

국내외 공급 및 수요 충격이 국내거시경제에 미치는 영향 - 잠재요인모형을 사용한 경우

이 근 영*

논문 초록

본 연구에서는 자산가격과 환율 자료를 사용하여 국내외 공급과 수요 등 세 가지 잠재요인을 Pavlova and Rigobon(2007)의 모형에 의해 도출한 후 이들 요인들에 대한 충격이 국내거시경제에 어떤 영향을 미치는가를 VAR 모형을 통해 살펴 보았다.

분석결과 한국과 미국에서 양(+)의 공급충격은 동시에 한국과 미국의 주가를 상승시키나 미국수요대비 국내수요에 대한 양(+)의 충격은 국내주가를 상승시키는 반면 미국주가를 하락시킨다. 또한 VAR 모형의 충격반응분석결과 국내외 양(+)의 공급충격은 수출과 산업생산, 그리고 BSI 등을 상승시키는 반면 상대적인 양(+)의 국내 수요충격은 이들을 하락시킨다. 한편 소비자물가나 실업률의 경우는 이들 충격의 효과가 반대로 나타나나 통계적 유의성은 거의 없다.

핵심 주제어: 잠재요인모형, 해외공급충격, 국내공급충격, 상대적 수요충격

경제학문헌목록 주제분류: E3, F3, F4

I. 서론

연초의 언론보도에 따르면 미국의 경제성장률이 당초 예상치를 훨씬 초과할 것으로 예상됨에 따라 우리나라의 성장률 전망치도 높여야 할 상황에 놓여 있다고 한다. 그러나 이러한 연초의 장미 빛 예상과 달리 시간이 흐름에 따라 국내외의 과도한 확장적인 경제정책으로 원자재 및 곡물 등의 국제가격이 상승하고 미국과 유럽이 재정위기에 빠짐에 따라 전세계는 스테그플레이션의 공포에 휩싸이게 되었다. 이와 같이 세계경제가 자유화되고 개방됨에 따라 경제규모가 큰 국가의 경제 부침은 다른 국가들의 수출입에 영향을 미쳐 이들 국가들의 동반 부침을 유발한다. 또한 최근에는 재화시장뿐만 아니라 금융 및 자본시장도 대폭 개방되고 자유화됨에 따라 자산가격의 동조화 현상도 전세계적으로 나타나고 있다. 특히 글로벌 금융위기와 최근의 재정위기에서 경험한 바와 같이 주식시장의 동조화 현상이 최근 두드러지게 나타나고 있는데 일부 연구(Kaminsky, Reinhart, and Vegh, 2003)들에 따르면 각국의 주식시장들이 각국 국민소득간의 상관관계를 초과하여 과도하게 동조화되고 있다고 한다. 한편 기존의 국제자산가격결정이론과 달리 Pavlova and Rigobon (2007)은 소비자 기호의 이질성에 기인한 수요충격을 도입함으로써 이런 현상을 일반균형모형의 가격전달경로를 통해 설명하고 있다.

Pavlova and Rigobon (2007)에 따르면 국내산출에 대한 양(+)의 충격은 국내주가를 상승시키고 국제무역의 비교우위이론에 따라 자국의 교역조건을 악화시키는 반면 외국의 교역조건을 개선시킨다. 이는 외국의 산출가치를 증대시켜 외국주가를 상승시킴으로써 양국의 주식시장을 동조화시키는데 이때 외환시장이 국제적으로 충격이 파급되는 경로로써 작동한다. 그러나 해외수요대비 국내수요에 대한 양(+)의 충격은 국내재화에 대한 상대적인 수요를 증대시키고 자국의 교역조건을 개선시킨다. 이는 국내산출의 가치를 상승시켜 국내주가를 끌어 올리는 반면 외국의 산출가치를 하락시켜 외국주가를 떨어뜨린다. 즉 공급충격은 각국의 주가를 같은 방향으로 움직이게 하는 반면 수요충격은 각국의 주가를 다른 방향으로 움직이게 한다. 따라서 기존 모형들과 달리 국민소득간의 상관관계에 관계없이 수요충격과 공급충격의 상대적 크기에 따라 주가의 동조화 현상이 심화되기도 하고 약화되기도 한다.

본 연구에서는 이와 같이 국내외 공급 및 수요 충격이 최근 국민경제에서 차지하는 비중과 중요성이 비약적으로 커지고 있는 주식 및 외환시장에 영향을 미친다는

점에 초점을 맞춰 이들 충격들이 국내거시경제에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. Bernanke, Boivin, and Elias (2005) 등이 언급한 것처럼 일반적으로 사용되는 VAR 모형에서 수요나 공급 충격과 같은 일반적인 경제개념들을 나타내기 위해 측정 가능한 특정 자료를 사용하기란 쉽지 않을 뿐만 아니라 매우 자의적이다. 또한 많은 정보가 이용 가능함에도 불구하고 제한된 자료만을 VAR 모형에 사용함으로써 나타나는 정보의 손실 문제 등이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 국내외 공급 및 수요 충격이 주식 및 외환시장의 동태적 움직임과 밀접히 관련되어 있다는 점과 이러한 주식 및 외환시장의 동학이 잠재요인모형(latent factor model)에 의해 대변될 수 있다는 Pavlova and Rigobon (2007)의 주장에 근거해 먼저 국내수요요인과 국내공급요인, 그리고 해외공급요인을 추정해 낸다. 그 다음 이들 국내외 수요 및 공급요인들이 외생적으로 주어진 VAR 모형을 이용하여 이들 요인들에 대한 충격이 수출, 산업생산, BSI(business survey index, 기업경기실사지수), 소비자물가와 실업률 등의 국내거시경제변수에 어떤 영향을 미치는가를 분석해 본다.

분석결과 한국과 미국에서 양(+)의 공급충격은 동시에 한국과 미국의 주가를 상승시키나 미국수요대비 국내수요에 대한 양(+)의 충격은 국내주가를 상승시키는 반면 미국주가를 하락시킨다. 또한 VAR 모형의 충격반응분석결과 국내외 양(+)의 공급충격은 국내 산업생산과 수출, 그리고 BSI 등을 상승시키는 반면 상대적인 양(+)의 국내 수요충격은 이들을 하락시킨다. 한편 소비자물가나 실업률의 경우는 이들 충격의 효과가 반대로 나타나나 통계적 유의성이 떨어진다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 먼저 기존연구들을 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 국내외 공급 및 수요 요인을 추출하기 위해 자산가격과 환율의 동태적 움직임에 기초한 Pavlova and Rigobon (2007)의 잠재요인모형을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 분석대상인 한국과 미국의 관련 자료의 특성을 살펴보고 이들로부터 잠재적인 수요 및 공급 요인들을 추정한다. 제Ⅴ장에서는 이들 요인들과 주요 거시경제변수들로 구성된 VAR 모형을 사용하여 국내외 공급 및 수요 충격이 수출, 산업생산, BSI, 소비자물가, 실업률, 등에 미치는 영향을 충격반응과 분산분해분석 등을 통해 살펴본다. 제Ⅵ장에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존 연구에 관한 고찰

최근 국제자산가격결정모형들은 기존의 자산가격결정모형 외에 국제무역의 비교우위이론과 개방거시경제모형을 동시에 고려함으로써 보다 현실에 가까운 모형으로 발전되고 있다. 과거 대부분의 국제자산가격결정모형들은 재화가 한 개뿐인 2국 1재화 모형을 채택함으로써 재화의 국제교역문제를 다루지 않고 있다(Dumas, Harvey, and Ruiz, 2003). 2국 1재화 모형의 경우 경제주체들은 오직 금융자산만을 거래하기 때문에 교역조건과 실질환율은 1과 동일하며 국제금융시장의 동조화 현상이 공통의 할인요인만을 통해 전파된다. 이러한 구조하에서 환율은 운송비용을 실질모형에 도입(Dumas, 1992; Sercu and Uppal, 2000) 하거나 외생적인 통화정책을 가정하고 명목환율에 초점(Basak and Gallmeyer, 1999)을 맞출 때 그 중요성이 부각된다.

이에 대한 예외적인 모형들로는 Helpman and Razin(1978), Cole and Obstfeld(1991), Zapaterp(1995) 등이 있다. 이들 모형들의 경우에는 교역조건의 변화가 공급충격을 완전히 상쇄하기 때문에 균형배당금이 모든 주식에 걸쳐 동일하고, 따라서 주식시장이 전세계적으로 완전상관관계를 가지고 있어 분산투자의 긍정적인 효과가 나타나지 않는다.

기존 모형에 교역조건을 도입함으로써 상대가격경로가 국제금융시장의 동조화 현상을 설명하는 데 중요하다는 점은 국제실질경기순환이론에 의해 오래전부터 강조되어 왔다(Backus, Kehoe, and Kydland, 1992; Stockman and Tesar, 1995). 국제실질경기순환이론은 이미 널리 알려진 바와 같이 공급충격이 세계경제 불확실성의 유일한 원천임을 주장한다.

