

한국 원유수요의 탄력성 추정

이경희* · 김경수**

〈요 약〉

본 연구는 ARDL 모형을 이용하여 한국의 원유수요의 장기와 단기 자체가격, 교차가격 및 소득탄력성을 추정하였다. 첫째, ARDL-UECM의 한계검정결과에서 장기공적분관계가 종속변수인 원유수요와 독립변수인 자체가격과 교차가격 및 소득변수간에 존재하였다. 둘째, ARDL 모형(장기정태모형)을 통해 장기 모수들이 추정되었다. 셋째, 일부의 잔차의 자기상관이 존재하였으나, 반면에 설정오류가 발견되지 않았고 잔차항이 정규분포를 나타내었으며 이분산이 존재하지 않았고 CUSUM & CUSUMSQ 결과에서는 계수가 안정적이었다. 넷째, 추정된 원유수요에 대한 절대값으로 측정된 장기자체가격과 교차가격탄력성 및 소득탄력성은 모두 유의하며 1보다 크고 탄력적으로 민감하였으나, 반면에 단기자체가격과 교차가격탄력성 및 소득탄력성은 모두 유의하며 1보다 적고 비탄력적으로 민감하지 않았을지라도, 장기와 단기의 모든 탄력성들이 실제부호와 기대부호가 일치하였다. 다섯째, 국내의 일부 연구를 제외하고 대부분의 국외의 이전연구에서 단기자체가격과 교차가격 및 소득탄력성은 본 연구의 장기자체가격과 교차가격 및 소득탄력성보다 모두 더 낮다는 것을 확인하였다.

따라서 외국원유에 너무 의존하는 한국은 원유가격의 충격에 취약하게 되므로 유가 상승은 확실히 한국의 무역수지에 부정적인 영향을 미칠 수 있으므로 장기적 원유가격의 탄력성을 이용하여 한국의 원유수요를 효율적으로 통제하고 관리하는데 도움을 줄 수 있다고 사료된다. 시사점으로 원유와 관련한 국가별 정책변화 및 시장동향 모니터링의 강화, 국가별 정책 및 시장현황 맞춤형 진출전략의 수립, 신시장 개척 및 진출분야 다양화를 통한 적극적인 시장선점 노력의 강화 등이 필요하다.

핵심주제어: 원유수요, 탄력성, ARDL, 한계검정

I. 서론

에너지(석유, 석탄, 가스, 전력 등)수요에 관한 실증적 연구는 가격과 소득의 변화에 대한 에너지수요의 민감성을 측정하는 수요의 가격탄력성과 소득탄력성에 특히 중점을 둔 에너지 경제학 문헌에 초점을 둔다. 이러한 연구들은 통합 에너지수요(Bentzen and Engsted, 2001; Christopoulos, 2000; Mahmud, 2000; De Vita et al., 2006) 또는 특정 유형의 휘발유수요와 같은 에너지수요(Alves and Bueno, 2003; Nicol, 2003; Ramanathan, 1999; Storchmann, 2005), 주거용 전력수요(Beenstock et al., 1999; Halicioglu, 2007; Holtedahl and Joutz, 2004; Hondroyiannis, 2004; Kamerschen and Porter, 2004; Narayan and Smyth, 2005) 등이 있다.

에너지의 종류와 각기 다른 국가 또는 지역 에너지수요에 대한 대부분의 연구에서 에너지수요의 가격탄력성은 일반적으로 비탄력적이며 소득탄력성은 거의 1이거나 비탄력적으로 나타났다. 원유의 가격인상에 따라 원유시장에 대한 관심은 높지만 원유수요에 관한 연구는 소수에 불과하다.

최근 연구들로는 강만옥(2007), 김민성과 김성수(2011), 김영덕(2007), 나인강(2006), Cooper(2003), Dees 등(2007), Gately와 Huntington(2002) 및 Krichene(2002) 등이 있다. 강만옥(2007)은 1차 에너지 세계개편 대비 2차 에너지 세계개편에 따른 수송용 에너지의 상대가격 변화가 에너지수요량 및 환경오염에 미치는 영향을 자기회귀 시차분포(autoregressive distributed lag: ARDL) 모형을 이용하였으며 우리나라 수송용 에너지(휘발유, 경유, LPG부탄)의 단기 및 장기 수요탄력성을 추정하였다. 그 결과 수송용 에너지의 가격탄력성 추정결과, 휘발유는 단기의 경우, -0.681 ,

장기는 -0.611 로 나타났으며, 경유는 단기 -0.304 , 장기 -0.472 , 그리고 LPG부탄은 단기 -0.028 , 장기 -0.028 로 나타났다. 김민성과 김성수(2011)는 수송용 휘발유와 경유수요의 가격 및 소득탄력성을 추정하였는데, 결과로 휘발유의 가격탄력성에서 단기는 -0.448 , 장기는 -1.548 로 나타났고 소득탄력성에서 단기는 0.360 , 장기는 0.552 로 나타났고, 경유의 가격탄력성에서 단기는 -0.314 , 장기는 -1.085 , 소득탄력성에서 단기는 0.650 , 장기는 0.997 로 나타났다.

김영덕(2007)은 국내 외환위기 이후의 국내 석유소비의 특성을 분석하고 석유수요의 가격과 소득탄력성 변화를 추정하였으며, 그 결과, 수송용 휘발유의 단기가격탄력성은 -0.095 , 장기가격탄력성은 -0.469 이며, 경유는 각각 -0.111 , -0.139 로 나타났다. 또한 수송용 휘발유의 단기와 장기 소득탄력성은 각각 0.994 , 4.870 이며, 경유의 단기와 장기소득탄력성은 각각 0.310 , 0.383 으로 나타났다. 나인강(2006)은 휘발유수요 추정에 있어서 시간추세의 역할을 ARDL 모형을 이용하여 분석하였는데, 결과로 시간추세 반영 여부와 상관없이 단기와 장기가격탄력성은 비탄력적이거나, 반면에 단기와 장기소득탄력성은 시간추세에 따라 탄력성이 다르게 나타났다. 즉 시간추세가 없는 단기소득탄력성은 1.020 , 장기소득탄력성은 2.580 이며, 시간추세가 있는 단기와 장기소득탄력성은 각각 0.950 , 1.160 으로 나타났다.

Cooper(2003)는 Nerlove(1958)의 부분조정모형(partial adjustment models)과 ARDL 모형을 사용하여 23개 선진국에서 원유수요의 단기와 장기가격탄력성을 추정하였다. 단기가격탄력성 추정치의 범위는 0.023 에서 0.109 까지이고, 장기가격탄력성 추정치는 0.038 에서 0.568 까지의 범위를 보여주었다. Dees 등(2007)은 원유시장의 발전과 위험을 분석하기 위해 사용될 수 있는 세계 원유시장의 구조적 계량경제적 모형을 설명

할 때 장기 계수추정치를 위한 동적 최소자승법을 사용하고 단기 동적성을 추정하기 위한 오차 수정모형(error correction model: ECM)을 사용함으로써 수요와 공급모형을 추정하였다. 또한 그들은 일부 선진국 및 국가의 경우, 장기소득탄력성은 0.170에서 0.980까지의 범위에 있으나, 단기적으로는 0.001에서 0.820까지의 범위를 추정하였다. 단기 실질 원유에 대한 수요의 가격탄력성 추정치는 거의 0에 가까워 매우 비탄력적이었다.

