

유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향

이 근 영*

요약

본 연구에서는 유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향이 기간에 따라 어떻게 변화되어 왔는가를 살펴보았다. 30년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 5변수 오차수정모형을 추정하는 경우 유가가 1% 상승함에 따라 대략 6분기 동안 소비자물가는 0.104% 상승하는 반면 GDP와 M2는 각각 0.042%와 0.034% 하락한다. 반면 원/달러환율은 초기에는 하락하다 1년 후 상승세로 돌아선다. 또한 10년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 2변수 차분 VAR 모형을 추정한 결과 유가충격에 대한 소비자물가와 M2의 반응은 점진적으로 약해지는 반면 글로벌 금융위기 이후에는 원/달러환율, 소비자물가, M2의 반응이 모두 커진다. 한편 GDP에 대한 부정적인 효과는 1990년대 말부터 약화된다. 이러한 거시경제변수의 반응은 고환율과 국내외의 저금리정책, 그리고 국내산업구조의 변화와 밀접한 연관성을 갖는 것으로 보인다. 한편 유가는 하락할 때보다 상승할 때 거시경제변수에 더 큰 영향을 미치며 유가보다는 CRB 현물지수로 측정된 원자재가격이 국민경제에 더 지속적인 영향을 미친다.

핵심용어: 유가, 충격반응, 분산분해, 글로벌 금융위기

JEL 분류기호: E3, E5, F4

* 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: lky@skku.ac.kr

I. 서론

올해 들어 연초부터 생산자물가에 이어 소비자물가도 고공행진을 하고 있다. 물가당국에 따르면 전년동기대비 소비자물가상승률이 1, 2, 3월에 각각 4.1%, 4.5%, 4.7%를 기록해 3개월 연속 중기 목표수준인 $3.0\pm 1\%$ 범위를 벗어나고 있다. 이러한 물가수준의 급등은 국내외의 확장적인 경제정책과 원자재 및 곡물 등의 국제가격 상승에 기인하는데 언론보도에 따르면 특히 최근의 유가상승이 물가상승의 가장 큰 주범으로 지목되고 있다.

국제유가는 글로벌 금융위기 이후 세계경제의 침체로 배럴당 50달러 이하로까지 하락하였으나 최근 각국의 경기부양책에 힘입어 세계경기가 회복되고 리비아 사태 등 중동지역의 정치적 상황이 불안해짐에 따라 4월 현재 배럴당 110달러를 초과하고 있다. 국제유가는 <그림 1>이 보여주는 바와 같이 글로벌 금융위기 이전에도 여러 차례에 걸쳐 급격한 변화를 반복해 왔다. Blanchard and Gali(2007) 등에 따르면 유가가 1970년 이후 50% 이상 상승하여 4분기 이상 지속된 기간이 4차례가 있는데 이 기간은 각각 1973년, 1979년, 1999년, 2002년에 시작된다. 1973년과 1979년은 1차와 2차 유가파동이 일어난 시기로 이미 잘 알려져 있고 1999년은 그 이전 기간에 유가가 크게 하락했다는 점에서 다른 기간과 구분되며 2002년 시작된 유가상승은 글로벌 금융위기 직전까지 지속되었다. 한편 1990년 걸프전 발발로 당시 유가가 크게 상승하였으나 이는 일시적 상승에 그쳤다.

이와 같이 지난 40년간 유가가 다양한 형태로 변화하고 이에 따라 각국의 거시 및 산업정책이 추진됨에 따라 유가가 거시경제에 미치는 영향도 기간 또는 국가별로 동일하지 않을 것으로 예상된다. 예를 들어 1973년의 1차 유가파동은 강력한 안정화정책의 영향으로 국내거시경제에 미친 부정적인 파장이 선진국에 비해 크지 않았던 반면 1979년의 2차 유가파동은 반대로 선진국의 경우와 달리 확장적인 재정 및 금융정책과 강력한 중화학공업정책의 여파로 국민경제에 큰 악영향을 미쳤다(참조: 이근영·정한영, 2002). 반면 일본, 미국 등 선진국들의 경우에는 유가가 단계적으로 인상되고 이에 탄력적으로 대응함으로써 2차 유가파동의 충격이 1차 유가파동보다 크지 않았다. 또한 1986년 이후부터 1999년까지 유가가 걸프전 기간만을 제외하고 10달러선에 머물렀음에 따라 선진국들에 대한 실증적인 분석결과들은 1980년 중반 이후 유가가

GDP와 물가에 미치는 영향이 매우 약해지고 있음을 보여주고 있다(예: Mork, 1989; Blanchard and Gali, 2007). Blanchard and Bali(2007)에 따르면 이와 같이 1980년대 중반 이후 유가충격의 부정적인 효과가 약해진 이유는 임금경직성이 완화되고 원유가 경제에서 차지하는 비중이 줄어들었을 뿐만 아니라 중앙은행의 통화정책이 신뢰성을 얻었기 때문이라고 한다.

본 연구에서는 유가상승이 물가상승의 주요 원인이라는 최근의 인식과 유가충격이 국민경제에 미치는 영향이 1990년대 이후 감소했다는 실증적 분석결과간의 괴리에 초점을 맞춰 우리나라의 경우 유가충격이 GDP, 물가, 원/달러환율, M2 등의 거시경제변수 미치는 영향이 기간에 따라 어떻게 변화되어 왔는가를 살펴보고자 한다. 먼저 20년, 25년, 30년을 단위로 표본을 연속적으로 이동시켜 5변수 오차수정모형을 각각 80회, 60회, 40회에 걸쳐 추정한 후 이로부터 얻은 충격반응과 예측오차의 분산분해를 통해 유가가 거시경제변수에 미치는 영향이 통계적으로 유의성이 있는가를 분석한다. 또한 10년 단위로 표본을 이동시키면서 2변수 차분 VAR 모형을 추정함으로써 유가가 산업구조 또는 경제정책의 변화에 따라 거시경제변수에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가를 살펴본다. 뿐만 아니라 유가가 거시경제에 미치는 영향이 비대칭적인가를 더미변수를 통해 확인해 본다. 마지막으로 CRB 현물지수, GDP 디플레이터, GNI, 본원통화 등을 대체변수로 사용할 때 추정결과가 어떻게 달라지는가를 검토해 본다.

실증적 분석결과 30년 단위로 표본을 40회 순차적으로 이동시켜 5변수 오차수정모형을 추정하는 경우 유가가 1% 상승함에 따라 대략 6분기 동안 소비자물가는 0.104% 상승하는 반면 GDP와 M2는 각각 0.042%와 0.034% 하락한다. 반면 원/달러환율은 초기에는 하락하다 1년 후 상승세로 돌아선다. 또한 10년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 2변수 차분 VAR 모형을 추정한 결과 유가충격에 대한 소비자물가와 M2의 반응은 점진적으로 약해지는 반면 글로벌 금융위기 이후에는 원/달러환율, 소비자물가, M2의 충격반응이 모두 커진다. 한편 GDP에 대한 부정적인 효과는 외환위기 이후부터 약화된다. 뿐만 아니라 유가는 하락할 때보다 상승할 때 거시경제변수에 더 큰 영향을 미치는데 이 비대칭효과는 특히 소비자물가와 원/달러환율에서 크게 나타난다. 마지막으로 실증분석결과는 CRB 지수로 측정된 원자재가격이 유가보다 국민경제에 더 큰 영향을 미치고 있음을 보여준다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 먼저 기존연구들에 대해 살펴본다.

제Ⅲ절에서는 분석대상 자료의 특성을 살펴보고 단위근 및 공적분 검정을 실시한다. 제Ⅳ절에서는 추정모형 및 방법에 대해 논한다. 제Ⅴ절에서는 먼저 20년, 25년, 30년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 얻은 5변수 오차수정모형의 추정결과로부터 충격 반응과 분산분해를 살펴본다. 또한 산업구조 또는 경제정책의 변화에 따라 시기별로 유가충격이 다른가를 살펴보기 위해 2변수 차분 VAR 모형을 10년 단위로 표본을 이동시켜 추정한다. 그 밖에 유가의 비대칭효과가 존재하는가에 대해 살펴보고 다른 변수들을 대체변수로 사용할 때 결과가 어떻게 달라지는가를 살펴본다. 제Ⅵ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존 연구에 관한 고찰

유가와 거시경제와의 연관성에 관련된 논문들은 크게 두 가지 부류로 나누어진다. 초기의 연구들은 유가가 거시경제, 특히 국민소득과 물가에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다. 대표적인 연구들로는 Hamilton(1983, 1996), Burbidge and Harrison(1984), Gisser and Goodwin(1986), Trehan(1986), Bruno and Sachs(1985), Raymond and Rich(1997) 등이 있다. Hamilton(1983, 1996)은 대부분의 미국의 경기침체는 유가상승 이후에 나타났다는 점을 보여주고 있다.

그러나 이후의 연구들은 유가가 국민소득이나 물가에 미치는 영향이 유가가 지속적으로 상승하던 1970년대와 달리 1980년대 중반 이후 달라지고 있음을 보여주고 있다. 예를 들어 Mork(1989)과 Mork, Olsen, and Mysen(1994) 등에 따르면 선진국의 경우 유가하락이 거시경제에 미치는 영향이 유가상승의 경우와 동일하지 않다. 또한 Lee, Ni, and Ratti(1995), Hamilton(1996, 2000), Balke, Brown, and Yücel(1999) 등은 유가와 거시경제변수사이의 상관관계가 선형적이지 않음을 보여주고 있다. 뿐만 아니라 1990년대 이후 유가가 거시경제에 미치는 영향이 많이 약해졌는데 대표적인 예로 Blanchard and Gali(2007)는 국민소득과 물가수준에 대한 유가의 충격이 1984년 이전에 비해 1984년 이후 3분의 1 정도로 줄어들었음을 보여주고 있다.

이와 관련 일부 연구들은 1970년대의 스테그플레이션이 원유 이외의 다른 요인에

의해 발생했다고 주장한다. 한 예로 Bernanke, Gertler, and Watson(1997)과 Barsky and Kilian(2002) 등은 이러한 스테그플레이션이 유가충격에 의해 통화정책이 변경됨에 따라 발생했다고 주장한다. 그 밖에 유가충격의 효과가 변화하고 있다는 점에 초점을 맞춘 연구들로는 Hooker(2002), De Gregorio, Landerretche, and Neilson(2007), Herrera and Pesavento(2007), Edelstein and Kilian(2007) 등이 있다. De Gregorio, Landerretche, and Neilson(2007)은 환율반응의 변화, Edelstein and Kilian(2007)은 미국 자동차산업 구조변화 등에 초점을 맞추고 있다.

국내연구로는 이근영·정한영(2002), 김기호·윤성훈(2009) 등이 있다. 이근영·정한영(2002)은 외환위기 이전 기간까지의 자료를 중심으로 유가, M2, GDP, 소비자물가 등의 4변수 오차수정모형을 추정한 결과 유가상승충격이 유의적으로 GDP를 떨어뜨리고 물가를 상승시킨 반면 유가하락충격은 비대칭적임을 보여주고 있다. 한편 김기호·윤성훈(2009)은 Jorda(2005)의 국소입방투영(local cubic projection) 기법을 사용하여 유가 및 환율충격이 월별 물가에 미치는 충격이 비대칭적이거나 비선형적인가를 살펴보고 있다.

