

유가 상승 충격이 서울경제에 미치는 영향

박희석* · 황민영**

The Effects of Oil Shocks on the Real Economy in Seoul

Hee-Seok Park* · Min-Young Hwang**

요약 : 본 연구는 최근 지속적으로 상승하고 있는 고유가 추이가 서울의 실물경제에 미치는 영향과 그것의 파급전달 경로를 분석하였다. 분석방법으로는 서울 지역의 4개 실물변수(지역 내 총생산, 취업자 수, 가계소비지출, 소비자물가)와 전국의 3개 금융변수(종합주가지수, 환율, 금리), 그리고 두바이 유가로 구성된 소규모 개방경제 형태의 벡터자기회귀 모형(VAR)을 설정하고, 이를 통해 유가상승 충격이 실물경제에 미치는 가상적 정책실험(Counterfactual Experiment)을 실시하였다. 가상적 정책실험 결과, 유가에 1%의 예기치 않은 충격이 발생했을 때 서울의 생산, 소비, 고용 등 실물부문은 고유가의 충격이 없는 경우에 비해 상반된 방향으로 경기를 하락시키고 있는 것으로 분석되었다. 또한 경기를 하락시키는 속도는 실물 부문보다는 금융 부문에서 더욱 빠르게 나타나고 있음을 알 수 있었다. 이러한 실증분석 결과가 시사하는 점으로 현재의 고유가 추이가 앞으로도 구조적으로 장기화되고 고착화될 것으로 보임에 따라 향후 서울시는 소비지향적인 서울경제가 경쟁력을 가질 수 있도록 가정, 산업, 교통 부문에서 차별화된 에너지 정책을 제시해야 할 것으로 보인다. 본 연구의 한계점으로 이와 유사한 연구를 서울의 각 산업으로 확장해 고유가 충격이 존재하였을 경우 구체적으로 어떤 경로를 통해 영향을 미치고 있는지를 알아볼 필요가 있으며, 이를 통해 향후 산업별 유가충격에 대한 정책자료로 활용 가능할 것으로 기대된다.

주제어 : 유가 충격, 충격반응 분석, 가상적 정책실험

ABSTRACT : This study analyzes the impact and transmission mechanism on the real economy of continuously rising crude oil prices in Seoul. We set up a VAR model in the form of a small open economy consisted of four Seoul's real variables(Regional GDP, Number of Employment, Household Consumption Expenditure and Consumer Price Index) and the nation's three financial variables(Composite Stock Price Index, Exchange Rates and Interest Rates) and Dubai crude oil prices. Using the VAR model, we conduct counterfactual policy experiments that the oil price shocks impact on the real economy in Seoul. According to the counterfactual policy experiment results, when a one percentage unexpected shock occurs to oil prices, the real economy such as production, consumption and employment in Seoul is analyzed to decline in the opposite direction of the real sector compared to without the impact of high oil prices. In addition, we can find that the speed of economic decline is much faster in the financial sector than in the real sector. The current trend of high oil prices seems to structural and to adhere in the future. Therefore, Seoul metropolitan

* 서울시정개발연구원 창의시정연구본부 연구위원(Research Fellow, Metropolitan Policy Research Group, Seoul Development Institute)

** 서울시정개발연구원 창의시정연구본부 연구원(Researcher, Metropolitan Policy Research Group, Seoul Development Institute),
교신저자(E-mail: hminyoung@sdi.re.kr, Tel: 02-2149-1259)

government should be presented differentiated energy policies of home, industry, transportation sectors to have an economic competitiveness in future.

Key Words : Oil Shock, Impulse Response Analysis, Counterfactual Experiment

I. 서론

1970년대 두 차례 유가 위기 이후, 급격한 유가 상승은 물가를 상승시키고 경기 침체를 유발하는 것으로 간주되고 있다. 산업이 고도화됨에 따라 석유에너지 의존도가 높아지면서 국제유가의 급격한 변동은 국가 경제에 큰 영향을 미치는 주요한 요인으로 작용하고 있다. 실제로 1970년대 이후 국제유가(두바이유 기준)는 약 2.34\$/bbl에서 1973년 제1차 유가 위기를 거치면서 1974년 4/4분기 13.00\$/bbl까지 치솟았다. 그 이후 국제유가는 1979년까지 약 12.04\$/bbl로 안정적인 추이를 유지하였다. 그러나 국제유가는 1978년 3/4분기 제2차 유가위기를 맞이하면서 38.71\$/bbl까지 치솟았다가 1980년대 저유가 시대를 맞이하기 전까지 약 7년간 평균 30.01\$/bbl로 안정세를 유지하였다. 두 차례의 유가 위기를 통해 급격히 상승했던 유가는 하방경직성을 보이며 기존 유가보다 높은 계단식 상승추이를 보였다. 1980년대 저유가 시대를 맞이하면서 미국의 걸프전에 의한 일시적 유가 급등기가 존재했지만 1986년부터 2001년까지 15년간 평균 16.27\$/bbl로 국제유가는 안정 기조를 유지하였다. 그러나 2001년 4/4분기 이후 지속적으로 가격이 상승하기 시작하여 금융위기 이전인 2008년 2/4분기에는 최고 116.71\$/bbl로 유가 안정기 대비 무려 약 617.3%의 상승을 기록하였다. 그 후 다시 2009년 1/4분기 44.32\$/bbl까지 급격히 하락한 후 최근 명목 기준으로 72.38\$/bbl(2009년 4/4

분기)로 점진적인 상승 추이에 들어서는 것으로 보인다.

이와 같이 유가가 급등한 배경으로 과거 제1·2차 유가 위기 기간 중에는 모두 중동 산유국의 정치적 문제에 기인한 일시적인 공급 충격에 그 원인이 있었다. 따라서 정치적 요인으로 인한 원유 수출 및 생산 감소는 일시적으로 가격을 상승시킨 뒤 정치적 불안이 해소된 이후에는 점진적으로 가격을 하락시켰다. 그러나 과거 두 번의 유가 위기와 달리 현재 진행되고 있는 고유가는 수요·공급 측면이 복합된 구조적인 요인에 기인하고 있으며, 따라서 그 추이 역시 장기화되고 있다. 최근 유가 상승의 구조적인 요인을 좀 더 자세히 살펴보면, 공급 측면의 요인으로는 1980년대 중반 저유가 시대를 지나면서 1970년대 이후 새로운 유전 개발 미진과 석유부존량의 고갈로 OPEC의 잉여생산력이 한계에 도달하였다. 또한 허리케인 등과 같은 천재지변으로 원유 정제시설 손상, 이라크 사태에 따른 중동지역의 정치적 불안요인 등으로 일시적인 공급부족 현상이 가중되었다. 수요 측면의 요인으로는 BRICs 등 신흥개발국가들의 고성장으로 이들 국가의 원유 수요가 급증하고 있으며, 세계적인 저금리 현상과 국제적인 금융위기로 인한 단기성 투기자금(Hot Money)의 국제 선물시장으로의 유입 등에 따른 초과수요가 발생하여 고유가 추이가 지속되고 있는 것으로 해석된다. 따라서 구조적인 요인에 기인한 현재의 고유가 추이는 과거의 유가 급등기에 비해 변동 폭도 크고 상

당 기간 지속될 것으로 보인다.

