

자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향*

글로벌 금융위기 극복과정에서 미국 등 주요 선진국의 양적완화에 의한 통화정책 운용으로 경제성고가 양호한 우리나라 등 신흥시장국으로 외국인 투자자금이 큰 폭으로 유입되고 있다. 일반적으로 자본유입은 국내기업의 금융제약 완화 등 긍정적 효과를 가져오는 것으로 분석되고 있으나 자본유입의 속도나 규모가 과도한 경우 금융시장 불안 등 부정적인 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다.

또한 최근의 자본유입은 과거에 비해 글로벌 요인과 국내 요인의 상호작용에 크게 좌우되는 모습을 보이고 있어 자본유입의 특징을 식별하여 그 영향을 분석하기 어렵게 되었다.

본고에서는 이러한 점을 감안하여 로짓모형을 통해 자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향을 총량과 함께 직접투자, 증권투자 및 은행차입 등 형태별로 평가하고 글로벌, 전염 및 국내제도 등 결정요인별로 유의성을 분석하였다. 아울러 GVAR(Global VAR)모형을 사용하여 국내외 변수간 상호작용을 파악해 보았다.

로짓모형 및 GVAR모형을 통한 실증분석 결과 자본유입 급증시 대부분 형태의 자본이 경제성장에 부(-)의 영향을 미쳤으며 특히 증권투자 급증의 성장에 대한 부의 영향이 큰 것으로 분석되었다. 또한 대외개방도가 높은 우리나라의 특성상 자본유입 급증시 글로벌, 전염 및 국내제도 요인 모두 경제성장에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이와 같은 분석결과에 비추어 볼 때 자본이 급격히 유입될 경우 궁극적으로 성장에 부정적으로 작용할 수 있는 만큼 자본유입의 변동성을 완화하는 방향으로 관련 제도를 개선해 나갈 필요가 있다고 하겠다.

또한 금융거래를 통한 전염 요인으로 인해 글로벌 요인의 영향이 증폭되는 효과도 일부 나타나고 있으므로 글로벌 요인의 국내경제에 대한 파급경로를 보다 면밀히 점검해 나가야 할 것이다.

* 본고는 조사국 국제무역팀 최영준 과장과 최준 조사역, 불가분석팀 박민렬 조사역이 집필하였음. 본고의 내용은 집필자 개인 의견으로서 한국은행의 공식 견해를 나타내는 것은 아님

1. 머리말
2. 자본유입 현황
3. 실증분석
 - 가. 기존연구
 - 나. 이용자료
 - 다. 로짓모형을 통한 분석
 - 라. GVAR모형을 통한 분석
4. 맺음말

1. 머리말

글로벌 금융위기 극복과정에서 미국 등 주요 선진국의 양적완화에 의한 통화정책 운용으로 경제성과가 양호한 우리나라 등 신흥시장국¹⁾으로 외국인 투자자금이 큰 폭으로 유입되고 있다. 예를 들면 금융위기 이후 2009.2/4~10.3/4분기중 신흥시장국으로 유입된 글로벌 증권투자자금의 40% 정도가 브라질(19.5%)과 우리나라(16.8%)에 집중되었다.

자본유입은 일반적으로 금융제약(financial constraints) 하에 있는 국내기업의 자금가용성을 높이는 등 긍정적 효과를 가져오는 것으로 분석되고 있으나 자본유입의 속도나 규모가 과도한 경우 금융시장 불안 등 부정적인 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다.

한편 최근의 자본유입 급증은 IMF(2011a)의 지적에서와 같이 과거에 비해 글로벌 요인과 국내 요인의 상호작용에 크게 좌우되는 모습을 보이고 있어 자본유입의 특징을 식별하여 그 영향을 분석하기 어렵게 되었다. 본고에서는 이러한 점을 감안하여 로짓모형을 통해 자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향과 결정 요인을 분석하는 한편 GVAR(Global VAR)모형을 사용하여 국내외 변수간 상호작용을 파악해 보았다.

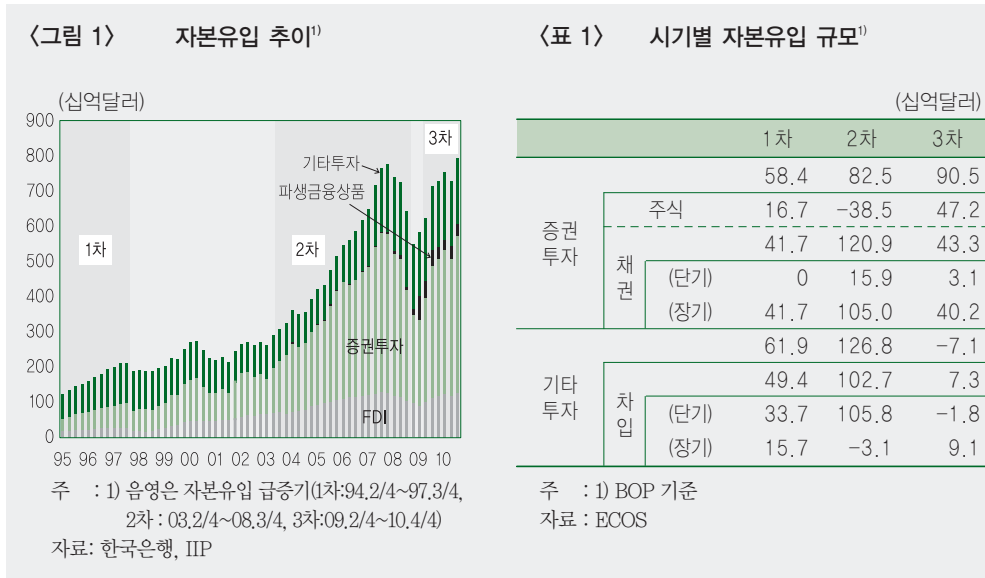
본고의 구성은 다음과 같다. 우선 2절에서는 최근의 자본유입 동향을 정리하였으며 3절에서는 로짓모형 및 GVAR모형을 통해 자본유입 급증의 경제성장에 대한 영향을 분석하였다. 마지막으로 4절에서는 요약과 함께 정책적 시사점에 관해 간략히 언급하였다.

1) 아시아·중남미·동유럽 각각 상위 5개국(유입규모순) 등 15개국 기준

2. 자본유입 현황

최근 경기 호조, 글로벌 유동성 확대 등의 영향으로 외자유입²⁾이 크게 늘어나면서³⁾ 2010년말 현재 국내에 유입된 외자 잔액은 8,250억달러(IIP 기준)를 기록하였다. 이는 2010년중 명목GDP(1조 143억달러)의 81.3%에 달하는 수준이다. 자본형태별로는 증권투자가 4,908억달러로 전체의 59.5%를 차지하면서 외자유입을 견인하는 가운데 기타투자(1,799억달러, 21.8%) 및 직접투자(1,271억달러, 15.4%)가 뒤를 잇고 있다.

기간별로 보면 과거 1·2차 급증기(surge)⁴⁾에는 단기 은행차입의 비중이 컸으나 2009.2/4분기부터 2010.4/4분기까지의 3차 급증기에는 주식 및 장기채권 등 증권투자자금을 중심으로 외자가 유입되었다.



2) 자본유입은 외국인의 국내투자자금, 내국인의 해외투자자금 회수 등 총(gross) 유입기준과 외국인의 국내투자자금에서 내국인의 해외투자자금을 뺀 순(net) 유입기준으로 분류할 수 있는데 본고에서는 외국인의 국내투자자금 총 유입 자료를 사용하였다.

3) 외자유입 규모(파생금융상품 제외, BOP 기준, 억달러): 2008년 △324 → 09년 509 → 10년 370

4) IMF(2011a)는 외자유입 규모가 장기추세와 1 표준편차 이상의 차이를 보이고 해당 기간중 GDP의 1.5%를 상회할 경우 자본유입 급증기로 정의하였다. 이 기준에 의하면 우리나라의 자본유입 급증기는 1차 94.2/4~97.3/4, 2차 03.2/4~08.3/4, 3차 09.2/4~10.4/4분기가 해당된다.

최근 증권투자자금 유입을 지역별로 살펴보면 미국, 유럽 순으로 높은 비중을 차지하고 있다. 주식은 2009년 이후 미국이 순매수를 주도하고 있으며 채권의 경우 2008년 이후 태국, 싱가포르 등 아시아 국가가 순매수를 주도하는 가운데 유럽, 미국 등의 채권 순매수도 확대되고 있다.

〈표 2〉

지역별 외국인 증권투자

	2005	06	07	08	09	10	(십억원) 잔액
주 식 ¹⁾	-2,956	-11,307	-30,591	-43,224	23,677	21,897	375,463
▪ 유 럽	-3,307	-2,588	-10,956	-11,358	9,528	1,270	115,621
▪ 미 국	2,945	-5,041	-15,044	-25,434	7,507	14,052	147,846
▪ 아시아	-3,082	-3,483	-3,775	26,341	-2,069	863	29,357
채 권 ²⁾	1,365	1,776	35,006	22,313	53,582	631,195	74,192
▪ 유 럽	501	260	20,899	5,830	14,006	21,853	24,682
▪ 미 국	261	..	2,041	909	6,083	7,993	15,211
▪ 아시아	540	1,445	2,364	13,550	30,919	30,557	30,875
(태 국)	..	226	..	9,649	14,849	14,980	148,732
(싱가포르)	286	..	2,364	1,008	7,849	4,055	1,834

주 : 1) 결제 기준, 09년까지는 ETF(Exchange Traded Fund) 등 기타 상장증권 포함

2) 액면가 기준

자료 : 금융감독원

투자자별로는 주식의 경우 2009년 이후 투자회사(2010년 기준, 15조원), 연기금(3조원) 등 중장기성 투자자금이 순매수를 기록하고 있다. 채권의 경우 투자회사(26조원), 은행(26조원)은 2008년 이후 순매수 규모가 확대된 반면 개인투자자, 연기금 등은 순매수가 축소되거나 횡보하는 모습을 보였다.

