

## 수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과\*

이 군 영\*\*

### 논문초록

본 연구에서는 유가, 미국주가, 엔/달러환율 등의 해외변수가 외생적으로 주어졌을 때 환율변화가 수입물가와 국내물가에 동태적으로 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 실증분석결과 원/달러환율에 대한 플러스 충격은 직접적인 인과관계만을 고려할 때보다 다른 변수를 통한 간접적인 인과관계까지 고려할 때 같은 시기의 수입물가와 국내물가를 더 크게 상승시킨다. 또한 물가에 대한 환율전가효과는 단기보다는 장기에 더 커진다. 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 장기적으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 1.139%, 0.292%와 0.115% 상승시킨다. 한편 수입물가에 대한 환율전가효과는 장기적으로 환율이 상승할 때보다 환율이 하락할 때 더 크며 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 순으로 비대칭효과의 크기와 통계적 유의성이 작아진다.

핵심 주제어: 환율전가, VAR, 충격반응함수

경제학문헌목록 주제분류: F3, F4

투고 일자: 2009. 9. 4. 심사 및 수정 일자: 2009. 11. 9. 게재 확정 일자: 2009. 11. 26.

\* 이 논문은 2008년도 정부재원(교육인적자원부 학술연구조성사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2008-327-B00119). 이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 세분의 심사위원께 감사드립니다.

\*\* 성균관대학교 경제학부 교수, e-mail: lky@skku.ac.kr

## I. 서 론

최근 세계경제의 최대의 관심사는 경기회복과 인플레이션이다. 2007년 말 미국에서 발생한 서브프라임 모기지 사태로 세계경제가 침체국면으로 접어드는 가운데 2008년에 들어와서는 유가까지 폭등함에 따라 세계경제는 스태그플레이션에 빠져 드는 양상을 보였다. 그러나 2008년 9월 리먼브라더스 파산으로 글로벌 금융위기가 본격적으로 시작되고 실물경기가 급속히 냉각됨에 따라 유가가 다시 폭락하고 미국과 일본 등 주요 선진국들은 디플레이션을 겪게 된다. 이에 따라 세계 각국은 작년 말부터 경기불황과 실업대란을 막기 위해 막대한 양의 통화공급과 재정지출을 늘리고 있다. 이러한 확장적인 금융재정정책은 결국 인플레이션을 유발하기 때문에 세계경제는 향후 경제성장과 물가안정이라는 상반된 두 마리 토끼를 동시에 잡아야 하는 어려운 상황에 놓여 있다.

우리나라의 경우도 예외는 아니다. 우리나라의 경우는 2008년 초에는 수출촉진을 통해 경제성장을 이룩하기 위해 원/달러환율의 상승을 유도 또는 방치하다가 환율상승이 급격한 유가상승과 더불어 국내물가를 지속적으로 끌어 올림에 따라 2008년 중반에는 외환시장개입을 통해 급격한 환율상승을 억제하였다. 그러나 9월 리먼브라더스 파산으로 글로벌 금융위기가 본격화됨에 따라 원/달러환율은 정부의 외환시장 개입에도 불구하고 2009년 3월까지 지속적으로 크게 상승한다. 뿐만 아니라 경기침체를 막기 위해 확장적인 재정 및 금융정책 기조를 유지함에 따라 우리나라는 다른 나라에 비해 디플레이션보다는 인플레이션의 가능성이 훨씬 높은 상황이다.

최근 이러한 원/달러환율의 급격한 움직임과 관련하여 경제학자들의 관심을 가장 끄는 논쟁 중의 하나는 환율상승이 수입 및 국내물가에 어느 정도 부정적인 영향을 미치느냐하는 문제이다. 예를 들어 PCP (producer currency pricing) 방식에 따라 수입품의 가격이 결정되면 수입국의 통화가치 하락(환율상승)은 수입국의 물가를 크게 상승시킨다. 즉 환율전가를 명목환율이 1% 변할 때 국내물가가 몇 % 변화하는가를 측정하는 지표라고 정의할 때 이 방식에 따르면 환율전가가 크게 일어난다. 반면 PTM (pricing to market) 또는 LCP (local currency pricing) 방식에 따르면 기업들이 수입국가별로 다른 가격을 설정하고 가격차별을 하기 때문에 환율전가가 작고 따라서 수입품에 대한 대체가 크게 일어나지 않는다. 이와 같이 환율전가는 가격설정방식에 따라 상반된 결과를 초래하는데 이 결과는 정부의 통화금융정책과 밀

접한 연관성을 가지고 있다. 만약 LCP 방식에 따라 환율전가율이 낮은 경우에는 물가가 크게 상승하지 않고 수입품 대체효과가 작기 때문에 통화금융정책을 독립적으로 사용할 수 있다. 반면 PCP 방식에 따르면 환율전가율이 높기 때문에 독자적인 통화금융정책에 제약이 따를 수 밖에 없다.

이러한 가격설정방식의 상반된 결과에 비추어 볼 때 최근 물가와 관련하여 환율의 움직임과 이에 대한 외환정책당국의 대응책이 적절한지를 평가하기 위해서는 결국 정치한 실증분석을 통해 국내산업에 대한 환율전가효과의 현 주소를 살펴보는 일이 가장 지름길이라고 판단된다. 또한 자유변동환율제하에서 원/달러환율은 외생적인 변수가 아니라 내생적인 변수이나 기존의 연구들은 원/달러환율을 외생변수로 보고 물가에 대한 환율전가효과를 살펴보고 있다.

따라서 본 연구에서는 기존 국내연구들과 달리 외생적으로 주어진 유가, 미국주가, 엔/달러환율 등이 일방적으로 원/달러환율 등의 국내변수에 영향을 준다는 가정하에서 원/달러환율이 동 시기의 수입물가와 국내물가에 미치는 직접적인 효과와 간접적인 효과를 살펴본다. 또한 수입물가와 국내물가에 대한 장기적인 환율전가효과뿐만 아니라 환율의 비대칭효과도 같이 살펴보기로 한다.

실증분석에 따르면 원/달러환율에 대한 플러스 충격은 직접적인 효과만을 고려할 때보다 다른 변수를 통한 간접적인 효과까지 고려할 때 같은 시기의 수입물가와 국내물가를 더 크게 상승시킨다. 또한 수입물가와 국내물가에 대한 환율전가효과는 단기보다는 장기에 더 커진다. 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 장기적으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 1.139%, 0.292%와 0.115% 상승시킨다. 한편 수입물가에 대한 환율전가효과는 장기적으로 환율상승기보다 환율하락기에 더 크며 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 순으로 비대칭효과의 크기와 통계적 유의성이 작아진다.

본 논문은 다음과 같은 내용으로 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 국내외 기존 연구들을 살펴본 후 기존 연구들과 본 연구의 차이점에 대해 논의한다. 제Ⅲ장에서는 간단한 이론적인 모형 (Bhattacharya, Karayalcin, and Thomakos, 2008)을 소개한다. 또한 더미변수와 국내변수에 대한 가정을 추가하고 유가, 미국주가, 엔/달러환율 등의 해외변수를 외생변수화함으로써 Lastrapes (2005, 2006) 모형을 확장한다. 제Ⅳ장에서는 단위근 및 공적분점검 등을 통해 적절한 추정모형을 설정한 후 모수 추정결과를 살펴본다. 제Ⅴ장에서는 충격반응과 분산분해분석 등을 통해 환율충격

이 물가에 미치는 영향과 해외충격이 원/달러환율에 미치는 영향을 살펴본다. 또한 환율충격의 비대칭효과도 분석한다. 마지막으로 제VI장에서는 논문을 요약하고 주요 결론을 도출한다.

## II. 기존 연구에 관한 고찰

환율전가와 관련된 연구는 크게 두 부류로 나뉘어진다. 이미 위에서 언급된 바와 같이 PTM(Krugmqn, 1987) 또는 LCP(Devereux, 1997) 방식에서는 기업들이 가격차별을 하기 때문에 환율전가와 대체효과가 작게 나타난다. 반면 PCP(Obstfeld and Rogoff, 1995, 1998) 방식에서는 LCP와 반대현상이 나타난다. 한편 Obstfeld (2001) 와 Obstfeld and Rogoff (2000) 은 기업의 견지에서 PCP와 LCP-PTM를 각각 수입물가와 국내물가에 연관시킨 혼성이론모형을 통해 수출입국의 가격경직성 문제를 다루고 있다.

실증연구로는 Yang (1997, 1998) 이 환율변화가 미국 제조업의 수출입가격에 어느 정도 전가되는가를 분석하고 있으며 Campa and Goldberg (2002) 는 OECD 25개국을 대상으로 환율변화가 각국의 인플레이션에 미치는 영향을 살펴보고 있다. 한편 Bhundia (2002) 은 남아프리카공화국의 사례를 통해 수입물가에 대한 환율전가가 높더라도 국내물가에 대한 환율전가는 낮을 수 있음을 보여주고 있다. 이와 같이 환율전가효과는 환율이 수입물가에 미치는 효과와 수입물가가 국내물가에 미치는 효과를 모두 고려해야 하는데 대부분의 연구들은 전 단계의 분석에 치중해 있다. 그러나 예외적으로 Bhattacharya, Karayalcin, and Thomakos (2008) 이 간단한 reduced-form VAR 모형의 파라미터 추정결과를 더함으로써 수입물가가 국내물가에 미치는 장단기 효과를 분석하고 있다.

국내연구로는 최창규 (2000) 가 장기균형식과 오차수정모형을 이용하여 명목실효 환율이 원자재, 자본재, 소비재 등의 국내수입물가에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 곽태운 (2004) 은 부분조정모형을 이용하여 환율변화가 수입물가에 미치는 영향을 우리나라 제조업을 대상으로 분석하였다. 한편 강삼모·왕운중 (2004) 은 동아시아 주요국의 수입물가에 대한 장·단기 환율전가효과를 장기균형식과 오차수정모형을 통해 살펴보았다.

위에서 살펴본 바와 같이 이 문제는 지금까지 많은 경제학자들이 이론과 실증적

인 측면에서 관심을 가지고 연구하는 분야이다. 그러나 본 연구는 국내외 기존의 연구들과 크게 세 가지 점에서 차이가 있다.

첫째로 기존연구들은 환율을 외생적이라고 가정하고 이론 또는 실증모형을 전개한다. 그러나 변동환율제를 채택하고 있는 국가들의 경우는 환율이 외생적이지 않다. 특히 우리나라의 경우를 살펴보면 원/달러환율이 국제유가는 물론 엔/달러환율이나 KOSPI 등에 의해 크게 영향을 받는다. 한편 KOSPI는 세계적인 주가 동조화 현상에 따라 선진국 주가에 의해 크게 영향을 받기 때문에 본 연구에서는 Lastrapes (2005, 2006) 모형을 응용하여 국제유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수를 외생적으로 가정한 후 이들 변수들이 원/달러환율 등에 미치는 영향을 동태적으로 분석한다.<sup>1)</sup>

둘째로 기존의 국내연구들처럼 단순히 축약형(reduced-form) 모형의 파라미터를 추정하여 비교하는 것에 그치는 것이 아니라 structural VAR 모형의 파라미터를 추정함으로써 원/달러환율이 수입물가는 물론 생산자물가와 소비자물가에 미치는 영향도 살펴본다.<sup>2)</sup> 여기서는 각 물가에 대한 동시기의 직접적인 환율전가효과는 물

1) 최근의 실증분석들에 따르면 원/달러환율은 콜금리와 같은 국내정책변수보다는 다우존스지수나 엔/달러환율 등과 같은 해외변수들에 의해 더 크게 영향을 받는다. 그러나 적지 않은 국내 논문들은 외국의 모형을 따라 이런 해외변수를 무시한 채 분석을 시도하고 있는데 이는 왜곡되거나 잘못된 결과를 초래할 가능성이 높다. 변수들의 순서와 관련하여 미국의 경우 외생적인 통화정책변수로 연방기금금리(FF)나 비차입지급준금(NBRD)이 사용되는데 VAR 모형의 변수순서가 |GDP, 물가, FF, 기타변수 또는 |GDP, 물가, NBRD, 기타변수 등의 순으로 사용된다. 즉 FF나 NBRD가 과거뿐만 아니라 동일한 시점의 GDP나 물가수준에 의해서도 영향을 받는다고 가정한다.