서울은 전국 GDP 대비 21.2%(2006년 기준)의 경제규모를 차지하고 있으며, 서비스업의 비중이 전체 산업의 88.1%(2006년 기준)를 점하고 있다. 또한 한국은행의 지역투입산출 분석에 의하면 생산보다는 소비, 유입보다는 유출이 많은 경제구조를 가지고 있다. 또한 서울은 면적상으로 국토의 0.6%에 불과하지만 대한민국 인구의 약 1/5인 약 1,045만 명(2009년 기준)이 살고 있어 국민경제에 차지하는 위상과 역할이 크다고 할 수 있다. 에너지 사용면에 있어서 서울시 전체 석유사용량은 2005년 5,329천 TOE/년에서 2006년 5,602천 TOE/년으로 빠른 증가추세에 있다. 2006년도 자료를 기준으로 부문별로 석유사용량을 살펴보면, 수송 부문이 68.6%로 가장 크며, 산업 부문 16.3%, 가정상업 부문 10.9%, 공공 기타 부문이 4.4%로 그 뒤를 잇고 있다. 또한 2000년부터 2006년까지 수송 부문의 석유소비 비중은 63.6%에서 68.6%로, 산업 부문은 14.2%에서 16.3%로 각각 늘어난 데 반해, 다른 부문은 대체로 감소했다. 자동차등록 현황을 보면 2006년 기준 서울시 자동차 등록대수가 총 2,856,9천 대로 1990년 이래 연평균 5.6%씩 증가함을 보였다. 차종별로 나누어 보면 승용차의 비중이 전체의 79.3%를 차지하였다. 부문별 석유 에너지 소비 중 가장 높은 비중을 차지하는 수송 부문임을 고려할 때, 주로 가계의 소유로 운영되는 승용차의 높은 비중은 유가 상승이 미치는 영향이 서울의 가계 소비에 큰 영향을 준다고 볼 수 있다. 즉, 급격한 국제유가의 변동은 서울의 경제뿐 아니라 국민경제 차원의 경쟁력 제고에도 막대한 영향력을 미칠 것으로 예상됨에 따라 이 연구가 시사하는 바가 크다. 지속적인 경제성장과 국

가 경쟁력 견인을 위해서는 유가의 안정이 필수적이며, 현재 석유 수급의 구조적 문제가 지속될 경우 유가의 급격한 충격에 대한 지역경제의 파급효과를 정치하게 분석할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 급격한 유가의 변동과 상승이 서울의 실물경제에 미치는 전달경로(Transmission Mechanism)와 충격, 즉 유가 상승의 효과, 크기, 방향 등을 분석하고자 한다.

고유가가 서울경제에 미치는 충격을 분석하기 위해 본 연구에서는 방법론적으로 8개 변수로 구성된 소규모 개방경제(Small Open Economy) 형태의 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model: VAR)을 설정하였다. 8개 변수를 구성함에 있어 정책변수, 거시변수, 금융변수 등을 구분하고, 금융변수가 거시변수보다 경제에 미치는 전달경로가 더 신속하게 반응한다는 가정 하에 충격반응 분석을 실시하였다. 충격반응 분석과 관련하여 유가 충격이 배제된 가상적 정책실험(Counterfactual Experiment)을 실시하여 유가 충격이 서울경제에 영향을 미치는 경우와 그렇지 않은 경우를 따로 비교하여 실증분석 결과를 제시하였다.

본 연구는 4장으로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 유가가 실물경제에 미치는 영향과 연구방법론에 대한 기존 연구사례를 중심으로 기존 논문들의 차이점에 대해 언급하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용한 벡터자기회귀모형과 유가 충격에 대한 서울지역 실물경제에 대한 가상적 정책실험 절차를 소개하였다. 또한 충격반응분석(Impulse Response Analysis)을 중심으로 가상적 정책분석에 대한 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로, 제Ⅳ장은 본 논문의 결론 부분으로 연구의 시사점과 한계점에 대해 언급하였다.

II. 기존 연구사례

유가 충격이 실물경제에 미치는 영향을 파악하고자 하는 연구는 다양한 시각에서 진행되어 왔다. 그 중 초기의 연구방향은 유가 충격을 대표하는 변수를 찾아내고 어떻게 설정하느냐의 연구에 초점이 맞추어졌는데, 크게 세 개의 방향으로 연구가 진행되었다.

첫 번째 연구방향은 유가 충격을 대표할 만한 적정 변수를 선정하는 것으로, 빈번하게 사용되는 변수로 명목 원유가격이나 정유업자의 원유구입 가격 그 자체를 사용하였다. 또한 가장 일반적인 형태로 원유와 석유제품의 명목 생산자물가지수의 로그(또는 로그차분) 변수 등을 사용하였다. 대표적인 예로 Hamilton(1983)은 그의 연구에서 명목 석유가격의 로그 차분 변수를 이용하였다. 그 외에 변수의 형태를 어떻게 정하느냐에 대한 연구로 유가 충격이 발생하였다고 간주되는 시기를 설정하여 이 시기에만 석유가격의 영향을 1로 적용하고 다른 시기에는 0으로 설정하여 유가 충격을 분석하였다. 그러나 이 방법은 갑작스런 유가 변동과 같은 충격이 경제에 미치는 영향을 파악하는 방법으로 본 논문과 같이 지속적인 유가의 상승추이가 예상되는 상황이 경제에 미치는 영향을 파악하기에는 적절하지 않다.

두 번째 연구방향은 유가가 경제에 미치는 영향이 비대칭적이라는 논의로부터 출발한다. 대표적인 분석으로 Mork(1989)는 1985~1986년의 유가 하락 국면에서 경제의 호황이 나타나지 않았다는 것에 착안하여 유가의 변동이 경제에 미치는 영향이 비대칭적이라고 보았다. 그는 유가의 상대가격이 상승하는 변화만이 생산에 영향을 주었다는 점을 실증적으로 제시하였다. 이러한 논의로부

터 유가를 대표하는 변수로서 유가가 상승하는 시기에는 상대유가(Relative Oil Price)를 적용하고 유가가 하락하는 시기에는 0을 적용하여 유가 충격이 실물경제에 미치는 영향을 분석하였다. 다수의 실증연구 결과에 의하면 미국을 비롯한 주요 선진국 경제에서 이와 같은 유가의 비대칭적 효과가 통계적인 유의성을 가지고 있는 것으로 나타났다.

