의 추정에서는 ‘난방전기비’와 ‘전기장판’ 변수를 함께 모형에 포함하였다. 대부분의 가구(76.5%)에서 전기장판을 겨울철 난방에 활용하고 있었으며 따라서 전기장판 사용유무를 통해 가구의 전기난방 사용의 적극성에 대해 평가하기는 어려움이 있다. 실제로도 ‘난방전기비’와 ‘전기장판’ 간의 상관관계는 매우 미미한 것으로 나타났다($\text{corr}=0.020$).

난방방식이 가구의 겨울철 난방비 지출에 미치는 영향 분석

‘목욕유무’를 제외한 6개 변수는 지역난방 가구의 난방비를 상대적으로 증가시키는 습관들로, 난방습관에 차이에 따른 난방비 격차는 3,914원, 전체 난방비에서 차지하는 비중은 4.0% 수준인 것으로 평가된다.

〈표 6〉 난방습관 차이에 따른 난방비 영향

설명변수	추정치		지역난방 - 가스난방		난방비 차이 (원)
난방전기비	- 0.458	×	- 2267	=	1,038.3
설정온도	1,203.901	×	- 0.453	=	- 545.2
조절장치	- 1,249.020	×	- 0.275	=	343.5
전기장판	- 5,767.734	×	- 0.950	=	547.9
보온제품	- 7,443.833	×	- 0.135	=	1,004.9
착의량	- 28,422.110	×	- 0.062	=	1,769.3
샤워유무	1,603.824	×	0.150	=	240.6
목욕유무	4,221.985	×	- 0.115	=	- 485.5
계					3,913.8

주 1) 두 번째 줄은 <표 5>에서 해당 변수의 추정치

2) 세 번째 줄은 <표 4>에서 지역난방 가구 평균값에서 가스난방 가구 평균값을 뺀 수치

정리하자면 1) 여타 난방환경이 동일하다고 가정할 경우 지역난방 방식이 가스난방 방식에 비해 7% 가량 저렴한 반면, 2) 가스난방 가구에서 상대적으로 적극적으로 난방비를 절약하여 4% 가량의 비용을 절감하고 있었으며, 3) 최종적으로 가스난방과 지역난방 가구 간의 난방방식에 따른 겨울철 난방비 격차는 3% 수준에 그치는 것으로 나타났다.

37) 앞서 <표 5>에서 ‘보온제품’과 ‘착의량’을 제외한 6개 변수들의 추정치에 대한 통계적 유의성이 낮은 것으로 분석되었다. 본 연구에서는 추가적으로 가스난방과 지역난방 가구로 표본을 둘로 나누어 추정한 후 해당 8개 변수들에 대해 표본 간 통계적 유의한 차이가 있는지를 검정하였다. 그 결과 $\chi^2(8) = 31.07$ 로 1% 수준에서 표본 간 변수들의 추정치가 동일하다는 가정을 기각하였다.

지금까지의 비교연구들 대부분은 에너지절감량이나 환경개선효과 등 국가적 이슈를 주로 다루어왔으며, 그 결과에 있어서도 연구자에 따라 상당히 상이한 결론을 도출해왔다. 예를 들어, 한국지역난방공사에서 발주한 2001년도 보고서³⁸⁾에 따르면 지역난방을 사용할 경우 가스난방에 비해 53.8%에 이르는 에너지를 절감할 수 있다고 분석하고 있다. 반면 이어서 2003년도에 나온 한국도시가스협회의 보고서³⁹⁾에서는 절감량 수준은 24.9% 수준에 그치며 PLB(Peak Load Boiler)를 운영하는 사업장에서는 오히려 18% 많은 에너지를 소비한다고 평가하였다. 적용하는 기준과 사용하는 자료에 따라 상이한 연구 결과가 발표되어 왔다.

반면 대부분의 소비자들은 ‘PLB 보일러를 사용하는지’, ‘아황산가스(SO₂)가 얼마나 발생되는지’, ‘열 배관손실은 얼마나 되는지’ 보다는 다가오는 겨울 ‘난방비 지출이 얼마나 될 것인지’에 보다 관심을 가질 것이다. 난방방식이 난방비에 미치는 영향은 전체 난방비의 3% 수준인 월 2천9백원 정도로 소비자들의 난방비 고민에 중요한 요소는 아닌 것으로 평가되었다. 난방방식 보다는 오히려 난방습관을 개선하는 것이 가구의 입장에서는 난방비 절약에 훨씬 효과적일 수 있다.⁴⁰⁾ 예를 들어, 보온제품을 추가로 사용할 경우 7,444원, 그리고 동내의 착용을 통해 9,948원⁴¹⁾을 절감할 수 있을 것으로 기대된다.

