

## 총수요와 장기 성장 간 관계에 대한 연구\*

임 근 형\*\*

### 논문 초록

최근 우리 경제에 이전과는 상이한 성장 패턴이 관측되고 있다. 실제GDP가 잠재GDP를 하회하는 마이너스 GDP갭이 지속되고 있으며 다른 한편으로 잠재성장률이 실제GDP성장률과 유사한 속도로 하락하고 있다. 그러나 장기 성장이 공급 측 요인에 의해 결정된다는 주류경제학적 통념으로는 이러한 현상을 설명하기 곤란하다. 이와 같은 문제의식 하에 본고는 수요와 성장 간 장기 관계와 관련된 이론들을 살펴보고 이를 토대로 최근 글로벌 성장의 이례적 부진 현상을 평가해 보았으며 나아가 우리나라의 경우를 대상으로 총수요가 장기 성장에 영향을 미치는지 여부를 계량 분석해 보았다. 유효수요 이론과 총수요 관점 접근법을 양 축으로 하여 발전해 온 수요 중심 성장론의 관점에서 보았을 때 최근 글로벌 경제의 성장 부진이 수요 부족 문제에서 비롯되었을 소지가 있는 것으로 판단된다. 노동소득 분배율이 지속적으로 하락하고 있을 뿐만 아니라 투자가 저축을 하회하는 현상도 만성화했다. 특히 잠재성장률의 하락에도 불구하고 저물가 기조가 이어지고 있는 것은 수요 부족 시에만 발생할 수 있는 현상이다. Bashar(2011, 2012)의 방법론을 우리나라의 자료에 적용한 실증분석 결과 역시 총수요가 장기 성장에 영향을 미치는 요인 가운데 하나로 작용했을 가능성을 시사한다. 수요충격은 더 이상 장기 중립적이지 않고 공급충격과 마찬가지로 실질GDP 수준에 지속적인 양(+)의 영향을 끼쳤다. 더욱이 총수요와 장기 성장 간 관계는 2012년 이후 더욱 뚜렷해진 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 수요/공급, 장기 성장, 장기제약 부과 구조 VAR

경제학문헌목록 주제분류: C32, E31, O40

투고 일자: 2017. 5. 13. 심사 및 수정 일자: 2017. 8. 22. 게재 확정 일자: 2017. 9. 19.

\* 논문 작성에 많은 도움을 주신 한국은행 손욱 경제연구원장, 박세령 조사국 물가부장, 김소영 서울대 경제학부 교수, 한국은행 유진혁 조사국 과장, 소인환 국제국 과장, 원내 세미나 참석자, 그리고 익명의 심사위원들께 진심으로 감사드립니다. 본 논문의 내용은 저자 개인의 의견으로서 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 알려드립니다.

\*\* 한국은행 통화정책국 차장, e-mail: ghyim@bok.or.kr

## I. 머리말

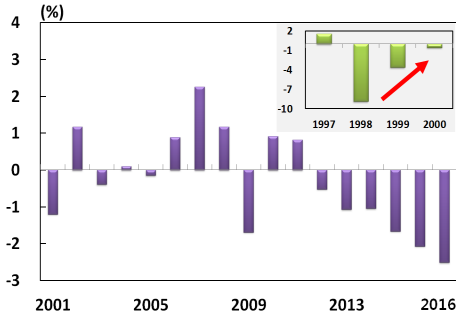
글로벌 금융위기 이후 우리 경제를 둘러싼 거시적 상황에 적지 않은 변화가 관측되고 있다. 그 가운데 하나가 성장 측면에서 실제GDP가 잠재GDP를 하회하는 현상, 즉 마이너스 GDP갭이 장기간 지속되고 있다는 것이다. <Figure 1>은 OECD가 발표하는 우리나라의 연도별 GDP갭에 대한 자료다. 이를 보면 2011년까지는 우리 경제에 마이너스 GDP갭이 발생하더라도 대체로 1~2년이 지나면 해소가 되었으나 2011년 이후부터는 예전과 달리 1, 2년이 경과한 후에도 마이너스 GDP갭이 해소되지 않는 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 이처럼 2012년 이후 계속 이어지고 있는 마이너스 GDP갭 현상은 그간의 성장 흐름에 비추어 볼 때 매우 이례적이라고 할 수 있다. 지속 기간의 문제뿐만 아니라 정도에 있어서도 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기와 같은 대규모 거시충격이 없었음에도 불구하고 마이너스 폭이 점차 확대되면서 최근에는 금융위기 충격 수준을 상회하고 있다.

실제GDP와 잠재GDP간 관계 변화와 관련하여 더욱 특기할 만한 사항은 상대적 조정속도에 있어서도 과거와는 상이한 성장 패턴을 시현하고 있다는 점이다. 과거에는 실제GDP성장률이 잠재GDP성장률을 대체로 상회하는 가운데 실제성장률 추세가 빠르게 변동하면서 잠재성장률 수준에 수렴했던 반면 마이너스갭이 지속되는 최근에는 잠재GDP가 상대적으로 빠르게 변동하는 모습을 보이고 있다. 일정 기간 중 잠재GDP 성장률 변동 폭을 실제GDP의 추세 성장률 변동 폭으로 나눈 상대조정속도는 2000~2011년 중 0.53에서 2012~2015년 중 1.19로 크게 상승하였다(<Figure 2>). 그럼에도 불구하고 잠재GDP와 실제GDP 간의 차이는 좁혀지지 않고 있다.

실제 인과관계 검증 결과 실제GDP가 잠재GDP에 수렴하는 동인이 과거에 비해 약화되었을 가능성이 감지되었다. <Table 1>은 2000년부터 2016년까지의 실제 및 잠재GDP 분기 자료(수준 변수)를 이용하여 그랜저 인과관계 검정을 수행한 결과다. 「잠재GDP가 실제GDP에 영향을 주지 않는다」는 귀무가설은 2000~2016년 중에는 시차에 관계없이 유의하게 기각되었으나 2009~2016년 중으로 추정기간을 한정했을 때는 특정 시차 하에서 더 이상 유의하게 기각되지 않는 결과가 나타났다. 반면 「실제GDP가 잠재GDP에 영향을 주지 않는다」는 귀무가설은 2000~2016년 중에는 유의하게 기각되지 않은데 반해 2009~2016년 중에는 시차에 상관없이 유

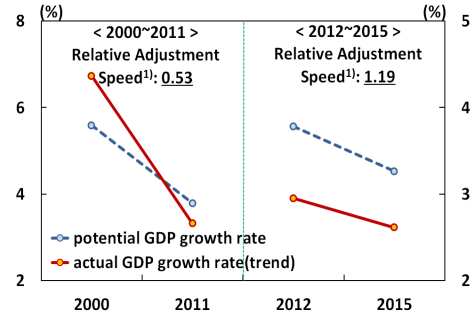
의하게 기각되는 것으로 추정되었다. 즉 최근 시계(2009~2016년)에서는 잠재GDP가 실제GDP의 영향을 받고 있다는 가설이 유의성 있게 추정되고 있다.

〈Figure 1〉 Percentage GDP Gap of Korea<sup>1)</sup> 〈Figure 2〉 Changes in Actual and Potential GDP Growth Rate



Note: 1)  $\frac{\text{actual GDP} - \text{potential GDP}}{\text{potential GDP}} \times 100$ .

Source: OECD.



Note: 1)  $\Delta \text{potential GDP growth rate} / \Delta \text{actual GDP growth rate}$ .

Source: OECD.

〈Table 1〉 Granger Causality Test Result

period/lag null hypothesis	2000~2016			2009~2016		
	1	2	3	1	2	3
potential $\nrightarrow$ actual	5.41** [0.02]	4.72** [0.01]	3.26** [0.03]	9.52*** [0.00]	8.87*** [0.00]	1.48 [0.25]
actual $\nrightarrow$ potential	0.76 [0.39]	0.62 [0.54]	0.56 [0.64]	4.50** [0.04]	3.47* [0.05]	3.31** [0.04]

Note: The estimates are F-values and their corresponding p-values are in brackets. \*, \*\*, \*\*\* mean that the estimates are significant at the 10%, 5%, and 1% significance levels respectively.

장기간에 걸친 실제GDP와 잠재GDP 간 격차 지속은 우리나라뿐만 아니라 전 세계에서 공통적으로 나타나고 있는 현상으로서 장기 성장이 공급 측 요인, 즉 잠재GDP에 의해 결정된다는 주류경제학적 성장론으로는 설명이 곤란한 측면이 있다. 신고전학과 성장이론은 물적, 인적자본의 축적, 기술 진보 등 공급 요인이 장기 성장을 견인하는 것으로 보고 있다(Stern, 1991). 특히 최근의 저성장 국면과 연계하여 공급 주도 성장에 대한 한계가 학계 및 정책당국을 중심으로 제기되고 있는 상황이

다. 학계에서는 Summers (2014) 등의 장기정체가설 (secular stagnation hypothesis) 을 주축으로 하여 저성장의 원인으로 총수요 부족에 의한 잠재 생산능력 약화 문제에 주목하고 있으며 주요국 중앙은행 등 정책당국에서는 기존의 주류경제학적 통념에서 벗어나 저성장 기조의 원인을 탐색하고 대응방안을 모색하려는 노력을 강화하고 있다. 최근 Yellen 미연준 의장은 보스턴 연방준비은행에서 개최한 연례 컨퍼런스에서 금융위기 이후 저성장의 원인으로 총수요 부진을 지적<sup>1)</sup> 하는 한편 관련 연구의 필요성을 강조한 바 있다.

이러한 문제의식 하에 본고는 우선 수요와 장기 성장과의 관계를 이론적, 실증적으로 살펴보고 계량모형을 바탕으로 최근 성장 부진 장기화의 원인을 파악해 보는 한편 정책적 시사점을 모색해 보고자 하였다. 본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 장기 성장과 관련한 최근의 이론적 논의와 실증적 분석 결과들을 수요의 관점에서 조망해보았다. 그리고 이어지는 제Ⅲ장에서는 Bashar (2011, 2012) 의 방법론을 이용하여 총수요와 장기 성장 간 관계에 대해 분석해보았다. 마지막 제Ⅳ장에는 주요 내용의 요약과 함께 시사점을 제시하였다.

## Ⅱ. 수요 측면에서 본 장기 저성장

### 1. 수요와 성장 간 장기 관계에 대한 이론적 고찰

앞서 언급한 바와 같이 경제성장은 인적, 물적 자본의 축적과 기술 진보 등 공급측 요인에 의해 결정되며 수요는 단기적으로 경기변동 정도에만 영향을 미친다는 것이 주류경제학의 입장<sup>2)</sup>이다. 이에 따라 장기 시계에서 수요가 성장에 영향을 미

1) “Post-crisis experience suggests that changes in aggregate demand may have an appreciable, persistent effect on aggregate supply, that is, on potential output.” (Yellen 의장의 “Macroeconomic Research After the Crisis”라는 제하의 2016년 10월 14일 보스턴 연방준비은행 연례 컨퍼런스 연설문에서 인용).

2) 수요와 성장 간 관계에 대한 주류경제학의 입장은 ‘거시경제학의 수렴 (convergence of macro)’라고 평가되고 있을 만큼 최근 광범위한 경제학자들의 지지를 받고 있는 새케인즈학과 DSGE 모형에도 잘 드러나 있다. 동 모형의 장기 균형생산량은 가격에 의한 조정 과정이 완료된 시점에서 수요 조건과 무관하게 자연생산 또는 잠재생산과 일치하는 수준에서 결정된다. 반면 선호 변화, 재정 충격 등 수요에 영향을 미치는 요인들은 모형 내에서 경기변동을 유발하는 요인으로서만 작용한다.

칠 수 있다는 견해는 주류 경제학계에서 중요성을 인정받지 못하면서 이론적 틀이 정립되어 있지 못한 상태다<sup>3)</sup>. 그럼에도 불구하고 일군의 경제학자들<sup>4)</sup>은 주류경제학이 수요의 역할을 단기에만 국한시킨 오류를 범했다고 비판하면서 수요와 장기 성장 간 관계에 대해 연구를 지속해 왔다. 이들은 ① 케인즈의 유효수요 원리를 토대로, ② 총수요 관점에서 총공급과 장기 성장과의 관계를 규명하는 방향으로 이론을 발전시켰다.

유효수요(effective demand)는 사전적 개념으로는 구매의사와 지불능력이 충족된 수요를 의미하는데 구매의사가 사라지면 유보수요(reserved demand)로, 지불능력이 소멸되면 잠재수요(latent demand)로 전환된다. 이와 같은 유효수요의 개념을 성장론에 처음으로 접목시킨 학자는 케인즈다. 그는 자신의 ‘일반이론(The General Theory of Employment, Interest, and Money, 1936)’에서 유효수요를 고용률을 결정하는 주된 요인<sup>5)</sup>으로 소개하였다. 구체적으로는 전체 고용량에 상응하는 총수요 수준을 유효수요로 규정하였으며 이에 따라 생산가능한 공급량이 고정된 단기에 있어 유효수요가 부족하면 실업이 늘어나면서 총생산 즉 GDP가 하락하는 효과가 발생한다고 주장하였다.

3) 주류경제학에서도 수요와 장기 성장 간의 관계를 연계시켜 볼 수 있는 이론들이 전혀 존재하지 않는 것은 아니다. 특정 경제구조 하에서 통화량 증가율이 영구적으로 상승할 경우 장기적인 생산량 수준이 변할 수 있음을 주장한 Mundell(1963), Tobin(1965), Orphanides and Solow(1990)의 연구, 일반균형 모형 분석을 통해 정부지출 증가가 장기적으로 생산량 수준을 향상시킬 수 있음을 보인 Baxter and King(1993)의 연구, 총수요의 변화가 실업률의 장기적 변화로 이어질 수 있음을 보이고 이를 이력효과를 이용하여 설명한 Blanchard and Summers(1986), Ball(1999)의 연구, 지속가능한 성장의 원천으로 R&D 및 교육에 대한 투자를 강조한 Romer(1990), Lucas(1988) 등이 주창한 내생적 성장이론 등을 예로 들 수 있다. 그러나 이와 같은 여러 이론들에도 불구하고 주류경제학은 수요와 장기 성장 간의 관계를 명시적으로 이론화하는 단계까지는 나아가지 않았다.

4) 대표적으로 Harrod, Robinson, Kalecki, Sraffa 등 후기케인즈학과(post-Keynesian school)를 들 수 있다.

