

2008. 4

# 환율변동이 국내물가에 미치는 영향

연훈수

외환위기 이후 자유변동환율제도 및 물가안정목표제를 운영함에 따라 환율변동이 국내물가에 미치는 영향력 즉 '환율전가도'에 대한 관심이 증대되고 있다. 환율전가도가 낮다면 통화정책의 자율성이 커지며 목표인플레이션의 달성이 용이한 반면 환율전가도가 높을 경우에는 환율변동이 국내물가의 불안요인으로 작용하면서 통화정책의 자율성을 저하시킬 수 있다.

2002년 이후 최근까지 지속되고 있는 국제유가 및 국제원자재 가격의 상승세는 직접적인 국내물가 상승요인으로 작용하였으나 국내물가는 환율하락효과에 힘입어 2007년 10월까지 매우 안정된 모습을 보였다. 그러나 2007년 11월 이후 환율이 상승하면서 국내물가의 상승세가 확대되는 등 국내 물가불안에 대한 우려가 커지고 있다. 이러한 현상은 환율변동이 국내물가에 미치는 영향력이 커지고 있음을 반증하는 것이다. 즉 국제유가 상승과 같은 외부적 물가상승압력의 상당부분을 환율하락효과가 흡수하면서 국내물가는 안정적으로 유지되었으나 최근 국제유가 및 국제원자재의 가격상승과 환율상승이 복합적으로 작용하면서 국내물가 불안을 심화시키고 있는 것이다.

외환위기 전후기간에 대해 환율전가도를 추정한 결과 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 대한 장·단기 환율전가도는 전반적으로 외환위기 이후 증가하고 있는 가운데 환율충격에 대한 조정속도 역시 빨라지고 있는 것으로 분석되었다. 또한 물가변동에 대한 환율의 설명력도 증가하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 환율전가도의 상승은 환율과 국내물가의 연관성이 강화되고 있음을 의미하므로 향후 물가안정목표를 달성하기 위해서는 통화정책과 환율정책의 조화가 필요함을 시사해 주고 있다.

## I. 서론

## II. 환율과 물가와의 관계

## III. 실증분석

## IV. 결론



---

**연 훈 수**

경제분석실  
거시경제분석팀 경제분석관  
02-2070-3074  
hsyeon@nabo.go.kr

---

이 보고서는 국회예산정책처 홈페이지([www.nabo.go.kr](http://www.nabo.go.kr))를 통해서도 보실 수 있습니다.

# 환율변동이 국내물가에 미치는 영향

연 훈 수



## 요 약

- 자유변동환율제도 및 물가안정목표제를 운영함에 따라 환율변동이 국내물가 변동에 미치는 영향력에 대한 관심이 증대되고 있음.
  - 환율이 1% 변동이 초래하는 국내물가의 변화정도를 ‘환율전가도’라 정의 하는데 이를 이용하여 환율변동이 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 미치는 영향을 파급단계별로 추정할 수 있음.
    - 환율 전가도가 낮다면 통화정책의 자율성이 커지며 목표인플레이션의 달성이 용이하나
    - 환율전가도가 클 경우 통화정책의 자율성 저하와 함께 환율이 상승할 경우 국내 물가상승 압력을 가중시키는 요인으로 작용
  - 우리나라는 소규모 개방경제로 원유 및 국제원자재가격과 환율변화는 국내물가에 직접적인 영향을 주기 때문에 안정적인 물가관리를 위해서는 환율변화에 주목할 필요가 있음.
    - 환율변화는 1차적으로 수입물가에 영향을 미치고, 생산자물가를 거쳐 최종적으로 소비자물가를 변동시킴.
    - 따라서 물가안정목표 달성을 위해서는 환율변동이 국내물가에 미치는 영향을 파급단계별로 분석할 필요가 있음.
  
- 외환위기의 영향으로 급등했던 원/달러 환율은 이후 2000년 10월부터 2002년 4월까지를 제외하고는 전반적인 하락추세가 지속되면서 국내물가안정에 크게 기여한 것으로 판단되나 최근(2007년 11월 이후)들어 환율이 상승하면서 국내물가 또한 불안한 모습을 보이고 있음.
  - 국제유가(두바이유 기준)는 1999년 2월 이후, 국제원자재가격(로이터 지수)은 2001년 11월 이후부터 최근까지 상승세가 지속되고 있음.

