

오차수정모형을 이용한 탄소은행제의 효과 분석

- 광주광역시를 중심으로 -

정 해 영* · 배 정 환**

논문초록 온실가스 감축을 위한 탄소은행제는 개별 가구들의 온실가스 감축 노력에 대한 인센티브를 제공하기 위하여 최근에 국내에 도입되어 운영되고 있다. 그러나 이러한 개별 인센티브 제도가 에너지 사용 절감 효과에 얼마나 기여했는지에 대한 실증연구는 부족한 편이다. 이에 본 연구는 광주광역시에서 실시하고 있는 탄소은행제가 가정용 전력수요를 구조적으로 감소시켰는지를 시계열 계량모형을 이용하여 분석하였다. 이를 위해 단위근 및 공적분 검증을 실시한 결과 시계열이 공적분 관계에 있기 때문에 오차항 수정모형을 이용한 FM-OLS 추정법을 이용하여 가정용 전력수요를 추정하였다. 분석 결과 탄소은행제가 가정용 전력수요를 구조적으로 감소시키는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 탄소은행제도, 가정용 전력수요, 오차수정모형

경제학문헌목록 주제분류: C2, Q4

투고 일자: 2015. 3. 30. 심사 및 수정 일자: 2015. 9. 3. 게재 확정 일자: 2015. 11. 4.

* 주저자, 전남대학교 일반대학원 경제학과 박사과정, e-mail: hywind13@gmail.com

** 교신저자, 전남대학교 경제학부 부교수, e-mail: jhbae@jnu.ac.kr

I. 서론

기후변화에 대응하기 위해 온실가스 감축을 위한 적극적인 국제적 협력이 요구되고 있다. 우리나라는 2005년 발효된 교토의정서 하에서 의무감축국가에 포함되지는 않았으나 향후 신기후변화체제에서는 모든 나라가 자발적으로 온실가스 감축 목표를 설정해야 한다. 이에 정부는 2008년에 ‘저탄소 녹색성장’이라는 국가성장 패러다임을 발표한 후 온실가스 감축을 위한 국가 정책으로 산업별 온실가스 목표관리제와 신재생에너지의무화제도(Renewable Portfolio Standard: RPS)를 시행중이고, 2015년 7월 31일부터는 온실가스 배출권거래제와 수송부문의 신재생연료의무화제도(Renewable Fuel Standard: RFS)를 도입하였다(에너지관리공단 신재생에너지센터 홈페이지).¹⁾ 또한 2015년 12월 파리에서 열리는 기후변화에 관한 당사국 총회에서 우리나라는 자발적 온실가스 감축 목표(INDC: Intended Nationally Determined Contribution)를 발표해야 하며, 최근 정부는 2030년까지 BaU 기준 온실가스 배출량 대비 37%의 온실가스를 감축하겠다고 선언했다. 이러한 중앙정부의 노력과 함께 지자체에서도 온실가스 배출을 감축하기 위한 정책들을 실시하고 있다. 예를 들어 광주시는 2005년 세계도시환경협약(Urban Environmental Accord: UEA)이 미국 샌프란시스코에서 채택된 이후 UEA 공동의장국으로 활동하면서 탄소은행제를 실시하고 있고, 도시 간 탄소배출권거래제도 도입을 주장하는 등 저탄소 녹색성장을 위한 노력들을 지속적으로 추진해 오고 있다.

한편 IPCC 보고서(2007)는 가정상업부문이 산업, 수송 등의 타 부문에 비해 온실가스 감축 잠재량이 가장 높음에도 불구하고, 기존의 온실가스 저감정책은 대부분 산업부문에 치중되어 있다고 지적하였다. 이에 따라 정부는 가정상업부문 등 비산업분야의 온실가스를 자발적으로 줄이기 위해 온실가스 감축량에 따라 포인트 및 인센티브를 제공하는 탄소포인트 제도 시범사업을 2008년 11월부터 시행중에 있다. 환경부의 탄소포인트제, 그린마일리지, 탄소캐쉬백 제도 등 가정 부문 인센티브 제도의 단계적 확대 및 통합 운영을 통해 기후변화 대응역량 강화와 비용효율적인 온실가스 저감정책을 추진하고 있다(배민기, 2011).

광주광역시시는 지난 2008년부터 탄소은행제를 실시하여 가정부문의 전력, 도시가

1) <http://www.knrec.or.kr/knrec/12/KNREC121914.asp> 2015년 7월 8일 접속.

스, 상수도 부문의 사용량 감축에 대해 탄소 포인트를 지급함으로써 가정 부문의 온실가스 감축 효과가 상당한 것으로 평가하고 있다. 그러나 이러한 정책이 일부 참여 가구의 단기적인 수요 절감에 그치는지 아니면 정책 효과가 해당 지역 전체에 걸쳐 광범위하게 확산되고 있는지를 파악할 필요가 있다. 즉 탄소은행제 정책 효과가 일부 참여세대에 국한되어 있을 뿐만 아니라 단기적인 수요 감소 효과에 그친다면 이는 장기적이고 구조적인 변화를 이끌어내기에는 정책의 효과가 부족할 수 있다.

본 연구의 목적은 이러한 맥락에서 광주시의 가정용 전력부문의 수요 함수를 추정하고, 광주시에서 시행중인 탄소은행제도가 가정용 전력수요에 장기적이고, 구조적인 변화를 촉발시켰는지를 실증 분석하는 데에 있다. 보다 구체적으로는 우선 가정용 전력부문 수요 감소가 사회 경제적, 혹은 기후적 요인에 의한 것인지, 아니면 탄소은행제도의 정책적 효과에 의한 것인지를 판별하고자 한다.²⁾ 이를 위해 가정용 전력수요에 영향을 미치는 요인을 가격효과, 대체효과, 소득효과, 기후효과, 규모효과로 구분하였다. 이러한 요인을 포함한 가정부문 전력수요모형을 도출하고, 광주시 탄소은행제가 전력 수요에 미친 효과를 분석하기 위해 탄소은행제 가입 가구 수를 전력수요모형에 정책 효과로 포함시켰다. 이러한 전력수요함수는 월간 시계열 자료이므로 정상 시계열 여부에 관한 단위근 검정과 비정상 시계열인 경우 공적분 검증을 하였다. 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 오차수정모형을 이용하여 전력수요 모형을 추정하였다.³⁾ 이러한 전력수요모형에 기반하여 탄소은행제도가 가정용 전력수요에 미치는 구조적 영향을 분석하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 우선 제Ⅱ장에서는 탄소은행제를 포함한 온실가스 저감을 위한 개별 인센티브 정책을 개관하고, 제Ⅲ장은 관련 선행연구를 검토하였다. 이어서 제Ⅳ장에서는 전력수요모형과 데이터에 대해 설명하였고, 제Ⅴ

2) 광주시는 전력, 도시가스, 상수도 3개 부문에 탄소은행제를 적용하고 있으며, 이 중 상수도 서비스의 경우 생산비용에도 미치지 못하는 요금으로 인해 소비자들이 상수도 사용에 있어 요금 부담을 느끼지 못하며, 다른 외부 환경요인에 의해 영향을 많이 받는 것으로 나타나 분석 대상에서 제외하였다(환경부, 2013; 정성영 외, 2012). 도시가스의 경우는 탄소은행제 참여 가구 전체가 공급을 받고 있지 않아서 제외하였으며, 전력의 대체효과를 확인하기 위해서만 사용하였다.

3) 오차수정모형은 장기적 공적분 관계뿐만 아니라 단기적 동태관계도 고려할 수 있다(신석하, 2014).

장에서는 전력수요 함수 추정결과 및 탄소은행제의 정책적 효과를 분석하였다. 제 VI장에서는 결론과 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 온실가스 감축 인센티브 정책

1. 탄소 포인트제도

탄소 포인트제도는 중앙 정부 주도로 국민 개개인이 온실가스 감축활동에 직접 참여하도록 유도하는 제도로써, 가정, 상업부문 및 기업이 자발적으로 감축한 온실가스 감축분에 대한 인센티브를 지자체로부터 제공받는 범국민적 기후변화 대응 활동이다. 2008년 11월부터 2009년 6월까지 일부 지자체에서 시범 실시되었고, 2009년 7월 1일 부터는 희망 지자체를 대상으로 본격 실시되었다. 환경부는 제도운영 총괄 및 인센티브 지급을 위한 예산 지원, 한국환경공단은 운영프로그램 개발 및 지자체 담당자 교육·기술지원, 지자체는 세부운영계획 수립·시행, 프로그램 관리·자료입력, 인센티브 지급을 담당하고 있다. 전력부문을 기본으로 하되 지자체 별 여건에 따라 수도, 도시가스 및 지역난방에 추가적으로 적용하고 있다. 참여가구는 포인트당 3원 이내의 인센티브를 받으며, 인센티브 금액의 50%가 국고 지원된다. 지자체별로 인센티브 종류, 규모, 지급횟수 및 지급시기 등 구체적인 방법이 결정되며, 현금, 탄소캐쉬백, 교통카드, 상품권, 종량제 쓰레기봉투, 공공시설 이용 바우처, 기념품 등 지자체가 정한 범위 내에서 선택 가능하다. 탄소포인트제 포인트는 기준사용량(과거 2년) 대비 현재 확인 사용량 절감분에 배출계수⁴⁾를 곱하여 계산한다. 환경부 운영 프로그램과 지역형 프로그램으로 구분되며, 2015년 1월 기준 전국 모든 지자체가 탄소포인트제를 시행하여 총 2,570,234세대(13.46%)가 가입하고 있다.⁵⁾

4) 전기 424gCO₂/kWh, 상수도 332gCO₂/ma, 도시가스 2,240gCO₂/ma(환경부 고시 제2014-56호, 2014.4).