사업자 측면에서 하나 고려할 수 있는 점은, 난방비용 차이가 실제 크지 않다면 해당 난방방식(제품)이 차별화하여 제공할 수 있는 편의성에 대해 보다 관심을 가질 필요가 있다는 점이다. 예를 들어, Yoon et al.(2015)의 설문조사에서는 난방사용의 편의성을 고려할 때 소비자들은 난방비의 4~12%까지 추가적인 비용을 지불하더라도 지역난방 방식을 선택할 의향이 있다고 밝히고

38) 한국지역난방공사. 2001. 「지역난방방식의 에너지절감 및 환경개선 효과 분석」.

39) 한국도시가스협회. 2003. 「도시가스 및 지역난방사업의 균형발전방안」.

40) 아파트의 난방사용량에 초점을 맞춘 이봉진 외(2004)와 박유원 외(2005)의 시리즈 논문 역시 난방방식 보다는 실내설정온도, 제어방식 등 가정에서 실내 난방환경을 어떻게 설정하는지가 사용량 결정에 훨씬 중요하다고 결론 내리고 있다.

41) $0.35\text{clo}(\text{동내의}) \times 28422.110(\text{‘착의량’ 추정치}) = 9,948\text{원}$

있다. 물론 사업자의 비용절감 노력 역시 중요하겠지만 난방요금이 정부의 규제를 받고 상황에서는 비용을 통해 소비자의 관심을 끌기에는 한계가 있을 것이다.⁴²⁾ 공급경제성에 대한 소모적인 논쟁 보다는 소비자들이 제품을 사용하며 느낄 수 있는 편의성에 대해 고민하고 개선해나가는 것이 보다 효과적인 사업전략일 수 있다.

V. 결 론

최근 에너지 관련 신문에 “지역난방 아파트가격과 난방비에 관한 오해”⁴³⁾라는 제목의 특별기고문이 실린 적이 있다. 해당 기고문에서는 지금까지의 공급경제성 비교연구들에서 사용한 방법들을 총괄하여 다시 한 번 공방을 이어가고 있다. 본 연구는 가스난방과 지역난방을 사용하는지에 따라 실제로 소비자들이 지출하는 난방비에 얼마만큼의 차이가 나는지를 실증적으로 확인하였다. 줄어드는 시장을 두고 소비자 선택을 받기 위한 경쟁이 보다 치열해질 것이 자명한 상황에서, 소비자들이 공감하기 어려운 공급경제성 논쟁을 이어가기 보다는 소비자들이 지불하고 있는 난방비를 직접적으로 다루었다.

가스난방과 지역난방 간의 비교연구로서 객관성 확보를 위해 가스난방과 지역난방 아파트가 혼재되어 나타나는 지역을 대상으로 난방비용을 포함하여 가구의 난방사용실태를 조사하였다. 난방기간 비용에서 비난방기간 비용을 제외한 비용을 난방비로 정의하여, 순수하게 겨울철 가구에서 난방을 위해 추가로 지출한 비용을 분석하였다. 기존 관련 경제학 연구들에서는 다루지 못했던

42) 연료 대부분을 LNG에 의존하는 지역난방의 현 사업구조를 감안할 때 가스난방과 지역난방의 가격수준은 앞으로 크게 벌어질 것으로 생각하기는 어렵다. 실제로 V장의 [그림 1]에서 확인되듯이 지금까지 가스난방과 지역난방의 요금은 유사한 수준에서 유지되어 왔다. 가격경쟁력과 함께 편의성을 높여가는 것이 효과적이고 합리적인 전략일 수 있다.

43) 정희용. “지역난방 아파트가격과 난방비에 관한 오해.” 이투뉴스 2015년 5월28일자.