본 연구에서는 이근영·정한영(2002)과 김기호·윤성훈(2009)에서 사용된 분석기간과 대상변수를 확장하고 rolling regressions을 통해 유가와 거시경제변수간의 안정적인 충격반응관계가 있는가를 살펴본다. 또한 간단한 단기모형을 추정함으로써 유가가 거시경제에 미치는 영향이 산업구조와 경제정책의 변화에 따라 달라지는가를 분석한다.

Ⅲ. 자료의 특성 및 검정

본 연구에서는 유가, 원/달러환율, GDP, 소비자물가지수, M2 등의 분기별 자료가 사용된다. 유가, 원/달러환율, GDP 자료로는 각각 브렌트유 평균 현물가격, 평균 원/달러 기준환율, 계절조정된 실질 GDP 등이 사용되며 M2의 경우에는 자료의 제약으로 계절조정된 말잔 자료가 사용된다.¹⁾ 분석기간은 자료가 이용 가능한 1970년 1/4

1) 금리자료의 경우 1987년부터 이용 가능하고 한국은행이 1999년 5월 이전까지는 M2 등의 통화량을 운용목표로 통화정책을 수행해 왔기 때문에 본 연구에서는 통화량 자료를 사용한다. 한국은행은 1999년 5월부터는 콜금리를, 2008년 3월부터는 한국은행 기준금리를 운용

분기부터 2010년 4/4분기까지이며 표본크기는 164개이다. 기본적 자료 외에 추가적인 분석을 위해 CRB 현물지수²⁾, 계절조정된 실질 GNI, GDP 디플레이터, 본원통화(말잔), 계절조정된 M1(말잔 및 평잔) 등이 고려된다.

본격적으로 분석에 들어가기 전에 분석모형을 설정하기 위해 유가, 원/달러환율, GDP, 소비자물가, M2 등 5변수 각각에 대해 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정결과 검정방법에 관계없이 유가와 원/달러환율은 항상 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이미 너무 잘 알려진 사실이기 때문에 지면절약상 본문에 기술하지 않았다. 다음으로 기본적으로 사용되는 이 5변수에 대해 공적분 관계가 존재하는가를 Johansen 검정을 통해 살펴보았다. 공적분 검정결과는 <표 1>에 나타나 있다.

두 통계량은 공적분 벡터가 1개도 존재하지 않는다는 귀무가설($H_0: r=0$)이 상수항만 있는 경우뿐만 아니라 추세항까지 포함한 경우에도 5% 유의수준에서 모두 기각됨을 보여주고 있다. 그러나 공적분 관계가 최대 1개 존재한다는 귀무가설($H_0: r \leq 0$)은 5% 수준하에서 모두 기각되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 기본적으로 1개의 공적분 관계를 가진 오차수정모형이 추정된다.

IV. 추정모형

일반적으로 분기 자료의 경우 4개의 시차(예: Chistiano, Eichenbaum, and Evans, 1996; Blanchard and Gali, 2007)가 사용되기 때문에 본 연구에서는 다음과 같은 오차수정모형이 추정된다.

$$\Delta Y_t = B_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-2} + B_3 \Delta Y_{t-3} + B_4 \Delta Y_{t-4} + \Phi Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

기본적으로 추정에 사용되는 변수는 유가, 환율, GDP, 소비자물가, M2 등의 5가

목표로 사용하고 있다.

2) 국제 원자재 가격을 파악하는 데 중요한 지표로 사용되는 CRB 현물지수는 CRB(Commodity Research Bureau)사가 곡물, 원유, 산업용원자재, 귀금속, 등의 22개 주요 상품가격의 기하평균으로 산출하며 미국내에서는 인플레이지수로 일컬어지기도 한다.

지 변수이기 때문에 식 (1)에서 ΔY_t 는 로그를 취해 차분한 차분변수로 5×1 벡터이다. 본 연구에서는 충격반응분석에 필요한 모형식별을 위해 출레스키 분해를 사용하기 때문에 변수의 순서가 중요하다. 여기서는 국내경제에 외생적인 변수인 유가를 맨 앞에 위치시키고 다음으로 원/달러환율을 배치했다. 다음으로 통화정책이 다음 기에 국민소득과 물가에 영향을 미친다는 일반적인 가정(예: Chistiano, Eichenbaum, and Evans, 1996)에 따라 GDP, 소비자물가, M2의 순서로 변수를 배열하였다.

공적분이 1개 존재한다는 가정하에서 $\Phi = \alpha\beta'$ 로 표시되는 5×1 벡터인 α 와 β 가 존재한다. 이 경우 5×1 벡터인 β 중의 한 요소를 1로 정규화하면 식 (1)은 다음과 같이 전환될 수 있다.

$$\Delta Y_t = B_0 + B_1\Delta Y_{t-1} + B_2\Delta Y_{t-2} + B_3\Delta Y_{t-3} + B_4\Delta Y_{t-4} + \alpha ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 ECT_{t-1} 는 공적분 관계식의 오차항을 표시한다. 본 연구에서는 식 (2)을 2단계 추정방법으로 추정한다. 즉 선행 및 후행 차분시차가 2인 Stock and Watson(1993)의 DOLS(dynamic OLS)을 이용하여 먼저 장기균형식을 추정한 다음 이 식으로부터 구한 ECT_{t-1} 을 사용하여 단기동태식 (2)을 다시 추정한다.³⁾ 식 (2)의 차분변수는 수준변수로 표시된 MA(moving average) 형태로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \delta + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \epsilon_{t-s} \quad (3)$$

$$\Psi_0 = I$$

$$\Psi_1 = (I + B_1 + \beta\alpha')\Psi_0$$

$$\Psi_2 = (I + B_1 + \alpha\beta')\Psi_1 + (B_2 - B_1)\Psi_0$$

$$\Psi_3 = (I + B_1 + \alpha\beta')\Psi_2 + (B_2 - B_1)\Psi_1 + (B_3 - B_2)\Psi_0$$

$$\Psi_4 = (I + B_1 + \alpha\beta')\Psi_3 + (B_2 - B_1)\Psi_2 + (B_3 - B_2)\Psi_1 + (B_4 - B_3)\Psi_0$$

$$s \geq 5 \text{인 경우}$$

3) 선행 및 후행 차분시차가 0 또는 4인 경우에도 실증분석결과는 크게 달라지지 않는다.

$$\Psi_s = (I + B_1 + \alpha\beta')\Psi_{s-1} + (B_2 - B_1)\Psi_{s-2} + (B_3 - B_2)\Psi_{s-3} + (B_4 - B_3)\Psi_{s-4} - B_4\Psi_{s-5}$$

식 (3)에서 δ 는 상수항이다. 유가의 독립적인 충격효과를 살펴보기 위해 $\epsilon_t = \Gamma u_t$, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Omega$, $E(u_t u_t') = D$ 이고 Γ 를 대각항이 1로 구성된 하방삼각행렬(lower triangular matrix), D 을 그의 (j,j)요소가 u_{jt} 의 분산인 대각행렬이라고 가정할 때 $\Omega = \Omega^{1/2} \Omega^{1/2'} = \Gamma D \Gamma' = \Gamma D^{1/2} D^{1/2} \Gamma'$ 이다. 따라서 $\nu_t \equiv \Omega^{-1/2} \epsilon_t = D^{-1/2} \Gamma^{-1} \epsilon_t = D^{-1/2} u_t$ 이다. 이 때 수준변수로 표시된 충격반응함수는 다음과 같다.

$$\frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \nu_{jt}} = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial u_{jt}} \sqrt{d_{jj}} = \Psi_s \gamma_j \sqrt{d_{jj}} \quad (4)$$

식 (4)에서 $\gamma_j \sqrt{d_{jj}}$ 는 $\Gamma D^{1/2}$ 또는 콜레스키 요소 행렬 $\Omega^{1/2}$ 의 j 번째 열을 나타낸다.

V. 추정결과

1. 전체기간 추정결과: 5변수 모형

여기서는 전체분석기간(1971:1-2010:4)에 걸쳐 유가충격이 거시경제변수에 어떤 영향을 미치는가를 충격반응곡선과 예측오차의 분산분해를 통해 살펴보고자 한다. 전체분석기간이 외환위기간과 글로벌 금융위기간을 포함하고 있기 때문에 본 연구에서는 식 (2)에 외환위기와 글로벌 금융위기를 각각 고려한 더미변수가 포함된 경우를 추정한다. 즉 1997:4-1998:2의 경우에는 1인 반면 나머지 기간의 경우에는 0인 더미변수 D_{1997} 와 2008:4-2009:2의 경우에는 1인 반면 나머지 기간의 경우에는 0인 더미변수 D_{2008} 가 식 (2)에 추가된 경우를 추정하여 충격반응함수를 도출한다.

먼저 <표 2>는 유가충격에 대한 각 거시경제변수의 누적충격반응을 보여주고 있다. 유가에 1% 상승충격이 주어진 경우 소비자물가는 1분기에 0.033%, 3분기에

0.072%, 6분기에 0.122% 등 시간이 흐름에 따라 누적적으로 상승한다.⁴⁾ 통계적 유의성도 6분기까지 매우 높아지는 것으로 나타났다. <표 2>의 () 속에 있는 값이 표준오차인데 이 표준오차는 부스트랩 시뮬레이션을 1000회 반복함으로써 구했다. 여기서 1기 반응은 유가가 해외 외생변수로 변수 배열상 맨 처음에 놓이기 때문에 동일한 시점에서의 반응을 나타내나 그림 작성의 편의상 1기로 표시하였다. 한편 1% 유가상승충격에 대한 GDP의 반응은 서서히 나타난다. 3분기에 0.023%, 6분기에는 0.061% 하락한다. 통계적 유의성은 6분기 이후에나 있는 것으로 나타났다. 원/달러환율의 경우에는 국제유가상승으로 가계와 기업의 부담이 증가함에 따라 초기에 원/달러환율이 하락하나 시간이 지남에 따라 수입이 증가하고 상품수지가 악화됨에 따라 원/달러환율이 상승하기 시작한다. M2의 경우에는 유가상승의 여파로 경기가 침체되고 물가가 상승함에 따라 M2가 줄어든다. 그러나 통계적 유의성은 크지 않다.

<그림 2>는 1% 유가상승충격에 대한 각 거시경제변수의 반응을 <표 2>와 같이 누적하지 않고 분석 편의상 해당 분기별 반응만을 보여주고 있다. 유가상승에 따른 소비자물가의 반응은 초기에 상승했다가 5분기에 다시 상승한 후 하락하는 패턴을 보여주고 있다. GDP는 초기에 하락한 후 하락폭이 서서히 줄어들어 소비자물가와 마찬가지로 대략 12분후 0으로 수렴한다. 원/달러환율은 초기에 하락했다가 곧 상승한 후 다시 하락하여 0으로 수렴한다. M2은 10분기 이상 하락한 후 그 효과가 사라진다. <그림 2>에서 점선은 충격반응의 평균에 한 단위 표준편차를 더하거나 뺀 90% 신뢰구간을 표시한다.

<표 3>은 24분기 이후의 예측오차의 분산분해를 보여주고 있는데 분산분해란 5개 충격중 각 충격의 분산이 한 변수의 분산을 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸 것이다. 유가충격이 원/달러환율과 M2의 분산을 설명하는 비율이 각각 5.0%와 3.4%에 불과한 반면 GDP와 CPI의 분산을 설명하는 비율은 각각 22.6%와 23.6%에 이른다. GDP와 CPI의 경우 자기 자신을 제외하고는 4변수중 유가가 가장 중요한 충격변수임을 보여준다.

2. 표본이동 추정결과: 5변수 모형

4) 유가충격의 표준편차가 15.362%이기 때문에 1단위 표준편차의 유가충격에 대한 소비자물가의 1분기 반응은 0.500%(0.033%×15.362)가 된다.