- 2007년 유가 및 국제원자재가격은 2002년 대비 각각 186.6%, 73.1% 상승하였음.
- 2002년 이후 국제유가 및 국제원자재 가격의 상승세가 지속됨에도 불구하고 국내물가는 안정세를 보였음.
  - 동기간 국내물가가 안정적으로 유지될 수 있었던 요인 중 하나는 국제유가상승과 같은 외부적 물가상승압력을 환율하락효과가 상쇄시킨 것임.
  - 2007년 연평균 원/달러환율은 929.2원으로 2002년 대비 25.7% 하락(절상)하였음.
  - 2002년부터 2007년까지 물가지수의 연평균 상승률은 수입물가 4.0%, 생산자물가 3.1%, 소비자물가 2.9% 임.
- 그러나 2007년 11월 이후 유가 및 국제원자재의 가격상승세는 지속되는 가운데 환율이 상승 반전되면서 국내물가 상승압력이 고조되고 있음.
  - 2008년 2월 전년동월대비 수입물가 상승률은 22.2%, 생산자물가 6.8%, 소비자물가 3.6%를 나타내어 물가상승속도가 빨라지고 있음.
- 환율변동이 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 대한 전가도를 추정한 결과 외환위기 이후 전가도가 상승하고 조정속도도 빨라지고 있어 환율이 국내물가 변동에 미치는 영향력이 증가하였음.
  - 단기적(3개월 시차 기준)으로 수입물가에 대한 전가도는 외환위기이전 0.40에서 외환위기 이후 0.80으로 두 배정도 증가하였음.
    - 장기적(24개월 시차 기준) 수입물가전가도는 외환위기 이전 0.38에서 외환위기 이후 0.42로 증가
  - 생산자물가에 대한 단기 환율전가도는 외환위기 이전 0.08에서 외환위기 이후 0.11로 증가
    - 장기 환율전가도는 외환위기 이전 0.04에서 외환위기 이후 0.12로 증가하여 환율변동이 생산자물가에 미치는 영향이 커지고 있음.

- 소비자물가에 대한 단기 환율전가도는 외환위기 이후 기간에는 0.05로 추정되어 외환위기 이전 0.06에 비해 다소 감소하였으나
  - 장기 환율전가도는 외환위기 이전 0.02에서 외환위기 이후 0.08로 증가하는 것으로 추정되었음.
  
- 물가변동을 초래하는 변수들간의 상대적 중요성을 파악해 본 결과 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후 물가변동에 대한 환율의 설명력(기여도)도 증가하고 있음.
  - 수입물가변동에 대한 환율의 설명력은 6개월 시차를 기준으로 외환위기 이전 14.5%에서 외환위기 이후 22.4%로 증가하고 있음.
  - 6개월 시차를 기준으로 생산자물가의 예측오차에 대한 환율의 설명력은 외환위기 이전 2.7%에서 외환위기 이후 10.6%로 증가하였음.
  - 소비자물가의 경우 환율의 설명력은 외환위기 이전 2.3%에서 외환위기 이후 14.9%로 증가하였음.
  
- 외환위기 이후 환율전가도가 상승한 것으로 분석됨에 따라 향후 물가안정 목표를 달성하기 위해서는 통화정책과 환율정책의 조화가 필요.
  - 환율전가도가 상승했다는 분석결과는 환율과 국내물가와의 연관성이 강화되고 있음을 의미함.
  - 최근 우리나라 물가는 원유 및 국제원자재의 가격상승세 지속과 환율상승의 영향으로 한국은행의 물가안정목표를 벗어나는 등 물가불안이 현실화 되고 있음.



# 차 례

요 약 / iii

I. 서 론 / 1

II. 환율과 물가와의 관계 / 4

- 1. 환율 및 물가지표 추이 ..... 4
- 2. 환율과 물가와의 이론적 관계 ..... 7
- 3. 선행연구에 대한 고찰 ..... 10

III. 실증분석 / 6

- 1. 자료 및 분석모형 설정 ..... 16
- 2. 단위근 검정 ..... 23
- 3. 공적분 검정 ..... 27
- 4. 충격반응함수 분석 ..... 30
  - 가. 환율이 수입물가에 미치는 영향 ..... 30
  - 나. 환율이 생산자물가에 미치는 영향 ..... 32
  - 다. 환율이 소비자물가에 미치는 영향 ..... 34
- 5. 분산분해 분석 ..... 35

IV. 결 론 / 39

참고문헌 ..... 41

## 표 차례

[표 1] 선행연구결과 요약 .....	15
[표 2] 결제통화별 수입비중(금액기준) .....	16
[표 3] 실증분석 데이터 설명 .....	18
[표 4] 주요 변수의 기초통계 분석결과 .....	19
[표 5] 환율과 물가지표간 상관계수 .....	20
[표 6] 전체기간 단위근 검정(1991. 1 ~ 2007. 9) .....	24
[표 7] 외환위기 이전 단위근 검정(1991. 1 ~ 1997. 9) .....	25
[표 8] 외환위기 이후 단위근 검정(1998. 5 ~ 2007. 9) .....	26
[표 9] 단위근 검정결과 요약 .....	27
[표 10] 공적분 검정결과 .....	29
[표 11] 수입물가에 대한 전가도 .....	31
[표 12] 생산자물가에 대한 전가도 .....	33
[표 13] 소비자물가에 대한 전가도 .....	34
[표 14] 환율 충격의 분산분해 결과 .....	37

