

Application of Dynamic Macroeconomic Models with Nominal Price Rigidity to the Actual Data of Public Utility Charges in Korea*

Mi Young Ho[†]

Abstract In this paper, I develop dynamic stochastic optimizing models for public utility charges, taking into account the actual behavior of individual public utility charges in Korea. The compensation rate for the total average cost has been greater than one only for public utility services provided to households, reflecting government's regulations on public utilities. The analysis of this paper opens the possibility that existing dynamic pricing models with nominal price rigidity can be extended to explain the actual behavior of public utility charges in Korea.

Keywords Public Utility Charges; Nominal Price Rigidity Model, Public Utility Regulations

JEL Classification E31, L97

*This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2014S1A3A2044637).

[†]E-mail address: equilibrium@snu.ac.kr

가격경직성을 고려한 공공부문 가격설정 모형 : 이론 및 실증분석*

호미영[†]

Abstract 본 논문에서는 자료에서 관측된 개별 공공요금 변동행태를 설명하기 위하여 가격경직성을 고려한 공공부문 가격설정모형을 제시한 후 이론모형의 현실설명력을 분석한다. 한국에서는 공공요금의 규제로 인하여 소비용 공공요금의 원가보상률이 1보다 큰 동시에 전체 공공요금의 총괄원가 보상률은 1보다 작기 때문에 공공요금 현실화의 문제가 제기되어 왔다. 공공요금에 대한 규제를 고려하여 산업용 공공요금과 소비용 공공요금의 설정과정을 분리하여 분석한다. 본 논문에서는 민간소비재의 가격변화를 설명하기 위해서 사용되어온 기존의 명목가격경직성 모형들에 공공요금에 대한 규제를 반영하여 도출한 본 논문의 모형들이 실제의 소비용 공공요금 변화를 설명할 수 있음을 보인다.

Keywords 공공요금; 명목가격경직성모형, 공공요금 규제

JEL Classification E31, L97

*이 논문은 2014년도 정부재원(교육과학기술부 사회과학연구지원사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2014S1A3A2044637). 논문을 수정하는데 도움을 주신 계량경제학보 편집장님과 익명의 심사자들에게 감사를 표한다.

[†]E-mail address: equilibrium@snu.ac.kr

1. 서론

한국의 경우 공공요금이 소비자물가지수에서 차지하는 비중이 20% 정도된다. 따라서 공공요금의 안정이 물가안정에 매우 중요한 역할을 한다는 점이 지속적으로 지적되어 왔다. 또한 공공요금의 현실화와 관련된 다양한 논의가 이루어져 왔다.

일반 소비재의 미시가격자료를 이용하여 다양한 가격설정이론모형의 현실설명력을 실증분석한 연구는 2000년대에 들어서 활발하게 진행되어 왔다. 그러나 공공부문의 미시가격자료를 이용하여 규제의 효과를 반영한 기존가격설정이론모형의 현실설명력에 대한 연구는 거의 없다. 본 연구는 이윤극대화과 규제를 동시에 고려한 이론모형을 통하여 공공부문의 가격설정을 체계적으로 이해하려는 시도라고 할 수 있다.

소비재 판매의 미시적 자료에서 가장 강조된 점은 소비재의 소매가격이 상품별로 고정되어 있는 기간이 다르지만 고정되어 있는 기간이 있다는 점이다. 공공요금의 미시적 자료에서도 다양한 종류의 공공요금이 일정기간 동안 고정되어 있는 현상이 일반적으로 관측된다. 따라서 본 논문에서는 소비재 가격의 미시적 자료에 대한 최근 연구 분석방법을 공공요금의 미시적 자료에 적용한다.

본 논문의 실증분석 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 공공요금은 한번 변동한 후 일정기간 고정되어 있다. 공공요금의 가격지속기간을 중위값으로 추정한다면 8개월이고 평균값으로는 8.52개월이다. 둘째, 공공요금의 하락이 빈번하게 관측된다. 셋째, 공공요금의 가격변동폭은 중위값으로 측정하면 2.5%이고 평균값은 4.3%로서 소비재의 가격변동크기보다는 작다. 넷째, 10% 미만의 작은 가격변동의 상대도수는 일반 재화 및 서비스의 경우와 유사하다.

위에서 요약한 개별 공공요금 변동행태를 설명하는 가격경직성을 고려한 공공부문 가격설정모형을 제시하고, 이 모형의 현실설명력을 분석하고자 한다. 공공요금에 대한 규제를 고려하면 공공요금의 설정방식이 이윤극대화 기업의 가격책정과 동일하다는 가정은 현실적이지 않다. 이와같은 이유로 다음과 같은 점들을 고려하여 공공요금의 설정모형을 작성한다. 첫째, 공공요금의 산정을 위해 요구되는 총괄원가의 산출에 시간과 물리적 비용이 소요되므로 공공요금 변화의 경직성이 발생한다. 특히, 총괄원가 산정과 산정된 총괄원가의 적정성을 입증하기 위하여 물리적 비용이 소요되는데 물리적비용의 크기는 가격변동에 의존하지 않는 것으로 가정한다. 둘째, 총수입을 기준으로 하면 총괄원가의 보상율이 1보다 작다고 지적되

어 왔다. 보상율이 1보다 작은 이유는 산업용 공공요금의 보상율이 매우 낮게 설정되기 때문이다. 본 논문에서는 소비자에게 직접 영향을 미치는 공공요금(가정용 또는 주택용)만을 고려할 경우 단위총괄원가(=총괄원가/총판매량)를 기준으로 한 마크업은 1보다 커짐을 보인다.

앞에서 설명한 공공요금 설정의 특성을 반영하여 본 논문의 이론 모형에서는 산업용 공공요금은 단위총괄원가의 일정비율로 결정되는 것으로 가정한다. 그리고 소비용(가정용 또는 주택용) 공공요금은 공공요금 변화를 위해 고정비용이 소요되는 것으로 가정한 이윤극대화의 명목가격 경직성 모형에 의해서 결정되는 것으로 가정한다. 이와 같은 모형의 이점은 다음과 같다. 첫째, 자료에서 관측된 공공요금의 명목경직성을 설명할 수 있다. 둘째, 소비용 공공요금의 마크업이 1보다 큰 동시에 전체 총괄원가의 보상율이 1보다 작게 나타나는 현상을 설명할 수 있다. 특히, 전체 총괄원가의 보상율이 1보다 작게 나타나는 상황을 모형에 고려하였기 때문에 본 논문의 모형은 공공요금 현실화의 문제를 다루고 있다고 할 수 있다.

본 논문에서 이윤극대화의 명목가격 경직성 모형을 사용하여 공공요금의 설정을 설명하고 있기 때문에 공공요금에 적용되는 규제의 효과를 반영할 수 있는가의 의문을 제시할 수 있다. 공공요금의 규제에 많이 적용되는 2개의 규제방식은 공공요금 상승률에 적용하는 가격상한규제(Price Cap Regulation)와 공공서비스 생산비용을 고려한 서비스비용규제(Cost of Service Regulation)이다. 한국의 경우 어떠한 규제가 공공요금 설정에 적용되고 있는가가 명시적으로 알려져 있지 않다.

현재 실시되고 있는 규제에 대한 명시적인 발표가 없는 상황에서 물가지수의 변동성 비교만으로 어떠한 규제가 실시되고 있는가를 단정하기는 어렵다. 예를 들어 2012년의 자료와 같이 공공요금지수의 상승률이 소비자물가지수의 상승률에 비해 낮게 나타나는 경우가 있다. 혹자는 이와같은 상황을 명시적인 가격상한 규제는 아니더라도 암묵적인 가격상한 규제의 결과로 해석할 수도 있다. 본 논문의 모형에 따르면 암묵적인 가격상한 규제가 없더라도 규제에 의해서 요금조정비용이 발생하기 때문인 것으로도 해석이 가능하다. 또한 본 논문에서 채택한 분석방법의 장점은 소비용 공공요금과 산업용 공공요금의 마크업을 다르게 설정할 수 있기 때문에 서비스비용규제에 대한 함의를 도출할 수도 있다.