세 번째 연구방향은 Hamilton(1996)과 Hamilton and Herrera(1999)가 제안한 순유가(Net Oil Price)의 개념이다. Hamilton은 유가 상승 충격이 소비자와 기업의 의사결정에 미치는 영향력을 측정하기 위해서는 과거 1년 동안의 유가 수준을 고려한 순유가 상승분을 이용해야 한다고 하였다. 이 연구는 유가 상승을 두 가지로 분류할 수 있다는 개념에서 출발한다. 유가 상승은 최근의 경험에 비추어 새로운 고유가를 갱신한 유가 상승과 단지 유가 하락에 따른 반등으로서의 유가 상승으로 나누어 볼 수 있다. 단지 유가 하락에 따른 반등은 석유시장에서의 상태를 적절하게 나타내지 않아 경제에 미치는 영향이 미미할 수밖에 없기 때문에 이러한 두 유가 상승을 구분할 필요가 있다. 따라서 Hamilton은 우선 과거 12개월 동안 나타난 최고 유가와 현재 유가와 비교한 수에 현재 유가가 과거 12개월 동안 최고치의 값보다 크다면 현재 유가의 로그 수준과 과거 12개월 동안 최고치의 로그 수준의 차이를 유가 충격 변수로 채택하고, 그렇지 않을 경우에는 0으로 설정하여 유가 충격 변수의 영향을 분석하였다. 이러한 Hamilton의 유가 충격 변수는 유가와 경제 간의 관계에서 가장 유용한 변수로 인정받고 있다(김영덕, 2003).

유가 충격을 통해 보여진 유가의 하방경직성과 실물경제로의 영향이 가시화되면서 1970년대 중반 이후 가격의 경직성(Price Stickiness)이나 금

용시장으로의 제한된 참여(Limited Participation)로 체계적인 통화정책을 중요하게 생각하던 기존 거시경제이론에 대한 신뢰가 떨어지기 시작했다. 이러한 변화에 대해 신고전학파(New Classical School)로 대표되는 Lucas(1972, 1976)는 통화정책의 기조(Monetary Policy Regime)가 변한다고 하더라도 경제 주체들이 경제정책을 예상한다면 이러한 기대를 자신의 최적화 행위에 반영시키므로 기존의 소비함수에서 설정한 파라미터는 변해야 한다고 주장하였다. 즉, 경제정책의 변화에 따라 경제 주체들의 행동이 변화하면 거시모형의 추정계수와 함수도 모두 변화해야 된다고 기존 거시경제이론을 비판(Lucas, 1976)하였다. 이러한 배경으로 1980년대와 1990년대의 유가와 경제 변수 사이의 관계가 전통적인 공급측면의 유가 충격이 가지는 영향과는 다른 전달경로를 통해 경제 전반적으로 영향을 미칠 것이라는 가정에서 통화정책과 유가 간의 관계와 영향력에 대한 다양한 분석이 시도되었다. 그 대표적인 예로 Bernanke, Getler and Watson(1997, 2004, 이하 BGW)은 VAR 모형을 사용하여 유가가 미국 경제에 미치는 영향력을 분석하였다. 1971년 이래로 유가 상승은 매번 경기침체를 유발해 왔으며, 이러한 경기침체는 또한 미연방기금금리(Federal Fund Rate)의 인상에 의해 진행되어 왔다. 따라서 BGW는 미연방기금금리를 제약한 모형과 제약하지 않은 모형의 비교를 통해 유가 상승에 대한 실물경제의 영향이 어떻게 차이가 나고 있는지 가상적 정책실험(Counterfactual Experiment)을 하였다. BGW(2004)는 Hamilton(1996)의 유가 충격 측정법을 사용하여 10%의 유가 상승은 금리 최저점에서의 금리 150포인트 증가와 생산량 최고점에서의 생산량 0.7% 감소를 유발한다고 하였다. 이러한 금

리 움직임이 물가인상과 같은 충격에 대한 내생적인 긴축정책을 반영한다고 간주할 수 있다. 이러한 가상적 정책실험은 Sims and Zha(1996)의 선행 연구와 관계가 있기 때문에 BGW 등의 연구는 'Sims-Zha' 가상적 정책실험과 비교하여 분석하기도 한다. BGW(2004)의 가상실험 결과, 만일 연방정부가 금리를 일정하게 유지한다면 생산량은 실질 감소량의 반 정도가 감소할 것이라는 것이다. 따라서 BGW는 유가 상승으로 물가 상승 우려가 대두되는 경우 내생적인 긴축통화정책은 금리 상승을 유도하여 실물경제에 미치는 유가 충격에 오히려 부정적인 효과를 끼친다고 하였다.

그러나 BGW(1997)의 연구결과와 관련하여 Hamilton and Herrera(2001)는 경기위축을 피할 수 있는 통화정책의 가능성은 그들이 제시하고 있는 결과만큼 크지 않다고 하였다. 즉, BGW의 연구는 유가 충격을 고려함에 있어 장기 시차효과를 모형에 반영하지 않고 있으며, 장기 시차를 반영할 경우 유가 상승 충격은 실물경제에 더 크고 직접적인 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 또한 연방기금금리를 고정시킨 모형에서도 유가 충격은 큰 생산 감소를 보여주므로 통화정책이 유가 충격의 영향에 파급경로로서 주도적인 역할을 하는 것은 아니라는 결론을 제시하였다.

유가 충격이 통화정책뿐 아니라 다른 경로를 통해 실물경제에 직접적인 영향을 미치고 있다는 연구와 관련하여 Rogoff(2006)는 유가 변동과 미국의 생산성 증가율이 상호 밀접하게 연관되어 변동하고 있음을 분석하였다. 그리고 Gordon(2004)은 유럽을 포함한 주요 선진국의 생산성 증가율이 유가 위기 이후 둔화되었음을 지적하였다. 이 외에도 Rache and Tatom(1977), Hamilton(1983, 2005), Burbidge and Harrison(1984), Gisser and Goodwin

(1986) 등 많은 연구들이 유가 상승 충격이 통화 정책뿐만 아니라 직접적이고 다양한 경로를 통해 실물경제에 미치는 효과를 실증적으로 보여주었다.

