

구조적 VAR 모형을 이용한 총생산 및 인플레이션의 총수요-총공급 요인 분해*

이 정 익**

논문초록

본 연구는 총생산에 대한 효과의 지속성을 기준으로 총생산에 일시적 영향만을 갖는 충격을 수요충격, 영구적 영향을 갖는 충격을 공급충격으로 정의하고 Blanchard and Quah(1989)의 구조적 VAR 모형을 이용하여 수요충격 및 공급충격에 의한 우리나라의 GDP 및 인플레이션 변동을 분석하였다. 분석 결과 수요충격에 의한 우리나라의 GDP 및 인플레이션 변동은 우리나라의 과거 총수요압력 변동을 대체로 잘 포착하고 경기변동과 유사한 모습을 보이고 있으며 인플레이션에 대한 예측력도 지닌 것으로 나타났다. 한편 수요충격에 의한 인플레이션은 지속성이 강하고 경기동조적으로 움직이는 경향이 있는 반면 공급충격에 의한 인플레이션은 대체로 경기하강기에 상승하는 모습을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 정책당국은 경기동행적으로 움직이며 지속성이 높은 수요충격에 의한 인플레이션 상승 시 보다 적극적인 정책대응을 할 필요가 있을 것으로 사료된다.

핵심 주제어: SVAR, 공급충격, 수요충격, 인플레이션, GDP갭

경제학문헌목록 주제분류: E31, E32

투고 일자: 2012. 4. 4. 심사 및 수정 일자: 2012. 9. 21. 게재 확정 일자: 2012. 11. 19.

* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 한국은행 김준일 부총재보, 이종규 연구위원, 김현정 거시경제연구실장, 오금화 박사, 이승용 차장, 원내 세미나 참석자, 그리고 익명의 세 분 심사위원께 감사드립니다. 본 논문의 내용은 저자 개인의 견해로서 한국은행의 공식 견해와 무관합니다.

** 한국은행 경제연구원 거시경제연구실 전문연구원, e-mail: jilee@bok.or.kr 또는 lee.jungick@gmail.com

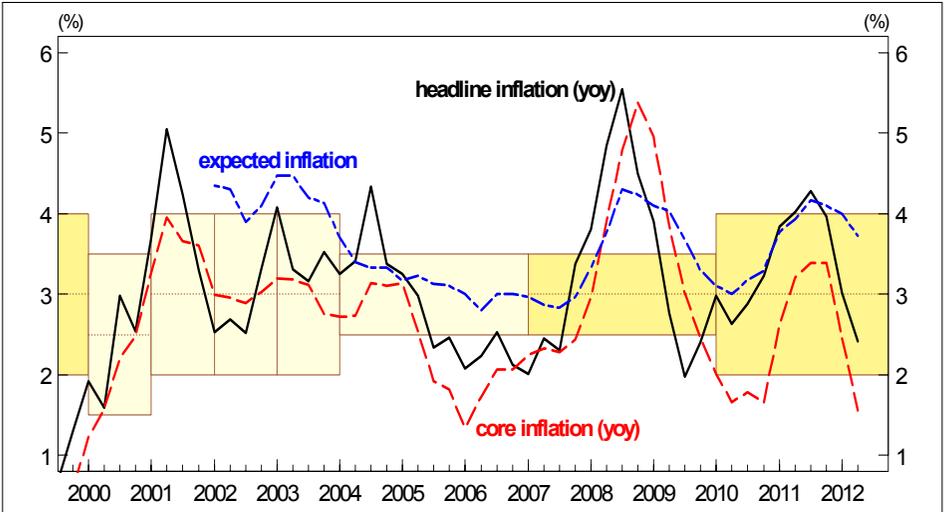
I. 머리말

우리나라의 최근 소비자물가(2011. 11월 개편 신지수(2010=100) 기준) 상승률을 보면(〈그림 1〉 참조) 고유가 등의 영향으로 2008년 상반기 중 급등했던 오름세가 글로벌 금융위기로 세계경제가 침체국면에 빠지고 유가가 안정됨에 따라 동년 하반기부터 둔화되어 오다 2009년 하반기 이후 다시 오름세를 지속하였다. 2011년 2/4~4/4분기 중 소비자물가상승률은 4%대의 높은 수준을 기록하였으며 근원인플레이션율(농산물·석유류 제외)도 2010년 하반기에 오름세로 돌아선 이후 가파른 상승세를 보였다. 일반 가계의 기대인플레이션 또한 2010년 하반기 이후 꾸준히 상승하여 2011년 2/4분기 이후 4% 내외의 높은 수준을 유지하고 있다. 한편 2012년 상반기 중에는 기저효과 등으로 소비자물가 오름세가 크게 둔화되면서 기대인플레이션도 소폭 하락하는 모습을 보였다. 그러나 2012년 3월 이후 하락세를 보이던 국제유가가 동년 6월 하순부터 다시 상승세를 보이고 있으며 최근 기상이변으로 촉발된 국제곡물가격 상승세가 앞으로 국내물가에 영향을 미칠 가능성이 있는 데다 2012년 하반기 들어 그동안 인상을 자제해 왔던 식음료가격 및 전기·도시가스요금 인상 등으로 향후 물가상승세가 재현될 것인지에 대한 일반 경제주체 및 정책당국의 우려는 여전히 높다.

그런데 향후 물가 향방에 대한 정책대응을 위해서는 물가상승압력이 어디에서 연유하는지, 특히 수요측 요인에 주로 기인하는지 아니면 공급측 요인에 주로 기인하는지 구별하여 살펴볼 필요가 있다. 이는 물가상승압력의 요인에 따라 인플레이션의 지속성, 인플레이션과 경기의 연관성, 효과적인 정책대응 등이 달라질 수 있기 때문이다. 수요요인이 주요한 물가상승압력으로 작용하는 경우 금리 인상 등 긴축적 통화정책수단이 우선적으로 검토되겠지만 수요요인 이외의 공급충격요인이 크게 작용하는 경우에는 물가안정과 경기안정 간의 상충관계로 인해 통화정책뿐만 아니라 환율, 재정 등 여타 거시정책과 미시적인 대책을 병행 추진할 필요가 커지게 된다(김종욱·배문선, 2005, p. 25). 즉, 물가안정을 위한 통화정책 측면에서의 대응이 경기과열국면에서는 경기안정에 도움이 되지만 생산비용 상승에 따라 물가 상승과 경기 위축이 동시에 나타나는 경우에는 경기를 더욱 위축시킬 수 있다. 이와 같이 종래 통화정책은 주로 수요측 물가상승압력에 대한 대응수단으로 인식되어 왔으나¹⁾ 최근에는 공급측 물가상승압력에 대해서도 인플레이션 기대심리 안정을 위해

통화당국의 적극적인 대응이 필요하다는 주장²⁾이 제기되고 있다. 따라서 인플레이션의 변동이 주로 어떤 요인에 기인하는지를 살펴보는 것은 정책당국이 물가정책 방향을 결정하는 데 있어 매우 중요하다.

〈그림 1〉 인플레이션 추이



- 주: 1. 음영부분은 한국은행의 물가안정목표 범위 (2000~2006년은 근원인플레이션율, 1998~1999년 및 2007년 이후는 소비자물가상승률 기준), 음영부분내 점선은 물가안정목표 중심선 (2004~2006년 중에는 명시하지 않았음) 을 나타냄
 2. 기대인플레이션 (expected inflation) 은 서베이 (소비자동향조사) 시점으로부터 향후 1년간 일반 가계의 예상 소비자물가상승률 (분기평균) 을 나타냄.

기존 문헌을 살펴보면 인플레이션을 야기하는 수요요인으로는 일반적으로 총수요 측면의 물가상승압력을 나타내는 산출갭 (output gap) 혹은 GDP갭이 사용되고 있으며³⁾ 공급요인으로는 흔히 국제원자재 가격, 환율, 수입물가 등이 사용되고 있

1) “국제원자재 가격 상승, 기상악화로 인한 국내농산물 생산 감축 등 외생적인 공급충격이 크게 작용하는 경우 중앙은행이 통화정책으로 물가상승압력에 대처하는 데는 상당한 한계가 있다. 특히 경기가 부진한 상황에서는 물가안정을 위한 긴축적인 통화정책 운용이 소비 및 투자를 더욱 위축시켜 경기회복을 지연시킬 우려가 있기 때문이다.” (김종욱·배문선, 2005, pp. 24-25).
 2) 이 같은 주장의 일례로 Mishkin (2007) 을 들 수 있다.
 3) GDP갭 외에도 실업률갭, 실질한계비용 등이 수요측 물가상승압력을 나타내는 지표로 흔히 사용되고 있다.

다. 그런데 인플레이션의 요인을 이와 같이 특정 변수를 기준으로 구분하는 경우 수요요인 및 공급요인에 해당하는 변수를 어떻게 선정하는지에 따라 인플레이션에 대한 요인별 기여도가 달라질 수 있다. 한편 자료에 대한 최소한의 제약만으로 수요충격 및 공급충격을 식별할 수 있는 구조적(structural) VAR(이하 SVAR로 표기) 모형이 Blanchard and Quah(1989)에 의해 제시된 이래 다양한 분야에서 이용되어 왔다. 동 모형을 GDP 및 인플레이션 변동의 요인 분해에 이용할 경우 변수 또는 품목을 기준으로 자의적으로 공급충격과 수요충격을 구분하는 것을 회피할 수 있을 뿐만 아니라 경기와 물가의 변동을 동일한 모형 내에서 일관되게 분석할 수 있는 장점이 있다.

Blanchard and Quah의 SVAR 모형에서 수요충격과 공급충격은 총생산(output)에 대한 효과(effect)의 지속성을 기준으로 구분된다. 즉, 수요충격은 총생산에 일시적 효과만 있는 충격, 공급충격은 총생산에 영구적 효과가 있는 충격으로 정의된다. 특히 GDP성장률과 물가상승률의 두 변수로 이루어진 SVAR 모형은 동태적 총수요-총공급 모형에 기반한 해석이 가능하다. 본고에서는 장기총공급곡선이 수직이므로 수요충격은 장기적으로 총생산에 영향을 미칠 수 없다는 제약조건을 이용하여 공급충격과 수요충격을 식별하고 우리나라의 GDP 및 인플레이션 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해하고 이들의 특징을 살펴보고자 한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서 인플레이션 요인 분해에 관한 기존의 연구방법을 간략히 살펴본다. 제Ⅲ장에서 SVAR 모형을 이용하여 우리나라의 GDP 및 인플레이션 변동을 수요충격에 의한 부분(총수요 요인)과 공급충격에 의한 부분(총공급 요인)으로 분해하고 각각의 특징을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장에서 추정된 GDP갭(수요충격에 의한 GDP 변동)과 인플레이션 간의 관계를 살펴보고 마지막으로 제Ⅴ장에서는 요약과 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존연구 검토

인플레이션에 대한 요인별 분석은 일찍이 1970년대에 필립스곡선(Phillips curve) 설정(specification) 문제와 관련하여 시도되었던 것으로 볼 수 있다. 잘 알려진 바와 같이 1970년대에 전통적인 필립스곡선의 안정성이 의문시되면서 Gordon(1977, 1982) 및 Gordon and King(1982) 등에 의해 필립스곡선은 기대 및 공급충격 변수

가 명시적으로 도입된 다음과 같은 형태로 변화하게 된다.

$$\pi_t = \pi_t^e + bD_t + z_t + e_t \quad (1)$$

여기서 π_t^e 는 기대인플레이션, D_t 는 초과수요, z_t 는 공급충격을 나타내는 변수이며, e_t 는 계열상관이 없는 오차항을 의미한다.⁴⁾ 우변의 기대인플레이션을 실제 인플레이션의 과거 시차변수로 대체하고 다른 설명변수의 시차변수도 도입하여 식 (1)을 다음과 같이 일반화하여 표현할 수 있다.

$$\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t \quad (2)$$

여기서 우변의 첫째 항은 인플레이션의 관성 또는 지속성, L 은 시차연산자(lag operator), $a(L)$, $b(L)$ 및 $c(L)$ 은 시차연산자에 대한 다항식(lag polynomial)을 나타낸다. 즉, 식 (2)는 인플레이션이 기대·지속성(inertia), 수요(demand) 및 공급(supply)의 세 가지 요인에 의해 결정되는 것으로 보고 있다. 이러한 관점에서 동식을 흔히 Gordon의 ‘삼각모형’(triangle model)으로 부른다.⁵⁾ 그런데 동 모형에서 초과수요를 나타내는 D_t 의 대용변수(proxy)로는 산출갭 또는 실업률갭, 공급충격 변수 z_t 로는 비용충격, 가격통제, 수입상대가격 및 식량·에너지상대가격의 변화, 생산성 충격 등을 나타내는 변수가 주로 사용되어 왔다(Gordon 1982, 1997). Gordon의 삼각모형은 뉴케인지안 필립스곡선과 달리 공급충격 변수를 따로 명시적으로 도입하고 있기 때문에 인플레이션 중 기대(또는 지속성), 수요 및 공급의 세 가지 요인에 의해 설명되지 않는 부분을 나타내는 식 (2)의 오차항의 크기가 최대한 작아지게끔 공급충격 변수의 종류를 정하고 동 변수를 포함하여 다른 설명변수

4) 최근의 뉴케인지안 필립스곡선에서는 공급충격 변수 z_t 를 식 (1) 또는 (2)에서와 같이 명시적으로 도입하지 않고 필립스곡선의 교란항에 포함되어 있는 것으로 본다. 그러나 Gordon (1997)은 실업률갭을 초과수요의 대용변수로 사용하는 필립스곡선에서 공급충격 변수를 명시적으로 고려하지 않을 경우 공급충격의 영향을 크게 받는 시기에는 자연실업률이 과대추정되는 반면 공급충격의 영향이 약화된 시기에는 자연실업률이 과소추정되는 경향이 있음을 지적하였다.

5) 이상우(2011)는 우리나라의 인플레이션 변동 요인을 크게 수요요인, 공급요인 및 기대인플레이션의 세 가지로 나누어 살펴보고 있는데 이는 Gordon의 삼각모형식 접근법에 해당한다.

의 시차도 적절히 선택할 필요가 있다.

한편 물가변동요인을 다룬 국내 문헌으로는 이종건(1999), 김종욱·배문선(2005) 등을 들 수 있다.⁶⁾ 전자는 후자에 그 내용이 어느 정도 반영되어 있으므로 여기서는 후자에 대해서만 살펴보고자 한다. 김종욱·배문선은 물가수준 결정에 관한 기존의 이론적 논의⁷⁾에서 설명하는 물가변동의 주요 요인을 검토한 후 인플레이션의 요인을 수요요인(유동성, 초과수요, 명목임금 등), 해외요인(환율, 해외물가 등) 및 공급충격요인(농산물가격, 국제유가, 국제원자재가격, 조세 등)의 세 가지로 구분하였다. 다음으로 이와 같이 구분한 물가변동요인에 근거하여 품목구분 방법과 회귀분석 방법의 두 가지 접근법을 이용하여 소비자물가 상승에 대한 각 요인별 기여율을 시산하였다. 먼저 이들의 품목구분 방법은 소비자물가지수 조사대상품목의 상품성질별 분류, 산업연관표의 수입중간재 투입비중 등을 이용하고 있다. 구체적으로 살펴보면, 원칙적으로 노동투입비중이 큰 서비스는 수요관련품목, 대부분 교역재로 구성된 공업제품은 해외관련품목, 기후변화 등의 영향이 큰 농축수산물은 공급충격품목으로 분류하였다.⁸⁾ 그러나 이와 같은 품목분류 기준에 대한 타당성은 차치하고라도 동 기준에 따라 모든 조사대상품목을 명확히 분류하기 쉽지 않은 데다 시간이 흐름에 따라 조사대상품목의 특성이나 수입중간재 투입비중 등이 변할 수 있다는 점에서 이들의 품목구분 방법은 한계가 있다. 김종욱·배문선은 이와 함께 Juselius(1992), 이종건(1999) 등의 기존 연구를 토대로 회귀분석을 통해서도 소비자물가 상승률에 대한 수요요인, 해외요인 및 공급충격요인의 기여율을 시산하였다. 보다 구체적으로는 노동시장 균형값, 화폐시장 균형값, 초과수요, 명목임금(차분), 명목통화(차분) 등은 수요요인으로, 구매력평가에 기초한 대내외 물가수준차, 원화환율(차분) 등은 해외요인으로, 생산자 농림수산물가격, 국제유가, 원자

6) 이 외에도 김정현·이동원(2004)을 들 수 있는데 동 문헌은 우리나라 물가변동의 주요 특징을 고찰하면서 물가변동요인을 크게 수요요인, 비용요인, 그리고 기타요인(수요요인과 비용요인을 제외한 모든 요인으로 소비패턴, 산업구조 변화 등 구조적 요인과 환율제도 변화 등 제도적 요인 등이 이에 해당)의 세 가지로 분류하였다.

7) 통화이론, 마크업이론, 대외이론 등을 말하며 이에 대한 자세한 내용은 김종욱·배문선(2005) 및 동 참고문헌을 참조하기 바란다.

8) 다만 수입중간재 투입비중이 10% 미만인 공업제품은 수요관련품목, 국제유가의 영향이 큰 석유류 및 도시가스는 공급충격품목, 가격결정요인이 복잡적이어서 구분이 어려운 가공식품, 공공요금 등은 기타품목으로 조정하였다. 보다 세부적인 품목구분 기준 및 결과는 김종욱·배문선(2005)의 <표 5> 및 <표 6>을 참조하기 바란다.

재가적 등은 공급충격요인으로 분류하였다.

지금까지 살펴본 기존 연구는 인플레이션을 야기하는 요인에 대해 충격의 원천(source)을 기준으로 분류한 것으로 분석에 앞서 각 요인 또는 충격 변수를 사전적으로 정할 필요가 있기 때문에 앞서 지적한 것처럼 변수 선정 및 분류에 따라 인플레이션에 대한 요인별 기여도가 달라질 수 있다. 따라서 본고에서는 인플레이션에 영향을 주는 충격을 총생산에 대한 효과를 기준으로 수요충격 및 공급충격으로 분류하였다.

한편 본고에서 원용하고 있는 Blanchard and Quah(1989; 이하 BQ로 표기)의 SVAR 모형을 이용한 대부분의 기존 연구는 총생산의 변동을 영구적 부분(permanent component)과 일시적 부분(temporary component)으로 분해할 목적으로 동 모형을 활용하였다. 국내에서는 유병삼(1992), 김민수·강규호(2004), 오형석(2007), 허석균(2009) 등이 수요충격 및 공급충격이 경기변동에 미친 영향을 분석하기 위해 BQ의 SVAR 모형을 이용하였으나 대부분 충격반응분석 및 분산분해분석에 그치고 있고 GDP 및 인플레이션의 변동을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 나누어 살펴보는 않았다. 우리나라의 GDP 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 구분한 역사적 분해(historical decomposition)는 김준일(1996)이 처음 실시하였으며 김준일·조동철(2001)은 이를 수정·보완하였다. 이후 Cho(2010)는 우리나라를 포함한 7개 OECD 국가의 데이터를 이용하여 BQ의 SVAR 모형이 HP 필터에 비해 보다 강건한(robust) GDP갭 추정치를 제공해 주고 있음을 보였으며 김현욱·김성태(2011)는 동 방법을 적용하여 얻은 총수요압력 지표를 물가상승세 분석에 활용한 바 있다.

특히 김준일(1996)을 수정·보완한 김준일·조동철(2001)은 충격반응분석 및 분산분해분석을 실시한 데다 GDP 변동 분해에 그치지 않고 GDP디플레이터로 측정된 인플레이션을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해한 결과를 제시한 점에서 본고와 매우 유사하다.⁹⁾ 그러나 본고는 최근의 자료를 분석대상기간에 포함시킨 점 외에도 김준일·조동철과 비교하여 다음과 같은 점에서 차이가 있다. 첫

9) 본 논문의 초고 작성시 동 선행연구를 인지하지 못했던 저자에게 동 문헌과 본고의 유사성을 지적해준 익명의 심사위원께 감사드린다. 양자의 유사성은 우선 충격반응분석 및 분산분해분석이 VAR 모형 추정 후 실시하는 전형적인 분석인 데다 두 논문 모두 우리나라의 데이터에 BQ의 방법론을 충실히 적용한 데서 비롯된 것으로 보인다.