## 그림 차례

[그림 1] 환율 및 물가 추이 .....	5
[그림 2] 환율 및 물가지표 변동 추이(전기대비) .....	6
[그림 3] 원유 및 국제원자재 수입추이 .....	7
[그림 4] 환율전가의 직·간접 파급경로 .....	9
[그림 5] 환율충격에 대한 수입물가의 조정속도 .....	32
[그림 6] 환율충격에 대한 생산자물가의 조정속도 .....	33
[그림 7] 환율충격에 대한 소비자물가의 조정속도 .....	35

# I. 서 론

환율은 거시경제 운영에 있어 중요한 정보변수로서의 역할을 수행한다. 특히 개방도가 확대됨에 따라 수출입 의존도가 높은 국가의 경우 환율변동이 국내경제에 미치는 영향력은 커지고 있다. 환율변화는 해외시장에서는 수출품의 상대가격을, 국내시장에서는 수입품과 국산제품의 상대가격을 변화시켜 최종적으로 경상수지에 영향을 미친다. 따라서 환율변화가 경상수지에 미치는 영향력은 수출품 및 수입가격에 대한 영향력의 크기인 전가도에 의해 결정된다.

기존의 환율전가에 관한 연구는 미시적 차원에서 개별 수출업자들의 가격 설정행태에 관한 연구를 중심으로 이루어 졌다. 하지만 세계적인 낮은 인플레이션 및 환율변동과 거시경제의 조정과정에 대한 이론적 연구가 발전하면서 최근의 연구는 환율전가를 거시경제적 차원에서 이해하면서 경제전체의 물가변동에 대한 정책적 함의를 찾으려 하고 있다.

환율변동이 물가에 미치는 영향에 관한 연구는 1990년대 들어 활발히 진행되고 있다. 다수의 연구결과는 주요 선진국의 경우 환율전가 효과는 1980년대에 비해 1990년대 들어 크게 낮아졌고 낮아진 환율전가율이 세계적인 물가안정기조에 일조하였다고 평가하고 있다.<sup>1)</sup>

2000년대 들어서도 환율전가에 대한 연구는 꾸준히 진행되고 있다. 특히, 1990년대 후반 및 2000년대 초반 통화위기를 경험한 신흥국가들 중 경직적 환율제도운영<sup>2)</sup>에서 변동환율제도 및 물가안정목표제를 채택하는 국가가 증가함에 따라 물가안정의 중요성이 강조되고 있다. 이러한 제도적 변화에 따라 환율전가를 거시경제학적 요인으로 인식하게 되었고 국내물가에 대한 환율전가의 변

- 1) 환율전가도가 낮아진 이유로는 국가 및 기업간 경쟁심화, 세계적인 물가안정기조 유지, 환율변동성 축소 등 거시경제적 요인과 더불어 무역구조의 변화 등이 복합적으로 작용하였다고 주장하고 있다.
- 2) 대부분의 라틴 아메리카 국가가 환율을 인플레이션 억제 및 외부부문에 대한 암묵적 과세수단으로 이용함에 따라 고평가된 환율에 따른 통화위기 발생이 일반적인 현상이 되었다.

화정도는 적절한 통화정책운용 및 최적 환율제도 선택과 환율정책에 중요한 이슈가 되고 있다. 최근의 환율전가도에 관한 연구 또한 환율 변동이 1차적으로 수입물가에 전가되고 2차적으로는 생산자물가 된 후 최종적으로 소비자물가로 전가되는 동태적 파급과정을 주요 분석대상으로 하고 있다.

우리나라의 환율제도는 외환위기 이후 자유변동환율제도로 이행하였고, 한국은행이 1998년 4월 물가안정목표제(inflation targeting)를 채택하면서 환율변동이 국내물가에 미치는 영향에 대한 관심이 증대되었다. 물가안정목표제 하에서 환율은 통화정책의 목표(target)는 아니나 중요한 정보변수로서의 역할을 수행한다. 환율전가가 낮다면 통화정책의 자율성이 커지며, 목표인플레이션율의 달성이 용이할 수 있다. 반면 환율변동이 인플레이션에 미치는 영향이 크다면 통화정책의 자율성이 저하되고 정책당국은 환율변동에 따른 인플레이션 압력을 상쇄하기 위한 금융 및 재정정책을 실행할 것이다.

역사적으로 신흥국가(emerging country) 및 통화위기(currency crisis)를 경험했던 국가의 경우 환율전가도가 높게 나타나는 경향이 있다. Borensztein and De Gregorio(1999)는 41개 국가를 대상으로 한 분석에서 평가절하크기의 30% 정도가 일년 후에 국내물가에 전가되고, 이년 후 평균적으로 60% 정도가 전가된다고 하였다. 반면 선진국에 있어서의 전가정도는 매우 작은 것으로 분석되었다.