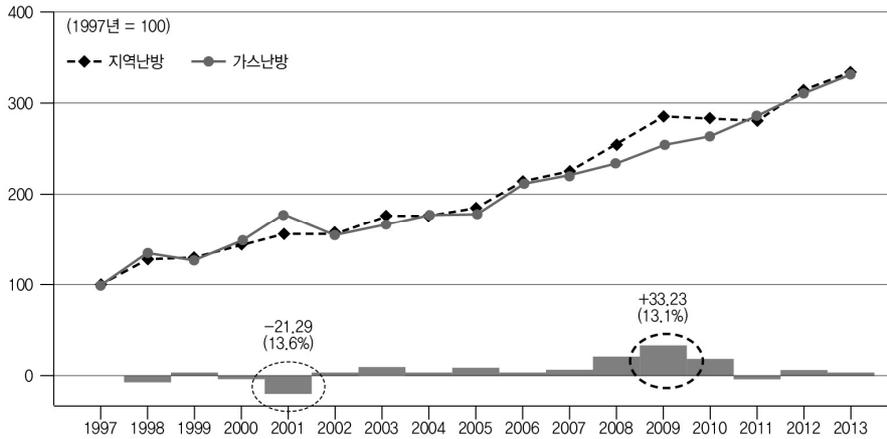
가구의 난방사용 습관에 대한 정보를 수집하여 분석에 포함하였다. 직접적인 난방비 차이 외에도 난방습관 차이에서 비롯되는 간접적인 난방비 영향을 평가할 수 있었다.

본 연구의 결과는 자명하다. 동일한 난방환경을 가정할 때 난방방식은 가구의 난방비 지출에 거의 영향을 미치지 않는다. 구체적으로 지역난방 방식이 7% 저렴한 것으로 분석되었으나 가스난방 가구에서 적극적인 난방습관으로 4% 비용을 절감하고 있었으며 결과적으로 3% 차이에 그쳤다. 보온제품을 추가로 사용하거나 겨울철 동내의를 입고 생활할 경우만 하더라도 10% 가까운 난방비 절감이 가능하다는 점에서 난방방식의 영향은 미미한 것으로 판단된다.

20년 넘게 이어져온 가스난방과 지역난방 업계 간의 공급경제성 관련 논쟁에 대해 재고가 필요한 시점이다. 아래의 [그림 1]은 가스요금이 자율화된 1997년부터 최근까지의 가스난방과 지역난방 요금의 추이를 보여준다. 1997년 요금 수준을 100으로 보았을 때 2013년까지 17년 동안 가스난방과 지역난방 요금 모두 거의 유사한 수준인 3.3배가량 상승하였다.⁴⁴⁾ 서로 간 격차가 가장 크게 벌어졌던 2001년도와 2009년도 역시 13% 내외 수준이었다. 난방요금이 유사한 수준에서 꾸준히 유지되어 왔다는 설명이다. 그간 요금 격차도 커지지 않았으며 난방방식의 영향 역시 절대적이지 않음에도 불구하고 기존 업계에서 발표해 온 상반된 연구결과들은 납득되기 어려운 부분이 있다. 소비자들 입장에서 역시 쉽게 수긍하기 어려웠을 것으로 짐작된다.

44) 2013년 기준 가스난방 336.5, 지역난방 333.3

[그림 1] 가스난방과 지역난방 요금 추이



- 주 1) 1997년 = 100
- 2) 가스난방 요금은 서울지역 주택 난방용 요금 기준으로 연 평균 요금 적용
- 3) 지역난방 요금은 한국지역난방공사의 주택용 판매단가 기준

본 연구 외에도 다수의 연구들에서 이미 가구의 난방비(혹은 난방사용량)는 가구에서 어떻게 난방환경을 설정하고 어떠한 난방습관을 가지는지에 따라 크게 좌우될 수 있다고 결론내리고 있다. 가구에서는 난방방식을 포함하여 주어진 난방환경 하에서 비용과 편의성 등을 고려하여 난방으로부터의 얻는 효용을 극대화 할 수 있는 최적의 난방사용을 선택할 것이다. 최근 전기난방이 급격히 증가하는 현상 역시 가구의 난방 최적화 노력의 일환으로 볼 수 있다. 소모적인 공급경제성 논쟁 보다는 가구의 난방사용에 대해 관심을 가지고 접근해가는 것이 향후 시장에서의 우위를 점할 수 있는 전략일 수 있다. 정부 입장에서도 요금 조정을 통해 난방사용을 억제하기 보다는 홍보나 캠페인 등을 통해 국민들의 난방습관을 개선해가는 것이 에너지절약에 보다 효과적일 수 있다. 예를 들어 긴 바지와 반팔티셔츠 정도인 우리나라 가구의 평균 착의량 수준을 ISO-7730 온열환경 국제기준인 1clo까지 끌어올릴 경우⁴⁵⁾ 난방비의 15% 가량