째, 물가변수로서 GDP디플레이터가 아닌 소비자물가지수를 사용하였다. 이는 개념적으로 GDP에 직접 대응하는 물가지수는 GDP디플레이터이지만 물가안정목표의 기준이 되는 소비자물가지수가 인플레이션과 관련하여 현실적으로 보다 관심있는 물가지수인 점을 고려한 것이다.¹⁰⁾ 둘째, 역사적 분해를 위해 김준일·조동철이 벡터자기회귀 표현(VAR representation)을 이용하였으나 본고는 벡터이동평균(VMA) 표현을 이용하였다. 후자는 전자에 비해 수요충격 및 공급충격을 이용한 GDP 및 인플레이션 변동의 역사적 분해 과정을 보다 명확히 표현할 수 있는 장점이 있다.¹¹⁾ 셋째, 양자 모두 BQ를 원용하여 GDP성장률과 물가상승률로 이루어진 2변수 SVAR 모형을 사용하고 있으나 주된 연구 동기 및 연구의 초점이 서로 다르다. 즉, 김준일·조동철은 통상적인 GDP갭이 경기변동의 근원적 요인에 대해 설명력이 미흡한 한계를 극복하기 위해 BQ 모형을 원용하여 우리나라의 총수요압력을 추정하고 이의 유용성을 입증하는 분석에 초점을 맞추고 있다. 반면 본 논문은 앞서 살펴본 인플레이션 변동의 수요·공급 요인을 구분하는 기존 방식의 한계를 극복하기 위해 BQ 모형을 원용하였다. 즉, 본고는 경기(GDP) 변동과 함께 우리나라의 인플레이션 변동 요인을 동일한 모형 내에서 살펴보고자 BQ를 원용하여 수요충격 및 공급충격에 의한 인플레이션 변동을 추정하고 이들의 경기국면별 특징을 파악하여 정책적 시사점을 모색하는 분석에 초점을 맞추고 있다.¹²⁾ 이와 관련하여 본고는 수요충격에 의한 인플레이션은 지속성이 강하고 경기동조적으로 움직이는 경향이 있는 반면 공급충격에 의한 인플레이션은 대체로 경기하강기에 상승하는 모습을 발견하고 경기동행성 및 지속성이 높은 수요충격에 의한 인플레이션 상승 시

10) 김준일·조동철(2001, p. 225)도 경기조정정책과 관련하여 보다 직접적인 관심은 소비자물가의 변동에 있을 가능성이 높다고 언급하였다. 또한 이병완은 김준일·조동철에 대한 지경토론에서 소비자물가지수가 총수요압력을 보다 직접적으로 반영하는 물가지수이므로 분석 목적상 보다 적합하다고 평가하였다. 그러나 물가지수로서 GDP디플레이터를 사용하더라도 분석 결과는 소비자물가지수를 사용한 본고의 분석 결과와 크게 다르지 않다.

11) 식 (6) 또는 (10)의 VMA 표현은 GDP 및 인플레이션의 변동이 현재 및 과거의 수요충격 및 공급충격의 영향이 누적되어 나타난 것임을 명시적으로 보여 주고 있어 수요충격 또는 공급충격이 GDP 및 인플레이션의 변동에 미치는 영향을 이해하는 데 있어 VAR 표현(김준일·조동철(2001)의 식 (3-1) 참조)보다 효과적이라고 할 수 있다.

12) 수요충격에 의한 GDP 변동으로 측정한 GDP갭과 관련해서도 본고(III. 2절 <그림 7> 참조)는 최근 들어 GDP갭이 해외수요(수출)와 밀접한 연관성을 가지고 움직이고 있다는 새로운 사실을 발견하였다.

보다 적극적인 정책대응을 주문하고 있다. 한편 Spencer (1996), Gamber (1996) 등 해외의 일부 연구자들도 거시가격변수 또는 인플레이션의 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해하는 데 BQ의 모형을 이용한 바 있다. 또한 Quah and Vahey (1995)는 수직의 장기필립스곡선에 착안하여 BQ와 유사한 방법을 이용하여 영국의 소매물가지수(RPI)로 측정된 인플레이션 중 총생산에 중장기적 영향이 없는 부분을 근원인플레이션으로 정의하고 이를 측정된 바 있다. 국내에서는 유병철·김봉한(2003)이 Quah and Vahey의 방법을 원용하여 측정된 우리나라 근원인플레이션의 특성을 살펴보았다.

III. 인플레이션의 총수요-총공급 요인 분해

1. 구조적 VAR 분석

본 연구는 총수요(AD)-총공급(AS) 모형에 기반한 SVAR 모형을 이용하여 우리나라의 총생산 및 인플레이션의 변동을 수요충격 및 공급충격에 의한 부분으로 나누어 살펴보려고 한다. 이를 위해 GDP성장률 및 물가상승률의 두 변수로 이루어진 SVAR 모형을 설정하고 모형의 식별을 위해 공급충격과 달리 수요충격은 총생산에 미치는 효과가 일시적이어서 장기적으로 GDP에 영향을 주지 않는다는 BQ의 장기 제약조건을 부과하기로 한다. 동 제약조건은 총수요-총공급 모형에서 수직의 장기 총공급곡선을 가정하는 것과 개념적으로 동일하다. 이하에서는 BQ-타입 SVAR 모형의 식별방법 및 동 모형의 이론적 배경이 되는 동태적 총수요-총공급 모형, 그리고 VAR 모형의 설정 및 추정결과에 대해 살펴보기로 한다.

(1) SVAR 모형의 식별

BQ는 성장률과 실업률의 두 변수로 이루어진 SVAR 모형을 설정하고 총생산 및 실업률의 변동을 장기적으로 총생산에 영향을 미치는 충격(공급충격)에 의한 부분과 총생산에 장기적 영향이 없는 충격(수요충격)에 의한 부분으로 분해하는 방법을 제시하고 충격반응함수 및 예측오차분산분해를 통해 두 가지 구조적 충격이 총생산 및 실업률에 미치는 동태적 영향을 고찰하였다. 본고에서는 경기변동과 함께 인플레이션의 변동을 살펴보기 위해 실업률 대신 물가상승률 자료를 사용하여 GDP 및

인플레이션의 변동을 수요충격 및 공급충격에 의한 부분으로 분해하고자 한다.

BQ 모형의 핵심은 구조적 충격의 식별에 있다. 본 논문에서 다루는 두 가지 구조적 충격인 수요충격 및 공급충격은 다음과 같은 과정을 통해 식별할 수 있다. 우선 다음과 같은 축약형(reduced-form) VAR 모형을 추정한다.¹³⁾

$$x_t = c + \sum_{j=1}^p \Phi_j x_{t-j} + u_t \quad (3)$$

여기서 c , $x_t = (\Delta \log Y_t, \Delta \log P_t)'$, u_t , Φ_j , p 는 각각 상수항, 내생변수 벡터, 잔차항, 자기회귀계수행렬, 모형의 차수(lag order)를 나타내며, Y_t 는 실질GDP, P_t 는 물가지수를 의미한다. BQ-타입 SVAR 모형의 추정을 위해서는 $I(0)$ 의 특성을 갖는 안정적(stationary) 시계열 형태로 변환된 변수를 내생변수 x_t 로 설정할 필요가 있다.¹⁴⁾ 이 경우 식 (3)을 다음과 같이 이동평균(moving average) 형태로 표현할 수 있다.¹⁵⁾

$$x_t = \mu + A(L)u_t \quad (4)$$

여기서 $\mu = (I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)^{-1}c$, $A(L) = (I - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p)^{-1}$, L 은 시차 연산자를 나타낸다.¹⁶⁾

-
- 13) x_t 가 추세(secular trend)를 갖는 경우 식 (3)의 우변에 시간추세(time trend)를 포함할 수 있다. 여기서는 축약형 VAR 모형을 추정하기 전에 이 같은 시간추세를 제거했다고 가정한다. 즉, x_t 를 시간추세가 제거된 시계열(detrended series)로 가정한다. 이 경우에도 잔차항의 평균을 영으로 만들어 주기 위해 일반적으로 상수항을 포함하여 식 (3)을 추정한다.
- 14) 그러나 $I(0)$ 계열로 변환되기 전에는 내생변수 벡터를 구성하는 변수 중 적어도 하나의 계열은 $I(1)$ 의 특성을 가질 필요가 있다. 그렇지 않을 경우 구조적 충격(여기서는 공급충격)에 장기적·영구적 영향을 받는 계열이 존재하지 않기 때문이다.
- 15) 식 (3)은 $\Phi(L)x_t = c + u_t$ 로 표현할 수 있다. 여기서 $\Phi(z) = I - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p$ 는 다항식행렬(polynomial matrix)을 나타낸다. 식 (3)을 식 (4)와 같은 이동평균 형태로 표현하기 위해서는 x_t 가 가역적(invertible)이어야 하는데 이를 위해서는 $\Phi(z)$ 가 모든 $|z| \leq 1$ 에 대해 $\det \Phi(z) \neq 0$ 의 조건이 만족되어야 하는데 x_t 의 구성요소가 모두 안정적 시계열인 경우 동조건이 만족된다.

한편 구조적 충격의 식별을 위해 축약형 잔차항(u_t)과 구조적 교란항(ε_t) 간에 다음과 같은 관계를 상정한다.

$$u_t = B\varepsilon_t \quad (5)$$

여기서 행렬 B 가 갖는 특별한 의미에 주목할 필요가 있다. 동 행렬의 의미를 파악하기 위해 식 (5)를 이용하여 x_t 에 대한 축약형 잔차항들의 이동평균 표현식 (4)를 다음과 같이 구조적 교란항들의 이동평균 형태로 표현해 보자.¹⁷⁾

$$x_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

여기서 $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)'$ 는 구조적 충격을 나타내며, ε_t^s 와 ε_t^d 는 각각 공급충격과 수요충격을 의미한다. 또한 여기서 시차연산자에 대한 다항식행렬 $C(L)$ 은 식 (4) 및 (5)로부터

$$C(L) = A(L)B \quad (7)$$

의 관계가 성립한다. 한편 $A(0) = A_0 = I$ 이므로

$$C(0) = C_0 = B \quad (8)$$

가 된다. 즉, 축약형 잔차항과 구조적 교란항 간의 관계를 규정하는 행렬 B 는 식 (6)으로부터 구조적 충격 ε_t 가 내생변수 x_t 에 미치는 당기 영향(contemporaneous impact) 혹은 구조적 충격에 대한 내생변수의 당기 반응(contemporaneous

16) 일반적으로 시차연산자 L 에 대한 다항식행렬 $A(L)$ 은 $A(L) = A_0 + A_1L + A_2L^2 + \dots$ 와 같이 쓸 수 있는데 통상적인 함수와 달리 L 은 변수(generic variable)가 아니므로 L 에 임의의 숫자를 대입할 수 없으나 예외적으로 0과 1은 L 에 대입하여 사용할 수 있다. 즉, $A(0) = A_0$, $A(1) = A_0 + A_1 + A_2 + \dots$ 을 의미한다.

17) x_t 가 구조적 충격 ε_t 에 영향을 받는 안정적 시계열이라는 가정으로부터 바로 식 (6)과 같이 표현할 수도 있다.

response)을 규정하는 행렬 $C(0)$ 와 같음을 알 수 있다. 따라서 동 행렬을 ‘당기반응행렬’로 부르기로 한다.¹⁸⁾ 한편 당기반응행렬 C_0 를 식별할 수 있다면 식 (5)로부터

$$\varepsilon_t = C_0^{-1} u_t$$

와 같이 구조적 충격을 식별할 수 있으며 식 (7) 및 (8)로부터 얻은 다음의 관계로부터

$$C_j = A_j C_0, \quad j \geq 1 \quad (9)$$

구조적 교란항에 대한 이동평균계수행렬 C_j 를 모두 구할 수 있으므로 내생변수 x_t 를 구조적 충격 $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)'$, 즉 공급충격과 수요충격의 선형결합 형태로 표현할 수 있다. 다시 말해, GDP 및 인플레이션의 변동을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 분해할 수 있게 된다.

그렇다면 과연 당기반응행렬 C_0 가 식별가능한 지를 살펴보도록 하자. 이를 위해 우선 식 (6)을 다음과 같이 풀어서 다시 쓰도록 하자.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (10)$$

여기서 $y_t = \log Y_t$, $\pi_t = \Delta \log P_t$, $c_{ij}(L) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{ij}(k)L^k$, $c_{ij}(k)$ 는 i 번째 ($i=1,2$) 내생변수에 대한 j 번째 구조적 충격($j=1$ 이면 공급충격, $j=2$ 이면 수요충격)의 k 기 후의 영향을 나타낸다. 따라서 $\sum_{k=0}^h c_{12}(k)$ 는 수요충격이 h 기 후에 y_t 에 미치는 영향을 의미하게 되며, 수요충격은 장기적으로 GDP에 영향을 미치지 않는다는 장기중립성조건(long-run neutrality condition)은 다음과 같이 표현할 수

18) 한편 $C(1)$ 은 구조적 충격이 향후 내생변수에 미치는 누적 영향을 나타내므로 ‘장기반응행렬’로 부르기로 한다.

있다.

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) = 0 \quad (11)$$

또한 식 (5) 및 (8)로부터 축약형 잔차항 및 구조적 교란항의 공분산행렬 간에 다음과 같은 관계를 얻을 수 있다.

$$\Sigma_u = C_0 \Sigma_\varepsilon C_0' \quad (12)$$

여기서 Σ_u 와 Σ_ε 은 각각 축약형 잔차항 및 구조적 교란항의 공분산행렬을 나타낸다. Σ_u 는 축약형 잔차로부터 추정할 수 있으며 구조적 교란항들은 서로 상관관계가 없는 것으로 가정되므로 Σ_ε 은 대각행렬이 된다. 또한 구조적 교란항의 분산을 정규화(normalization)하여 $\Sigma_\varepsilon = I$ 로 설정하면 식 (12)는

$$\Sigma_u = C(0)C(0)'$$

와 같이 간단해지고 이로부터 얻은 3개의 독립적인 방정식과 장기제약조건식 (11)을 결합한 4개의 방정식을 풀면 $C(0)$ 행렬의 4개 원소값 $c_{ij}(0)$ 를 구할 수 있으므로 ($i, j = 1, 2$) 단기반응행렬 $C(0)$ 를 식별할 수 있게 된다.¹⁹⁾

(2) 동태적 총수요-총공급 모형

앞서 살펴본 SVAR 모형의 식별은 장기총공급곡선이 수직인 총수요-총공급 모형에 기반하고 있는 것으로 볼 수 있다. 즉, 장기총공급곡선이 수직이므로 총수요곡선의 이동을 야기하는 수요충격은 장기적으로 총생산에 영향을 주지 않는다는 모형

19) 실제로는 $C(1)C(1)' = A(1)\Sigma_u A(1)'$ 및 장기중립성조건 ($C(1)$ 이 하방삼각행렬이라는 조건)으로부터 $A(1)\Sigma_u A(1)'$ 의 하방삼각 출레스키 분해(lower-triangular Choleski decomposition)를 통해 장기반응행렬 $C(1)$ 을 구한 후 단기반응행렬은 식 (7) 및 (8)로부터 $C(0) = A(1)^{-1}C(1)$ 와 같이 구할 수 있다(단, $A(1)^{-1} = I - \Phi_1 - \dots - \Phi_p$).

의 식별조건이 경제적 의미를 가지게 된다. 그러나 SVAR 모형의 이동평균 표현인 식 (10)에서 볼 수 있듯이 총생산 및 인플레이션의 변동은 단기적으로는 공급충격 및 수요충격 모두에 영향을 받는다. 이는 우하향하는 단기총수요곡선 및 우상향하는 단기총공급곡선과 일맥상통한다. 그런데 통상적인 총수요-총공급 모형의 내생 변수가 총생산(y) 및 물가(p)의 수준변수인 반면 본고에서 다루고 있는 SVAR 모형의 내생변수는 총생산 및 물가의 차분변수($(\Delta y, \Delta p) = (\Delta y, \pi)$) 형태으로써 동태적 총수요-총공급(Dynamic AD-AS) 모형과 유사하다.²⁰⁾ 이하에서는 Mankiw (2010)의 동태적 총수요-총공급 모형을 이용하여 수요충격 및 공급충격이 총생산 및 인플레이션에 미치는 동태적 영향을 살펴보기로 한다.

다음과 같은 네 개의 방정식으로 구성된 동태적 총수요-총공급 모형을 생각해 보자.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \bar{y}_t - \alpha(r_t - \rho) + \eta_t && \text{재화수요방정식} \\
 r_t &= i_t - E_t \pi_{t+1} && \text{피셔방정식} \\
 \pi_t &= E_{t-1} \pi_t + \phi(y_t - \bar{y}_t) + v_t && \text{필립스곡선} \\
 i_t &= \pi_t + \rho + \theta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \theta_y(y_t - \bar{y}_t) && \text{통화정책준칙}
 \end{aligned}$$

여기서 총생산(GDP) y_t , 인플레이션 π_t , 실질이자율 r_t , 명목이자율 i_t 및 기대인플레이션 $E_t \pi_{t+1}$ 은 내생변수(endogenous variables), 장기균형 총생산(잠재GDP) \bar{y}_t , 중앙은행의 물가상승률 목표치(inflation target) π_t^* , 수요충격 η_t 및 공급충격 v_t 는 외생변수(exogenous variables), 이자율에 대한 수요의 민감도 α , 장기균형 실질이자율 ρ , GDP갭에 대한 인플레이션의 민감도 ϕ , 통화정책준칙에 의거한 명목이자율 결정시 인플레이션 및 총생산에 대한 민감도 θ_π 및 θ_y 는 모형의 모수(parameters)를 나타낸다. 잘 알려진 바와 같이 필립스곡선은 동태적 총공급곡선

20) 동태적 총수요-총공급곡선은 가로축이 총생산(y), 세로축이 인플레이션(π)으로 구성된 공간에 표시된다. 그런데 총생산의 차분변수($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$)에 포함된 시차변수(y_{t-1})는 기결정된(predetermined) 변수이므로 동태적 총수요-총공급 모형과 본고의 SVAR 모형의 내생변수는 실질적인 차이가 없다고 할 수 있다. 동태적 총수요-총공급 모형에 대한 보다 자세한 설명은 Mankiw (2010, Chapter 14)를 참조하기 바란다.

