

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.

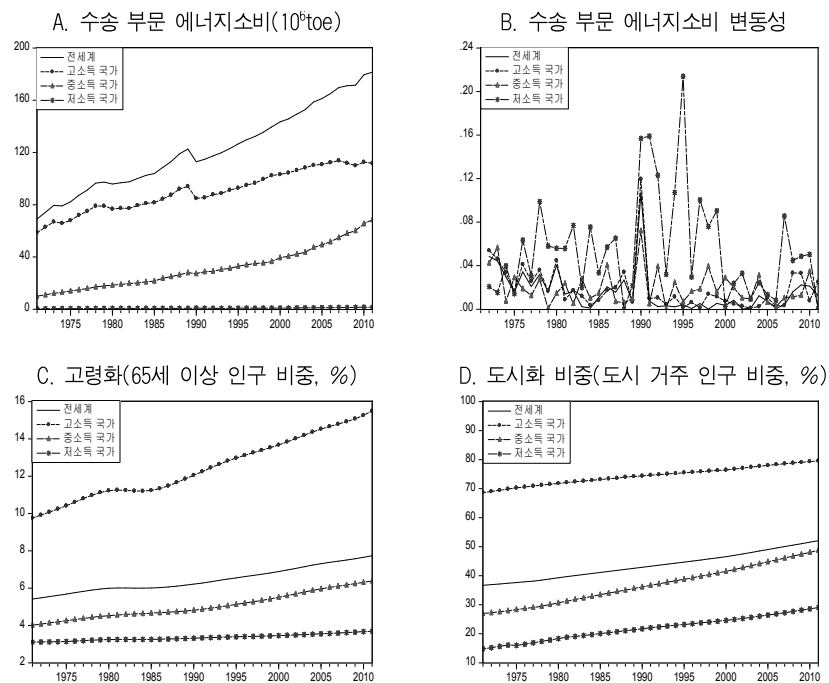
탄력성의 크기가 작아져 0으로 수렴하고 있다는 실증결과를 제시하였고, Small and van Dender(2007), Hughes et al.(2008), Hymel et al.(2010)등에서도 미국의 자동차 연료소비에 대한 가격탄력성의 크기가 감소하고 있음을 지적하였다. 이러한 연구의 분석결과들은 소득과 가격이 수송 부문 에너지 소비에 미치는 효과에 대한 일반적인 합의마저 성립되지 않을 수 있음을 의미한다.

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 는 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(CH_4)의 배출량은 증가하나 이산화탄소(CO_2)와 아산화질소(N_2O)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 에너지소비가 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 에너지소비에 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	%	KESIS
p_t	유가	1차 로그 차분	\$/bbl	

(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.

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

여기서, $\Delta te_{i,t}$ 는 $te_{i,t}$ 의 차분, 즉, 수송 부문 에너지소비 증가율을, $\Delta \overline{te}_{i,t}$ 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 하우스즈만(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 다름을 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.

$$te_{i,t} = \mu_i + \beta_0 + \beta_3 v_{i,t} + \beta_4 a_{i,t} + \beta_5 c_{i,t}^- + \beta_5' c_{i,t}^+ + \beta_6 p_t \\ + (\beta_1 y_{i,t} + \beta_2 y_{i,t}^2) \cdot I[v_{i,t} \leq \gamma_v] + (\beta_1' y_{i,t} + \beta_2' y_{i,t}^2) \cdot I[v_{i,t} > \gamma_v] + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

여기서, $I[\cdot]$ 는 지시함수로 $[\cdot]$ 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 여부를 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 ρ 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 에너지소비를 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 F 통계량이다. 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), Poumanyvong 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 F 통계량이다. 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
<i>F</i> -stats.	32.1 ^a	<i>F</i> -stats.	28.1 ^a
<i>RMSE</i>	0.099	<i>RMSE</i>	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
$H.stat.$		7.30 ^c	
ω		0.034	
자료 수	3,120	3,120	3,120
국가 수	78	78	78
$F-stats.$	32.99 ^a	6.43 ^a	
$RMSE$	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 일반적 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.ifpenouvelles.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