외환위기와 글로벌 금융위기의 영향뿐만 아니라 지난 40년동안 외부환경과 제도적인 요인 등에 의해 국민경제가 급격하게 변화함에 전체기간에 걸친 분석결과가 왜곡될 여지가 충분히 있다. 따라서 여기서는 보다 신뢰성 있는 결과를 유추함은 물론 시기별로 유가의 충격여파가 크게 변하는가를 보기 위해 rolling regressions 방법을 이용하여 충격반응과 분산분해분석을 살펴본다.

<표 4>, <표 5>, <표 6>은 각각 20년, 25년, 30년을 단위로 표본을 순차적으로 80회, 60회, 40회 이동시키면서 얻은 누적충격반응들로부터 구한 평균과 표준편차를 보여주고 있다. 한 예로 <표 4>의 경우 먼저 1971:1부터 1990:4까지의 20년간 자료를 이용하여 식 (2)을 추정한 다음 표본을 하나 이동시켜 1971:2부터 1991:1까지의 기간을 추정하는 방식으로 순차적으로 표본을 계속 이동시켜 맨 마지막 80번째에는 1991:1부터 2010:4까지의 자료를 추정한다. 표본을 이동시키는 과정에서 1997:4부터 1998:2까지의 외환위기기간과 2008:4부터 2009:2까지의 글로벌 금융위기기간이 표본기간안에 포함되는 경우 전체기간의 경우와 마찬가지로 더미변수가 사용된다.⁵⁾ 이렇게 얻은 80개의 충격반응과 분산분해를 이용해 평균과 표준편차를 구한다. 20년, 25년, 30년 단위로 순차적으로 표본을 이동시키는 경우에도 대부분의 경우 공적분 관계가 1개 존재하기 때문에 식 (2)의 오차수정모형을 여기서도 동일하게 사용한다. 그러나 차분 VAR 모형을 이용하는 경우에도 6분기까지의 결과는 거의 유사하다.

<표 4>, <표 5>, <표 6>의 결과를 살펴보면 유가충격이 물가를 상승시키고 GDP와 M2를 떨어뜨리는 반면 원/달러환율은 초기에 하락했다가 상승한다는 전체기간의 결과와 전반적으로 크게 다르지 않다. 그러나 유가충격에 대한 반응의 크기와 통계적 유의성은 다르게 나타난다. <표 4>보다는 <표 5>, <표 5>보다는 <표 6>에서 통계적 유의성이 높다. 또한 GDP의 하락폭과 CPI의 상승폭이 마찬가지로 <표 4>보다는 <표 5>, <표 5>보다는 <표 6>에서 큰 것으로 나타났다.

또한 <그림 3>, <그림 4>, <그림 5>는 각각 <표 4>, <표 5>, <표 6>에 대응하는 충격반응곡선이나 누적충격반응이 아니라 각 분기별 반응만을 보여주고 있다. <표>와 마찬가지로 평균±한 단위 표준편차를 나타내는 신뢰구간이 <그림 3>의 경우 가장 넓다. 유가가 8분기 이상 GDP를 하락시키는 반면 CPI를 상승시킨다거나 M2를 적어도

5) 위기기간을 확장하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

4분기 정도 하락시키나 원/달러환율은 하락했다가 상승한다는 점은 전반적으로 크게 다르지 않다.

<표 4>와 <그림 3>이 보여주는 바와 같이 20년을 단위로 한 rolling regressions의 추정결과 유가충격에 대한 거시경제변수의 반응이 상대적으로 다른 경우보다 작고 통계적인 유의성도 떨어진다. 이는 추정 파라미터의 수에 비해 표본크기가 80개로 작고 따라서 외환위기나 글로벌 금융위기 등과 같은 예외적인 상황에 따라 더미변수가 고려됨에도 불구하고 추정결과가 크게 왜곡될 수 있기 때문에 나타나는 현상이라고 추측할 수 있다. 이 점을 확인하기 위해 <그림 6>은 80개의 충격반응곡선의 움직임을 3차원 그래프를 통해 모두 보여주고 있다. x축과 y축은 각각 표본이동회수와 충격 후 반응기간을 표시하며 z축은 충격반응결과를 보여준다. x축에서 1은 1971:1부터 1990:4까지의 기간을 이용해서 얻은 충격반응곡선을 나타내고 맨 마지막의 경우는 1991:1부터 2010:4까지의 기간을 이용해서 얻은 80번째 충격반응곡선을 표시한다.

먼저 원/달러환율 반응곡선을 살펴보면 외환위기기간을 포함하는 경우 더미변수를 사용함에도 불구하고 이 기간의 추정결과가 크게 왜곡되어 있어 다른 기간의 반응곡선의 차이가 크게 드러나지 않는다. 그럼에도 불구하고 글로벌 금융위기기간이 포함되는 경우 원/달러환율이 유가충격에 따라 다른 기간보다 크게 상승함을 알 수 있다. 유가상승충격에 따른 GDP의 반응곡선을 살펴보면 외환위기기간이 포함되는 경우 원/달러환율의 경우보다는 작지만 추정결과가 상당히 왜곡되어 있다. 또한 최근에 올수록 GDP의 하락 정도가 줄어들고 있으며 특히 글로벌 금융위기기간을 포함하는 경우가 현상은 더욱 커짐을 알 수 있다. 한편 유가상승충격에 대한 CPI의 반응은 1970년대 매우 컸으나 시간이 흐름에 따라 점점 줄어들고 있다. 기존 연구들에서 살펴본 바와 같이 유가상승충격에 따른 GDP 하락과 물가상승 현상이 약해지고 있음을 볼 수 있다. 마지막으로 유가충격에 따른 M2의 반응을 살펴보면 다른 변수에 비해 시간의 흐름에 따라 불규칙하게 변함을 알 수 있다. CPI와 M2 모두 외환위기기간을 포함하는 경우 환율이나 GDP와 마찬가지로 왜곡된 추정결과가 나타날 수 있다.

<표 7>은 3가지 경우에 대한 예측오차의 분산분해를 보여주고 있다. 추정단위기간이 20년이나 25년인 경우보다 30년인 경우 통계적인 유의성이 높다. 추정단위기간이 30년인 경우 유가충격이 원/달러환율의 분산을 설명하는 비율이 16.3%로 자기 자신의 충격을 제외한 다른 충격에 비해 설명력이 높다. GDP의 경우에는 유가충격의 설

명비율이 12.0%로 CPI나 M2에 비해 약간 작은 편이다. 유가충격이 CPI의 분산을 설명하는 비율은 20.0%로 원/달러나 GDP 또는 M2 충격보다 설명력이 높다. 마지막으로 M2의 분산을 설명하는 비율은 6.0%로 다른 충격에 비해 크지 않다. 이 경우에는 CPI 충격의 설명비율이 월등히 높은 것으로 나타났다.

3. 표본이동 추정결과: 2변수 모형

위에서 살펴본 바와 같이 짧은 기간에 걸쳐 5변수 모형을 추정하는 경우 추정해야 할 파라미터의 수가 많아짐에 따라 추정결과가 애매하거나 불안정적일 가능성이 클 뿐만 아니라 파라미터수가 표본수보다 클 경우에는 추정이 불가능하다. 따라서 여기서는 산업구조나 경제정책변화 등에 따라 유가충격에 대한 각 거시경제변수의 반응이 어떻게 변하는가를 살펴보기 위해 10년 단위로 2변수 모형을 추정해보기로 한다. 유가와 각 개별 거시경제변수로 구성된 2변수를 사용해 10년 단위로 표본을 이동시켜 공적분 검정을 120회 실시한 결과 상당수의 경우 공적분 관계가 존재하지 않기 때문에 여기서는 차분 VAR 모형을 추정하기로 한다. 2변수만 사용되기 때문에 변수선택의 문제가 발생하지만 추정에 사용되는 표본크기를 크게 줄일 수 있는 장점이 있다.

<그림 7>은 전체기간동안 10년을 추정단위기간으로 삼아 표본을 순차적으로 이동시킴으로써 2010년 4/4분기까지 120회 추정을 통해 얻은 120개의 충격반응곡선을 3차원 그래프로 나타낸 결과를 보여주고 있다. 앞의 경우와 마찬가지로 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간의 경우에는 더미변수가 추가되어 추정되었다. 그럼에도 불구하고 원/달러환율의 경우 69회부터 72회까지의 충격반응곡선을 포함시킬 때 이미 <그림 6>에서 살펴본 바와 같이 다른 충격반응곡선들의 차이가 드러나지 않기 때문에 이 4가지 경우를 <그림 7>에서 제외시켰다. 유가상승충격에 따라 원/달러환율이 하락하다가 상승하는 폭이 1990년대에 들어와 줄어들다가 2000년대에는 다시 상승하며 특히 글로벌 금융위기기간이 포함되는 경우 원/달러환율은 더욱 상승한다.

GDP는 1970년대에는 유가상승에 따라 크게 하락하였으나 2000년대에 들어와서는 그 하락폭이 크게 떨어짐은 물론 양(+)¹⁾의 값까지 보이고 있다. 이는 외환위기 이후 산업구조의 변화와 밀접한 관련을 갖고 있다. 예를 들어 1990년 우리나라 총수출 650억달러중 경공업제품과 중화학공업제품의 수출이 각각 250억달러와 368억달러였

으나 2010년에는 총수출 4664억달러중 경공업제품의 수출은 294억달러에 지나지 않았으나 중화학공업제품의 수출은 4255억달러에 달한다. 특히 유가와 상관성이 낮은 IT제품의 경우 1990년에는 수출액이 93억달러에 불과했으나 2010년에는 1264억달러에 이르고 있다. 또한 <표 8>이 보여주는 바와 같이 2000년대 이전에는 1-2%에 불과했던 석유·석탄(HS코드: 27)관련 제품의 수출비중이 2000년대 이후에는 5% 이상으로 상승한다. 뿐만 아니라 <그림 7>에서 알 수 있는 바와 같이 외환위기 이전에 비해 이후에 원/달러환율이 높게 유지되어 수출을 통한 경제성장에 유리하게 작용하였다.

CPI의 경우는 유가상승충격에 따라 초반에 크게 상승하는 모습을 보여주고 있는데 이 현상은 1990년대와 2000년대를 거치면서 점점 줄어든다. 그러나 글로벌 금융위기 기간을 포함하면 CPI의 반응은 다시 커진다. <표 8>이 보여주는 바와 같이 1990년대에 유가가 배럴당 10달러대에 머물렀음에 따라 수입에서 차지하는 석유·석탄관련 제품의 비중이 20%를 넘지 않아 유가가 물가에 미치는 영향이 과거보다 줄어든다. 2000년대 들어와 이 비중은 1990년대 이전과 마찬가지로 다시 20%대를 초과하나 1997년말 한국은행법의 개정으로 물가안정목표제가 도입되고 이에 따라 통화정책의 신뢰성이 높아짐에 따라 물가상승이 억제된다.

<그림 7>이 보여주는 바와 같이 M2의 반응도 초기에는 하락하다가 상승하는데 기간이 지나면서 M2의 증가폭이 작아진다. 그러나 글로벌 금융위기기간을 포함하는 경우 M2는 다시 증가함을 보인다.

