

한국의 에너지소비 변동성 변화 분석

신 동 현* · 조 하 현** · 김 재 혁***

논문초록

본 논문은 1997년 외환위기 이후 한국의 최종 에너지소비 변동성 변화를 분석하였다. 내생적 구조변화 분석방법을 활용하여 실증분석한 결과, 한국의 최종 에너지소비의 변동성은 2002년 1월 이후로 이전보다 약 50% 감소한 것으로 나타났다. 부문별로는 수송, 상업·가정, 공공 부문의 에너지소비 변동성이 감소하였고, 에너지원별로는 석유의 소비 변동성이 감소하였다. 반면, 석탄과 신재생에너지소비의 변동성은 증가한 것을 확인할 수 있었다. 에너지소비 변동성 감소의 원천을 파악하기 위해서 비중을 고려한 부문별·에너지원별 소비(growth contribution)의 변동성 변화를 분석한 결과 산업, 상업·가정 부문과 석유, 열에너지소비가 전체 에너지소비 변동성 감소의 원천임을 확인할 수 있었다. 장기균형 관계를 반영한 오차수정모형(error correction model)을 이용하여 최종 에너지소비 변동성 감소의 원인을 분석한 결과, 변동성 감소의 원인은 외부충격의 크기 감소가 아닌 충격의 지속성 감소인 것으로 확인되었다. 구체적으로 에너지소비에 대한 산업생산의 영향 하락과 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 간 불균형오차의 조정속도 감소가 최종 에너지소비 변동성 축소의 주요 원인인 것을 확인할 수 있었다. 전자는 에너지효율 개선과 에너지 다소비 산업 비중 감소라는 산업구조 변화, 후자는 세 변수 간의 불균형오차 크기 감소 때문인 것으로 나타났다. 반면, 에너지소비에 있어 지속적인 난방수요의 확대는 최종 에너지소비의 변동성을 확대시킬 수 있는 잠재 요인임을 확인하였다. 이러한 실증결과들은 에너지효율을 높일 수 있는 기술 개발과 에너지 다소비 산업에서 저소비 산업으로 구조 전환의 가속화를 통해서 생산-에너지 원단위를 개선하고, 이상기온으로 인한 난방수요 확대에 대처하면 에너지소비의 안정화를 지속시킬 수 있다는 것을 시사한다.

핵심 주제어: 에너지소비 변동성, 내생적 구조변화, 에너지효율, 오차수정모형

경제학문헌목록 주제분류: C4, Q4

투고 일자: 2014. 12. 26. 심사 및 수정 일자: 2015. 3. 27. 게재 확정 일자: 2015. 4. 23.

* 제1저자, 온실가스 종합정보센터 선임연구원/연세대학교 경제학부, e-mail: idol@yonsei.ac.kr

** 제2저자, 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: hahyunjo@hanmail.net

*** 제3저자, 연세대학교 경제학부 박사과정, e-mail: safin84@yonsei.ac.kr

I. 서론

에너지소비가 경제성장과 에너지가격에 영향을 준다는 점에서 그 중요성은 의심할 여지가 없지만, 에너지소비 변동성의 중요성도 간과할 수 없다. 에너지소비 변동성의 중요성은 경제성장과 정책 측면에서 생각해볼 수 있다. 먼저, 에너지소비 변동성이 증가하면 경제성장에 부정적인 영향을 줄 수 있는데, 그 이유는 크게 두 가지로부터 유추할 수 있다. 먼저 에너지소비가 생산에 영향을 준다면 에너지소비의 변동성 확대는 경제성장의 변동성을 확대시킬 수 있다.¹⁾ 다수의 실증연구에서 에너지소비가 경제성장에 영향을 준다는 결과를 제시하고 있다. 첫째, 그랜저-인과성(Granger-Causality) 분석을 이용하여 에너지소비가 경제성장에 영향을 준다는 실증연구들이다.²⁾ 둘째, 생산함수에 자본과 노동과 함께 투입요소로 에너지소비를 고려하여 에너지와 다른 투입요소들 간의 대체관계를 분석한 연구들이다(Cameron and Schwartz, 1980; Field and Grebensteinz, 1980; Thompson, 2006. Koetse et al., 2008).

이들 연구에 의하면 경제성장률은 에너지소비의 함수이므로 에너지소비의 변동성 증가는 경제성장률의 변동성을 증가시키며 경제성장률의 변동성 증가는 경제성장률을 감소시킬 수 있다(Bernanke, 1983; Pindyck, 1991; Ramey and Ramey, 1995; Mendoza, 1997; Jovanovic, 2006).³⁾ 특히, Hamilton(1988)은 신고전학파의 일반균형모형 하에서 에너지와 같은 1차 상품의 변동성 증가는 실업률을 상승시키고 총생산을 감소시킬 수 있음을 보였다.

또한 에너지가격이 에너지소비에 의해 결정된다면 에너지소비 변동성 증가는 에너지가격 변동성을 증가시킨다. 최근 에너지가격에 관한 연구들 중에서 Kilian(2009), Kilian and Murphy(2012, 2014), Baumeister and Peersman(2013) 등은

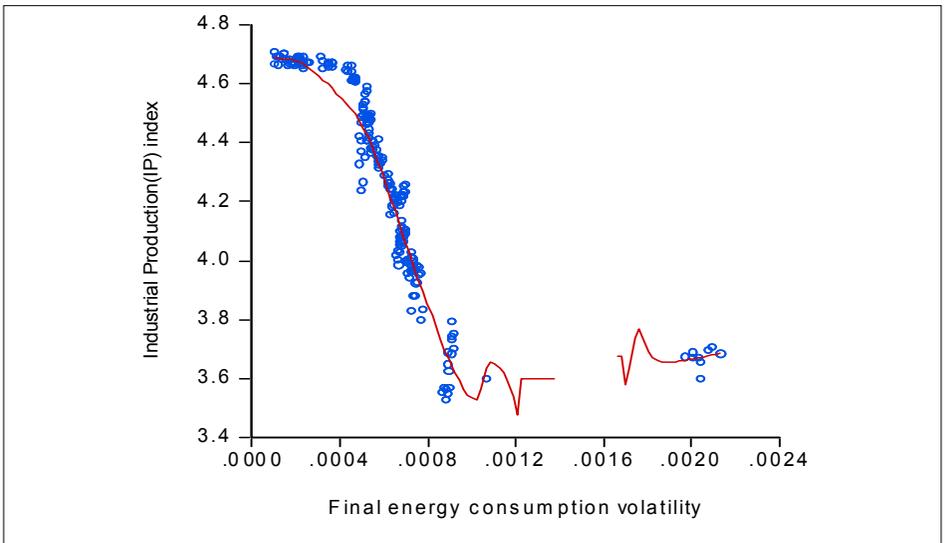
1) 전통적인 생산함수에서는 생산투입요소로 자본(K)과 노동(L)만을 포함하나 에너지(E)와 중간재(M)를 추가적으로 포함하는 KLEM함수 등에 관한 연구가 매우 활발하다.

2) 에너지소비와 경제성장 간의 그랜저 인과관계를 분석한 수많은 연구들이 존재한다. 그 중에서 한국의 사례로 에너지소비가 경제성장에 '그랜저-인과' 한다는 실증결과를 제시한 대표적인 연구로는 Oh and Lee(2004), Yoo and Jung(2005), Yoo(2006a, 2006b), Mahadevan and Asafu-Adajaye(2007) 등이 있다. 에너지소비와 경제성장 간의 관계에 관한 국가별 실증연구들은 Payne(2010)에 정리되어 있다.

3) 만약 생산 Y 가 에너지소비 E 의 함수라면 생산의 변동성 $Var(Y)$ 는 $Var(E)$ 와 생산-원단위의 함수이다.

유가를 비롯한 에너지가격이 수요충격에 의해 결정된다는 실증결과들을 제시하고 있다.⁴⁾ 그러므로 에너지소비의 변동성이 증가한다면, 에너지가격의 변동성이 증가할 수 있다. 에너지가격 변동성 증가는 실물경제에 부정적 영향을 주는 것으로 알려져 있다(Ferderer, 1996; Guo and Kliesen, 2005). 더욱이 에너지가격 변동성 확대는 에너지 관련 부문의 불확실성을 증가시켜 대체에너지 개발과 신기술 개발에 대한 투자를 감소시킨다(Dixit and Pindyck, 1994; Kellogg, 2014). 따라서, 에너지소비의 변동성의 양상과 결정요인 등에 관한 연구의 중요성은 매우 크다고 할 수 있다.

〈Figure 1〉 Relationship between volatility of final energy consumption and industrial production



Note: Final energy consumption volatility is represented as conditional variance, which is calculated from conditional equation, AR(3) for first log difference and variance equation GARCH(1,1) model (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity). At this time, the lag order of conditional equation and variance equation is based on SIC (Schwarz Information Criterion). Solid-line is kernel fit (bandwidth=0.012) between Industrial Production index and final energy consumption volatility. Sample period is 1997. 1. ~2014. 8.

4) 이와 같은 에너지가격의 내생성으로 인하여 에너지가격 탄력성을 추정 시 도구변수를 이용할 것을 제안하고 있다(Li et al., 2014; Sweeney, 2015).

〈Figure 1〉은 한국의 최종 에너지소비 변동성과 산업생산을 산점도(scatter plot)로 나타낸 것이다. 기존연구들의 실증결과에서 유추할 수 있는 것처럼 산업생산과 에너지소비 변동성 사이에는 완전한 음의 관계(negative relationship)가 나타나는 것을 확인할 수 있다.⁵⁾ 그러므로 에너지소비의 변동성이 증가하면 생산에 악영향을 줄 가능성이 매우 높다는 점에서, 에너지소비 변동성이 확대되는 것은 바람직하지 않을 것이다. 더욱이, 에너지경제연구원(2014)은 최근 들어 전력소비와 같은 에너지소비 변동성 감소가 생산의 변동성을 안정화시키는데 기여할 수 있음을 주장하고 있다. 그러므로 에너지소비 변동성 안정화는 경제성장과 경기변동의 안정화에 도움이 될 수 있다.

이처럼 에너지소비의 변동성이 경제적·정책적으로 그 중요성이 높아져감에도 불구하고 에너지소비의 변동성 변화 양상과 원인에 관한 연구는 절대적으로 부족한 상황이다. 실질GDP, 이자율 등과 같은 주요 거시경제변수들의 변동성은 1990년대 후반부터 지금까지 활발하게 논의되고 있으나 에너지소비 변동성에 관한 실증연구는 찾아보기 힘들다.

이런 상황에서 본 연구는 1997년 외환위기 이후 한국의 에너지소비 변동성을 실증분석하여 구체적으로 다음과 같은 세 가지 질문들에 대한 해답을 찾고자 하였다. 첫째, 한국의 최종 에너지소비의 변동성의 변화양상은 어떠한가? 둘째, 변동성이 변하였다면 그 시점은 언제인가? 셋째, 변동성 변화의 원인과 원인은 무엇인가? 이와 같은 질문들에 대해 답하기 위해서 에너지소비 변동성 변화를 경제시계열 동학(dynamics)의 구조변화라는 측면에서 접근하여 변동성 변화 정도, 변화 시점, 원천 및 원인에 대해서 실증분석하고 그 결과를 해석하였다. 아울러 한국의 에너지소비 변동성 분석을 통해서 에너지소비 변동성 안정화에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

한국의 최종 에너지소비의 변동성에 대해서 1997년 1월부터 2014년 8월까지의 월별자료를 이용하여 실증분석한 결과, 최종 에너지소비의 변동성은 2002년 1월을 기점으로 이전보다 약 50% 정도 감소한 것으로 나타났다. 부문별 에너지소비의 경우, 수송, 상업·가정 및 공공 부문에서 변동성이 감소하였고, 에너지원별 소비는

5) 에너지소비 변동성이 생산에 부정적인 영향을 줄 수 있는지에 대해서는 보다 더 객관적이고 자세한 연구가 필요하나, 본 연구의 주제를 벗어나므로 간단한 비선형 모형 kernel regression으로 두 변수 간의 관계를 유추하였다.

석유 소비에서 변동성이 감소한 것을 확인할 수 있었다. 반면, 석탄과 신재생에너지 소비의 변동성은 2004년 10월과 2001년 12월을 기점으로 각각 이전보다 증가한 것으로 나타났다. 전체 에너지소비 중에서 부문별·에너지원별 소비의 비중을 고려한 변동성 변화 분석을 통해서 산업, 상업·가정 부문, 석유와 열에너지가 전체 에너지소비 변동성 감소의 원천임을 확인하였다.

에너지소비와 다른 경제 및 기상변수들 간의 상호관계와 변수들 간의 장기균형 관계를 동시에 고려하기 위해서 구조변화를 고려한 오차수정모형에 근거하여 에너지소비 변동성 감소의 원인을 분석하였다. 그 결과, 에너지효율 개선과 에너지 다소비 산업 비중 감소라는 산업구조 전환 등으로부터 야기된 에너지소비에 대한 산업생산의 영향 하락과 에너지소비, 생산, 에너지가격 간의 불균형오차 크기 감소로 균형으로 조정되는 속도가 낮아진 것이 에너지소비의 변동성 감소의 주요 원인으로 확인되었다.

반면, 다른 요인들의 충격 지속성 증가로 해석할 수 있는 에너지소비의 자기회귀 계수 증가와 에너지소비에 있어 난방수요 비중 증대가 에너지소비 변동성의 확대 요인임을 확인하였다. 이상의 결과들은 단순회귀모형에서 외부충격 크기 감소가 변동성 안정화의 원인이라는 분석결과와 완전하게 상반된 것으로 충격의 전파정도가 중요 원인이라는 것을 시뮬레이션을 통해서 재확인하였다. 따라서 에너지소비 안정화를 지속하기 위해서는 생산-에너지 원단위를 지속적으로 개선하고, 이상 기온으로 인한 난방수요의 비정상적인 확대에 대비해야 한다는 시사점을 도출할 수 있었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 에너지 시계열을 비롯한 주요 거시 시계열들의 변동성 변화 분석에 관한 선행연구들을 정리하고, 제Ⅲ장에서는 실증분석에 이용된 자료들에 대해서 설명한다. 제Ⅳ장에서는 에너지소비 변동성 변화 분석을 위해 사용된 모형과 방법에 대해서 정리하고, 제Ⅴ장에서는 에너지소비 변동성에 대한 실증결과를 제시한다. 마지막으로 주요결과와 시사점을 정리한다.

II. 선행연구 개관

Kim and Nelson(1999), McConnell and Perez-Quiros(2000) 등의 연구를 기점으로 미국 실질GDP의 변동성이 1984년 이후로 50% 이상 현저하게 감소하는 '거대

한 완화(The Great Moderation)' 현상에 대해서 많은 논의가 진행되어 왔다.⁶⁾ Kim et al. (2004), Herrera and Pesavento (2005), Stock and Watson (2002), Sensier and van Dijk (2004) 등은 실질GDP뿐만 아니라 미국의 다른 주요 거시경제변수에도 변동성 축소 현상이 발견된다는 것을 지적하였다. 한편, 다수의 연구들에서 거시경제시계열의 변동성 축소 현상이 미국뿐만 아니라, 영국, 독일, 캐나다, 프랑스 등 다른 주요 선진국에서 관찰된다는 실증결과를 제시하였다(Stock and Watson, 2005; Fritsche and Kuzin, 2005; Bentai, 2008). 이와 같은 거시경제변수들의 변동성 변화의 원인으로는 크게 외부충격의 크기 감소와 충격의 지속성 감소가 지목되고 있다(Gali and Gambetti, 2007; Cannova, 2009).

우리나라도 1997년 경제위기를 전후로 거시경제시계열의 구조변화 가능성을 강조하는 연구가 많이 진행되었다. 대표적인 연구들은 이일균(2002), 윤종인·김태황(2006), 조하현·황선용(2009) 등이 있다.

이처럼 1990년대 후반부터 광범위하게 진행되고 있는 주요 거시 경제변수들의 변동성 변화에 관한 연구들과는 대조적으로, 에너지소비의 변동성에 관한 연구는 상대적으로 매우 부족한 실정이다. 최근 신동현 외(2014)는 2000년대에 들어서면서 한국의 전력소비 변동성이 증가하였다는 실증결과를 제시하였고, 신동현·김동하(2014)는 미국의 1차 에너지 공급 변동성이 축소되었음을 주장하였다.

변동성의 변화의 원인은 신동현 외(2014)는 예상치 못한 생산·가격 충격의 전과 정도 확대와 함께 2000년 들어 나타나고 있는 이상기온과 전기화(electrification) 현상으로 인한 난방수요 증가를 지목하고 있다. 반면, 신동현·김동하(2014)는 미국의 1차 에너지 공급 변동성 축소의 원인을 실질GDP 변동성 하락으로 인한 외부 충격 크기 감소라고 주장하고 있다.⁷⁾

이상에서 알 수 있듯이 그 중요성에도 불구하고 에너지소비의 변동성 변화에 대한 연구는 다른 주요 거시변수들에 비해서 절대적으로 부족하다. 본 연구는 한국의

6) 실제, 표준편차로 계산된 미국 실질 GDP 변동성은 1959년~1983년까지는 2.7, 1984~2007년까지는 1.28로 감소하였고, GDP 디플레이터의 변동성은 2.7에서 0.75로 감소하였다. 반면, 이 기간 동안 연평균 증가율은 실질GDP는 3.33에서 3.03으로 거의 변화하지 않았으며, GDP 디플레이터는 4.77에서 2.48로 하락하였다.

