

에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측*

김인무** · 김창식*** · 박성근****

논문초록

본 논문은 에너지 상대가격의 변화에 따른 대체수요의 변화, 특히 전력수요와 도시가스 수요간의 대체수요 변화를 효율적으로 반영하는 에너지 수요예측모형을 제시하였다. 에너지 수요는 기온에 민감하게 반응하는데, 에너지 상대가격 변화에 따른 대체수요의 크기 또한 기온 변화에 따라 다르게 나타난다는 사실을 기온가격 교차반응함수로 모형화하여 예측모형에 반영하였다. 본 논문에서 제시한 기온가격 교차반응함수를 한국의 전력수요와 도시가스수요 자료를 사용하여 추정한 결과, 기온이 낮을 때 에너지 상대가격의 영향이 크게 나타나 난방 수요에서 전력과 도시가스 간의 대체효과가 큰 것으로 나타났다. 또한 본 논문이 제시한 기온가격 교차반응함수를 이용한 예측모형이 기존의 예측모형에 비해 적합도나 예측력에서 우수한 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 에너지 수요, 에너지 상대가격, 기온반응함수, 기온가격 교차반응함수
경제학문헌목록 주제분류: C5

투고 일자: 2011. 11. 11. 심사 및 수정 일자: 2011. 11. 18. 게재 확정 일자: 2011. 12. 16.

* 논문에 대한 세밀한 검토와 수정에 많은 도움을 주신 익명의 세분 심사위원께 감사드립니다. 또한 본 논문 작성과정에서 유익한 논평을 해준 성균관대학교 계량경제학연구센터 김석중, 이성로 연구원께 감사의 뜻을 전합니다.

** 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: inmookim@skku.edu

*** 성균관대학교 경제학부 부교수, e-mail: skimcs@skku.edu

**** 교신저자, 성균관대학교 경제학부 박사과정, e-mail: seongkpark@skku.edu

I. 서론

본 논문은 에너지 상대가격의 변화에 따른, 특히 전력과 도시가스의 가격변화에 따른 전력수요와 도시가스 수요 간의 대체수요 변화를 효율적으로 반영하는 에너지 수요예측모형을 제시하였다. 에너지 수요는 기온에 민감하게 반응하게 되는데, 에너지 상대가격 변화에 따른 대체수요의 크기 또한 기온변화에 따라 다르게 나타난다는 사실을 기온가격 교차 반응함수로서 모형화하여 예측모형에 반영하였다.

전력과 도시가스는 석탄, 석유, 가스와 같은 원에너지를 정제 혹은 가공하여 소비자가 직접적으로 사용할 수 있도록 공급하는 상품이기 때문에 에너지라기보다는 에너지 가공제품이라고 표현하는 것이 타당할 것이다. 에너지 가공제품도 일반적인 재화나 용역과 마찬가지로 시장형태에 따라 가격이 결정되는데, 전력과 도시가스 시장은 주요 국가들에서 독점 혹은 독점적 경쟁시장의 형태를 보이고 있다.¹⁾

한국의 경우 한국전력공사가 송전과 배전을 독점적으로 관리하고 공급하기 때문에 전력시장은 독점시장의 형태를 띠다고 보아야할 것이다. 도시가스 시장의 경우도 한국가스공사가 독점적으로 해외로부터 가스도입계약을 하여 도입하고 도시가스로 가공하여 각 도시가스회사와 한국전력에 독점적으로 공급하는 형태를 가지고 있기 때문에 독점시장이라고 보아야할 것이다. 경제학의 관점에서 기업의 독점적 지위는 제품가격에 대한 결정권을 가지느냐에 따라 결정되는데, 한국의 전력 요금과 도시가스 요금은 정부의 공공요금 정책에 따라 독점적으로 결정되기 때문에 독점시장이라고 보아도 무방할 것이다. 또한 공공요금 정책을 통한 경기안정화라는 관점에서 국제원유가격이 급격한 변동을 하더라도 에너지 제품가격에 대한 물품세 등에 탄력세율을 적용하여 에너지 제품의 가격이 단기간에 큰 변동을 가져오지 않도록 하는 정책을 유지하고 있다. 한편 수요 측면에서의 특징은 전력수요와 도시가스 수

1) 전력의 경우, 미국은 주단위로 대규모 유틸리티 회사에 의해 독립적으로 운영되던 체제에서 독립적인 발전사업자와 기타 시장참여자가 경쟁하는 경쟁체제로 전환되고 있으며 사업자들은 연방 및 주 규제위원회의 통제를 받는다. 일본은 10개의 수직통합전력회사에 의해서 전력이 공급되고 있으며 각 전력회사는 지리적으로 구분되어 있고, 프랑스는 국영 독점기업인 EDF가 발전, 송전, 배전 모두를 담당하고 있다. 도시가스의 경우, 미국은 가스전 및 수송부문에 각각 8,000여사와 2,000여사가 참여해 연방규제위원회와 주 규제위원회의 감독하에 경쟁하는 구조이며, 일본은 13개의 도시가스사들이 LNG를 독점적으로 수입하고 있으며 소매부문에 민영 175개사, 공영 70개사가 지역별 독점 판매하고 있다. 프랑스는 국영회사인 GDF가 대부분의 가스를 수입, 수송, 공급을 독점하고 있다.

요에 대해 매달 사용한 용량을 측정한 후 가격을 부과한 사용요금에 대한 고지서를 발급하여 정산하는데 있다. 이러한 특징은 소비자가 가격의 변화를 감지하고 이를 수요에 반영하는데 걸리는 시간이 적어도 월 단위 이상일 가능성이 크다는 점을 시사하고 있다.²⁾ 또한 에너지 제품의 상대가격 변화로 인한 수요의 변화가 반영되면 냉난방수요의 경우 냉난방설비를 교체해야 하는데 이러한 설비 교체가 실시간으로 반영되기는 어렵다는 사실을 알 수 있다. 이상과 같은 전력과 도시가스 시장의 특성으로 인하여 에너지 수요의 월별 단위 이하의 단기예측모형에는 가격 변수를 반영하지 않는 것이 일반적이었다. 그러나 2005년 이후 전력과 도시가스의 상대가격 차이가 커지면서 전력과 도시가스 수요 간에 대체수요가 발생하였고, 특히 난방 수요에 있어 도시가스 수요가 상대적으로 저렴한 전력 난방으로 대체되고 있다는 사실이 동절기에 나타난 최대전력수요 현상으로 관측되었다.³⁾ 본 논문은 이러한 현실적인 필요성에 따라 에너지 단기예측모형에 전력과 도시가스의 상대가격 변화에 따른 대체 수요의 변화를 효율적으로 반영하는 최적단기예측모형을 제시하였다.

기존의 단기 에너지 수요예측모형에서의 가격변수 활용은 매우 제한적이었다. Engle *et al.* (1986)은 미국의 가정용 전력수요 분석모형에 가격변수를 포함시켰으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보고하였다. Chang and Martinez-Chombo (2003)은 멕시코의 용도별 전력수요를 분석한 결과 산업용 수요에는 가격변수가 유의한 영향을 미치지만 가정용 수요와 상업용 수요에서는 영향이 크지 않다는 결과를 보여 주었다. Filippini (1995)와 Henley and Peirson (1998)은 각각 스위스와 영국의 가정용 전력수요에 대한 가격의 영향을 측정하였는데 전력 요금이 시간대별로 다르게 적용되기 때문에 가격의 영향 또한 시간대별로 다르게 나타남을 보였다. Fan and Hyndman (2011a)은 남부 호주 전력수요에 대한 가격 탄력성을 여름철 수요와 겨울철 수요로 나누어 추정하여 겨울철의 가격 탄력성이 여름철 보다 높다는 결과를 제시했다. 이학노 외 (2010)에서는 1998년 6월부터 2010년 4월까지의 월별 최대전력에 대한 전력가격과 도시가스 가격의 영향을 회귀분석을 통해 살펴보았는

2) 2010년부터 시범적으로 진행되고 있는 제주도의 스마트 그리드 사업은 전력요금의 변화가 수요에 반영되는 시간을 실시간의 형태로 바꿀 수 있을 것으로 기대된다.

3) 1994년부터 2008년까지 하계최대전력이 동계최대전력보다 높았으나 2009년 (2010. 1. 13) 동계최대전력 (68,963MW)이 하계최대전력 (63,212MW)보다 높게 나타나기 시작해 2010년에도 (2011. 1. 17) 동계최대전력 (73,137MW)이 하계최대전력 (69,886MW)을 3,000MW이상 추월했다.

데 전력가격에 대한 계수는 음으로, 가스가격에 대한 계수는 양으로 추정되었고 통계적으로 유의하게 나타나 전력과 도시가스간의 대체성이 존재한다고 보고했다. 이러한 선행연구들에서의 가격변수의 활용은 계수를 추정하고 검증하는 정도의 제한된 형태로 이루어지고 있었다.

한편 단기적으로 기온에 의한 영향을 크게 받는 에너지 수요는 가격의 영향 또한 각 기온대에 따라 다르게 나타나는 것으로 관측된다. 예컨대 전력가격이 타 에너지 원료에 비해 저렴해질 경우, 동절기에는 전력이 타 에너지에 비해 난방수요로 크게 증가하는 반면, 뚜렷한 냉난방 수요가 존재하지 않는 봄과 가을에는 큰 차이가 나타나지 않을 수 있다. 최근 Fan and Hyndman (2011a)은 수요를 겨울과 여름으로 나누어 별개의 모형으로 계절별 가격탄력성을 추정했으나, 이는 수요를 단지 여름과 겨울로만 나누었을 뿐 각 기온대에 따라 다르게 나타나는 가격에 대한 수요의 반응을 정확히 측정했다고 보기 힘들다.

본 연구에서는 에너지 상대가격의 변화를 에너지 수요예측 설명변수로 직접 반영하는 기존의 모형과 달리, 상대가격의 변화로 인하여 나타나는 대체수요의 변화를 기온대별로 측정할 수 있는 기온가격 교차반응 함수의 개념을 모형에 도입하였다. 기존의 모형에서 사용되는 기온반응 함수에 상대가격과 기온이 상호작용하여 나타나는 새로운 교차반응 함수의 개념을 추가적으로 도입하여 에너지 수요에 대한 기온효과와 함께 상대가격의 변화에 따라 나타날 수 있는 대체수요의 변화를 기온별로 측정하여 이를 모형에 반영하였다.