(dynamic AS curve, DAS)으로 해석될 수 있으며, 재화수요방정식, 피셔방정식 및 통화정책준칙을 결합하면 다음과 같은 동태적 충수요곡선(dynamic AD curve, DAD)을 도출할 수 있다.²¹⁾

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + \phi(y_t - \bar{y}_t) + v_t \quad (\text{DAS}_t)$$

$$y_t = \bar{y}_t - \frac{\alpha + \alpha\theta_\pi}{1 + \alpha\theta_y}\pi_t + \frac{\alpha}{1 + \alpha\theta_y}E_t\pi_{t+1} + \frac{\alpha\theta_\pi}{1 + \alpha\theta_y}\pi_t^* + \frac{1}{1 + \alpha\theta_y}\eta_t \quad (\text{DAD}_t)$$

이제 이와 같이 도출된 동태적 충수요곡선 및 총공급곡선을 이용하여 수요충격 또는 공급충격이 총생산 및 인플레이션의 변동에 미치는 영향을 살펴보자. 우선 t 기에 발생한 공급충격(v_t) 또는 수요충격(η_t)은 t 기의 총공급곡선(DAS _{t}) 또는 충수요곡선(DAD _{t})의 이동을 야기하고 궁극적으로 양 곡선이 만나는 점에서 t 기의 총생산(y_t) 및 인플레이션(π_t)이 결정된다. t 기에 실현된 인플레이션은 향후 인플레이션에 대한 경제주체의 기대에 영향을 미쳐 $t+1$ 기의 총공급곡선(DAS _{$t+1$}) 및 충수요곡선(DAD _{$t+1$})의 위치를 결정하는 한 요인으로 작용하여²²⁾ $t+1$ 기의 총생산(y_{t+1}) 및 인플레이션(π_{t+1}) 결정에 영향을 준다. 이제 $t+1$ 기에 실현된 인플레이션은 다시 $t+2$ 기의 기대인플레이션에 대한 영향을 통해 $t+2$ 기의 총생산(y_{t+2}) 및 인플레이션(π_{t+2})의 변동을 야기한다. 이와 같은 과정은 $t+2$ 기에 그치지 않고 이후에도 지속될 수 있다. 즉, 동태적 충수요-총공급 모형에서 t 기에 발생한 공급충격 또는 수요충격은 기대인플레이션을 매개로 이루어지는 동태적 과정을 통해 당기는 물론 미래의 총생산 및 인플레이션에도 영향을 미치게 된다. 따라서 본고에서 식별코자 하는 SVAR 모형의 이동평균 표현식 (10)에서 볼 수 있듯이 현재의 총생산 및 인플레이션은 현재 및 과거의 수요충격 및 공급충격 모두에 영향

21) 동태적 총공급곡선(DAS) 및 충수요곡선(DAD)을 나타내는 식에서 y_t 대신 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 를 사용하더라도 (y_t, π_t)-평면에서 DAS 및 DAD 곡선의 기울기는 동일하게 유지된 채 동곡선의 위치만 달라진다. 즉, 앞서 언급한 바와 같이 동태적 충수요-총공급 모형과 본고의 SVAR 모형은 내생변수 측면에서 실질적인 차이가 없음을 알 수 있다.

22) 적응적 기대($E_t\pi_{t+1} = \pi_t$)를 가정하면 동태적 충수요곡선은 $y_t = \bar{y}_t - \beta(\pi_t - \pi_t^*) + \gamma\eta_t$ 와 같이 간단해져 기대인플레이션과의 연관성을 볼 수 없게 된다(단, $\beta = \alpha\theta_\pi / (1 + \alpha\theta_y)$, $\gamma = 1 / (1 + \alpha\theta_y)$).

을 받아 결정된다. 물론 본고에서 추정코자 하는 계량모형은 구조적 모형이므로 동태적 총수요-총공급 모형을 통해 벡터이동평균 표현식 (10)에 나타난 관계가 도출된 것으로 해석하기 보다는 동 모형을 식 (10)을 이해하기 위한 하나의 이론적 배경 정도로 해석하는 것이 타당할 것이다. 한편 동태적 총수요-총공급 모형에서 장기총공급곡선은 $y_t = \bar{y}_t$ 에서 수직선으로 나타나게 되는데 이는 수직의 장기필립스 곡선과 개념적으로 동일하다.

지금까지 살펴본 동태적 총수요-총공급 모형에서 수요충격은 실질이자율 및 잠재 GDP 이외에 재화수요의 변동을 가져오는 요인, 공급충격은 기대인플레이션 및 GDP갭 이외에 직접적으로 인플레이션의 변동을 가져오는 요인을 의미한다. 예를 들어 기업가의 투자심리 변화에 따른 투자 증감, 재정정책 변화에 따른 정부지출 또는 조세 증감 등은 수요충격, 석유수출국연합의 수출물량 조절에 따른 국제유가 등락, 혁신적 신기술 개발에 따른 생산성 향상, 노동공급 증감 등은 공급충격으로 볼 수 있을 것이다. 한편 본고의 수요충격 및 공급충격은 각각 총생산에 일시적 영향(transitory effects)만이 있는 충격 및 영구적 영향(permanent effects)이 있는 충격으로 정의되므로 개념상 총수요-총공급 모형의 수요충격 및 공급충격과 정확히 일치하지 않을 수 있다. 예를 들어, 재정지출 증가로 향후 세율 인상이 예상됨에 따라 노동공급이 변할 경우 재정지출의 변화는 수요충격임에도 총생산에 영구적 영향을 미칠 수도 있을 것이다. 즉, 모든 종류의 수요충격이 총생산에 장기적 영향이 없다는 가정은 다소 무리가 있을 수 있다. 그럼에도 불구하고 통상적으로 공급충격이 총생산에 영구적 영향이 있는 것으로 간주되기 때문에 본고에서는 편의상 총생산에 일시적 영향이 있는 충격을 수요충격, 영구적 영향이 있는 충격을 공급충격으로 부르기로 한다.²³⁾

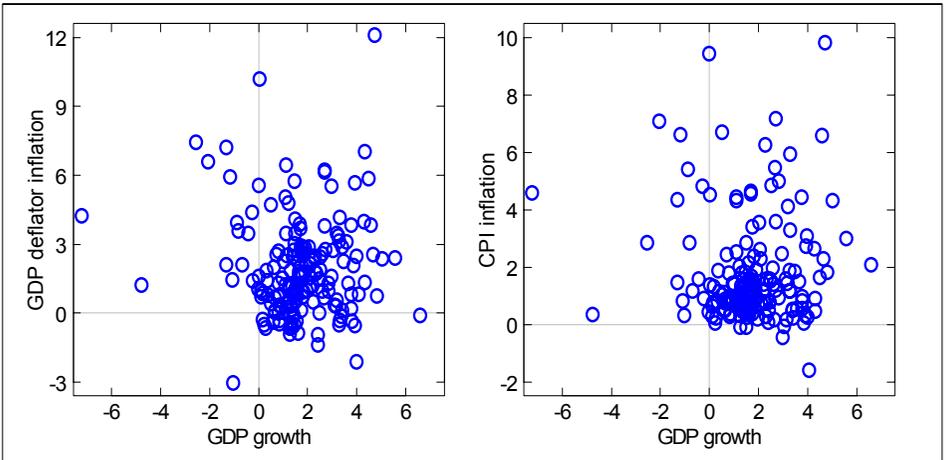
(3) 자료 및 VAR 모형 설정

〈그림 2〉에 나타난 지난 40여 년간 우리나라의 GDP성장률과 물가상승률 간의 산포도를 보면 두 변수 간에 특정한 관계를 발견할 수 없는데 이는 수요충격과 공급충격 모두 GDP성장률 및 인플레이션의 변동에 중요한 영향을 미쳐왔음을 의미한

23) Lucas(1972, 1973), Fischer(1977), Taylor(1980) 등은 정보의 비대칭성, 명목가격·임금 경직성 등을 이용하여 통화량 증가와 같은 수요충격이 총생산에 일시적 효과만 갖는 모형을 제시함으로써 장기필립스곡선이 수직임을 주장한 바 있다.

다. 만약 GDP성장률 및 물가상승률의 변동이 주로 수요충격에 기인하였다면 두 변수 간의 관계는 총공급곡선을 따라 대체로 우상향하는 모습을 나타낼 것이고 공급 충격에 주로 기인하였다면 총수요곡선을 따라 우하향하는 모습을 보일 것이기 때문이다.²⁴⁾

〈그림 2〉 GDP성장률과 물가상승률의 산포도



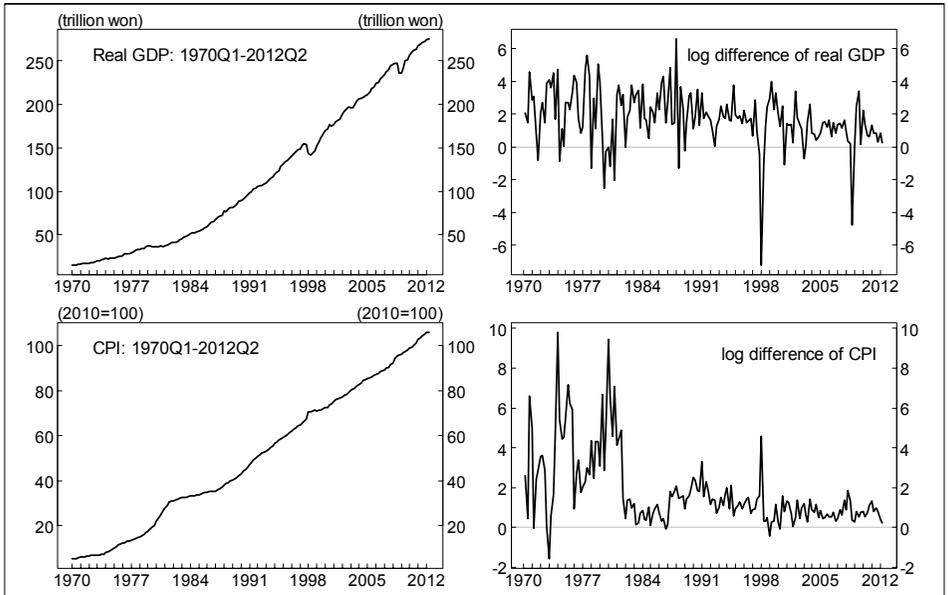
주: GDP성장률 및 물가상승률은 실질GDP 및 물가지수의 로그차분으로 계산한 전기비 증감률이며 자료의 범위는 1970년 2/4분기부터 2012년 2/4분기까지임.

그러나 구조적 충격(공급충격 및 수요충격)은 관측이 불가능하므로 동 충격을 식별하기 위해 실질GDP 및 물가지수 자료를 이용하여 BQ의 SVAR 분석을 실시하였다. 분석에 이용된 물가지수 자료는 소비자물가지수(CPI, 2010=100)이며 자료의 범위는 1970년 1/4분기부터 2012년 2/4분기까지의 계절조정(seasonally adjusted) 분기자료이다.²⁵⁾ 〈그림 3〉은 이들 변수의 수준 계열 및 로그차분 계열의 움직임을 보여주고 있다. 먼저 이들 변수가 불안정한(nonstationary) 시계열인지 살펴보기 위해 단위근 검정을 실시하였다.

24) 이에 대해서는 III.3절의 〈그림 15〉를 참조하기 바란다.

25) 우리나라의 소비자물가지수는 원계열만 공표되므로 계절조정계열을 얻기 위해 X12-ARIMA 기법을 적용하였다.

〈그림 3〉 분석대상 자료



〈표 1〉 단위근 검정 결과

	ADF 검정	PP 검정
$\log(\text{실질GDP}) (= y)$	-0.347 [1]	-0.202 [4]
$\log(\text{소비자물가지수}) (= p)$	-1.842 [1]	-1.686 [8]
Δy	-10.566*** [0]	-10.426*** [7]
$\Delta p (= \pi)$	-6.824*** [0]	-6.637*** [2]

- 주: 1. 자료의 범위는 1970Q1~2012Q2이며 검정식은 상수항 및 시간추세를 포함.
 2. 검정통계량은 ADF t -통계량 및 PP Z_t -통계량을 의미. ()내의 숫자는 ADF 검정의 경우 검정식에 포함된 시차변수의 개수로 SIC에 의해 선정되었으며, PP 검정의 경우 Bartlett kernel을 이용한 오차항의 장기분산(long-run variance) 추정에 사용된 bandwidth로 Newey-West 방법에 의해 선정.
 3. *, ** 및 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미.

〈표 1〉의 단위근 검정 결과를 보면 이들 변수의 로그수준 계열은 단위근이 존재하는 불안정한 계열이나 로그차분 계열은 안정적인 계열로 나타났다. 한편, 만약 로그수준 계열들 간에 공적분(cointegration) 관계가 존재한다면, 차분을 통해 얻은 안정적 계열을 이용하여 설정한 VAR 모형은 설정오류(misspecification)를 범하게 되므로 로그GDP(y)와 로그물가지수(p) 계열 간에 공적분 관계가 존재하는지 점

검해 볼 필요가 있다. 점검 결과 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 판명되었으므로²⁶⁾ 안정적인 로그차분 계열인 GDP성장률(Δy) 및 물가상승률(Δp) 자료를 이용한 VAR 모형 설정은 정당화된다.

실제 VAR 분석에서는 선형 시간추세를 제거한 로그차분 계열의 형태로 GDP성장률(Δy) 및 물가상승률(π) 자료를 사용하였으며²⁷⁾ 상수항 및 8개의 시차변수를 VAR 모형에 포함시켰다.²⁸⁾ 따라서 실제 VAR 분석에 이용된 자료의 범위는 1972년 2/4분기부터 2012년 2/4분기까지이다. 한편, <그림 3>의 소비자물가지수 로그차분 추이를 보면 우리나라의 인플레이션율은 1981년 4/4분기 이전에는 큰 폭으로 변동하면서 높은 수준을 기록하였으나 동 시점부터는 그 수준 및 변동성이 비교적 안정된 모습을 보이고 있다. 따라서 1981년 4/4분기를 기준으로 인플레이션의 구조 변화(structural change)가 있었을 것으로 보고 표본기간에 따른 추정결과의 강건성(robustness) 점검을 위해 동 시점부터의 자료를 이용한 추정 결과를 <부록>에 제시하였다.²⁹⁾

26) 공적분 관계의 점검을 위해 Phillips and Ouliaris(1990) 검정을 사용하였다. 구체적인 검증 결과는 본고의 내용 전개에 지장을 주지 않으므로 지면관계상 생략하기로 한다.

27) 시간추세가 제거된 변수를 사용하는 대신 VAR 모형에 시간추세항을 포함하여 분석할 수도 있다. 그러나 분석결과에 큰 차이가 없으므로 본고에서는 BQ가 시간추세를 제거한 실업률 자료를 사용한 것과 같이 시간추세를 제거한 로그차분 계열을 사용하기로 한다. 한편 시간추세 제거방법에 따라 추정결과 및 분산분해 등이 달라질 수 있어 선형추세 이외의 다른 다양한 방법으로 시간추세 제거를 시도해 보았다. 지면관계상 모든 검토 결과를 제시할 수는 없으나 당기 반응행렬의 부호가 총수요-총공급 모형이 예측하는 바와 다르게 나오는 경우도 있었다. 이에 본고는 선형시간추세를 제거하는 것이 가장 적절하다고 판단하였다. 그런데 시간추세 부분을 제거한 변수를 사용하므로 GDP 및 인플레이션 변동에 대한 역사적 분해 결과가 각 변수의 시간추세 부분에 대해서는 설명을 할 수 없게 된다. 이러한 한계는 시간추세를 제거하지 않은 변수를 사용하면서 VAR 모형에 시간추세항을 포함하는 경우도 마찬가지이다. 그러나 본고의 주목적이 GDP 및 인플레이션의 추세를 제외한 부분을 공급충격 및 수요충격에 의한 변동분으로 분해하는 데 있으므로 시간추세를 이론적으로 설명할 수 없다는 점이 본고의 의의를 심각하게 훼손하지는 않을 것으로 사료된다.

28) 본고에서 사용한 차수(lag order) 8은 AIC 기준에 의해 선정되었다. 참고로 Blanchard and Quah(1989) 및 김준일·조동철(2001)도 내생변수들 간의 동태적 관계를 충분히 반영해 주기 위해 이와 동일한 차수를 사용하였다.

29) 본고의 주목적은 GDP 및 인플레이션의 움직임을 잘 묘사하는 통계적 모형을 구축하는 것이 아니라 GDP 및 인플레이션의 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해하는 데 있다. 이러한 관점에서 보면 1981년 4/4분기 이전에 인플레이션이 큰 폭으로 변동하면서 높은 수준을 기록한 것은 당시 큰 규모의 공급충격 또는 수요충격에 기인한 것이므로 추정을 위해 반드시 동 시점 이전의 기간을 제외할 필요는 없다고 볼 수 있다. 그러나 표본기간의 차이에

(4) 추정결과

이하에서는 위에서 설정한 모형의 단기반응행렬 $C(0)$, 장기반응행렬 $C(1)$ 및 구조적 충격반응함수에 대한 추정 결과를 제시한다. 단기반응행렬 $C(0)$ 의 식별은 BQ-타입 SVAR 분석의 핵심이라고 할 수 있는데 주어진 장기제약조건(식별조건) 하에서 동 행렬을 식별할 수 있음은 이미 살펴보았다. 또한 구조적 충격반응함수에 관한 모든 정보는 다항식행렬 $C(L)$ 의 계수행렬이자 구조적 교란항들의 이동평균 계수행렬인 C_j 에 반영되어 있는데 이는 앞서 살펴본 바와 같이 $C(0)$ 가 식별되면 식 (9)로부터 쉽게 구해진다. <표 2>는 위에서 설정한 모형에 대한 단기반응행렬 및 장기반응행렬의 추정치를 보여주고 있다. 단기반응행렬 및 장기반응행렬의 각 원소의 부호를 보면 공급충격 발생시 생산량이 증가하고 물가는 하락하는 반면 수요충격 발생시에는 생산량과 물가가 동시에 증가하는 것으로 나타나고 있어 총수요-총공급 모형이 예측하는 바와 일치하고 있다. 한편 장기반응행렬의 (1, 2)번째 원소 값이 0인 것은 수요충격은 장기적으로 GDP에 영향이 없다는 제약조건이 반영된 결과이다.

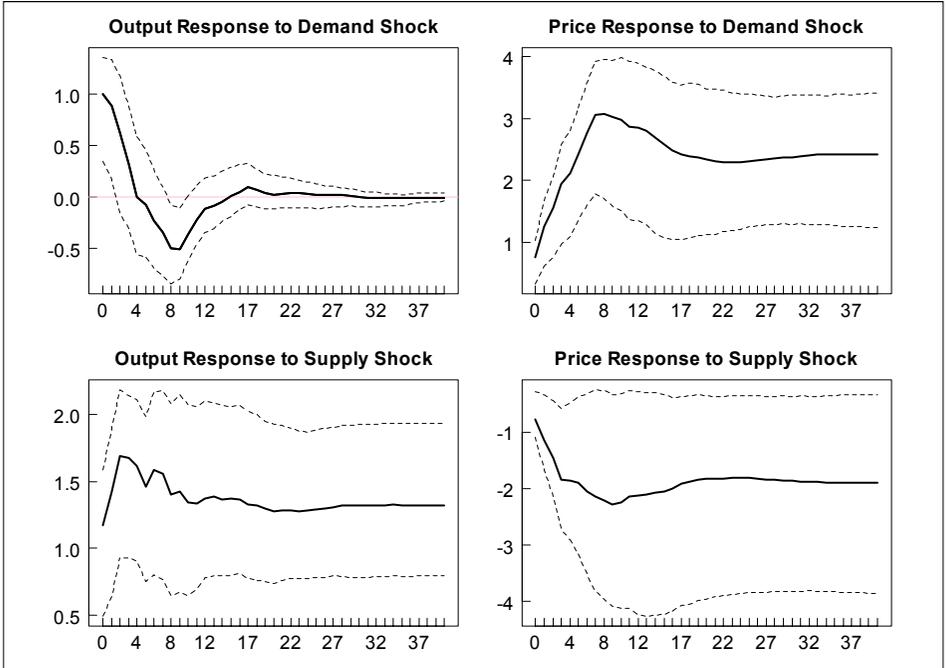
<표 2> 단기반응행렬 및 장기반응행렬 추정

단기반응행렬 $C(0)$		장기반응행렬 $C(1)$	
1.173	1.004	1.318	0.000
-0.786	0.769	-1.879	2.405

<그림 4>는 구조적 교란항들의 이동평균계수행렬에 포함된 정보를 일목요연하게 요약해 놓은 누적 충격반응함수로서 구조적 충격이 GDP 및 물가수준에 미치는 동태적 영향을 보여주고 있다. 동 그림을 보면 총수요-총공급 모형이 예측하는 바와 같이 생산 및 물가는 수요충격에 대해 단기적으로 같은 방향으로 반응(증가)하나 공급충격에 대해서는 반대 방향으로 반응(생산 증가, 물가 하락)하고 있다. 또한 동 그림을 통해 수요충격은 GDP에 대한 장기적 영향이 없음을 재확인할 수 있다.

따라 추정결과가 달라질 수 있으므로 그 가능성을 <부록>에서 살펴보았다.