<그림 8>은 글로벌 금융위기기간 또는 국내외의 저금리 정책기간의 효과를 배제하기 위해 2007년 4/4분기 이후 기간을 제외한 경우의 충격반응곡선을 보여주고 있다. 먼저 원/달러환율의 반응곡선을 보면 <그림 7>과 비교해 볼 때 2007년 4/4분기 이후 기간을 포함시키는 경우 유가상승충격이 원/달러환율을 그 어느 기간보다 크게 상승시킨다. 이런 현상이 나타나는 이유중의 하나로 정부의 고환율정책과의 연관성을 생각해 볼 수 있다. 한편 유가상승충격에 대한 GDP의 반응은 다른 변수의 경우와 달리 2007년 4/4분기 이후 기간을 포함하나 하지 않으나 크게 다르지 않다. 이는 이미 언급한 바와 같이 외환위기 이후 산업구조의 변화와 밀접한 관련을 갖고 있다고 판단된다. 유가가 CPI에 미치는 영향은 2007년 4/4분기 이후 기간을 배제하는 경우 기존 연구에서 살펴본 바와 같이 지속적으로 하락한다. M2의 경우도 CPI와 마찬가지로

2007년 4/4분기 이후 기간을 제외하면 유가상승충격이 M2를 지속적으로 하락시킨다. 이러한 차이는 글로벌 금융위기 이후 저금리정책의 영향으로 통화량이 늘어남에 따른 결과이다. 이와 같이 2007년 4/4분기 이후 기간을 포함하는 경우 유가상승충격이 전보다 소비자물가를 더욱 상승시킴은 물론 원/달러환율과 M2를 초기에 하락시켰다가 크게 상승시키는데 이러한 현상은 국내외의 저금리정책과 고환율정책에 기인하는 바가 크다. 따라서 최근의 인플레이션은 유가상승뿐만 아니라 고환율과 저금리 정책 기조에 기인하고 유가상승 또한 일정 부분 세계적인 경기부양정책에 따른 수요증가에 의해 발생했기 때문에 비용인상 인플레이션인 측면뿐만 아니라 수요견인 인플레이션 측면을 가지고 있다.

이 점을 부연 설명하기 위해 <표 9>를 살펴보자. <표 9>는 글로벌 금융위기 전후인 2007년과 2010년 사이에 주요 경제변수가 어떻게 변화하였는가를 보여주고 있다. 2007년과 2010년 사이에 유가는 4.2% 상승하였으나 소비자물가는 9.7% 상승하였다. 489개 품목중 6개 품목으로 구성된 석유류가 소비자물가에서 차지하는 비중이 5.39%임에 비추어 볼 때 소비자물가상승률이 과도하거나 다른 요인에 의해 그 영향 받았음을 알 수 있다.

Blanchard and Gali(2007)는 1990년부터 2000년대 사이에 유가충격의 부정적인 효과가 줄어든 이유로 (a) 통화정책의 신뢰성 강화, (b) 원유가 경제에서 차지하는 비중 감소, (c) 임금경직성 완화 등을 들고 있다. 따라서 글로벌 금융위기 이후 물가에 대한 유가충격의 효과가 크게 증가한 원인을 반대로 이 세 가지 이유로부터 먼저 찾아보고자 한다.

첫째로 확장적인 통화정책은 시차를 두고 물가를 상승시키는데 <표 9>는 M2가 저금리정책의 영향으로 지난 3년동안 37%나 증가했음을 보여준다. 둘째로 <표 9>에 따르면 석유·석탄(HS코드: 27)의 수입이 달러표시 GDP에서 차지하는 비중이 2007년 9.2%에서 2010년에 12.09%로 31.4%나 상승하였다. 셋째로 <표 9>는 평균임금(전산업) 상승률이 지난 3년간 8.6%로 소비자물가상승률 9.7%나 실질 GDP 증가율 9.0%보다 낮은 것으로 나타났다. 따라서 Blanchard and Gali(2007)가 언급한 세 가지 원인중 (a)와 (b)는 우리가 직면한 최근 유가충격효과의 악화를 잘 설명하나 (c)는 그렇지 못한 것으로 보인다. 넷째로 유가상승이나 임금인상 이외에 원자재가격 상승을 통한 비용인상인플레이션을 생각해 볼 수 있는데 <표 9>는 CRB 현물지수가 유가

와 달리 지난 3년간 오히려 13.1% 하락한 것으로 나타났다. 따라서 임금인상이나 원자재가격 상승 등이 유가충격의 부정적인 효과를 악화시킨 원인이라 보기는 어렵다.

다섯째로 원화가치의 하락은 수입물가를 올려 소비자물가를 상승시킨다. <표 9>는 원/달러환율이 3년 사이에 24.4%나 상승했음을 보여준다. 이미 <그림 7>에서 살펴본 바와 같이 유가충격에 원/달러환율은 소비자물가나 M2와 유사하게 반응한다. 마지막으로 유가인상은 소비재들의 생산비용을 상승시켜 소비자물가를 유가인상폭 이상으로 상승시킬 수 있다. 특히 기업들이 유가인상에 직면해서는 바로 제품가격을 인상하는 반면 유가하락시에는 제품가격을 인하하지 않는 경우 물가에 대한 유가충격의 부정적인 효과는 더욱 커진다.

4. 비대칭효과

일반적으로 물가의 하방경직성과 통화정책의 비대칭성 등으로 유가가 상승할 때와 하락할 때의 효과가 다른 것으로 알려져 있다. 이 점을 확인하기 위해 여기서는 유가변화를 유가+ 와 유가-로 나누어 각각의 충격에 대한 거시경제변수의 반응을 6변수 오차수정모형을 통해 살펴보고자 한다. 유가+는 유가변화율이 양(+)일 때는 그 자료가 그대로 사용되는 반면 음(-)일 때는 0으로 대체된 변수이다. 반대로 유가-는 유가변화율이 음(-)일 때는 원래의 자료가 그대로 사용되는 반면 양(+)일 때는 0으로 대체된 변수이다.

<표 10>은 변수의 순서가 유가+, 유가-, 원/달러환율, GDP, CPI, M2일 때 각각 유가+에 1%의 양(+)의 충격과 유가-에 1%의 음(-)의 충격이 주어졌을 때 각 거시경제변수의 누적충격반응을 나타낸다. 유가+에 대한 1% 상승충격에 원/달러환율은 처음에 하락하였다가 5분기 이후 상승하는데 전반의 하락폭보다는 후반의 상승폭이 훨씬 크고 통계적으로 유의적이다. 반면 유가-에 대한 1% 하락충격에 원/달러환율은 처음에 상승했다가 하락하는데 유가+의 경우와 달리 1분기의 상승폭만이 통계적으로 유의적이다. GDP의 경우에는 장기적으로 유가+의 상승충격에 대한 GDP의 하락폭이 유가-의 하락충격에 대한 GDP의 상승폭보다 크다. 유가+에 대한 1% 상승충격에 CPI는 지속적으로 상승하며 3분기 이후부터는 통계적인 유의성이 매우 높다. 반면 유가-에 대한 1% 하락충격에 CPI는 일시적으로 하락하기는 하나 통계적인 유의성은

없다. 마지막으로 유가+에 대한 1% 상승충격에 M2는 초기에 감소하며 통계적인 유의성도 매우 높다. 반면 유가-에 대한 1% 하락충격에 M2는 크게 증가하지 않는다.

요약하면 전반적으로 유가변화는 거시경제변수에 비대칭적인 효과를 가지며 특히 이 효과는 소비자물가와 원/달러환율에서 크게 나타난다. <표 11>은 변수의 순서가 유가-, 유가+, 원/달러환율, GDP, CPI, M2일 때 각각 유가-에 1%의 음(-)의 충격과 유가+에 1%의 양(+의 추격이 주어졌을 때 각 거시경제변수의 누적충격반응을 나타낸다. 변수의 순서가 바뀌는 경우에도 기본적인 결과에는 큰 차이가 없다.

5. CRB 지수와 기타 거시경제변수

여기서는 먼저 유가 이외에 국제 원자재 가격지수 중의 하나인 CRB 현물지수에 대한 충격효과를 살펴보기로 한다. CRB지수는 22개 상품가격에 동일한 가중치를 주는데 그중 하나가 원유이기 때문에 변수의 순서를 유가, CRB지수, 원/달러환율, GDP, CPI, M2의 순으로 한 경우를 살펴본다.

<표 12>에 따르면 유가상승충격은 원/달러환율을 일시적으로 약간 하락시켰다가 다시 상승시키는 반면 원자재가격 상승충격은 유가상승충격에 비해 원/달러환율을 장기간 더 크게 하락시킨다. GDP의 경우에도 유가상승충격보다는 원자재가격 상승충격에 서서히 반응하나 충격의 부정적인 효과는 더 크고 지속적이다. 6분기 이후 유가상승충격보다는 CRB 지수 상승충격이 GDP를 3배 이상 더 하락시킨다. CPI의 경우는 유가의 경우와 달리 1분기부터 원자재가격의 상승충격에 반응해 크게 상승하며 그 부정적인 효과는 GDP의 경우처럼 장기간 지속된다.

<표 13>은 5변수 오차수정모형에서 CPI대신 GDP 디플레이터, GDP대신 GNI, M2대신 본원통화 또는 M1이 사용된 경우를 보여준다. 먼저 CPI대신 GDP 디플레이터가 사용되는 경우 GDP 디플레이터는 소비재가 아니라 국내에서 생산되는 최종 재화와 서비스의 가격변동을 반영하기 때문에 유가충격에 대해 소비자물가보다 덜 반응한다. GDP대신 GNI가 사용되는 경우 유가상승충격이 GNI를 하락시키는 부정적인 효과는 GDP를 하락시키는 효과보다 장기적으로 2배 이상 큰 것으로 나타났다.

M2대신 본원통화를 사용하는 경우 유가상승충격에 본원통화가 M2보다 더 많이 줄어드는 것을 알 수 있다. 유가상승에 따른 물가상승을 억제하기 위해 통화당국이

그렇지 않은 경우보다 본원통화를 덜 공급했기 때문일 것이다. 그러나 M1 말잔 또는 평잔을 사용하는 경우에는 M2의 경우와 크게 다르지 않다.

VI. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 오차수정모형과 VAR 모형을 통해 지난 40년간 유가충격이 원/달러 환율, 국민소득, 물가, 통화량 등의 거시경제변수에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다.

먼저 20년, 25년, 30년을 단위로 표본을 순차적으로 이동시키면서 5변수 오차수정모형을 각각 80회, 60회, 40회 추정함으로써 얻은 결과들을 이용해 유가가 거시경제변수에 통계적으로 유의적인 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 비교결과 30년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 오차수정모형을 추정하는 경우 충격반응과 분산분해의 통계적 유의성이 가장 높은 것으로 나타났다. 이 경우 유가가 1% 상승함에 따라 대략 6분기 동안 소비자물가는 0.104% 상승하는 반면 GDP와 M2는 각각 0.042%와 0.034% 하락한다. 반면 원/달러환율은 초기에는 하락하다 1년 후 상승세로 돌아선다.

또한 유가가 산업구조 또는 경제정책의 변화에 따라 거시경제변수에 미치는 영향이 어떻게 달라졌는가를 살펴보기 위해 10년 단위로 표본을 순차적으로 이동시켜 2변수 차분 VAR 모형을 120회 추정하였다. 추정결과 유가충격에 대한 소비자물가와 M2의 반응은 1990년대 이후 점진적으로 약해지는 반면 글로벌 금융위기 이후에는 원/달러환율, 소비자물가, M2의 충격반응이 모두 커진다. 한편 GDP에 대한 부정적인 효과는 1990년대말부터 약화된다. 이러한 거시경제변수의 반응변화는 고환율과 국내 외의 저금리정책, 그리고 국내산업구조의 변화와 밀접한 연관성을 갖는 것으로 보인다. 특히 글로벌 금융위기 이후를 포함하는 경우 유가가 물가에 미치는 부정적인 영향이 과거에 비해 더 커지는데 이는 임금인상이나 원자재가격 상승 등과 같은 공급측면보다는 통화공급의 확대와 원/달러환율의 상승과 같은 수요측면의 문제에 기인한다. 따라서 최근의 인플레이션은 비용인상인플레이션 측면뿐만 아니라 수요견인인플레이션 측면도 가지고 있음을 알 수 있다.

