

한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석: 부호제약 구조적 벡터자기회귀모형을 중심으로*

차 경 수**

본 연구에서는 한국경제에 미치는 요인별 유가충격의 효과와 그 파급경로를 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 분석하였다. 이를 위해 유가충격의 발생 원인을 공급교란, 전통적 수요교란 및 투기적 수요교란에 의한 세 가지 유형으로 분류한 후, 경제이론에 부합하는 부호제약(sign restrictions)을 통해 이들 충격을 식별하였다. 충격반응함수의 결과는 모든 유형의 유가충격들은 한국경제에 스태그플레이션을 유발시키고 있음을 지적하고 있었다. 그러나 스태그플레이션의 형태와 발생경로는 유형별 유가충격에 따라 다소 차이를 보이는 것으로 나타났다. 다시 말해, 공급교란에 의한 유가충격은 주로 노동시장에서의 임금상승을 통해 단기적인 물가상승 압력을 유발시키는 것으로 나타났다. 그러나 두 가지 유형의 수요교란은 임금 이외에도 유가변동에 직·간접적으로 영향을 받는 기타 생산요소의 가격상승을 통해 비교적 장기적인 물가상승 압력을 유발시키고 있었다. 특히, 투기적 수요교란의 경우에는 총공급뿐 아니라 총수요를 위축시킴으로써 물가 하락 압력도 함께 발생시켰으나, 유가충격에 따른 생산비용의 지속적 상승은 장기적 스태그플레이션의 발생 가능성을 지적하고 있었다.

핵심주제어: 유가충격, 공급교란, 전통적 수요교란, 투기적 수요교란, 부호제약
경제학문헌목록 주제분류: Q43, E31, E32

I. 서 론

제1·2차 유가과동을 경험한 이후, 거시경제학 분야에서는 유가충격의 역할에 관한 수많은 연구들이 진행되어 왔다. 이들 연구들의 대부분은 유가충격이 전통적 필립스 곡선으로 설명할 수 없는 스태그플레이션을 유발시키는 원동력(driving force)임을 지적하고 있다. 그러나 1985년 이후 나타난 유가 하락기조가

* 본 논문은 2012학년도 부산대학교 교내학술연구비(신임교수연구정착금)에 의해 연구되었음.

** 부산대학교 경제학부 조교수, 전화: (051) 510-2563, E-mail: kscha@pusan.ac.kr

논문투고일: 2013. 2. 27 수정일: 2013. 4. 25 게재확정일: 2013. 5. 10

6 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석

1970~1980년대 발생한 유가충격에 반하는 긍정적 효과를 발생시키지 못함에 따라 Mork(1989), Lee, Ni, and Ratti(1995) 및 Hamilton(1996) 등은 미국경제에 관한 유가충격의 비대칭적 효과를 지적하였다.

원유가 생산되지 않는 우리나라의 형편상 국내 경제에 미치는 유가충격의 효과에 관해서도 많은 연구가 이루어져 왔다. 먼저, 해외 선행연구들과 동일선상에서 김성현·김영덕·조경엽(1999) 및 김영덕(2002, 2003)은 유가상승은 공급부문의 생산비용을 상승시킴으로써 스태그플레이션을 유발시킴을 지적하고 있다. 그러나 유가충격의 비대칭적 효과에 관한 분석 결과는 국내 연구자들 사이에서 다소 차이를 보이고 있다. 예로서, 이근영·정한영(2002) 및 김권식(2005)은 유가충격은 실물경제와 물가에 대해 비대칭적 효과를 갖는 것으로 보고하고 있는 반면, 차경수(2008)의 경우 유가충격은 실물경제에 대칭적 효과를 미쳤으나 물가에는 비대칭적 효과를 갖는 것으로 파악하고 있다.¹⁾

과거에는 유가충격의 원인으로 지정학적 요인에 의한 공급교란이 주로 주목을 받은 반면, 1999년 이후부터는 투기적 수요와 같은 비전통적 요인도 유가충격을 유발시키는 새로운 요인으로 평가받기 시작했다. 특히, 이 시기에 들어서는 유가충격의 효과가 과거에 비해 크게 감소함에 따라 그 원인에 관한 새로운 주장들이 제기되었다. 먼저, Blanchard and Gali(2007) 및 Dhawan, Jeske, and Silos(2009)는 제1·2차 유가파동 이후 나타난 생산 부분의 석유 소비 비중 축소와 함께 통화정책 및 노동시장의 변화 등을 유가충격의 영향력이 감소하고 있는 원인으로 지목하였다.

반면, Kilian(2008, 2009), Lippi and Nobili(2008), Baumeister and Peersman(2008), Baumeister, Peersman, and Robays(2010) 및 Peersman and Van Robays(2009, 2012) 등은 국제 원유시장의 구조 변화로 인해 유가충격의 발생요인이 다변화됨에 따라 경제에 미치는 유가충격의 효과도 요인별로 상이하게 나타날 수 있음을 지적하였다. 특히, Baumeister and Peersman(2008)은 유가충격의 효과가 감소하고 있는 요인으로 1990년대 중반 이후부터 국제 원유수요는 비탄력적으로 변화한 반면, 2000년 이후의 유가충격은 주로 세계경제 활동수준 증가에 따른 원유수요 증가에 기인했기 때문이라 주장하였다.²⁾

1) 이상의 연구들은 실물경제를 대변하는 변수로 실질GDP를 이용하였으며, 물가의 경우에는 소비자물가지수를 이용하였다.

2) 다시 말해, 국제 원유수요가 비탄력적으로 변화함에 따라 작은 규모의 공급교란만으로도 경제에 부정적 영향을 크게 미칠 수 있는 유가충격이 발생할 수 있으나, 2000년 이후부터는 주로 국제 원유수요 증가에 따른 유가충격이 발생함으로써 유가충격의 효과가 과거에

최근 들어 국내에서도 이와 관련된 연구들이 일부 보고되고 있다. 예로서, 송승주(2008)와 Lee and Song(2009)은 각각 1998년과 2000년을 전후로 하여 국내 경제성장률과 물가에 미치는 유가충격의 효과가 과거에 비해 감소하였음을 보고하고 있다. 또한 차경수(2010)는 국내 석유 소비의 비중 축소와 함께 에너지 소비의 효율성 증대 및 정부의 에너지 절감정책 등이 국내에서도 유가충격의 효과를 감소시키는 요인으로 작용하고 있음을 지적하고 있다. 그러나 해외 연구들에 비해 국내에서는 아직까지 발생요인별로 상이하게 나타날 수 있는 유가충격의 효과에 관한 연구가 충분히 이루어지지 못하고 있다.

이처럼 국제 원유시장의 환경 변화로 유가충격의 발생요인이 다변화되고 있음에도 이와 관련된 충분한 연구가 수행되지 못하고 있는 점은, 최근 들어 변화하고 있는 유가충격의 효과 및 그 원인을 이해할 수 있는 능력을 제한하게 된다. 예로서, 김권식(2011)은 국내에서 유가충격은 호황기에 비해 불황기에 경기를 더욱 위축시키는 비대칭적 효과를 갖고 있음을 보고하고 있다. 그러나 세계경제 활동수준과 밀접한 관계를 갖고 있는 국내 경제의 특성상, 국내 경제의 호황기에 발생한 유가충격은 Baumeister and Peersman(2008)의 지적과 같이, 세계경제 활동수준의 증가에 기인한 원유시장의 수요교란에 의해 주도되었을 가능성이 높다. 따라서 이 경우, 세계 총수요 증가에 따른 국내 생산성의 증가는 유가충격의 부정적 효과를 일정 부분 상쇄시킬 수 있으므로 유가충격의 효과가 국내 경제에 큰 영향을 미치지 못할 가능성이 존재하게 되는 것이다.

따라서 본 연구에서는 기존의 국내 연구들과 달리 유가충격의 발생요인을 해외 선형연구들과서와 같이 공급교란, 세계경제 활동수준 증가에 기인한 수요교란, 그리고 투기적 혹은 예비적 수요증가에 기인한 수요교란 등 세 가지 유형으로 분류한 후, 유형별 유가충격이 한국경제에 미친 효과와 충격이 경제 전체로 전파되는 파급경로를 실증적으로 분석하려 한다. 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저, 제Ⅱ절에서는 분석에 이용되는 구조적 벡터자기회귀모형의 추정 방법 및 유형별 유가충격을 식별하는 방식에 관해 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 본 연구에서 식별된 유형별 유가충격이 한국경제에 미친 효과와 파급경로에 관한 실증 분석 결과를 살펴보고, 마지막으로 제Ⅳ절에서는 결론과 시사점에 관해 논한다.

비해 감소했다는 것이다.

II. 부호제약에 의한 유가충격의 식별

Kilian(2009), Baumeister, Peersman, and Robays(2009), Kilian and Murphy (2010) 및 Peerersman and Van Robays(2009, 2012) 등은 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 유가충격을 요인별로 식별한 후, 유형별 유가충격이 미국 및 유로경제에 미친 효과를 분석하였다. 이들에 따르면 제1·2차 유가파동을 경험한 1970~1980년까지의 기간에는 지정학적 요인에 의한 외생적 공급교란이 유가충격의 주요 원인이었다. 그러나 1999년 이후부터는 세계경제 활동수준의 증가 및 신흥개도국의 원유수요 증가로 인한 수요교란이 유가충격을 주도하였다는 것이다. 특히, Hamilton(2003, 2009)은 이와 같은 국제 원유수요의 증가는 정체된 원유 생산 능력과 맞물려 미래 유가상승에 대한 기대심리를 초래함으로써, 투기적 혹은 예비적 원유수요에 따른 수요교란마저 유가충격을 유발시키는 원인으로 작용하고 있음을 지적하였다. 국내에서도 차경수(2008)는 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 2004년 이후의 국제 원유시장에서 발생한 급격한 유가상승은 주로 국제 원유수요 증대에 의해 주도되었으며, 특히 투기적 수요의 증가는 2007년 중 발생한 급격한 유가상승을 일정 부분 설명할 수 있음을 지적하고 있다. 따라서 이상의 논의들에 기초하여 본 연구에서는 유가충격을 전술한 세 가지 유형으로 분류하여 식별한 후, 각 요인별 유가상승 충격이 국내 경제에 미친 효과를 살펴보기로 하였다. 이를 위해 다음과 같은 구조적 벡터자기회귀모형을 설정하였다.

1. 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)

상수항 및 시간 추세변수와 같은 결정변수(deterministic variables)를 제외시킬 경우, 구조적 벡터자기회귀모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$A(L)y_t = v_t, v_t | y_s, s < t \sim N(0, I), y = [y_1 \ y_2]'$$
 (1)

여기서, y_t 는 $(n \times 1)$ 벡터이고 $A(L)$ 은 시차 연산자(lag operator) L 에 대한 $(n \times n)$ 다항 계수행렬이며 v_t 는 $(n \times 1)$ 구조적 교란항(structural disturbances) 벡터를 의미한다. 식 (1)에서 v_t 는 분산이 1로 정규화(normalization)되어 있으며,

상호 독립적 정규분포를 따르는 것으로 가정되어 있다.

본 연구에서 내생변수 벡터 y_t 는 다시 두 개의 벡터 y_1 과 y_2 로 분할될 수 있으며, y_1 과 y_2 는 다음과 같은 변수들을 각각 포함하고 있다. 먼저, 벡터 y_1 에는 국제 원유 생산량, 실질 국제 유가(달러화 기준) 및 세계경제 활동수준과 같이 국제 원유시장의 수급상황을 나타내는 변수들을 포함하고 있다. 반면 벡터 y_2 는 유가충격이 국내 경제에 미치는 효과 및 파급경로를 파악하기 위해 요구되는 한국의 거시집계변수들을 포함하고 있다.

2. 부호제약에 의한 유형별 유가충격의 식별

이제 식 (1)의 양변에 비특이행렬(non-singular matrix)로 가정된 당기의 구조계수행렬 $A_0(=A(0))$ 의 역행렬 A_0^{-1} 을 곱하면 다음과 같은 축약형 벡터자기회귀모형을 얻게 된다.

$$\Phi(L)y_t = \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, \Omega) \tag{2}$$

이와 같은 과정을 통해 구조적 교란항 v_t 와 오차항 ϵ_t 사이에는 다음과 같은 관계가 성립하게 된다.

$$A_0 \epsilon_t = v_t \tag{3}$$

$$\Omega = A_0^{-1} A_0^{-1'} \tag{4}$$

구조적 벡터자기회귀모형의 구조계수행렬 $A_i, i=0, 1, 2, \dots, p$ 의 추정치는 이들 구조계수행렬과 축약형 벡터자기회귀모형의 시차계수행렬 $\Phi_i, i=0, 1, 2, \dots, p$ 및 분산-공분산행렬 Ω 와의 관계를 이용한 식별 과정을 통해 이루어지게 된다. 이때 구조계수행렬의 식별을 위해서는 최소 $n(n-1)/2$ 개의 식별 조건이 필요하게 되는데, 본 연구에서는 Baumeister, Peersman, and Robays(2009), Kilian and Murphy(2010), Peersman and Van Robays(2009, 2012)에서와 같이 Faust(1998), Canova and Pina(1999), Canova and Nicolò(2002) 및 Uhlig(2005) 등이 제안한 “부호제약(sign restrictions)” 식별 방법을 이용하기로 한다.

부호제약 식별 방법이란 구조적 교란항에 대한 충격반응함수의 부호에 경제이론과 부합하는 부호제약을 일정 기간(k) 동안 부과함으로써 A_0 를 식별하는 방법이다. 이에 따라 본 연구에서는 유가상승을 유발하는 공급교란 충격 및 두

10 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석

가지 유형의 수요교란 충격을 식별하기 위해 다음과 같은 부호제약을 부과하였다. 먼저, 공급교란 충격이란 제1·2차 유가파동과 같이 지정학적 요인 및 OPEC의 생산량 쿼터 변화 등에 의해 유발되는 국제 원유공급의 감소를 의미한다. 따라서 공급교란 충격은 원유공급을 감소시켜 원유시장에서 균형가격 상승을 유발시킬 뿐 아니라, 그 결과 세계경제 활동을 위축시키는 구조적 충격을 의미하는 것이다. 따라서 본 연구에서는 공급교란 충격을 식별하기 위해 공급교란이 발생할 경우, 국제 원유 생산량과 세계경제 활동수준의 충격반응함수는 k 기간 동안 감소하며, 국제 원유가격은 k 기간 동안 상승한다는 제약 조건을 부과하였다.