우리나라는 소규모 개방경제로 외부의 충격에 매우 민감하게 반응한다. 특히 국제원자재에 대한 의존도가 높아 원유와 같은 국제원자재의 가격상승은 국내물가의 상승압력으로 작용한다. 2002년 이후 원유와 같은 국제원자재 가격의 가파른 상승세가 지속되었으나 국내물가는 상대적으로 안정된 모습을 보이고 있다. 국내물가가 안정적으로 유지된 배경에는 환율의 움직임에 주목할 필요가 있다. 이 시기 환율은 달러약세 기조 및 외국인 투자자금의 유입으로 강세기조가 지속되면서 국제원자재 가격상승에 따른 국내물가 상승압력의 상당부분을 환율 하락효과가 상쇄시켰을 것으로 추론된다. 2002년 이후의 물가안정세가 환율하락에 의한 것이 사실이라면 국제원자재가격의 상승세가 지속되는 가운데 환율이 상승세로 전환된다면 물가안정 기조를 크게 위협할 것으로 예상할 수 있다.

환율 변화가 국내물가에 미치는 영향을 분석한 최근의 논문은 이상호(2004)와 김애영(2006)의 연구가 있다. 두 연구는 McCarthy(2000)의 연구를 준용하였고<sup>3)</sup> 외환위기 이전과 이후의 환율전가도의 변화를 분석하였다는 공통점이 있다.<sup>4)</sup> 분석결과는 이상호의 경우 외환위기 이후에 환율전가도가 커진 것으로 나타났으나 김애영의 연구에서는 외환위기 이후 환율전가도가 작아진 것으로 나타나 상반된 연구결과가 도출되었다. 이들 연구는 공급측 충격의 대리변수로 국제유가만을 모형에 포함함으로써 원유이외에도 곡물, 비철금속 등 국제원자재 가격변동이 국내물가 변동에 미치는 영향은 고려하지 않고 있다. 또한 시기구분에 있어 외환위기 이전기간에 1980년대가 포함되어 있다. 이는 가능한 많은 시계열을 확보할 수 있다는 장점이 있는 반면 1980년대와 1990년대의 구조변화를 고려하지 못하는 단점이 있다. 또한 외환위기의 영향으로 환율이 일시적으로 급등락했던 기간이 분석대상에 포함되어 있어 이로 인해 전체적인 추정결과가 왜곡될 수 있는 가능성이 있다.

본 연구는 VAR모형이 아닌 시계열자료의 특성을 상실하지 않는 장점을 가지는 VECM모형을 이용하여 환율이 국내물가에 미치는 단계별 파급효과를 분석하고자 한다. 또한 1980년대 및 외환위기 진행기간을 분석대상에서 제외함으로써 외환위기 이전과 이후의 기간에 환율변동이 국내 물가에 미치는 영향에 대한 좀더 정치한 분석을 통해 통화정책수행에 있어 유용한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 최근 원/달러 환율 및 물가 관련 변수들의 추이, 환율과 물가와의 이론적 관계와 기존 선행연구를 검토한다. III장에서는 분석에 이용되는 자료에 대한 설명과 단위근 검정 및 공적분 검정을 수행하고 VECM모형을 통해 충격반응함수 및 예측오차분산분해 결과를 제시하였다. 마지막 IV장에서는 연구결과를 요약하고 시사점을 제시하였다.

- 
- 3) 두 연구는 모두 VAR모형을 이용하였으며, 이상호(2004)는 유가, 환율, 산출갭, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가순으로 변수배열을 하였으며 김애영(2006)은 유가, 환율, 수입물가, 산출갭, 이자율 생산자물가, 소비자물가 순으로 배열하였다.
  - 4) 이상호는 외환위기 이전기간을 1986:01 ~ 1997:11, 외환위기 이후는 1997:12 ~ 2004:3로 설정하였으며 김애영은 외환위기 이전과 이후기간을 각각 1980:1 ~ 1997:11, 1997:12 ~ 2005:5로 설정하여 분석하였다.

## II. 환율과 물가와의 관계

### 1. 환율 및 물가지표 추이

환율과 물가관련 변수의 변동 추이를 비교해 봄으로써 환율변동과 국내 물가가 어떠한 관계를 가지고 움직였는지를 파악해 볼 필요가 있다. [그림 1]은 원/달러 환율, 유가, 로이터지수 및 단계별 물가지수의 변동 추이다. 먼저 환율추이를 살펴보면 원/달러 환율은 1990년 이후 경상수지가 적자로 반전되면서 완만한 상승세가 이어졌다. 외환위기의 영향으로 1997년 9월 급등하기 시작한 원/달러 환율은 1998년 1월 달러 당 1,706.8원으로 사상 최고치를 경신한 후 경상수지 흑자 확대, 외국인 투자자금 유입 등에 따라 외환수급사정이 개선되는 등 경제가 빠르게 안정되면서 2000년 7월까지 하락세가 이어졌다. 이후 2001년 말까지 상승세가 이어지다 2002년 들어서면서 글로벌 달러약세, 외국인 주식 및 직접투자자금 유입과 위안화 평가절상압력 등의 영향이 종합적으로 작용하면서 원/달러 환율의 하락세는 최근까지 이어지고 있다.