Gately와 Huntington(2002)은 원유가격과 소득 변화의 비대칭효과를 고려함으로써 OECD 국가와 비 OECD 국가에 대한 1인당 에너지와 원유 수요의 장기가격탄력성과 소득탄력성을 추정하였다. 다른 모형을 사용한 후, 이들은 OECD 국가의 경우, 원유수요의 가격탄력성과 소득탄력성의 추정치는 각 0.640과 0.560, 비OECD 국가의 경우, 각 0.180과 0.530임을 발견하였다.

Krichene(2002)는 1918년~1999년 기간 동안 원유와 천연가스에 대한 세계시장을 조사하고 1918년~1973년 및 1973년~1999년 기간 동안 수요와 공급탄력성을 추정하였다. 그는 세계 원유수요의 단기가격탄력성이 1918년~1999년 0.060(유의), 1918년~1973년 0.080(비유의), 1973년~1999년 0.020(비유의), 반면에 단기소득탄력성은 1918년~1999년 0.530(유의), 1918년~1973년 0.420(유의), 1973년~1999년 1.450(유의)이라고 주장하였다. 또한 장기가격탄력성도 현저히 낮았다. 즉 1918년~1999년 0.050, 1918년~1973년과 1973년~1999년에 거의 0인 반면, 소득탄력성은 1918년~1999년 0.60, 1918년~1973년 1.80, 1973년~1999년에는 1.20로 추정되었다.

전술한 연구를 요약하면, 전체적으로 실증결과에서 원유수요의 가격탄력성이 장기적 뿐만 아니라 단기적으로도 극히 낮았으며 소득탄력성은 어떤 경우에 대부분 비탄력적이거나 1에 가까웠

다. 두 탄력성에 있어 장기 추정치들은 단기 추정치보다 약간 더 컸다.

대부분의 연구는 동일한 모형을 사용하여 일반적으로 선진국을 포함하고 1개 이상의 국가 또는 지역에 대한 원유수요의 탄력성을 추정하였다. 원유수요에 대한 연구들은 세계시장, 많은 국가 및 국가들의 그룹(OECD 국가, 비OECD 국가, OPEC 국가 등)을 포함한 반면에 다른 에너지수요의 연구는 특정 국가의 원유수요를 분석한다는 것이 흥미롭다.

여러 국가들이 경제적 조건이 다르다면, 전술한 국가들에 동일한 모형을 적용하는 것은 적절하지 않을 수 있다. 에너지수요의 모형을 추정할 때, 장기와 단기 동적성은 다양한 방법으로 추정될 수 있다. 최근에 장기와 단기 탄력성은 자기회귀시차분포모형(ARDL)을 통해 산출될 수 있는데, 이는 공적분검정에 대한 새로운 방법, 즉 Pesaran와 Shin(1999)과 Pesaran, Shin 및 Smith(2001)에 의해 개발된 한계검정법(bounds test)을 이용하였다. 이러한 방법은 De Vita 등(2006), Halicioglu(2007), Narayan와 Smyth(2005) 등과 같은 에너지수요에 관한 실증적 연구에서 다양하게 사용되고 있다.

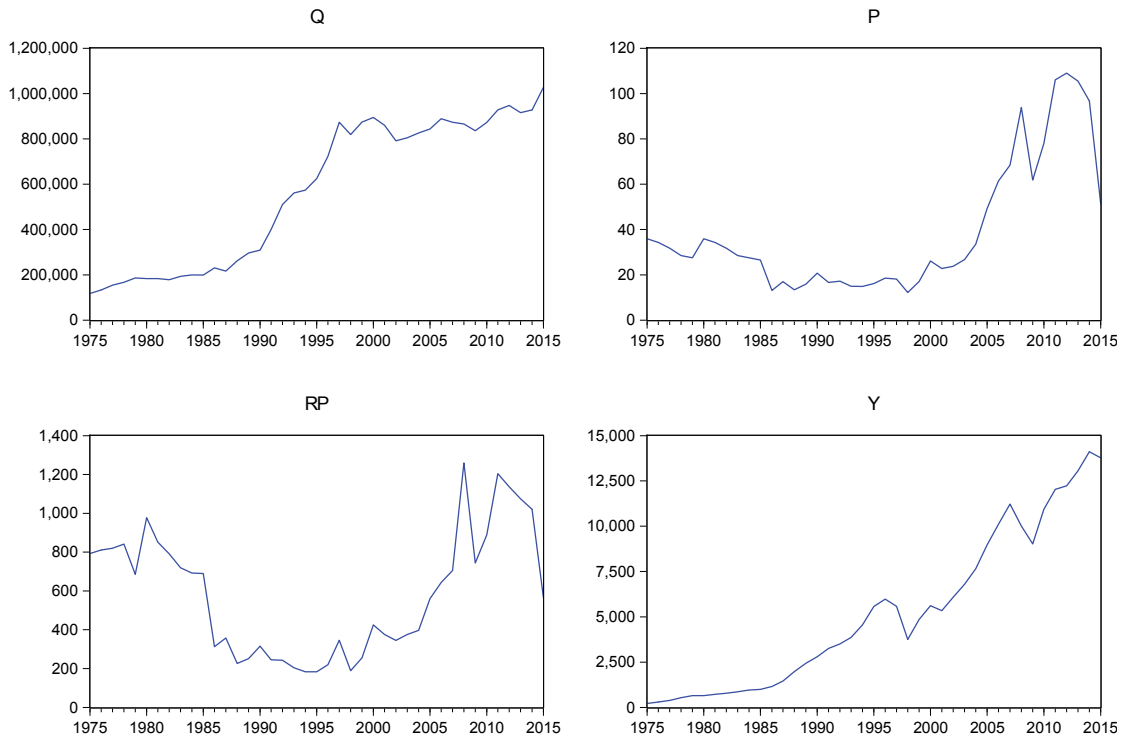
본 연구의 목적은 1975~2015년 기간의 ARDL 모형을 이용하여 연별 원유가격, GDP, 환율자료를 바탕으로 한국으로 수입된 원유수요의 단기와 장기가격탄력성과 소득탄력성을 추정하는데 있다. 개발도상국으로서 한국은 주로 해외 공급 국가를 통해 지속적으로 증가하고 있는 원유수요에 적극적으로 대처하고 있는 실정이다. 특히 이러한 기간 동안에 한국의 원유가격이 불안정하면서 동시에 경제위기, 즉 아시아의 외환위기 및 미국발 금융위기와 글로벌 금융위기 등과 더불어 가격폭등, 급등하는 환율의 움직임, 인접 국가들의 분쟁 등이 존재하였다.

II. 한국의 원유수요

한국의 원유소비량은 총 주요 에너지소비량에서 상당한 부분을 차지한다. 원유수요(량)는 해외 원유공급업체에 의해 대부분 제공되고 시간의 경과에 따라 급속히 증가되고 있는 실정이다. 원유수입에 대한 의존도가 매우 높기 때문에, 한국은 수입원을 다변화하고 해외 원유프로젝트를 개발하는 등의 적극적인 대처로 공급위험을 감소시키고자 노력하고 있다. 한국의 원유공급업체는 주로 중동 국가, 즉 사우디아라비아, 아랍에미리트, 이란, 쿠웨이트, 오만, 카타르, 이라크 등이 있고 앙골라, 나이지리아, 콩고, 예멘, 오만 등과 같은 아프리카 국가, 에콰도르, 미국, 멕시코,

브라질 등과 같은 아메리카, 러시아, 노르웨이, 영국 등과 같은 유럽, 인도네시아, 말레이시아, 호주, 브루나이 등과 같은 아시아 국가 등도 있다.