〈그림 4〉 충격반응함수



주: 1. Output은 실질GDP(로그값), Price는 CPI(로그값)를 의미.
 2. 점선은 95% Bootstrap 신뢰구간을 나타냄.

2. 수요충격 및 공급충격에 의한 GDP 변동

본 항에서는 인플레이션 변동에 대한 요인 분해에 앞서 SVAR 모형을 이용하여 수요충격 및 공급충격에 의한 GDP 변동을 추정해 보기로 한다. 아래에서 설명되는 바와 같이 공급충격에 의한 GDP 변동은 잠재GDP에서 결정적 추세(deterministic trend)를 제거한 부분, 수요충격에 의한 GDP 변동은 GDP갭으로 볼 수 있다. GDP갭은 실제GDP와 잠재GDP의 차이로서 인플레이션에 대한 총수요압력을 살펴 보기 위해 널리 활용되고 있으며 필립스곡선이나 테일러 준칙과 같은 대표적인 거시경제모형에도 활용되고 있다. 그러나 잠재GDP는 실제로 관측가능한 변수가 아니므로 Hodrick-Prescott(이하 HP) 필터, 생산함수 기법, 은닉인자 기법, DSGE 기법 등을 통해 추정된다. 잠재GDP 또는 GDP갭을 추정하는 다양한 방법에 대해서는 장동구(1996, 1997), 김치호·문소상(2000), 박무환(2012), Bjørnland *et al.* (2005), Bersch and Sinclair(2011), Vetlov *et al.* (2011) 등을 참고하기 바란다.

다. BQ-타입 SVAR 모형은 경제변수들 간의 관계에 대한 경제이론을 바탕으로 실제 데이터에 최소한의 제약을 부과하면서 GDP갭을 추정할 수 있는 방법(data-driven method)으로 알려져 있다(Bjørnland *et al.*, 2005). 특히 동 방법은 HP 필터 등에서 나타나는 ‘끝점 문제(end-point problem)’³⁰⁾로부터도 자유로워 최근 시점에 대한 보다 믿을만한 GDP갭 추정치를 제공하는 것으로 알려져 있다(Bersch and Sinclair, 2011; Cho, 2010).

(1) 추정방법

앞서 구조적 충격의 식별을 통해 내생변수를 공급충격 및 수요충격의 선형결합 형태로 나타낼 수 있음을 보았다. 이하에서는 이에 대해 좀 더 자세히 살펴보되 수요충격 및 공급충격에 의한 GDP 변동의 추정을 위해 식 (10)의 첫 번째 방정식에 초점을 맞추기로 한다.

$$\Delta y_t = \mu_{1t} + c_{11}(L)\varepsilon_t^s + c_{12}(L)\varepsilon_t^d \quad (13)$$

여기서 μ_{1t} 는 식 (10)의 상수항(μ_1)에 VAR 분석 시행 전에 제거한 Δy_t 의 시간추세항을 더한 것을 나타낸다. 식 (13)은 GDP성장률을 추세 등 결정적 부분과 현재 및 과거에 발생한 공급충격 및 수요충격의 누적 부분으로 분해할 수 있음을 의미한다. 한편 식 (13)을 1기에서 t기까지 더한 후 VAR 분석에 사용된 GDP 초기값(y_0)을 양변에 더해 주면 로그GDP 수준(level)의 변동을 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$y_t = \left(y_0 + \sum_{k=1}^t \mu_{1k} \right) + \sum_{k=1}^t c_{11}(L)\varepsilon_k^s + \sum_{k=1}^t c_{12}(L)\varepsilon_k^d \quad (14)$$

여기서 공급충격(ε^s)은 GDP에 영구적 영향을 미치는 충격이므로 공급충격에 의한 변동분 $\left(\sum_{k=1}^t c_{11}(L)\varepsilon_k^s \right)$ 은 결정적 부분 $\left(y_0 + \sum_{k=1}^t \mu_{1k} \right)$ 과 함께 GDP의 추세 변동 혹은

30) 새로운 관측치가 표본에 포함되면서 기존 표본구간으로부터 구한 GDP갭의 방향이나 크기가 바뀌는 문제를 지칭하는 것으로 이는 양방향 필터(two-sided filter) 적용시 공통적으로 나타나는 문제이다.

GDP 변동의 영구적 부분을 나타내므로 이를 잠재GDP로 해석할 수 있다.³¹⁾ 한편 수요충격(ε^d)은 GDP에 일시적 영향을 미치는 충격이므로 수요충격에 의한 변동분 $\left(\sum_{k=1}^t c_{12}(L)\varepsilon_k^d\right)$ 은 GDP 변동의 일시적 부분으로 볼 수 있다. 한편 이는 실제GDP와 잠재GDP의 차이에 해당하므로 ‘GDP갭’으로 해석하는 것이 가능하다(Bersch and Sinclair, 2011). 일부 국내 문헌(김준일·조동철, 2001; Cho, 2010; 김현욱·김성태, 2011)에서는 SVAR 방법을 이용해 구한 수요충격에 의한 GDP 변동분을 GDP갭 대신 ‘총수요갭’ 혹은 ‘총수요압력’으로 지칭하고 있는 것으로 보이나 본고에서는 ‘GDP갭’과 ‘총수요압력’을 구분하지 않고 혼용하기로 한다.³²⁾

(2) 추정결과

〈그림 5〉는 위에서 설명한 SVAR 방법을 이용하여 추정된 1995년 이후 우리나라의 GDP갭(수요충격에 의한 GDP 변동) 추이를 HP 필터를 통해 추정된 GDP갭과 함께 보여주고 있다.³³⁾

〈그림 5〉를 보면 SVAR를 이용하여 추정된 GDP갭과 HP 필터를 이용하여 추정된 GDP갭의 크기가 조금씩 차이를 보이고 있지만 전반적인 추이는 대체로 비슷한 모습이다. 특히 2010년 이후 플러스 갭이 점차 확대되다가 2011년 들어 다시 축소되기 시작하여 2012년 2/4분기 현재 GDP갭은 마이너스로 추정되고 있다.³⁴⁾ 또한 과거의 GDP갭 추이를 보면 외환위기 및 글로벌 금융위기 당시 급락했던 총수요압력의

31) 이러한 해석은 잠재GDP에 대한 현대적 정의(물가변수가 신축적인 경우에 달성 가능한 총생산 수준)와도 일치한다. 왜냐하면 본고의 SVAR 모형의 경우 물가변수가 신축적인 장기에 수요충격은 총생산에 영향을 줄 수 없으므로 GDP 변동의 영구적 부분은 공급충격 및 결정적 부분만으로 이루어지기 때문이다. 이와 같이 구한 GDP 추세의 변동 추이는 〈그림 8〉을 참고하기 바란다.

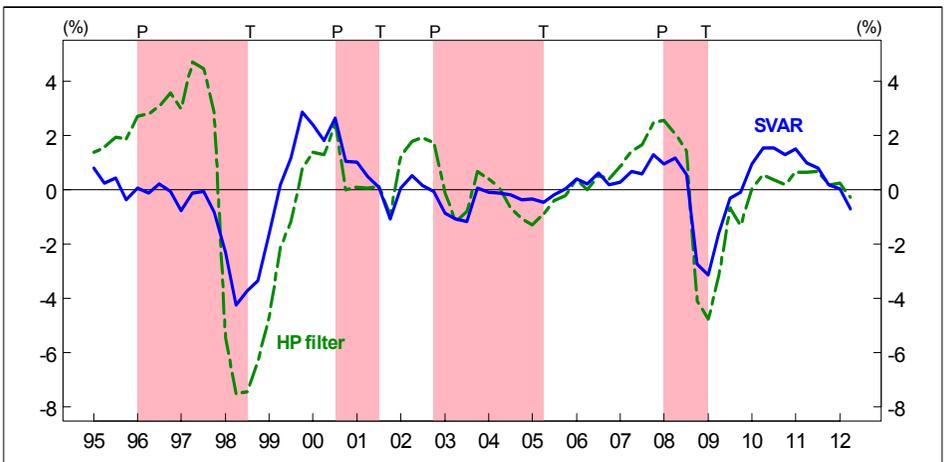
32) 통상적인 의미의 GDP갭에는 공급충격의 영향도 반영되나 SVAR 방법으로 추정된 GDP갭은 공급충격의 영향은 배제된 채 수요충격의 영향만 반영되기 때문에 국내 일부문헌에서 ‘GDP갭’과 ‘총수요압력’의 개념을 구분하는 것으로 보인다. 그러나 SVAR 모형에서 말하는 수요충격은 GDP에 일시적 영향을 주는 충격이므로 수요충격에 의한 GDP 변동은 곧 GDP 추세로부터의 일시적인 변동을 의미하게 된다. 따라서 이를 ‘GDP갭’이라 불러도 무방할 것이다.

33) 식 (14)에서 볼 수 있듯이 t 기의 GDP 변동 중 수요충격에 의한 부분(GDP갭)은 t 기뿐만 아니라 과거 $t-j$ 기에 발생한 수요충격의 영향이 누적되어 나타난 결과이다($j=1,2,\dots$). 따라서 有限표본(finite sample)의 초반부 자료에 대한 역사적 분해는 과거 자료의 미비 혹은 부존재로 인해 과거 충격의 영향이 충분히 반영될 수 없다.

34) 한국은행(2012, p. 26)도 2012년 2/4분기에 GDP갭이 마이너스로 전환된 것으로 진단하였다.

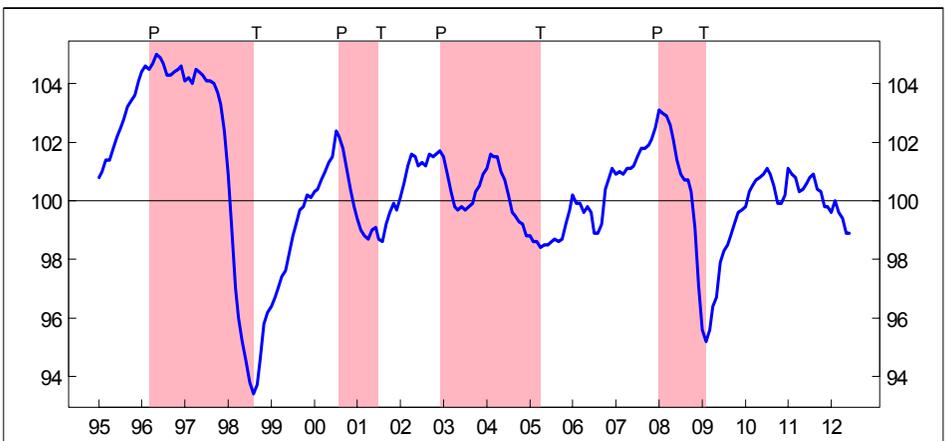
변동을 잘 포착하고 있으며 경기동행지수 순환변동치(〈그림 6〉 참조)에 근거한 우리나라의 경기변동과도 유사한 모습을 보이고 있다. 한편 우리나라의 경우 2000년대 들어 성장의 수출의존도가 높아진 점을 고려하여 GDP갭 추이를 수출의 성장기여도(4분기 이동평균치)와 함께 살펴보면(〈그림 7〉 참조) 두 추세의 동조화 정도가 최근 들어 커지는 모습을 볼 수 있다. 이는 우리나라의 GDP갭 혹은 총수요압력이 향후 해외수요의 변동과 상당한 연관성을 가지고 변동할 수 있음을 시사한다.

〈그림 5〉 GDP갭 추이(1995Q1~2012Q2)



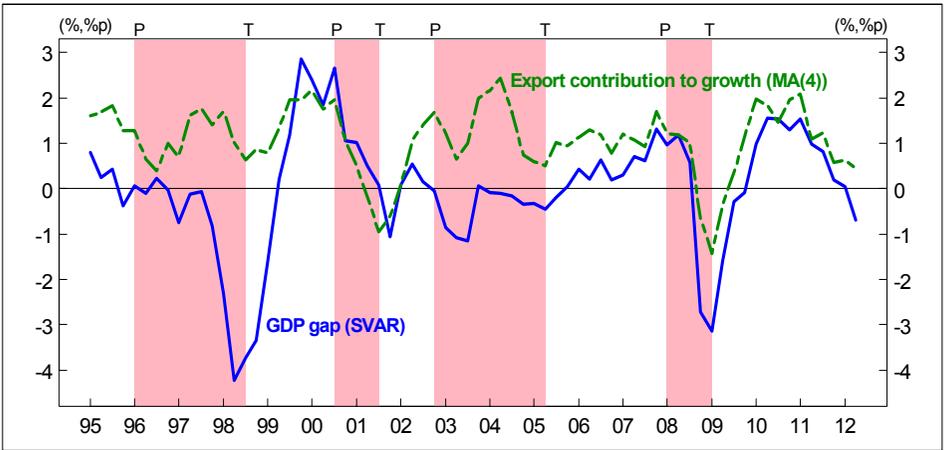
주: 음영부분은 경기수축기를 나타냄.

〈그림 6〉 경기동행지수 순환변동치 추이(1995.1~2012.6월)



주: 음영부분은 경기수축기를 나타냄.

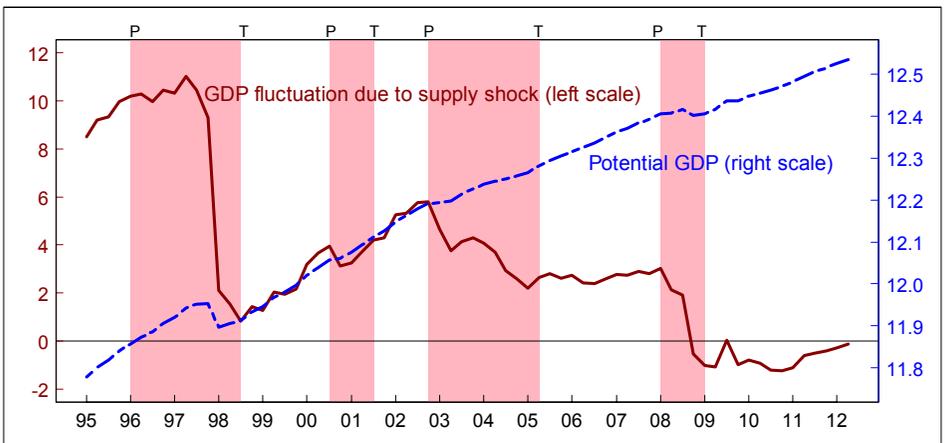
〈그림 7〉 GDP갭 및 수출의 성장기여도 추이(1995Q1~2012Q2)



주: 음영부분은 경기수축기를 나타냄.

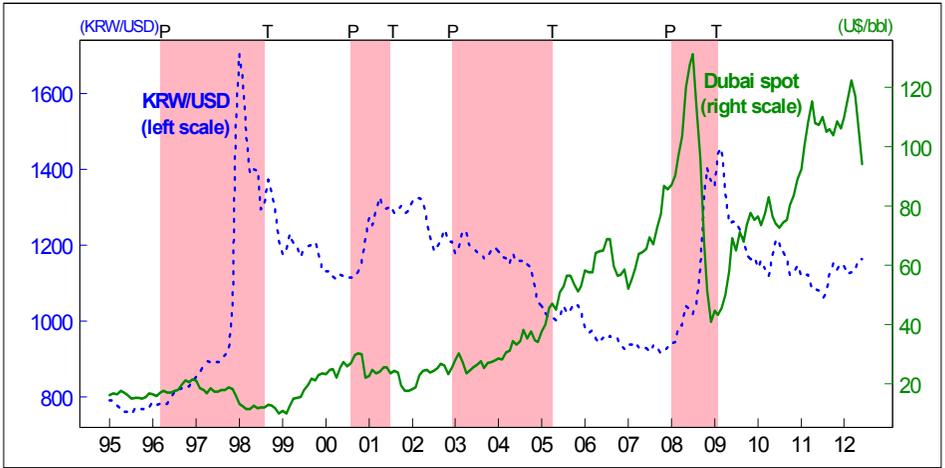
지금까지 살펴본 GDP갭은 총생산에 일시적 영향만을 갖는 수요충격에 의한 GDP 변동에 해당한다. 한편 〈그림 8〉은 총생산에 영구적 영향을 갖는 공급충격에 의한 GDP 변동 추이를 잠재GDP 추이와 함께 보여주고 있다. 공급충격에 의한 GDP 변동 추이는 식 (14) 우변의 두 번째 항목의 추이에 해당하며 잠재GDP 추이에서 결정적 추세를 제거한 나머지 부분을 나타낸 것으로 볼 수 있다. 특히 1997년

〈그림 8〉 GDP 추세(잠재GDP) 및 공급충격에 의한 GDP 변동 추이(1995Q1~2012Q2)



- 주: 1. 음영부분은 경기수축기, 좌축은 $100 \times \text{로그GDP}$, 우축은 로그GDP 수준을 나타냄.
 2. GDP 추세(잠재GDP)는 실제GDP에서 수요충격에 의한 GDP 변동분을 차감한 부분 또는 결정적 추세 부분과 공급충격에 의한 GDP 변동분의 합으로서 GDP 변동의 영구적 부분을 의미.

〈그림 9〉 원/달러 환율 및 두바이유가 추이(1995.1~2012.6월)



주: 음영부분은 경기수축기, 원/달러 환율 및 두바이유가(현물)는 월평균 수준을 나타냄.

외환위기 및 2008년 글로벌 금융위기 기간 중 공급충격에 의한 GDP 수준이 큰 폭으로 하락함에 따라 동 기간 중 우리나라의 잠재GDP 추세가 하락한 것을 볼 수 있다. 동 기간 중 공급충격에 의한 GDP 수준이 크게 하락한 것은 여러 가지 요인과 연관되어 있겠지만 외환위기 기간 중의 환율충격 및 글로벌 금융위기 전후의 유가 충격 및 환율충격(〈그림 9〉 참조)이 우리 경제의 공급측면에 부정적으로 작용한 것과 무관하지 않을 것이다.

3. 인플레이션 요인 분해

BQ-타입 SVAR 모형을 이용한 기존 연구의 대부분은 총생산의 변동을 영구적 부분과 일시적 부분으로 분해할 목적으로 동 모형을 활용하였다. 그러나 일부 연구자들은 거시가격변수 또는 인플레이션의 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해하는 데 동 모형을 이용한 바 있다.³⁵⁾ Spencer (1996)는 동 모형을 이용하여 거시가격변수들이 총수요-총공급 모형에서 예측하는 바와 부합하는 방향으로 움직

35) Hess and Lee(1999), Gallagher and Taylor(2002), 고강석(2003) 등은 실질주가(real stock prices)의 변동을 동 변수에 영구적 영향을 미치는 충격(공급충격)에 의한 부분과 일시적 영향을 미치는 충격(수요충격)에 의한 부분으로 분해하기 위해 BQ-타입 SVAR 모형을 활용한 바 있다.

직여 왔음을 보였으며 Gamber (1996)는 본고와 비슷한 맥락에서 BQ-타입 SVAR 모형을 통해 GDP 및 인플레이션의 변동을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 나누고 그 결과를 이용하여 단기총공급곡선 및 단기총수요곡선을 추정 한 바 있다. 국내에서는 김준일·조동철(2001)이 BQ-타입 SVAR 모형을 이용하여 GDP갭을 추정하면서 GDP디플레이터로 측정한 인플레이션을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해한 결과를 제시한 바 있으나 그들의 주된 관심은 총수요압력 또는 GDP갭의 유용성 분석에 있었다. 한편 Quah and Vahey (1995)는 BQ와 비슷한 맥락에서 수직의 장기필립스곡선에 착안한 장기중립성조건을 이용하여 영국의 소매물가지수로 측정한 인플레이션 중 총생산에 중장기적 영향이 없는 충격에 의한 부분을 근원인플레이션으로 정의하고 이를 측정한 바 있다. 국내에서는 유병철·김봉한(2003)이 Quah and Vahey의 방법을 원용하여 우리나라의 근원인플레이션을 측정하고 이의 특성을 살펴보았다.