5) 일반이론에 나타난 케인즈의 유효수요 정의는 다음과 같다. “Let  $Z$  be the aggregate supply price of the output from employing  $N$  men, the relationship between  $Z$  and  $N$  being written  $Z = \varphi(N)$ , which can be called aggregate supply function. Similarly, let  $D$  be the proceeds which entrepreneurs expect to receive from the employment of  $N$  men, the relationship between  $D$  and  $N$  being written  $D = \varphi(N)$ , which can be called the aggregate demand function. ... The value of  $D$  at the point of the aggregate demand function, where it is intersected by the aggregate supply function, will be called the effective demand.” (제3장 유효수요의 원리).

케인즈 이후 유효수요의 원천을 중심으로 유효수요와 성장 간 관계를 장기로 확대하려는 시도가 이루어졌는데 지불능력 측면에서는 칼레츠키 학파의 분배론(distribution theory)을 통해, 구매력 측면에서는 스라파주의자들의 혁신론(innovation theory)을 통해 이론화가 진행되었다.

먼저 칼레츠키 학파의 분배론은 소비의 지불능력 측면에서 가계소득이 유효수요의 주요 결정요인으로 작용한다는 소득분배이론을 근거로 삼고 있다. 이에 따르면 가계소득의 원천으로서 노동소득분배율이 중요한 역할을 담당하며 노동생산성과 임금 간 연계성이 강화될수록 실질임금이 상승하면서 소비를 주축으로 유효수요가 증가하게 된다. 다만 노동소득분배율 상승은 다른 한편으로 기업의 이윤율 하락을 초래할 수 있기 때문에 성장에 미치는 최종적 영향은 실질임금 상승의 소비 증대와 이윤율 하락에 따른 투자 제약 간 상반된 효과에 의해 결정된다. 따라서 만일 임금 상승에 따른 소비 증대 효과가 우세할 경우에는 ‘임금주도성장(wage-led growth)’이, 그렇지 못한 경우에는 투자 증대의 역할을 강조하는 ‘이윤주도성장(profit-led growth)’이 보다 적합한 성장 방식이 된다.

이와 달리 스라파주의자들의 혁신론은 유효수요 구성요소 가운데서 구매의사에 초점을 맞춘 이론이다. 혁신론은 유효수요에 장기적인 영향을 미치는 요인으로서 가계소비보다는 기업투자를 강조한다. 즉 기업투자가 유효수요의 직접적인 증가요인이 되기도 하지만 동시에 「투자 증가→고용 확대→소비 진작」과정에서의 승수효과를 통해 소비에 비해 유효수요 확장 효과가 커질 수 있다고 주장하고 있다. 한편 혁신론 지지자들은 최근에는 혁신 투자의 대상으로 고용대체 효과가 있는 생산기술의 향상보다는 새로운 부가가치를 이끌어낼 수 있는 새로운 상품 또는 서비스의 차별화(new and differentiated products) 전략을 강조하기도 한다. 예를 들어 Cesaratto et al. (2003)은 신상품의 연속 출시는 부가가치 측면에서 기존 상품의 구형화(obsolete) 주기를 단축시킴으로써 신규 수요 창출에 기여할 수 있다고 한다. 가계의 소비성향을 자극하는 부가가치의 신규 창출을 통해 소득 증가에 독립적<sup>6)</sup>인 유효수요 확장이 가능하다고 보기 때문이다.

한편 지금까지 설명한 유효수요 원리 및 그 확장 이론과 차원을 조금 달리하여

6) 스라파주의자들의 초승수모형(super-multiplier model)에서는 새로운 혁신 상품과 연계된 투자와 소득에 독립적인 소비를 합하여 독립지출(autonomous expenditure)이라 지칭하며 독립지출의 총계를 유효수요로 정의하고 있다.

수요의 역할을 파악하고자 하는 접근법이 있다. 바로 총수요 관점 접근법 (aggregate demand approach)이다. 총수요 관점은 장기 성장이 총공급에 의해 결정된다고 보는 신고전학과 성장론을 부정하지는 않는다. 하지만 총공급이 독립적이지 않고 총수요의 영향을 받기 때문에 장기 성장의 실제 결정요인은 총수요라는 논지를 전개한다. 이는 규모의 경제 등으로 생산가능영역이 큰 폭으로 확장되면서 잠재생산 능력과 총수요 간 불일치가 구조적으로 해소되지 않는 상황, 다시 말해 ‘역의 세이의 법칙’(Say’s law in reverse)이 적용되는 상황에서 유효한 접근법이라 할 수 있다.

총수요 관점은 총수요 변동이 총공급에 영향을 미치게 되는 경로로서 생산요소의 활용(utilization)과 축적(accumulation)의 두 가지를 들고 있다. 먼저 활용 경로 측면에서는 가동률(utilization rate)이 핵심 개념이 되는데 단기 가동률이 생산자원의 완전 활용을 의미하는 잠재생산 수준에 미달하는 상황에서는 매 시점별 생산요소의 활용률이 총수요에 상응하여 변동한다고 본다. 반면 장기 성장이 잠재생산 능력에 수렴한다는 신고전학과 지지자들은 생산자원의 활용을 기업이 매 시점의 수요 상황에 따라 가변적으로 변동시키지 않고 규범적으로 주어지는 일정 수준(normal rate of capacity utilization)에 근거하여 활용한다고 인식한다. 총수요 관점의 활용 경로는 매기의 총공급량이 잠재생산 수준이 아닌 총수요에 의해 결정되며 이에 따라 장기간의 성장 궤적(growth trajectory)과 총수요 변동이 일치하는 것으로 이해한다.

축적 경로는 자본과 노동의 투입, 생산성 개선 등 생산요소의 축적과 관련된 기업의 의사결정이 실현된 총수요에 의존하게 되는 경우를 의미하는데 경제 여건에 불확실성이 상존하는 상황에서 주로 작용한다. 첫째, 자본 축적의 경우 주요 원천인 투자의 실행이 불확실성으로 인해 미래 여건보다는 현재의 업황에 부응하게 되면서 총수요의 변동에 민감하게 반응할 수 있다. 둘째, 노동 투입의 경우 불확실성 하에서 기업이 고용보다 임금을 통해 경기변동에 대응하려는 경향이 높아지게 되면서 총수요에 탄력적으로 변동할 수 있다. 이와 관련하여 Thirlwall (2002)은 총수요 확대에 여가의 기회비용인 임금이 상승할 경우 가계의 노동공급 의지가 높아지면서 경제활동참가율이 상승함을 보인 바 있다. 마지막으로 생산성과 총수요 간 관계는 총수요 변동에 의해 실제 작업시간이 달라지고 이로 인해 경험학습(learning by doing) 효과가 상이해지면서 총요소생산성에 영향을 미칠 수 있는 것으로 파악한다.<sup>7)</sup> Kaldor (1956)과 Verdoorn (1949)이 주창한 Kaldor-Verdoorn 법칙에 따르면

총수요충격에 의해 성장이 주도될 때가 총공급충격에 비해 경험학습과 생산성 향상 간 관계가 더 밀접하다고 한다.

이상에서 살펴본 바와 같이 총수요 관점 접근법은 자본과 노동의 투입, 생산성 향상 등의 공급 결정요인이 총수요의 영향을 받을 경우 총공급은 생산요소의 완전한 활용을 의미하는 잠재생산 능력을 하회하는 상이한 수준에서 결정될 수 있는 것으로 본다.

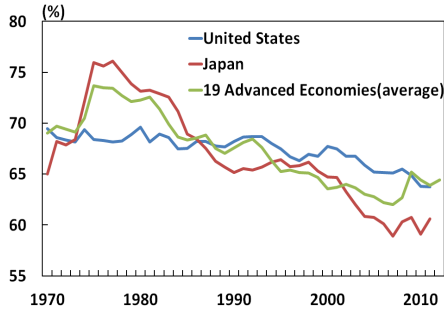
## 2. 최근의 장기 저성장에 대한 평가

본 절에서는 앞 절에서 살펴본 수요와 장기 성장 간 이론적 관계를 기초로 우리나라를 포함한 주요 국가의 최근 성장 부진 장기화 현상이 수요 요인에서 비롯되었을 가능성을 점검해 보았다. 먼저 최근의 글로벌 저성장 기조가 유효수요 부족과 연계되어 있음을 시사하는 거시적 상황이 유효수요의 분배 측면과 혁신 측면에서 제기되고 있음에 주목할 필요가 있다.

분배 측면에서는 노동소득분배율 하락이 1980년대 이후 장기간 이어지고 있는 점이 금융위기 이후 저성장 국면의 구조적 원인으로 작용했을 가능성을 생각해볼 수 있다. 〈Figure 3〉은 OECD의 노동소득분배율 지표를 나타내는데 1970년대 후반 70% 안팎 수준이던 주요국의 노동소득분배율은 1980년대 들어서면서부터 지속적으로 하락하기 시작하여 2010년 이후에는 60%대에 머무르고 있다. 이와 같은 노동소득분배율 하락은 〈Figure 4〉가 보여주듯이 실질임금 상승이 노동생산성 증가에도 미치지 못하고 있는 상황에 기인한다. 1999년을 100으로 하여 각각 지수화시킨 노동생산성과 실질임금은 2000년대 이후 계속 격차가 벌어져 최근에도 그 차이가 상당한 수준에 달하고 있다. 노동생산성 증가에도 불구하고 실질임금 상승이 이에 미치지 못하고 있는 이와 같은 상황은 경기 둔화 이상으로 부진한 가계소득이 유효소비를 제약할 수 있음을 의미한다.

7) 최근에는 주류경제학에서도 총요소생산성에 수요충격을 반영하는 모형들이 등장하기 시작했다. 예를 들어 Anzoategui et al. (2016)은 수요충격의 일종인 금융충격이 기술 채택 속도를 늦추고 R&D 투자를 줄임으로써 총요소생산성 하락을 초래할 수 있음을 뉴케인지언 DSGE 모형을 이용하여 입증하였다.

〈Figure 3〉 Labor Income Share



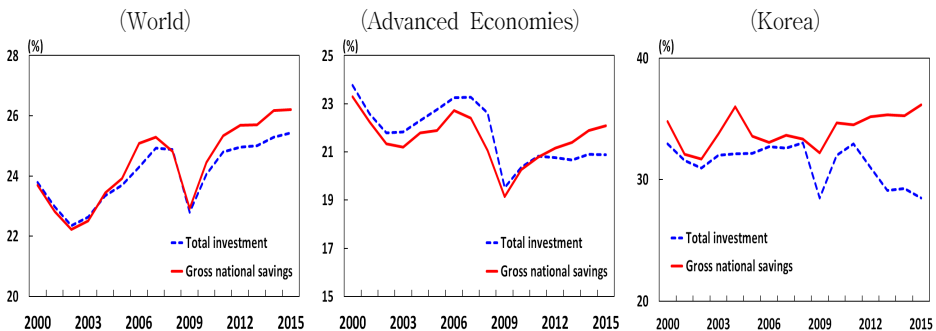
Source: OECD.

〈Figure 4〉 Labor Productivity and Real Wage Index



Source: OECD.

또한 혁신 측면에서는 금융위기 이후 가속화된 투자 부진이 유효수요 퇴조를 유발했을 가능성을 염두에 둘 필요가 있다. 이와 관련하여 Summers 등이 주창한 장기정체가설은 투자가 저축을 하회하는 현상, 즉 저축과잉 (savings glut)이 최근 글로벌 경제에 만성화한 가운데 혁신 정체가 신규 수요 창출 및 투자 유발을 제약한다고 인식<sup>8)</sup>하고 있다. 실제 전 세계 대부분의 국가에서 투자율은 저축률을 밑돌고 있으며 그 간극 또한 점차 확대되고 있는 모습이다(〈Figure 5〉).

〈Figure 5〉 Total Investment and Gross National Savings<sup>1)</sup>

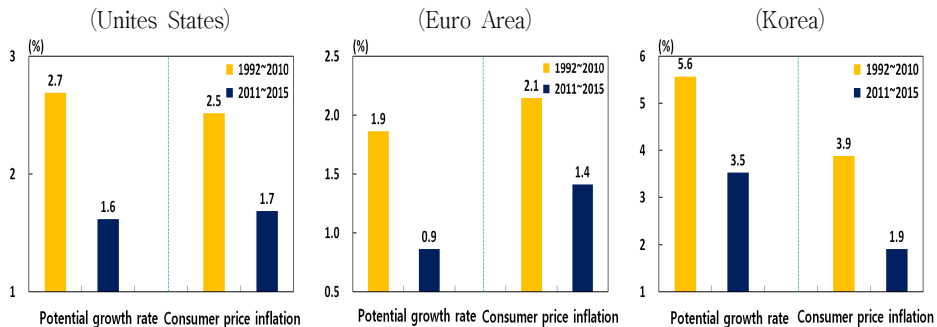
Note: 1) Percent of GDP.

Sources: IMF, World Bank.

8) Eichengreen (2015) 등은 20세기 후반의 컴퓨터, 인터넷 기술 발전은 금융 및 유통 서비스 생산과 컴퓨터 관련 제조 부문의 성장에 주로 기여할 뿐이며 19~20세기 초반의 내연기관 및 전기 등장에서 나타난 혁신효과에는 크게 미달한다고 주장하고 있다.

뿐만 아니라 공급 측면의 인플레이션 압력으로 작용하는 잠재성장률이 큰 폭으로 하락했음에도 불구하고 저물가 기조가 이어지는 현상 역시 총수요 부족이 최근 저성장의 원인일 가능성을 지지하고 있다. 이론적으로는 공급 측 요인이 성장 둔화를 유발할 경우에는 물가 상승이, 수요 측 요인이 성장 둔화의 주된 요인일 경우에는 물가 하락이 수반된다. <Figure 6>에서 볼 수 있듯이 최근 잠재성장률 하락은 물가 오름세의 큰 폭 하락과 결부되어 나타나고 있다. 즉 잠재성장률 하향 조정이 총수요 부족에 의한 생산 활동 감퇴 또는 투자 및 고용 부진에 따른 현상으로 해석되는 상황인 것이다.

<Figure 6> Potential Growth Rates and Inflation



Source: IMF.

