에너지경제연구 제 13 권 제 2 호
Korean Energy Economic Review
Volume 13, Number 2, September 2014 : pp. 131~169

구조변화를 고려한 우리나라 전력소비의 변동성 증가에 관한 연구

신동현* · 김동하** · 조하현***

요 약

본 연구는 최근 우리나라 전력소비의 변동성 변화 현상에 관해 분석하였다. 구조변화 접근법을 이용하여 1970년 1분기부터 2013년 2분기까지의 분기별 자료를 실증 분석한 결과, 우리나라 전력소비의 변동성은 증가한 것으로 나타났고 이는 조건부평균과 조건부분산의 구조변화 때문인 것으로 분석되었다. 전체 전력소비 변동성 증가의 원천과 원인을 파악하기 위해 산업, 상업·서비스, 가정 부문별로 나누어 살펴보고 생산 및 전력가격과 같은 경제 변수의 충격과 냉난방도일과 같은 기온 충격들이 변동성 증가에 기인하는지 분석하였다. 그 결과 우리나라 전체전력소비 변동성 증가의 원천은 부문별 전체 에너지 사용 중 전력소비의 비중이 상대적으로 높은 상업·서비스 부문인 것으로 나타났다. 또한 전력소비 증가율에 대한 생산, 가격, 기상충격 등과 같은 외부충격의 효과 증대가 전력소비 변동성 증가로 이어진 것으로 나타났다. 이러한 실증 논거들은 전력소비 변동성을 효율적으로 관리하기 위해서 전력소비 자체의 변동성 관리와 함께 경제 및 기상충격들의 영향을 함께 고려해야 함을 시사한다.

주요 단어 : 전력소비, 변동성 변화, 다중구조변화분석, 경제·기상충격
경제학문헌목록 주제분류 : C22, C34, Q43

* 연세대학교 경제연구소 연구원 (주저자). idol@yonsei.ac.kr
** 연세대학교 경제학과 통합과정(교신저자). dongha.kim413@gmail.com
*** 연세대학교 경제학과 교수. hahyunjo@hanmail.net

Ⅰ. 서 론

다양한 구조변화 분석 기법이 1990년대 이후 개발되면서 거시 경제시계열들을 대상으로 구조변화의 발생여부와 특징을 밝히려는 연구가 활발히 진행되고 있다. 특히 미국 실질GDP 증가율이 1984년 초반을 기점으로 현저하게 감소하는 '거대한 완화(The Great Moderation)' 현상에 대해 Kim & Nelson(1999), McConnell & Perez_Quiros(2000) 등에서 다양한 논의가 진행되었다. 또한 McConnell *et al.*(1999), Warnock & Warnock(2000), Blanchard & Simon(2001), Chauvet & Potter(2001). Kahn *et al.*(2002), Ahed *et al.*(2004), Kim *et al.*(2004), Herrera & Pesavento(2005), Stock & Watson(2003), Sensier & van Dijk(2004) 등은 이러한 '거대한 완화' 현상이 미국의 실질GDP 뿐만 아니라 소비, 투자, 인플레이션, 이자율, 고용 등 다양한 주요 거시경제변수들에서도 나타난다는 실증결과들을 제시하였다. 한편 이러한 거시경제변수들의 변동성 축소 현상이 미국뿐만 아니라 영국, 독일, 캐나다, 프랑스 등 다른 주요 선진국에서도 관찰되는 광범위한 현상이라는 실증결과들도 제시되었다.[1)]

한국의 경우, 이일균(2002)은 한국 종합주가지수 수익률에서 1999년 11월에 구조변화가 발생하여 구조변화 후 수익률의 평균은 하락하고, 분산이 확대되었다는 실증결과를 제시하였다. 윤종인·김태황(2006)은 원/달러 환율과 원/엔 환율의 동학에서 1997년 후반에 구조변화가 발생하였다고 지적하였고, 오형석(2007)은 외환위기 이후 한국경제의 잠재성장률은 크게 하락한 반면 GDP갭의 진폭은 매우 확대되었다는 실증결과를 제시하였다. 최영일·박양수(2007)는 1997년 경제위기 이후 한국 경기변동의 순환변동폭이 축소되었다는 실증결과

1) 이에 관한 자세한 내용은 Blanchard & Simon(2001), Simon(2001), Daslsgaard et al.(2002), Doyle & Faust(2005), Del Negro & Otrok(2003). Mills & Wang(2003), Stock & Watson(2003, 2005), Fritshe & Kuzin(2005), Bentai(2008) 등을 참조하라.

를 제시하였다. 또한 조하현·황선웅(2009)은 내생적 구조변화 분석방법을 통해서 329개 한국의 주요 거시경제 시계열 변동성 변화를 분석하여, 한국 경기변동의 변동성이 축소하고 있으며, 그 원인이 외부충격 크기 감소라는 실증분석결과를 제시하였다.

이처럼 주요 거시시계열의 변동성에 대해서 지난 15년 동안 많은 연구들이 진행됐음에도 불구하고, 에너지소비에 대한 변동성 변화 현상을 분석한 연구는 매우 부족하다. 유가(oil price)와 같은 에너지 가격의 변동성을 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형 등 계량모형을 이용하여 분석하는 연구는 상대적으로 활발하지만, 에너지 소비 자체의 변동성에 관한 연구는 찾아보기 힘들다. 또한 에너지 소비 변동성과 경제변수들의 변동성 간의 관계에 관한 연구도 부족하나, 에너지소비는 경제활동과 매우 밀접한 관련이 있으므로, 경제활동의 변동성 변화가 에너지 소비 변동성에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대한 객관적 분석이 필요하다.

관련하여 본 연구에서는 여러 에너지원 중 최근에 가장 관심 사안 중 하나인 우리나라의 전력소비 변동성 변화에 관한 분석을 수행하였다. 전화현상 및 이상기온으로 인한 냉난방 전력수요의 폭발적인 증가와 원전 관련 악재로 인해 수급 관리에 심각한 어려움을 겪고 있는 상황에서, 전력소비에 대한 변동성 변화 현상을 포착하고 그 원인을 파악하는 것은 현재 우리나라 실정에서 매우 중요한 일이라고 하겠다. 특히 변동성은 전력수급관리에서 중요한 피크수요와 관련되는 문제이기 때문에, 이에 중점을 둔 분석을 통해 중요한 시사점들을 제시할 수 있을 것이다. 그럼에도 기존 연구들은 대부분 전력소비와 관련하여 조건부 전력소비 평균치를 예측하는데 집중하고 있다. 이에 본 연구에서는 전력소비의 변동성 변화 현상을 확인하고, 발생시점을 분석하고자 한다. 또한 그러한 구조변화의 원천과 원인에 대해서 보다 세부적으로 살펴보고자 하며, 경제·기온 충격들이 전력소비 변동성 변화와 어떠한 관련성을 가지는지에 대한 답을 제시하고자 한다. 이를 통해 전력 수급 관리 시 고려해야할 기본적인 시사점들을 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 전력소비 변동성 변화에 대한 통계적 분석을 위해, 구조변화 발생여부를 확인하고 변화시점을 내생적으로 추정하며, 변화 원인들을 고려하는 방법들에 대해서 소개한다. 다음으로 본 연구에서 다룬 자료의 특징들을 제Ⅲ장에서 정리하고, 제Ⅳ장에서 주요 실증분석결과들을 제시한다. 실증분석결과에서는 먼저, 전체 전력소비량 변동성 변화에 대한 분석결과를 다루고, 전력소비량 변동성 변화의 원천과 원인을 살펴본다. 이를 위해 부문별 전력소비에 관한 정보를 이용하여 어느 부문의 변동성 변화가 전체 전력소비의 변동성 변화에 주요하게 기인하였는지 논의할 것이다. 또한 전력소비량 변동성 변화의 대한 이유로써 전력소비에 대한 생산충격, 가격충격 및 기온충격의 영향을 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 주요 결론과 시사점을 정리한다.

Ⅱ. 방법론

1. 구조변화 발생 유무에 대한 검정

본 연구는 우리나라 전력소비의 변동성 변화와 관련하여 다음과 같은 주요한 세 가지 질문에 대한 답을 제시하고자 한다. 첫째, 전력소비의 변동성이 변화하였는가. 둘째, 변동성 변화 시점은 언제인가. 셋째, 변동성 변화의 원인은 무엇인가. 이와 같은 질문들에 답하기 위해, 본 연구에서는 구조변화(structural breaks) 접근법을 이용한다.

전력소비 변동성을 전력소비의 비조건부 분산(unconditional variance)으로 측정하면, 비조건부 분산은 조건부 평균(conditional mean)과 조건부 분산(conditional variance)에 의해 결정된다. 이를 좀 더 명확하게 살펴보기 위해 식(1)과 같이 전력소비 증가율의 AR(1)을 가정한다.

$$\triangle y_t = \mu + \rho \triangle y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{1}$$

여기서, $\triangle y_t$는 전력소비증가율, μ는 상수, ρ는 자기회귀계수, ε_t는 평균이 0이고 분산이 σ_ε^2인 백색잡음 오차항을 의미한다. 전력소비 증가율이 식(1)을 따를 경우, $t-1$시점까지의 정보집합에 대한 $\triangle y_t$의 조건부 평균은 $\mu/(1-\rho)$로 계산되며, 조건부 분산은 오차항의 분산, σ_ε^2와 일치한다. 또한, $\triangle y_t$의 비조건부 분산 σ_y^2는 $\sigma_\varepsilon^2/(1-\rho^2)$로 계산된다.[2)]

따라서 오차항의 분산 σ_ε^2이 변하거나 AR모형의 자기회귀계수 ρ가 바뀌면 $\triangle y_t$의 변동성이 변화함을 알 수 있다. 여기서 σ_ε^2은 경제에 가해지는 외부충격의 크기를, ρ는 충격의 지속성을 의미한다. 이에 대한 구조변화 분석을 통해서 변동성을 변화시킨 구체적인 원인을 알아볼 수 있다.

우리나라 전력소비 증가율에서 충격의 지속성 정도에 구조변화가 발생하였는지를 살펴보기 위해서 식(2)와 같이 1번의 구조변화를 허용하는 비선형 AR(1)을 설정할 수 있다.

$$\triangle y_t = (\mu_1 + \rho_1 \triangle y_{t-1}) I[t \leq T_1] + (\mu_2 + \rho_2 \triangle y_{t-1}) I[t > T_1] + \varepsilon_t \tag{2}$$

여기서, $I[\bullet]$는 [ ]의 조건이 만족하면 1, 그렇지 않으면 0인 지시함수(Indicator function)이다. 또한 T_1은 사전에 알려지지 않은 구조변화 시점이다. 외부 충격의 크기에 대한 구조변화 유무를 판별하기 위해서 σ_ε의 불편추정량, $\sqrt{\pi/2}\,|\hat{\varepsilon}_t|$에 대한 식(3)을 설정할 수 있다.[3)]

---

2) 자세한 내용은 Hamilton(1994)을 참조하라.