둘째, 수요교란 충격은 세계경제 활동수준 증가로 인한 국제 원유수요 증가로 균형가격을 상승시키는 충격을 의미한다. 이 경우 통상적으로 국제 원유 생산량은 원유수요 증대에 대응하여 함께 증가하는 경향을 가지므로 원유시장에서 결정되는 균형량과 균형가격은 함께 증가하게 된다. 따라서 수요교란 충격을 식별하기 위해 본 연구에서는 수요교란 충격이 발생할 경우, 국제 원유 생산량, 국제 원유가격 및 세계경제 활동수준의 충격반응함수는 k 기간 동안 증가한다는 제약조건을 부과하였다.

마지막으로, 투기적 혹은 예비적 수요에 의해 발생하는 수요교란은 주로 미래 유가상승에 대한 기대에 기초한다. 이 경우에도 원유수요 증대는 통상적으로 국제 원유가격을 상승시킴과 동시에 이에 상응하는 원유 생산량 증대를 가져오게 된다. 그러나 이와 같은 기대에 기초한 원유가격의 상승은 경제상황에 대한 불확실성을 증폭시켜 세계경제 활동수준을 위축시키게 된다. 따라서 본 연구에서는 이와 같은 수요교란이 발생할 경우, 국제 원유 생산과 원유가격의 충격반응함수는 k 기간 동안 상승하나, 세계경제 활동수준은 k 기간 동안 감소한다는 부호제약을 부과하였다.

이상의 부호제약 가정들은 Baumeister, Peersman, and Robays(2009), Kilian and Murphy(2010), Peersman and Van Robays(2009, 2012) 등에서 이용된 변수들 및 이에 대한 부호제약 조건들과 일치한다.³⁾ 이제부터 본 연구에서는 용어의 편의를 위해 세계경제 활동수준 증가에 기인한 수요교란을 전통적 수요교란이라 칭하고, 투기적 혹은 예비적 원유수요 증대에 의한 수요교란을 투기적

3) 다만, Kilian and Murphy(2010)는 세 가지 유형의 유가충격을 식별함에 있어 이들 변수들과 함께 국제 원유 재고량을 추가로 이용하였다. 그러나 국제 원유 재고량에 대한 부호제약을 추가할 경우, 추정의 효율성은 감소하는 반면 추정 결과에는 영향을 미치지 않아 본 연구에서는 이 변수를 이용하지 않았다.

〈표 1〉 부호제약 조건

| 구조적 충격 | 원유 생산량 | 실질 국제 유가 | 세계경제 활동수준 | 국내 거시변수 |
|--------------------------|--------|----------|-----------|---------|
| 공급교란 충격 | - | + | - | |
| 세계경제 활동수준 증가에 따른 수요교란 충격 | + | + | + | |
| 투기적 요인에 따른 수요교란 충격 | + | + | - | |

수요교란이라 부르기로 한다. 부호제약과 관련하여 마지막으로 주목해야 할 점은 본 연구에서는 유가충격이 국내 경제에 미치는 효과 및 파급경로 파악을 위해 벡터 y_2 에 포함된 국내 거시집계변수에 관해 어떠한 형태의 부호제약도 가하지 않았다는 점이다. Uhlig(2005)는 이와 같이 관심의 대상이 되는 변수의 충격반응함수에 아무런 부호제약도 가하지 않는 접근 방식을 “불가지론 접근법 (agnostic approach)”이라 칭하였다. 이는 부호제약 대신 자료에 의해 이들 변수들의 충격반응함수가 구조적 충격에 직접 반응하는 것을 허용함으로써 자료를 통해 이들 변수들의 동태적 반응경로를 확인하기 위한 방법이다. 〈표 1〉은 유가충격을 요인별로 식별하기 위해 본 연구에서 설정한 부호제약을 나타내고 있다. 〈표 1〉에서 “+” 부호는 해당 구조적 충격이 발생할 경우 해당 변수의 충격반응함수가 k 기간 동안 증가함을 의미하며, “-” 부호는 충격반응함수가 감소함을 의미한다.⁴⁾

Ⅲ. 요인별 유가충격의 효과 및 전파경로

1. 자료와 추정 방법

전술한 구조적 벡터자기회귀모형의 추정은 1973년 1/4분기부터 2009년 4/4

4) 여기서 ‘+’와 ‘-’의 부호제약은 충격반응함수의 부호가 강부등호인 “>” 혹은 “<”임을 의미한다. Baumeister, Peersman, and Robays(2009) 및 Peersman and Van Robays(2009, 2012)는 각각의 구조적 충격에 대한 세계경제 활동수준의 충격반응함수에 약부등호인 “≥” 혹은 “≤”의 제약을 부과했으나, 기술적으로 이와 같은 차이는 추정 결과에 영향을 미치지 않는다.

12 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석

분기까지의 분기별 자료를 이용하였다. 추정에 이용된 변수를 구체적으로 살펴 보면 다음과 같다. 먼저, 식 (1)의 구조적 벡터자기회귀모형에서 벡터 y_1 에는 실질유가, 국제 원유 생산량 및 세계경제 활동수준이 포함되어 있는데, 실질유가의 경우 국내에서 주로 수입하고 있는 두바이유의 현물유가를 미국 CPI로 나누어준 값(1983년 3/4분기 기준)을 이용하였다. 또한 세계경제 활동수준을 측정할 수 있는 변수로는 OECD의 실질GDP를 이용하였으며, 국제 원유 생산량은 미국 EIA(Energy Information Administration)에서 제공하는 자료를 이용하였다. 한편, 식 (1)의 벡터 y_2 는 국내 거시집계변수들로 실질GDP, CPI, PPI, 수입물가지수, 명목임금, GDP디플레이터, 실질민간소비, 실질민간투자 및 수출량을 포함하고 있다. 그 밖에도 요인별 유가충격에 대한 통화당국의 반응과 통화정책의 효과를 살펴보기 위해서는 벡터 y_2 에 국내 이자율 변수도 포함시켜야 하나, 통화당국의 반응에 관한 정보를 나타내는 대표적 이자율 변수인 콜-금리의 시계열이 너무 짧아 모형에 포함시킬 수 없었다.⁵⁾ 이들 거시집계 자료들은 한국은행 경제통계 시스템의 홈페이지에서 얻은 자료를 이용하였으며, 추정에 이용된 자료는 모두 계절조정이 이루어졌다.⁶⁾

그러나 식 (1)의 구조적 벡터자기회귀모형을 추정함에 있어 벡터 y_2 에 전술한 국내 거시집계변수를 한 번에 모두 포함시킬 경우, 추정해야 할 파라미터의 수가 너무 많아져 모형의 자유도를 심각하게 감소시키는 단점을 갖게 된다. 따라서 이 문제를 해결하기 위해 본 연구는 다음과 같은 추정전략을 이용하였다. 먼저, 기준모형으로 식 (1)의 벡터 y_2 에 국내 실질GDP와 물가수준만을 포함시킨 5변수 구조적 벡터자기회귀모형을 설정하여, 유형별 유가충격이 국내 산출량과 물가수준에 미친 효과를 추정하였다. 그리고 기준모형에 전술한 국내 거시변수들 중 하나를 추가시킨 6변수 구조적 벡터자기회귀모형을 추정함으로써 유가충격의 파급경로를 분석하였다. 이와 같은 전략이 갖는 장점은 누락변수로 인해 발생하는 편의 및 자유도의 손실을 방지할 수 있는 장점을 갖고 있다.⁷⁾

마지막으로 구조적 벡터자기회귀모형의 추정은 베이지안 추론법(Bayesian

5) 한국은행 경제통계 시스템에서는 1991년부터 시작되는 콜-금리 시계열 자료를 제공하고 있다. 따라서 이를 모형에 포함시키기 위해 표본기간을 1991년부터 시작할 경우, 벡터자기회귀모형의 자유도를 손상시키는 문제를 갖게 된다.

6) 모형에 이용된 자료 목록과 기초 통계량은 부록에 수록되어 있다.

7) 이와 같은 추정 방법은 벡터자기회귀모형의 자유도 손실을 방지하기 위해 문헌에서 널리 이용되고 있는 방법이다. 이와 같은 추정 방법을 이용한 대표적 연구로는 Burnside, Eichenbaum, and Fisher(2004), Baumeister, Peersman, and Robays(2009) 및 Peersman and Robays(2012) 등이 있다.

inference)에 의해 이루어졌다. 이에 따라 식 (2)에 나타나 있는 축약형 벡터자기회귀모형의 다항계수행렬 $\Phi(L)$ 과 분산-공분산 행렬 Ω 의 사전적 및 사후분포는 Uhlig(2005)에서와 같이 정규-위샷(Normal-Wishart) 분포를 이용하였다. 일반적으로 최우추정법에 의존하는 추정 방식에서는 거시변수들이 단위근(unit root)을 가지므로 벡터오차수정모형 대신 구조적 벡터자기회귀모형을 이용할 경우 차분된 변수들을 이용한다. 그러나 Sims and Uhlig(1991) 및 Uhlig(2005)는 본 연구에서와 같이 위샷 분포를 사전적 분포로 선택할 경우, 베이지안 추론법은 단위근 문제에 큰 영향을 받지 않음을 지적하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이들의 논의에 기초하여 추세항을 포함한 수준변수를 이용함으로써 차분으로 발생하는 변수의 정보손실 비용을 지불하지 않기로 하였다. 따라서 본 연구에서 설정한 벡터자기회귀모형은 상수항과 추세항을 결정변수로 갖고 있으며 모든 변수는 수준변수에 로그를 취한 형태를 갖고 있다. 또한 벡터자기회귀모형의 시차는 AIC(Akaike Information Criterion)에 의해 6으로 설정하였다.

이와 같은 베이지안 추론 방식에서 식 (3)의 당기 구조계수행렬 A_0 는 Rubio-Ramírez, Waggoner, and Zha(2006)의 알고리즘을 이용하여 추정되었다. 한편, 충격반응함수의 부호제약이 충족되어야 하는 기간 k 는 6분기로 설정하였는데, 이는 충격이 발생한 기간을 포함하여 6분기 동안 <표 1>의 부호제약들이 동시에 충족되었음을 의미한다. 충격반응함수의 사후분포는 이와 같은 과정을 1,000번 수행하는 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 얻어졌으며, 이로부터 중위값(median)과 14%와 86% 에러-밴드가 계산되었다.⁸⁾ 실제로 k 를 6분기 이하로 설정할 경우, 각 구조적 충격에 대한 충격반응함수의 형태는 큰 영향을 받지 않았다. 그러나 실질GDP의 충격반응함수가 세 가지 유형의 유가충격 모두에 대해 통계적 유의성을 갖기 위해서는 6분기 이상의 부호제약이 성립되어야 했으므로 이하에서는 $k=6$ 의 결과만을 제시하기로 한다.⁹⁾ 이와 같이 k 값이 충격반응함수의 통계적 유의성에 영향을 미치는 이유는 k 가 <표 1>에 나타나 있는 구조적 충격에 부과된 부호제약이 성립되는 기간을 의미하기 때문이다. 다시 말해, k 는 국제 유가, 국제 원유 생산 및 세계경제 활동수준에 미치는 세 가지 유가충격의 효과가 지속되는 기간을 의미하는 것이다. 따라서 $k \geq 6$ 일 경우, 세 가지 유형의 유

8) 이와 관련된 몬테칼로 시뮬레이션의 구체적 실행 절차는 Uhlig(2005)와 Rubio-Ramírez, Waggoner, and Zha(2006)를 참조하기 바란다.

9) Uhlig(2005)는 부호제약이 성립해야 하는 기간 k 의 설정은 연구자에 의해 이루어지는 것임을 지적하고 있으며, 문헌상에서 k 를 통계적으로 설정하는 방법론에 대한 연구는 존재하지 않는다.

14 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석

가충격이 모두 통계적 유의성을 갖는다는 것은, 이들 충격들의 효과가 1년 반 이상 지속되어야 국내 GDP에 통계적으로 유의한 부정적 효과가 발생함을 의미하는 것이다.