한편 Pavlova and Rigobon(2007)은 세계경제의 불확실성이 각국의 공급충격뿐만 아니라 소비자의 수요충격에도 기인함에 착안해 수요충격을 도입함으로써 위에서 소개된 모형들을 모두 포함하는 일반적인 모형을 정형화한다. 즉 Pavlova and Rigobon(2007)은 개방거시경제모형들이 보여주는 바와 같이 상대적인 양(+)의 국내수요충격이 국내교역조건을 개선시킴으로써 공급충격의 경우와 달리 국내외 자산가격이 반대방향으로 움직일 수 있음을 이론모형과 실증분석을 통해 보여주고 있다.

그 밖에 환율과 주식시장과의 관계를 분석한 연구로는 Stulz(1987), Brandt,

Cochrane, and Santa-Clara (2006), Hau and Rey (2006) 등이 있다.

III. 잠재요인모형

Pavlova and Rigobon (2007) 은 Lucas (1982) 모형을 확장시켜 교역조건을 기존의 국제자산가격결정모형에 도입함으로써 상대재화가격인 실질환율이 주식시장과 채권시장의 동학을 결정하는 데 중요한 역할을 하는 2국 2재 자산가격결정모형을 정형화하였다. Pavlova and Rigobon (2007) 은 이 모형을 통해 자산가격과 환율의 움직임을 살펴보는 데 공급충격뿐만 아니라 수요충격도 매우 중요함을 보여주고 있으며 본 연구에서는 그들이 사용한 잠재요인모형을 이용해 국내외 공급 및 수요 요인을 이끌어 낸다. 따라서 다음과 같은 모형이 추정된다.

$$\begin{bmatrix} \frac{dS(t)}{S(t)} \\ \frac{dS^*(t)}{S^*(t)} \\ \frac{dB(t)}{dB(t)} \\ \frac{dB^*(t)}{dB^*(t)} \\ \frac{B^*(t)}{de(t)} \\ \frac{de(t)}{e(t)} \end{bmatrix} = \vec{I} + \begin{bmatrix} b(t) & 1-b(t) & b(t) \\ -1+b(t) & 1-b(t) & b(t) \\ b(t) & -b(t) & b(t) \\ -1+b(t) & 1-b(t) & -1+b(t) \\ (\alpha_H - \alpha_F) & -(\alpha_H - \alpha_F) & (\alpha_H - \alpha_F) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_\theta(t) \\ f_\omega(t) \\ f_{\omega^*}(t) \end{bmatrix}, \quad (1)$$

식 (1)에서 S 와 S^* 는 각각 한국과 미국의 주식, B 와 B^* 는 한국과 미국의 채권, 그리고 e 는 실질환율(한국재화가격/미국재화가격)을 나타내며 \vec{I} 는 벡터 상수항을 표시한다. f_θ 는 상대적인 국내수요충격(한국수요충격/미국수요충격)을 나타내는 반면 f_ω 와 f_{ω^*} 는 각각 한국과 미국의 공급충격을 나타내며 이들은 비관측 요인으로서 간주된다. 식 (1)에서 $b(t)$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$b(t) \equiv \frac{1-\alpha}{\alpha q(t)+1-\alpha} \quad (2)$$

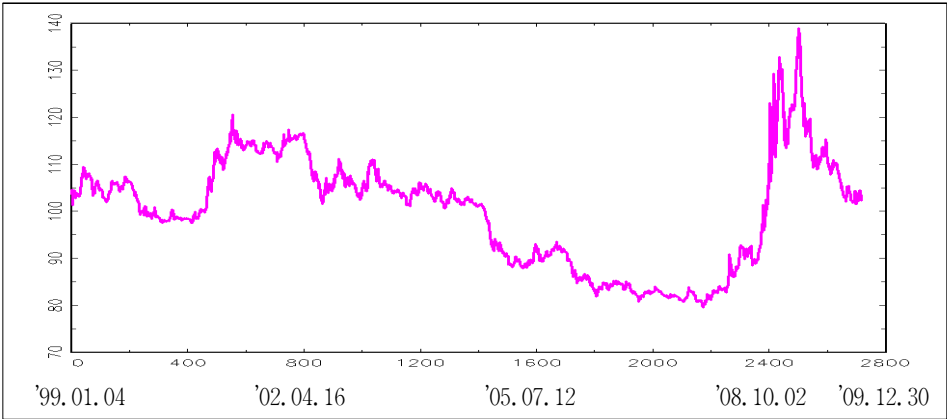
$$q(t) = \left[\frac{\epsilon(t)}{\bar{\epsilon}} \frac{(1-\alpha_H)^{1-\alpha_H} \alpha_H^{\alpha_H}}{(1-\alpha_F)^{1-\alpha_F} \alpha_F^{\alpha_F}} \right]^{1/(\alpha_H - \alpha_F)}$$

식 (2)에서 q 와 ϵ 는 각각 교역조건과 명목환율, $\bar{\epsilon}$ 는 평균명목환율을 나타낸다. 또한 α 는 한국과 미국, 2국으로 구성된 세계소비 바스켓에서 한국 생산재의 가중치를 나타내며 α_H 와 $1 - \alpha_H$ 는 각각 국내 총소비지출에서 차지하는 국내재와 외국재의 몫과 동일하다. 마찬가지로 α_F 와 $1 - \alpha_F$ 는 외국 총소비지출에서 차지하는 국내재와 외국재의 몫과 동일하다.

IV. 잠재요인모형의 추정

본 연구에서는 한국과 미국을 분석대상으로 삼는다. 따라서 주가자료로는 KOSPI와 다우존스지수, 채권자료로는 CD유통수익률(91일)과 미국국채수익률(3개월), 그리고 원/달러환율이 고려된다. 분석기간은 1999년 1월 4일부터 2009년 12월 30일까지이며 일별 종가자료가 사용된다.¹⁾

〈그림 1〉 원/달러환율

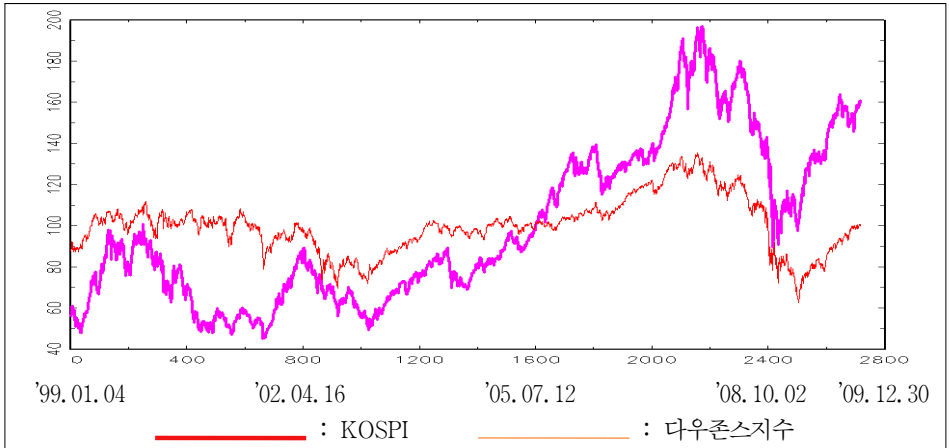


〈그림 1〉이 원/달러환율의 움직임을 보여주고 있다. 주가 또는 채권가격의 추이와 비교하기 위해 원자료를 분석기간동안의 평균으로 나눈 후 100을 곱해 지수화하였다. 따라서 〈그림 1〉은 식 (2)의 $\epsilon(t)/\bar{\epsilon}$ 을 표시한다. 2002년 이후부터 2007년 10월까지 원/달러환율은 지속적으로 하락하다가 미국의 서브프라임 사태가 본격화됨에 따라 다시 상승하기 시작한다. 특히 2008년 9월 리먼브라더스의 파산 이후 원

1) 이들 자료들은 톰슨 로이터의 Datastream database로부터 구하였다.