한편 최근의 저성장 장기화 국면을 계기로 성장 관련 실증 연구가 활발<sup>9)</sup>해진 가운데 총수요 부족이 총공급의 하방 요인으로 작용하고 있음이 여러 실증 연구를 통해 확인되고 있다. 우선 상당수 연구에서 총수요 부족이 총공급을 제약한다는 가설을 유의성 있게 채택하고 있는데 대표적으로 Martin et al. (2015)은 23개 선진국을 대상으로 한 연구에서 음(-)의 수요충격에 의해 발생하는 경기침체가 잠재생산에

9) 장기정체 가능성 평가와 관련해서는 Cerra and Saxena(2008), Howard et al. (2011), Rawdanowicz et al. (2014), Lo and Rogoff(2015), Martin et al. (2015), Reifschneider et al. (2015), Blanchard et al. (2015) 등을, 유효수요주도형 성장 관련 연구로는 Gallardo and Ortiz(2011), Caldenteu and Vernengo(2013), Onaran and Obst(2016), Blecker(2016)를, 총수요결정형 성장에 대해서는 Libanio(2009), Lanzafame(2011), Dray and Thirlwall(2011), Nell(2012), Soukiazis et al. (2013), Alencar and Strachman(2014), Giradi and Pariboni(2016) 등을 참조할 것.

지속적이고 상당한 수준의 부정적 영향을 미치고 있는 것으로 분석하였다.

총수요 부족이 총공급 저하로 이어지는 원인과 관련해서는 장기 실업에 따른 노동시장 이력현상, 영업환경 악화로 인한 R&D 및 혁신 투자 감소 등이 주로 제시되고 있다. Reitschneider et al. (2015)은 은닉인자모형을 이용하여 글로벌 금융위기와 그에 따른 경기침체가 경제의 공급능력을 크게 저하시킨 것으로 분석하였으며 이러한 공급능력 저하 현상이 나타나는 세 가지 메커니즘으로 장기 실업의 증가, 신생기업 수의 급감, R&D 투자의 감소를 꼽았다. 나아가 Blanchard et al. (2015)은 23개 선진국의 122 차례 경기침체 사례 분석을 통해 경기침체 이후 산출 수준 또는 성장률이 하락할 확률이 매우 높음을 확인하였고 그 원인 규명을 위해 경기침체에 따른 실업률 상승이 영구 실업 증가로 전환되었는지, 영업전망 악화로 기업이 R&D 등 투자를 감소시켰는지를 검증해볼 필요성을 언급하였다. 아울러 일부 연구들은 글로벌 교역 축소도 대외부문으로부터의 수요 부진을 초래함으로써 신흥국 잠재성장률의 하락 요인으로 작용하게 됨을 지적하기도 하였다. 예를 들어 Nell (2012)은 1953~2007년 중 인도 경제에 대해 저축/투자 간 인과관계 분석을, Alencar and Strachman (2014)은 1951~2008년 중 브라질 경제에 대해 성장률과 경상수지 간 장기 관계 존재 여부에 관한 분석을 수행하였는데 이들 연구는 공통적으로 경상수지 악화가 신흥국의 잠재성장률을 떨어뜨리는 주된 요인이라고 결론 내렸다.

최근 저성장의 원인이 무엇인가는 그에 대응한 효율적 정책수단이 어떤 것이어야 하는가와 밀접한 관련이 있다. 하지만 확장적 거시경제정책이 최근의 저성장 기조 탈피에 유효한지 여부에 대해서는 연구 사례가 크게 미흡한 실정이다. 따라서 위에서 살펴본 최근 실증 분석 결과를 토대로 총수요 부족이 장기 저성장의 원인일 수 있다는 해석은 가능하겠지만 이를 근거로 수요 확대 정책이 지속가능 성장의 충분조건이라고 판단하기에는 곤란하다고 할 것이다. 이러한 가운데 총수요와 장기 성장 간 연계성에 대한 심도 있는 연구의 필요성이 중앙은행 등 정책당국을 중심으로 제기되고 있음은 앞서 언급한 바와 같다. Yellen 미연준 의장은 총수요 확대를 위한 추가 완화적 통화정책은 금융시장 및 인플레이션 불안 위험까지 고려해야 하기 때문에 성장효과 분석에 어려움이 있겠으나 반드시 수행해야 할 당면과제라는 입장<sup>10)</sup>

10) "More research is needed, however, to better understand the influence of movements in aggregate demand on aggregate supply. From a policy perspective, we of course need

을 취하고 있다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 관련 문헌

수요가 성장에 미치는 영향에 대한 분석과 관련해서 현재 가장 널리 이용되고 있는 방법론 가운데 하나는 Blanchard and Quah(1989; 이하 BQ로 표기)이다. BQ(1989)는 GNP와 실업률을 포함한 2변수 구조(structural) VAR 모형을 설정하고 여기에 장기제약(long-run restriction)을 부과함으로써 수요충격과 공급충격을 식별해냈다. 그리고 이러한 방식으로 식별된 수요 및 공급충격을 이용하여 총수요가 성장에 미치는 영향을 분석하였다. 동 방법론은 이후 많은 연구자들의 지지를 받아 충격반응 분석뿐만 아니라 GDP나 인플레이션의 변동 요인 분해, 잠재GDP 추정 등 다양한 분야에서 활용되어 왔다.

그러나 BQ(1989)의 2변수 VAR 모형은 총수요와 장기 성장 간 관계를 분석하는데 근본적인 한계가 있다. 수요요인과 공급요인 식별을 위해 ‘수요충격은 장기적으로 GNP(또는 GDP)에 영향을 미치지 않는다’라는 매우 제한적인 조건을 사용<sup>11)</sup>하기 때문이다. 그로 인해 BQ(1989) 모형에서 총수요충격은 항상 GNP(또는 GDP)에 일시적인 영향만을 미치는 것으로 나타나게 된다. 총수요가 장기 성장에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 본고의 목적에는 부합하지 않는 결과다.

최근 들어 이와 같은 BQ(1989) 모형의 한계를 극복하고자 하는 시도가 이루어지기 시작했다. 이들 연구는 기본적으로 BQ(1989)의 2변수 구조 VAR 모형을 기반으로 하되 수요의 장기중립성제약을 완화했다는 점을 특징으로 한다. 대표적으로 Bashar(2011, 2012)는 BQ(1989)의 수요의 장기중립성제약 대신 ‘수요충격이 총공급곡선 이동을 통해 성장에 영향을 미칠 수 있다’는 조건을 부과하여 구조충격을 식

---

to bear in mind that an accommodative monetary stance, if maintained too long, could have costs that exceed the benefits by increasing the risk of financial instability or undermining price stability.” (Yellen, 2016)

11) BQ(1989)는 경제의 장기 성장은 공급 측 요인에 의해 결정된다고 인식하는 주류경제학적 성장론의 입장을 충실히 반영하고 있는 것으로 볼 수 있다.

별하였다. 동 모형을 바탕으로 Bashar(2011)는 G7 국가에서 총수요충격이 GDP 수준에 항구적 영향을 미칠 수 있음을 보였으며 Bashar(2012)는 ASEAN 국가들에서 GDP 수준 변동의 대부분은 총수요충격에 의해 설명 가능함을 확인하였다. 또한 Keating(2013)은 BQ(1989)의 추정 결과를 그대로 받아들이되 총공급충격은 물가 하락과 장기 생산량 증가 효과를, 총수요충격은 물가 상승 효과를 수반한다는 식별 조건을 추가로 부여하여 수요충격이 장기 성장에 미치는 영향을 재해석하였다. 분석 결과 제1차 세계대전 이후에는 총공급요인이 성장을 결정하는 주 요인으로 작용하였으나 그 이전에는 총수요요인이 성장을 주도했던 것으로 결론지었다. 나아가 Keating and Valcarcel(2015)는 Keating(2013)의 방법론을 확률변동성을 갖는 시변모수 VAR 모형(time varying parameter VAR model with stochastic volatility)에 적용하여 마찬가지로 결과를 도출하였다. 이와 달리 Chen and Netšunajev(2016)은 BQ(1989)의 장기제약 식별 조건을 축약형 VAR의 잔차항의 분산 행렬이 국면에 따라 변화할 수 있다는 조건으로 대체하였다. 그리고 충격반응함수 도출과 로그우도 비검정(log-likelihood ratio test)을 통해 「총수요는 장기 성장에 영향을 끼치지 않는다」는 귀무가설을 기각하였다.

한편 국내 연구의 경우 아직까지는 BQ(1989)의 방법론을 적용하는 단계에 머무르고 있는 것으로 보인다(유병삼, 1992; 김준일, 1996; 김준일·조동철, 2004; 김민수·강규호, 2004; 오형석, 2007; 허석균, 2009; Cho, 2012; 이정익, 2012).<sup>12)</sup> 최근 연구로는 이정익(2012)이 BQ(1989)를 원용하여 총수요 및 총공급충격이 우리나라의 GDP와 물가 수준에 미치는 영향을 분석하고 GDP 및 인플레이션 변동을 각 충격 요인에 의한 부분으로 분해하여 살펴본 바 있다. BQ(1989)의 방법을 원용한 데 따른 당연한 귀결이겠지만 동 연구는 총수요충격은 장기적으로는 GDP에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 보고하고 있다.

## 2. 분석모형

본 연구는 총수요가 장기 성장에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이므로 기존

12) 유병삼(1992), 김민수·강규호(2004), 오형석(2007), 허석균(2009)는 충격반응 및 분산분해 분석에, 김준일(1996), 김준일·조동철(2001), Cho(2012)은 이에 더하여 GDP갭 추정을 통한 총수요 압력 측정에 연구의 초점을 맞추었다.

국내 연구와 달리 BQ(1989) 대신 Bashar(2011, 2012)를 주된 방법론으로 채택하였다<sup>13)</sup>. 그렇지만 Bashar(2011, 2012) 역시 BQ(1989)의 변형 모형에 해당하므로 이해의 편의를 위해 먼저 BQ(1989) 모형을 살펴보고 그리고 나서 Bashar(2011, 2012)가 식별조건을 어떻게 수정하였는지를 소개하였다.

#### 1) BQ(1989)의 수요, 공급 충격 식별 방법

다음의 2변수로 구성된 구조 VAR 모형을 생각해보자.

$$A_0 X_t = A_1(L) X_t + B \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서  $X_t = (\Delta \log Y_t, \Delta \log P_t)'$ 는 실질GDP와 물가지수의 로그차분 변수로 이루어진 내생변수 벡터며  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)'$ 는 총공급충격과 총수요충격으로 구성된 구조충격 벡터다.  $\varepsilon_t$ 의 분산·공분산행렬은 단위행렬로 가정된다. 그리고  $A_0$ 는 내생변수들 간의 동시적(contemporaneous) 관계를 보여주는  $2 \times 2$  행렬이고  $A_1(L) = \sum_{i=1}^q A_{1i} L^i$ 는 차수가  $q$ 인 자기회귀계수행렬이다. BQ(1989) 모형에서는 공급충격과 수요충격 간에 상관관계가 없다고 가정하므로  $B$ 는 대각행렬이 된다.  $B$ 의 대각원소  $b_{11}$ 과  $b_{22}$ 는 각각 공급충격과 수요충격의 표준편차에 해당한다.

식 (1)을 데이터를 이용하여 직접 추정하는 것은 불가능하므로 축약형 VAR 모형을 일차적으로 추정한 후 그 결과를 이용하여 복원하는 과정을 거쳐야 한다. 식 (1)에 대응하는 축약형 VAR 모형은 다음과 같다.

$$X_t = C(L) X_t + e_t \quad (2)$$

여기서  $e_t$ 는 잔차항 벡터를,  $C(L) = \sum_{i=1}^q C_i L^i$ 는 축약형 모델에서의 자기회귀계수

13) 본고가 사용한 방법론은 2변수로 구성된 단순한 SVAR 모형으로서 현실 경제를 묘사하기에는 다소 한계가 있다. 그러나 본고의 의도는 우선 기존에 통상적으로 사용되고 있는 모형을 우리나라 데이터에 적용하여 그 결과를 산출해 보는 데 있다. 유병삼(1992) 등 다수의 국내 연구도 GDP와 CPI(또는 GDP 디플레이터)의 2변수를 이용하여 VAR 모형을 구축하였다. 보다 현실부합적인 모형에 대해서는 후속 연구가 필요하다고 판단된다.

행렬을 나타낸다.  $e_t$ 의 분산·공분산 행렬은  $\Omega$ 다. 한편 식 (2)의 축약형 VAR 모형은 아래처럼 개별 방정식을 병렬한 형태로도 표현이 가능하다.

$$\Delta \log Y_t = \sum_{i=1}^q c_{11}^i \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q c_{12}^i \Delta \log P_{t-i} + e_t^y \quad (3)$$

$$\Delta \log P_t = \sum_{i=1}^q c_{21}^i \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q c_{22}^i \Delta \log P_{t-i} + e_t^p \quad (4)$$

한편 식 (1)과 식 (2)로부터 구조충격 벡터  $\varepsilon_t$ 와 잔차항 벡터  $e_t$  간의 관계는 다음과 동일함을 알 수 있다.

$$e_t = G_0 \varepsilon_t \quad (5)$$

$G_0 = A_0^{-1}B$ 는  $2 \times 2$  행렬로서 표준편차 크기만큼의 구조충격이 발생했을 때 당기에 내생변수에 미치는 영향을 나타낸다. 식 (1) 복원 과정의 핵심은 바로 이 당기 반응행렬  $G_0$ 를 특정하는 데 있다.

$$G_0 = \begin{bmatrix} g_{11}^0 & g_{12}^0 \\ g_{21}^0 & g_{22}^0 \end{bmatrix}$$

$G_0$ 에 포함된 미지수의 개수는 4개이므로 특정을 위해서는 모두 4개의 제약조건이 필요하다. 이 중 3개의 조건은  $e_t$ 의 분산·공분산행렬로부터 얻을 수 있다. 식 (5)의 양변의 분산·공분산행렬을 계산하면

$$\Omega = G_0 \text{Var}(\varepsilon_t) G_0' = G_0 G_0' \quad (6)$$

이 되기 때문이다. 나머지 하나의 조건은 모형 내에서 찾을 수 없으므로 이론 등에 기반하여 부과하는 것이 일반적이다. BQ(1989)는 ‘총수요는 실질GDP에 장기적인 영향을 미칠 수 없다’는 장기중립성제약(long-run neutrality restriction)을 도입함으로써  $G_0$  특정 문제를 해결하고 수요충격과 공급충격을 식별해냈다. BQ(1989)가

부과한 장기중립성제약은 다음 식이 성립함을 의미한다.

$$g_{12}^0 = - \frac{\sum_{i=1}^q c_{12}^i}{1 - \sum_{i=1}^q c_{22}^i} g_{22}^0 \quad (7)$$

## 2) Bashar(2011, 2012)의 수요, 공급 충격 식별 방법

한편 Bashar(2011, 2012)의 수요, 공급 충격 식별 방법은 다음과 같은 간단한 형태의 총수요-총공급 모형을 설정하는 것으로부터 시작한다.<sup>14)</sup>

$$\log Y_t^s = E_{t-1}[\log Y_t^s] + \alpha(\log P_t - E_{t-1}[\log P_t]) + \nu_t^s \quad (8)$$

$$\log Y_t^d + \log P_t = E_{t-1}[\log Y_t^d + \log P_t] + \nu_t^d \quad (9)$$

$$\log Y_t^s = \log Y_t^d \quad (10)$$

위 총수요-총공급 모형에서  $\nu_t^s$ 와  $\nu_t^d$ 는 각각 총공급충격과 총수요충격을 의미하며  $E_{t-1}[\cdot]$ 은  $t-1$  시점에서의 기댓값을 나타낸다. 위첨자  $s$ 와  $d$ 는 각각 공급과 수요를 가리킨다. 식 (8)은 루카스 공급곡선(Lucas supply curve)으로서 실질GDP가 전기 시점에서의 기댓값과 예측치 못한 물가 변동, 그리고 공급충격에 의해 결정됨을 보여준다. 식 (9)는 수요곡선으로서 명목GDP가 그에 대한 전기 시점에서의 기댓값과 수요충격으로 구성된다는 가정을 반영하고 있다. 그리고 마지막 식 (10)은 시장 청산을 위한 균형 조건에 해당한다.