〈표 3〉 투자자별 외국인 증권투자

							(십억원)
	2005	06	07	08	09	10	잔액
주 식 ¹⁾	-2,956	-11,307	-30,591	-43,224	23,677	21,897	375,463
개 인	-41	13	-74	11	-76	-54	1,615
기 관	-2,915	-11,320	-30,516	-43,235	23,754	21,951	373,848
■ 투자회사	2,905	-6,630	-13,374	-38,931	13,701	15,132	182,093
■ 보 험	-644	-674	-670	827	1,722	13	10,087
■ 연 기 금	-1,057	-3,144	-5,053	-1,487	2,863	3,371	37,704
채 권 ²⁾	1,365	1,776	35,006	22,313	53,582	63,120	74,192
개 인	1	0	50	3	12	6	18
기 관	1,364	1,176	34,955	22,310	53,571	63,114	74,175
■ 투자회사	942	271	4,230	6,702	22,062	25,786	36,860
■ 은 행	-15	302	24,607	9,959	23,426	25,960	23,994
■ 연 기 금	-1	-1	91	209	335	939	1,388

주 : 1) 결제 기준, 09년까지는 ETF(Exchange Traded Fund) 등 기타 상장증권 포함

2) 액면가 기준

자료 : 금융감독원

외국인직접투자(신고 기준)의 경우 지역별로는 2010년 기준으로 네덜란드를 중심으로 한 EU, 일본, 미국 순으로 투자비중이 높다. 글로벌 금융위기 이후 일본의 투자액이 꾸준히 증가하고 있으나 EU의 투자액은 빠르게 감소하고 있다.

〈표 4〉 지역별 외국인직접투자

(신고기준, 백만달러)

구 분	2005	06	07	08	09	10	11.1/4
미주 지역	3,107	1,938	3,202	1,904	2,167	2,686	688
미 국	2,690	1,701	2,341	1,328	1,486	1,974	467
아주 지역	3,512	4,003	2,335	3,281	3,704	6,892	771
일 본	1,879	2,108	990	1,423	1,934	2,083	367
E U	4,781	4,977	4,618	6,333	5,297	3,195	434
네덜란드	1,150	800	1,979	1,224	1,898	1,185	66
전 체	11,563	11,233	10,514	11,705	11,484	13,070	2,005

자료 : 지식경제부

업종별로는 그동안 서비스업이 제조업을 큰 폭 상회하였으나 2009년 이후 금융·보험 투자액 규모가 급감하면서 2010년에는 서비스업과 제조업이 비슷한 수준을 나타내었다.

〈표 5〉 업종별 외국인직접투자

(신고기준, 백만달러)

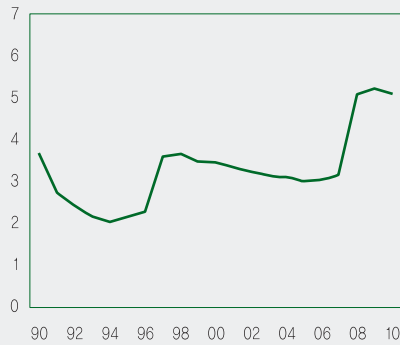
구 분	2005	06	07	08	09	10	11.1/4
제 조 업	3,084	4,229	2,692	3,002	3,725	6,657	787
전 기 · 전 자	1,043	1,780	935	1,051	1,798	1,560	302
운 송 용 기 계	706	501	565	346	625	2,483	80
서 비 스 업	8,334	6,636	7,612	8,387	7,594	6,302	1,200
도 · 소 매 (유통)	803	495	1,827	938	2,204	965	413
금 융 · 보 험	3,961	3,021	2,293	4,608	1,251	960	269
부 동 산 · 임 대	959	325	977	689	1,420	2,686	109
비즈니스서비스업	961	713	1,107	1,142	1,947	952	176
전 체	11,563	11,233	10,514	11,705	11,484	13,070	2,005

자료 : 지식경제부

한편 자본유입의 성격을 살펴보면 3차 급증기중 변동성⁵⁾이 확대되고 지속성(persistence)⁶⁾은 낮아지는 등 안정성이 저하된 것으로 나타났다. 자본유입의 변동성은 은행차입 및 증권투자를 중심으로 크게 확대되었으며 지속성은 외환위기를 전후하여 급락하였다가 완만한 상승세를 보였으나 최근 들어 은행차입을 중심으로 비교적 큰 폭 하락하였다.

〈그림 2〉

총자본유입¹⁾ 변동성

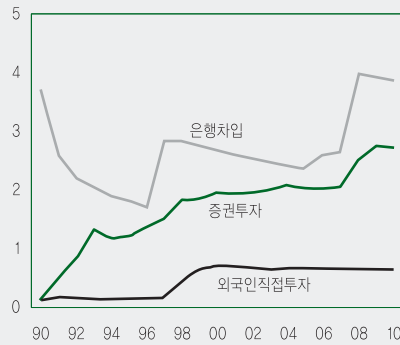


주 : 1) (직접투자+증권투자+은행차입)/명목 GDP 기준

자료 : ECOS, BOP

〈그림 3〉

형태별 자본유입¹⁾ 변동성



주 : 1) 형태별 자본유입을 명목GDP로 나누어 산출

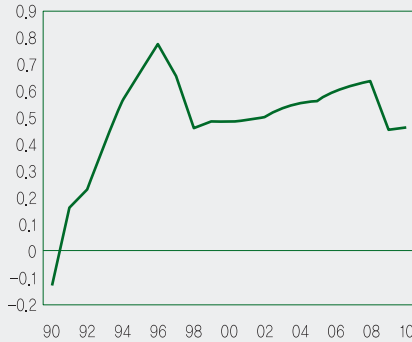
자료 : ECOS, BOP

5) IMF(2011b)를 참고하여 1990~2010년중 분기자료를 이용하여 1년 단위로 자료를 연장(1-year rolling window)하면서 계산한 표준편차를 사용하였다. 이를 위해 자본유입 자료는 저량통계인 IIP대신 유량통계인 BOP자료를 사용하였다. 한편 자료에 음수값이 있어 변이계수는 사용하지 못하였다.

6) IMF(2011b)를 참고하여 1990~2010년중 분기자료를 이용하여 1년 단위로 자료를 연장(1-year rolling window)하면서 AR(1)의 계수값의 변동 추이를 구하였다. 이는 각 자본유입이 과거값에 얼마나 의존하고 있는가를 살펴보는 것으로서 값이 클수록 안정적인 것으로 본다. 동 분석에서도 자본유입 자료는 저량통계인 IIP대신 BOP자료를 사용하였다.

〈그림 4〉

총자본유입¹⁾ 지속성

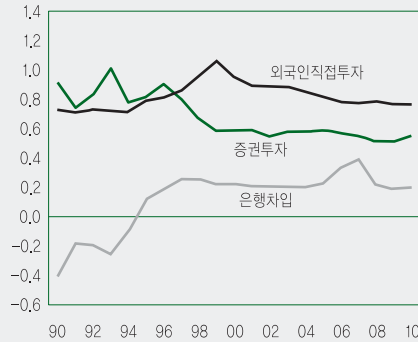


주 : 1) (직접투자+증권투자+은행차입)/명목GDP 기준

자료 : ECOS, BOP

〈그림 5〉

형태별 자본유입¹⁾ 지속성



주 : 1) 형태별 자본유입을 명목GDP로 나누어 산출

자료 : ECOS, BOP

3. 실증분석

가. 기존연구

자본유입과 경제성장간의 관계에 대한 이론 및 실증연구를 살펴보면 최근과 같은 자본유입 급증기를 대상으로 분석한 연구는 거의 찾아 볼 수 없었다. 이는 자본유입 급증기를 정의하는 것이 임의적(ad hoc)인 데다 자본유입 급증기만을 별도로 분리하여 자본유입이 경제성장에 미치는 영향을 분석하기가 쉽지 않은 데 기인하는 것으로 보인다.

이에 따라 본고에서는 자본유입 혹은 유출입과 경제성장간의 관계에 대한 이론 및 실증연구들을 간략히 개관하고자 한다. 먼저 자본이동과 경제성장간의 정(+)의 관계를 주장하는 논문으로는 Rogoff(1999), Fisher(1998, 2003), Quinn(1997), Klein and Olivei(1999), Edwards(2001) 등을 들 수 있다. 이들은 자본이동이 자유로울 경우 금융시장을 매개로 하여 자본이 효율적인 곳으로 배분될 수 있기 때문에 경제성장을 촉진시킨다고 보았다. 또한 Quinn(1997), Klein and Olivei(1999), Edwards(2001)는 실증분석을 통해 자본유출입과 경제성장간에 유의한 양의 관계가 존재한다고 밝혔다.

다음으로 자본유출입이 경제성장에 긍정적인 영향을 미치기 위해서는 선결조건이 필요하다는 논문이 다수 존재한다. Summers(2000), Kose et al.(2009)와 Bekaert et

al.(2005) 등에 따르면 자본시장 발전, 금융시스템, 법령·제도 수준 및 거시경제정책의 안정성이 어느 정도 확보된 경우에만 자본유출입이 경제성장을 촉진할 수 있으며 이러한 선결조건들이 일정수준(threshold)에 도달하지 못한 경우에는 자본유출입이 오히려 경제에 부정적 영향을 줄 수 있다고 주장하였다.