한편 에너지 수요를 설명하는데 기온효과는 매우 중요한 역할을 하며 기온에 대한 에너지 수요의 반응을 모형화하기 위한 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 초기 연구들에서는 냉방도일과 난방도일⁴⁾을 통해 기온효과 변수를 생성하고 이를 이용해 회귀방정식을 추정하는 형태의 연구들이 대부분이었다. (Gupta, 1985; Al-Zayer and Al-Ibrahim, 1996; Mendenhall and Sincich, 1996; Sailor and Muñoz, 1997; S. Fan and Hyndman, 2011a). 이러한 모형들은 평균기온만을 사용하며 기준 온도를 임의로 가정하였을 뿐 아니라 기본적으로 선형모형이라는 한계가 있다. 이러한 단점을 극복하기 위해서 난방수요와 냉방수요를 구분하는 기준온도를 모형 내에 포함

4) 일평균기온이 기준 온도(ex. 섭씨 18도)보다 낮은 경우에, 일의 일평균기온과 기준 온도와의 차이를 일별로 누적한 것을 난방도일, 기준온도보다 높을 경우에도 같은 방식으로 기준온도와의 차이를 일별로 누적한 것이 냉방도일이다.

하여 추정하며 비선형적인 기온반응함수로 추정하는 모형들이 연구되어왔다.

Engle *et al.* (1986)은 스플라인 방법(spline method)을 통해 미국 가정용 전력수요의 기온반응 함수를 추정했으며, 실증분석 결과 미국 가정용 수요에 대한 기온반응함수는 섭씨 18.3도를 기준으로 비대칭적인 V자 형태를 나타낸다고 보고하였다. Kim and Na (2002)는 스무딩 추정방법을 이용해서 한국 도시가스 수요의 비대칭적이고 비선형적인 기온반응함수를 추정하였으며, Liu *et al.* (2006)은 Kim and Na (2002)와 같은 글로벌 스무딩 방법으로 미국 전력수요의 기온반응함수를 추정했다. Chang and Martinez-Chombo (2003)는 멕시코의 용도별 전력수요에 대한 기온반응함수를 시리즈 추정법을 이용해 추정했고, Moral-Carcedo and Vicéns-Otero (2005)는 로지스틱 스무딩 전환 모형(logistic smoothing transition model)을 이용해 U자형태의 비대칭적이고 비선형적인 스페인 전력수요의 기온반응함수를 추정했다.

기존의 기온반응함수에 추가하여 본 연구는 에너지 제품의 상대가격 변화에 따른 대체수요의 변화를 기온가격 교차반응함수로 에너지 수요예측모형에 포함시키게 된다. 일반적으로 에너지 수요예측모형에 에너지 가격 정보를 사용한다는 것은 대단히 위험한 시도일 수 있다. 특히 에너지 가격의 예측이 에너지 수요예측보다 훨씬 더 어렵기 때문에, 설명변수의 예측이 종속변수의 예측보다 더 어려워 본말이 전도되는 위험이 따르게 된다. 하지만 한국의 경우 전력요금과 도시가스 요금이 정부의 공공요금 정책 수단으로 활용되고 있어 공공요금에 대한 정책적 변화가 사전에 예보되기 때문에 이러한 사전예보를 예측모형에 활용할 수 있다. 또한 나아가 본 연구의 결과를 전력요금과 도시가스 요금의 가격을 변화시켰을 때 에너지 수요가 어떻게 변화할 것인가를 용이하게 파악할 수 있는 공공요금 정책의 실험모형으로 활용할 수 있기 때문에 연구의 필요성은 더욱 크다고 볼 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 본 논문에서 제시하는 모형과 추정방법에 대해 자세히 설명하고, 제Ⅲ장에서는 한국의 자료를 이용한 실증분석 결과와 예측실험 결과를 제시하며 이어서 제Ⅳ장에서 결론을 맺는다.

Ⅱ. 모 형

본 장에서는 현재 한국전력거래소와 한국가스공사에서 사용하고 있는 에너지 수

요예측 모형에 관하여 이론적인 고찰을 하고, 이를 기본모형으로 하여 수요예측모형을 세운다. 이어서 에너지 상대가격의 변화를 효율적으로 반영하는 기온가격 교차반응함수를 제시하고 이를 기본모형에 포함한 예측모형을 제시하게 된다.

1. 에너지 수요예측모형

본 논문에서는 박준용(2004)과 박준용 외(2005)에서 제시한 도시가스 수요와 전력수요 예측모형을 기본적인 에너지 수요예측모형으로 사용하게 된다. 두 보고서에서 제시된 에너지 수요예측모형은 기본적으로 시계열 모형이며 에너지 수요의 변화를 크게 (i) 전반적인 경제활동과 (ii) 기온변화의 두 가지 요인에 의해 설명되고 예측될 수 있다고 보았다. 이러한 개념은 에너지 수요 y_t 를 아래와 같은 선형회귀모형으로 나타내었다.

$$y_t = \gamma(\text{경제활동}) + \beta(\text{기온효과}) + (\text{오차항}) \quad (1)$$

이러한 단순회귀모형을 출발점으로 하여 예측력을 높이기 위하여 모형을 효율적으로 변화시키는 과정을 거치게 된다. 모형의 예측력을 높이기 위하여 다음과 같은 계량경제학적 기법이 예측모형에 반영되었다.

공적분 모형 모형에 사용되는 시계열 변수들은 장기적으로 증가하는 추세를 가지는 $I(1)$ 변수이기 때문에 공적분 모형으로 구성하여야 한다.

시간변동계수 경제활동을 나타내는 설명변수로 GDP 혹은 산업생산지수등이 사용되는데, 이들 변수에 대한 에너지 수요의 탄력성을 나타내는 회귀계수가 표본기간동안 고정되어 있다고 보기 어렵다. 탄력성이 시간에 따라 변동할 수 있음을 반영하는 시간변동계수로 모형화하는 것이 바람직하다.

월 유효일수 에너지 수요는 기간별로 측정되는 유량변수이기 때문에 수요가 발생한 기간을 정확히 정의하는 것이 매우 중요하다. 특히 에너지 수요는 평일과 공휴일에 따라 크게 차이가 나기 때문에 단순히 달력기간에 의한 일수로 합산한 수요량을 예측모형에 사용하기는 부적절하다. 예컨대 월 에너지 수요는 해당 월에 포함된 평일과 공휴일수에 따라 달라지기 때문에 에너지 수요를

기준으로 한 표준일을 설정하여 수요기간을 재정의 해야 한다. 따라서 에너지 수요를 기준으로 한 표준일을 월 유효일수의 개념으로 설정하고 이를 이용하여 에너지 수요량을 표준화하여 사용한다.

기온효과 기온의 변화에 따라 달라지는 에너지 수요의 변화를 효율적으로 모형에 반영하기 위해서는 평균기온, 최고기온, 최저기온 등 특정기온에 대한 불연속적인 변화가 아니라 기온의 변화에 따라 연속적으로 에너지 수요가 달라지는 반응함수로 반영하는 것이 바람직하다.

이상에서 열거한 계량경제학 기법들은 박준용(2004)과 박준용 외(2005)에 상술되어 있지만 본 논문에서 사용하고자 하는 기본 모형이기 때문에 요약정리하고자 한다.

시간변동계수 공적분 모형

회귀모형 (1)에서 전반적인 경제활동을 나타내는 설명변수로는 통상적으로 GDP가 되며, 월별 예측모형을 구축할 경우에는 산업생산지수를 대리변수로 사용하는 것이 일반적이다. 국민소득을 나타내는 이러한 설명변수를 사용하게 되면 회귀계수 γ 는 국민소득에 대한 에너지수요의 탄력성을 나타내게 되는데, 에너지 수요의 소득탄력성은 기술진보, 경제성장 또는 정부정책, 소비 성향의 변화 등으로 인해 변할 수 있으며 이를 예측모형에 반영하여야 한다는 필요성이 여러 연구에서 지적되었다. (Chang and Hsing, 1991; Dargay, 1992; Galli, 1998; Medlock and Soligo, 2001; Haas and Schipper, 1998). 이러한 필요성을 반영하여 에너지 수요의 소득탄력성이 시간에 따라 서서히 변할 수 있도록 시간변동계수로 설정하여 에너지 수요 예측의 기본모형을 시간변동계수 공적분 모형으로 구축하였다.

시간변동계수 공적분 모형에 관한 이론적 연구는 Park and Hahn(1999)에 의해 제시되었으며, 이를 활용한 기본모형에서는 에너지 수요의 소득탄력성을 시간에 따라 서서히 변하는 부드러운 함수로 설정하여 γ 를 p 개의 시간 t 의 다항식 함수와 q 개의 삼각함수들의 조합인 비선형함수로 모형화하여 사용하였다. Park and Hahn(1999)은 표본 수가 충분히 클 경우 Park(1992)이 제시한 정준공적분회귀(Canonical Cointegrating Regression; CCR) 모형을 응용한 추정방법을 사용할 경우 시간변동계수 공적분 모형에서 일치추정량을 얻게 됨을 보였다. 따라서 본 논문에서

서도 시간변동계수 공적분 모형을 기본 모형으로 사용하면서 정준공적분 추정방법을 사용할 것이다.

월 유효일수

에너지 수요는 일정기간 동안의 수요를 합산한 유량변수이기 때문에 표준화된 기간의 개념을 사용하여 수요량을 합산하여야 한다. 특히 에너지 수요는 평일과 공휴일의 수요량에서 차이를 보이기 때문에 공휴일을 평일 수요량과 비교하여 나타내어야 할 필요성이 있다. 예를 들어 공휴일에는 평일의 절반에 해당하는 에너지만을 소비한다고 하면 일주일을 7일이라는 달력시간의 길이로 단순히 계산하는 것이 아니라, 토요일과 일요일은 휴일이므로(에너지 수요의 관점에서 보면 상대적 시간의 길이가) 각각 평일의 0.5일에 해당하게 되어 일주일의 길이를 에너지 수요 시간의 개념으로 6일로 계산하는 것이 유효일수의 개념이다. 즉 6일이 유효일수이고, 이를 월별로 적용한 것이 월 유효일수이다.⁵⁾

본 논문에서는 공휴일을 에너지 사용량에 따라 세분화하여 일요일, 국가 공휴일은 물론 추석과 설날의 명절은 당일과 명절 전후에 해당하는 연휴 기간을 일일이 구분하여 평일에 비하여 에너지 수요가 다른 기간으로 나누어 추정하였다.⁶⁾ 일별 상대수요와 특수일 더미변수를 이용한 회귀분석모형을 사용해서 유효일수를 추정하며 수요 특성상 도시가스 및 전력의 모형을 다르게 세웠다. 전력수요의 월 유효일수를 추정하기 위해 다음과 같은 회귀식을 고려했다.