Bashar(2011, 2012) 모형에서는 BQ(1989)와 달리 총공급충격  $\nu_t^s$ 와 총수요충격  $\nu_t^d$ 가 더 이상 독립적으로 결정되지 않는다. 대신 총공급충격  $\nu_t^s$ 가 구조적 수요충격  $\varepsilon_t^d$ 으로부터 영향을 받도록 설정<sup>15)</sup>되는데 이를 식으로 표현하면 아래와 같다.

14) Bashar(2011, 2012)는  $(\log Y_t, \Delta \log P_t)$  평면의 총수요-총공급 모형을 사용하였다. 하지만 본 연구는 Bashar(2011, 2012)가 기초로 삼고 있는 Cover et al. (2006)의 연구에 따라  $(\log Y_t, \log P_t)$  평면의 총수요-총공급 모형을 중심으로 설명하였다.

15) 따라서 Bashar(2011, 2012)의 모형은 본 논문 제2장 제1절에서 설명한 총수요 관점 접근법에 가깝다고 할 수 있다.

$$\nu_t^s = \gamma(b_{22}\varepsilon_t^d) + b_{11}\varepsilon_t^s \quad (11)$$

$$\nu_t^d = b_{22}\varepsilon_t^d \quad (12)$$

$\varepsilon_t^s$ 는 구조적 공급충격,  $\varepsilon_t^d$ 는 구조적 수요충격<sup>16)</sup>이며 이 둘은 독립적으로 결정된다. 그리고  $Var[(\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^d)'] = I$ 이다.  $b_{11}$ 과  $b_{22}$ 는 앞서 설명했던 바와 마찬가지로 각각 구조적 공급충격과 구조적 수요충격의 표준편차를 가리킨다. 식 (11)을 보면 총공급충격  $\nu_t^s$ 는 더 이상 구조적 공급충격과 일치하지 않고 구조적 공급충격에 의한 부분과 구조적 수요충격에 의해 유발되는 부분의 합으로 이루어지게 되는데 바로 이 점이 Bashar (2011, 2012) 모형의 핵심이라고 할 수 있다.  $\gamma$ 는  $\varepsilon_t^d$ 가  $\nu_t^s$ 를 얼마나 변동시키는지 나타내는 파라미터다.

분석의 편의를 위해  $E_{t-1}(\log Y_t) = \log Y_{t-1}$ ,  $E_{t-1}(\log P_t) = \log P_{t-1}$ 라고 가정하면 식 (11)과 식 (12)는 다음과 같은 형태로 변형된다.

$$\Delta \log Y_t = \alpha \Delta \log P_t + \gamma(b_{22}\varepsilon_t^d) + b_{11}\varepsilon_t^s \quad (13)$$

$$\Delta \log P_t = -\Delta \log Y_t + b_{22}\varepsilon_t^d \quad (14)$$

금기의 총생산 및 물가는 과거의 총생산 및 물가로부터 영향을 받을 수 있으므로  $\log Y_t$ 와  $\log P_t$ 의 시차변수들을 식 (13)과 식 (14)의 우변에 추가시켜주면

$$\begin{aligned} \Delta \log Y_t = & \alpha \Delta \log P_t + \sum_{i=1}^q \phi_{y_i} \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \phi_{p_i} \Delta \log P_{t-i} \\ & + \gamma(b_{22}\varepsilon_t^d) + b_{11}\varepsilon_t^s \end{aligned} \quad (13)$$

$$\Delta \log P_t = -\Delta \log Y_t + \sum_{i=1}^q \theta_{y_i} \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_{p_i} \Delta \log P_{t-i} + b_{22}\varepsilon_t^d \quad (14)$$

와 같은 표준적 구조 VAR 모형 도출이 가능하다. 이제 축약형 VAR 모형인 식 (3), (4)와 구조 VAR 모형인 식 (13), (14)로부터 다음과 같은 구조충격 벡터  $\varepsilon_t$

16) 식 (12)에서 볼 수 있는 바와 같이 Bashar (2011, 2012) 모형의 구조적 수요충격은 총수요충격과 본질적으로 큰 차이가 없다.

와 잔차항 벡터  $e_t$  간 관계를 유도해낼 수 있다.

$$e_t = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{11} & \gamma b_{22} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \varepsilon_t = \frac{1}{1+\alpha} \begin{bmatrix} b_{11} & (\alpha+\gamma)b_{22} \\ -b_{11} & (1-\gamma)b_{22} \end{bmatrix} \varepsilon_t = G_0^B \varepsilon_t \quad (15)$$

당기반응행렬  $G_0^B$ 에는  $\alpha$ ,  $\gamma$ ,  $b_{11}$ ,  $b_{22}$  4개의 파라미터가 포함되어 있으므로 이를 특정하기 위해서는 총 4개의 제약조건이 필요하다. BQ (1989) 에서와 마찬가지로 이 중 세 가지 조건은  $e_t$ 의 분산·공분산행렬에서 찾을 수 있다(식 (16)).  $e_t$ 의 분산·공분산행렬을 축약형 VAR 모형으로부터 추정 가능함은 물론이다.

$$\begin{bmatrix} \text{Var}(e^y) & \text{Cov}(e^y, e^p) \\ \text{Cov}(e^y, e^p) & \text{Var}(e^p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{b_{11}}{1+\alpha} & \frac{(\alpha+\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \\ \frac{-b_{11}}{1+\alpha} & \frac{(1-\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \frac{b_{11}}{1+\alpha} & \frac{-b_{11}}{1+\alpha} \\ \frac{(\alpha+\gamma)b_{22}}{1+\alpha} & \frac{(1-\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \end{bmatrix} \quad (16)$$

나머지 하나의 제약조건에 대해 Bashar (2011, 2012) 는 Cover et al. (2006) 이 사용한 조건을 수용하였다. Cover et al. (2006) 은 VAR 모형의 식별 문제 해결을 위해 ‘수요충격은 직접 경로를 통해서만 실질GDP에 장기적인 영향을 미칠 수 없다’라고 가정하였다. 다시 말해 Bashar (2011, 2012) 모형에서 총수요충격이 장기 성장에 미치는 영향은 오로지 총공급곡선의 이동을 통해서만 나타난다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식 (17) 과 같다.<sup>17)</sup>

$$\alpha = - \frac{\sum_{i=1}^q c_{12}^i}{1 - \sum_{i=1}^q c_{22}^i} \quad (17)$$

17) 식 (17)의  $\alpha$  값을 식 (16)에 대입한 후 3원 연립방정식을 풀면  $\gamma$ ,  $b_{11}$ ,  $b_{22}$ 의 값을 순차적으로 구할 수 있다.

### 3. 분석자료

본 연구는 우리나라의 분기별 실질국내총생산(GDP)과 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 VAR 모형을 추정하였다. 두 시계열 모두 2010년 값을 100으로 하여 지수화하였다. 실질GDP는 한국은행에서 제공하는 계절조정 계열을 그대로 이용하였고 소비자물가지수는 원계열을 E-Views의 Census X-12를 이용하여 계절조정된 후 사용하였다. 대상기간은 1970년 1분기부터 2016년 3분기까지다.

BQ(1989) 또는 Bashar(2011, 2012)의 방법론을 적용하기 위해서는 자료가 모두 안정 시계열일 필요가 있다. 실질GDP와 소비자물가지수 원계열은 불안정한 시계열인 것으로 판단되므로(〈Table 2〉) 두 자료 모두 로그차분을 통해 안정적인 시계열로 전환하였다.

〈Table 2〉 Unit Root Test Result

	ADF test		PP test	
log(real GDP)	3.83	[2]	5.93	[8]
log(CPI)	1.03	[5]	3.35	[10]
$\Delta \log(\text{real GDP})$	-4.05***	[1]	-7.60***	[7]
$\Delta \log(\text{CPI})$	-2.54**	[2]	-3.83***	[9]

Notes: 1) A constant term and a time trend are excluded.

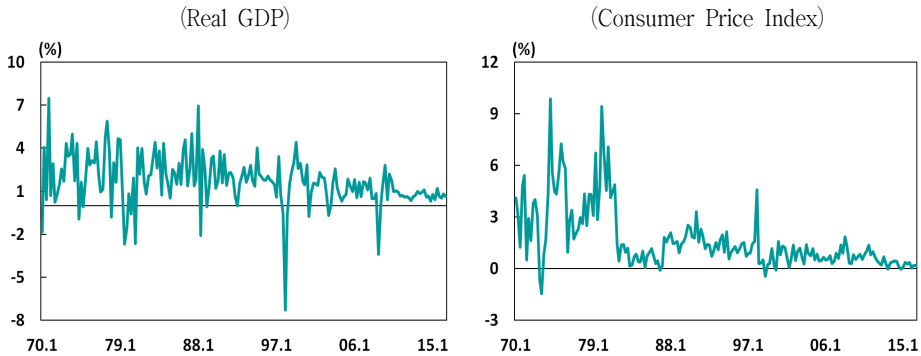
2)  $t$ -statistic of Augmented Dickey-Fuller test and  $Z_\tau$ -statistic of Phillips-Perron test are reported. The numbers in brackets indicate the optimal number of lags by SIC in case of ADF test and the bandwidth by Newey-West method in case of PP test respectively.

3) \*\* and \*\*\* mean that the null hypothesis that there exists a unit root is rejected at 5% and 1% significance level respectively.

한편 〈Figure 7〉을 보면 GDP성장률과 달리 소비자물가상승률의 경우 기간에 따라 그 수준이 크게 달라져왔음을 확인할 수 있다. 이와 같은 인플레이션 상의 구조변화를 통제하기 위해 분석 대상기간을 인플레이션 수준에 따라 세 구간(1970. 1/4~1981. 3/4, 1981. 4/4~1998. 3/4, 1998. 4/4~2016. 3/4)으로 나누고 구간별 평균을 제거하는 방식으로 자료를 처리<sup>18)</sup>한 후 VAR 추정에 이용하였다.

18) 본 연구에서 소비자물가 시계열을 세 구간으로 나누고 각각의 평균을 차감 처리한 것은

〈Figure 7〉 Log-differenced Data Series



Source: Bank of Korea.

시차변수는 8개를 사용하였다. AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion)에 의한 최적 시차는 각각 9와 1인 것으로 나타났으나 LR (likelihood ratio test)에 의한 최적 시차가 8이었고 또한 BQ (1989), 이정익 (2012) 등 다수의 연구가 8의 시차를 적용한 것을 감안하였다. 시차 8을 적용하더라도 내생변수들 사이에 존재하는 동태적 관계를 반영하는 데는 큰 무리가 없을 것으로 판단하였다.

#### 4. 분석결과

##### 1) BQ(1989) 모형

〈Figure 8〉은 BQ (1989)의 설정 하에서 한 단위의 표준편차만큼 구조적 수요 ·

BQ (1989)의 방법론을 따른 것이다. 한편 인플레이션 구간 구분은 시계열 관찰 결과뿐만 아니라 우리나라 물가상승률에 80년대 초반과 외환위기 이후 구조 변화가 있었다는 기존 평가 (윤종원 · 이승한, 2011)에 근거하였다. 이와 같은 구조 변화의 원인으로는 80년대 초반의 경우 미국의 긴축정책 시행에 따른 세계 물가상승률의 하락과 우리 정부의 안정화시책 추진이, 외환위기 이후의 경우 물가안정목표제 시행 등이 꼽히고 있다. 관련 실증연구에서도 박동순 (1991), 이정익 (2012) 등은 1980년대 초반을, 김현의 (2006), 이재량 (2008) 등은 외환위기 직후를 각각 고인플레이션기와 저인플레이션기를 나누는 기준으로 사용하였다. 실제 구조 변화 발생 여부에 대한 Chow 검정 시행 결과 「1981년 4분기에 물가상승률에 구조적 변화가 발생하지 않았다」와 「1998년 4분기에 물가상승률에 구조적 변화가 발생하지 않았다」는 귀무가설이 각각 1% 유의수준 하에서 기각되는 것으로 나타났다.

공급충격이 발생했을 때 실질GDP와 소비자물가지수가 어떻게 반응하는지<sup>19)</sup>를 보여준다. 분석결과 경제의 장기 성장은 공급충격이 주도하는 것으로 나타났다. 실질GDP는 공급충격에 대해 단기는 물론 장기에서도 유의한 양의 반응을 보였다. 반면 수요에 대해서는 충격 발생 당시에만 유의한 양의 반응<sup>20)</sup>을 보였을 뿐 장기적인 영향은 극히 미미하였다. 이는 수요에 대해 장기중립성제약을 부과한 데 따른 결과라고 해석된다. 물가 측면에 있어서는 수요요인이 압도적인 영향력을 발휘하는 것으로 나타났다. 물가는 수요충격 발생에 대해 단기와 장기 모두에서 유의하게 증가하였다. 공급충격이 물가에 미치는 영향에는 이론이 예측하는 바와 다소 배치되는 면이 있었다. 공급충격에 대한 물가의 반응은 단기적으로는 감소하다가 시간 경과와 함께 점차 상승하는 양상을 나타냈다. 그러나 장단기 반응의 유의성은 매우 낮았다.