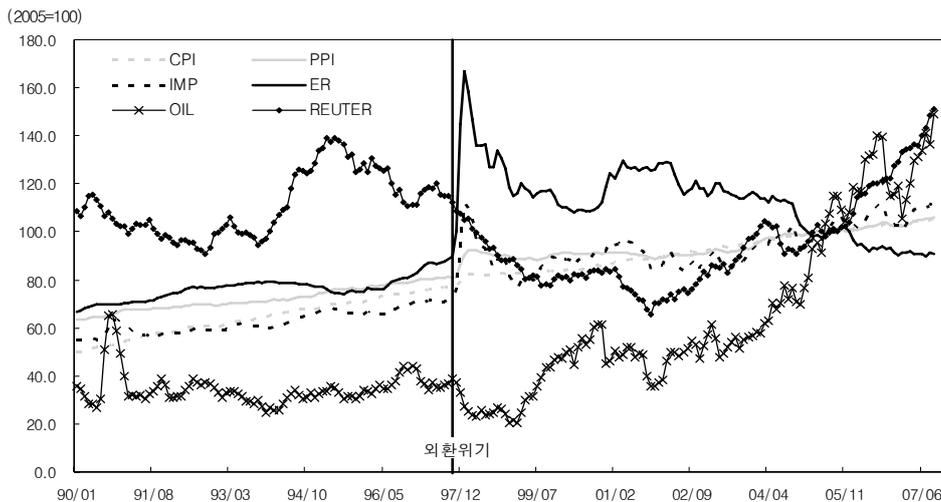
원자재에 대한 수입의존도가 높은 경제 구조의 특성을 가지고 있어 원유 및 국제원자재 가격변동은 우리나라의 물가에 직접적인 영향을 미친다.<sup>5)</sup> 2002년 이후 국제유가는 지정학적 위험이 상존하는 가운데 수요 급증에 따라 상승세가 지속되고 있으며, 국제원자재 역시 중국, 인도 등 신흥개도국의 급속한 공업화에 따른 수요증가로 상승세가 지속되고 있다. 원유 및 원자재 가격 상승은 우리나라 물가상승 압력을 증가시키는 요인으로 작용하였으나 실제 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가는 상대적으로 안정되게 움직이고 있는 것이 과거와는 다른 모습을 보이고 있다. 이러한 현상에 대한 해석은 크게 두가지 관점에 가능하다. 첫째, 1970년대 및 1980년대 중화학공업과 같은 원유의존도가 높은

5) 1차 오일쇼크가 발생에 따른 원유가격 급등으로 우리나라 소비자물가지수는 1974년과 1975년 전년대비 각각 24.3% 및 25.3% 상승하였으며, 2차 오일쇼크기간 중에는 14.5%(1978년), 18.3%(1979년)와 28.7%(1980년)가 상승하였다.

산업 및 에너지 고소비형 경제구조에서 1990년대 및 2000년대 반도체 등 첨단 산업으로 산업구조가 빠르게 이행함에 따라 원유에 대한 의존도가 크게 낮아진 것이다. 둘째, 가격변수들 간 상호연관성의 변화이다. 환율은 달러표시 원유 및 국제원자재 가격이 원화표시 가격으로 전환될 때 매우 중요한 역할을 한다. 만일 국제원자재 가격의 상승과 함께 환율이 상승한다면 국내물가의 상승압력은 더욱 고조된다. 하지만 환율이 하락한다면 국제원자재 가격 상승에 따른 국내물가 상승압력의 상당부분을 환율이 흡수할 수 있는 여력이 생기게 된다.<sup>6)</sup>

2002년 3월 이후 원유 및 국제원자재 가격의 급등세가 이어지는 가운데 환율은<sup>7)</sup> 하락세가 지속되면서 수입물가를 비롯한 생산자물가와 소비자물가는 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있다.