3) Davidain and Carroll(1987)은 σ_ε의 불편추정량(Unbiased estimator)으로 $\sqrt{\pi/2}\,|\hat{\varepsilon}_t|$을 사용할 것을 제안하고 있다.

$$\sqrt{\frac{\pi}{2}}\,|\hat{\varepsilon}_t| = \sigma_{\varepsilon 1} I[t \le T_2] + \sigma_{\varepsilon 2} I[t > T_2] + \nu_t \qquad (3)$$

여기서, $\hat{\varepsilon}_t$는 식(2)의 잔차이며, T_2는 충격의 크기에 대한 알려지지 않은 구조변화시점이다. ν_t는 백색잡음 오차항이다. 본 연구에서는 구조변화 발생 유무에 대한 통계적 검정을 위해서 Quandt-Andrews 검정(Quandt;1960, Andrews;1993, Andrews & Ploberger;1994)을 우선 적용한다.

Quandt-Andrews 검정은 표본기간 중 식(2) 또는 (3)의 모수가 일정하다는 귀무가설과 모형의 모수 중 적어도 하나 이상이 변화했다는 대립가설을 세운 후 아래의 식(4)와 같은 검정통계량들을 계산한다.

$$\sup F(T_1) = \max_{\underline{T} \le T_1 \le \overline{T}} F(T_1) \qquad (4)$$

여기서, $\overline{T}$와 $\underline{T}$는 표본의 상한과 하한으로 보통 자료의 15~85%로 설정한다.[4] $F(T_1)$는 T_1을 구조변화 시점으로 하는 Chow통계량(Chow, 1960)이다. 즉, Quandt-Andrews 검정은 $\underline{T} \le T_1 \le \overline{T}$의 모든 시점을 잠재적 구조변화 시점으로 간주하고 Chow 검정통계량의 최대치를 구조변화 발생유무에 대한 검정통계량으로 이용한다(Andrews, 1993). 본 연구에서는 식(4)에 의한 검정과 함께 Andrews & Ploberger(1994)에서 제안하고 있는 Chow통계량에 대한 지수평균과 단순평균값을 이용한 구조변화 검정을 동시에 수행하여 분석결과의 강건성(robustness)을 확인하고자 한다. Andrews & Ploberger(1994)에서 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설에 대한 검정통계량은 식(5), (6)과 같다.

$$\exp F(T_1) = \ln\left[\frac{1}{\overline{T} - \underline{T} + 1} \sum_{T_1 = \underline{T}}^{\overline{T}} \exp\left\{\frac{F(T_1)}{2}\right\}\right] \qquad (5)$$

4) Andrews & Ploberger(1994)는 지수평균과 평균한 검정통계량에 대해서는 표본기간을 2~98%로 설정할 것을 제안하고 있다.

$$\text{ave}F(T_1) = \frac{1}{\overline{T} - \underline{T} + 1} \sum_{T_1 = \underline{T}}^{\overline{T}} F(T_1) \tag{6}$$

지금까지 설명한 내생적 구조변화를 위한 검정통계량들은 'Davies Problem' (Davies, 1977)으로 인하여 표준분포를 따르지 않는다. 이에 대하여 Hansen (1997)은 식(4)~(6)의 검정통계량들에 대한 P-value를 붓스트랩(Bootstrap) 방법으로 계산하였다. 본 연구에서는 Hansen(1997)의 방법에 의한 P-value를 이용하여 구조변화 발생 유무에 대한 통계적 검정을 수행한다.

식(2)와 식(3)을 통한 구조변화 발생유무에 따라 전력소비 증가율의 변동성인 비조건부 분산은 <표 1>과 같이 계산된다. 여기서 한 가지 유념해야 할 점은 조건부 평균의 구조변화 시점과 조건부 분산의 구조변화 시점이 반드시 일치할 필요는 없다는 것이다. 그러므로 조건부 평균과 조건부 분산에서 모두 구조변화가 발생하면, 구조변화 시점의 순서에 따라 변동성이 순차적으로 바뀌게 된다.

〈표 1〉 구조변화에 따른 비조건부 분산

구조변화 유형	구조변화 발생 전	구조변화 발생 후	변화정도
없음	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	0
조건부 평균	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_2^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2(\hat{\rho}_1^2-\hat{\rho}_2^2)}{\{(1-\hat{\rho}_1^2)(1-\hat{\rho}_2^2)\}}$
조건부 분산	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 2}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2-\hat{\sigma}_{\varepsilon 2}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$
조건부 평균과 조건부 분산	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 2}^2}{1-\hat{\rho}_2^2}$	$\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 1}^2}{1-\hat{\rho}_1^2}-\frac{\hat{\sigma}_{\varepsilon 2}^2}{1-\hat{\rho}_2^2}$

2. 다수의 구조변화에 대한 검정

앞 절에서 본 Quandt-Andrews 검정은 구조변화가 한 번만 발생한다는 가정에 근거하고 있다. Bai & Perron(1998, 2003)은 다수의 구조변화(multiple structural breaks)를 허용하는 구조변화 검정방법을 제시하였다. Bai-Perron 검정에서는 구조변화의 발생여부와 함께 구조변화의 횟수를 결정한다. 먼저, 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설과 적어도 한 번 이상, 최대 M번 이하의 구조변화가 발생했다는 대립가설을 식(7)과 같이 세울 수 있다.

$$H_0 : m = 0 \qquad \text{vs.} \qquad H_1 : m = M. \tag{7}$$

여기서, m은 구조변화의 횟수이다. 위와 같은 귀무가설과 대립가설에 대한 검정통계량, UDmax와 WDmax를 계산하고 구조변화 발생유무를 분석한다.

$$UDmax = \max_{1 \le m \le M} supF(m) \tag{8}$$

$$WDmax = \max_{1 \le m \le M} \alpha_m supF(m) \tag{9}$$

여기서, $supF(m) = F(\hat{T}_1, \cdots, \hat{T}_m)$이다. 위의 두 검정은 구조변화의 정확한 횟수를 모르는 상황에서 구조변화 발생유무에 대해서 알아보고자 하는 것이다.[5)]

해당 검정을 통해 적어도 한 번 이상의 구조변화가 발생한 것으로 확인되

5) 두 검정의 차이는 UDmax 검정은 supF(m) 통계량에 동일한 가중치를, WDmax 검정은 한계유의수준을 일치시키기 위해서 서로 다른 가중치, α_m을 부여한다는 점이다. 구체적으로 $\alpha_m = c(\alpha,1)/c(\alpha,m)$로 정의되며, $c(\alpha,m)$은 유의수준 α에 해당하는 supF(m) 검정의 임계치를 나타낸다. 보다 자세한 내용은 Bai & Perron(1998, 2003)을 참조하라.

면 구조변화의 횟수를 결정해야 한다. 이를 위해 k번의 구조변화가 발생했다는 귀무가설과 $k+1$번의 구조변화가 발생했다는 대립가설에 대하여 $supF(k+1|k)$ 검정을 $k=0$부터 순차적으로 수행하여 검정통계량이 처음으로 유의하지 않게 되는 k을 구조변화의 횟수로 선택한다.[6)]

만약, 전력소비의 조건부 평균과 분산 모두에서 구조변화가 발생하였고 시점이 다르다면, 전력소비의 비조건부 분산은 2번의 구조변화가 발생하여야 할 것이다. 본 연구에서는 전력소비 증가율에 대한 조건부 평균과 조건부 분산에 대한 구조변화 검정을 Quandt-Andrews 방법으로 수행하고, 전력소비 증가율의 비조건부 분산에 대해서는 다수의 구조변화를 허용하는 Bai-Perron 방법으로 살펴봄으로써 구조변화 횟수와 시점에 대한 재확인을 진행한다.

예를 들어 2번의 구조변화가 있는 경우, 전력소비에 대한 변동성 변화를 확인하기 위해 전력소비증가율에 대한 비조건부 분산의 구조변화 검정을 식(10)과 같이 직접 수행할 수 있다.

$$\sqrt{\frac{\pi}{2}}\left|\triangle y_t-\triangle\bar{y}_t\right|=\sigma_{y1}^2 I[t\le T_1]+\sigma_{y2}^2 I[T_1<t\le T_2] \qquad (10)$$
$$+\sigma_{y3}^2 I[t>T_2]+\eta_t$$

여기서, $\triangle\bar{y}_t$는 전력소비증가율의 표본평균을, σ_y^2은 전력소비증가율의 비조건부 분산을, η_t는 백색잡음 오차항을, T_1, T_2는 사전에 알려지지 않은 구조변화시점을 의미한다. 이에 Bai-Perron의 방법을 적용하여 전력소비 증가율에 대한 비조건부 분산의 구조변화 발생유무를 확인할 수 있다.

---

6) $supF(k+1|k)$에 앞서 UDmax와 WDmax 검정을 수행하는 이유는 다수의 구조변화가 존재하는 상황에서 $supF(1|0)$ 검정의 검정력이 떨어지기 때문이다. 실제로 UDmax와 WDmax 검정에서 구조변화가 발생하였음에도 $supF(1|0)$ 검정에서는 1번의 구조변화가 기각되는 경우가 발생한다. 보다 자세한 내용은 Bai & Perron(2006)을 참조하라.

3. 구조변화 시점에 대한 추정

구조변화 시점은 사전에 알려지지 않은 확률변수이므로 주어진 자료에서 해당 시점을 추정하는 것은 중요한 문제이다. 한 가지 방법으로는 Chow 통계량이 최대가 되는 시점을 선택하는 것이다. 그러나 이와 같은 방법은 오차항들이 동분산일 때에만 일치성이 보장되는 약점이 있다.

대신, 본 연구에서는 Bai(1994, 1997)에서 제시한 최소제곱원칙(least squares principle)에 근거하여 구조변화의 시점을 추정한다. 이는 식(2) 또는 (3)과 같이 구조변화를 허용하는 회귀모형에서 전체 표본기간에 대한 잔차들의 제곱의 합이 최소화되는 시점을 구조변화의 시점으로 선택하는 방법이다. Bai(1994, 1997)에 의하면, 이와 같은 최소제곱추정량은 실제 구조변화 시점의 초일치추정량(super consistent estimator)이 된다.

4. 구조변화 발생 원인에 대한 추정

AR(1)과 같은 단변량(univariate) 시계열 모형에 근거한 변동성 분석의 단점으로 Giannone et al.(2008)은 단변량 모형을 이용하여 변동성을 분석하면 충분한 정보를 활용하지 않아 조건부 분산, 즉 외부충격의 크기를 정확하게 추정하지 못하여 변동성 변화의 원인을 잘못 판단할 수 있음을 지적하고 있다.[7] 대신 Giannone et al.(2008), Canova(2010) 등은 변동성 분석의 대상이 되는 변수 이외에 다른 관련 있는 변수들과의 동태적 상호관계를 충분히 고려할 수 있는 VAR(Vector Autoregressive) 모형에 근거하여 변동성 변화를 분석할 것을 제안하고 있다.