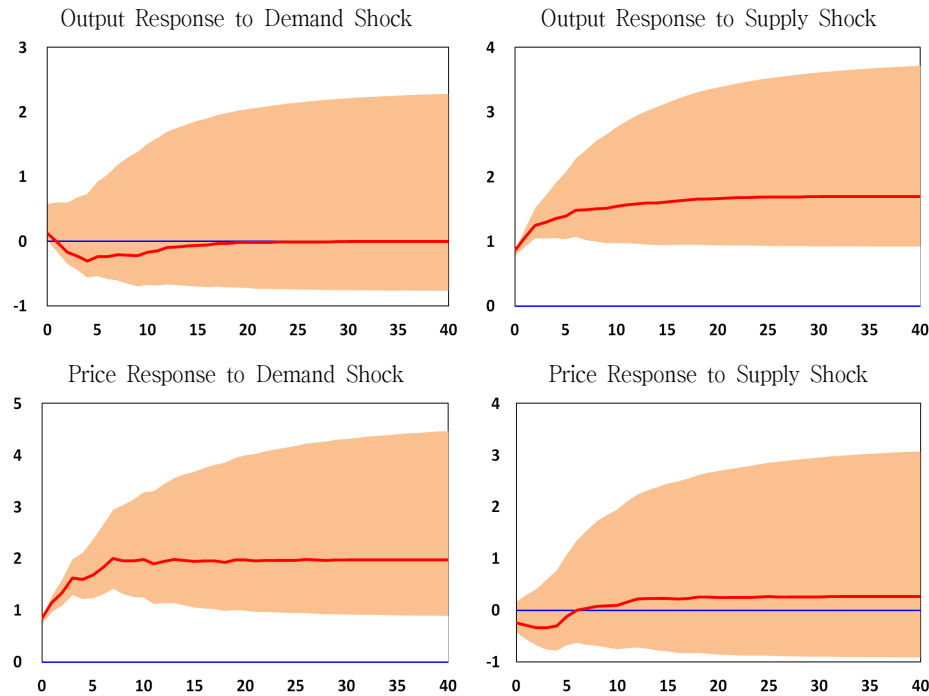
BQ(1989) 식별조건 하에서 공급요인이 성장을, 수요요인이 물가 변동을 주도한다는 사실은 예측오차분산분해를 통해서도 확인해 볼 수 있다. 〈Figure 9〉에는 예측 시계별로 예측오차의 분산에 대한 공급충격과 수요충격의 상대적 기여도가 표시되어 있다. 실질GDP의 예측오차 분산에서 공급충격이 차지하는 비중은 시계에 상관없이 97%를 넘었으며<sup>21)</sup> 소비자물가지수의 예측오차 분산에서 수요충격이 차지하는 비중은 93%가 넘었다. 아울러 예측시계가 길어질수록 실질GDP에 대한 공급충격의 설명력과 물가지수에 대한 수요충격의 설명력이 확대되고 있음도 관찰 가능하다.

19) 일차적으로 로그차분 변수를 가지고 VAR 모형을 추정하여 충격반응을 계산한 후 그 결과를 누적시켜 실질GDP와 소비자물가지수의 충격반응함수를 도출하였다.

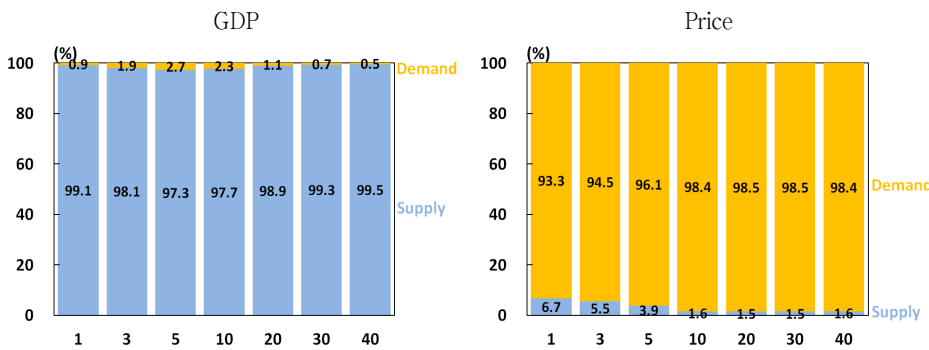
20) 기존 국내 연구와 비교 시 이는 분석기간의 차이 때문인 것으로 파악된다. 예를 들어 분석기간을 이정익(2012)의 연구와 마찬가지로 2012년 2분기까지로 단축시키면 수요충격에 대한 실질GDP의 단기 반응 지속기간이 확대됨을 확인할 수 있다.

21) 예측오차분산분해 결과를 이정익(2012) 등과 비교했을 때 본 연구에서 수요충격이 단기에 실질GDP에 미치는 영향은 상대적으로 미미한 편이다. 본 연구와 이정익(2012)의 추정 결과가 상이하게 나타난 정확한 원인 파악을 위해서는 세부적인 사항들까지 점검해 볼 필요가 있으나 우선 자료 처리상의 차이나 모형 설정상의 차이에서 비롯되었을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 이정익(2012)은 자료 처리에 있어 선형 시간추세를 제거하였고 모형 설정에 있어서도 상수항을 포함시켰다. 반면 본 연구는 구간별 평균을 차감하는 방식을 택했고 상수항도 포함시키지 않았다. BQ(1989)는 특히 구조 변화나 추세를 처리하는 방식에 따라 예측오차분산분해 결과가 큰 폭으로 달라지는 것으로 보고하고 있다.

〈Figure 8〉 Impulse Response Functions Based on BQ(1989) Identification Scheme



〈Figure 9〉 Forecast Error Variance Decomposition Based on BQ(1989) Identification Scheme



2) Bashar(2011, 2012) 모형

Bashar(2011, 2012)의 식별 방법을 적용했을 때와 BQ(1989)의 방법을 적용했을

때의 가장 큰 차이는 바로 성장에 있어서의 수요의 역할이다. 〈Figure 10〉에서 보듯 총수요충격은 실질GDP에 대해 더 이상 장기적으로 중립적이지 않고 항구적인 영향을 끼치는 것으로 나타났다.<sup>22) 23)</sup> 수요 증가가 실질GDP의 장기적 상승을 가져오는 것이다. 다만 수요의 영향은 공급요인이 실질GDP에 미치는 영향의 수준을 넘지는 못했다. Bashar (2011, 2012) 모형에서도 공급요인은 BQ (1989) 에서와 마찬가지로 실질GDP에 영속적인 양(+)의 영향을 미친다.

물가 변동을 주도하는 요인은 여전히 총수요 측에 있는 것으로 나타났다. 물가 측면에서 한 가지 특기할만한 사항은 공급충격의 물가에 대한 파급력이다. 앞서 살펴보았듯이 BQ (1989)의 설정 하에서 공급충격은 단기적으로만 물가를 하락시키는 데 그쳤다. 장기에서 물가는 오히려 상승하는 모습을 보였다.<sup>24)</sup> 그러나 Bashar (2011, 2012)의 가정 하에서 공급충격은 단기에서만 아니라 장기에서도 물가 하락을 초래하였다. 후자의 결과가 통상적인 수요·공급 이론에 더욱 충실함은 물론이며 따라서 Bashar (2011, 2012)의 모형이 구조적인 수요 및 공급 충격을 식별하는데 보다 나은 결과를 가져다준다고 평가할 수 있을 것이다.

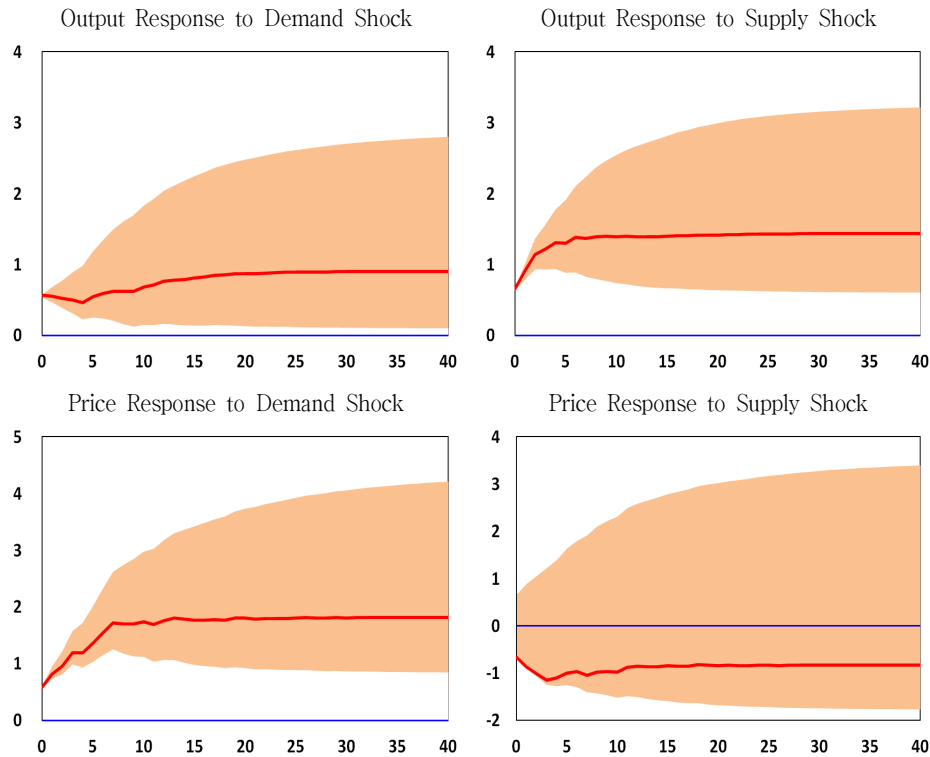
예측오차분산분해 결과 역시 장기 성장에 미치는 수요의 영향이 확대되었음을 시사한다. 〈Figure 11〉이 그 결과다. BQ (1989)에서 97%가 넘게 나타났던 실질GDP 예측오차 분산에서 공급충격이 차지하는 비중은 최대 67%까지 낮아진 반면 수요충격의 비중은 33%까지 늘어났다. 예측시계 장기화에도 불구하고 수요 비중에 큰 변동은 없었다. 물가지수 예측오차 분산에서는 수요충격의 비중이 줄고 공급충격의 비중이 늘었다. 하지만 공급충격의 비중은 예측시계가 길어지면서 점차 축소되는 모습을 보였다.

22) 자료로부터 계산된  $\alpha$  값은 0.49,  $\gamma$  값은 0.24였다. 양의  $\gamma$  값은 수요충격 발생 시 공급충격도 동일한 방향으로 움직임을 의미한다. 즉, 양의 수요충격은 단기 공급곡선을 오른 쪽으로 이동시킨다.

23) 물가지표로 소비자물가상승률 대신 GDP디플레이터를 이용하거나 국내총생산과 소비자물가상승률 분기자료를 산업생산, 소비자물가상승률 월별자료로 대체하더라도 결과에는 큰 변화가 없었다. 자세한 내용은 〈부록〉의 〈Figure A1〉부터 〈Figure A4〉를 참조할 것.

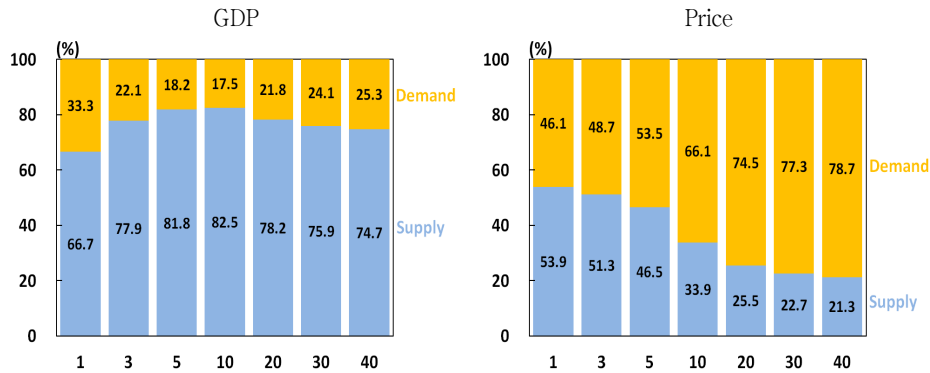
24) 공급충격이 물가(또는 인플레이션)을 상승시키는 결과는 BQ (1989) 분해 방법을 적용하였을 때 종종 발생하는 이상 현상(anomaly)으로 알려져 있다. Bashar (2011)는 이를 BQ (1989) 모형이 수요충격과 공급충격 간의 상관관계를 고려하지 않았기 때문에 발생하는 현상으로 해석하였다.

〈Figure 10〉 Impulse Response Functions Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme



Note: Shaded areas are 95% bootstrap error bands with 5,000 iterations.