한편 물가의 하방경직성과 통화정책의 비대칭성 등으로 유가가 상승할 때와 하락

할 때 거시경제변수의 반응이 달라지는가를 검증하기 위해 유가를 유가+ 와 유가-로 나누어 6변수 오차수정모형을 추정하였다. 실증분석결과 유가는 하락할 때보다 상승할 때 거시경제변수에 더 큰 영향을 미치는데 이 비대칭효과는 특히 소비자물가와 원/달러환율에서 크게 나타난다.

마지막으로 비용인상 인플레이션 측면에서 유가외에 국제 원자재 가격지수중의 하나인 CRB 지수에 대한 충격효과를 살펴보았다. 실증분석결과는 유가보다는 CRB 지수로 측정된 원자재가격이 국민경제에 더 지속적으로 부정적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

참고문헌

- 김기호·윤성훈(2009), “소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성·비선형성 분석,” 『국제경제연구』 제15권 제2호, 131-152.
- 이근영·정한영(2002), “유가상승이 국민소득, 물가 및 통화정책에 미치는 영향,” 『금융연구』 제16권 제2호, 103-129.
- Balke, N. S., S. P. A. Brown, and M. Yücel(1999), "Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?" Working Paper, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Barky, R. and L. Killian(2002), "Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative," *NBER Macroeconomics Annual 2001*, May 137-183.
- Bernake, B. S., M. Gertler, and M. Watson(1997), "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 91-157.
- Blanchard, O. J. and J. Gali(2007), "The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s?" NBER Working Paper No. 13368.
- Bruno, M. and J. Sachs(1985), *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Burbidge, J. and A. Harrison(1984), "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions," *International Economic Review* 25, 459-484.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans(1996), "The Effect of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *Review of Economics and Statistics* 78, 16-34.
- De Gregorio, J., O. Landerretche, and C. Neilson(2007), "Another Passthrough Bites the Dust? Oil Prices and Inflation," mimeo.
- Edelstein, P. and L. Killian(2007), "Retail Energy Prices and Consumer Expenditures," University of Michigan, mimeo.

Gisser, M. and T. H. Goodwin(1986), "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions," *Journal of Money, Credit, and Banking* 18, 95-103.

Hamilton, J. D.(1983), "Oil and the Macroeconomy Since World War II," *Journal of Political Economy* 96, 593-617.

Hamilton, J. D.(1996), "This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics* 38, 215-220.

Hamilton, J. D.(2000), "What Is an Oil Shock?" NBER Working Paper No. 7755.

Herrera, A. M. and E. Pesavento(2007), "Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and the Great Moderation," Michigan State University, mimeo.

Hooker, M. A.(2002), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 540-561.

Lee, K., S. Ni, and R. A. Ratti (1995), "Oil Shock and the Macroeconomy: The Role of Price Variability," *Energy Journal* 16, 39-56.

Mork, K. A.(1989), "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy* 91, 740-744.

Mork, K. A., Ø. Olsen, and H. T. Mysen(1994), "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries," *Energy Journal* 15, 19-35.

Raymond, J. E. and R. W. Rich(1997), "Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach," *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 193-213.

Stock, J. H. and M. W. Watson(1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61, 783-820.

Trehan, B.(1986), "Oil Prices, Exchange Rates and the U.S. Economy: An Empirical Investigation," Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review, No.4, 25-43.

<표 1> 공적분 검정: Johansen 검정

| | H_0 | λ_{\max} | λ_{\max} 임계치(95) | trace | trace 임계치(95%) |
|----|-------|------------------|-----------------------------|--------|-------------------|
| 상수 | r=0 | 45.253 | 33.538 | 94.140 | 70.517 |
| | r≤1 | 22.138 | 27.073 | 48.887 | 49.097 |
| 추세 | r=0 | 39.432 | 36.855 | 86.965 | 82.551 |
| | r≤1 | 22.920 | 30.916 | 47.534 | 58.957 |

주: 1) $H_0: r=0$ 은 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설을 표시.

2) $H_0: r≤1$ 은 공적분 벡터가 최대 1개 존재한다는 귀무가설을 표시.

<표 2> 1% 유가상승충격에 대한 누적반응(전체기간)

| 시차(분기) | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
|--------|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
| 1 | -0.055 (0.018)** | 0.015 (0.014) | 0.033 (0.015)* | -0.010 (0.015) |
| 2 | -0.045 (0.028) | -0.007 (0.020) | 0.051 (0.022)* | -0.025 (0.021) |
| 3 | -0.015 (0.035) | -0.023 (0.025) | 0.072 (0.028)** | -0.035 (0.025) |
| 4 | 0.001 (0.042) | -0.040 (0.030) | 0.083 (0.034)* | -0.039 (0.029) |
| 5 | 0.079 (0.045)+ | -0.051 (0.032) | 0.108 (0.034)** | -0.038 (0.032) |
| 6 | 0.106 (0.047)* | -0.061 (0.033)+ | 0.122 (0.025)** | -0.044 (0.035) |
| 12 | 0.081 (0.051) | -0.062 (0.034)+ | 0.131 (0.061)* | -0.044 (0.051) |
| 24 | 0.080 (0.056) | -0.066 (0.038)+ | 0.132 (0.080)+ | -0.048 (0.085) |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 3> 예측오차의 분산분해(전체기간, 24분기)

| | 설명비율 | | | | |
|------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 유가 | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
| W/\$ | 0.050 (0.074) | 0.921 (0.102)** | 0.002 (0.084) | 0.009 (0.054) | 0.017 (0.057) |
| GDP | 0.226 (0.073)** | 0.226 (0.039)** | 0.508 (0.100)** | 0.009 (0.050) | 0.030 (0.023) |
| CPI | 0.236 (0.043)** | 0.045 (0.104) | 0.002 (0.042) | 0.701 (0.086)** | 0.015 (0.110) |
| M2 | 0.034 (0.053) | 0.124 (0.040)** | 0.023 (0.039) | 0.339 (0.037)** | 0.479 (0.086)** |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 4> 1% 유가상승충격에 대한 누적반응(20년씩 80회 표본 이동시킨 경우)

| 시차(분기) | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
|--------|-------------------|-------------------|------------------|--------------------------------|
| 1 | -0.031 (0.050) | 0.013 (0.009) | 0.007 (0.018) | -0.013 (0.008) ⁺ |
| 2 | 0.000 (0.041) | -0.012 (0.009) | 0.017 (0.027) | -0.016 (0.011) |
| 3 | 0.011 (0.039) | -0.009 (0.017) | 0.036 (0.032) | -0.028 (0.017) |
| 4 | 0.004 (0.059) | -0.015 (0.028) | 0.045 (0.038) | -0.024 (0.022) |
| 5 | 0.069 (0.070) | -0.031 (0.029) | 0.061 (0.047) | -0.018 (0.032) |
| 6 | 0.091 (0.079) | -0.033 (0.032) | 0.069 (0.055) | -0.022 (0.036) |
| 12 | 0.105 (0.088) | -0.036 (0.025) | 0.069 (0.061) | -0.008 (0.050) |
| 24 | 0.097 (0.090) | -0.037 (0.025) | 0.086 (0.082) | -0.008 (0.076) |

주: 1) + 은 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 5> 1% 유가상승충격에 대한 누적반응(25년씩 60회 표본 이동시킨 경우)

| 시차(분기) | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
|--------|-------------------|--------------------------------|-------------------------------|---------------------------------|
| 1 | -0.047 (0.031) | 0.012 (0.006) ⁺ | 0.008 (0.018) | -0.015 (0.008) [*] |
| 2 | -0.017 (0.022) | -0.011 (0.007) | 0.020 (0.026) | -0.022 (0.012) ⁺ |
| 3 | -0.002 (0.026) | -0.013 (0.014) | 0.041 (0.029) | -0.035 (0.011) ^{**} |
| 4 | -0.013 (0.039) | -0.018 (0.023) | 0.052 (0.033) | -0.033 (0.011) ^{**} |
| 5 | 0.058 (0.053) | -0.034 (0.023) | 0.070 (0.043) ⁺ | -0.031 (0.015) [*] |
| 6 | 0.081 (0.059) | -0.039 (0.026) | 0.081 (0.050) | -0.035 (0.019) ⁺ |
| 12 | 0.095 (0.071) | -0.047 (0.024) ⁺ | 0.103 (0.066) | -0.027 (0.049) |
| 24 | 0.094 (0.075) | -0.055 (0.029) ⁺ | 0.122 (0.091) | -0.019 (0.105) |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 6> 1% 유가상승충격에 대한 누적반응(30년씩 40회 표본 이동시킨 경우)

| 시차(분기) | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
|--------|--------------------|--------------------------------|--------------------|--------------------------------|
| 1 | -0.048 (0.022)* | 0.013 (0.003)** | 0.016 (0.015) | -0.014 (0.006)* |
| 2 | -0.020 (0.016) | -0.009 (0.005) ⁺ | 0.030 (0.021) | -0.026 (0.013)* |
| 3 | 0.000 (0.027) | -0.015 (0.005)** | 0.052 (0.023)* | -0.038 (0.011)** |
| 4 | -0.001 (0.022) | -0.021 (0.013) ⁺ | 0.067 (0.023)** | -0.034 (0.016)* |
| 5 | 0.077 (0.026)** | -0.038 (0.012)** | 0.090 (0.030)** | -0.031 (0.019) ⁺ |
| 6 | 0.102 (0.026)** | -0.042 (0.014)** | 0.104 (0.034)** | -0.034 (0.024) |
| 12 | 0.117 (0.039)** | -0.047 (0.015)** | 0.135 (0.044)** | -0.010 (0.069) |
| 24 | 0.126 (0.053)* | -0.052 (0.021)* | 0.167 (0.073)* | 0.030 (0.136) |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 7> 예측오차의 분산분해(24개월)

| 추정 단위기간 | 변수 | 설명비율 | | | | |
|------------|------|-------------------|-------------------------------|--------------------|-------------------------------|--------------------|
| | | 유가 | W/\$ | GDP | CPI | M2 |
| 20년 | W/\$ | 0.164 (0.140) | 0.583 (0.116)** | 0.103 (0.075) | 0.042 (0.051) | 0.109 (0.117) |
| | GDP | 0.119 (0.134) | 0.126 (0.096) | 0.472 (0.233)* | 0.173 (0.158) | 0.109 (0.103) |
| | CPI | 0.128 (0.130) | 0.079 (0.088) | 0.066 (0.082) | 0.608 (0.170)** | 0.119 (0.130) |
| | M2 | 0.035 (0.041) | 0.076 (0.113) | 0.069 (0.085) | 0.125 (0.118) | 0.694 (0.273)** |
| 25년 | W/\$ | 0.145 (0.129) | 0.668 (0.103)** | 0.088 (0.059) | 0.040 (0.044) | 0.060 (0.055) |
| | GDP | 0.150 (0.108) | 0.073 (0.047) | 0.561 (0.161)** | 0.113 (0.121) | 0.104 (0.110) |
| | CPI | 0.155 (0.111) | 0.034 (0.031) | 0.076 (0.070) | 0.669 (0.132)** | 0.065 (0.054) |
| | M2 | 0.045 (0.049) | 0.039 (0.043) | 0.129 (0.170) | 0.205 (0.161) | 0.583 (0.276)* |
| 30년 | W/\$ | 0.163 (0.065)* | 0.696 (0.070)** | 0.051 (0.041) | 0.057 (0.033) ⁺ | 0.034 (0.022) |
| | GDP | 0.120 (0.081) | 0.058 (0.031) ⁺ | 0.515 (0.197)** | 0.149 (0.154) | 0.158 (0.129) |
| | CPI | 0.200 (0.087)* | 0.032 (0.030) | 0.019 (0.018) | 0.713 (0.095)** | 0.037 (0.029) |
| | M2 | 0.060 (0.051) | 0.058 (0.051) | 0.073 (0.123) | 0.262 (0.138) ⁺ | 0.547 (0.232)* |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 8> 석유·석탄(HS코드: 27)의 수출입 규모(단위: 백만달러)

| | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 |
|------|----------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|
| 수출액 | 81 | 953 | 697 | 2,472 | 9,376 | 15,709 | 32,580 |
| 수출비중 | 0.01(39) | 0.03(11) | 0.01(41) | 0.02(11) | 0.05(4) | 0.05(5) | 0.07(6) |
| 수입액 | 6,639 | 7,369 | 11,023 | 19,013 | 38,077 | 67,556 | 122,597 |
| 수입비중 | 0.30(1) | 0.23(1) | 0.16(2) | 0.14(3) | 0.24(1) | 0.26(1) | 0.29(1) |
| 수지 | -6,558 | -6,415 | -10,326 | -16,542 | -28,702 | -51,847 | -90,017 |

주: 1) ()안의 숫자는 수출액 또는 수입액 순위를 표시.

<표 9> 글로벌 금융위기 전후 주요 경제변수 추이

| 변수 | 단위 | 2007 | 2010 | 변화율 |
|------------|----------|---------|----------|-------|
| 유가 | 달러 | 76.6 | 79.8 | 4.2 |
| CPI | 2005=100 | 104.8 | 116.1 | 9.7 |
| W/\$ | | 929.20 | 1,156.26 | 24.4 |
| M2 | 조 | 1,197.1 | 1,639.7 | 37.0 |
| 실질GDP | 조 | 956.5 | 1,042.1 | 9.0 |
| 임금 | 천원 | 2,560.5 | 2,780.7 | 8.6 |
| 석유·석탄 수입비중 | % | 9.20 | 12.09 | 31.4 |
| CRB 현물지수 | 1967=100 | 331.25 | 287.88 | -13.1 |

주: 1) M2은 계절조정된 평잔을 표시.

2) 임금은 전산업의 임금을 표시.

2) 석유·석탄(HS코드: 27)의 수입비중은 달러표시 GDP 대비임을 표시.

<표 10> 유가 1%와 -1% 충격에 대한 누적반응(30년단위, 순서: 유가+, 유가-)

| 분기 | W/\$ | | GDP | | CPI | | M2 | |
|----|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|-------------------|---------------------|------------------|
| | 유가+ | 유가- | 유가+ | 유가- | 유가+ | 유가- | 유가+ | 유가- |
| 1 | -0.034 (0.023) | 0.127 (0.026)** | 0.014 (0.004)** | -0.005 (0.014) | 0.027 (0.021) | 0.024 (0.017) | -0.017 (0.006)** | 0.013 (0.013) |
| 2 | -0.047 (0.029) | 0.014 (0.039) | -0.014 (0.011) | 0.019 (0.007)** | 0.043 (0.030) | 0.016 (0.018) | -0.036 (0.011)** | 0.002 (0.016) |
| 3 | -0.048 (0.038) | -0.053 (0.053) | -0.007 (0.015)* | 0.050 (0.016)** | 0.070 (0.029)* | -0.012 (0.013) | -0.045 (0.012)** | 0.021 (0.021) |
| 4 | -0.028 (0.041) | 0.014 (0.063) | -0.027 (0.020) | 0.029 (0.018) | 0.089 (0.027)** | -0.024 (0.015) | -0.040 (0.011)** | 0.022 (0.032) |
| 5 | 0.071 (0.044) | -0.033 (0.069) | -0.045 (0.022)* | 0.045 (0.017)** | 0.129 (0.034)** | -0.016 (0.020) | -0.024 (0.014)* | 0.051 (0.042) |
| 6 | 0.103 (0.040)** | -0.054 (0.072) | -0.059 (0.020)** | 0.051 (0.021)* | 0.153 (0.040)** | -0.005 (0.024) | -0.025 (0.016) | 0.068 (0.046) |
| 12 | 0.124 (0.049)* | -0.040 (0.058) | -0.079 (0.031)** | 0.035 (0.029) | 0.225 (0.056)** | 0.018 (0.041) | 0.022 (0.051) | 0.093 (0.076) |
| 24 | 0.155 (0.062)* | -0.025 (0.065) | -0.099 (0.046)* | 0.031 (0.045) | 0.298 (0.091)** | 0.040 (0.061) | 0.089 (0.112) | 0.122 (0.133) |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 11> 유가 -1%와 1% 충격에 대한 누적반응(30년단위, 순서: 유가-, 유가+)

| 분기 | W/\$ | | GDP | | CPI | | M2 | |
|----|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|
| | 유가- | 유가+ | 유가- | 유가+ | 유가- | 유가+ | 유가- | 유가+ |
| 1 | 0.129 (0.024)** | -0.008 (0.016) | -0.009 (0.012) | 0.012 (0.006)+ | 0.013 (0.010) | 0.031 (0.022) | 0.018 (0.013) | -0.015 (0.007)* |
| 2 | 0.030 (0.035) | -0.046 (0.030) | 0.023 (0.006)** | -0.010 (0.012)** | -0.001 (0.009) | 0.045 (0.031) | 0.014 (0.015) | -0.036 (0.014)** |
| 3 | -0.032 (0.051) | -0.061 (0.039) | 0.048 (0.010)** | 0.004 (0.021)** | -0.036 (0.012)** | 0.067 (0.031)* | 0.036 (0.019)+ | -0.041 (0.014)** |
| 4 | 0.023 (0.056) | -0.028 (0.044) | 0.036 (0.011)** | -0.020 (0.025) | -0.055 (0.020)** | 0.084 (0.028)** | 0.035 (0.031) | -0.037 (0.013)** |
| 5 | -0.055 (0.059) | 0.062 (0.054) | 0.058 (0.012)** | -0.035 (0.027) | -0.062 (0.024)** | 0.126 (0.034)** | 0.056 (0.040) | -0.015 (0.017) |
| 6 | -0.087 (0.064) | 0.090 (0.051)+ | 0.068 (0.018)** | -0.049 (0.025)* | -0.059 (0.027)* | 0.151 (0.039)** | 0.072 (0.044) | -0.013 (0.018) |
| 12 | -0.081 (0.061) | 0.114 (0.047)* | 0.061 (0.025)* | -0.067 (0.034)* | -0.064 (0.046) | 0.228 (0.053)** | 0.078 (0.081) | 0.041 (0.042) |
| 24 | -0.078 (0.070) | 0.148 (0.058)* | 0.064 (0.040) | -0.092 (0.049)+ | -0.068 (0.070) | 0.305 (0.089)** | 0.081 (0.145) | 0.115 (0.096) |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 12> 유가와 CRB 1% 상승충격에 대한 누적반응(30년단위, 순서: 유가, CRB)

| 분기 | W/\$ | | GDP | | CPI | | M2 | |
|----|--------------------|--------------------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------------------|-------------------------------|
| | 유가 | CRB | 유가 | CRB | 유가 | CRB | 유가 | CRB |
| 1 | -0.050 (0.022)* | -0.090 (0.063) | 0.012 (0.003)** | 0.023 (0.009)** | 0.015 (0.016) | 0.047 (0.015)** | -0.014 (0.007)* | -0.025 (0.019) |
| 2 | -0.022 (0.019) | -0.148 (0.086) ⁺ | -0.010 (0.005)* | 0.035 (0.016)* | 0.028 (0.019) | 0.093 (0.032)** | -0.025 (0.013) ⁺ | -0.033 (0.048) |
| 3 | -0.003 (0.022) | -0.098 (0.059) ⁺ | -0.013 (0.004)** | 0.006 (0.025) | 0.047 (0.018)** | 0.101 (0.042)* | -0.038 (0.011)** | -0.061 (0.055) |
| 4 | 0.001 (0.020) | -0.103 (0.064) | -0.017 (0.012)* | -0.012 (0.032) | 0.056** (0.016) | 0.126 (0.048)** | -0.034 (0.017) ⁺ | -0.055 (0.073) |
| 5 | 0.081 (0.023)** | -0.088 (0.057) | -0.031 (0.011)** | -0.080 (0.031)** | 0.077** (0.020) | 0.236 (0.060)** | -0.031 (0.021) | -0.010 (0.081) |
| 6 | 0.101 (0.019)** | -0.121 (0.057)* | -0.031 (0.012)** | -0.098 (0.031)** | 0.088** (0.022) | 0.276 (0.067)** | -0.036 (0.026) | -0.019 (0.104) |
| 12 | 0.113 (0.032)** | 0.029 (0.123) | -0.024 (0.012)* | -0.207 (0.057)** | 0.094** (0.029) | 0.507 (0.139)** | -0.012 (0.068) | 0.081 (0.134) |
| 24 | 0.116 (0.049)* | 0.112 (0.112) | -0.013 (0.021) | -0.244 (0.120)* | 0.095* (0.044) | 0.669 (0.219)** | 0.017 (0.119) | 0.253 (0.147) ⁺ |

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 13> 1% 유가상승충격에 대한 대체변수의 누적반응(30년단위, 5변수)