5) 근무일 대비 상대수요의 개념은 Valor *et al.* (2001), Pardo *et al.* (2002), Moral-Carcedo and Vicéns-Otero (2005) 그리고 Fan and Hyndman (2011b)에서 본 논문과 유사한 방식으로 사용되었다.

6) 월 유효일수의 추정을 위해 과거 일별 실적 자료를 이용하여 근무일에 대한 일별 상대 수요를 산정하는데 이를 위해 구하고자 하는 날을 기준으로 앞 1주일, 뒤 1주일 중에서 근무일(화-금) 수요의 평균을 구한다. 상대수요를 구하고자 하는 날을 앞서 구한 근무일 수요의 평균값으로 나누어서 이를 근무일에 대한 일별 상대수요로 보았다. 특수일 요인은 크게 공휴일과 비공휴일 요인으로 구분했고, 공휴일 요인으로 일요일, 1월 1일, 삼일절, 노동절, 공휴일 제외 전 식목일과 제헌절, 어린이날, 현충일, 광복절, 개천절, 석가탄신일, 크리스마스, 선거 투표일, 설과 추석 연휴이고 비공휴일 요인으로서는 수요가 근무일에 비해 적게 나타나는 월요일, 토요일, 근로자의 날, 12월 31일, 샌드위치 Day, 명절 연휴 앞 뒤 하루, 7월 다섯째 주 혹은 8월 첫째 주를 하계 집중 휴가기간으로 설정하고 특수일 효과를 측정하여 월 유효일수 산정에 반영하였다.

$$RD_t = \alpha + \delta_1 SDE_{1t} + \dots + \delta_{28} SDE_{28t} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 RD_t 는 전력의 일별 상대수요이며, SDE_{it} 는 특수일 효과 추정을 위한 특수일 더미변수이다. 위의 회귀 모형을 통해 일별 상대수요(\widehat{RD}_t)를 추정하고 이를 해당 월별로 합산한 것이 월 유효일수이다.

도시가스 수요의 경우 보통 토요일과 일요일은 근무일보다 수요가 작게 나타나나 그 정도가 계절에 따라 다르게 나타나는데, 이는 가정용 난방수요의 비중이 계절에 따라 큰 차이를 보이기 때문이다. 구체적으로 보면 겨울철 수요는 가정용 난방수요가 매우 큰 비중을 차지해 근무일 대비 토요일과 일요일에 줄어드는 폭이 미미하지만, 여름철 수요는 일반용 및 산업용 수요가 큰 비중을 차지해 근무일 대비 토요일 및 일요일의 수요가 상대적으로 크게 줄어든다. 도시가스의 모형에서는 이를 기온 효과를 통하여 반영하는 방법으로 월 유효일수를 추정하였다.

기온효과

에너지 수요가 기온의 변화에 대하여 민감하게 반응하여 달라진다는 사실은 잘 알려져 있다. 문제는 이러한 사실을 예측모형에 어떻게 반영하느냐 하는 것이다. 월별 에너지 수요예측 모형의 경우 경제활동을 나타내는 GDP 혹은 산업생산지수는 단 하나의 측정치로 이루어져있는 반면, 기온은 하루 동안에 수시로 변할 뿐 아니라 한 달 동안에는 변하는 폭이 매우 커서 이러한 변화에 대하여 에너지 수요도 민감하게 반응하여 변하게 된다. 따라서 기간 내의 평균기온 혹은 최고기온 등의 하나의 값만으로 이루어진 설명변수를 사용할 경우 기간 내에 기온의 변동으로 나타난 에너지 수요의 변동을 효율적으로 측정할 수가 없게 된다. 이러한 사실은 기온변화에 대한 에너지 수요의 변화를 예측모형이 전제로 하고 있는 기간 동안의 총체적 효과로 합산할 필요성이 있음을 의미하며, 이러한 필요성을 모형화한 것이 기온분포와 기온반응함수의 곱을 합한 총체적 비선형 기온효과와 개념이다.

기온반응함수는 에너지 수요가 각 온도에 반응하는 민감도 혹은 에너지 수요에 대한 가중치를 나타내는 함수로 총체적인 비선형 기온효과를 추정하기 위하여 사용된다. 전력의 경우, 기온반응함수는 냉방부하가 크게 발생하는 높은 온도에서 큰 값을 갖고, 기온이 내려감에 따라 낮아지다가, 난방수요가 발생하는 낮은 온도에서는 다시 올라가는 형태를 보인다. 도시가스의 경우도 전력과 비슷한 기온반응함수

형태를 보이지만 냉방수요보다 난방수요에서 반응도가 훨씬 높은 형태를 보인다. 이와 같은 기온에 대한 에너지 수요의 반응을 그래프로 나타내면 에너지 수요를 y축으로 하고 기온을 x축으로 할 때 비대칭적인 U자 형태를 갖는다. 이러한 비선형 형태의 기온반응함수를 추정하기 위해 Kim and Na(2002), Chang and Chombo(2003), 박준용(2004)과 박준용 외(2005)에서 다음과 같은 푸리에 플렉서블 폼(Fourier Flexible Form; FFF)에 입각한 비선형함수를 사용하여왔다.

$$g(s) = \alpha_1 + \alpha_2 s + \alpha_3 s^2 + \alpha_4 \cos(2\pi s) + \alpha_5 \sin(2\pi s) + \dots$$

여기서 s 는 $\frac{\text{기온} + 20}{60}$ 으로 기온구간을 $[0, 1]$ 로 표준화시킨 값이며 $g(s)$ 는 FFF 비선형 기온반응함수이다. 표본기간 내에 발생한 기온변동으로 인한 에너지 수요 변화는 기온분포와 기온변화에 따른 에너지 수요의 반응을 곱하여 합산한 값으로 다음과 같이 구하여진다.

$$\int_s f_t(s)g(s)ds$$

여기서 f_t 는 t 시점에서의 기온분포이다. 이상의 식을 통하여 기온분포함수에(에너지 수요의 가중치에 해당하는) 기온반응함수를 곱하여 구한 기온별 에너지 수요를 합(적분)하여 구한 값을 비선형 총체적 기온효과라고 한다.

이상의 계량경제학 기법을 모두 반영하면 에너지 수요 예측의 기본모형은 다음과 같이 나타내어진다.

$$y_t = \gamma_t X_t + \int_s f_t(s)g(s)ds + \varepsilon_t \tag{3}$$

여기서 y_t 는 월 유효일수를 감안한 표준화된 에너지 수요에 로그를 취한 값이며, X_t 는 경제활동을 나타내는 GDP 혹은 국민소득의 대리변수로서 산업생산지수의 로그 값이 될 수 있다. 그리고 비선형 총체적 기온효과가 설명변수로 사용되었다. 에너지 수요예측의 기본모형으로 소개한 식 (3)은 박준용(2004)과 박준용 외(2005)

에서 개발된 계량경제학 기법이 포함된 예측모형이며 현재 전력거래소와 한국가스공사에서 전력수요 예측과 도시가스수요 예측에 사용하고 있다.

2. 에너지 상대가격의 반영

앞 절에서 살펴본 기본모형은 예측오차가 발생할 경우 원인 분석이 용이하고 이를 예측모형에 즉각 반영할 수 있어 효율적으로 예측모형을 운영할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 최근 기본모형의 예측오차가 커졌는데 이에 대한 분석결과 주요 원인이 에너지 상대가격의 변동 때문이라는 의견이 제시되어 왔다. 특히 동절기에 최대전력이 발생하는 등 이러한 견해를 뒷받침하는 현상이 나타나면서 에너지 상대가격을 기본모형에 반영해야할 필요성이 대두되었다. 본 논문에서 에너지 수요예측 모형에 포함시키고자 하는 에너지 가격의 변화는 전반적인 에너지 가격의 변화가 아니라 에너지 제품 간의 상대적인 가격의 변화이다. 국제원유가격이 상승함에 따라 도시가스 요금과 전력요금도 동반 상승하게 되면 에너지 상대가격에는 크게 변화가 나지 않는다. 그러나 최근 한국의 경우처럼 물가안정정책 등의 일환으로 전력요금을 다른 에너지 제품 가격에 비하여 지속적으로 통제하여 상승폭을 억제할 경우 에너지 상대가격의 변화가 크게 나타나게 된다. 이러한 에너지 상대가격의 변화가 에너지 제품 간의 대체수요를 발생시켰고 이로 인하여 기본모형에서 예측오차가 크게 발생하게 되었다. 에너지 상대가격의 변화를 예측모형에 반영하는 가장 쉬운 방법은 다음과 같이 기본모형에 에너지 상대가격을 추가적인 설명변수로 사용하는 것이다.

$$y_t = \gamma_t X_t + \int_S f_t(s)g(s)ds + \beta_1 RP_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서 RP_t 는 t 기의 에너지 상대가격을 나타낸다. 에너지 수요예측모형 식 (4)는 기온효과와 에너지 상대가격의 효과를 별도의 설명변수로 사용하여 추정하기 때문에 이하에서 분리모형이라 하기로 한다. 분리모형처럼 에너지 상대가격을 독립된 설명변수로 사용할 경우 예측모형의 관점에서 보면 두 가지의 치명적인 단점을 가지게 된다. 첫째는 에너지 상대가격에 대한 에너지 수요의 가격탄력성이 표본 기간

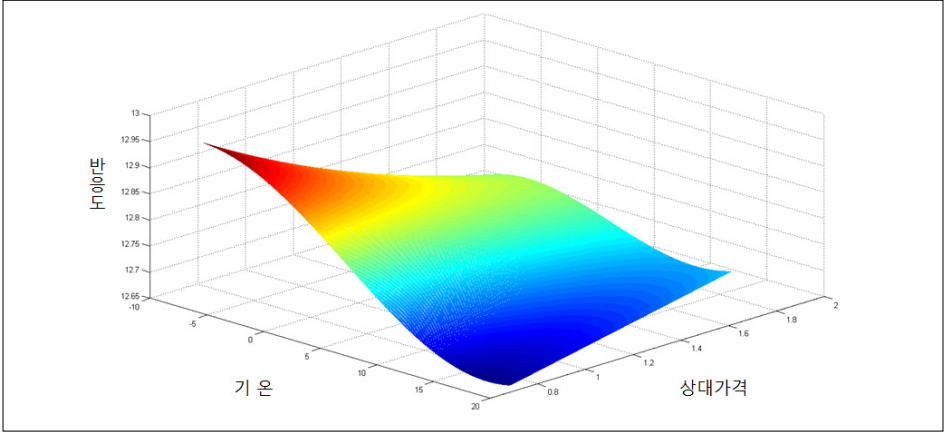
내에 고정되어 있다는 가정이다. 이 가정은 정부정책 등으로 인하여 에너지 상대가격이 급변할 수 있는 예측기간에도 동일한 가격탄력성이 유지된다는 점에서 매우 제한적인 가정이 될 수 있다. 두 번째로 에너지 수요는 기온에 매우 민감하게 반응하기 때문에 에너지 상대가격이 변하더라도 사람이 느끼는 최적기온 보다 높거나 낮아져야만 그 효과가 나타난다는 것이다. 또한 기온에 따라 에너지 상대가격 변화에 의한 에너지 수요변동의 크기도 다르게 나타날 수 있다는 점이 분리모형에서는 반영되지 않는다.