7) 거시경제변수들의 변동성 분석에서 변동성 안정화를 외부충격 크기 감소로 설명하는 것을 'good luck' 가설이라고 한다. 반면, 회귀계수의 절대치가 감소로 변동성 안정화를 설명하는 것을 'good policy' 가설이라고 한다.

전체 에너지소비의 변동성에 대한 객관적인 분석이 최근의 몇몇 연구를 제외하면 전무하다는 점을 고려하여 변동성 변화의 양상과 주요 원인 등을 고찰하고, 변동성 안정화를 위한 시사점을 도출하고자 한다.

III. 이용자료

분석에 사용된 자료는 에너지소비, 경제변수, 기온변수로 구분할 수 있다. 먼저, 에너지소비는 전 부문을 합산한 최종 에너지소비, 부문별로 분류한 산업, 수송, 상업·가정, 공공 부문의 최종 에너지소비, 에너지원별로 분류한 석탄, 석유, 도시가스, 전력, 열, 신재생에너지소비를 이용하였다. 에너지소비에 영향을 줄 수 있는 경제변수로는 산업생산지수와 국내 에너지가격을 사용하였다.⁸⁾ 이 중 국내 에너지 가격은 주요 에너지원인 석탄, 석유, 전력, 도시가스 가격에 각 에너지원별 최종에너지 소비 대비 비중을 곱하여 가중 평균한 후, 소비자물가지수로 나눠 실질화 하였다.⁹⁾

생산활동과 에너지가격이 에너지소비에 미치는 효과가 자명하듯이, 기온 변화도 에너지소비를 변화시킨다.¹⁰⁾ 단, 기온과 에너지소비 간의 비선형·비대칭 관계를

8) 산업생산지수는 국내총생산(GDP)의 대리변수의 개념으로 이용하였는데, 서비스생산지수 또한 국내총생산의 대리변수로 고려할 수 있을 것이다. 서비스의 비중이 과거에 비해서 증가하고 있으나 최근 들어, 제조업 비중이 다시 증가하고 있는 점, 산업생산지수와 서비스생산지수 간의 상관관계가 매우 높아 두 변수를 동시에 고려하게 되면 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 야기한다는 점 등을 들어서, 생산에 대한 변수로 산업생산지수를 고려하였다.

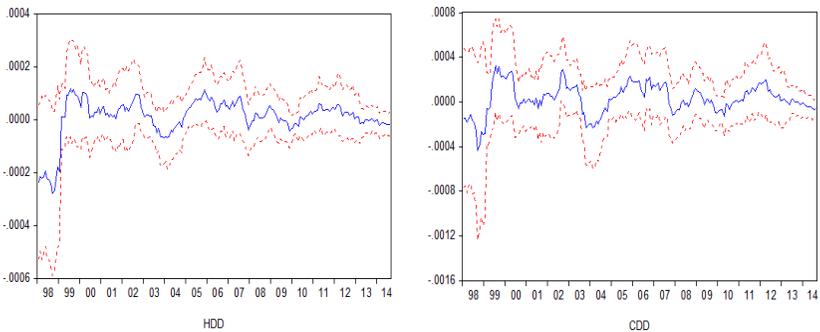
9) 가격 변수로서 국제유가를 사용하지 않은 이유는 국제유가가 모든 에너지원이 포함된 가격변수로서 대표성이 떨어진다고 판단하였기 때문이다. 비록, 석유제품 소비 비중이 우리나라 전체 에너지원 중에서 가장 높은 비중을 차지하고 있으나 1997년 12월에 약 70% 비중을 기점으로 지속적으로 하락하고 있는 추세로 2014년 8월에는 약 48%까지 하락하였다. 또한 김진형(2007), 김영덕(2014) 등의 기존 연구들에서 국제유가 변화가 국내 석유제품 가격에 즉각적으로 반영되지 않는다는 지적처럼 국제유가가 국내 에너지가격의 대리변수로 사용하기에는 부적절하다고 여겨진다. 그러므로 본 연구에서는 주요 에너지원들의 비중을 가중치로 하여 평균한 값을 에너지가격 변수로 이용하였다.

10) 기온과 전력소비 사이에 밀접한 관계가 있으며 그 관계가 비선형 관계라는 것은 많은 연구들에서 알려져 있다. 두 변수 간의 비선형 관계에 대해서 한국의 경우를 고찰한 연구와 선행연구들에 관한 정리는 신동현·조하현(2014a, b)을 참조하라. 전력소비가 아닌 전체 에너지소비가 기온과 밀접한 관련이 있을 것이라는 근거는 다음과 같다. 첫째, 기온과 관련이 있는 전력소비와 도시가스 소비의 비중이 최근 들어 급증하고 있는 것이다. 둘째, 과거에 비해서 최

고려하여 기온의 비선형 변환인 난방도일(Heating Degree Day: HDD)와 냉방도일(Cooling Degree Day)을 포함하였다.¹¹⁾

사용한 모든 변수는 월별 자료로 표본기간은 1997년 1월~2014년 8월이다.¹²⁾ 또한 HDD와 CDD를 제외한 모든 변수는 계절성을 조정하여 이용하였다.¹³⁾ 다음의

근 들어 나타나고 있는 여름과 겨울의 이상기온 현상으로 냉방 수요와 난방수요 또한 급증하고 있는 것이다. 실제로, 우리나라 에너지소비 증가율(1차 로그차분)에 대해서 HDD와 CDD를 설명변수로 하면서 rolling regression을 추정하였다. 그 결과, 2000년대 이후 기온이 에너지소비에 미치는 효과가 증가하였다는 것을 확인할 수 있었다. 이는 rolling regression에서 HDD와 CDD의 추정계수 변화를 나타내고 있는 아래 그림에서 확인할 수 있다.



Note: Solid-line represents rolling regression estimates and dashed-line is 95% confidence interval. 12-month moving window is applied to rolling regression.

심사위원의 지적처럼 기온 변화에 따른 에너지소비 변화는 에너지원 간 대체효과를 고려할 필요가 있다. 김인무 외(2011)에 의하면 난방수요에 의한 전력소비는 2004년에 비해 2010년에 2배 이상 증가하였고, 이 중 일부는 도시가스 소비로부터 기인하였다고 지적하였다. 정시영 외(2009)에서 전력과 도시가스 간의 난방수요 대체효과가 20% 내외라는 실증결과를 제시하고 있으며, 김인무 외(2011)는 냉방수요 발생 시 전력과 도시가스 간 대체효과가 작다고 지적하고 있다. 이상의 기존연구들로 볼 때, 냉·난방수요 증가 시 전력과 도시가스 간의 대체효과는 존재하나 대체효과의 크기가 크지 않으므로 냉·난방수요로 인해 총에너지 소비는 증가하였다고 볼 수 있다.

- 11) 일평균기온이 기준온도 18℃보다 낮은 경우, 기준온도에서 일평균기온을 차감한 값을 일별로 누적한 것을 난방도일, 기준온도보다 높을 경우에는 일평균기온에서 기준온도를 차감한 값을 일별로 누적한 것이 냉방도일이다.
- 12) 연도별 자료를 이용할 경우, 표본기간을 최대 1970년부터 확장하여 사용할 수 있으나 표본 수가 크게 감소하는 문제가 발생한다. 단위근 검정, 공적분 검정 등과 같은 시계열 분석에서 소표본 문제로부터 발생하는 낮은 검정력 문제를 해결하고자 월간자료를 이용하였다. 또한 1997년 외환위기라는 사건 이전과 이후는 경제 및 에너지소비 동학에서 영구적 구조변화가 발생한 것으로 보는 견해가 일반적이므로 외환위기 시점 이후만을 표본기간으로 고려하여 90년대 후반부터 최근까지의 한국의 경제 및 에너지동학의 구조변화만을 고려하였다.

〈Table 1〉은 분석 자료를 간략하게 요약한 것이다.

〈Table 1〉 Data set description

Data		Source	Seasonality adjustment	Sample period
Total final energy consumption		KESIS	○	1997. 1. ~ 2014. 8.
Energy consumption by sector	Industry	"	○	
	Transport	"	○	
	Commerce·household	"	○	
	Public	"	○	
Energy consumption by source	Coal	"	○	
	Petroleum	"	○	
	City gas	"	○	
	Electricity	"	○	
	Heat energy	"	○	
	Renewable energy	"	○	
Economic variables	Index of industrial production	ECOS	○	
	Domestic energy price (real price)	KESIS ECOS	○	
Temperature variables	HDD	KESIS	×	
	CDD		×	

Note: KESIS means Korea Energy Statistics Information System, and ECOS means Economic Statistics System.

〈Figure 2〉는 전체 에너지소비의 변동성을 나타낸 것이다. 변동성은 식(1)과 같이 표현하였는데, 1차 로그차분한 에너지소비의 비조건부 분산(unconditional variance) $UV_{y,t}$ 을 다음과 같이 계산하였다.

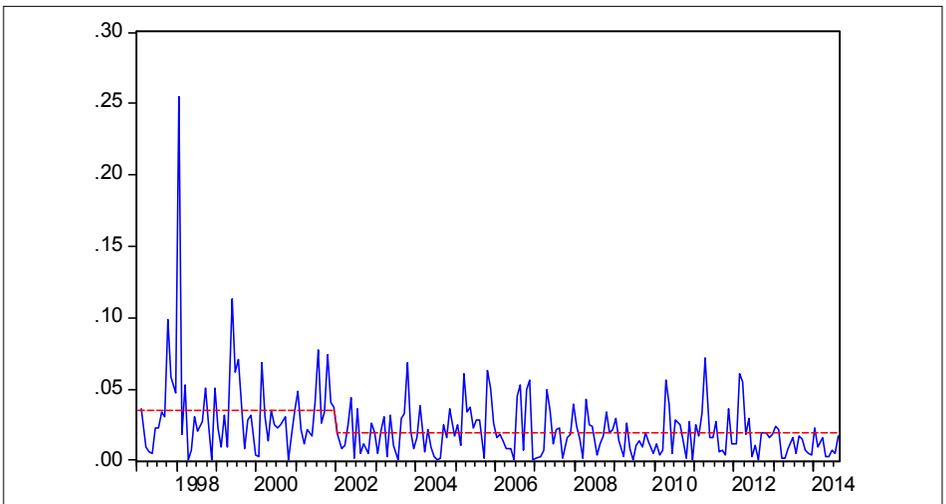
- 13) 산업생산지수의 경우 한국은행의 계절조정된 자료를 이용하였고, 에너지소비와 국내에너지가격은 X-12 방법으로 계절조정하였다. 에너지소비의 계절성을 조정하게 되면, 기온효과에 의한 변동 요인도 제거될 수도 있는 문제가 발생할 수 있으나 실제로 난방도일에 대한 회귀계수가 유의하게 포착되어 계절조정으로 에너지소비에 대한 기온의 영향이 제거된 것은 아닌 것으로 나타났다. 게다가, 본 연구의 주요 목적이 기온과 같은 기상요인이 에너지소비 변동성에 미치는 효과를 분석하는 것과 함께 거시경제 요인들이 에너지소비 변동성에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 것이 주요 목적이므로 주요 설명변수들에 대해서 계절조정을 수행하였다. 또한, 이궁희(1998)에 의하면 기온 효과 이외에 명절 또는 휴가 기간으로 인해 나타나는 반복적 계절성을 제거하는 것이 변수들 간의 가성 인과관계(spurious causality) 문제를 사전에 방지하는 방법이므로 계절조정된 자료를 이용하였다.

$$UV_{y,t} = |\Delta y_t - \hat{\mu}| \quad (1)$$

여기서, Δy_t 는 1차 로그차분으로 표현한 에너지소비 증가율, $\hat{\mu}$ 는 Δy_t 의 표본 평균이다.¹⁴⁾

〈Figure 2〉에서 알 수 있듯이 90년대 후반까지는 대체로 에너지소비의 변동성이 높은 수준을 유지하나, 2000년대에 들어오면서 변동성이 감소하는 것을 확인할 수 있다. 이후의 실증분석에서는 실제로 에너지소비의 변동성 변화가 일어났는지, 일어났다면 어떤 양상으로 진행되는지, 변동성 변화의 시점이 무엇인지, 변동성 변화의 원천과 원인을 구조변화 분석방법으로 살펴보게 될 것이다.

〈Figure 2〉 Dynamics of the total final energy consumption volatility



Note: Solid-line represents unconditional variance of final energy consumption volatility, which is unconditional variance and dashed-line represents estimates of unconditional variance, which is estimated by nonlinear regression allowing endogenous structural breaks.

14) 이와 같은 방법으로 변동성을 표현한 것은 경기변동의 변동성 축소현상에 관한 논의에서 변동성을 경제세계의 순환요인에 대한 비조건부 분산으로 측정하는 것이 일반적이기 때문이다. 또한 y_t 의 순환요인을 표현함에 있어 Hodrick-Prescott (Hodrick and Prescott, 1997) 필터 또는 Band-Pass 필터 (Baxter and King, 1999)를 이용하여 계산할 수 있을 것이다. 비록, 에너지소비를 비롯한 주요 변수들이 확률적 추세를 가지는 것으로 나타나 1차 차분으로 순환요인을 계산하였지만 HP 필터 또는 BP 필터로 구한 순환요인으로 분석을 진행하여도 분석결과와의 차이는 나타나지 않았다.

IV. 분석방법

1. 구조변화를 고려한 단순회귀모형에 의한 분석

경제시계열의 변동성 축소 현상에 대한 초기 연구에서는 변동성 감소의 원인을 파악하기 위해서 1차 시차변수를 설명변수로 하는 자기회귀모형 AR(1)에 근거한 단순회귀모형에 의존하고 있다. 이에 대한 논의를 보다 명확히하기 위해서 식 (2)와 같은 1차 자기회귀모형 AR(1)을 고려하여 보자.

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서, y_t 는 정상성(stationarity)을 만족하는 임의의 시계열을, ϵ_t 는 평균이 0이고 분산이 σ_ϵ^2 인 백색잡음(white noise) 오차항을 나타낸다.

만약, y_t 의 변동성을 비조건부 분산 σ_y^2 로 측정한다면, y_t 의 변동성은 $\sigma_y^2 = \sigma_\epsilon^2 / (1 - \rho^2)$ 으로 계산된다. 또한, y_t 의 조건부 분산은 오차항의 분산 σ_ϵ^2 과 일치하기 때문에, 자기회귀계수 ρ 의 절대값 또는 오차항의 분산 σ_ϵ^2 이 변하면 y_t 의 비조건부 분산은 변하게 된다. 오차항의 분산은 외부충격의 크기를, 자기회귀계수의 절대크기는 충격의 지속성 또는 충격이 전달되는 메커니즘을 의미한다. 그러므로 외부충격의 크기가 바뀌거나, 충격의 지속성이 변한다면 에너지소비의 변동성 변화가 나타날 수 있다.¹⁵⁾

본 연구에서도 에너지소비의 비조건 분산에 대해서 구조변화가 발생하였는지 분석하고, 에너지소비의 자기회귀계수와 조건부 분산에 대한 구조변화 발생유무를 분석하여 에너지소비의 변동성 변화 원인을 고찰한다. 이와 같은 단순회귀모형에 근거한 내생적 구조변화 분석방법의 가장 큰 장점은 비교적 간단한 분석절차를 통해서 구조변화 발생 유무, 구조변화 시점 및 구조변화 원인에 대한 정보를 얻을 수 있다는 것이다.

15) 조건부 분산은 경제동학에 가해지는 외부충격의 크기로, 시계열 모형의 회귀계수는 충격이 전파되는 메커니즘으로 해석되어 왔다. 시계열 분석에서 오차항에 대한 해석이 어떻게 변화해 왔는지는 Qin and Gilbert(2001)를 참조하라.

Stock and Watson (2002), Sensier and van Dijk (2004), 조하현·황선웅 (2009), 신동현·김동하 (2014), 신동현 외 (2014) 등과 마찬가지로 경제 또는 에너지 시계열의 변동성을 식 (1) 과 같이 변수의 1차 로그 차분값 Δy_t 에서 1차 로그 차분값의 표본평균 $\hat{\mu}$ 을 차감한 값의 절대치로 정의한다. 다음으로 에너지소비의 비조건부 분산에 대한 구조변화 검정식은 아래 식 (3) 과 같이 나타낸다.¹⁶⁾

$$|\Delta y_t - \hat{\mu}| = c_1 I(t \leq [\tau T]) + c_2 I(t > [\tau T]) + \nu_t \quad (3)$$

여기서, T 는 전체 표본자료의 길이를, τ 는 구조변화 시점의 위치를 의미하며 0에서 1 사이의 값을 가진다.¹⁷⁾ $I(\cdot)$ 는 (\cdot) 의 명제가 참이면 1, 그렇지 않으면 0을 값을 가지는 지시함수(indicator function)를, ν_t 는 평균이 0이고 분산이 σ_ν^2 인 백색잡음 과정인 오차항을 의미한다.

다음으로 에너지소비 변동성의 원인을 파악하기 위해서 자기회귀계수와 에너지소비의 조건부 분산에 대해서도 구조변화 검정을 수행한다. 자기회귀계수의 구조변화는 다음과 같이 AR(1)으로 표현한 에너지소비의 조건부 평균에 대한 회귀식을 이용한다.¹⁸⁾

$$\Delta y_t = (\alpha_1 + \rho_1 \Delta y_{t-1}) I(t \leq [\kappa T]) + (\alpha_2 + \rho_2 \Delta y_{t-1}) I(t > [\kappa T]) + \epsilon_t \quad (4)$$

여기서, κ 는 0에서 1 사이의 값을 가지며, 구조변화 시점의 위치를 나타낸다. ϵ_t 는 평균이 0이고 분산이 σ_ϵ^2 인 백색잡음 과정이다.