공공서비스 가격의 미시적 자료를 설명하기 위해서는 하나의 모형이 아니라 여러 종류의 다양한 모형이 필요하다. 기간의존 가격설정모형과 상황의존 가격설정모형이 모두 필요한 이유는 1년에 1회 가격을 정기적으로 조정하는 모형으로 모든 공공서비스의 가격변화를 설명하기 어렵다는 공

공서비스 가격자료의 특징을 반영하기 위해서이다. 규제의 부과가 공기업의 가격조정비용에 영향을 미친다고 가정하였고, 두 개의 모형은 가격조정비용이 있는 상황에서 이윤극대화 기업이 가격을 선택하는 과정을 분석할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 공기업을 이윤극대화를 추구하면서 동시에 가격관련 규제를 받는 기업으로 가정하고 분석할 수 있다. 두 모형 모두 가격조정에 대한 고정비용을 가정하고 있다는 점에서 공통점이 있다. Gertler and Leahy(2008)의 모형은 가격조정 메커니즘을 마크업의 범위로 기술하였고, Nakamura and Steinsson(2008)에서는 가격조정 메커니즘을 가격수준에 대한 범위로 기술하였다. 월별 원가보상률 자료가 가능한 도시가스요금의 경우는 원가보상률을 마크업으로 간주하여 Gertler and Leahy 모형을 적용할 수 있고, 전기요금의 경우에는 상세한 마크업 자료를 생성하기 어렵기 때문에 Nakamura and Steinsson 모형을 적용하였다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같이 요약해 볼 수 있다. 본 연구는 소비자 가격변화를 설명하는 이론모형으로 공공서비스의 가격변화를 설명할 수 있음을 보였다. 거시경제학에서 사용되어온 기존의 가격설정모형들을 공공서비스 가격변화를 설명하는데 사용이 가능함을 함의한다. 공공서비스의 미시적 가격 자료를 잘 설명하는 가격설정모형의 개발은 거시경제정책의 물가에 대한 효과를 보다 정확하게 이해하는데 도움이 될 것이라고 생각된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 기존연구를 요약하고, 3장에서는 소비자 물가지수에 포함되는 공공요금의 미시가격자료의 특징 및 관련 이슈들을 설명하고, 4장에서는 공공요금의 가격경직성에 대한 실증분석을 한다. 5장에서는 공공요금의 가격경직성을 이론모형을 통해 설명하고, 6장에서는 5장의 이론모형에 대한 현실적 설명능력에 대해 논의한다. 마지막으로 7장은 결론이다.

2. 기존연구

공공요금의 결정은 물가안정에 관한 법률 시행령 (제6조 제 1항-5항)과 공공요금 산정기준 (재정부 훈령)에 의해서 규제를 받는다. 가장 큰 원칙은 공공요금은 공공서비스를 제공하는데 소요된 총괄원가를 보상하는 수준에서 결정되어야 하고 총괄원가는 적정원가와 적정투자보수의 합으로 정의된다는 것이다. 개별 공공요금 산정기준은 공공요금 산정규정이 정하는 바에 의해 각 소관부처장관이 작성하도록 되어 있어 공기업이 공공요금을 변경할 때 소관부처와 협의를 하여 결정하게 된다. 이와 같은 공공요금

결정방식으로 인하여 공공요금의 효율화 등과 같은 이슈는 정부정책을 연구하는 관련 경제연구소의 지속적인 연구과제였다.

한국의 공공요금에 대한 연구주제는 크게 두개로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 공공요금 규제에 대한 부문별 실태를 조사하고 이에 대한 타당성과 합리성을 분석하는 규범적 접근이다. 성낙일(2000)은 한국의 공공요금 규제에 대한 미시적 관점에서의 문제점들을 지적하고 이를 개선하기 위한 방안을 제시하였다. 이성우(2006)는 투자 보수율에 의거한 전기요금규제의 문제점을 분석한 후 인센티브 지향적 전기요금 규제방식들을 제시한다. 유정숙·임소영(2012)은 한국의 전기요금체계의 소득재분배 효과에 대하여 분석하고 있다. 둘째, 공공요금과 물가간의 관계에 대한 실증적 분석이다. 예를 들어 정군오·임응순(2009)에서는 산업연관분석을 이용하여 공공요금의 물가과급효과를 분석하였으며, 7개의 공공요금 중에 전기요금부문의 물가과급효과가 가장 크고 유선방송부문의 물가과급효과가 가장 작은 것으로 결론을 내리고 있다.

본 연구에서는 규범적인 접근 대신 거시경제학의 가격설정모형에 대한 현실설명력을 분석하는데 초점을 맞춘다. 윤종원·이승한(2011)에서는 공공요금 체계를 개선하기 위하여 단년도 위주의 원가보상에서 벗어나 자발적인 원가절감을 유도할 수 있도록 중기요금협약제 등 방안을 검토하고 있다. 본 연구에서 분석하는 모형들은 다년도의 중기요금체제와 부합하는 모형이라고 할 수 있으므로 본 연구의 분석이 공공요금 체제의 개선에도 함의하는 바가 있을 것으로 기대한다.

3. 소비자 물가지수에 포함되는 공공요금의 미시가격자료의 특징 및 관련 이슈

본 논문에서는 소비자물가지수에 포함되는 공공요금의 개별품목별 자료를 수집하여 공공요금 변화의 미시적 자료의 특성을 분석한다.

소비자물가지수에서 공공요금이 차지하는 비중은 19.16%이다.¹ 이 중에 본고에서는 상수도료, 전기료, 도시가스, 외래·입원진료비 그리고 치과

¹ 상수도료(5.7), 전기료(20.5), 도시가스(20.6), 지역난방비(2.2), 하수도료(2.1), 쓰레기봉투료(0.6), 정화조청소료(0.3), 외래진료비(17.9), 예방접종비(1.0), 한방진료비(1.0), 치과진료비(12.9), 입원진료비(12.0), 도로통행료(1.3), 열차료(1.4), 전철료(3.5), 시내버스료(11.6), 시외버스료(1.2), 고속버스료(0.5), 택시료(3.2), 우편료(0.1), 일반전화통화료(1.7), 이동전화료(11.4), 스마트폰이용료(33.9), 인터넷전화료(1.8), 인터넷이용료(7.5), 공연예술관람료(0.2), TV수신료(1.8), 방송수신료(2.2), 납입금(고등학교)(6.8), 납입금(국공립대학교)(2.2), 요양시설이용료(0.9), 부동산중개수수료(0.9), 행정수수료(0.7) 등 총 33개 품목(자료: 통계청).

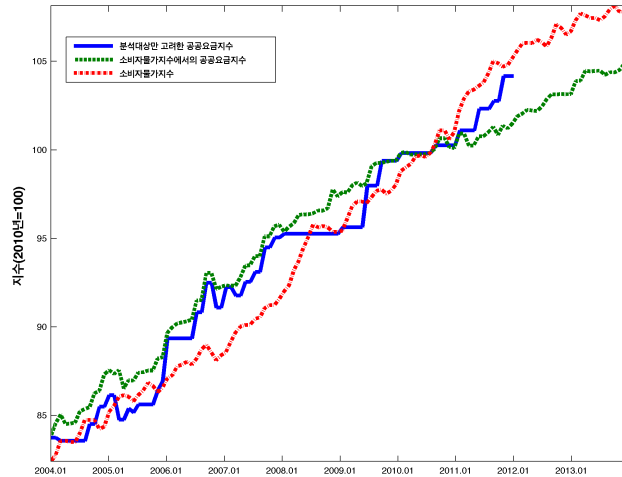


그림 1: 공공부문지수와 소비자물가지수

진료비를 중심으로 분석하고자 한다.² 분석대상 품목들은 33개 공공요금 중에서 소비자물가지수에서의 비중이 높으며 가격자료 뿐만 아니라 비용자료까지 가능한 품목들로 선별하였다.³ 이러한 선별기준의 한계점은 분석대상 품목이 작아서 본 논문의 분석결과가 공공요금 지수의 변화를 제대로 반영할 수 없을 가능성이 높다는 점이다. 그러나 소비자물가지수에 포함되는 공공요금 33개 품목들에서 본고의 분석대상이 차지하는 비중은 66.4%라는 점을 강조하고자 한다. 따라서 본 논문에서 분석하는 품목의 수가 작으나 공공요금지수의 변화를 비교적 잘 설명하는 것으로 예측할 수 있고 이를 자료를 통하여 확인하고자 한다.

(그림 1)은 본 논문에서 분석하는 5개 공공부문의 지수를 통계청에서 발표한 소비자물가지수와 소비자물가지수에 포함되는 공공요금지수와 비교한다.⁴ 소비자물가지수에 포함되는 공공요금지수는 2011년-2013년 기간 중 소비자물가지수보다 낮게 나타난다. 낮은 공공요금지수의 상승률은 한국은행의 ‘인플레이션 보고서’에서도 지적되어 왔다. 본 논문에서 작성한

²외래진료비와 입원진료비는 소비자물가지수에서 별도의 품목으로 분류되어 있으나 국민건강보험에서 정하는 의료수가체계는 기관별로 수가를 정하기 때문에 외래와 입원에 동일한 수가가 적용된다.

³분석대상이 되는 5개 공공요금이 소비자물가지수에서 차지하는 비중은 8.96%이다

⁴각 지수는 2010년을 100으로 표준화하고 월별 자료를 사용하였다(자료 : 통계청).

5개 품목 공공요금지수는 소비자물가지수에 포함되는 공공요금지수에 비해 다소 높게 나타남을 동기간에 보이고 있다. 이와같은 차이가 발생하는 이유는 본 논문의 분석에 포함되지 않은 공공요금의 상승률이 매우 낮기 때문인 것으로 보인다.

공공요금의 결정에서 중요한 요인은 가격규제이다. 가격규제는 나라마다 형태가 다양하다. 가격규제 때문에 이윤극대화로 가격이 설정되는 모형으로는 공공요금이 설정되는 과정을 적절하게 설명하기 어렵다고 주장할 수도 있다. 그러나 공기업이 전혀 이윤추구를 무시하고 공공요금을 설정한다고 주장하는 것에도 무리가 있다. 따라서 규제와 이윤추구를 동시에 고려한 가격설정모형을 제시하는 것이 바람직한 것으로 보인다.