2. 역사적 분해 결과

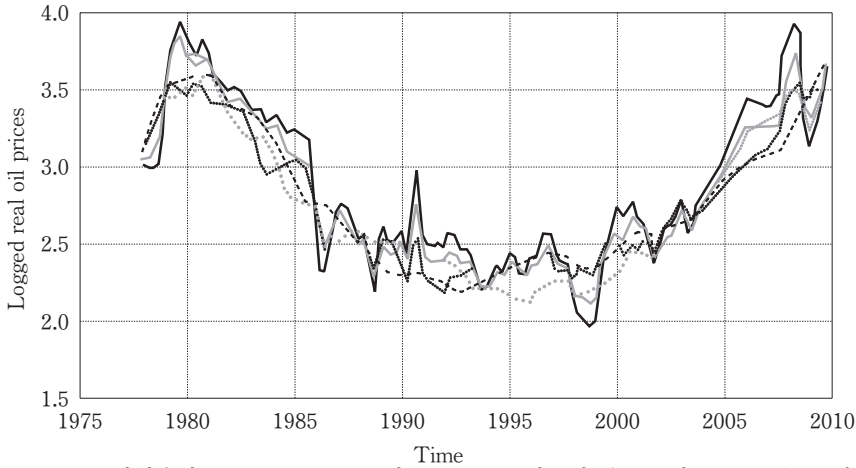
식 (2)의 축약형 벡터자기회귀모형의 추정을 통해 당기 구조계수행렬 A_0 의 식별과 추정이 이루어지면 축약형 벡터자기회귀모형은 다음과 같은 벡터이동평균모형으로 나타낼 수 있게 된다.

$$y_t = \Phi(L)^{-1} \epsilon_t = \Phi(L)^{-1} A_0^{-1} u_t = \Psi(L) A_0^{-1} u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i A_0^{-1} u_{t-i} \quad (5)$$

식 (5)에서 $\Psi(L)$ 은 시차연산자 L 에 대한 다항계수행렬이며, Ψ_i 는 $(n \times n)$ 계수행렬을 나타낸다. 식 (5)의 벡터이동평균모형은 모형에 의해 식별된 구조적 충격이 실제 시계열 변동에서 차지한 기여도를 추론할 수 있게 한다. 이와 같은 기법은 “역사적 분해(historical decomposition)”로 알려져 있으며, 이는 식 (5)를 이용하여 표본기간 내 기준시점 t_0 기부터 j 기 이후의 y_{t_0+j} 를 다음과 같이 두 가지 요인의 합으로 표시함으로 가능하게 된다.

$$y_{t_0+j} = \sum_{i=0}^{j-1} \Psi_i A_0^{-1} u_{t_0+j-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i A_0^{-1} u_{t_0+j-i}, \quad y \geq 1 \quad (6)$$

여기서 우측항의 첫 번째 부분은 y_{t_0+j} 의 변동에서 모형에서 식별된 구조적 교란항들의 기여도를 의미하며, 두 번째 부분은 t_0 기까지의 정보를 이용하여 얻을 수 있는 y_{t_0+j} 의 예측치, \widehat{y}_{t_0+j} 로 기본 예측값(base projection)이라 불린다. 따라서 \widehat{y}_{t_0+j} 는 t_0 기 이후부터 구조적 교란항들이 존재하지 않을 경우의 y_{t_0+j} 의 변동을 나타내므로 실제 y_{t_0+j} 와 \widehat{y}_{t_0+j} 사이에는 첫 번째 부분의 구조적 교란항으로 인해 발생하는 차이가 존재하게 된다. 이와 같은 이유로 \widehat{y}_{t_0+j} 에 첫 번째 부분의 개별 구조적 교란항을 더해 주면 실제 y_{t_0+j} 와 \widehat{y}_{t_0+j} 간의 차이는 축소되며, 그 축소 폭이 클수록 개별 구조적 교란항의 기여도가 큰 것으로 판단할 수 있는 것이다.



주: ———는 실제유가, —————는 공급교란,는 전통적 수요교란, —————은 투기적 수요교란, —————는 이들 세 가지 유형의 유가충격에 의해 설명되는 실질유가의 변동을 각각 나타낸다.

〈그림 1〉 역사적 분해 결과

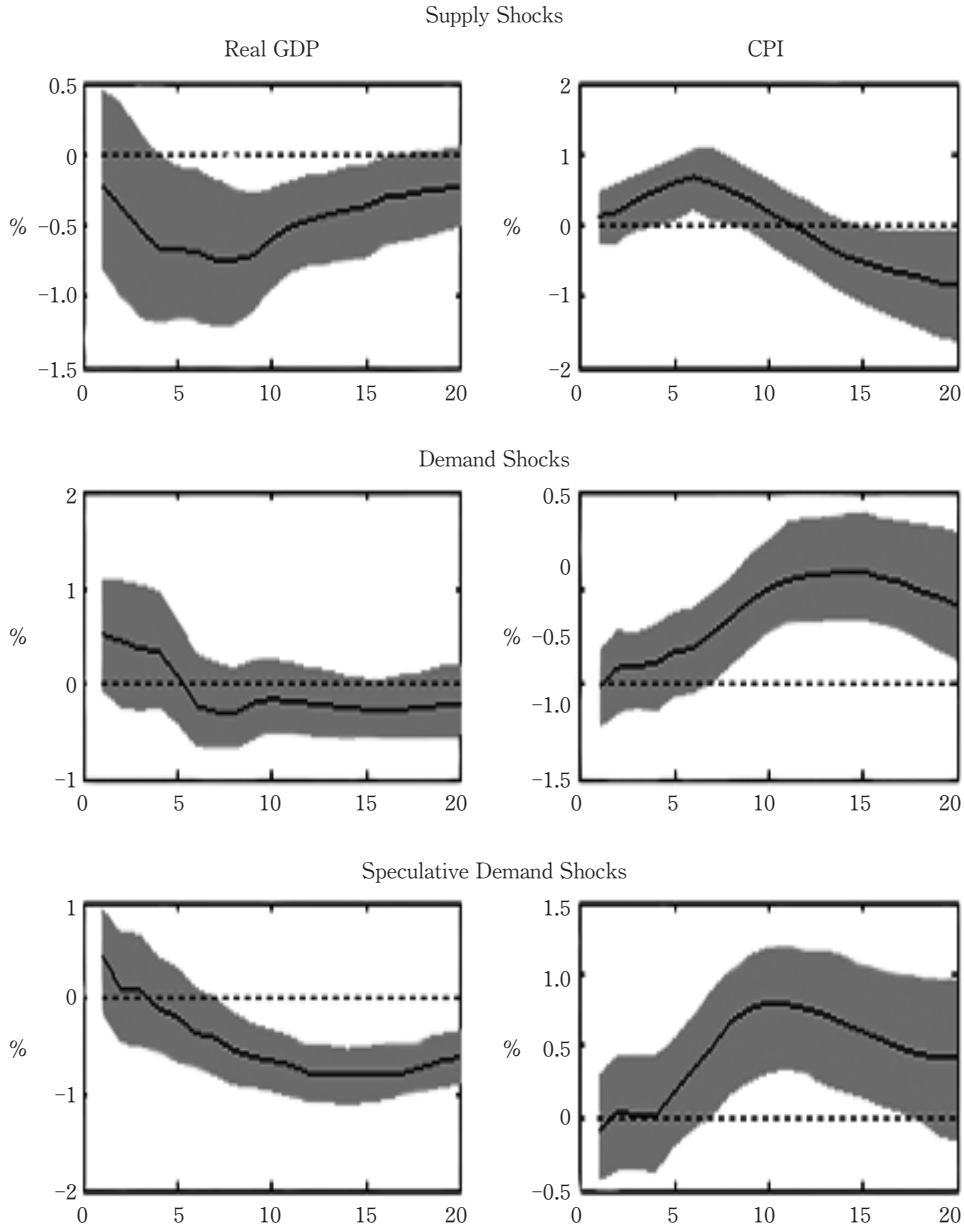
〈그림 1〉은 앞서 설명한 방식을 통해 얻어진 1978년 1/4분기부터 2009년 4/4분기까지의 역사적 분해 결과를 나타내고 있다. 이는 이 기간 중 발생한 실질유가의 변동 중 본 연구에서 식별된 세 가지 유형의 유가충격에 의해 설명될 수 있는 변동과 기본 예측값을 나타내고 있다. 〈그림 1〉에서 실선은 이 기간 중 실제로 발생한 실질유가의 변동을 나타내며, —————로 표시된 점선은 공급교란에 의한 유가충격으로 설명되는 실질유가의 변동을 나타낸다. 또한로 표시된 음영점선은 전통적 수요교란에 의한 유가충격으로 설명되는 실질유가 변동을, —————로 표시된 점선은 투기적 수요교란에 의한 유가충격으로 설명되는 실질유가의 변동을 각각 나타낸다. 마지막으로 —————로 표시된 음영실선은 이들 세 가지 유형의 유가충격 모두에 의해 설명될 수 있는 실질유가의 변동을 나타낸다. 〈그림 1〉에 나타나 있는 분해 결과는 1,000번의 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 추정된 교란항들과 기본 예측값의 중위값들을 이용한 것이다. 먼저, 〈그림 1〉의 —————로 표시된 음영실선에서 알 수 있는 바와 같이 전체 기간에 걸쳐 발생한 실질유가의 변동은 본 연구에서 식별된 세 가지 유형의 유가충격에 의해 상당 부분 설명될 수 있음을 알 수 있다. 또한 〈그림 1〉의 역사적 분해 결과는 2000년대 초반까지 국제 유가의 변동은 주로 공급교란과 투기적 수요교란으로 유발된 유가충격에 의해 주도된 반면, 2005년 이후부터는 두 가지 유형의 수요교란에 의한 유가충격에 의해 주도되고 있음을 나타내고 있다.

특히, 국제 유가의 변동을 설명함에 있어 투기적 수요교란의 역할은 비교적 최근 들어 주목을 받기 시작했으나, <그림 1>은 Barsky and Kilian(2002) 및 Kilian and Murphy(2010)에서와 같이 과거 주요 공급교란이 발생한 시점에서도 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 유가상승을 견인하는데 중요한 역할을 했음을 보여주고 있다. 예로서, 1979~1980년 중 발생한 제2차 유가파동기 및 OPEC의 원유감산이 이루어진 2000년, 그리고 베네수엘라 정정불안과 이라크 전쟁이 발발한 2002~2003년 기간 중에 발생한 유가상승은 공급교란과 함께 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 유가변동을 주도하였음을 알 수 있다. 그러나 일반적으로 제2차 유가파동의 원인으로는 이란 혁명으로 인한 공급교란이 당시 유가충격의 주원인으로 알려져 왔다. 그러나 Barsky and Kilian(2002)은 제2차 유가파동기에 발생한 유가상승은 실제로 이란이 원유 생산을 재개한 1979년 말부터 발생하였다는 점을 지적하며, 본 연구의 역사적 분해가 지적하고 있는 바와 같이 두 가지 유형의 수요교란에 의한 유가충격이 갖는 상대적 중요성을 강조하였다. 다시 말해, 이란 혁명 당시 이란을 제외한 기타 지역에서는 이미 증산이 이루어졌으며, 세계경제 활동수준의 증가와 함께 석유산업의 예비적 수요증가로 인해 국제 원유수요가 크게 증가하였다는 것이다. 따라서 이들은 이 시기의 유가충격을 이해하는데 있어 공급교란뿐 아니라 두 가지 유형의 수요교란이 갖는 상대적 중요성을 강조하고 있다.

반면, 사우디아라비아의 증산 발표로 유가폭락이 발생했던 1985년 말과 걸프 전쟁이 발발한 1990년에는 이들 두 가지 형태의 수요교란에 비해 공급교란에 의한 유가충격이 유가변동을 주도한 구조적 충격이었음을 나타내고 있다. 그러나 2005년 이후부터는 앞서 지적한 바와 같이 투기적 수요교란과 함께 세계경제 활동수준의 증가에 따른 전통적 수요교란이 공급교란에 비해 유가 변동에 더 중요한 역할을 하였음을 나타내고 있다.

3. 충격반응함수

<그림 2>는 기본모형(5변수 구조적 벡터자기회귀모형)에 의해 생성된 세 가지 유형의 유가충격에 대한 국내 실질GDP 및 CPI의 충격반응함수를 나타내고 있다. 즉, <그림 2>는 이들 세 가지 유형의 구조적 교란항들이 그들의 표준편차 1단위 크기만큼 증가할 경우 유발되는 유가충격에 대한 실질GDP와 CPI의 동태적 반응경로를 나타내는 것이다. 먼저, 요인별 유가충격이 실질GDP에 미치는



주: 위의 충격반응에서 실선은 중위값을 나타내며, 음영부분은 14% 및 86% 에러-밴드를 나타낸다.

<그림 2> 실질GDP와 물가수준의 충격반응함수

효과를 살펴보면, 공급교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 국내 산출량 수준에 장기적으로 부정적 효과를 미치고 있음을 알 수 있다. 특히, 유가충격의 부정적 효과는 투기적 수요교란에 의한 유가충격의 경우에 가장 장기적인 것으로 나타나고 있다. 반면, 전통적 수요교란의 경우에는 충격발생 후 15분기를 전후로 한 일부 기간에 걸쳐서만 충격반응함수가 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타나고 있다. 그러나 전 기간에 걸친 에러-밴드의 형태와 에러-밴드 내의 값들이 갖는 부호의 분포를 고려할 때, 전통적 수요교란에 의한 유가충격은 산출량에 일시적으로 긍정적 효과를 미칠 수 있으나, 이와 같은 효과는 시간이 경과함에 따라 부정적 효과로 변화할 확률이 높은 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이 경우 유가충격의 부정적 효과는 다른 두 가지 유형의 유가충격에 비해 크지 않은 것으로 보인다.

따라서 이상의 결과들은 김권식(2011)이 지적한 경기변동과 관련된 유가충격의 비대칭성의 원인에 대한 설명을 제공할 수 있다. 다시 말해, 세계경제 활동수준이 증가함에 따라 국내 생산성도 함께 증가하며 한국경제는 호황 국면에 진입할 가능성이 높아진다. 따라서 비록 국제 원유수요 증가로 유가충격이 발생하더라도 그 부정적 효과는 국내 생산성 증가로 인해 일정 부분 상쇄될 수 있다는 것이다. 반면, 세계경제 활동수준을 위축시키는 공급교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격은, 세계경제 활동수준도 함께 위축시키므로 이는 국내에 부정적 효과를 미치며 경기불황을 심화시킬 가능성이 존재하게 된다. 따라서 국내 경제의 경기순환 과정에서 나타나는 유가충격의 비대칭성은 유가충격의 발생 원인과 이에 따른 세계경제 활동수준의 변화에 의해 일정 부분 설명될 수 있는 것이다.

한편, 이들 세 가지 유형의 유가충격에 대한 CPI의 충격반응함수는 둥근 언덕모양(hump-shaped)의 형태를 보이고 있다. 다시 말해, 유가충격이 발생할 경우 CPI는 점차 상승하기 시작하여 정점에 도달한 후, 시간이 경과함에 따라 유가충격의 효과가 점차 소멸해 가는 형태를 가지고 있다는 것이다. 그러나 이 경우에도 물가수준에 미치는 유가충격의 효과는 산출량의 경우에서와 같이 상당히 장기적인 것으로 나타나고 있다. 특히, 이들 세 가지 유형의 유가충격 중 전통적 수요교란에 의한 유가충격이 가장 큰 물가상승 압력을 장기적으로 유발시키고 있다. 반면, 공급교란에 의한 유가충격의 물가상승 압력은 다른 두 가지 유형의 유가충격에 비해 단기적으로 나타날 뿐 아니라, 오히려 장기적으로는 물가하락 압력이 발생하는 것으로 나타나고 있다.