다음으로 조건부 분산의 구조변화는 아래 식 (5)와 같은 회귀식을 이용하여 분석

16) 식 (2)는 구조변화가 한 번 발생한 경우를 나타낸 것이며, 본 연구에서는 최대 5번의 구조변화를 허용한다.

17) 에너지소비 변화율은 에너지소비의 1차 로그차분으로 표현하였다. 로그차분으로 표현한 이유는 기존 연구와 마찬가지로 에너지소비 변동(순환)요인의 변동성을 분석하고, 자료의 정상성을 확보하기 위해서이다. 분석 대상이 되는 에너지소비 원자료의 단위근 검정결과 단위근을 가지는 차분 정상시계열인 것으로 확인되었다. 단위근 검정에 대한 자세한 결과는 <Appendix Table 2>를 참조하라.

18) 식 (3)에서 더 많은 시차변수를 포함할 수도 있으나 논의를 간결하게 하기 위해서 그에 대한 분석결과는 제시하지 않았다. 시차변수를 보다 많이 포함하더라도 주요 분석결과는 달라지지 않음을 밝혀둔다.

한다.

$$|\hat{\epsilon}_t(\hat{\kappa})| = \theta_1 I(t \leq [\pi T]) + \theta_2 I(t > [\pi T]) + \omega_t \quad (5)$$

여기서, $|\hat{\epsilon}_t(\hat{\kappa})|$ 는 κ 의 추정치 $\hat{\kappa}$ 를 구조변화 시점으로 하는 추정된 식 (4)에서 구한 잔차 절대값이다. 만약, 식 (4)에서 구조변화가 발생하지 않았다면 일반적인 AR(1) 모형 식 (2)로부터 구한 잔차의 절대값 $|\hat{\epsilon}_t|$ 을 이용한다. π 는 조건부 분산의 구조변화 위치를 나타내는 0에서 1 사이의 값이며, ω_t 는 백색잡음 과정을 따르는 오차항을 나타낸다.

실제로 식 (3) ~ 식 (5)를 이용하여 에너지소비의 변동성에 구조변화가 발생하였는지, 변동성 변화의 원인이 충격의 지속성인지, 외부충격의 크기인지를 판단하기 위해서 Bai-Perron(Bai and Perron, 1998, 2003)의 내생적 구조변화 검정방법을 이용하였다. Bai-Perron검정의 가장 중요한 특징은 구조변화 시점을 알려지지 않는 확률변수로 간주한다는 것과 구조변화 횟수를 2번 이상 허용한다는 점이다.¹⁹⁾

Bai-Perron검정은 구조변화의 횟수를 2번 이상 허용하므로 구조변화 발생유무뿐만 아니라 구조변화 횟수도 결정해야 한다. 즉, 구조변화가 발생한 것으로 판단되면, 몇 번의 구조변화가 일어났는지 결정한다. 전자의 대립가설은 최대 M 번 구조변화가 발생하였다는 것이며 귀무가설은 구조변화가 발생하지 않았다는 것이다. 즉, 다음과 같은 귀무가설과 대립가설에 대한 검정을 통해서 구조변화 발생유무를 결정한다.

$$H_0 : m = 0 \quad vs. \quad H_1 : m = 5. \quad (6)$$

식 (6)에 대한 가설검정에서 귀무가설이 기각되어 구조변화가 발생한 것으로 나타나면, 정확한 구조변화의 횟수를 결정해야 한다. 구조변화 횟수에 대한 선택은 k

19) 구조변화 시점이 사전에 알려져 있는 외생적 구조변화 검정방법으로 Chow(1960) 검정을 고려할 수 있다. 또한 구조변화 시점은 내생적으로 다루나, 1번의 구조변화만을 허용하는 대표적인 방법은 Quandt-Andrews(Quandt, 1960; Andrews, 1993; Andrews and Ploberger, 1994) 검정이다. 본 연구에서는 이들 방법보다 보다 일반적이며 객관적인 Bai-Perron검정을 적용하였다. 외생적·내생적 구조변화 검정 변화에 대한 자세한 내용은 조하현·황선웅(2009), 신동현 외(2014), 신동현·김동하(2014) 등을 참조하라.

번 구조변화가 발생했다는 귀무가설과 $k+1$ 번의 구조변화가 발생했다는 대립가설에 대해 순차적으로 검정을 수행한다. 즉, k 를 0에서부터 시작하여 하나씩 늘려가면서 Bai-Perron검정통계량이 처음으로 유의하지 않게 되는 k 를 구조변화 횟수로 선택한다. Bai-Perron검정에서 이용되는 검정통계량은 k 번 구조변화가 발생했다는 귀무가설과 $k+1$ 번의 구조변화가 발생했다는 대립가설 하에서 모든 잠재적 구조변화 시점에 대한 조합을 대상으로 계산한 Wald 통계량의 최대값이 된다.

구조변화 시점은 k 번 구조변화가 발생하였다는 가정 하에서 모든 구조변화 시점 조합 (T_1, T_2, \dots, T_k)를 대상으로 식 (3) ~ 식 (5)의 구조변화 허용 회귀모형을 추정 후 잔차제곱합이 최소가 되는 조합을 구조변화 시점으로 추정하게 된다.²⁰⁾

여기서, 한 가지 유의해야 할 점은 에너지소비의 비조건부 분산, 자기회귀계수, 조건부 분산의 구조변화 시점의 위치를 나타내는 τ, κ, π 가 반드시 일치할 필요가 없다는 점이다. 왜냐하면 자기회귀계수와 조건부 분산의 변화가 일어나더라도 Bai-Perron검정으로 비조건부 분산의 변화가 즉각적으로 포착되지 않을 수 있기 때문이다.²¹⁾

한편, 전체 최종 에너지소비의 변동성 변화에 대한 부문별·에너지원별 원천을 각각 파악하기 위해서 전체 에너지소비에 대해서 부문별·에너지원별 비중을 고려한 Growth Contribution(GC)의 변동성 변화를 분석하였다. GC는 1차 자기회귀모형과 같은 단순회귀모형에 Quandt-Andrews(Quandt, 1960; Andrews, 1993; Andrews and Ploberger, 1994)의 내생적 구조변화 검정방법을 적용하여 미국 실질

20) Chow 검정통계량이 최대치가 되는 시점이 아니라 회귀모형의 잔차 제곱합이 최소가 되는 시점을 구조변화 시점으로 추정하는 이유는 전자는 회귀모형의 오차항 이분산성이 성립하지 않을 경우에만 일치추정량이 되나, 후자는 오차항의 이분산성 여부에 관계없이 초일치 추정량(super consistent estimator)이 되는 것으로 알려져 있기 때문이다(Bai, 1994, 1997). Bai-Perron검정에 대한 자세한 내용은 Bai and Perron(1998, 2003)을 참조하라.

21) 즉, 자기회귀계수(조건부 분산)가 변화하더라도 그 정도가 작거나 조건부 분산(자기회귀계수가)이 반대로 변한다면 비조건부 분산에서는 구조변화가 발생하지 않아, 구조변화 시점이 일치하지 않을 수 있다. 비조건부 분산, 자기회귀계수, 조건부 분산의 구조변화 시점의 불일치에 관한 근거는 단순회귀모형에 근거하고 내생적 구조변화 분석방법을 적용한 McConnell and Perez-Quiros(2000), Sensier and van Dijk(2004), 조하현·황선웅(2009)의 분석에서도 일반적으로 나타나는 결과이다. 단, 비조건부 분산, 자기회귀계수 및 조건부 분산의 구조변화 시점 차이가 매우 큰 경우에는 자기회귀계수나 조건부 분산의 변동이 비조건부 분산의 구조변화 원인이라고 결론 내리기 어렵다. 여기서 말하는 불일치라는 것은 완벽하게 일치하지 않는 것을 의미하며, 어느 정도의 유사성은 보장되어야 한다.

GDP 변동성의 축소 원인을 분석한 McConnell and Perez-Quiros (2000)에서 사용된 정의를 따르고 있다. McConnell and Perez-Quiros (2000)의 연구에서는 1기전 부문별 또는 에너지원별 비중에 해당 부문별·에너지원별 소비를 곱하여 GC 를 정의하였다. 즉, i 부문 또는 에너지원 소비의 GC 를 GC_t^i 라고 하면, GC_t^i 는 다음과 같이 계산한다.

$$GC_t^i = e_t^i \times (e_{t-1}^i / te_{t-1}) \quad (7)$$

여기서 e_t^i 는 i 부문 또는 에너지원 소비, te_t 는 전체 최종 에너지소비이다. 어떤 부문 또는 에너지원의 변동성 변화가 크지 않더라도 전체 에너지소비 중에서 차지하는 비중이 높으면 전체 에너지소비 변동성 변화를 이끌 수 있다. 그러므로 변동성 변화의 원인을 정확하게 분석하기 위해서 소비량과 비중을 모두 고려할 필요가 있다. 식 (7)과 같이 정의한 GC 에 대해서 식 (3) ~ 식 (5)와 같이 비조건부 분산, 조건부 평균, 조건부 분산에 대해서 Bai-Perron검정으로 구조변화 발생 유무와 시점을 분석하고 전체 에너지소비 변동성 변화의 원인을 부문별·에너지원별 측면에서 살펴보고자 한다. 만약, 어떤 부문별·에너지원별 GC 가 전체 에너지 소비의 변동성 변화 방향과 동일하고 구조변화 시점이 유사하다면, 해당 부문별·에너지원별 소비는 전체 에너지 소비의 변동성 변화의 원인으로 볼 수 있다.

2. 구조변화를 고려한 다중회귀모형에 의한 분석

앞서 설명한 단순회귀모형에 근거한 방법은 경기변동의 변동성 완화 현상에 관한 초기 연구에서 주로 사용된 방법이다. 단순회귀모형에 근거한 분석방법은 설명변수로 자기 시차변수만을 고려하여 분석과정이 비교적 간단하면서도 변동성 변화 유무와 원인을 파악할 수 있는 장점이 있다. 그러나 자기 시차변수만을 고려하기 때문에 변동성 변화의 원인에 대해서 다른 관련 변수들의 영향을 고려할 수 없다는 단점이 존재한다. 에너지 소비가 생산과 에너지가격과 같은 경제변수들은 물론 기온과 같은 기상변수들과 밀접한 관련이 있다는 점을 고려하면 이와 같은 단점은 무시할 수 없는 것으로 보인다. 반면, 다른 관련 변수들을 회귀모형에 포함하여 다중회귀모형으로 분석한다면 에너지 소비의 변동성 변화에 다른 거시경제변수들과 기상변

수들의 변동성 변화 여부를 반영할 수 있을 것이다.

더욱이, Giannone et al. (2008)은 AR(1)과 단순 회귀모형은 충분한 정보를 활용하지 못하기 때문에 단순회귀모형으로부터 도출한 분석결과의 신뢰성이 떨어질 수 있음을 지적하였다. 구체적으로 Giannone et al. (2008)은 다른 변수를 고려하지 않고 단순회귀모형으로 변동성 변화를 분석하면, 충격의 지속성 변화를 부정확하게 추정하여, 조건부 분산의 크기를 잘못 추정할 가능성이 높음을 지적하고 있다. 즉, 실제로 충격의 지속성 변화가 경제시계열 변동성 변화의 이유임에도 불구하고 이를 포착하지 않을 가능성이 높음을 주장하였다.²²⁾

이러한 문제를 고려하여 Giannone et al. (2008)은 경제시계열의 비조건부 분산 변화 시점을 기준으로 표본을 나누어 다른 경제시계열들과의 상호 관계를 고려한 Vector Autoregressive (VAR) 모형 분석을 통해서 미국의 실질GDP의 변동성 감소 원인이 충격의 크기가 아니라 충격의 지속성 감소라는 실증결과를 제시하였다. 이를 근거로 하여, Giannone et al. (2008)은 미국 실질GDP의 AR(1) 모형에서 조건부 분산의 크기가 잘못 예측될 가능성이 높음을 지적하였다.

Giannone et al. (2008)의 연구가 변동성 변화의 원인을 분석하고자 할 때, 정보 부족으로 발생하는 단순회귀모형의 한계를 지적하고 해결방법을 제시하였다는 점에서 큰 의의를 가지나 VAR 모형에 대한 구조변화 시점을 외생적으로 다루고 있다는 한계가 존재한다. 즉, VAR 모형의 표본기간을 구분하는 기준은 경제시계열의 비조건부 분산 변화 시점이다. 그러나 VAR 모형에서의 모수와 오차항의 분산의 구조변화 시점은 해당 시계열의 비조건부 분산 변화 시점과 완벽하게 일치하지 않을 수 있다. 그러므로 경제시계열의 변동성, 충격의 지속성 및 충격의 크기에 대한 구조변화 시점을 동일시점으로 일괄적으로 간주하는 것은 지나치게 강한 주관적 제약으로서 추정 결과의 정확성을 왜곡시킬 수 있다.

이러한 문제에 대해서 신동현·김동하(2014), 신동현 외(2014) 등은 VAR 모형을 시계열 자료들의 정상성과 가역성 조건이 만족되면 Vector Moving Average (VMA) 모형으로 바꾸어 표현할 수 있다는 점을 이용하여 에너지소비에 대해서 예

22) 즉, 다른 변수들이 모형에서 누락되어 발생하는 '누락 변수 편향(omitted variables bias)' 문제가 발생하여, 자기회귀계수 추정치의 일치성(consistency)이 보장되지 않아 모형으로부터 얻은 잔차를 신뢰할 수 없게 된다. 그러므로 잔차로부터 계산한 조건부 분산에 대한 결과도 부정확하게 되는 것이다.

상치 못한 생산 및 가격 충격 등으로 표현한 후, 구조변화 시점을 내생적으로 다루어 에너지소비 변동성의 원인을 분석하였다.

비록 Giannone et al. (2008), 신동현·김동하(2014), 신동현 외(2014) 등은 경제시계열과 에너지 시계열의 변동성 변화를 분석함에 있어 충분한 정보 활용을 위해서 다른 변수들은 고려하였으나, 변수들 간의 장기균형 관계는 반영하지 않고 있다. 실제로 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 사이에는 공통확률추세(common stochastic trend)를 가지는 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 높다. 그러므로 이와 같이 불균형 관계를 해소하는 메커니즘을 고려하지 않을 경우 분석결과의 신뢰성이 확보된다고 보기 힘들다. 본 연구에서는 이상의 문제들을 고려하여 다음과 같은 구조변화를 고려한 오차수정모형을 통해서 에너지소비 변동성 변화의 원인을 분석한다.

$$\Delta y_t = X' \mathbb{B}_i(\lambda) + \xi_t, \quad \text{for } i = 1, \dots, 5. \quad (8)$$

여기서, Δy_t 는 에너지소비의 1차 로그차분, λ 는 구조변화 시점의 위치를 나타내는 모수, ξ_t 는 오차항이다.²³⁾ X 는 설명변수 벡터, $\mathbb{B}_i(\lambda)$ 는 구조변화의 횟수 시점에 따라 변하는 모수 벡터로 다음과 같이 각각 정의된다.²⁴⁾

$$X' = \begin{pmatrix} 1 \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta ip_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ HDD_t \\ CDD_t \\ ec_{t-1} \end{pmatrix}, \quad \mathbb{B}_i(\lambda) = [\alpha^i \ \phi_1^i \ \phi_2^i \ \phi_3^i \ \phi_4^i \ \phi_5^i \ \gamma^i], \quad \text{for } i = 1, \dots, 5. \quad (9)$$

23) 예를 들어, 한 번의 구조변화가 발생하는 경우 식 (8)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta y_t = X \mathbb{B}_1 \cdot I(t \leq \lambda T) + X \mathbb{B}_2 \cdot I(t > \lambda T) + \xi_t$$

24) 회귀모형의 모든 모수에 구조변화가 발생하였다는 것은 너무 강한 사전제약일 수 있으므로, 모형 내 모수를 조합하여 구조변화를 허용한 후, AIC가 가장 낮은 모형을 최종 모형으로 선정하였다. 그 결과, 상수항과 국내 에너지가격의 회귀계수는 구조변화가 발생하지 않은 것으로 확인되었다.

여기서, ip_t 는 산업생산지수, p_t 는 가중평균으로 표현한 국내 에너지가격, HDD_t 는 난방도일, CDD_t 는 냉방도일, ec_t 는 불균형오차 또는 오차수정항(error correction term)이다. 오차수정항 ec_t 는 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 높은 y_t , ip_t , p_t 간의 공적분 회귀식에서 구한 잔차항이다.²⁵⁾ 즉, ec_t 는 다음과 같다.

$$ec_t = y_t - c_0 - c_1 ip_t - c_2 p_t \quad (10)$$

공적분 회귀식의 모수는 최소자승(Ordinary Least Squares: OLS) 방법으로 추정할 수 있으나, 공적분 관계의 정확한 추정을 위해서 fully modified OLS(Philips and Hansen, 1990), canonical correlation regression(Park, 1992), dynamic OLS(Stock and Watson, 1993) 등으로 추정하였다.