5) 자료: <http://cpoint.or.kr> 2015년 9월 1일 접속.

2. 광주시 탄소은행제도

광주시는 중앙 정부와는 별도로 2008년 4월 10일 환경부와 기후변화 대응 시범도시 협약을 체결하고, 2015년까지 2005년 온실가스 배출량의 10%인 661,000톤을 감축하는 것을 목표로 하고 있다. 온실가스 감축을 위해 탄소 배출량을 부문별로 살펴보면 가정상업부문 39%, 수송부문 33%, 산업부문 22%, 공공 및 기타부문 6%이며, 가정상업부문에서 가장 많은 온실가스 감축이 요구됨을 알 수 있다(녹색도시광주 홈페이지).⁶⁾

광주시는 이러한 온실가스 저감 목표의 실행 수단으로 전국 최초로 가정·상업 부문의 온실가스 감축을 위해 탄소 은행제를 도입하였다. 탄소 은행제란 가정·상업 부문에서 자발적인 온실가스 감축활동을 통해 감축된 온실가스 양만큼을 탄소 포인트로 환산하여 적립하도록 하는 제도이다. 적립 포인트는 후원 공공기관이나 기업이 매입함으로써 감축 참여자에게 인센티브를 부여한다.

탄소은행제의 운영 체계를 구성하는 주요 주체는 광주시, 광주은행, 개별 가정, 에너지 공기업, 그린스타트 네트워크(Green Start Network)이다. 우선 광주시에서 참여가구에 대한 전력 사용량이나 가스 사용량, 상수도 사용량 정보를 제공받아 한국전력공사, 도시가스회사, 상수도사업본부에 사용량을 통보한다. 각 기관들은 전년 대비 사용량을 평가하여 광주시에 감축량 정보를 제공하고, 광주시가 광주은행에 온실가스 감축량을 통보하면, 광주은행은 탄소 그린카드를 통해 온실가스를 감축한 개별 가정에게 탄소 포인트를 지급한다. 한편 그린스타트 네트워크는 탄소코디네이터 200명을 선발하여 가정별 온실가스 진단, 탄소은행제의 기능과 효과에 대한 홍보 활동을 통해 탄소은행제도에 대한 시민 인식 확산에 기여하는 역할을 한다.

탄소은행제도는 3단계로 구성되며, 1단계 사업은 2008~2009년에 시행되었는데, 시민들의 자발적인 참여를 통해 시범운영을 하였다. 이어서 2단계 사업은 2010~2012년에 추진되었으며, 제도 확산을 위한 시스템을 구축하는 단계였다. 3단계는 2013년부터 운영 중이며 탄소은행제를 전 시민으로 확대하고, 민간기업과의 협력 체계를 강화하고 있다. 탄소은행제도의 구체적인 실행 내용은 다음과 같다. 2008년 5월에 출범한 광주시의 탄소은행제도는 2009년 3만6천여 세대가 가입하였다. 2007

6) <http://eco.gwangju.go.kr/contents.do?S=S01&M=040210010500>, 2015년 07월 08일 접속.

년 대비 당해 연도 에너지 절감량을 포인트로 지급하며 전력의 경우 1kW당 50~70 원, 도시가스는 1m³당 12~20원이 적립되며, 2010년부터는 상수도 부문이 추가되어 상수도 1m³당 40~60원이 적립된다. 적립된 포인트는 시와 협약한 광주은행이 탄소그린카드에 포인트를 지급함으로써 현금처럼 사용할 수 있다. 2009년까지 36,803세대가 참여함으로써 당초 목표 3만 세대 대비 20% 초과 달성하였으며, 탄소은행에 참여한 36,803세대 중 약 66%인 24,393세대가 에너지사용량을 절감하여 온실가스 4,752톤CO₂(BaU 기준 6,867톤CO₂)를 감축하였다(배정환, 2011).

III. 선행연구

우선 국내 전력수요추정에 관련된 선행 연구를 살펴보면 다음과 같다. 박준용 외(2011)는 미국, 일본, 한국의 용도별 전력 수요를 분석하였고, 한국이 성장함에 따라 선진국인 일본 및 미국의 전력사용량을 따라간다는 것을 보여주었다. 전력수요 예측은 시간변동계수 공적분모형을 사용하였으며 전력판매량, 실질GDP, 실질전력 가격을 변수로 사용하였다. 남봉우 외(2008)는 다중회귀분석을 통해 지역별 판매전력량을 변수로 사용하여 전력수요를 예측한 결과, 과거 자료가 현재의 수요 예측을 향상시킨다는 점을 확인하였다. 지식경제부(2010) 보고서는 피크억제 성과 비교 및 고효율기기 보급효과, 대기전력 절감효과, 효율등급제 절감효과를 고려한 전력부문의 장기수요예측을 실시하였고 정책적 효과를 고려하는 경우의 전력수요예측 방안을 보여주었다. 김인무 외(2011)에서는 에너지 상대가격변화에 따라 대체수요의 크기가 다르게 나타나므로, 기온-가격 교차반응함수를 이용하여 전력수요예측모형의 적합도와 예측력을 향상시켰다. Peter et al. (2001)는 설문을 통해 가정용 전력 사용량에 영향을 주는 전기기구 및 개별 특성을 조사하고, 2단계 GMM(Generalized Method of Moment)을 이용하여 가정용 전력 수요를 추정하였다.

가정용 전력수요 추정과 관련된 연구들은 대부분 전력수요의 장·단기 가격 탄력성을 추정하는데 중점을 두었다. 주요 변수는 전력 가격, 가스 가격, 날씨 관련 변수(온도, 냉방도일), 소득이 대표적이며, 이외에 전력가격지수, 사용 가구 수, 석유 가격, 도시화율, 대체연료 가격, 계절더미 등이 연구들에 따라 추가적으로 분석되었다. 대부분의 결과에서 가격탄력성은 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났으며 탄력성의 계수는 1.13에서 -7.41까지 다양하게 나타났다. 대체재로 고려된 가스

가격과 전력/가스 가격비율의 경우 부호가 혼재되어 나타났다. 분석방법은 OLS를 기본으로 시계열 자료임을 감안해 단위근 검정을 실시하고, 검정 결과에 따라 오차수정모형이나, 동태회귀분석, ARDL 등이 사용되었다(Narayan and Smyth, 2005; Narayan et al., 2007; Zachariadis and Pashourtidou, 2007; Dergiades and Tsoulfidis, 2008; Kamershschen and Poter, 2004; Askari, 2002).

에너지 수요 모델의 정확도를 높이기 위해서는 앞에서 언급한 것과 같은 여러 가지 방법이 존재한다. 하지만, 전력수요 관리는 공급측면에서 정확한 예측을 통해 적절한 공급을 유지하는 것과 함께 수요 관리가 중요하다. 수요추정이 정확하게 이루어지더라도 실제 사용자가 예측에 사용된 변수와 상관없이 사용량을 변화시키면 예측이 무의미하게 된다. 따라서 현재 기후변화 대응을 위한 에너지 수요 감축을 위해서는 소비자들이 감축 필요성을 느끼고 감축에 참여할 수 있는 방법들이 필요하다. 실제 여러 국가에서는 소비자들이 에너지수요 감축에 참여할 수 있도록 여러 가지 정책들을 시행하고 있다.

우선 에너지 이용 효율성을 개선하는 방법이다. 일본에서는 상대적으로 비싼 에너지 고효율 제품의 구매를 꺼리므로, Eco-Point 제도를 통해 에너지 고효율 제품으로의 교체에 대한 유인을 제공한 결과, 소비자들이 에너지 고효율 제품으로의 교체를 앞당길 수 있음을 보여주었다(Shigeru, 2012). 한편 미국은 자발적 CO₂ 감축 프로그램, 정부와 민간의 파트너십으로 전력수요를 감축하는 DOE Climate Challenge, 에너지 사용 제품에 대한 효율 등급제인 Energy Star 프로그램, 기술 지원을 통해 에너지 효율성을 높이기 위한 DOE Energy Efficient Buildings Programs, 단열 시스템을 통한 저소득층 에너지 지원 프로그램인 LIHEAP 외에도 PATH(Partnership for Advanced Technology in Housing), IEA(Industrial Energy Audits) 등 다양한 프로그램들이 실행되고 있다. Kenneth et al. (2009)은 이러한 에너지 효율성 개선을 위한 프로그램들이 비용효율적인가에 대해 논쟁이 남아 있지만, 에너지소비 절감효과와 함께 CO₂ 및 NO_x, SO₂, PM-10등의 환경오염물질 배출을 10% 정도 줄여 환경 편익이 발생했다고 주장하였다.