본 연구에서도 앞 서 이용한 단변량 시계열 모형의 정보 부족 문제를 개선

7) 좀 더 구체적으로, Giannone et al.(2008)은 단변량 모형에서의 정보 부족은 조건부 분산 변화를 과대추정하고, 조건부 평균에서 자기회귀계수 변화를 과소 추정할 수 있음을 시뮬레이션(simulation)을 통해서 보이고 있다.

하고, 전력소비에 영향을 줄 수 있는 경제충격을 고려하여 분석의 정확성을 제고하면서 경제변수의 변동성 변화가 전력소비의 변동성 변화로 전이될 수 있는지를 분석한다. 단, VAR 모형을 사용하는 대신에 전력소비 증가율의 조건부 평균 회귀모형에 경제변수의 예상치 못한 충격을 설명변수로 추가하여 사용할 수 있는 정보를 늘리게 된다. 구체적으로 전력소비의 변동성 변화가 경제적 영향인 생산충격과 가격충격으로부터 기인하는지를 분석하고자 한다.[8)]

다시 말해, 생산과 가격충격이 전력소비 증가율에 미치는 영향의 크기가 변하면, 전력소비 변동성은 변할 수 있다. 이를 명확하게 이해하기 위해서 어떤 x부문의 예상치 못한 충격, ν_t^x을 고려한 전력소비 증가율을 AR(1)으로써 식(11)과 같이 표현할 수 있다.

$$\triangle y_t = \mu + \rho \triangle y_{t-1} + \sum_{i=1}^{4} \gamma_i \nu_{t-i}^x + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \tag{11}$$

여기서, ν_t는 생산, 가격과 같은 다른 부문의 충격을 의미하며, 식(12)에 의해서 정의된다.

$$\triangle x_t = \alpha + \beta \triangle x_{t-1} + \nu_t, \quad \nu_t \sim N(0, \sigma_\nu^2) \tag{12}$$

VAR 모형의 대안으로 식(11)과 식(12)와 같이 단일 방정식 체계의 비선형 모형으로 분석을 하게 되면 다음과 같은 장점이 있다. 첫째, VAR 모형의 경

8) 전력소비 증가율, GDP 증가율 충격, 전력가격 증가율 충격 및 기온충격(HDD, CDD) 사이의 Granger-Causality 검정결과 GDP 증가율 충격, 전력가격 증가율 충격 및 기온충격에서 전력소비 증가율로의 단방향 'Granger-Cause'하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 본 연구에서 내생성이 강한 GDP와 전력가격 증가율을 사용하여 VAR 모형을 분석하지 않더라도 외생적인 GDP 충격, 전력가격 및 기온충격 등을 설명변수로 하는 단일 방정식을 통한 분석을 통해서 변수들 간의 상호작용을 반영할 수 있는 대안으로 볼 수 있다.

우에는 모수의 변화를 허용하기 위한 한 가지 방법으로, 분석 대상의 비조건부 분산 변화가 발생한 시점을 기준으로 표본 기간을 구분하여 추정하나, 이는 비조건부 분산의 구조변화 시점과 조건부 평균의 구조변화 시점이 일치할 경우에만 적용할 수 있는 방법이다. 대신, 식(11)과 식(12)와 같이 모형을 설정하면 조건부 평균에 대한 구조변화 시점을 내생적으로 추정하여 분석할 수 있을 뿐만 아니라 변수들마다 다른 구조변화 시점을 허용할 수 있다.

둘째, VAR 모형에서 모수의 변화를 허용하기 위해서 베이지언(Bayesian) 방법을 이용하여 시변모수(time varying parameter)를 추정할 수 있으나, 이 경우 사전분포(prior distribution)설정의 자의성과 추정 과정이 복잡해지는 문제가 발생하게 된다. 또한 VAR 모형에서 시계열의 수가 다수여서 추정모수가 많을 경우에는 베이지언 방법을 적용하는 것이 효율적일 수 있으나 본 연구에서는 2변수 또는 3변수의 간소한 모형에 근거하기 때문에 이와 같은 방법은 비효율적일 수 있다.[9)]

마지막으로 식(11)과 식(12)와 같이 모형을 설정하게 되면 전력소비에 대한 다른 관련 변수의 효과를 고려하면서, 다른 변수의 충격의 크기와 충격의 지속성을 비조건부 분산에 명시적으로 표현할 수 있다는 장점이 있다. 즉, 식(11)과 식(12)에서 $\triangle y_t$의 비조건부 분산 $Var(\triangle y_t)$는 식(13)과 같이 계산할 수 있다.[10)]

$$Var(\triangle y_t) = \frac{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\nu^2 \sum_{i=1}^{4} \gamma_i^2}{1-\rho^2} \tag{13}$$

9) 그럼에도 불구하고 전력소비와 다른 거시 변수들의 상호 작용을 충분하게 고려할 수 있는 VAR 모형을 통해 변동성 변화를 분석하여 본 연구의 실증 분석결과들과 비교할 필요가 있다. 특히 Giannone et al.(2008)에서 지적한 것처럼 예측이득을 더 이상 얻을 수 없을 때까지 다른 변수들을 최대한 고려하고, Koop and Korobilis(2009) 등이 제안하고 있는 시변모수를 허용하는 베이지언 다변량 분석방법을 적용하는 것은 향후 연구 과제임을 밝혀둔다.

10) 단, 식(11)와 식(12)의 오차항들은 서로 독립이며 자기상관관계가 없는 것을 가정한다.

즉, $\triangle y_t$의 변동성은 자기회귀계수와 조건부 분산인, ρ와 σ_ε^2의 구조변화 유무에도 영향을 받지만, x부문의 충격의 영향인, γ_i의 변화와 조건부 분산인 σ_ν^2의 변화에 의해서도 바뀔 수 있다. 다시 말해, 만약 전력소비 증가율에는 어떠한 구조변화가 발생하지 않더라도, 다른 부문에서의 예상치 못한 충격의 영향력이 더 커지거나, 조건부 분산이 증가하면 변동성이 확대될 가능성이 존재한다.

전력소비와 밀접한 관련이 있는 생산 및 가격충격을 고려하면서 각 변수들의 구조변화를 허용하는 전력소비 증가율을 식(14), (15)와 같이 설정할 수 있다.

$$\begin{aligned}\triangle y_t = &\left(\mu_1+\rho_1\triangle y_{t-1}+\sum_{i=1}^{4}\gamma_{1i}\nu_{t-i}^{GDP}\right)I(t\le T_1) \\ &+\left(\mu_2+\rho_2\triangle y_{t-1}+\sum_{i=1}^{4}\gamma_{2i}\nu_{t-i}^{GDP}\right)I(t>T_1)+\varepsilon_{1t}\quad \varepsilon_{1t}\sim N(0,\sigma_{\varepsilon_1}^2)\end{aligned} \tag{14}$$

$$\begin{aligned}\triangle y_t = &\left(\mu_1+\rho_1\triangle y_{t-1}+\sum_{i=1}^{4}\gamma_{1i}\nu_{t-i}^{P}\right)I(t\le T_2) \\ &+\left(\mu_2+\rho_2\triangle y_{t-1}+\sum_{i=1}^{4}\gamma_{2i}\nu_{t-i}^{P}\right)I(t>T_2)+\varepsilon_{2t}\quad \varepsilon_{2t}\sim N(0,\sigma_{\varepsilon_2}^2)\end{aligned} \tag{15}$$

여기서, ν_t^{GDP}는 생산충격, ν_t^p는 가격충격으로 4분기 전까지의 충격들이 전력소비 증가율에 영향을 준다고 가정하였다. T_1과 T_2는 내생적 구조변화 시점이며, ε_{1t}와 ε_{2t}는 정규분포를 따르는 백색잡음 오차항이다. 생산충격과 가격충격은 아래의 식(16), (17)과 같이 구조변화를 허용하는 실질GDP와 전력가격에 대한 AR(1) 모형의 잔차로 정의한다.

$$\begin{aligned}\triangle GDP_t = &(\alpha_1+\beta_1\triangle GDP_{t-1})I(t\le T_3) \\ &+(\alpha_2+\beta_2\triangle GDP_{t-1})I(t>T_3)+\nu_t^{GDP}\end{aligned} \tag{16}$$

$$\triangle P_t^E = (\psi_1 + \omega_1 \triangle P_{t-1}^E) I(t \leq T_4) + (\psi_2 + \omega_2 \triangle P_{t-1}^E) I(t > T_4) + \nu_t^p \quad (17)$$

여기서, $\triangle GDP_t$는 실질GDP의 증가율, $\triangle P_t^E$는 전력판매가격의 증가율이다. 식(14)~(17)의 조건부 분산에 대한 식 또한 구조변화를 고려하여 식(3)과 같이 설정한 후 구조변화 유무를 확인한다. 그 결과를 반영하여 각 식들을 추정하고 비조건부 분산을 계산하게 될 것이다.

또한, 본 연구에서는 전력소비 변동성의 구조변화 원인으로써 기온충격의 영향도 함께 고려하였다. 도시가스와 함께 전력은 기온과 관계가 깊은 에너지원 중 하나이다. 한국은 정책적으로 낮은 전력가격을 유지하면서 에너지 선택이 전력으로 집중되는 전화현상(Electricification)이 일어나고 있다. 이러한 상황에서 이상기온 현상은 기온이 전력소비에 미치는 효과를 변화시켜 전력소비의 변동성을 변화시키는 한 요인이 될 수 있다. 따라서 기온의 불확실성 증대가 전력소비 변동성 변화와 관련이 있는지 분석한다. 이를 위해 기온의 영향을 포함하는 전력소비 변동성에 대한 조건부 평균 방정식을 식(18)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\triangle y_t = (\mu_1 + \rho_1 \triangle y_{t-1} + \delta_1 QHDD_t + \theta_1 QCDD_t) I(t \leq T) + (\mu_2 + \rho_2 \triangle y_{t-1} + \delta_2 QHDD_t + \theta_2 QCDD_t) I(t > T) + \varepsilon_t \quad (18)$$

여기서, $\triangle y_t$는 전력소비증가율, $QHDD_t$는 분기 난방도일, $QCDD_t$는 분기 냉방도일, ε_t는 정규분포를 따르는 백색잡음 오차항이다. 분기별 냉난방도일은 일일 냉난방도일을 분기별로 합산하여 계산한 후, 평균으로 나누어 표준화하였다.[11] 기온은 전력소비와 비선형 관계가 있기 때문에 기온을 직접 고려

11) 이와 같이 평균으로 나누어 표준화한 이유는, 종속변수인 전력소비 증가율은 로그 차분한 작은 수치인데 반해, 분기에 대해 합한 냉난방도일은 상대적으로 큰 값이므로 단위를 조정하는 동시에 냉난방도일의 추세를 제거하기 위함이다.

하기보다 냉난방도일의 개념을 도입하였으며, 강한 외생성(exogeneity)을 가지고 있으므로 전력소비 증가율에 직접 영향을 주는 것으로 설정하였다.[12] 분기 냉방도일과 난방도일의 조건부 분산은 1로 일정하다고 가정하였다.[13] 식(18)을 위와 마찬가지로 식(3)과 같이 설정한 후 구조변화 유무를 확인하고 추정하여 비조건부 분산을 계산하게 될 것이다.