오차수정모형에서 설명변수로 식 (9)와 같이 에너지소비 증가율의 시차변수 Δy_{t-1} 을 고려한 것은, 생산, 에너지가격 및 냉·난방도일로 설명하지 못하는 요인을 포착하는 동시에 오차항의 계열 상관관계를 조정하기 위함이다. 또한, 산업생산과 에너지가격의 동시점 변수가 아닌 시차변수인 Δip_{t-1} 과 Δp_{t-1} 을 고려한 것은 식 (8)로 표현한 관계와 반대 인과관계(reverse causality)를 고려하였기 때문이다. 즉, 에너지소비가 산업생산과 에너지가격에 영향을 줄 경우 발생하는 연립방정식 편으로부터의 내생성 문제를 해결하기 위함이다.²⁶⁾

식 (8)과 같이 에너지소비 증가율 Δy_t 의 조건부 평균식을 오차수정모형으로 설정하게 되면 충격의 지속성을 나타내는 모수에 자기회귀계수, 산업생산, 국내 에너지가격, 냉·난방도일 이외에 오차수정항에 대한 경우가 추가된다. 즉, 에너지소비

25) 오차수정모형에서 사용된 변수 중에서 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 변수가 $I(1)$ 시계열인 것으로 확인되었고, 이들 사이에는 한 개의 공적분 관계가 있는 것을 확인할 수 있었다. 이에 대한 자세한 분석결과는 <Appendix 2>를 참조하라.

26) 식 (7) 또는 식 (9)와 같이 에너지소비에 대한 회귀모형을 추정할 시 추가로 고려해야 되는 것은 산업생산에 대한 에너지가격의 영향으로 나타날 수 있는 설명변수들 간의 다중공선성(multicollinearity)의 문제이다. 그러나 에너지가격 변화는 산업생산에 비대칭적인 효과를 주는 것으로 알려져 있기 때문에 에너지가격의 비선형 변환(nonlinear transformation)을 거치지 않은 에너지가격의 일반적인 변화와 산업생산 사이에는 선형 관계가 존재하지 않아 두 변수 간의 선형관계로 야기되는 다중공선성 문제는 발생하지 않을 것이다. 조하현 외(2014)는 한국의 제조업 생산은 유가충격과 비선형 관계가 있다는 실증결과를 제시하였고, 이와 같은 생산과 유가충격 간의 비선형 관계에 관한 국내외 기존연구들에 관하여 자세하게 정리하였다.

의 변동성은 에너지소비, 생산, 에너지가격들 간 장기 균형관계로의 조정속도가 바뀐다면 에너지소비 변동성 변화가 나타날 수 있다. 구체적으로 균형으로 회복속도가 이전보다 증가하면 변동성이 증가하고, 균형으로 복귀하는 속도가 감소하면 변동성은 낮아지게 될 것이다.²⁷⁾

V. 실증분석 결과

1. 단순회귀모형을 이용한 에너지소비 변동성 변화 분석결과

먼저, 단순회귀모형인 AR(1)에 근거하여 한국의 에너지소비 변동성 변화에 대해서 실증분석하였다. 즉, 식 (3)과 같이 에너지소비의 비조건 분산에 대한 구조변화 검정을 통해서 전체 에너지소비, 부문별·에너지원별 소비의 변동성 변화 추이와 변동성 변화 시점인 구조변화 시점을 추정하였다. 또한 식 (4)와 식 (5)와 같이 단순회귀모형 AR(1)에 의한 조건부 평균과 조건부 분산에 대한 구조변화 검정을 수행하여 변동성 변화의 원인이 충격의 지속성 변화인지, 외부충격의 크기 변화인지를 살펴보았다. 이에 대한 분석결과는 <Table 2>에 나타나 있다.

먼저, <Table 2>에서 한국의 전체 최종 에너지소비는 그 변동성이 감소한 것으로 나타났고 변동성 감소 시점은 2002년 1월로 추정되었다. 이와 같은 결과는 1997년 외환위기 이후, 2000년대 초반에 전체 에너지소비 변동성에 구조변화가 발생한 것으로 해석할 수 있다. 이는 변동성 변화의 방향은 다르나 전력소비 변동성을 분석한 신동현 외(2014)의 구조변화 시점과 유사하다. 최종 에너지소비에 대한 자기회귀계수와 조건부 분산에 대한 변화 여부를 분석한 결과에서는 조건부 분산의 감소만을 확인할 수 있었다.

27) 물론, 오차수정모형에서 오차수정항의 회귀계수는 균형으로의 조정속도에 대한 정보와 함께 장기균형 관계의 특징인 공적분 회귀식의 모수 추정치에 대한 정보도 포함되어 있다. 본 연구에서는 실제로 조정속도와 장기균형 관계 변화를 엄밀하게 구분하기 위해서 추정된 공적분 회귀식에서도 내생적 구조변화 검정을 수행하였는데 구조변화에 대한 통계적 증거를 찾을 수 없었다. 따라서 오차수정모형에서 오차수정항의 모수 변화에 대한 이유는 조정속도의 변화로 보아도 무관하다.

〈Table 2〉 Result of the structural break test on unconditional variance, autoregressive coefficient and conditional variance of energy consumption growth rate

		Growth rate															
		Unconditional variance						AR coefficient						Conditional variance			
Sector	F-stat.	Structural break date	A	B	$ B - A $	F-stats.	Structural break date	A	B	$ B - A $	F-stats.	Structural break date	A	B	$ B - A $		
		Total final consumption	10.62**	2002.1	0.035	0.019	-0.016	0.43	-	-0.376	-	-	12.39**	2004.1	0.045	0.025	-0.019
5.84	-		0.023	-	-	1.37	-	-0.443	-	-	4.35	-	0.021	-	-		
12.26**	2003.11		0.049	0.029	-0.020	6.60	-	-0.379	-	-	12.39**	2004.1	0.045	0.025	-0.019		
13.92***	2002.2		0.069	0.033	-0.036	1.54	-	-0.260	-	-	12.46**	2002.1	0.066	0.033	-0.033		
35.45***	2003.4		0.059	0.126	0.067	4.67	-	-0.482	-	-	40.39***	2008.10	0.070	0.033	-0.016		
Public	10.63**	2005.1	0.126	0.048	-0.079												
	18.03**	2004.10	0.027	0.045	0.019	2.68	-	-0.374	-	-	13.27**	2004.10	0.025	0.041	0.015		
Petroleum	9.63**	2001.12	0.048	0.026	-0.022	0.67	-	-0.354	-	-	10.19**	2002.8	0.043	0.023	-0.020		
City gas	1.24	-	0.038	-	-	2.65	-	-0.164	-	-	1.04	-	0.038	-	-		
Electricity	3.36	-	0.013	-	-	5.05	-	-0.282	-	-	2.45	-	0.013	-	-		
Heat energy	4.62	-	0.084	-	-	0.86	-	-0.426	-	-	3.56	-	0.078	-	-		
Renewable energy	16.17**	2001.12	0.007	0.017	0.010	13.15**	2002.10	-0.010	-0.359	0.349	15.61**	2000.12	0.007	0.016	0.009		

Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively.

- 2) Column A shows the estimates before the structural change and column B shows the estimates after the structural change.
- 3) F-stat. is the test statistic calculated by the sequential procedure of Bai and Perron (1998, 2003), and its critical value is that of Bai and Perron (2003). The maximum number of structural breaks is set to five. In addition, the structural break time is estimated by the least squared principle that Bai (1994, 1997) proposed.

그러므로 단순회귀모형에 근거할 경우, 전체 에너지소비의 변동성 감소는 외부충격 크기의 감소가 원인이다. 이와 같은 결과는 에너지소비 변동성 감소에 대해서 다음과 같은 두 가지 함의를 지니고 있다. 첫째, 2002년 1월 이후의 변동성 감소는 에너지소비 동학에 미치는 외부충격 크기가 작아져서 나타난 우연적인 사건일 가능성이 높다는 것이다. 둘째, 그러므로 한국의 에너지소비에 유가상승 또는 하락 정도가 커지거나 에너지 관련 정책 불확실성이 증가하는 등의 커다란 외부충격이 발생할 경우, 변동성은 다시 상승할 수 있다는 것이다.²⁸⁾ 즉, 최종 에너지소비의 변동성 감소가 외적 요인에 의한 우연일 가능성이 높으므로 변동성 확대에 대해 대비할 필요가 있다는 것을 의미한다.²⁹⁾

부문별 최종 에너지소비의 경우에는 수송, 상업·가정 및 공공 부문에서 변동성 변화가 나타났고, 산업 부문은 변동성 변화가 포착되지 않았다. 변동성 변화가 일어난 부문들은 대체로 변동성이 감소한 것으로 나타났고, 그 원인도 충격의 지속성이 아닌 조건부 분산 감소인 것으로 확인되었다. 단, 공공부문의 경우에는 두 번의 변동성 변화가 나타났는데, 변동성이 증가하였다가 다시 감소하는 모자형(∩)의 변동성 변화가 나타났다.

에너지원별로 나누어 에너지소비 변동성을 분석한 결과 석탄, 석유, 신재생에너지 소비에서 변동성이 바뀐 것으로 나타났다.³⁰⁾ 석탄과 신재생에너지 소비는 변동성

28) 최근에 지속되고 있는 유가하락과 온실가스 감축을 위한 배출권 거래제 시행 등과 같은 정책은 에너지 소비 변동성을 증가시킬 수 있는 요인들로 해석할 수 있다.

29) 에너지소비의 변동성 변화 원인이 조건부 분산의 감소 변화라는 결과는 전력소비와 미국의 1차 에너지 공급 변동성을 분석한 신동현·김동하(2014), 신동현 외(2014) 등의 단순 회귀모형 분석결과와 일치한다.

30) 본 연구에서 전력소비 증가율의 비조건부 분산에 변화가 없는 것으로 나타난 결과는 신동현 외(2014)의 한국 전력소비 변동성 증가라는 실증결과와는 일치하지 않는다. 이와 같은 결과 차이는 분석 자료의 표본기간, 빈도 차이와 계절조정 방법 차이 때문으로 보인다. 본 연구는 1997년 이후의 월별 자료를 이용하였지만, 신동현 외(2014)는 1970년 이후의 분기별 자료를 이용하였고 계절 조정방법으로 본 연구는 X-12방법을, 신동현 외(2014)는 분기별 가변수(dummy variable)를 각각 이용하여 계절성을 제거하였다. 본 연구의 월별자료를 신동현 외(2014)의 자료주기인 분기자료를 변환하고 분기별 가변수를 이용하여 계절 조정 한 후 변동성을 분석하면 전력소비 변동성이 증가한 것으로 나타났다. 반면, 변환된 분기자료를 X-12로 계절조정을 수행하면 변동성 변화는 포착되지 않았다. 구체적으로 본 연구의 변환된 분기별 자료를 분기별 가변수를 이용하여 계절 조정 한 후 비조건부 분산 변화를 분석하면, 신동현 외(2014)에서 지적한 1999년 3분기 이후로 전력소비의 비조건 분산이 0.038에서 0.055로 증가한 것으로 나타났다. 더욱이 본 연구의 월별자료를 계절성을 조정하지 않고 전력소비의 변동

이 증가하였고, 석유는 변동성이 감소한 것으로 확인되었다. 변동성의 변화 원인은 석탄과 신재생에너지소비의 외부충격 크기 증가인 것으로 확인되었다. 비록, 신재생에너지는 자기회귀계수의 감소가 나타났으나, 이러한 요인이 변동성 감소로 이어지지 않은 것으로 보인다. 왜냐하면, 신재생에너지의 비조건부 분산과 조건부 분산의 변화 방향은 일치하는 반면에, 자기회귀계수와는 그 방향이 반대이기 때문이다. 반면, 신재생에너지소비의 조건부 분산 증가는 비조건부 분산의 증가로 이어진 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 3〉은 에너지소비 GC(Growth Contribution)의 비조건부 분산, 자기회귀계수 및 조건부 분산에 대한 Bai-Perron검정결과이다. 부문별 소비에서는 모든 부문에서 GC의 감소가 나타났다. 이 중, 산업과 상업·가정 부문 GC의 구조변화 시점은 1999년 12월과 2001년 2월로서 전체 에너지소비 변동성 감소 시점과 유사하다. 반면, 수송과 공공 부문의 GC 변동성 축소 시점은 2009년 2월과 2007년 11월로서 전체 최종 에너지소비 변동성 시점과 괴리가 있다. 이런 점에서 볼 때, 부문별 에너지소비 관점에서는 산업과 상업·가정 부문이 전체 에너지소비의 변동성 원천일 가능성이 높다. 반면, 수송과 공공 부문은 최근에 나타나거나 나타날 수 있는 총에너지소비의 변동성 감소 원인이 될 수 있는 것으로 보인다. 부문별 GC의 변동성 원인은 모두 조건부 분산의 감소 즉, 외부충격 크기 감소인 것으로 확인되어, 증가율의 분석결과와 일관성을 가지는 것을 확인할 수 있었다.³¹⁾

에너지원별 GC 변동성 변화 분석에서는 석유, 열, 신재생에너지의 GC가 감소한 것으로 나타났다. 구조변화 시점은 석유와 열에너지가 2002년 8월과 2001년 12월로 전체 에너지소비 변동성 감소 시점과 비슷하다. 반면, 신재생에너지의 경우 2004년 4월이 변동성 감소 시점인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 에너지원별 관점에서는 전체 에너지소비의 변동성 원천이 석유와 열에너지라는 것을 의미하고 있

성에 대해 구조변화 분석을 수행하면 2004년 8월 이후로 이전보다 55% 변동성이 증가한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 월별자료에서 월별 계절성을 엄격하게 조정하면 계절요인으로 인한 변동성 변화가 완전하게 제거되어 변동성 변화가 나타나지 않는 것으로 신동현 외(2014)에서 2000년 들어 전력소비가 변동성이 증가한 주요 원인 중 진기화 현상과 이상기온으로 인한 냉·난방 수요 증가라는 지적과도 일치한다. 그러므로 본 연구의 결과가 신동현 외(2014)에 대한 반대 결과가 아니라는 점을 밝혀둔다.

31) 다중 회귀모형에 의한 변동성 변화 원인에 대한 분석결과와 비교하여 볼 때, 부정확한 일관성을 가지는 것으로 보다 정확하게 해석할 수 있다.

(Table 3) Result of the structural break test on unconditional variance, autoregressive coefficient and conditional variance of the energy consumption GC

		Growth Contribution															
		Unconditional variance						AR coefficient						Conditional variance			
Sector	Total final consumption	F-stats.	Structural break date	A	B	$ B - A $	F-stats.	Structural break date	A	B	$ B - A $	F-stats.	Structural break date	A	B	$ B - A $	
				10.62**	2002.1	0.035	0.019	-0.016	0.43	-	-0.376	-	-	12.39**	2004.1	0.045	0.025
	industry	12.97**	1999.12	0.044	0.024	-0.021	5.71	-	-0.370	-	-	17.62**	1999.12	0.041	0.022	-0.019	
	transport	24.29***	2009.2	0.049	0.026	-0.023	1.96	-	-0.142	-	-	25.11***	2009.1	0.048	0.025	-0.023	
	commerce·household	7.83*	2001.2	0.077	0.043	-0.033	1.17	-	0.155	-	-	11.70**	2002.3	0.074	0.041	-0.033	
	Public	53.87***	2007.11	0.088	0.039	-0.049	1.43	-	-0.080	-	-	54.79***	2007.10	0.088	0.039	-0.050	
	Coal	2.11	-	0.046	-	-	8.40	-	0.002	-	-	1.88	-	0.046	-	-	
	Petroleum	8.06*	2002.08	0.045	0.028	-0.018	2.92	-	-0.157	-	-	7.35*	2002.8	0.044	0.027	-0.017	
	City gas	2.84	-	0.052	-	-	5.46	-	0.138	-	-	3.90	-	0.051	-	-	
	Electricity	5.84	-	0.025	-	-	5.44	-	-0.329	-	-	7.08*	1999.11	0.041	0.020	-0.021	
	Heat energy	9.23**	2001.12	0.146	0.084	-0.062	2.67	-	0.073	-	-	8.92**	2000.12	0.147	0.084	-0.063	
	Renewable energy	9.42**	2004.4	0.041	0.026	-0.015	12.77**	2002.1	-0.422	0.069	-0.353	7.20*	2004.4	0.039	0.026	-0.012	

Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively.
 2) Column A shows the estimates before the structural change and column B shows the estimates after the structural change.
 3) F-stat. is the test statistic calculated by the sequential procedure of Bai and Perron (1998, 2003), and its critical value is that of Bai and Perron (2003). The maximum number of structural breaks is set to five. In addition, the structural break time is estimated by the least squared principle that Bai (1994, 1997) proposed.

다. 에너지원별 GC의 비조건부 분산 감소 원인도 조건부 분산에서 기인한 것으로 확인되었다. 증가율에서와 같이 신재생에너지의 GC는 자기회귀계수가 변화한 것으로 나타났으나 그 방향이 비조건 분산 변화와 반대로 나타나 신재생에너지 GC의 변동성 변화 원인도 외부충격 크기 감소인 것으로 나타났다.

여기서 한 가지 유의할 점은 증가율과 GC의 분석결과 사이에 차이가 존재할 수 있다는 것이다. 이는 GC가 증가율뿐만 아니라 전체 에너지 소비에 대한 비중을 고려한 지수이기 때문이다. 따라서 어떤 부문·에너지원별 에너지 소비 증가율에서 변동성 변화가 나타나지 않았더라도 비중의 증가 또는 감소로 해당 부문·에너지원별에서 GC의 변동성이 변할 수 있다. 왜냐하면 어떤 부문 또는 에너지원별 에너지 소비의 변동성 변화가 작게 나타나 통계적 검정에서 포착되지 않더라도 전체 에너지소비에서 차지하는 비중이 높아 비중까지 고려한다면 전체 에너지소비 변동성 변화의 원인이 될 수 있기 때문이다.