인플레이션에 대한 효과적인 정책대응을 위해서는 인플레이션을 야기하는 충격의 유형을 식별하는 것이 특히 중요하다. 이는 충격의 원인 및 영향에 따라 물가안정과 경기안정 간의 상충관계가 달라지고 효과적인 정책대응은 동 상충관계의 정도를 감안하여 이루어질 필요가 있기 때문이다. 주지하는 바와 같이 일반적으로 물가상승이 수요측면에서 기인하는 경우 물가안정과 경기안정 간의 상충관계가 적은 반면 공급측면에서 기인할 때는 두 목표간 상충관계가 커지게 된다. 이러한 관점에서 이하에서는 앞서 살펴본 GDP 변동 분해와 동일한 방법을 적용하여 우리나라의 인플레이션 변동을 총수요충격 및 총공급충격에 의한 부분으로 나누어 보고자 한다.

(1) 요인분해 방법

앞 항에서 GDP갭 추정을 위해 식 (10)의 첫 번째 방정식을 분석한 것과 동일한 방식으로 인플레이션 변동을 살펴보기 위해 동 식의 두 번째 방정식을 다음과 같이 다시 쓰도록 하자.

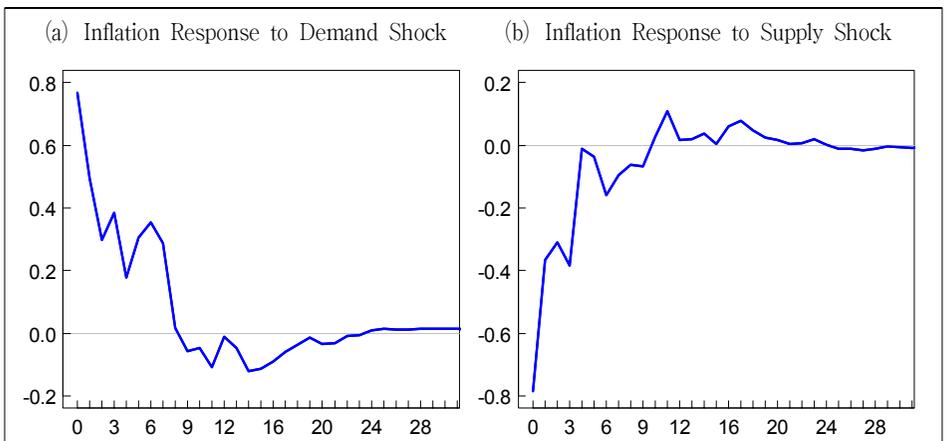
$$\pi_t = \mu_{2t} + c_{21}(L)\varepsilon_t^s + c_{22}(L)\varepsilon_t^d \quad (15)$$

여기서 μ_{2t} 는 식 (10)의 상수항(μ_2)에 VAR 분석 시행 전에 제거한 π_t 의 시간추세

향을 더한 것으로 인플레이션의 결정적 부분을 나타낸다. 식 (15)는 인플레이션이 이러한 결정적 부분 외에 현재 및 과거에 발생한 공급충격 및 수요충격의 누적 영향으로 이루어져 있음을 보여준다. 앞서 살펴본 것처럼 단기반응행렬이 구해지면 구조적 충격이 식별되고 구조적 교란항들의 모든 이동평균계수행렬이 구해지므로 공급충격 및 수요충격으로 인한 인플레이션 변동분을 파악할 수 있게 된다.

한편 공급충격 및 수요충격은 GDP에 대한 장기적 영향의 유무에 의해 구분되므로 사전적으로 구조적 충격의 종류에 따라 인플레이션과 물가에 미치는 영향이 영구적인지 혹은 일시적인지에 대한 인위적 제약은 없다. 그러나 앞서 단위근 검정을 통해 확인했듯이 인플레이션율이 안정적 계열이므로 공급충격이나 수요충격 모두 인플레이션에 영구적 영향이 없고 일시적 영향만이 있을 것으로 예상할 수 있다. 실제로 구조적 충격이 인플레이션에 미치는 동태적 영향을 나타낸 <그림 10>의 충격반응함수를 보면 공급충격이나 수요충격 모두 장기적으로 인플레이션에 영향이 없음을 확인할 수 있다. 한편 총수요-총공급 모형에 의하면 공급충격이나 수요충격에 따른 총공급곡선이나 총수요곡선의 이동은 물가수준에 영구적인 영향을 주게 되는데 <그림 4>의 누적 충격반응함수를 보면 공급충격과 수요충격 모두 물가수준에 영구적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 이하에서는 인플레이션을 공급충격에 의한 부분($c_{21}(L)\varepsilon_t^s$)과 수요충격에 의한 부분($c_{22}(L)\varepsilon_t^d$)으로 분해한 결과를 제시하기로 한다.

<그림 10> 인플레이션에 대한 충격반응함수



(2) 요인분해 결과

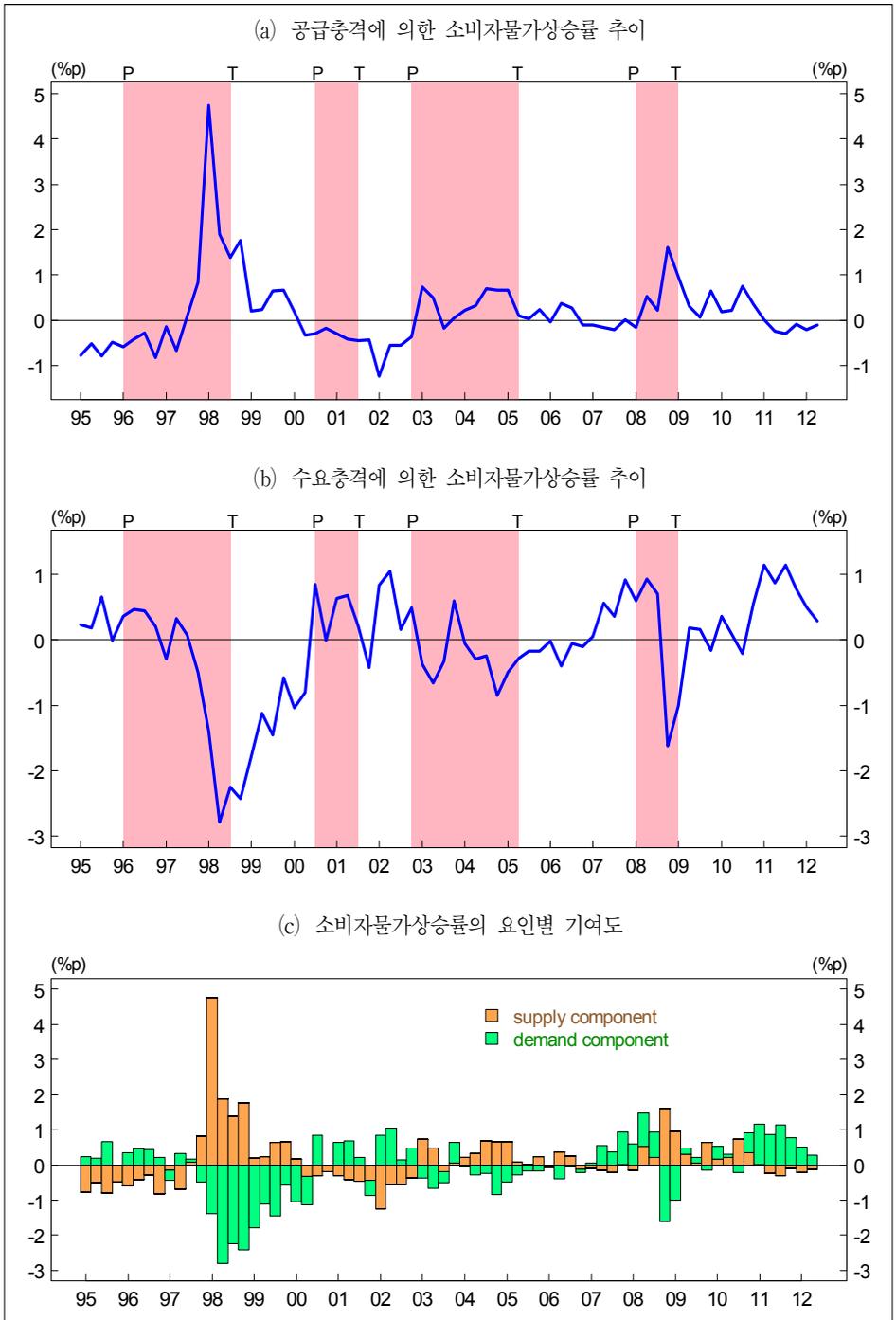
〈그림 11〉은 SVAR 모형을 이용하여 1995년 이후 우리나라의 소비자물가상승률을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 분해한 결과를 제시하고 있다. 인플레이션 요인 분해 결과를 보면 대체로 수요충격에 의한 인플레이션은 경기와 동조하여 움직이며 공급충격에 의한 인플레이션은 경기수축기에 상승하는 모습을 보이고 있어 총수요-총공급 모형이 예측하는 바와 같이 공급충격 발생시 경기(생산)와 물가 간의 상충관계를 확인할 수 있다. 특히 환율충격을 비롯해 해외충격이 컸던 외환위기 당시와 국제원자재 가격이 급등했던 글로벌 금융위기 확산 이전에 공급충격에 의한 인플레이션이 가파른 오름세를 보였던 반면 수요충격에 의한 인플레이션은 빠른 속도로 하락하였음을 볼 수 있다. 또한 글로벌 금융위기 이후 경기회복 과정에서 2010년 3/4분기까지는 국제상품가격 상승 등에 따른 공급충격이 인플레이션 변동의 대부분을 차지했던 것으로 보인다. 한편 수요충격에 의한 인플레이션 변동은 2010년 4/4분기부터 약 1년 동안 확대되다가 2011년 4/4분기 이후 둔화되고 있는 모습이다.

인플레이션의 지속성(persistence) 관점에서 〈그림 11〉을 보면 수요충격에 의한 인플레이션은 공급충격에 의한 인플레이션에 비해 지속성이 강한 모습을 보이고 있다. 실제로 간단한 AR(1) 모형의 자기회수계수 추정치로 측정된 지속성 정도를 비교해 보면 공급충격에 의한 인플레이션의 지속성(0.574)에 비해 수요충격에 의한 인플레이션의 지속성(0.719)이 더 크게 나타났다. 〈그림 10〉의 충격반응함수에도 공급충격에 비해 수요충격의 지속기간이 더 길게 나타나고 있다. Batini and Nelson(2000)의 절대적 기준 및 상대적 기준에 의하면 인플레이션에 대한 수요충격의 지속기간(8분기)은 공급충격의 지속기간(4분기)에 비해 1년 정도 더 길게 추정되었다.³⁶⁾ 또한 동 충격반응함수에 나타난 수요충격의 반감기(half life)는 2분기로 추정되어 공급충격의 반감기(1분기)보다 긴 것으로 나타났다.³⁷⁾

36) Batini and Nelson(2000)은 외생적 충격에 의한 인플레이션 압력의 소멸시점을 절대적 기준과 상대적 기준으로 구분하여 측정하였는데 전자는 인플레이션 압력이 특정 범위($\pm 0.1\%$) 이내로 작아지는 시점을 의미하며 후자는 인플레이션 압력 최대치의 90%가 소멸되는 시점을 의미한다.

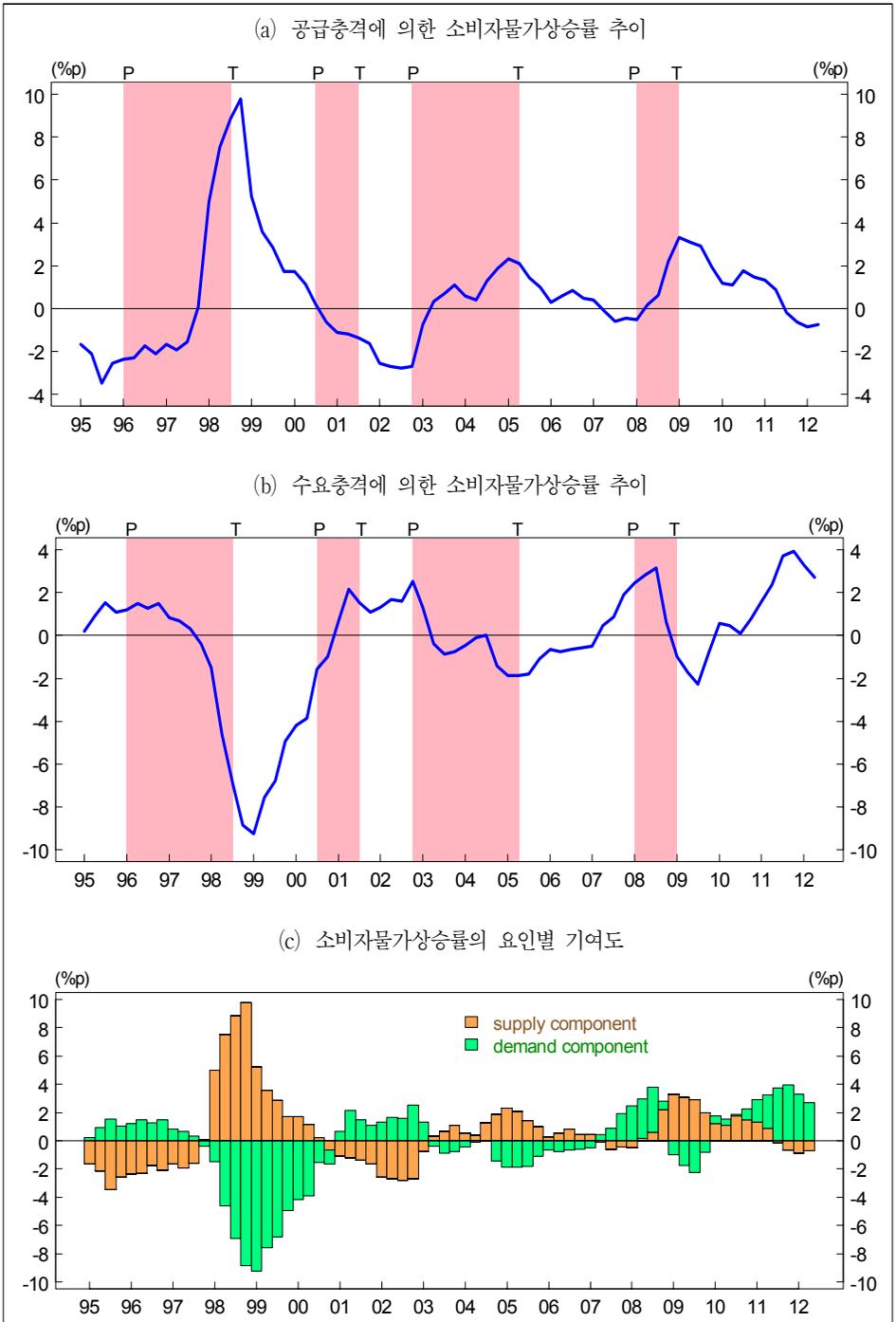
37) 여기서 반감기란 인플레이션에 대한 단위충격의 효과가 반으로 줄어드는 기간을 의미한다.

〈그림 11〉 인플레이션(전기대비 상승률 기준) 요인 분해(1995Q1~2012Q2)



주: 음영부분은 경기수축기를 나타냄.

〈그림 12〉 인플레이션(전기대비연율의 4분기 이동평균 기준) 요인 분해(1995Q1~2012Q2)



주: 음영부분은 경기수축기를 나타냄.

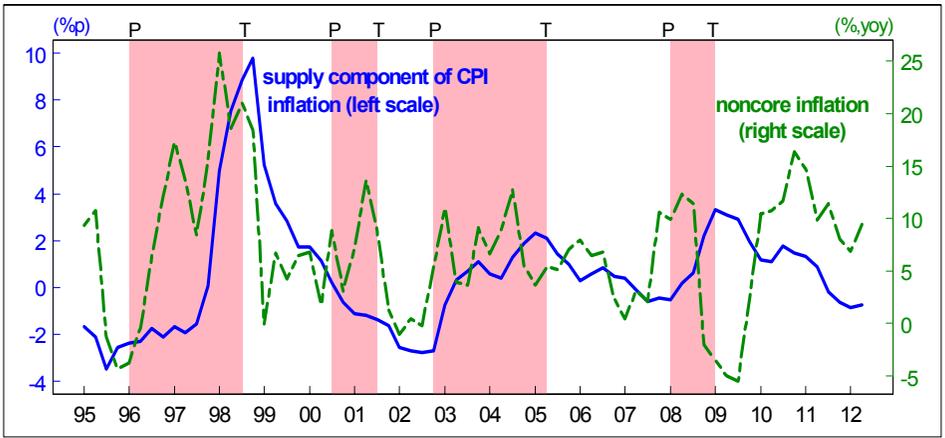
〈그림 12〉는 〈그림 11〉에 나타난 전기대비상승률 기준 인플레이션을 전기대비연율의 4분기 이동평균으로 환산한 것으로 경기국면에 따른 충격요인별 인플레이션 변동 추이가 보다 뚜렷이 나타나고 있다.³⁸⁾ 즉, 2000년 하반기부터 2001년 상반기까지의 경기하강기를 제외하면 공급충격에 의한 인플레이션은 경기역행적으로 움직이는 경향이 있는 반면 수요충격에 의한 인플레이션은 경기동행적인 경향이 있음을 발견할 수 있다.

한편 본고의 수요충격과 공급충격은 총생산에 미치는 효과의 지속성을 기준으로 구분한 것으로 경제변수 또는 물가지수 구성품목을 기준으로 수요충격 및 공급충격의 원천을 정의한 기준 방식과 다르다는 점은 이미 설명한 바 있다. 예를 들어, 구제역 및 이상한파로 인한 일시적인 농축산물 가격 상승은 기존 방식에서는 공급충격으로 인한 인플레이션으로 간주되는 것이 일반적이지만 이러한 충격이 장기적으로 총생산에 영향을 미치지 않는다면 본고에서는 동 충격이 수요충격으로 분류될 가능성을 배제할 수 없다. 실제로 소비자물가상승률 중 본고의 SVAR 모형으로 시산한 공급충격에 의한 변동분(전기대비연율의 4분기 이동평균 기준)과 소비자물가지수 구성품목 중 농산물·석유류 지수(2010=100)의 상승률(전년동기비)을 비교해보면(〈그림 13〉 참조) 그 추이가 서로 같지 않음을 알 수 있다.

반면 SVAR 모형으로 시산한 수요충격에 의한 소비자물가상승률 변동분(전기대비연율의 4분기 이동평균 기준)과 소비자물가지수 구성품목 중 농산물·석유류를 제외한 지수(2010=100)를 기준으로 측정된 근원인플레이션율(전년동기비)을 비교해보면(〈그림 14〉 참조) 그 추이가 항상 일치하지는 않지만 1999년 이후 양자가 대체로 비슷한 방향으로 움직이는 것으로 보인다. 이러한 점에서 Quah and Vahey(1995)의 방법으로 측정된 우리나라의 근원인플레이션은 농산물·석유류 제외 지수를 기준으로 측정된 근원인플레이션과 어느 정도 유사한 패턴으로 움직이고 있다고 하겠다.