이상의 결과들은 북미, 일본 및 유로지역의 국가들을 대상으로 한 Peersman and Van Robays(2009, 2012) 및 Baumeister, Peersman, and Robays(2009)의 실증 분석 결과와 대체로 일치한다. 다만, 이들의 분석에서는 공급교란에 의한 유가충격이 발생할 경우 원유수입국들에서는 스태그플레이션 압력이 장기적으로 나타났다으나, 국내에서는 장기적으로는 물가의 하락 압력이 발생한다는 차이점을 갖고 있다. 또한 이들의 분석에서는 투기적 수요교란에 의한 유가충격의 효과는 국가별 편차를 갖는 것으로 나타났다. 다시 말해, 산출량의 경우에는 일본에서만 지속적인 산출량 감소가 나타났으며, 물가의 경우에는 미국과 호주에서만 지속적인 상승 압력이 나타났다. 따라서 우리나라의 경우는 산출량 수준은 일본과 유사한 반응 형태를 가지며, 물가의 경우에는 호주 및 미국과 유사한 반응 형태를 갖고 있다 할 수 있다.

이와 같이 세 가지 유형의 유가충격은 해외 국가들에서와 같이 국내에서도 중장기적으로 스태그플레이션을 유발시키고 있으나, 산출량과 물가수준의 반응 형태는 유가충격의 발생 원인에 따라 다소 차이를 보이고 있다. 이제 유가충격이 거시경제에 영향을 미치는 파급경로를 살펴봄으로써 그 원인에 관하여 살펴 보도록 하자.

4. 유가충격의 전파경로

기존 연구들에 의하면 유가충격이 스태그플레이션을 유발시키는 파급경로는 다음과 같이 설명될 수 있다. 먼저, 유가충격은 기업의 생산비용을 상승시켜 인플레이션 압력을 가중시키고, 이는 실질임금의 감소에 따른 명목임금의 상승을 가져와 임금-물가상승의 순환고리(wage-price spiral)를 유발시킨다는 것이다. 또한 이 과정에서 기업의 생산비용 상승은 우상향하는 총공급곡선을 좌측으로 상향 이동시켜 산출량의 감소를 유발시키게 된다. 그러나 유가충격은 총공급곡선만을 이동시킬 뿐 아니라 우하향하는 총수요곡선을 독립적으로 좌측으로 하향 이동시켜 산출량을 더욱 감소시키기도 한다. 이는 유가충격에 기인한 일차적 산출량 감소와 물가상승은 현재 및 미래의 가처분소득을 감소시켜 소비를 위축시킬 수 있기 때문이다. 또한 Bernake(1983)의 지적과 같이 유가상승은 미래 경제상황에 대한 불확실성을 증폭시켜 기업의 투자지출 및 내구재 소비를 감소시킴으로써 총수요를 위축시킬 수도 있기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 유가충격이 물가수준에 영향을 미치는 경로를 다음과

20 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석

같이 1차효과와 2차효과로 나누어 살펴보았다. 먼저, 1차효과란 유가상승에 따른 기업의 생산비용 상승이 제품가격 인상으로 이어져 경제 전반의 물가상승 압력을 상승시키는 효과를 말한다. 반면, 2차효과란 유가충격에 의해 발생한 산출량 감소와 물가상승이 총수요를 독립적으로 위축시켜 물가하락 압력을 발생시키는 효과라 할 수 있다. 따라서 2차효과를 살펴보기 위해서는 유가충격에 대한 총수요의 반응도 함께 고려해야 한다. 이와 같은 이유로 본 연구에서는 다음의 1)항과 2)항에서 유가충격이 물가수준에 미치는 직접효과와 총수요에 미치는 효과를 먼저 살펴본 후, 이를 종합하여 3)항에서 2차효과에 관해 살펴볼 도록 하겠다.

1) 유가충격이 물가수준에 영향을 미치는 일차적 전파경로(1차효과)

1차효과에 의해 유가충격이 물가수준에 영향을 미치는 경로를 파악하기 위해서는, 먼저 유가충격이 기업의 생산비용에 미치는 효과를 살펴본 후, 기업의 제품가격이 이와 같은 생산비용 변화에 반응하는 형태를 살펴보아야 한다. 그러나 유가충격이 기업의 생산비용에 영향을 미치는 경로에도 다음과 같은 직·간접 경로가 존재하므로 이를 나누어 고려해야 한다. 먼저, 직접경로란 유가상승이 기업의 생산비용에 직접적으로 영향을 미치는 과정을 의미한다. 따라서 직접경로에서 나타나는 효과는 유가상승에 따른 에너지 관련 비용의 상승뿐 아니라 생산 과정에 투입되는 생산요소 중 유가변동에 직접적 혹은 일차적으로 영향을 받는 생산요소 비용의 상승을 포함하게 된다. 반면, 간접경로란 유가상승에 따른 물가상승이 노동시장에서 명목임금의 상승 압력을 가중시켜 기업의 생산비용에 영향을 미치는 경로를 의미한다. 이와 같은 명목임금의 상승은 노동시장에서 물가수준에 대한 조정이 이루어지는 시점에 의존하게 되며, 앞서 논의한 바와 같이 자기-지속적(self-sustaining)인 특성을 갖게 된다.

이제 자료를 통해 유형별 유가충격이 국내 물가수준에 영향을 미치는 과급경로를 각 단계별로 살펴보도록 하자. 이를 위해, 먼저 유가충격이 기업의 생산비용에 영향을 미치는 직·간접 전파경로를 살펴보도록 하자. 이들 두 가지 전파 경로 중 직접경로는 유가충격에 대한 에너지 관련 비용지수 및 수입물가지수의 충격반응함수를 통해 살펴볼 수 있다. 전자의 경우, 유가충격에 따른 기업의 에너지 관련 비용을 나타내는 지표로 본 연구에서는 한국은행에서 발표하는 에너지-PPI를 이용하였다. 반면, 수입물가지수는 유가뿐 아니라 유가변동에 직·간접적으로 영향을 받는 모든 수입재의 가격을 포함하고 있다. 따라서 유가충격

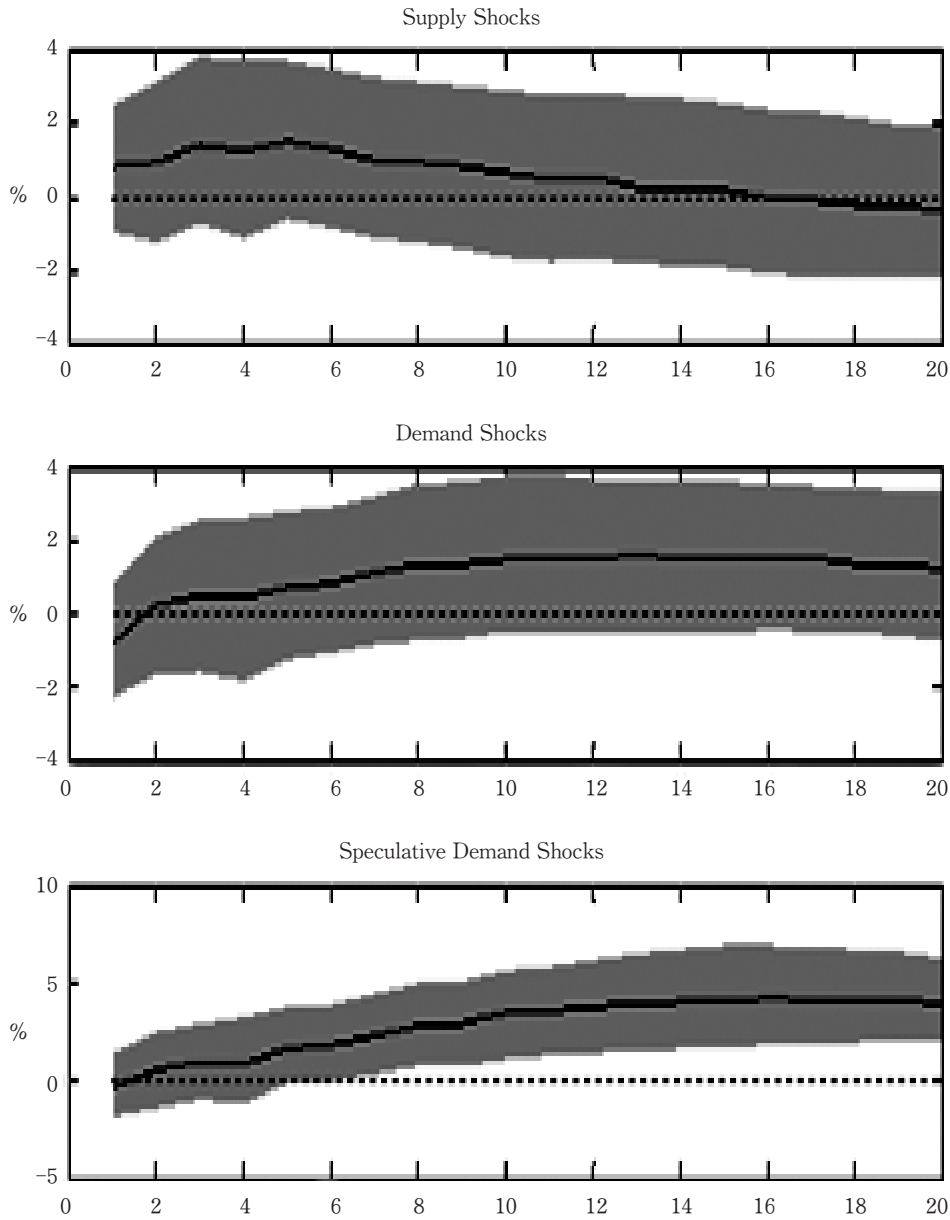
에 대한 수입물가지수의 충격반응함수는 생산 과정에 투입되는 수입재의 가격 변동이 기업의 생산비용에 미치는 효과에 관한 정보를 제공하게 된다. 이들 두 변수와 함께 국내에서 생산되는 제품들의 가격을 포함하고 있는 GDP 디플레이터도 기업의 생산비용에 관한 정보를 제공할 수 있다. 그러나 GDP 디플레이터는 임금과 같이 유가충격에 직접적인 영향을 받지 않으나, 유가변동으로 인한 물가수준에 영향을 받은 기타 생산요소의 가격변동까지 모두 포함하는 변수로 보는 것이 타당할 것이다. 특히, GDP 디플레이터는 총공급뿐 아니라 총수요의 변화에 의한 경제 전반의 물가수준을 반영하는 대표적 물가지수이므로 이 변수의 충격반응함수는 유가충격이 총수요에 미치는 효과를 고려한 후, 유가충격이 물가수준에 미치는 2차효과를 고려하는 과정에서 살펴보도록 하겠다.

한편, 유가충격이 생산비용에 미치는 간접효과는 유형별 유가충격에 대한 명목임금의 반응경로를 통해 살펴볼 수 있으며, 이를 위해 본 연구는 한국은행에서 제공하는 전 산업 명목임금 자료를 이용하였다. 마지막으로 직·간접 경로에 의한 기업의 생산비용 상승이 기업의 제품가격 상승으로 전이되는 과정은 코어-CPI를 이용하여 살펴보았다. 여기서 코어-CPI란 CPI에서 유가충격에 직접적으로 영향을 받는 에너지 관련 소비재의 가격을 제외한 비에너지 제품의 가격만을 포함하는 가격지수이다. 따라서 코어-CPI는 유가충격에 의해 직·간접적으로 유발된 기업의 생산비용 상승이 제품가격 상승으로 연결되는 전과 과정을 보여줄 수 있는 물가지수라 할 수 있다. 본 연구는 국내에서 코어-CPI의 정의를 정확히 충족하는 지수가 존재하지 않는 이유로 인해, 이에 근접한 개념인 한국은행이 발표하는 CPI지수 중 식료품 및 에너지 제외 지수를 코어-CPI로 이용하였다.

〈그림 3〉과 〈그림 4〉는 세 가지 유형의 유가충격에 대한 기업의 에너지-PPI와 수입물가지수¹⁰⁾의 충격반응함수를 나타내고 있다. 이제 〈그림 3〉과 〈그림 4〉의 충격반응함수를 살펴보면 에너지-PPI와 수입물가지수는 공급교란에 의한 유가충격이 발생할 경우, 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성을 갖고 있지 못함을 알 수 있다. 반면, 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 이들 두 지수에 가장 크고 장기적인 상승 압력을 미치는 것으로 나타나고 있다. 마지막으로 전통적 수요교란에 의한 유가충격은 수입물가지수에는 장기적인 상승 압력을 미치는 것으로 나타났으나, 에너지-PPI에는 통계적 유의성을 갖지 못하는 것으로 나타나

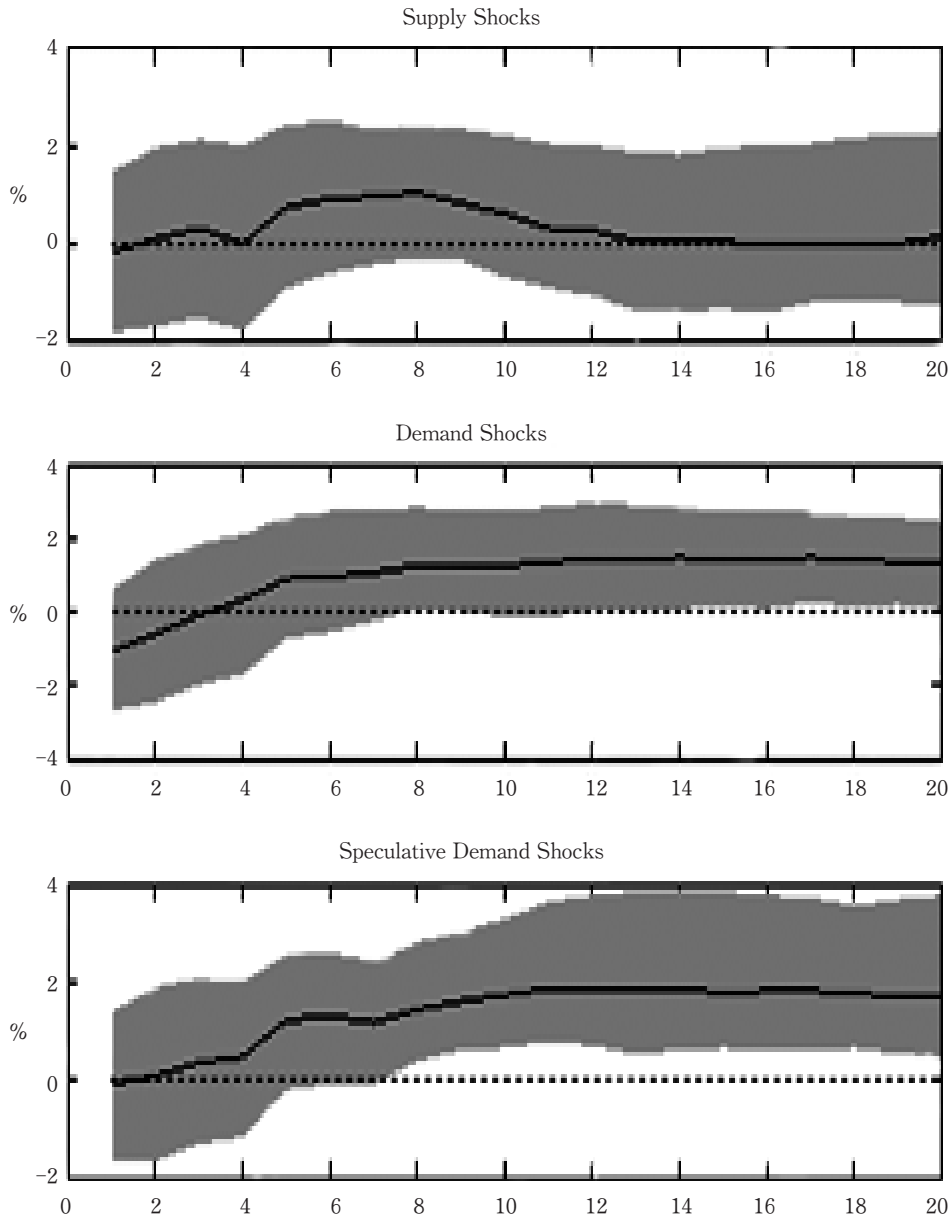
10) 본 연구는 환율변수를 포함하고 있지 않으므로 환율변동을 포함하는 원화 기준 수입물가지수를 이용하였다.

