에너지경제연구 제 15 권 제 1 호
Korean Energy Economic Review
Volume 15, Number 1, March 2016 : pp. 33 ~ 67

부문별 에너지원 수요의 변동특성 및 공통변동에 미치는 거시적 요인들의 영향력 분석*

차경수**

요 약

본 연구의 주요목적은 국내 3대 부문(산업, 가정 및 상업) 3대 에너지원(석유, 도시가스 및 전력) 수요의 변동특성을 파악하고, 이들 부문별 에너지원수요의 공통변동(동행성)에 미치는 거시적 요인들의 기여도를 분석하는 것이다. 분석결과, 산업부문의 전력수요를 제외한 대부분의 부문별 에너지원수요의 변동은 거시적 요인들보다는 자체의 미시적 요인들에 주로 기인하는 것으로 나타났다. 한편, 이들 부문별 에너지원수요의 공통변동에 가장 큰 영향을 미치는 추진력(driving force)은 경제성장률인 것으로 나타났다. 그러나 이외에도 최근 들어 그 영향력이 점차 증가하는 것으로 주목받고 있는 인구증가율의 감소, 에너지 소비효율성의 향상, 에너지다소비산업의 비중축소와 같은 구조적 요인들과 냉난방도일과 같은 기후변화 관련변수들도 비록 작지만, 통계적으로 유의적인 설명력을 보임을 확인할 수 있었다. 이상의 결과들은 중장기 에너지수요의 예측력 향상을 위해서는 거시적 요인들 뿐 아니라, 부문별 에너지원수요에 영향을 미치는 고유의 미시적 요인들을 발굴하고 이에 대한 지속적 자료구축 작업을 수행해야 함을 의미하는 것이다.

* 이 논문은 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구되었습니다.
** 부산대학교 경제통상대학 경제학부 부교수

주요단어 : 부문별 에너지원 수요, 동태은닉공통인자모형, Bayesian MCMC, 분산분해
경제학문헌목록 주제분류 : Q43, E31, E32

Ⅰ. 서 론

2000년대 들어 에너지소비량의 증가율은 과거에 비해 큰 폭의 둔화세를 보이고 있다. 2001~2013년까지의 최종에너지소비량은 연평균 2.7%의 증가율을 기록하여, 1981~1990년과 1991~2000년의 7.2%와 7.3%의 절반수준에도 못 미치고 있다.[1] 그렇다면 에너지수요의 증가세가 이처럼 둔화되고 있는 이유는 무엇일까? <표 1>은 1990년대와 2000년대의 최종에너지소비량과 주요 변수들의 연평균 증가율을 비교하고 있다.

〈표 1〉 에너지소비량과 주요 변수들의 연평균 증가율

(단위: %)

	최종 에너지	GDP	인구	난방 도일	냉방 도일	국제 유가	에너지 원단위	다소비 업종 비중
1991~2000	7.3	7.0	0.9	1.1	4.1	5.7	1.0	2.5
2001~2013	2.7	4.1	0.5	0.7	1.3	13.5	-0.9	-0.1

주: 1) 연평균 증가율은 전년 대비 증가율의 기간 평균을 의미한다.
2) 최종 에너지소비는 열량 기준(1,000 toe)
3) 에너지원단위는 toe/mil. won기준으로 에너지원단위의 하락은 에너지효율성 향상을 의미한다.
4) 다소비업종 비중은 GDP에서 차지하는 석탄, 석유산업과 화학산업의 산출량의 비중을 의미한다.

1) 1차 에너지소비도 2001~2013년 중 연평균 2.9%의 증가율을 기록하여, 1981~1990년의 7.9%와 1991~2000년의 7.7%에 비해 크게 둔화된 모습을 보이고 있다.

<표 1>을 살펴보면 2000년 이후 GDP와 인구증가율은 1990년대에 비해 거의 절반수준으로 감소했으며, 난방도일과 냉방도일의 증가율 역시 0.4%p와 2.8%p 감소했음을 알 수 있다. 특히, 에너지소비의 효율성을 의미하는 에너지원단위는 1.9%p 개선되었으며, GDP에서 차지하는 에너지다소비업종의 비중도 2.6%p 감소하였다. 또한 국제유가 증가율은 1990년대에 비해 7.8%p 증가하여 2000년 이후 나타난 에너지수요의 둔화세가 이들 변수들의 변동과 무관하지 않음을 나타내고 있다.

지금까지 에너지수요의 변동요인을 분석한 연구들은 주로 경제성장률과 에너지가격 변화의 역할에 초점을 맞추고 있다. Yu and Choi(1985) 및 Soytas and Sari(2003)는 에너지수요와 경제성장률 간의 인과관계 분석을 통해 한국의 경우는 경제성장률이 에너지소비를 견인하고 있음을 지적하였다.[2] 또한 강만옥·이상용·조장율(2008), 이승재·어승섭·유승훈(2013), 정동원·황병소·유승훈(2013) 및 배영수(2015) 등 수많은 연구들은 에너지수요의 소득 및 가격탄력도를 추정하였다. 그러나 최근 들어 이들 두 변수 외의 다른 요인들의 역할에 초점을 맞춘 연구들도 나타나고 있다. 박광수(2009) 및 임현진·정수관·원두환(2013)은 냉방도일과 난방도일을 이용하여 에너지수요의 변동에서 기후변화가 차지하는 역할을 분석하였다. 박광수(2009)는 총에너지수요와 전력 최대수요에 미치는 이들 기후변수들의 역할이 1990년대에 비해 2000년대 들어 증가했음을 지적했다. 또한 임현진·정수관·원두환(2013)은 이들 기후변수들 중 오직 냉방도일만이 가정부문 전력수요에 영향을 미침을 보고하고 있다. 이외에도 Geem and Roper(2009)는 GDP 외에 인구 및 수출입량을 이용하여 한국의 1차 에너지소비량을 예측했으며, 신동현(2015)은 고령화 및 도시화와 같은 사회구조적 요인들의 변화가 수송부문 에너지수요에 미치는 효과를 분석하기도 하였다.

2) 그러나 이들과 달리 Lee(2005)는 한국을 포함한 18개 개도국 모두에서 에너지소비가 경제성장률을 이끌고 있음을 지적하였다. 또한 Glasure and Lee(1997), Oh and Lee(2004) 및 모수원·김창범(2003)은 국내에서 경제성장률과 에너지소비 간에는 상호 인과관계가 존재한다는“피드백 가설”을 지적하였다. 에너지수요와 경제성장율 간의 상관관계에 관한 내용은 Lee(2005) 혹은 박기현·김진경(2013)을 참조하기 바란다.

에너지자원이 부족한 우리나라의 경우, 에너지수요의 변동요인에 관한 충분한 이해와 이에 기초한 중장기 에너지수요전망은 에너지정책 수립에 매우 중요한 요인이다. 그러나 앞서 살펴본 선행연구들은 주로 특정부문의 에너지수요에만 한정되어 있거나, 개별 부문의 특정 에너지원수요에 대한 분석에 머물고 있어, <표 1>에 있는 다양한 변수들의 영향을 종합적으로 분석하지 못하는 한계를 갖고 있다. 특히, 그 중요성이 점차 증가하고 있는 에너지소비 효율성의 향상 및 에너지다소비업종의 비중감소와 같은 구조적 요인들을 고려한 연구는 아직까지 존재하지 않고 있다. 따라서 본 연구는 선행연구들이 갖는 이와 같은 한계점들을 보완하기 위해 국내 부문별 에너지원수요를 이용하여 이들의 변동특성을 살펴본 후, 이들의 공통변동에서 <표 1>의 주요변수들이 차지하는 역할을 분석하려 한다. 이를 위해 본 연구는 동태은닉공통인자모형(dynamic latent common factor model)을 이용하여 다음과 같은 실증분석을 시도하였다.

먼저, 에너지수요 전망작업에서 높은 비중을 차지하는 3개 부문(산업, 가정 및 상업)의 3대 에너지원(석유, 도시가스, 전력)의 수요[3]를 동행성(comovement)과 특이성(idiosyncrasy)으로 분해하였다. 이에 따라 총 9개의 부문별 에너지원수요들로부터 이들 모두의 변동에서 공통으로 나타나는 동행성과 각 부문별 3대 에너지원수요의 변동에서만 나타나는 동행성, 그리고 9개의 개별 에너지원수요의 변동에서만 발견되는 특이성을 추출하였다. 지금부터 편의상, 첫 번째 동행성을 “전 부문 차원의 동행성”이라 칭하고, 두 번째 동행성을 “부문별 차원의 동행성”이라 부르기로 한다.

이처럼 동행성과 특이성을 추출하는 이유는 부문별 에너지원수요의 변동을 <표 1>에 있는 거시적 요인들과 그 외의 요인들에 영향을 받는 부분별로 분해하기 위함이다. 이는 부문별 에너지원수요에서 나타나는 동행성은 소위 "추

3) 에너지밸런스 상에서 에너지원은 4대 에너지원으로 석탄을 포함하고 있으나, 상업부문에서는 석탄수요가 존재하지 않아 제외시켰다. 또한 부문별 분류에서도 수송부문에서는 도시가스 수요가 존재하지 않아, 이를 제외시켰으며, 공공 및 기타부문의 수요는 에너지수요 전망과정에서 큰 비중을 차지 않아 제외시켰다.