Ⅲ. 분석 자료

본 연구에서는 1970년 1분기부터 2013년 2분기까지의 우리나라 분기별 자료를 사용하였다. 전력소비는 전체 전력판매량과 산업, 상업·서비스, 가정의 부문별 전력판매량을 이용하였다. 전력은 그 특성상 저장이 거의 불가능하기 때문에 전력판매량을 전력소비로 보아도 무관할 것이다. 생산충격과 가격충격의 영향 변화를 고려하기 위해서 같은 기간의 분기별 실질GDP와 전력판매단가를 이용하였다. 전력소비의 계절성을 조정하기 위해서 분기별 더미변수를 이용하여 계절 조정하였고, GDP는 한국은행에서 제공하는 계절 조정된 자료를 이용하였다.[14] 전력판매단가는 부문별 판매단가를 부문별 판매량에 근거하여 가중 평균한 값을 대표가격으로 사용하였다.[15] 또한 기온자료는 8개 도시

12) 난방도일(HDD)과 냉방도일(CDD)는 다음과 같이 정의된다.

$$HDD_t = \max(T_f - Temp_t,\ 0), \qquad CDD_t = \max(Temp_t - T_f,\ 0)$$

여기서, $Temp_t$는 기온, T_f는 기준기온으로 본 연구에서는 18도를 사용하였다.

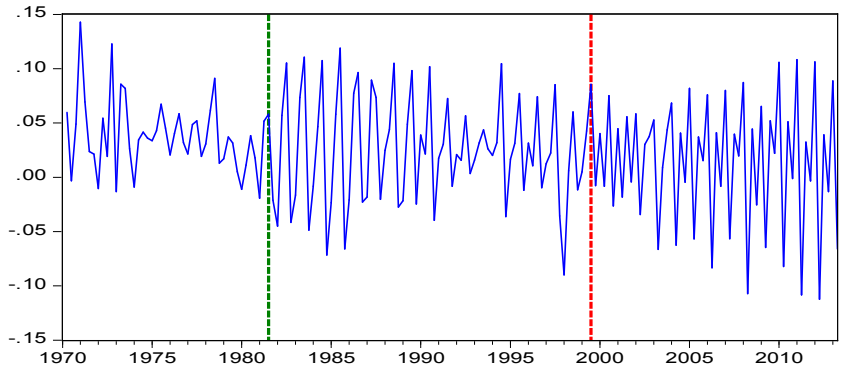
13) 실제, 분기 냉난방도일의 조건부 분산은 구조변화가 없는 것으로 나타났다.

14) 분기별 더미변수를 이용하여 계절 조정한 결과, 전체 전력소비는 1분기와 3분기, 산업부문과 상업·서비스 부문 전력소비는 1~4분기, 가정 부문의 전력소비는 1~3분기 더미변수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 계절성을 가지는 것으로 확인되었다.

15) 전력가격의 증가율은 실질가격과 명목가격인 경우 차이가 거의 없는 것으로 나타나 명목가격의 증가율을 이용하였다.

의 일일 평균기온을 가중평균한 후 분기별 자료로 바꾸었다.[16] 기온자료를 제외한 모든 변수들은 로그차분을 통해 증가율로 변환하여 사용하였으며 단위근(Unit root) 검정결과, 모든 자료들이 정상시계열인 것으로 확인하였다.[17]

[그림 1] 우리나라 전력소비증가율(로그차분)



[그림 1]은 전체 전력소비 증가율에 대한 그림을 나타낸 것이다. 전체적으로 우리나라 전력소비는 변동성 축소가 아닌 증가가 나타나고 있다. 특히 1980년 전후, 2000년 전후 변동성 증가현상이 두드러진다. 따라서 구조변화 검정을 통해서 정확한 구조변화 시점을 추정하고, 변동성 변화의 원천과 원인을 살펴볼 것이다.

<표 2>를 통해 부문별 전력소비 증가율의 변동성을 확인할 수 있다. 전체 전력소비 중에서 가장 높은 비중을 차지하는 산업의 전력소비 변동은 최근

16) 기온은 1971년 1월 1일~2013년 6월 30일까지의 일일평균기온을 사용하였으며 8개 도시(서울, 부산, 인천, 대전, 대구, 광주, 수원, 원주)를 인구와 전력판매량을 고려하여 가중 평균한 값을 대표치로 사용하였다.

17) 본 연구에서는 기본적으로 조건부 평균에 대한 구조변화를 고려하고 있으므로 구조변화를 고려한 Zivot & Andrews(1992)의 단위근 검정을 수행하였다. 구조변화 수행 시, 추세와 절편에 대한 구조변화를 허용하였으며 Bayesian Information Criteria에 의해 시차를 결정하였다. 그 결과 1% 유의수준 하에서 단위근 귀무가설이 기각되었다. 구체적인 검정 결과는 요청 시 제공한다.

들어 감소하는 것으로 보인다. 다음으로 상업·서비스 부문의 전력소비는 변동성이 과거에 비해 소폭 증가하는 것처럼 보이며, 가정은 90년 이후로 변동성이 크게 감소하는 것을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 전체 전력소비 증가율에 대한 변동성 변화의 원천을 확인하기 위해 부문별 전력소비 증가율에 대한 변동성 변화 여부를 분석하고 어느 부문이 전체 전력소비 변동성 변화에 가장 큰 영향을 주고 있는지 살펴볼 것이다.

〈표 2〉 자료들의 연도별 변동성

구 분	70년대	80년대	90년대	00년대	전체
전체 전력소비	0.03	0.06 [0.002]	0.04 [0.042]	0.06 [0.137]	0.05
산업	0.05	0.04 [0.339]	0.04 [0.505]	0.02 [0.017]	0.04
상업·서비스	0.18	0.11 [0.001]	0.12 [0.410]	0.15 [0.519]	0.14
가정	0.14	0.16 [0.388]	0.07 [0.000]	0.08 [0.539]	0.11
실질GDP	0.19	0.12 [0.001]	0.08 [0.022]	0.06 [0.201]	0.12
전력가격	0.10	0.05 [0.000]	0.10 [0.000]	0.11 [0.391]	0.10
기온	8.28	8.64 [0.804]	8.33 [0.840]	8.43 [0.976]	8.34

주: [ ]의 값은 전 년대 대비 변동성 변화에 대한 유의성 검정의 p-value이다.

다음으로 전력소비 변동성 변화의 잠재적 원인으로써 경제적 원인인 생산충격과 가격충격 영향의 변화를 고려할 수 있다. 실질GDP의 변동성은 80~85년을 기점으로 감소하는 반면 전력가격의 변동성은 90년 이후로 증가한다. 또한 전력소비와 실질GDP, 전력 가격 간의 관계도 연도별로 달라지고 있으므로, 이와 같은 생산과 가격의 변동성 자체와 전력소비에 미치는 영향의 변화가 직·간접적으로 전력소비 변동성 변화를 야기할 수 있다. 또한 난방전력기기 보급 확대 등으로 인해 냉난방도일, 특히 난방도일과 전력소비 간에 밀접

한 관계를 보임에 따라 기온충격으로 표현될 수 있는 기온의 불확실성이 전력소비 변동성 변화를 야기하는지 분석하고자 한다.[18]

Ⅳ. 실증분석결과

1. 전체 전력소비의 변동성

<표 3>은 구조변화 검정과 구조변화 시점 추정결과이다. Quandt-Andrews 방법으로 전체 전력소비의 증가율에 대한 구조변화 검정을 수행한 결과 조건부 평균과 조건부 분산 모두에서 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 조건부 평균과 분산의 구조변화 시점은 각각 1999년 3분기, 1980년 4분기이며 본 연구에서 고려한 세 가지 검정통계량 모두 해당 결과를 지지하였다. 해당 결과를 반영하여 조건부 평균과 분산을 추정한 후, 전력소비의 변동성으로서 비조건부 분산을 계산한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다.[19] 1980년 4분기의 조건부 분산에 대한 구조변화와 1999년 3분기의 조건부 평균에 대한 구조변화로 인해 전력소비 증가율의 변동성은 약 4배 상승한 것으로 나타났다.

18) 전력소비와 관련 변수들 간의 상관관계는 <부표 1>을 참조하라.
19) 전력소비에 관한 조건부 평균과 조건부 분산의 자세한 추정결과는 [부록]을 참조하라.

〈표 3〉 전력소비의 조건부 평균과 조건부 분산의 구조변화 검정결과

구 분	$supF(T)$	$expF(T)$	$aveF(T)$	Break Point
$H_0 : \mu_1 = \mu_2,$ $\rho_1 = \rho_2$	13.49 ** [0.02]	5.57 *** [0.00]	10.55 *** [0.00]	1999:3
$H_0 : \sigma_{\varepsilon 1}^2 = \sigma_{\varepsilon 2}^2$	10.24 ** [0.02]	2.51 ** [0.03]	2.33 * [0.08]	1980:4

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준을 의미한다. [ ]의 값은 Hansen(1997)의 방법에 의한 P-value이며 구조변화 시점은 Bai(1994, 1997)의 최소제곱원칙에 근거하여 결정하였다.

〈표 4〉 전력소비의 비조건부 분산 변화

구 분	비조건부 분산	구조변화 유형
1980:4 이전	0.001	
1980:4 ~ 1999:3	0.002	조건부 분산
1999:3 이후	0.004	조건부 평균

조건부 평균의 구조변화 시점은 우리나라의 외환위기 시점과 가까우며 조건부 분산의 구조변화 시점은 2차 원유충격(Oil Shock) 시점과 근접하다.[20] 그러므로 본 연구의 결과를 통해서 유추할 수 있는 사실은 당시 석유 발전 비중이 전체의 약 80% 정도였음을 감안하면, 2차 원유충격이 전력소비 증가율에 미치는 충격 자체의 크기가 증가하여 변동성 증가를 야기한 것으로 판단된다. 외환위기는 전력소비에 대한 충격의 지속성 정도를 이전보다 증가시켜, 전력소비의 변동성이 상승하였다고 볼 수 있다. 즉, 후자의 변화는 전력소비의 내부적 변화에 의해서, 전자는 외부적 변화에 의한 결과임을 시사한다.[21]

20) 비록 외환위기는 2000년 4분기에 종료되나 외환위기로 인한 경제 전반의 내적 변화는 전력소비의 변동성 변화를 지속시킬 수 있을 정도의 충격으로 볼 수 있다. 즉, 외환위기 시점 이후에 전력소비 증가율의 조건부 평균식에서 충격의 지속성을 의미하는 자기회귀계수 변화가 그 변동성 변화의 원인이기 때문이다. 반면 1980년 2차 원유충격 이후의 변동성 변화는 외부충격의 크기 변화로 나타나는 우연적인 사건으로 해석할 수 있다.