III. 분석모형 및 결과

1. 분석모형

일반적으로 거시경제 분야에서 금리, 물가 등과 같은 정책변수에 외부적인 충격이 발생하여 실물경제에 미치는 전달경로나 반응 정도를 나타내는 방법으로 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model: 이하 VAR)에 근거한 충격반응 분석이 주로 사용되고 있다. VAR 모형은 시계열 자료를 이용하여 모형을 내생화(Endogenous)하여 변수 간의 동태적인 관계를 도출하고 있다. 이러한 관계로부터 정책변수에 대한 반응함수의 오차항에 독립적인 충격이 발생하였을 때 그 효과를 시간적 경로를 통해 분석할 수 있는 충격반응 분석을 제시하고 있다. 이론적 경제 모형에서는 합리적 기대 하에 소비자와 기업이 그들의 최적행위 문제를 풀어가며 정부정책에 반응한다. 그러나 시계열 자료를 바탕으로 구성된 VAR 모형에서는 이러한 최적화 문제가 도출되지 않는다.¹⁾ 대신 정부 정책이나 유가 충격과 같은 변화를 외생적이고 연속적인 충격으로 모형 내에서 작용하도록 할 수 있는 장점이 있다. 또한 경제의 환경변화에 대한 각각의 경제 변수들의 반응을 경기변동 측면에서 분석하는 모형으로서 VAR 모형은 적합하다. 이러한 점에서 본 논문에서는 실증적으로 유가 충격에

대한 서울의 주요 거시경제변수의 반응을 VAR 모형에 기초한 가상적 정책실험을 통해 살펴보았다.

가상적 정책실험을 이용한 충격반응 분석에는 크게 두 가지 방법이 존재한다. 첫 번째 방법은 이론적 토대 위에 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형을 설정하고 정책변수의 반응함수(Reaction Function)의 형태를 변화시키거나 예기치 못한 충격이 가해지는 등의 가정을 통하여 정책변수의 가상적인 변화가 시차를 두고 다른 변수들에 미치는 영향력을 분석하는 방법이다. 두 번째 방법은 순수한 계량적인 토대 위에 VAR 모형 또는 구조적 VAR 모형(Structural VAR) 등을 설정한다. 정책변수의 반응함수를 포함한 기본 모형과 정책변수의 반응함수를 제외시킴으로써 정책변수의 영향력을 다른 변수로 분산시키는 모형으로, 원래 VAR 모형을 변형시켜 역사적 모의 실험(Historical Simulation)을 통해 각 모형을 재설정해준다. 재설정된 모형의 정책변수에 충격을 가해줌으로써 두 모형의 결과치를 예측 또는 비교하는 방법이다. 본 연구에서는 VAR 모형을 토대로 후자의 방법을 이용하여 유가 충격이 서울경제에 미치는 영향을 실증분석하였다.

고유가가 서울경제에 미치는 충격을 분석하기 위해 본 연구에서는 서로 밀접한 인과관계(Casual Relationship)를 가지고 있는 8개의 거시경제변수를 선정하여 소규모 개방경제(Small Open Economy) 형태의 VAR 모형을 구축하였다. 이들 8개 변수들은 지역 내 총생산(GRDP), 취업자 수(EMP), 가계소비지출(CON), 소비자물가(CPI), 종합주가 지수(KOSPI), 환율(ER), 금리(CYB), 두바이유

1) 거시경제와 금융부문의 실증분석에 많이 사용되고 있는 VAR 모형은 모형 내에 포함된 변수가 많지 않은 장점이 있으나 추정이나 분석 결과가 선정된 변수에 의해서 좌우되므로 변수 설정이 매우 중요하다. 또한 모형 설정 시 사용되는 변수들의 배열 순서와 표본 기간, 시차 길이 등에 따라 결과가 달라질 수 있다는 약점이 있다.

가(OIL) 등이며, 이 중 종합주가지수, 환율, 금리, 두바이유가 등을 제외하고는 모두 서울 지역의 변수이다. 8개 변수는 다시 거시 부문(Macro Block: GRDP, CON, EMP, CPI)과 금융 부문(Financial Block: KOSPI, CYB, ER), 그리고 정책변수(Policy Variable: OIL)로 나누어 VAR 모형 내에서 다른 두 개의 경제블록을 설정하여 모형을 구축하였다. 이와 같이 거시 부문과 금융 부문으로 나누어 분석한 이유는 본 논문의 연구 목표가 유가 충격이 실물경제에 미치는 영향을 파악하는데 있기 때문이며, 이러한 충격이 시장의 경제구조상 금융 부문에 즉시적으로 영향을 미치고 실물 부문으로 일정 시차를 두고 영향을 미치는 서로 다른 전달경로를 가진다고 가정하기 때문이다.²⁾ 추정 기간은 1989년부터 2007년까지 분기별 자료로 모든 자료는 X-12 ARIMA 방법에 의해 계절조정(Seasonal Adjustment)하여 사용하였다. 모형의 추정에 사용된 변수의 형태로 거시 부문의 자료는 로그를 취하여 사용하였고, 금융 부문의 자료 중 종합주가지수, 환율은 로그차분, 회사채는 차분하여 사용하였다. 유가는 두바이유 가격을 수입물가지수를 이용한 실질가격으로 변환한 후 로그 차분한 형태로 사용하였다. 서울의 지역 내 총생산 자료는 통계청에서 연간 형태로 발표하는 관계로 내삽법(Interpolation)을 이용하여 분기별 자료로 가공하였으며, 각 자료는 통계청(KOSIS)과 석유정보망(Petronet)에서 구득하였다.

본 연구에서 구성한 VAR 모형의 형태는 식 (1)과 같으며 SIC(Schwarz Information Criterion)에 의해 적정 시차는 1로 설정하였다.

또한 8개 내생변수로 구성된 VAR 모형의 식별(Identification)은 초레스키 분해(Choleski Decompo-

sition)를 이용하였으며, 충격반응을 위한 변수의 순서는 8개 방정식에서 계산되는 F 통계량의 값으로 결정하였다. 식 (1)을 기초로 충격반응 분석에 대한 이론적 내용은 분석의 편의를 위해 2개의

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (1)$$

여기서,

$$X_t = \begin{bmatrix} grdp_t \\ con_t \\ emp_t \\ cpi_t \\ oil_t \\ --- \\ spi_t \\ er_t \\ r_t \end{bmatrix}, e_t = \begin{bmatrix} e_t^{grdp} \\ e_t^{con} \\ e_t^{emp} \\ e_t^{cpi} \\ e_t^{oil} \\ --- \\ e_t^{spi} \\ e_t^{er} \\ e_t^r \end{bmatrix}$$

$$A_0 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & | & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 0 & 0 & 0 & 0 & | & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 0 & 0 & 0 & | & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & 0 & 0 & | & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & 0 & | & 0 & 0 & 0 \\ - & - & - & - & - & - & - & - & - \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & | & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{71} & \alpha_{72} & \alpha_{73} & \alpha_{74} & \alpha_{75} & | & \alpha_{76} & 0 & 0 \\ \alpha_{81} & \alpha_{82} & \alpha_{83} & \alpha_{84} & \alpha_{85} & | & \alpha_{86} & \alpha_{87} & 0 \end{bmatrix},$$

$$A_1 = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & | & b_{16} & b_{17} & b_{18} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & | & b_{26} & b_{27} & b_{28} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & | & b_{36} & b_{37} & b_{38} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & | & b_{46} & b_{47} & b_{48} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & | & b_{56} & b_{57} & b_{58} \\ - & - & - & - & - & - & - & - & - \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & | & b_{66} & b_{67} & b_{68} \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{75} & | & b_{76} & b_{77} & b_{78} \\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & | & b_{86} & b_{87} & b_{88} \end{bmatrix}$$

A_0, A_1 : 각각 단기 및 장기 구조제약행렬

X_t, e_t : 각각 내생변수, 오차항 벡터

2) 이와 유사한 연구로 박희석(2005)을 참조한다.