진력(driving forces)"이라 불리는 요인들에 의해 주도되기 때문이다. 다시 말해, 전 부문 차원의 동행성은 모든 에너지수요에서 공통적으로 나타나는 변동이므로, 이 경우 추진력은 이들 모두에게 영향을 미칠 수 있는 <표 1>의 거시적 요인들이라 할 수 있다. 반면, 부분별 차원의 동행성은 거시적 요인들과는 구분되면서 각 부문에 속한 에너지원들의 수요에만 영향을 미치는 각 부문별 고유요인들을 추진력으로 생각할 수 있을 것이다. 이의 좋은 예로는 경제전반의 경제활동수준과 구분되는 각 부문별 경제활동수준의 특이적(idiosyncratic) 변동을 들 수 있을 것이다. 마지막으로 개별 에너지원수요의 특이성이란 개별 수요에만 영향을 미치는 특이적 요인들을 추진력으로 생각할 수 있으며, 그 예로는 모든 에너지원가격의 공통변동과 구분되는 각 부문별 에너지원가격의 특이적 변동을 들 수 있을 것이다.

따라서 이와 같은 분해방법은 공통적으로 발생한 에너지원 가격의 상승 뿐 아니라, 에너지원 간의 상대가격 변화에 따른 대체수요 역시 공통요인과 특이적 변동요인에 따른 수요량 변동으로 반영하게 됨을 의미한다. 이는 전체 에너지원가격 수준에 비해 특정부문의 전력가격, 예로서 가정부문 전력가격의 상대가격이 상승할 경우, 상대가격의 변화를 유발시킨 가정부문 전력가격의 특이적 변동은 가정부문 전력수요의 공통변동(전 부문 차원의 동행성 및 가정부문 차원의 동행성)이 아닌 특이성에 반영될 것이기 때문이다. 따라서 본 연구의 분해방법은 에너지원 간의 대체수요를 유발시키는 상대가격이라는 변수를 명시적으로 도입하기 보다는 상대가격의 변동요인을 거시적 요인과 특이적 요인으로 나누어, 이들 두 부분의 변동에 의해 유발되는 대체수요를 동행성과 특이성으로 나누어 반영하는 것이라 할 수 있다.

이와 같은 분해방법의 장점은 부문별 에너지원수요의 총 변동에서 차지하는 거시적 요인들과 그 외의 요인들의 기여도를 파악함으로서, 에너지원수요의 예측을 위해 가중치를 두어야 하는 요인들이 무엇인지를 식별할 수 있게 한다는 점이다. 예로서, 거시적 요인들보다 부문별 고유요인들에 의한 변동이 더 중요한 특정부문의 경우, 에너지원 수요전망의 정확성을 높이기 위해서는 보다 다

양한 부문별 고유요인들의 선택과 자료구축이 선행되어야 하기 때문이다.

다음으로 본 연구는 앞서 추출된 전 부문 차원의 동행성 변동에서 <표 1>의 거시적 요인들이 차지하는 기여도를 분석하였다. 지금까지 대부분의 선행연구들에서는 에너지수요의 변동요인을 분석함에 있어 주로 거시적 요인들만을 이용하고 있다. 그러나 이 경우, 에너지수요의 변동은 동행성과 특이성 모두를 포함하고 있으므로, 거시변수들만을 이용할 경우 변수누락에 의한 편의(bias)가 발생할 가능성이 높다. 그렇다고 이를 피하기 위해 한 번에 모든 요인들을 고려한다는 것은 연간자료를 주로 이용하는 중장기모형의 특성 상, 비효율적일 뿐 아니라 실현 불가능하다. 따라서 본 연구의 접근방식은 거시적 요인들에만 영향을 받는 전 부문 차원의 동행성을 분석대상으로 설정함으로서, 추정과정에서 발생할 수 있는 편의를 피하면서도 거시변수들의 기여도를 효율적으로 분석할 수 있는 장점을 갖게 된다.

마지막으로 본 연구는 에너지수요의 변동요인을 분석함에 있어 선행연구들에서 주로 이용된 공적분(cointegration)이나 그랜저 인과관계 검정법(Granger causality test) 대신, 베이지안 추론법(Bayesian approach)에 기초한 분산분해(variance decomposition)를 이용하였다. 이는 연간자료를 이용하는 중장기 모형의 특성 상, 대규모 표본을 가정하는 통계적 검정법은 큰 의미가 없다고 판단하였기 때문이다. 대신, 본 연구가 채택한 베이지안 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 추정법은 파라미터의 불변사후분포(invaraint posterior distribution)에 기초한 통계적 추론을 시도하는 방법론을 의미한다. 따라서 본 연구의 결과들은 비록 소규모 표본에 의존하고 있으나, 높은 계량경제학적 신뢰도를 갖고 있음을 지적하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저, 제Ⅱ장에서는 동태은닉공통인자모형의 개념 및 추정방법을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 1990~2013년까지 연간 부문별 에너지원소비 자료를 이용하여 얻은 실증결과들을 살펴본다. 그리고 제Ⅳ장에서는 본 연구의 결론과 시사점 및 향후 과제를 제시하고자 한다.

Ⅱ. 동태은닉공통인자모형을 이용한 분석

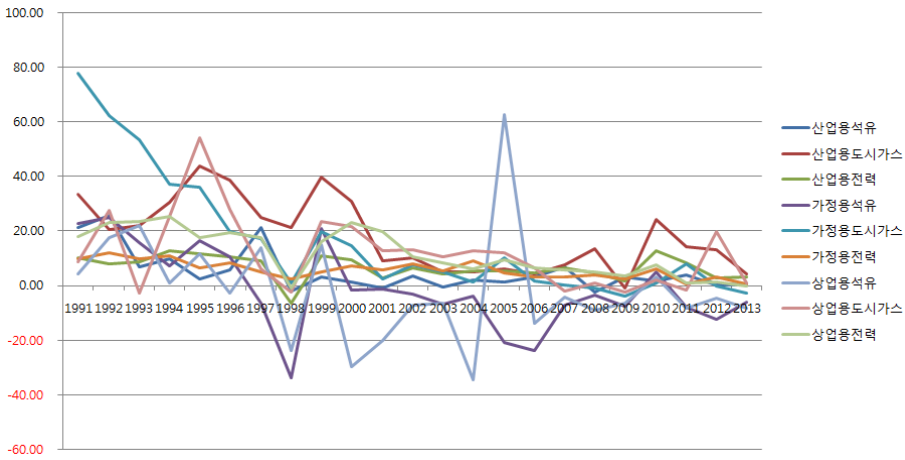
2-1. 부문별 에너지원수요의 동행성과 특이성

Burns and Mitchell(1946) 이후, 거시집계변수들의 변동에서 나타나는 동행성은 경기변동과정의 정형화된 현상으로 받아들여지고 있다. 따라서 개별 경제주체들의 에너지수요를 집계한 부문별 에너지원 수요에서도 이와 같은 동행성이 존재할 수 있음을 기대할 수 있다. [그림 1]은 1991~2013년까지 국내 3개 부문(산업, 가정 및 상업)의 3대 에너지원(석유, 도시가스 및 전력) 소비량의 전년 대비 증가율의 변동을 나타내고 있다.[4] [그림 1]은 예상한 바와 같이 국내 부문별 에너지원소비량의 변동에서도 이와 같은 동행성이 나타나고 있음을 나타내고 있다. 다시 말해, 개별 에너지소비량의 증가율은 서로 큰 편차를 갖고 있으나, 추세적으로는 함께 증가하였다가 감소하는 형태를 보이고 있다. 예로서, 1995년, 1999년, 2005년 및 2010년 중에는 모든 에너지소비량이 함께 증가하는 동행성을 보이고 있으나, 개별 에너지소비량의 증가율 간에는 큰 폭의 편차가 존재하고 있다. 또한 외환위기와 글로벌 금융위기의 여파가 영향을 미친 1998년과 2009년에는 모든 에너지소비량의 증가율이 모두 감소하는 추세를 보이고 있으나, 개별 증가율에서는 역시 큰 편차가 존재하고 있다.

4) 산업부문의 석유소비는 에너지유와 비에너지유를 모두 포함하고 있다.

[그림 1] 부문별 에너지원소비량의 증가율

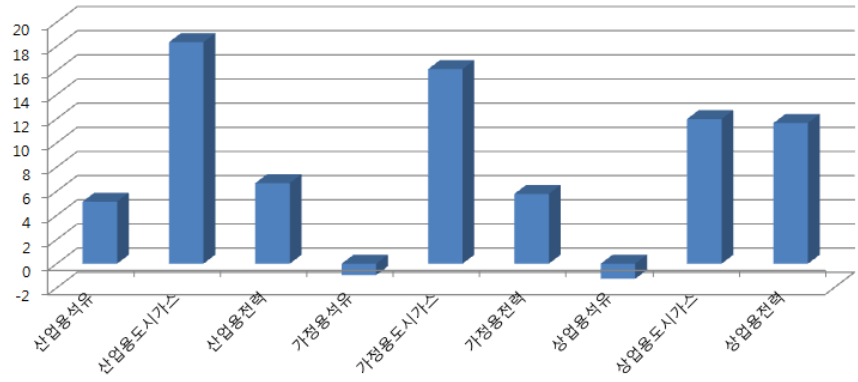
(단위: %)



한편, [그림 2]는 1991~2013년까지의 기간 중 나타난 9개 부문별 에너지원소비량의 연평균 증가율을 나타내고 있다. 이를 살펴보면 [그림 2]에서도 [그림 1]과 같은 동행성과 특이성이 존재함을 알 수 있다. 다시 말해, 9개 부문별 에너지원소비량의 연평균 증가율은 전반적으로 함께 증가하는 동행성을 보이고 있으나, 개별 증가율 간에는 큰 편차를 보이는 특이성이 존재하고 있다. [그림 2]에 나타나고 있는 또 다른 특징은 이와 같은 동행성과 특이성이 전체 에너지원소비량 뿐 아니라, 각 부문 내의 에너지원소비량에서도 존재한다는 점이다. 다시 말해, 산업부문에 속한 3대 에너지원소비량의 증가율은 모두 증가하는 동행성을 보이고 있으나, 에너지원 간의 증가율은 서로 편차를 보이는 특이성이 존재하고 있다. 반면, 가정 및 상업부문의 3대 에너지원소비량에서는 도시가스 및 전력소비량과 달리 석유소비량의 증가율이 모두 음(-)인 것으로 나타나, 이들 부문에서도 동행성과 특이성이 존재함을 알 수 있다.