[그림 1] 환율 및 물가 추이



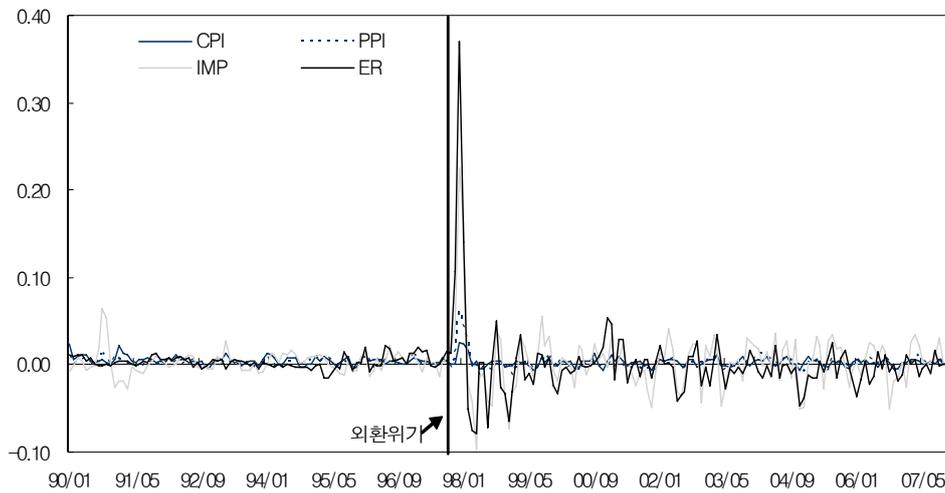
주: 모든 시계열자료는 2005=100으로 환산하였으며, CPI는 소비자물가지수, PPI는 생산자물가지수, IMP는 원화표시 수입물가지수, ER은 원달러 환율, OIL은 국제유가(두바이 기준), REUTER는 로이터 상품가격지수임.

자료: 한국은행, 통계청, Datastream.

- 6) 환율의 국내물가에 대한 전가도가 통계적으로 유의하면서 높게 나타날수록 국제원자재 가격 상승에 따른 국내물가 상승압력을 상쇄시킬 수 있는 여력은 커진다.
- 7) 원/달러 환율은 2002년 3월 달러 당 1,322.5원에서 2007년 10월 현재 달러 당 915.9원으로 하락하여 30.7% 절상되었다. 2007년 유가 및 국제원자재가격은 2002년 대비 각각 186.6%, 73.1% 상승하였고 같은 기간 물가상승률은 수입물가 29.6%, 생산자물가 18.3%, 소비자물가 17.6% 이다.

[그림 2]는 환율 및 물가지표의 전기대비 증감률을 보여주고 있다. 일반적으로 환율변동은 가장 먼저 수입물가의 변동을 초래하고 수입물가의 변동은 생산자물가를 거쳐 최종적으로 소비자물가에 영향을 미치게 된다. 외환위기 이후 환율제도가 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로 변경됨에 따라 환율의 변동성이 크게 확대되고 있다. 환율변동성의 확대는 수입물가의 변동성을 확대시키고 있다. 하지만 생산자물가 및 소비자 물가의 변동성은 여타 변수에 비해 외환위기 전후에 있어 변동성의 급격한 변화는 관찰되지 않는다.

[그림 2] 환율 및 물가지표 변동 추이(전기대비)

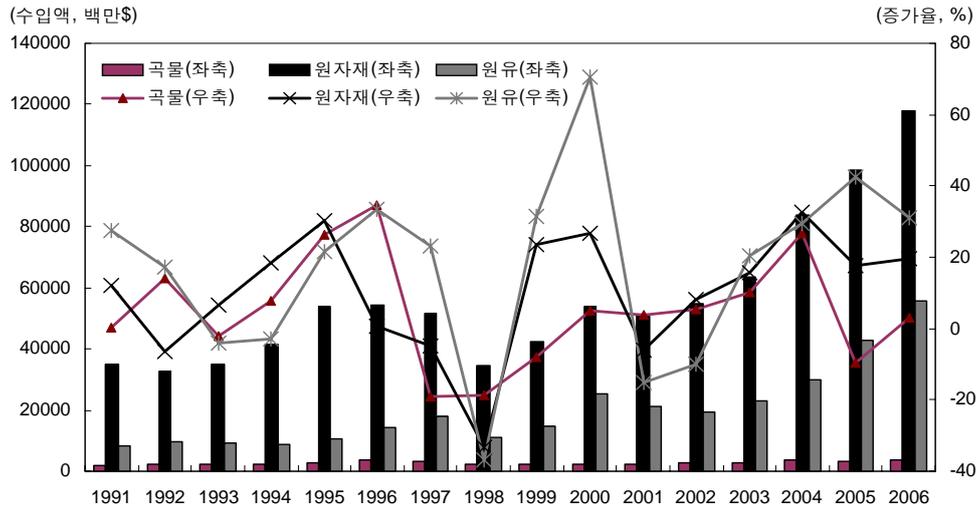


자료: 한국은행, 통계청.

국제유가와 더불어 국제 원자재 가격의 변동은 국내 물가에 변동에 커다란 영향을 미치고 있다. 우리나라의 국제원자재 수입은 외환위기 기간 및 IT버블이 붕괴된 2001년을 제외하고는 가격상승과 함께 지속적으로 증가하고 있다. 총수입액에서 원유를 제외한 수입원자재의 비중은 2006년 기준 38.2%에 달하고 있으며, 증가율은 2004년 전년대비 32.5% 증가한 후 2005년과 2006년 각각 17.7%, 19.6% 증가로 증가세가 다소 둔화되고 있다. 밀, 대두 등 곡물 수입 역시 2000년대 들어 2005년을 제외하고는 증가세가 유지되고 있다.<sup>8)</sup> 따라서 국제

원자재 가격은 국내물가 변동을 설명하는데 주요한 역할을 수행하고 있으며, 국내물가에 대한 영향력은 지속적으로 확대되고 있는 것으로 판단된다.