2) 예를 들어 통화 및 외환정책과 실물경제와의 관계를 살펴보는 데는 크게 두 가지 접근방법이 있을 수 있다. 일반적으로 통화주의자들의 축약형 모형 접근법은 통화 및 외환정책효과의 전달경로가 알려지지 않은 것으로 보고 두 변수간의 직접적인 인과관계에 초점을 맞추고 있는 반면 케인즈인들의 구조형 모형 접근법은 어떤 경로를 통해 통화 및 외환정책이 실물경제에 영향을 미치는가를 살펴보고 있다. 따라서 통화 및 외환정책효과의 전달경로가 분명하게 모형화될 수 있다면 축약형 모형 접근법보다 구조형 모형 접근법이 우수하다고 볼 수 있다. 그러나 실제로 정책효과의 전달경로가 다양하고 복잡함에도 불구하고 구조형 모형 접근법은 단순한 전달경로에 대한 분석을 통해 두 변수간의 관계를 왜곡할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 최근의 많은 실증분석들처럼 축약형 VAR 모형을 통해 환율이 수입 및 국내물가에 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 그러나 한편 축약형 모형의 경우 외부적 요인(outside factor)이나 역의 인과관계(reverse causation) 문제가 발생할 여지가 있기 때문에 본 연구에서는 간단한 이론적 모형을 토대로 Choleski factorization을 이용하여 제한된 범위 내에서 구조형 모형의 파라미터를 도출해 보고 변수의 순서를 바꾸어서 전가효과를 살펴보기

론 다른 물가를 통한 간접적인 효과까지를 포함한 전반적인 환율전가효과도 분석한다. 또한 충격반응분석과 예측오차의 분산분해분석을 통해 환율의 장기적인 전가효과도 살펴본다.

셋째로 가격의 하락경직성 때문에 환율이 상승하는 경우 수입 또는 국내가격은 비례적으로 상승하나 반대로 환율이 하락하는 경우에는 그렇지 못한 사례들을 종종 발견한다. 따라서 본 연구에서는 원/달러환율대신 환율+ (환율이 상승하는 기간만을 포함하며 환율이 하락하는 기간은 0인 변수)와 환율- (환율이 하락하는 기간만을 포함하며 환율이 상승하는 기간은 0인 변수)를 위 모형에 추가시켜 환율상승기와 환율하락기에 수입 또는 국내물가가 비대칭적으로 반응하는가를 살펴본다. 국내연구의 경우 장봉규(2000)가 Knetter(1994)가 이용한 방법을 사용해 환율변화가 수출가격에 미치는 영향이 비대칭적일 수 있음을 보여주고 있으나 장봉규(2000)는 설명변수의 계수추정치를 단순 비교하는 간단한 방법으로 비대칭성을 분석하고 있다. 최창규(2000) 또한 오차수정모형의 추정치를 단순히 비교하고 있다. 그러나 본 연구에서는 외생적인 대외변수까지 동시에 고려하여 동태적인 충격반응곡선과 예측오차의 분산분해까지 분석해 본다.

### Ⅲ. 이론모형 및 추정방법

#### 1. 이론모형

본 연구는 다음과 같은 간단한 이론적인 논의에 기초해 전개된다(Bhattacharya, Karayalcin, and Thomakos, 2008). 우선 국내기업이 외국으로부터 생산재를 수입한다고 가정하자. 외국기업이 부과한 마크업이  $m_i^*$ 라고 할 때 국내판매자가 지불하는 수입가격  $P_{si}$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$P_{si} = (1 + m_i^*)EP_i^* \tag{1}$$

식 (1)에서  $E$ 는 환율을 표시하고  $P_i^*$ 는 수입재  $i$ 의 외국통화표시 가격을 나타낸

---

도 한다. 또한 한국은 소규모개방경제로 해외변수에 의해 국내 거시·금융경제변수들이 크게 영향을 받기 때문에 엔/달러환율과 유가 등의 해외변수를 고려한다.

다. 환율변화가  $P_{si}$ 에 얼마나 영향을 미치느냐 하는 것은  $m_i^*$ 에 달려있다. 이것이 단기 환율전가의 첫 번째 경로이며 외국수출업자는 수입국 시장에 따라 가격차별을 시도할 수 있다. 또한 국내시장에서 국내판매자는 운송 및 유통비용을 부담해야 하기 때문에 이 운송비용을  $\delta_{si}$ 라고 할 때 국내판매자의 총한계비용  $MC_{si}$ 는 다음과 같다.

$$MC_{si} = P_{si}(1 + \delta_{si}) \quad (2)$$

국내판매자의 마크업이  $\tau_i$ 일 경우 재화  $i$ 의 생산자가격은 다음과 같다.

$$P_{pi} = (1 + \tau_i)MC_{si} \quad (3)$$

따라서 재화  $i$ 의 생산자가격  $P_{pi}$ 는 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{pi} = (1 + \tau_i)(1 + \delta_{si})(1 + m_i^*)EP_i^* \quad (4)$$

식 (4)에서 환율상승에 따른 수입가격상승이 반드시 생산자가격을 비례적으로 증가시키는 것은 아니다. 이것이 환율전가의 두 번째 경로이다. 국내외의 마크업 수준이 어느 정도로 조정되느냐에 따라 수입물가와 국내물가의 환율전가 정도가 결정한다. 소비재의 경우도 환율전가경로가 생산재의 경우와 유사하다.

이와 같은 모형을 바탕으로 실증분석모형이 설정된다. 실증분석모형에 사용되는 자료는 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수이며 원/달러 환율을 포함한 국내변수에 영향을 미치는 외생변수로는 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 등이 사용된다.

## 2. 추정방법

위에서의 논의를 바탕으로 다음과 같이 변수가 7개인 구조형 VAR 모형 (Lastrapes, 2005; 2006)을 고려해 보자.

$$A_0 Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \tag{5}$$

식 (5)에서  $Y_t = (Y_{F,t}, Y_{D,t})'$ 이다.  $Y_{F,t}$ 는 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 등 해외변수의  $3 \times 1$  벡터이고  $Y_{D,t}$ 는 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수 등 국내변수의  $4 \times 1$  벡터이다.  $u_t = (u_{F,t}, u_{D,t})'$ 이며  $E u_t u_t' = I$  라고 가정한다. 파라미터  $A_i (i = 0, \dots, p)$ 는  $7 \times 7$ 행렬이다. 식 (5)의 구조형 모형은 다음과 같은 축약형 모형으로 나타낼 수 있다.<sup>3)</sup>

$$Y_t = A_0^{-1} c + A_0^{-1} A_1 Y_{t-1} + \dots + A_0^{-1} A_p Y_{t-p} + A_0^{-1} u_t \tag{6-1}$$

$$= d + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + \epsilon_t, \quad E \epsilon_t \epsilon_t' \equiv \Omega \tag{6-2}$$

구조형 모형을 MA(moving average)의 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$Y_t = (A_0 - A_1 L - \dots - A_p L^p)^{-1} (c + u_t) \tag{7-1}$$

$$= (\Delta_0 + \Delta_1 L + \Delta_2 L^2 + \dots)(c + u_t) \tag{7-2}$$

$$= \Delta(L)(c + u_t) \tag{7-3}$$

축약형 모형을 MA(moving average)의 형태로 표시하면 다음과 같다.

$$Y_t = (I - B_1 L - \dots - B_p L^p)^{-1} (d + \epsilon_t) \tag{8-1}$$

---

3) 간단한 2변수 VAR 모형의 경우  $\Omega = V(\epsilon_t) = V(A_0^{-1} u_t) = A_0^{-1} A_0^{-1'}$ 이기 때문에 미지수는  $\alpha_{11}^0, \alpha_{12}^0, \alpha_{21}^0, \alpha_{22}^0$  등 4개인 반면  $\Omega$ 의 추정치로부터 3개의 방정식을 얻을 수 있다. 따라서 축약형 모형으로부터 구조형 모형의 파라미터를 식별해 내는 것은 불가능하기 때문에 추가적인 가정이나 제약조건이 필요하다. 일반적으로 가장 많이 애용되는 방법이 삼각행렬 분해기법(콜레스키분해)인데 이 경우  $\alpha_{12}^0=0$ 라는 한 개의 제약조건이 추가되기 때문에 추정모형을 정확하게 식별할 수 있다. 이런 경우  $A_0$ 을 통해 변수간의 인과관계를 살펴보면  $Y_{1,t}$ 는 동시기의  $Y_{2,t}$ 에 영향을 미치는 반면  $Y_{2,t}$ 는 다음기의  $Y_{1,t+1}$ 에는 영향을 미치나 동시기의  $Y_{1,t}$ 에 영향을 미치지 못한다. 따라서 변수의 순서를 바꾸는 경우에는 반대의 현상이 발생하기 때문에 충격반응결과가 달라질 수 있다. 그러나  $\alpha_{12}^0$ 나  $\alpha_{21}^0$ 의 추정치가 크지 않은 경우에는 큰 차이가 없다.



$$= (I + \Gamma_1 L + \Gamma_2 L^2 + \dots)(d + \epsilon_t) \quad (8-2)$$

$$= \Gamma(L)(d + \epsilon_t) \quad (8-3)$$

제약조건이 추정결과에 미치는 영향을 명확히 하기 위해 방정식 (5), (6), (7), (8)의 파라미터 행렬을 다음과 같이 분해한다.

$$X_k = \begin{pmatrix} X_{FF}^k & X_{FD}^k \\ X_{DF}^k & X_{DD}^k \end{pmatrix} \quad (9)$$

$X = A, B, \Gamma, \Delta$ 이며  $X_{ij}^k (i, j = F, D)$ 는 모든  $k$ 에 대해 각각  $3 \times 3$ ,  $3 \times 4$ ,  $4 \times 3$ , 또는  $4 \times 4$  행렬이다. 마찬가지로 축약형 모형의 공분산행렬도 분해할 수 있다.

$$\Omega = E \begin{pmatrix} \epsilon_{F,t} \\ \epsilon_{D,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{F,t}' & \epsilon_{D,t}' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_{FF} & \Omega_{FD} \\ \Omega_{FD}' & \Omega_{DD} \end{pmatrix} \quad (10)$$