본 논문에서는 이러한 단점을 극복하기 위하여 기온가격 교차반응함수 개념을 도입하고 이를 예측모형에 포함시켰다. 기온가격 교차반응함수는 (i) 기온반응함수와 (ii) 에너지 상대가격의 변화와 기온변화가 교차되어 나타나는 가격반응함수의 효과가 합쳐져서 나타나는 형태로 구성하였다. 기온가격 교차반응함수는 다음의 식과 같이 두 부분으로 나누어 모형화된다.

$$\int_s f_t(s)[g(s)+RP_th(s)]ds$$

여기서 RP_t 는 에너지 상대가격을 나타내며, $g(s)$ 는 기온반응함수가 된다. 한편 $h(s)$ 는 기온이 주어졌을 때 가격의 변화에 따른 가격반응함수가 되어서 반응함수의 합인 $g(s)+RP_th(s)$ 가 가격과 기온이 상호작용하는 효과가 총체적으로 반영된 기온가격 교차반응함수가 된다. 본 논문에서 새롭게 제시된 기온가격 교차반응함수에 대한 개념을 보여주는 그래프가 <그림 1>이다. 본 논문에서 추정된 <그림 1>에서 x축은 에너지 상대가격($= \frac{\text{전력물가지수}}{\text{도시가스물가지수}}$)이며, y축은 기온을 나타내고, z축은 반응도를 나타내는 3차원에서 그려진 전력수요의 기온가격 교차반응함수이다. 기온가격 교차반응함수는 각 상대가격대에 따라 기존의 기온반응함수가 다르게 나타날 수 있는 모양을 보여주는데, <그림 1>에서는 기온반응함수가 영하 이하의 기온대에서 상대가격이 낮은 구간 (전력요금 저렴한 구간)에서는 매우 높은 반응도를 보이는 반면 상대가격이 높아질수록 (전력요금이 비싸질 수록) 반응도가 낮아지는 것을 볼 수 있다. 이는 낮은 기온대에서 상대가격 변화에 따른 수요 변화가 크게 일어남을 의미한다. 반면 약 6도 이상의 높은 기온대에서는 상대가격 변화에 대한 반응의 변화가 크지 않다는 점도 확인 할 수 있다.

〈그림 1〉 전력수요의 기온가격 교차반응함수



에너지 상대가격의 변화로 인하여 나타나는 대체수요의 변화를 기본모형에 기온 가격 교차반응함수로 포함한 식을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \gamma_t X_t + \int_S f_t(s)[g(s) + RP_t h(s)]ds + \varepsilon_t \quad (5)$$

본 논문에서 제시하는 에너지 수요예측모형 (5)는 기온효과와 가격효과를 기온 가격 교차반응함수로 포함하고 있기 때문에 이하에서 교차모형이라 하기로 하자. 기온반응함수 $g(s)$ 와 가격반응함수 $h(s)$, 그리고 시간변동계수 함수 γ_t 의 구체적인 함수형태는 일반적인 푸리에 비선형 함수에서 각 회귀계수의 특성에 적합한 다항식의 차수를 선택하여 결정하게 된다. 만약 기온반응함수의 차수를 다항식 함수항을 2, 삼각 함수항을 1로 설정하고, 시간변동계수는 다항식 함수항을 2, 삼각 함수항을 2로 설정하였다면 다음과 같은 구체적인 비선형 함수로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} g(s) &= \alpha_1 + \alpha_2 s + \alpha_3 s^2 + \alpha_4 \cos(2\pi s) + \alpha_5 \sin(2\pi s) \\ h(s) &= \beta_1 + \beta_2 s + \beta_3 s^2 + \beta_4 \cos(2\pi s) + \beta_5 \sin(2\pi s) \\ \gamma_t &= \gamma_1 + \gamma_2 \left(\frac{t}{T}\right) + \gamma_3 \left(\frac{t}{T}\right)^2 + \gamma_4 \cos\left(2\pi \frac{t}{T}\right) + \gamma_5 \sin\left(2\pi \frac{t}{T}\right) \\ &\quad + \gamma_6 \cos\left(4\pi \frac{t}{T}\right) + \gamma_7 \sin\left(4\pi \frac{t}{T}\right) \end{aligned}$$

위의 함수형태를 교차모형 (5) 와 분리모형 (4) 에 대입하고 정리하면 다음과 같이 표현된다.

$$y_t = x_{1t}'\alpha + x_{2t}'\beta + x_{3t}'\gamma + \varepsilon_t$$
$$y_t = x_{1t}'\alpha + RP_t\beta_1 + x_{3t}'\gamma + \varepsilon_t$$

여기서

$$\alpha = [\alpha_1, \cdots, \alpha_5]', \quad \beta = [\beta_1, \cdots, \beta_5]', \quad \gamma = [\gamma_1, \cdots, \gamma_5]',$$
$$x_{1t} = [1, \int_S f_t(s) s ds, \int_S f_t(s) s^2 ds, \int_S f_t(s) \cos(2\pi s) ds, \int_S f_t(s) \sin(2\pi s) ds]',$$
$$x_{2t} = RP_t \cdot x_{1t},$$
$$x_{3t} = [1, \frac{t}{T}, (\frac{t}{T})^2, \cos(2\pi \frac{t}{T}), \sin(2\pi \frac{t}{T}), \cos(4\pi \frac{t}{T}), \sin(4\pi \frac{t}{T})]' \cdot X_t$$

이다. 한편 CCR을 통해 추정된 $var(\hat{\alpha})$ 와 $var(\hat{\beta})$ 를 이용해서 $var(\hat{g}(s))$ 와 $var(\hat{h}(s))$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$var(\hat{g}(s)) = \Phi' var(\hat{\alpha}) \Phi \tag{6}$$

$$var(\hat{h}(s)) = \Phi' var(\hat{\beta}) \Phi \tag{7}$$

여기서 $\Phi = [1, s, s^2, \cos(2\pi s), \sin(2\pi s)]'$. 이며, $var(\hat{g}(s))$ 와 $var(\hat{h}(s))$ 는 반응 함수의 신뢰구간을 계산하는데 이용된다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자료

본 연구에서 사용된 자료들은 1999년 1월부터 2011년 6월까지의 월별 자료로 관측치 수는 총 150개이다. 전력과 도시가스 수요는 각각 전력거래소와 한국가스공사에서 일별로 발표하고 있는 자료를 사용하였다. 전력 및 도시가스 수요와 장기적인

공적분 관계에 있는 경제활동변수로는 한국은행에서 월단위로 제공하고 있는 계절성이 제거된 산업생산지수를 사용했다. 가격지수는 통계청에서 발표되고 있는 생산자 물가지수 중 전력과 도시가스 항목을 사용했다. 한편 기온분포의 추정치는 먼저 기상청에서 발표되는 5대 지역⁷⁾ 시간별 기온자료를 사용해 5대 지역별 기온분포를 추정하고 이를 5대 지역의 판매량 가중치를 이용해 가중평균한 분포를 전국기온분포로 사용했다.⁸⁾ 또한 월 유효일수의 추정을 위해 일별 수요와 일별 기온분포를 사용했으며, 일별 기온분포는 월 기온분포 추정과 같은 방식으로 추정했다.

〈그림 2〉는 본 논문에서 사용된 자료에 대한 시계열 그래프를 보여준다. (a)와 (b)는 각각 월별 전력과 도시가스 수요의 그래프이다. 냉난방부하가 큰 전력수요는 동계와 하계에 수요가 높게 나타나 연중 W자 형태의 계절성을 띠면서 상승하는 추세를 보이는 반면, 난방수요가 큰 비중을 차지하는 도시가스 수요는 동계에 높은 수요를 보여 연중 U자 형태의 계절성을 띠면서 서서히 증가하는 추세를 보인다. (c)의 산업생산지수는 1999년부터 꾸준히 상승하는 추세를 보이다가 미국발 금융위기로 2008년 말에 큰 폭으로 떨어진 후 2009년 초부터 다시 예전 추세를 회복하는 모습을 보이고 있다. (d)는 전력가격지수와 도시가스 가격지수의 그래프를 함께 보여준다. 전력가격지수는 2011년 6월 현재 1999년 1월 대비 약 28% 상승한 반면 도시가스 가격지수는 같은 기간 157% 이상 상승해 상승률면에서 두 지수간 큰 차이를 보였으며 마지막으로 (e)의 상대가격지수는 전력가격지수를 도시가스 가격지수로 나눈 값으로 지속적으로 하락하는 추세를 보인다.