22 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



〈그림 3〉 에너지-PPI의 충격반응함수

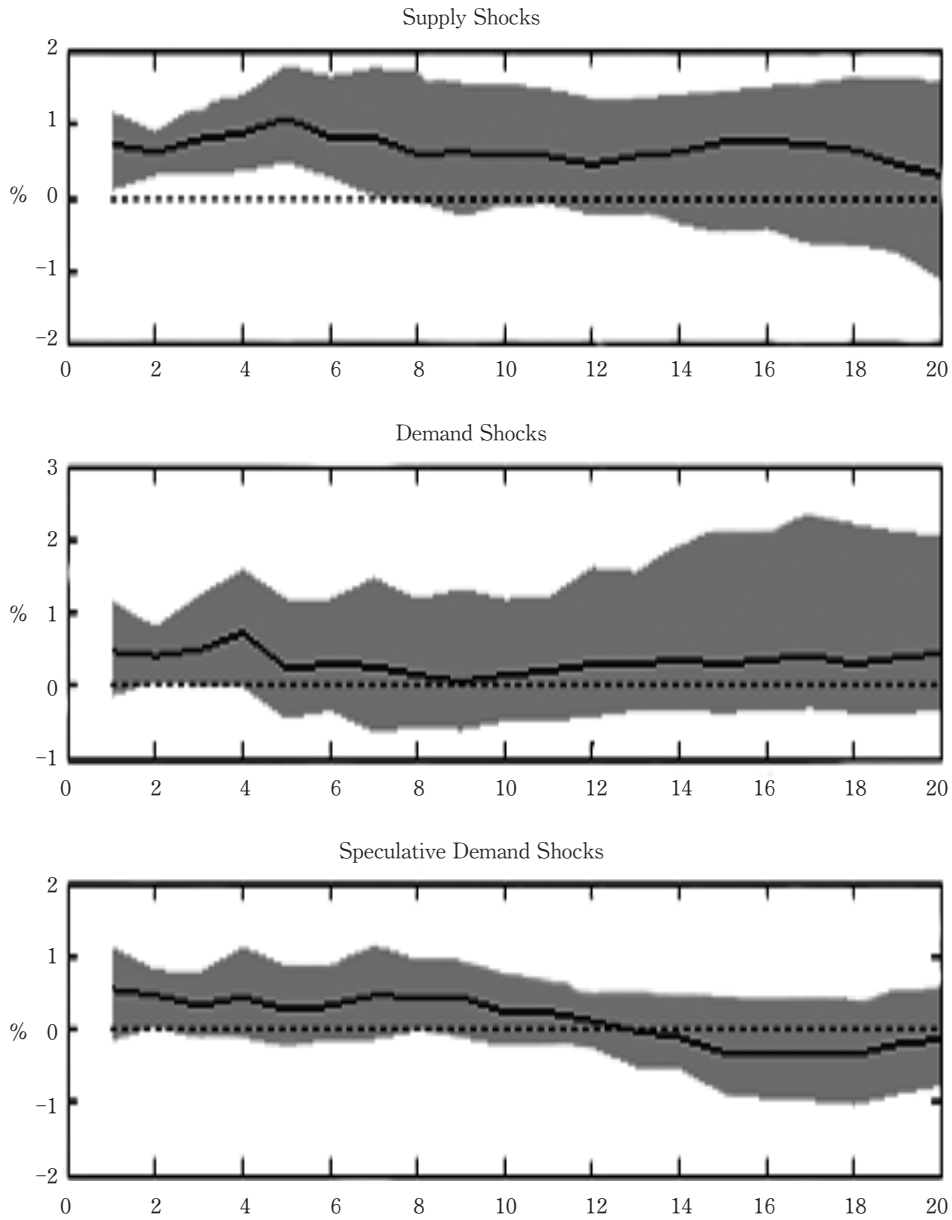
고 있다. 그러나 중위값과 에러-밴드에 속한 값들이 갖는 분포를 고려할 때, 에너지-PPI 역시 장기적으로 상승 압력을 받을 가능성이 높다 할 수 있을 것이다. 따라서 이와 같은 결과로부터 공급교란에 의한 유가충격은 기업의 생산비



〈그림 4〉 수입물가지수의 충격반응함수

용에 직접적인 상승 압력을 크게 미친다고 결론짓기 어려우나, 나머지 두 유형의 수요교란에 의한 유가충격은 기업의 생산비용 상승에 직접적인 영향을 미친다고 결론지을 수 있다.

24 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



<그림 5> 국내 전 산업 명목임금의 충격반응함수

한편, <그림 5>는 유가충격에 대한 국내 전 산업 명목임금의 충격반응함수를 나타내고 있다.¹¹⁾ 이를 살펴보면 모든 유형의 유가충격에 대해 국내 명목임금

11) 국내 전 산업 명목임금의 자료는 1984년부터 이용 가능하므로 명목임금의 충격반응함수

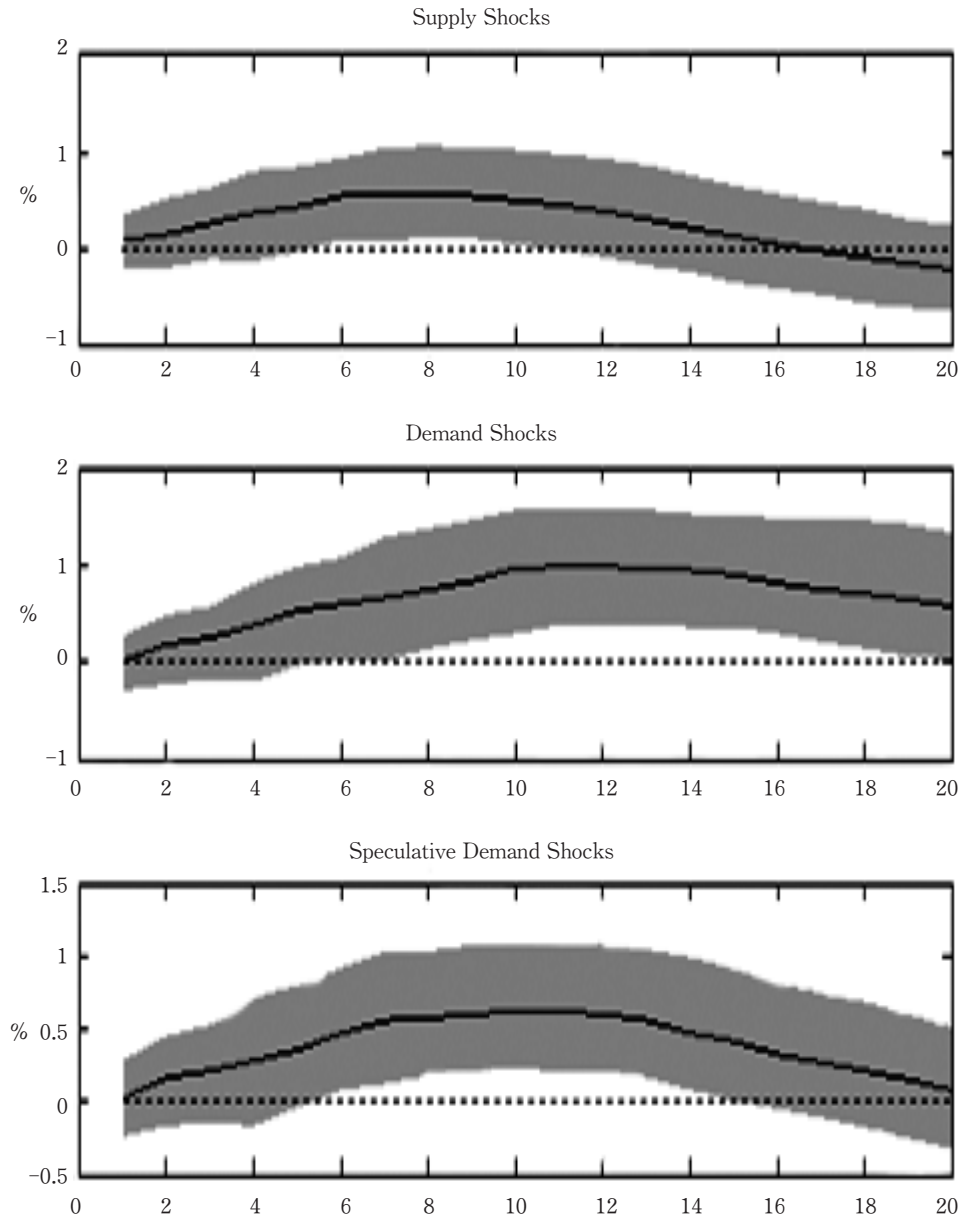
은 즉각적인 상승 압력을 받는 것으로 나타나고 있으며, 충격의 효과가 통계적 유의성을 갖는 기간도 비교적 단기적이라는 특징을 보이고 있다. 그러나 이 경우에는 다른 유가충격에 비해 공급교란에 의한 유가충격이 명목임금에 가장 명확한 상승 압력을 미치고 있음을 알 수 있다. 이처럼 모든 유형의 유가충격에 대해 명목임금의 충격반응함수가 앞서 살펴본 CPI, 에너지-PPI 및 수입물가지수에 비해 비교적 빠르게 상승하는 이유는, 유가충격 발생에 따른 물가상승 기대가 노동시장에서 비교적 신속하게 반영되고 있음을 나타내는 것이라 할 수 있을 것이다. 한편, 이와 같은 임금상승은 자기-지속적 특성을 갖고 있으므로 임금상승이 지속되는 기간 역시 관심의 대상이 될 수 있다. 그러나 공급교란 혹은 투기적 수요교란에 의한 유가충격에 대해 명목임금의 상승이 통계적 유의성을 갖는 기간은 최대 8분기 전후이며, 전통적 수요교란의 경우에는 최대 4분기 전후로 보여 임금상승과 물가상승 간의 장기적 순환고리는 국내에서 형성되지 않는 것으로 보인다.

마지막으로 <그림 6>은 유가충격에 대한 코어-CPI의 충격반응함수를 나타내고 있다.¹²⁾ <그림 6>의 충격반응함수는 모든 유형의 유가충격이 코어-CPI의 상승 압력을 점차적으로 증가시키고 있음을 지적하고 있다. 특히, 이와 같은 상승 압력은 공급교란에 비해 유가충격이 전통적 수요교란과 투기적 수요교란에 의해 유발될 경우 더욱 장기적으로 나타나고 있다. 코어-CPI의 반응은 생산비용에 미치는 직·간접 경로를 통해 유가충격이 비에너지 제품의 가격수준에 미치는 총효과를 나타내므로 이를 앞서 살펴본 결과들과 관련시켜 보자. 먼저, 공급교란에 의한 유가충격이 발생할 경우, 코어-CPI는 8분기를 전후로 가장 높은 상승 압력을 받는 것으로 나타나고 있다. 앞서 살펴본 바와 같이 공급교란에 의한 유가충격이 유발시킨 에너지-PPI와 수입물가지수의 상승 압력은 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성을 갖지 못한 반면, 단기적으로 발생한 명목임금의 상승 압력은 통계적 유의성을 갖고 있었다. 따라서 이 경우, 코어-CPI의 상승은 명목임금의 상승이 기업의 생산비용을 상승시킴에 따라 주도되는 것으로 해석해야 할 것이다. 반면, 전통적 수요교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 발생시킨 명목임금과 에너지-PPI 및 수입물가지수의 상승 압력은 각각 단기와 중장기적으로 통계적 유의성을 갖고 있었다. 따라서 코어-CPI에 미치는 이들

가 포함된 6변수 구조적 벡터자기회귀모형의 추정기간은 1984년 1/4분기부터 2009년 4/4분기이다.

12) 코어-CPI의 자료는 1975년부터 이용 가능하므로 코어-CPI의 충격반응함수가 포함된 6변수 구조적 벡터자기회귀모형의 추정기간은 1975년 1/4분기부터 2009년 4/4분기이다.