[그림 2] 부문별 에너지원소비량의 연평균 증가율

(단위: %)



마지막으로 <표 2>는 [그림 1]과 [그림 2]에서 발견된 동행성과 특이성을 보다 명시적으로 살펴보기 위해 1991~2013년 중 에너지원소비량의 전년 대비 증가율 간의 상관계수를 분석한 것이다. <표 2>를 살펴보면 9개 부문별 에너지원 소비량의 증가율 간에는 모두 양(+)의 상관관계들이 존재하여 [그림 1]에서 설명한 전 부문 에너지원별 수요 간의 동행성이 존재함을 알 수 있다. 그러나 상관계수의 값은 서로 차이를 보여 개별 에너지원수요 간에 특이성이 존재함을 알 수 있다. 다음으로 각 부문 에너지원 소비량들 간의 상관계수 역시 양의 상관관계를 갖고 있으나, 그 값들은 차이를 보이고 있다. 따라서 이 역시 [그림 2]에서 설명한 각 부문 에너지원들의 수요에서 발견된 동행성과 특이성을 지지하는 것이라 할 수 있다. 따라서 지금까지 살펴본 이와 같은 특성들은 국내 부문별 에너지원수요를 전 부문 차원의 동행성과 부문별 차원의 동행성 그리고 특이성 부분으로 분해하는 것이 가능함을 나타내는 것이다.

〈표 2〉 부문별 에너지원수요 증가율 간의 상관계수

		산업용			가정용			상업용		
		석유	도시가스	전력	석유	도시가스	전력	석유	도시가스	전력
산업용	석유	1								
	도시가스	0.32	1							
	전력	0.42	0.63	1						
가정용	석유	0.53	0.63	0.73	1					
	도시가스	0.75	0.58	0.51	0.75	1				
	전력	0.54	0.45	0.53	0.68	0.74	1			
상업용	석유	0.33	0.18	0.34	0.25	0.40	0.16	1		
	도시가스	0.14	0.61	0.46	0.49	0.37	0.47	0.16	1	
	전력	0.52	0.62	0.63	0.70	0.71	0.81	0.27	0.54	1

2-2. 동태은닉공통인자모형

Stock and Watson(1989a,b, 1991)이 제안한 동태은닉공통인자모형은 여러 시계열의 변동을 동행성과 개별 시계열의 특이성 부분으로 분해하여 추출하는 통계적 추론모형을 의미한다. 이제, 이 추론방법을 부문별 에너지원수요에 적용시키면 다음과 같다.

$$y_{jt} = \alpha_j + \beta_j f_t^{common} + \gamma_j f_{kt}^{sector} + \epsilon_{jt},\ k = 1,2,3,\ j = 1,\cdots,9 \quad (1)$$

식(1)에서 y_{jt}는 부문별 에너지원수요의 증가율을 의미하며, f_t^{common}는 전

부문 차원의 동행성을 추적하는 관찰 불가능한 공통인자를, f_{kt}^{sector}는 부문별 차원의 동행성을 추적하는 관찰 불가능한 공통인자를 각각 나타낸다. 한편, 식(1)에서 α_j은 상수항을, β_j와 γ_j는 공통인자 f_t^{common}과 f_{kt}^{sector}에 대한 y_{jt}의 반응도를 나타내는 파라미터로 팩터-로딩(factor-loading)이라 불린다. 또한 ϵ_{jt}는 개별 에너지원수요에만 존재하는 특이성을 나타내는 교란항(disturbance terms)으로 일반적으로 p_j차의 자기회귀과정$(AR(p))$을 따르는 것으로 가정된다.

$$\epsilon_{jt} = \theta_{j1}\epsilon_{jt-1} + \theta_{j2}\epsilon_{jt-2} + \cdots + \theta_{jp}\epsilon_{jt-p_j} + \eta_{jt}, \eta_j \sim i.i.d.\, N(0, \sigma_{\epsilon_j}^2) \quad (2)$$

또한 식(1)의 공통인자 f_t^{common}과 f_{kt}^{sector}는 식(3)~(4)와 같이 q차의 자기회귀과정을 따르는 것으로 가정하였다.

$$f_t^{common} = \phi_1 f_{t-1} + \phi_2 f_{t-2} + \cdots + \phi_q f_{t-q} + u_t,\ u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$f_{kt}^{sector} = \phi_{k1} f_{kt-1}^{sector} + \phi_{k2} f_{kt-2}^{sector} + \cdots + \phi_{kq} f_{kt-q}^{sector} + u_{kt},\ u_{kt} \sim N(0, \sigma_k^2) \quad (4)$$

마지막으로 식(2)~(4)에 나타나 있는 각각의 교란항들은 서로 상관관계를 갖지 않는 것으로 가정되었다.

$$E(u_t u_{kt}) = E(u_t \eta_{jt}) = E(u_{kt} \eta_{jt}) = 0, \text{ for } all\ k, j \text{ and } t \quad (5)$$

식(1)~(5)의 모형을 추정할 경우, 다음과 같은 두 가지 식별문제가 발생한다. 첫 번째는 팩터-로딩들과 공통인자들의 부호(sign)가 상호 식별되지 못한다는 것이며, 두 번째는 팩터-로딩들과 공통인자들의 크기(scale)가 상호 식별

되지 못한다는 것이다. 본 연구는 이 문제들을 해결하기 위해 선행연구들에서와 같이 다음과 같은 방식을 채택하였다. 먼저, 첫 번째 식별문제는 f_t^{common}과 f_{kt}^{sector}에 대한 팩터-로딩들 중 하나의 부호가 양(+)의 값을 갖는다는 제약조건을 이용하였다. 이를 위해 본 연구는 선행연구들이 지적한 바와 같이 에너지수요의 공통변동에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 경제활동수준이며, 공통변동의 반응에 양의 반응을 보이며 변동하는 에너지원수요는 전력수요일 것이라 가정하였다. 이에 따라 전 부문차원의 동행성을 추적하는 f_t^{common}의 부호식별을 위해서는 산업부문의 전력수요를 선택했으며, 부문별 차원의 동행성을 추적하는 f_{kt}^{sector}의 부호식별을 위해서는 각 부문의 전력수요를 선택하였다. 한편, 두 번째 식별문제는 기존 연구들과 같이 공통인자의 자기회귀과정 교란항의 분산(σ^2및 σ_k^2)을 상수로 정규화 시키는 방법을 이용하였다.[5)]

2-3. 베이지안 MCMC 추론법

식(1)~(5)의 추정은 Kose, Otrok and Whiteman(2003) 및 Crucini, Kose and Otrok(2011)와 같이 베이지안 MCMC 방법을 이용하였다. 이들은 공통인자들과 파라미터들의 조건부 사후분포를 이용하는 깁스-샘플링을 통해 사후분포를 추정하였다. 이를 위해 본 연구는 이들과 유사하게 다음과 같은 사전분포를 가정하였다. 먼저, α_j와 모든 팩터-로딩들의 사전분포는 $N(0,100)$으로 했으며, 식(2)의 교란항 $\sigma_{\epsilon_j}^2$의 사전분포들은 모두 역감마(inverted Gamma)분포 $(4, 0.1)$을 따르는 것으로 가정하였다. 마지막으로 식(2)~(4)의 자기회귀과정의 파라미터들은 모두 평균이 0인 정규분포를 가정했으며, 분산은 AR(1)

5) 이외에도 팩터-로딩 파라미터들 중 하나의 값을 1로 정규화시키는 방법도 존재하나, Del Negro and Otrok(2007)은 이와 같은 해결법은 파라미터들의 사후분포를 부정확하게 추정하는 단점이 있음을 지적하였다.

파라미터를 1로 한 후, 자기회귀항의 시차가 증가함에 따라 분산은 2배씩 증가하는 것으로 가정하였다. 이상의 사전분포들은 비교적 큰 분산을 갖고 있는 비정보적 사전분포(noninformative priors)들로 파라미터 값에 대한 우리들의 부정확한 정보를 반영하고 있다.[6)]

모형의 추정에 이용된 자료는 1990~2013년까지의 9개 부문별 에너지원소비량의 연간자료들이다. 그러나 실제 추정과정에서는 이들 자료들의 평균제거(demeand) 증가율[7)]을 식(1)의 y_{jt}로 정의하였다. 에너지원소비량 자료는 에너지밸런스의 부문별 에너지원소비량(열량기준)을 이용하였다. 마지막으로 식(2)~(4)의 교란항과 식(3)의 공통인자의 자기회귀과정의 시차들은 연간자료를 이용하고 있는 점을 고려하여 각각 $p=2$와 $q=2$로 설정하였다. 한편, 마코프 체인의 수렴은 Geweke의 CD(Convergence Diagnostics)를 이용하여 점검했으며, 95%신뢰수준에서 모든 파라미터들의 사후분포가 불변사후분포(invariant posterior distribution)로 수렴함을 확인하였다.[8)] 식(1)~(4)에는 너무 많은 수의 파라미터들이 포함되어 있어 이들의 추정결과를 모두 나타내는 것은 지면관계상 비효율적이다. 따라서 이들 중 경제적 의미를 갖는 α_j 및 팩터-로딩들과 교란항의 분산에 관한 사후분포와 Geweke의 CD값을 부록에 수록하였다. 마지막으로 본 연구의 추정결과는 300,000번의 MCMC 체인[9)]의 결과로 얻은 사후분포 결과를 나타낸다.