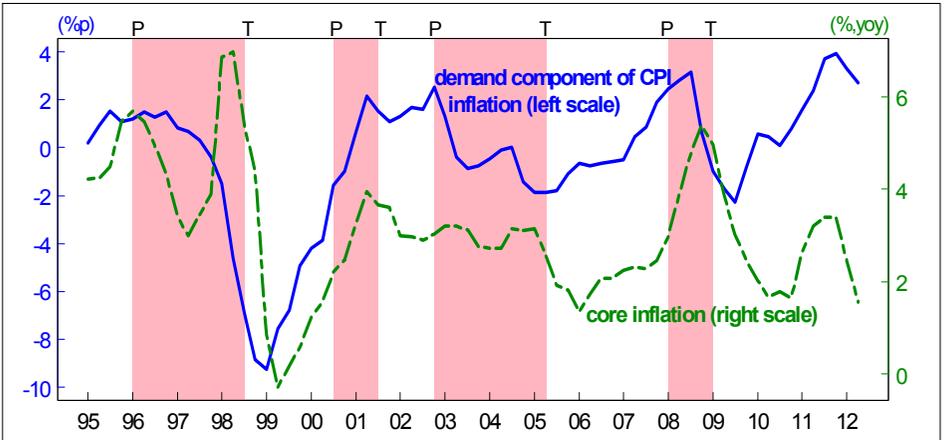
38) 전기대비연율 기준 인플레이션 $\pi_t^a = 400 \times \log(P_t/P_{t-1})$ 의 4분기 이동평균 $\tilde{\pi}_t = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}^a$
 $= 100 \times \log(P_t/P_{t-4})$ 은 전년동기대비 물가상승률의 개념으로 이해할 수 있다(Stock and Watson, 2010).

〈그림 13〉 공급충격에 의한 인플레이션과 농산물·석유류 물가상승률(1995Q1~2012Q2)



- 주: 1. 음영부분은 경기수축기를 나타냄.
 2. SVAR 모형을 이용하여 시산한 공급충격에 의한 소비자물가상승률(supply component of CPI inflation)은 전기대비연율의 4분기 이동평균, 비근원인플레이션율(noncore inflation)은 소비자물가지수 중 농산물·석유류 지수(2010=100)의 전년동기대비 상승률을 나타냄.

〈그림 14〉 수요충격에 의한 인플레이션과 근원인플레이션율(1995Q1~2012Q2)

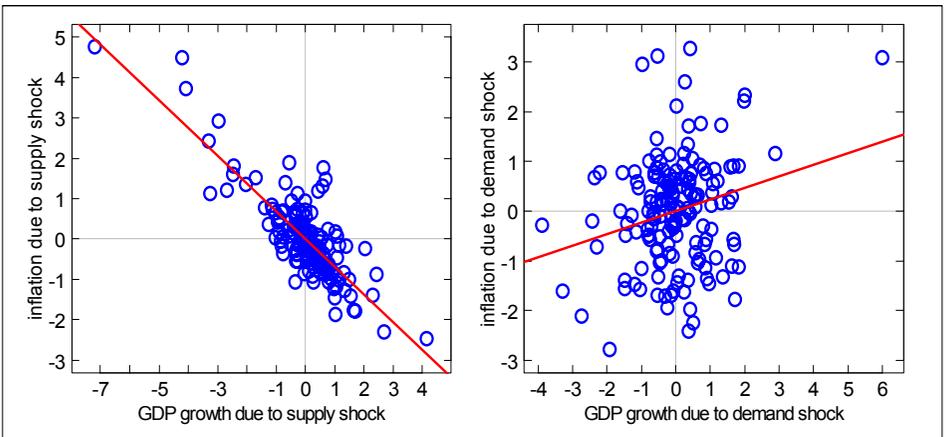


- 주: 1. 음영부분은 경기수축기를 나타냄.
 2. SVAR 모형을 이용하여 시산한 수요충격에 의한 소비자물가상승률(demand component of CPI inflation)은 전기대비연율의 4분기 이동평균, 근원인플레이션율(core inflation)은 소비자물가지수 중 농산물·석유류 제외 지수(2010=100)의 전년동기대비 상승률을 나타냄.

앞서 〈그림 2〉에서 살펴본 것처럼 현실에서 관측되는 GDP성장률과 물가상승률 자료는 공급충격에 의한 변동분과 수요충격에 의한 변동분이 혼재되어 있기 때문에

두 변수 간에 일정한 관계를 발견하기 어렵다. 그런데 두 가지 구조적 충격을 식별할 수 있다면 공급충격에 의한 GDP 및 인플레이션의 변동은 총수요곡선을 따라 부(-)의 관계를 나타내고 수요충격에 의한 두 변수의 변동은 총공급곡선을 따라 정(+)의 관계를 보일 것이다. 실제로 <그림 15>를 보면 SVAR 모형을 이용하여 충격요인별로 분해한 GDP성장률과 물가상승률 간에 이와 같은 관계가 성립함을 확인할 수 있다.

<그림 15> GDP성장률과 소비자물가상승률의 산포도(1972Q1~2012Q2)



- 주: 1. 산포도에 나타난 자료의 범위는 1972년 2/4분기부터 2012년 2/4분기까지임.
- 2. 좌측패널 및 우측패널은 각각 공급충격 및 수요충격에 의한 GDP성장률과 소비자물가상승률의 관계를 나타냄.

수요충격 및 공급충격에 의한 GDP성장률 및 인플레이션을 각각 Δy^d , Δy^s , π^d , π^s 로 표기하면 <그림 15>의 좌측 패널 및 우측 패널은 각각 $(\Delta y_t^s, \pi_t^s)$ 및 $(\Delta y_t^d, \pi_t^d)$ 의 산포도와 동 자료를 바탕으로 추정된 다음의 회귀선을 보여주고 있다.

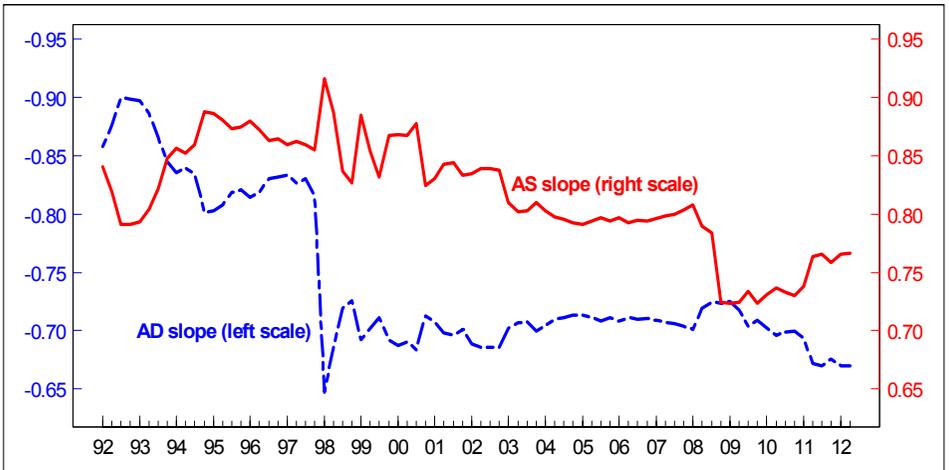
$$\pi_t^s = .005 - .687 \Delta y_t^s,$$

$$\pi_t^d = .005 + .233 \Delta y_t^d,$$

$t = 1972Q1, \dots, 2012Q2$. 여기서 Δy_t^s 및 Δy_t^d 에 대한 회귀계수는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 따라서 총수요-총공급 모형에서 예측하

는 바와 같이 공급충격에 의한 GDP 및 인플레이션 변동 간에는 負의 관계가 성립하고 수요충격에 의한 GDP 및 인플레이션 변동 간에는 正의 관계가 있다고 할 수 있다. 그러나 일반적으로 총수요곡선 및 총공급곡선의 기울기와 위치가 시간에 따라 변화하므로 이와 같은 負(-) 또는 正(+),의 관계가 정확히 하나의 직선 또는 곡선 상에 나타나기는 힘들 것이다.³⁹⁾ 실제로 <그림 16>은 ‘1972년 2/4분기~1992년 1/4분기’부터 시작하여 표본기간의 마지막 시점을 2012년 2/4분기까지 매 한 분기씩 늘려가면서 축차적으로 추정한 단기총수요곡선 및 단기총공급곡선의 기울기가 시간에 따라 변화하고 있음을 보여주고 있다.⁴⁰⁾

<그림 16> 축차적 추정에 의한 단기총수요곡선 및 단기총공급곡선 기울기 추이



- 주: 1. 가로축은 축차적 추정(recursive estimation)에 사용된 표본기간의 마지막 시점을 나타냄.
- 2. 단기총수요곡선의 기울기(AD slope)는 좌축에 역계열(reverse scale)로 표시.

39) <그림 15>의 자료를 바탕으로 추정된 회귀선이 곧 단기총수요곡선 또는 단기총공급곡선을 의미하는 것은 아니다.

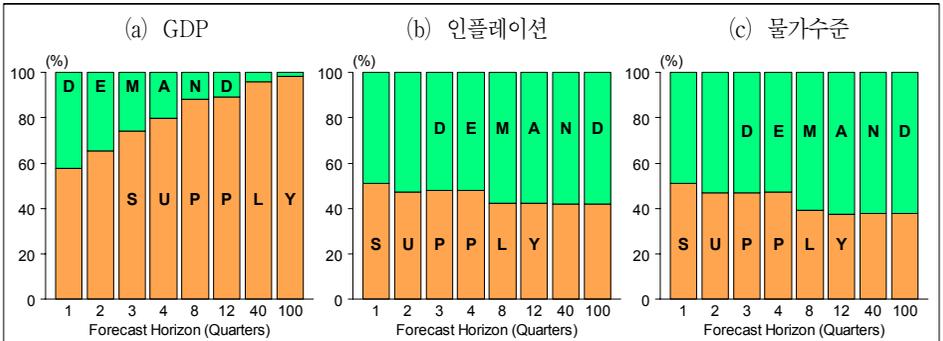
40) 단기총수요곡선 및 단기총공급곡선의 기울기는 매 표본기간의 단기반응행렬을 이용하여 추정할 수 있다. 단기반응행렬의 각 원소는 1단위의 공급충격 또는 수요충격에 대한 GDP성장률 및 인플레이션의 단기반응의 크기를 나타내므로 이를 이용하여 단기총수요곡선 및 단기총공급곡선의 기울기를 측정할 수 있다(Cho, 2010). 예를 들어 <표 2>의 단기반응행렬 $C(0)$ 의 (1, 1)번째 원소($c_{11}(0)$) 및 (2, 1)번째 원소($c_{21}(0)$)는 1단위의 공급충격 발생시 GDP성장률 및 인플레이션 변동의 크기를 각각 나타내므로 단기총수요곡선의 기울기는 $c_{21}(0)/c_{11}(0)$ 로 측정할 수 있다. 마찬가지로 단기총공급곡선의 기울기는 $c_{22}(0)/c_{12}(0)$ 로 측정할 수 있다.

4. 예측오차분산분해

지금까지 SVAR 모형을 통해 식별한 공급충격과 수요충격을 이용하여 GDP 및 인플레이션 변동을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 분해하였다. 본 항에서는 GDP 및 인플레이션 변동의 주된 동인(driving force)을 파악하기 위해 두 변수의 예측오차분산에 대한 공급충격 및 수요충격의 상대적 기여도를 비교해 보기로 한다. <그림 17>은 GDP(로그값), 인플레이션(소비자물가상승률, 전기비) 및 물가수준(소비자물가지수, 로그값)에 대한 예측오차분산분해 결과로써 예측시계(forecast horizon)에 따라 예측오차분산에 대한 공급충격 및 수요충격의 상대적 기여도를 누적적으로 나타낸 것이다. 동 그림을 보면 GDP의 예측오차분산에서 공급충격이 차지하는 비중이 예측시계가 길어짐에 따라 증가하는 것을 확인할 수 있다. 이는 공급충격과 달리 수요충격은 장기적으로 GDP 수준에 영향을 줄 수 없다는 BQ-타입 SVAR 모형의 식별제약(identifying restriction)에서 비롯된 것으로 동 결과는 Shapiro and Watson(1988) 및 Smets and Wouters(2007)에 의해서도 확인되고 있다. 한편, 인플레이션 및 물가수준에 대한 예측오차분산분해 결과를 보면 예측시계가 길어질수록 수요충격의 상대적 중요성이 완만하게 더 커지는 모습이다. 즉, 1분기 앞 인플레이션 및 물가수준의 예측오차에 대한 수요충격 및 공급충격의 설명력은 거의 비슷하지만 예측시계가 길어질수록 인플레이션 및 물가수준의 예측오차에 대한 수요충격의 설명력은 약 60% 수준까지 커지고 있다. 이는 앞서 살펴본 바와 같이 수요충격에 의한 인플레이션의 지속성이 공급충격에 의한 인플레이션의 지속성보다 크게 나타나는 것과 일맥상통하는 결과로 볼 수 있다. 한편 예측시계가 길어질수록 수요충격의 상대적 영향력이 구체적으로 얼마나 커지는 지는 분석에 사용된 자료의 종류 및 표본기간 등에 따라 어느 정도 달라질 수 있다.⁴¹⁾

41) 예를 들어, 김준일·조동철(2001)의 경우 물가(GDP디플레이터)의 예측오차에 대한 수요충격의 설명력은 초기 약 35% 수준에서 예측시계가 길어질수록 80% 수준까지 커지는 것으로 나타났다. 또한 동일한 종류의 자료를 사용하더라도 <부록>에서와 같이 표본기간이 달라질 경우 예측시계가 길어질수록 인플레이션 및 물가수준의 예측오차에 대한 수요충격의 설명력은 60%를 능가하는 수준까지 커지는 것으로 나타났다.

〈그림 17〉 예측오차분산분해



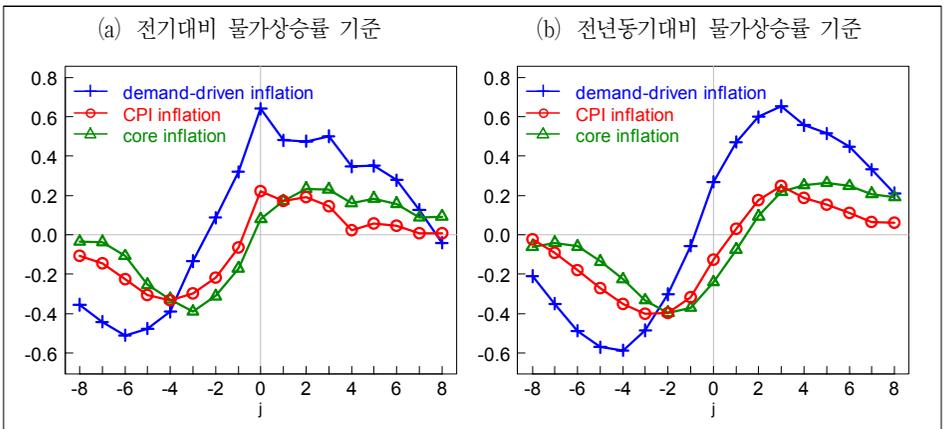
IV. GDP갭과 인플레이션 간의 관계

앞서 이미 언급했듯이 GDP갭은 필립스곡선에 기반한 Gordon의 삼각모형이나 Taylor 준칙 등에서 총수요 측면의 물가상승압력을 나타내는 지표로 널리 활용되고 있으며 우리나라의 GDP갭과 인플레이션 간의 관계를 분석한 기존 연구도 상당수 존재한다. 장동구(1997)는 GDP갭(생산함수모형 및 은닉인자모형을 이용해 추정)이 경기순환을 잘 반영하고 있으며 인플레이션 예고지표로서의 유용성도 높은 것으로 분석하였다. 김치호·문소상(2000)도 GDP갭이 경기순환과 밀접한 관계를 유지하는 가운데 인플레이션에 선행하는 것으로 분석하였다. 한편 이승용·한민(2007)은 필립스곡선 기울기의 변화 정도를 통해 GDP갭(HP 필터를 이용해 추정)과 인플레이션 간의 관계 변화를 추정한 결과 세계경제의 연계성 심화 및 통화정책의 유효성 증대 등으로 인해 1990년대 중반 이후 GDP갭의 인플레이션에 대한 영향력이 약화(필립스곡선 기울기의 저하)된 것으로 보았다. 이하에서는 시차상관관계 분석과 Granger 인과관계 검정을 통해 III절에서 SVAR 모델을 이용해 추정한 GDP갭과 인플레이션 간의 동태적 관계에 대해 살펴보기로 한다.

〈그림 18〉의 패널 (a)에 나타난 GDP갭과 전기대비 물가상승률 간의 시차상관관계를 보면 현재의 GDP갭은 현재 및 향후의 소비자물가상승률 또는 근원인플레이션율과 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 이러한 양의 시차상관관계는 4분기 이후부터 다소 약화되고 있으며 과거 2년간의 인플레이션과는 대체로 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 또한 현재의 GDP갭은 향후 6분기 동안 수요충격에 의한 소비자물가상승률과 유의한 양의 상관관계를 유지하고 있으며 최근 2분기를 제외한 과

거 2년간의 인플레이션과는 대체로 음의 상관관계를 나타내고 있다. 한편 패널 (b)와 같이 전년동기대비 물가상승률 기준으로 보면 GDP갭과 인플레이션 간의 시차 상관관계 패턴을 보다 뚜렷이 볼 수 있다. 현재의 GDP갭은 3분기 후의 소비자물가상승률(수요충격에 의한 변동분 포함) 및 5분기 후의 근원인플레이션율과 가장 높은 양의 상관관계를 보이고 있으며 대체로 향후 2년간의 인플레이션과는 양의 상관관계, 과거 2년간의 인플레이션과는 음의 상관관계를 보이고 있다.⁴²⁾ 이는 Galí and Gertler (1999, p. 202)가 발견한 GDP갭과 인플레이션 간의 경험적 관계가 우리나라에도 존재하고 있음을 시사한다.⁴³⁾

〈그림 18〉 GDP갭과 인플레이션 간의 시차상관관계(1987Q1~2012Q2)



주: t 기 GDP갭과 $t+j$ 기 인플레이션 간의 교차상관계수를 나타냄 ($j = -8, \dots, -1, 0, 1, \dots, 8$).

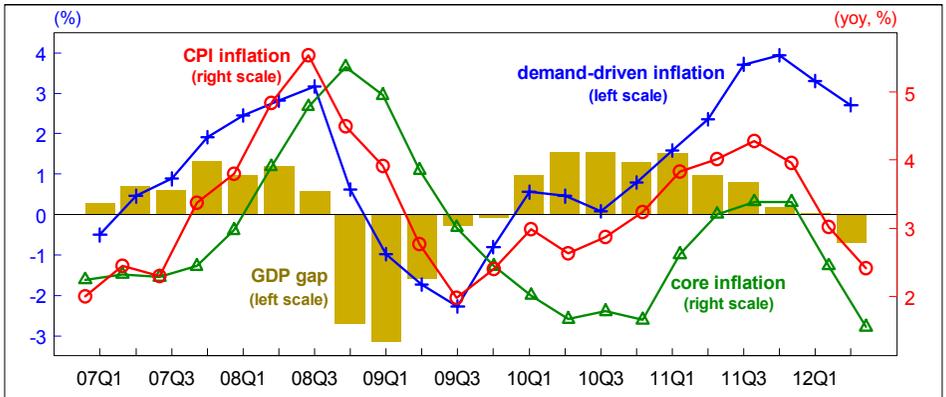
한편 〈그림 19〉에 나타난 최근 5~6년간의 GDP갭과 인플레이션의 추이를 보면 인플레이션 오름세의 확대 및 둔화 추세는 GDP갭의 변동과 밀접하게 연관되어 있

42) 수요충격에 의한 소비자물가상승률과 GDP갭 간의 높은 同時상관관계는 양자가 동일한 충격에 의해 유발된 변수라는 점과 관련이 있으며 양자 간의 높은 時差상관관계는 수요충격이 물가압력을 유발하는 과정을 반영하고 있는 것으로 해석할 수 있다(김준일·조동철, 2001, pp. 214-215).

43) Smets and Wouters (2007)는 베이지안 기법으로 추정한 DSGE 모형을 이용하여 이와 같은 GDP갭과 인플레이션 간의 경험적 관계를 설명할 수 있음을 보였다. 그들은 현재 인플레이션과 향후 GDP갭 간에 존재하는 음의 상관관계는 주로 가격·임금 마크업(price and wage markup) 충격에 기인하며 현재 GDP갭과 향후 인플레이션 간 양의 상관관계는 주로 수요충격(exogenous spending, risk premium, investment-specific technology)과 마크업 충격에 기인하는 것으로 보았다.