26 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



〈그림 6〉 코어-CPI의 충격반응함수

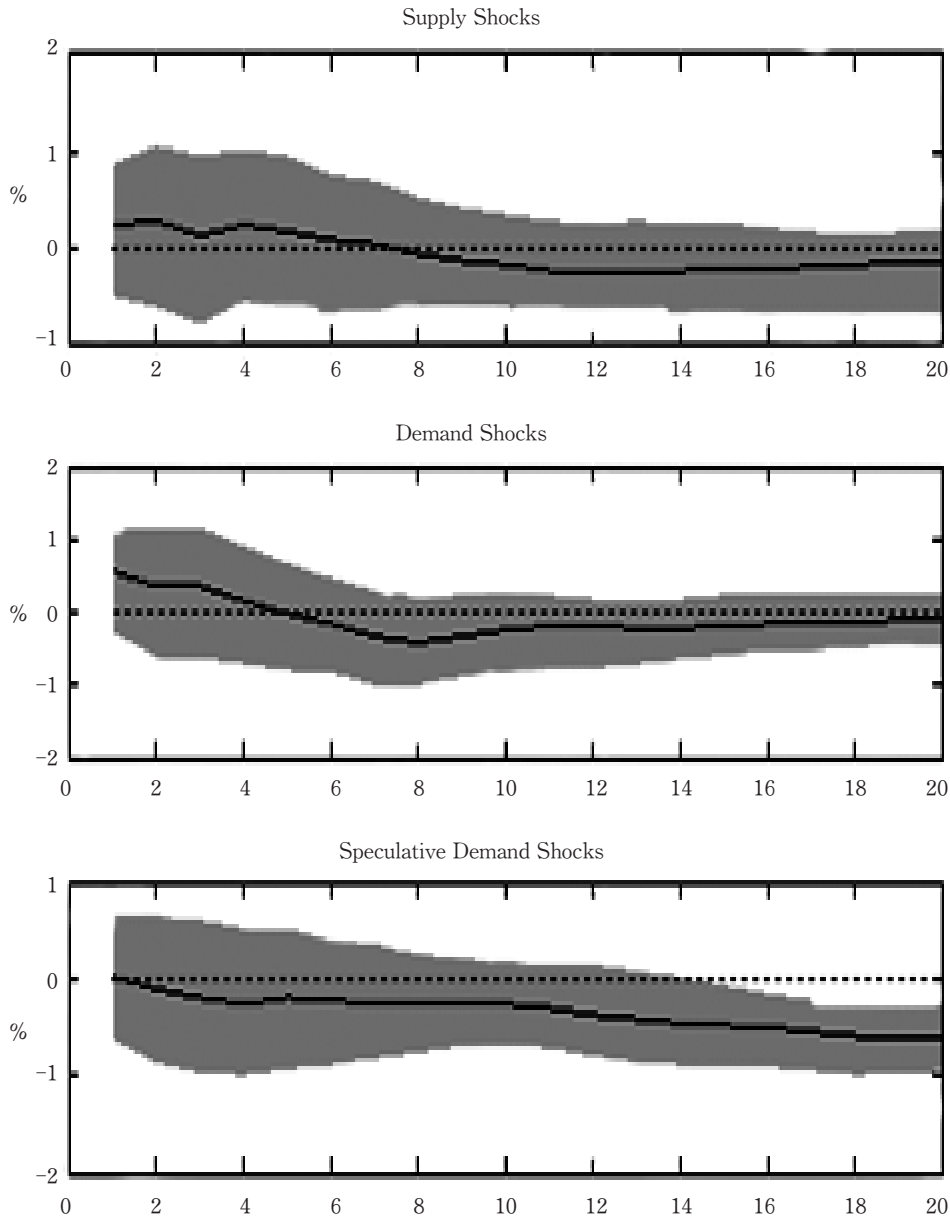
두 유가충격의 상승 압력은 단기적으로는 주로 명목임금의 상승에 의해 주도되며, 장기적으로는 에너지-PPI와 수입물가의 상승에 의해 주도되는 것으로 판단해야 할 것이다.

2) 유가상승 충격이 산출량에 미치는 경로

유가충격이 국내 산출량 수준에 일차적으로 영향을 미치는 경로는 기업의 생산비용을 상승시킴으로써 경제 전체의 총공급곡선을 상향 이동시킨다는 것이다. 따라서 총수요곡선이 불변인 상황에서 이와 같은 총공급곡선의 이동은 <그림 1>에 나타나 있는 산출량의 감소와 물가수준의 상승으로 나타나게 된다. 이와 같은 일차적 효과는 앞의 실증 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 모든 유형의 유가충격에 의해 기업의 생산비용과 제품가격이 상승하고 있으므로 국내 경제에서도 작동하고 있다 할 수 있다. 그러나 전술한 바와 같이 유가충격으로 인해 발생한 소득수준의 감소와 물가상승은 다시 총수요를 위축시켜 총수요곡선을 하향 이동시키는 효과를 갖게 된다. 따라서 이와 같은 이차적 효과가 발생하는 과정에서는 경제 전반에 물가하락 압력이 발생하게 된다. <그림 1>의 산출량과 물가수준의 충격반응함수는 이와 같은 두 가지 경로를 모두 반영하고 있다 할 수 있다. 다시 말해, 총공급곡선이 이동하는 단계에서는 스테그플레이션이 발생하므로 <그림 1>의 충격반응함수에서 물가수준 상승과 산출량 감소가 동시에 이루어지는 기간들이 이에 해당된다고 할 수 있다. 반면, 총수요곡선의 이동이 영향을 미치는 단계에서는 물가수준의 충격반응함수가 하락 추세로 전환되는 기간이 이에 해당되는 과정이라 볼 수 있다. 물론, 물가수준의 하락세는 총수요의 위축뿐 아니라 물가수준에 미치는 유가충격의 효과가 점차 사라짐에 따라 나타날 수 있다. 따라서 총수요의 반응을 살펴보면 과연 어떤 이유에 의해 물가수준의 하락세가 주도되고 있는지에 관한 단서를 찾을 수 있게 된다.

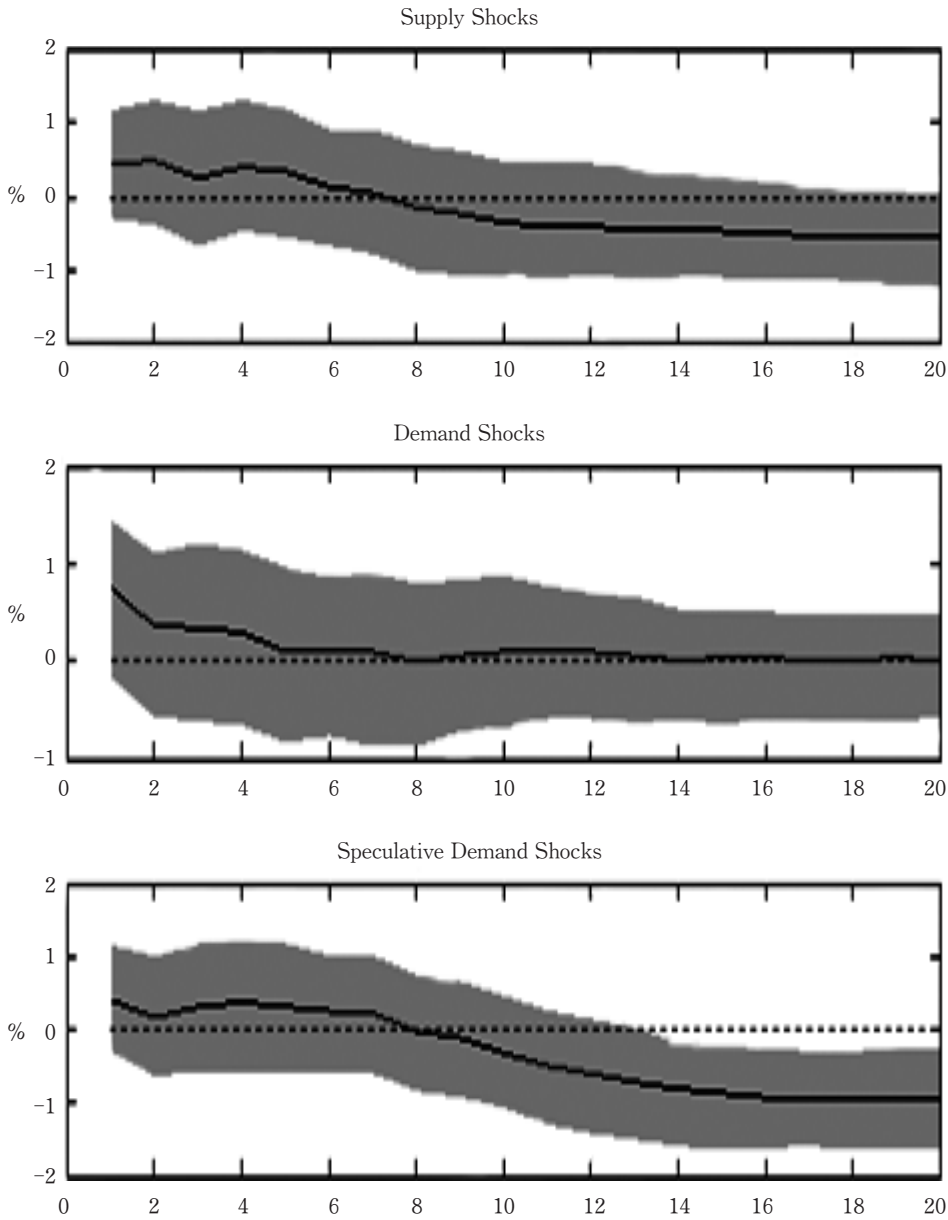
이제 유가충격이 국내 총수요에 미치는 효과를 국내 총수요의 주요 구성요인들인 소비, 투자 및 수출의 충격반응함수를 통해 살펴보도록 하자. 먼저, <그림 7>은 세 가지 유형의 유가충격에 대한 실질 민간소비의 충격반응함수를 나타내고 있다. <그림 7>에 나타나 있는 충격반응함수의 중위값은 모든 유형의 유가충격이 발생할 경우 민간소비는 장기적으로 감소하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이와 같이 장기적으로 발생하는 민간소비의 감소는 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 발생할 경우에 한해서만 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타나고 있다. 한편, <그림 8>에 나타나 있는 실질민간투자의 충격반응함수는 공급교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 민간투자에 장기에 걸쳐 통계적으로 유의한 부정적 효과를 미치는 것으로 나타나고 있다. 반면, 전통적 수요교란에 의한 유가충격이 민간투자에 미치는 효과는 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성을

28 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



〈그림 7〉 민간소비의 충격반응함수

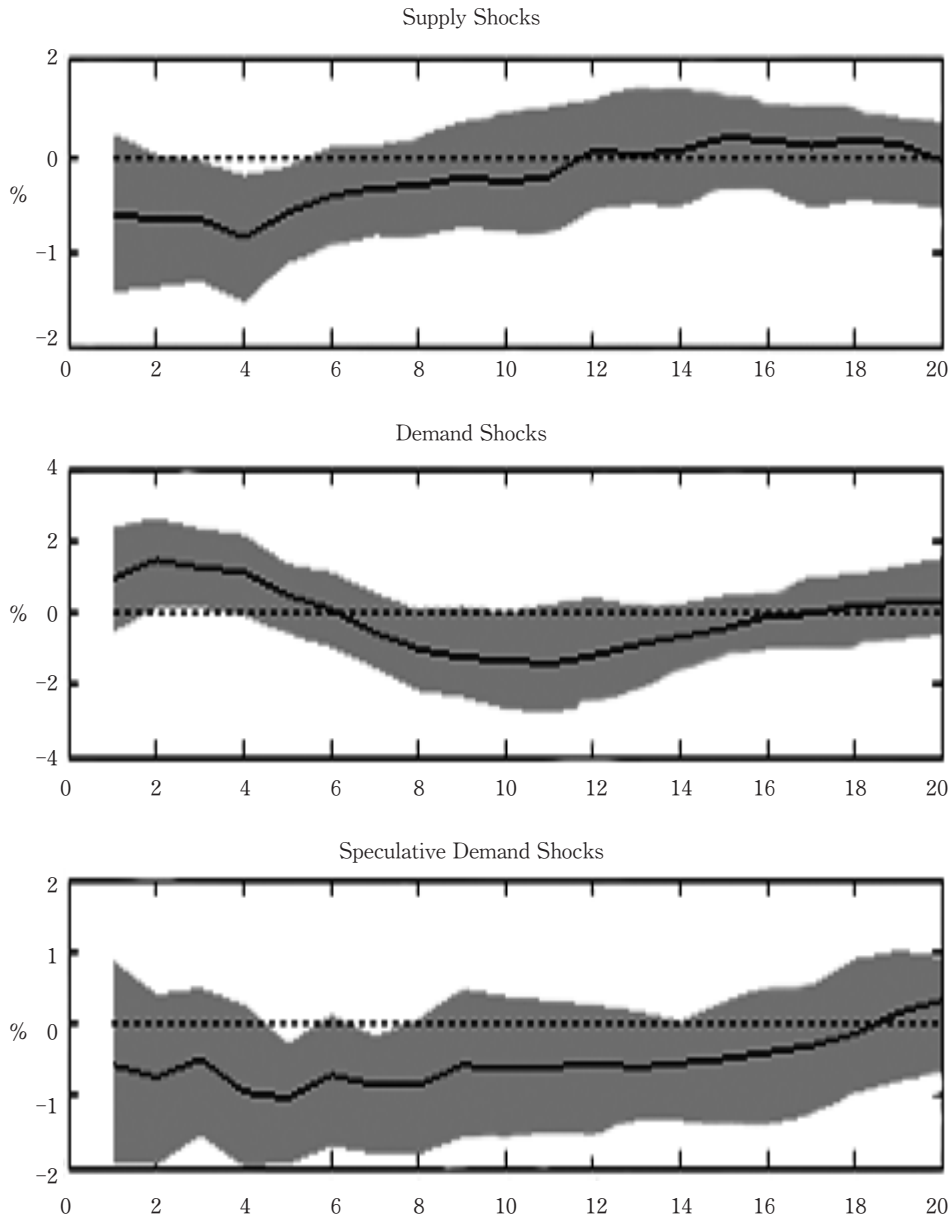
갖지 못할 뿐 아니라, 중위값 기준으로 민간투자가 일시적으로 상승한 후, 충격의 효과가 사라지는 반응 형태를 보이고 있다. 이와 같은 결과는 세계경제 활동수준의 증가에 기인하는 전통적 수요교란에 비해 공급교란과 투기적 수요



〈그림 8〉 민간투자의 충격반응함수

교란에 의한 유가충격이 경제상황의 불확실성을 더욱 증폭시키기 때문이라 볼 수 있을 것이다. 이는 세계경제 활동수준의 증가는 국내 생산요소의 생산성을 증대시키는 효과를 가지므로 유가충격의 부정적 효과가 일정 부분 상쇄되기 때

30 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



〈그림 9〉 해외 수출량의 충격반응함수

문이라 해석할 수도 있을 것이다.