---

6) 따라서 이 경우, 사후분포는 사전분포보다 우도함수의 정보를 더 많이 반영하게 되므로 정보적 사전분포(informative prior)를 가정할 때 수행하는 사전분포 선택의 민감도 분석(prior sensitivity analysis)을 수행할 필요가 없다. 사전분포의 선택 및 이와 관련된 문제들과 관련된 자세한 사항은 Poirier(1995, pp. 318-331)를 참조하기 바란다.

7) 평균제거 증가율이란 전년 대비 증가율에서 전체 기간 전년 대비증가율의 평균을 빼준 편차를 의미한다.

8) Geweke의 CD는 점근적으로 표준정규분포를 따르므로 이 값의 절대값이 1.96이하 수준이 되면 95% 신뢰수준에서 수렴한 것으로 판단한다.

9) 일반적으로 MCMC 체인의 10%를 초기값 효과를 상쇄하기 위한 “burn-in phase”로 이용한다.

Ⅲ. 추정결과

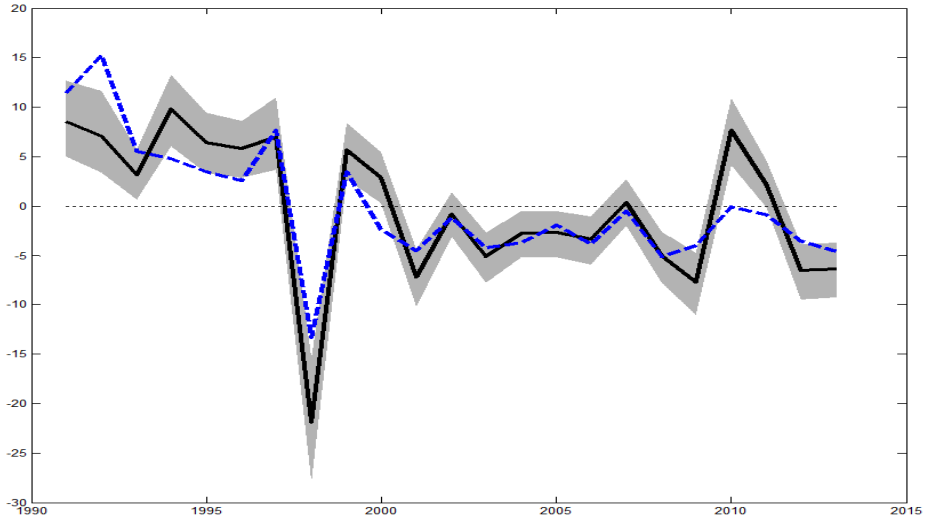
3-1. 동행성

[그림 3]은 전 부문 차원의 동행성을 나타내는 f_t^{common}의 사후분포로부터 얻은 중위값 및 68%분위구간(16~84% 분위값)[10]과 총에너지소비량의 증가율을 나타내고 있다. 여기서, 총에너지소비량의 증가율이란 9개 부문별 에너지원소비량을 합한 에너지소비량의 평균제거(demeaned) 증가율을 의미한다. [그림 3]을 살펴보면 추출된 f_t^{common}은 비교적 작은 수준의 오차범위를 가지며, 총에너지소비량의 변동을 잘 추적하고 있음을 알 수 있다. 다시 말해, f_t^{common}의 변동은 총에너지소비량의 변동과 매우 유사할 뿐 아니라, 주요 변곡점 역시 잘 포착하고 있다. 이에 따라 높은 수준의 에너지소비 증가율을 기록한 1990년대에는 외환위기 직후인 1998년을 제외하고 f_t^{common}은 68% 분위구간에서 모두 양(+)의 값을 갖고 있다. 그러나 2000년 이후부터는 68% 분위구간에서 대부분 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나, 앞서 지적한 에너지소비량의 둔화 추세를 반영하고 있다.

10) 일반적으로 베이지안 MCMC 분석을 통해 얻어지는 불변사후분포(invariant posterior distribution)는 알려져 있지 않은 형태의 분포를 갖게 된다. 따라서 베이지안 분석에서는 MCMC를 통해 얻어진 불변사후분포가 정규분포를 따를 경우를 가정하여, 대략 1 표준편차 크기의 오차범위에 해당하는 분위구간을 68% 분위구간으로 근사시켜 이용하고 있다. 분위구간의 이용은 연구자에 따라 전통적 접근방식(classical approach)과 같이 90% 혹은 95% 분위구간을 이용할 수도 있으나, 본 연구는 동태은닉인자모형의 추정결과를 나타낼 때 흔히 이용되는 68% 분위구간을 보고하였다. 분위구간의 선택은 오차범위에 영향을 미치게 되어, 이를 90%로 확장할 경우, 오차범위는 더 커지게 된다. 이와 관련된 자세한 내용은 Uhlig(2005)를 참조하기 바란다.

[그림 3] 전 부문 차원의 동행성

(단위: %)



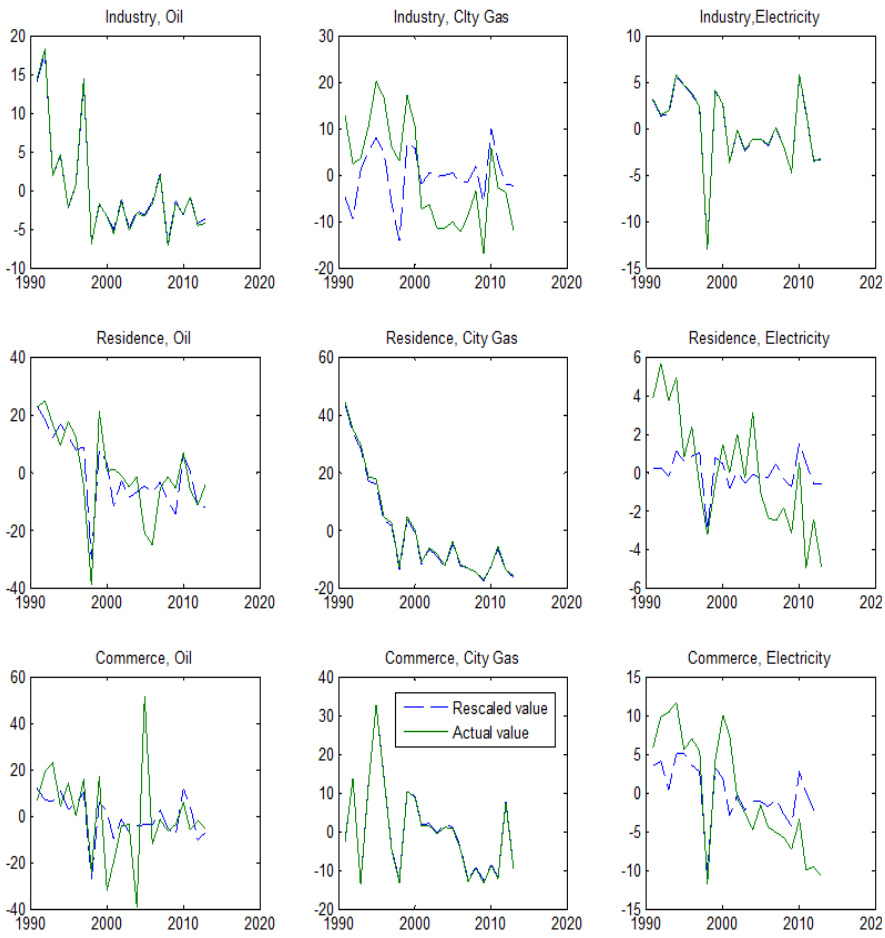
주: 점선은 전체 에너지원소비량의 증가율을 나타내며, 실선과 회색부분은 공통 인자의 중위값과 68% 분위구간을 의미한다.

[그림 4]는 9개 부문별 에너지원소비량의 실제 증가율[11]과 모형 조정(rescaled) 증가율을 비교하고 있다. 여기서, 모형조정 증가율이란 f_t^{common}과 f_{kt}^{sector}에 팩터-로딩(β_j와 γ_j)을 곱해 줌으로서 얻어지는 값으로, 이 때 동행성과 팩터-로딩의 값으로는 사후분포로부터 얻어진 중위값을 이용하였다. [그림 4]를 살펴보면 부문별 에너지원수요의 증가율을 추적함에 있어 동행성 부분만을 고려하는 것만으로도 충분한 에너지원이 있는 반면, 특이적 변동이 중요한 역할을 하는 에너지원들도 있음을 알 수 있다. 예로서, 산업부문의 석유 및 전력수요와 가정 및 상업부문의 도시가스수요는 실제 증가율과 모형조정 증가율 간의 차이가 거의 나타나지 않고 있다.

11) 이 역시 평균제거(demeand) 증가율을 의미한다.

[그림 4] 부문별 에너지소비량 증가율 비교

(단위: %)



주: 실선은 실제 증가율을 의미하며, 점선은 모형 증가율을 의미한다.