변수로 단순화하여 부록에 설명하였다.

식 (1)로 표시되는 VAR 모형을 기초로 본 연구에서는 충격반응함수를 이용하여 유가에 대한 가상적 정책실험을 다음과 같은 절차를 통해 실시하였다. 우선, VAR 모형을 통한 계량적인 방법으로 가상적 정책실험을 수행하기 위해 모두 8개의 변수로 구성된 두 개의 모형을 설정하였다. 첫 번째 모형은 유가 충격이 존재하는 기초모형(Baseline Model)으로 유가 식을 포함한 내생화된 8개의 변수로 이루어진 8개의 반응함수로 구성하였다. 두 번째 모형은 기초모형과 마찬가지로 내생화된 8개의 변수로 모형이 구성되어 있으나 유가에 대한 반응함수를 제외하고 모두 7개의 반응함수로 이루어진 가상적 정책모형(Counterfactual Model)을 설정하였다. 다음으로, 두 개의 서로 다른 모형을 통상 최소자승법(Ordinary Least Square)으로 추정하고, 두 모형을 이용한 예측작업의 대표성을 확보하기 위해 역사적 시뮬레이션(Historical Simulation)을 수행하였다. 마지막으로, 두 개의 시뮬레이션된 모형과 시뮬레이션되기 이전의 유가 충격반응함수의 초기값을 이용하여 유가 충격함수에 대한 동태적 예측(Dynamic Forecasting)을 수행하여 조건부 충격반응함수(Conditional IRFs)를 구하였다. 이와 같이 'Sims-Zha의 정책실험'과 동일한 방법으로 두 개의 서로 다른 모형에서 구해진 조건부 충격함수에 유가의 영향이 존재하는 결과와 그렇지 않은 결과를 각각 기초모형에 의한 충격반응함수와 가상적 정책실험에 의한 충격반응함수로 사용하였다.

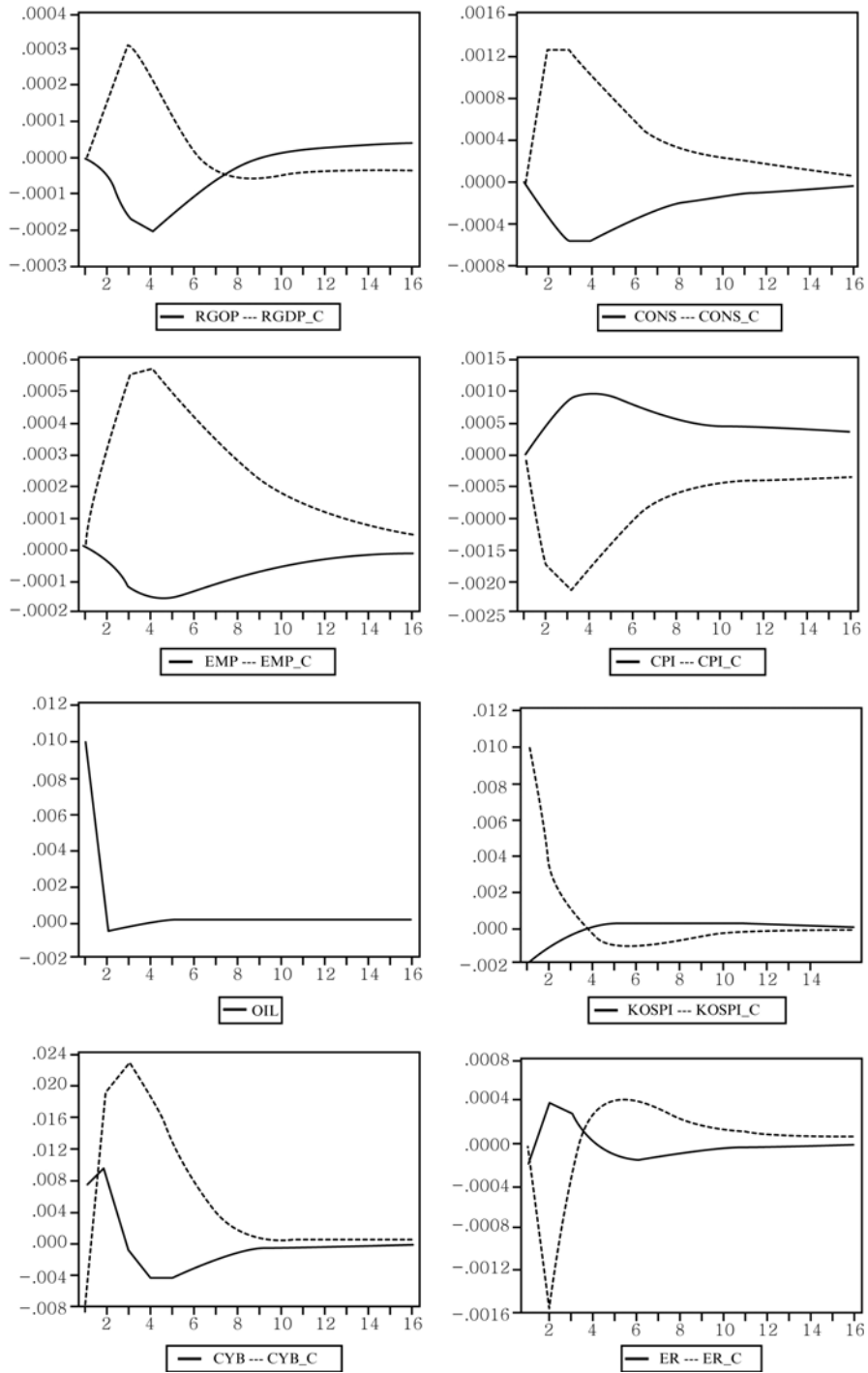
2. 분석 결과

본 연구에서 설정한 소규모 개방경제 형태의

VAR 모형에 기초하여 실행한 유가 충격이 서울의 실물변수에 미치는 가상적 정책실험 결과는 <그림 1>과 같다. <그림 1>에서 유가 반응식의 오차항에 임의의 1% 충격이 발생했을 때 이에 반응하는 서울 지역 실물 부문의 변수와 금융 부문의 변수에 대한 향후 16분기의 반응을 나타낸 것이다. <그림 1>에서 실선으로 표시된 곡선은 유가 충격이 존재하는 기초모형에 근거하여 산출된 충격 반응분석 결과를 나타내며, 점선으로 표시된 곡선은 유가 충격이 배제된 가상적 정책실험의 분석에 도출된 충격반응 결과를 나타낸다.