미리 본 논문의 뒷부분에서 제시하고자하는 공공요금설정모형에 규제 효과를 반영하기 위하여 미국과 영국에서의 공공요금 설정 방식을 요약하고자 한다. 영국은 가격상한규제(Price Cap Regulation)를 실시하고 있다. 이러한 방식 하에서는 규제당국이 공공요금의 상승률의 상한을 미리 설정하는 데 인플레이션율의 일정배수로 제한한다. 예를 들어서 가격상한규제 방식이 도입되는 경우에는 공공요금이 인플레이션율의 70-80% 이상으로 인상되지 않도록 규제할 수 있다. 미국은 서비스비용규제(Cost of Service Regulation)를 실시하는 것으로 알려져 있다. 예를 들어 전기요금의 경우 주별로 공공시설위원회(Public Utility Commission)에서 요금변동 요청을 심사한다. 규제대상인 공공시설이 가격을 변동시키려면 비용변동에 대한 증거를 제시하고 위원회로부터 승인을 받아야 한다. 한국의 경우는 가격상한 규제 또는 서비스비용규제가 적용되는가의 여부가 명확하게 알려져 있지 않다. 그러나 (표 1)에서는 최근 2-3년간 공공요금지수의 상승률은 소비자물가지수의 상승률보다 낮거나 높은 것으로 나타난다.⁵ 따라서 실제의 규제가 부과되는가의 여부에 관계없이 영국에서 실시되고 있는 가격상한 규제가 실효적으로 실시되지는 않고 있다고 해석할 수 있다. 한편, 전기·수도·도시가스의 원가보상률은 2012년의 경우 전기는 88.4%, 수도는 87.4%, 도시가스는 86.3%이다. 이러한 점을 반영하기 위하여 산업용 요금을 단위총괄원가(=총괄원가/판매량)보다 낮은 비율로 책정하는 방식을 모형에 도입한다.

⁵(표 1)의 각 항목에서 품목별 비중의 구성은 다음과 같다. 공공요금지수는 각주 1의 33개 품목으로 구성되고, 전기·수도·가스는 전기료(20.5), 상수도료(5.7), 도시가스(20.6), 지역난방비(2.2)로 구성된다. 공공서비스는 공공요금지수에서 전기·수도·가스를 제외한 것이고, 의료서비스는 외래진료비(17.9)와 입원진료비(12.0)로 구성되며, 치과서비스는 치과진료비(12.9)로 구성된다.

표 1: 공공요금 상승률(전년동기대비, %)

	2012	2013				
	연간	연간	상반	하반	III	IV
소비자물가	2.2	1.3	1.4	1.2	1.4	1.1
공공요금지수(191.6)	1.7	1.7	2.0	1.3	1.2	1.5
전기·수도·가스(49)	5.0	4.6	5.3	3.8	3.5	4.2
전기요금(20.5)	2.1	3.8	4.2	3.3	2.7	3.9
상수도료(5.7)	3.2	1.2	1.4	1.1	0.9	1.2
도시가스(20.6)	7.7	6.2	7.4	5.0	4.8	5.2
공공서비스(142.6)	0.6	0.7	0.9	0.5	0.4	0.6
의료서비스(29.9)	1.7	1.3	1.0	1.7	1.6	1.8
치과서비스(12.9)	1.5	-2.3	0.3	-5.0	-4.8	-5.2

주:괄호 안의 수치는 소비자물가지수에서의 품목별 비중임.

자료:통계청

4. 소비용 공공요금의 가격경직성과 소비용 원가보상률 변동에 대한 실증분석

본 장에서는 품목별 공공요금에서도 소비재의 가격에서와 같이 명목가격경직성이 관측됨을 보이고 가격경직성의 정도를 추정한다. 또한 소비용 공공요금의 경우 소비용 원가보상률의 유의적인 기간간 변화가 있음을 보인다.

4.1. 공공요금의 지속기간 추정

본 논문에서는 공공요금의 가격경직성을 측정하기 위하여 품목별 가격이 일정하게 고정되는 기간을 추정한다. 가격지속기간은 하나의 가격이 시작되는 시점부터 끝나는 시점까지의 기간을 의미하고 품목별 가격자료를

표 2: 공공부문의 품목별 가격변동빈도와 지속기간(Price Spell 이용)

	평균빈도	중위빈도	지속기간의 평균	지속기간의 중위값
전기요금	0.057	0.080	17.13	12
도시가스요금	0.165	0.284	5.53	3
상수도요금	0.080	0.080	12	12
국민건강보험수가 (의료기관)	0.080	0.080	12	12
국민건강보험수가 (치과서비스)	0.080	0.080	12	12
분석품목 전체	0.111	0.118	8.52	8

자료 : 한국전력, 한국도시가스협회, 국가상수도정보시스템, 건강보험심사평가원.

이용하여 추정한다.^{6,7} 앞에서 설명한 공공요금의 자료를 이용한 실증분석의 결과를 정리하여 요약하면 다음과 같다. 첫째, 공공요금은 한번 변동한 후 일정기간 고정되어 있다. 추정된 공공요금 지속기간의 중위값은 8개월이고 평균값으로는 8.52개월이다. 그러나 표본 전체의 지속기간 추정치에서 전기요금과 도시가스요금의 비중이 다른 품목에 비해서 크기때문에 지속기간의 중위값과 평균값이 12개월보다 낮다. <표 2>를 보면 전기요금, 상수도요금, 국민건강보험 수가의 가격지속기간의 중위값은 12개월이고, 도시가스요금의 경우 가격지속기간의 중위값은 3개월이다. 따라서 본 논문에서 분석하고 있는 공공요금의 가격지속기간의 중위값은 대체로 12개월이다. 둘째, 공공요금의 하락도 빈번하게 관측된다. 공공요금이 하락하는 경우가 전체 표본의 1/4에 해당하여 공공요금이 항상 상승하지는 않는 것으로 나타난다. 셋째, 공공요금의 가격변동폭은 중위값으로 측정하면 2.5%이고 평균값은 4.3%로서 소비재의 가격변동크기보다는 작다. 공공요금의 가격변동폭은 1.8%로서 일반재화의 가격변동폭에 비해 크게 낮은 것으로

⁶전기요금은 한국전력의 과거전기요금표에서 주택용 저압요금(310kWh 기준)을, 도시가스요금은 한국도시가스협회의 '도시가스사업편람'에서 가정용 도시가스 소비자 가격(원/m³)을, 상수도 요금은 국가상수도정보시스템의 평균요금(원/m³)을, 그리고 국민건강보험수가는 건강보험심사평가원의 의료수가의 점수당 단가를 사용하였다.

⁷가격변동의 해저드(hazard) λ 가 일정하다는 가정 하에서 가격변동빈도(f)는 $f = 1 - e^{-\lambda}$ 이다. 또한 가격지속기간(d)은 $d = \frac{1}{\lambda}$ 이므로 $f = 1 - e^{-\frac{1}{d}}$ 이 된다. 따라서 가격지속기간을 추정하여 가격변동빈도를 계산할 수 있다.(Nakamura and Steinsson(2008))

표 3: 소비용 공공요금 원가보상률

	전기	도시가스	상수도	국민건강보 험 (의료기관)	국민건강보 험 (치과서비스)
평균	1.38(0.16)	1.75(0.24)	0.83(0.04)	1.34(0.02)	1.54(0.01)
변동률	-0.21(2.55)	0.14(1.41)	0.02(1.42)	-0.06(0.45)	-0.23(0.11)

주: 괄호 안의 수치는 표준편차.

자료: 한국전력, 한국도시가스협회, 국가상수도정보시스템, 건강보험심사평가원.

나타난다.⁸

4.2. 소비용 공공요금의 원가보상률 분석

본 장에서는 소비용 공공요금의 원가보상률의 기간간 변화를 분석한다. 본 장에서의 소비용 원가보상률은 소비용 공공요금을 평균비용으로 나누는 비율로 측정한다. 공공서비스의 생산함수가 규모수익불변이고 요소시장이 완전경쟁이면 평균비용과 한계비용이 같아진다. 이러한 상황에서는 원가보상률을 소비용 공공요금의 마크업으로도 해석할 수 있다. 그러나 공공서비스를 공급하기 위하여 고정비용이 소요되므로 본 장에서 추계한 원가보상률은 이론적인 마크업과는 차이가 있을 수 있음을 지적해 둔다.

첫째, 요금변동 시점과 비용변동 시점이 일치하지 않는다. 도시가스의 경우 2007년까지 요금변동 시점이 대체로 일치하지만 2008년 이후 요금변동 횟수가 비용변동 횟수보다 작다. 국민건강보험의 경우에도 비용이 변화하더라도 의료수가는 1년에 1회 변동한다. 둘째, 소비용 공공요금의 원가보상률은 상수도를 제외하면 모두 1보다 크게 나타난다. 각 공공요금의 소비용 원가보상률의 평균과 변동률은 <표 3>에 수록되어 있다. 상수도를 제외하면 평균 소비용 공공요금의 원가보상률이 1을 훨씬 넘는 크기이다.⁹ 소비용 전기의 경우 원가보상률은 1.38이고, 소비용 도시가스는 1.75이다. 산업용 공공요금을 포함하는 경우 전기의 원가보상률은 0.88이고,

⁸ 소비용 공공요금 변동크기는 평균이 1.8%, 중위값이 1.1%이고, 요금상승의 평균크기는 1.8%, 요금하락의 평균크기도 1.8%이다. 기준크기 미만의 소비용 공공요금 변동비율은 5% 미만이 97%, 2.5% 미만이 83%, 그리고 1% 미만이 28%이다.