한국은 소규모 개방경제이기 때문에 국내충격은 해외변수에 영향을 미치지 못한다고 가정한다.  $Y_{D,t}$ 와 관련하여  $Y_{F,t}$ 의 block exogenous 가정은 구조형 모형의  $3 \times 4$  행렬  $A_{FD}^k$ 와 축약형 모형의  $3 \times 4$  행렬  $B_{FD}^k$ 이 0이 됨을 의미한다. 따라서 축약형 모형 식 (6)은 다음과 같이 나타낼 수 있다(참조: Hamilton, 1994).

$$\begin{pmatrix} Y_{F,t} \\ Y_{D,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} d_F \\ d_D \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} B_{FF}^i & 0 \\ B_{DF}^i & B_{DD}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{F,t-i} \\ Y_{D,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{F,t} \\ \epsilon_{D,t} \end{pmatrix} \quad (11)$$

식 (11)은 다음과 같이 분리해서 표시할 수 있다.

$$Y_{F,t} = d_F + \sum_{i=1}^p B_{FF}^i Y_{F,t-i} + \epsilon_{F,t} \quad (12-1)$$

$$Y_{D,t} = d_D + \sum_{i=0}^p \Theta_i Y_{F,t-i} + \sum_{i=1}^p B_{DD}^i Y_{D,t-i} + \nu_t \quad (12-2)$$

여기서

$$\Theta_o = \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \quad (13-1)$$

$$\Theta_i = B_{DF}^i - \Theta_0 B_{FF}^i, \quad i = 1, \dots, p \quad (13-2)$$

$$E\nu_t \nu_t' \equiv H = \Omega_{DD} - \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{DF}' \quad (13-3)$$

$$e_D = d_D - \Theta_0 d_F \quad (13-4)$$

식 (6)과  $E u_t u_t' = I$  을 이용하여  $\Omega$  는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\Omega = A_0^{-1} A_0^{-1'} \quad (14)$$

최소자승법에 의한 식 (12-1)과 (12-2)의 파라미터 추정치가 효율성을 가지고 있기 때문에 식 (13-1)부터 (13-4)를 이용하여 원래 VAR 모형의 파라미터인  $B(L)$ 과  $\Omega$ 를 도출하는 것은 간단하다.

식 (8-2)에  $\epsilon_t = A_0^{-1} u_t$ 를 대입한 후 식 (7-2)와 비교하면  $\Delta_i$ 는 다음과 같다.

$$\Delta_0 = A_0^{-1} \quad (15)$$

$$\Delta_i = \Gamma_i \Delta_0, \quad i = 1, 2, \dots \quad (16)$$

식 (15)에서  $A_0$ 는 변수간 동시기의 직접적인 인과관계를 나타내는 반면  $\Delta_0$ 는 직접적인 인과관계뿐만 아니라 다른 변수를 통한 간접적인 인과관계까지 포함한 전반적인 인과관계를 나타낸다.  $\Gamma_i$ 는 식 (8)로부터 다음과 같이 도출된다.

$$\Gamma_0 = I \quad (17)$$

$$\Gamma_i = B_1 \Gamma_{i-1} + \dots + B_p \Gamma_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots \quad (18)$$

식 (14)와 (15)로부터  $\Omega = \Delta_0 \Delta_0'$ 이기 때문에  $\Delta_{FF}^0$ 가 lower triangular라고 가정하면  $\Delta_{FF}^0$ 가  $\Omega_{FF}$ 의 출레스키 요소로서 적정 식별된다. 따라서  $\Delta_{DF}^0$ 는  $\Delta_{FF}^0$ 와  $\Omega_{DF}$ 를 이용하여 구할 수 있다. 마찬가지로  $\Delta_{DD}^0$ 가 lower triangular라고 가정하

면  $\Omega_{DD}$ 와  $\Delta_{DF}^0$ 를 이용하여 순차적으로  $\Delta_{DD}^0$ 를 식별할 수 있다.  $\Delta_0$ 가 추정되면 식 (16), (17), (18)을 이용하여 충격반응함수를 구할 수 있다.

한편 비대칭효과를 살펴보기 위해 원/달러환율대신 환율+ (환율이 상승하는 기간만을 포함하며 환율이 하락하는 기간은 0인 변수)와 환율- (환율이 하락하는 기간만을 포함하며 환율이 상승하는 기간은 0인 변수)를 사용한 8변수 VAR 모형을 사용하는 경우 식 (6-2)에서  $Y_{F,t}$ 는 해외변수의 3×1 벡터이고  $Y_{D,t}$ 는 국내변수의 5×1 벡터가 된다.

#### IV. 실증분석결과

실증분석에 사용되는 자료는 원/달러환율, 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수이다. 원/달러환율은 명목, 평균자료이며 수입물가지수는 원화표시 물가지수이다. 분석기간은 1982년 1월부터 2009년 5월까지로 월별 자료가 사용되며 표본크기는 329개이다. 우선 모형을 본격적으로 추정하기 전에 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다.

##### 1. 단위근 및 공적분 검정

먼저 <표 1>이 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 본 연구에서는 ADF 검정 (Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정 (Phillips and Perron, 1988)을 이용하여 단위근 검정을 실시하였다. 2개와 4개의 시차를 사용하여 두 검정을 실시하였으며 Newey and West (1987) 방법을 통해 PP 검정통계량 추정시 고려되는 오차항의 자기상관 시차수를 결정하였다. 로그를 취한 수준변수를 사용하는 경우 검정방법이나 추세항의 포함 여부에 관계없이 모든 변수가 5% 유의수준에서 단위근을 갖고 있는 것으로 나타났다. 그러나 차분변수를 사용하는 경우에는 각 변수가 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 모든 경우 1% 유의수준에서 기각한다. <표 1>에는 지면절약상 나타나 있지 않으나 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율에 대한 단위근 검정결과도 국내변수의 경우와 동일하다.

〈표 1〉 단위근검정

시차		2				4			
검정방법		ADF검정		PP검정		ADF검정		PP검정	
		상수	추세	상수	추세	상수	추세	상수	추세
수준 변수	₩/\$	-1.399	-2.132	-1.310	-1.987	-1.471	-2.281	-1.478	-2.293
	IPI	-0.421	-3.222+	-0.422	-3.152	-0.370	-3.260+	-0.372	-3.240+
	PPI	0.558	-2.940	0.147	-2.946	0.133	-2.930	0.133	-2.928
	CPI	-1.356	-0.305	-1.361	-1.248	-1.248	-0.263	-0.306	-0.264
차분 변수	₩/\$	-9.553**	-9.538**	-9.472**	-9.461**	-7.105**	-7.095**	-7.050**	-7.041**
	IPI	-10.234**	-10.249**	-10.149**	-10.193**	-7.399**	-7.420**	-7.347**	-7.370**
	PPI	-9.033**	-9.053**	-9.037**	-9.060**	-7.555**	-7.580**	-7.559**	-7.585**
	CPI	-10.848**	-10.958**	-10.699**	-10.809**	-7.732**	-7.827**	-7.737**	-7.830**

주: 1) ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.  
2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

한편 단위근을 가진 시계열들이 공적분 관계를 가질 수 있기 때문에 여기서는 이들 변수간의 공적분 관계가 존재하는가를 Johansen(1988) 검정방법을 이용해 살펴 보았다. 〈표 2〉는 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 외생변수를 고려한 4변수 VAR 모형의 경우 Schwarz 기준에 따르면 시차수가 2이기 때문에 시차수가 2인 경우의 공적분 검정결과를 보여주고 있다. Johansen 검정결과는 시차수와 추세항의 포함 여부에 관계없이 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설( $H_0: r = 0$ )은 적어도 5% 유의수준에서 기각되지 않는다. 그러므로 본 연구에서는 차분변수를 사용하는 VAR 모형을 살펴보기로 한다.

〈표 2〉 공적분검정: Johansen 검정

$H_0$	시차수	추세포함	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}$ 임계치 (95%)	trace	trace 임계치 (95%)
$r = 0$	2	×	24.530	27.073	44.321	49.097
		○	24.187	30.916	56.068	58.957

주: 1)  $H_0: r = 0$ 은 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설을 표시.

2. 기초통계량

차분변수를 사용한 VAR 모형을 추정하기 전에 여기서는 먼저 변수들의 변화율에

대한 기초통계량을 살펴보기로 한다. <표 3>이 원/달러환율, 수입물가지수(IPI), 생산자물가지수(PPI), 소비자물가지수(CPI)의 변화율(%)에 대한 기초통계량을 보여준다. 먼저 평균을 살펴보면 원/달러환율은 1982년 1월부터 2009년 5월까지 매월 0.177%씩 상승하였으나 통계적으로 유의적이지 못하다. 한편 물가지수의 경우 소비자물가지수가 매월 평균적으로 0.350%씩 올라 상승률이 가장 높았으며 다음으로 수입물가지수, 생산자물가지수 순이다. 물가상승률들은 적어도 5% 수준에서 모두 통계적으로 유의적이다. 한편 표준편차는 환율변화율의 경우 3.008로 가장 크고 다음으로는 수입물가상승률, 생산자물가상승률, 소비자물가상승률 순이다. 왜도는 모두 양의 값으로 변화율의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있다. 첨도는 모두 정규분포의 첨도인 3보다 크며 특히 환율변화율의 경우가 73.721로 가장 크다. 최고치는 원/달러환율, 수입물가지수 순으로, 최저치는 수입물가지수, 원/달러환율 순으로 절대치가 큰 것으로 나타났다. 이와 같이 원/달러환율 변화율의 표준편차, 왜도, 첨도, 최고치가 큰 이유는 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 기간 동안 원/달러환율이 급격하게 상승했기 때문이다. 수입물가지수도 유사한 이유로 다른 물가지수보다 크게 변화하고 있다. Q(10)는 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량(Ljung and Box, 1978)을 보여주고 있다. 변화율이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각된다.

<표 3> 변화율(%)의 기초통계량

	₩/\$	IPI	PPI	CPI
평균	0.177 (0.166)	0.289 (0.144)*	0.192 (0.037)**	0.350 (0.028)**
표준편차	3.008	2.611	0.663	0.500
왜도	6.231	2.299	3.082	0.688
첨도	73.721	23.436	28.511	5.126
최고치	36.954	22.431	6.308	2.498
최저치	-8.571	-9.574	-2.299	-1.187
Q(10)	91.719 [0.000]	71.697 [0.000]	96.438 [0.000]	38.724 [0.000]

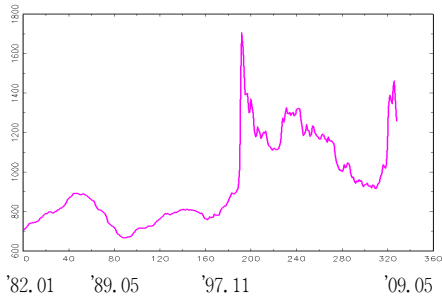
주: 1) ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자) 물가지수를 표시.

2) \*와 \*\*는 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 표시.