실물 부문의 대표적인 변수인 서울의 지역 내 총생산(GRDP)의 경우 기초모형과 가상적 정책실험에 의한 충격반응 분석은 서로 상반된 효과를 나타내고 있다. 유가 충격이 있을 경우에는 서울의 지역 내 총생산은 전반적으로 오목한(U) 형태를 나타내고, 구체적으로 4분기 -0.0002를 저점으로 지속적인 하락추이를 보이다가 이후에 상승세로 반등하며 9분기에 그 효과가 0으로 수렴된다. 따라서 유가 상승에 따른 지역 내 총생산의 감소는 4분기의 시차를 두고 정점에 이르며, 그 효과는 약 9분기 동안 지속되는 것으로 분석된다. 또한 유가의 가격상승 압력이 배제된 가상적 정책실험 결과에 의하면 유가에 대한 지역 내 총생산의 충격반응은 종모양(Hump)의 형태를 나타낸다. 즉, 2분기를 기준으로 가상적 정책실험에 의한 충격반응 곡선과 약 1.85배 정도 지역 내 총생산의 차이를 보이고 있는 것으로 분석되었다.

다음으로, 유가 충격이 서울의 소비지출(CONS)에 미치는 영향은 지역 내 총생산의 경우보다 가상적 정책실험의 결과가 더 크게 작용하는 것으로 나타났다. 세부적으로 가상적 정책실험의 결과에 따르면 유가 충격의 유무에 따라 소비에 미치는 충격



〈그림 1〉 유가 충격에 대한 가상적 정책실험 결과³⁾

3) 가상적 정책실험 결과값은 부록 2를 참조한다. 〈그림 1〉에서 실선은 충격반응분석 결과값을 나타내며, 점선은 가상적 정책실험 (Counterfactual Experiment) 결과값을 나타낸다.

반응 또한 생산의 경우와 같이 서로 상반된 양상을 보이는 것으로 분석되었다. 유가의 충격이 존재할 경우 3분기 -0.00053을 저점으로 하락하였다가 이후 반등하여 16분기쯤에야 0으로 수렴되며 유가 충격이 해소되는 것으로 나타났다. 반면, 유가 충격이 존재하지 않은 경우 3분기까지 0.001262로 고점을 기록한 뒤 소비를 진작시키는 효과가 감소하여 16분기 이후 그 효과가 0으로 수렴된다. 유가 충격의 유무에 따라 3분기 정점과 저점을 기준으로 약 2.38배의 차이가 나타나고 있음을 알 수 있다. 이것은 생산의 경우보다 높은 효과로 서울경제가 생산보다는 소비 비중이 높은 경제구조를 가지고 있기 때문인 것으로 해석된다.

그 다음으로, 유가 충격이 서울의 고용(EMP)에 미치는 영향도 생산 및 소비에 대한 충격반응과 동일한 패턴을 가진다. 다만 충격 반응의 정도에서 약간의 차이를 가지는데, 가상적 정책실험의 결과에 의하면 유가 충격의 유무에 따라 서울의 고용(취업자 수)에 미치는 변화는 각 4분기에 0.000568의 정점과 -0.00016의 저점을 나타낸다. 두 충격반응곡선은 4분기 이후 0으로 수렴해가는 형태를 띠면서 고용에 미치는 긍정적·부정적 효과가 모두 약해지기 시작한다.

반대로, 유가 충격이 서울의 물가(CPI)에 미치는 영향은 생산, 소비, 고용과는 다른 형태를 보인다. 1%의 유가 상승 충격이 물가에 가해졌을 경우, 충격반응곡선은 오목한(U) 형태를 띠며, 0.000101을 정점으로 4분기까지 상승하다가 그 이후부터 유가 충격이 해소되어 물가가 하락하기 시작한다. 유가 충격이 배제됐을 경우에는 3분기에 -0.00021까지 감소하였다가 그 이후 0으로 수렴하게 된다. 이와 같이 물가의 충격반응곡선이 생산, 소비, 고용과 다른 형태를 띠는 이유는 서울의 가계·상업

부문의 유류소비 비중이 매우 높기 때문에 생산에서의 원자재 가격상승과 같은 효과의 물가 상승효과를 보이기 때문이다. 또한 물가의 경우 생산, 소비, 고용과는 다르게 유가의 효과가 있는 경우와 배제된 경우의 충격반응곡선이 0을 향해 수렴하는 간격이 쉽게 좁혀지지 않는데, 이는 가격 변수의 하방경직성 때문인 것으로 해석된다.

한편, 서울의 실물경제 변수와는 달리 금융변수인 금리(CYB), 주가(KOSPI), 환율(ER) 등은 전국변수로 본 연구에서는 구체적인 유가 충격에 대한 내용은 생략하기로 한다. 그러나 이들 충격반응 분석에서 한 가지 알 수 있는 것은 실물경제 변수에 비해 유가에 대한 충격반응 규모와 속도가 매우 빠르게 나타나고 있다는 사실이다. 즉, 유가 충격이 모두 해소되어 그 효과가 없어질 때까지 수렴하는 기간도 매우 빠르게 나타나는데, 이것은 유가 충격이 실물 부문보다 금융 부문에서 더 즉각적으로 반응하고 회복 속도도 매우 빠르게 나타난다.

유가 충격이 서울의 실물경제에 미치는 영향에 대한 가상적 정책실험 결과를 요약하면, 유가 상승은 서울의 생산, 소비, 고용을 감소시키는 반면, 물가를 상승시키는 효과도 있음을 알 수 있다. 또한 본 연구에서 가정한 것과 같이 유가 충격의 파급경로가 실물 부문보다는 금융 부문에서 더욱 빠르게 반응하고 있음을 알 수 있다.

IV. 연구의 시사점

본 연구는 최근 지속되고 있는 유가 상승이 서울의 실물경제에 미치는 파급경로와 영향력을 분석하였다. 방법론적으로 거시경제 분야에서 폭넓게 이용되고 있는 VAR 모형을 근거로 하여 'Sims-Zha'가 제안한 가상적 정책실험으로 유가

의 충격반응을 분석하였다.