표본기간 동안 한국의 원유수요(Q)를 나타내는 <그림 1>에서 특히 1980년대 동안에는 지속적으로 상승하는 추세와 1996년 이후는 평탄한 추세를 보여주었다. 원유수요의 중단을 일으키는 주요한 사건이 있었다. 첫 번째는 Gulf 전쟁(1991년 1월 17일~2월 28일)이었는데, 이때 주요 석유 공급 국가인 이라크가 쿠웨이트를 침공하여 발생하였다. 두 번째는 1997년 말부터 1998년까지 발생한 아시아의 외환위기, 세 번째는 2007년과 2008년의 각 미국발 금융위기와 글로벌 금융위기 등이었다.



<그림 1> 원유수요량(Q), 자체가격(P), 교차가격(RP), 소득(Y)

대미달러로 측정된 자체가격(P)을 나타내는 <그림 1>에서 두 번째 오일쇼크(1978년~1980년)에 이어 1980년대 초에는 높았으나, Gulf 전쟁 기간(1991년) 동안의 단기 점프를 제외한 1985년과 1999년 사이에는 비교적 안정적이었다. 2003년 이후, 한국이 실제로 직면한 수입원유의 자체가격은 급등하였고 미국발 금융위기(2007년)와 글로벌 금융위기(2008년), 유럽발 금융위기(2010년~2013년)에는 최고조로 달하였다. 반면에 국내 환율은 1차 오일쇼크(1973년~1974년)와 2차 오일쇼크(1978년~1980년) 기간에 급등하였고 이후는 안정적이었으나, 미국발 및 글로벌 금융위기부터 지속적으로 급등락을 거듭하였고 최근에는 하락하였다.

<그림 1>에서 국내 통화로 측정된 교차가격(RP)은 한국이 1997년 & 1998년, 2007년 & 2008년의 기간 동안 주요 경제 위기를 경험하였을 때 자체가격의 추세와 거의 동일하게 급등락을 보여주었다. <그림 1>에서 한국의 위기에도 불구하고 1차 오일쇼크는 실질 국내총생산(GDP)(Y)에 미약하게 영향을 미쳤으나, 반면에 2차 오일쇼크 이후에는 유의하게 영향을 미쳐 GDP 성장세를 멈추었으나, 1990년대 이후 계속 성장하다가 1997년과 1998년의 아시아의 외환위기에는 하락하였고 이후에는 GDP가 지속적으로 급등하였는데, 특히 미국발 & 글로벌 금융위기에서는 잠시 약간 성장세가 주춤하였으나, 그 이후에는 급등하는 중이다.

III. 원유수요의 모델링

원유수요에 사용되는 모형은 기본적으로 상품과 서비스에 대한 마샬의 수요이론에서 파생된다. 이러한 점에서 기본 모형은 설명변수로 원유가격과 소득을 포함한다. 요구되는 원유 유형의

특성에 따라 모형은 다른 관련된 변수를 포함하도록 확장될 수 있다. 그러나 원유가 직접적으로 소비되지 않고 LPG, 나프타, 가솔린, 제트 연료, 등유, 경유, 연료유, 아스팔트, 윤활유 오일 및 기타 등과 같은 파생물은 산업, 전력 생산, 교통, 상업 및 주택에 사용된다. 원유가 최종 제품이 아니기 때문에 모형은 직접적인 방법, 즉 실제의 원유가격과 소득으로 한국의 실질 GDP 범위내에 총수입된 원유수요에 대한 한국의 총수요를 결정하는 요인을 포함할 것이다.

원유가격이 대미달러로 측정되기 때문에 국내 통화로 측정된 원유의 교차(실질)가격은 원유의 자체(명목)가격을 관련 가격지수로 곱하고 환율로 나누어서 계산될 수 있다. 환율변동이 국내 인플레이션율에 비해 더 많거나 적게 비례하는 경우(즉 만약 구매력 평가가설은 적어도 대략적으로 지지된다면), 대미달러로 측정된 원유의 자체가격과 국내 통화로 측정된 원유의 교차가격은 거의 비슷할 것이다. 따라서 일반적으로 국내 통화로 측정된 원유의 교차가격을 사용하고 또한 수입된 원유수요에 미치는 대미달러로 측정된 원유의 자체가격도 여러 직접 효과를 측정하거나 추정하기 위해서 모형에서 사용될 것이다. 결과적으로 산출된 각 탄력성들은 비교가능하다. 우리나라는 세계 원유소비의 약 2.6%를 차지하며 세계 10위권에 해당하여 영향력은 크다. 하지만 본 논문에서 이용되는 자료는 소규모이고 모형은 자유도를 고려하므로 가능한 간결하게 설정된다. 이것은 외국 원유에 대한 한국의 수요가 세계 유가에 영향을 미칠 만큼 충분히 크지 않다는 것으로 가정되며, 또한 원유가격은 외생적으로 모형의 외부에서 결정된다고 가정한다.

석유제품의 밀수는 한국의 고민거리이고 최근 몇 년 동안 정부는 이것을 방지하기 위한 더 강력한 조치를 취하고 있다. 당연히 밀수의 규모에 대한 데이터는 존재하지 않는다. 따라서 암묵적

으로 석유제품 밀수입의 비중이 표본기간 동안 일정하다고 가정한다.

위의 주장을 바탕으로 국내 통화로 측정된 원유의 자체가격과 교차가격 및 소득을 대상으로 자연로그를 취하여 나타낸 모형은 다음과 같다.

$$LQ_t = \alpha_0 + \alpha_1 LP_t + \alpha_2 LRP_t + \alpha_3 LY_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 Q 는 수입된 원유의 수요(량)이고, P 는 원유의 자체가격(대미달러), RP 는 원유의 교차가격(국내 통화), Y 는 실질 GDP를 나타낸다. 본 연구에서 사용된 자료는 1975년~2015년 기간을 포함하는 연별 시계열의 형태이다. 시작 날짜는 자료의 이용가능 여부를 기준으로 선택된다. 일별 배럴당 수입된 원유수요(도입량)는 Organization of the Petroleum Exporting Countries(2016)의 자료에서 확인할 수 있다(<그림 1>의 Q). 원유의 자체가격(배럴당 달러)도 British Petroleum(2016), Korea Energy Economic Institute(2016), Korea National Oil Corporation(2016) 등에서 확인할 수 있다(<그림 1>의 P). 국내 통화로 측정된 교차가격은 대미달러로 측정된 원유의 자체가격을 환율로 곱하고 암묵적인 GDP 디플레이터로 나누어 계산된다(<그림 1>의 RP). 2016년에 측정된 실질 GDP 자료는 경제통계시스템(Economic Statistics System: ECOS)(The Bank of Korea, 2016)에서 산출된다(<그림 1>의 Y).

IV. 연구방법

장기 및 단기 원유수요의 모형을 추정할 때, 자료가 시계열의 형태라면, 공적분(cointegration), 오차수정모형(ECM) 및 벡터자기회귀(vector autoregressive: VAR) 등과 같은 다양한 새로운 계량경제방법으로 시도될 수 있다. 그러나 최근

몇 년 동안 한때 무시된 방법인 ARDL 모델링은 Pesaran 등(2001)과 Pesaran와 Shin(1999)에 의해 개발된 새로운 방법을 이용하여 원유수요에 대한 모형을 추정하면서 지속적으로 널리 보급되고 있는 실정이다. ARDL 모형은 일반적인 동적 사양을 보여주는데 이는 차분변수 및 시차변수를 독립변수로 설정하여 단기 효과는 직접적으로 추정될 수 있고, 장기 균형관계는 간접적으로 추정될 수 있다.