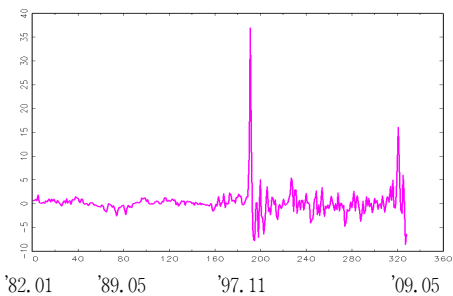
3) Q(10)는 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

4) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

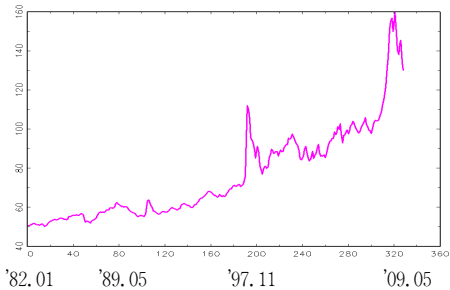
〈그림 1〉 ₩/\$ 추이



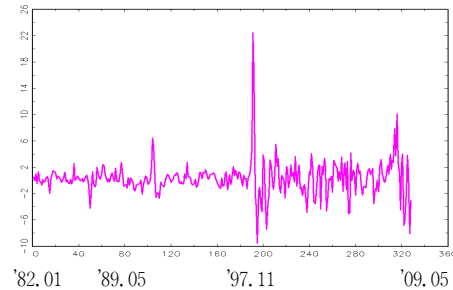
〈그림 2〉 ₩/\$ 변화율(%) 추이



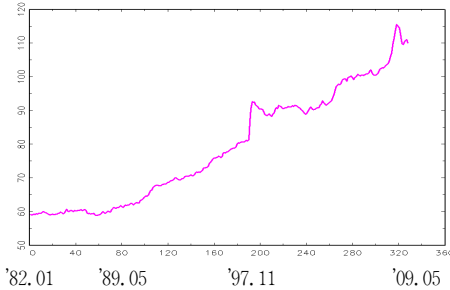
〈그림 3〉 IPI 추이



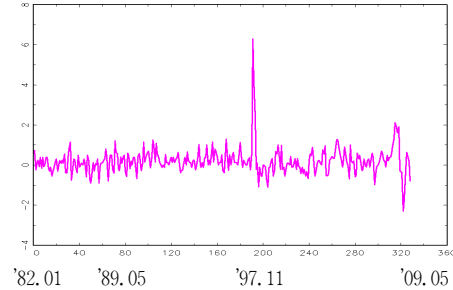
〈그림 4〉 IPI 변화율(%) 추이



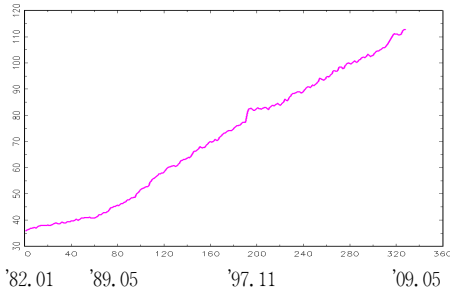
〈그림 5〉 PPI 추이



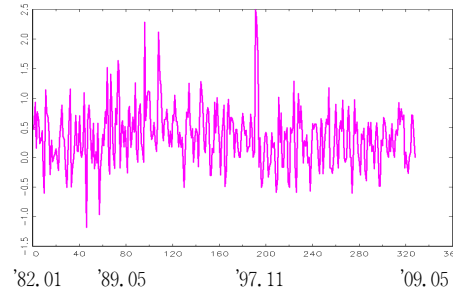
〈그림 6〉 PPI 변화율(%) 추이



〈그림 7〉 CPI 추이



〈그림 8〉 CPI 변화율(%) 추이



〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 원/달러환율과 그의 변화율(%) 추이를 보여주고 있다. 원/달러환율은 1997년 외환위기 이후 급격히 상승했다가 2007년 10월까지 지속적으로 하락한다. 원/달러환율은 2007년 11월 이후 상승세로 돌아선 후 2008년 9월 리먼브라더스의 파산으로 글로벌 금융위기가 본격화되자 다시 폭등한다. 환율변화율은 1997년 외환위기 이전보다 이후, 특히 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 동안에 그 변동폭이 커진다. 〈그림 3〉부터 〈그림 8〉은 각 물가지수와 그의 상승률(%) 추이를 보여주고 있다. 수입물가지수(IPI)는 원/달러환율과 유사하게 1997년 외환위기기간과 2008년 글로벌 금융위기기간 동안 크게 상승한다. 그러나 수입물가지수는 원/달러환율과 달리 외환위기기간보다 글로벌 금융위기 동안 더 크게 상승하는데 이는 유가가 1997년에는 안정되어 있는 반면 2008년 상반기에는 대폭 상승했기 때문이다. 수입물가상승률의 추이는 환율변화율의 경우와 유사하다. 한편 생산자물가지수(PPI)도 마찬가지로 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 동안 크게 상승하나 그 상승폭이 수입물가지수에 비해 작다. 한편 소비자물가지수(CPI)의 경우에는 그 상승폭이 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 동안 다른 물가지수에 비해 크지 않은 것으로 나타났다.

### 3. 모수추정결과

여기서는 식 (12-1)과 (12-2)의 추정결과를 살펴본다. AIC와 SIC 검정결과가 시차수( $p$ )가 각각 2와 1이기 때문에 〈표 4〉는  $p=2$ 인 경우를 보여주고 있다. 한편 〈그림 1〉부터 〈그림 8〉에서 살펴본 바와 같이 각 변수가 1997년 외환위기 이전 기간보다 이후 기간에, 특히 외환위기기간과 2008년 글로벌 금융위기기간 동안에 크게 변했기 때문에 여기서는 식 (12-1)과 (12-2)에 세 가지 더미변수가 추가된 모형을 추정하기로 한다. 즉 더미1은 외환위기기간인 1997년 11월부터 1998년 12월까지는 1, 나머지 기간에는 0인 변수, 더미2는 외환위기 이후부터 글로벌 금융위기 이전 기간인 1999년 1월부터 2008년 8월까지 1, 나머지 기간에는 0인 변수, 더미3은 글로벌 금융위기기간인 2008년 9월부터 2009년 5월까지 1, 나머지 기간에는 0인 변수이다.<sup>4)</sup>

4) 글로벌 금융위기기간으로 2007년 11월부터 2009년 5월까지의 자료를 사용하는 경우에도 전반적인 추정결과는 유사하나 더미3의 추정치에 대한 통계적인 유의성은 떨어진다.

〈표 4〉 외생변수를 가진 VAR(2) 모형 추정결과

종속변수	$Y_{OIL,t}$	$Y_{DJ,t}$	$Y_{¥/\$,t}$	$Y_{₩/\$,t}$	$Y_{IPI,t}$	$Y_{PPI,t}$	$Y_{CPI,t}$
상수항	0.344 (0.602)	0.911 (0.262)**	-0.265 (0.160)+	0.442 (0.248)+	0.249 (0.215)	0.182 (0.054)**	0.365 (0.047)**
더미1	—	—	—	1.292 (0.701)+	0.427 (0.607)	0.374* (0.154)	-0.065 (0.133)
더미2	—	—	—	-0.246 (0.304)	0.051 (0.263)	-0.050 (0.067)	-0.138 (0.058)**
더미3	-4.072 (3.718)	-4.856 (1.620)**	-0.464 (0.989)	0.057 (0.969)	-1.520 (0.838)+	-0.246 (0.213)	-0.210 (0.183)
$Y_{OIL,t}$	—	—	—	-0.043 (0.013)**	0.032 (0.012)**	0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
$Y_{DJ,t}$	—	—	—	-0.086 (0.030)**	-0.056 (0.026)*	-0.003 (0.007)	-0.008 (0.006)
$Y_{¥/\$,t}$	—	—	—	0.197 (0.049)**	0.008 (0.043)	0.016 (0.011)	-0.001 (0.009)
$Y_{OIL,t-1}$	0.176 (0.057)**	-0.069 (0.025)**	-0.004 (0.015)	0.018 (0.015)	0.082 (0.013)**	0.012 (0.003)**	0.007 (0.003)*
$Y_{DJ,t-1}$	-0.033 (0.129)	0.015 (0.056)	0.055 (0.034)	-0.052 (0.031)+	-0.014 (0.027)	0.013 (0.007)+	0.007 (0.006)
$Y_{¥/\$,t-1}$	0.270 (0.210)	0.027 (0.092)	0.296 (0.056)**	-0.105 (0.054)+	-0.114 (0.047)*	0.000 (0.012)	0.005 (0.010)
$Y_{OIL,t-2}$	-0.009 (0.057)	0.018 (0.025)	0.010 (0.015)	0.016 (0.016)	0.025 (0.014)+	-0.003 (0.004)	-0.008 (0.003)*
$Y_{DJ,t-2}$	0.149 (0.129)	-0.053 (0.056)	0.037 (0.034)	0.016 (0.031)	0.024 (0.027)	-0.006 (0.007)	0.002 (0.006)
$Y_{¥/\$,t-2}$	-0.005 (0.209)	0.085 (0.091)	-0.044 (0.056)	0.084 (0.052)	-0.002 (0.045)	-0.005 (0.011)	0.003 (0.010)
$Y_{₩/\$,t-1}$	—	—	—	0.787 (0.092)**	0.576 (0.079)**	0.042 (0.020)*	0.032 (0.017)+
$Y_{IPI,t-1}$	—	—	—	-0.253 (0.109)*	-0.091 (0.095)	0.074 (0.024)**	-0.012 (0.021)
$Y_{PPI,t-1}$	—	—	—	-0.290 (0.400)	0.377 (0.346)	0.205 (0.088)*	0.187 (0.076)*
$Y_{CPI,t-1}$	—	—	—	-0.027 (0.385)	-0.018 (0.333)	-0.005 (0.085)	0.180 (0.073)*
$Y_{₩/\$,t-2}$	—	—	—	-0.353 (0.088)**	-0.240 (0.076)**	-0.039 (0.019)*	-0.012 (0.017)
$Y_{IPI,t-2}$	—	—	—	0.201 (0.109)+	0.162 (0.094)+	0.040 (0.024)+	0.017 (0.021)
$Y_{PPI,t-2}$	—	—	—	-0.453 (0.354)	-0.448 (0.307)	-0.004 (0.078)	-0.055 (0.067)
$Y_{CPI,t-2}$	—	—	—	-0.014 (0.363)	-0.099 (0.314)	-0.160 (0.080)*	-0.146 (0.069)*
$R^2$	0.051	0.052	0.100	0.414	0.418	0.418	0.238

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러 환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.  
2) +, \*, \*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.  
3) ( ) 안의 값은 표준오차.



1997년 외환위기가 해외변수에 미친 영향이 크지 않기 때문에 식 (12-1)에는 더미3만 추가시킨 반면 식 (12-2)에는 세 가지 더미변수가 모두 사용된다. 해외변수로는 두바이 현물유가, 평균 다우존스지수와 엔/달러환율 등이 사용된다. 이 식들에 대한 추정결과는 <표 4>에 나타나 있다. 더미1의 추정치는 원/달러환율( $\text{₩}/\text{\$}$ )과 생산자물가지수(PPI)의 경우가 1.292와 0.374로 각각 10%와 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 더미2 추정치는 소비자물가지수(CPI)의 경우가 -0.138로 1% 수준에서 유의적이다. 더미3의 추정치는 다우존스지수(DJ)와 수입물가지수(IPI)의 경우가 -4.856과 -1.520으로 각각 1%와 10% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 해외변수와 관련하여 원/달러환율은 같은 달의 유가(OIL), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율( $\text{¥}/\text{\$}$ )에 의해 통계적으로 유의적인 영향을 받는다. 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율이 1%씩 상승할 때 원/달러환율은 각각 -0.043%, -0.086%, 0.197%씩 변한다. 또한 수입물가지수는 같은 달의 유가(OIL)와 다우존스지수(DJ)에 의해 영향을 받으며 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 국내변수와 관련하여 원/달러환율과 수입물가지수는 각각 이전 달의 수입물가지수와 원/달러환율에 의해 크게 영향을 받으며 통계적으로 유의적이다. 한편 생산자물가지수(PPI)는 전월의 원/달러환율과 수입물가지수에 의해, 소비자물가지수(CPI)는 전월의 원/달러환율과 생산자물가지수에 의해 통계적으로 유의적인 영향을 받는다.