반면, 가정 및 상업부문의 석유 및 전력수요, 그리고 산업부문의 도시가스 수요는 동행성만으로는 이들의 변동을 설명하기에 한계가 있음을 나타내고 있다. 이는 다음절의 분산분해 결과에서 알 수 있듯이 이들 에너지원수요의 변동에서 특이성이 차지하는 역할이 상대적으로 중요하기 때문이다. 한편, 부

문별 차원의 동행성을 나타내는 f_{kt}^{sector} 역시 비교적 작은 수준의 오차범위를 가지며 변동하는 것으로 나타났으나, 이의 중위값 및 분위구간을 본문에서 소개하는 것은 생략하였다. 이는 자료를 추적하는 f_{kt}^{sector}의 능력을 살펴보기 위해 이에 대응할 수 있는 실제 자료(즉, 전 부문 에너지원수요에서 공통으로 나타나는 동행성을 제거시킨 부문별 에너지원의 실제 소비량자료)를 구하는 것이 용이하지 않기 때문이다. 따라서 부문별 차원의 동행성이 부문별 에너지원수요에서 차지하는 역할은 다음 절의 분산분해를 통해 살펴보기로 한다.

3-2. 부문별 에너지원수요의 변동특성

이번 절에서는 부문별 에너지원수요의 총 변동에서 동행성과 특이성에 의한 변동이 차지하는 기여도를 살펴보도록 하자. 전술한 바와 같이 이는 총 변동에서 거시적 요인들과 그 외의 기타 요인들의 기여도를 살펴보기 위함이다. 기여도는 Kose, Otrok and Whiteman(2003) 및 Crucini, Kose and Otrok (2011)에서와 같이 다음과 같은 식(1)의 분산분해를 통해 이루어졌다.

$$var(y_{jt}) = (\beta_j)^2 var(f_t^{common}) + (\gamma_j)^2 var(f_{kt}^{sector}) + var(\epsilon_{jt}) \qquad (6)$$

이제 식(6)에서 거시적 요인들에 영향을 받는 f_t^{common}의 변동이 y_{jt}의 변동에서 차지하는 기여도는 식(7)과 같이 표현되며, 이와 동일한 방법으로 f_{kt}^{sector}와 ϵ_{jt}의 기여도 역시 구할 수 있다.

$$\frac{(\beta_j)^2 var(f_t^{common})}{var(y_{jt})} \qquad (7)$$

식(6)~(7)의 분산분해 과정은 마코프 체인을 통해 공통인자들과 파라미터들의 불변사후분포를 구하는 과정에서 함께 이루어졌다. 그러나 식(6)이 성립하기 위해서는 공통인자들 간의 공분산 뿐 아니라, 공통인자와 교란항 간의 공분산도 존재하지 않아야 한다. 따라서 실제 추정과정에서는 이를 보증하기 위해 마코프 체인에서 추출된 공통인자들에 최소자승법을 적용시켜 얻은 직교화(orthogonalized) 공통인자들을 이용하게 된다.[12] 직교화 공통인자와 이를 이용해 분산분해를 수행하는 과정은 다음과 같다. 먼저, 직교화 공통인자는 f_t^{common}을 설명변수로, f_{kt}^{sector}를 종속변수로 하는 회귀방정식에 최소자승법을 적용시켜 잔차항을 구한 후, 이를 f_t^{common}과 직교화된 f_{kt}^{sector}의 공통인자로 이용한다. 그리고 이들 직교화 공통인자들을 설명변수로, 부문별 에너지원 소비증가율 y_{jt}를 종속변수로 하는 회귀방정식에 최소자승법을 적용하여 β_j와 γ_j를 구한 후, 식(6)~(7)의 분산분해를 수행하는 것이다. <표 3>은 이와 같은 과정을 통해 얻어지는 분산분해의 분위구간을 나타내고 있다.

〈표 3〉 부문별 에너지원수요 변동의 요인별 분산분해

(단위: %)

		f_t^{common}			f_{kt}^{sector}			ϵ_{jt}		
		34%	50%	66%	34%	50%	66%	34%	50%	66%
산업 (k=1)	석유	29.7	34.9	40.0	43.9	50.7	56.9	6.1	10.5	16.0
	도시가스	30.8	33.3	34.9	0.2	0.5	1.0	64.2	65.6	67.8
	전력	78.8	85.4	90.2	2.2	4.3	7.1	3.9	7.6	13.1
가정 (k=2)	석유	51.9	56.0	58.4	4.6	6.2	7.8	36.3	38.6	41.7
	도시가스	33.9	37.9	41.3	35.7	45.1	51.9	10.8	17.5	25.8

12) 가정에 의해 공통인자들 간의 공분산과 공통인자들과 교란항 간의 공분산은 존재하지 않는다. 그러나 마코프 체인 시행 시, 표본추출 오차(sampling error)로 인해 발생할 수 있는 상관관계를 제거하기 위해 이와 같은 직교화를 수행하는 것이다.

		f_t^{common}			f_{kt}^{sector}			ϵ_{jt}		
		34%	50%	66%	34%	50%	66%	34%	50%	66%
	전력	29.4	32.1	34.2	14.0	17.8	20.6	48.2	51.4	54.6
상업 (k=3)	석유	15.1	16.6	17.7	0.06	0.1	0.2	82.1	83.3	84.6
	도시가스	15.7	17.3	18.6	71.4	76.3	79.0	4.0	7.0	11.4
	전력	39.6	42.7	44.9	6.8	7.7	8.4	47.8	50.1	52.9

주: (단위: %)는 부문별 에너지원수요의 총 변동에서 f_t^{common}, f_{kt}^{sector} 및 ϵ_{jt}가 차지하는 기여율의 단위를 의미한다.

<표 3>을 통해 나타나는 부문별 에너지원수요의 변동특성을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 거시적 요인들에 영향을 받는 공통인자 f_t^{common}의 기여도가 가장 높은 에너지원은 산업부문 전력수요인 것으로 나타났으며, 각 부문별 고유요인들의 영향을 받는 공통인자 f_{kt}^{sector}의 기여도가 가장 높은 에너지원은 상업부문 도시가스 수요인 것으로 나타났다. 마지막으로 개별 에너지원수요의 특이적 요인들에 영향을 받는 ϵ_{jt}의 기여도가 가장 높은 에너지원은 상업부문 석유수요인 것으로 나타나고 있다.

다음으로 개별 에너지원수요의 변동에서 가장 큰 기여도를 차지하는 부분이 무엇인지를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 산업부문의 석유, 도시가스 및 전력수요의 변동에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 각각 f_{kt}^{sector}, ϵ_{jt} 그리고 f_t^{common}인 것으로 나타났다. 다음으로 가정부문의 석유, 도시가스 및 전력수요의 변동은 각각 f_t^{common}, f_{kt}^{sector} 그리고 ϵ_{jt}에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 마지막으로 상업부문의 석유, 도시가스 및 전력수요의 변동은 ϵ_{jt}, f_{kt}^{sector} 그리고 ϵ_{jt}에 각각 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타나, 상업부문의 에너지원수요들은 거시적 요인들에 비해 각 부문별 고유요인들이나 개별 에너지원수요의 특이적 요인들에 더 큰 영향을 받음을 알 수 있다.

한편, [그림 4]와 <표 3>에 나타난 결과들 간의 연관성을 살펴보기 위해

개별 에너지원수요의 총 변동 중 f_t^{common}와 f_{kt}^{sector}에 의해 설명되는 변동을 중위값 기준으로 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 산업부문의 석유, 도시가스 및 전력수요의 경우, 두 동행성이 각각 총 변동의 85.6%, 33.8%, 그리고 89.7%를 설명하고 있다. 한편, 가정부문의 석유, 도시가스 및 전력수요에서는 이들 두 동행성이 각각 총 변동의 62.2%, 83% 그리고 49.9%를 설명하고 있다. 마지막으로 상업부문의 석유, 도시가스 및 전력수요에서는 이들 두 동행성이 각각 총 변동의 16.7%, 93.6% 그리고 50.4%를 설명하는 것으로 나타났다. 따라서 산업부문의 도시가스수요와 가정 및 상업부문의 석유 및 전력수요에서는 이들 두 동행성보다 특이성이 더 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 따라서 f_t^{common}과 f_{kt}^{sector}의 이와 같은 기여도 차이로 인해 [그림 4]에서 이들 5개 에너지원수요의 실제 증가율과 모형조정 증가율 간의 괴리가 발생하게 되는 것이다.

마지막으로 이상의 결과들은 산업부문 전력수요를 제외한 대부분의 에너지원수요의 변동은 거시적 요인들에 비해 부문별 고유요인들이나 개별 에너지원수요의 특이적 요인들에 더 큰 영향을 받고 있음을 지적하고 있다. 따라서 이와 같은 변동특성은 거시적 요인들보다는 미시적 요인들을 부문별 에너지원수요 예측과정에서 적극 활용해야 함을 의미한다고 할 수 있다.

3-3. 거시적 요인들의 기여도

본 연구에서 전 부문 차원의 동행성인 f_t^{common}은 <표 1>의 거시적 요인들에 영향을 받는 것으로 가정되었다. 이제, 이들 거시적 요인들이 f_t^{common}의 변동에 미치는 효과 및 기여도를 살펴보기로 한다. 이를 위해 먼저 식(8)에 최소자승법을 적용하여 파라미터의 추정치를 구한다.

$$f_t^{common} = \psi_1 GDP_t + \psi_2 population_t + \psi_3 efficiency_t + \psi_4 ratio_t + \psi_5 price_t + \psi_6 cdd_t + \psi_7 hdd_t + \epsilon_t \quad (8)$$

식(8)에서 GDP_t는 실질GDP 증가율, $population_t$는 인구증가율, $efficiency_t$는 에너지원단위 증가율, $ratio_t$는 에너지다소비산업의 비중 증가율, $price_t$는 에너지가격 증가율, 그리고 cdd_t와 hdd_t는 냉방도일 및 난방도일의 증가율을 각각 나타낸다. 여기서, $price_t$는 생산자물가지수 특수 분류의 에너지가격 지수를 소비자물가지수로 나눈 실질 에너지가격지수의 증가율을 의미한다.[13] <표 1>에서는 국제유가 증가율을 에너지가격 변화율로 이용하였으나, 식(8)에서는 모든 에너지수요에 공통영향을 미치는 거시적 성격을 갖는 가격변수를 이용하기 위해 에너지가격지수를 이용하였다.