ARDL 모형은 이전의 연구에서 사용되었을지라도, Pesaran 등(2001)과 Pesaran와 Shin(1999)은 ARDL 모형의 사양내에 적용될 수 있는 공적분에 대한 한계검정법을 최초로 도입하였다. 이 방법은 다른 공적분절차와 비교하여 한정된 장점들을 가진다. 첫째, 다른 방법은 모두 모형의 변수가 동일한 차수로 적분되는 반면, Pesaran 등(2001)에 의해 개발된 방법은 기본 변수가 $I(0)$, $I(1)$ 및 분수적분이라는 간에 관계없이 적용될 수 있거나 실행가능하다. 따라서 한계검정은 적분된 차수의 사전 검정과 관련된 불확실성을 추정할 수 있다. 둘째, 소규모의 표본 크기로 사용될 수 있어 추정계수의 안정성(stability)을 획득할 수 있다. 반면에 Engle-Granger 및 Johansen 절차는 상대적으로 소규모의 표본에 대해서는 신뢰성이 없다. 셋째, 자기시차분포변수들을 활용하여 내생성(endogeneity)을 다룰 수 있다.

ARDL 모형은 장기관계를 추정하기 위한 두 단계를 포함한다. 첫 번째 단계는 설정된 식에 모든 변수들간의 장기간 관계의 존재를 조사할 수 있고 공적분에 따른 조건을 확인할 수 있다. 두 번째 단계에서 장기 계수와 단기 계수가 연관된 ARDL 및 ECM을 사용하여 추정될 수 있다. Pesaran 등(2001)에 의해 제시된 한계검정법으로 식(1)의 공적분검정을 위한 ARDL-비제약 오차수정모형(unrestricted error correction model: UECEM)은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta LQ_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LQ_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta LP_{t-i} \quad (2) \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta LY_{t-i} \\ & + \alpha_5 LQ_{t-1} + \alpha_6 LP_{t-1} + \alpha_7 LRP_{t-1} \\ & + \alpha_8 LY_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned}$$

위의 식(2)은 전술한 식(1)과 동일하게 Q 는 수입된 원유의 수요(량)이고, P 는 원유의 자체가격(대미달러), RP 는 원유의 교차가격(국내 통화), Y 는 실질 GDP를 나타낸다. 한계검정법의 경우, 두 개 별도의 통계량은 장기 관계의 존재 여부에 대하여 검정하기 위해 적용된다. 즉 식(2)의 차수된 수준변수의 계수에 대한 결합유의성을 검정하는 F -검정($H_0 : \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0$)와 t -검정($H_0 : \alpha_i = 0$)을 나타낸다.

본 연구는 $F(LQ|LP, LRP, LY)$, 즉 LQ 를 종속변수, LP, LRP, LY 를 독립변수로 두고 F 값을 추정한다. 다음으로 F 값은 Pesaran 등(2001)에 의해 제시된 점근적 임계값과 비교된다. 두 가지 임계값을 얻을 수 있다. 첫째는 모든 설명변수가 $I(0)$ 라고 가정하는 하한 임계값이고 둘째는 모든 설명변수가 $I(1)$ 라고 가정하는 상한 임계값이다. 산출된 F 값이 상한 임계값을 초과하면 변수가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인가에 관계없이 귀무가설이 기각된다(즉 공적분이 존재한다). 그러나 F 값이 하한 임계값보다 작은 경우 귀무가설을 기각하지 않는다(즉 공적분이 존재하지 않는다). 또한 F 값이 상한과 하한의 임계값 사이에 있으면 결론을 내릴 수 없다(Fosu and Magnus, 2006). 만약 공적분검정을 통해 공적분이 확인되면, 다음 단계는 원유수요 함수의 장기계수를 추정하는 장기(long-run) ARDL(p, q_1, q_2, q_3) 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$\begin{aligned} LQ_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} LQ_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} LP_{t-i} \quad (3) \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} LY_{t-i} + \epsilon_t \end{aligned}$$

이 단계에서 ARDL(p, q_1, q_2, q_3) 모형의 각 변수에 대한 시차는 Akaike Information Criterion (AIC) 또는 Schwarz Bayesian Criterion(SBC) 기준에 의해 결정된다. 그러므로 단기동적성이 관련된 ECM과 관련된 단기 동적 모수는 다음의 식(4)인 ARDL-제약오차수정모형(restricted error correction model: RECM)에 의한 추정을 통해 산출된다.

$$\begin{aligned} \Delta LQ_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta LQ_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} \Delta LP_{t-i} \quad (4) \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} \Delta LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} \Delta LY_{t-i} \\ & + \alpha_5 ECM_{t-1} + \epsilon_t \\ ECM = & LQ_t - (\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} LQ_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} LP_{t-i} \quad (5) \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} LY_{t-i}) \end{aligned}$$

상수, 장기자체가격 & 교차가격 및 장기소득 탄력성은 OLS 추정치를 사용하여 식 (3)의 계수, 즉 각각 $\alpha_0 / (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_{1i})$, $\sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i} / (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_{1i})$, $\sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i} / (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_{1i})$, $\sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i} / (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_{1i})$ 로 계산되었다. 상수, 단기자체가격 & 교차가격 및 단기소득 탄력성은 OLS 추정치를 사용하여 식(4)의 계수, 즉 각각 α_0 , $\sum_{i=0}^{q_1} \alpha_{2i}$, $\sum_{i=0}^{q_2} \alpha_{3i}$, $\sum_{i=0}^{q_3} \alpha_{4i}$ 로 산출되었고 α_5 는 속도조정계수를 나타낸다.

V. 실증결과

1. 단위근검정과 한계검정의 결과

ARDL-UECM(한계검정법) 실행 전에 각 변수의 적분 수준을 파악하기 위해서 검정되어야

한다. 이러한 검정의 목적은 어떠한 변수도 $I(2)$ 와 $I(2)$ 이상이 모형에 포함되지 않도록 하는 것이다. <표 1>에서 나타난 단위근검정의 결과는 이 모형에서 어떠한 변수도 $I(2)$ 와 $I(2)$ 이상이 존재하지 않다는 것을 보여주었다. <표 1>을 보면, 5% 유의수준에서 유의한 LY 를 제외한 다른 변수들이 각 수준에서는 통계적으로 유의하지 않았으나, 반면에 1차 차분에서 LQ , LP 및 LRP 변수는 1% 유의수준에서 유의하였다. 따라서 LQ , LP 및 LRP 는 $I(1)$ 변수이고 LY 는 $I(0)$ 변수이었다.