예를 들어, <Table 2>에서 산업 부문의 에너지 소비 증가율에 대한 비조건부 분산은 변화가 없으나 <Table 3>의 산업 부문 GC의 비조건부 분산은 감소한 것으로 나타나고 있다. 이러한 차이는 산업 부문 에너지 소비 비중의 변동성 감소가 GC에 반영되었기 때문이다. 실제로, 산업 부문 GC의 비조건 분산 구조변화 시점인 1999년 12월 전후로 전체 에너지 소비에 대한 산업 부문의 에너지 소비 비중 증가율이 0.026에서 0.015로 42% 감소한 것으로 나타났다. 또한 증가율의 변동성은 증가하였으나 GC의 변동성은 감소한 신재생에너지의 경우에는 2000년 1월 이후에 그 비중이 약 34% 감소하였다. 이와 같은 비중감소까지 고려하게 되면 신재생에너지의 GC 변동성은 축소된다. 증가율과 GC의 변동성 변화가 다른 나머지 공공, 열에너지의 경우도 이와 같은 이유로 설명할 수 있다.

이상의 단순회귀모형 분석결과를 요약하면, 첫째, 한국의 전체 최종 에너지소비 변동성은 2002년 1월 이후 감소한 것으로 나타났다. 변동성 축소의 원인은 외부충격 크기 감소인 것으로 나타나 변동성 변화 현상이 우연적 사건의 결과로 해석할 수 있다. 둘째, 부문별·에너지원별 소비의 경우, 수송, 상업·가정, 공공 부문, 석유, 신재생에너지에서 변동성이 감소한 것으로 나타났고, 공공 부문은 두 번의 변동성 변화가 나타났으며 그 양상은 증가하였다가 다시 감소하는 모자형 감소인 것을 확인할 수 있었다. 부문별·에너지원별 소비의 변동성 감소 원인도 전체 에너지 소비와 마찬가지로 외부충격 크기 감소인 것으로 나타났다. 셋째, 부문별·에너지

원별 GC 변동성 변화 분석을 통한 전체 최종 에너지소비 변동성 감소의 원천은 산업, 상업·가정, 석유 및 열에너지인 것을 확인할 수 있었다. 넷째, 만약 앞으로 한 번 더 전체 에너지소비 변동성 감소가 일어난다면 그 원천은 수송, 공공 및 신재생에너지소비일 가능성이 높다는 것을 확인할 수 있었다.

2. 다중회귀모형을 이용한 에너지소비 변동성 변화 분석결과

지금까지의 단순회귀모형 분석의 결과에서 증가율과 GC의 비조건부 분산에 대한 구조변화 분석결과는 신뢰할 수 있으나, 자기회귀계수와 조건부 분산에서 분석한 결과는 다른 변수들과의 상호관계를 충분히 고려하지 않았기 때문에 자기회귀계수의 변화보다 조건부 분산의 변화를 과대 또는 과소 추정했을 가능성이 높다. 특히, 단순회귀모형 분석에 의하면, 전체 에너지소비뿐만 아니라, 변동성 변화가 발생한 모든 부문별·에너지원별 소비의 변동성 축소 원인이 예외 없이 조건부 분산 감소라는 공통된 결과로 비추어 볼 때, 단순회귀모형의 조건부 분산 과대·과소 추정의 문제를 검토할 필요가 있다. 이와 같은 문제의식은 예측력의 측면에서도 살펴볼 수 있다.

〈Table 4〉는 전체 에너지소비의 비조건 분산 변화 시점 전·후로 AR(1) 모형의 예측력을 계산한 것이다. AR(1)의 자기회귀계수 변화는 허용하지 않으므로 변동성 변화의 원인을 자기회귀계수가 아닌 조건부 분산의 변화로 설명하는 모형이다. 비교를 위해 임의보행 모형을 준거모형으로 이용하였다. 〈Table 4〉에서 두 번째 열은 임의보행모형의 RMSE(Root Mean Square Error)를 계산한 것이며, 세 번째 열은 임의보행모형에 대한 AR(1)의 RMSE 비율(ratio)을 계산한 것이다.

〈Table 4〉 Comparison of the prediction performance between before and after the change of energy consumption volatility

	random walk	AR(1)/random walk
Before volatility change	1774.19	0.23
After volatility change	1238.86	0.58

〈Table 4〉에서 확인할 수 있는 사실은 변동성 변화 시점인 2002년 1월 이후 AR(1) 모형의 예측력이 크게 떨어졌다는 것이다. 이는 AR(1) 모형을 이용한 단순

회귀모형 분석결과에서 에너지소비 변동성 축소의 원인이 조건부 분산 감소라는 결과와는 상반된 것이다.

이를 좀 더 명확하게 설명하기 위해서, 상대적 예측력 P 를 식 (11)과 같이 표현하여 보자.

$$P = 1 - \frac{\sigma_{\epsilon}^2}{\sigma_y^2} \quad (11)$$

여기서, σ_{ϵ}^2 은 에너지소비 모형에서 오차항의 조건부 분산, σ_y^2 는 에너지소비의 비 조건부 분산이다. 여기서, σ_{ϵ}^2 은 AR(1)의 예측오차의 분산으로 해석할 수 있으며 σ_y^2 는 임의보행모형의 예측오차로 볼 수 있다. 그러므로 $\sigma_{\epsilon}^2/\sigma_y^2$ 는 임의보행모형의 RMSE에 대한 AR(1)의 RMSE 비로 보아도 무관하다. 만약 σ_y^2 의 감소가 σ_{ϵ}^2 에 의해서 전적으로 설명된다면, 변동성 변화 전후의 $\sigma_{\epsilon}^2/\sigma_y^2$ 의 크기는 일정하게 유지되므로 상대적 예측력 P 에서 주목할 만한 변화가 나타나지 않아야 한다.

그러므로 <Table 4>의 결과는 에너지소비의 변동성 변화 축소의 원인이 조건부 분산의 감소가 아니라는 사실을 지지한다. Giannone et al. (2008)은 AR(1)모형과 같은 단순회귀모형은 충분한 정보를 고려하지 못하여 구조충격(structural shock) ϵ_t 를 잘못 식별할 수 있다는 것을 지적하고 있다. 만약, Giannone et al. (2008)의 지적을 에너지소비 변동성에 대한 단순회귀모형의 분석결과에 적용하여 본다면, 변동성 감소 이전의 조건부 분산의 크기를 과대 추정하고 변동성 감소 이후의 조건부 분산을 과소 추정한 결과이다. 이와 같은 부정확한 분석결과는 다른 변수들 간의 관계를 충분히 고려하지 않아서 나타나는 것으로 해석할 수 있다.³²⁾

그러므로 생산, 가격뿐만 아니라 기온 등과 같이 에너지소비에 영향을 주는 것으

32) Giannone et al. (2008)에서는 다른 변수의 관계를 고려하지 않은 것 이외에 (i) 임의보행모형이 시계열의 움직임을 설명하지 못하는 경우 (ii) 시계열의 동학에 영향을 주는 다른 충격들이 존재하는 경우도 구조충격을 잘못 계산하는 원인일 수 있음을 밝히고 있다. 에너지소비에 대한 임의보행모형의 설명력이 매우 높다는 사실로 볼 때 (i)은 적절하지 않은 것으로 보인다. (ii)의 가능성은 에너지소비의 스펙트럼 분포의 변화 유무를 통해서 알 수 있는 사실이나 본 연구의 범위를 벗어나는 것이다. 그러나 에너지소비의 조건부 분산을 잘못 추정하는 이유로 다른 중요한 충격이 존재할 가능성에 대해서도 면밀하게 검토되어야 할 것이다.

로 알려진 다른 요인들까지 고려한 다중회귀모형으로 분석을 진행하여 한국의 전체 최종 에너지소비 변동성 변화의 원인을 보다 정확하게 찾고자 한다.

먼저, 최종 에너지소비, 산업생산지수, 에너지가격 등에 대해서 단위근 및 공적분 검정을 수행하여 차분모형을 적용할지, 오차수정모형을 적용할 것인지 결정하였다. 월별자료를 이용하여 표본 수를 충분히 확보하고자 하였으나, 단위근 및 공적분 검정에서 발생할 수 있는 소표본 하의 낮은 검정력 및 사이즈 왜곡 문제를 고려하여 여러 가지 종류의 검정방법으로 분석을 진행하였다. 그 결과, 최종 에너지소비, 산업생산지수, 에너지가격은 단위근을 가지는 차분정상(difference stationary) 시계열인 것으로 보이며, 이들 사이에는 공적분 관계가 존재하는 것을 확인할 수 있었다.³³⁾

단위근 및 공적분 분석결과와 변수들 간의 반대 인과관계 등을 고려하여 식 (7) ~ 식 (9) 와 같은 오차수정모형을 적용하였다. 이 때, 추가적으로 오차수정모형에 정상시계열이며 강한 외생변수인 HDD와 CDD를 고려하여 식 (8)을 설정하고 Bai-Perron검정을 수행하였다. 앞서 밝혔듯이, HDD와 CDD를 오차수정모형에 추가한 이유는 최근의 냉·난방 수요 급증과 함께 전력과 도시가스 사용이 확대되면서 기온 변화가 에너지소비에 중요한 영향을 줄 수 있기 때문이다. 구조변화를 고려한 에너지소비에 대한 오차수정모형 분석결과는 <Table 5>에 나타나 있다.

<Table 5>에서 모형A와 모형B는 구조변화 시점을 고려할 때 전자는 Bai-Perron 검정에 따라 내생적으로 결정하였고, 후자는 에너지소비의 비조건부 분산의 구조변화 시점을 오차수정모형의 구조변화 시점으로 외생적 제약을 가한 것이다. 모형A에서 내생적으로 추정된 구조변화 시점은 2001년 11월로, 에너지소비 비조건 분산의 내생적 구조변화 시점 2002년 1월과 매우 유사하여 모형 설정의 정확성과 일관성을 확인할 수 있다.

모형A에서 회귀계수의 절대치 변화를 보면, 에너지소비의 자기회귀계수 Δy_{t-1} 과 난방도일 HDD_t 의 추정치는 상승하였다. 즉, 충격의 지속성이 증가하였고, 난방수요에 대응되는 기온변화에 대한 에너지소비 변화가 2000년 들어 더욱 더 증가

33) 단위근 검정에서 에너지소비와 산업생산은 단위근 시계열로 확정할 수 있으나, 에너지가격의 경우 검정방법에 따라 결과가 달라지는 것을 확인할 수 있었다. 단, 시간 추세를 제외하고 단위근 검정을 수행하면 모든 검정방법에서 단위근을 가지는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 점들을 고려하여 세 변수들이 차분정상 시계열이라고 결론 내리고 공적분 검정을 진행하였다. 자세한 분석결과는 <Appendix Table 2>를 참조하라.

한 것을 확인할 수 있다. 이와 같은 요인들은 최종 에너지소비의 변동성 증가로 이어질 수 있다.

〈Table 5〉 Estimation result of the error correction model applying structural change

	Model A: Endogenous Structural Break			Model B: Exogenous Structural Break		
	Before structural breaks (A)	After structural breaks (B)	$ B - A $	Before structural breaks (A)	After structural breaks (B)	$ B - A $
Δy_{t-1}	-0.048 (-0.499)	-0.180* (-1.756)	0.132	-0.029 (-0.302)	-0.195* (-1.843)	0.166
Δip_{t-1}	0.300* (1.864)	-0.052 (-0.528)	-0.248	0.281* (1.747)	-0.045 (-0.450)	-0.236
HDD_t	-0.001 (-0.775)	0.002*** (2.058)	0.001	-0.001 (-0.422)	0.002** (1.973)	0.001
CDD_t	0.000 (0.457)	0.000 (1.181)	0.000	0.000 (0.481)	0.000 (1.208)	0.000
ec_{t-1}	-0.872*** (-6.795)	-0.492*** (-4.325)	-0.380	-0.893*** (-6.971)	-0.476*** (-4.146)	-0.416
Non-Breaking Variables						
Δp_{t-1}	-0.049 (-1.347)			-0.049 (-1.335)		
constant	-0.003 (-0.785)			-0.004 (-0.829)		
structural break date	2001. 11.			2002. 1.		
F-stat.	16.923**			-		
Obs.	210					
$Adj. R^2$	0.382			0.378		

Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively. Numbers in parentheses are t-statistics.

2) For readability, coefficient of HDD and CDD are multiplied by 10^2 .

3) The structural break time of Model A is endogenously estimated by the least squared principle of Bai(1994, 1997), and the structural break time of Model B is exogenously given as that of total energy consumption unconditional variance.

4) F-stat. is the test statistic calculated by the sequential procedure of Bai and Perron(1998, 2003), and its critical value is from Bai and Perron(2003). The maximum number of structural breaks is set to five.

반면, 산업생산과 불균형오차에 대한 회귀계수 추정치는 절대치 크기가 감소한

것으로 나타났다. 즉, 에너지소비에 대한 산업생산의 영향 감소와 에너지소비, 생산, 가격 변수들 간의 장기 균형관계로의 조정속도 하락은 총에너지소비 변동성 감소의 원인이 될 가능성이 높다. 회귀계수 절대치 변화의 증가와 감소가 공존하는 가운데, 변화 정도는 증가에 비해서 감소가 더 큰 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 산업생산과 오차수정항의 추정치 변화 정도가 자기회귀계수 변화에 비해서 약 2~3배 큰 것을 확인할 수 있다. HDD와 비교하게 되면 이러한 차이는 더욱 더 확연하게 나타난다. 그러므로 전체적으로 오차수정모형의 회귀계수 변화는 전체 최종에너지소비 변동성을 감소시키는 방향으로 이끌 가능성이 높다. 이와 같은 결과는 구조변화 시점을 내생적으로 고려하든, 외생적으로 제약을 가하든 일관적으로 나타나는 결과이다.³⁴⁾

〈Table 6〉은 총에너지소비에 대한 오차수정모형 A와 B에 근거하여 조건부 분산에 대한 변화정도를 분석한 것이다. 추정된 모형 A와 모형 B의 잔차 절대치에 대해서 식 (5)와 같이 모형을 설정한 후 Bai-Perron 분석을 수행하였다. 그 결과, 두 모형 모두에서 조건부 분산 변화는 포착되지 않는 것으로 확인되었다.

〈Table 6〉 Result of the structural break test on conditional variance of the error correction model

	F-stats.	Structural break date	Before structural break	After structural break
Model A	5.378	-	0.018	-
Model B	5.748	-	0.019	-

Note: F-stat. is the test statistic calculated by the sequential procedure of Bai and Perron (1998, 2003), and its critical value is from Bai and Perron (2003). The maximum number of structural breaks is set to five.

34) 추가적으로 에너지소비의 변동성 변화 시점인 2002년 1월 전·후로 표본을 구분하여 전체 에너지소비, 산업생산 지수, 국내 에너지가격을 내생변수로 하는 벡터 오차수정모형 (VECM) 모형을 추정하였다. 구조변화 전과 후의 회귀계수 변화와 조건부 분산의 변화는 에너지소비에 대한 ECM 모형의 결과와 일치했다. 즉, 구조변화 시점 후, 산업생산 지수와 불균형오차에 대한 회귀계수의 절대크기가 감소한 반면, 자기회귀계수와 HDD 추정계수의 절대크기는 증가하였다. 반면, 조건부 분산의 크기 변화는 나타나지 않았다. ECM 모형과의 차이는 국내 에너지가격의 모수 변화가 포착되었는데, VECM에서는 변동성 감소 시점 이후, 국내 에너지가격의 추정치 절대값이 감소하였다. 그러나 VECM 모형은 구조변화 시점 이전에는 국내 에너지가격의 추정치가 양의 값으로 유의미하게 나오지 않았고, 모든 모수 변화를 허용하였기 때문에, 국내 에너지가격이 변동성 축소에 기여하였는지는 보다 더 면밀하게 검토해야 할 것이다. VECM 모형의 추정결과는 지면절약을 위해 생략하나 요청 시 자세한 결과는 제공된다.

한국의 에너지소비 변동성 축소 원인에 대한 <Table 4>~<Table 6>의 오차수정 모형 분석결과는 <Table 2>의 단순회귀모형의 결과와 상반된다. 즉, 단순회귀모형에서는 총에너지소비 변동성 축소 이유가 조건부 분산의 감소로 나타났으나 에너지 소비에 영향을 주는 생산, 가격 및 기온 등을 고려하고, 이들 간의 장기균형관계까지 반영한 다중회귀모형에서는 에너지소비 변동성 축소 원인이 회귀계수의 변화로 확인되었다. 앞서, Giannone et al. (2008), 신동현 외(2014) 등의 사용 가능한 충분한 정보를 고려한 분석결과와 제한된 정보를 이용하는 단순회귀모형의 결과가 상반된다는 실증결과들과도 일치한다. 그러므로 다른 변수들 간의 상호관계와 공적분 관계까지 고려하여 단순 회귀모형의 ‘누락변수 편의 문제(omitted variables problem)’를 해결한 다중회귀모형의 결과를 더욱 더 신뢰할 수 있을 것이다.