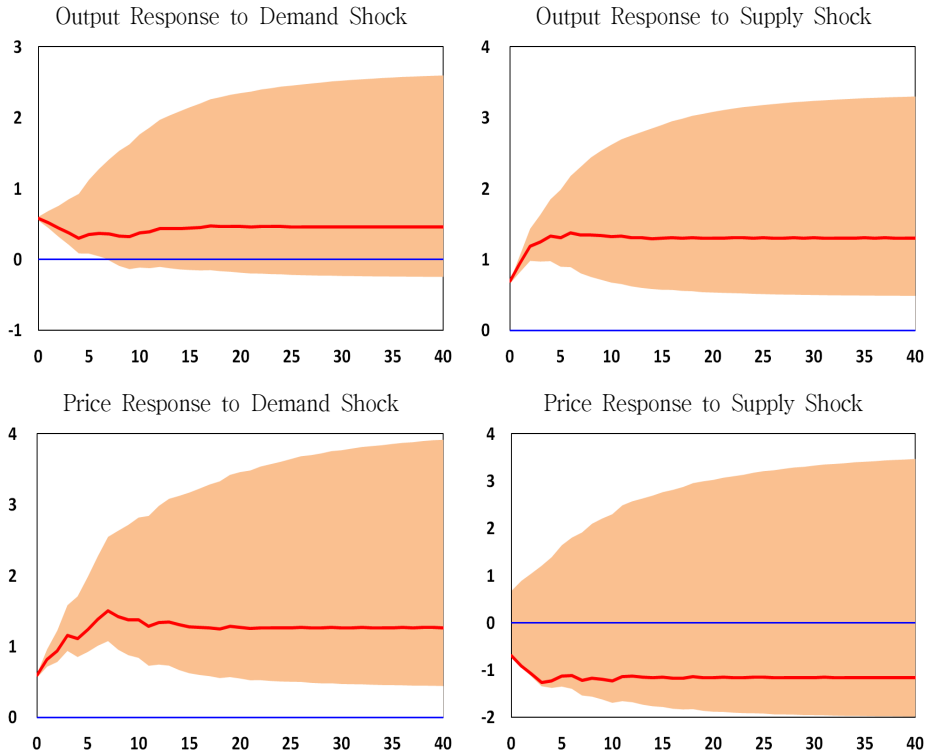
〈Figure 11〉 Forecast Error Variance Decomposition Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme



## 3) 2012년 이후 성장 동인 평가

마지막으로 2012년 이후 우리 경제의 성장 동인에 변화가 발생하였을 가능성을 점검해 보았다. 2012년도 이후 기간을 직접 분석 대상으로 삼기에는 주어진 시계열의 길이가 너무 짧으므로 1970년 1분기부터 2016년 3분기까지 전 기간을 대상으로 추정한 결과와 분석대상 기간을 2011년 4분기까지로 국한시켜 추정한 결과를 비교하는 방법을 택하였다.<sup>25)</sup> 〈Figure 12〉는 추정기간을 1970년부터 2011년까지로 잡

〈Figure 12〉 Impulse Response Functions When the Estimation Period Is from 1970 to 2011

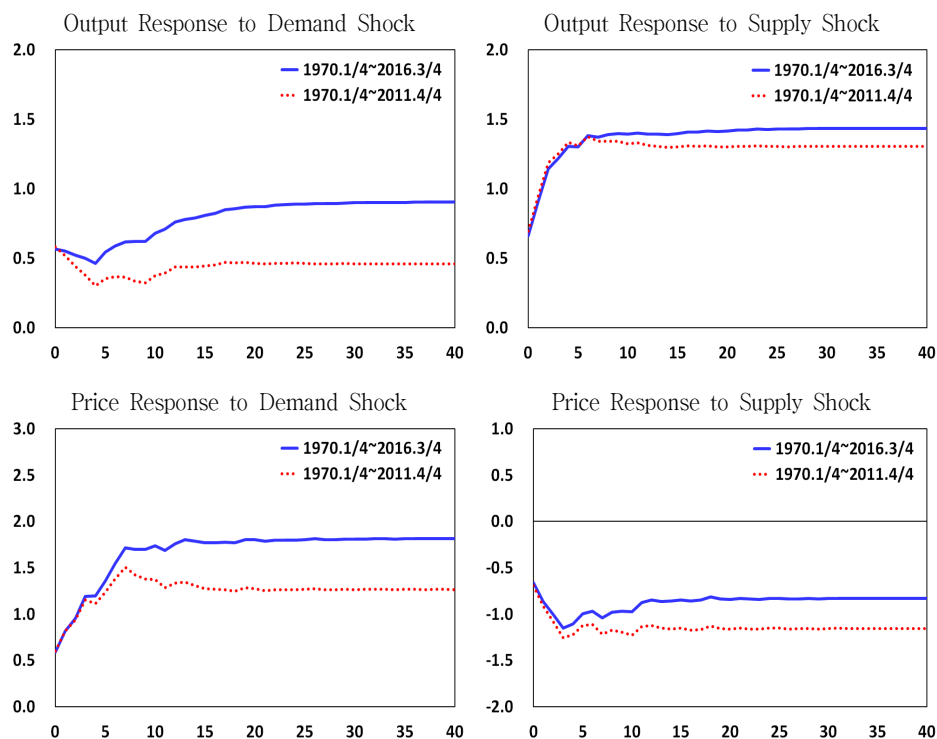


Note: Shaded areas are 95% bootstrap error bands with 5,000 iterations.

25) 이는 축차적(recursive) 추정 방법이라고 할 수 있다. 한편 추정기간의 길이를 일정하게 유지 하면서 추정시점을 변동시키는 방식인 ‘이동윈도우(rolling window)’ 방식으로도 분석해 보았는데 결과는 크게 다르지 않았다(〈부록〉 〈Figure A5〉). 한편 2000년 이후의 월별자료를 이용하여 추산한 충격반응함수에서도 2012년을 기점으로 수요충격이 GDP에 미치는 장기적 영향에 큰 차이가 있는 것으로 나타났다(〈부록〉 〈Figure A6〉~〈Figure A8〉 참조).

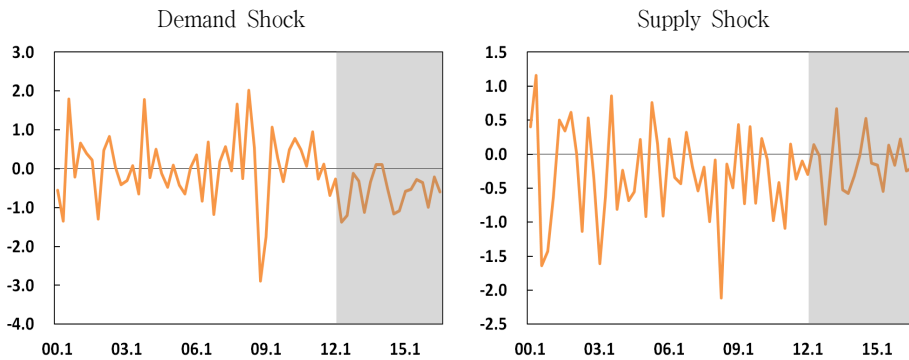
은 경우의 충격반응함수를 보여준다. 전반적인 반응의 방향은 전 구간을 대상으로 하여 추정했을 때와 크게 다르지 않았다. 수요충격은 실질GDP를 증가시키고 물가를 상승시켰으며 이러한 반응은 장기에서도 계속되었다. 공급충격은 실질GDP를 증가시키고 물가를 하락시켰다. 그러나 두 가지 차이점이 발견되었다. 우선 수요충격에 대한 실질GDP 장기 반응의 불확실성이 높아졌다. 1970~2011년 중의 충격반응함수는 8분기 이후부터는 95% 오차범위에 0을 포함하고 있었다. 이어 수요가 실질GDP 및 물가에 미치는 영향의 정도가 감소하였다. 이는 두 기간 중의 충격반응함수를 함께 표시한 <Figure 13>에서 더욱 분명하게 드러난다. 공급충격의 영향력은 양 기간 중 별 차이를 보이지 않았으나 수요충격의 경우 2012년 이후를 분석대상 기간에 포함시켰을 때 성장과 물가에 미치는 영향력이 크게 확대되었다. 이와 같은 분석결과는 2012년 이후 우리 경제에 나타나기 시작한 성장 정체 현상이 총수요 측 요인에 의해 주도되고 있을 가능성을 시사한다.

<Figure 13> Effect of A Change in Estimation Period on Impulse Response Functions



실제 우리 경제는 2012년 이후 수요 부진 문제가 심각해지고 있는 것으로 판단된다. 모형으로부터 추정된 구조적 수요충격과 공급충격을 도시한 <Figure 14>를 보면 2012년 이후 공급충격은 이전과 큰 차이를 보이지 않고 있는데 반해 수요 부문에서는 마이너스 충격이 지속적으로 발생하고 있음을 확인해 볼 수 있다.

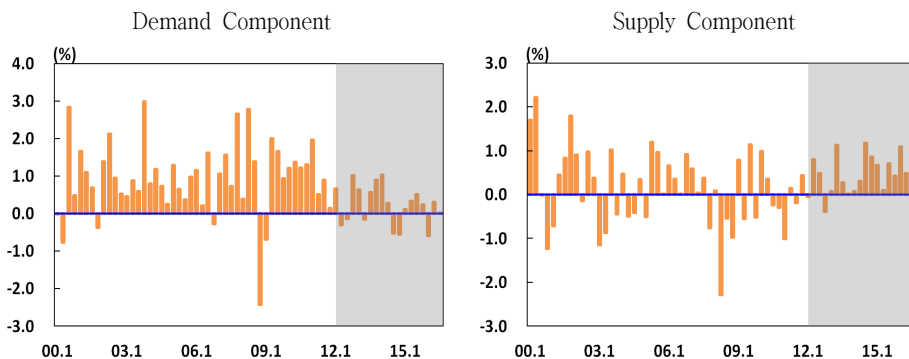
<Figure 14> Estimates of Structural Demand and Supply Shocks<sup>1)</sup>



Note: 1) These mean  $\hat{\varepsilon}_t^d$  and  $\hat{\varepsilon}_t^s$  respectively.

아울러 실질GDP 변동을 공급 측 요인과 수요 측 요인으로 분해한 역사적 분해 결과 역시 최근 우리 경제의 성장 정체가 수요 측 요인으로부터 비롯되었을 가능성을 뒷받침하였다. <Figure 15>는 실질GDP 변동요인에 대한 역사적 분해 결과인데 이를 보면 2012년 이후 실질GDP 변동에 있어 공급 측 기여분은 점차 증가하고 있는 반면 수요 측 기여분은 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타났다.

<Figure 15> Historical Decomposition of Real GDP Growth



#### IV. 요약 및 시사점

최근 우리 경제의 저성장 국면 진입 여부에 대한 우려가 높아지고 있는 가운데 이전과는 상이한 성장 패턴이 관측되고 있다. 2012년 이후 실제GDP가 잠재GDP를 하회하는 마이너스 GDP갭이 지속되고 있으며 다른 한편으로는 잠재GDP성장률이 실제GDP성장률과 유사한 속도로 하락하는 모습을 보이고 있다. 그러나 장기 성장이 공급 측 요인에 의해 결정된다는 주류경제학적 통념으로는 이러한 현상을 설득력 있게 설명하는 데 한계가 있다. 이에 따라 수요 측면에서 이를 진단하려는 움직임이 등장하기 시작했다. 본고는 수요와 성장 간 장기 관계와 관련된 이론들을 살펴보고 이를 토대로 최근 글로벌 성장의 이례적 부진 현상을 평가해 보았으며 나아가 우리나라의 경우를 대상으로 총수요와 장기 성장 간에 어떠한 관계가 있는 지를 계량 분석해 보았다.

유효수요 이론과 총수요 관점 접근법을 양 축으로 하여 발전해 온 수요 중심 성장론의 관점에서 보았을 때 최근 글로벌 경제의 성장 부진이 수요 부족 문제에서 비롯되었을 소지가 있는 것으로 판단된다. 노동소득분배율 하락이 1980년대 이후 장기간 이어지고 있을 뿐만 아니라 투자가 저축을 하회하는 저축과잉 현상이 만성화했다. 특히 잠재성장률이 하락했음에도 불구하고 인플레이션은 낮은 수준을 이어가고 있는 것은 수요 부족 시에만 발생할 수 있는 현상이다.

Bashar(2011, 2012)의 방법론을 우리나라의 자료에 적용한 실증분석 결과 역시 총수요가 장기 성장에 영향을 미치는 요인 가운데 하나로 작용하였을 가능성을 시사한다. 수요충격은 더 이상 장기 중립적이지 않고 공급충격과 마찬가지로 실질 GDP 수준에 지속적인 양(+)의 영향을 끼쳤다. 더욱이 총수요와 장기 성장 간 관계는 2012년 이후 더욱 뚜렷해진 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 2012년 이후 우리 경제의 성장 정체 현상이 수요 측 요인에 의해 주도되고 있을 개연성을 의미한다.

비록 아직 이론적 틀을 정립해 나가는 단계에 있기는 하지만 수요 관점의 성장론은 향후 지속성장을 위한 전략을 수립함에 있어 중요한 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각된다. 이와 관련하여 노동소득 분배 개선, 혁신을 통한 부가가치 창출 등 수요 진작의 중요성을 강조하는 최근의 연구결과들에 유의할 필요가 있다고 하겠다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김민수 · 강규호, “소규모 개방경제 하의 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.
2. 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.
3. 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.
4. 김현의, “저인플레이션 하에서 통화정책이 기업투자에 미치는 효과,” 『금융경제연구』, 제260호, 한국은행, 2006.  
(Translated in English) Kim, Hyun-Eui, “The Effect of Monetary Policy on Firm Investment under Low Inflation Environment,” *Institute for Monetary and Economic Research Working Paper*, No. 260, The Bank of Korea, 2006.
5. 박동순, “인플레이션과 인플레이션 불확실성 간의 관계 분석,” 『금융경제연구』, 제29호, 한국은행, 1991.  
(Translated in English) Park, Dong-Sun, “An Analysis on the Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty,” *Institute for Monetary and Economic Research Working Paper*, No. 29, The Bank of Korea, 1991.
6. 오형석, “우리나라 경제의 잠재성장 및 경기변동에 관한 분석,” 『금융연구』, 제21권 제1호, 한국금융연구원, 2007, pp.19-53.  
(Translated in English) Oh, Hyung-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.
7. 유병삼, “수요 및 공급 교란이 한국경제에 미치는 영향,” 『금융경제연구』, 제39호, 한국은행 금융경제연구원, 1992, pp.1-28.  
(Translated in English) Yoo, Byung Sam, “The Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances on Korean Economy,” *Institute for Monetary and Economic Research Working Paper*, No. 39, The Bank of Korea, 1992.
8. 윤종원 · 이승한, “우리나라 물가 구조의 특징과 정책 대응,” 『한국경제포럼』, 제4집 제1호, 한국경제학회, 2011, pp.35-58.  
(Translated in English) Yoon, Jong-Won and Seung-Han Lee, “The Characteristics of Inflation Structure of Korean Economy and Policy Response,” *The Korean Economic Forum*, Vol. 4, No. 1, 2011, pp.35-58.
9. 이재량, “인플레이션 변동성 확대가 통화수요에 미치는 영향과 시사점,” 『한은조사연구』,

2008-30, 한국은행, 2008.

(Translated in English) Lee, Jaerang, "The Effect of Increasing Volatility of Inflation on Money Demand and Its Implications," *BOK Research Paper Series*, 2008-30, The Bank of Korea, 2008.

10. 이정익, "구조적 VAR 모형을 이용한 총생산 및 인플레이션의 총수요-총공급 요인 분해," 『경제학연구』, 제60집 제4호, 한국경제학회, 2012, pp.123-174.

(Translated in English) Lee, Jungick, "Decomposition of Output and Inflation into Supply and Demand Components Using SVAR," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 60, No. 4, 2012, pp.123-174.