ARDL 모형분석의 첫 번째 단계는 식(2)를 사용하여 장기적 관계의 존재를 파악하기 위해서 한계검정법(공적분검정법)을 사용한다. 시계열계량경제학자인 Pesaran와 Pesaran(2009)에 의해 제시된 절차를 바탕으로 먼저 OLS 회귀식을 고려한 식(2)에서 1차 차분변수를 추정한다. 다음으로 시차변수가 식(2)에 추가될 때 모수의 결합유의성을 검정해야 한다. Pesaran와 Pesaran(2009) 따르면, 이전에 실행된 OLS 회귀분석은 공적분검정에서 어떠한 역할도 하지 못하였다. 여기에서 강조될 수 있는 것은 OLS 회귀분석에 변수의 시차를 추가할 때 산출된 F 값이다. <표 2>은 ARDL-OLS 회귀분석에서 각 변수가 종속변

수로 간주될 때 F 값을 나타낸다. <표 2>에 근거하여, $F(LQ|LP,LRP,LY)=6.2703$ 인 F 값은 5% 유의수준에서 상한 임계값 4.7607보다는 상당히 높다. 더불어 $F(LRP|LQ,LP,LY)=5.6832$ 인 F 값은 5% 유의수준에서 4.7607의 상한 임계값보다 더 높다. 따라서 공적분이 존재하지 않다는 귀무가설은 기각된다. 이것은 회귀식이 LQ 와 LRP 를 종속변수로 설정될 때 변수들간에 장기적 관계가 존재한다는 것을 의미한다(Fosu and Magnus, 2006).

경제이론과 과거의 연구를 바탕으로 본 연구는 F 값이 가장 높은 $F(LQ|LP,LRP,LY)$, 즉 LQ 를 종속변수로 둔 함수를 선택한다. $F(LP|LQ,LRP,LY)=3.4525$, $F(LY|LQ,LP,LRP)=2.1874$ 인 경우, 모두 하한 임계값보다 작은 F 값을 나타낸다. 따라서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 이 결론은 변수가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 에 관계없이 모두 유효하다. 전술한 검정결과는 LQ , LP , LRP 및 LY 간에 LP , LRP 및 LY 변수가 LQ 를 설명하는 영향력 있는 장기적 변수로 알려져 있을 수 있다는 장기적 관계가 존재함을 보여준다(Pesaran and Pesaran, 2009).

<표 1> 단위근 검정결과

| 변수 | ADF값 | | $I(d)$ |
|-------|----------|-----------|--------|
| | 수준 | 1차 차분 | |
| LQ | -2.0216 | -4.7268** | $I(1)$ |
| LP | -1.1072 | -5.9806** | $I(1)$ |
| LRP | -1.6506 | -7.4547** | $I(1)$ |
| LY | -3.1750* | -4.7498** | $I(0)$ |

* $p<.05$, ** $p<.01$, ADF: Augmented Dickey Fuller with intercept and trend, LQ : 원유수요량, LP : 자체가격, LRP : 교차가격, LY : 소득

<표 2> ARDL-한계검정결과(Bounds Tests)

| 종속변수 | F값 | 하한 임계값 I(0) | 상한 임계값 I(1) | 공적분 유무 |
|---------------------|--------|-------------|-------------|--------|
| $F(LQ LP, LRP, LY)$ | 6.2703 | 3.5314 | 4.7607 | 존재 |
| $F(LP LQ, LRP, LY)$ | 3.4525 | 3.5314 | 4.7607 | 미존재 |
| $F(LRP LQ, LP, LY)$ | 5.6832 | 3.5314 | 4.7607 | 존재 |
| $F(LY LQ, LP, LRP)$ | 2.1874 | 3.5314 | 4.7607 | 미존재 |

*: $p < .05$, **: $p < .01$, LQ, 원유수요량, LP, 자체가격, LRP, 교차가격, LY, 소득

2. ARDL과 ARDL-RECM 모형의 결과

변수들간에 공적분이 존재함을 증명하는 경우, 장기모형의 최적 시차를 결정하기 위해서 식(4)는 AIC 또는 SBC 기준을 기초로 추정된다. AIC와 SBC 기준을 사용하는 장기 추정계수는 동일한 부호이지만 크기가 다르다. $p=2$, $q=2$ 로 설정한 경우, AIC 기준, 즉 ARDL(1,1,2,1)에 기초하여 생성된 모형은 SBC에 기초하여 결정된 ARDL(1,1,2,1)과 비교하여 더 중요한 계수를 제공하였다. 그 외에도 AIC를 기준으로 한 계수의 표준편차도 SBC에 비해 낮다. 따라서 ARDL(1,1,2,1) 모형(AIC에 의해 결정됨)은 장기모형으로 선택되며 이후의 논의는 ARDL(1,1,2,1)에만 초점을 맞추며 <표 3>을 살펴본다.

<표 3>의 ARDL 모형(정태모형)의 장기계수(long term coefficients), 즉 장기탄력성(long-run elasticity)에 대한 추정결과에서 모든 계수부호가 기대부호와 일치하는데 독립변수인 자체가격변수(또는 자체가격탄력성)(LP)는 실질 GDP의 안정적이고 지속적인 증가로 통계적으로 유의하였으므로 원유가격에 대한 특성의 변화는 한국의 원유수요에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미칠 것이다. 다른 조건이 일정하다면, 원유의 자체가격 1% 증가는 한국으로 수입되는 원유수요(량)이 약 1.14%로 감소할 것이다. 이는 해외에서 한국으로의 원유수

요는 자체가격의 변화에 따라 절대값으로 1보다 약간 커서 탄력적이고 민감하여 자체가격에 따라 좌우된다고 볼 수 있다.

대미환율로 조정된 교차가격변수(또는 교차가격탄력성)(LRP)는 한국으로 수입되는 원유수요(량)(LQ)에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 관계를 보여주었다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 원유의 교차가격 1% 증가는 한국으로 수입되는 원유수요(량)이 약 1.57% 감소를 초래할 것이다. 이러한 상황은 한국으로 원유수요(량)이 교차가격에 탄력적이고 보완재(complements)로 인식되므로 한국으로의 원유수요는 교차가격에 따라 좌우된다고 볼 수 있다. 수요곡선에 따르면, 자체가격과 교차가격 탄력성이 절대값으로 1보다 커서 특성의 원유가격변화가 있다면, 한국의 원유수입을 지속적으로 변동시킬 수 있다.

다시 말해 가격이 상승한 경우, 한국으로 수입되는 원유수요가 감소하고 총소득도 감소하나, 반면에 가격이 하락하는 경우, 수요가 증가하면서 총소득도 증가한다. 따라서 이미 가격탄력적 수요이고 경쟁적이므로 이를 활용한 원유의 질과 가격차별화를 개선시키는 비가격경쟁의 원유정책과 전략의 수립이 되어 있다면, 추가적인 원유수요를 창출할 것이고 또한 한국의 원유수요를 최대화할 때 매우 중요할 것이다.

소득변수(또는 소득탄력성)(LY)가 한국으로 수

입되는 원유수요(량)(LQ)에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 양(+의 영향을 미치는 관계를 보여주었다. 다른 조건이 일정하다면, 이는 실질 소득의 1% 증가는 한국으로 수입되는 원유수요(량)이 약 1.24% 증가를 초래할 것이다. 이러한 상황은 한국으로 원유수요(량)이 소득에 탄력적이고 사치재(luxuries)로 인식되므로 한국으로의 원유수요는 실질 소득(GDP)에 따라 좌우된다고 볼 수 있다.