에너지 수요 감축 참여에 대한 부정적인 연구결과들도 있는데, 우선 Zhao et al. (2012)에서는 미국의 에너지 인센티브 프로그램에 대한 소비자 참여도가 매우 낮은 것으로 나타났고, 자발적 참여프로그램인 에너지효율 프로그램과 녹색가격 프로그램도 소비자 참여도가 낮은 것으로 나타났다(Wiser and Steven, 1997). 이는 고효

을 에너지 또는 녹색에너지라는 공공재를 민간에 의해 공급하고자 할 때 통상적으로 나타나는 무임승차에 기인한다. 따라서 무임승차에 따른 낮은 참여율을 높이기 위해서는 참여에 따른 인센티브 제공이 필요하다.

이러한 인센티브 정책으로서 탄소포인트 제도의 효과에 관련된 연구들을 살펴보면 우선 탄소포인트제도의 효과는 시행연도를 기준으로 탄소배출량이 줄어들었다는 결과가 황해성 (2012) 등의 연구에서 제시되었고, 배민기 (2011), 안창희 (2012), 여명길 외 (2012) 등은 탄소포인트제도를 발전시키기 위한 방안으로 교육 및 홍보의 중요성과 인센티브 제도의 개선을 주장하였다. 반면에 탄소포인트제도는 지역 간 가입편차, 탄소포인트제도의 운영재원 확보, 포인트 지급구간의 세분화, 제도의 지속성 등의 문제가 있는 것으로 나타났다(배순영, 2010; 안창희, 2012; 변병설 외, 2012).

지금까지 살펴본 바와 같이 아직까지 탄소 포인트나 탄소 은행제가 개별 에너지 수요 패턴에 어떤 영향을 미쳤는지에 관한 실증 연구는 국내에서 전무한 상황이다. 본 연구는 탄소은행제가 개별 에너지 수요자의 에너지 수요 절감을 위한 인센티브를 제공함으로써 구조적인 에너지 수요 절감에 기여했는지를 실증 분석하였다는 측면에서 관련 국내외 연구에 기여했다고 볼 수 있다.

IV. 데이터 및 모형

1. 데이터와 변수

모형에 사용된 설명변수는 2002년 1월부터 2012년 12월 기간에 대한 월평균 기온, 강수량, 냉난방도일, 연간 인구, 연간일인당생산액, 전력과 도시가스의 월평균지출액, 월별 탄소은행제 가입가구수이다(〈Table 1〉). 가격효과를 분석하기 위해 전력 요금(평균지출액)을 사용하고, 도시가스와의 대체효과를 분석하기 위해 도시가스 요금(평균지출액)을 포함시켰다. 또한 소득 효과 분석을 위해 가계별 소득자료가 적합하지만, 자료구득이 용이하지 않아 대리변수로 1인당 개인소득 및 GRDP를 사용하였다. 기후효과를 분석하기 위해 강수량, 기온, 냉난방 도일을 사용하였고, 규모효과를 분석하기 위해 인구수를 적용하였다. 또한 TV 수상기 대수, 컴퓨터 보급률의 변수도 통제변수로 추가하여 분석하였다.

전력생산 부분을 고려하기 위해 산업생산지수나 일차 에너지 사용량 등도 고려하였으나 유의하지 않아 최종모형에서 제외하였다. 각 설명변수들에 대한 관측 수는 132개이고 광주시 인구와 일인당 개인소득 자료는 월별 자료를 얻기 어려워 연도별 자료를 이용하여 분석하였다. 탄소은행제는 2008년 8월에 시작하여 2012년 12월 기준으로 가입가구가 28만2,400세대로 증가하였다. 한편 가구당 전력소비량을 반영할 수 있는 광주시 TV 수상기 보유대수와 가구 컴퓨터 보유율도 추가하여 분석하였다.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics

Variable	Obs	Mean	S. D.	Min	Max	Period
Temperature (°C)	132	14.09	8.99	-3.4	28.1	02.01~12.12
Precipitation (mm)	132	125.91	138.32	3.3	607.4	02.01~12.12
Hot and cooling degree days(day)	132	258.69	152.95	45.3	663.9	02.01~12.12
Household towngas average expenditure (won/person)	108	774.13	134.11	557.00	1,030.46	04.01~12.12
Household electric average expenditure (won/person)	132	11,602.08	2,069.40	8,286.25	18,755.01	02.01~12.12
Household electric consumption (MWh)	132	139,751.3	17,990.51	103,176	180,841	02.01~12.12
Gwangju city's GRDP per capita (million won/person)	11	14.10	1.16	12.40	15.66	02.01~12.12
Gwangju city's private income per capita (thousand won)	11	11,629.18	1,895.39	8,691	14,434	02.01~12.12
Gwangju city's population (person)	11	1,433,307	29,755.27	1,400,683	1,483,708	02.01~12.12
Participating households of carbon-banking (household)	60	39,923.19	85,358.28	0	282,400	08.01~12.12
TV set ownership ratio in Gwangju city (unit)	11	818,218.6	23,059.67	771,782	847,727	02.01~12.12
Computer ownership ratio in Gwangju city (percentage)	19	82.7	4.20	70.5	85.2	02.01~12.12

Data source: Korea Gas corporation : Gas fee, KEPCO : Electric fee and electric consumption, KMA : temperature, precipitation, hot and cooling degree days, Statistics Korea : population, private income, GRDP, ownership ratio of TV and computers, Gwangju UEA : participating households of carbon-banking.

인구, 1인당 GRDP, 1인당 개인소득, 기온, 냉난방도일, 도시가스 평균 지출액은 가정용 전력수요를 증가시키는 요인으로 예상되고, 전력 평균 지출액과 탄소은행제 가입 가구수는 가정용 전력수요를 감소시키는 요인으로 예상할 수 있다. 가정용 전력 수요에 영향을 주는 설명변수들을 정리하면 <Table 2>와 같다.

<Table 2> Definition of variables and Expected Signs

Variable	Description and Expectation sign
Population (pop)	· Gwangju city population (person per annum) (+)
GRDP per capita (GRDP/pop)	· It represents statistics of GRDP in Gwangju (+)
Heating and Cooling degree days (hcdday)	· Heating degree days are defined as number of days of which temperature exceeds base temperature that does not require heating, while cooling degree days are defined as number of days of which temperature is below base temperature that does not require cooling. The base temperature is usually an indoor temperature of 18 °C or 19 °C (~65 °F) which is adequate for human comfort (+)
Household electric average expenditure (heleac)	· Monthly average expenditure of household electricity per capita = Total expenditure of Gwangju city's household electricity/Gwangju population (-)
Household towngas average expenditure (hgasac)	· Monthly average expenditure of towngas per capita = Total expenditure of Gwangju city's towngas/Gwangju population (+)
Participating households to the carbon bank program (parhh)	· Number of participating households to the carbon bank program (-)
Ratio of TV sets and Computers (tv & com)	· Ownership ratio of TV sets and Computers (+)

2. 추정 방법

광주시의 탄소 은행제가 전력 부문의 구조적인 수요변화를 초래했는지를 분석하기 위해 가정용 전력 수요함수를 OLS에 의해 추정한 다음, 시계열 정상성을 판별하기 위해 단위근 검정을 실시하고, 공적분 검정을 통해 시계열이 공적분 관계를 갖는지 분석하였다. 이어서 FM-OLS(Fully Modified Ordinary Least Squares)에 의해 탄소은행제가 전력수요함수에 미치는 장단기 효과를 분석하였다.

우선 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 다중회귀분석을 실시하였다. 기본모형은 아래 (1)과 같다.

$$\ln(heleuse) = \beta_0 + \beta_1 \ln(heleac) + \beta_2 \ln(heleac)^2 + \beta_3 \ln(pop) + \beta_4 \ln(GRDP/pop) + \beta_5 \ln(hgasac) + \beta_6(hcdday) + \beta_7(parhh) + U(1)$$

*heleuse*는 가정용 전력사용량, *heleac*는 가정용 전력 평균 지출액이며, 비선형을 감안하기 위해 제곱항을 추가하였다. *pop*는 인구, *GRDP/pop*는 1인당 GRDP, *hcdday*는 냉난방도일, *hgasac*는 가정용 가스 평균 지출액, *parhh*는 탄소은행제 가입 가구 수이다. 변수로 사용되는 전력 사용량, 전력 및 도시가스 평균 지출액, 광주시 인구, 지역총생산⁷⁾ 등 각각의 단위가 다르기 때문에 자연로그를 취해 단위를 조정하였다. 기온과 강수량, 냉난방도일, 탄소은행제 가입 가구 수 등은 0과 마이너스(-)를 포함하는 값이기 때문에 자연로그를 취하지 않고 분석하였다.