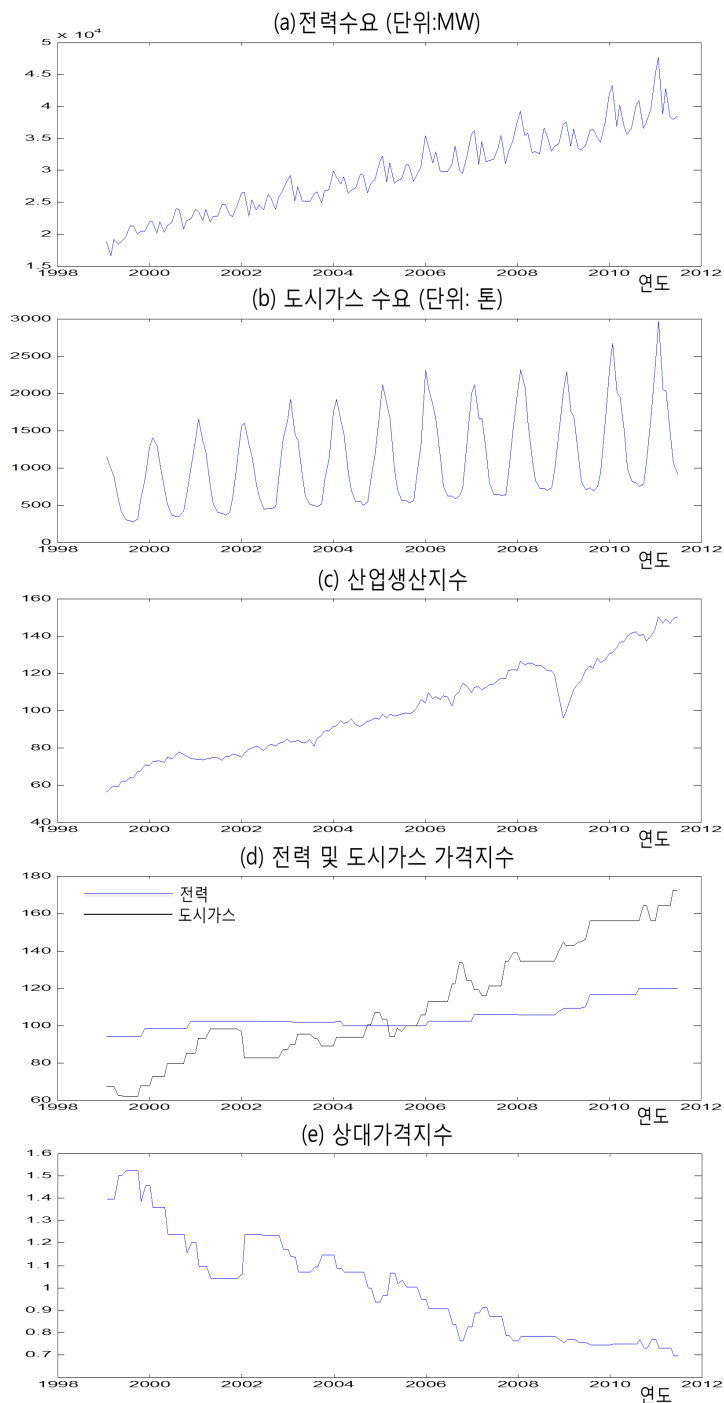
2. 월 유효일수 모형 추정결과

전력수요 예측모형에 사용될 월 유효일수를 추정하기 위해 식 (2)를 추정하였으며, 도시가스의 경우에는 전력수요 예측모형에 추가로 토요일 및 일요일의 기온반응함수를 설명변수로 포함시켰으며, 기온반응함수는 2차항의 다항함수와 한쌍의 삼각함수항으로 이루어진 FFF로 설정하였다. 전력과 도시가스 수요의 특수일 효과

7) 5대 지역은 서울, 대전, 대구, 광주, 부산이다.

8) 각 지역별 기온 분포 추정시 정규 커널(normal kernel)을 이용하는 비모수커널추정을 사용했으며 최적 대역값(optimal bandwidth)으로는 AMISE(Average Mean Integrated Squared Error)를 최소화하는 값을 사용했다.

〈그림 2〉 사용된 자료



〈표 1〉 특수일 효과 모형 추정결과

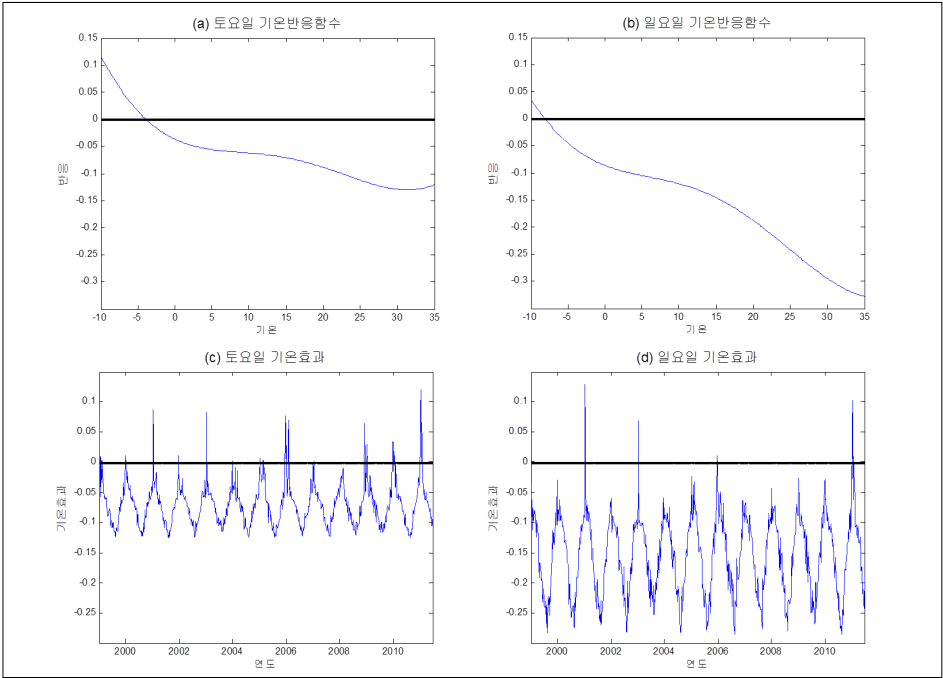
Panel A: 전력 수요								
변수	계수	t-value	변수	계수	t-value	변수	계수	t-value
상수항	1.01	2151.33	설-2	-0.09	-13.65	개천절	-0.09	-12.58
월요일	-0.03	-29.54	설-1	-0.25	-39.25	크리스마스	-0.13	-19.42
1월1일	-0.23	-36.28	설 당일	-0.33	-51.19	12월31일	-0.11	-16.48
삼일절	-0.11	-17.57	설+1	-0.29	-45.00	부처님오신날	-0.08	-12.59
노동절	-0.12	-18.60	설+2	-0.16	-25.44	샌드위치휴일	-0.02	-4.76
식목일	-0.09	-10.62	추석-2	-0.08	-12.32	선거일	-0.07	-8.50
어린이날	-0.10	-15.35	추석-1	-0.25	-38.03	하계휴가	-0.03	-11.20
현충일	-0.10	-15.02	추석 당일	-0.35	-52.73	토요일	-0.06	-58.26
제헌절	-0.12	-14.93	추석+1	-0.32	-47.71	일요일	-0.16	-152.68
광복절	-0.10	-14.99	추석+2	-0.19	-28.91			
Panel B: 도시가스 수요								
변수	계수	t-value	변수	계수	t-value	변수	계수	t-value
상수항	1.01	762.31	설-2	-0.04	-2.31	개천절	-0.04	-2.12
월요일	-0.02	-8.30	설-1	-0.18	-9.74	크리스마스	-0.10	-5.46
1월1일	-0.13	-7.20	설 당일	-0.26	-14.64	12월31일	-0.05	-2.70
삼일절	-0.10	-5.56	설+1	-0.18	-10.07	부처님오신날	-0.08	-4.64
노동절	-0.12	-6.80	설+2	-0.07	-3.69	샌드위치휴일	-0.02	-2.03
식목일	-0.09	-3.59	추석-2	-0.12	-6.28	선거일	-0.07	-2.90
어린이날	-0.16	-8.71	추석-1	-0.31	-16.21	하계휴가	-0.05	-6.27
현충일	-0.15	-8.32	추석 당일	-0.46	-24.40	토요일		기온효과
제헌절	-0.17	-7.94	추석+1	-0.37	-19.59	일요일		기온효과
광복절	-0.18	-9.74	추석+2	-0.20	-10.77			

의 추정결과는 〈표 1〉에 나타나 있다. 도시가스 모형에서 토요일과 일요일의 기온 반응함수에 대한 FFF 함수의 계수 추정치는 보고되지 않았으나, 〈그림 3〉에 나와 있는 반응함수 그래프를 통해 확인할 수 있다. 전력과 도시가스수요 모두에서 고려된 특수일 더미들은 5% 신뢰수준에서 모두 유의한 값을 보였다. 명절효과의 경우 산업용 수요가 50%이상을 차지하는 전력은 근무일 대비해서 설은 33%, 추석은 35% 감소하는 것으로 나타난 반면, 산업용 수요가 35%인 도시가스는 설에 26%, 추석에는 46% 감소하는 것으로 나타났다.

〈그림 3〉에서 (a)와 (b)는 각각 도시가스 수요에 대한 토요일과 일요일의 기온 반응함수를 보여준다. 두 기온반응함수 모두 낮은 기온에서 기온이 높아 질수록 반응도가 음수로 떨어지는 것으로 나타났으며, 감소하는 정도는 토요일보다 일요일에 더욱 크게 나타났다. 한편 〈그림 3〉의 (c)와 (d)는 각각 도시가스 수요에 대한 토

요일과 일요일의 총체적 기온효과이다. 연중 V자형태의 계절성을 보이는데, 이는 동계와 하계기간의 도시가스 난방수요 비중차이로 발생하는 계절성으로, 특히 토요일보다 일요일의 가정용 난방수요 비중이 커서 일요일의 계절성이 토요일보다 더 크게 나타난다. 기온효과가 영 이상의 값을 보인 날들은 이상 한파의 영향으로 가정용 난방 수요가 급증했던 날들로 볼 수 있다. 전력수요의 특수일 효과 모형 (2) 와 그에 기초한 가스수요 특수일 효과의 변형된 모형의 추정결과(〈표 1〉과 〈그림 3〉)를 통해 일별상대수요(\widehat{RD}_t)를 구한 다음, 월별로 더하면 전력 및 도시가스의 월 유효일수를 산정할 수 있다. 표준화된 에너지 수요량은 관측된 월 수요량을 추정된 월 유효일수로 나눈 값으로 계산하여 사용하였다.

〈그림 3〉 도시가스수요의토요일및일요일기온반응함수와기온효과



3. 예측모형 추정결과

에너지 상대가격의 변화를 반영하는 에너지 수요예측모형인 분리모형 (4) 와 본 논문에서 새롭게 제시하는 개념인 기온가격 교차반응함수를 도입한 교차모형 (5) 의

추정결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 본 논문에서 사용하고 있는 비선형 계수함수의 구체적인 함수형태로는 기온반응함수와 가격반응함수의 경우 반응함수가 의미있는 형태로 추정되도록 다항식 함수항은 이차항까지, 삼각함수항은 한쌍을 사용했고,⁹⁾ 경제활동에 대한 시간변동계수는 예측오차를 최소로 하는 기준으로 다항식 함수항은 이차항까지, 삼각함수항은 두 쌍을 사용했다.¹⁰⁾

우선 분리모형과 교차모형 중에서 어떤 모형이 에너지 수요예측모형으로 더욱 적합한가를 비교해 볼 수 있다. 적합성에 대한 판단기준으로 여러 가지 지표가 사용될 수 있겠지만 본 논문에서는 예측오차 최소화기준이 가장 중요하다고 보았으며 이러한 관점에서 <표 2>의 마지막 줄로 나타나 있는 표본 내 예측(in-sample forecast)의 예측오차로 계산한 평균제곱근오차(Root Mean Squared Error)가 낮은 모형이 보다 나은 예측모형이라고 할 수 있다. 교차모형 (4)의 RMSE가 분리모형 (4)의 RMSE에 비해 전력의 경우 약 37% 낮은 것으로 나타났으며, 도시가스의 경우에는 41%가 낮은 것으로 나타났다. 따라서 예측오차의 최소화라는 관점에서 볼 때 에너지 상대가격의 영향을 기온가격 교차반응함수로 고려한 교차모형이 에너지 수요 예측모형으로 보다 적합한 모형이라 하겠다.