ARDL 모형의 진단검정결과를 <표 3>에서 살펴보면, 먼저 잔차항의 자기상관이 없다는 귀무가설과 관련된 자기상관성(autocorrelation)에 대한 Breusch(1978), Godfrey(1978)의 Lagrange Multiplier(LM) Auto 검정(H_0 : No serial correlation)에 따라 추정모형이 통계적으로 유의하여 잔차의 자기상관이 존재하였다. 또한 모형설정상의 오류가 없다는 귀무가설에 대한 Ramsey (1969)의 모형설정상의 오류(Regression Equation Specification Error Test: RESET) 검정(H_0 : No misspecification)에서 유의하지 않아 설정오류가 발견되지 않았다. 그리고 잔차항이 정규분포를 나타낸다는 귀무가설에 대한 Jarque-Bera (1980)의 JB 검정(H_0 : Normality)에서 잔차항이 정규분포를 나타내었다. 잔차항의 이분산성이 존재한다는 귀무가설과 관련된 이분산성에 대한 White(1980)의 Hetero 검정(H_0 : No heteroscedasticity)에서 통계적으로 유의하지 않으므로 잔차항에 이분산이 존재하지 않다고 판단하였다.

추정모형의 잔차항에 자기상관이 존재하여 나타났을지라도, <그림 2>의 CUSUM 검정결과(H_0 : Parameter stability)에서 1975년부터 2015년까지의 기간 동안 계수가 5% 범위 내에 있으

므로 안정적이고 마찬가지로 CUSUMSQ 검정결과에서도 분석기간의 시계열 계수는 안정적이었다.

장기모형을 추정한 후, 다음 단계는 단기동적에 대한 계수를 추정하는 것이다. 단기계수의 결과는 <표 4>의 ARDL-제약오차수정모형(RECM)에 의해 추정된다. 오차수정모형의 단기 계수의 추정값은 단기수요탄력성으로 표현될 수 있다 (Kotler et al., 2009).

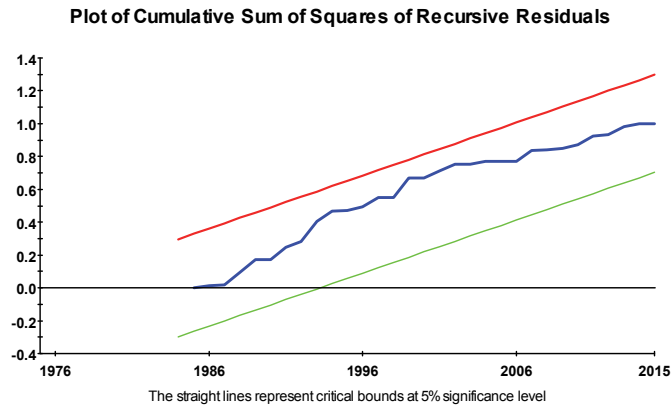
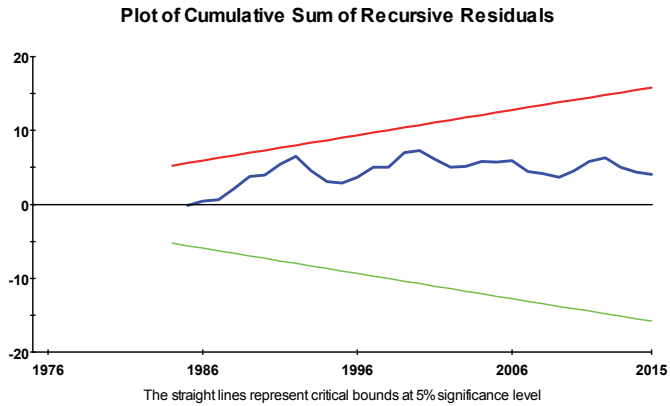
일반적으로 각 동적 단기변수에 대한 부호는 장기변수의 부호와 동일하다. 연구결과에 따르면, LP , LRP 및 LY 변수는 모두 장기적 결과와의 동일한 5% 이상의 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 절대값으로 측정된 원유수요의 단기자체가격탄력성은 0.2790으로 장기자체가격탄력성(1.1414)보다 더 비탄력적으로 나타났고 또한 단기교차가격탄력성도 0.2950으로 장기교차가격탄력성(1.5744)보다 더 비탄력적으로 보여졌으며 단기소득탄력성은 0.2275로 장기소득탄력성(1.2423)보다 상당히 낮아 더 비탄력적이고 민감하지 않았다. 수입된 원유수요가 장기균형수준으로 수렴하기 전에 소득(실질 GDP)과 원유의 자체가격 및 교차가격의 변화를 조정하는 속도를 측정하는 오차수정모형(ECM)은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하고 부호가 일치하는데, 이는 시계열이 문제를 발생시키지 않고 장기 균형은 달성된다는 것을 의미한다.

다시 말해 오차수정항의 추정계수(-0.1434)는 충격 이후에 매우 신속한 조정속도로 균형에 도달한다는 것을 의미하며 당해의 충격에 따른 불균형의 약 14%는 다음 연내에 장기 균형으로 수렴된다는 것이다.

<표 3> ARDL(1,1,2,1)-장기탄력성(Long-run elasticity)

| 종속변수 : LQ | | | | |
|--------------------|-------------------|--------|---------|--------|
| 독립변수(기대부호) | 계수 | 표준편차 | t 값 | p 값 |
| $INPT(+)$ | 17.171* | 6.5189 | 2.6341 | 0.0130 |
| $LP(-)$ | -1.1414** | 0.1726 | -6.6129 | 0.0001 |
| $LRP(-)$ | -1.5744** | 0.2101 | -7.4935 | 0.0001 |
| $LY(+)$ | 1.2423** | 0.3399 | 3.6548 | 0.0001 |
| Auto(χ^2) | 0.1043** | | | |
| RESET(χ^2) | 0.0349 | | | |
| JB(χ^2) | 1.2759 | | | |
| Hetero(χ^2) | 0.4132 | | | |
| CUSUM & CUSUMSQ | 안정적 | | | |
| AIC/SBC | -270.467/-258.758 | | | |

*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, $INPT$: 상수, LQ : 원유수요량, LP : 자체가격, LRP : 교차가격, LY : 소득



<그림 2> CUSUM & CUSUMSQ 검정결과

<표 4> ARDL(1,1,2,1)-단기탄력성(Short-run elasticity)

| 종속변수 : DLQ | | | | |
|--------------|-----------|--------|---------|--------|
| 독립변수(기대부호) | 계수 | 표준편차 | t 값 | p 값 |
| $DLP(-)$ | -0.2790* | 0.1146 | -2.4332 | 0.0210 |
| $DLRP(-)$ | -0.2950** | 0.1011 | -2.9179 | 0.0053 |
| $DLY(+)$ | 0.2275* | 0.1123 | 2.0258 | 0.0483 |
| $ECM(-1)(-)$ | -0.1434* | 0.0576 | -2.4891 | 0.0180 |

*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, LQ : 원유수요량, LP : 자체가격, LRP : 교차가격, LY : 소득, $ECM(-1)$: 오차수정모형, $ECM = LQ - (17.171 * INPT - 1.1414 * LP - 1.5744 * LRP + 1.2423 * LY)$, 결정계수(R^2)=0.6270, 수정결정계수(Adj. R^2)=0.5276, 표준편차=0.0570, $F(5,33)$ =10.089, DW 값=1.8764.

VI. 요약 및 결론

본 연구는 1975년~2015년 기간을 포함하는 연간 시계열을 사용하여 한국의 원유수요의 장기와 단기 자체가격, 교차가격 및 소득탄력성을 추정하였다.