[그림 3] 원유 및 국제원자재<sup>1)</sup> 수입추이



주: 1) 원자재수입액은 원유를 제외한 수입액 및 증가율임.  
자료: 한국은행.

## 2. 환율과 물가와의 이론적 관계

교역재의 가격이 신축적으로 변한다고 가정하면 환율변동은 수출입 가격에 동일한 영향을 미쳐 원화환율이 상승(하락)하면 달러표시 수출가격은 하락(상승)하고 원화표시 수입가격은 상승(하락)함에 따라 수출은 증가하고 수입은 감소하여 무역수지를 개선시키는 효과가 발생한다.<sup>9)</sup>

Goldberg and Knetter(1997)에 의하면 환율전가도란 “수출국과 수입국간의

- 8) 2007년 원자재(원유제외)수입액 증가율은 1/4분기 19.2%, 2/4분기 21.1%, 3/4분기에 13.1% 증가하였으며, 곡물수입액은 1/4분기 52.3%, 2/4분기 29.4%, 3/4분기 28.5% 증가하였다.
- 9) 환율 상승에 따라 무역수지가 개선되기 위해서는 수출수요탄력성과 수입수요탄력성의 합이 1보다 커야 한다는 마샬-러너 조건이 충족되어야 한다.

환율이 1% 변할 때 수입국 통화표시 수입가격의 변화율”로 정의된다. 그러나 수입가격의 변화는 생산자가격과 소비자가격으로 전가되기 때문에 본 연구에서는 환율변화가 국내물가에 미치는 파급경로를 분석하는 것으로 환율전가도의 개념을 좀 더 폭넓게 정의할 필요가 있다.

환율변동의 수입물가전가도란 환율이 10% 상승할 경우 수입업자가 동일한 달러표시 수입금액을 유지하기 위해서는 수입품의 원화표시 가격을 상승시켜야 한다. 이때 수입업자가 수입제품의 원화표시가격을 10% 상승시킨다면 국내물가는 10% 상승하고, 수입업자의 달러표시 수입금액은 변하지 않게 된다. 이러한 경우 환율변동의 수입물가전가가 완전하다고 한다. 반면 환율이 10% 상승하더라도 수입제품의 원화표시 가격을 6% 만 인상하였다면 수입업자의 달러표시 수입금액은 4% 만큼 감소하며 이는 이윤감소로 흡수하게 되는데 이를 환율변동의 부분전가(partial pass-through) 또는 불완전 전가(incomplete pass-through)라고 한다. 환율전가가 완전하든 불완전하든 환율변동은 국내 인플레이션에 영향을 미치게 되는데 이는 환율의 수입물가 전가도에 의해 결정된다고 할 수 있다.

현실적으로 완전한 환율전가는 발생하지 않는다. Goldberg and Knetter (1997)는 미국의 경우 산업별 차이는 있으나 약 50% 정도가 수입물가에 전가된다고 하였고 이러한 현상은 미국에 대한 수출기업의 시장중시가격결정(pricing to market)전략의 결과로 언급하고 있다. 즉, 수출기업은 환율변동에 따라 수출가격을 조정하기 보다는 이윤을 증가내지 감소시키는 전략을 채택하면서 장기적으로 시장점유율을 유지하기 위해 환율변동에 따른 일시적인 수익 감소로 흡수했다는 것을 의미한다.