분리모형의 추정결과에서 상대가격에 대한 계수추정치인 경우, 전력은 음의 부호를 갖는 것으로, 도시가스는 양의 부호를 기대할 수 있다. 하지만 분리모형의 추정 결과 전력은 0.072로 양의 값이 추정되었으며, 도시가스는 -0.009로 음의 값이 추

9) FFF의 구체적인 형태를 결정하는데 있어서 이론적인 근거를 제시하는 방법론은 현재까지 전무하기 때문에 경험적으로 검증된 함수형태를 쓰는 것이 일반적이다. 기온반응함수를 추정한 선행연구들의 경우, 박준용(2003), 박준용 외(2004) 그리고 Kim and Na(2002)에서는 본 연구와 같이 다항함수항은 2, 삼각함수항을 1로 사용했으며, Chang and Martinez(2003)은 다항함수항을 이차까지 사용하고 삼각함수항은 포함하지 않았다. 본 연구에서는 다항함수항은 이차항까지 놓고 삼각함수항을 두 쌍까지 차례로 설정해서 모형을 추정해 보았으며 설정한 기온반응함수와 가격반응함수의 형태의 큰 차이는 보이지 않았다. 본 연구는 그 중 기온반응함수의 형태가 부드러운 U자 형태로 추정되도록 하는 설정(다항함수항은 이차항까지, 삼각함수항은 한쌍)을 사용했다.

10) <표 2>의 교차모형의 $\hat{g}(s)$ 와 $\hat{h}(s)$ 의 추정계수의 경우 전반적으로 낮은 t-value를 보이는데, 가격의 영향이 유의하게 나타나는 난방수요 기온대만 고려할 경우 반응함수의 추정계수 값은 보다 유의한 값으로 추정된다. 본 논문은 냉난방수요에 대한 가격효과에 대한 어떤 전제도 하지 않고 각 기온대에서 다르게 나타나는 가격효과를 일반적인 모형을 통해 확인하고 예측모형에 반영해보고자 실제로 가격의 영향이 크게 나타나는 난방수요 기온에 대한 임의의 설정을 따로 하지 않았다. 난방수요에 초점을 맞춰서 진행되는 연구에서는 난방수요 기온에 대한 설정이 필요할 수 있을 것이다.

정되어 예상과는 반대의 부호가 계수값으로 추정되었다. 비록 가스수요의 경우 상대가격 회귀계수의 t 값이 임계치보다 작아서 통계적으로 유의하지 않다는 사실을 추론할 수 있지만, 전력수요의 경우에는 상대가격회귀계수가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 이론적인 예상과 다른 결과가 나왔다.

〈표 2〉 예측모형 추정 결과

(a) 교차모형					(b) 분리모형			
전력수요		도시가스수요			전력수요		도시가스수요	
계수	t-value	계수	t-value		계수	t-value	계수	t-value
$\hat{g}(s)$ 추정 계수								
$\hat{\alpha}_1$	13.184	10.68	8.612	3.87	13.274	52.12	10.545	18.74
$\hat{\alpha}_2$	-1.350	-0.22	3.552	0.32	-2.429	-2.22	-6.272	-2.66
$\hat{\alpha}_3$	1.167	0.20	-3.019	-0.28	2.765	2.65	5.491	2.39
$\hat{\alpha}_4$	0.108	0.28	0.354	0.48	-0.093	-1.33	-0.463	-2.98
$\hat{\alpha}_5$	0.174	1.78	0.663	3.80	0.159	8.65	0.538	14.09
$\hat{h}(s)$ 추정 계수					RP_t 추정 계수			
$\hat{\beta}_1$	-0.693	-0.53	2.837	1.23	0.072	3.47	-0.009	-0.18
$\hat{\beta}_2$	1.998	0.31	-12.747	-1.10				
$\hat{\beta}_3$	-1.160	-0.19	11.284	1.01				
$\hat{\beta}_4$	-0.034	-0.08	-0.994	-1.32				
$\hat{\beta}_5$	0.052	0.49	-0.155	-0.84				
$\hat{\gamma}_t$ 추정 계수								
$\hat{\gamma}_1$	0.134	3.60	0.110	1.38	0.089	2.67	0.199	2.39
$\hat{\gamma}_2$	0.271	7.34	0.346	4.35	0.293	8.93	0.293	3.55
$\hat{\gamma}_3$	-0.134	-4.22	-0.176	-2.56	-0.142	-5.03	-0.153	-2.15
$\hat{\gamma}_4$	0.006	1.87	0.003	0.45	0.006	2.22	0.002	0.23
$\hat{\gamma}_5$	0.006	6.91	0.009	4.76	0.007	8.40	0.008	4.04
$\hat{\gamma}_6$	-0.001	-0.81	-0.001	-0.54	-0.001	-1.05	-0.001	-0.60
$\hat{\gamma}_7$	0.002	2.53	-0.001	-0.41	0.002	3.68	-0.002	-1.45
RMSE	0.012		0.029		0.020		0.049	

주: t-value는 CCR 추정치에 근거한 값이다.

이는 가격의 영향이 모든 기온대에서 같게 나타난다는 설정 때문에 나타난 식별 문제로 볼 수 있다. 실제로 난방수요 발생기온대와 냉방수요 발생기온대에서의 상대가격의 영향이 다르게 나타나기 때문이다. 다른 이유로, 정부는 여름최대전력의 억제를 위해 가스냉방기기 설치시 보조금을 지급하고 저리용자까지 시행하고 일종의 가격 왜곡현상이 일어날 수 있다.¹¹⁾ 마지막으로 도시가스와 전력이 냉방수요 부문에서는 대체성이 없는 것으로 볼 수 있다.¹²⁾ 실제로 가스냉방기기와 전력냉방기간에는 설치비와 유지비면의 경제적 측면뿐 아니라 안정성 측면에서도 전력냉방기기가 월등한 우위에 있어 냉방수요에 있어서 도시가스가 전력의 대체 에너지로 보기 힘든 면이 있다. 결과적으로 가격변수의 영향에 대한 모형내에서의 식별문제, 정부의 도시가스 냉방기기에 대한 보조금정책 그리고 냉방기간 경제성 차이로 인해 분리모형에서의 상대가격의 계수 추정결과가 왜곡된 형태로 나타났다고 볼 수 있겠다.

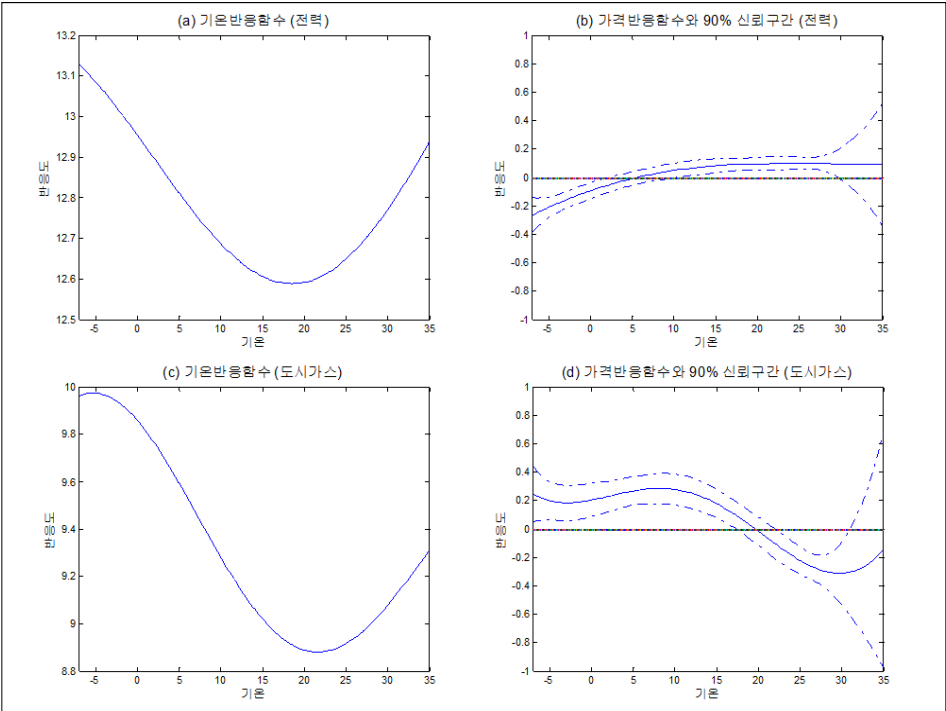
한편 교차모형의 추정결과는 에너지 수요가 에너지 상대가격과 반비례의 관계를 가진다는 이론적인 내용을 추정결과로 보여주고 있다. 이는 <그림 4>를 통해서 확인할 수 있다. <그림 4>는 <표 2>의 교차모형의 추정결과를 이용해 계산한 기온반응함수 $\hat{g}(s)$ 와 가격반응함수 $\hat{h}(s)$ 의 추정결과를 그래프로 보여준다. (b)와 (d)에 나타나있는 점선의 그래프는 가격반응 함수의 통계적 유의성을 검정하고자 식 (7)을 통해서 계산된 90% 신뢰구간이다. (a)의 전력수요의 기온반응함수 $\hat{g}(s)$ 는 기존의 전력수요의 기온반응 함수형태와 같게 나타났으며, (b)에서 가격반응함수 $\hat{h}(s)$ 는 x축에 나타난 기온을 보면 섭씨 6도 부근에서 음에서 양으로 부호가 바뀌는 모습을 보이고 있다. 도시가스의 경우도 (c)의 기온반응함수는 기존의 도시가스 수요의 기온반응 함수형태와 흡사하게 나타나고 있으며, (d)의 가격반응함수는 섭씨 21도 부근에서 양에서 음으로 부호가 바뀌는 모습을 보여주고 있다.¹³⁾

11) 가스공사는 2005년부터 가스냉방기기 설치 장려금을 지급해 왔으며 (2005년 63.6억원, 2006년 40억원, 2007년 32.5억원, 2008년 27.3억원, 2009년 17.1억원) 가스냉방투자금액의 80%까지 1.25%의 저리용자 받을 수 있도록 지원하고 있다.