11. 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.

12. Alencar, D. A. and E. Strachman, "Balance-of-Payments-Constrained Growth in Brazil: 1951-2008," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 36, No. 4, 2014, pp.673-697.

13. Anzoategui, D., D. Comin, M. Gertler and J. Martinez, "Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence," *NBER Working Paper*, No. 22005, 2016.

14. Ball, L., "Aggregate Demand and Long-run Employment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1999, pp.189-251.

15. Bashar, O. H. M. N., "On the Permanent Effect of an Aggregate Demand Shock: Evidence from the G-7 Countries," *Economic Modelling*, Vol. 28, No. 3, 2011, pp.1374-1382.

16. \_\_\_\_\_, "The Dynamics of Aggregate Demand and Supply Shocks in ASEAN Countries," *Journal of Asian Economics*, Vol. 23, No. 5, 2012, pp.507-518.

17. Baxter, M. and R. G. King, "Fiscal Policy in General Equilibrium," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, 1993, pp.315-334.

18. Blanchard, O. J., E. Cerutti and L. H. Summers, "Inflation and Activity - Two Explanations and Their Monetary Policy Implications," *NBER Working Papers*, No. 21726, 2015.

19. Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp.655-673.

20. Blanchard, O. J. and L. H. Summers, "Hysteresis and the European Unemployment Problem," In: Fischer, S. (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual*, 1986, pp.15-78.

21. Blecker, R. A., "Wage-led Versus Profit-led Demand Regimes: The Long and Short of It," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 4, No. 4, 2016, pp.373-390.

22. Caldentey, E. P. and M. Vernengo, "Wage and Profit-led Growth: The Limits to Neo-Kaleckian Models and a Kaldorian Proposal," *Levy Economics Institute Working Paper*, No. 775, 2013.

23. Cerra, V. and S. C. Saxena, "Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery,"

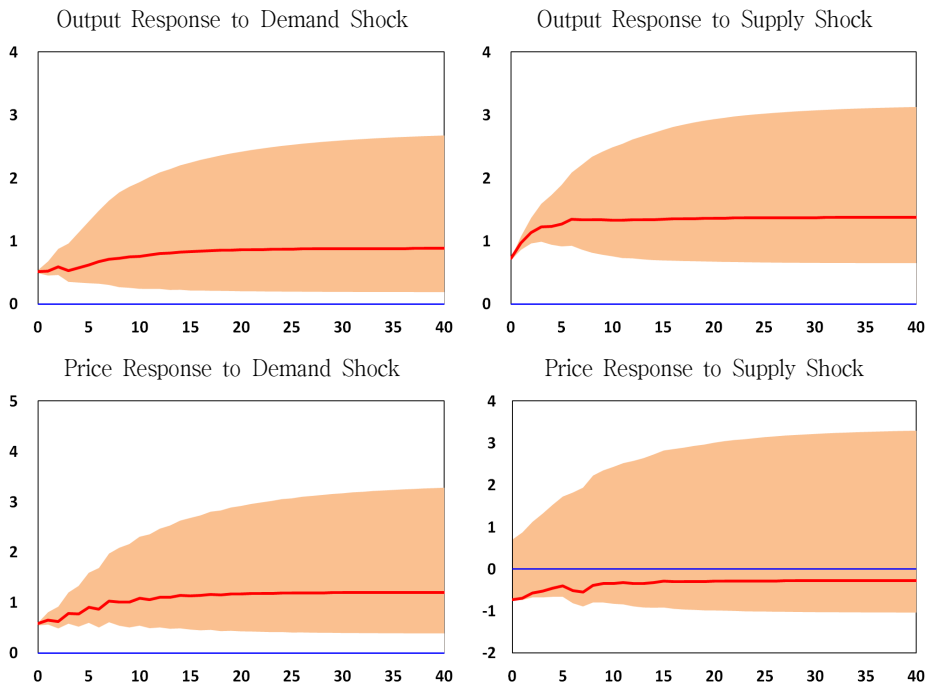
- American Economic Review*, Vol. 98, No. 1, 2008, pp.439-457.
24. Cesaratto, S., F. Serrano and A. Stirati, "Technical Change, Effective Demand, and Employment," *Review of Political Economy*, Vol. 15, No. 1, 2003, pp.33-52.
  25. Chen, W. and A. Netšunajev, "On the Long-run Neutrality of Demand Shocks," *Economics Letters*, Vol. 139, 2016, pp.57-60.
  26. Cho, Dongchul, "Aggregate Demand Gap Based on a Simple Structural VAR Model," *Economics Letters*, Vol. 114, No. 2, 2012, pp.228-234.
  27. Cover, J. P., W. Enders and C. J. Hueng, "Using the Aggregate Demand-Aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-Side and Supply-Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 3, 2006, pp.777-790.
  28. Dray, M. and A. P. Thirlwall, "The Endogeneity of the Natural Rate of Growth for a Selection of Asian Countries," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 33, No. 3, 2011, pp.451-468.
  29. Eichengreen, B., "Secular Stagnation: The Long View," *NBER Working Paper*, No. 20836, 2015.
  30. Gallardo, J. L. and L. R. Ortiz, "Effective Demand in the Recent Evolution of the US Economy," *Levy Economics Institute Working Paper*, No. 673, 2011.
  31. Girardi, D. and R. Pariboni, "Long-run Effective Demand in the US Economy: An Empirical Test of the Sraffian Supermultiplier Model," *Review of Political Economy*, Vol. 28, No. 4, 2016, pp.523-544.
  32. Howard, G., R. Martin and B. A. Wilson, "Are Recoveries from Banking and Financial Crises Really So Different?," *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers*, No. 1037, 2011.
  33. Kaldor, N., "Alternative Theories of Distribution," *Review of Economic Studies*, Vol. 23, No. 2, 1956, pp.83-100.
  34. Keating, J. W., "Interpreting Permanent Shocks to Output When Aggregate Demand May Not Be Neutral in the Long Run," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 45, No. 4, 2013, pp.747-756.
  35. Keating, J. W. and V. J. Valcarcel, "The Time-Varying Effects of Permanent and Transitory Shocks to Real Output," *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 19, 2015, pp.477-507.
  36. Keynes, J. M., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan, 1936.
  37. Lanzafame, M., "The Balance of Payments Constrained Growth Rate and the Natural Rate of Growth: New Empirical Evidence," *MPRA paper*, No. 33130, 2011.
  38. Libanio, G. A., "Aggregate Demand and the Endogeneity of the Natural Rate of Growth: Evidence from Latin American Economies," *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 33, No. 5, 2009, pp.967-984.
  39. Lo, S. and K. Rogoff, "Secular Stagnation, Debt Overhang and Other Rationales for Sluggish Growth, Six Years on," *BIS Working Papers*, No. 482, 2015.

40. Lucas, R. E. Jr., "On the Mechanics of Development Planning," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, 1988, pp.3-42.
41. Martin, R., T. Munyan and B.A. Wilson, "Potential Output and Recessions: Are We Fooling Ourselves?," *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers*, No. 1145, 2015.
42. Mundell, R., "Inflation and Real Interest," *Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 3, 1963, pp.280-283.
43. Nell, K. S., "Demand-led Versus Supply-led Growth Transitions," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 34, No. 4, 2014, pp.713-748.
44. Onaran, Ö. and T. Obst, "Wage-led Growth in the EU15 Member States: The Effects of Income Distribution on Growth, Investment, Trade Balance, and Inflation," *Post Keynesian Economics Study Group Working Paper*, No. 1602, 2016.
45. Orphanides, A. and R. M. Solow, "Money, Inflation and Growth," In: Friedman, B. M., Hahn, F. H. (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 1, pp.223-261.
46. Rawdanowicz, L., R. Bouis, K. Inaba and A. K. Christensen, "Secular Stagnation: Evidence and Implications for Economic Policy," *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1169, 2014.
47. Reifschneider, D., W. Wascher and D. Wilcox, "Aggregate Supply in the United States: Recent Developments and Implications for the Conduct of Monetary Policy," *IMF Economic Review*, Vol. 63, No. 1, 2015, pp.71-109.
48. Romer, P. M., "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 5, 1990, pp.S71-S102.
49. Soukiazis, E., P. A. Cerqueira and M. Antunes, "Growth Rates Constrained by Internal and External Imbalances and the Role of Relative Prices: Empirical Evidence from Portugal," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 36, No. 2, 2014, pp.275-298.
50. Stern, N., "The Determinants of Growth," *Economic Journal*, Vol. 101, No. 404, 1991, pp.122-133.
51. Summers, L. H., "U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound," *Business Economics*, Vol. 49, No. 2, 2014, pp.65-73.
52. \_\_\_\_\_, "Demand Side Secular Stagnation," *American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol. 105, No. 5, 2015, pp.60-65.
53. \_\_\_\_\_, "Secular Stagnation and Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 98, No. 2, 2016, pp.93-110.
54. Thirlwall, A. P., *The Nature of Economic Growth: An Alternative Framework for Understanding the Performance of Nations*, Edward Elgar, 2002.
55. Tobin, J., "Money and Economic Growth," *Econometrica*, Vol. 33, No. 4, 1965, pp.671-684.
56. Verdoorn, P. J., "Fattori Che Regolano lo Sviluppo Della Produttività del Lavoro," *L'Industria*, 1, 1949, pp.45-53.
57. Yellen, J. L., "Macroeconomic Research After the Crisis," *Remarks at the 60th Annual Economic Conference Sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston*, 2016.

부록: 강건성 점검

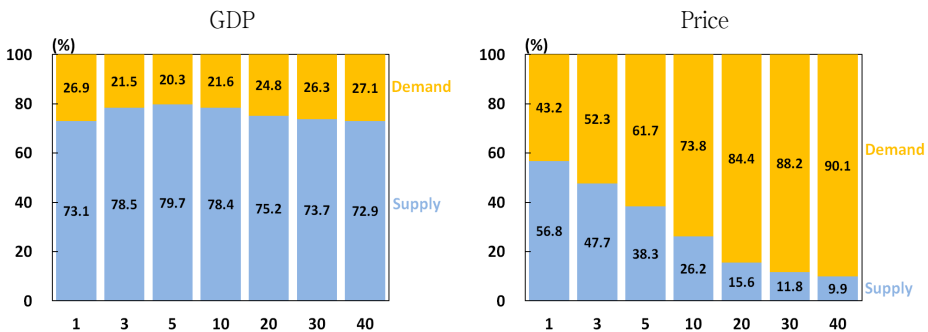
(1) 물가지표로 GDP디플레이터를 사용한 경우의 충격반응함수와 예측오차분산분해

〈Figure A1〉 Impulse Response Functions Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme(GDP Deflator)



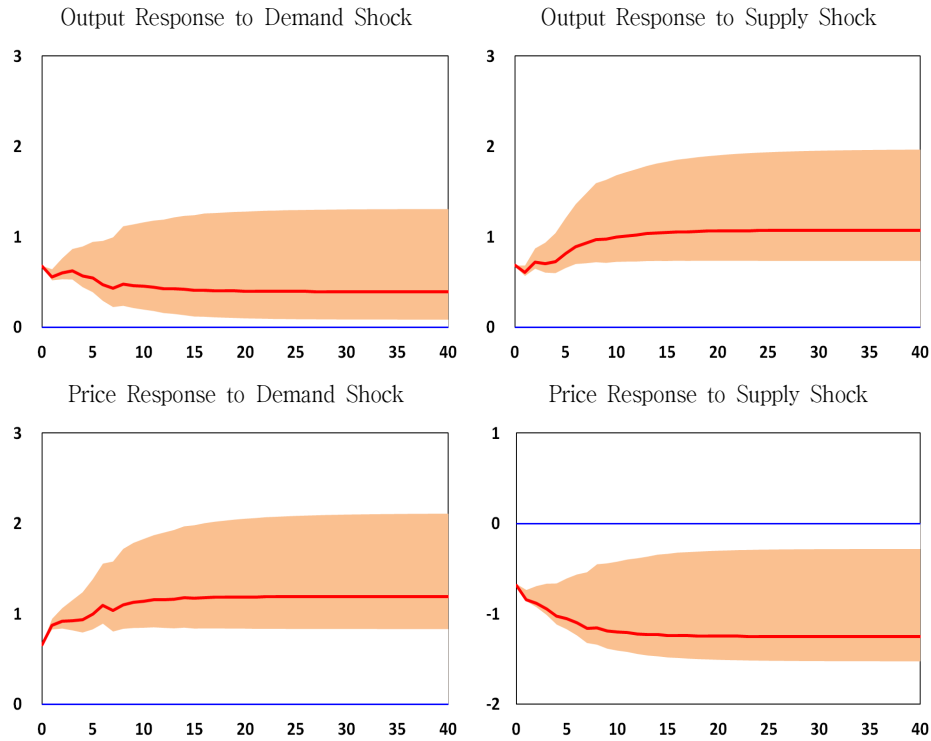
Note: Shaded areas are 95% bootstrap error bands with 5,000 iterations.