마지막으로 〈그림 9〉는 세 가지 유형의 유가충격에 대한 국내 수출량의 충격 반응함수를 나타내고 있다.¹³⁾ 이를 살펴보면 국내 수출량은 세계경제 활동수준

과 높은 상관관계를 갖고 있는 변수이므로 그 충격반응함수는 각 요인별 유가충격이 세계경제 활동수준에 미치는 영향과 밀접한 관계를 갖고 있음을 알 수 있다. 먼저, 전통적 수요교란에 의한 유가충격이 발생할 경우, 국내 수출량은 일시적으로 증가하나 시간이 경과함에 따라 중기적으로 점차 감소하는 반응 형태를 보이고 있다. 따라서 이 경우 <그림 1>에서 살펴본 바와 같이 유가충격 후 일시적으로 나타나는 산출량 수준의 증가는 수출량 증대에 따른 총수요 증가에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 또한 이 경우, <그림 5>에 나타나 있는 명목 임금의 일시적 증가 역시 물가상승에 대한 기대수준의 조정과 함께 총수요 증대에 따른 노동시장의 초과수요 압력이 함께 작용하여 발생하는 것으로 해석해야 할 것이다. 한편, 공급교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 세계경제 활동수준을 위축시킨다는 식별 가정을 하고 있으므로 국내 수출량의 충격반응함수는 이와 같은 가정에 상응하는 감소 형태를 나타내고 있다. 그러나 이들 유가충격들이 국내 수출에 미치는 부정적 효과는 비교적 단기적으로 나타나고 있다. 이에 따라 공급교란의 경우 충격발생 후 2~4분기, 투기적 수요교란의 경우에는 충격발생 후 5~8분기 후에 유가충격의 부정적 효과가 통계적 유의성을 갖는 것으로 나타나고 있다.

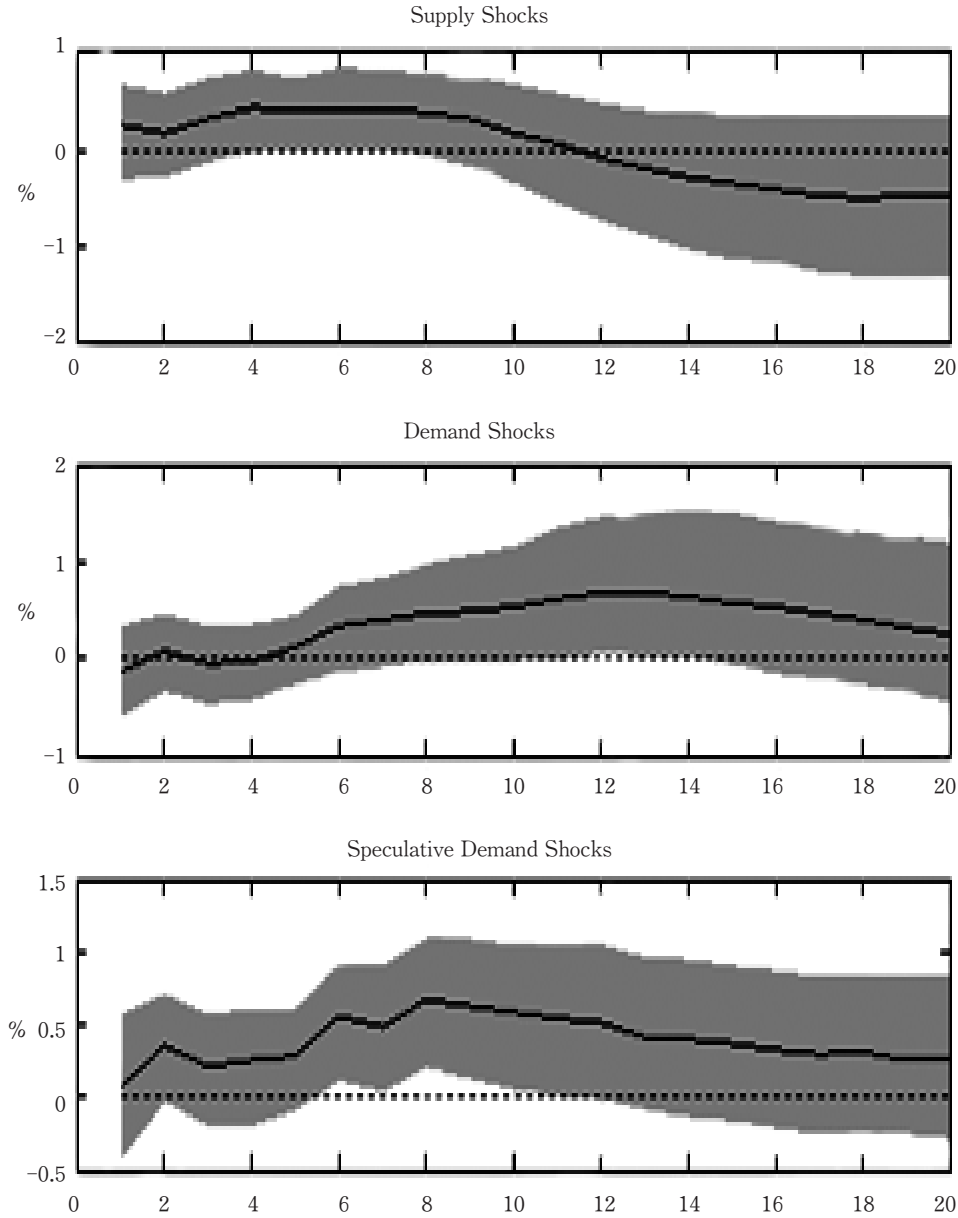
이상의 결과들은 세 가지 유형의 유가충격 중 전통적 수요교란에 의한 유가충격은 총수요를 장기적으로 위축시킨다는 결정적 증거를 찾기 어려우나, 공급교란과 투기적 수요교란의 경우에는 총수요에 장기적으로 부정적 효과를 미침을 의미하는 것이다. 특히, 이와 같은 부정적 효과는 유가충격이 투기적 수요교란에 의해 유발될 경우 더욱 심각하게 나타남을 의미한다.

3) 유가충격이 물가수준에 영향을 미치는 종합적 전파경로(2차효과)

전술한 바와 같이 앞서 살펴본 모든 경로를 통해 유가수준이 전체 물가수준에 미치는 효과는 GDP 디플레이터의 반응 형태를 통해 종합적으로 파악될 수 있다. <그림 10>에 나타나 있는 GDP 디플레이터의 충격반응함수는 CPI 및 코어-CPI와 같이 세 가지 유형의 유가충격에 대해 등근 언덕모양의 반응 형태를 나타내고 있다. 그러나 세 가지 유형의 유가충격에 대한 GDP 디플레이터의 충격반응함수가 등근 언덕모양의 반응 형태를 보일지라도, 통계적 유의성을 가지

13) 국제수지 기준 수출량 통계자료는 1980년부터 이용 가능하므로 수출량의 충격반응함수가 포함된 6변수 구조적 벡터자기회귀모형의 추정기간은 1980년 1/4분기부터 2009년 4/4분기이다.

32 한국경제에 대한 요인별 유가충격의 효과 분석



〈그림 10〉 GDP 디플레이터의 충격반응함수

며 고점에 도달하는 시점은 다소 차이를 갖고 있다. 다시 말해, 공급교란에 의한 유가충격의 경우에는 대략 4~8분기에 통계적 유의성을 갖는 물가상승 압력이 나타나는 반면, 전통적 수요교란과 투기적 수요교란의 경우에는 각각 12분

기와 8분기를 전후로 정점에 도달하고 있다. 특히, 공급교란에 의한 유가충격이 발생할 경우에는 GDP 디플레이터의 충격반응함수도 CPI와 같이 장기적으로 음(negative)의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다.

따라서 이처럼 유가충격과 함께 중·단기적으로 나타나는 물가상승 압력은 앞서 살펴본 직·간접적 경로에 의한 기업의 생산비용 상승이 주요 원인이라 할 수 있을 것이다. 그러나 시간이 경과함에 따라 발생하는 물가상승 압력의 감소세는 생산비용을 상승시킨 유가충격의 효과가 점차 사라짐과 동시에 총수요 감소의 효과까지 함께 작용하여 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 특히, 앞서 살펴본 바와 같이 공급교란과 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 장기적으로 총수요를 위축시키는 역할을 하므로 이들 두 경우에 있어 장기적인 물가상승 압력의 감소는 총수요 감소가 더 큰 역할을 하고 있다 할 수 있다.

이와 같은 점을 앞서 살펴본 기업의 생산비용 및 총수요 변화와 관련지어 보다 자세히 살펴보도록 하자. 먼저, 공급교란에 의한 유가충격이 GDP 디플레이터에 미치는 상승 압력은 비교적 단기적인 것으로 나타나고 있는데, 이는 앞서 살펴본 바와 같이 주로 임금상승에 기인한 기업의 생산비용 상승이 주요 원인이라 할 수 있다. 특히, 이 경우 수입물가지수와 에너지-PPI의 충격반응함수(중위값)는 유가충격의 효과가 장기적으로 거의 사라짐을 나타내고 있다. 따라서 장기적으로 발생하는 GDP 디플레이터의 하락 압력(심지어 음의 값)은 투자 및 소비 감소에 의한 총수요 감소에 기인하는 것이라 할 수 있다.

한편, 두 가지 유형의 수요교란에 의한 유가충격이 GDP 디플레이터에 미치는 상승 압력이 통계적 유의성을 갖는 기간은 공급교란의 경우에 비해 다소 장기적인 것으로 나타나고 있다. 특히, 전통적 수요교란의 경우에는 소비 및 투자와 같은 총수요 구성요인의 감소가 전 기간에 걸쳐 통계적 유의성을 갖지 못하는 반면, 수입물가지수와 에너지-PPI는 장기적으로 유의한 상승 압력을 받는 것으로 나타났다. 따라서 이 경우 GDP 디플레이터에 미치는 유가충격의 장기적인 상승 압력은 주로 직접경로에 의한 기업의 생산비용 상승에 의해 유발된다고 할 수 있다. 또한 투기적 수요교란에 의한 유가충격의 경우에도 유가충격이 수입물가지수와 에너지-PPI에 미치는 상승 압력이 20분기까지도 통계적 유의성을 보였음에도 불구하고, GDP 디플레이터는 8분기를 전후로 하여 감소 추세로 반전되고 있다. 따라서 이 경우에는 기업의 생산비용 증대로 나타나는 장기적인 물가상승 압력에 비해 앞서 살펴본 소비 및 투자 감소에 따른 총수요 감소가 물가수준에 더 많은 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그

러나 GDP 디플레이터에 미치는 이와 같은 하락 압력은 유가충격이 에너지-PPI와 수입물가지수에 미치는 상승 압력으로 인해 장기적으로 제한을 받고 있음을 알 수 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 유가충격을 발생요인별로 분류한 후, 한국의 산출량과 물가수준에 미치는 각 유형별 유가충격의 효과와 그 전과경로를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 유가충격의 발생요인을 공급교란, 전통적 수요교란 및 투기적 수요교란에 의한 세 가지 유형으로 분류한 후, 경제이론과 부합하는 부호제약을 통해 이들 충격을 식별하였다. 구조적 벡터자기회귀모형의 충격반응함수를 통해 나타난 결과들은 모든 유형의 유가충격들은 국내 경제에 스태그플레이션을 유발시킨다는 것이었다. 그러나 스태그플레이션을 유발시키는 경로는 유형별 유가충격에 따라 다소 차이를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 유가상승에 따른 기업의 생산비용 상승이 스태그플레이션을 유발시키나, 유가상승이 기업의 생산비용 상승에 영향을 미치는 경로에서는 다소 차이를 갖는 것으로 나타났다.

국내 노동시장에서는 모든 유형의 유가충격 발생 시, 향후 물가상승에 대한 기대로 인해 명목임금의 상승 압력이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 상승 압력은 비교적 단기적으로 나타나 임금상승과 물가상승의 반복적인 악순환은 장기적으로 지속되지 않는 것으로 나타났다. 한편, 두 가지 유형의 수요교란은 유가에 직접적으로 영향을 받는 생산비용에 장기적인 상승 압력을 가중시키는 것으로 나타났다. 따라서 공급교란에 의한 유가충격은 주로 노동시장을 통해 전체 물가수준에 단기적인 상승 압력을 가중시킨 반면, 두 가지 유형의 수요교란은 그 밖의 생산요소의 가격상승을 통해 물가수준에 장기적인 상승 압력을 가중시키는 것으로 나타났다.

또한 기존 해외 연구들은 유가충격은 스태그플레이션뿐 아니라 독립적으로 총수요를 감소시키는 효과를 갖고 있음을 지적하고 있다. 그러나 국내의 경우, 이와 같은 총수요의 위축은 주로 공급교란 및 투기적 수요교란에 의한 유가충격이 발생할 경우 나타나는 것으로 확인되었다. 특히, 이와 같은 총수요의 위축은 공급교란에 비해 투기적 수요교란에 의한 유가충격에 의해 더 큰 폭으로 이루어지는 것으로 나타났다. 이에 따라 공급교란의 경우, 장기적으로 총수요 위

축에 따른 물가하락 압력이 존재하였으며, 투기적 수요교란의 경우에도 장기적인 기업의 생산비용 상승 압력에도 불구하고, 이와 같은 비용상승 압력이 장기적인 물가상승으로 연결되지는 못하는 것으로 나타났다. 그러나 투기적 수요교란의 경우에는 이와 같은 물가하락 압력에도 불구하고 장기적으로 나타나는 강한 비용상승 압력으로 인해 다른 유형의 유가충격에 비해 장기적인 산출량 감소와 물가상승이 발생할 수 있음을 나타내고 있었다.