2. 부문별 전력소비의 변동성

본 절에서는 전력소비의 변동성 증가에 대한 원천을 살펴보기 위해서 전체 전력소비를 부문별로 나누어서 조건부 평균과 조건부 분산에 대한 구조변화 검정을 수행한다. 또한 전체 전력소비에 대한 부문별 소비 비중이 전력소비의 변동성에 영향을 줄 수 있으므로, 부문별 전력소비에 전기의 부문별 판매량 비중을 곱한 Growth Contribution(GC)을 계산한 후, 부문별 GC에 대한 구조변화 검정도 같이 수행하였다.[22] [그림 2]는 부문별 전력소비의 증가율과 GC를 나타낸 것이다.

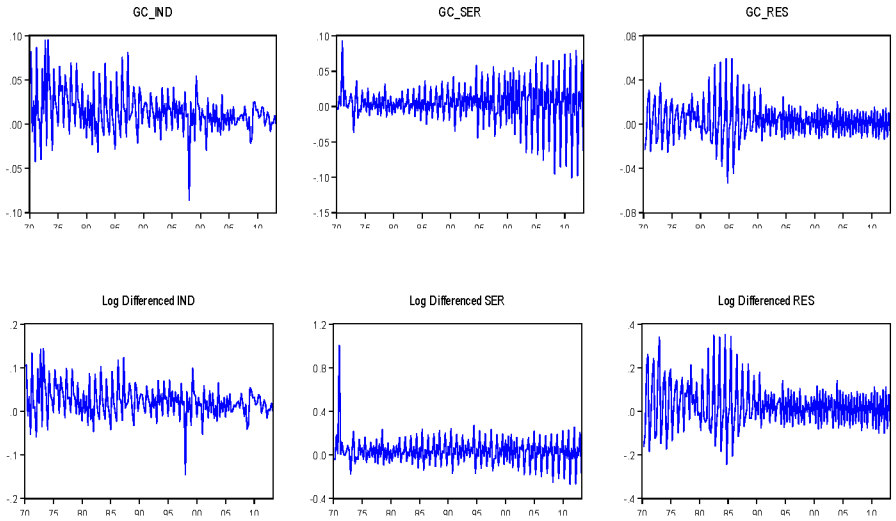
[그림 2]에서 확인할 수 있는 사실은 크게 두 가지인데, 첫째, 부문별 전력소비의 증가율은 어떠한 부문에서도 확연한 변동성 증가를 포착할 수 없다. 상업·서비스 부문의 경우에는 변동성이 일정하게 유지되는 것으로 보이며, 산업과 가정은 오히려 변동성이 최근 들어 감소하는 것을 확인할 수 있다. 둘째, 부문별 GC는 상업·서비스 부문에서 지속적인 변동성 증가가 나타나며 산업과 가정은 GC의 변동성이 감소하고 있다. 그러므로 목측 결과, 상업·서비스 부문의 변동성 증가가 전체 전력소비의 변동성 증가로 이어지고 있다고 생각해 볼 수 있다.

---

21) 미국 경기변동의 경우, Blanchard & Simon(2001), Stock & Watson(2002), Ahed et al.(2004), Sensier & van Dijk(2004)는 변동성 축소가 조건부 분산의 감소에서 기인한다고 주장한 반면, Kim & Nelson(1999)는 조건부 평균의 변화가 그 이유라고 주장하였다.

22) McConnel & Perez-Quiro(2000), McConnel et al.(1999)에서는 미국 실질GDP의 변동성 감소에 관한 연구에서 이와 같은 부문별 Growth contribution을 정의하여 변동성 감소의 원천이 재고투자의 안정화라는 결과를 제시하였다. 본 연구에서도 이들의 연구에서 정의한 방법에 따라 부문별 Growth contribution을 계산하였다.

[그림 2] 부문별 전력소비 증가율 및 Growth Contribution



주: 좌측부터 IND, SER, RES 순이며, IND는 산업, SER은 상업·서비스, RES는 가정을 의미한다. 1행은 부문별 전력소비 증가율, 2행은 부문별 GC에 대한 그래프이다.

구조변화 검정을 수행한 후, 구조변화 전 후로 변화한 조건부 평균 및 분산을 바탕으로 <표 5>와 같이 비조건부 분산을 계산하였다. 우선 부문별 소비에 대해서는 산업, 가정 부문의 변동성은 조건부 평균과 분산의 변화로 인해서 각각 0.002, 0.02 감소한다. 반면, 상업·서비스 부문은 약 0.0014의 변동성을 유지하였다. 결과적으로 부문별 전력소비에서는 어떠한 부문의 변동성 증가가 전체 변동성 증가로 이어졌는지 명확하지 않다. 부문별 GC의 변동성은 산업과 가정은 변동성이 감소하나 부문별 증가율에 비해서 그 정도가 작은 것을 확인할 수 있다. 반면에, 상업·서비스의 GC는 2001년 4분기 이후에 약 0.003 증가한다. 이를 통해 각 부문의 비중을 고려한 증가율을 살펴보는 것이 전체 변동성 변화의 원천을 파악하는데 보다 부합함을 알 수 있다.

〈표 5〉 부문별 전력소비 증가율의 변동성 변화

구 분		구조변화 이전	구조변화 이후1	구조변화 이후2	차이	구조변화시점(유형)
전체 전력소비		0.001	0.002	0.004	0.003	1981:4(조건부 분산) 1999:3(조건부 평균)
부문별 증가율	산업	0.003	0.001	0.001	-0.002	1978:4(조건부 평균) 1989:3(조건부 분산)
	상업·서비스	0.014	-	-	-	구조변화 없음
	가정	0.026	0.001	0.006	-0.02	1988:3(조건부 분산) 1990:1(조건부 평균)
부문별 GC	산업	0.0011	0.0010	0.0003	-0.0008	1978:4(조건부 평균) 1989:3(조건부 분산)
	상업·서비스	0.0004	0.0034	-	0.003	2001:4(조건부 분산)
	가정	0.0006	0.0000	0.0002	-0.0005	1988:3(조건부 분산) 1999:1(조건부 평균)

주: 조건부 평균과 분산에 대한 구조변화 검정은 Hansen(1997)의 p-value값을 통해 이루어졌으며, 구조번화 시점은 Bai(1994, 1997)의 최소제곱원칙에 근거하여 결정하였다. 구체적인 검정결과는 [부록]을 참조하라.

이러한 사실로 미루어 볼 때, 전체 전력소비의 변동성 증가는 상업·서비스 부문의 변동성 증가로부터 기인한다고 볼 수 있다. 우리나라는 부문별 전체 에너지 사용 중 전력소비 비중이 상대적으로 낮은 2차 산업이 경제 전체에서 차지하는 비중은 줄어드는 반면, 전력 사용 비중이 상대적으로 월등히 높은 3차 산업의 비중은 증가하고 있다. 이러한 흐름에서 해당 부문의 전력소비 변동성 증가가 전체 변동성 증가에 주요하게 기인하였다고 생각할 수 있다.[23] 또한 상업·서비스 부문의 경우 냉난방을 위한 전력소비 비중이 높기 때문에, 기온 불확실성의 증대에 따른 변동성 심화도 전체 전력소비 변동성 증대의 원인일 가능성이 높다.

23) 산업 부문의 경우 7,80년대 전력소비의 비중이 약 80%에서 2000년대 약 50%로 감소하였고, 가정 부문은 약 15%내외를 유지하는 반면, 상업·서비스 부문은 70년대 초 약 10% 정도에서 2000년대 약 30%이상의 비중을 보이며 전력소비 의존이 지속적으로 증가하고 있다.

3. 다수의 구조변화를 허용하는 경우

Bai-Perron의 방법을 적용하여 전력소비 증가율에 대한 비조건부 분산의 구조변화 발생유무와 시점을 분석한 결과는 <표 6>에 나타나 있다.

추정결과에 의하면 전력소비 증가율의 비조건부 분산은 2번의 구조변화가 있는 것으로 나타났다.[24] 구조변화의 첫 번째 시점은 1980년 4분기이며, 두 번째 시점은 2005년 4분기이다.[25] <표 7>은 위와 같은 다수의 구조변화 검정 결과를 근거로 전체 및 부문별 전력소비 증가율과 GC에 대한 변동성 변화를 추정하여 계산한 결과이다.

---

24) BIC, LWZ(수정된 SIC) 등에 의해서도 구조변화의 횟수를 결정할 수 있으나 Bai & Perron(2003)에 의하면 BIC와 LWZ에 의한 결정은 구조변화 유무에, 오차항의 상관관계 유무에 따라 정확성이 떨어질 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 Bai & Perron(2003)이 제안한 연속적 추정(sequential procedure)에 근거하여 구조변화 횟수를 결정하였다.

25) Bai-Perron 방법에 근거한 <표 6>의 결과와 Quandt-Andrews 방법에 근거한 <표 4>의 결과에서 구조변화 시점이 일치하지 않는 것은 두 가지 이유 때문이다. 첫째, Bai-Perron 방법과 Quandt-Andrews 방법의 구조변화 검정 방법의 근본적인 차이 때문이다. 전자의 방법은 구조변화의 횟수를 2번 이상을 허용하는 반면에, 후자의 방법은 구조변화의 횟수를 1번으로 제약을 두고 있다. 또한 Quandt-Andrews 방법과 Bai-Perron 방법에서 구조변화 발생 유무를 결정하는 검정통계량 또한 차이가 난다. 이와 같은 검정방법의 근본적인 차이는 구조변화에 대한 실증분석 결과 차이를 발생시킬 수 있다. 둘째, <표 4>는 조건부 평균과 조건부 분산 각각에 대한 구조변화 검정 결과로, <표 6>의 비조건부 분산의 변화 시점과 일치하지 않을 수 있다. 즉, 조건부 평균과 조건부 분산의 변화가 나타나더라도 비조건부 분산의 변화가 일어나기 위해서는 일정 기간이 필요할 수 있다. 그러므로 조건부 평균 또는 조건부 분산의 구조변화 시점이 비조건부 구조변화의 시점에 선행할 수 있다.

〈표 6〉 전력소비 증가율에 대한 다수의 구조변화 검정결과

$UDmax$, $WDmax$ test		$supF(l+1\|l)$ test		Break Points
$UDmax$	13.00 ***	$supF(2\|1)$	15.56 ***	1980:4
$WDmax$	13.00 ***	$supF(3\|2)$	6.19	2005:4

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10% 유의수준을 의미한다. 구조변화횟수는 Bai & Perron(2003)에 따라 연속적 추정에 근거하여 결정하였고, 구조변화시점은 최소제곱원칙에 의하여 결정하였다.

전체 전력소비 증가율에 대한 조건부 평균과 조건부 분산의 구조변화 검정결과에 따르면 전력소비량의 첫 번째 변동성 증가는 조건부 분산의 구조변화로, 두 번째 변동성 증가는 조건부 평균의 구조변화로 설명된다. 그러므로 위의 비조건부 분산이 증가한 이유로써 첫 번째 시점은 외부충격의 크기 증가, 두 번째 시점은 충격의 지속성 증가 때문으로 해석할 수 있다.