음을 알 수 있다. 특히 GDP갭의 변동은 인플레이션에 약 2~3분기 정도의 시차를 두고 선행하여 움직이는 것으로 보인다. 이에 과거 1년치의 시차변수를 사용한 Granger 인과관계 검정을 실시하여 인플레이션에 대한 GDP갭의 선행성(precedence)을 살펴보기로 한다. 우리나라의 물가안정목표(inflation target)가 ‘전년동기대비’ 상승률로 설정되는 점을 고려하여 Granger 인과관계 검정시 소비자물가상승률, 소비자물가상승률 중 수요충격에 의한 변동분(수요조건인 인플레이션), 근원인플레이션율의 세 가지 인플레이션 변수는 전년동기대비 기준으로 사용하였다. <표 3>의 Granger 인과관계 검정 결과를 보면 세 가지 인플레이션 지표 모두 5% 유의수준에서 GDP갭을 ‘Granger cause’하지 않지만 GDP갭은 인플레이션을 ‘Granger cause’하는 것으로 나타나⁴⁴⁾ GDP갭이 인플레이션에 선행하고 있음을 보여주고 있다. 즉, 동 결과는 III절에서 SVAR 모형을 통해 추정한 GDP갭이 인플레이션에 대해 어느 정도의 예측력을 지니고 있음을 시사한다.

<그림 19> GDP갭과 인플레이션 추이(2007Q1~2012Q2)



주: GDP갭은 III. 2절에서 SVAR 모형을 이용하여 추정한 수요충격에 의한 실질GDP(로그값) 변동분, 수요조건인 인플레이션(demand-driven inflation)은 III. 3절에서 추정한 소비자물가상승률(시간추세 제거) 중 수요충격에 의한 변동분(전기대비연율의 4분기 이동평균)을 의미.

44) 익명의 심사위원은 GDP갭이 인플레이션을 Granger-cause하는 결과는 GDP갭은 t 기에 측정되고 전년동기대비 인플레이션은 $t-4$ 기의 정보를 포함하고 있는 데 기인할 수 있다고 지적하였다. 그러나 4기 전의 시차변수를 사용한 Granger 인과관계 검정에서 t 기에 측정되는 임의의 변수가 $t-4$ 기의 정보를 포함하고 있는 다른 변수를 Granger-cause한다는 논리는 일반적으로 성립하지 않는다. 한편 검정식에 전년동기대비 GDP성장률($t-4$ 기의 GDP 정보 반영)을 포함하여 동 가능성을 통제하더라도 5% 유의수준에서 GDP갭은 인플레이션을 Granger-cause하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 Granger 인과관계 검정

1. GDP갭(*gap*) ⇄ 인플레이션(π)

$$\text{검정식} : \pi_t = c + \sum_{j=1}^4 \alpha_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j gap_{t-j} + \epsilon_t$$

귀무가설 : $\beta_1 = \dots = \beta_4 = 0$ (즉, GDP갭이 인플레이션을 Granger cause하지 않음)

인플레이션 지표	F-통계량	P-값	R ²
소비자물가상승률	4.7082	.0017	.8465
수요견인 인플레이션	5.5240	.0005	.9109
근원인플레이션율	3.6068	.0090	.9011

2. 인플레이션(π) ⇄ GDP갭(*gap*)

$$\text{검정식} : gap_t = c + \sum_{j=1}^4 \alpha_j gap_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \pi_{t-j} + \epsilon_t$$

귀무가설 : $\beta_1 = \dots = \beta_4 = 0$ (즉, 인플레이션이 GDP갭을 Granger cause하지 않음)

인플레이션 지표	F-통계량	P-값	R ²
소비자물가상승률	2.0361	.0961	.7233
수요견인 인플레이션	1.2349	.3019	.7139
근원인플레이션율	1.9317	.1121	.7221

주: 1. 검정에 사용된 자료의 범위(1987Q1~2012Q2)는 시차상관함수 계산시와 동일.

2. GDP갭은 III. 2절에서 추정한 수요충격에 의한 실질GDP(로그값) 변동분, 수요견인 인플레이션은 III. 3절에서 추정한 소비자물가상승률(시간추세 제거) 중 수요충격에 의한 변동분(전기 대비연율의 4분기 이동평균), 소비자물가상승률과 근원인플레이션율은 전년동기대비 물가상승률을 의미.

V. 맺음말

본 논문은 Blanchard and Quah (1989)가 제시한 SVAR 모형을 이용하여 우리나라의 GDP 및 인플레이션 변동을 공급충격에 의한 부분과 수요충격에 의한 부분으로 나누어 추정하고 이를 통해 인플레이션에 대한 요인별 기여도를 파악해 보았다. 본고의 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다. 우선 Blanchard and Quah의 SVAR 모형을 이용하여 추정한 우리나라의 GDP갭은 과거 총수요압력의 변동 사례를 잘 포착하고 있으며 경기동행지수 순환변동치에 근거한 우리나라의 경기변동과도 유사한 모습을 보이고 있다. 또한 SVAR 모형을 통해 추정한 GDP갭은 인플레이션에 대한 예측력도 지닌 것으로 판단된다. 한편, 인플레이션의 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해한 결과 수요충격에 의한 인플레이션은 지속성이

강하고 대체로 경기동조적으로 움직이는 반면 공급충격에 의한 인플레이션은 경기 수축기에 상승하는 모습을 보이는 것으로 나타났다. 분석 결과 나타난 충격요인별 인플레이션 변동의 최근 동향을 살펴보면 글로벌 금융위기 이후 경기회복과정에서 2010년 3/4분기까지는 국제상품가격 상승 등에 따른 공급충격이 인플레이션 변동의 대부분을 차지하였으나 2010년 4/4분기부터 약 1년간 수요충격의 영향이 점차 확대되다가 2011년 4/4분기 이후 다시 축소되고 있는 모습이다.

SVAR 모형을 이용하여 GDP 수준에 미치는 영향의 지속성을 기준으로 수요충격과 공급충격을 구분한 후 충격요인별로 인플레이션 변동을 살펴보는 본고의 분석방법은 경제변수 또는 소비자물가지수 구성품목을 기준으로 수요충격 및 공급충격의 원천을 규정한 후 충격요인별 인플레이션 기여율을 살펴보는 기존의 접근방식에 비해 인플레이션 변동 요인에 대한 새로운 시각을 제시한 점에서 의의가 있다. 또한 인플레이션의 변동을 경기(GDP) 변동과 함께 동일한 모형 내에서 분석함으로써 수요충격 및 공급충격에 의한 인플레이션 변동의 경기국면별 특징을 파악하여 정책적 시사점을 모색하는 데 참고가 될 수 있을 것이다. 본고의 분석 결과에 의하면 수요충격에 의한 인플레이션은 경기와 동행하여 움직이는 경향이 있는 데다 지속성도 크게 나타나고 있어 정책당국은 수요건인 인플레이션에 대해 보다 적극적인 정책 대응을 할 필요가 있을 것으로 사료된다. 즉, 경기상승기에 수요건인 인플레이션에 의한 물가상승압력이 높은 경우 긴축적 정책으로 대응하고 경기하강기에 수요건인 인플레이션에 의한 물가상승압력이 낮은 경우 완화적 정책으로 적시에 대응할 필요가 있을 것으로 사료된다.

■ 참고 문헌

1. 고강석, “주가변동과 기업의 주식발행 행태 간의 동태적 관계,” 『대한경영학회지』, 제16권 제5호, 대한경영학회, 2003, pp. 1483-1500.

(Translated in English) Koh, Gahng-Sohk, “Dynamic Relationship between Stock Price Movements and the Equity Issuing Activities of the Firm,” *Korean Journal of Business*

Administration, Vol. 16, No. 5, 2003, pp.1483-1500.

2. 김민수 · 강규호, “소규모 개방경제하의 거시경제충격과 경기변동: 공급충격을 중심으로,” 『금융연구』, 제18권 제1호, 한국금융연구원, 2004, pp.1-37.
(Translated in English) Kim, Min-Su and Kyu-Ho Kang, “Do Supply Shocks Matter in Korean Economy?,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 18, No. 1, 2004, pp.1-37.
3. 김정현 · 이동원, “우리나라 물가변동의 주요 특징과 시사점,” 『조사통계월보』, 10월호, 한국은행, 2004, pp.23-47.
(Translated in English) Kim, Jung Hyun and Dongweon Lee, “Inflation in Korea: Main Properties and Implications,” *Monthly Bulletin*, October 2004, The Bank of Korea, pp.23-47.
4. 김종욱 · 배문선, “수요요인에 의한 물가상승압력 추정 및 시사점,” 『조사통계월보』, 4월호, 한국은행, 2005, pp.23-49.
(Translated in English) Kim, Jong Wook and Moon Sun Bae, “Inflationary Pressure with Demand Factors: Estimation and Implications,” *Monthly Bulletin*, April 2005, The Bank of Korea, pp.23-49.
5. 김준일, “경기변동과 GDP갭,” 『KDI 정책연구』, 제18권 제1호, 한국개발연구원, 1996, pp.217-257.
(Translated in English) Kim, Jun Il, “Business Cycle and GDP-Gap,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 18, No. 1, 1996, pp.217-257.
6. 김준일 · 조동철, “총수요압력 추정을 통한 경기변동 분석,” 『한국경제의 분석』, 제7권 제1호, 한국금융연구원, 2001, pp.187-235.
(Translated in English) Kim, Jun Il and Dongchul Cho, “Analysis of Business Cycle based on Aggregate Demand Gap,” *Analysis of Korean Economy*, Vol. 7, No. 1, 2001, pp.187-235.
7. 김치호 · 문소상, “잠재GDP 및 인플레이션 압력 측정결과,” 『경제분석』, 제6권 제1호, 한국은행, 2000, pp.1-32.
(Translated in English) Kim, Chi Ho and So-Sang Moon, “Measuring Potential GDP and Inflationary Pressure,” *Economic Analysis*, Vol. 6, No. 1, 2000, pp.1-32.
8. 김현욱 · 김성태, “최근 물가상승세의 구성항목별 특징과 향후 물가 여건,” 『KDI 경제전망』, 제28권 제1호, 한국개발연구원, 2011, pp.49-59.
(Translated in English) Kim, Hyeon Wook and Seong-Tae Kim, “Recent Inflation Developments and Outlook,” *KDI Economic Outlook*, Vol. 28, No. 1, 2011, pp.49-59.
9. 박무환, “베이시안 DSGE 접근법에 의한 국내 잠재GDP 추정 및 전망에 관한 연구,” 『응용경제』, 제14권 제1호, 한국응용경제학회, 2012, pp.61-96.
(Translated in English) Park, Mu Hwan, “A Study on Estimating and Forecasting the Korea’s Potential GDP using a Bayesian DSGE Approach,” *Review of Applied Economics*, Vol. 14, No. 1, 2012, pp.61-96.
10. 오형석, “우리나라 경제의 잠재성장 및 경기변동에 관한 분석,” 『금융연구』, 제21권 제1호, 한국금융연구원, 2007, pp.19-53.
(Translated in English) Oh, Hyoung-Seok, “Structural Break in Potential Growth and Business Cycle after Korean Currency Crisis,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 21,

- No. 1, 2007, pp.19-53.
11. 유병삼, “수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향,” 『금융경제연구』, 제39호, 한국은행 금융경제연구소, 1992.
(Translated in English) Yoo, Byung Sam, “The Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances on Korean Economy,” Working Paper, No. 39, Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea, 1992.
 12. 유병철 · 김봉한, “SVAR를 이용한 근원인플레이션의 특성,” 『산업경제연구』, 제16권 제2호, 한국산업경제학회, 2003, pp.195-208.
(Translated in English) Yu, Byung-Chul and Bong-Han Kim, “The Properties of Estimated Core Inflation,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 16, No. 2, 2003, pp.195-208.
 13. 이상우, “최근 인플레이션 변동 요인,” 한국경제학회 주최 물가정책세미나 발표자료, 2011. 3. 10.
(Translated in English) Lee, Sang Woo, “Decomposition of Recent Inflation in Korea into Three Components,” Manuscript presented at Inflation Workshop, The Korean Economic Association, 2011. 3. 10.
 14. 이승용 · 한 민, “GDP갭의 인플레이션에 대한 영향력,” 『조사통계월보』, 11월호, 한국은행, 2007, pp.23-52.
(Translated in English) Lee, Seung Yong and Min Han, “The Impact of GDP-Gap on Inflation,” *Monthly Bulletin*, November 2007, The Bank of Korea, pp.23-52.
 15. 이종건, “인플레이션의 변동요인과 파급경로 분석,” 『경제분석』, 제5권 제2호, 한국은행, 1999, pp.29-77.
(Translated in English) Lee, Jong Kun, “Sources of Inflation and Its Transmission Mechanism,” *Economic Analysis*, Vol. 5, No. 2, 1999, pp.29-77.
 16. 장동구, “우리나라 잠재GNP의 추정,” 『경제분석』, 제2권 제1호, 한국은행, 1996, pp.29-68.
(Translated in English) Chang, Dongkoo, “Estimating Potential GNP in Korea,” *Economic Analysis*, Vol. 2, No. 1, 1996, pp.29-68.
 17. _____, “잠재GDP 추정과 생산갭의 인플레이션 지표로서의 유용성 검토,” 『경제분석』, 제3권 제4호, 한국은행, 1997, pp.123-150.
(Translated in English) Chang, Dongkoo, “Potential GDP Estimate and Its Usefulness as a Leading Indicator of Inflation,” *Economic Analysis*, Vol. 3, No. 4, 1997, pp.123-150.
 18. 한국은행, 『한국은행 경제전망』, 한국은행, 2012. 7. 13.
(Translated in English) The Bank of Korea, *BOK Economic Outlook*, 2012. 7. 13.
 19. 허석균, “1990년대 이후 한국경제의 성장: 수요 및 공급 측 요인의 문제,” 『한국개발연구』, 제 31권 제1호, 한국개발연구원, 2009, pp.169-206.
(Translated in English) Hur, Seok-Kyun, “The Economic Growth of Korea since 1990: Contributing Factors from Demand and Supply Sides,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 31, No. 1, 2009, pp.169-206.
 20. Batini, Nicoletta and Edward Nelson, “Optimal Horizons for Inflation Targeting,” Working Paper No. 119, Bank of England, 2000.

21. Bersch, Julia and Tara M. Sinclair, "Mongolia: Measuring the Output Gap," Working Paper 11/79, IMF, 2011.
22. Bjørnland, Hilde C., Leif Brubakk and Anne Sofie, "The Output Gap in Norway: A Comparison of Different Methods," *Economic Bulletin* 2/05, Norges Bank, 2005.
23. Blanchard, Olivier J. and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp.655-673.
24. Cho, Dongchul, "Aggregate Demand Gap Based on a Simple Structural VAR Model," unpublished manuscript, 2010.
25. Fischer, Stanley, "Long-term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, 1977, pp.191-205.
26. Galí, Jordi and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 2, 1999, pp.195-222.
27. Gallagher, Liam A. and Mark P. Taylor, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices: Evidence from Assessing Macroeconomic Shocks," *Southern Economic Journal*, Vol. 69, No. 2, 2002, pp.345-362.
28. Gamber, Edward N., "Empirical Estimation of the Short-Run Aggregate Supply and Demand Curves for the Post-War U. S. Economy," *Southern Economic Journal*, Vol. 62, No. 4, 1996, pp.856-872.
29. Gordon, Robert J., "The Theory of Domestic Inflation," *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 67, No. 1, 1977, pp.128-134.
30. _____, "Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment," In M. N. Baily (ed.), *Workers, Jobs, and Inflation*, Brookings, 1982, pp.89-158.
31. _____, "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, 1997, pp.11-32.
32. Gordon, Robert J. and Stephen R. King, "The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 13, No. 1, 1982, pp.205-242.
33. Granger, Clive W., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp.424-438.
34. Hess, Patrick J. and Bong-Soo Lee, "Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances," *Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 5, 1999, pp.1203-1218.
35. Juselius, Katarina, "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14, No. 4, 1992, pp.401-428.
36. Lucas, Robert E. Jr., "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, 1972, pp.103-124.
37. _____, "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 1973, pp.326-334.
38. Mankiw, N. Gregory, *Macroeconomics*, 7th ed., Worth, 2010.
39. Mishkin, Frederic S., "Headline versus Core Inflation in the Conduct of Monetary Policy," Speech at the Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies

Conference, Montreal, Canada, 2007.

40. Phillips, Peter C. B. and Sam Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, 1990, pp.165-193.
41. Quah, Danny and Shaun P. Vahey, "Measuring Core Inflation," *Economic Journal*, Vol. 105, No. 432, 1995, pp.1130-1144.
42. Shapiro, Matthew D. and Mark W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 3, 1988, pp.111-148.
43. Smets, Frank and Rafael Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 3, 2007, pp.586-606.
44. Spencer, David E., "Interpreting the Cyclical Behavior of the Price Level in the U.S.," *Southern Economic Journal*, Vol. 63, No. 1, 1996, pp.95-105.
45. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Modeling Inflation After the Crisis," NBER Working Paper 16488, 2010.
46. Taylor, John B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 1, 1980, pp.1-24.
47. Vetlov, Igor, Tibor Hlédik, Magnus Jonsson, Henrik Kucsera and Massimiliano Pisani, "Potential Output in DSGE Models," Working Paper Series No 1351, European Central Bank, 2011.

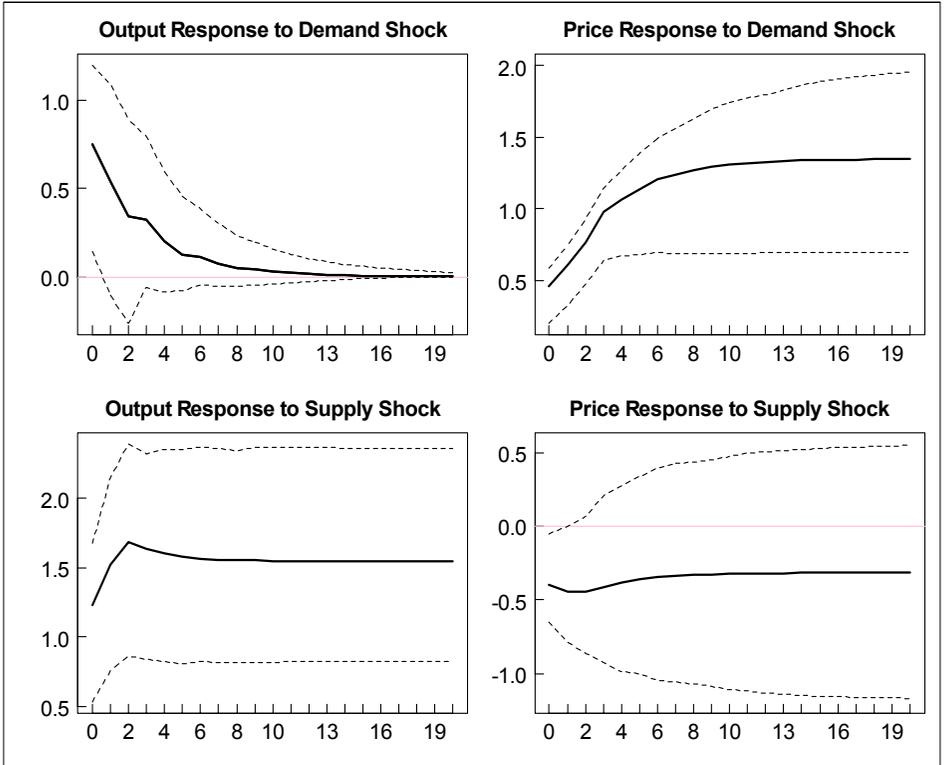
〈부록〉 표본기간에 따른 추정결과의 강건성(robustness) 검토

상수항 및 8개의 시차변수를 포함한 VAR 모형의 추정을 위해 본문에서는 1972년 2/4분기부터 2012년 2/4분기까지의 GDP성장률(Δy)과 인플레이션율(π) 자료를 이용하였다. 그런데 〈그림 3〉을 보면 1981년 4/4분기 이전 큰 폭으로 변동하면서 높은 수준을 보였던 인플레이션율이 동 시점 이후 비교적 안정된 모습을 보이고 있어 1981년 4/4분기를 기준으로 인플레이션에 대한 구조 변화가 있었다고 볼 수 있다.⁴⁵⁾ 한편 본고는 SVAR 모형의 식별을 위해 장기제약조건을 사용하고 있으므로 표본기간을 가능한 길게 확보할 필요가 있다. 또한 본고의 주목적은 GDP 및 인플레이션의 움직임을 잘 묘사하는 통계적 모형을 구축하는 데 있는 것이 아니라 GDP 및 인플레이션의 변동을 공급충격 및 수요충격에 의한 부분으로 분해하는 데 있다. 따라서 큰 규모의 공급충격 또는 수요충격의 영향으로 인해 인플레이션이 큰 폭으로 변동하면서 높은 수준을 기록한 1981년 4/4분기 이전 기간을 포함하여 추정하더라도 큰 문제는 없을 것으로 사료된다. 그러나 이하에서는 구조 변화 이전 기간을 표본기간에서 제외할 경우 추정 결과가 어떻게 달라지는지 살펴보기 위해 1981년 4/4분기부터의 자료를 이용하여 추정한 결과를 동 시점 이전 자료를 포함하여 추정한 본문의 결과와 간단히 비교해 보기로 한다. 이 경우 VAR 모형의 차수는 AIC 기준에 의거하여 3을 선택하였다. 따라서 실제 VAR 분석에 이용된 자료의 범위는 1982년 3/4분기부터 2012년 2/4분기까지의 기간이 된다.