한국은 외국 원유에 크게 의존하기 때문에 본 연구의 모형은 국가의 특성을 고려하는 기존 에너지수요모형의 확장이라고 볼 수 있다. 본 연구에서 사용된 방법론은 공적분해에 대한 ARDL-UECM(한계검정법)과 ARDL-RECM 모형이다. ARDL-UECM의 한계검정결과에서 장기공적분 관계가 종속변수인 원유수요와 독립변수인 자체가격과 교차가격 및 소득변수간에 존재하였다. ARDL 모형(장기정태모형)을 통해 장기 모수들이 추정되었고 진단검정결과에서는 모형이 통계적으로 유의하여 잔차의 자기상관이 존재하였으나, 반면에 설정오류가 발견되지 않았고 잔차항이 정규분포를 나타내었으며 더불어 잔차항에 이분산이 존재하지 않았다. 또한 CUSUM & CUSUMSQ 검정결과에서 표본기간 동안 시계열 계수가 안정적이었다. 그리고 단기동적성과 장기균형은 ARDL-제약오차수정모형(RECM)으로 추정되었다. 추정된 원유수요에 대한 절대값으로

측정된 장기자체가격과 교차가격탄력성 및 소득탄력성(각 1.1414, 1.5744, 1.2423)은 모두 통계적으로 유의하며 1보다 크고 탄력적이며 민감하였으나, 반면에 단기자체가격과 교차가격탄력성 및 소득탄력성(각 0.2790, 0.2950, 0.2275)은 모두 유의하며 1보다 적고 비탄력적이고 민감하지 않았을지라도, 장기와 단기의 모든 탄력성들이 실제 부호와 기대부호가 일치하였다.

본 연구에서 발견된 탄력적인 한국의 장기소득 및 가격탄력성은 국외의 Dees 등(2007), Gately와 Huntington(2002) 및 Krichene(2002)의 장기소득 및 가격탄력성보다 더 높았으나, 반면에 국내의 김민성과 김성수(2011), 김영덕(2007), 나인강(2006) 등의 일부를 제외하고 평균적으로 추정된 장기소득 및 가격탄력성보다 더 낮았다. 예를 들어, Gately와 Huntington(2002)은 원유수요의 장기소득탄력성이 OECD와 비OECD 국가의 경우 모두 약 0.60이었다. 따라서 OECD 국가에서 개발도상국인 한국은 장기소득탄력성 1.242로 타 국가들보다 약간 더 높았다. 또한 한국의 장기가격탄력성은 절대값으로 1.141과 관련하여, 평균적으로 장기가격탄력성이 0.640인 OECD 국가들의 가격탄력성에 비해 더 높고 0.180인 비OECD 국가보다 훨씬 더 높았다. 즉 가격변화에 대한

한국의 원유수요의 민감성은 선진국보다 약간 더 높았다는 것을 의미한다. 그러나 김영덕(2007), 나인강(2006), 김민성과 김성수(2011)의 장기소득 탄력성은 평균적인 각각 2.584, 1.870, 0.774이고 단기소득탄력성은 각각 0.652, 0.985, 0.505인데, 이들의 대부분의 결과는 본 연구의 장기소득탄력성 1.242와 단기소득탄력성 0.227에 비해 더 높았다.

국내의 일부 연구를 제외하고 대부분의 국외의 이전연구에서 단기자체가격과 교차가격 및 소득탄력성은 본 연구의 장기자체가격과 교차가격 및 소득탄력성보다 모두 더 낮다는 것을 확인하였다.

원유의 자체가격 1% 증가는 장기적으로 원유수요의 약 1.14% 감소하나, 마찬가지로 단기적으로도 약 0.28% 감소하였다. 또한 원유의 교차가격 1% 증가는 장기적으로 원유수요의 약 1.57% 감소하나, 단기적으로도 약 0.30% 감소하였고 실질 소득 1% 증가는 장기적으로 원유수요의 약 1.24% 증가하나, 단기적으로도 약 0.23% 증가하였다. 즉 단기적으로 가격과 소득변화에 대한 원유수요의 민감성의 정도가 현저히 차이가 있을 지라도 장기적인 경우와 거의 동일한 방향으로 움직인다고 볼 수 있었다. 이러한 경우에 대한 한 가지 설명에는 한국의 원유수요에 영향을 미치는 가격과 소득변화의 비대칭적 효과와 유사하다. 비대칭적 효과 외에도 ARDL-오차수정모형(ECM)에 의해 추정된 충격에 따른 장기균형에 대한 신속한 조정속도는 경제위기 이후 원유수요의 빠른 회복을 나타낸다고 볼 수 있었다. 따라서 이러한 두 가지 효과는 유사한 장기와 단기가격과 소득탄력성에 영향을 미칠 수 있다고 판단하였다.

본 연구의 결과는 한국의 정책입안자를 위한 많은 함의를 나타내었다. 예를 들어, 경제가 연간 5%만큼 성장하면, 수입된 원유수요가 매년

6.2%만큼 증가할 것이므로 가격이 일정하다면, 실질 국내총생산 1단위를 생산하는데 필요한 원유 소비량을 나타내는 원유집적도(oil intensity)는 연간 1.2% 만큼 증가할 것이다. 다른 모든 조건이 일정하다면, 원유의 자체가격탄력성은 명백히 원유가격에서 1% 증가가 장기적으로 약 1.14%, 단기적으로 약 0.28% 만큼의 외국원유에 대한 수요의 감소를 나타내었다.

가격탄력성은 원유가격변화에 대한 원유수요의 이러한 민감성을 의미하고 따라서 대체 에너지 지원을 갖는 대체재(substitutes)를 찾아내는 능력은 매우 제한적이므로 외국원유에 너무 의존하는 한국은 원유가격의 충격에 취약하게 되므로 유가 상승은 확실히 한국의 무역수지에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

따라서 다음과 같은 시사점을 제시할 수 있다. 첫째, 국가별 정책변화 및 시장동향 모니터링의 강화- 저유가가 지속됨에 따라 중동 주요 산유국의 정부재정 및 시장상황이 악화되고 있어, 이에 대한 지속적인 모니터링이 필요하고 경제제재 등 정치적 요인에 따른 추가 유가 하락 및 정책·시장 환경변화도 예의 주시가 필요하며 저유가 영향을 비교적 적게 받는 국가의 경우에도 향후 저유가 장기화에 따른 보수적인 재정운영 등이 예상되는 바, 지속적인 모니터링이 필요하다. 둘째, 국가별 정책 및 시장현황 맞춤형 진출 전략의 수립- Post Oil 시대를 대비한 산업다각화, 자국산업육성, 외국인 투자유치정책에 부합하는 진출분야 공략이 필요하고 정부 재정지출 축소, 수입 억제정책 등 보수적인 정책운영 대비가 필요하며 현금 유동성 약화에 따른 대금지급 시기 지연, 주문 감소에 따른 대응책 마련이 필요하다. 셋째, 신시장 개척 및 진출분야 다양화를 통한 적극적인 시장선점 노력이 강화- 할랄 시장 공략, 소비재 유통망 진출 등 다양화 접근법을 통해 신시장 개척 및 수출 품목의 다변화

가 필요하고 경제제재 이후 이란시장 개방 대비 선제적 진출시도가 필요하다. 본 논문의 한계로 신흥국과 선진국을 추가하지 못하였고 월별 및 분기별 등으로 표본기간을 확대하지 못하였고 변수를 더 추가하지 못하였다.