또한 시계열 자료의 정상성을 확인하기 위하여 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하였다. 단위근 검정 방법은 Augmented Dickey Fuller(ADF)-GLS, KPSS(Kwiatkowski et al., 1992), Philips-Perron(PP)을 고려했다. ADF 및 PP 검정의 경우 시계열 표본이 작을 경우 검정력이 낮게 나타나는 문제가 있기 때문에 KPSS도 적용하였다. ADF, PP의 귀무가설은 ‘시계열에 단위근이 존재함’이며, KPSS의 귀무가설은 ‘시계열에 단위근이 없음’이다. 시계열에 단위근이 존재하면 비정상시계열일 가능성이 높아지게 된다(송원근, 2013).

다음으로 변수들 간 공적분 관계가 존재하는가를 파악해야 한다. 다음 두 가지 조건을 만족하면 두 변수는 공적분 되어있다고 정의한다. 첫째, 두 변수가 모두 1차 적분이다. 가령 y_t 와 x_t 가 모두 $I(1)$ 즉 1차 차분 정상 시계열이다. 둘째, 두 변수의 선형결합이 $I(0)$, 즉 정상시계열이다. 공적분 관계에 있는 두 변수는 서로 완전히 다른 경로로 움직이지 않고 장기적 균형관계를 지속적으로 유지한다. 일반적인 공적분 관계 검정은 OLS 모델에서 두 변수가 공적분 관계에 있다면 오차항 ϵ_t 는 $I(0)$ 가 된다. 따라서 OLS를 추정한 후 잔차 $\hat{\epsilon}_t$ 에 대한 단위근 검정을 실시하여, 단위근이 있다면 $\hat{\epsilon}_t \sim I(1)$ 이 되므로 두 변수는 공적분 관계가 없는 것으로 판단한다.

7) 전력생산 부문을 고려하기 위해 1차 에너지사용량 및 산업생산지수 등도 고려하였으나 유의하지 않아 제외하였다. 또한 Elham et al. (2013)에서는 전력공급을 받는 가구의 수가 중요한 변수로 나타났으나, 전력의 보급률은 98%에 해당하는 것으로 나타나 광주시 전체 인구를 사용해도 무리가 없다고 생각하여 보급률을 따로 계산에 반영하지 않았다.

공적분 검정법은 Gregory-Hansen (GH), Engle-Granger (EG), Johansen 등이 다. Engle and Granger (1991) 와 Gregory-Hansen (1992) 의 귀무가설은 ‘공적분 관계가 없다’이며, Johansen 검정의 귀무가설은 ‘공적분 관계가 있다’이다.

한편 오차수정모형은 종속변수가 시차 종속변수와 설명변수, 시차 설명변수에 의해 결정된다고 (2) 와 같이 가정한다(P. C. B. Philips, 1985).

$$y_t = \alpha + \lambda y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

위 모형에서 y_t 와 x_t 변수는 비정상 시계열이며, 두 변수는 공적분 관계에 있다고 가정하고, 이를 추정하기 위해 차분모형으로 바꾸면 (3), (4) 와 같다.

$$y_t - y_{t-1} = \alpha - (1 - \lambda)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta_0 \Delta x_t - (1 - \lambda) \left[y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \lambda} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1 - \lambda} x_{t-1} \right] + \epsilon_t \\ &= \beta_0 \Delta x_t - (1 - \lambda) EC_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 를 오차수정 모형 (error correction model: ECM) 이라고 부르며, EC_{t-1} 을 오차 수정항 (error correction term) 이라고 부른다. 새로운 설명변수 $EC_{t-1} = \left[y_{t-1} - \frac{\alpha}{1 - \lambda} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1 - \lambda} x_{t-1} \right]$ 에서 y_{t-1} 과 x_{t-1} 이 공적분 관계에 있기 때문에 $I(0)$, 즉 정상 시계열이 된다. 따라서 오차수정모형의 추정량은 일치추정량이 되고 일반적인 t 검정이 가능하다. 만약 y_{t-1} 이 x_{t-1} 에 해당하는 균형값에 비해 크다면 균형오차는 양(+) 이 되므로 다음 시점인 y_t 에 대해 음(-) 의 조정이 작용하게 된다. 이 점에서 EC_{t-1} 의 계수인 $(1 - \lambda)$ 를 장기균형으로 접근하는 조정속도라고 부른다. 안정적 장기균형을 위해서는 $(1 - \lambda) > 0$ 이어야 한다. 본 연구에서 오차수정모형을 적용하기 위해 가정용전력 사용량, 가정용전력 평균가격, 가정용 도시가스 평균가격, 인구, GRDP의 공적분 관계를 검토한 결과 가장 견고한 공적분 관계는 전력가격과 전력사용량을 고려한 모형이다. 따라서 오차수정모형은 다음과 같다.⁸⁾

8) Phillips and Hansen (1990) 에 의해 개발된 FMOLS는 공적분을 추정하는데 있어 잔차와 설명변수 간에 상관관계가 존재하는 경우, 즉 내생성의 문제가 존재하는 경우 효율적인 공적분백

$$\widehat{\Delta helease}_t = \beta_1 \Delta healeap_t + \beta_2 \Delta healeap_{t-1} + \beta_3 \Delta healeap_t^2 + \beta_4 \Delta helease_{t-1} + \beta_5 (helease_{t-1} + \beta_6 healeap_{t-1}) + \beta_7 x_{ti} + \epsilon_t \quad (5)$$

오차수정모형의 기본 식은 차분형태의 독립변수들과 前期의 전력수요와 가격을 반영하는 오차수정항으로 구성되어 있으며, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 는 장기균형에서 각 독립변수들이 변화할 때 종속변수에 미치는 영향을 의미하며, β_5 는 오차수정항을 의미하며, β_6 는 공적분 관계에 포함되지 않는 나머지 변수들의 계수값을 의미한다.

V. 분석 결과

1. 가정용 전력수요추정 결과

OLS에 의해 가정용전력수요를 추정한 결과는 다음과 같다. 우선 변수 간 다중공선성은 VIF가 3미만으로 나타나 우려할 정도는 아닌 것으로 판단된다.⁹⁾ 또한 White의 이분산 검정 결과 72.98로 1%수준에서 귀무가설을 기각하여, 이분산성이 존재하는 것으로 나타나 이분산을 고려한 robust 회귀모형을 적용하였다. 이분산을 고려한 robust 회귀와 동분산을 가정한 다중회귀 결과를 비교해 보면 부호와 변수의 유의도에는 영향이 없고, 표준오차에 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 또한 자기상관 검정결과 1계와 2계 자기상관이 모두 있는 것으로 나타나 자기상관을 반영할 수 있는 Prais-winsten AR(1) 회귀분석 결과를 함께 제시하였다.¹⁰⁾

터를 추정하기 위하여 많이 사용된다(김흥기, 2009).

- 9) 가정용 전력 평균 지출액 변수와 가정용 전력 평균지출액을 제공한 변수는 다중공선성이 존재하지만 가격효과 분석을 위해 추가하였다. Askari(2002) 역시 가정용 전력 수요함수를 추정함에 있어, 가정용 전력 가격 제곱항을 추가하여 분석하였다.
- 10) 익명의 심사자가 다중공선성 및 변수 선택의 문제를 제기하여, GRDP를 개인소득 자료로 대체하고 다중공선성을 고려한 Ridge Regression 결과를 <Appendix Table 1>에 제시하였다. 기존의 결과와 차이가 별로 없지만, 개인소득과 가정용 가스 평균지출액, 인구 간에 다중공선성이 심하게 나타나 결과를 신뢰하기 힘들었다(개인소득과 인구의 VIF는 모형에 따라 27-32 정도임).