여기서, 유의해야 할 점은 식(8)의 추정을 통해 식(6)과 유사한 방법으로 f_t^{common}의 분산을 구하기 위해서는 식(8)의 설명변수들 간에 공분산이 존재하지 않아야 한다는 점이다. 이를 위해 본 연구는 Crucini, Kose and Otrok (2011)에서와 같이 실제 추정과정에서는 공분산이 존재하지 않는 직교화 변수들(orthogonalized variables)을 설명변수로 정의한 후, 최소자승법을 통해 파라미터의 추정치를 구하게 된다. 이의 구체적 과정을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, GDP_t를 설명변수로, $population_t$를 종속변수로 하는 회귀방정식에 최소자승법을 적용시켜 잔차항을 얻은 후, 이를 $population_t$의 직교화 변수로 정의한다. 그리고 이를 통해 공분산을 갖지 않는 GDP_t와 $population_t$의 직교화 변수(이전 단계에서 얻어진 잔차항)를 설명변수로, $efficiency_t$를 종속변수로 하는 회귀방정식에 다시 최소자승법을 적용시켜 잔차항을 얻은 후, 이를 $efficiency_t$의 직교화 변수로 정의한다. 나머지 변수들에 대해서도 순차적으로 이와 같은 방식을 적용하여 총 7개의 직교화 변수들을 구한 후, 이를 이

13) 모두 평균제거(demeaned) 증가율을 의미한다.

용하여 식(8)의 파라미터를 추정하게 된다.

본 연구는 분산분해에 앞서 이와 같은 방식으로 얻어진 직교화 변수들 간의 상관계수, 위수(rank) 및 분산 확대인자(VIF: Variance Inflating Factor) 등을 고려함으로서 공분산 여부를 점검하였다. 먼저, 직교화 변수들로 구성된 행렬의 상관계수 행렬은 단위행렬로 나타났으며, 이 행렬의 위수 역시 7로 나타나 이들 변수들이 선형독립임을 확인하였다. 또한 설명변수들 간의 공분산으로 나타나는 다중공선성 문제를 진단하는데 이용되는 분산 확대인자 역시 모든 설명변수에 대해 1의 값을 갖는 것으로 나타났다.[14] 이는 직교화 변수들 중 하나를 종속변수, 다른 직교화 변수들을 설명변수로 하는 회귀방정식의 결정계수(R^2)가 0임을 의미하는 것이다. 따라서 직교화 변수들을 설명변수로 이용하는 식(8)의 추정은 상호 독립적이며 다중공선성의 문제를 포함하지 않음을 확인하였다.

이제 전술한 바와 같이 식(8)의 추정이 이루어진 후, f_t^{common}의 분산은 식(6)과 유사한 방법으로 이루어진다.

$$\begin{aligned} var(f_t^{common}) = {} & (\psi_1)^2 var(GDP_t) + (\psi_2)^2 var(population_t) + \\ & (\psi_3)^2 var(efficiency_t) + (\psi_4)^2 var(ratio_t) + \\ & (\psi_5)^2 var(price_t) + (\psi_6)^2 var(cdd_t) + \\ & (\psi_7)^2 var(hdd_t) + var(\epsilon_t) \end{aligned} \tag{9}$$

식(9)로부터 GDP_t가 전 부문 차원의 동행성인 f_t^{common}의 변동에서 차지하는 기여도는 식(10)과 같이 표현될 수 있으며, 다른 변수들의 기여도 역시 이와 유사한 방식으로 나타낼 수 있다.

14) 일반적으로 분산 확대인자의 값이 10 이상으로 나타날 경우, 다중공선성이 문제가 될 수 있는 것으로 인식된다.

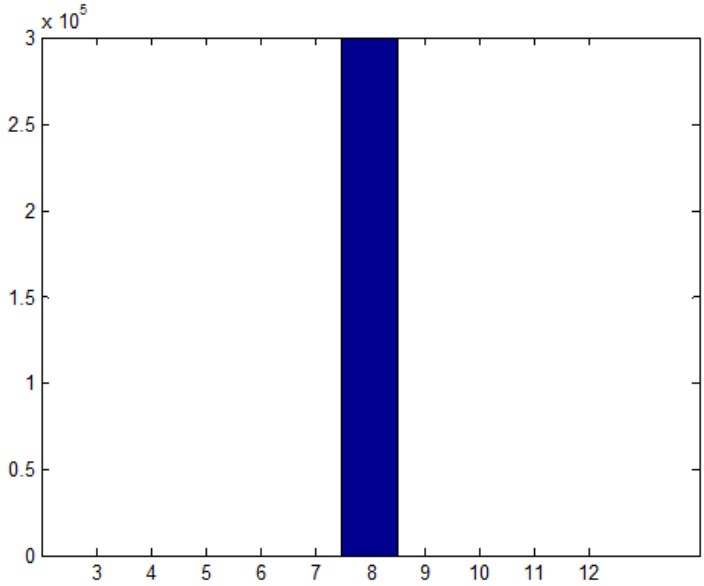
$$\frac{(\psi_1)^2 var(GDP_t)}{var(f_t^{common})} \tag{10}$$

식(8)~(10)의 분산분해 과정 역시 마코프 체인을 통해 공통인자들과 파라미터들의 불변사후분포를 구하는 과정에서 동시에 이루어졌다. 다시 말해, 300,000번의 마코프 체인 과정 중 각각의 체인으로부터 생성되는 공통인자를 종속변수로 하여 식(8)을 추정하고, 이로부터 얻은 파라미터 값을 통해 식(9)~(10)의 분산분해를 수행하였다는 것이다. 본 연구는 이 과정 중 식(8)의 회귀방정식에 내생성(endogeneity)이 존재하는지도 함께 검증하였다.[15] 내생성이란 회귀방정식의 설명변수들과 교란항 간의 공분산이 존재함을 의미한다. 일반적으로 내생성의 존재 여부도 상관계수, 위수 및 분산 확대인자를 통해 설명변수와 잔차항 간의 공분산 여부를 살펴봄으로서 점검할 수 있다. 그러나 이 모든 측정치(measure)를 300,000번의 마코프 체인과정에서 점검하는 것은 많은 연산비용을 요구하며, 효율적이지도 않다. 따라서 본 연구는 비교적 큰 연산비용을 요구하지 않으면서도 설명변수들과 잔차항의 독립성 여부를 살펴볼 수 있는 위수를 점검하였다. 이를 위해 각각의 체인으로부터 얻은 잔차항과 직교화 설명변수들로 구성된 행렬의 위수 값을 점검한 후, 그 분포(빈도)를 살펴보았다. [그림 5]는 위수 값이 갖는 분포를 나타내는 것으로 8의 값을 갖는 빈도가 300,000번인 것으로 나타나고 있다. 이는 7개의 직교화 설명변수들과 잔차항으로 구성된 행렬의 각 열(column)이 상호 선형독립임을 의미하는 것으로 식(8)의 회귀방정식은 내성성 문제를 포함하지 않음을 지적하는 것이라 할 수 있다.

15) 이는 식(9)의 분산분해를 위해서는 식(8)에서 설명변수들과 교란항 간의 공분산이 존재하지 않아야 하기 때문이다.

[그림 5] 위수(rank)의 분포

(단위: 횟수)



<표 4>는 이와 같은 방식을 거쳐 얻어진 식(8)의 추정결과를 나타내고 있다. 먼저, 300,000번의 마코프 체인에서 얻어진 식(8)의 R^2의 값은 90% 분위구간[16]에서 51~87%로 나타나고 평균값은 74% 수준인 것으로 나타나, 회귀방정식의 설명력에는 큰 문제가 없는 것으로 나타났다. 또한 잔차항의 1차 자기상관계수를 의미하는 ρ는 0.0675~0.7488로 나타났다. 일반적으로 베이지안 분석에서는 더빈-왓슨 통계량을 이용하지 않으나, 식(8)의 추정은 최소자승법을 이용하였으므로 이를 계산하여 보았다. 그 결과 90% 분위구간에서 더빈-왓슨의 통계량 값은 ρ의 추정결과가 의미하는 바와 같이 양의 자기상관에 관해 판정을 유보해야 함을 나타내고 있다.[17]

16) 주석 (10)에서는 베이지안 분석에서 동태은닉공통인자모형을 통해 얻은 결과 와 분산분해 결과를 보고함에 있어 1 표준편차 크기의 오차범위를 근사시킨 68% 분위구간을 관행적으로 이용함을 지적하였다. 그러나 단순 회귀방정식의 경우에는 주로 90% 분위구간을 보고하므로 본 연구도 이를 따랐다.

〈표 4〉 거시적 요인들이 전 부문 차원의 동행성(f_t^{common})에 미치는 효과

파라미터	평균	표준편차	90% 분위구간
ψ_1	1.8842	0.4340	[1.1108,2.5902]
ψ_2	5.0656	2.1698	[1.9711,9.1372]
ψ_3	0.4618	0.1271	[0.2663,0.6814]
ψ_4	0.3326	0.1838	[0.0640,0.6719]
ψ_5	0.0182	0.0517	[-0.0672,0.1028]
ψ_6	0.0340	0.0110	[0.0172,0.0521]
ψ_7	0.0822	0.0485	[0.0114,0.1647]
R^2	0.7366	0.1949	[0.5131,0.8707]
ρ	0.3731	0.3460	[0.0675,0.7488]
DW	1.1842	0.6725	[0.4578,1.7850]

주: 1) R^2는 결정계수를 나타내며, ρ는 식(8)의 교란항이 AR(1)을 따를 경우 계수값을 의미한다.
2) DW는 더빈-왓슨(Durbin-Watson) 통계량을 의미한다.