⁹ 상수도는 생산원가에 미치지 못하는 가격으로 공급되고 있기 때문에 다른 부문과 달리 소비용 공공요금의 원가보상률이 1보다 작다.

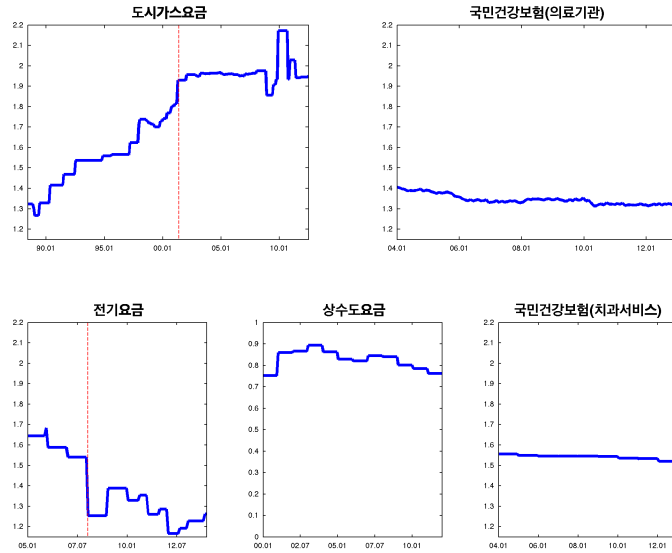


그림 2: 소비용 공공요금의 원가보상률

도시가스는 0.86이다. 따라서 산업용 공공요금의 낮은 원가보상률로부터 발생하는 적자를 소비용에서 어느정도 충당하는 것으로 보인다. 원가보상률은 미국의 일반재화에서의 마크업이 평균 1.1인 것을 감안하면 우리나라 소비용 공공요금에서 더 크다.

셋째, 소비용 공공요금의 원가보상률 수준이 고정되어 있지 않고 표본 기간 내에서 변동하는 것으로 나타난다. 소비용 공공요금의 원가보상률의 시계열자료를 나타낸 <그림 2>에서 보면 소비용 도시가스의 원가보상률은 1990년부터 2000년 기간동안 지속적으로 증가하다가 2000년대 초반부터 2008년까지 2의 수준을 유지한 후 그 이후에는 변동폭이 커진다. 먼저 상승하는 추세가 나타나는 이유는 2001년 ‘도시가스 공급비용 산정 기준 개정안’을 제정하여 요금체계를 변동시켰기 때문이다.¹⁰ 전기요금의 원가보상률은 2005년 이후로 하락하는 추세를 보이다가 2012년 8월부터 약간 상승하는 추세로 전환된다. 2008년 이후 소비용 전기요금의 원가보상률의 평균은 1.21 근방에서 대략 ±5%정도만 변동한다. 상수도요금과 국민건강보험의 의료기관과 치과서비스의 소비용 원가보상률은 거의 변화가 없이

¹⁰ 산업자원부 보도자료(2000년 11월)에 의하면 최저 사용량 방식에서 2부제 요금 계산 방식으로 요금체계를 조정하는 것으로 발표되어 있다.

일정한 값을 유지한다. 미국의 경우 일반 소비재는 $\pm 10\%$ 내에서 변동하는 양상을 보이는 것으로 알려져 있다. 그러나 한국의 소비용 공공요금의 원가보상률은 〈그림 2〉에서 볼 수 있듯이 몇개의 예외를 제외하면 그 변동폭이 매우 작은 것이 특징이다.

넷째, 명목가격의 경직성이 자료에서 나타나는데 이것은 비용의 명목경직성때문에 발생하는 것으로 보여진다. 이는 총괄원가를 통상 1년에 1회 작성하여 이를 요금에 반영하는 공공요금 특성에 기인하는 것으로 보인다. 특히, 본 논문의 분석대상인 도시가스요금, 전기요금, 그리고 상수도요금의 책정에서 총괄원가가 1년에 1회 산정되어 발표되고 있다. 국민건강보험의 경우 총괄원가는 명시적으로 발표되고 있지 않으나 국민건강보험의 수가는 1년에 1회 변경되고 있다.

5. 이론모형

본 장의 모형에서는 소비용 공공서비스와 산업용 공공서비스 수요를 동시에 고려한다. 소비용 공공서비스는 Dixit-Stiglitz의 가정에 입각하여 가격탄력성이 상수인 수요함수로 주어진다. 또한 산업용 공공서비스는 다른 산업의 생산함수에 중간재로 투입되는 것으로 가정한다. 모든 산업의 생산함수가 규모수익불변을 따른다는 가정 하에서 비용극소화의 결과로써 산업용 공공서비스의 수요를 도출한다. 위의 가정 하에서 소비용 공공서비스의 수요함수는 다음과 같다.

$$D_{H,t} = \left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} D_t \quad (1)$$

위의 식에서 $D_{H,t}$ 는 소비용 공공서비스의 수요, Q_t 는 소비용 공공요금, ε 은 수요의 가격탄력성, P_t 는 물가지수, D_t 는 총수요를 의미한다. 산업용 공공서비스 수요함수는

$$D_{I,t} = (1 - \eta) \left(\frac{P_{I,t}}{P_t} \right)^{-1} \left[\sum_{k=1}^N \omega_k \left(\frac{MC_{k,t}}{P_t} \right) x_{k,t} \right] \quad (2)$$

위의 식에서 $D_{I,t}$ 는 산업용 공공서비스 수요, ω_k 는 k 산업에서의 공공서비스의 비중, $MC_{k,t}$ 는 k 산업의 한계생산비용, $x_{k,t}$ 는 k 산업의 총산출량을 의미한다. 앞에서 이미 설명한 바와 같이 본 논문에서는 산업용 공공요금은 공공서비스의 한계생산비용의 일정비율로 책정된다고 가정한다. 이를 수

표 4: 산업용 공공요금의 원가보상률

	산업용 전기	산업용 도시가스
원가보상률 평균	0.79	0.91
원가보상률 변동성	0.06	0.06

주: 변동성은 표준편차로 나타냄. 자료: 한국전력, 한국도시가스협회.

식으로 표현하면 $p_{l,t} = \alpha MC_t$ 로 쓸 수 있다. 또한 규제에 의하여 $\alpha < 1$ 로 가정한다. 따라서 공공서비스를 생산하는 공기업의 총수요는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$D_t = \left(\frac{Q_t}{P_t}\right)^{-\varepsilon} D_t + \left(\frac{1-\eta}{\alpha}\right) \left(\frac{MC_t}{P_t}\right)^{-1} \left[\sum_{k=1}^N \omega_k \left(\frac{MC_{k,t}}{P_t}\right) x_{k,t} \right] \quad (3)$$

이 때 공기업의 총수입은 다음과 같이 주어진다.

$$\left(\frac{Q_t}{P_t}\right)^{1-\varepsilon} D_t + (1-\eta) \sum_{k=1}^N \omega_k \left(\frac{MC_{k,t}}{P_t}\right) x_{k,t} \quad (4)$$

위의 식들을 정리하여 공기업의 이윤을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Pi_t = \left[\left(\frac{Q_t}{P_t}\right)^{1-\varepsilon} - \left(\frac{MC_t}{P_t}\right) \left(\frac{Q_t}{P_t}\right)^{-\varepsilon} \right] D_t - \left[\frac{(1-\eta)(1-\alpha)}{\alpha} \sum_{k=1}^N \omega_k \left(\frac{MC_{k,t}}{P_t}\right) x_{k,t} + \Phi_t \right] \quad (5)$$

위의 식에서 Φ 는 고정비용을 의미한다. 따라서 공기업의 이윤을 소비용 공공요금에 의해서 영향을 받는 부분과 산업용 공공요금에 의해서 영향을 받는 부분으로 분리할 수 있고 두 부분의 변화는 서로 영향을 미치지 않는다. 그러므로 본 논문에서는 소비용 공공요금의 결정을 독립적으로 분석할 수 있다. 산업용 공공요금이 낮게 책정되어 공기업의 이윤이 낮아지는 상황을 고려하였다. <표 4>에 의하면 산업용 전기요금과 도시가스요금의 원가보상률이 각각 0.79와 0.91로 1보다 작음을 확인할 수 있다.¹¹

산업용 공공요금이 소비용 공공요금에 미치는 효과에 대해서는 분석하지 않는다. 그 이유는 첫째, 모형에서는 공기업의 적자가 어느정도 인정

¹¹ 2013년 용도별 판매현황 구성비에서 산업용 전기는 전체 전기판매의 55.9%를 차지하고 산업용 도시가스는 전체 도시가스판매의 30.4%를 차지한다(자료: 한국전력, 한국도시가스협회).

되면 산업용 공공요금에 소비용 공공요금에 영향을 주지 않고, 둘째, 모두 소비용 공공요금의 변동에 국한하여 본 논문에서는 실증분석을 하기 때문이다.