〈Table 3〉 OLS Estimation results on household electricity demand

Variables	Coef (s.e)		
	OLS regression (1)	robust reg (2)	Prais-winsten AR(1) reg (3)
ln (heleac)	4.69059** (1.9875)	3.5912** (1.7063)	2.6781** (1.0690)
ln (heleac) ²	-0.2244** (0.1052)	-0.1625* (0.0901)	-0.1146** (0.0561)
ln (pop)	1.4492*** (0.5295)	1.1648*** (0.3602)	1.8088** (0.7467)
ln (GRDP/pop)	0.2705** (0.1167)	0.2162*** (0.0760)	0.1968 (0.1494)
ln (hgasac)	-0.0697 (0.0642)	-0.0001 (0.0000)	-0.1233* (0.0673)
hccday	0.0002*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)	0.0001*** (0.0000)
parhh	-2.E-07*** (5.E-08)	-0.0498*** (0.0407)	-2.E-07** (7.E-08)
_cons	-33.2221** (12.8905)	-2.E-07** (3.E-08)	-28.5250** (12.1374)
F-value	177.76***	441.16***	613.34***
Adj R ²	0.9204	0.9699	0.9983
Root MSE	0.03092	0.01978	0.01921
		White's test chi2 (43) = 66.18 prob> chi2 = 0.0008	Durbin-Watson Test DW (original) = 0.651942 DW (transformed) = 0.939629
Durbin's alternative test for autocorrelation			
lags	F	df	Prob>F
1	59.910	1	0.000***
2	67.416	2	0.000***

Note: 1. Standard errors are in the parentheses.
2. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
3. White's test's H0 is homoskedasticity, Breusch-Godfrey LM test's H0 is no serial correlation.

전력 수요추정결과에 의하면, 가정용 전력 평균지출액은 전력수요에 역U자형의 영향을 미침을 알 수 있다. 즉 일인당 전력 월평균지출액을 전기요금의 대리변수로 간주하면, 전기요금이 낮은 수준에서는 가격이 증가하더라도 소비량이 증가하지만 누진요금이 적용되어 소비자가 부담을 느끼게 되는 수준에 이르게 되면 가격 상승

에 따라 소비량이 감소한다.¹¹⁾¹²⁾ 또한 소득이 증가할수록 소비량은 증가하며, 계절적 요인을 반영하는 냉난방도일은 사용량을 증가시키는 것으로 나타났다.¹³⁾ 한편 전기와 도시가스간의 관계를 살펴보면, 일인당 도시가스 월평균 지출액을 도시가스 요금으로 간주하면, 모든 모형에서 도시가스 가격이 상승함에 따라 전기의 사용량이 감소하는 것으로 나타나 두 연료간의 보완 관계를 확인할 수 있었다.¹⁴⁾ 한편 가전제품 사용에 따른 전력 사용량 증가를 반영하기 위하여 통계청의 지역별 TV 수상기 보급대수, 컴퓨터 보급률 등을 적용하여 보았으나 유의하지 않아 최종모형에서 제외하였다.¹⁵⁾

2. Chow test 결과

Chow test는 특정시점을 전후로 모형의 계수에 구조적 변화가 있는지를 판단하기 위한 것으로 전체 표본기간을 두 기간으로 나눈 후 각 기간을 선형회귀모형으로

-
- 11) 또한 Peter C. Reiss and Matthew W. White(2001)에서 지적한 것처럼 현실의 전력 가격은 사용량에 따른 비선형의 형태를 가지고 있어, 다른 전력수요추정 논문의 경우 블록 가격 등을 통해 반영하고 있으나, 총량데이터만을 사용할 수 있는 데이터의 한계로 인해 반영하지 못하였다(〈Appendix Table 1〉 참조). 이에 따른 문제점은 가격 함수의 비선형성 문제와 함께, 구간별로 사용량이 달라질 수 있다는 점이다.
 - 12) 전력가격의 전환점을 구하면 OLS (1)번 모형 기준 일인당 월평균 전력지출액이 64,341원으로 나타나 전력가격이 비현실적으로 높아져야 전력수요가 감소하는 것은 아니라는 것을 알 수 있다.
 - 13) 계절적인 요인을 반영하기 위하여 기온과 강수량, 계절 더미 등도 포함시켜 분석을 하였으나, 다중공선성 문제 및 해석의 범위가 겹치는 것으로 판단되며, 결정계수 변화량 또한 미미한 수준이다. 모형의 복잡성 등을 고려하여 계절적 요인을 가장 잘 설명할 수 있는 냉난방도일만을 기후변수로 선정하였다. 선행연구에서도 대부분 냉난방 도일을 계절적 요인을 반영하는 중요 변수로 사용하였다(Elham et al., 2013; Zachariadis and Pashourtidou, 2007).
 - 14) 제6차 전력수급기본계획(2013)에 따르면 도시가스가격은 2005년 이후 전력가격보다 높은 수준을 유지하고 있으며, 소비량은 2002년 이후 전력사용량보다 낮은 상황이다. 한국의 전력수요 최대 부하는 2009년부터 동계에 발생하고 있고, 겨울철 도시가스 수요가 주로 난방용이며, 전기 스토브와 도시가스 난방이 상호 보완적으로 사용되는 것으로 볼 수 있다는 점에서 전력수요에 대한 도시가스 가격 계수는 음의 값을 갖는 것으로 해석된다. 선행연구에서는 (-)와 (+)부호가 혼재해서 나타나고 있다(Elham et al., 2013; Narayan et al., 2007; Narayan and Smyth 2005; Amini Fard and Estedlal, 2003).
 - 15) 이 자료는 월별자료가 아닌 연도별 자료이며, 다른 가전기기 사용 및 보급률 자료는 연속성이 없어서 변수 고려대상에서 제외하였다.

추정한 다음 설명변수의 계수가 서로 같은지를 검정하는 방법이다(민인식·최필선, 2009). 광주시 전력수요의 구조변화를 알아보기 위해 Chow test를 탄소은행 시작년도인 2009년¹⁶⁾과 가입자가 늘어나기 시작하는 2010년을 기준으로 검정하였다. 2009년과 2010년에 구조변화가 나타난 것을 확인하였으나, Chow 검정통계량 값이 점차 작아지는 것을 볼 때, 구조변화가 지속적으로 나타나기는 힘들 것으로 판단된다. 시간이 지남에 따라 앞서 지적한 것처럼 탄소은행의 지속성 문제가 나타날 가능성이 있다(배순영, 2010; 안창희, 2012; 변병설 외, 2012).¹⁷⁾ 다만, 탄소은행제도를 통해 참여가구들이 에너지 절약 습관을 형성하고 그 습관이 이어질 수 있도록 하는 것에도 의미가 있다고 판단된다(Nelson, 1982).

〈Table 4〉 Chow test results

		Average expenditure on electricity	
		Chow test statistic	p-value
Year of structural break	2009	57.552324***	3.702e-37
	2010	52.840101***	1.552e-35

2008년 이후 저탄소 녹색성장 정책으로 인해 열효율 등급 강화, 녹색 건축, 다양한 저감정책으로 인해 점차 에너지 수요를 줄이려고 노력하고 있고, 2008년 세계금융위기 이후 전반적인 경기 후퇴가 가정용 에너지 수요에 영향을 미칠 수 있다. 이런 관점에서 Chow test 결과가 유의하지만 전적으로 탄소은행제의 효과에 기인한 것으로 단언할 수는 없다. 다만 탄소은행제의 효과가 현재의 자료와 모형에 기반할 때 광주시 전력 수요를 구조적으로 감소시키고 있는 것으로 판단된다. 따라서 탄소은행제가 전력수요에 미치는 구조적 변화에 대해서는 추가적인 분석이 요구된다.

3. 단위근 검정 및 공적분 검정

단위근 검정방법은 Elliot, Rothenberg and Stock(1996)의 ADF-GLS 검정 및

16) 탄소은행이 광주은행과 연계하여 사업을 시작한 시기는 2008년 후반기이다.
17) 구조변화가 나타나지 않는다고 해서 탄소은행제 참여가구가 절감을 하지 않는다는 것은 아니지만, 수요곡선을 바꿀만한 절감 효과가 지속적으로 나타나는가에 의문은 남아있다.

Philips and Perron(1988)의 PP, Kwiatkowski et al. (1992)의 KPSS를 적용하였다. 18) 시차는 최대 시차변수를 12로 설정하고 AIC (Akaike Information Criteria)를 이용하여 최적 시차를 선택하였으며, 모든 변수는 로그변환하여 각각 시간추세를 포함하는 것으로 가정하고 단위근 검정을 시행하였다. 분석한 결과 모든 단위근 검정에서 가정용 전력 평균 지출액, 가정용 전력 사용량, 가정용 도시가스 평균 지출액, 광주시 인구, 광주시 1인당 GRDP 변수가 단위근을 가져 비정상시계열일 가능성이 높은 것으로 나타났다.

(Table 5) Unit root Test results

Methods	Household electricity average expenditure (heleap)	Household electricity consumption (heleuse)	Household gas average expenditure (hgasap)	Gwangju population (pop)	Gwangju GRDP
ADF-GLS	-2.509	-.906	-2.787	-1.461	-2.197
PP	-3.330	-2.332	-1.047	0.432	-1.144
KPSS	0.286***	0.527***	0.195**	0.26***	0.544***

Note: 1. KPSS's H0 is no unit root, other test's H0 is having unit root.

2. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

공적분 검정에는 Engle and Granger(1987), Gregory and Hansen(1992), Johansen(1991)의 방법을 적용하였다. 시차변수 선택 및 장기공분산 행렬 추정방법은 단위근 검정과 같은 방법을 적용하였다. GH 검정 결과를 보면 1, 3, 5, 6변 모형에서 공적분이 있는 것으로 확인되었고, EG 검정결과를 보면 모든 모형에서 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. Johansen 검정결과도 모든 모형에서 적어도 1개 이상의 공적분 관계가 존재함을 확인하였다.

18) Schwert G. W. (1987)은 Monte-Carlo simulation에 근거하여 Philips-Perroon 검정은 불안정하다는 귀무가설을 기각하는 경향이 강하기 때문에 교차점검을 위하여 ADF 검정을 이용할 것을 권하고 있다.

〈Table 6〉 Cointegration Test results

Model	Variables	GH (Gregory-Hansen)	EG (Engle-Granger)	Johansen	
				λ trace	λ max
1	heleuse, heleac, hgasac	-4.33	-4.264**	1	0
2	heleuse, heleac, heleac ² , hgasac	-5.39*	-6.875***	2	1
3	heleuse, heleac	-4.20	-5.648***	1	1
4	heleuse, heleac, heleac ²	-5.33**	-8.238***	2	2
5	heleuse, heleac, heleac ² , pop	-5.06	-8.081***	2	1
6	heleuse, heleac, heleac ² , pop, GRDP	-4.86	-7.430***	2	1

Note: 1. Johansen test result menas cointegration number.
2. EG test's H0 is no cointegration, GH test's H0 is existence of cointegration.
3. Choice of lags in the GH test was based on AIC.
4. * $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$.
5. All variables are natural log form and cointegration test does not include time trend.

3. 오차수정모형 추정 결과

모형 (1)의 추정결과는 장기적으로 가격이 증가할 때 사용량은 역 U자 형태로 변화한다는 점에서 OLS 추정결과와 같은 것으로 나타났다. 또한 오차수정항의 추정계수는 기상이변이나 오일쇼크 등으로 인해 전력 사용량이 장기균형 전력 사용량과 괴리될 경우 그 조정에는 상당한 시간이 걸린다는 점을 함축하고 있다. 즉, 오차수정항 계수의 추정치 -0.071은 전력 가격에 의해 결정되는 장기균형 수준과 괴리된 전력 사용량이 월 7.1%의 속도로 조정된다는 점을 함의하는 결과이다.¹⁹⁾ 추가적인 설명변수의 효과를 분석하기 위해 모형 (2) ~ (6)를 추정하였다. 즉 광주시 인구, 광주시 1인당 GRDP, 대체연료인 도시가스 가격, 탄소은행 참여가구수 등을 차례로 모형 (2) ~ (6)에서 추가하여 분석하였다.²⁰⁾

19) 신석하(2011)에서 밝힌 것과 같이, 두 변수 간에 장기균형관계가 존재하는 오차수정모형의 경우 두 변수 중 어느 변수가 조정되는지는 명확하지 않다. 다만, 외생적으로 결정되는 가격이 조정되면 그 수준에 맞추어 사용량이 조정되는 상황을 가정한다. 실제 오차수정모형을 추정한 결과도 전력수요식의 오차수정항 계수가 항상 음(-)의 부호를 보이고 있어 장기균형수준에서 이탈한 전력 사용량은 조정을 통해 장기균형을 회복하는 경향이 관찰된다. β_5 가 오차수정항 이면서 동시에 종속변수의 전월 사용량을 의미하는 계수이므로 전월 사용량이 많으면 현재의 전력 사용량 증가분이 감소하게 됨을 의미한다.

20) 차분변수로 FMOLS에 들어갈 수 있는 변수는 기본적으로 공적분 검정 관계를 기준으로 변수

〈Table 7〉 FM-OLS estimation results on household electricity consumption

	coef / s. e					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta heleac_t$	3.076*** 0.604	2.997*** 0.596	3.029*** 0.600	3.165*** 0.724	2.491*** 0.541	2.486*** 0.544
$\Delta heleac_{t-1}$	-0.403*** 0.033	-0.405*** 0.033	-0.419*** 0.040	-0.384*** 0.046	-0.381*** 0.034	-0.379*** 0.035
$\Delta heleac_t^2$	-0.134*** 0.032	-0.129*** 0.032	-0.130*** 0.032	-0.138*** 0.038	-0.104*** 0.029	-0.104*** 0.029
$\Delta heleuse_{t-1}$	0.690*** 0.058	0.679*** 0.057	0.710*** 0.077	0.650*** 0.088	0.635*** 0.065	0.630*** 0.066
EC_{t-1}	-0.071*** 0.017	-0.095*** 0.020	-0.095*** 0.020	-0.094*** 0.023	-0.338*** 0.032	-0.334*** 0.034
parhh		-4. E-08** 2. E-08	-4. E-08** 2. E-08	-4. E-08* 2. E-08	-6. E-08*** 2. E-08	-6. E-08*** 2. E-08
hcdday			-9. E-06 1. E-05	2. E-06 2. E-05	5. E-05*** 1. E-05	5. E-05*** 1. E-05
ln (hgasac)				0.011 0.017	0.026** 0.012	0.032* 0.019
ln (pop)					0.132*** 0.014	0.130*** 0.016
ln (GRDP/pop)						-0.017 0.045
	Fvalue = 626.87 Adj R ² = 0.9665	Fvalue = 554.91 Adj R ² = 0.9676	Fvalue = 483.39 Adj R ² = 0.9674	Fvalue = 389.32 Adj R ² = 0.97	Fvalue = 648.6 Adj R ² = 0.9836	Fvalue = 584.51 Adj R ² = 0.9835

Note: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

분석결과 추가적인 설명변수들의 부호는 OLS 추정결과와 동일하게 나타났다. 즉 인구 및 소득을 대변하는 GRDP 변수가 증가할수록 사용량을 증가시키는 것으로

를 선택하였다. 탄소은행제 가입가구수의 경우 2008년 이후의 데이터만 존재하기 때문에 공적분 관계가 존재하지 않으며, 나머지 변수들은 사용량과의 공적분 검정에서 각각의 변수들은 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나지만, 가격과 전월 사용량을 고려하는 경우 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 최종 모형에서는 차분하지 않은 수준 변수를 반영하였다.

나타났으며,²¹⁾ 대체연료로 고려한 도시가스 가격이 증가할수록 전력사용량이 증가하는 것으로 나타났다.²²⁾ 탄소포인트제도의 효과를 볼 수 있는 탄소포인트제 참여 가구 수의 경우 가정용 전력 사용량을 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 OLS 추정결과에서는 탄소은행제의 효과가 $-2.E-07$ 이었으나 FMOLS에서는 $-4.E-08$ 이하로 그 효과가 상당히 감소함을 알 수 있다. 이는 FMOLS를 통해 장기적 균형 관계를 감안했기 때문인 것으로 보인다.²³⁾

VI. 결 론

광주시가 탄소은행제도를 시행한 이후 참여가구의 전력, 도시가스, 상수도 수요가 지속적으로 절감되어 광주시의 탄소배출 저감에 상당한 기여를 하는 것으로 평가되고 있다. 하지만 가시적인 정책 성과가 과연 에너지 수요 절감에 구조적으로 영향을 주었는가는 엄밀한 분석이 요구된다. 즉 전력, 도시가스, 상수도 부문에서 수요 감소가 탄소은행제에 의한 정책적 효과인지, 아니면 가격변동, 인구증감, 기후변화와 같은 다른 설명 변수들로 인한 것인지를 분별할 필요가 있다. 또한 이러한 에너지 수요 절감노력이 단기적인 효과에 그치는지, 장기적, 구조적 변화를 야기하였는지를 살펴볼 필요가 있다. 만약 단기적인 효과만 있다면 탄소은행제의 에너지 수요 감축에 대한 지속성을 고민해야 할 것이다.

본 연구는 광주시 탄소은행제가 전력 수요 감축에 미치는 영향을 분석하기 위해 가정용 전력수요모형을 구축하고, 가정용 전기 요금과 인구, 강수량, 기온, 계절적 요인, 전년도 사용량과 같은 설명변수들을 포함시켰다. 이에 기반하여 탄소은행제

21) 개인소득 자료를 이용하여 시계열 조정부터 FMOLS의 결과까지 분석해본 결과 소득효과는 전력소비를 증가시키지만, 유의하지 않게 나타났으며 이는 다중공선성 때문인 것으로 판단된다. 따라서 개인소득자료가 가구 소득을 더 잘 설명할 수 있음에도 불구하고 최종 분석결과에는 제외되었다.

22) 단기적인 관계를 고려한 OLS에서는 음(-)의 관계가 나타났으나, 장기 관계를 고려한 FMOLS에서는 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타나 단기관계에서는 보완관계, 장기적으로는 대체 관계가 나타남을 확인하였다.