자본유출입의 경제성장에 대한 부정적인 효과를 언급한 연구로는 Bhagwati(1998), Rodrik(1998), O'Donnell and Barry(2001) 등을 들 수 있다. Bhagwati(1998)는 자본유출입은 재화 및 서비스 교역과는 달리 불확실성을 증대시켜 경제성장에 부정적 효과를 야기한다고 주장하였으며 Rodrik(1998) 역시 자본유출입의 증가는 금융불안을 야기하여 경제성장을 저해할 가능성이 크다고 주장하였다. O'Donnell and Barry(2001)는 94개국의 1971~1990년중 자본유출입 총량을 이용하여 실증분석한 결과 자본자유화와 경제성장간에 유의한 관계가 없음을 보였다.

국내연구로는 김흥기·김봉한(2010), 김승원(2010) 등을 들 수 있다. 김흥기·김봉한(2010)은 주식에 의한 자본이동성 증대는 총요소생산성과 국민소득을 증대시키지만 채무에 의한 자본이동성 증대는 총요소생산성을 떨어뜨려 국민소득을 감소시킨다고 하였다. 김승원(2010)은 증권투자유입과 은행차입보다는 직접투자 유입의 경제성장에 대한 파급효과가 가장 크며 자본유입의 성장유발효과는 국내 금융발전도 등 경제여건이 양호할수록 더 커진다고 주장하였다.

본고에서는 최근 IMF(2011a)가 제시한 자본유입 급증기 분류기준을 적용하여 자본유입 급증시 경제성장에 대한 영향을 분석하였다. 또한 국내외 변수간 상호작용이 강화되는 특징을 모형에 명시적으로 반영하기 위하여 GVAR모형을 통한 분석도 병행하였다.

〈표 6〉 자본유입과 경제성장간의 관계에 대한 기존 연구

관련 연구	주요 내용
Rogoff(1999), Fisher(1998, 2003), Quinn(1997), Klein and Olivei(1999), Edwards(2001)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 자본유입이 성장에 긍정적 영향 <ul style="list-style-type: none"> - 자본유입 → 자원의 효율적 배분, 위험분산 → 투자증가 → 성장촉진
Summers(2000), Kose et al.(2009), Bekaert et al.(2005), 김승원(2010), 김홍기·김봉환(2010)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 자본유입이 성장에 긍정적 영향을 미치기 위한 선결조건 연구 <ul style="list-style-type: none"> - 금융시스템, 법령·제도 수준, 거시건전성, 기업경영환경, 자본수익률 등의 문턱효과 - 자본이동의 형태가 중요함(직접투자 혹은 주식)
Bhagwati(1998), Rodrik(1998), O'Donnell and Barry(2001)	<ul style="list-style-type: none"> ■ 자본유입이 성장에 부정적 영향 <ul style="list-style-type: none"> - 자본유입 → 금융불안 → 성장유발효과 미미 - 저개발국 투자기회 부족 → 자본유입 확대는 환율하락, 수출경쟁력 약화 야기 → 투자수익률 하락 → 성장에 부정적 영향

나. 이용자료

자본유입 변수, 자본유입에 영향을 미치는 글로벌 요인·전염 요인·국내제도 요인 변수, 거시경제변수를 대상으로 자료의 이용가능성, 분석대상기간 등을 고려하여 다음과 같이 자료를 선정하였다.

먼저 자본유입 변수⁷⁾의 경우 외국인 자본유입은 국제투자대조표(IIP)⁸⁾의 외국인투자에서 외국인직접투자, 증권투자, 은행차입 및 이들을 합한 외국인 총(gross) 자본유입 등 4개 변수를, 내국인 자본회수는 IIP의 대외투자에서 대외직접투자, 증권투자, 은행대출 및 이들을 합한 내국인 총 자본회수 등 4개 변수를 사용하였다.

7) 본고에서는 Forbes and Warnock(2010)과 같이 자본유입 변수로 기존 연구의 순(net) 기준이 아닌 총(gross) 기준을 사용하였다. 이는 순 기준 자본유입을 사용할 경우 내·외국인에 의한 자본유입을 차별화할 수 없어 분석상의 오류를 발생시킬 가능성이 있기 때문이다.

8) 자본유입과 경제성장간의 장기 관계를 살펴보는 데에는 변동성이 심한 유량통계(BOP 기준) 자본유입 대신 추세적인 변화를 나타내는 저량통계(IIP 기준)를 사용하는 경우가 많다. Bonfiglioli(2008), Joice(2010)도 자본유입의 저량통계를 사용하였다. 다만 IIP자료는 환율, 금리, 주가 등의 변동에 따른 평가조정을 포함하고 있어 실제 외자유출입과는 다소 차이가 있을 수 있음에 유의할 필요가 있다.

글로벌 요인변수로는 글로벌 위험도로 VIX⁹⁾를, 유동성은 미국, 일본, 캐나다, EU, 영국의 M2¹⁰⁾를 각국의 CPI로 나누고 2005=100으로 지수화한 후 PPP기준 GDP 비중으로 가중평균하여 구하였다. 실질금리는 미국, 일본, 캐나다, EU, 영국의 10년물 국채금리 각각에 대하여 각국의 CPI 상승률을 뺀 후 분기로 전환하여 PPP기준 GDP 비중으로 가중평균하여 사용하였다. 전염 요인변수로 자본개방도는 우리나라의 대외채권·채무합계를 계절조정 명목GDP로 나눈 값을 사용하였다. 국내제도 요인변수로는 금융발전도(시가총액)와 금융발전도(신용) 2개 변수를 사용하였는데 전자는 주식시장 시가총액을 계절조정 명목GDP로 나눈 값을, 후자는 예금은행 대출금 잔액을 계절조정 명목GDP로 나누어 사용하였다. 또한 우리나라 기업의 경영환경에 대한 변수로는 MSCI KOREA 편입기업들의 PER(Price Earning Ratio)을 사용하였다.

한편 자본유입이 국내 거시경제변수에 영향을 미치는 효과를 통제하기 위한 변수로 실질실효환율, 국민은행의 주택매매가격지수¹¹⁾(2008.12=100), 회사채 3년물 AA- 기준금리를 실질화하여 사용하였다. 경기변동을 통제하기 위한 GDP갭률은 실질GDP와 HP여과법(filtering)을 통해 구한 잠재GDP를 사용하여 도출하였으며 물가상승률은 전년 동기대비 CPI 상승률을 사용하였다.

분석대상기간으로는 IIP자료가 이용가능한 1995.1/4~2010.4/4분기(64분기)로 하였으며 계절성이 있다고 판단되는 변수는 X-12 ARIMA 모형을 통해 계절조정하였다. 사용변수에 대한 단위근 검정결과는 <부록 1>에 제시하였으며 단위근이 있다고 판단되는 변수는 1차 차분하여 사용하였다.¹²⁾

9) VIX(Volatility Index)는 시카고옵션거래소(CBOE, Chicago Board Options Exchange)에서 작성하는 S&P지수의 향후 30일간 변동성에 대한 시장의 기대로서 통상 글로벌 투자자의 위험인식지표로 사용된다.

10) M2통계가 없는 영국은 M4, EU는 M3를 사용하였다.

11) 주가지수의 경우 증권투자와 상관관계(0.7 내외)가 높아 다중공선성이 우려되어 사용하지 않았다. 참고로 송치영·김근영(2009)도 자본유출입이 경기변동에 미치는 영향 분석시 자산가격변수로 본고에서와 같이 주택매매가격지수를 사용하였다.

12) 단위근이 존재하더라도 비율변수는 기존연구에 의거하여 차분을 하지 않았다.

〈표 7〉 주요 변수 일람표

	변수명	자료 설명	기간	출처
외국인 자본 유입	외국인직접투자 (FDI _f)	■ 외국인직접투자(S.A.)/명목 GDP(S.A.)×100	1995.1/4~2010.1/4	ECOS
	증권투자 (Portfo _f)	■ 증권투자(부채)(S.A.)/명목 GDP(S.A.)×100	"	"
	은행차입 (Loan)	■ 기타투자(차입)의 은행부문(S.A.)/명목 GDP(S.A.)×100	"	"
	총자본유입 (Inflow _f)	■ 외국인직접투자+증권투자+은행차입의 S.A. 계열 / 명목GDP(S.A.)×100	"	"
내국인 자본 회수	대외직접투자 (FDI _r)	■ 대외직접투자(S.A.)/명목 GDP(S.A.)×100	"	"
	증권투자 (Portfo _r)	■ 증권투자(자산)(S.A.)/명목 GDP(S.A.)×100	"	"
	은행대출 (Lend)	■ 기타투자(대출)의 은행부문(S.A.)/명목GDP(S.A.)×100	"	"
	총자본회수 (Inflow _r)	■ 대외직접투자+증권투자(자산)+은행대출의 S.A. 계열/명목GDP(S.A.)×100	"	"
글로벌 요인	위험도 (VIX)	■ 시카고옵션거래소(CBOE)에서 작성하는 S&P지수의 향후 30일간 변동성에 대한 시장의 기대, log	1995.1/4~2010.1/4	Bloomberg
	유동성 (Liquidity)	■ 미국(M2), 일본(M2), 캐나다(M2), EU(M3), 영국(M4)의 유동성을 각국의 CPI로 나누고 2005=100으로 지수화한 후 PPP기준 GDP의 세계비중으로 가중평균, log	"	IMF WEO, IFS
	실질금리 (Rint)	■ 미국, 일본, 캐나다, EU, 영국의 10년물 국채금리에서 각국의 CPI상승률을 뺀 후 분기로 전환 ¹⁾ 하고 PPP기준 GDP의 세계비중으로 가중평균	"	Bloomberg, IMF WEO
전염 요인	자본개방도 (Capital Open)	■ (대외채권+대외채무)/명목GDP(S.A.)×100	"	ECOS
국내 제도 요인	금융발전도(시총) (Equity Total)	■ 시가총액/명목GDP(S.A.)×100	"	"
	금융발전도(신용) (Lending)	■ 은행대출금 잔액/명목 GDP(S.A.)×100	"	"
	기업경영환경 (MSCI)	■ MSCI KOREA 편입기업들의 PER, log	"	Bloomberg
거시 통제 변수	주택매매가격지수 (Home_Pi)	■ 2008.12=100 ■ CPI로 나누어 실질화한 후 log 취함	"	국민은행
	환율 (EXR)	■ 실질실효환율(58개국 기준)지수(2005=100)의 역수×1000, log	"	BIS
	금리 ¹⁾ (DM_R)	■ 실질 회사채(3년, AA-)금리	"	ECOS
	GDP갭률 (GDP_GAPR)	■ (실제GDP(S.A.)-잠재 GDP ²⁾)/잠재GDP ²⁾ ×100	"	"
	물가상승률 (Inflation)	■ 전년동기대비 CPI상승률	"	"

주 : 1) $0.25 \times \log(1 + \text{실질금리}/100)$, 실질금리=명목금리-CPI상승률
 2) HP 여과법(filtering)을 이용하여 산출

다. 로짓모형을 통한 분석

Caballero(2011), Giudice et al.(2007) 등의 방법론¹³⁾을 사용하여 자본유입 후 경제가 성장할 확률을 로짓(logit)모형¹⁴⁾을 통해 분석하였다. 자본유입 급증 후 경제성장률이 높아지는 경우 0보다 큰 값을 가지며, 그 이외의 경우 0보다 작거나 같은 값을 가지는 연속적 잠재변수(continuous latent variable)를 y_i^* 라고 정의한 후 이를 다시 다음과 같은 이진(binary) 변수로 변환하였다.