소규모 개방경제 모형을 통한 가상적 정책실험 결과 유가를 1% 상승시키는 충격이 있을 경우 서울의 실물경제를 대표하는 생산, 소비, 고용 등을 하락시키는 것으로 분석되었다. 또한 유가 상승 충격은 서울 실물 부문의 경기침체에 영향을 미칠 뿐 아니라 동시에 부문별 하락속도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 소비 부문의 경우 고점과 저점의 폭이 매우 크며, 소비수준을 하락시키는 속도에 비해 회복 속도가 매우 느리게 나타났다. 따라서 동일한 유가변동의 충격이 실물 부문별로 다르게 영향을 미치며 생산 혹은 소비 부문으로 특화된 지역특성에 따라 그 영향력도 다르게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 물가의 경우, 서울의 석유에너지 사용량이 증가하는 추세에 있는 만큼 유가 상승은 생산 원가를 높임과 동시에 순차적으로 물가가 상승하는 결과를 가져오는 전달경로가 있는 것으로 분석되었다. 본 연구에서는 유가 충격에 대한 금융 부문의 파급전달 경로에 대해서는 구체적으로 명시하지는 않았으나 가상적 정책실험에 의한 충격반응 분석 결과 실물 부문보다는 유가 변동에 민감하고 신속하게 반응하는 것으로 분석되었다. 또한 그 반응이 금융 부문에서 실물 부문으로 옮겨가는 것으로 나타났다. 실제로 가상적 정책실험 결과 주가, 환율의 경우 반응 폭이 실물경제에 비해 매우 크고 신속하게 나타나 3분기 안에 유가 상승 충격에서 회복되고 있는 것으로 분석되었다.

본 연구에서 수행한 가상적 정책실험 결과에 근거할 때 국제 원유시장의 구조적인 문제로 인해 장기화될 것으로 예상되는 유가의 급격한 상승 추이는 일차적으로 서울의 금융 부문에 큰 충격을 줄 것으로 예상되며, 이로 인해 실물경제의 잠재

성장력을 크게 둔화시킬 것으로 분석된다. 따라서 향후 소비지향적인 서울의 경기 회복을 진작시키고 잠재성장력을 제고하여 고용창출을 기하기 위해서는 장기화될 것으로 보이는 유가 상승에 대비하여 서울의 에너지정책에 대한 포괄적인 방안이 수립되어야 할 것으로 보인다.

그러나 본 연구는 에너지 소비 비중이 높은 서울로 연구 범위를 한정하였으나 국가 경쟁력 제고 차원에서 향후 전국으로 연구 범위를 넓혀서 서울경제와 비교해 볼 필요가 있다. 또한 지역적으로 소비 비중이 높은 지역과 생산 비중이 높은 지역을 분석함으로써 유가충격에 대한 소비지향적인 도시와 생산지향적인 도시의 파급전달 경로와 영향력을 상호 비교분석하는 것도 의미 있는 연구가 될 것이다. 나아가 유가 상승이 에너지 사용 부문별로 미치는 영향력을 분석함으로써 가계 부문, 상업 부문, 생산 부문의 파급경로를 분석하고 이에 대한 시사점을 도출하는 것도 본 연구의 한계점을 극복하는 한 방안이 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김영덕, 2003, 「유가충격이 산업활동에 미치는 영향」, 기본연구보고서 03-14, 에너지경제연구원.
- 박희석, 2005, “최근 고유가의 서울경제 파급효과 분석”, 「서울경제」, 10월호, 서울시정개발연구원.
- 조항문, 2007, “서울시 에너지 소비특성 조사”, 「SDI 정책리포트」, 서울시정개발연구원.
- 차경수, 2008, 「유가변동에 따른 비대칭 경제 파급효과 분석」, 기본연구보고서 08-02, 에너지경제연구원.
- Bernanke, Ben S., Getler, Mark, and Watson, Mark, 1997, “Systematic Monetary Policy and the Effect of Oil Price Shocks”, *Brookings Papers in Economic Activity*, (1): 91~142.

- _____, 2004, "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy A Replay", *Journal of Money Credit and Banking*, 36(2): 287~291.
- Burbidge, J. and Harrison, A., 1984, "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregression", *International Economic Review*, 25: 459~484.
- Charles, T. Carlstrom and Timothy, S. Fuerst, 2005, *Oil Prices, Monetary Policy, and Counterfactual Experiments*, Working Paper, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Gisser, Micha and Goodwin, Tomas, H., 1986, "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions", *Journal of Money, Credit and Banking*, 91: 228~248.
- Gordon, Robert, 2004, "Two Centuries of Economic Growth: Europe Chasing the American Frontier", *Centre for Economic Policy Research Working Paper*.
- Hamilton, J. D., 1983, "Oil and Macroeconomy Since World WAR II", *Journal of Political Economy*, 91: 228~248.
- _____, 1996, "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 38: 215~220.
- _____, 2005, "Oil and the Macroeconomy", *Manuscript*, University of California, San Diego.
- Hamilton, J. D., and Herrera, A. M., 1999, *Oil Price and Aggregate Macroeconomic Behavior*, Working Paper, University of California San Diego.
- _____, 2001, "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy", *Discussion Paper 2001-10*, Dept. of Economics, University of California, San Diego.
- Kevin, D. Hoover and Jorda, O., 2001, "Measuring Systematic Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 7(2): 113~138.
- Leeper, E. M., Sims, C. A., and Zha, T., 1996, "What Does Monetary Policy Do?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1~63.
- Lucas, Robert E., Jr., 1972, "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4(2): 103~124.
- _____, 1976, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Journal of Monetary Economics*, 1(2): 19~46.
- Mork, Kunut A., 1989, "Oil and Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", *Journal of Political Economy*, 91: 740~744.
- Park, Hee-Seok, 2004, "Was the IMF's Tightening Monetary Policy Right for the Currency Crisis in South Korea", in *Three Essay in Macroeconomics*, Unpublished Dissertation Essay, Kansas State University.
- Rache, R. H. and Tatom, J. A., 1977, "Energy Resources and Potential GNP", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 59(June): 10~24.
- Rogoff, Kenneth, 2006, "Oil and the Global Economy", *Mimeo*, Harvard University.
- Sims, Christopher A., 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1): 1~48.
- _____, 1999, "The Role of Interest Rate Policy in the Generation and Propagation of Business Cycles: What Has Changed Since the '30s?," in Jeffrey, C. Futher and Schuh, Scott, eds., *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, 42: 121~160.
- Sims, Christopher A. and Zha, Tao, 1996, *Does Monetary Policy Generate Recession?*, Manuscript, Princeton, NJ: Department of Economics, Princeton University.
- <http://ecos.bok.or.kr/> (한국은행, 경제통계시스템(ECOS))
- <http://kosis.nso.go.kr/> (통계청, 통계정보시스템(KOSIS))
- <http://www.petronet.co.kr/> (한국석유공사, 석유정보망(Petronet))

원 고 접 수 일 : 2010년 2월 9일

1차심사완료일 : 2010년 4월 26일

최종원고채택일 : 2010년 5월 19일

부록 1 : 두 변수로 구성된 1차 VAR 모형의 충격반응 분석

두 개의 변수와 한 개의 시차로 구성된 구조적 형태(Structural Form)의 일반적인 VAR 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_{10} - \beta_{12}x_t + \delta_{11}y_{t-1} + \delta_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ x_t &= \beta_{20} - \beta_{21}y_t + \delta_{21}y_{t-1} + \delta_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \end{aligned} \quad (\text{A } 1)$$

여기서,

$\varepsilon_{xt}, \varepsilon_{yt}$: 각각 변수 x 와 y 의 오차항으로 백색잡음(White Noise)이며 서로 독립적임.