본 논문에서 공기업은 노동과 중간재를 투입하여 생산하는데 생산기술은 Cobb-Douglas 생산함수에 의해서 표현된다. 이와같은 가정 하에서 변동비용 최소화 문제는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\min_{\{N_t, M_t\}} w_t N_t + s_t M_t \quad s.t. \quad Y_t = A_t M_t^{1-\gamma} N_t^\gamma \quad (6)$$

위의 식에서 w_t 는 실질임금, N_t 는 노동시간, s_t 는 중간재 가격, M_t 는 중간재, 그리고 γ 는 생산의 노동탄력성을 의미한다. 위에서 설명한 비용최소화의 문제를 풀면 실질한계비용은 $MC_t = \kappa A_t^{-1} w_t^\gamma s_t^{1-\gamma}$ 이고 κ 는 양의 상수로 $\kappa = (1-\gamma)^{-(1-\gamma)} \gamma^{-\gamma}$ 로 정의된다. 따라서 공공서비스 생산의 총비용은 $TC_t = MC_t Y_t + \Phi_t$ 로 주어진다. 이 식에서 Φ_t 는 고정비용을 의미하는데 매기마다 변화할 수 있는 가능성을 고려하고 있다. t 시점에서 소비용 공공요금에 대한 공기업의 이윤은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Psi_t = \left[\left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{MC_t}{P_t} \left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \right] Y_t - \Phi_t \quad (7)$$

5.1. 완전신축적 공공요금 모형

소비용 도시가스나 전기를 제외하면 다른 공공요금은 지속기간이 1년으로 고정되어 있는 명목가격경직성 모형으로 설명이 가능한 것으로 보인다.

소비용 공공요금이 완전 신축적으로 변화한다는 가정 하에서는 소비용 공공요금에 대한 이윤극대화 조건은 $Q_t = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} MC_t$ 로 주어진다. 따라서 소비용 공공요금에 대한 최적 보상률은 $\mu_H = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ 로 주어진다. 최적화된 이윤은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Psi_t = \frac{\mu_H^{-\varepsilon}}{\varepsilon-1} \left(\frac{MC_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} Y_t - \Phi_t \quad (8)$$

5.2. Nakamura and Steinsson 유형의 공공요금 모형

전기의 경우는 계통한계가격(System Marginal Price)을 중간재의 가격으로 간주하면 중간재의 가격이 빈번하게 변동함에도 불구하고 소비용 전기

요금은 중위값 기준 1년에 1회씩 변동한다. 따라서 소비용 전기요금 설정은 중위값 기준 가격지속기간이 1년인 메뉴코스트 모형으로 설명이 가능한 것으로 보인다. 따라서 중간재 가격의 일시적인 변동이 빈번하게 발생하더라도 전기요금이 고정되는 기간이 지속되는 소비용 전기요금의 특성은 Nakamura and Steinsson(2008)의 메뉴코스트 모형의 함의와 일치한다.

Nakamura and Steinsson 유형의 공공요금 모형은 다음과 같이 쓸 수 있다. 계통한계가격은 전기가 생산된 시점에서의 시장가격이고 실제로 소비자가 전기를 소비할 때까지 한국전력에서 담당하는 송전과 배전을 거치게 된다. 소비용 전기요금의 총괄원가는 계통한계가격과 한국전력에서 부담하는 고정비용 및 변동비용을 포함한다고 할 수 있다. 본 논문에서 전기생산의 변동비용은 식 (6)의 비용 최소화 문제의 해로써 결정된다. 한국전력이 공공요금을 조정하기 위해 추가적인 노동 K 단위를 고용해야 하기 때문에 공공요금의 경직성이 발생한다고 가정하고, 소비용 공공요금에 대한 한국전력의 이윤인 식 (7)을 중간재 가격에 대해 변형시키면 다음과 같다.

$$\Psi_t = \left[\left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{(\varepsilon-1)}{\varepsilon} z_t \left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \right] Y_t - \Phi_t - \frac{(\varepsilon-1)}{\varepsilon} K I_t \quad (9)$$

위 식에서 $z_t = \kappa A_t^{-1} s_t^{1-\gamma}$ 는 실질중간재가격이고, $\frac{(\varepsilon-1)}{\varepsilon} = w_t^\gamma$ 는 실질임금을 이 일정함을 가정하고 있다.¹² $\frac{(\varepsilon-1)}{\varepsilon} K I_t$ 는 메뉴비용으로써 공공요금을 변동시키면 $I_t = 1$ 이고 그렇지 않으면 $I_t = 0$ 이 된다.

공기업의 실질중간재가격의 로그값이 AR(1) 과정을 따른다고 가정하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\log(z_t) = \rho \log(z_{t-1}) + v_t \quad (10)$$

위 식에서 v_t 는 실질중간재가격의 개별 충격이고 평균과 분산이 $(0, \sigma_v^2)$ 인 정규분포를 따른다. 물가수준의 로그값은 다음과 같이 트렌드 주변에서 변동한다고 가정한다.

$$\log(P_t) = \varphi + \log(P_{t-1}) + \zeta_t \quad (11)$$

¹²Nakamura and Steinsson(2008)의 노동력이 유일한 생산요소인 메뉴 코스트 모델에 중간재를 생산요소로 도입하여 이윤함수에서 중간재 가격이 비용의 일부분이 됨을 고려한 것이 z_t 이다. 또한 Nakamura and Steinsson(2008)에서는 $\gamma=1$ 인 생산함수를 사용하여 $w_t = \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}$ 였으나 본 논문에서는 $\gamma \neq 1$ 이므로 $\tilde{w}_t = w_t^\gamma = \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}$ 이다.

표 5: 파라미터의 정의와 수치

파라미터	수치	정의
β	0.96 ^{1/12}	시간선호할인인자
ε	3.63	수요의 가격탄력성
K/Y	0.0058	메뉴비용
ρ	0.8363	중간재가격의 계열상관계수
σ_v	0.0902	중간재가격 충격의 변동성
φ	0.0011	인플레이션 시리즈의 상수항(실제명목가격 상승률)
	0.0023	인플레이션 시리즈의 상수항(소비자물가지수 상승률)
σ_ζ	0.0048	물가수준 충격의 변동성(실제명목가격 상승률)
	0.0034	물가수준 충격의 변동성(소비자물가지수 상승률)

주: 변동성은 표준편차로 나타냄. 자료: 한국전력, 전력통계정보시스템, 통계청.

위 식에서 ζ_t 는 평균과 분산이 $(0, \sigma_\zeta^2)$ 인 정규분포를 가정한다.

공기업이 일정한 값의 β 로 할인된 이윤을 극대화한다면 다음 식의 해가 공기업의 가치함수(value function)가 된다.

$$V\left(\frac{Q_{t-1}}{P_t}, z_t\right) = \max_{Q_t} \left[\Psi_t + \beta E_t V\left(\frac{Q_t}{P_{t+1}}, z_{t+1}\right) \right] \quad (12)$$

그리드(grid)에 대한 가치함수 반복연산(value function iteration)을 실행함으로써 공기업의 문제를 푸는데 z_t 와 P_t 의 과정은 Tauchen(1986)의 방법을 이용하여 근사시킨다. 공기업의 문제를 풀기 위한 모형의 파라미터들의 수치는 (표 5)에 수록되어 있다. 월단위 할인인자 β 는 $(0.96)^{1/12}$ 이다. 수요의 가격탄력성(ε) 3.63은 소비용 전기요금의 원가보상률의 평균을 이용하여 계산된 값이다.¹³ 중간재 가격의 계열상관계수(ρ)와 중간재가격 충격의 변동성(σ_v)은 실질계통한계가격의 시간추세를 제거한 AR(1) 과정의 결과이다. 인플레이션 시리즈의 상수항(drift) φ 와 물가수준충격의 변동성 σ_ζ 는 실제명목가격 상승률과 소비자물가지수 상승률의 평균과 표준편차를 이용한다.¹⁴ 마지막으로 메뉴비용인 K/Y는 모형이 데이터와 일치하도록

¹³ 원가보상률(마크업) = $\frac{Q}{MC} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$

¹⁴ 실제명목가격으로는 소비용 전기요금으로 사용한 한국전력의 주택용 저압요금(310kWh 기준) 자료를 이용하였다.

파라미터의 수치를 결정한다.

5.3. Gertler and Leahy 유형의 공공요금 모형

소비용 도시가스의 경우 2008년 1월 이후 비용변동과 요금변동 시점 간의 차이가 발생하는 것으로 관측된다. 이 기간동안 비용의 변동횟수가 요금의 변동횟수보다 빈번해진다. 그리고 일시적 비용상승보다 장기적인 비용상승에 요금이 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 따라서 최소한 2009년 1월 이후 소비용 도시가스의 공공요금설정은 메뉴코스트 모형으로 설명이 가능한 것처럼 보인다.