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0, & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

기존 연구에서는 경제성장을 종속변수로, 자본유입을 독립변수로 설정하여 경제성장률에 대한 자본유입의 영향을 추정하였다. 이에 반해 본고의 모형에서는 자본유입 후 경제가 성장하는 경우를 확률로 설정한 후 자본유입이 동 확률에 어떤 영향을 미치는가를 파악함으로써 자본유입과 경제성장간의 상호의존 관계를 보다 명확하게 모형에 반영할 수 있다는 장점이 있다. 한편 본고에서는 총유입 기준에 따른 자본유입을 사용하였으므로 실증분석은 외국인 자본유입 급증기와 내국인 자본 회수기를 별도로 구분하여 실시하였다.

먼저 외자유입 급증기(surge)는 IMF(2011a)의 방식을 적용하여 외자유입 규모가 장기추세와 1 표준편차 이상의 차이를 보이는 동시에 해당 기간중 GDP의 1.5%를 상회하는 기간으로 분류하였다.¹⁵⁾ 자본유입은 내국인의 자본회수에 의해서도 발생할 수 있기 때문에 회수기(retrenchment)는 IMF(2011a)를 참고하여 총 자본회수규모가 장기추세와 $0.5 \times$ 표준편차¹⁶⁾ 이상의 차이를 보이고 해당 기간중 GDP의 1.5%를 상회하는 기간으로 설정하였다.

13) 이들 모형은 자본유입 후 금융위기, 재정건전화 후 경제성장 등 두 개의 에피소드를 연속적으로 고려한다는 점에서 기존 로짓모형과 구별된다.

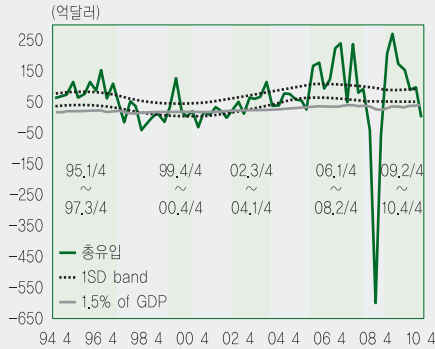
14) 종속변수가 0, 1의 값을 가지는 모형에는 프로빗, 로짓모형 등이 있는데 프로빗모형은 오차항의 분포가 정규분포라는 강한 가정을 하고 있어 본고에서는 로지스틱(logistic) 분포를 전제하는 로짓모형을 이용하였다.

15) 본고의 외자유입 급증기는 IMF(2011a)와 차이가 있는데 이는 IMF가 언급한 바와 같이 급증기 분류기준이 임의적(ad hoc)이기 때문이다. 즉, 급증기의 2개 조건을 동시에 만족하는 기간이 연속적이지 않을 경우 자본유입이 마이너스가 되지 않는 이상 2개 급증기간 사이가 4분기 미만일 경우 이를 하나의 급증기로 보고 그래도 2개 급증기가 이어지지 않을 경우에는 총 자본유입이 마이너스로 전환되는 시기를 급증기의 마지막으로 간주한 것이다. 본고에서는 IMF(2011a)의 급증기 2개 기준에 의거하여 기간을 설정한 후 IMF의 자의적인 급증기 연결기준을 보다 엄격히 적용하였다.

16) 자본회수는 외자유입 급증기에 비해 변동폭이 작아 급증기에서 사용된 표준편차의 1배보다 작은 0.5배를 적용하였다.

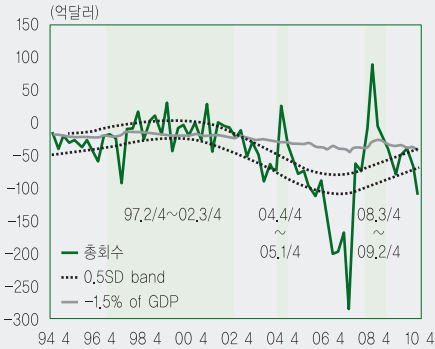
〈그림 6〉

외국인 자본유입 급증기



〈그림 7〉

내국인 자본 회수기



자본유입 후 경제가 성장한 기간 설정은 Giudice et al.(2007)을 따라 자본유입 후 2분기 동안의 평균 실질GDP 성장률이 자본유입이 발생하기 전 2분기 동안의 평균 실질 GDP 성장률보다 더 큰 경우로 정의하였다.¹⁷⁾ 동 기준에 따라 자본유입을 급증기, 회수기, 급증기 겸 회수기와 같이 세 기간으로 구분한 후 차후 경제성장이 발생하였을 때 로짓모형의 종속변수를 1, 그렇지 않을 경우 0으로 부과하였다.

〈표 8〉

종속변수 설정

구 분	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10
S	■	■	■			■			■			■	■	■	■	■
R											■				■	
S+R			■			■		■							■	
G↑		■		■	■		■	■		■	■		■	■	■	■
S+G↑		■				■			■			■	■		■	■
R+G↑				■	■		■	■			■			■	■	■
S+R+G↑						■								■	■	■

주 : 1) S는 급증기, R은 회수기, G↑는 경제성장률 확대를 의미
 2) S+G↑, R+G↑, S+R+G↑의 음영 구간은 1, 나머지 구간은 0
 3) 경제성장률은 전기대비 기준

17) 자본유입 후 경제성장률이 높아지는 기간은 자본유입 발생시점을 t 로 둘 경우 $t \sim (t+1)$, $(t+1) \sim (t+2)$ 성장률 평균이 $(t-2) \sim (t-1)$, $(t-1) \sim t$ 기 성장률 평균을 상회하는 기간으로 설정하였다. 시점은 분기자료를 기초로 하였는데 이는 자본유입과 성장률간의 연속적인 관계를 감안하기 위해서는 연간자료보다는 분기자료가 더 적절하다는 점을 고려한 것이다.

이러한 로짓모형을 통해 자본유입 급증시 관련 변수들이 경제가 성장할 확률에 미치는 영향¹⁸⁾을 알아보기 위해 다음과 같은 모형을 설정하였다.

$$prob(y_t=1|I_t, X_t) = f(I_t, X_t)$$

y_t 는 0, 1의 값을 가지는 변수, I_t 는 자본유입(총자본유입, 직접투자, 증권투자, 은행차입(대출)) 변수¹⁹⁾, X_t 는 거시경제변수 벡터²⁰⁾를 각각 의미한다. 이에 관한 구체적 모형을 표현하면 다음과 같다.

$$y_t^* = \beta_0 + \beta_1 I_t + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$$

자본유입의 성격이 다를 수 있음을 고려하여 자본유입을 급증기, 회수기와 같이 종속 변수를 두개²¹⁾로 나누고 각각의 종속변수에 대해 다음과 같이 모형 1, 2를 설정하였다.

$$(모형1) \quad y_t^* = \beta_0 + \beta_1 I_t + \varepsilon_t$$

$$(모형2) \quad y_t^* = \beta_0 + \beta_1 I_t + \beta_2 X_t + \varepsilon_t$$

18) 로짓모형 추정결과 계수의 부호는 경제적 의미를 지니나 계수값은 로짓모형 정의상 한계효과(marginal effect)로 해석할 수 없음에 유의하기 바란다.

19) 설명변수인 형태별 자본유입은 경제규모의 증가에 따라 커지므로 GDP 규모로 나누어 정규화(normalization)하였다.

20) Caballero(2011), Giudice et al.(2007)와 같이 자본유입이 거시경제변수의 변화를 초래할 수 있다는 점을 고려하였다.

21) 급증기 겸 회수기의 경우 y_t 가 1이 되는 기간이 2기간 밖에 없어 별도로 분석하지 않았다.

모형1은 거시경제변수를 통제하지 않고 자본유입 변수만을 독립변수로 두었을 경우를, 모형2는 자본유입 변수에 거시경제변수를 추가하였을 경우를 의미한다.²²⁾ 한편 외환위기와 글로벌 금융위기 더미를 추가해 볼 수 있겠지만 기술적 문제²³⁾ 외에도 분석의 주된 대상기간인 급증기의 경우 <표 8>에서와 같이 위기기간의 확률이 0으로 되어 있어 분석결과에 영향을 미치지 못할 것으로 판단하여 제외하였다. 동 모형 추정 후 자본유입 변수의 계수 β_1 의 부호가 플러스(+)이면 자본유입 후 경제가 성장하였다는 의미를, 마이너스(-)이면 그 이외의 경우를 의미한다고 해석한다.