$\varepsilon_x, \varepsilon_y$: 각각 변수 x 와 y 의 표준편차

식 (A 1)에서 y_t 는 x_t 의 동일 시차항에 영향을 주지 않는다고 가정($\beta_{21}=0$ 혹은 $\beta_{12}=0$)⁴⁾ 하에 축약적 형태(Reduced Form)로 표현하면 아래와 같다.

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + e_t \quad (\text{A } 2)$$

여기서,

$$A_0 = B^{-1}A_0, \quad A_1 = B^{-1}A_1, \quad e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}, \quad A_0 = \begin{bmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{bmatrix},$$

$$A_1 = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

충격반응함수(Impulse Response Functions)의 개념을 설명하기 위해 식 (A 2)의 VAR 모형을 벡터이동평균(Vector Moving Average: VMA) 형태로 다시 변환하면 다음 식 (A 3)과 같다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (\text{A } 3)$$

여기서,

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ 1-\beta_{12}\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$$

$$\alpha_{11} = \delta_{11} - \beta_{12}\delta_{21}, \quad \alpha_{12} = \delta_{12} - \beta_{12}\delta_{22},$$

$$\alpha_{21} = \delta_{21}, \quad \alpha_{22} = \delta_{22}, \quad e_{1t} = \varepsilon_{yt} - \beta_{12}\varepsilon_{xt},$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{xt}$$

식 (A 3)은 축약식 VAR 모형의 특이해(The Particular Solution)가 되며, 오차항을 풀어쓰면 다음과 같이 구조적 형태의 파라미터를 포함하게 된다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ 1-\beta_{12}\beta_{21} & 1 \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (\text{A } 4)$$

이제 ϕ_i 를 $\phi_{jk}(i)$ 벡터를 가진 행렬로 정의하고 식 (A 4)로 표시되는 VMA는 다음과 같이 간단히 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{x} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{xt-i} \end{bmatrix} \quad (\text{A } 5)$$

여기서,

$$\phi_t = \begin{bmatrix} A_1^i \\ 1-\beta_{12}\beta_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

식 (A 5)를 각각 오차항($\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}$)에 대해 미분하면 $\phi_{11}(i), \phi_{12}(i), \phi_{21}(i), \phi_{22}(i)$ 의 4개 계수를 얻을 수 있으며 이를 충격반응함수라고 한다. 즉, $\phi_{11}(i)$ 와 $\phi_{12}(i)$ 는 y_t 의 한 기간 내 ε_{xt-1} 와 ε_{yt-1} 에 서의 변량을 나타낸다.

4) 다시 말하면, e_{yt} 와 e_{xt} 의 충격효과는 y_t 의 값에 영향을 줄 뿐 아니라, e_{xt} 충격효과는 x_t 의 값에도 영향을 준다.

부록 2 : 가상적 정책실험 결과

〈부록 2-1〉 각 변수의 충격반응 분석 결과값

시차	RGDP	CONS	EMP	CPI	OIL	KOSPI	CYB	ER
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.010000	-0.001849	0.007301	-0.000196
2	-0.000040	-0.000304	-0.000044	0.000042	-0.000465	-0.001268	0.009079	0.000379
3	-0.000172	-0.000533	-0.000118	0.000090	-0.000378	-0.000494	-0.000817	0.000268
4	-0.000201	-0.000529	-0.000157	0.000101	-0.000089	-0.000084	-0.004430	-0.000009
5	-0.000161	-0.000444	-0.000156	0.000093	0.000073	0.000161	-0.004589	-0.000128
6	-0.000105	-0.000343	-0.000136	0.000079	0.000145	0.000248	-0.003455	-0.000159
7	-0.000057	-0.000257	-0.000111	0.000065	0.000155	0.000245	-0.002195	-0.000143
8	-0.000023	-0.000194	-0.000087	0.000056	0.000135	0.000204	-0.001260	-0.000113
9	-0.000001	-0.000149	-0.000068	0.000049	0.000108	0.000157	-0.000707	-0.000084
10	0.000012	-0.000118	-0.000053	0.000045	0.000083	0.000118	-0.000435	-0.000062
11	0.000021	-0.000095	-0.000042	0.000042	0.000063	0.000090	-0.000321	-0.000048
12	0.000026	-0.000076	-0.000034	0.000040	0.000050	0.000071	-0.000277	-0.000038
13	0.000031	-0.000060	-0.000027	0.000039	0.000041	0.000058	-0.000252	-0.000032
14	0.000034	-0.000046	-0.000022	0.000037	0.000034	0.000049	-0.000226	-0.000027
15	0.000038	-0.000033	-0.000017	0.000036	0.000028	0.000042	-0.000196	-0.000023
16	0.000040	-0.000023	-0.000013	0.000035	0.000024	0.000036	-0.000163	-0.000020

〈부록 2-2〉 각 변수의 가상적 정책실험 결과값

시차	RGDP_C	CONS_C	EMP_C	CPI_C	OIL	KOSPI_C	CYB_C	ER_C
1	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.010000	0.010000	-0.007386	-0.000019
2	0.000158	0.001256	0.000330	-0.000173	-0.000465	0.002862	0.019164	-0.001582
3	0.000314	0.001262	0.000549	-0.000213	-0.000378	0.000729	0.023035	-0.000163
4	0.000225	0.001050	0.000568	-0.000185	-0.000089	-0.000565	0.018777	0.000284
5	0.000105	0.000789	0.000503	-0.000141	0.000073	-0.001019	0.012470	0.000418
6	0.000012	0.000576	0.000413	-0.000101	0.000145	-0.001039	0.007102	0.000383
7	-0.000040	0.000432	0.000327	-0.000074	0.000155	-0.000875	0.003517	0.000296
8	-0.000059	0.000343	0.000257	-0.000058	0.000135	-0.000674	0.001542	0.000211
9	-0.000059	0.000289	0.000204	-0.000049	0.000108	-0.000501	0.000671	0.000149
10	-0.000051	0.000253	0.000165	-0.000045	0.000083	-0.000375	0.000412	0.000109
11	-0.000042	0.000224	0.000135	-0.000042	0.000063	-0.000290	0.000416	0.000086
12	-0.000036	0.000197	0.000111	-0.000041	0.000050	-0.000234	0.000484	0.000073
13	-0.000033	0.000170	0.000092	-0.000039	0.000041	-0.000196	0.000526	0.000064
14	-0.000032	0.000144	0.000076	-0.000037	0.000034	-0.000167	0.000520	0.000058
15	-0.000033	0.000119	0.000062	-0.000036	0.000028	-0.000143	0.000474	0.000051
16	-0.000035	0.000096	0.000050	-0.000034	0.000024	-0.000122	0.000407	0.000045