45) 동내의(0.35clo), 양말(0.04), 긴소매셔츠(0.22), 얇은 스웨터(0.20), 두꺼운 바지(0.29) 등

을 절감할 수 있을 것으로 기대된다.⁴⁶⁾

연구결과에 대한 보편성이나 객관성을 확보하기 위해 많은 노력을 기울였음에도 불구하고 본 연구를 수행함에 있어 다수의 한계점들이 발견되었다. 우선 보편적인 기준이 부재한 상황에서 임의의 기준에 따라 난방비를 정의하고 분석에 적용하였다. 난방비 기준에 따라 연구의 결과는 달라질 수 있다. 임의로 중앙난방에서 전환된 특정지역을 선정하여 조사를 실시하였으며, 표본수 역시 400가구에 그쳐 표본의 대표성이 떨어진다. 더불어 난방요금 결정에 정책적 영향이 상당한 시장 환경에서 어느 시기에 자료를 수집하는 지에 따라 연구의 결과는 달라질 수 있다. 본 연구의 결과를 가스난방과 지역난방 가구에 대한 보편적인 결과로 받아들여져서는 안 된다. 난방환경이 유사하도록 실험적 환경을 조성하였음에도 예상되는 몇몇 계량경제학적 이슈들을 피해갈수는 없다. 예를 들어, 난방비와 난방전기비 간에 내생성을 의심해 볼 수 있으나 참고할 수 있는 문헌이나 자료의 부재로 일반적인 가정 하에 추정이 이루어졌다. 이 외에도 참고할 수 있는 기존 연구사례가 드문 상황에서 많은 부분 연구자가 임의로 연구의 방향이나 방법을 결정하였다. 연구내용에 대한 보편성 확보에 어려움이 있을 수 있다.

난방에 초점을 맞춰 가구단위 미시자료를 분석한 드문 연구로서 이어질 관련 연구를 위해 몇 가지 시사점을 제시한다. 우선 기준에 알려진 아파트나 가구 특성들 외에도 난방습관 역시 난방비 결정의 주요 요인으로 확인되었다. 향후 가구의 에너지사용과 관련한 분석을 수행함에 있어 난방습관을 포함할 방안을 고민할 수 있다. 난방비와 난방전기비 간의 상관관계에 대한 추가적인 연구가 필요하다. 대체관계를 고려할 때 음(-)의 상관관계가 예상되는 반면, 난방사용량의 규모 측면에서 양(+)의 관계 역시 무시하기 어렵다. 가스난방과의 비교 연구에 있어 지역난방 가구의 위치적 특수성에 대해 감안하여야 한다. 즉 수도

46) 이철성·윤종호(2010)는 32평 아파트를 기준으로 착의량에 따른 에너지소모량을 시뮬레이션하였다. 평균 착의량에 비해 1clo 수준으로 착의량을 높일 경우 21% 가량의 에너지소비량을 줄일 수 있는 것으로 분석되었다.

난방방식이 가구의 겨울철 난방비 지출에 미치는 영향 분석

권의 추운 기후와 높은 소득 등을 반영한 비교가 필요하다. 마지막으로 이미 에너지공학이나 건축학, 부동산학 등의 분야에서는 난방과 관련하여 다양한 자료가 축적되어 있다. 협동연구를 통해 보다 참신하고 폭넓은 연구를 수행할 수 있을 것으로 기대된다.