〈표 7〉 부문별 전력소비의 변동성 변화

구 분		구조변화 이전	구조변화 이후1	구조변화 이후2	차이	구조변화시점
전체 전력소비		0.001	0.003	0.005	0.004	1980:4 2005:4
부문별 증가율	산업	0.002	0.001	-	-0.001	1987:2
	상업·서비스	0.014	-	-	0	구조변화 없음
	가정	0.026	0.007	-	-0.019	1986:4
부문별 GC	산업	0.0012	0.0003	-	-0.0009	1987:2
	상업·서비스	0.0004	0.0026	-	0.0022	1999:2
	가정	0.0005	0.0002	-	-0.0003	1987:4

주: 구조변화의 수는 Bai & Perron(2003)의 연속적 방법(sequential procedure)으로, 구조변화 시점은 최소제곱원칙에 의해서 결정하였다. 구체적인 검정결과는 [부록]을 참조하라.

다음으로 부문별 전력소비증가율과 부문별 전력소비 GC의 비조건부 분산에 대한 검정 결과를 살펴보면, 구조변화 횟수를 2개 이상으로 허용하더라도 대부분 1번의 구조변화시점만을 포착하고 있다.[26] 특히 이전 분석에서 산업과 가정은 부문별증가율과 부문별GC에서 모두 조건부 평균과 조건부 분산의 구

조변화가 발생하며 그 시점 또한 달랐음에도 불구하고 이들에 대한 비조건부 분산을 직접 분석할 경우, 구조변화의 수를 1번으로 포착하고 있다.

이와 같이 다소 상반된 결과는 Quant-Andrews 검정과 Bai-Perron 검정 방식의 차이로 인하여 비조건부 분산을 직접 분석할 경우 조건부 평균과 조건부 분산의 구조변화로 인한 변동을 모두 포착하지 못하기 때문으로 생각된다.

4. 전력소비에 대한 경제 충격의 변화

<표 8>은 구조변화 검정 및 구조변화 시점 추정 결과를 바탕으로 비조건부 분산의 변화를 계산한 결과이다.[27]

〈표 8〉 생산·가격 충격을 고려한 전력소비 증가율의 변동성 변화

모형	구조변화 유형	구조변화 이전	구조변화1	구조변화2	구조변화3	차이	구조변화 시점
생산 충격 모형	전체	0.0025	0.0016	0.0007	0.0037	0.0012	
	$\triangle\sigma_{\nu}^{GDP}$		0.0016	-	-	-0.0009	1987:1
	$\triangle\sigma_{\varepsilon}$		-	0.0007	-	-0.0009	1990:4
	$\triangle\rho$		-	-	0.0010	0.0003	2000:3
	$\triangle\gamma$		-	-	0.0026	0.0019	
가격 충격 모형	전체	0.0024	0.0007	0.0008	0.0028	0.0004	
	$\triangle\sigma_{\varepsilon}$		0.0007	-	-	-0.0017	1990:4
	$\triangle\sigma_{\nu}^{P}$		-	0.0008	-	0.0001	1991:1
	$\triangle\rho$		-	-	0.0011	0.0003	2001:3
	$\triangle\gamma$		-	-	0.0023	0.0015	

주: 표 안의 값들은 각 구조변화 유형만의 영향으로 이전 시점 대비 변화한 변동성을 의미하며, '차이' 열의 값 역시 각 구조변화 발생 직전의 변동성과의 차이를 의미한다. '전체' 행의 값은 식(13)에 의거한 전체 변동성을 의미한다.

26) 일부 가정 부문의 전력소비 증가율, 산업GC, 가정GC에서 BIC 또는 LWZ를 기준으로 할 경우 2번의 구조변화를 포착하나, $supF(l+1|l)$ 검정에 부합하지 않아 최종적인 구조변화 시점은 연속적 추정에 의하여 결정하였다.

27) 자세한 검정결과들은 [부록]을 참조하라.

구조변화 발생시점은 생산충격 모형에서 2000년 3분기, 가격충격 모형에서 2001년 3분기로 나타났다.[28] 생산충격모형의 경우, 전력소비 증가율의 조건부 분산 σ_{ε}과 GDP 증가율의 조건부 분산 σ_{ν}^{GDP}은 감소한 것으로 나타났다. 전력소비 증가율에 대한 생산충격의 영향 자체가 비조건부 분산에 미치는 크기인 γ는 구조변화 이후 증가하였고, 전력소비 증가율의 자기회귀계수 ρ의 영향도 증가하였다.

가격충격을 고려한 모형의 경우에는 전력소비의 조건부 분산은 감소하나, 전력가격의 조건부 분산 σ_{ν}^{P}은 상승한 것으로 나타났다. 생산충격모형과 마찬가지로 γ와 ρ값의 크기는 증가하는 것으로 나타났다.[29]

두 모형에서 공통적인 사실은 구조변화 시점 이후로 전력소비에 대한 생산 및 가격 충격들의 영향이 증가하였다는 것이다. 이와 같은 사실에서 해당 충격들이 전력소비 변동성 증가 현상을 일으킨 것으로 유추해 볼 수 있다.[30]

구조변화 유형별로 전력소비 변동성 증가에 대한 기여도를 살펴보면 다음과 같다. 우선 생산충격을 고려한 모형에서 모든 구조변화가 발생하고 난 후, 전력소비의 변동성은 0.0012만큼 상승한다. 만약, GDP 증가율의 조건부 변동성만을 고려할 경우, 비조건부 분산은 구조변화 직전보다 0.0009만큼 감소한다. 전력소비의 조건부 변동성의 영향만을 고려하면 마찬가지로 0.0009만큼

---

28) 비록 본 절에서는 1번의 구조변화만을 고려한 Quandt-Andrews 검정에 의존하고 있으나 다수의 구조변화를 허용하는 Bai-Perron 검정도 동시에 수행하였다. Bai-Perron 검정에서 GDP는 조건부 평균에서 한 번의 구조변화를 조건부 분산에서 두 번의 구조변화가 나타나는 것으로 나타났다. 특히 GDP의 조건부 분산의 구조변화에서 두 번의 구조변화 이후의 변동성 감소는 상대적으로 작아 한 번의 구조변화를 가정하고 분석한 결과와 크게 달라지지 않는 것을 확인하였다. 또한 생산충격모형의 조건부평균에서 3번의 구조변화, 조건부 분산에서 2번의 구조변화가, 가격충격모형에서는 조건부 평균과 조건부 분산에서 각각 2번의 구조변화가 발생하는 것으로 나타났다. 보다 자세한 다수의 구조변화 검정결과는 요청 시 제공된다.

29) 구체적인 추정 결과는 [부록]을 참조하라.

30) 전력소비에 대한 생산충격의 지속성이 증가하였다는 실증분석결과에 대한 재검증으로 1998:1을 외생적 구조변화시점으로 하는 다음의 모형을 검토한 결과, GDP증가율의 추정계수가 1998:1 이후에 증가하였다는 사실을 확인하였다.

전력소비 증가율의 변동성은 감소한다. 그러나 변동성을 0.0003만큼 증가시킨 조건부 평균의 영향과 0.0019만큼 증가시킨 생산충격의 영향 변화까지 고려할 경우, 최종적인 변동성은 증가하게 된다.

다음으로 가격충격을 고려한 모형의 경우, 전력소비 증가율에 대한 조건부 분산의 변화는 변동성을 0.0017만큼 감소시키나, 그 외에 전력가격의 조건부 분산, 전력소비 증가율의 자기회귀계수, 가격충격의 영향은 각각 0.0001, 0.0003, 0.0015만큼 변동성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이에 따라 최종적으로는 0.0004만큼의 변동성 증가가 발생하는 것으로 확인되었다.

이상의 내용을 종합해보면 전력소비 변동성 증가의 가장 큰 이유는 전력소비의 내부적 변화인 충격의 지속성 증가와 함께 전력소비에 미치는 생산충격과 가격충격의 효과가 커졌기 때문으로 보인다. 특히 충격 효과의 증가는 전력소비, 생산의 조건부변동성 변화로 변동성이 감소하더라도 이를 상쇄하고 증가시킬 정도로 큰 것으로 분석되었다. 요약컨대, 전력소비와 밀접한 관계가 있는 생산·가격의 변동성 변화는 전력소비의 변동성에 직접적으로 영향을 줄 수 있다, 그러나 이러한 다른 부문의 예상치 못한 충격 크기에 대한 구조변화를 같이 고려할 경우, 관련 부문의 변동성 변화가 전력소비의 변동성 변화와 다른 방향으로 영향을 미칠 수도 있는 것으로 나타났다.

5. 전력소비에 대한 기온충격의 변화

식(18)과 같이 기온충격의 영향을 고려한 모형 분석 결과, 전력소비 증가율은 조건부 평균과 조건부 분산, 모두에서 구조변화가 나타나고 있으며 해당 시점은 각각 2001년 1분기와 1987년 2분기로 나타났다. 조건부 평균의 계수 크기들은 구조변화 시점 이후 대부분 증가하고 있다. 특히, 기온과 관련이 있는 QHDD와 QCDD의 회귀 계수값들이 모두 상승하여 전력소비에 대한 기온의 영향력이 크게 증가하였다는 것을 확인 할 수 있다. QCDD의 계수 크기가

0.02에서 0.03으로 증가함과 함께 QHDD의 계수 크기는 -0.01에서 0.08로 보다 크게 바뀌었다.[31] 이는 2000년대 이후 난방 전력기기 보급 확대 등으로 난방전력수요가 증가하고 있고, 이에 따라 이전과 달리 하계뿐만 아니라 동계에도 전력피크수요가 발생하고 있는 최근 일련의 현상들과 일맥상통한 결과이다. <표 9>는 위의 추정결과에 근거하여 전력소비의 비조건부 분산을 계산한 것이다.[32]

〈표 9〉 기온충격을 고려한 전력소비 증가율의 변동성 변화

모형	구조변화 유형	구조변화 이전	구조변화 이후1	구조변화 이후2	차이	구조변화 시점
기온충격 모형	전체	0.0018	0.0009	0.0087	0.0069	
	$\triangle\sigma_\varepsilon$		0.0009	-	-0.0009	1987:2
	$\triangle\rho$		-	0.0011	0.0002	2001:1
	△기온충격		-	0.0072	0.0063	

주: 표 안의 값들은 각 구조변화 유형만의 영향으로 이전 시점 대비 변화한 변동성을 의미하며. '차이' 열의 값 역시 각 구조변화 발생 직전의 변동성과의 차이를 의미한다. '전체' 행의 값은 식(13)에 의거한 전체 변동성을 의미한다.

전력소비의 비조건부 분산은 모든 유형의 구조변화를 고려하게 되면 0.0069만큼 상승한다. 전력소비 증가율의 조건부 분산은 구조변화로 인해 감소하면서 전체 변동성을 0.0009만큼 감소시킨다.[33] 그러나 충격의 지속성과 기온충격의 변화로 인해 비조건부 분산을 각각 0.0002, 0.0063만큼 증가시키며 이전의 감소효과를 모두 상쇄하게 된다.

종합하면, 이전 경우들과 마찬가지로 전력소비 증가율의 외부적 충격은 전

31) 자세한 추정결과는 [부록]을 참고하라.
32) 분기 냉·난방도일의 조건부 분산을 1로 가정하여 실제 전력소비량의 비조건부 분산보다 크게 계산될 가능성이 있음을 유의해야 한다.
33) 실제 전력소비 증가율의 조건부 분산은 0.03에서 0.02로 감소한다.