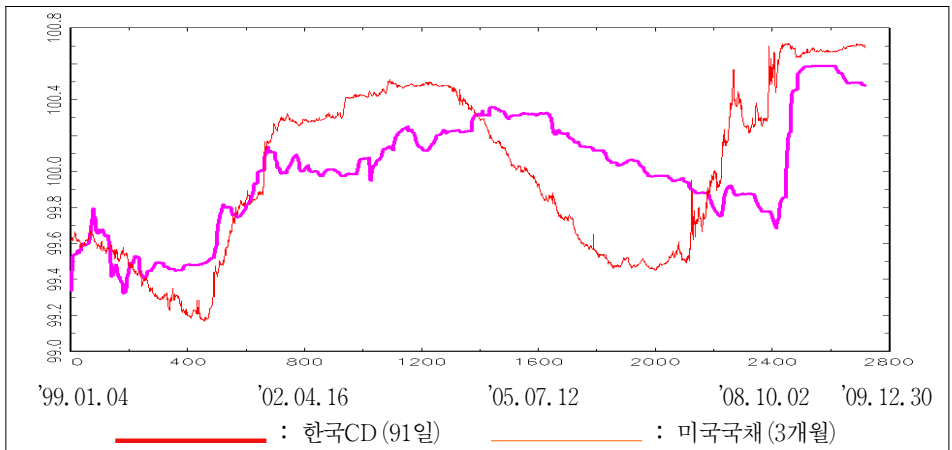
/달러환율이 급격하게 상승하다가 2009년에 들어와 글로벌 금융위기가 진전됨에 따라 다시 하락하기 시작한다.

〈그림 2〉 주가지수



〈그림 2〉는 KOSPI와 다우존스지수의 추이를 보여주고 있다. 주가 또한 원자료를 분석기간동안의 평균으로 나눈 후 100을 곱해 지수화하였다. KOSPI는 분석기간동안 전반적으로 원/달러환율과 반대방향으로 움직이고 있다. 또한 KOSPI는 변동폭이 다우존스지수에 비해 훨씬 크나 움직임의 방향은 유사함을 알 수 있다.

〈그림 3〉 채권수익률



주: 1) 각 자료를 평균으로 나눈 후 100을 곱해 지수로 표시.

〈그림 3〉은 CD (91일)와 미국국채 (3개월) 등의 가격 추이를 보여주고 있는데 이 자료는 각 수익률을 가격으로 변환한 후 환율이나 주가와 마찬가지로 분석기간동안의 평균으로 나눈 후 100을 곱해 지수화하였다. 주가와 달리 채권가격의 변동폭은 한국이 경우보다 미국의 경우 더 크다. 양국의 채권가격이 대체적으로 유사하게 움직이며 미국채권가격이 한국채권가격에 선행함을 보여준다. 원/달러환율 또한 미국채권가격과 유사한 방향으로 움직이고 있다.

식 (1)에서 추정하고자 하는 요인이 3개이기 때문에 5가지 자산수익률을 모두 사용할 필요가 없다. 따라서 먼저 채권을 제외하고 주식수익률과 환율변화율을 사용하여 국내외 공급 및 수요 충격을 추출한다. 여기서는 한국과 미국간의 시차가 존재하기 때문에 이 시차 문제를 완화하기 위해 2일간의 자료를 사용한다.²⁾ 먼저 시계열의 계열상관관계와 추세를 없애기 위해 양국의 주식수익률과 원/달러환율에 대한 VAR 모형을 추정하며 시차는 AIC와 AICc 기준에 의해 8을 사용한다. 여기서 구한 잔차들을 이용하여 식 (1)로부터 잠재요인들을 추출한다.

식 (1)의 파라미터 행렬은 α , α_H , α_F , q 등에 의해 결정된다. α 는 세계소비바스켓에서 차지하는 국내재화의 비중을 나타내기 때문에 여기서는 Pavlova and Rigobon (2007)과 마찬가지로 한국 GDP와 미국 GDP의 합에서 한국 GDP가 차지하는 비율로 α 를 측정한다. 또한 모형의 가정에 의해 $\alpha_H > \alpha_F$ 이기 때문에 $\alpha_H = 0.75$, $\alpha_F = 0.25$ 가 사용된다.³⁾

〈표 1〉은 양국의 주가와 원/달러환율을 이용하여 3가지 잠재요인의 공분산 행렬을 추정한 경우를 보여주고 있다. 추정결과는 상대적인 국내수요요인의 분산이 국내공급요인의 분산보다는 작지만 해외공급요인의 분산보다는 2배 이상 큼을 보여주고 있다. 즉 국내수요요인이 국내공급요인보다는 못하지만 해외공급요인보다는 중

2) 1일 자료의 경우에는 한국과 미국 금융시장이 개·폐장되는 시간이 일치하기 않기 때문에, 특히 동시기의 인과관계를 분석하는 경우에는 문제가 될 수 있는 반면 2일 자료를 사용하는 경우에는 중복되는 시간이 존재하기 때문에 1일 자료보다 더 객관적인 자료라고 볼 수 있다. 한편 2일 평균자료를 축차적으로 이동평균시켜 얻은 1일 자료의 경우에는 표본크기는 증가하나 높은 계열상관관계가 나타나기 때문에 사용하지 않았다. 그러나 주별 자료를 포함한 어떤 경우에도 주요 추정결과는 크게 다르지 않다.

3) α , α_H , α_F 의 크기를 변화시키는 경우에도 주요 결론에는 큰 차이가 없다. 한 예로 α 를 0.058에서 0.2, 0.5 등으로 증가시키는 경우 해외공급충격에 대한 국내산업생산의 반응은 작아지는 반면 국내공급과 국내수요 충격에 대한 반응은 커지나 그 차이는 크지 않다.

요함을 보여주고 있다. 또한 상관계수의 추정치는 국내수요요인이 국내공급요인과 양(+)의 상관관계를 가지고 있는 반면 해외공급요인과 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 또한 국내공급요인은 해외공급요인과 양(+)의 상관관계를 가지고 있다.

〈표 1〉 충격요인의 공분산 행렬 추정치

		f_{θ}	f_{ω}	f_{ω^*}
분산		1.242	1.518	0.429
상관계수	f_{θ}	1	0.596	-0.393
	f_{ω}		1	0.294
	f_{ω^*}			1

주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.

〈표 2〉는 주가와 환율 외에 양국의 채권가치를 포함한 5변수를 이용하여 3가지 잠재요인의 공분산 행렬을 추정한 경우를 보여주고 있다. 〈표 1〉과 달리 국내공급요인의 분산이 작아져 오히려 국내수요요인의 분산이 더 크다. 해외공급요인의 분산은 주가와 환율만을 사용한 경우보다 약간 크다. 한편 상관계수의 추정치는 〈표 1〉의 경우와 크게 다르지 않다.

〈표 2〉 충격요인의 공분산 행렬 추정치(채권을 포함한 경우)

		f_{θ}	f_{ω}	f_{ω^*}
분산		1.242	1.058	0.437
상관계수	f_{θ}	1	0.566	-0.375
	f_{ω}		1	0.304
	f_{ω^*}			1

주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.

〈표 3〉은 〈표 1〉과 〈표 2〉에서 살펴본 바와 같이 양국의 주가와 채권가격, 그리고 환율 등을 사용한 3변수 또는 5변수 VAR 모형을 통해 얻은 각 잔차들을 3가지 국내외 충격요인에 단순회귀시켰을 때 추정부호를 보여주고 있다. 상대적인 국내수요요소에 양(+)의 충격이 주어졌을 때 국내재에 대한 상대적 수요가 증가하기 때문에 실질환율이 상승하고 자국의 교역조건이 개선된다. 따라서 국내산출의 가치가

올라가고 국내주가와 국내채권가격이 상승한다. 반면 외국의 교역조건은 악화되기 때문에 해외산출의 가치는 떨어지고 외국주가와 외국채권가격은 하락한다. 한편 국내산출에 대한 양(+)의 충격이 주어졌을 때 국내주식시장의 수익률은 증가하는 반면 실질환율은 하락하고 자국의 교역조건은 악화된다. 상대적으로 외국의 교역조건이 개선됨에 따라 외국 산출의 가치가 증대하고 따라서 외국의 주식가치도 상승한다. 채권시장의 경우 자국의 교역조건이 악화됨에 따라 국내채권가격은 하락하는 반면 외국채권가격은 상승한다. 공급충격은 양국의 주가를 같은 방향으로 움직이게 하는 반면 상대적인 수요충격은 양국의 주가를 다른 방향으로 움직이게 한다. 수요충격이 없는 경우 양국의 주식시장은 완전히 동조화되는 반면 공급충격이 없는 경우에는 반대로 양국 주식시장이 완전히 탈동조화된다.

〈표 3〉 충격요인의 OLS 추정치 부호

내생변수 외생변수	$\frac{dS(t)}{S(t)}$	$\frac{dS^*(t)}{S^*(t)}$	$\frac{dB(t)}{B(t)}$	$\frac{dB^*(t)}{B^*(t)}$	$\frac{de(t)}{e(t)}$
f_{θ}	+	-	+	-	+
f_{ω}	+	+	-	+	-
f_{ω^*}	+	+	+	-	+

주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.

2) $S(S^*)$ 는 국내(해외)주식, $B(B^*)$ 는 국내(해외)채권, e 는 환율을 각각 표시.