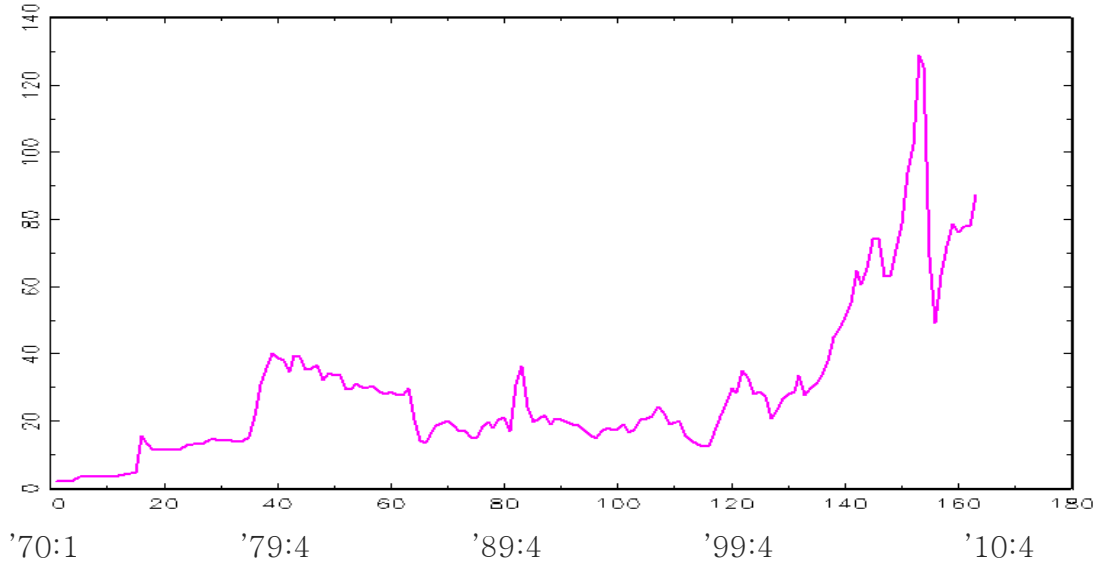
| 시차(분기) | CPI⇒DEF | GDP⇒GNI | M2⇒본원통화 | M2⇒M1 | M2⇒M1(평균) |
|--------|-------------------------------|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------------------|
| 1 | 0.013 (0.018)* | 0.002 (0.005) | 0.044 (0.020)* | 0.007 (0.013) | -0.019 (0.010)* |
| 2 | 0.021 (0.017) | -0.050 (0.009)** | -0.018 (0.022) | 0.016 (0.025) | -0.010 (0.012) |
| 3 | 0.023 (0.013) | -0.058 (0.011)** | 0.023 (0.024) | -0.020 (0.021) | -0.013 (0.020) |
| 4 | 0.043 (0.025) ⁺ | -0.071 (0.016)** | -0.063 (0.029)* | -0.020 (0.022) | -0.036 (0.019) ⁺ |
| 5 | 0.060 (0.030)* | -0.101 (0.021)** | -0.108 (0.029)** | -0.013 (0.025) | -0.036 (0.025) |
| 6 | 0.053 (0.026)* | -0.106 (0.024)** | -0.068 (0.029)* | -0.039 (0.025) | -0.049 (0.030) |
| 12 | 0.055 (0.031) ⁺ | -0.127 (0.033)** | -0.124 (0.089) | 0.008 (0.036) | -0.015 (0.042) |
| 24 | 0.049 (0.048) | -0.152 (0.046)** | -0.117 (0.114) | 0.031 (0.066) | -0.012 (0.093) |

주: 1) A⇒B: 5변수중 변수 A를 B로 대체한 경우를 표시.

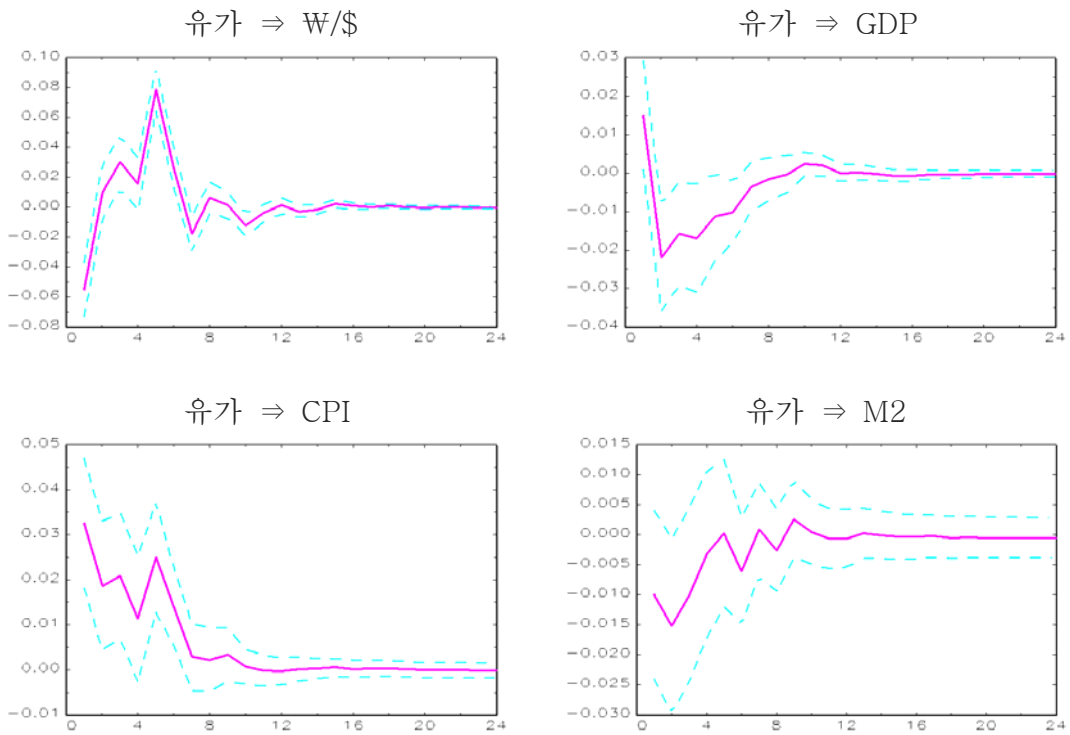
2) DEF: GDP 디플레이터를 표시.

3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

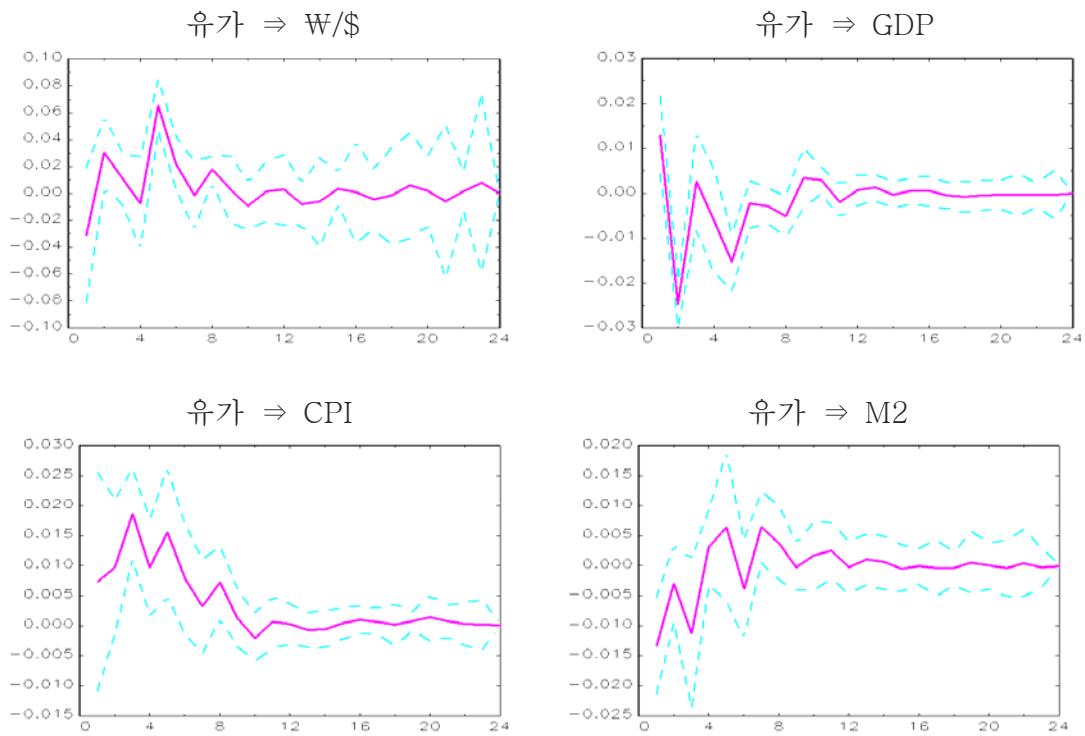
<그림 1> 유가 추이



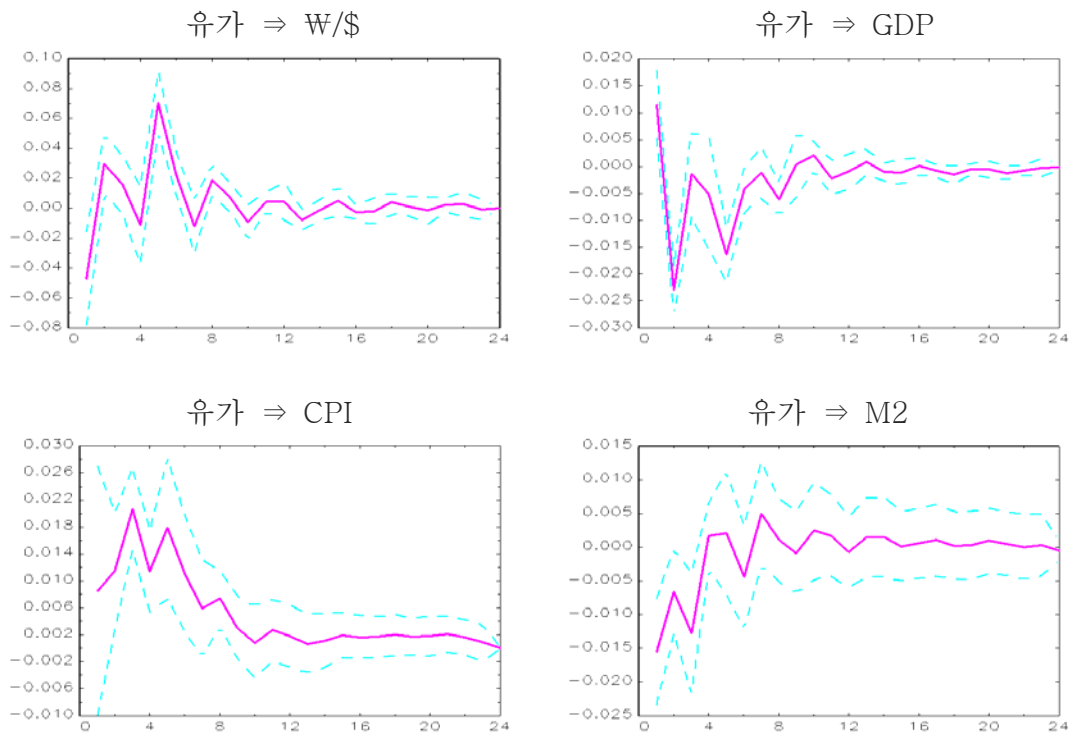
<그림 2> 1% 유가상승충격에 대한 반응곡선(전체기간)



<그림 3> 1% 유가상승충격에 대한 평균반응곡선(20년씩 80회 표본 이동시킨 경우)

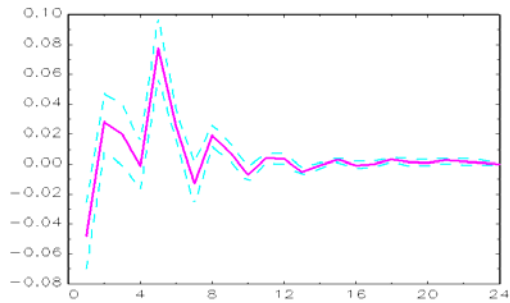


<그림 4> 1% 유가상승충격에 대한 평균반응곡선(25년씩 60회 표본 이동시킨 경우)

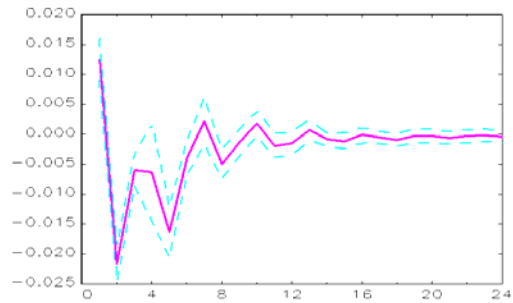


<그림 5> 1% 유가상승충격에 대한 평균반응곡선(30년씩 40회 표본 이동시킨 경우)