<Table 6>에서와 같이 통계적으로 조건부 분산의 변화가 포착되지 않더라도 외부충격의 크기 변화 여부가 비조건부 분산의 감소에 기여할 가능성이 존재할 수 있으므로, 전체 에너지소비 변동성의 원인이 회귀계수 변화인지 조건부 분산 감소인지를 재확인하기 위해서 시뮬레이션 분석을 진행하였다. 구체적으로 식 (12)와 같이 충격의 생성은 구조변화 시점 이전의 과정에 근거하나 회귀계수는 구조변화 시점 이후의 변화된 값으로 에너지소비 증가율의 적합치 $\Delta \hat{y}_t'$ 를 만들고, 반대로 식 (13)과 같이 구조변화 시점 이전의 회귀계수와 구조변화 시점 이후의 충격으로 총 에너지소비의 변화율 $\Delta \hat{y}_t''$ 을 생성하여 비조건 분산을 각각 계산하였다.³⁵⁾ 회귀계수와 충격의 변화는 오차수정모형에서의 모형A와 모형B의 추정결과에 각각 근거하였다.

$$\Delta \hat{y}_t' = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta p_{t-1} + X_t' \hat{\mathbb{B}}_2 + \xi_{1,t}, \quad \xi_{1,t} \sim N(0, \hat{\sigma}_1^2), \quad (12)$$

$$\Delta \hat{y}_t'' = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \Delta p_{t-1} + X_t' \hat{\mathbb{B}}_1 + \xi_{2,t}, \quad \xi_{2,t} \sim N(0, \hat{\sigma}_2^2). \quad (13)$$

<Table 7>은 식 (12), 식 (13)에 따라 총에너지소비 증가율을 계산하여 비조건 분산을 계산한 결과이다. <Table 7>에서 실제로 회귀계수와 조건부 분산이 바뀐 것을 고려하게 되면 비조건부 분산은 0.03에서 0.01로 감소한다. 다음으로 충격의 크

35) $\xi_{1,t}$, $\xi_{2,t}$ 의 생성을 위해서, 오차항이 정규분포를 따른다는 가정을 추가하였다.

기는 고정시키고, 회귀계수만 바뀐다고 할 경우에는 추정된 에너지소비 변동성은 0.01로 실제로 변동성이 감소된 결과와 일치한다. 반면, 회귀계수는 변화시키지 않고, 충격만 바뀔 경우에는 에너지소비 변동성은 0.03으로 변동성은 감소하지 않는다.

〈Table 7〉 Simulation result of final energy consumption volatility

Structural breaks occur in both coefficients and conditional variance : $\Delta \hat{y}_t$			
Coefficients	Shocks	A	B
Before structural breaks	Before structural breaks	0.03	0.03
After structural breaks	After structural breaks	0.01	0.01
Structural breaks occur only in coefficients: $\Delta \hat{y}_t'$			
Coefficients	Shocks	A	B
After structural breaks	Before structural breaks	0.01	0.01
Structural breaks occur only in conditional variance: $\Delta \hat{y}_t''$			
Coefficients	Shocks	A	B
Before structural breaks	After structural breaks	0.03	0.03

Note: The unconditional variance of $\Delta \hat{y}_t$ is calculated when both coefficients and the variance of error term (conditional variance) change. The unconditional variance of $\Delta \hat{y}_t'$ and of $\Delta \hat{y}_t''$ are calculated only when coefficients change and only when the variance of error term (conditional variance) change, respectively.

이상의 결과는 모형A와 모형B 모두에서 나타나는 일관적인 결과로 에너지소비 변동성의 원인이 회귀계수 변화라는 결론에 대한 강건성(robustness)이 보장된다는 것을 의미한다. 그러므로 총에너지소비 변동성 감소의 원인은 회귀계수 변화로 인한 충격의 전파정도가 하락한 것이며, 보다 구체적으로는 에너지소비에 대한 산업생산의 영향 감소와 장기균형 관계에서 벗어났을 때 조정되는 속도가 감소한 것이 주요 원인이다.

3. 에너지소비 변동성 축소 원인 분석

지금까지의 실증분석 결과에서는 우리나라 에너지 소비 변동성 축소가 에너지 소비에 대한 산업생산의 영향 감소와 불균형 오차에 대한 조정속도 감소가 주요 원인

인 것으로 나타났다. 먼저, 산업생산과 에너지소비 간의 관계가 약화된 것은 에너지효율 개선으로 설명할 수 있다. 1단위 생산을 위한 에너지 사용이 감소하면 생산 변화에 따른 에너지소비 반응 정도가 하락할 수 있고, 이는 에너지소비 변동성 축소로 이어진 것으로 해석할 수 있다. 생산에 대한 에너지소비 효율 개선은 에너지 절약·효율 기술발전과 에너지 다소비·집약 산업에서 에너지 저소비·고효율 산업으로 산업 구조 변화가 그 원인일 것이다.³⁶⁾

실제로 <Figure 3>은 에너지-생산 원단위와 에너지 다소비 산업 비중을 나타낸 것이다.³⁷⁾ <Figure 3>의 A는 에너지-생산 원단위에 대한 실제치와 추세 추정치를 나타낸 것으로 에너지-생산 원단위가 1990년대 말부터 최근까지 지속적으로 개선되고 있는 것을 확인할 수 있다. 특히, 에너지-생산 원단위 추세 감소가 발생하는 추정된 시점이 2001년 11월로, 에너지 소비에 대한 생산의 영향이 감소한 시점과 완벽하게 일치한다.

또한 <Figure 3>의 B에서 전체 산업에 대해서 에너지 다소비 산업의 비중이 2000년 들어 지속적으로 감소하는 것을 확인할 수 있다.³⁸⁾ 구체적으로 2002년을 기준으로 에너지 다소비 산업 비중이 증가 추세에서 감소 추세를 보이게 된다. 비록 에너지 다소비 산업 비중 자료가 연간 자료이므로 직접적으로 비교하기 어려우나 에너지 소비의 비조건부 분산 감소 시기 2002년 1월과 에너지 소비와 생산 간의 관계가 약화된 시기 2001년 11월과 매우 유사하다고 볼 수 있다. 이는 에너지-생산 원단위 개선과 함께 에너지 다소비 산업 비중 감소는 에너지 소비에 대한 생산의 영향을 더욱 더 약화시켜 에너지 소비 변동성 감소의 주요 원인으로 작용한 것으로 볼 수 있

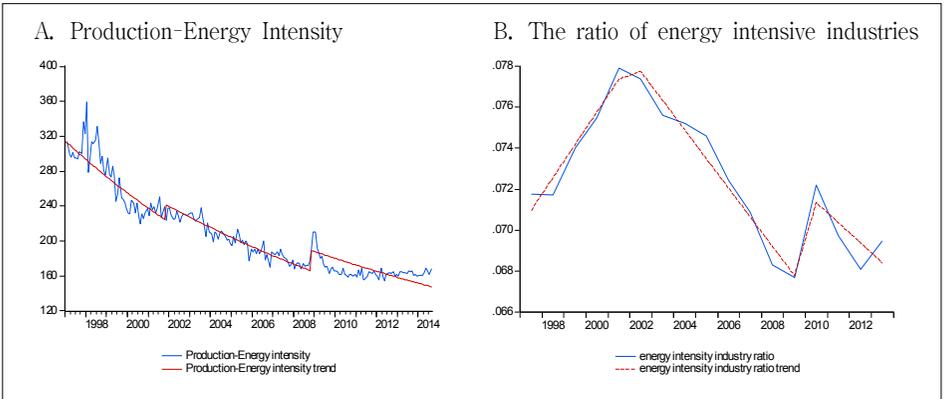
36) 비록 통계적 유의성은 확보되지 않으나 구조변화 시점 이후에는 산업생산에 대한 추정계수가 음의 값으로 바뀐다. 이와 같은 결과는 환경 쿠즈네츠 곡선(Environmental Kuznets curve: EKC) 가설을 지지하는 결과로 한국은 오염물질 배출량 단계가 아닌 에너지소비 단계에서 EKC가 성립되었거나 곧 성립될 수 있다는 중요한 함의를 가진다.

37) 에너지 다소비 산업은 화학섬유, 비료 및 농약, 의약품, 화장품, 기타화학제품, 고무 및 플라스틱제품, 유리 및 유리제품, 도기 및 자기제품, 기타비금속광물제품, 철강, 비철금속제품, 금속제품 제조업 등이 포함된다. 산업연구원(KIET)의 연간자료를 이용하였다.

38) 반면, 전력 다소비 산업의 비중은 2013년 약 20%로 2000년 약 13% 비해서 지속적으로 증가하고 있다. 전력의 편리함, 상대적으로 다른 에너지원에 비해서 산업용 전력요금의 낮다는 점을 고려하면, 앞으로도 전력 다소비 산업 비중이 증가할 것으로 보인다. 그러므로 전력소비의 효율성이 개선되지 않고 전력 다소비 산업 비중이 증가하게 되면 전력소비와 전체 에너지소비 변동성 확대가 나타날 수 있을 것으로 판단된다.

다. 그러므로 에너지효율을 개선할 수 있는 기술발전과 에너지 다소비·집약 산업으로부터의 탈피는 에너지소비 변동성을 보다 지속적으로 안정시킬 수 있을 것이다.

〈Figure 3〉 Evolution of Production-Energy Intensity change and ratio of the energy-intensive industries



- Notes: 1) Production-Energy intensity is final energy consumption divided by industrial production (IP) index. Final energy consumption and IP index are transformed into log value after adjusting seasonality. In addition, the trend of production-energy intensity is obtained by Hodrick-Prescott filter (Hodrick and Prescott, 1997). Applying Bai-Perron's structural break analysis method, it is shown that the structural break times of energy intensity time trend are 2001m11 and 2008m11.
- 2) The ratio of energy intensive industries is the value-added ratio of energy intensive industries to total industries. By Bai-Perron method, it is also found that the time trend of the ratio of energy intensive industries has changed in 2000 and 2010.

최종 에너지소비 변동성 감소의 또 다른 중요한 원인은 장기 균형관계로 조정되는 속도 감소이다. 실제로 〈Table 5〉의 추정결과에서 모형A의 경우, 불균형 오차 ec_{t-1} 의 회귀계수가 구조변화 시점 이후로 약 44%, 모형 B의 경우 약 47% 감소한다. 이처럼 공적분 관계가 존재하는 시계열들 간 장기균형으로의 조종속도가 바뀌는 원인에 대해서는 일반적인 합의가 존재하지 않으나 크게 두 가지 이유를 생각해 볼 수 있다. 첫째, 시계열들 간의 공적분 관계가 바뀐 경우이다. 구체적으로 에너지소비, 생산 및 가격들에 대한 공적분 회귀식에서 모수의 구조변화가 발생하면 오차수정모형에서 불균형오차의 모수가 바뀔 수 있다. 둘째, 공적분 회귀식의 모수는 일정하게 유지되나 불균형오차의 크기에 따라 조정속도가 다른 경우이다.

Enders and Siklos (2001)은 불균형 오차의 크기에 따라 장기균형으로의 조정속도가 달라지는 것을 반영하여 Engle and Granger (1987)의 공적분 검정을 확장하였다. 또한, Hansen and Seo (2002)는 균형으로 조정되는 속도가 불균형오차의 크기 함수로 표현할 수 있는 비선형 오차수정모형을 제안하고 장·단기 이자율 관계에 적용하여 실제로 불균형오차를 해결하는 조정속도가 불균형오차의 크기에 따라 달라질 수 있음을 보였다.

먼저, 전체 에너지소비에 대한 공적분 회귀식에 Bai-Perron검정을 적용한 결과 구조변화가 나타나지 않았다. 따라서, 불균형오차의 조정속도 감소가 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 간의 공적분 관계가 변한 것에 기인한 것은 아니라고 볼 수 있다. 불균형오차의 절대 크기에 대한 Bai-Perron검정결과에서는 구조변화가 나타난 것을 확인할 수 있었다. 구체적으로 불균형오차의 절대크기가 2003년 11월 이후로 0.026에서 0.017로 감소한 것을 확인하였다.³⁹⁾ 또한, 에너지 소비의 비조건부 분산 감소 시점인 2002년 1월 전후로 불균형오차의 절대크기가 0.026에서 0.017로 감소한 것을 확인하였다. 만약, 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 사이에 장기균형으로 조정되는 속도가 불균형 오차의 크기에 따라 비대칭적이라면 이들 간의 공행성 (comovement)이 2000년 초반 이후에 강화되어 불균형오차가 감소한 것이 조정속도의 감소로 이어졌을 가능성이 존재한다. 앞서 분석한 것처럼 불균형오차에 대한 조정속도 감소는 총에너지소비 변동성 축소의 중요한 원인이다.

에너지소비, 산업생산, 에너지가격의 관계에서 불균형오차의 크기에 따라 비대칭적 조정이 일어나는지 살펴보기 위해서 Enders and Siklos (2001)의 방법을 이용하여 보다 정확한 결과를 도출하고자 하였다. Enders and Siklos (2001)은 다음과 같이 불균형오차의 크기를 임계변수로 두는 TAR (threshold autoregressive) 모형을 제안하였다.

$$\Delta ec_t = \rho_1 ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} \leq \gamma] + \rho_2 ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} > \gamma] \quad (14)$$

$$+ \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta ec_{t-i} + \epsilon_t$$

39) 공적분 회귀식과 불균형오차에 대한 구조변화 분석에 대한 자세한 결과는 요청 시 제공된다.

여기서, 불균형오차 ec_t 는 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 간의 공적분회귀 식 식 (10)으로부터 구해진다. Enders and Siklos (2001)는 먼저 ρ_1 과 ρ_2 의 t 통계량 중 큰 값($t - \max$ 통계량)을 이용하여 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정한다. 다음으로 균형으로의 조정속도가 불균형오차의 크기에 따라 비대칭적인지를 분석하기 위해서 $\rho_1 = \rho_2$ 라는 귀무가설 하의 검정통계량 ϕ 를 계산한다. Enders and Siklos (2001)는 $t - \max$ 통계량과 ϕ 통계량에 대한 임계치를 몬테카를로(Monte-Carlo) 시뮬레이션으로 계산하였다. 이때, 임계변수의 크기 γ 는 외생적으로 가정할 수 있으며 Chan (1993)의 방법을 이용하여 내생적으로 추정할 수 있다. 본 연구에서는 임계변수를 내생변수로 간주하였다.

〈Table 8〉은 식 (14)의 추정결과와 이에 근거한 비대칭적 조정속도에 대한 검정 결과이다. 먼저, $t - \max$ 통계량이 5% 유의수준하에서 임계치를 넘으므로 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각한다. 또한, ϕ 통계량이 5% 유의수준하의 임계치보다 크므로 $\rho_1 = \rho_2$ 라는 귀무가설을 기각한다. 또한, 임계변수의 크기 γ 는 0.029로 추정되어 0.029를 기준으로 조정속도가 달라질 수 있다는 것을 알 수 있다.

〈Table 8〉 Analysis of asymmetric speed of adjustment

Variable	Coefficient
$ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} \leq \gamma]$	-0.29*** (0.12)
$ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} > \gamma]$	-0.21*** (0.11)
γ	0.029
$t - \max$	-2.52** [-2.19]
ϕ	10.65** [8.16]

Notes: 1) *** and ** represent 1% and 5% significance level respectively. Number in parenthesis is standard error.

2) The number in square brackets is the critical value for 5% significance level calculated by Monte Carlo Simulation with 10,000 repetitions.

〈Table 8〉의 추정결과를 고려하여 불균형오차의 크기에 따라 조정속도가 달라지는 비선형 ECM은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta ip_{t-1} + \beta_3 \Delta p_{t-1} + \beta_4 HDD_t + \beta_5 CDD_t \quad (15)$$

$$+ \beta_6 ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} \leq 0.029] + \beta_7 ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} > 0.029] + \xi_t$$

식 (15)는 불균형오차의 크기에 따라 균형으로의 조정속도를 의미하는 회귀계수가 달라지는 일종의 threshold ECM으로 해석할 수 있다.

〈Table 9〉는 식 (15)의 추정결과이다. 〈Table 9〉에서 알 수 있는 것처럼 불균형 오차 ec_{t-1} 의 크기가 0.029보다 작으면, 0.029보다 큰 경우보다 조정속도의 절대크기가 약 39% 감소한다. 따라서, 에너지 소비, 산업생산, 에너지가격 간의 공적분 관계에서 비대칭적 조정속도가 존재하고 구체적으로 불균형오차의 크기가 작을수록 조정속도가 감소한다는 것을 알 수 있다. 이는 2002년 1월 이후 세 변수 간의 공행성이 그 전보다 강화되어 불균형 오차가 감소한 것이 에너지 소비 변동성 축소의 이유 중 하나라는 가설을 지지한다. 실질GDP와 전력발전량과 같은 에너지시계열 간의 공행성이 2000년 이후 강화되었다는 김석중·김인무(2014)의 지적도 이와 같은 설명을 뒷받침한다.⁴⁰⁾

에너지소비의 변동성이 축소된 원인으로 관련변수들의 변동성 감소를 고려할 수 있다. 즉, 산업생산, 에너지가격, 냉방도일과 난방도일의 변동성이 감소하였다면 에너지소비의 변동성으로 전이되었을 가능성이 존재한다.⁴¹⁾ 이를 확인하기 위해서 ECM 모형에서 사용한 각 변수들의 비조건부 분산에 대해서 식 (3)과 같이 내생적 구조변화 검정을 수행하였다.⁴²⁾ 그 결과 산업생산의 변동성은 2009년 11월 이후로 약 40% 감소하였으나 변동성 감소 시점이 에너지소비 변동성 감소 시점과 많은 차이가 있는 것을 확인할 수 있었다. 또한 에너지가격, 냉방도일 및 난방도일의 비조건 분산은 안정적인 것으로 나타났다. 그러므로 에너지소비와 관련된 변수들의 변동성 감소는 에너지소비 변동성 축소에 기여하지 않은 것으로 판단된다.⁴³⁾

40) 김석중·김인무(2014)는 시간변형함수를 이용하여 경기변동과 전력발전량 간의 공행성이 2000년 이후로 강화되었다고 주장하면서, 경기변동에 대한 즉각적인 정보를 반영하는 지표로 전력발전량을 활용할 것을 제안하고 있다.