대규모 표본과 반복추출(repeated sampling)을 가정하는 전통적 계량모형에서 높은 자기상관의 존재는 최소자승법 추정량(estimator)의 불편성(unbiasness)에는 영향을 미치지 못하나, 분산을 증가시켜 추정치의 유의성을 감소시키는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서 식(8)을 추정하는 이유는 식(10)과 같이 f_t^{common}의 분산분해를 수행하기 위한 불편추정치의 값을 얻기 위함이다. 따라서 ρ의 추정치를 고려할 때, 본 연구는 식(8)이 분산분해 결과에 큰 영향을 미칠 수준의 자기상관을 갖지 않는 것으로 판단하였다.

이제 <표 4>를 구체적으로 살펴보면 에너지가격을 제외한 그 외의 거시적 요인들의 추정치들은 경제이론과 부합하는 부호를 갖고 있다. 다만, 에너지가격의 경우(ψ_5), 90% 분위구간에서 음(-)과 양(+) 모두의 부호를 갖고 있어, 에너지수요에 미치는 에너지가격의 효과에 관해서는 명확한 결론을 내릴 수 없음을 나타내고 있다. 국내 선행연구들의 경우, 에너지가격 탄력도의 부호와

17) 총 관찰 개수가 n=30 이고 설명변수의 숫자가 k=7이므로 Durbin-Watson 통계량의 범위검증(bound test)을 적용하면 임계구간이 [0.715,2.208]로 나타난다.

통계적 유의성은 단위근(unit root)의 고려여부와 추정방법에 따라 다양하게 나타나고 있다. 그러나 본 연구의 추정결과는 공통인자의 불변사후분포를 구하는 과정에서 안정적(stationary) 시계열들을 이용하여 얻은 결과이므로 추정방식의 변화에 큰 영향을 받지 않는다.

따라서 본 연구는 이와 같은 결과가 국내 에너지수요의 가격 비탄력성에 기인하거나, 비시장적 성격을 갖는 에너지원 가격이 존재하기 때문인 것으로 해석하였다. 다시 말해, 일부 에너지원의 수요는 음(-)의 가격탄력성을 가질 수도 있으나, 다수의 에너지원수요가 가격변동에 대해 비탄력적 성격을 가지므로 이들의 공통변동인 동행성에 미치는 가격변화의 효과가 통계적으로 유의적이지 못할 수 있다는 것이다. 또한 전력가격과 같이 시장가격이 적절히 반영되지 못하는 에너지원가격의 존재와 비에너지유와 같이 시장가격 자체가 존재하지 않는 경우도 가격변수의 통계적 유의성을 저하시키는 요인이 될 수 있다는 것이다.

한편, <표 4>에서 주목할 점은 전 부문 차원의 동행성인 f_t^{common}에 미치는 인구증가율의 영향력을 의미하는 ψ_2의 추정치가 가장 크게 나타나고 있다는 것이다. 이와 동일한 결과는 Geem and Roper(2009)가 국내 에너지수요를 예측하기 위해 GDP, 인구 및 교역량을 설명변수로 포함시킨 선형회귀분석에서도 나타났다. 따라서 이는 인구증가가 식량, 환경 및 에너지 문제에 중장기적으로 중대한 영향을 미치는 요인이라는 전통적 인식을 반영하는 추정결과로 받아들일 수 있을 것이다. 다만, ψ_2의 추정치가 f_t^{common}에 미치는 경제성장률의 영향력을 의미하는 ψ_1의 추정치에 비해 크게 나타나고 있으나, 인구증가율의 변동(다시 말해, 분산)은 경제성장률에 비해 상당히 작게 나타나, <표 5>에 나타나 있는 바와 같이 인구증가율의 변동이 f_t^{common}의 변동에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 되지 못하고 있다.

마지막으로 <표 5>는 식(9)~(10)을 통해 얻은 분산분해 결과를 나타내고 있다. <표 5>를 살펴보면 국내 부문별 에너지원수요의 공통변동에서 가장 중요한 역할을 하는 요인은 경제성장률인 것으로 나타나고 있다. 중위값 기준으

로 경제성장률은 부문별 에너지원수요 공통변동의 78.7%를 설명하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 2000년 이후 나타난 에너지수요의 둔화세는 같은 기간 중 함께 둔화된 경제성장률에 가장 큰 영향을 받았음을 알 수 있다.

〈표 5〉 전 부문 차원 동행성의 변동요인 분석

(단위: %)

	34%	50%	66%
GDP	76.6	78.7	80.2
인구	1.6	2.3	3.1
에너지원단위	2.2	2.5	2.8
에너지다소비산업 비중	1.1	1.7	2.6
에너지가격	0.04	0.09	0.2
냉방도일	0.4	0.5	0.6
난방도일	0.3	0.5	0.7
합계	82.2	86.3	90.2

주: (단위: %)는 부문별 에너지원수요의 총 변동에서 f_t^{common}, f_{kt}^{sector} 및 ϵ_{jt}가 차지하는 기여율의 단위를 의미한다.

한편, 지금까지 선행연구들에서 경제성장률에 비해 큰 주목을 받지 못한 인구증가율과 에너지소비의 효율성, 그리고 산업구조의 변화도 부문별 에너지원수요의 공통변동에서 일정부분의 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 중위값 기준으로는 이들 중 에너지원단위의 변동이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 분위구간을 고려하면 인구증가율이 이들 중 가장 큰 영향을 미칠 수 있는 변수인 것으로 나타났다. 또한 기후변화가 에너지수요에 미치는 효과를 반영하기 위해 고려된 냉방도일 및 난방도일의 변동도 비록 크지는 않지만 에너지수요 변동에 유의적 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 <표 4>에서 통계적 유의성이 없는 것으로 나타난 에너지가격의 변동은 부문별 에너지원수요의 공통변동에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 결론적으로 <표 1>에서 고려한 거시변수들은 부문별 에너지원수요의 공통변동을 80~90% 수준으로 설명할 수 있는 것으로 나타나, 이들 요인들의

변동을 통해 국내 부문별 에너지원 수요의 공통변동 대부분이 설명될 수 있음을 알 수 있다.

Ⅳ. 결론

본 연구는 국내 3대 부문(산업, 가정 및 상업)의 3대 에너지원(석유, 도시가스 및 전력) 수요로부터 동행성과 특이성을 추출한 후, 이를 이용하여 부문별 에너지원수요의 변동특성을 분석하였다. 또한 부문별 에너지원수요의 공통변동인 동행성에 영향을 미치는 주요 거시변수들의 기여도를 분석하였다. 본 연구의 분석결과들을 요약하면 다음과 같다.

먼저, 산업부문의 전력수요를 제외한 대부분의 부문별 에너지원수요의 변동은 거시적 요인들에 비해 각 부문의 고유요인이나 개별 에너지원수요의 특이적 요인과 같은 미시적 요인들에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히, 상업부문의 에너지원 수요에서는 이들 미시적 요인들의 역할이 산업 및 가정부분에 비해 더 큰 것으로 나타났다.

다음으로 거시적 요인들이 부문별 에너지원수요의 공통변동(즉, 동행성)에서 차지하는 기여도를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 선행연구들에서와 같이 국내 부문별 에너지수요의 공통변동을 견인하는 가장 중요한 추진력(driving force)은 경제성장률인 것으로 나타났다. 경제성장률은 중위값 기준으로 전체 변동의 78.7%를 차지하는 것으로 나타나, 2000년 이후부터 시작된 에너지소비 증가율의 둔화가 같은 시기 발생한 경기둔화에 큰 영향을 받았을 것임을 암시하고 있다. 반면, 에너지가격의 변동은 통계적 유의성을 갖지 못할 뿐 아니라, 에너지수요의 공통변동에서도 큰 역할을 하지 못하는 것으로 나타났다. 이에 대해 본 연구는 가격변동에 비탄력적인 국내 에너지수요의 특성이나 비시장적 성격을 갖는 에너지가격의 존재 등을 그 원인으로 제시하였다.

한편, 인구증가율, 에너지소비의 효율성 및 산업구조의 개선과 같은 구조적

요인들도 비록 크지는 않으나, 에너지원수요의 공통변동에서 일정부분의 역할을 하고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 기후변화가 에너지수요에 미치는 효과를 고려하기 위해 도입한 난방도일 및 냉방도일도 역시 작지만 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 이들 거시적 변수들은 국내 부문별 에너지원수요의 공통변동을 대략 80~90% 수준으로 설명하는 것으로 나타나, 이들이 공통변동의 상당부분을 설명할 수 있음을 알 수 있었다.

이상의 결과들이 장기 에너지수요 전망에 주는 함의는 다음과 같다. 먼저, 본 연구에서 추출한 부문별 에너지원수요의 동행성은 국내 에너지수요의 전반적 추세, 즉 공통추세(common trend)를 나타낸다 할 수 있다. 따라서 에너지수요의 중장기적 추세를 정확히 예측하기 위해서는 경제성장률 외에 인구증가율 감소, 에너지소비의 효율성 증대, 에너지다소비구조의 축소와 같은 구조적 요인들 뿐 아니라, 기후변화의 효과 등과 같은 다양한 요인들을 고려해야 한다는 것이다. 다음으로 부문별 에너지원수요의 변동은 이들 거시적 요인들에 비해 미시적 요인들에 더 큰 영향을 받는 특성을 갖고 있으므로 전망과정에서 미시적 요인들을 적극 활용해야 한다는 것이다.