과거에는 파생금융시장이 발달되지 못했던 이유로 유가충격의 원인이 주로 공급교란과 전통적 수요교란에 의해 유발되는 것으로 인식되었으나, 역사적 분해 결과는 투기적 수요교란은 과거에도 항상 존재하였음을 지적하고 있다. 이는 비록 투기적 수요교란이 파생금융시장을 통해 최근 들어 주목을 받고 있으나, 유가충격에 따른 수급불안은 항상 석유산업 전반에 존재하였음을 의미하는 것이다. 특히, 본 연구는 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 원유공급이 감소하지 않는 상황에서 유가상승에 따른 세계경제 활동수준의 위축을 가정하고 있다. 따라서 이상의 결과들은 해외 경제에 대한 의존도가 높은 국내 경제에 있어 투기적 수요교란에 의한 유가충격은 공급교란에 비해 경제의 불확실성을 더욱 증폭시켜 왔음을 나타내는 것이라 할 수 있다.

마지막으로 본 연구가 갖는 한계점은 자료의 가용성 부족으로 더 많은 거시변수들을 분석에 포함시키지 못했다는 점이다. 특히, 유가충격이 발생할 경우, 통화당국의 반응은 총수요에 영향을 미칠 수 있는 변수이므로 이를 살펴보는 것은 통화정책에 대한 중요한 함의를 제공할 수 있다. 그러나 현실적으로 통화정책변수인 이자율의 시계열 부족으로 유형별 유가충격에 대한 통화정책의 집행 과정과 그 결과로 나타나는 총수요의 반응을 함께 분석하지 못한 것은 다소 아쉬운 점이라 할 수 있다. 따라서 본 연구는 이를 해결할 수 있는 추가 분석방법에 대한 연구를 향후 과제로 남기도록 한다.

〈부표 1〉 기초 통계량

| | 단위 | 기간/관측치수 | 평균 | 최대값 | 최소값 | 표준편차 | 침도 | 왜도 | Jarque-Bera/ p값 |
|--------------------|---------------------------|----------------------------|------------|------------|------------|-----------|-------|------|--------------------|
| 국제 원유 생산 | 백만 배럴/일 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 62,293.7 | 74,275.6 | 51,232.3 | 6,572.4 | 0.34 | 1.98 | 9.31/0.001 |
| OECD GDP | 백만 달러, 불변가 격, OECD 기준년 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 22,088,235 | 33,129,860 | 12,876,090 | 6,259,567 | 0.22 | 1.78 | 10.41/0.006 |
| DUBAI 가격 | 달러/배럴 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 26.24 | 117.01 | 2.59 | 19.37 | 2.22 | 8.90 | 336.2/0.0000 |
| 미국 CPI | 1982 ~ 1984 = 100 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 132.01 | 219.28 | 42.93 | 50.31 | -0.01 | 1.91 | 7.54/0.023 |
| 실질유가 | DUBAI/US CPI | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 20.14 | 51.14 | 5.69 | 10.72 | 1.05 | 3.41 | 28.31/0.000 |
| GDP | 불변가격, 십억 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 112,745.6 | 250,707.0 | 19,774.0 | 73,186.4 | 0.40 | 1.81 | 12.67/0.002 |
| CPI | 2010 = 100 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 50.32 | 98.12 | 6.88 | 27.11 | 0.07 | 1.78 | 9.34/0.009 |
| GDP 디플레이터 | 2005 = 100 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 58.54 | 109.20 | 5.907 | 32.36 | -0.04 | 1.61 | 12.01/0.003 |
| CPI-식품 및 에너지=제외 | 2010 = 100 | 1975:01 ~ 2009:04/ 140개 | 55.14 | 99.14 | 10.89 | 25.75 | -0.05 | 1.78 | 8.68/0.013 |
| 수입물가지수 | 2010 = 100 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 64.76 | 150.99 | 10.18 | 31.67 | 0.44 | 3.07 | 4.87/0.088 |
| 전 산업 명목임 금 | 원 | 1984:01 ~ 2009:04/ 104개 | 1,395,569 | 2,720,161 | 291,882.5 | 797,495.7 | 0.18 | 1.72 | 7.638/0.022 |
| PPI-에너지 | 2010 = 100 | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 52.05 | 142.27 | 3.313 | 34.02 | 0.80 | 2.87 | 15.79/0.0004 |
| 민간소비 | 십억(불변가격) | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 64,837.6 | 59,835.6 | 13,295.7 | 37,968.0 | 0.31 | 1.67 | 13.21/0.001 |
| 민간투자 | 십억(불변가격) | 1973:01 ~ 2009:04/ 148개 | 87,222.7 | 171,697.4 | 18,378.4 | 51,162.2 | 0.18 | 1.55 | 13.80/0.001 |
| 재화와 서비스 수출량 | 수출액/달러 수출단가 | 1980:01 ~ 2009:04/ 120개 | 337.9 | 1,097.9 | 36.3 | 314.49 | 1.08 | 2.91 | 23.15/0.000 |

〈부표 2〉 변수들 간의 상관계수

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----|
| 1 | 1 | | | | | | | | | | | | |
| 2 | 0.984 | 1 | | | | | | | | | | | |
| 3 | 0.436 | 0.480 | 1 | | | | | | | | | | |
| 4 | 0.975 | 0.996 | 0.488 | 1 | | | | | | | | | |
| 5 | 0.973 | 0.990 | 0.438 | 0.993 | 1 | | | | | | | | |
| 6 | 0.961 | 0.973 | 0.342 | 0.978 | 0.991 | 1 | | | | | | | |
| 7 | 0.970 | 0.987 | 0.411 | 0.991 | 0.999 | 0.995 | 1 | | | | | | |
| 8 | 0.879 | 0.900 | 0.614 | 0.902 | 0.907 | 0.863 | 0.897 | 1 | | | | | |
| 9 | 0.973 | 0.992 | 0.503 | 0.996 | 0.991 | 0.974 | 0.987 | 0.895 | 1 | | | | |
| 10 | 0.882 | 0.911 | 0.719 | 0.911 | 0.898 | 0.841 | 0.882 | 0.955 | 0.917 | 1 | | | |
| 11 | 0.965 | 0.989 | 0.446 | 0.996 | 0.991 | 0.983 | 0.991 | 0.876 | 0.991 | 0.881 | 1 | | |
| 12 | 0.960 | 0.979 | 0.394 | 0.988 | 0.987 | 0.989 | 0.990 | 0.849 | 0.982 | 0.842 | 0.996 | 1 | |
| 13 | 0.915 | 0.943 | 0.699 | 0.947 | 0.924 | 0.872 | 0.912 | 0.938 | 0.949 | 0.975 | 0.921 | 0.892 | 1 |

주: (1): 국제 원유 생산, (2): OECD GDP, (3): 실질 국제 유가, (4): GDP, (5): CPI, (6): GDP 디플레이터, (7): CPI 식료품 에너지 제외 (코어-CPI), (8): 수입물가지수, (9): 전 산업 명목임금, (10): PPI 에너지, (11): 민간소비, (12): 민간투자, (13): 제화 및 서비스 수출

자료: 국제 원유 생산: 미국 EIA 및 data stream
 OECD GDP: OECD 홈페이지 및 data stream
 두바이 원유가격: 한국 석유공사 홈페이지
 미국 CPI: FRED(Federal Reserve Economic Data) 홈페이지
 GDP, CPI, GDP 디플레이터, CPI 식료품 에너지 제외(코어-CPI), 수입물가지수, 전산업 명목임금, PPI 에너지, 민간소비, 민간투자, 제화 및 서비스 수출: 한국은행 경제통계시스템 홈페이지

참 고 문 헌

- 김권식, “국제 유가충격이 경제성장과 인플레이션에 미치는 영향,” 『대외경제연구』 제9권 제2호, 2005, 175~212.
- _____, “국제유가 충격이 경기불황을 심화시키는가?,” 『경제분석』 제17권 제2호, 2011, 90~123.
- 김성현·조경엽·김영덕, “국제유가상승이 국민경제에 미치는 영향—연산일반균형모형에 의한 분석,” 『국제통상연구』 제4권 제1호, 1999, 293~314.
- 김영덕, “유가변동충격의 파급경로에 관한 연구,” 에너지경제연구원, 2002.
- _____, “유가충격이 산업활동에 미치는 영향—산업별 영향을 중심으로,” 에너지경제연구원, 『기본연구보고서』 03-14, 2003.
- 송승주, “물가·성장간 관계변화 분석—유가변동기를 중심으로,” 『금융경제연구』 355, 한국은행 금융경제연구원, 2008.
- 이근영·정한영, “유가상승이 국민소득, 물가 및 통화정책에 미치는 영향,” 『금융연구』 제16권 제2호, 2002, 104~128.
- 차경수, “유가변동에 따른 비대칭 경제파급효과 분석,” 에너지경제연구원, 『기본연구보고서』 08-02, 2008a.
- _____, “최근 유가상승에 관한 小考,” 『에너지경제연구』 제7권 제2호, 2008b, 1~25.
- _____, “베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 유가충격 및 에너지소비구조 전환의 효과분석,” 『자원·환경경제연구』 제19권 제2호, 2010, 215~242.
- Barsky, R. B. and L. Kilian, “Do We Really Know that Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative,” in Ben S. Bernanke and Ken Rogoff, eds., *NBER Macroeconomics Annual 2001*, MIT Press: Cambridge, MA, 2002, 137~183.
- Baumeister, C. and G. Peersman, “Time-Varying Effects of Oil Supply Shocks on the US Economy,” *Ghent University Working Paper No 2008/515*, 2008.
- Baumeister, C., G. Peersman, and I. V. Robays, “The Economic Consequences of Oil Shocks: Differences across Countries and Time,” in Fry, Jones, and Kent, eds., *Inflation in an Era of Relative Price Shocks*, Reserve Bank of Australia, 2009,

91~128.

- Bernanke, B. S., "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment," *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 1983, 85~106.
- Blanchard, O. J. and J. Gali, "The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s," *NBER Working Paper* No. 13368, National Bureau of Economic Research, 2007.
- Burnside, C., M. Eichenbaum, and J. Fisher, "Fiscal Shocks and Their Consequences," *Journal of Economic Theory*, 115, 2004, 89~117.
- Canova, F. and J. Pina, "Monetary Policy Misspecification in VAR Models," Center for Economic Policy Research Discussion Paper, No. 2333, 1999.
- Canova, F. and G. de Nicolò, "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G-7," *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 2002, 1131~1159.
- Dhawan, R., J. Karsten, and P. Silos, "Productivity, Energy Prices and Great Moderation: A New Link," *Review of Economic Dynamics*, 13(3), 2010, 715~724.
- Faust, J., "On the Robustness of the Identified VAR Conclusions about Money," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 1998, 207~244.
- Hamilton, J.D., "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 1996, 215~220.
- _____, "What is an Oil Shock?," *Journal of Econometrics*, 113(2), 2003, 363~398.
- _____, "Understanding Crude Oil Prices," *Energy Journal*, 30(2), 2009, 179~206.
- Killian L., "The Economic Effects of Energy Price Shocks," *Journal of Economic Literature*, 46(4), 2008, 871~909.
- _____, "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market," *American Economic Review*, 99(3), 2009, 1053~1069.
- Killian L. and D. Murphy, "The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil," *CEPR Discussion Papers* No. 7753, Centre for Economic Policy Research, 2010.
- Lee, K., S. Ni, and R. A. Ratti, "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility," *Energy Journal*, 16(4), 1995, 39~56.

- Lee, J. and J. Song, "Nature of Oil Price Shocks and Monetary Policy," *NBER Working Paper*, 15306, 2009.
- Lippi, F. and A. Nobili, "Oil and Macroeconomy: A Structural VAR Analysis with Sign Restrictions," *CEPR Discussion Papers*, No. DP6830, 2008.
- Mork, K. A., "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, 97(3), 1989, 740~744.
- Peersman, G. and I. V. Robays, "Oil and the Euro Area Economy," *Economic Policy*, 24, 2009, 603~651.
- _____, "Cross-Country Differences in the Effects of Oil Shocks," *Energy Economics*, 34(5), 2012, 1532~1547.
- Rubio-Ramirez, J., D. Waggoner, and T. Zha, "Markov Switching Structural Vector Autoregressions: Theory and Application," *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper* No. 2005-27, 2006.
- Sims, C. A. and H. Uhlig, "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour," *Econometrica*, 59(6), 1991, 1591~1599.
- Uhlig, H., "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 2005, 381~419.

[Abstract]

An Analysis of Macroeconomic Consequences
of Different Types of Oil Shocks on the Korean Economy:
The Sign Restriction Approach*

Kyungsoo Cha**

This study attempts to empirically analyze the macroeconomic consequences of different types of oil shocks on the Korean economy and their propagation mechanism through which they affect inflation and economic activity. For this purposes, an explicit distinction about the underlying sources of oil shocks are made by several assumptions. Hence, three different types of oil shocks are distinguished in the oil market block, such as oil supply shocks, oil demand shocks caused by global economic activity, and speculative demand shocks. These shocks are identified by the “sign restriction approach” and a SVAR model is estimated. The results show that all types of oil shocks cause stagflation in the Korean economy. However, even though higher production costs for firms is the main reason for both inflationary pressures and declines of real GDP, the mechanism to increase production costs depend on the underlying sources of the oil shocks. In the case of the oil supply shocks, the higher production costs are mainly caused by rising nominal wages in the labor market. However, in the case of the two demand shocks, the rises in the production costs come from increases in the price of production inputs which are directly or indirectly influenced by the oil shocks. Furthermore, the impact of the two oil shocks on the production costs are more persistent, compared to the supply shocks. In particular, in the case of speculative demand shocks, there exists more persistent stagflation, even though the oil shocks also depress aggregate demand and, thereby, produce deflationary pressures.

Keywords: oil shocks, supply shocks, demand shocks, speculative demand shocks,
sign restrictions

JEL Classification: Q43, E31, E32

* This work was supported by Pusan National University Research Grant, 2012.

** Assistant Professor, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2563, E-mail: kscha@pusan.ac.kr

— |

| —

— |

| —