41) 신동현·김재혁(2015)는 전력 발전시장의 계통한계가격 변동성을 분석함에 있어 SVAR (structural vector autoregressive) 모형으로 설명변수들의 비조건부 분산 변화가 종속변수의 비조건부 분산 변화로 전이될 수 있음을 보였다.

42) 지면을 절약하기 위해 자세한 분석결과는 생략하나, 요청 시 제공된다.

43) 산업생산의 비조건부 분산의 구조변화 시점을 에너지소비의 변동성 감소 시점인 2002년 1월

〈Table 9〉 Estimation result of threshold ECM

Variable	Coefficient
constant	-0.00 (0.01)
Δy_{t-1}	-0.12* (-0.07)
Δip_{t-1}	0.03 (0.09)
Δep_{t-1}	-0.04 (-0.04)
HDD_t	0.00 (0.00)
CDD_t	0.00 (0.00)
$\Delta ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} \leq 0.029]$	-0.51*** (0.12)
$\Delta ec_{t-1} \cdot I[ec_{t-1} > 0.029]$	-0.82*** (0.12)
obs.	210
$Adj. R^2$	0.35

Notes: 1) *** and * represent 1% and 10% significance level respectively. Number in parenthesis is standard error.

에너지원 구성변화가 에너지소비 변동성 감소에 영향을 줄 가능성 또한 검토하였다. 구체적으로 에너지소비 증가율에 산업 부문의 에너지원별 비중 변화를 추가 설명변수로 고려하여 모형을 추정한 결과, 모든 에너지원별 비중 변화의 회귀계수가 10% 유의수준 하에서도 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 정용훈·김수이(2012), 신석하(2014)의 분석결과처럼 에너지원별 비중이 국가 온실가스 배출량에 영향을 줄 수 있으나, 온실가스 배출량과 밀접한 관계가 있는 에너지소비는 이와 같은 사실이 나타나지 않는 것을 확인하였다.⁴⁴⁾

로 외생적으로 가정하면 변동성은 약 12% 감소하여 어느 정도 에너지소비 변동성 축소에 산업생산의 변동성 감소가 기여할 가능성도 존재한다. 그러나 산업생산의 변동성 감소 정도가 작고, 2002년 1월 이후로 에너지 소비에 대한 생산의 영향이 약화되었다는 점으로 볼 때 그 효과는 극히 작을 것으로 판단된다.

44) 에너지원으로서 석탄, 석유, 가스, 전력, 신재생에너지를 고려하였으며, 자료의 주기 및 표본기간은 본 연구와 일치한다. 자세한 추정결과는 요청시 제공된다.

반면, 에너지소비의 자기회귀계수와 난방도일 회귀계수 크기의 증가는 전체 최종 에너지소비 변동성 증가를 야기할 수 있는 것으로 나타났다. 즉, 2002년 이후 나타난 다른 요인들의 충격 지속성 증가와 난방을 위한 에너지소비 증가가 더욱 확대된다면 생산-에너지 원단위 개선과 불균형오차 크기 감소에도 불구하고 변동성이 증가할 가능성이 높다. 특히, 1997년 1월에 약 70%를 차지하던 석유제품 비중이 최근 2014년 8월에 49%까지 감소하고, 난방수요에 크게 영향을 받는 도시가스와 전력소비의 비중이 16%에서 30%까지 증가하는 상황에서 이상한파와 동계기간 확대와 같은 기후변화는 난방수요를 급증시켜 총에너지소비 변동성 확대에 이어질 가능성이 매우 높다는 사실을 유추할 수 있다.

VI. 결론 및 시사점

1990년대 후반부터 진행된 거시 경제시계열들의 변동성 변화 분석에서 주요 거시 경제변수들의 변동성이 선진국을 중심으로 축소되었다는 일반적인 합의가 있다. 반면, 그 원인에 대해서는 충격의 지속성 때문인지 충격의 크기 때문인지에 대해서는 분석 대상과 연구자들마다 상이하다. 단, 최근 들어 변동성 변화의 원인을 분석함에 있어 초기의 단순회귀모형은 다른 변수들과의 상호작용을 고려하지 않아 모형의 회귀계수의 변화를 과소평가하여, 조건부 분산의 변화를 과대평가하는 문제가 발생한다는 주장이 꾸준히 제기되고 있다(Cannova, 2006; Giannone et al., 2008). 본 연구는 거시변수들에 대한 변동성 변화 분석의 흐름 하에서 분석절차가 상대적으로 간단한 단순회귀모형뿐만 아니라 다른 관련 변수들의 관계를 고려할 수 있는 다중회귀모형과 내생적 구조변화 분석방법을 활용하여 1997년 외환위기 이후 그 중요성이 높아지고 있는 한국의 에너지소비 변동성을 분석하였다. 구체적으로 한국의 에너지소비 변동성에 대해서 다음과 같은 세 가지 질문들에 대해서 답하고자 하였다. 첫째, 한국의 최종 에너지소비의 변동성은 어떻게 변화하였는가? 둘째, 변동성 변화의 시점은 언제인가? 셋째, 변동성 변화의 원천과 원인은 무엇인가?

한국 에너지소비 변동성의 구조변화에 대한 이상의 질문들에 대한 답을 찾고 주요 시사점을 도출하고자 내생적 구조변화 분석방법을 이용하였다. 이때, 에너지소비만을 고려한 단순회귀모형에서 경제변수와 기온과 같은 외생변수들의 영향을 고려한 다중회귀모형까지 활용하여 정확한 결과를 도출하고자 하였다. 특히, 에너지

소비와 장기적인 균형관계가 있는 것으로 알려져 있는 생산과 에너지가격 등과의 공적분 관계까지 고려한 오차수정모형에 구조변화를 허용하여 생산, 가격 및 기온 뿐만 아니라, 불균형오차에 대한 반응 변화까지도 에너지소비 변동성 변화의 원인으로 고려하였다. 또한 시물레이션 분석을 통해서 분석결과에 대한 보다 정확한 근거를 제시하고자 하였다.

1997년 1월부터 2014년 8월까지의 월별자료를 이용하여 실증분석한 결과, 한국의 전체 최종 에너지소비는 2002년 1월 이후로 변동성이 이전보다 약 50% 감소한 것으로 나타났다. 또한 부문별로는 수송, 상업·가정, 공공 부문에서, 에너지원별 소비에서는 석유와 신재생에너지에서 변동성이 감소한 것으로 확인되었다. 반면, 석탄 소비의 변동성은 증가한 것으로 나타났다. 총에너지소비 변동성의 원인을 부문별·에너지원별 관점에서 알아보기 위해서 비중을 고려한 GC의 변동성을 분석한 결과 산업, 상업·가정, 석유 및 열에너지가 전체 에너지소비 변동성 축소의 원천인 것을 확인할 수 있었다. 또한, GC의 구조변화 시점이 최근이라는 점을 고려하여 볼 때, 수송, 공공 부문 및 신재생에너지 소비 변동성 감소가 앞으로의 전체 에너지소비 변동성 감소의 원천이 될 가능성이 높다는 것도 확인할 수 있었다.

총에너지소비의 변동성 축소 원인을 파악하기 위해서 단순회귀모형과 오차수정모형에 근거한 다중회귀모형을 모두 고려하였다. 먼저, 단순회귀모형에서는 전체 에너지, 부문별 및 에너지원별 소비 변동성 변화 원인이 조건부 분산의 변화라는 일관된 결과를 얻을 수 있었다. 그러나 이와 같은 결과는 다른 변수들을 고려한 다중회귀모형의 분석결과에 의하면 신뢰할 수 없다는 것을 확인할 수 있었다. 오차수정모형에 근거하여 분석한 결과, 총에너지소비 변동성 감소는 전적으로 회귀계수 변화로 인한 충격의 전파 정도가 감소한 것으로 특히, 산업생산 변화에 대한 에너지소비 변화 하락과 불균형오차를 조정하는 속도 감소가 가장 큰 이유인 것으로 확인되었다.

다시 말해서, 에너지효율 개선, 에너지 다소비·집약 산업에서 에너지 저소비·고효율 산업으로의 산업구조 변화와 에너지소비, 산업생산, 에너지가격 간의 불균형오차 크기 감소는 한국의 전체 에너지소비 변동성 축소를 발생시킨 것으로 나타났다. 이러한 결과는 오차수정모형의 구조변화 시점과 총에너지소비의 비조건부 분산의 구조변화 시점이 완벽에 가깝게 일치하고, 구조변화 시점을 내생적으로 추정하든, 외생적으로 제약할 가하든 일관적으로 나타나는 결과이면서 시물레이션을 통

해서 재확인할 수 있다는 점에서 실증분석결과의 신뢰성을 보장할 수 있었다.

오차수정모형에서 산업생산과 불균형오차에 대한 회귀계수의 절대크기 감소가 변동성 감소의 주요 원인이므로 변동성 완화 현상이 우연적인 사건이 아니라고 생각할 수 있다. 그러나 시차변수와 난방도일에 대한 추정계수가 증가한 결과는 총에너지소비의 변동성이 다시 확대될 가능성이 존재한다는 것을 말해주고 있다. 특히, 난방수요의 많은 비중을 차지하고 도시가스와 전력소비가 늘어나는 상황을 고려하여 볼 때, 난방수요 증가로 인한 총에너지소비 변동성이 다시 증가될 수 있음을 유념해야 할 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계와 개선점은 다음과 같다. 먼저, 에너지소비 변동성 변화에 대해서 내생적 구조변화 분석방법 이외에 다른 방법을 적용하여 볼 수 있을 것이다. 예를 들어, Koop and Korobilis(2009)에서 제안하고 있는 시변모수(time-varying parameter)를 허용하는 베이지언 다중회귀 분석방법을 적용하여 조건부 평균을 나타내는 회귀모형의 모수에 대한 변화 여부를 분석할 수 있을 것이다.⁴⁵⁾ 다음으로 다른 변수를 고려한 다중회귀모형을 전체 에너지소비가 아닌 부문별·에너지원별로 확대하여 부문별·에너지원별 소비 변동성의 원인을 미시적 측면에서 파악할 필요가 있다. 또한 에너지소비, 생산 및 가격 간의 불균형오차에 대한 조정속도 변화 원인에 대한 이론적 대답을 도출할 수 있는 연구가 진행되어야 할 것이다. 마지막으로 에너지소비 변동성 안정화가 한국에만 나타나는 특수한 현상인지, 전세계적으로 나타나는 일반적인 현상인지, 아니면 주요 거시경제변수들처럼 선진국에서만 발생하고 있는지에 대해서도 살펴볼 필요가 있을 것이다. 이러한 한계와 개선점들은 향후 연구과제로 남겨둔다.

45) 단, 시변모수의 단점은 추정과정이 매우 복잡하고, 모수 변화가 연속적이어서 어느 정도 모수가 변화해야 구조변화가 발생하였는지에 대한 기준이 필요하므로 구조변화 발생 유무와 시점에 대한 통계적 판단이 다소 어렵다는 단점이 존재한다.

■ 참고 문헌

1. 김석중 · 김인무, “경기변동과 전력발전,” 『경제학연구』, 62(2), 2014, pp. 59-98.
(Translated in English) Kim, Seokjong and In-Moo Kim, “Business Cycles and Electricity Generation,” *The Korean Journal of Economic Studies*, 62(2), 2014, pp. 59-98.
2. 김인무 · 김창식 · 박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측,” 『경제학연구』, 59(4), 2011, pp. 199-228.
(Translated in English) Kim, In-Moo, Chang Sik Kim and Seongkeun Park, “Forecasting the Energy Demand Responses to Relative Price Changes,” *The Korean Journal of Economic Studies*, 59(4), 2011, pp. 199-228.
3. 김영덕, “정유사 휘발유 공급가격의 비대칭적 가격조정에 대한 실증분석,” 『자원 · 환경경제연구』, 22(4), 2014, pp. 613-641.
(Translated in English) Kim, Youngduk, “An Empirical Analysis on A Refiner’s Asymmetric Gasoline Price Adjustment,” *Environmental and Resource Economic Review*, 22(4), 2014, pp. 613-641.
4. 김진형, “석유제품의 가격 비대칭성에 관한 연구,” 『자원 · 환경경제연구』, 16(4), 2007, pp. 833-854.
(Translated in English) Kim, Jin Hyung, “A Study on Price Asymmetries in Local Petroleum Markets,” *Environmental and Resource Economic Review*, 16(4), 2007, pp. 833-854.
5. 신동현 · 김동하 · 조하현, “구조변화를 고려한 우리나라 전력소비의 변동성 증가에 관한 연구,” 『에너지경제연구』, 13(2), 2014, pp. 131-169.
(Translated in English) Shin, Donghyun, Dongha Kim and Hahyun Jo, “Analysis of Volatility Increase on Electricity Use considering Structural Breaks in South Korea,” *Korean Energy Economic Review*, 13(2), 2014, pp. 131-169.
6. 신동현 · 김동하, “미국 에너지소비의 변동성 안정화 현상에 관한 연구,” 『연세학술논집』, 59, 2014, pp. 91-115.
(Translated in English) Shin, Donghyun and Dongha Kim, “Great Moderation in the Volatility of Energy Consumption in the US,” *Yonsei Journal*, 59, 2014, pp. 91-115.
7. 신동현 · 김재혁, “전력 발전시장의 충격식별과 계통한계가격 변동성 분석: 전력수요예측오차 충격을 중심으로,” 『응용경제』, 2015, 게재예정.
(Translated in English) Shin, Donghyun and Jaehyek Kim, “The Identification of Shocks in Korea Electricity Power Market and Analysis of System Marginal Price Volatility,” *Korea Review of Applied Economics*, 2015, forthcoming.
8. 신동현 · 조하현, “한국 일일 최대전력소비의 기상변수 민감도와 임계기온에 관한 실증연구,” 『경제연구』, 32(4), 2014a, pp. 177-214.
(Translated in English) Shin, Donghyun and Hahyun Jo, “A Empirical Study on the Climate Factor Sensitivity and Threshold Temperature of Daily Maximum Electricity Consumption in Korea,” *Journal of Economic Studies*, 32(4), 2014a, pp. 177-214.
9. _____, “기온의 연속·누적효과가 일일 최대전력소비에 미치는 영향에 관한 연구,” 『응

용경제』, 16(3), 2014b, pp.37-76.

(Translated in English) Shin, Donghyun and Hahyun Jo, "A Study on the Continuous and Cumulative Effect of Temperature for Daily Maximum Electricity Consumption," *Korea Review of Applied Economics*, 16(3), 2014b, pp.37-76.

10. 신석하, "오차수정모형을 이용한 한국의 탄소배출량 결정요인 분석," 『경제학연구』, 62(3), 2014, pp.5-28.

(Translated in English) Shin, Sukha, "An Error-correction Model on the Determinants of CO₂ Emissions of Korea," *The Korean Journal of Economic Studies*, 62(3), 2014, pp.5-28.

11. 에너지경제연구원, 『KEEI 에너지수요전망』, 16(3), 2014. 9.

(Translated in English) Korea Energy Economics Institute, *KEEI Energy Demand Forecast*, 16(3), 2014. 9.

12. 이궁희, "한국경제시계열의 계절조정방법(X-12-ARIMA법을 중심으로)," 『경제분석』, 4(1), 1998, pp.205-242.

(Translated in English) Lee, Geung-Hee, "Seasonality Adjustment Method of Korean Economic Time Series," *Economic Analysis*, 4(1), 1998, pp.205-242.

13. 이일균, "자본시장과 구조변화," 『채무관리연구』, 19(1), 2002, pp.1-31.

(Translated in English) Rhee, Il King, "Structural Breaks in the Securities Markets," *The Korean Journal of Financial Management*, 19(1), 2002, pp.1-31.

14. 윤종인·김태황, "원화 환율의 구조적 변화를 고려한 안정성 검증," 『EU학연구』, 11(2), 2006, pp.97-117.

(Translated in English) Yoon, Jongin and Taehwang Kim, "A Stability Test of the Won Exchange Rates Considering Structural Change," *Korean Journal of EU Studies*, 11(2), 2006, pp.97-117.

15. 조하현·황선웅, "한국 경기순환의 변동성 구조변화," 『산업경제연구』, 22(3), 2009, pp.995-1511.

(Translated in English) Jo, Ha-Hyun and Sun-Oong Hwang, "Volatility Changes in the Korean Business Cycles," *Journal of Industrial Economics and Business*, 22(3), 2009, pp.995-1511.

16. 조하현·신동현·김재혁, "구조변화를 고려한 제조업 생산과 유가충격 간 관계 분석: 대기업과 중소기업을 중심으로," 『산업경제연구』, 27(3), 2014, pp.981-1009.

(Translated in English) Jo, Hahyun, Donghyun Shin and Jaehyeok Kim, "The Analysis of the Relationship between Korea Manufacturing Production and Oil Shock using Structural Break: The Case of Large and Small Business," *Journal of Industrial Economics and Business*, 27(3), 2014, pp.981-1009.