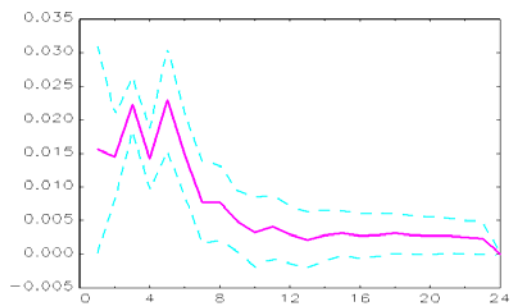
유가 \Rightarrow W/\$



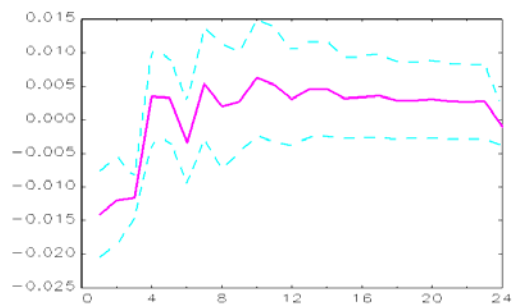
유가 \Rightarrow GDP



유가 \Rightarrow CPI

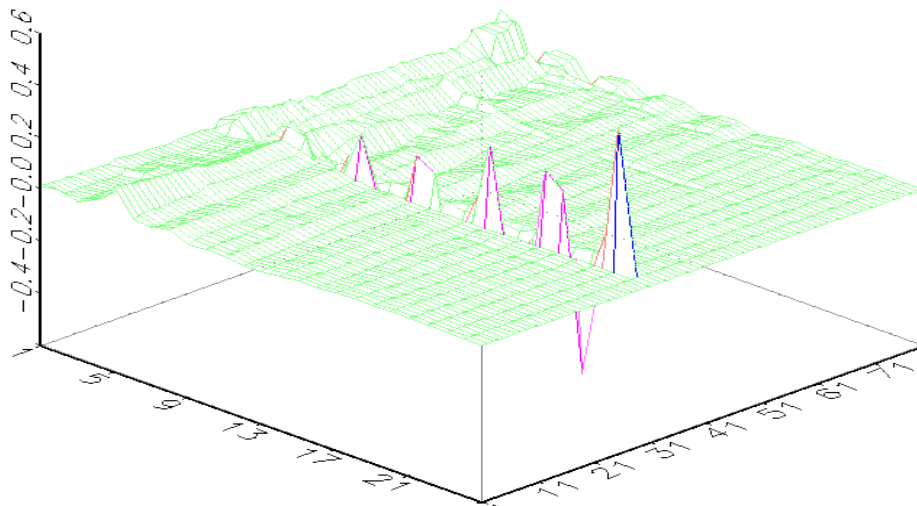


유가 \Rightarrow M2



<그림 6> 1% 유가상승충격에 대한 개별 반응곡선(20년씩 80회 표본 이동시킨 경우)

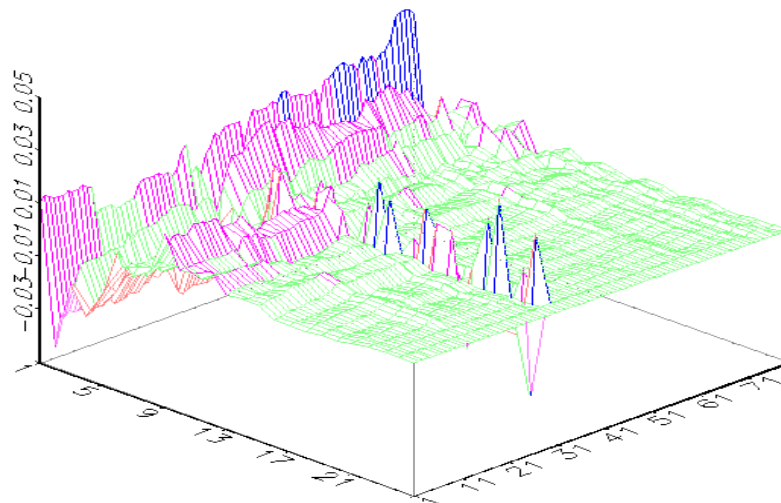
(a) 유가 \Rightarrow W/\$



충격후 분기: 1-24

기간: 1-80(1: 1971:1-1990:4)

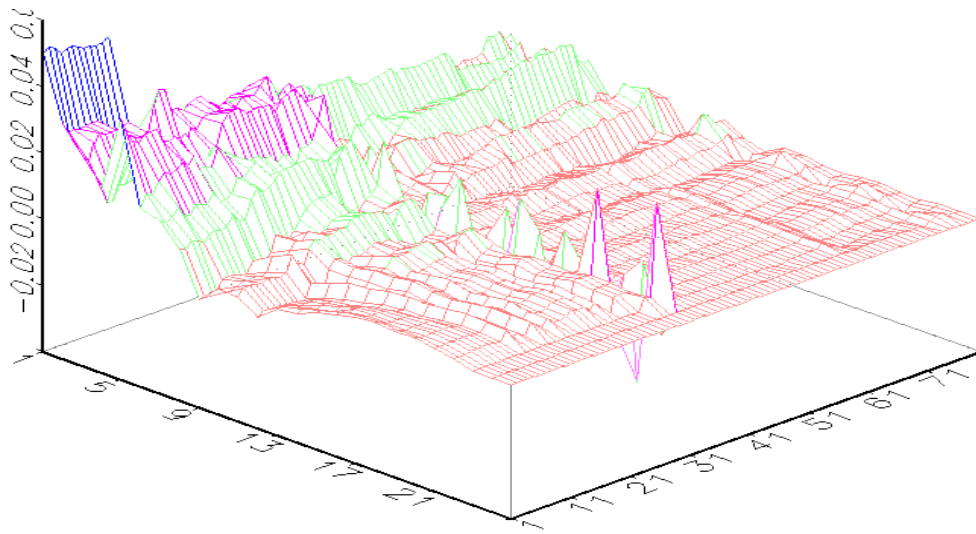
(b) 유가 \Rightarrow GDP



충격후 분기: 1-24

기간: 1-80(1: 1971:1-1990:4)

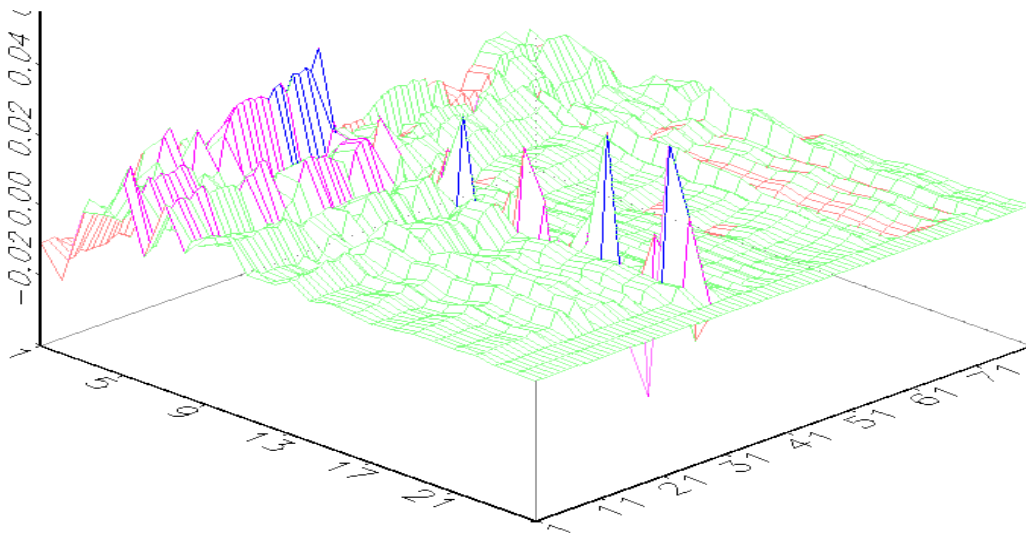
(c) 유가 \Rightarrow CPI



충격후 분기: 1-24

기간: 1-80(1: 1971:1-1990:4)

(d) 유가 \Rightarrow M2

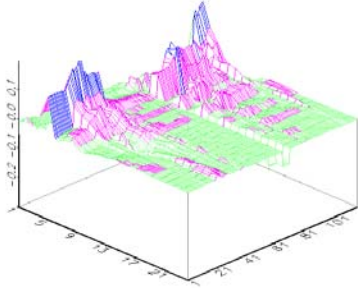


충격후 분기: 1-24

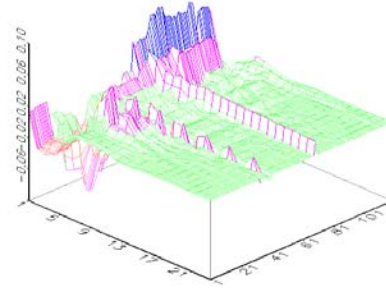
기간: 1-80(1: 1971:1-1990:4)

<그림 7> 1% 유가상승충격에 대한 개별 반응곡선(10년단위, 2변수, 전체기간)

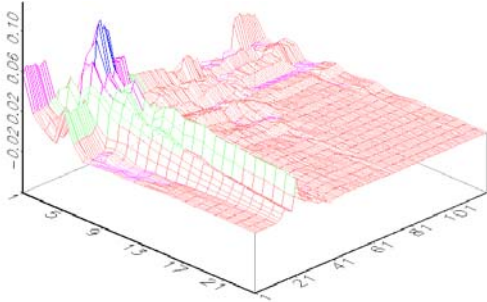
(a) 유가 \Rightarrow W/\$



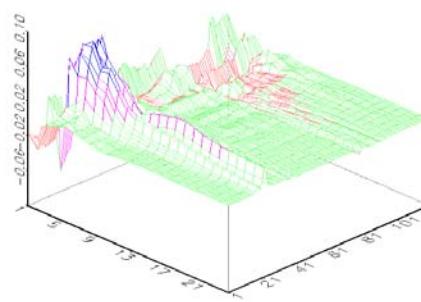
(b) 유가 \Rightarrow GDP



(c) 유가 \Rightarrow CPI

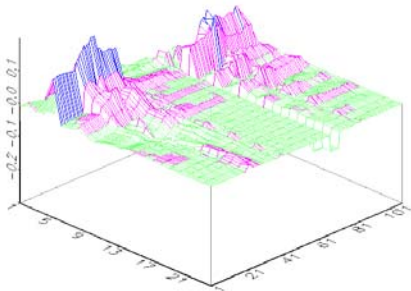


(d) 유가 \Rightarrow M2

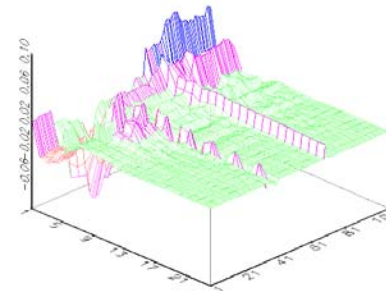


<그림 8> 1% 유가상승충격에 대한 개별 반응곡선(10년단위, 2변수, '07:4 이후 제외)

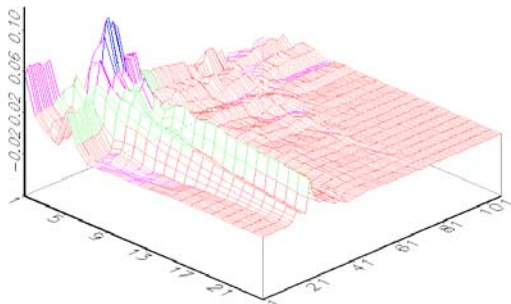
(a) 유가 \Rightarrow W/\$



(b) 유가 \Rightarrow GDP



(c) 유가 \Rightarrow CPI



(d) 유가 \Rightarrow M2