23) 익명의 심사자가 FMOLS에서 소득효과가 나타나지 않는 문제를 지적하였다. 이는 광주시 가구의 월별 소득자료가 존재하지 않기 때문으로 생각된다. 또한 우리나라 전력시장가격이 다른 나라에 비해 낮아 가격효과가 제대로 반영되기 어려우며, 전력은 필수재이기 때문으로 판단된다(Elham et al., 2013).

도의 정책적 효과를 분석하기 위해 탄소은행제도가 시작된 2008년부터 가정용 전기 수요가 구조적으로 감소하였는가를 분석하였다. 참여가구 수로 대변되는 탄소은행제라는 정책 변수의 효과를 분석하기 위해 OLS 모형과 Chow 검정, 그리고 FM-OLS를 적용하였다. 분석 결과, 탄소은행제는 구조적인 가정용 전력수요 절감에 기여하는 것으로 분석되었다. 전력부문에서 탄소은행제의 효과가 유의하게 나오는 이유는 실제로 전력, 상수도, 도시가스 세 부문 가운데 가장 줄이기 쉽고, 참여가구가 절감 방법을 많이 알고 있는 부문이 전력이기 때문으로 해석된다.

그러나 제도 시행 초기에는 탄소포인트 제도를 통해 어느 정도 감축이 용이하지만 점차 감축할 수 있는 여지가 줄어들어 장기적으로는 절감효과가 감소할 것으로 보인다. 이는 OLS 추정결과와 FMOLS 추정결과의 비교에서도 나타나듯이 탄소은행제 효과가 장기적 균형관계를 반영한 FMOLS에서 통계적으로 유의하지만 상당히 낮게 추정되었다는 점에서 알 수 있다. 따라서 중장기적으로 전력수요 절감을 유도하는 정책은 온실가스 감축 정책으로서 한계가 있으므로 녹색가격 구매제도와 같이 신재생 전력에 대한 자발적인 프리미엄 요금제 도입이 필요하다. 즉 신재생에너지로 생산된 전력에 대해 소비자가 자발적으로 추가적인 요금 부담을 선택할 수 있도록 함으로써 온실가스 감축에 기여할 수 있을 것이다. 물론 참여율을 높이기 위해 세금 공제 혜택이나 탄소마일리지 제공 등과 연계될 필요가 있다. 또한 실시간 차등요금제를 도입하여 피크 시간대에 전기료 요율을 높임으로써 피크 전력 수요 감소를 유도한다면 추가적인 전력 공급의 효율 개선을 유도할 수 있을 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 국가법령정보센터, 탄소포인트제 운영에 관한 규정, 환경부 고시 제2014-56호, 2014.
(Translated in English) Korea Ministry of Government Legislation, Point Carbon Provisions Relating to the Operation, Ministry of Environment Notice, 2014-56, 2014.
2. 김인무·김창식·박성근, “에너지 상대가격 변화에 따른 에너지 수요 예측,” 『경제학연구』, 제 59집 제4호, 2011, pp.199-228.

(Translated in English) Kim, In-Moo, Chang Sik Kim and Seongkeun Park, "Forecasting the Energy Demand Responses to Relative Price Changes," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 59, No. 4, 2011, pp.199-228.

3. 김홍기, "동아시아 국가의 자본이동성 평가," 『경제논집』, 제48권 제2·3호, 2009, pp.337-361.

(Translated in English) Kim, Hong gi, "Evaluation of Capital Mobility in East Asia," *Korean Economic Journal*, Vol. 49, No 2·3, 2009, pp.337-361.

4. 남봉우·송경빈·김규호·차준민, "다중회귀분석을 이용한 지역전력수요예측 알고리즘," 『조명·전기설비학회논문지』, 제22권 제2호, 2008, pp.63-70.

(Translated in English) Nam, Bong-Woo, Kyung-Bin Song, Kyu-ho Kim and Jun-Min Cha, "The Spatial Electric Load Forecasting Algorithm Using the Multiple Regression Analysis Method," *Journal of the Korean Institute of Illuminating and Electrical Installation Engineers*, Vol. 22, No. 2, 2008, pp.63-70.

5. 민인식·최필선, 『STATA 기초통계와 회귀분석』, 한국STATA학회, 2009.

(Translated in English) Min, In Sik and Pilsun Choi, *STATA Basic Statistics and Regression Analysis*, The Korean Association of STATA, 2009.

6. 박준용·김인무·김창식·이성로, "선도추급과정을 이용한 새로운 예측기법 : 장기전력수요예측에의 응용," 『경제학연구』, 제59집 제3호, 2011, pp.113-147.

(Translated in English) Park, Joon Yong, In-Moo Kim, Chang Sik Kim and Sungro Lee, "A Novel Forecasting Procedure Based on Gap and Catch-up: Case of the Long-run Forecast of Electricity Demand in Korea," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 59, No 3, 2011, pp.113-147.

7. 변병설·김수연·채은주, "탄소포인트 가입세대의 지역적 분포 및 시나리오별 포인트 지급기준 분석," 『한국정책학회 학술대회』, Vol No. 2, 2012, pp.377-391.

(Translated in English) Byeon, Byun Seol, Su Yeon Kim and Eun Ju Chae, "An Analysis on the Spatial Distribution of Households in Carbon Point Program and Adequacy in Standards for Incentive Offerings," *The Korean Association for Policy Studies Conference*, Vol No. 2, 2012, pp.377-391.

8. 배민기, "지방자치단체의 탄소포인트제도 활성화 방안," 『지역정책연구』, 제22권 제2호, 2011, pp.91-104.

(Translated in English) Bae, Min Gi, "Invigorate Strategies of Carbon Point System in Local Governments," *Chungbuk Development Review*, Vol. 22, No. 2, 2011, pp.91-104.

9. 배순영, "녹색소비 인센티브제도의 문제점과 개선방안," 『소비자정책동향』, Vol. 19, 2010, pp.1-23.

(Translated in English) Bae, Sun Young, "Problems and Solutions of Green Consumption Incentives," *Monthly Report on the Consumer Policy*, Vol. 19, 2010, pp.1-23.

10. 배정환, 『도시환경협약 광주정상회의를 위한 광주 이니셔티브』, 광주시 도시환경협약사무국 정책 보고서, 2011.

(Translated in English) Bae, Jeong Hwan, *Gwangju Initiative for Urban Environmental Accords Gwangju Summit*, Gwangju UEA, 2011.

11. 산업자원통신부, 『제6차 전력수급기본계획』, 2013.
(Translated in English) Ministry of Trade, Industry and Energy, *6th Power Supply Plan*, 2013.
12. 송원근, 『경제성장과 통화정책의 인과관계』, 한국경제연구원, 2013.
(Translated in English) Song, Won-gun, *The Causality between Economic Growth and Monetary Policy*, Korea Economic Research Institute, 2013.
13. 신석하, “오차수정모형을 이용한 한국의 탄소배출량 결정요인 분석,” 『경제학연구』, 제62집 제3호, 2014, pp.5-28.
(Translated in English) Shin, Sukha, “An Error-correction Model on the Determinants of CO2 Emissions of Korea,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 62, No. 3, 2014, pp. 5-28.
14. 신석하·조동철, “금융위기의 고용과급효과에 대한 실증분석,” 『한국개발연구』, 제34권 제4호 (통권 제117호), 2011, pp.91-116.
(Translated in English) Shin, Sukha and Dongchul Cho, “An Empirical Study on Employment during Crises in Korea,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 34, No. 4, 2011, pp.91-116.
15. 안창희, “탄소포인트제도 소비자의 특성비교 분석,” 『환경정책』, 제20권 제3호, 2012, pp. 109-134.
(Translated in English) Ahn, Cahng Hee, “Comparative Analysis of the Characteristics of Carbon Point System Consumer,” *Journal of Environmental Policy and Administration*, Vol. 20, No. 3, 2012, pp.109-134.
16. 여명길·전규엽·홍원화·조웅호, “대구광역시 주거 건축물의 이산화탄소 배출 감축을 위한 탄소포인트제의 효과 및 개선방향에 관한 연구,” 『한국주거학회논문집』, Vol. 23, No. 4, 2012, pp.11-18.
(Translated in English) Yeo, Myung-Kil, Gyu-Yeob Jeon, Won-Hwa Hong and Woong-Ho Cho, “A Study on Improvement and Effect of Carbon point Program for Residential Buildings in Daegu,” *Journal of the Korean Housing Association*, Vol. 23, No. 4, 2012, pp.11-18.
17. 정성영·조세현·현대용·배수호, “지방상수도 서비스의 생산비용 및 요금에 관한 영향요인 연구,” 『지방행정연구』, 26권 3호, 2012, pp.287-310.
(Translated in English) Jeong, Seong-Young, Sae-Hyen Cho, Dae-Yong Hyun and Suho Bae, “Factors Affecting Local Water Supply Costs and Water Prices in Korea,” *The Korea Local Administration Review*, Vol. 26, No. 3, 2012, pp.287-310.
18. 지식경제부, 『전력수급기본계획 수립기법 및 절차 개선방안 연구』, 지식경제부, 2010.
(Translated in English) Ministry of Knowledge Economy, *A Study on Improvement on the Process of The Basic Plan of Long-Term Electricity Supply and Demand*, Ministry of Knowledge Economy, 2010.
19. 환경부, 『2011 상수도 통계』, 환경부, 2013.
(Translated in English) Ministry of Environment, *2011 Water Supply Statistics*, 2013.
20. 황해성·주용진·고준환, “탄소저감정책 효과분석을 위한 공간통계기법 적용방안 연구: 탄소포인트제도를 대상으로,” 『한국공간정보학회지』, 제20권 제1호, 2012, pp.71-80.