12) 가스냉방기기 설치시에는 정밀검사, 설계강도검사, 기밀검사, 엔진검사등의 복잡한 검사절차를 받아야 하고 지식경제부의 2009년 분석자료에 의하면 가스냉방기기중 개별냉난방(냉난방기간통합)은 전력냉방기기 대비 30-40% 가량, 중앙냉방(냉방기간)은 8% 가량 경제성이 낮은 것으로 나타났다.

13) 가격반응함수에서 영하 5도 이하와 영상 30도 이상에서 신뢰구간이 급격히 넓어지는 것은 해

〈그림 4〉 교차모형의 반응함수 추정결과



에너지 수요에서 가격의 영향은 통상적인 HDD 기준온도보다 낮을수록 가격효과가 크게 나타날 수 있음을 짐작할 수 있다. 본 연구의 가격반응함수의 추정결과는 한국의 전력수요의 경우에는 영상 6도, 도시가스는 영상 21도부터 가격효과가 본격적으로 나타나는 것으로 말해준다.

〈그림 4〉의 가격반응함수 그래프는 매우 의미 있는 결과를 제시한다. 전력의 가격반응함수 그래프 (b)는 영상 6도 이하로 기온이 내려가게 되면 점점 더 작은 음수값을 가지게 된다. 이는 전력이 도시가스에 비해 상대적으로 저렴해질 경우 수요가 증가하되 그 증가하는 수요의 크기가 기온이 낮을수록 체증적으로 더욱 커짐을 의미한다. 반대로 도시가스의 가격반응함수 그래프 (d)는 섭씨 21도보다 기온이 낮은 구간에서 통계적으로 유의한 일정한 양의 값을 보이다가 영하 3도 이하에서는 증가하는 모습을 보인다. 즉, 도시가스가 상대적으로 비쌀 경우 난방용 수요는 감

당구간에 기온관측치가 충분하지 않는데 기인하며 이는 비모수 추정법에서 흔히 나타나는 현상으로 볼 수 있다.

소하며 그 감소하는 정도는 21도 이하에서 영하 3도까지는 비슷하게 나타나다가 영하 3도 이하에서는 체감적으로 더욱 감소하는 것으로 나타났다.

따라서 가격반응함수의 추정결과를 통하여 볼 때, 전력과 도시가스의 난방용 수요 부분에서의 상대가격에 의한 에너지 대체효과가 뚜렷하게 나타났다고 할 수 있다. 가격반응함수의 추정결과는 최근 실제로 일어나고 있는 전력과 도시가스수요의 난방수요 변화패턴으로 인하여 나타났다고 보여진다. 1999년 이후로 전력가격은 큰 변화가 없었던 반면 도시가스 가격은 매년 높은 증가율을 보였으며 이와 동시에 전력 난방기기 보급이 확대되면서 도시가스의 난방용수요가 대체가능한 전력수요로 이동을 많이 한 것으로 분석되고 있다.

에너지관리공단은 2010년 전기난방수요가 2004년에 비해 2배 이상 증가했으며, 이에 따라 전체 전력수요에 대한 비중도 2004년 17.8%에서 2010년 24.4%로 크게 증가한 것으로 추정했다. 반면 도시가스수요는 2001년부터 2005년까지 주택용과 일반용수요가 연평균 7.7%로 성장했으나 2006년부터 2010년까지는 2.9%에 지나지 않아 과거보다 성장세가 크게 둔화되었다는 보고서를 내어 놓았다. 이러한 사실은 본 논문의 추정결과와 일관성을 가지는 것으로 볼 수 있다. 반면 냉방수요 발생기온대를 보면, (b)에서 전력수요는 6도에서 30도 구간, (d)의 도시가스수요는 21도에서 30도 구간에서, 추정된 가격반응함수의 90% 신뢰구간이 각각 영을 포함하지 않는 양의 값과 음의 값을 보이는데, 이러한 결과가 나타나는 이유는 분리모형에서의 상대가격의 부호가 이론적 예상과 다르게 나온 것과 같은 맥락으로 이해 할 수 있다.

4. 예측실험 결과

교차모형과 분리모형에 대한 예측실험을 통해 모형간의 예측력을 비교하여 보았다. 교차모형 (5)의 경우에는 예측실험을 위하여 단기 동태적인 관계를 포함하는 오차수정모형(Error Correction Model; ECM)도 함께 고려하였다. 교차모형 (5)의 CCR 추정으로부터 계절성이 제거된 수요 \bar{y}_t 를

$$\bar{y}_t = y_t - \int f_t(s)[\hat{g}(s) + RP_t \hat{h}(s)]ds$$

로 정의하면 추정된 잔차 $\hat{\varepsilon}_t$, 공적분관계에 있는 \overline{y}_t 와 X_t 를 변수로하는 다음과 같은 오차수정모형을 세울 수 있다.

$$\Delta \overline{y}_t = \sum_{k=1}^q c_{1k} \hat{\varepsilon}_{t-k} + \sum_{k=1}^{p1} c_{2k} \Delta \overline{y}_{t-k} + \sum_{k=1}^{p2} c_{3k} \Delta X_{t-k} + u_t \tag{8}$$

오차수정모형의 추정을 위해 식 (8)의 $q, p1, p2$ 를 정해야하는데 월별 자료임을 감안해 $p1$ 과 $p2$ 는 모두 12로 설정했다. 오차수정항의 q 값을 정하기 위해 1부터 5의 q 값으로 모형을 추정한 결과, 2 이상의 값으로 설정할 경우 추정계수가 모두 유의하지 않은 값으로 나타났다. 따라서 q 의 값은 1로 설정함으로서 외부 충격에 의한 장기균형으로부터 이탈되는 수요는 바로 다음 기에 모두 반영되도록 모형화했다. <표 3>에는 오차수정모형 (8)의 c_{11} 의 추정치와 t 통계량이 나와 있고, c_{11} 에 대한 추정치는 통계적으로 유의한 음의 값을 보여 장기균형으로 수렴하는 방향으로 단기 오차가 에너지수요의 변화 $\Delta \overline{y}_t$ 를 수정하는 결과를 나타냈다.

<표 3> 오차수정모형 계수 추정결과

	전력수요		도시가스수요	
	계수	t-value	계수	t-value
c_{11}	-0. 676	-5. 377	-0. 955	-6. 243

구체적인 예측력평가는 교차모형 (5)의 공적분모형(Cointegrating Model; CM)과 이에 기반한 식 (8)의 오차수정모형, 그리고 분리모형 (4)에 의한 공적분모형의 표본외예측(out-of-sample forecasts)을 통하여 비교하였다. 예측실험을 위해 1999년 1월부터 2010년 6월까지의 자료로 공적분 모형과 오차수정모형을 추정하고, 추정치를 이용하여 2010년 7월부터 2011년 6월까지 12개월 동안의 표본기간외 예측을 실시하였다. 시간변동계수 예측치는 FFF로 추정된 계수로서 다음과 같은 비선형 함수로 변환한 후 예측에 사용하였다.

$$\hat{\gamma}_{T+h} = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2(1 + \frac{h}{T}) + \hat{\gamma}_3(1 + \frac{h}{T})^2$$

$$+ \hat{\gamma}_4 \cos(2\pi \frac{t}{T}), \hat{\gamma}_5 \sin(2\pi \frac{t}{T}), \hat{\gamma}_6 \cos(4\pi \frac{t}{T}), \hat{\gamma}_7 \sin(4\pi \frac{t}{T})$$

여기서 T 는 추정시 사용된 관측치수, $h = 1, \dots, 12$ 로 예측실험 기간을 의미한다. <표 4>는 모형별 예측실험 결과 비교를 위한 실제치, 예측치 그리고 예측오차와 다음의 평균절대오차율(Mean Absolute Percentage Error, MAPE)을 보여준다.

$$\text{MAPE}(\%) = \frac{1}{12} \sum_{h=1}^{12} \left| \frac{\exp(\widehat{y_{T+h}}) - \exp(y_{T+h})}{\exp(y_{T+h})} \right| \times 100$$

<표 4>의 예측오차를 살펴보면 전력과 도시가스의 경우 다소 다른 예측실험결과를 보여준다. 전력수요의 경우에는 난방수요가 큰 동절기와 그 외 기간동안 교차모형과 분리모형의 예측오차가 달리 나타났다. 난방수요가 크지 않은 4월부터 10월까지의 분리모형의 예측오차율이 전반적으로 낮게 나타났는데, 그 차이는 평균 1.0% 포인트로 큰 차이를 보이지는 않았다. 반면 동절기에 해당하는 11월부터 3월까지의 교차모형의 예측오차율이 월등히 낮게 나타났으며 그 차이는 평균 2.4% 포인트이다. 결과적으로 전력의 경우 동계기간동안 교차모형에서의 예측오차율이 분리모형보다 월등히 낮게 나타났고 이로 인해 12개월의 평균절대예측오차율도 교차모형에서 분리모형보다 낮게 나타났다.

동계에 해당하는 기간에 예측오차율이 교차모형에서 더 낮게 나타난 이유는 가격기온반응함수의 추정결과(<그림 4>) 낮은 기온대에서의 음의 상대가격의 영향이 반영되었기 때문이며, 하계에 해당하는 기간에는 반대로 분리모형 예측오차율이 낮게 나타났는데 이는 6도가 넘게 되면 가격반응함수는 기온 변화에 영향을 받지 않은 것으로 추정되었기 때문으로 볼 수 있다.

이에 반해 도시가스 수요의 경우에는 교차모형이 분리모형보다 전반적인 예측오차율이 낮게 나타난 것은 물론 월별비교에서도 거의 모든 기간에서 교차모형의 예측력이 분리모형보다 뛰어난 것으로 나타났다.