지금까지 대부분의 부문별 에너지원수요의 전망은 미시적 요인들의 자료구축 미비로 주로 거시변수들과 시차변수들을 설명변수로 이용하고 있다. 그러나 이와 같은 예측방식은 과거 실적치에 대해서는 높은 설명력을 보일 수 있으나, 전망과정에서는 부정확한 예측치를 생산할 가능성이 매우 높다. 따라서 부문별 에너지원수요의 정확한 예측을 위해서는 개별 에너지원수요에 적합한 다양한 미시적 요인들의 선정과 이에 대한 자료구축을 추구해야 할 것이다. 물론, 이와 같은 작업은 방대한 작업을 요구하므로 개별 연구자의 힘만으로는 한계가 있다. 따라서 에너지수요 전망자료를 생산하고 활용하는 국책 연구기관 및 정부에서 장기적으로 이와 같은 작업을 추진해야 함을 시사한다.

접수일(2015년 11월 12일), 게재확정일(2015년 12월 10일)

◎ 참 고 문 헌 ◎

강만옥·이상용·조장율, 2008, “수요탄력성 추정을 통한 2차 에너지 세제개편의 성과평가,” 자원·환경경제연구, 제17권, 제3호, pp. 1-31.

모수원·김창법, 2003, “에너지소비와 경제성장의 동태적 인과관계,” 자원·환경경제연구, 제12권 제2호.

박광수, 2012, 「에너지소비에 대한 기온변화의 영향분석」, 에너지경제연구원.

박기현·김진경, 2013, “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석,” 에너지경제연구, 제12권, 제2호, pp. 59-83.

배영수, 2015, “공적분 기법을 이용한 중장기 에너지 수요함수 추정 및 전망,” 에너지경제연구, 제14권 제2호, pp. 21-50.

신동현, 2015, “고령화·도시화와 변동성이 수송 부문 에너지소비에 미치는 효과에 관한 연구: 78개 국가의 패널 자료 분석”, 에너지경제연구, 제14권 제2호, pp. 127-176.

에너지경제연구원, 2014, 「에너지통계연보」.

이승재·어승섭·유승훈, 2013, “시계열 자료를 이용한 도시가스의 수요함수 추정”, 에너지공학, 제22권, 제4호, pp. 370-375.

임현진·정수관·원두환·, 2013, “지구온난화가 가정부문 에너지소비량에 미치는 영향 분석 : 전력수요를 중심으로”, 에너지경제연구, 제12권, 제2호, pp. 33-58.

정동원·황병소·유승훈, 2013, “시계열 자료를 이용한 등유수요함수 추정”, 에너지공학, 제22권, 제3호, pp. 245-249.

Burns, A. F. and Mitchell, W. C., 1946, “Measuring Business Cycles”, National Bureau of Economic Research, New York.

Crucini, M. J. Kose, M. A. and Otrok, C., 2011, “What are the driving forces of international business cycles?”, Review of Economic Dynamics 14, pp. 156-175.

Geem, Z. W. and Roper, W. E., 2009, “Energy demand estimation of South Korea using artificial neural network”, Energy Policy 37, pp. 4049-4054.

Glasure, Y. U. and Lee, A. R., 1997, “Cointegration, error-correction, and relationship between GDP and electricity: the case of South Korea and Singapore”, Resource and Energy Economics 20, pp. 17-25.

Kose, M. A. and Otrok, C. and Whiteman, C. H., 2003, “International Business Cycles : World, Region and Country Specific Factors”, American Economic Review 93, pp. 1216-1239.

Lee, Chien-Chiang, 2005, “Energy consumption and GDP in developing countries : A cointegrated panel analysis”, Energy Economics 27, pp. 415-427.

Oh, W. and Lee, K., 2004, “Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999”, Energy Economics 26, pp. 51-69.

Poirier, D., 1995, “Intermediate Statistics and Econometrics: A Comparative Approach”, Cambridge: The MIT Press.

Soytas, U. and Sari, R., 2003, “Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets”, Energy Economics 25, pp. 33-37.

Uhlig, H., 2005, “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure”, Journal of Monetary Economics 52, pp. 381-419.

Zellner, A., 1971, “An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics”, New York: John Wiley & Sons.

Yu, S. H. and Choi, J. Y., 1985, “The causal relationshi between energy and GNP: an international comparison”, Journal of Energy and Development 10, pp. 249-272.

부록

〈부록 1〉 동태은닉공통인자모형의 추정결과 (I)

부문	에너지원	파라미터	평균	HPDI (90%)	표준편차	Geweke's C.D.
산업 ($k=1$)	석유 ($j=1$)	α_j	0.0181	[-3.6108, 4.2458]	2.5001	-0.8599
		β_j	0.5978	[0.2218, 1.1131]	0.2874	0.0118
		γ_j	-0.9206	[-1.2833, -0.6441]	0.1950	-0.7364
	도시가스 ($j=2$)	α_j	0.7684	[-9.4166, 11.0018]	6.2451	0.1235
		β_j	0.4363	[0.0306, 0.8977]	0.2717	-0.0067
		γ_j	0.8316	[0.4187, 1.3066]	0.2732	0.5427
	전력 ($j=3$)	α_j	0.0889	[-1.9825, 2.1578]	1.3026	-0.4885
		β_j	0.5780	[0.3827, 0.9068]	0.1579	-0.0808
		γ_j	0.1721	[0.0291, 0.3319]	0.0920	0.1051
가정 ($k=2$)	석유 ($j=4$)	α_j	0.2470	[-6.3203, 6.6049]	3.9503	0.4840
		β_j	1.4318	[0.8061, 2.3842]	0.4870	-0.1948
		γ_j	-0.2365	[-0.4733, -0.0308]	0.1380	-1.6674
	도시가스 ($j=5$)	α_j	0.6314	[-12.1228, 12.2581]	7.5901	1.6483
		β_j	0.5827	[0.2585, 1.1030]	0.2534	-0.9545
		γ_j	-0.8208	[-1.2030, -0.5775]	0.1867	-1.6878
	전력 ($j=6$)	α_j	0.2473	[-4.9774, 5.6504]	3.3816	-1.2045
		β_j	0.1497	[0.0595, 0.2735]	0.0670	0.1335
		γ_j	0.0296	[0.0016, 0.0880]	0.0304	1.9039
상업 ($k=3$)	석유 ($j=7$)	α_j	0.2288	[-6.2344, 6.8094]	4.0225	-0.6308
		β_j	1.3133	[0.3146, 2.5693]	0.6999	-0.2769
		γ_j	-0.1437	[-0.5999, 0.3190]	0.2816	0.0346
	도시가스 ($j=8$)	α_j	-0.3977	[-5.6575, 4.9619]	3.4290	-0.7212
		β_j	0.5693	[0.0374, 1.2058]	0.3607	0.4502
		γ_j	0.8719	[0.6631, 1.1576]	0.1518	0.1285
	전력 ($j=9$)	α_j	-0.4615	[-6.1407, 4.9084]	3.5620	-0.7076
		β_j	0.5041	[0.2877, 0.8377]	0.1714	0.0962
		γ_j	0.0698	[0.0067, 0.1675]	0.0519	-0.1121

〈부록 1〉 동태은닉공통인자모형의 추정결과 (II)

부문	에너지원	파라미터	평균	HPDI (90%)	표준편차	Geweke's C.D.
산업 $(k=1)$	석유 $(j=1)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	0.0537	[0.0106, 0.1495]	0.2144	0.1959
	도시가스 $(j=2)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	27.8377	[16.104, 45.416]	9.4200	0.6534
	전력 $(j=3)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	0.0496	[0.0105, 0.1418]	0.0782	0.7611
가정 $(k=2)$	석유 $(j=4)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	76.2164	[44.35, 124.296]	25.7866	-0.5212
	도시가스 $(j=5)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	0.0489	[0.0105, 0.1389]	0.0929	0.1922
	전력 $(j=6)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	3.4874	[2.0639, 5.6301]	1.1486	0.0982
상업 $(k=3)$	석유 $(j=7)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	276.861	[162.02, 448.657]	92.3438	0.4741
	도시가스 $(j=8)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	0.0539	[0.0105, 0.1477]	0.2400	-0.2638
	전력 $(j=9)$	$\sigma^2_{\epsilon_j}$	15.2027	[9.0045, 24.4850]	5.0086	-0.2363

ABSTRACT

What are the Driving Forces of Sectoral Energy Consumption in Korea?*

Kyungsoo Cha**

The purpose of this paper is to identify the main features of sectoral energy consumption in Korea, by decomposing each sectoral energy consumption into common and idiosyncratic variations. This paper also attempts to find the main driving forces of the common variations of energy consumption which are extracted from each sectoral energy consumption. The dynamic latent common factor model is estimated by the Bayesian MCMC method and used to find contributions of various driving forces. The main findings of this paper are summarized as follows. First, except for industrial electricity consumption, most sectoral energy consumption is mainly driven by sector-specific or idiosyncratic components, rather than macroeconomic variables. In particular, this pattern is strongly found in energy consumption of the commercial sector. Secondly, it turns out that the main driving force of the common variations of energy consumption in Korea is the economic growth rate. It approximately accounts for 76~80% of total variations of the common variations. However, it is also found that the effects of other various factors, such as the population growth rate, energy intensity, the fraction of energy-intensive industries, CDD(Cooling Degree Days) and HDD(Heating Degree Days), have steadily increased in explaining the common variations of energy consumption in Korea.

Key Words : Sectoral Energy Consumption, Dynamic Latent Common Factor Model, Bayesian MCMC, Variance Decomposition
JEL Codes : Q43, E31, E32

---

* This work was supported by a 2-Year Research Grant of Pusan National University.
** Associate Professor, Department of Economics, Pusan National University