추정결과 대부분 형태의 자본유입이 급증기, 회수기 모형에서 β_1 의 부호가 마이너스로 추정되어 우리나라의 경우 자본유입 급증이 경제 성장을 초래하지 않는다고 해석할 수 있다. 먼저 급증기의 경우 총자본 유입, 증권투자의 경제성장에 대한 부(-)의 영향은 모형 1, 2 모두 5% 수준에서 유의하였으며 직접투자는 모형 1, 2 모두 마이너스 부호가 나타났으나 전자는 유의하지 않았으며 후자의 경우 10% 수준에서 유의하였다. 은행차입은 모형 1, 2 모두 마이너스 부호이지만 유의하지 않았다.²⁴⁾

회수기의 경우 모형 1, 2 모두 증권투자를 제외한 총자본유입, 직접투자, 은행대출이 경제성장에 부의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 은행대출만 10% 수준에서 유의하였다. 이러한 결과는 대체로 내국인이 대내외 여건 불안시 자본회수를 하는 경우에도 경제 성장에 긍정적인 효과를 주기 어려움을 반영한다고 추정해 볼 수 있다. 한편 거시경제 변수의 경우에도 부호가 전반적으로 이론에 부합하는 것으로 나타났다.

22) 모형설정상 종속변수와 자본유입 변수 사이의 상호 의존관계를 의심해 볼 수도 있겠으나 로짓모형의 특성상 종속변수가 연속형 변수가 아니기 때문에 두 변수 사이의 독립성 문제는 논외로 한다. Caballero(2011), Giudice et al.(2007)도 모형 추정시 동 문제를 제기하지 않았다.

23) 로짓모형 분석의 경우 OLS와 달리 종속변수가 이진변수로 되어 있어 더미변수 추가가 불가능하였다.

24) 이는 정부의 "자본유출입 변동 완화방안"(2010.6월) 등에서 지적한 바와 같이 은행차입 후 대외여건이 악화될 경우 급격한 자본유출이 발생하여 경제에 부정적인 영향을 미친 경우가 많았으나 본고에서는 자본유입만을 고려하여 급격한 자본유출에 따른 부정적인 영향이 모형에 반영되지 못한 데 따른 것으로 보인다.

〈표 9〉

실증분석 결과
(95.1/4~10.4/4)

변수명	급증기		회수기	
	모형1	모형2	모형1	모형2
〈총자본유입〉				
Inflow(-1)	-10.692**	-12.132**	-0.013	
Inflow(-2)				-0.106
Inflow(-3)	-6.944*			

Home_PI		23.201		-91.302***
DM_R		-0.653		1.917*
GDP_GAPR				-0.830***
GDP_GAPR(-1)		0.383*		
Inflation		-0.417***		-0.538***
우도비	-36.526	-27.791	-42.240	-18.216

〈직접투자〉				
FDI(-2)	-3.036	-12.275*	-0.107	-0.602

Home_PI		36.158*		-83.288***
DM_R		-1.383*		1.998*
GDP_GAPR(-1)				-0.999***
GDP_GAPR(-2)		0.216		
GDP_GAPR(-4)		0.512**		
Inflation		-0.646***		-0.610***
우도비	-41.942	-23.503	-41.808	-17.531

〈증권투자〉				
Portfo(-1)	-7.065**	10.704**		
Portfo(-4)			0.172	0.191

Home_PI		38.188		
Home_PI(-1)		-26.262		-84.320***
DM_R		-0.905		2.011*
GDP_GAPR		-0.410		-0.726***
GDP_GAPR(-1)		0.746**		
Inflation		-0.451***		0.466***
우도비	-39.259	-25.628	-39.573	-18.338

〈은행차입(대출)〉				
Loan(-2)			-0.214*	-0.564*
Loan(-3)	-0.053	-1.202		

Home_PI				-88.812**
Home_PI(-4)		37.972*		
EXR(-2)		14.962		
DM_R		-0.138		2.135
GDP_GAPR				-1.282***
GDP_GAPR(-1)				0.229
GDP_GAPR(-4)		0.338		
Inflation		-0.513***		-0.533***
우도비	-39.259	-24.435	-39.934	-15.186

주 : 1) 로짓모형 추정결과 계수값의 부호는 경제적 의미를 지니나 계수값은 정의상 한계효과(marginal effect)로 해석할 수 없음에 유의
 2) 변수시차 선정은 general to specific 방법을 사용
 3) ()내는 시차를 의미
 4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

다음으로 y_t 에 영향을 미치는 요인으로 글로벌 요인, 전염 요인, 국내제도 요인을 독립 변수로 추가하였을 경우 어떤 요인들이 자본유입 후 경제가 성장할 확률에 더 큰 영향을 미치는지를 추정하여 보았다.²⁵⁾

$$prob(y_t=1|G_t, C_t, X_t) = f(G_t, C_t, X_t)$$

y_t 는 0, 1의 값을 가지는 변수, G_t 는 글로벌 요인, C_t 는 전염 요인, X_t 는 국내제도 요인을 각각 의미하며 구체적 추정모형은 다음과 같다. 사용변수는 <표 7> 변수 일람표에 제시되어 있다.

$$y_t^* = \beta_0 + \beta_1 G_t + \beta_2 C_t + \beta_3 X_t + \varepsilon_t$$

추정결과 먼저 급증기의 경우 글로벌 요인, 전염 요인, 국내제도 요인 모두 유의하게 경제성장률에 각각 마이너스, 마이너스, 플러스의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 글로벌 요인중 글로벌 위험은 5% 수준에서, 글로벌 유동성과 금리는 10% 수준에서 유의하였다. 전염 요인은 5% 유의수준, 국내제도 요인은 금융발전도(시총, 신용), 기업경영환경 모두 5~10% 수준에서 유의하였다.

이러한 결과를 통계적 유의성 측면에서 해석해 보면 앞서와 같이 자본유입관련 대내외 여건의 상호작용으로 글로벌 요인, 국내제도 요인, 글로벌 충격의 전염 요인 모두 자본유입 후 경제성장 발생확률에 유의한 영향을 미치고 있음을 시사한다고 할 수 있다. 한편 회수기의 경우 글로벌 및 전염 요인은 5~10% 수준에서 유의하나 국내제도 요인은 유의하지 않았다. 이는 내국인에 의한 자본회수는 외국인에 의한 자본유입에 비해 글로벌 및 전염 요인이 더 크게 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다.

25) 자본유입 변수를 제외한 것은 종속변수에 이미 자본유입에 대한 정보가 포함되어 있는 데다 y_t 에 대한 글로벌, 전염, 국내 요인이 자본유입을 설명하는 변수로 사용될 수 있어 추정상의 오류를 최소화하기 위해서이다. 참고로 자본유입 변수를 포함하여도 추정결과에는 큰 차이가 없었다.

〈표 10〉

실증분석 결과
(95.1/4~10.4/4)

		급증기	회수기
글로벌 요인	VIX(-1)	-7.379**	
	VIX(-3)		-0.444*
	Liquidity	-99.49*	
	Liquidity(-4)		-132.44**
	Rint	8.359*	67.136
	Rint(-3)		
전염 요인	Capital Open(-4)	-86.87**	0.092**
국내 요인	Equity Total	26.46*	
	Lending(-1)		8.936
	Lending(-4)	84.05*	
	MSCI		0.070
	MSCI(-4)	6.228**	
	우도비	-18.566	-26.600
	관측치수	60	59

- 주 : 1) 로짓모형 추정결과 계수값의 부호는 경제적 의미를 지니나 계수값은 정의상 한계효과(marginal effect)로 해석할 수 없음에 유의
 2) 변수시차 선정은 general to specific 방법을 사용
 3) ()내는 시차를 의미
 4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

추정결과를 정리해보면 증권투자 급증의 경제성장에 대한 부의 영향이 가장 큰 가운데 은행차입 급증은 성장에 부의 영향을 미쳤으나 유의하지 않았으며 직접투자 급증도 유의성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 동 확률에 영향을 미치는 글로벌, 국내제도 및 전염 요인 모두 유의한 것으로 나타나 대외개방도가 높은 우리나라의 경우 자본유입이 대내외 여건의 영향을 크게 받고 있음을 알 수 있다.

라. GVAR모형을 통한 분석

글로벌화된 경제환경 하에서는 자본유입의 직간접적 파급효과(spillover)를 고려할 수 있는 GVAR모형²⁶⁾을 통하여 자본유입의 경제성장에 대한 효과를 살펴볼 필요가 있다. VAR모형²⁷⁾은 자본유입 충격이 우리나라에 미치는 직접적 영향을 분석하는 데 그치지만 GVAR모형은 직접적인 영향 외에도 여타 국가에의 파급을 통해 간접적으로 국내에 전파되는 이차적 관계까지 고려할 수 있다는 장점이 있다.

분석대상국가로는 우리나라와 교역비중이 높은 중국, 동남아²⁸⁾, 미국, EU, 일본 등 5개국²⁹⁾을 선정하고 사용변수로는 기존연구를 참조하여 6개국의 GDP, CPI, 자본유입, 환율, 증가³⁰⁾, 단기금리³¹⁾ 등을 선택하였다. 자본유입 변수는 외자유입³²⁾만을 대상으로 하였으며 IMF IFS에 은행차입이 별도로 수록되어 있지 않아 은행차입 대신 기타투자를 사용하였다. 또한 분석대상국가의 IIP 분기자료가 IMF IFS에 수록되어 있지 않아 1994.4/4분기부터 각국의 BOP자료를 누적하여 IIP자료 대용으로 사용하였다. 글로벌 변수로는 글로벌 리스크 변수로 VIX를, 글로벌 유동성 변수로 미국, 일본, 캐나다, EU, 영국의 유동성을 각국의 CPI로 나누고 2005=100으로 지수화한 후 PPP기준 GDP비중으로 가중평균하여 사용하였다. 계절성이 있다고 판단되는 변수는 X-12 ARIMA모형을 통해 계절조정하였으며 변수순서³³⁾는 GDP, CPI, 자본유입, 환율, 증가, 단기금리 순으로 하였다.