〈표 4〉 표본 외 예측실험결과

Panel A: 전력수요 (단위: GW, %)							
기간	실적	교차모형				분리모형	
		예측치		오차율		예측치	오차율
		CM	ECM	CM	ECM	CM	CM
2010: 7	40,422	39,982	39,797	-1.09	-1.55	40,617	0.48
2010: 8	41,437	40,996	41,532	-1.06	0.23	41,748	0.75
2010: 9	37,018	35,753	35,786	-3.42	-3.33	36,367	-1.76
2010:10	37,881	37,007	37,519	-2.31	-0.96	37,537	-0.91
2010:11	39,868	38,974	39,066	-2.24	-2.01	38,820	-2.63
2010:12	45,344	44,126	43,965	-2.69	-3.04	42,922	-5.34
2011: 1	48,211	47,512	46,887	-1.45	-2.75	44,905	-6.86
2011: 2	39,074	38,308	38,556	-1.96	-1.32	37,204	-4.79
2011: 3	42,946	42,812	42,132	-0.31	-1.90	41,986	-2.24
2011: 4	38,559	37,558	37,586	-2.59	-2.52	37,861	-1.81
2011: 5	38,219	37,258	37,115	-2.51	-2.89	37,918	-0.79
2011: 6	38,786	37,465	37,677	-3.41	-2.86	38,162	-1.61
MAPE					2.09	2.11	2.50

Panel B: 도시가스 수요 (단위: 천톤, %)							
기간	실적	교차모형				분리모형	
		예측치		오차율		예측치	오차율
		CM	ECM	CM	ECM	CM	CM
2010: 7	798	767	775	-3.90	-2.80	698	-12.43
2010: 8	754	764	783	1.32	3.86	686	-9.11
2010: 9	785	774	784	-1.43	-0.15	735	-6.36
2010:10	1,118	1,131	1,135	1.19	1.52	1,152	3.02
2010:11	1,703	1,800	1,797	5.71	5.51	1,860	9.23
2010:12	2,436	2,552	2,500	4.78	2.64	2,629	7.93
2011: 1	2,966	3,144	3,081	6.01	3.88	3,250	9.61
2011: 2	2,049	2,160	2,187	5.43	6.74	2,248	9.74
2011: 3	2,031	2,207	2,192	8.69	7.95	2,302	13.36
2011: 4	1,434	1,433	1,422	-0.08	-0.81	1,490	3.89
2011: 5	1,059	985	989	-6.95	-6.65	989	-6.57
2011: 6	905	820	831	-9.32	-8.11	784	-13.33
MAPE					4.57	4.22	8.72

IV. 결 론

본 논문은 에너지 상대가격의 변화에 따른, 특히 전력과 도시가스의 가격변화에 따른 대체수요의 변화를 기온가격 교차반응함수로 모형화하여 이를 반영하는 에너

지 수요예측모형을 제시하였다. 기온가격 교차반응함수는 에너지 수요가 기온에 민감하게 반응하기 때문에 에너지 상대가격변화에 따른 대체수요의 크기 또한 기온변화에 따라 크게 다르게 나타난다는 사실을 모형화한 것이다. 기온가격 교차반응함수는 에너지 상대가격의 영향이 기온대에 따라 다르게 나타나는 현상을 설명할 수 있으며 이를 이용해서 상대가격에 따라 다른 값을 갖는 기온효과, 이른바 기온가격 교차반응에 의한 총체적 효과를 추정할 수 있다.

본 논문은 현재 한국의 에너지수요 예측모형에 사용되고 있는 시간변동계수 공적분 모형에 기온가격 교차반응함수를 포함하는 에너지 수요예측모형을 제시하였다. 1999년 1월부터 2011년 6월까지의 한국의 전력과 도시가스 수요에 관한 자료를 사용하여 기온가격 교차반응함수를 포함하는 모형(교차모형)과 기온반응함수만을 포함하는 모형(분리모형)을 이용해서 두 예측모형을 추정하고 예측실험의 결과를 비교하였다. 기온가격 교차반응함수가 포함된 교차모형을 추정한 결과, 난방수요가 큰 예측기간동안 에너지 상대가격의 변동에 따른 대체수요의 변화가 통계적으로 유의하게 나타났으며, 영하 이하의 낮은 기온에서 그 영향이 더욱 커지는 경향을 보였다. 이런 추정결과는 최근에 급격히 증가하는 전력 난방수요와 성장세가 둔화되고 있는 도시가스 난방수요의 수요 패턴을 잘 설명해주고 있다.

한편 두 모형의 예측실험 결과를 보면, 구체적으로 2010년 7월부터 2011년 6월의 12개월 예측실험결과, 평균제곱근오차(RMSE) 기준으로 적합도 측면에서 교차모형이 분리모형보다 예측력이 월등히 우수한 것으로 나타났다. 전력수요의 경우에는 난방수요가 큰 동절기의 경우에 교차모형의 예측력이 우수한 것으로 나타났으며, 도시가스 수요의 경우에는 전반적으로 교차모형의 예측력이 분리모형보다 우월한 것으로 나타났다.

■ 참 고 문 헌

1. 박준용, “장단기 도시가스 수요전망,” 한국가스공사, 2004.
(Translated in English) Park, J. Y., “Short- and Long-Term Natural Gas Demand Fore-casting,” Korea Gas Corporation, 2004.
2. 박준용 · 김인무 · 이상철, “냉방 및 난방전력 전망모형 개발,” 한국전력거래소, 2005.
(Translated in English) Park, J. Y., In-Moo Kim and Sang-Chul Lee, “Seasonal Load Forecasting Model,” Korea Power Exchange, 2005
3. 이학노 · 한진현 · 이명훈, “전력 피크의 추정 및 예측에 대한 연구,” 『에너지경제연구』, 제9권 제2호, 2010, pp. 83-99.
(Translated in English) Lee, HakLoh, Jin-Hyun Han, and MyungHoon Yi, “Electricity Peak Equation: Estimation and Prediction,” *Korean Energy Economic Review*, Vol. 9, No. 2, 2010, pp. 83-99.
4. Al-Zayer J, and AA. Al-Ibrahim, “Modeling the Impact of Temperature on Electricity Con-sumption in the Eastern Province of Saudi Arabia,” *Journal of Forecasting*, Vol. 15, 1996, pp. 97-106.
5. Chang, Y. and E. Martinez-Chombo, “Electricity Demand Analysis Using Cointegration and Error-correction Models with Time Varying Parameters: The Mexican Case,” Working Paper, Rice University, Department of Economics, 2003.
6. Chang, H. and Y. Hsing, “The Demand for Residential Electricity: New Evidence on Time-varying Elasticities,” *Applied Economics*, Vol. 23, 1991, pp. 1251-1256.
7. Dargay, J., “Are Price and Income Elasticities of Demand Constant?,” Oxford Institute for Energy Studies, 1992.
8. Engle, Robert F., Granger, C.W., Rice, John, Weiss, Andrew, “Semiparametric Estimates of the Relation between Weather and Electricity Sale,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81 (394), 1986, pp. 310-320.
9. Fan, S. and R.J. Hyndman, “The Price Elasticity of Electricity Demand in South Aus-tralia,” *Energy Policy*, Vol. 39, 2011a, pp. 3709-3719.
10. _____, “Short-term Load Forecasting Based on a Semi-parametric Additive Model,” working paper, 2011b.
11. Filippini, Massimo, “Swiss Residential Demand for Electricity by Time-of-use,” *Resource and Energy Economics*, Vol. 17, 1995, pp. 281-290.
12. Gupta, P.C., “Adaptive Short-term Forecasting of Hourly Loads Using Weather Information. In Comparative Models for Electrical Load Forecasting,” Bunn DW, Farmer ED(eds). Wiley: New York, 1985. pp. 43-56.
13. Haas, R. and L. Schipper, “Residential Energy Demand in OECD-countries and the Role of Irreversible Efficiency Improvements,” *Energy Economics*, Vol. 20, 1998, pp. 421-442.
14. Henley, A., J. Peirson, “Residential Energy Demand and the Interaction of Price and Temperature: British Experimental Evidence,” *Energy Economics*, Vol. 20, 1998, pp. 157-171.

15. J.M. Liu, R. Chen, L.-M. Liu and J.L. Harris, "Asemi-parametric Time Series Approach in Modeling Hourly Electricity Load," *Journal of Forecasting*, Vol. 25, 2006, pp. 537-559.
16. Kim, Y. and I.G. Na, "Temperature Effect on Natural Gas Demand in Korea," *Korean Association of Applied Economics*, Vol. 4, No. 2, 2002, pp. 51-78.
17. Medlock III, K. and R. Soligo, "Economic Development and End-use Energy Demand," *Energy Journal*, Vol. 22, No. 2, 2001, pp. 77-106.
18. Mendenhall W, and T. Sincich, "A Second Course in Statistics? Regression Analysis," Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ, 1996.
19. Moral-Carcedo, J. and J. Vicéns-Otero, "Modeling the Non-linear Response of Spanish Electricity Demand to Temperature Variations," *Energy Economics*, Vol. 27, 2005, pp. 477-494.
20. Pardo, A., V. Meneu and E. Valor, "Temperature and Seasonality Influences on Spanish Electricity Load," *Energy Economics*, Vol. 24, 2002, pp. 55-70.
21. Park, J.Y. and S.B., Hahn, "Cointegrating Regressions with Time Varying Coefficients," *Econometric Theory*, Vol. 15, 1999, pp. 664-703.
22. Park, J.Y., "Canonical Cointegrating Regressions," *Econometrica*, Vol. 60, No. 1, 1992, pp. 119-143.
23. Sailor, D.J. and J.R. Muñoz, "Sensitivity of Electricity and Natural Gas Consumption to Climate in the U.S.A: Methodology and Results for Eight States," *Energy*, Vol. 22, 1997, pp. 987-998.
24. Valor, E., V. Meneu and V. Caselles, "Daily Air Temperature and Electricity Load in Spain," *Journal of Applied Meteorology*, Vol. 40, pp. 1413-1421.

Forecasting the Energy Demand Responses to Relative Price Changes

In-Moo Kim* · Chang Sik Kim** · Seongkeun Park***

Abstract

This paper proposes a new approach to improve short-run energy demands forecasting using temperature-price cross response function, which exploits the fact that the relative price of energy has different effects on the energy demands at different temperatures. Using this new approach, we provide empirical analyses of Korean short-run electricity and city gas demand forecasting. The estimation and forecasting results suggest that there should be a significant impact from the relative price on the energy demand especially for heating demand. Our forecasting procedure is shown to perform significantly better than other methods that are commonly used for short-run energy demand forecasts in the literature.

Key Words: energy demand, energy relative price, temperature response function, temperature-price cross response function

Received: Nov. 11, 2011. Revised: Nov. 18, 2011. Accepted: Dec. 16, 2011.

* Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-0433, e-mail: inmookim@skku.edu

** Associate Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-0611, e-mail: skimcs@skku.edu

*** Corresponding Author, Doctoral Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3 ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-1236, email: seongkpark@skku.edu