체 변동성을 감소시키나, 기온충격의 변화가 큰 영향을 미치며 변동성을 증가시켜 전반적인 변동성 상승의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다. 특히, 구조변화 시점 이후, QHDD의 회귀계수 값이 크게 상승한 점으로 미루어 볼 때 겨울철 난방수요의 급증이 전력소비 증가율의 비조건부 분산을 증가시키는 주요 원인으로 볼 수 있다.

Ⅴ. 결론

본 연구에서는 구조변화 접근법을 이용하여 우리나라 전력소비의 변동성 변화에 대해서 분석하였다. 1970년 1분기부터 2013년 2분기까지의 분기별 자료를 이용하여 실증 분석한 결과, 비조건부 분산으로 측정한 전체 전력소비 증가율 변동성은 증가한 것으로 나타났다. 전력소비 변동성이 증가한 이유는 전력소비 변동성의 조건부 평균과 조건부 분산에서 구조변화가 발생하였기 때문으로 분석되었다. 우선 1980년 4분기에 전력소비의 조건부 분산이 증가함에 따라 변동성 증가현상이 나타났고, 1999년 3분기에 조건부 평균의 구조변화로 인하여 변동성이 보다 상승하였다. 전자는 2차 원유충격 이후, 전력소비 증가율에 대한 외부 충격의 크기 증가로, 후자는 외환위기 이후, 전력소비에 대한 충격의 지속성 상승이 전력소비의 변동성을 증가시켰다고 볼 수 있다.

다음으로 부문별 전력소비의 변동성에 대한 구조변화 검정을 수행하여 전체 전력소비 변동성 증가의 원천을 분석하였다. 부문별 전력소비증가율 뿐만 아니라 부문별 비중을 고려한 GC에 대한 구조변화 검정도 병행한 결과, 상업·서비스 부문의 변동성 증가가 전체 전력소비 변동성 변화를 이끈 것으로 나타났다. 이는 에너지원들 중 전력사용의 비중이 빠르게 증가하고 있는 상업·서비스 부문이 지속적으로 확대되고 있고, 해당 부문의 전력소비 중 많은 비중을 차지하는 냉난방 전력수요가 기온의 불확실성 확대와 함께 증가하면

서 상업·서비스의 전력소비 변동성 증가를 야기한 것으로 보인다.

또한 본 연구에서는 생산충격과 가격충격이 전력소비에 미치는 효과가 증가함에 따라 전력소비 변동성을 증가시켰다는 사실을 확인하였다. 생산과 전력가격의 예상치 못한 충격을 전력소비증가율 모형에 반영하여 분석함으로써 생산과 가격의 변동성 변화가 전력소비 변동성에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다는 가능성을 확인하고자 하였다. 그 결과, GDP는 조건부 분산이 감소함으로써 전력소비의 변동성을 감소시킨 반면, 전력가격은 조건부 분산이 증가하여 전력소비의 변동성을 확대시켰다. 더욱이, 전력소비 증가율에 대한 생산과 가격의 예상치 못한 충격의 효과가 증대되었음과 해당 변화가 전력소비량 변동성 증가의 대부분을 설명하는 것으로 확인되었다. 그러므로 전력소비와 깊은 관계가 있는 경제변수들의 구조변화 여부는 전력소비 변동성 변화를 야기할 수 있는 중요한 원인이라는 것을 확인할 수 있었다.

생산 및 가격충격과 함께 기온충격도 전력소비의 변동성 변화를 설명하는지 확인하고자 하였다. 그 결과, 기온충격의 직접적인 효과는 전력소비 변동성을 증가시키는 중요한 경로라는 것을 확인하였다. 특히, 난방수요 급증이 전력소비 증가율의 비조건부 분산 증가로 이어졌을 가능성이 높다는 사실을 살펴볼 수 있었다.

본 분석들을 통해 최근의 사회적 관심사 중 하나인 전력수급 불균형 문제와 관련하여 전력소비의 변동성 증가 현상을 실증적으로 확인할 수 있었으며, 해당 현상의 구체적인 원천을 확인할 수 있었다. 이를 통해 상업 및 가정 부문에 중점을 둔 최근의 수요관리 정책들이 피크 수요 관리에 유효할 수 있다는 가능성을 살펴볼 수 있었다. 마지막으로 본 실증 논거들은 전력소비 변동성의 효과적인 관리를 위해서 전력소비 자체의 변동성 관리와 함께 관련 충격들의 영향도 함께 고려해야함을 시사한다.

본 연구에서는 전력소비의 변동성 증가에 대한 원인을 구조변화 접근방법에 의해 분석하였으나 다른 대안적인 방법에 의해서도 분석할 수 있을 것이다. 또한 전력소비와 대체 또는 보완관계에 있는 다른 에너지가격의 구조변화가 전

력소비 변동성에 영향을 줄 수 있는지에 대해서도 분석할 수 있을 것이다. 마지막으로 본 연구에서는 생산과 전력가격을 외생변수로 가정한 전력소비에 대한 단변량 모형으로 분석하였다. 그러나 전력소비의 변동성 변화를 분석함에 있어서, 구조변화를 고려한 Vector Autoregressive(VAR) 등과 같은 다변량 모형을 통해서 이들 간의 상호 동태적 관계를 반영할 수 있을 것으로 기대한다.

접수일(2014년 3월 31일), 게재확정일(2014년 9월 4일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

오형석, 2007.「우리나라 경제의 잠재성장 및 경기변동에 관한 분석」. 금융연구.

윤종인·김태황, 2006.「원화 환율의 구조적 변화를 고려한 안정성 검정」. EU학연구.

이일균, 2002.「자본시장과 구조변화」. 재무관리연구.

조하현·황선웅, 2009.「한국 경기순환의 변동성 구조변화」. 산업경제연구.

최영일·박양수, 2007.「최근 경기순환의 특성 변화를 반영한 경기분석모형의 개선」. 한은조사연구.

Ahed, S., Levin, A. and Wilson, B. A. 2004. "Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?" *The Review of Economics and Statistics* 86(3) : pp824-832

Andrews, D. W. K. 1993. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica* 61(4) : pp821-856.

Andrews, D. W. K., Ploberger, W. 1994. "Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative." *Econometrica* 62(6) : pp1383-1414.

Bai, J. 1994. "Least squares estimation of a shift in linear processes." *Journal of Time Series Analysis* 15(5) : pp453-472.

Bai, J. 1997. "Estimating Multiple Breaks One at a Time." *Econometric Theory* 13(3) : pp315-352.

Bai, J., Perron, P. 1998. "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes." *Econometrica* 66(1) : pp47-78.

Bai, J., Perron, P. 2003. "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models." *Journal of Applied Econometrics* 18(1) : pp1-22.

Bai, J., Perron, P. 2006. "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis." *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research* : pp212-237. Cambridge University Press.

Bentai, L. 2008. “The ‘great moderation’ in the United Kingdom.” *Journal of Money, Credit and Banking* 40(1) : pp121-147.

Blanchard, O. and Simon, J. 2001. “The Long Decline in U.S. Output Volatility.” *Brookings Papers on Economic Activity 32(1)* : pp135-173.

Canova, F. 2010. “What Explains the Great Moderation in the U.S.? A Structural Analysis.” *Journal of the European Economic Association* 7(4) : pp697-721.

Chauvet, M. and Potter, S. 2001. “Recent Changes in the U.S. Business Cycle.” *The Manchester School* 69(5) : pp481-508.

Chow, G. C. 1960. “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions.” *Econometrica* 28(3) : pp591-605.

Daslsgaard, T., Elmeskov, J. and Park, C.-Y. 2002. “Ongoing Changes in the Business Cycle: Evidence and Causes.” OECD Economics Department Working Papers 315.

Davidian, M. and Carroll, R. J. 1987. “Variance Function Estimation.” *Journal of the American Statistical Association* 82(400) : pp1079-1091.

Davies, R. B. 1977. “Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative.” *Biometrika* 64(2) : pp247-254.

Del Negro, M. and Otrok, C. 2003. “Time-Varying European Business Cycles.” Mimeo, University of Virginia.

Doyle, B. M. and Faust, J. 2005. “Breaks in the Variability and Comovement of G-7 Economic Growth.” *The Review of Economics and Statistics* 87(4) : pp721-740.

Fritshe, U. and Kuzin, V. 2005. “Declining Output Volatility in Germany: Impulses, Propagation, and the Role of Monetary Policy.” *Applied Economics* 37 : pp2445-2457.

Giannone, D., Reichlin, L. and Lenza, M. 2008. “Explaining the Great Moderation: It Is Not the Shocks.” *Journal of the European Economic Association* 6(2-3) : pp621-633.

Hansen, B. E. 1997. “Approximate Asymptotic p Values for Structural-Change Tests.” *Journal of Business and Economic Statistics* 15(1) : pp60-67.

Hamilton, J. D. 1994. “Time Series Analysis.” Vol. 2. Princeton: Princeton University Press.

Herrera, A. M. and Pesavento, E. 2005. “The Decline in U.S. Output Volatility: Structural Changes and Inventory Investment.” *Journal of Business & Economic Statistics* 23(4) : pp462-472.

Kahn, J. A., McConnell, M. M. and Perez-Quiros, G. 2002. “On the Causes of the Increased Stability of the U.S. Economy.” *Economic Policy Review* 8 : pp183-206.

Kim, C.-J. and Nelson, C. R. 1999. “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) : pp608-616.

Kim C.-J., Nelson, C. R. and Piger, J. 2004. “The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations.” *Journal of Business & Economic Statistics* 22(1) : pp80-93.

Koop, G. and Korobilis, D. 2009. “Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics.” *Foundations and Trends in Econometrics* 3(4) : pp267-358.

McConnell, M. M., Mosser, P. and Perez-Quiros, G. 1999. "A Decomposition of the Increase Stability of GDP Growth." Current Issues in Economics and Finance 5(13) : pp1-6.

McConnell, M. M. and Perez-Quiros, G. 2000. “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980’s?” *American Economic Review* 90(5) : pp1464-1476.

Mills, T. and Wang, P. 2003. “Have Output Growth Rates Stabilized? Evidence from the G-7 Economies.” *Scottish Journal of Political Economy* 50(3) : pp232-246.

Sensier, M. and van Dijk, D. 2004. “Testing for Volatility Changes in U.S. Macroeconomic Time Series.” *The Review of Economics and Statistics* 86(3) : pp833-839.

Simon, J. 2001. “The Decline in Australian Output Volatility.” Reserve Bank of Australia.

Stock, J. H. and Watson, M. W. 2003. "Has the Business Cycle Changed and Why?" *In NBER Macroannual 2002* 17 : pp159-230. MIT Press.

Stock, J. H. and Watson, M. H. 2005. "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics." *Journal of the European Economic Association* 3(5) : pp968-1006.

Quandt, R. 1960. "Tests of the Hypothesis That a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes." *Journal of the American Statistical Association* 55(290) : pp324-330.