26) GVAR모형은 글로벌 요인 및 국가별 상호의존도를 모형에 반영하기 위하여 글로벌 변수 등을 각 국가의 추정식에 추가한 후 이를 국가별 무역가중치를 이용하여 연립 방정식 형태로 만든 일종의 벡터오차수정모형(VECM) 모형이다 (모형에 대한 세부내용은 <부록 5> 참조).

27) GVAR모형의 경우 우리나라를 제외한 복수의 주요 교역상대국을 무역량 가중치로 평균하여 단일국가화함에 따라 경제충격의 국가간 파급효과를 제약하는 단점이 있다. 이를 고려하여 VAR모형을 추정해 볼 수 있겠으나 이 경우 추정과정에서 과도하게 복잡해지는 문제점이 있다(GVAR모형: 6x6<대의 6개변수가 국내 6개변수에 미치는 영향>의 충격반응함수 추정, VAR모형: 6x5x6<5개국의 6개변수가 국내 6개변수에 미치는 영향>의 충격반응함수 추정).

28) 태국, 인도네시아, 필리핀, 말레이시아, 베트남, 싱가포르, 홍콩, 대만 등 8개국 기준

29) 우리나라와의 교역비중(2010년 기준 우리나라 전체 수출입규모에서 각국의 수출입합계가 차지하는 비중): 중국 21.1%, 동남아 16.9%, 일본 10.4%, EU 10.3%, 미국 10.1%

30) 로짓모형 분석에서와 같이 주택매매가격지수를 사용하고자 하였으나 동남아 국가들의 경우 자료이용에 한계가 있어 증가지수를 사용하였으니 해석에 유의할 필요가 있다.

31) 로짓모형 분석에서는 글로벌 금리보다 국제 10년물 금리를 사용하였으나 GVAR모형에서는 자본이동에 따른 각국의 통화정책 반응을 고려하기 위해 단기금리를 사용하였다.

32) 로짓모형 분석결과 내국인 자본회수는 글로벌 및 전염 요인에 의해 주로 영향을 받고 있어 국내의 변수의 상호작용을 분석하는 GVAR모형 분석에 적절하지 않은 것으로 판단하였다. if_t, if_f, if_p, if_o는 각각 총자본유입, 직접투자, 증권투자, 기타투자를 의미한다.

33) 기존연구에 따라 실물변수를 앞쪽에 금융변수를 뒤쪽에 배치하였으나 충격반응분석시 변수순서에 영향을 받지 않도록 하는 일반화 충격반응분석(Generalised Impulse Response Functions)방법을 사용하여 변수순서는 분석결과에 큰 영향을 미치지 못하였다.

〈표 11〉

주요 변수 일람표

변수명	자료 설명	기간	출처	
GDP(y)	■ log(명목GDP(S.A.)/CPI)	1995.1/4~ 2010.4/4	Global Insight	
CPI(p)	■ log(CPI)	"	"	
6개국 국내 변수	자본유입 (if_t, f, p, o) ¹⁾	■ 직접투자, 증권투자, 기타투자 3개 자 본을 합친 총자본유입 등 4개를 각각 명 목GDP(S.A.)으로 나누었음	"	IMF, IFS
	환율(er)	■ 실질실회환율(58개국 기준)지수 (2005=100)의 역수×1000, log 취함	"	BIS
	주기(eqi)	■ log(주기지수/CPI)	"	Bloomberg
	단기금리(sr)	■ 연율 단기실질금리를 분기로 변환 ²⁾	"	Global Insight
	글로벌 리스크(vix)	■ log(VIX)	"	Bloomberg
글로벌 변수	글로벌 유동성(gliq)	■ 미국(M2), 일본(M2), 캐나다(M2), EU(M3), 영국(M4)의 유동성을 각국의 CPI로 나누고 2005=100으로 지수화한 후 PPP기준 GDP의 세계비중으로 기중평 균, log 취함	"	Global Insight

주 : 1) 중국 자본유입 변수는 2010년부터 이용가능하여 제외, 각국의 IIP자료를 구할 수 없어 1994.4/4분기부터 BOP자료를 누적하여 사용
2) $0.25 \times \log(1 + \text{실질금리}/100)$, 실질금리=명목금리-CPI상승률

이들 변수들에 대해 단위근 및 공적분 검정을 실시한 결과 공적분되어 있는 것으로 판단되어 별도의 차분은 하지 않았다(〈부록 3〉 참조).³⁴⁾ 개별 국가모형의 해외변수, 글로벌 변수에 대한 약외생성(weak exogeneity)³⁵⁾ 검정 결과도 〈부록 4〉에 제시하였다.

추정결과 자본유입이 급증하였을 경우 우리나라 성장에 미치는 영향을 12분기(3년) 시계에서 살펴보면 대부분 형태의 자본유입이 성장률을 하락시키는 것으로 나타났다.

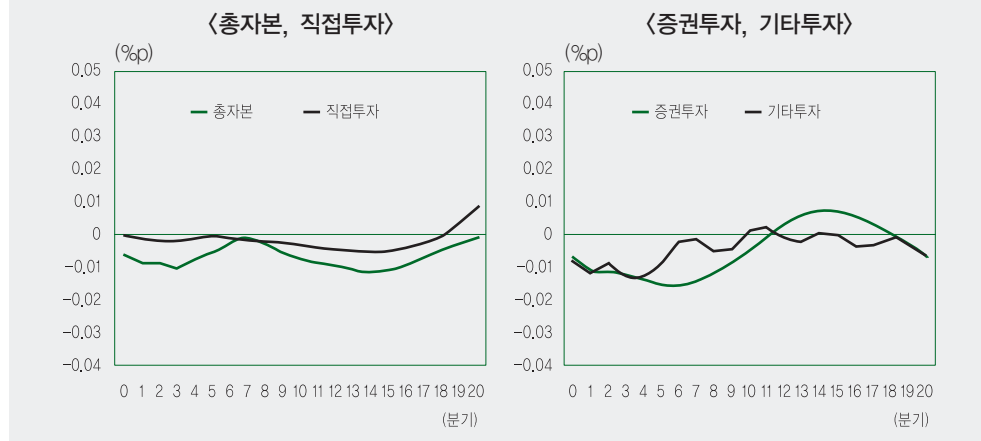
34) 글로벌화된 세계경제를 분석하는 GVAR모형의 특성상 각국의 국내변수, 해외변수, 글로벌변수들은 서로 공적분되어 있도록 모형을 설정하였다.

35) 글로벌변수 및 해외변수의 약외생성 가정은 미국을 제외한 각국의 변수들이 장기적으로 여타국에 영향을 미치지 못하는 소규모 개방경제임을 의미한다.

총자본유입 충격의 성장률에 대한 영향은 충격 이후 3분기까지 $-0.01\%p$ 하락한 후 하락세가 둔화되다가 7분기를 전후하여 평균 수준을 회복하였다. 증권투자의 성장률에 대한 영향은 충격 이후 6분기까지 최저 $-0.02\%p$ 까지 하락한 후 하락세가 둔화되다가 12분기 전후에 평균 수준에 도달하였다. 기타투자의 성장률에 대한 영향도 충격 이후 3~4분기 전후까지 $-0.01\%p$ 하락한 후 점차 하락세가 둔화되어 10분기 전후에는 평균 수준을 회복하였다. 한편 직접투자의 경우에는 충격이 발생하더라도 성장률은 별다른 반응을 보이지 않았다.

이러한 논의를 정리해보면 증권투자 유입급증시 성장률 하락효과가 상대적으로 큰 반면 직접투자는 성장률에 거의 영향을 주지 않는 것으로 판단된다. 이는 앞서 로짓모형 분석결과와 전반적으로 일치한다.

〈그림 8〉 한국 자본유입 충격에 대한 성장률의 반응



4. 맺음말

본고에서는 풍부한 글로벌 유동성이 2009.2/4분기 이후 신흥시장국 및 원유 등 상품 시장으로 유입되어 전세계적으로 인플레이션 압력이 증대되고 있는 상황에서 자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향을 분석해 보고자 하였다.

자본유입의 속도나 규모가 과도한 경우에는 금융시장 불안 등 부정적인 영향을 초래할 가능성이 있음을 고려하여 자본유입 급증 후 경제가 성장하였을 때와 그렇지 않은 경우

로 종속변수를 나누는 로짓모형을 통해 실증분석을 실시하였다. 아울러 국가간 파급효과(spillover)를 고려하기 위해 GVAR모형도 추정하였다.

실증분석 결과 자본유입 급증시 대부분 형태의 자본이 경제성장에 부(-)의 영향을 미쳤으며 특히 증권투자 급증의 성장에 대한 부의 영향이 큰 것으로 분석되었다. 또한 해외 개방도가 높은 우리나라의 특성상 자본유입 급증시 글로벌, 전염 및 국내제도 요인 모두 경제성장에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이와 같은 분석결과에 비추어 볼 때 자본이 급격히 유입될 경우 궁극적으로 성장에 부정적³⁶⁾으로 작용할 수 있는 만큼 자본유입의 변동성을 완화하는 방향으로 관련 제도를 개선해 나갈 필요가 있다고 하겠다.³⁷⁾ 정책당국이 시행하고 있는 선물환포지션 한도, 외국인채권투자 과세 환원 및 외환건전성부담금(2011.8월 시행 예정) 등의 성과를 평가하고 필요시 보완책을 강구해야 할 것이다.

또한 금융거래를 통한 전염 요인으로 인해 글로벌 요인의 영향이 증폭되는 효과도 일부 나타나고 있으므로 글로벌 요인의 국내경제에 대한 파급경로를 보다 면밀히 점검해 나가야 할 것이다.