〈Figure A2〉 Forecast Error Variance Decomposition Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme(GDP Deflator)

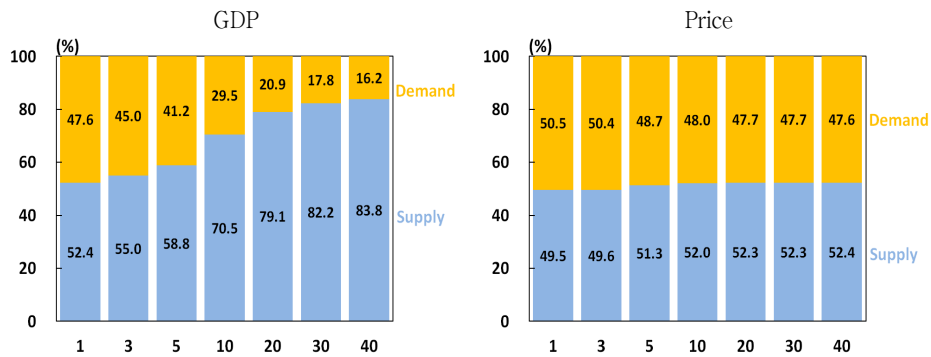


(2) 산업생산, 소비자물가상승률의 월별자료를 이용한 분석 결과

〈Figure A3〉 Impulse Response Functions Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme(Monthly Data)

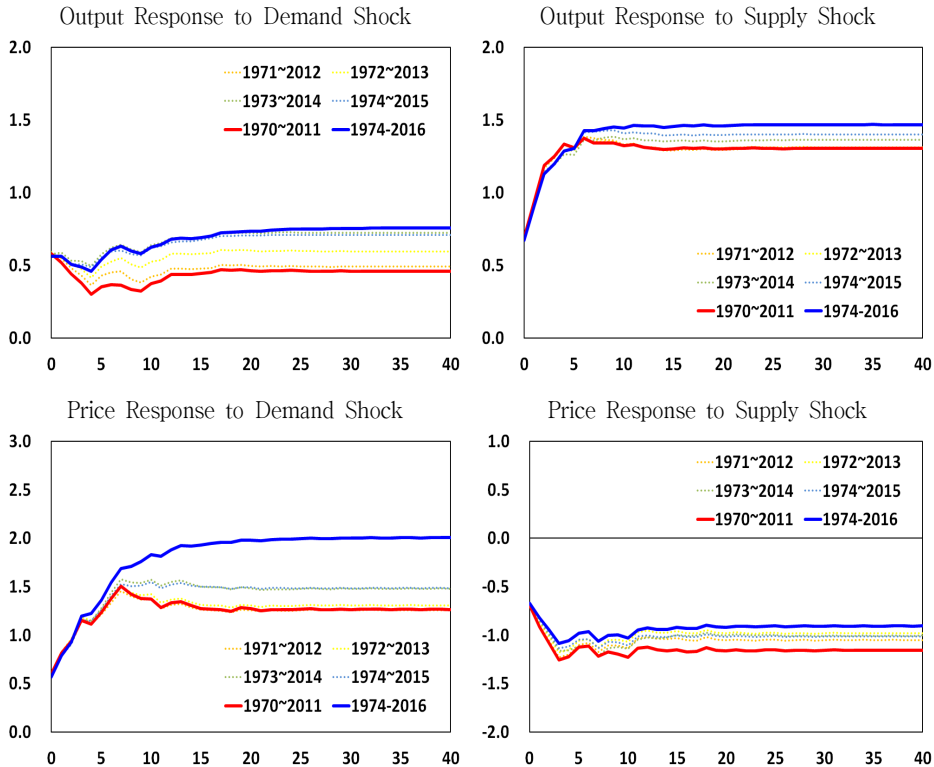


〈Figure A4〉 Forecast Error Variance Decomposition Based on Bashar(2011, 2012)  
Identification Scheme(Monthly Data)



### (3) 이동윈도우(rolling window) 방식에 의한 충격반응함수 계산 결과 비교

〈Figure A5〉 Comparison of Impulse Response Functions by Rolling Window Method

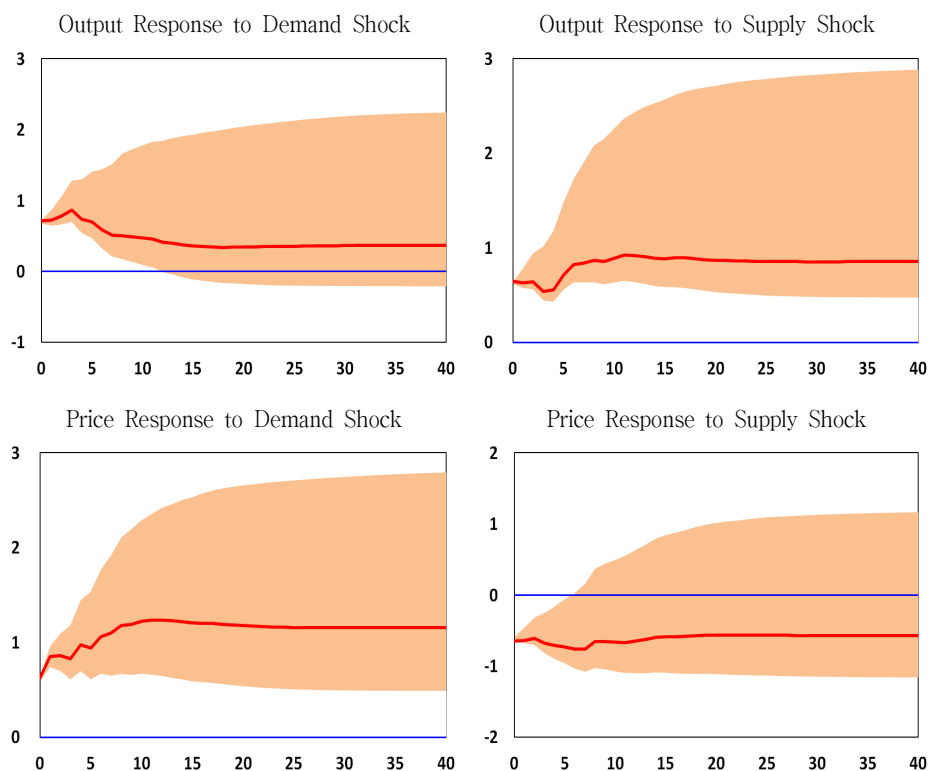


### (4) 2000년 이후 산업생산, 소비자물가상승률 월별자료를 이용한 2012년 이후의 성장 동인 평가

많은 연구들이 우리 경제가 외환위기를 거치며 체질 변화를 겪었을 가능성에 대해 언급하고 있다. 이를 감안하여 본 부록에서는 외환위기 이후인 2000년부터의 시계열 자료를 사용하여 수요와 장기 성장 간 관계에 대해 분석해 보았다. 먼저 논문에는 포함시키지 않았지만 분기 자료를 이용한 분석에서는 공급충격이 실질GDP 및 물가 수준에 미치는 영향이 수렴하지 않고 항구적으로 증가하는 등 모형이 제대로 식별되지 않는 결과가 나타났다. 이는 관측치의 수가 충분하지 않기 때문인 것으로 생각된다. 대신 충분한 시계열 자료를 확보하기 위해 산업생산과 소비자물가

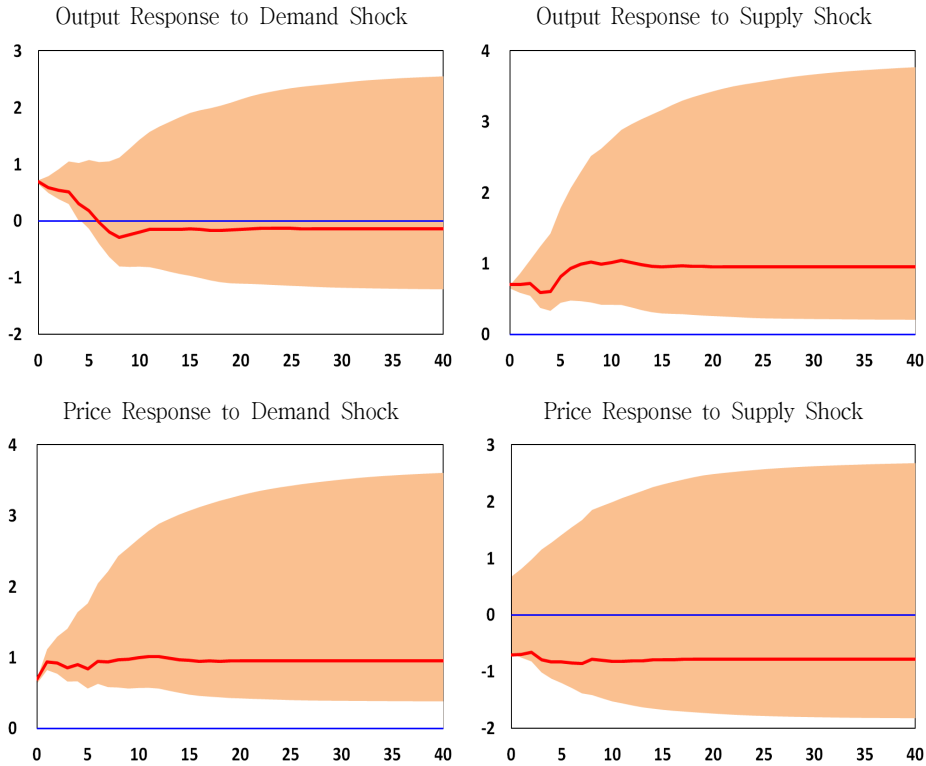
지수의 월별자료를 이용하여 동일한 분석을 수행해 보았다. 〈Figure A6〉부터 〈Figure A8〉까지가 그 결과에 해당한다. 2000년부터 2016년까지의 자료를 이용한 분석에서도 본문의 내용과 부합하는 결과가 도출되었다. 즉 수요충격의 발생은 GDP 수준에 장기적으로 양의 영향을 미쳤다. 수요충격이 물가에 미치는 영향 및 공급충격이 GDP와 물가에 미치는 영향도 이론이 시사하는 바와 같았다(〈Figure A6〉). 그러나 2012년 이후의 성장 동인 평가를 위해 자료 기간을 2011년까지로 단축했을 경우에는 양상이 달라졌다. 수요충격은 단기에만 GDP 수준에 양의 영향을 미쳤을 뿐 장기적인 영향은 0에 가까운 수준으로 하락하였다(〈Figure A7〉). 2000~2016년까지의 자료를 이용한 충격반응함수와 2000~2011년까지의 자료를 이용한

〈Figure A6〉 Impulse Response Functions Calculated Using Monthly Data(2000~2016)



Note: Shaded areas are 95% bootstrap error bands with 5,000 iterations.

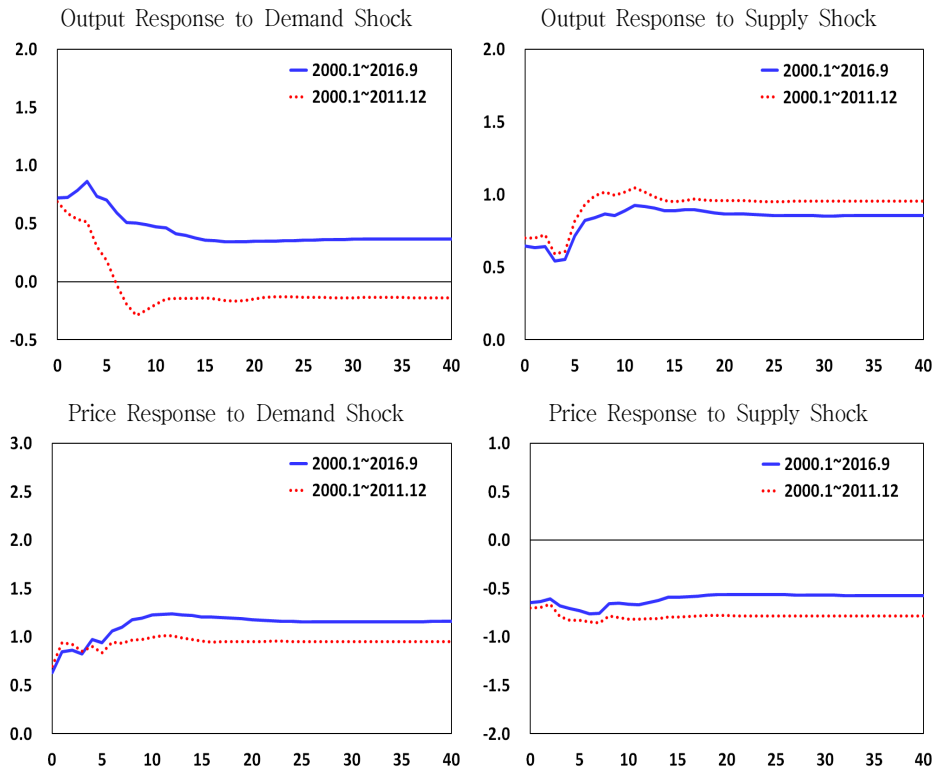
〈Figure A7〉 Impulse Response Functions Calculated Using Monthly Data (2000~2011)



Note: Shaded areas are 95% bootstrap error bands with 5,000 iterations.

충격반응함수를 함께 그린 〈Figure A8〉을 보면 그 차이가 더욱 선명하게 드러난다. 분석 기간이 2012년 이후 포함에서 2012년 이후 제외로 달라짐에 따라 수요충격이 성장에 미치는 영향은 큰 폭으로 감소했다. 이에 비하면 수요충격이 물가에 미치는 영향이나 공급충격이 성장 및 물가에 미치는 영향의 변화는 상대적으로 미미했다. 이처럼 2000년 이후의 자료를 이용한 분석을 통해서도 우리 경제의 최근 성장 둔화가 수요 부진에 의해 주도되고 있을 가능성을 확인해 볼 수 있다.

〈Figure A8〉 Effect of A Change in Estimation Period on Impulse Response Functions When Monthly Data since 2000 Are Used



## A Study on the Relationship Between Aggregate Demand and Long-run Growth\*

Geunhyung Yim\*\*

### Abstract

Korean economy is now showing a new growth pattern. Negative GDP gap continues for years and potential GDP growth rate is decreasing at a speed close to that of actual GDP growth rate. But these phenomena are hard to be explained by the “conventional view” that supply factors determine long-run economic growth. On these backgrounds, this paper surveys the theoretical literature on the relationship between demand and economic growth, assesses the current low growth trend of the global economy, and conducts an econometric analysis using Korean data to see whether aggregate demand can affect long-run economic growth. The analysis focuses on changes in the link between aggregate demand and aggregate supply. Demand-led growth theory, developing with effective demand theory and aggregate demand approach as its two pillars, implies that deficiency of demand may be one of causes of recent sluggish global economic growth. The labor income share has decreased since the 1980s, a shortage of investment has been chronic, and inflation remains low despite of a decline in potential GDP. Moreover, empirical analysis, which adopts Bashar (2011, 2012)’s identification methodology, indicates that aggregate demand shocks have a permanent impact on the long-run economic growth of Korea. The result also shows that such relationship has been intensified after 2012.

**Key Words:** demand/supply, long-run growth, long-run restriction structural VAR

**JEL Classification:** C32, E31, O40

---

*Received: May 13, 2017. Revised: Aug. 22, 2017. Accepted: Sept. 19, 2017.*

\* I would like to express my grateful appreciation to Wook Sohn, Seryung Park, Soyong Kim, Jinhyuk Yoo, Inhwan So, the seminar participants at the Bank of Korea and the anonymous referees for their valuable comments which helped to improve the paper. The views expressed in this paper are solely those of the author and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea.

\*\* Senior Economist, Monetary Policy Department, The Bank of Korea, 67, Sejong-daero, Jung-Gu, Seoul 04514, Korea, Phone: +82-2-759-4463, e-mail: ghyim@bok.or.kr