도시가스생산의 실질비용에만 영향을 미치는 외생적인 요인이 존재하고 이는 다음과 같은 확률과정을 따르는 것으로 가정한다. 매기마다 도시가스 생산기업은 균등분포를 따르는 생산충격에 $(1 - \alpha)$ 의 확률로 영향을 받거나 α 의 확률로 전혀 영향을 받지 않을 수도 있다. 또한 가격을 변동시킬 것인가를 결정하기 위한 결정비용이 고정비용의 형태로 존재한다. 도시가스 생산비용에 영향을 미치는 거시경제충격은 개별비용충격에 비하여 매우 작기 때문에 가격변동여부의 결정비용의 크기를 적절하게 조정하여 거시경제충격에 대해서는 도시가스요금을 변화시키지 않고 개별비용충격이 발생한 경우에 한하여 가격변동이 발생하도록 할 수 있다. 이러한 가정이 충족되도록 하는 가격변동여부 결정비용의 크기가 크지 않을 수 있음을 Gertler and Leahy(2008)에서 보였다. 도시가스의 생산충격은 다음과 같이 수식으로 쓸 수 있다.

$$X_t = \begin{cases} X_{t-1} & \text{생산충격이 발생하지 않은 경우} \\ X_{t-1}e^{\xi_t} & \text{생산충격이 발생한 경우} \end{cases} \quad (13)$$

ξ_t 는 $[0, \phi]$ 의 구간에서 균등분포를 따른다. 요금변동비용은 요금변동시에 $bX_t^{\varepsilon-1}$ 를 지불한다. 이 모형은 $b > 0$ 의 가정하에서 메뉴비용 모형이 된다. 또한 $dX_t^{\varepsilon-1}$ 은 결정비용인데 결정비용의 크기는 앞에서 언급한 조건을 만족시킨다. 따라서 메뉴비용을 제외한 실질이윤은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\tilde{\Pi}_t = \left[\left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} - \frac{MC_t}{P_t X_t} \left(\frac{Q_t}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \right] Y_t - bX_t^{\varepsilon-1} I_t \quad (14)$$

위 식에서 가격변동이 있으면 $I_t = 1$ 이고 가격이 고정되면 $I_t = 0$ 이 된다. 또한 도시가스 원가보상률은 $\mu_t = Q_t X_t / MC_t$ 로 정의된다. 위에서 정의한 실

질이윤을 원가보상률을 이용하여 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\tilde{\Pi}_t = X_t^{\varepsilon-1} \left[\left(\frac{P_t}{MC_t} \right)^{\varepsilon-1} Y_t \mu_t^{-\varepsilon} (\mu_t - 1) - bI_t \right] \quad (15)$$

도시가스 기업의 가치함수는 다음과 같다.

$$v(\tilde{\mu}_t, \Omega_t) = \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{X_{t+i}}{X_t} \right)^{\varepsilon-1} (\tilde{\alpha}\beta)^i \Lambda_{t,t+i} [A_{t+i} \mu_{t+i}^{-\varepsilon} (\mu_{t+i} - 1) - bI_{t+i}] \quad (16)$$

위 식에서 $\tilde{\mu}_t$ 는 가격변동없이 비용변동과 생산충격때문에 (t)기의 원가보상률이 변동해서 (t-1)기의 원가보상률이 그대로 내재되어 있는 원가보상률로 $\tilde{\mu}_t = \mu_t \frac{X_t}{X_{t-1}} \frac{MC_{t-1}}{MC_t}$ 이고, Ω_t 는 기업에 영향을 주는 외생변수를 의미한다.¹⁵ $\Lambda_{t,t+i}$ 는 확률적 할인인자이고, $A_t = \left(\frac{P_t}{MC_t} \right)^{\varepsilon-1} Y_t$ 이다. τ 는 기존기업이 생산충격이 발생한 이후에도 존속할 확률을 의미한다.¹⁶ 그러므로 매시점마다 기존의 개별기업이 생존할 확률 $\tilde{\alpha}$ 는 $\tilde{\alpha} = \alpha + (1 - \alpha)\tau$ 로 결정된다. α 와 $\tilde{\alpha}$ 의 차이점을 기업의 이윤극대화에 반영하기 위하여 생존확률로 평가한 기업이윤의 현재가치와 생산충격의 발생확률로 평가한 기업이윤의 현재가치를 분리하여 이윤극대화의 문제를 푼다.

식 (16)을 벨만방정식의 형태로 표현하고 결정비용으로 개별충격이 있을 때에만 기업이 가격조정을 고려한다는 가정을 포함시키면, (t)기에 기업의 가격조정 여부는 다음의 식에 의해서 결정된다.

$$v(\tilde{\mu}_t, \Omega_t) = \max \{ \bar{v}(\tilde{\mu}_t, \Omega_t), \max_{\mu_t} \bar{v}(\mu_t, \Omega_t) - b \} \quad (17)$$

즉, 이전기의 원가보상률이 내재된 $\tilde{\mu}_t$ 에서의 가치 $\bar{v}(\tilde{\mu}_t, \Omega_t)$ 와 가격조정 이후의 최적 원가보상률에서의 가치를 비교하여 결정한다. $\bar{v}(\mu_t, \Omega_t)$ 는 다음

¹⁵ 식 (16)에 대한 기업이윤의 가치함수의 원식은 다음과 같다.

$V(\tilde{\mu}_t, X_t, \Omega_t) = \max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\tilde{\alpha}\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \tilde{\Pi}_{t+i} = \max X_t^{\varepsilon-1} v(\tilde{\mu}_t, \Omega_t)$. 이윤과 가격변동비용이 $X_t^{\varepsilon-1}$ 에 대해 동차이므로 위의 원식을 $X_t^{\varepsilon-1}$ 로 나눈 후 도출한 $v(\tilde{\mu}_t, \Omega_t)$ 를 정규화된 가치함수로 정의한다.

¹⁶ 생산충격이 발생한 이후 생산충격에 적응하는 기업과 적응하지 못하는 기업으로 분리한다. 생산충격에 적응하지 못하고 퇴출하는 기업의 비중은 $(1 - \alpha)(1 - \tau)$ 이고, 생산충격을 적절하게 생산과정에 반영하는 기업의 비중은 $(1 - \alpha)\tau$ 가 된다. 퇴출되는 기업의 수와 동일한 수의 기업이 새로이 창업되는 것으로 가정한다.

과 같다.

$$\begin{aligned} \bar{v}(\mu_t, \Omega_t) = & A_t \mu_t^{-\varepsilon} (\mu_t - 1) + \alpha \beta E_t \Lambda_{t,t+1} \bar{v} \left(\mu_t \frac{MC_t}{MC_{t+1}}, \Omega_{t+1} \right) \\ & + (1 - \alpha) \tau \beta E_t \Lambda_{t,t+1} e^{(\varepsilon-1)\xi_{t+1}} v \left(\mu_t \frac{MC_t}{MC_{t+1}} e^{\xi_{t+1}}, \Omega_{t+1} \right) \quad (18) \end{aligned}$$

위 식에서 기업이 다음기에 α 의 확률로 개별충격에 영향을 받지않고 가격을 변동시키지 않는다면 이 때의 \bar{v} 는 원가보상률이 비용변화에 의해서 변할 때의 연속가치(continuation value)이다. 다음기에 $1 - \alpha$ 의 확률로 개별충격에 영향을 받고 가격조정 여부를 결정할 때의 연속가치는 v 이고 내재된 원가보상률은 비용변화와 개별충격을 모두 반영하게 된다.

6. 이론모형의 설명력에 대한 분석

본 장에서는 앞에서 설명한 이론모형의 현실 설명력에 대해 살펴 보기로 한다.

6.1. 완전신축적 공공요금 모형

본 장에서는 공공요금이 완전신축적으로 변동하는 모형의 함의를 분석한다. Dixit-Stiglitz 모형의 가정 하에서 가격이 완전신축적인 경우 최적 마크업이 1보다 큰 상수가 된다. 그 이유는 수요의 가격탄력성이 상수이므로 이윤극대화의 가격은 비용의 상수배가 되기 때문이다. 본 장의 모형에서는 공공서비스의 수요함수가 Dixit-Stiglitz 모형에서와 같이 가격탄력성이 고정되어 있다고 가정한다. 또한 평균 원가보상률을 이용하여 수요탄력성을 추정한다. 이와 같은 작업을 거쳐서 모형에서 함의되는 공공요금의 시계열 자료를 생성한다. <그림 3>에서는 가격이 완전신축적이라는 가정 하에서 모형으로부터 산출된 가격자료와 실제의 공공요금 자료를 비교한다. 모형에서 산출한 공공요금 자료의 변동성이 실제자료에 비해 훨씬 높게 나타난다. 따라서 명목가격 경직성이 고려된 모형이 공공요금의 실제 자료를 보다 정확하게 예측할 수 있을 것으로 보인다.

요금 변화 시점이 경제상황에 의존하는 명목경직성 모형과 요금 변화 시점이 경제상황과 관계없이 미리 정한 기간에만 의존하는 명목경직성 모형이 있다. 국민건강보험 수가는 거의 1년에 1회씩 동일한 시점에서 변동한다. 따라서 요금 변화 시점이 경제상황보다는 미리 정한 기간에 의존하

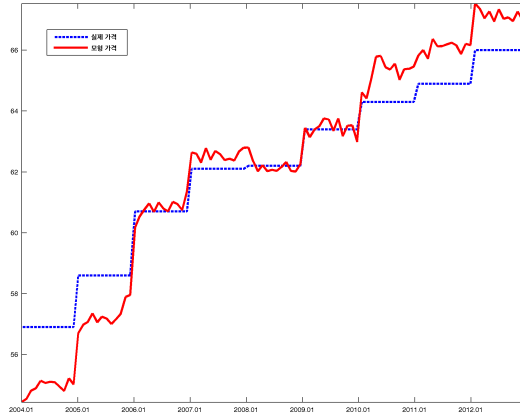


그림 3: 국민건강보험(의료기관)의 모형가격과 실제가격 비교

는 명목경직성 모형이 국민건강보험 수가의 자료를 더 정확하게 예측할 것으로 보인다.