V. 거시경제효과

여기서는 국내외 공급 및 수요 충격이 국내거시경제에 미치는 영향을 VAR 모형을 통해 살펴보고자 한다. 거시경제관련 자료의 경우 일별 자료와 같은 고빈도 자료가 없기 때문에 여기서는 앞 절에서 얻은 2일간의 요인자료들을 월별 자료로 전환한다. 그 다음 이 수요 및 공급충격들이 수출, 산업생산, BSI, 소비자물가, 실업률 등의 차분된 거시경제변수에 어떤 영향을 미치는가를 충격반응과 분산분해를 통해 살펴본다.⁴⁾

국내외 공급 및 수요충격은 국내거시경제변수에 영향을 미치는 반면 반대로 국내

4) 이들 자료들은 한국은행으로부터 구하였다.

거시경제변수에 의해 영향을 받지 않는다. 따라서 다음과 같은 VAR 모형이 추정된다(Hamilton, 1994; Lastrapes, 2005, 2006; 이근영, 2009).

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_F \\ d_Y \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} B_{FF}^i & 0 \\ B_{YF}^i & B_{YY}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{t-i} \\ Y_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{F,t} \\ \epsilon_{Y,t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

식 (3)에서 F_t 는 국외 및 국내 공급충격, 그리고 상대수요충격인 f_ω^* , f_ω , f_θ 로 구성되어 있으며 Y_t 는 수출, 산업생산, BSI, 소비자물가, 실업률 등의 차분 거시경제변수를 나타낸다. $\epsilon_t = (\epsilon_{F,t}, \epsilon_{Y,t})'$ 이며 $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Omega$ 이다. 식 (3)은 분해해서 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$F_t = d_F + \sum_{i=1}^p B_{FF}^i F_{t-i} + \epsilon_{F,t} \quad (4)$$

$$Y_t = e_Y + \sum_{i=0}^p \Theta_i F_{t-i} + \sum_{i=1}^p B_{YY}^i Y_{t-i} + \eta_t \quad (5)$$

$$\Theta_0 = \Omega_{YF} \Omega_{FF}^{-1}$$

$$\Theta_i = B_{YF}^i - \Theta_0 B_{FF}^i, \quad i = 1, \dots, p$$

$$E\eta\eta' \equiv \Sigma = \Omega_{YY} - \Omega_{YF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{YF}'$$

$$e_Y = d_Y - \Theta_0 d_F$$

본 연구에서는 세 가지 충격을 포함한 4변수와 8변수 VAR 모형이 추정된다.⁵⁾ 최소자승법에 의해 식 (4)와 (5)를 추정한 후 원래 VAR 모형의 파라미터인 B^i 와 Ω 를 도출한다. 시차수는 편의상 일률적으로 4인 경우를 살펴본다.⁶⁾

출레스키 분해에 근거해 축약형 VAR 모형의 충격반응을 살펴보는 경우 동 시점의 인과관계를 일방적으로 설정함에 따라 변수의 순서에 의해 충격반응의 결과가 달라질 수도 있다. 여기서는 해외공급요인이 국내거시경제변수뿐만 아니라 다른 국내요인에 외생적인 요소이기 때문에 변수의 순서는 해외공급요인, 국내공급요인, 상대적

5) $B_{FF}^i = 0$ 인 경우에도 추정결과에는 큰 차이가 없다.

6) 시차수를 변경하는 경우에도 결과에는 큰 차이가 없다.

국내수요요인, 각 거시경제변수의 순으로 한다. 각 잠재요인의 충격이 거시경제변수에 미치는 영향만을 살펴보기 때문에 거시경제변수가 마지막에 위치하고 있는 한 각 잠재요인들의 순서변화는 요인충격의 거시경제효과에 영향을 미치지 못한다.

1. 수출

〈표 4〉와 〈그림 4〉는 양국의 주가와 환율만을 이용하여 3가지 잠재요인을 추출한 경우 한 단위 표준편차크기의 수요 및 공급 충격이 주어졌을 때 각 거시경제변수의 누적충격반응정도를 보여주고 있다.

〈표 4〉 누적충격반응(4변수 VAR)

	기간	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	3	3.298 (0.947) **	0.974 (0.950)	-2.372 (0.946) *
	6	3.096 (1.092) **	2.269 (1.109) *	-1.617 (1.096)
	12	3.429 (1.089) **	2.442 (1.110) *	-1.359 (1.094)
	24	3.436 (1.092) **	2.469 (1.114) *	-1.343 (1.097)
산업생산	3	1.279 (0.389) **	0.307 (0.389)	-1.574 (0.406) **
	6	1.201 (0.476) *	1.212 (0.469) *	-0.801 (0.480) †
	12	1.349 (0.497) **	1.149 (0.482) *	-0.797 (0.492)
	24	1.361 (0.500) **	1.156 (0.485) *	-0.788 (0.495)
BSI	3	1.610 (0.990)	3.192 (0.931) **	-1.054 (0.922)
	6	1.896 (0.978) †	3.388 (0.942) **	0.189 (0.907)
	12	2.088 (0.971) *	3.508 (0.943) **	0.051 (0.901)
	24	2.165 (0.970) *	3.491 (0.942) **	0.113 (0.901)
소비자 물가	3	-0.014 (0.184)	-0.093 (0.178)	0.026 (0.188)
	6	0.004 (0.205)	-0.048 (0.200)	-0.003 (0.209)
	12	0.001 (0.214)	-0.055 (0.209)	0.013 (0.215)
	24	0.000 (0.215)	-0.055 (0.210)	0.017 (0.216)
실업률	3	-0.003 (0.176)	-0.033 (0.176)	0.015 (0.176)
	6	-0.031 (0.206)	-0.052 (0.203)	0.017 (0.208)
	12	-0.039 (0.216)	-0.070 (0.214)	0.013 (0.218)
	24	-0.041 (0.217)	-0.072 (0.216)	0.012 (0.219)

주: 1) f_{θ} 는 해외대미 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.
2) () 안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.
3) †, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

먼저 한 단위 표준편차 크기의 긍정적인 국내공급충격이 발생하는 경우 수출은 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 0.974%, 2.269%, 2.442%, 2.469% 증가한다. () 안의 값은 표준오차를 표시하는데 6, 12, 24개월의 경우 5% 수준하에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 표준오차는 부스트랩 방법을 이용해 1000회 시뮬레이션을 통해 구하였다. 양(+)의 국내공급충격은 국내교역조건을 악화시켜 국내재의 상대가격을 하락시키는 반면 외국재의 상대가격을 상승시키기 때문에 수출가격을 떨어뜨리나 수출물량을 증가시킨다. 우리나라의 경우는 수출물량의 증가폭이 수출가격의 하락폭보다 크기 때문에 전체적인 수출액은 증가한다.

또한 한 단위 표준편차 크기에 해당하는 양(+)의 해외공급충격이 발생하는 경우 수출은 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 3.298%, 3.096%, 3.429%, 3.436% 증가한다. 3, 6, 12, 24개월의 모든 경우 1% 수준하에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 양(+)의 해외공급충격은 해외생산뿐만 아니라 우리나라의 수출도 증가시킨다. 우리나라는 소규모개방경제일 뿐만 아니라 수출주도적인 국가이기 때문에 해외공급충격이 국내공급충격보다 더 크고 통계적으로 유의적이다.

한편 해외수요대비 국내수요 충격이 한 단위 표준편차 크기만큼 상승하는 경우에는 수출이 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 2.372%, 1.617%, 1.359%, 1.343% 감소한다. 수요충격의 경우에는 3개월의 경우에만 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 상대적인 양(+)의 국내수요충격은 국내교역조건을 개선시켜 국내재의 상대가격을 상승시키는 반면 외국재의 상대가격을 하락시키기 때문에 수출가격을 상승시키나 수출물량을 떨어뜨린다. 우리나라의 경우는 수출물량의 하락폭이 수출가격의 상승폭보다 크기 때문에 전체적인 수출액은 감소한다. 상대적으로 국내수요충격이 수출에 미치는 부정적인 영향은 3개월까지 급격히 증가했다가 감소하는 반면 국내공급충격이 수출에 미치는 긍정적인 영향은 해외공급충격과 국내수요충격보다 상대적으로 시차를 두고 나타난다.