<표 5>  $B_{DF}^i$ 의 추정결과

	$Y_{\text{₩}/\text{\$},t}$	$Y_{IPI,t}$	$Y_{PPI,t}$	$Y_{CPI,t}$
상수항	0.296	0.207	0.176	0.357
더미1	1.292	0.427	0.374	-0.065
더미2	-0.246	0.051	-0.050	-0.138
더미3	0.561	-1.380	-0.254	-0.160
$Y_{OIL,t-1}$	0.015	0.092	0.012	0.007
$Y_{DJ,t-1}$	-0.041	-0.016	0.014	0.006
$Y_{\text{¥}/\text{\$},t-1}$	-0.060	-0.104	0.005	0.003
$Y_{OIL,t-2}$	0.016	0.024	-0.003	-0.008
$Y_{DJ,t-2}$	0.022	0.032	-0.004	0.002
$Y_{\text{¥}/\text{\$},t-2}$	0.068	-0.007	-0.006	0.002

주: 1)  $\text{₩}/\text{\$}$ , IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자) 물가지수를 표시.

〈표 5〉는 식 (13-2) 와 (13-4) 로부터의  $B_{DF}^i$  와  $d_D$ 의 추정결과를 보여주고 있다. 더미3의 경우도 식 (13-4) 와 같은 방법으로 구할 수 있다. 더미1과 더미2의 경우는 국내변수식에만 포함되기 때문에 〈표 4〉의 경우와 동일하다.

〈표 6〉  $A_0$ 와  $\Delta_0$ 의 추정결과

		$Y_{OIL,t}$	$Y_{DJ,t}$	$Y_{¥/\$,t}$	$Y_{₩/\$,t}$	$Y_{IPI,t}$	$Y_{PPI,t}$	$Y_{CPI,t}$
$A_0$	$Y_{OIL,t}$	0.099	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	0.003	0.226	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	0.000	0.003	0.371	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{₩/\$,t}$	0.019	0.037	-0.086	0.434	0.000	0.000	0.000
	$Y_{IPI,t}$	-0.048	-0.001	0.097	-0.523	0.785	0.000	0.000
	$Y_{PPI,t}$	-0.004	-0.019	-0.015	-0.113	-0.273	2.487	0.000
	$Y_{CPI,t}$	0.019	0.027	0.012	0.099	0.002	-1.887	3.009
$\Delta_0$ ( $=A_0^{-1}$ )	$Y_{OIL,t}$	10.142	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	-0.125	4.418	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	0.005	-0.037	2.696	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{₩/\$,t}$	-0.429	-0.389	0.532	2.305	0.000	0.000	0.000
	$Y_{IPI,t}$	0.334	-0.250	0.022	1.536	1.274	0.000	0.000
	$Y_{PPI,t}$	0.033	-0.012	0.042	0.274	0.140	0.402	0.000
	$Y_{CPI,t}$	-0.029	-0.034	-0.002	0.095	0.087	0.252	0.332

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러 환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

〈표 6〉은 식 (14)의  $\Omega=A_0^{-1}A_0^{-1'}$ 와 식 (15)의  $\Delta_0=A_0^{-1}$ 을 이용하여  $A_{FF}^0$  ( $\Delta_{FF}^0$ )와  $A_{DD}^0$  ( $\Delta_{DD}^0$ )가 lower triangular이라는 가정하에서 구한  $A_0$ 와  $\Delta_0$ 의 추정치를 보여주고 있다. 〈표 7〉은 〈표 6〉에서  $A_0$ 와  $\Delta_0$ 의 대각항을 1로 정규화시킨 경우를 보여주고 있다.  $A_0$ 은 식 (5)가 보여주는 바와 같이 동일한 시기의 직접적인 인과관계를 보여주고 있다.

$$A_0 Y_t = \begin{bmatrix} 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.012 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.000 & 0.008 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.043 & 0.086 & -0.197 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.061 & -0.001 & 0.124 & -0.666 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.002 & -0.008 & -0.006 & -0.045 & -0.110 & 1.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.006 & 0.009 & 0.004 & 0.033 & 0.001 & -0.627 & 1.000 & 0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{OIL,t} \\ Y_{DJ,t} \\ Y_{¥/\$,t} \\ Y_{₩/\$,t} \\ Y_{IPI,t} \\ Y_{PPI,t} \\ Y_{CPI,t} \end{bmatrix} \tag{19}$$

〈표 7〉  $A_0$ 와  $\Delta_0$ 의 정규화

		$Y_{OIL,t}$	$Y_{DJ,t}$	$Y_{¥/\$,t}$	$Y_{₩/\$,t}$	$Y_{IPI,t}$	$Y_{PPI,t}$	$Y_{CPI,t}$
$A_0$	$Y_{OIL,t}$	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	0.012	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	0.000	0.008	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{₩/\$,t}$	0.043	0.086	-0.197	1.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{IPI,t}$	-0.061	-0.001	0.124	-0.666	1.000	0.000	0.000
	$Y_{PPI,t}$	-0.002	-0.008	-0.006	-0.045	-0.110	1.000	0.000
	$Y_{CPI,t}$	0.006	0.009	0.004	0.033	0.001	-0.627	1.000
$\Delta_0$ ( $= A_0^{-1}$ )	$Y_{OIL,t}$	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	-0.012	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	0.001	-0.008	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{₩/\$,t}$	-0.042	-0.088	0.197	1.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{IPI,t}$	0.033	-0.057	0.008	0.666	1.000	0.000	0.000
	$Y_{PPI,t}$	0.003	-0.003	0.016	0.119	0.110	1.000	0.000
	$Y_{CPI,t}$	-0.003	-0.008	-0.001	0.041	0.068	0.627	1.000

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자) 물가지수를 표시.

식 (19)에서 예를 들어 4번째 식을 살펴보면 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율이 1% 상승하는 경우 같은 달의 원/달러환율은 각각 -0.043%, -0.086%, 0.197%씩 변한다. 그러나  $A_{FF}^0$  ( $\Delta_{FF}^0$ )와  $A_{DD}^0$  ( $\Delta_{DD}^0$ )가 lower triangular이라는 가정을 하였기 때문에 수입 및 국내물가는 동일한 달의 원/달러환율에 영향을 미치지 못한다.

$A_0$ 은 동일한 시기의 직접적인 인과관계를 보여주고 있는 반면  $\Delta_0$ 은 동일한 시기의 직접적인 효과뿐만 아니라 다른 변수를 통한 간접적인 효과까지 포함한 전반적인 효과를 보여준다( $\epsilon_t = A_0^{-1}u_t = \Delta_0 u_t$ ).

$$\epsilon_t = \Delta_0 u_t \begin{bmatrix} 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.012 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.001 & -0.008 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.042 & -0.088 & 0.197 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.033 & -0.057 & 0.008 & 0.666 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.003 & -0.003 & 0.016 & 0.119 & 0.110 & 1.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.003 & -0.008 & -0.001 & 0.041 & 0.068 & 0.627 & 1.000 & 0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{OIL,t} \\ u_{DJ,t} \\ u_{¥/\$,t} \\ u_{₩/\$,t} \\ u_{IPI,t} \\ u_{PPI,t} \\ u_{CPI,t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

예를 들어 식 (19)의 여섯 번째  $Y_{PPI,t}$ 에 관한 식을 보면 원/달러환율의 1% 증가는 동월의 생산자물가지수를 직접적으로 0.045% 상승시킨다. 한편 식 (19)의 다섯 번째  $Y_{IPI,t}$ 에 관한 식을 보면 원/달러환율의 1% 증가는 동월의 수입물가지수를 직접적으로 0.666% 상승시키고 여섯 번째 식에서 수입물가지수의 1% 증가는 생산자물가지수를 0.110% 상승시킨다. 따라서 원/달러환율의 1% 증가는 같은 기간의 생산자물가지수를 직접적으로 0.045% 상승시키는 동시에 수입물가지수를 통해 간접적으로 0.073% ( $=0.666 \times 0.110\%$ ) 상승시키므로 원/달러환율의 1% 증가는 전체적으로 같은 달에 생산자물가지수를 0.119% (식 (20)에서  $\Delta_0$ 의 6행 4열) 상승시킨다. 마찬가지로 원/달러환율의 1% 증가는 같은 달의 소비자물가지수를 직접적으로 0.033% 하락시키나 수입물가지수와 생산자물가지수를 통한 간접적인 양의 효과 때문에 전체적으로는 소비자물가지수가 0.041% (식 (20)에서  $\Delta_0$ 의 7행 4열) 상승한다.