6.2. Nakamura and Steinsson 유형의 공공요금 모형

전기요금의 경우 계통한계가격의 자료에서는 시장상황을 반영하여 일시적으로 높아지거나 낮아지는 변동이 주로 나타난다. 계통한계가격은 명목가격이므로 인플레이션이 0보다 큰 상황에서는 상승하는 추세가 나타난다. 그러나 소비자물가지수로 조정한 실질한계가격의 경우 상승하는 추세가 사라진다. 자료에서는 2008년 12월부터는 실질한계가격의 추세가 없이 일시적인 변동만 있는 것으로 나타난다. 따라서 실질계통한계가격의 일시적인 변동에도 불구하고 소비용 전기요금이 일정 기간동안 고정되는 상황을 설명하는 모형이 필요하다. 중간재 가격의 일시적인 변동이 빈번하게 발생하더라도 전기요금이 고정되는 기간이 지속되는 소비용 전기요금의 특성은 Nakamura and Steinsson(2008)의 메뉴코스트 모형의 함의와 일치한다. <그림 4>에서는 2002년부터 2006년 기간에는 정부의 전기요금 정책에 의해서 전기요금이 인하되었다. 따라서 본 장에서는 2006년 이후부터의 전기요금 자료를 사용하기로 한다. 모형에서의 중간재의 실질가격과 실질계통한계가격이 동일하다는 가정 하에서 Nakamura and Steinsson(2008)의 모형을 이용하여 모형에 함의되는 가격이 소비용 전기요금의 실제가격을 잘 설명하는가를 보기로 한다.

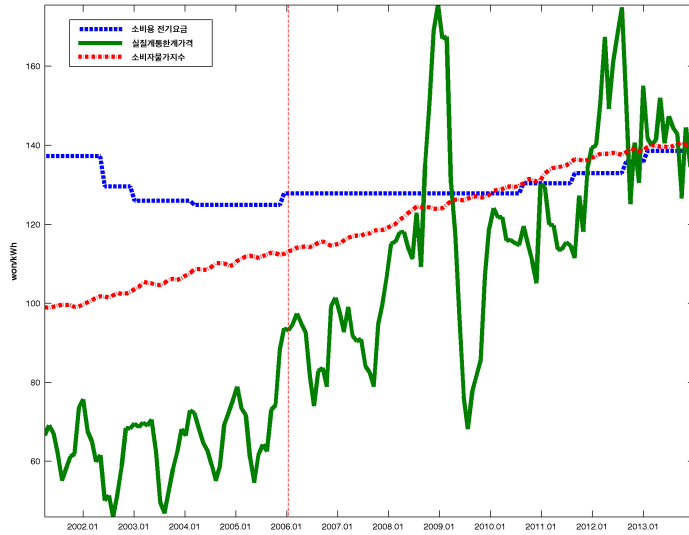


그림 4: 소비용 전기요금과 계통한계가격

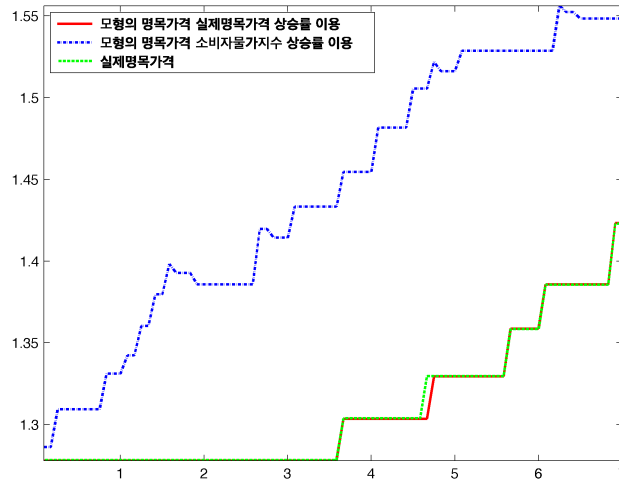


그림 5: 모형의 명목가격과 실제 명목가격

〈그림 5〉에서는 한국전력이 요금을 변동시킬 때 매우 작은 메뉴코스트를 지불해야 한다는 가정하에서 생성한 모형의 시뮬레이션 가격의 현실설명력을 보여주고 있다. 시뮬레이션 가격을 계산하기 위하여 자료에서의 전기요금 변동시점과 모형에서의 요금변동 시점이 일치하도록 하는 모형의 모수를 추정하여 사용한다. 모형의 시뮬레이션 가격은 〈그림 5〉의 실선에 해당한다. 그런데 실제의 자료에서는 전기요금이 계단식으로 상승해왔고 요금변동 시점이 일정하지 않다. 이러한 전기요금 실제 변동시점의 특성을 정확하게 설명하는 이론모형을 개발하기 위하여 규제의 효과를 반영해야 한다. 규제의 효과로 인하여 요금변동시점에서의 소비자물가지수의 예상인플레이션 또는 전기생산의 생산성 변화를 정확하게 반영하지 못할 가능성을 고려해야 한다. 규제입안자는 소비자물가지수에서 함의된 예상상승률과는 다른 예상상승률을 전기요금의 가격변화에 적용한 것으로 가정하였다. 이와 같은 방식에 의해서 생성된 자료가 〈그림 5〉의 점선에 해당된다. 소비자물가지수를 전기요금을 산정하는데 적절한 물가지수라고 가정한다면 대쉬선으로 표시되는 전기요금의 변화가 이루어져야 한다.

6.3. Gertler and Leahy 유형의 공공요금 모형

명목가격이 고정되어 있는 상황에서 생산비용의 변동이 발생하면 명목가격을 명목비용으로 나눈 비율인 마크업도 변화하게 된다. 그런데 비용 변동에 따른 마크업 변화가 매우 크면 기업의 이윤이 최적 상태로부터 멀어지게 되므로 가격변동을 통해 기업이 감내할 수 있는 마크업 수준으로 조정할 유인이 발생한다.

Gertler and Leahy의 모형에서는 영구적인 기술충격이 있을 때 기업이 가격을 변동을 통해 마크업을 일정한 범위 내에 유지시키려 한다는 결과도 출된다. 특히, 소비용 도시가스는 2008년 이후 원가보상률이 2를 주위로 변동하고 있고, 실질비용의 상승이 영구적인 경우에 요금상승을 수반하는 점으로 비추어 볼 때 소비용 도시가스의 요금설정은 Gertler and Leahy(2008)의 메뉴코스트 모형의 함의와 일치한다. 그런데 Gertler and Leahy의 모형에서는 마크업의 허용범위가 매 기간마다 변동할 수 있음을 고려하였다.

〈그림 6〉에서는 Gertler and Leahy 모형의 함의를 정리하고, 〈그림 7〉에서는 2008년 이후 소비용 도시가스의 원가보상률 자료를 Gertler and Leahy 모형과 비교할 수 있도록 하였다. 〈그림 6〉에 대한 설명은 다음과 같다. 개별 기업이 $(t+1)$ 기에 개별충격(idiosyncratic shock)에 노출되면 마크업의 로그값($= \ln \mu_{t+1}$)은 마크업의 정의에 의해서 $[A, B]$ 구간에 포함되는 데, 이

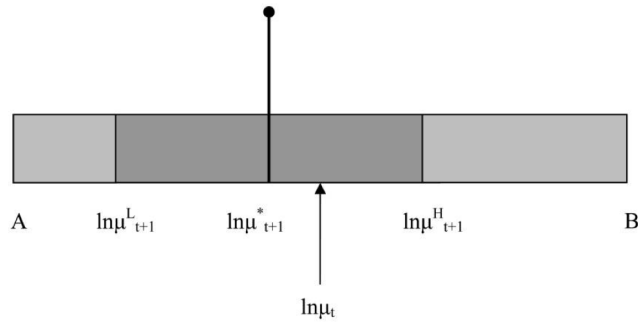


그림 6: Gertler and Leahy 모형의 함의

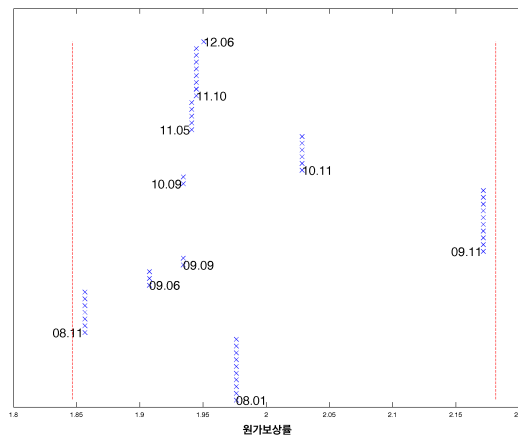


그림 7: 도시가스요금의 원가보상률

때 A 와 B 의 정의는 아래와 같다.

$$A = \ln \mu_t - \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} - \frac{\phi}{2}; \quad B = \ln \mu_t - \ln \frac{C_{t+1}}{C_t} + \frac{\phi}{2} \quad (19)$$