- (Translated in English) Hwang, Hae Seong, Yong Jin Joo and June Hwan Koh, "Study on Geostatistical Method for an Effectiveness Analysis on Carbon Reduction Policy - Focusing on the Carbon Point System," *Journal of Korea Spatial Information Society*, Vol. 20, No. 1, 2012, pp.71-80.
21. Amini Fard, A. and S. Estedlal, "Estimation of Residential Demand for Electricity in Iran, Evidence from a Cointegration Approach," *18th International Power System Conference*, Tehran, 2003.
 22. Askari, K., "Estimation of Electricity Demand for Residential Sector and Its Price and Income Elasticities," *The Journal of Barnameh Va Budjeh*, Vol. 63, 2002, p.103.
 23. Dergiades, T. and L. Tsoulfidis, "Estimating Residential Demand for Electricity in the United States, 1965-2006", *Energy Economics*, Vol. 30, No. 5, 2008, pp.2722-2730.
 24. Elham Pourazarm and Arusha Cooray, V., "Estimation and Forecasting Residential Electricity Demand in Iran," *Economic Modeling*, Vol. 35, 2013, pp.546-558.
 25. Elliot, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol. 64, 1996. pp.813-836.
 26. Engle, R. and C. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251-276.
 27. _____, "Long-run Economic Relationship: Readings in Cointegration," *Oxford University Press*, 1991, pp.267-276.
 28. Gregory Allan W. and Hansen Bruce E. "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Queen's Economics Department Working Paper No. 862*, 1992.
 29. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, 1991, pp.1551-1580.
 30. Kamerschen, D. R. and D. V. Porter, "The Demand for Residential, Industrial and Total Electricity, 1973-1998," *Energy Economics*, Vol. 26, No. 1, 2004, pp.87-100.
 31. Kenneth Gillingham, Richard G. Newell and Karen Palmer, *Retrospective Examination of Demand-Side Energy Efficiency Policies*, Resource for the Future, 2009.
 32. Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp.159-178.
 33. Narayan, P. K., R. Smyth and A. Prasad, "Electricity Consumption in G7 Countries - A Panel Cointegration Analysis of Residential Demand Elasticities," *Energy Policy*, Vol. 35, No. 9, 2007, pp.4485-4494.
 34. Narayan Praresh Kumar and Smyth Russell, "The Residential Demand for Electricity in Australia: An Application of the Bounds Testing Approach to Cointegration," *Energy Policy*, Vol. 33, No. 4, 2005, pp.467-474.
 35. Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economy*, Vol. 10, No. 1, 1982, pp.39-62, (University of Washington, Seattle, WA and University of Rochester, NY).

36. IPCC, *Climate Change 2007 : Impacts, Adaptation and Vulnerability*, IPCC, 2007.
37. Peter, C. B. Phillips, "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Cowles Foundation Discussion Paper* No. 757, 1985.
38. Peter C. Reiss and Matthew W. White, "House Electricity Demand, Revisited," *NBER Working Paper Series*, No. 8687, 2001.
39. Phillips, P. and B. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 99-125.
40. Phillips, P. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335-346.
41. Roe, B., M. Teisl, A. Levy and M. Russel, "US Consumer's Willingness to Pay for Green Electricity," *Energy Policy*, Vol. 23, 2001, pp. 387-403.
42. Schwert, G. William, "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics, Elsevier*, Vol. 20(1), 1987, pp. 73-103.
43. Shigeru Matsumoto, Minoru Morita and Tomohiro Tasaki, "Effect of an Energy Rebate Program on Implicit Discount Rate - A Hedonic Analysis of the Japanese Eco Point Program," *European Association of Environmental and Resource Economists 19th Annual Conference*, 27-30, June 2012, Prague.
44. Wiser, Ryan H., and Steven J. Pickle, *Green Marketing, Renewables, and Freeriders: Increasing Customer Demand for the Public Good*, LBNL Technical Report. Lawrence Berkeley National Laboratory, Berkeley, CA. 1997.
45. Zachariadis, T. and N. Pashourtidou, "An Empirical Analysis of Electricity Consumption in Cyprus," *Energy Economics*, Vol. 29, No. 2, 2007, pp. 183-198.
46. Zhao, T. T., L. Bell, M. W. Horner, J. Sulik and J. Zhang, "Consumer Responses Towards Home Energy Financial Incentives: A Survey-Based Study," *Energy Policy*, Vol. 47, 2012, pp. 291-297.

< Appendix >

<Appendix Table 7> Estimation results on household electricity demand
using private income

	coef (s. e)			
	Multi reg	robust reg	Prais-winsten AR(1) reg	Ridge reg
ln (helec)	4. 038** (1. 893)	4. 038** (1. 920)	2. 646** (1. 071)	3. 619* (1. 893)
ln (heleac) ²	-0. 190* (0. 100)	-0. 190* (0. 100)	-0. 113** (0. 056)	-0. 168* (0. 100)
ln (hhincome)	0. 474*** (0. 115)	0. 474*** (0. 129)	0. 234** (0. 113)	0. 478*** (0. 115)
ln (pop)	0. 195 (0. 618)	0. 195 (0. 639)	1. 139* (0. 681)	0. 162 (0. 618)
ln (hgasac)	-0. 207*** (0. 073)	-0. 207*** (0. 078)	-0. 146** (0. 070)	-0. 205*** (0. 074)
hcdday	2. E-04*** (3. E-05)	2. E-04*** (3. E-05)	7. E-05*** (2. E-05)	2. E-04*** (3. E-05)
parhh	-1. E-07* (5. E-08)	-1. E-07** (5. E-08)	-2. E-07** (7. E-08)	-1. E-07** (5. E-08)
_cons	-15. 177 (13. 367)	-15. 177 (13. 761)	-20. 390* (11. 536)	-12. 779 (13. 370)
F-value	189. 99***	289. 31***	718. 44***	198. 76***
Adj R ²	0. 9283	0. 933	0. 9984	0. 9283
Root MSE	0. 02934	0. 02934	0. 01911	0. 0294
White's test chi2 (43) = 61. 88 prob > chi2 = 0. 0024		Durbin-Watson Test DW (original) = 0. 723104 DW (transformed) = 0. 960825		Farrar-Galuber Multicollinearity Chi2-Test = 1732. 3601***
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation				
lags	F	df	Prob > F	
1	57. 061	1	0. 000***	
2	63. 422	2	0. 000***	

Note: 1. Standard errors are in the parentheses.
2. * p<0. 1, ** p<0. 05, *** p<0. 01.
3. White's test's H0 is homoskedasticity, Breusch-Godfrey LM test's H0 is no serial correlation.

An Analysis of the Impact of the Carbon Banking Program Using Error Correction Model with Focus on Gwangju City

Heayoung Jung* · Jeong Hwan Bae**

Abstract

As one of the CO₂ emission reduction programs, the carbon banking program is designed to encourage individual efforts to reduce CO₂ emissions. In this program, consumers earn eco-points that can be used to buy other goods and services if they reduce consumption on electricity, town gas, and source water. We estimated household electricity demand for Gwangju and examined if the carbon banking program affected significantly the household electricity demand. We found that monthly time series on electricity demand, electricity price, town gas price, population, and per capita gross regional income have cointegration relations. Thus we used fully modified error correction model (FMOLS) to examine the effect of carbon banking program on the household electricity demand. We found that the carbon banking program reduces significantly electricity demand.

Key Words: carbon banking program, household electricity demand, fully modified error correction model

JEL Classification: C2, Q4

Received: March 30, 2015. Revised: Sept. 3, 2015. Accepted: Nov. 4, 2015.

* First Author, Ph.D. Student of Department of Economics, Chonnam National University, Yongbong-ro 77, Buk-gu, Gwangju 61186, Republic of Korea, Phone: +82-62-530-1540, e-mail: hywind13@gmail.com

** Corresponding Author, Associate Professor of Department of Economics, Chonnam National University, Yongbong-ro 77, Buk-gu, Gwangju 61186, Republic of Korea, Phone: +82-62-530-1542, e-mail: jhbae@jnu.ac.kr