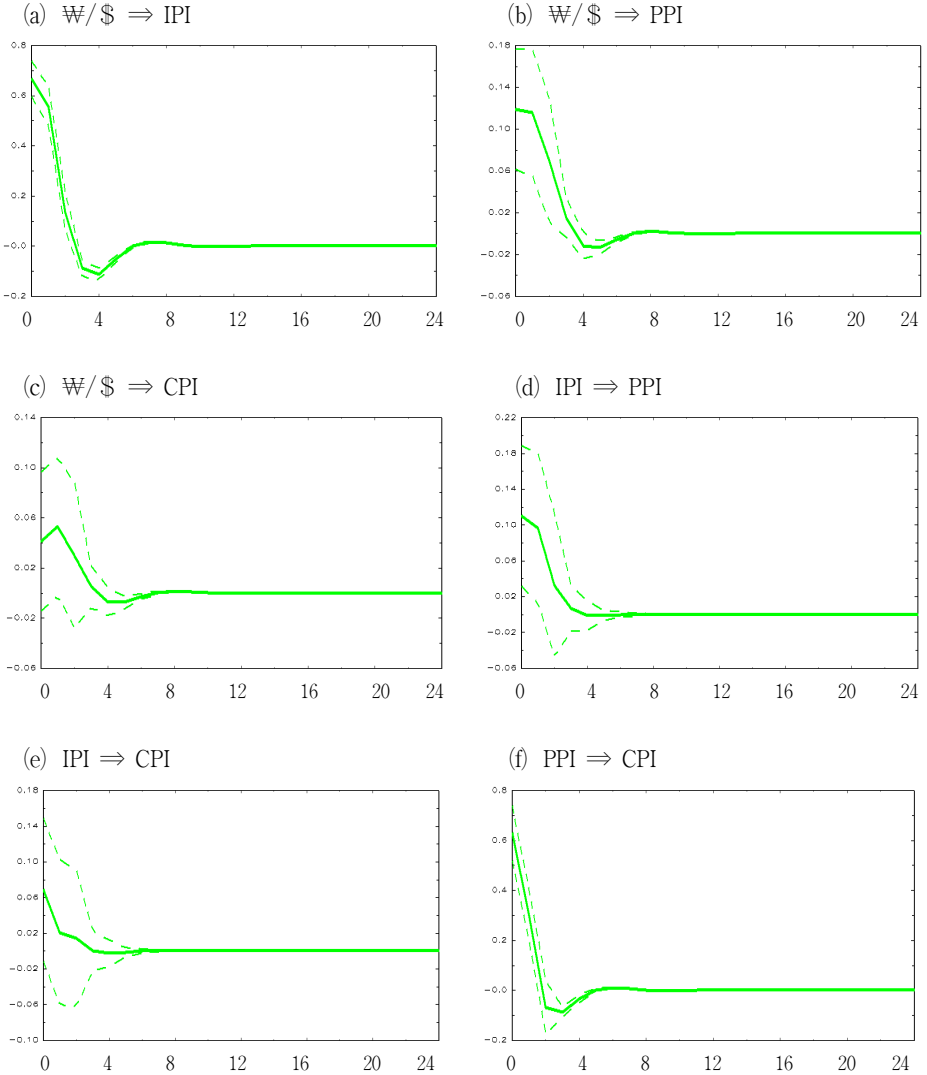
## V. 충격반응과 분산분해분석

### 1. 국내충격분석

먼저 충격반응함수를 살펴보고자 한다. <그림 9>의 (a)는 원/달러환율에 1% 플러스 충격이 있는 경우 수입물가지수가 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 이미 살펴본 바와 같이 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 같은 달의 수입물가지수는 0.666% 상승하며 다음 달부터는 그 상승폭이 줄어들어 3-5개월 후에는 오히려 하락하나 장기적으로는 0에 수렴한다. <그림 9>에서 점선은 몬테칼로 시뮬레이션을 1000회 반복함으로써 얻은 신뢰구간으로 추정치 $\pm 2 \times$ 표준편차로 구해진다. <표 8>은 1% 충격에 대한 각 기의 반응을 누적한 누적충격반응을 나타내고 있다.<sup>5)</sup> 장기적으로 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 수입물가지수를 1.139% 상승한다. 이와 같이 수입물가에 대한 환율전가율이 높다는 것은 수입품의 가격이 LCP 방식보다는 PCP 방식에 따라 결정됨을 의미한다.

5) <그림 9>는 식 (7-3)을 통해 추정한 각 기의 충격반응을 보여주고 있는 반면 <표 8>, <표 10>, <표 11>, <표 13>, 그리고 <그림 10> 등은 설명의 편의를 위해 각기의 충격을 누적인 충격반응을 보여주고 있다.

〈그림 9〉 충격반응곡선



〈그림 9〉의 (b)는 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격에 따른 생산자물가지수의 동태적인 반응을 보여주고 있다. 이미 살펴본 바와 같이 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 같은 달의 생산자물가지수는 0.119% 상승하며 동태적으로는 〈그림 9〉의 (a)와 비슷한 양상을 보이고 있다. 〈표 8〉에 따르면 장기적으로 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 생산자물가지수는 0.292% 상승한다. 이는 생산자물가에 대한 환율전가가 부분적임을 보여주고 있다.

〈표 8〉 누적충격반응(7변수)

시차(월)	₩/\$ ⇒ IPI	₩/\$ ⇒ PPI	₩/\$ ⇒ CPI	IPI ⇒ PPI	IPI ⇒ CPI	PPI ⇒ CPI
0	0.666 (0.035)**	0.119 (0.028)**	0.041 (0.029)	0.110 (0.039)**	0.068 (0.040)+	0.627 (0.058)**
1	1.225 (0.054)**	0.234 (0.042)**	0.095 (0.041)*	0.206 (0.058)**	0.089 (0.057)	0.927 (0.080)**
2	1.363 (0.065)**	0.304 (0.053)**	0.125 (0.051)*	0.239 (0.070)**	0.103 (0.069)	0.859 (0.097)**
3	1.275 (0.068)**	0.319 (0.054)**	0.130 (0.051)*	0.246 (0.076)**	0.103 (0.073)	0.772 (0.097)**
4	1.162 (0.063)**	0.308 (0.050)**	0.123 (0.048)**	0.245 (0.077)**	0.101 (0.074)	0.739 (0.097)**
5	1.110 (0.060)**	0.294 (0.049)**	0.115 (0.047)*	0.244 (0.077)**	0.100 (0.074)	0.741 (0.097)**
24	1.139 (0.061)**	0.292 (0.050)**	0.115 (0.048)*	0.244 (0.077)**	0.100 (0.074)	0.756 (0.097)**

주: 1) ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

〈그림 9〉의 (c)는 소비자물가지수의 동태적인 반응을 보여주고 있다. 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 같은 달의 소비자물가지수는 0.041% 상승하나 통계적인 유의성은 줄어든다. 같은 달보다는 다음 달에 소비자물가지수가 더 상승하나 그 이후는 위의 경우와 비슷한 양상을 보이고 있다. 〈표 8〉에 따르면 장기적으로 원/달러환율이 1% 증가하는 경우 소비자물가지수는 0.115% 상승한다. 이는 소비자물가에 대한 환율전가가 크지 않음을 보여주고 있다.<sup>6)7)</sup>

6) 분석기간동안에 외환위기와 글로벌 금융위기가 발생했기 때문에 본 연구에서는 이 기간들에 대한 더미변수를 상수항에 추가시킨 경우를 분석하였다. 그러나 상수항뿐만 아니라 설명변수에도 구조적인 분기점이 발생할 수 있고 위기기간을 외생적으로 한정하는 것은 자의적인 측면이 있기 때문에 BLS 검정(Bai, Lumsdaine, and Stock, 1998)을 이용하여 VAR 모형에 내생적인 분기점이 존재하는가를 살펴보았다. 검정결과 이들 기간에 걸쳐 내생적인 구조적 분기점이 일반적으로 존재하지 않음을 발견하였다. 또한 글로벌 금융위기기간에 가까워질수록 검정통계량이 커지기 때문에 선진국 주가는 물론 KOSPI와 원화 가치가 하락세로 반전한 2007년 11월 이후를 제외한 기간에 대한 충격반응분석결과를 살펴보았는데 충격반응결과는 2007년 11월 이후 기간을 포함한 〈표 8〉의 결과와 기본적으로 크게 다르지 않다. 지면절약상 검정결과는 본문에 기술하지 않는다.

7) 또한 수입물가지수와 생산자물가지수가 농림수산물, 광산물, 공산물 등의 산업으로 동일하게 구분되기 때문에 산업별 충격반응함수를 살펴본 결과 원/달러환율의 충격에 대한 수입물가의 반응은 세 경우 모두 유사한 패턴을 보인다. 반면 원/달러환율의 충격에 대한 생산자물가의

〈표 9〉 분산분해(7변수, 24개월)

	설명비율						
	OIL	DJ	¥/\$	₩/\$	IPI	PPI	CPI
₩/\$	0.031 (0.008)	0.040 (0.008)	0.040 (0.007)	0.852 (0.023)	0.017 (0.015)	0.019 (0.009)	0.001 (0.007)
IPI	0.108 (0.025)	0.021 (0.012)	0.000 (0.012)	0.615 (0.032)	0.236 (0.036)	0.018 (0.008)	0.001 (0.007)
PPI	0.084 (0.014)	0.006 (0.008)	0.010 (0.009)	0.408 (0.020)	0.085 (0.021)	0.399 (0.032)	0.008 (0.006)
CPI	0.025 (0.010)	0.006 (0.007)	0.008 (0.008)	0.122 (0.014)	0.035 (0.012)	0.329 (0.008)	0.475 (0.024)

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

〈그림 9〉의 (d)부터 (f)는 수입물가지수와 생산자물가지수에 대한 충격이 생산자물가지수와 소비자물가지수에 미치는 동태적인 영향을 보여주고 있다. 각 충격이 생산자물가지수와 소비자물가지수를 초기에 상승시키나 장기적으로는 0에 수렴한다. 〈표 8〉은 장기적으로 소비자물가지수가 수입물가지수 충격에는 작게 반응하는 반면 생산자물가지수 충격에는 크게 반응함을 보여주고 있다.

〈표 9〉는 예측오차의 분산분해(variance decomposition)를 보여주고 있다. 분산분해는 각 충격이 한 변수의 분산변화를 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 나타낸 것으로 각 충격의 상대적 중요도를 측정하는 지표이다.

원/달러환율의 경우 유가(OIL), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$), 원/달러환율(₩/\$), 수입물가지수(IPI), 생산자물가지수(PPI), 소비자물가지수(CPI) 변화율의 충격이 원/달러환율 변화율의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 각각 3.1%, 4.0%, 4.0%, 85.2%, 1.7%, 1.9%, 0.1%로 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 변화율 충격이 원/달러환율 변화율의 분산을 설명하는 비율이 비슷하다. 한편 수입물가상승률의 분산을 설명하는 비율은 원/달러환율, 수입물가지수, 유가가 각각 61.5%, 23.6%, 10.8%이다. 또한 생산자물가상승률의 분산을 설명하는 비율은 원/달러환율, 생산자물가지수, 수입물가지수가 각각 40.8%,

반응은 공산품의 경우만 총지수의 경우처럼 통계적으로 유의적이며 농림수산물과 광산품의 경우는 그렇지 못하다.

39.9%, 8.5%이다. 두 경우 모두 각 분산을 설명하는 비율이 자체 변수보다는 원/달러환율의 경우가 더 큰 것으로 나타났다. 소비자물가상승률의 분산을 설명하는 비율은 소비자물가지수, 생산자물가지수, 원/달러환율의 순이다.

〈표 10〉 해외충격에 대한 ₩/\$의 누적충격반응

시차(월)	OIL ⇒ ₩/\$	DJ ⇒ ₩/\$	¥/\$ ⇒ ₩/\$
0	-0.042 (0.037)	-0.088 (0.104)	0.197 (0.081) *
1	-0.069 (0.054)	-0.183 (0.150)	0.286 (0.123) *
2	-0.069 (0.064)	-0.205 (0.163)	0.325 (0.147) *
3	-0.063 (0.065)	-0.195 (0.160)	0.342 (0.147) *
4	-0.060 (0.064)	-0.171 (0.154)	0.345 (0.141) *
5	-0.060 (0.064)	-0.159 (0.154)	0.346 (0.140) *
24	-0.071 (0.064)	-0.164 (0.155)	0.349 (0.141) *

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러환율을 표시.

2. 해외충격분석

〈표 10〉은 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외충격에 대한 원/달러환율의 누적충격반응을 보여주고 있다.<sup>8)</sup> 유가와 다우존스지수에 대한 1% 플러스 충격은 장기적으로 원/달러환율을 각각 0.071%와 0.164% 정도 하락시키나 통계적 유의성은 크지 않은 것으로 나타났다. 〈표 10〉에는 나타나 있지 않으나 유가에 대한 충격은 수입물가지수를 장기적으로 0.154% 상승시키며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 유가상승은 수입증대를 통해 무역수지를 악화시키므로 환율을 상승시

8) 최근 전반적인 달러약세에 유가가 상승하는 경향이 있기 때문에 달러약세가 다음 달의 유가뿐만 아니라 같은 달의 유가에도 영향을 미칠 가능성이 있다. 그러나 이들 변수들은 국내변수보다 모두 앞에 놓여 같은 달의 국내변수에 영향을 미치지 않기 때문에 이들 변수들의 순서는 본고의 결론에 영향을 미치지 못한다.