참고문헌

1. 강만옥(2007), “최근 수송 부문 에너지 세계 개편의 성과 평가”, 한국환경정책평가원.
2. 김민성·김경수(2011), “수송용 휘발유와 경유 수요의 가격 및 소득 탄력성 추정”, *환경논총*, 50, 159-182.
3. 김영덕(2007), “석유 수요와 탄력성의 변화”, 에너지경제연구원.
4. 나인강(2001), “국내 유가제도 변화의 효과 분석”, 에너지경제연구원.
5. 이경희·김경수(2015), “마코프국면전환모형을 이용한 글로벌 주식시장의 변동성에 대한 연구”, *경영과 정보연구*, 34(3), 17-39.
6. 이경희·김경수(2016), “MS-VAR 모형을 이용한 글로벌 경기변동의 동조화 및 구조적 변화에 대한 연구”, *경영과 정보연구*, 35(3), 1-22.
7. 이경희·김경수(2017), “ARDL 모형을 이용한 광탄력성 추정에 대한 연구”, *경영과 정보연구*, 36(2), 81-92.
8. Alves, D. C. O. and Bueno, R. L. S.(2003), “Short-run, Long-run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil,” *Energy Economics*, 25(2), 191-199.
9. Beenstock, M., Goldin, E. and Nabot, D.(1999), “The Demand for Electricity in Israel,” *Energy Economics*, 21(2), 168-183.
10. Bentzen, J. and Engsted, T.(2001), “A Revival of the Autoregressive Distributed Lag Model in Estimating Energy Demand Relationships,” *Energy*, 26(1), 45-55.
11. Breusch, T.(1978), “Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models,” *Journal of Australian Economic Papers*, 17(31), 334-55.
12. British Petroleum(BP)(2016), *Statistical Review of World Energy*, Available from <http://www.bp.com> (accessed March 25, 2017).
13. Christopoulos, D. K.(2000), “The Demand for Energy in Greek Manufacturing,” *Energy Economics*, 22(5), 569-586.
14. Cooper, J. C. B.(2003), *Price Elasticity of Demand for Crude Oil: Estimates for 23 countries*, OPEC Review.
15. Dees, S., Karadeloglou, P., Kaufmann, R. K. and Sanchez, M.(2007), “Modelling the World Oil Market: Assessment of a Quarterly Econometric Model,” *Energy Policy*, 35, 178-195.
16. De Vita, G., Endresen, K. and Hunt, L. C.(2006), “An Empirical Analysis of Energy Demand in Namibia,” *Energy Policy*, 34, 3447-3463.
17. Fosu, A. K. and Magnus, F. J.(2006), “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships,” *American Journal of Applied Sciences*, 3(11), 2079-2085.
18. Gately, D. and Huntington, H. G.(2002), “The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand,” *The Energy Journal*, 23(1),

- 19-55.
19. Godfrey, L. G.(1978), "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors contain Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, 46(6), 1303-1310.
 20. Halicioglu, F.(2007), "Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey," *Energy Economics*, 29(2), 199-210.
 21. Høltedahl, P. and Joutz, F.(2004), "Residential Electricity Demand in Taiwan," *Energy Economics*, 26, 201-224.
 22. Hondroyannis, G.(2004), "Estimating Residential Demand for Electricity in Greece," *Energy Economics*, 26(3), 319-334.
 23. Jarque, C. M. and Bera, A. K.(1980), "Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6(3), 255-259.
 24. Kamerschen, D. R. and Porter, D. V.(2004), "The Demand for Residential, Industrial and Total Electricity: 1973 - 1998," *Energy Economics*, 26(1), 87-100.
 25. Korea Energy Economic Institute (KEEI) (2016), *Yearly and Monthly Energy Statistics*, Available from <http://www.keei.re.kr> (accessed March 25, 2017).
 26. Korea National Oil Corporation (KNOC) (2016), *Opening of Information*, Available from <http://www.petronet.co.kr> (accessed March 25, 2017).
 27. Kotler, P., Armstrong, G., Ang, S. H., Leong, S. M., Tan, C. T. and Yau, O. H. (2009), *Principles of Marketing: A Global Perspective*, Singapore: Pearson.
 28. Krichene, N.(2002), "World Crude Oil and Natural Gas: A Demand and Supply Model," *Energy Economics*, 24(6), 557-576.
 29. Mahmud, S. F.(2000), "The Energy Demand in the Manufacturing Sector of Pakistan: Some Further Results," *Energy Economics*, 22(6), 641-648.
 30. Narayan, P. K. and Smyth, R. (2005), "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration," *Energy Policy*, 33, 467-474.
 31. Nerlove, M.(1958), "Distributed Lags and Estimation of Long-run Supply and Demand Elasticities: Theoretical Considerations," *Journal of Farm Economics*, 40(2), 301-311.
 32. Nicol, C. J.(2003), "Elasticities of Demand for Gasoline in Canada and the United States," *Energy Economics*, 25(2), 2001-2214.
 33. Organization of the Petroleum Exporting Countries(OPEC)(2016), *Annual Report & Monthly Oil Report*, Available from <http://www.opec.org> (accessed March 25, 2017).
 34. Pesaran, B. and Pesaran, M. H.(2009), *Time Series Economics using Microfit 5.0*, Oxford: Oxford University Press.
 35. Pesaran, M. H. and Shin, Y.(1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, In S. Storm(Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge: Cambridge University Press.

36. Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
37. Ramanathan, R.(1999), "Short-and Long-run Elasticities of Demand in India: An Empirical Analysis using Cointegration Techniques," *Energy Economics*, 21(4), 321-330.
38. Ramsey, J. B.(1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350-371.
39. Selcuk, F. and Yeldan, E.(2001), "On the Macroeconomic Impact of the August 1999 Earthquake in Turkey: A First Assessment," *Applied Economics Letters*, 8(7), 483-488.
40. Storchmann, K.(2005), "Long-run Gasoline Demand for Passenger Cars: The Role of Income Distribution," *Energy Economics*, 27(1), 25-58.
41. The Bank of Korea(BOK) (2016), *Economic Statistics System(ECOS)*, Available from <http://www.bok.or.kr>(accessed March 25, 2017)
42. White, H.(1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Abstract

Estimating the Elasticity of Crude Oil Demand in Korea

Lee, Kyung-Hee* · Kim, Kyung-Soo**

This study estimated the long-run and the short-run price and income elasticity of crude oil demand by using the ARDL model in Korea. First, the long-run cointegration relationship existed between crude oil demand and price or income in the ARDL-bounds tests. Second, the long-run own price, the cross price elasticity and the income elasticity were both statistically significant elastic and sensitive in the ARDL. Third, there was autocorrelation of the residuals, but no misspecification errors and heteroscedasticity, and then the residuals showed a normal distribution. And the CUSUM & CUSUMSQ tests showed that the coefficients were stable. Fourth, the short-run own price, the cross price elasticity and the income elasticity were both statistically significant elastic and sensitive in the ARDL-RECM. The ECM with the short-run dynamics showed rapid adjustments in the long-run equilibrium of oil demand after the economic crisis. In the short-run, the sensitivity of crude oil demand to price and income changes has moved in the same direction as the long-run case.

Korea, depending too much on foreign crude oil, is vulnerable to the shocks of oil prices, so rising oil prices can certainly have a negative impact on Korea's trade balance. And the elasticity of long-run oil prices may help to control and manage Korea's oil demand. The government needs to strengthen monitoring of the country's policies and market trends related to crude oil, establish strategies to customize national policies and market conditions, and strengthen active market dominance efforts through pioneering new market and diversification.

Key Words: Crude Oil, Elasticity, ARDL, Bounds Tests

* Ph.D., Dept. of Tourism Administration, Kangwon National University, khl@kangwon.ac.kr

** Professor, Dept. of Accounting, Kangwon National University, iwilloit@kangwon.ac.kr