접수일(2015년 8월 3일), 수정일(2015년 9월 16일), 게재확정일(2015년 9월 18일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

- 김동희·조동우·유기형. 2008. “아파트의 난방방식에 따른 실내 온열환경 선호도 및 만족도 연구.” *대한건축학회논문집* 24(1): 213-220.
- 박광수·정윤경. 2014. 「맞춤형 에너지자원을 위한 가구 특성별 에너지 소비지출 결정요인 분석」. 에너지경제연구원 기본연구보고서 14-04.
- 박유원·유호선·홍희기. 2005. “한국형 아파트의 난방에너지 분석 3: 실내설정조건의 영향.” *설비공학논문집* 17(8): 722-728.
- 박재찬·조동성·노태우. 2013. “공동주택 난방방식별 고객만족도 및 고객충성도 영향요인에 관한 연구 - 경제성·편의성·사회성을 중심으로.” *경영권선택연구* 13(1): 1-24.
- 배누리·정영선·강재식·이승연. 2007. “건물에너지 절약을 위한 주거건물의 실내온도와 착의량에 관한 기초 연구.” *대한건축학회논문집* 27(1): 785-788.
- 에너지경제연구원. 1994. 「지역난방 및 도시가스난방의 경제성분석과 향후 역할분담 연구」.
- _____ . 2004. 「가정부문 에너지소비행태 분석 및 건물부문 DB 구축」.
- 에너지관리공단. 2005. 「난방방식별 에너지비용지수 개선 비교」.
- 오현영·심상렬. 2013. 「가구당 지역난방열 소비량의 변화요인 분석」. 에너지경제연구원 수시연구보고서 13-18.
- 유호선·현석균·박유원·김용식·홍희기. 2004. “한국형 아파트의 난방에너지 분석 1: 위치의 영향.” *설비공학논문집* 16(1): 101-110.
- 이봉진·정동열·이선·홍희기. 2004. “한국형 아파트의 난방에너지 분석 2: 난방방식에 따른 차이.” *설비공학논문집* 16(5): 459-466.
- 이성근. 2010. 「가정부문 용도별 에너지소비량 및 소급추정에 관한 연구」. 에너지경제연구원 기본연구보고서 10-05.
- 이철승·윤종호. 2010. “착의량과 실내설정온도 관계에 따른 난방에너지 및 온실가스저감량 평가 연구.” *한국태양에너지학회논문집* 30(4): 49-54.

- 전력거래소. 2013. 「2013년 가전기기 보급률 및 가정용전력 소비행태 조사」.
- 전정윤·김효진·배누리. 2005. “공동주택 거실 온열 환경의 측정 및 거주자의 온도조절 행위에 관한 연구.” *대한건축학회논문집* 21(8): 209-2016.
- 정광섭·김성민. 2009. 지역난방 공동주택에서 외기온도가 난방부하 패턴에 미치는 영향에 관한 연구.” *대한건축학회논문집* 25(2): 233-240.
- 정준환. 2013. 「가계 에너지 소비지출 부담의 형평성 추정을 위한 연구」. 에너지경제연구원 수시연구보고서 13-09.
- 정희용. 2015/5/28. “지역난방 아파트가격과 난방비에 관한 오해.” 이투뉴스.
- 최문선. 2012. 「분위회귀분석을 통한 가정부문 용도별 에너지소비량 분포 및 특성 분석」. 에너지경제연구원 기본연구보고서 13-12.
- 한국도시가스협회. 2003. 「도시가스와 지역난방사업의 균형발전방안」.
- 한국지역난방공사. 2001. 「지역난방방식의 에너지절감 및 환경개선 효과 분석」.
- _____ . 2006. 「개별난방 대비 지역난방의 에너지절감 및 환경개선 효과 분석에 관한 연구」.
- _____ . 2008. 「집단에너지 사회경제적 가치평가에 관한 연구 - 소비자가치 중심으로」.
- _____ . 2010. 「집단에너지 사업효과분석을 통한 지속가능 경영전략 수립 연구」.
- 허재완·이정연. 2011. “공동주택 관리비 결정요인에 관한 실증분석 - 서울지역아파트를 중심으로” *한국도시행정학회 도시행정학보* 24(2): 173-185.
- Leth-Petersen, S., Togeby, M. 2001. “Demand for space heating in apartment blocks: Measuring effects of policy measures aiming at reducing energy consumption.” *Energy Economics* 23: 387-403.
- Rehdanz, K. 2007. “Determinants of residential space heating expenditures in Germany.” *Energy Economics* 29: 167-182.
- Yoon, T. Y., Ma, Y. S., Rhodes, C. 2015. “Individual heating systems vs. district heating systems: What will consumers pay for convenience?” *Energy Policy* 86: 73-81.