킬 가능성이 있으나 다른 한편으로는 수입물가와 국내물가를 상승시키기 때문에 외환정책당국이 환율상승을 억제할 유인을 갖고 있다. 실증분석결과 전반적으로 원/달러환율은 미약하나마 하락한다. 유가에 대한 1% 플러스 충격이 생산자물가지수와 소비자물가지수에 미치는 영향은 장기적으로 각각 0.039%와 0.000%에 불과하다. 한편 엔/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 원/달러환율을 장기적으로 0.349% 상승시킨다. 해외충격이 환율변화율과 물가상승률의 분산을 설명하는 비율은 <표 9>에 나타나 있다.

### 3. 비대칭효과

이미 앞에서 살펴본 바와 같이 장봉규(2000)와 최창규(2000)는 추정치의 간단한 비교를 통해 수입물가에 대한 환율의 비대칭 전가효과를 살펴보고 있다. 본 연구에서는 원/달러환율( $₩/\$$ ) 대신  $₩/\$+$ (환율이 상승하는 기간만을 포함하며 환율이 하락하는 기간은 0인 변수)와  $₩/\$-$ (환율이 하락하는 기간만을 포함하며 환율이 상승하는 기간은 0인 변수)를 사용한 8변수 VAR 모형을 이용하여 환율상승기와 환율하락기에 수입 또는 국내물가가 비대칭적으로 반응하는가를 살펴본다.

<표 11> 누적충격반응(8변수, 변수순서:  $₩/\$+$ ,  $₩/\$-$ )

시차(월)	$₩/\$ \rightarrow$ IPI	$₩/\$ \rightarrow$ PPI	$₩/\$ \rightarrow$ CPI	$₩/\$ \rightarrow$ IPI	$₩/\$ \rightarrow$ PPI	$₩/\$ \rightarrow$ CPI
0	0.719 (0.046)**	0.760 (0.075)**	0.151 (0.037)**	0.014 (0.055)	0.055 (0.035)	0.008 (0.053)
1	1.321 (0.070)**	1.341 (0.120)**	0.277 (0.052)**	0.132 (0.078)+	0.120 (0.050)*	0.041 (0.072)
2	1.413 (0.086)**	1.767 (0.145)**	0.346 (0.063)**	0.238 (0.092)**	0.156 (0.060)**	0.051 (0.084)
3	1.270 (0.089)**	1.963 (0.152)**	0.352 (0.063)**	0.306 (0.095)**	0.158 (0.060)**	0.064 (0.085)
4	1.136 (0.085)**	1.942 (0.149)**	0.333 (0.061)**	0.334 (0.095)**	0.146 (0.057)**	0.079 (0.086)
5	1.081 (0.082)**	1.832 (0.146)**	0.316 (0.060)**	0.330 (0.094)**	0.138 (0.056)*	0.082 (0.085)
24	1.111 (0.082)**	1.754 (0.145)**	0.312 (0.060)**	0.305 (0.094)**	0.138 (0.056)*	0.071 (0.085)

주: 1)  $₩/\$$ , IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자) 물가지수를 표시.

〈표 12〉 분산분해(8변수, 변수순서: ₩/\$+, ₩/\$-, 24개월)

	설명비율							
	OIL	DJ	¥/\$	₩/\$+	₩/\$-	IPI	PPI	CPI
₩/\$+	0.023 (0.008)**	0.018* (0.009)	0.036 (0.008)**	0.858 (0.023)**	0.051 (0.013)**	0.011 (0.008)	0.004 (0.007)	0.000 (0.006)
₩/\$-	0.020 (0.009)*	0.079 (0.008)**	0.050 (0.011)**	0.125 (0.030)**	0.669 (0.036)**	0.040 (0.014)**	0.017 (0.009)+	0.001 (0.006)
IPI	0.108 (0.024)**	0.022 (0.012)+	0.001 (0.011)	0.499 (0.032)**	0.121 (0.015)**	0.236 (0.038)**	0.012 (0.007)*	0.001 (0.007)
PPI	0.082 (0.014)**	0.007 (0.008)	0.011 (0.008)	0.381 (0.019)**	0.052 (0.008)	0.087 (0.022)**	0.370 (0.031)**	0.009 (0.006)
CPI	0.024 (0.010)*	0.007 (0.007)	0.008 (0.008)	0.132 (0.012)**	0.005 (0.008)	0.036 (0.011)**	0.321 (0.008)**	0.466 (0.024)**

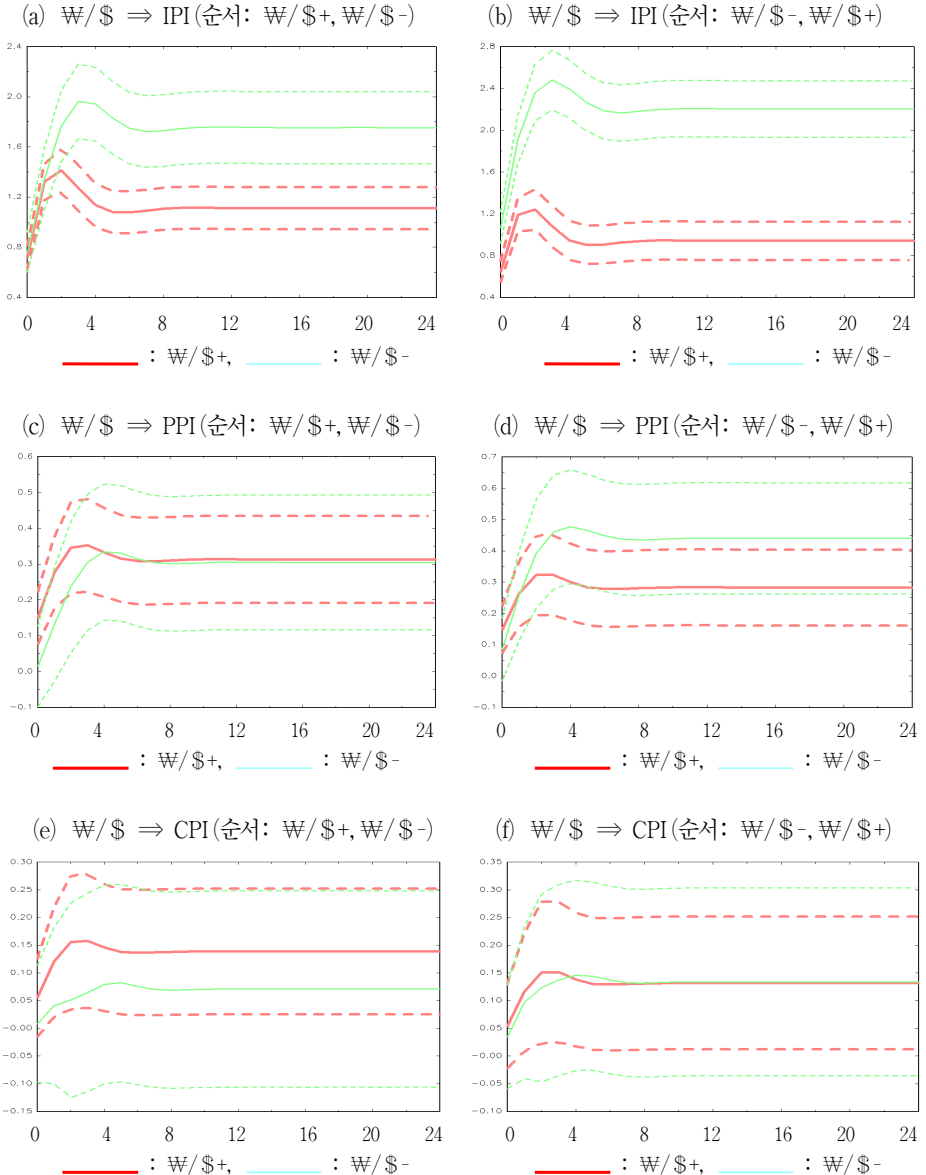
주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러 환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

먼저 〈표 11〉은 변수의 순서가 OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$+, ₩/\$-, IPI, PPI, CPI로 ₩/\$+가 ₩/\$-보다 앞에 온 경우를 보여주고 있는 반면 〈표 13〉은 변수의 순서가 OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$-, ₩/\$+, IPI, PPI, CPI로 ₩/\$-가 ₩/\$+보다 앞에 온 경우를 보여주고 있다. 〈표 11〉의 경우 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 수입물가지수(IPI)를 장기적으로 환율상승기(₩/\$+)와 환율하락기(₩/\$-)에 각각 1.111%와 1.754% 상승시킨다. 한편 〈표 13〉의 경우 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 수입물가지수(IPI)를 장기적으로 환율상승기(₩/\$+)와 환율하락기(₩/\$-)에 각각 0.939%와 2.203% 상승시킨다. 〈그림 10〉의 (a)와 (b)는 각 경우들의 누적충격반응곡선을 보여주고 있다. 굵은 실선과 가는 실선은 각각 환율상승기(₩/\$+)와 환율하락기(₩/\$-)의 환율충격에 대한 수입물가지수의 반응을 나타낸다. 또한 굵은 점선과 가는 점선은 신뢰구간으로 추정치±2×표준편차로 구해진다. 〈그림 10〉의 (a)와 (b)는 ₩/\$+와 ₩/\$-의 순서에 관계없이 각각의 추정치가 다른 추정치의 95% 신뢰구간 범위를 벗어나 있음을 보여준다.

한편 〈표 11〉에서 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격이 생산자물가지수(PPI)를 장기적으로 환율상승기(₩/\$+)와 환율하락기(₩/\$-)에 각각 0.312%와 0.305% 상승시키는 반면 〈표 13〉에서는 각각 0.283%와 0.440% 상승시킨다. 〈그림 10〉의 (c)는 변수의 순서가 ₩/\$+, ₩/\$-인 경우 각각의 추정치가 다른 추정치의 95% 신뢰구간 범위 안에 있음을 보여주고 있다. 그러나 〈그림 10〉의 (d)

는 변수의 순서가  $\text{₩}/\text{\$}-$ ,  $\text{₩}/\text{\$}+$ 인 경우 각각의 추정치가 다른 추정치의 95% 신뢰구간 범위를 벗어나 있음을 보여준다. 변수의 순서에 따라 다른 결과가 도출됨을 알 수 있다.