〈표 5〉는 개별 충격의 상대적 중요도를 측정하는 예측오차의 분산분해를 보여준다. 분산분해는 한 변수의 분산변화를 각 충격이 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸 것이다. 세 가지 요소충격들이 수출증가율의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 18.0%이다. 각 요소별로 살펴보면 해외공급충격, 국내공급충격, 상대적인 국내수요충격이 각각 6.1%, 6.3%, 5.6%로 유사하며 세 경우 모두 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

〈표 5〉 예측오차의 분산분해(4변수 VAR, 24개월)

	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	0.061 (0.024) *	0.063 (0.025) *	0.056 (0.025) *
산업생산	0.159 (0.024) **	0.100 (0.025) **	0.120 (0.025) **
BSI	0.133 (0.025) **	0.081 (0.025) **	0.027 (0.025)
소비자물가	0.017 (0.014)	0.025 (0.013)	0.054 (0.013) **
실업률	0.052 (0.025) *	0.028 (0.025)	0.035 (0.043)

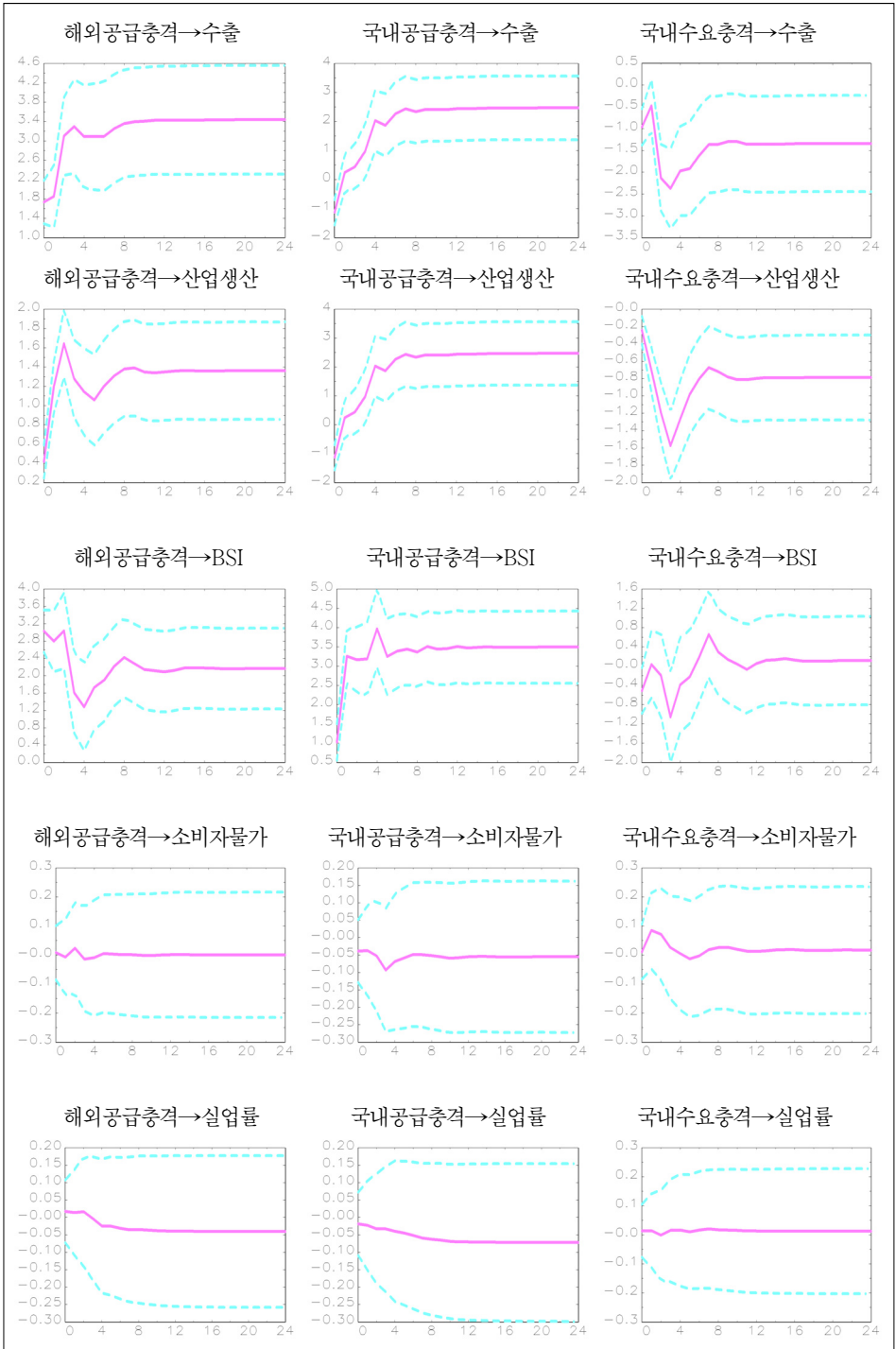
주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.
2) ()안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.
3) *와 **은 각각 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

〈표 6〉 누적충격반응(4변수 VAR, 채권을 포함한 경우)

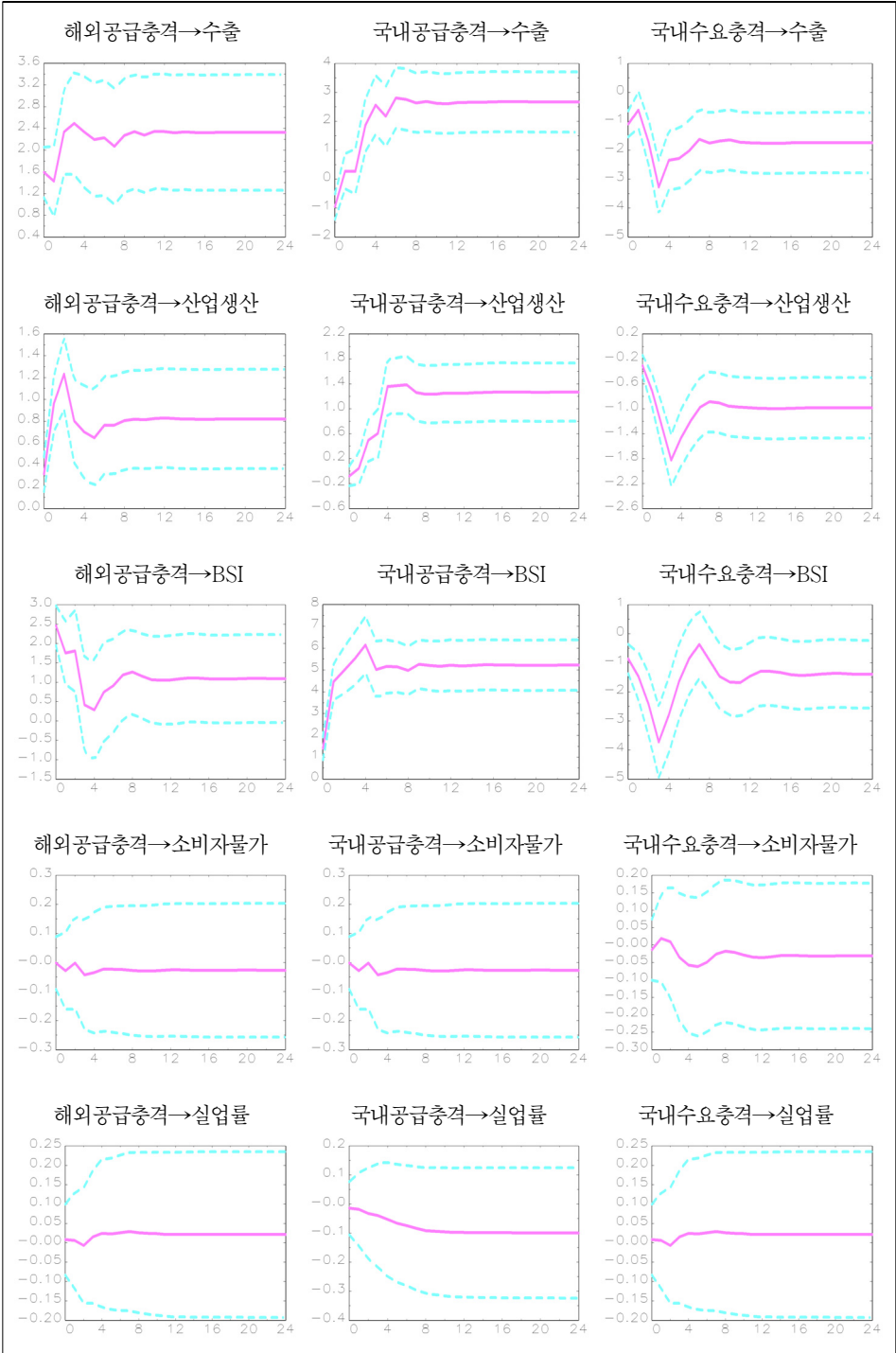
	기간	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	3	2.494 (0.991) *	1.874 (0.920) *	-3.276 (0.964) **
	6	2.230 (1.097) *	2.814 (1.029) **	-2.020 (1.080) *
	12	2.341 (1.076) *	2.644 (1.025) **	-1.742 (1.061) +
	24	2.326 (1.078) *	2.671 (1.028) **	-1.742 (1.065) +
산업생산	3	0.802 (0.392) *	0.604 (0.412)	-1.825 (0.396) **
	6	0.763 (0.460) +	1.386 (0.490) **	-0.977 (0.465) *
	12	0.830 (0.469) +	1.248 (0.497) *	-0.981 (0.467) *
	24	0.820 (0.472) +	1.265 (0.499) *	-0.987 (0.468) *
BSI	3	0.413 (1.220)	5.519 (1.189) **	-3.727 (1.169) **
	6	0.915 (1.225)	5.164 (1.223) **	-0.840 (1.176)
	12	1.060 (1.156)	5.221 (1.155) **	-1.461 (1.110)
	24	1.089 (1.145)	5.217 (1.147) **	-1.396 (1.101)
소비자 물가	3	-0.043 (0.176)	-0.037 (0.187)	-0.035 (0.180)
	6	-0.023 (0.205)	0.004 (0.213)	-0.049 (0.204)
	12	-0.025 (0.215)	-0.005 (0.222)	-0.036 (0.214)
	24	-0.027 (0.217)	-0.003 (0.224)	-0.031 (0.215)
실업률	3	0.012 (0.175)	-0.039 (0.178)	0.015 (0.176)
	6	-0.008 (0.204)	-0.074 (0.206)	0.026 (0.204)
	12	-0.014 (0.217)	-0.098 (0.218)	0.021 (0.217)
	24	-0.015 (0.219)	-0.099 (0.220)	0.021 (0.219)