ABSTRACT

Analysis of the effects of heating systems on household heating costs: Gas-boiler heating systems vs. district heating systems

Taeyeon Yoon* and Jaeseong Kang**

These days, more private sector and customer-based heating markets are emerging. The competition for customers between Gas-boiler Heating systems (GH) and District Heating systems (DH) is getting fierce. In order to analyze the effects of heating system choice on household heating expenses, we conducted a survey of household heating expenses and behaviors for 200 GH households and 200 DH households who adjoin each other. Given identical heating conditions, heating systems had little effect on surveyed households' heating bills. DH was estimated to be cheaper by 7 percent, but GH households took 4 percent off their bills with more active saving behaviors, so the effective cost difference between the two types of heating systems was only 3 percent. Using heat-insulating products or wearing long underwear were evaluated to be much more effective for trimming heating bills than switching to DH would be. These two heating system businesses should be more interested in and do more research on household heating behaviors, rather than to keep spending resources debating the economic feasibility of either system. From the government's standpoint, more effective energy conservation can be achieved by improving household heating behaviors through public promotions or campaigns.

Key Words : heating systems, heating costs, household micro-data

* Associate Research Fellow, Korea Energy Economics Institute (main and corresponding author). taeyeon.yoon@keei.re.kr

** Senior Research Fellow, Korea Energy Economics Institute. jskang@keei.re.kr

「에너지경제연구」 투고 안내

에너지경제연구원에서는 ‘에너지 및 자원·환경경제’ 분야의 연구 활성화와 전문화를 도모하고자, 한국자원경제학회와 공동으로 전문 학술지 「에너지경제연구」를 매년 2회 지속적으로 발간하고 있습니다. 한국연구재단 등재학술지인 「에너지경제연구」에 수록할 논문을 다음과 같이 모집하오니 ‘에너지 및 자원·환경경제’ 관련 분야 전문가 여러분의 많은 관심과 투고를 바랍니다.

- 다 음 -

투고 대상 : 관계 전문가 및 대학원생

원고 매수 : 200자 원고지 80매 이내(A4용지 15매 이내)

내 용 : ‘에너지 및 자원·환경경제’ 관련 분야 학술논문, 정책연구

접수 시기 : 상시 접수

발간 시기 : 매년 3월 말일, 9월 말일

문 의 : 안병영 선임행정원(052-714-2240, journal@keei.re.kr)

논문 제출 : 투고시에는 논문투고신청서를 먼저 제출하여야 하며, 양식을 에너지경제연구원 홈페이지(<http://www.keei.re.kr>)의 공지사항(제목: 논문모집공고 ‘에너지경제연구’)에서 다운로드 받아 작성하시기 바랍니다.

에너지경제연구 제14권 제2호

ISSN 1599-7057

발행인 박주현
편집인 양의석 · 윤원철
등록번호 경기 사 00034
발행처 한국자원경제학회
에너지경제연구원
인쇄처 범 신 사
발행일 2015년 9월 30일

문의 : 에너지경제연구원 연구기획팀(안병영 선임행정원)
전화 : 052-714-2240 / **팩스** : 052-714-2027 / **E-mail** : journal@keei.re.kr
주소 : 44543 울산광역시 중구 종가로 405-11

Korean Energy Economic Review

Volume 14, Number 2

September 2015

Effect of Oil Shock on Stock Index Derivatives in Korean Market /
Jong-Ryong Lee

Estimation and Forecast of Long-run Energy Demand Function:
A Cointegration Approach /
Youngsoo Bae

The effect of business diversification on oil price exposure:
a case study of US oil firms with consideration of oil price structural breaks /
Sunghee Choi

일별 원유 현물가격의 점프현상과 장기기억 변동성 특성: 두바이 원유 중심으로 /
한영욱

Why oil exporting countries invest in renewable energy resources? /
Jeong Eun Lee and Yongsung Cho

Impacts of Volatility, Ageing and Urbanization on Transport Sector Energy
Consumption: Evidence from 78 Countries /
Donghyun Shin

On Inefficiency Factors in the Korean Emissions Trading Scheme /
Sunghee Shim and Jiwoong Lee

An Economic Effect of Tariff Escalation on Imported Crude Oil and Oil
Products /
Seung-Rae Kim and Changik Jo

Analysis of the effects of heating systems on household heating costs:
Gas-boiler heating systems vs. district heating systems /
Taejeon Yoon and Jaeseong Kang

KOREAN RESOURCE ECONOMICS ASSOCIATION
KOREA ENERGY ECONOMICS INSTITUTE