본고는 자본유입 급증의 성장에 대한 부정적 영향을 실증분석하였지만 자본유입이 환율경로, 금리경로 및 자산가격경로 등 시장 메카니즘을 통해 경제성장에 미치는 영향에 대해서는 고려하지 못하였다. 앞으로 이러한 분야에서의 심도 있는 연구가 요망된다고 하겠다.

36) 직접투자(FDI)는 전통적으로 경제성장률을 제고시키는 투자형태로 인식되어 왔으나 최근 IMF(2011b) 등에서는 직접투자의 성장에 미치는 긍정적 영향이 약화되었을 가능성을 지적하였다. 이는 성장, 고용촉진 효과가 큰 그린필드(green field)형보다는 단기 매매차익을 추구하는 M&A형 투자 증가, 생산성 향상효과가 제조업에 비해 낮은 서비스업 투자 증가 등에 기인하는 것으로 보인다.

37) 2011.2월 IMF(2011a)는 신흥시장국의 자본유입 대응사례를 검토하여 자본이동관리 가이드라인(시안)을 작성하였는데 G20 재무장관·중앙은행총재회의(2011.4월)에서는 이에 대해 합의를 이루지 못하고 추후 정합성있는 결론을 도출하기로 하였다. IMF(2011a)는 동 가이드라인에서 적절한 거시경제정책이 선행된 후 ①환율이 저평가되어 있지 않고, ②외환보유액이 과다한 수준이며, ③경기과열일 경우에 한하여 자본이동관리조치(CFMs: capital flow management measures)가 보완적으로 시행될 수 있다고 하였다.

참고문헌

- 김승원, “외국자본유입이 경제성장에 미치는 영향”, 금융경제연구 제421호, 한국은행 금융경제연구원, 2010
- 기획재정부 등, “거시 건전성(Macro-Prudential Measures) 제고를 위한 자본유출입 변동 완화방안”, 보도참고자료, 2010.6월
- 김홍기 · 김봉한, “자본이동성과 경제성장”, 한국금융연구원, 한국경제의 분석 제16권 제1호, pp. 33-98, 2010
- 송치영 · 김근영, “자본유출입의 경기순응성과 파급경로”, 금융경제연구 제411호, 한국은행 금융경제연구원, 2009
- Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C., “Does financial liberalization spur growth”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, pp. 3-55, 2005
- Bhagwati, J. “The Capital Myth”, *Foreign Affairs*, Vol. 77, pp. 7-12, 1998
- Bonfiglioli, A., “Financial Integration, Productivity and Capital Accumulation”, *Journal of International Economics*, 76 (2), 337-355, 2008
- Caballero, J., “Do Surges in international capital inflows influence the likelihood of banking crises? Cross-country evidence on bonanzas in capital inflows and bonanza-boom-bust cycles”, *University of California, Santa Cruz, Working Paper*, 2011
- Edwards, S., “Capital Mobility and Economic Performance : Are Emerging Economies Different?”, *NBER Working Paper No. 8076*, 2001
- Fisher, S., “Capital Account Liberalization and the Role of the IMF” in *Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility?*, Princeton University, 1998
- Fisher, S., “Globalization and its Challenges”, *American Economic Review*, Vol. 93, No. 2, pp. 1-30, 2003
- Forbes, K. and Warnok, F., “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment”, *NBER*, preliminary draft, 2010
- Giudice, G., Turrini, A. and Veld, J., “Non-Keynesian Adjustments? A Close Look at Expansionary Fiscal Consolidations in the EU”, *Open Economies Reviews*, Vol. 18, No. 5, 2007

- IMF, “Recent Experiences in Managing Capital Inflow–Cross–Cutting Themes and Possible Policy Framework”,
<http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2011/021411a.pdf>. 2011a
- IMF, “International Capital Flows: Reliable or Fickle”, in *IMF WEO Ch.4*, 2011b
- Joice, J., “Financial Globalization and Banking Crises in Emerging Markets”, *Open Economies Review*, pp. 1–21, 2010
- Klein, Michael W. and Giovanni Olivei, “Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth”, *NBER Working Paper No. 7384*, 1999
- Kose, M, Prasad, E., Terrones, M., “Does financial globalization promote risk sharing?”, *Journal of Development Economics*, Vol. 89, pp. 258–270, 2009
- O’Donnell, Barry, “Financial Openness and Economic Performance”, Unpublished, Trinity College Dublin, 2001
- Pesaran, M. H., Schuermann, T. and Weiner, S. M., “Modelling Regional Interdependencies using a Global Error–Correcting macro–econometric model”, *Journal of Business and Economic Statistics* 22(2), 129–162, 2004
- Quinn, D., “The Correlates of Changes in International Financial Regulation”, *American Political Science Review*, Vol. 91, pp. 531–551, 1997
- Rodrik, D., “Who Needs Capital–Account Convertibility” in *Essays in International Finance*, Vol. 207, Princeton University, 1998
- Rogoff, K., “International Institutions for Reducing Global Financial Instability”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 4, pp. 21–42, 1999
- Summers, Lawrence H., “International Financial Crises: Causes, Prevention and Cures”, *American Economic Review* Vol. 90, No. 2, 2000

〈부록 표1〉 로짓모형 단위근 검정 결과

변수	ADF	KPSS	단위근	
외국인유입	Inflow_f	0.2319	0.14435*	있음
	FDL_f	0.5139	0.93994***	있음
	Portfo_f	0.0449**	0.11802	없음
	Loan	0.3801	0.18248	있음
내국인회수	Inflow_r	0.9491	0.72392*	있음
	FDL_r	0.9558	0.67388**	있음
	Portfo_r	0.7854	0.79905***	있음
	Lend	0.0449**	0.11696	없음
VIX	0.0254**	0.10022	없음	
Liquidity	0.3185	0.99545***	있음	
Rint	0.0011***	0.12752*	있음	
Capital Open	0.3482	0.52044**	있음	
Equity Total	0.1086	0.20996	있음	
Lending	0.5930	0.08323	있음	
MSCI	0.0350**	0.18481**	있음	
Home_PI	0.1910	0.24894	있음	
EXR	0.2829	0.09545	있음	
DM_R	0.1790	0.17903**	있음	
GDP_GAPR	0.0050***	0.05060	없음	
Inflation	0.0090***	0.37038*	있음	

주 : 1) ADF는 p-value, KPSS는 LM통계량
 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 귀무가설 기각을 의미

〈부록 표2〉

GVAR모형 단위근 검정 결과

〈국내변수〉	EU	미국	중국	일본	동남아	한국
y (with trend)	-0.9485	-1.5228	-4.7029*	-2.5024	-3.2401	-3.1618
y (no trend)	-1.3298	-1.8429	0.3662	-1.1397	-1.2860	-1.9060
Δy	-3.0877*	-3.7938*	-3.4368*	-4.2717*	-4.7438*	-4.5929*
p (with trend)	-3.0471	-2.4645	-1.7871	-2.4604	-1.1903	-3.1441
p (no trend)	-0.4480	-0.6361	0.2319	-1.3407	0.5361	-1.2263
Δp	-4.9945*	-5.7535*	-3.0129*	-4.2003*	-4.4782*	-5.0187*
if_t(with trend)	-2.6206	-2.6632	-	-3.0637	-2.1902	-3.1970
if_t(no trend)	-1.8913	0.2896	-	-2.5991	-2.2852	-3.0410*
Δif_t	-5.4563*	-2.8853*	-	-3.7967*	-4.7575*	-3.7381*
if_f(with trend)	-2.0494	-2.2416	-	-2.8939	-1.1333	-1.9945
if_f(no trend)	-2.0091	-0.9875	-	-0.9098	-2.5897	-2.3184
Δif_f	-5.1258*	-2.7547	-	-6.1691*	-4.4827*	-5.1445*
if_p(with trend)	-2.7339	-1.4780	-	-2.5365	-1.4150	-2.7945
if_p(no trend)	-1.2583	1.8057	-	-1.8592	-3.0112*	-2.5234
Δif_p	-5.7983*	-3.6157*	-	-2.3021	-1.8977	-5.2807*
if_o(with trend)	-2.4590	-2.4615	-	-3.2960	-3.0352	-1.7793
if_o(no trend)	-1.8793	-1.0193	-	-2.8921	-1.1950	-1.8180
Δif_o	-5.4383*	-3.3873*	-	-4.7329*	-5.1207*	-4.9813*
eqj (with trend)	-2.3589	-2.6585	-3.2366	-2.4332	-2.4353	-2.8086
eqj (no trend)	-2.5328	-2.7159	-2.3373	-1.7748	-2.3989	-2.2176
Δeqj	-4.2838*	-4.3571*	-4.5558*	-5.3020*	-4.7298*	-5.0436*
er (with trend)	-2.1950	-2.1992	-2.9498	-2.4484	-1.7753	-2.7648
er (no trend)	-1.9752	-1.0076	-3.0971*	-2.1920	-2.3002	-2.7922
Δer	-4.5927*	-5.1887*	-5.0904*	-3.5699*	-4.9916*	-6.0637*
sr (with trend)	-3.6194*	-3.7287*	-2.5594	-1.4349	-2.9778	-2.4918
sr (no trend)	-2.2280	-1.6404	-3.4997*	-1.4891	-1.3764	-1.7650
Δsr	-4.1051*	-2.9531*	-4.5104*	-3.6310*	-3.8420*	-6.5505*
〈해외변수〉	EU	미국	중국	일본	동남아	한국
ys (with trend)	-2.3369	-2.2381	-2.5544	-2.1609	-1.5608	-1.9481
ys (no trend)	-0.9104	-0.5266	-2.1520	-1.1020	-0.8092	-0.8539
Δys	-4.1404*	-3.7805*	-3.5980*	-3.7770*	-3.6645*	-3.3574*
ps (with trend)	-2.2048	-1.9713	-2.8832	-2.1610	-2.2394	-2.0049
ps (no trend)	-0.0549	0.2067	-0.4153	0.2561	0.1205	0.2932*
Δps	-4.3577*	-3.6124*	-4.7566*	-4.2886*	-3.6408*	-3.9943*
if_ts (with trend)	-3.7683	-2.9618	-2.8372	-2.7165	-2.9139	-2.7222
if_ts (no trend)	-1.6151	-2.4100	-2.0907	-2.0005	-1.8693	-2.0914
Δif_ts	-3.8508*	-5.3278*	-5.4924*	-5.5383*	-5.6329*	-5.2973*
if_fs(with trend)	-1.5083	-1.5134	-1.5842	-1.5812	-1.7035	-1.5149
if_fs(no trend)	-2.1541	-2.4775	-2.3449	-2.3604	-1.7209	-2.4173
Δif_fs	-4.0528*	-4.3305*	-4.5406*	-4.5174*	-4.2891*	-4.3289*
if_ps(with trend)	-2.2799	-1.7175	-2.5367	-2.6164	-2.7792	-2.1918
if_ps(no trend)	-1.0404	-2.6866	-1.8533	-1.2996	-1.2131	-1.9132
Δif_ps	-3.8346*	-4.8269*	-4.8246*	-5.3424*	-4.9523*	-4.6684*