Warnock, M. C. and Warnock, F. E. 2000. "The Declining Volatility of U.S. Employment: Was Arthur Burns Right?" Board of Governors of the Federal Reserve System.

Zivot, E. and Andrews, D. K. 1992. "Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics* 10(10) : pp251 - 70

◎ 부 록 ◎

〈부표 1〉 부문별·연도별 전력소비와 관련변수들 간의 상관관계

구 분		70년대	80년대	90년대	00년대	전체
전체	실질GDP	0.208 [0.223]	0.344 [0.030]	0.066 [0.686]	-0.785 [0.000]	-0.008 [0.922]
	전력가격	-0.351 [0.036]	0.170 [0.294]	0.654 [0.000]	0.414 [0.002]	0.305 [0.000]
	HDD	-0.305 [0.070]	-0.815 [0.000]	-0.584 [0.000]	0.515 [0.000]	-0.177 [0.021]
	CDD	0.274 [0.106]	0.845 [0.000]	0.818 [0.000]	0.048 [0.730]	0.405 [0.000]
산업	실질GDP	0.774 [0.000]	0.721 [0.000]	0.827 [0.000]	0.485 [0.000]	0.708 [0.000]
	전력가격	-0.532 [0.001]	-0.312 [0.050]	-0.257 [0.110]	-0.270 [0.048]	-0.268 [0.000]
	HDD	-0.591 [0.000]	-0.659 [0.000]	-0.551 [0.000]	-0.145 [0.294]	-0.477 [0.000]
	CDD	0.099 [0.565]	0.224 [0.164]	0.143 [0.380]	-0.039 [0.778]	0.087 [0.259]
상업 · 서비스	실질GDP	-0.393 [0.018]	-0.270 [0.092]	-0.364 [0.021]	-0.850 [0.000]	-0.422 [0.000]
	전력가격	-0.021 [0.902]	0.448 [0.004]	0.862 [0.000]	0.399 [0.003]	0.370 [0.000]
	HDD	0.031 [0.857]	-0.378 [0.016]	-0.370 [0.019]	0.579 [0.000]	0.058 [0.452]
	CDD	0.269 [0.113]	0.817 [0.000]	0.802 [0.000]	-0.004 [0.977]	0.360 [0.000]
가정	실질GDP	-0.560 [0.000]	0.074 [0.649]	-0.575 [0.000]	-0.829 [0.000]	-0.354 [0.000]
	전력가격	0.477 [0.003]	0.381 [0.015]	0.625 [0.000]	0.722 [0.000]	0.482 [0.000]
	HDD	0.699 [0.000]	-0.676 [0.000]	0.019 [0.909]	0.227 [0.099]	0.002 [0.977]
	CDD	-0.240 [0.159]	0.921 [0.000]	0.563 [0.000]	0.370 [0.006]	0.381 [0.000]

주: 전력소비, GDP, 전력가격은 1차 로그차분한 값을, HDD와 CDD는 분기별로 합산한 일일 HDD와 CDD이다. [ ]의 값은 두 변수 간의 상관관계가 0이라는 귀무가설에 대한 검정통계량의 p-value이다.

〈부표 2〉 부문별 전력소비와 GC에 대한 구조변화 검정결과

구 분		증가율			Growth Contributions		
		Sup	Exp	Ave	Sup	Exp	Ave
산업	조건부 평균	12.22[b] [0.04]	4.50[b] [0.01]	7.90[a] [0.00]	17.30[a] [0.00]	6.87[a] [0.00]	11.49[a] [0.00]
	조건부 분산	20.97[a] [0.00]	8.31[a] [0.00]	13.12[a] [0.00]	31.95[a] [0.00]	13.77[a] [0.00]	21.57[a] [0.00]
상업 · 서비스	조건부 평균	4.95 [0.57]	1.74 [0.24]	3.40 [0.13]	2.04 [0.99]	0.56 [0.81]	1.09 [0.74]
	조건부 분산	5.91 [0.17]	1.35 [0.12]	1.67 [0.16]	36.72[a] [0.00]	15.58[a] [0.00]	22.27[a] [0.00]
가정	조건부 평균	33.42[a] [0.00]	14.83[a] [0.00]	20.24[a] [0.00]	33.42[a] [0.00]	14.83[a] [0.00]	20.24[a] [0.00]
	조건부 분산	72.46[a] [0.00]	33.41[a] [0.00]	45.04[a] [0.00]	34.07[a] [0.00]	14.08[a] [0.00]	20.90[a] [0.00]

주: a는 1%, b는 5%, c는 10% 유의수준을 의미한다. [ ]의 값은 P-value로 Hanse(1997)의 방법에 의해 계산한 것이며 조건부 평균의 경우, 모두 AR(1)을 가정하고, $H_0 : \mu_1 = \mu_2, \rho_1 = \rho_2$에 대한 검정결과이다.

〈부표 3〉 생산·가격 및 각 충격에 대한 구조변화 검정결과

구 분		Sup	Exp	Ave
생산충격	조건부 평균	10.25 * [0.09]	3.09 * [0.06]	5.80 ** [0.02]
	조건부 분산	19.76 *** [0.00]	7.33 *** [0.00]	10.06 *** [0.00]
가격충격	조건부 평균	38.26 *** [0.00]	16.48 *** [0.00]	24.14 *** [0.00]
	조건부 분산	26.74 *** [0.00]	10.99 *** [0.00]	14.44 *** [0.00]
기온충격	조건부 평균	52.35 *** [0.00]	23.07 *** [0.00]	22.20 *** [0.00]
	조건부 분산	19.71 *** [0.00]	7.10 *** [0.00]	9.32 *** [0.00]
GDP 증가율	조건부 분산	10.25 * [0.09]	3.09 * [0.06]	5.80 ** [0.02]
전력 가격	조건부 분산	9.58 ** [0.03]	2.48 ** [0.03]	3.29 ** [0.03]

주: ***는 1%, **는 5%, **는 10% 유의수준을 의미하며 [ ]의 값은 P-value로 Hanse(1997)의 방법에 의해 계산한 것이다.

〈부표 4〉 부문별 전력소비 증가율 및 GC에 대한 추정결과

구 분	μ		ρ		σ_ε	
	변화이전	변화이후	변화이전	변화이후	변화이전	변화이후
전체	0.03[a] (6.77)	0.02[a] (3.83)	-0.08 (-0.69)	-0.66[a] (-6.12)	0.03[a] (6.42)	0.05[a] (16.91)
산업	0.06[a] (6.58)	0.02[a] (7.73)	-0.45[a] (-5.60)	-0.32[a] (-5.25)	0.05[a] (12.71)	0.03[a] (9.89)
상업·서비스	0.05[a] (6.80)	-	-0.48[a] (-3.77)	-	0.10[a] (12.05)	-
가정	0.05[a] (5.53)	0.03[a] (8,19)	-0.23[a] (-3.56)	-0.89[a] (-28.75)	0.16[a] (14.24)	0.04[a] (12.23)
산업GC	0.04[a] (5.45)	0.01[a] (6.25)	-0.44[a] (-3.44)	-0.31[a] (-3.48)	0.03[a] (12.47)	0.02[a] (9.67)
상업·서비스GC	0.01[a] (3.95)	-	-0.62[a] (-7.33)	-	0.02[a] (10.95)	0.05[a] (12.55)
가정GC	0.01[b] (2.64)	0.00[a] (6.44)	-0.31[b] (-2.77)	-0.93[a] (-22.76)	0.02[a] (12.17)	0.01[a] (10.40)

주: a는 1%, b는 5%, c는 10% 유의수준을 의미하고, ( )의 값은 t-통계량이다. 구조변화 검정결과는 Quandt-Andrews 검정에 근거하였고, 구조변화 시점은 Bai(1994, 1997a)의 최소제곱원칙에 근거하였다.

〈부표 5〉 개별 충격을 고려한 전력소비 모형 추정결과

생산충격			가격충격			기온충격		
유형	변화 이전	변화 이후	유형	변화 이전	변화 이후	유형	변화 이전	변화 이후
μ	0.03 (6.78)	0.02[a] (5.35)	μ	0.03[a] (6.75)	0.02[a] (5.50)	μ	0.03[a] (3.21)	-0.08[a] (-4.04)
ρ	-0.18[c] (-1.69)	-0.57[a] (-4.98)	ρ	-0.14 (-1.25)	-0.46[a] (-3.63)	ρ	-0.17[b] (-2.13)	-0.45[a] (-3.52)
γ_{t-1}^{GDP}	0.00 (0.96)	0.65[a] (6.97)	γ_{t-1}^{P}	-0.13[b] (-2.48)	-0.04 (-0.72)	$QHDD_t$	-0.01[c] (-1.72)	0.08[a] (7.98)
γ_{t-2}^{GDP}	-0.15[a] (-3.13)	0.10 (0.78)	γ_{t-2}^{P}	-0.07 (-1.35)	0.28[a] (4.21)	$QCDD_t$	0.02[a] (6.24)	0.03[a] (3.00)
γ_{t-3}^{GDP}	0.24[a] (3.96)	-0.13 (-1.53)	γ_{t-3}^{P}	-0.03 (-0.93)	-0.35[a] (-6.81)	-	-	-
γ_{t-4}^{GDP}	0.07[c] (1.63)	-0.47[a] (-5.68)	γ_{t-4}^{P}	0.07[c] (1.69)	0.00 (-0.05)	-	-	-

주: a는 1%, b는 5%, c는 10% 유의수준을 의미하고, ( )의 값은 t-통계량이다. 구조변화 검정결과는 Quandt-Andrews 검정에 근거하였고, 구조변화 시점은 Bai(1994, 1997a)의 최소제곱원칙에 근거하였다.

ABSTRACT

Analysis of Volatility Increase on Electricity Use considering Structural Breaks in South Korea

Donghyun Shin*, Dongha Kim** and HaHyun Jo***

This study examines volatility changes of electricity consumption in South Korea. The results of empirical analysis using quarterly data from 1970:1 to 2013:2 shows the volatility increase. Structural changes of conditional mean and variance result in this increase. Electricity use in industrial, commercial·service and residential sector are examined for identifying the main sources of the increase. With respect to the reasons of these changes, economic shocks, such as GDP and price of electricity, and temperature shock, such as HDD·CDD, are checked. The specific results show that the main source which have charge of the volatility increase is commercial·service sector whose electricity consumption has a relatively large proportion in its total energy use. In addition, increase in the effect of GDP, Price and temperature shock to the electricity use leads to the volatility expansion. These empirical results suggest that effective management in the volatility of electricity consumption should consider the effect of economic·climatic shock as well as the volatility of electricity use itself.

Key Words : Electricity consumption, Volatility change, Multiple structural breaks analysis, economic·climatic shock

JEL Codes : C22, C34, Q43

* Researcher, Yonsei Economic Research Institute(main author). idol@yonsei.ac.kr

** Integrated Ph. D Course, School of Economics, Yonsei Univ(corresponding author). dongha.kim413@gmail.com

*** Professor, School of Economics, Yonsei Univ, hahyunjo@hanmail.net