우선 〈그림 A1〉 및 〈그림 A2〉의 충격반응함수를 보면 GDP 및 물가는 대체로 총수요-총공급 모형의 예측대로 반응하고 있으며 인플레이션에 대한 수요충격 및 공급충격의 영향은 장기적으로 소멸되고 있다. 그러나 〈그림 4〉와 달리 공급충격은 장기적으로 물가수준에 유의한 영향이 없는 것으로 나타나는데 이는 아마도 구조 변화 시점(1981년 4/4분기) 이전에 발생한 두 차례의 대규모 공급충격(석유파동)의 영향이 누락된 것과 관련이 있을 것으로 짐작된다.

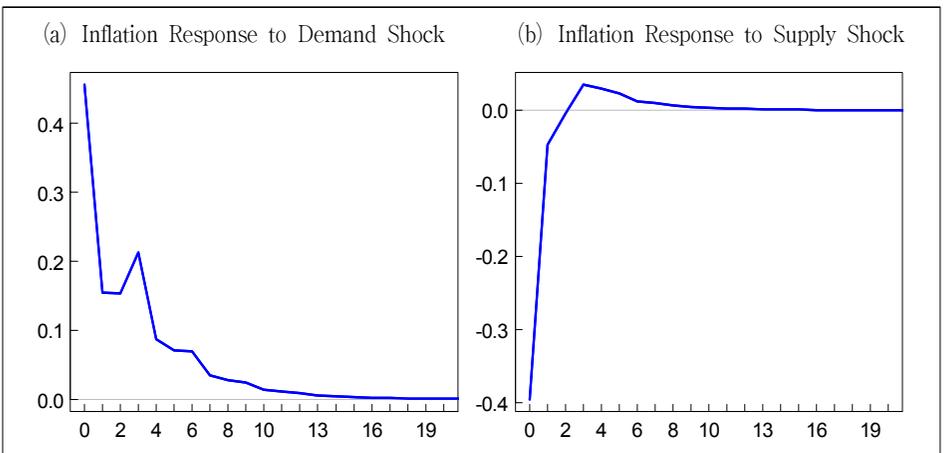
45) 육안으로도 1981년 4/4분기를 구조변화 시점으로 파악하는 것이 어렵지 않으나 Chow 검정을 통해 이를 확인할 수 있다. 구체적인 검정 결과는 본고의 내용 전개에 지장을 주지 않으므로 지면관계상 생략하기로 한다.

〈그림 A1〉 총생산 및 물가에 대한 충격반응함수



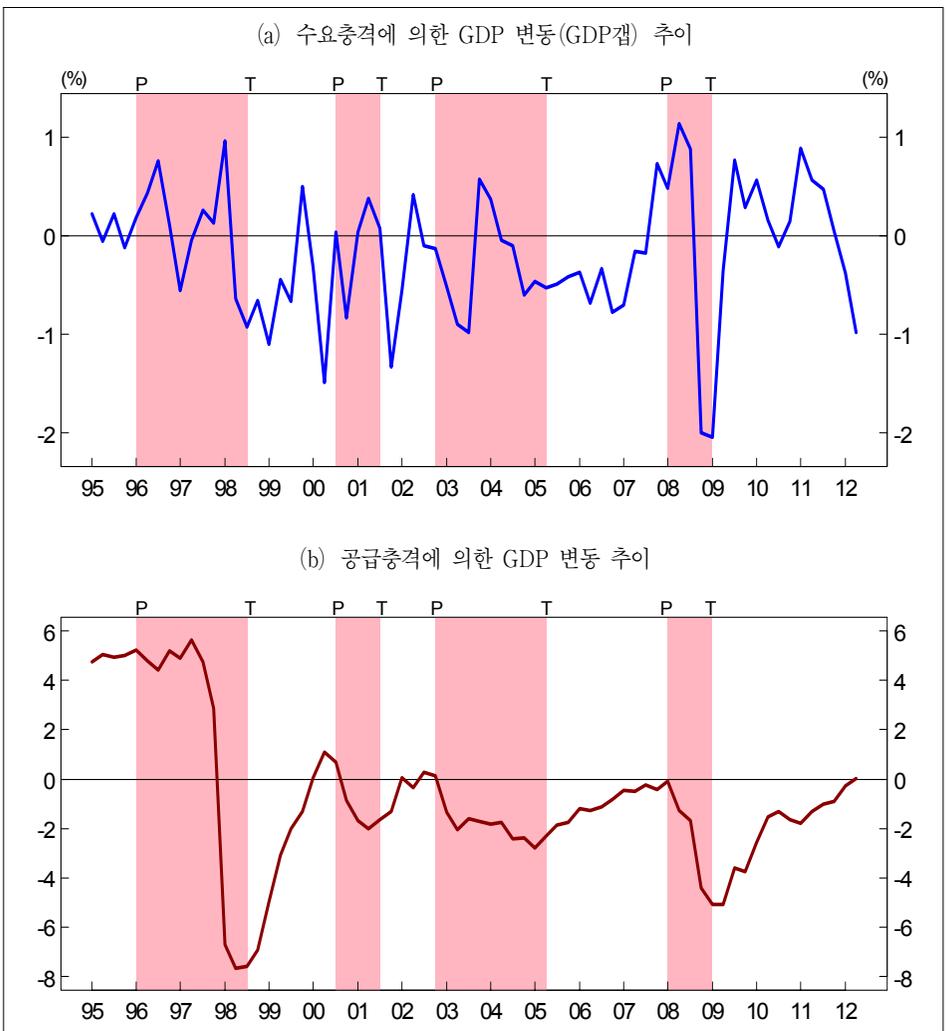
주: 1. Output은 실질GDP(로그값), Price는 CPI(로그값)를 의미.
 2. 점선은 95% Bootstrap 신뢰구간을 나타냄.

〈그림 A2〉 인플레이션에 대한 충격반응함수



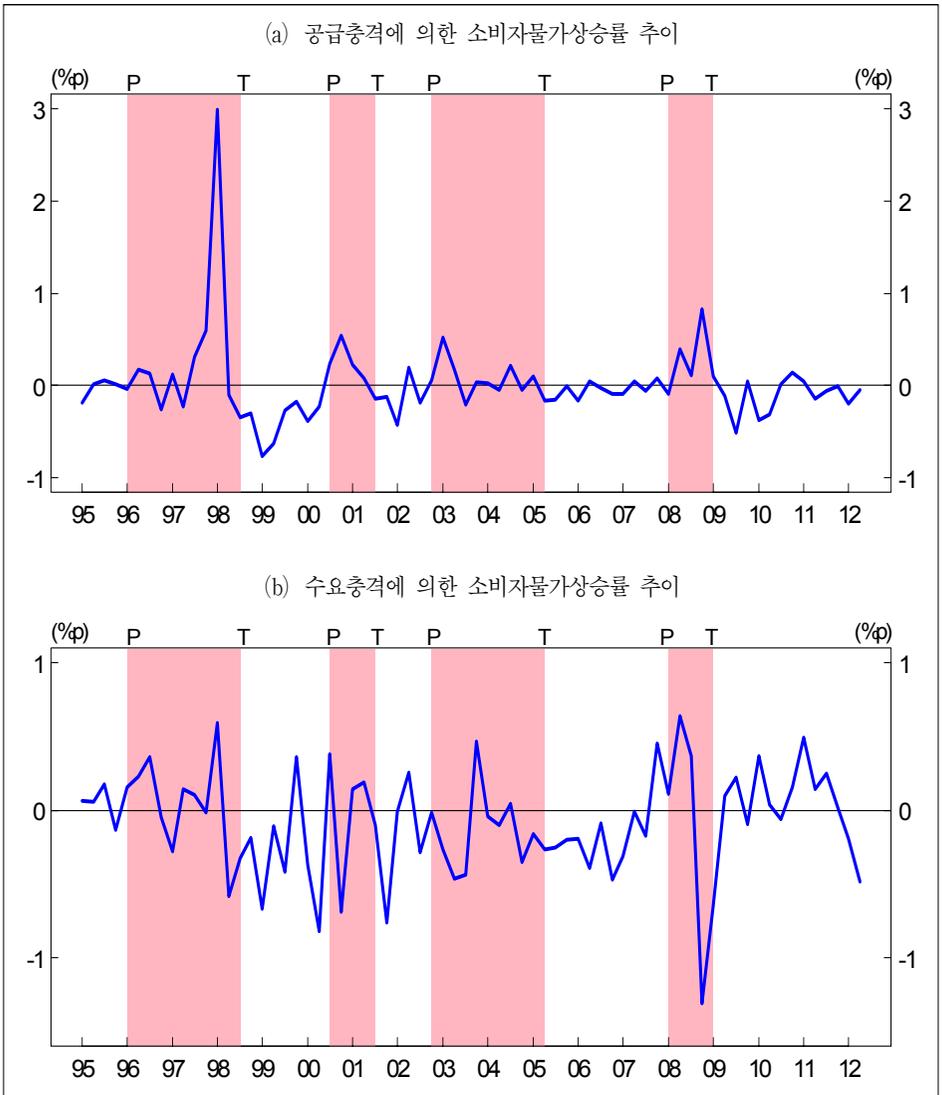
다음으로 <그림 A3>에 나타난 GDP 변동의 역사적 분해 결과를 보면 공급충격에 의한 GDP 변동은 대체로 경기와 동행하여 움직이는 경향을 보이는 반면 수요충격에 의한 GDP 변동은 <그림 5>에 비해 과거 총수요압력의 변동을 잘 포착하지 못하고 우리나라 경기변동과의 유사성도 크지 않은 모습이다. 이는 구조 변화 시점 이전의 약 10년간의 자료가 추정구간에서 제외됨에 따라 구조적 충격의 식별을 위한 장기제약조건에 비추어 충분한 표본기간이 확보되지 못한 것과 관련이 있을 것으로 짐작된다.

<그림 A3> GDP 변동의 역사적 분해



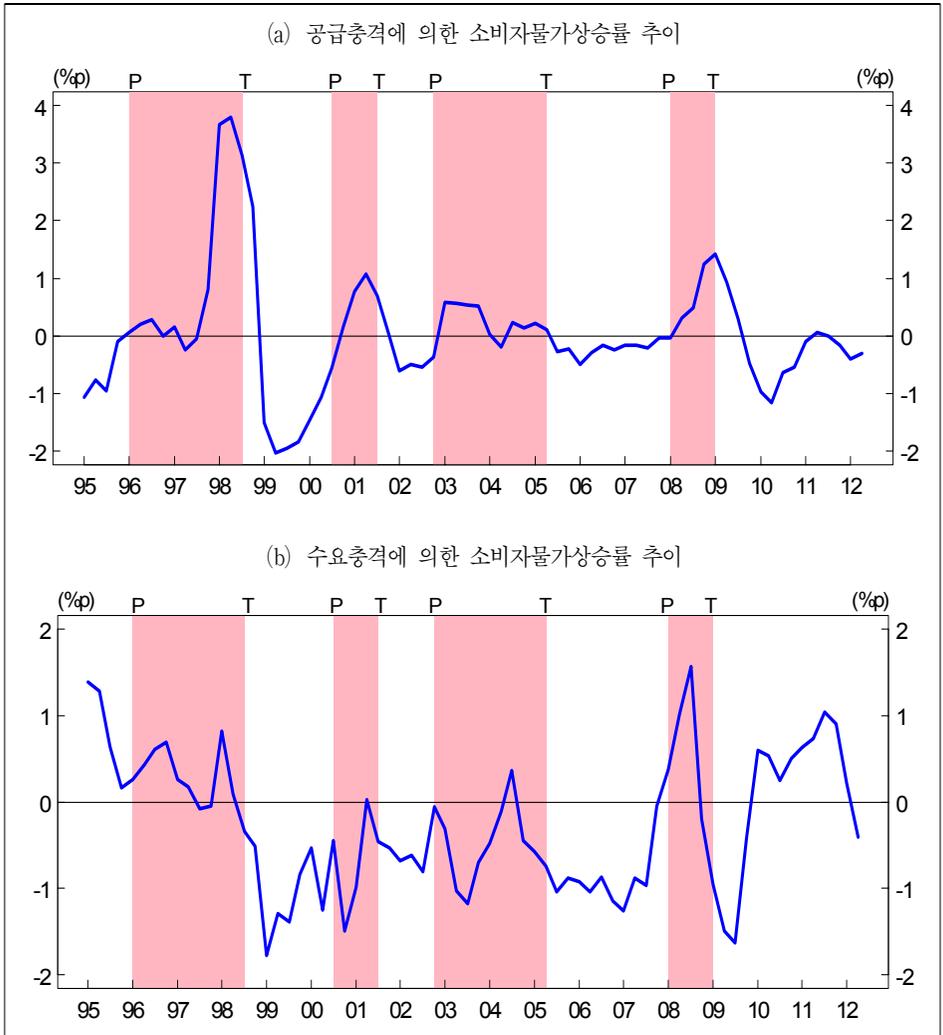
〈그림 A4〉를 보면 〈그림 11〉에 비해 경기국면에 따른 충격요인별 소비자물가상승률(전기비) 변동 추이가 뚜렷하지 않은 모습이다. 즉, 구조 변화 이전 기간을 포함하여 추정된 경우에 비해 공급충격에 의한 인플레이션이 경기하강기에 상승하는 경향 및 수요충격에 의한 인플레이션이 경기와 동조하여 움직이는 경향이 뚜렷하지 않은 모습을 보이고 있다.

〈그림 A4〉 인플레이션(전기대비 상승률 기준) 요인 분해



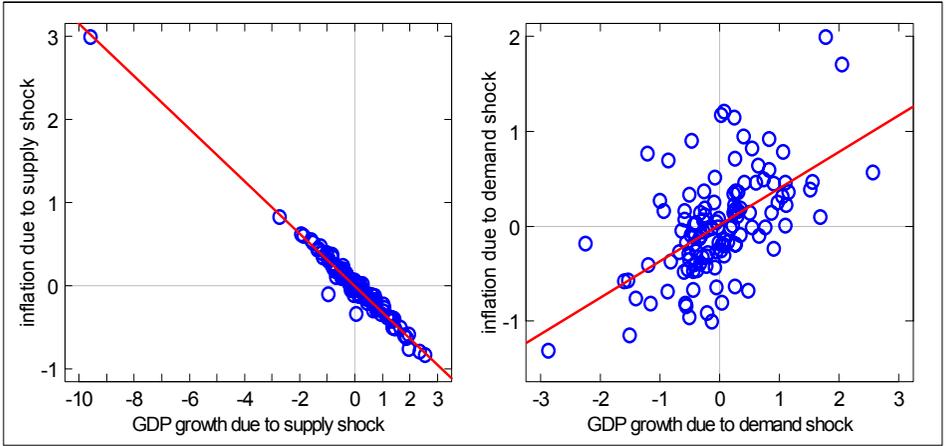
한편 <그림 A5>에 나타난 충격요인별 소비자물가상승률(전기대비연율의 4분기 이동평균)의 변동 추이를 보면 공급충격에 의한 인플레이션은 <그림 12>와 같이 경기역행적으로 움직이는 경향을 보이는 반면 수요충격에 의한 인플레이션은 <그림 12>에 비해 경기동행적인 경향이 뚜렷하지 않은 모습이다.

<그림 A5> 인플레이션(전기대비연율의 4분기 이동평균 기준) 요인 분해



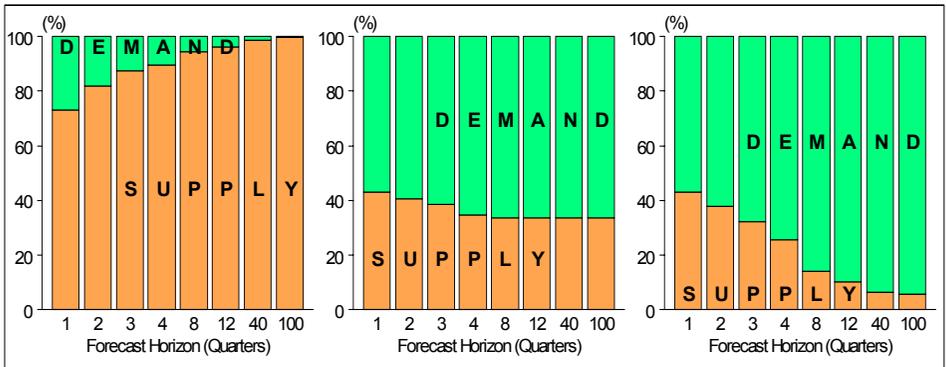
충격요인별로 살펴본 GDP성장률과 소비자물가상승률 간의 관계는 상당히 뚜렷한 모습이다.

〈그림 A6〉 GDP성장률과 소비자물가상승률의 산포도



마지막으로 〈그림 A7〉에 나타난 예측오차분산분해 결과를 보면 모든 예측시계에 걸쳐 〈그림 17〉에 비해 인플레이션 및 물가수준의 예측오차에 대한 수요충격의 설명력이 높게 나타나고 공급충격의 설명력은 낮게 나타나고 있다. 이는 아마도 구조 변화 이전 기간을 표본기간에서 제외함에 따라 구조 변화 시점 이전에 발생한 두 차례의 대규모 공급충격(석유팽동)의 영향이 모형 추정 과정에서 반영되지 않은 것과 관련이 있을 것으로 짐작된다.

〈그림 A7〉 예측오차분산분해



Decomposition of Output and Inflation into Supply and Demand Components using SVAR

Jungick Lee*

Abstract

This paper aims to decomposing output and inflation into supply and demand components by applying Blanchard and Quah's (1989) bivariate SVAR approach to the output growth and inflation rate. Here, the supply and demand components are defined by the output or inflation fluctuations due to supply and demand shocks that have, respectively, permanent and temporary effects on output. The results suggest that the output fluctuation due to demand shocks, or the output gap estimated by SVAR, turns out to be closely associated with the business cycle in Korea and has predictive content for future inflation rate as well. While the supply component in inflation appears to be on the rise in a recession period, the demand component in inflation is more persistent and tends to move procyclically. Hence the policy authorities need to be more alert to the demand-driven inflation.

Key Words: SVAR, supply shock, demand shock, inflation, GDP gap

Received: April 4, 2012. Revised: Sept. 21, 2012. Accepted: Nov. 19, 2012.

* Economist, Macroeconomics Team, Economic Research Institute, The Bank of Korea, 39 Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 100-794, Korea, Phone: +82-2-759-5421, e-mail: jilee@bok.or.kr or lee.jungick@gmail.com