〈그림 10〉 누적충격반응곡선(비대칭효과)



〈표 13〉 누적충격반응(8변수, 변수순서: ₩/\$-, ₩/\$+)

시차(월)	₩/\$→ IPI	₩/\$+⇒ IPI	₩/\$-⇒ PPI	₩/\$+⇒ PPI	₩/\$→ CPI	₩/\$+⇒ CPI
0	1.068 (0.075)**	0.645 (0.050)**	0.086 (0.051)+	0.149 (0.037)**	0.034 (0.048)	0.054 (0.037)
1	1.911 (0.116)**	1.190 (0.079)**	0.258 (0.071)**	0.264 (0.053)**	0.096 (0.065)	0.116 (0.053)*
2	2.361 (0.139)**	1.240 (0.096)**	0.392 (0.086)**	0.322 (0.064)**	0.123 (0.081)	0.151 (0.063)*
3	2.479 (0.146)**	1.079 (0.098)**	0.460 (0.090)**	0.323 (0.065)**	0.137 (0.083)+	0.152 (0.063)*
4	2.395 (0.142)**	0.947 (0.094)**	0.477 (0.089)**	0.300 (0.062)**	0.145 (0.083)+	0.138 (0.060)*
5	2.264 (0.139)**	0.902 (0.092)**	0.466 (0.088)**	0.283 (0.061)**	0.144 (0.082)+	0.130 (0.059)*
24	2.203 (0.138)**	0.939 (0.091)**	0.440 (0.088)**	0.283 (0.061)**	0.134 (0.082)	0.132 (0.059)*

주: 1) ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 원/달러환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

〈표 14〉 분산분해(8변수, 변수순서: ₩/\$-, ₩/\$+, 24개월)

	설명비율							
	OIL	DJ	¥/\$	₩/\$-	₩/\$+	IPI	PPI	CPI
₩/\$-	0.020 (0.009)*	0.079** (0.008)	0.050 (0.010)**	0.727 (0.025)**	0.066 (0.010)**	0.040 (0.014)**	0.017 (0.008)*	0.001 (0.006)
₩/\$+	0.023 (0.008)**	0.018 (0.009)*	0.036 (0.008)**	0.102 (0.030)**	0.807 (0.033)**	0.011 (0.008)	0.004 (0.007)	0.000 (0.007)
IPI	0.108 (0.025)**	0.022 (0.012)+	0.001 (0.011)	0.230 (0.025)**	0.389 (0.030)**	0.236 (0.036)**	0.012 (0.007)+	0.001 (0.007)
PPI	0.082 (0.014)**	0.007 (0.007)	0.011 (0.008)	0.106 (0.011)**	0.326 (0.017)**	0.087 (0.021)**	0.370 (0.032)**	0.009 (0.006)
CPI	0.024 (0.010)*	0.007 (0.008)	0.008 (0.008)	0.019 (0.009)*	0.118 (0.012)**	0.036 (0.011)**	0.321 (0.008)**	0.466 (0.025)**

주: 1) OIL, DJ, ¥/\$, ₩/\$, IPI(PPI, CPI)는 각각 유가, 다우존스지수, 엔/달러환율, 원/달러 환율, 수입(생산자, 소비자)물가지수를 표시.

마지막으로 〈표 11〉은 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격이 소비자물가지수(CPI)를 장기적으로 환율상승기(₩/\$+)와 환율하락기(₩/\$-)에 각각 0.138%와 0.071% 상승시키고 있음을 보여주고 있다. 반면 〈표 13〉은 두 충격의 차이가 거의 없음을 보여주고 있다. 〈그림 10〉의 (e)와 (f)는 각각의 추정치가 다른 추정

치의 95% 신뢰구간 범위 안에 있음을 보여준다.

〈표 12〉와 〈표 14〉는 예측오차의 분산분해결과를 보여주고 있다. 〈표 12〉는 수입물가지수의 경우 유가(OIL), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$), 원/달러환율+(₩/\$+), 원/달러환율-((₩/\$-), 수입물가지수(IPI), 생산자물가지수(PPI), 소비자물가지수(CPI) 변화율의 충격이 수입물가상승률의 분산을 설명하는 비율이 24개월 후에 10.8%, 2.2%, 0.1%, 49.9%, 12.1%, 23.6%, 1.2%, 0.1%로 원/달러환율+, 수입물가지수, 원/달러환율-의 순이다. 마찬가지로 생산자물가상승률의 분산을 설명하는 비율도 원/달러환율+의 경우가 가장 크다. 〈표 14〉가 보여주는 바와 같이 ₩/\$+와 ₩/\$-의 순서가 바뀌는 경우에도 결과는 유사하다.

간단히 요약하면 환율이 상승하는 시기보다는 환율이 하락하는 시기에 수입물가에 대한 환율전가효과가 장기적으로 더 크며 이는 통계적으로 유의적임을 보여주고 있다. 또한 환율전가의 비대칭효과는 수입물가지수의 경우 가장 크고 통계적으로 유의적인 반면 생산자물가지수, 소비자물가지수 순으로 비대칭효과가 작아짐을 알 수 있다.

## VI. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 Lastrapes (2005, 2006) 모형을 확장해 유가, 미국주가, 엔/달러환율 등의 해외변수를 block exogenous로 가정한 후 환율상승 또는 하락이 수입물가와 국내물가에 동태적으로 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다.

실증분석결과 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 직접적으로 같은 달(0기)의 수입물가와 생산자물가를 각각 0.666%와 0.045% 상승시키는 반면 소비자물가를 0.033% 하락시킨다. 그러나 이러한 직접적인 인과관계 외에 원/달러환율에 대한 플러스 충격으로 상승한 수입물가와 생산자물가가 다시 생산자물가와 소비자물가를 상승시키기 때문에 전반적인 효과는 직접적인 효과 외에 이러한 간접적인 효과까지 고려해야 한다. 따라서 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 전반적으로 같은 달(0기)에 수입물가, 생산자물가, 소비자물가를 각각 0.666%, 0.119%, 0.041% 상승시킨다.

한편 누적충격반응분석에 따르면 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 장기적

으로 수입물가를 1.139% 상승시켜 수입물가에 대한 환율전가가 LCP 방식보다는 PCP 방식에 따라 높은 것으로 나타났다. 원/달러환율에 대한 1% 플러스 충격은 또한 수입물가의 경우보다는 작지만 생산자물가와 소비자물가를 각각 0.292%와 0.115% 상승시킨다. 예측오차의 분산분해 분석결과는 수입물가상승률과 생산자물가상승률의 분산을 설명하는 비율이 자체 변수보다 원/달러환율의 경우가 더 큼을 보여주고 있다.

비대칭성에 대한 검정결과는 환율상승기보다 환율하락기에 수입물가가 환율에 장기적으로 더 반응하고 있으며 이는 통계적으로 유의적임을 보여주고 있다. 즉 환율이 상승하는 시기에는 수입재의 가격이 비싸져 수입재를 덜 소비하거나 국산재로 대체하려는 경향이 있기 때문에 환율전가가 작게 일어난다. 반면 환율이 하락하는 시기에는 수입재의 가격경쟁력이 있기 때문에 환율전가가 상대적으로 더 크게 일어난다.<sup>9)</sup> 전반적으로 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 순으로 비대칭효과의 크기와 통계적 유의성이 작아짐을 알 수 있다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 강삼모 · 왕윤중, “동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가효과,” 『국제경제연구』, 제10권 제1호, 2004, pp.69-99.  
(Translated in English) Kang, Sammo and Yungjong Wang, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices in East Asian Countries,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 10, No. 1, 2004, pp.69-99.
2. 광태운, “환율변동의 수입물가 전가효과: 우리나라 제조업의 4단위 분류를 중심으로,” 『국제통상연구』, 제9권 제3호, 2004, pp.1-25.  
(Translated in English) Kwack, Tae-Woon, “Exchange Rate Pass-Through and Import Prices in Korea’s Manufacturing Industries,” *Journal of International Trade and Industry*

9) 예를 들어 수입차의 경우 환율이 상승하는 시기에는 국산차에 비해 가격경쟁력이 떨어지기 때문에 환율전가가 환율하락기에 비해 상대적으로 작게 일어난다. 대부분의 다른 공산품의 경우도 국산제품과 수입제품이 가격경쟁을 하고 수입물가에서 차지하는 공산품의 비중이 71.4%로 매우 높기 때문에 이런 현상이 나타난다.

*Studies*, Vol. 9, No. 3, 2004, pp.1-25.

3. 장봉규, “수출가격에 미치는 환율의 비대칭적 효과,” 『국제경제연구』, 제6권 제2호, 2000, pp.81-103.  
(Translated in English) Jang, Bong-Gyu, “The Asymmetric Effect of Exchange Rate on Export Prices,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 6, No. 2, 2000, pp.81-103.
4. 최창규, “환율변동의 수입물가전가효과,” 『경제학연구』, 제48집 제4호, 2000, pp.57-81.  
(Translated in English) Choi, Chang-Gyu, “Exchange Rate Pass-Through on Import Prices,” *Kyung Je Hak Yongu*, Vol. 48, No. 4, 2000, pp.57-81.
5. Bae, J., R.L. Lumsdaine, and J.H. Stock, “Testing for and Dating Common Breaks in Multivariate Time Series,” *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 3, 1998, pp.395-432.
6. Bhattacharya, P.S., C.A. Karayalcin, and D.T. Thomakos, “Exchange Rate Pass-Through and Relative Prices: An Industry-Level Empirical Investigation,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 27, No. 7, 2008, pp.1135-1160.
7. Bhundia, A., “An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa,” IMF Working Paper No. 02-165, 2002.
8. Campa, J. and L. Goldberg, “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?,” NBER Working Paper No. 8934, 2002.
9. Devereux, M.B., “Real Exchange Rates and Macroeconomics: Evidence and Theory,” *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, No. 4, 1997, pp.773-808.
10. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp.427-431.
11. Hamilton, J.D., *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
12. Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2, 1988, pp.231-254.
13. Knetter, M.M., “Is Export Price Adjustment Asymmetric?: Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypotheses,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, No. 1, 1994, pp.55-70.
14. Krugman, P.R., “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes,” in *Real Financial Linkages Among Open Economies*, ed. by Sven W. Arndt and J. David Richardson, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1987.
15. Lastrapes, W.D., “Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions,” *Economics letters*, Vol. 87, No. 1, 2005, pp.75-81.
16. Lastrapes, W.D., “Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 8, 2006, pp.2159-2198.
17. Ljung, L.M. and G.E.P. Box, “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*, Vol. 65, 1978, pp.297-303.
18. Newey, W.K. and K.D. West, “A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, 1987,

pp. 703-708.

19. Obstfeld, M., "International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model," *IMF Staff Papers: Special Issue* 47, 2001, pp. 1-39.
20. Obstfeld, M. and K. Rogoff, "Exchange Rates Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, 1995, pp. 624-660.
21. Obstfeld, M. and K. Rogoff, "Risk and Exchange Rates," NBER Working Paper No. 6694, 1998.
22. Obstfeld, M. and K. Rogoff, "New Directions for Stochastic Open Economy Models," *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, 2000, pp. 117-153.
23. Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1998, pp. 335-346.
24. Yang, J., "Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 1, 1997, pp. 95-104.
25. Yang, J., "Pricing-to-Market in US Import and Exports: A Time Series and Cross-Sectional Study," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 38, No. 4, 1998, pp. 843-861.



## Exchange Rate Pass-Through on Import and Domestic Prices

Keun Yeong Lee\*

### Abstract

This paper analyzes the dynamic effect of exchange rate changes on import and domestic prices under the assumption that foreign variables such as oil prices, U.S. stock prices, and yen/dollar exchange rates are block exogenous. According to the empirical results, an increase in won/dollar exchange rates generates stronger responses in contemporaneous import and domestic prices when indirect causal relationships through other variables as well as a direct causal relationship are considered together. The effect of exchange rate pass-through on prices is also bigger in the long-run than in the short-run. A 1% upward shift in won/dollar exchange rates has long-run effects of 1.139%, 0.292%, and 0.115% on import, producer, and consumer prices, respectively. In addition, the long-run effect of exchange rate pass-through on import price is stronger when won/dollar exchange rates are falling rather than rising. The size and statistical significance of asymmetric effect become smaller in the order of import, producer, and consumer prices.

**Key Words:** exchange rate pass-through, VAR, impulse response function

---

*Received: Sep. 4, 2009. Revised: Nov. 9, 2009. Accepted: Nov. 26, 2009.*

\* Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University, Myongryun-dong 3-ga, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-02-760-0614, e-mail: lky@skku.ac.kr