주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.
2) ()안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.
3) +. *. **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

〈그림 4〉 누적충격반응함수



〈그림 5〉 누적충격반응함수(채권을 포함한 경우)



〈표 7〉 예측오차의 분산분해(4변수 VAR, 24개월, 채권을 포함한 경우)

	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	0.046 (0.028) ⁺	0.079 (0.025) ^{**}	0.081 (0.026) ^{**}
산업생산	0.111 (0.027) ^{**}	0.113 (0.028) ^{**}	0.157 (0.026) ^{**}
BSI	0.095 (0.028) ^{**}	0.147 (0.028) ^{**}	0.081 (0.028) ^{**}
소비자물가	0.020 (0.025)	0.028 (0.024)	0.029 (0.024)
실업률	0.041 (0.024) ⁺	0.045 (0.025) ⁺	0.035 (0.024)

주: 1) f_{θ} 는 해외대비 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.

2) ()안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.

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

〈표 6〉과 〈그림 5〉는 양국의 주가와 환율뿐만 아니라 양국의 채권까지를 이용하여 3가지 잠재요인을 추출한 경우를 보여주고 있다. 주가와 환율만을 사용하여 3가지 잠재요인을 추정han 〈표 4〉와 〈그림 4〉의 경우와 달리 장기적으로 해외공급충격에 대한 수출의 충격반응이 줄어드는 반면 국내공급충격과 국내수요충격에 대한 충격반응의 절대치는 커진다. 〈표 7〉은 채권까지를 포함한 경우의 분산분해를 보여주고 있는데 수출의 분산에 대한 해외공급충격의 설명비율은 줄어드는 반면 국내공급충격과 상대적인 국내수요충격의 설명비율과 통계적 유의성은 〈표 5〉에 비해 모두 증가한다. 국내주식시장이 IMF와의 약속에 의해 1998년 이후 완전히 개방됨에 따라 분석기간동안 국내주식시장은 국제주식시장에 상당히 동조화되어 있는 반면 국내채권시장시장은 상대적으로 덜 개방되어 있음에 따라 국내주식시장에 비해 국내 경제상황에 더 밀접하게 연관되어 있다. 따라서 주식시장만을 고려할 때보다는 채권시장까지 고려하는 경우 국내충격의 영향력이 해외충격의 영향력보다 더 커진다고 볼 수 있다.

한편 글로벌 금융위기 이전 기간(1999.1.4-2007.7.31) (Mishkin, 2010) 만을 대상으로 추정하는 경우 기본적인 결과에는 큰 차이가 없으나 전체기간에 비해 충격반응의 통계적 유의성이 떨어진다. 특히 해외대비 국내수요충격에 대한 수출의 반응이 음(-)이 아니라 양(+)의 값을 가지나 통계적 유의성은 없다.

2. 산업생산

다음은 〈표 4〉와 〈그림 4〉를 통해 먼저 양국의 주가와 환율만을 이용하여 3가지

비관측요인을 추정한 경우에 각 요인충격이 산업생산에 미치는 효과를 살펴보자. 한 단위 표준편차 크기에 해당하는 양(+)의 국내공급충격이 발생하는 경우 산업생산은 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 0.307%, 1.212%, 1.149%, 1.156% 상승한다. ()안의 값은 표준오차를 표시하는데 수출의 경우와 유사하게 6, 12, 24개월의 경우 5% 수준하에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. 표준오차는 부스트랩 방법을 이용해 1000회 시뮬레이션을 통해 구하였다. 수출과 마찬가지로 서서히 산업생산이 증가하나 동일한 공급충격에 대한 반응은 수출의 경우보다 작다.

한 단위 표준편차 크기의 긍정적인 해외공급충격이 발생하는 경우 마찬가지로 산업생산은 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 1.279%, 1.201%, 1.349%, 1.361% 증가한다. 3, 6, 12, 24개월의 모든 경우 적어도 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 우리나라가 수출주도적인 소규모개방경제이기 때문에 국내공급충격에 비해 해외공급충격에 대한 산업생산의 반응이 빠르나 장기적으로 반응의 크기는 유사하다.

한편 해외수요대비 국내수요 충격이 한 단위 표준편차 크기만큼 증가하는 경우에는 산업생산이 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 1.574%, 0.801%, 0.797%, 0.788% 감소한다. 3, 6개월의 경우에만 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 상대적인 양(+)의 국내수요충격은 국내교역조건을 개선시켜 국내재의 상대가격을 상승시킨다. 이는 수입을 증대시키고 전체적인 수출물량을 감소시켜 산업생산을 떨어뜨린다. 상대적으로 국내수요충격이 산업생산에 미치는 부정적인 영향은 수출의 경우와 유사하게 단시일 내에 나타났다가 줄어든다. 국제실질경기순환이론의 주장과 달리 국내수요충격도 장기적으로 산업생산에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

예측오차의 분산분해를 보여주는 <표 5>에 따르면 세 가지 요인의 충격들이 산업생산증가율의 분산을 설명하는 비율은 24개월 후에 37.9%이다. 각 요인별로 살펴보면 해외공급충격, 국내공급충격, 상대적 국내수요충격이 각각 15.9%, 10.0%, 12.0%로 모든 10% 이상이며 모든 경우 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

<표 6>과 <그림 5>는 양국의 주가와 환율 외에 양국의 채권까지를 이용하여 3가지 비관측요인을 추정한 경우를 보여주고 있다. 주가와 환율만을 사용하여 잠재요인을 추정한 <표 4>와 <그림 4>의 경우와 달리 장기적으로 해외공급충격에 대한 산업생산의 충격반응이 줄어드는 반면 국내공급충격과 국내수요충격에 대한 충격반응의 절대치는 커진다. <표 7>은 채권까지를 포함한 경우의 분산분해를 보여주고 있

는데 국내산업생산의 분산에 대한 해외공급충격의 설명비율은 줄어드는 반면 국내 공급충격과 상대적인 국내수요충격의 설명비율은 증가한다.

한편 글로벌 금융위기 이전 기간(1999. 1. 4-2007. 7. 31) 만을 대상으로 추정하는 경우에는 이미 살펴본 수출에 대한 결과와 유사하다. 국제실질경기순환이론의 주장과 유사하게 국내수요충격이 산업생산에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한다.

3. BSI

다음은 전산업에 대한 전국경제인연합회의 기업경기조사 실적자료(BSI)를 이용하여 국내외 공급 및 수요 충격이 기업경기에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보자. BSI는 설문조사를 통해 경기가 전기에 비해 좋아졌다고 답변한 업체수의 비율에서 나빠졌다고 답변한 업체수의 비율을 뺀 다음 100을 더해 계산한다. 따라서 경기 추이에 대한 기업가들의 판단이나 심리적인 요인까지 조사가 가능하나 기업가의 주관 이 개입될 여지가 있다.

먼저 <표 4>와 <그림 4>는 양국의 주가와 환율만을 이용하여 3가지 잠재요인을 추정한 경우를 보여준다. 한 단위 표준편차 크기에 해당하는 양(+)의 국내공급충격이 발생하는 경우 BSI는 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 3.192%, 3.388%, 3.508%, 3.491% 상승한다. ()안의 값은 표준오차를 표시하는데 3, 6, 12, 24개월의 경우 모두 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 국내생산에 종사하는 국내 기업들에 대한 설문조사결과이기 때문에 실제 수출이나 산업생산에 비해 충격반응이 빠르고 큰 것으로 나타났다. 한 단위 표준편차 크기의 긍정적인 해외공급충격이 발생하는 경우 BSI는 3, 6, 12, 24개월 후에 각각 1.610%, 1.896%, 2.088%, 2.165% 상승하며 6, 12, 24개월의 경우 적어도 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

한편 외국수요대비 국내수요충격이 한 단위 표준편차 크기만큼 상승하는 경우에 BSI가 3개월까지는 감소하나 그 이후에는 상승한다. 그러나 10% 수준하에서도 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 수출이나 산업생산과 달리 BSI는 국제실질경기순환이론의 주장처럼 국내수요충격에 의해 크게 영향을 받지 않는 것으로 보인다.