위의 식에서 $\ln \frac{C_{t+1}}{C_t}$ 는 명목비용상승률이고, ϕ 는 개별충격의 범위를 나타낸다. $(t+1)$ 기에서의 기업의 가격정책은 마크업의 상한과 하한, 그리고 최적 마크업에 의해서 결정된다. 특히, ϕ 가 $\phi > 4\omega + 2m$ 조건을 만족시킨다면 $(t+1)$ 기에 새로 결정한 적정 마크업 구간은 위에서 이미 설명한 구간 $[A, B]$ 에 포함된다.¹⁷ 또한 <그림 6>은 두 개의 마크업 구간 간의 관계를 나타내고 있다. $(t+1)$ 기에 결정된 마크업 구간이 $[A, B]$ 의 구간에 포함되기 때문에 개별충격의 크기에 따라서 기업의 마크업이 새로 설정한 마크업 구간에서 이탈하면 가격을 새로 책정함을 의미한다. <그림 7>에서는 소비용 도시가스의 원가보상률의 관측치가 기간에 따라 변동을 하되 1.85와 2.18 이내의 범위 내에서 변동함을 보이고 있다. 이와 같은 자료의 특성을 고려하여 본 장에서는 Gertler and Leahy 모형을 이용하여 관측된 소비용 도시가스요금의 자료를 설명할 수 있는가를 분석한다.¹⁸

요금변동이 있는 시점에서의 원가보상률을 그 시점에서의 최적 원가보상률이라고 가정한 후에 이윤극대화 조건을 이용해서 요금변동이 있지 않는 시점에서의 최적 원가보상률을 생성한다. 위에서 설명한 방식에 의해서 추계한 최적 원가보상률의 자료는 <그림 8>에 수록되어 있다. 또한 모형에서 함의되는 원가보상률이 포함되어야 하는 구간도 최적 원가보상률 주위에 점선으로 표기되어 있다. 이론 모형에서 함의되는 바와 같이 실제의 원가보상률은 모두 이 구간에 포함됨을 알 수 있다. 이 구간에 원가보상률이 포함되지 않는다면 이윤극대화의 가정에 위배된다. 즉, 공공요금이 변동해 허용가능한 원가보상률 구간으로 원가보상률을 이동시켜야 함을 의미한다. 또한 최적 원가보상률 자료가 추계된다면 모형의 공식을 이용하여 원가보상률의 상한과 하한을 계산한다. t 기에 요금변동이 관측되지만 $(t-1)$ 기에는 요금변동이 없는 경우 $(t-1)$ 기에서의 최적 원가보상률을 아래의 식을 이용하여 계산할 수 있다.

$$\ln \mu_{t-1}^* = (1 - \alpha\beta) \ln \bar{\mu} + \alpha\beta \ln \mu_t^* + \alpha\beta (\ln C_t - \ln C_{t-1}) \quad (20)$$

¹⁷Gertler and Leahy(2008)에서는 개별 충격의 크기가 거시경제 충격의 크기에 비해 매우 크다는 자료에 의거한 관계를 이용하여 위의 충분조건을 도출하였다. 본 논문의 모형에서는 위의 관계가 항상 성립한다.

¹⁸모형 시뮬레이션에서 사용한 파라미터의 수치는 <표 6>에 정리되어 있다.

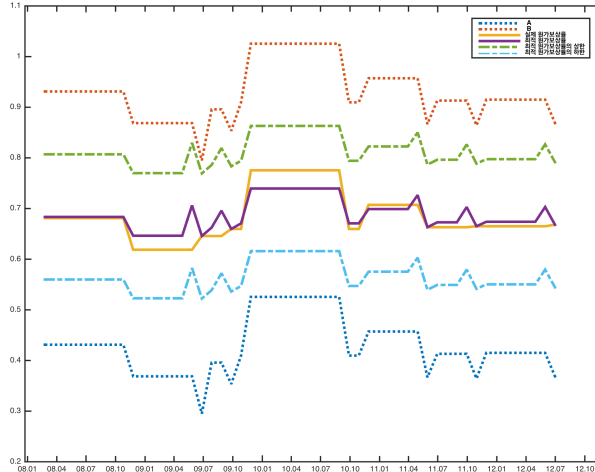


그림 8: 소비자 도시가스 실제 원가보상률과 모형의 최적 원가보상률

이윤극대화의 조건에서는 현재의 최적 원가보상률은 다음 기의 최적 원가보상률의 예측치와 생산비용의 예측에 의해서 결정된다.¹⁹

7. 결론 및 앞으로의 연구과제

본 논문에서는 자료에서 관측된 개별 공공요금의 변동행태를 설명하기 위하여 가격경직성을 고려한 공공부문 가격설정모형을 제시한 후 이론모형의 현실설명력을 분석했다. 한국에서는 소비자용 공공요금의 원가보상률이 1보다 큰 동시에 전체 공공요금의 총괄원가보상률은 1보다 작기 때문에 공공요금 현실화의 문제가 제기되어 왔다. 따라서 공공요금 현실화의 문제를 고려하여 산업용 공공요금과 소비자용 공공요금의 설정과정을 분리하여 분석하였다. 본 논문에서는 공공요금변동에 대한 메뉴비용의 역할을 고려하여 공공요금 설정모형을 작성하여야 실제의 소비자용 공공요금 변화를 적

¹⁹ 식 (20)은 최적명목가격의 조건을 설명하는 Gertler and Leahy(2008)의 식 (23) $\ln Q_t^* = \ln \bar{\mu} - \ln X_t + (1 - \alpha\beta)E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha\beta)^i \ln W_{t+i}$ 을 응용하여 다음과 같이 도출하였다. $v_t = \ln Q_t^* - \ln \bar{\mu} + \ln X_t = (1 - \alpha\beta)E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\alpha\beta)^i \ln C_{t+i}$, $v_t = (1 - \alpha\beta) \ln C_t + \alpha\beta E_t v_{t+1}$, $\ln Q_t^* - \ln \bar{\mu} + \ln X_t = (1 - \alpha\beta) \ln C_t + \alpha\beta E_t [\ln Q_{t+1}^* - \ln \bar{\mu} + \ln X_{t+1}]$, $\ln Q_t^* + \ln X_t - \ln C_t = (1 - \alpha\beta) \ln \bar{\mu} + \alpha\beta E_t [\ln Q_{t+1}^* + \ln X_{t+1} - \ln C_{t+1}] + \alpha\beta E_t [\ln C_{t+1} - \ln C_t]$, $\therefore \ln \mu_t^* = (1 - \alpha\beta) \ln \bar{\mu} + \alpha\beta E_t [\ln \mu_{t+1}^*] + \alpha\beta E_t [\ln C_{t+1} - \ln C_t]$.

표 6: 파라미터의 정의와 수치

파라미터	수치	정의
β	0.96 ^{1/12}	시간선호할인인자
ϕ	0.5	개별기업의 생산성충격의 크기
ω	0.048	조정축발가격과 목표가격간의 거리
m	0	통화충격 크기의 범위
α	0.6	새로운 개별기업의 생산성 충격이 발생하지 않을 확률
$\bar{\mu}$	1.99	마크업의 장기평균
ε	2.01	재화간 대체탄력성

절하게 설명할 수 있음을 보였다. 이와 같은 이론모형에 의거한 공공요금 미시적 분석은 소비용 공공요금의 변동요인이 소비자물가지수에 미치는 효과를 분석하는데 기여할 것으로 예측된다. 본 논문에서 제시한 공공요금 설정모형은 공공요금설정에서 고려되어야 하는 다양한 요인들을 모두 고려했다고 보기는 어렵다. 예를 들어서 전기의 경우 송·배전망 건설에 따른 고정비용의 변화가 요금변화에 미치는 효과를 적절하게 고려하기에는 본 논문의 모형에 한계가 있다. 또한 공공서비스의 수요곡선은 가격탄력성이 상수가 아니고 수요량에 따라 변화할 수도 있다. 이와 같은 수요 및 공급측 요인을 보다 현실적으로 반영한 모형을 개발하는 것이 바람직한 것으로 생각된다.

참고문헌

- Dixit, Avinash K., and Joseph E. Stiglitz. 2008. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review* 67(3). pp. 297-308.
- Gertler, Mark, and John Leahy. 2008. "A Phillips Curve with an Ss Foundation." *Journal of Political Economy* 116(3). pp. 533-572.
- Nakamura, Emi, and Jón Steinsson. 2008. "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models." *Quarterly Journal of Economics* 123(4). pp. 1415-1464.

- Parker, David. 1999. "Regulating Public Utilities: What other countries can learn from the UK experience." *Public Management and International Journal of Research and Theory* 1(1). pp. 93-120.
- Tauchen, George. 1986. "Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions." *Economics Letters* 20(2). pp. 177-181.
- 성낙일. 2000. "우리나라 공공요금규제의 현황 및 개선방향." 서울대학교 경제연구소 경제논집 Vol.39. pp.77-94.
- 유정숙·임소영. 2012. "공공요금체계의 소득재분배효과: 전력산업의 경우." 한국조세재정연구원 연구보고서.
- 윤종원·이승한. 2011. "우리나라 물가구조의 특징과 정책 대응.", 한국경제포럼 제4권 제1호. pp.35-58.
- 이성우. 2006. "전력산업에 있어 투자보수율 요금규제의 비효율성 개선방안." 한국경제연구원 규제연구 제15권 제1호. pp.191-218.
- 정군오·임응순. 2009. "공공요금의 물가과급효과 분석." 재정정책논집 제11집 제3호. pp.235-253.