17. 정용훈·김수이, "한국의 CO₂ 배출, 경제성장 및 에너지믹스와의 관계 분석," 『자원·환경경제연구』, 21(2), 2012, pp.271-299.

(Translated in English) Jung, Yonghoon and Sooy Kim, "Analysis on the Relationship between CO₂ Emissions, Economic Growth and Energy Mix," *Environmental and Resource Economics Review*, 21(2), 2012, pp.271-297.

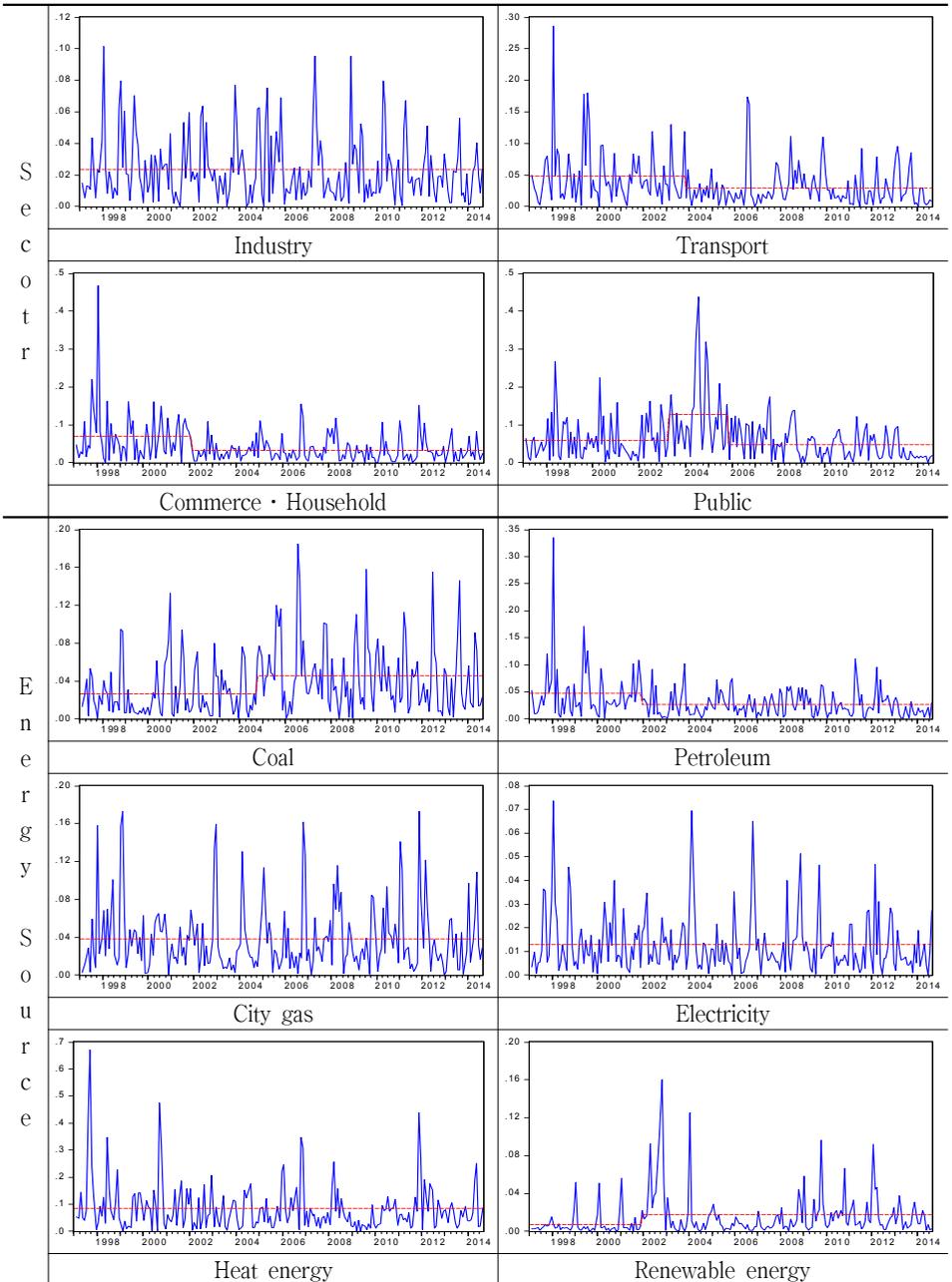
18. 정시영 · 김대환 · 박기웅, “가스냉방 전력대체효과 분석,” 대한설비공학회 하계학술발표대회 논문집, 2009, pp.0208-0211.
(Translated in English) Jeong, Siyoung, Dae-hwan Kim and Kiwoong Park, “Analysis of Electric Power Peak-Cut Effect by Gas Cooling,” The Society of Air-Conditioning and Refrigerating Engineers of Korea, Summer Conference, 2009, pp.0208-0211.
19. Andrews, D. W. K., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point,” *Econometrica*, 61(4), 1993, pp.821-856.
20. Andrews, D. W. K. and W. Ploberger, “Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative,” *Econometrica*, 62(6), 1994, pp.1383-1414.
21. Bai, J., “Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes,” *Journal of Time Series Analysis*, 15(5), 1994, pp.453-472.
22. _____, “Estimating Multiple Breaks One at a Time,” *Econometric Theory*, 13(3), 1997, pp.315-352.
23. Bai, J. and P. Perron, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, 66(1), 1998, pp.47-78.
24. _____, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 2003, pp.1-22.
25. Baumeister, C. and G. Peersman, “The Role of Time-Varying Price Elasticities in Accounting for Volatility Changes in the Crude Oil Market,” *Journal of Applied Econometrics*, 28(7), 2013, pp.1087-1109.
26. Baxter, M. and R. G. King. “Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 1999, pp.575-593.
27. Bentai, L., “The ‘Great Moderation’ in the United Kingdom,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(1), 2008, pp.121-147.
28. Bernanke, B. S., “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment,” *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 1983, pp.85-106.
29. Cameron, T. and S. L. Schwartz, “Inflationary Expectations and the Demand for Capital, Labor, and Energy in Canadian Manufacturing Industries,” *Energy Policy Modeling: U.S. and Canadian Experiences*, 1980, pp.50-64.
30. Cannova, F., “You Can Use VARs for Structural Analyses. A Comment to VARs and the Great Moderation,” at: <http://www.crei.cat/people/canova/papers.html>, 2006.
31. _____, “What Explains the Great Moderation in the US? A Structural Analysis,” *Journal of the European Economic Association*, 7(4), 2009, pp.697-721.
32. Chan, K. S., “Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model,” *The Annals of Statistics*, 21(1), 1993, pp.520-533.
33. Chow, G. C., “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions,” *Econometrica*, 28(3), 1960, pp.591-605.
34. Dixit, A. K. and R. S. Pindyck, *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton, NJ., 1994.
35. Eliot, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock, “Efficient Tests for and Autoregressive Unit

- Root," *Econometrica*, 64(4), 1996, pp.813-836.
36. Enders, W. and P. L. Siklos, "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 19(2), 2001, pp.166-176.
 37. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55(2), 1987, pp.251-276.
 38. Federer, J. P., "Oil Price Volatility and the Macroeconomy," *Journal of Macroeconomics*, 18(1), 1996, pp.1-26.
 39. Field, B. and C. Grebensteinz, "Capital Energy Substitution in US Manufacturing," *Review of Economics and Statistics*, 62(2), 1980, pp.207-212.
 40. Fritsche, U. and V. Kuzin, "Declining Output Volatility in Germany: Impulses, Propagation, and the Role of Monetary Policy," *Applied Economics*, 37(21), 2005, pp.2445-2457.
 41. Gali, J. and L. Gambetti, "On the Sources of the Moderation," NBER Working Paper 14171, 2007.
 42. Giannone, D., L. Reichlin and M. Lenza, "Explaining the Great Moderation : It is Not the Shocks," *Journal of the European Economic Association*, 6(2-3), 2008, pp.621-633.
 43. Guo, H. and K. L. Klinsen, "Oil Price Volatility and U.S. Macroeconomic Activity," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(6), 2005, pp.669-684.
 44. Hansen, B. E. and B. Seo, "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models," *Journal of Econometrics*, 110(2), 2002, pp.293-318.
 45. Hamilton, J. D., "A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 96(3), 1988, pp.593-617.
 46. Herrera, A. M. and E. Pesavento, "The Decline in U.S. Output Volatility: Structural Changes and Inventory Investment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 23(4), 2005, pp.462-472.
 47. Hodrick, R. and E. C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1997, pp.1-16.
 48. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59(6), 1991, pp.1551-1580.
 49. Jovanovic, B., "Asymmetric Cycles," *The Review of Economic Studies*, 73(1), 2006, pp.145-162.
 50. Kellogg, R. "The Effect of Uncertainty on Investment: Evidence from Texas Oil Drilling," *American Economic Review*, 104(6), 2014, pp.1698-1734.
 51. Kilian, L., "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market," *American Economic Review*, 99(3), 2009, pp.1053-1069.
 52. Kilian, L. and D. Murphy, "Why Agnostic Sign Restrictions Are Not Enough: Understanding the Dynamics of Oil Market VAR Models," *Journal of the European Economic Association*, 10(5), 2012, pp.1166-1188.
 53. _____, "The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil," *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), 2014, pp.454-478.

54. Kim, C. J. and C. R. Nelson, "Has the U. S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 1999, pp.608-616.
55. Kim, C. J., C. R. Nelson and J. Piger, "The Less-Volatile U. S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations," *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(1), 2004, pp.80-93.
56. Koetse, M. J., H. L. F. de Groot and R. J. G. M. Florax, "Capital-energy Substitution and Shifts in Factor demand: A Meta-analysis," *Energy Economics*, 30(5), 2008, pp.2236-2251.
57. Koop, G. and D. Korobilis, "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics," *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4), 2009, pp.267-358.
58. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 1992, pp.159-178.
59. Li, S., J. Linn and E. Muehlegger, "Gasoline Taxes and Consumer Behavior," *American Economic Journal: Economic Policy*, 6, 2014, pp.302-342.
60. Mahadevan, R. and J. Asafu-Adjaye, "Energy Consumption, Economic Growth and Prices: A Reassessment Using Panel VECM for Developed and Developing Countries," *Energy Policy*, 35(4), 2007, pp.2481-2490.
61. McConnell, M. M. and G. Perez-Quiros, "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980's?," *American Economic Review*, 90(5), 2000, pp.1464-1476.
62. Mendoza, E. G., "Terms-of-Trade Uncertainty and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 54(2), 1997, pp.323-356.
63. Ng, S. and P. Perron, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69(6), 2001, pp.1519-1554.
64. Oh, W. and K. Lee, "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970-1999," *Energy Economics*, 26(1), 2004, pp.51-59.
65. Park, J. Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, 60(1), 1992, pp.119-143.
66. Payne, J. E., "Survey of the International Evidence on the Causal Relationship between Energy Consumption and Growth," *Journal of Economic Studies*, 37(1), 2010, 53-95.
67. Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57(1), 1990, pp.99-125.
68. Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, 58(1), 1990, pp.165-193.
69. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 1998, pp.335-346.
70. Pindyck, R. S., "Irreversibility, Uncertainty and Investment," *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1991, pp.1110-1148.
71. Qin D. and G. L. Gilbert, "The Error Term in the History of Time Series Econometrics,"

- Econometric Theory*, 17(2), 2001, pp.424-450.
72. Quandt, R., "Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), 1960, pp.324-330.
 73. Ramey, G. and V. A. Ramey, "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth," *American Economic Review*, 85(5), 1995, pp.1138-1151.
 74. Said, S. E. and D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71(3), 1984, pp.599-607.
 75. Sensier, M. and D. van Dijk, "Testing for Volatility Changes in U.S. Macroeconomic Time Series," *The Review of Economics and Statistics*, 86(3), 2004, pp.833-839.
 76. Stock, J. H. and M. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61(4), 1993, pp.783-820.
 77. _____, "Has the Business Cycle Changed and Why?," in NBER Macroannual 2002, eds. M. Gertler and K. Rogoff, Cambridge, MA: MIT Press, 2002, pp.159-218.
 78. _____, "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *Journal of the European Economic Association*, 3(5), 2005, pp.968-1006.
 79. Sweeney, R. L., "Environmental Regulation, Imperfect Competition and Market Spillovers: The Impact of the 1990 Clean Air Act Amendments on the U.S. Oil Refining Industry," Manuscript, 2015.
 80. Thompson, H., "The Applied Theory of Energy Substitution in Production," *Energy Economics*, 28(4), 2006, pp.410-425.
 81. Yoo, S. H., "Causal Relationship Between Coal Consumption and Economic Growth in Korea," *Applied Energy*, 83(11), 2006a, pp.1181-1189.
 82. _____, "Oil Consumption and Economic Growth: Evidence from Korea," *Energy Sources*, Part B, 1(3), 2006b, pp.235-243.
 83. Yoo, S. H. and K.-O. Jung, "Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in Korea," *Progress in Nuclear Energy*, 46(2), 2005, pp.101-109.

〈Appendix Table 1〉 Evolution of final energy consumption volatility by sector and source



Note: The solid-line is energy consumption volatility of sector and energy source, and the dotted line is the unconditional variance estimated by nonlinear regression in which endogenous structural breaks are allowed.

(Appendix table 2) Result of unit-root and cointegration test and cointegration regression

Unit root test results			
	final energy consumption	Industry Production	Energy Price
ADF	-4.88***	-1.96	-3.49***
ADF-GLS	-3.45**	-1.74	-3.51***
ERS	4.03	10.54***	3.98
PP	-8.37***	-2.31	-4.09***
NG and Perron	Mza	-60.22	-22.66**
	MZt	-5.46	-3.37**
	MSB	0.09	0.23***
	MPT	1.62	12.80***
KPSS	0.06	0.24***	0.31***

- Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively.
 2) ADF is augmented Dickey-Fuller test of Said and Dickey(1984), and ADF-GLS is the ADF-GLS test of Eliot et al. (1996). ERS is point optimal test of Eliot et al. (1996), and PP is the unit root test of Phillips and Perron(1998). NG and Perron is the unit root test of Ng and Perron(2001), and KPSS is the stationarity test of Kwiatkowski et al. (1992).
 3) All variables are transformed into log value, and the maximum lag order is four. In addition, the constant and time trend are included when applying unit root tests. If time trend is excluded, all variables have unit root regardless of the kind of unit root tests.

Cointegration test results					
Single Equation			Johansen		
Dependent Variable	E-O	P-O		λ_{trace}	λ_{max}
y_t	-66.55***	-131.76***	at most 0	26.09**	21.18**
ip_t	-26.08**	-66.90***	at most 1	4.91	4.03
p_t	-22.35*	-35.42***	at most 2	0.88	0.88

- Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively.
 2) E-O means the cointegration test of Engle and Granger(1987), and P-O means the cointegration test of Phillips and Ouliaris(1990). Johansen is the cointegration test of Johansen(1991).
 3) All variables are transformed into log value, and the maximum lag order is four. In addition, the constant and time trend are included when applying cointegration tests.

Cointegration regression estimation results			
Regressors	FM	CCR	DOLS
ip_t	0.39*** (8.52)	0.39*** (8.57)	0.38*** (7.37)
p_t	-0.09*** (-2.68)	-0.09** (-2.49)	-0.07** (-1.85)
$Adj.R^2$	0.96	0.96	0.96

- Notes: 1) ***, **, and * represent 1%, 5%, and 10% significance level respectively. Number in parenthesis is t-statistics.
 2) FM is the Fully Modified OLS of Phillips and Hansen(1990) and CCR is the Canonical Cointegrating Regression of Park(1992). DOLS is Dynamic OLS of Stock and Watson(1993).
 3) All variables are transformed into log value, and the constant is included when estimating coefficients.

An Analysis of Korean Energy Consumption Volatility

Donghyun Shin* · Ha-Hyun Jo** · Jaehyeok Kim***

Abstract

This paper investigates the volatility change of Korean energy consumption applying endogenous structural break analysis methods. Empirical results show that the energy consumption volatility in Korea has reduced by 50% after January, 2002. In the aspects of sector and energy source, the volatility of transportation, commerce·household, public energy consumption and petroleum has decreased. On the other hand, the volatility of coal and renewable energy has increased. The analysis indicates that industry, commerce·household, petroleum and heat energy consumption are the main sources of the volatility reduction. The weakened relationship between industry production and energy consumption is also found to reduce the volatility. Another important reason for the volatility reduction is the decrease of adjustment speed among energy consumption, industry production and energy price caused by the reduced size of disequilibrium error. These empirical results imply that improvement of energy efficiency and structural transition from energy intensive industry to energy efficient industry should be accelerated in order to maintain the stability of Korean energy consumption.

Key Words: energy consumption volatility, endogenous structural break, energy efficiency, error-correction model

JEL Classification: C4, Q4

Received: Dec. 26, 2014. Revised: March 27, 2015. Accepted: April 23, 2015.

* First Author, Associate Researcher, Greenhouse Gas Inventory and Research Center of Korea/Department of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seoul 120-749, Korea, Phone: +82-2-6943-1307, e-mail: idol@yonsei.ac.kr

** Professor, Department of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seoul 120-749, Korea, Phone: +82-2-2123-3561, e-mail: hahyunjo@hanmail.net

*** Ph. D. Student, Department of Economics, Yonsei University, 50 Yonsei-ro, Seoul 120-749, Korea, Phone: +82-2-2-2123-4691, e-mail: safin84@yonsei.ac.kr