분산분해를 보여주는 <표 5>에 따르면 세 가지 요인의 충격들이 BSI 증가율의 분산을 설명하는 비율은 24개월 후에 24.1%이다. 각 요소별로 살펴보면 해외공급충격, 국내공급충격, 상대적인 국내수요충격이 각각 13.3%, 8.1%, 2.7%로 해외공급충격과 국내공급충격의 경우 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 국내수요충격의 경우는 산업생산과 달리 설명력이 떨어진다.

<표 6>과 <그림 5>는 양국의 주가와 환율 외에 양국의 채권까지를 이용하여 잠재요인을 추정한 경우를 보여주고 있다. 주가와 환율만을 사용하여 잠재요인을 추정한 <표 4>와 <그림 4>의 경우와 달리 장기적으로 해외공급충격에 대한 BSI의 충격반응이 크게 줄어드는 반면 국내공급충격에 대한 충격반응은 크게 증가한다. 또한 국내수요충격에 대한 BSI의 충격반응은 채권을 고려하지 않은 경우와 달리 음(-)의 값을 가지며 3개월의 경우 통계적으로 유의성을 갖는다. <표 7>은 채권까지를 포함한 경우의 분산분해를 보여주고 있는데 BSI의 분산에 대한 해외공급충격의 설명비율은 줄어드는 반면 국내공급충격의 설명비율은 증가한다. 특히 상대적인 국내수요충격의 설명비율은 <표 5>에 비해 크게 증가하며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

한편 글로벌 금융위기 이전 기간(1999. 1. 4-2007. 7. 31) 만을 대상으로 추정하는 경우에는 추정결과가 수출이나 산업생산에 대한 결과와 유사하다.

4. 소비자물가와 실업률

여기서는 먼저 주가와 환율만을 이용한 경우 국내외 공급 및 수요 충격이 각각 소비자물가와 실업률에 어떤 영향을 미치는가를 <표 4>와 <그림 4>를 통해 살펴본다.

먼저 양(+)의 국내공급충격이 한 단위 표준편차만큼 발생하는 경우 소비자물가는 하락한다. ()안의 값은 표준오차를 표시하는데 3, 6, 12, 24개월의 경우 모두 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이지 못하다. 공급이 늘어남에 따라 물가는 하락하나 그 크기는 다른 변수에 비해 미미한 수준이다. 생산자물가의 경우에도 유사하다. 또한 한 단위 표준편차 크기만큼의 긍정적인 해외공급충격이 발생하는 경우 소비자물가는 일시적으로 하락하나 그 반응폭이 국내공급충격의 경우보다 훨씬 작다. 물론 통계적인 유의성은 없다. 한편 외국수요대비 국내수요충격이 한 단위 표

준편차 크기만큼 증가하는 경우 장기적으로 소비자물가가 약간 상승하나 그 상승폭은 미미하며 다른 충격과 마찬가지로 통계적 유의성은 없다. 물가가 국내요인 외에 해외공급요인에 의해서도 크게 영향을 받기 때문인 것으로 보인다.

실업률은 긍정적인 국내공급충격이 발생할 때 하락한다. 그러나 소비자물가의 경우와 마찬가지로 기간에 관계없이 모두 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이지 못하다. 고용 없는 성장과 밀접한 관련이 있는 것으로 보인다. 양(+)의 해외공급충격이 발생할 때도 장기적으로 실업률이 감소하나 그 하락폭은 국내공급충격의 경우보다 작을 뿐만 아니라 통계적인 유의성도 없다. 한편 해외수요대비 상대적인 국내수요충격이 증가하는 경우 실업률이 약간 상승하나 그 상승폭은 미미하다. 이와 같이 국내외 공급 충격은 소비자물가와 실업률을 하락시키는 반면 국내수요충격은 소비자물가와 실업률을 상승시키나 이 변동폭은 미미한 수준에 불과하다.

〈표 5〉에 따르면 세 가지 충격들이 소비자물가와 실업률 증가율의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 각각 9.6%와 10.5%로 다른 변수들에 비해 그 크기가 작다. 각 요인별로 살펴보면 소비자물가의 경우 국내수요충격이 5.4%, 실업률의 경우에는 해외공급충격이 5.2%로 가장 설명력이 크고 5% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

〈표 6〉과 〈그림 5〉는 양국의 주가와 환율 외에 양국의 채권까지를 이용하여 잠재요인을 추정한 경우를 보여주고 있다. 주가와 환율만을 사용하여 잠재요인을 추정한 〈표 4〉와 〈그림 4〉의 경우와 마찬가지로 각 충격에 대한 소비자물가와 실업률의 반응은 매우 작고 통계적 유의성이 거의 없다. 〈표 7〉이 보여주는 바와 같이 이들 분산에 대한 각 충격의 설명비율도 작은 편이다.

한편 글로벌 금융위기 이전 기간(1999.1.4-2007.7.31) 만을 대상으로 추정하는 경우 국내외 비관측 공급 및 수요충격은 전체기간의 경우와 마찬가지로 소비자물가와 실업률에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한다.

지금까지 4변수 VAR 모형을 이용해 국내외 공급 및 수요 충격이 개별 거시경제 변수에 미치는 영향을 살펴보았다. 여기서는 추가적으로 변수생략의 문제나 거시경제변수간의 상호연계성에 기인한 충격반응분석의 오류 여부를 살펴보기 위해 개별 거시경제변수를 모두 함께 고려한 8변수 VAR 모형의 충격반응과 분산분해를 살펴보기로 한다. 변수의 순서는 산업생산, BSI, 소비자물가, 실업, 수출의 순으로 하였으나 〈표 8〉에는 〈표 6〉과의 비교를 위해 〈표 6〉의 순서를 따랐다. 그러나 거시

〈표 8〉 누적충격반응(8변수 VAR, 채권을 포함한 경우)

	기간	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	3	2.437 (0.975) *	2.299 (1.018) *	-3.822 (0.963) **
	6	1.731 (0.994) +	4.032 (1.016) **	-2.524 (0.975) **
	12	2.105 (0.912) *	4.189 (0.926) **	-2.356 (0.912) *
	24	2.295 (0.913) *	4.208 (0.930) **	-2.313 (0.915) **
산업생산	3	0.652 (0.447)	0.555 (0.458)	-2.010 (0.455) **
	6	0.577 (0.530)	1.623 (0.535) **	-1.164 (0.532) *
	12	0.681 (0.497)	1.503 (0.513) **	-1.184 (0.507) *
	24	0.686 (0.500)	1.519 (0.517) **	-1.164 (0.510) *
BSI	3	2.371 (1.363) +	2.598 (1.443) +	-3.690 (1.387) **
	6	0.674 (1.453)	3.409 (1.417) *	-0.107 (1.456)
	12	1.304 (1.277)	1.408 (1.263)	-0.461 (1.278)
	24	1.382 (1.283)	1.240 (1.270)	-0.447 (1.283)
소비자 물가	3	0.012 (0.187)	-0.070 (0.189)	-0.019 (0.191)
	6	0.020 (0.219)	-0.034 (0.221)	-0.010 (0.223)
	12	0.005 (0.238)	-0.073 (0.238)	0.011 (0.241)
	24	0.002 (0.240)	-0.083 (0.240)	-0.002 (0.243)
실업	3	0.045 (0.182)	-0.019 (0.182)	0.007 (0.183)
	6	0.024 (0.222)	-0.059 (0.217)	0.046 (0.216)
	12	0.029 (0.236)	-0.093 (0.233)	0.026 (0.230)
	24	0.024 (0.239)	-0.102 (0.236)	0.031 (0.231)

주: 1) f_{θ} 는 해외대미 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.
2) () 안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.
3) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

〈표 9〉 예측오차의 분산분해(8변수 VAR, 24개월, 채권을 포함한 경우)

	f_{ω^*}	f_{ω}	f_{θ}
수출	0.044 (0.028)	0.095 (0.027) **	0.124 (0.027) **
산업생산	0.111 (0.026) **	0.115 (0.026) **	0.187 (0.028) **
BSI	0.145 (0.027) **	0.096 (0.026) **	0.097 (0.025) **
소비자물가	0.045 (0.024)	0.039 (0.026)	0.021 (0.026)
실업률	0.057 (0.026) *	0.054 (0.027) *	0.071 (0.026) **

주: 1) f_{θ} 는 해외대미 국내수요요인, f_{ω} 는 국내공급요인, f_{ω^*} 는 해외공급요인을 각각 표시.
2) () 안의 숫자는 부스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 얻은 표준오차를 표시.
3) *와 **은 각각 5%와 1% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

경제변수가 국내외 공급 및 수요 충격 다음에 위치하고 있기 때문에 거시경제변수의 순서가 바뀌어도 추정결과에는 차이가 없다. 지면절약을 위해 채권을 포함한 경우만의 충격반응과 분산분해를 <표 8>과 <표 9>에 나타냈다. <표 6>과 비교해 볼 때 전반적으로 충격반응에 큰 차이가 없음을 알 수 있다.