if_os(with trend)	-2.9648	-3.2938	-2.8262	-2.7047	-2.5761	-3.4226
if_os(no trend)	-2.9214*	-2.3992	-2.9368*	-2.6627	-2.2013	-3.3570*
Δ if_os	-4.0716*	-4.8519*	-4.9773*	-5.1098*	-4.4544*	-4.9791*
eqis (with trend)	-3.1368	-2.8870	-2.7864	-3.0590	-3.1582	-2.9936
eqis (no trend)	-2.9628*	-2.8020	-2.7858	-2.8060	-2.9585*	-2.8570
Δ eqis	-4.8216*	-4.8562*	-4.9187*	-4.8404*	-4.5644*	-4.8476*
ers (with trend)	-2.4777	-1.6162	-3.5983*	-3.4080	-1.9660	-2.0968
ers (no trend)	-1.1741	-2.1787	-2.8247	-3.4208*	-1.6777	-1.9123
Δ ers	-5.9476*	-3.8630*	-6.3242*	-4.2121*	-6.3841*	-3.7687*
srs (with trend)	-2.0146	-2.3506	-3.0749	-2.7278	-2.2211	-2.4811
srs (no trend)	-1.5072	-2.0254	-1.2335	-1.9973	-1.9992	-1.9896
Δ srs	-3.5148*	-3.5710*	-4.2201*	-3.9182*	-3.7754*	-3.8812*

- 주 : 1) 변수명뒤에 s가 붙은 변수는 해외변수를 의미
 2) Δ 는 1차 차분을 의미
 3) *는 5% 유의수준 하에서 귀무가설 기각을 의미(ADF 검정)

〈글로벌변수〉	5% 임계치	검정 통계치
vix (with trend)	-3.45	-2.5303
vix (no trend)	-2.89	-2.5786
Δ vix	-2.89	-6.1604*
gliq (with trend)	-3.45	-0.1149
gliq (no trend)	-2.89	-1.7167
Δ gliq	-2.89	-4.0326*

- 주 : 1) Δ 는 1차 차분을 의미
 2) *는 5% 유의수준 하에서 귀무가설 기각을 의미(ADF 검정)

〈부록 표3〉

공적분 검정

국가	EU	미국	중국	일본	동남아	한국
r=0	377.6508*	533.4307*	276.1175*	373.1784*	346.7547*	334.1494*
r=1	279.4019*	415.9146*	192.0644*	272.3057*	242.6257*	246.5157*
r=2	186.8936*	303.5983*	117.1317*	198.3586*	175.5917*	168.2033*
r=3	115.5642*	222.9166*	64.88556	130.7946*	113.2685*	107.6771*
r=4	57.2853	156.1966*	24.44613	71.5795*	62.6122	59.3980
r=5	19.8666	103.2899*	-	31.8860	24.5801	27.9724
r=6	-	58.3480*	-	-	-	-
r=7	-	27.3761	-	-	-	-

주 : 1) *는 5% 유의수준 하에서 귀무가설(공적분관계가 없음) 기각을 의미
 2) trace 검정기준. 사용 프로그램에서 trace 검정 임계치(MacKinnon, Haug, Michelis, 1999)만 제공하여 trace 검정 결과치만 제시

〈부록 표4〉

약외생성 검정

국가	EU	미국	중국	일본	동남아	한국
F test	F(4,36)	F(7,31)	F(3,39)	F(5,35)	F(4,36)	F(4,36)
5% 임계치	2.633532	2.323171	2.845068	2.485143	2.633532	2.633532
ys	0.469638*	0.089566*	0.167248*	0.118132*	0.986515*	0.847967*
ps	0.185187*	0.500322*	2.11818*	1.215851*	2.032276*	0.99532*
if_ts	0.605291*	0.347515*	0.543856*	1.327044*	0.739284*	0.185962*
if_ts	0.871117*	0.689867*	1.282126*	0.321839*	0.375466*	0.295470*
if_ps	1.473719*	0.372718*	0.302517*	1.856703*	0.189233*	0.502396*
if_os	1.170295*	0.682676*	0.525618*	0.873443*	0.807868*	0.773699*
eqis	0.480874*	1.155493*	0.99002*	0.210019*	0.648946*	1.558906*
ers	0.503418*	0.505732*	1.832471*	0.079338*	0.811173*	2.260248*
srs	1.276155*	0.633185*	1.507673*	0.739367*	0.742444*	0.691183*
vix	1.081505*	-	0.616788*	0.46425*	0.250357*	1.018224*
gliq	0.409805*	-	0.193123*	0.558211*	0.339447*	0.300912*

주 : 1) 변수명뒤에 s가 붙은 변수는 해외변수를 의미
 2) 5% 유의수준하에서 귀무가설(약외생성이 없음) 기각을 의미

〈부록 5〉

Global VAR모형의 이해

Global VAR모형은 Pesaran, Schuermann and Weiner(2004)에 의해 처음 개발된 후 국가간 상호의존관계가 높아진 글로벌 경제환경하에서의 충격반응분석에 많이 활용되고 있다. 추정방법을 간단히 설명하면 먼저 다음과 같은 개별 국가의 벡터오차수정모형을 설정한다. N개의 국가(=1, 2, ..., N)에 대해 각각 해외변수 및 글로벌 변수를 포함하는 VARX*(1,1)을 설정한다.³⁸⁾

$$x_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + \Phi_i x_{it-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{it-1}^* + \psi_{i0} G_t + \psi_{i1} G_{t-1} + u_{it} \dots (1)$$

$$u_{it} \sim iid(0, \sum ii)$$

x_{it} : (성장률_{it}’, 물가상승률_{it}’, 자본유입_{it}’, 주가지수_{it}’, 환율_{it}’, 단기금리_{it}’),
개별국가 변수의 $k_i \times 1$ 벡터

α_{i0} : $k_i \times 1$ 상수 벡터

α_{i1} : $k_i \times 1$ 확정적 시간추세의 계수벡터

x_{it}^* : i국을 제외한 나머지 국가의 x_{it} 의 각 변수를 무역가중치로 가중평균한 $k_i \times 1$ 벡터

G_t : (글로벌 리스크_t’, 글로벌 유동성_t’)’ $k_i \times 2$ 벡터

Φ_i : x_{it} 의 1기전 $k_i \times k_i$ 계수행렬

$\Lambda_{i0}, \Lambda_{i1}$: x_{it} 의 당기 및 1기전 $k_i \times k_i^*$ 계수행렬

ψ_{i0}, ψ_{i1} : G_t 의 당기 및 1기전 $k_i \times 2$ 계수행렬

u_{it} : 개별국가의 $k_i \times 1$ 특이 충격

다음으로 N개 국가의 벡터오차수정모형을 무역가중치를 이용하여 연립방정식 형태를 설정한다. x_{it} , x_{it}^* 를 $z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix}$ 이라고 정의하고 이를 이용하여 개별 국가의 VARX(1,1)을

다시 표현하면 다음과 같다.

38) VARX*(1,1)는 약외생성(weak exogeneity)을 가지는 글로벌변수 및 해외변수를 포함하는 VAR모형을 의미한다. 괄호안의 숫자는 국내변수에 대한 시차와 해외변수, 글로벌변수에 대한 시차를 각각 의미하는데 여기서는 설명의 편의를 위하여 (1,1)로 가정하였다.

$$A_{i0}z_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + A_{i1}z_{it-1} + u_{it}$$

$$A_{i0} = (I_{k_i}, A_{i0}), A_{i1} = (\Phi_{i1}, A_{i1})$$

무역가중치 w_{ij} 에 의해 정의된 W_i 연결 행렬을 사용하면 다음의 항등식을 얻을 수 있다.

$$z_{it} = W_i x_t \dots\dots\dots (2)$$

$x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})'$: 연립방정식의 모든 내생변수를 모은 $k \times 1$ 벡터

$W_i : (k_i \times k_i^*) \times k$ 행렬

식 (2)를 이용하여 다음 식 (3)을 도출할 수 있고 이는 다시 식 (4)로 표현될 수 있다.

$$A_{i0}W_i x_t = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}t + A_{i1}W_i x_{t-1} + u_{it} \dots\dots\dots (3)$$

$$G_0 x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + G_1 x_{t-1} + u_t \dots\dots\dots (4)$$

G_0 는 무역가중치와 모수 추정치에 의존하는 것으로 알려진 비특이 행렬(non-singular matrix)이기 때문에 G_0 의 역행렬을 좌우식에 전승해주면 다음의 Global VAR모형을 얻을 수 있다.

$$x_t = b_0 + b_1 t + F_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$