VI. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 최근 주식과 채권시장, 그리고 외환시장이 국민경제에서 차지하는 비중과 중요성이 비약적으로 커지고 있다는 점에 주목하여 먼저 KOSPI와 다우존스 지수, CD금리(91일)와 미국의 국제수익률(3개월), 그리고 원/달러환율을 이용하여 국내 및 해외공급, 그리고 해외수요대비 국내수요 등 세 가지 잠재요인들을 Pavlova and Rigobon(2007)의 모형에 의해 도출한다. 그 다음 이들 세 가지 잠재요인들을 외생적으로 취급하는 VAR 모형을 이용하여 이들 충격이 국내거시경제에 어떤 영향을 미치는가를 충격반응과 분산분해분석을 통해 살펴보았다.

잠재요인모형의 추정결과 한국과 미국에서 양(+)의 공급충격은 동시에 한국과 미국의 주가를 상승시키나 양(+)의 미국수요대비 국내수요 충격은 국내주가를 상승시키는 반면 미국주가를 하락시킨다. 한편 한국에서 양(+)의 공급충격은 실질환율과 국내채권가격을 하락시키는 반면 상대적인 양(+)의 수요충격은 실질환율과 국내채권가격을 상승시킨다.

2일간의 요인자료들을 월별 자료로 전환한 후 이 세 가지 요인들과 차분된 각 거시경제변수를 이용한 4변수 VAR 모형의 충격반응분석결과 국내외 양(+)의 공급충격은 국내 산업생산과 수출, 그리고 BSI 등을 상승시키는 반면 상대적인 양(+)의 국내 수요충격은 이들을 하락시킨다. 양국의 주가와 환율 등 3변수만을 이용하여 3가지 잠재요인을 추출한 경우와 양국의 채권까지 포함한 5변수를 이용하여 3가지 잠재요인을 추출한 경우를 비교해 보면 후자의 경우 해외공급충격에 대한 수출과 산업생산, 그리고 BSI의 반응이 장기적으로 작아지는 반면 국내공급충격과 국내수요충격에 대한 이들의 절대적 반응은 커진다. 간단히 말해 채권까지 포함하는 경우 국내경기 전반에 대한 국내 공급 및 수요 충격의 효과가 커진다. 이는 국내채권시장의 경우 국내주식시장에 비해 덜 개방됨에 따라 국제채권시장으로부터 상대적으로 탈동조화되어 있기 때문이라고 보인다.

한편 소비자물가나 실업률의 경우는 채권의 포함여부에 관계없이 이들 충격의 효과가 반대로 나타나나 통계적 유의성이 거의 없다. 산업생산 등 다른 거시경제변수를 같이 고려하는 경우에도 충격반응결과는 크게 다르지 않다. 이는 물가가 국내요인 외에 해외 수요 및 공급요인에 의해 크게 영향을 받고 최근의 성장이 고용증대를 동반하지 않기 때문인 것과 밀접한 관련이 있다.

예측오차의 분산분해결과 또한 국내외 공급 및 수요 충격이 수출이나 산업생산, 그리고 BSI 등의 분산을 설명하는 비율은 높은 반면 소비자물가나 실업률의 경우는 그렇지 않음을 보여주고 있다. 뿐만 아니라 채권까지 포함하는 경우 수출이나 산업생산, 그리고 BSI 등의 분산을 설명하는 국내수요충격의 비율이 높아진다.

요약하면 국내외 공급을 증가시키는 충격은 수출, 산업생산, 기업경기 등을 활성화시키는 반면 해외수요대비 국내수요를 증가시키는 충격은 수출, 산업생산, 기업경기 등을 위축시키는 효과를 가져온다. 그러나 소비자물가에 미치는 영향이 통계적으로 크게 유의적이지 않음에 비추어 볼 때 잠재요인모형에 주가, 채권가격, 환율 외에 국내외 통화정책변수나 유가 등을 추가적으로 고려할 필요가 있다. 또한 실업률에 대한 영향이 통계적으로 크게 유의적이지 않다는 점은 국내산업이 노동집약적인 산업에서 자본 또는 기술집약적인 산업으로 고도화됨에 따라 고용이 뒷받침되지 않은 성장이 일어나고 있을 가능성을 제기한다. 따라서 이에 대한 심도 있는 추가적인 분석이 필요하다.

■ 참 고 문 헌

1. 이근영, “수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과,” 『경제학연구』, 제57집 제4호, 2009, pp. 39-71.
(Translated in English) Lee, K.Y., “Exchange Rate Pass-Through on Import and Domestic Prices,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 57, No. 4, 2009, pp. 39-71.
2. Backus, D.K., P.J. Kehoe, and F. E. Kydland, “International Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy*, 100, 1992, pp. 745-775.
3. Basak, S. and M. Gallmeyer, “Currency Prices, the Nominal Exchange Rate, and

- Security Prices in a Two Country Dynamic Monetary Equilibrium," *Mathematical Finance*, 9, 1999, pp.1-30.
4. Bernanke, B.S., J. Boivin, and P. Ellasz, "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 2005, pp. 387-422.
5. Brandt, M.W., J.H. Cochrane, and P. Santa-Clara, "International Risk Sharing is Better Than You think, or Exchange Rates are Too Smooth," *Journal of Monetary Economics*, 53(4), 2006, pp.671-698.
6. Cole, H.L. and M. Obstfeld, "Commodity Trade and International Risk Sharing," *Journal of Monetary Economics*, 28, 1991, pp.3-24.
7. Dumas, B., "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World," *Review of Financial Studies*, 5(2), 1992, pp.153-180.
8. Dumas, B., C.R. Harvey, and P. Ruiz, "Are Correlations in International Stock Returns Justified by Subsequent Changes in National Outputs?," *Journal of International Money and Finance*, 22, 2003, pp.777-811.
9. Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
10. Hau, H. and H. Rey, "Exchange Rate, Equity Prices, and Capital Flows," *Review of Financial Studies*, 19, 2006, pp.273-317.
11. Helpman, E. and A. Razin, *A Theory of International Trade under Uncertainty*, Academic Press, San Diego, CA, 1978.
12. Kaminsky, G.L., C.M. Reinhart, and C. Vegh, "The Unholy Trinity of Financial Contagion," *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 2003, pp.51-74.
13. Lastrapes, W.D., "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economics letters*, 87, 2005, pp.75-81.
14. _____, "Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38, 2006, pp.2159-2198.
15. Lucas, R.E., "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp.335-359.
16. Mishkin, F.S., *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, Pearson Education, Inc., 2010.
17. Pavlova, A. and R. Rigobon, "Asset Prices and Exchange Rates," *Review of Financial Studies*, 20(4), 2007, pp.387-422.
18. Sercu, P. and R. Uppal, *Exchange Rate Volatility, Trade, and Capital Flows under Alternative Exchange Rate Regimes*, Cambridge University Press, New York, 2000.
19. Stockman, A.C. and L.L. Tesar, "Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements," *American Economic Review*, 85, 1995, pp.168-185.
20. Stulz, R. M., "An Equilibrium Model of Exchange Rate Determination and Asset Pricing with Nontraded Goods and Imperfect Information," *Journal of Political Economy*, 95(5), 1987, pp.1024-1040.

21. Zapatero, F., "Equilibrium Asset Prices and Exchange Rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, 1995, pp. 787-811.

The Effect of Supply and Demand Shocks on Domestic Macroeconomy - Using a Latent Factor Model

Keun Yeong Lee*

Abstract

The paper first derives the three latent factors related to supply and demand shocks from asset prices and foreign exchange rates by using Pavlova and Rigobon's (2007) model and then analyzes the effect of shocks to these factors on domestic macroeconomy by using a VAR model. It shows that positive supply shocks in Korea and the US raise both KOSPI and Dow Jones Index together. On the other hand, positive relative demand shocks increase KOSPI, but decrease Dow Jones Index. According to the impulse response analyses, exports, industrial production, and BSI are gone up by positive domestic and foreign supply shocks, but down by positive relative demand shocks. The impacts of these shocks on the consumer price index and the unemployment rate are in the opposite direction, but are statistically little significant.

Key Words: latent factor model, foreign supply shock, domestic supply shock, relative demand shock

Received: Sep. 22, 2011. Revised: Nov. 5, 2011. Accepted: Nov. 27, 2011.

* Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University, Myeongnyun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-0614, e-mail: lky@skku.ac.kr