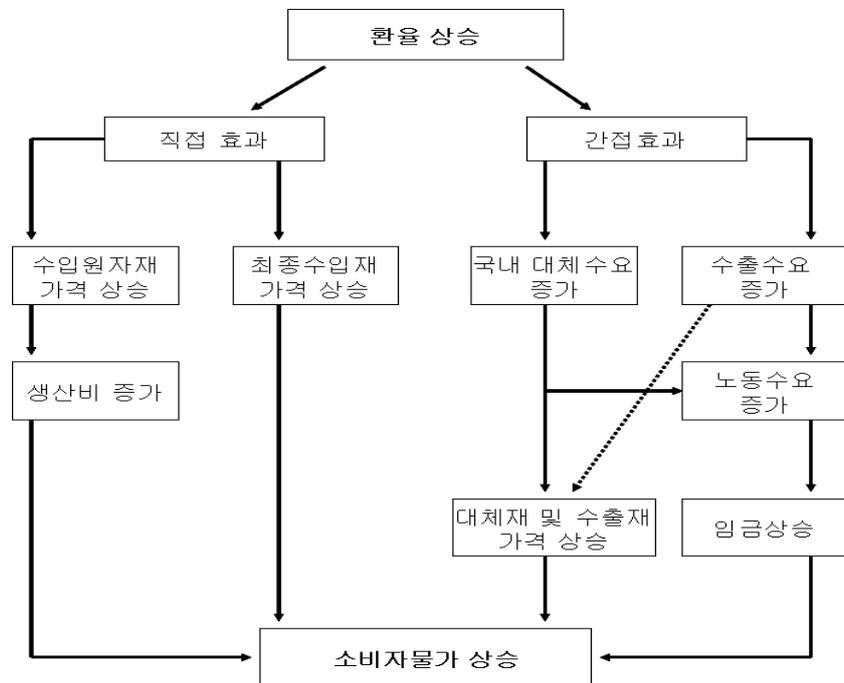
환율이 상승하면 수입재의 국내통화표시 가격이 상승하고 수입물가 상승분은 생산자에게 전가되고 이를 생산자가 제품가격 인상에 반영하면 소비자 물가로 전가되는 파급경로를 가진다. 환율이 국내물가에 영향을 미치는 경로는 직접적 경로와 간접적 경로가 존재하며, 이 두가지 경로는 경제의 개방도가 확대될수록 중요하게 된다. [그림 4]는 환율전가의 직접적 간접적 파급경로를 보여주고 있다.

직접적 경로는 수입가격과 같은 대외부문을 통해 작동한다.  $E$ 를 해외통화

한단위에 대한 국내통화의 비율로 정의된 환율이라 하고  $P^*$ 를 수입재의 해외 통화 표시 가격이라 하면  $E \times P^*$ 는 수입재의 국내통화표시 가격이 된다. 이때  $P^*$ 가 일정한 상태에서 환율( $E$ )이 상승(하락)하면 수입재의 국내통화표시 가격은 일정 비율로 상승(하락)하게 되는데 이를 “환율의 수입가격에 대한 전가도”라 한다.

환율전가의 간접적 경로는 국제시장에서의 제품 경쟁과 관계가 있다. 환율 상승은 국내생산품의 해외통화표시 가격을 하락시키게 됨에 따라 수출과 총수요가 증가하여 국내 일반물가수준을 상승시킨다. 단기에 명목임금은 고정되어 있기 때문에 실질임금은 감소하고 산출량은 증가하게 된다. 그러나 시간이 지남에 따라 실질임금은 상승하여 물가는 상승하고 산출량은 감소하게 된다. 그러므로 환율상승은 물가를 항구적으로 상승시키는 반면 산출증가효과는 일시적이게 된다(Kahn, 1987).

[그림 4] 환율전가의 직·간접 파급경로



자료: Lafliche(1996).

### 3. 선행연구에 대한 고찰

Menon(1995)은 환율전가와 관련된 43개의 실증분석결과를 비교분석하면서 다수의 연구에서 환율전가가 불완전하다는 결론을 얻고 있으며 환율전가 정도는 국가 및 상품별로 상당히 달라지고 환율전가에 영향을 주는 주요 요인은 국가의 크기 및 개방도라 하였다. 특정 국가를 대상으로 한 연구에서 상이한 연구결과가 도출되었다면 이는 분석대상 기간의 차이보다는 분석방법, 모델설정 및 변수선택에 근거한다고 하였다. Menon은 기존의 대부분 실증연구가 시계열자료의 불안정성(non-stationary)문제를 해결하지 못하는 OLS를 채택하고 있다고 비판하면서 Kim(1991)의 시간추세를 제외한 VAR분석이 시계열자료의 불안정성을 고려한 유일한 분석이라 하였다. 또한 환율전가는 시간이 지남에 따라 상당히 안정적이며 일부의 연구에서는 환율전가는 환율 상승기 및 하락기에 있어 비대칭성이 존재한다고 하였다.

McCarthy(2000)는 1976~1998년 기간 중 9개 선진국<sup>10)</sup>을 대상으로 VAR모형을 이용하여 환율변화가 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 미치는 파급효과를 분석하였다. 분석결과 대부분의 국가에서 환율변화의 소비자물가에 대한 전가는 미미(modest)하며, 수입비중이 높고 환율변동이 지속되는 국가의 소비자물가에 대한 전가가 높게 나타는 반면 환율변동성(volatility)이 높을수록 전가정도는 낮다는 분석결과를 제시하였다.

Kim(1998)은 공적분 및 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용하여 미국을 대상으로 환율전가를 분석하였다. 미국의 생산자물가는 (가중평균)실효환율, 통화량(M2), 소득(aggregate personal income), 이자율(10년 만기 국채금리)과 장기적인 균형관계가 존재하는 가운데 환율은 인플레이션과는 부(-)의 관계가 있고 나머지 변수들과는 정(+)의 관계가 있으며, 그랜저 인과관계검정을 통해 환율과 인플레이션과 유의한 인과관계가 존재하고 있음을 보였다.

---

10) OECD 9개국(미국, 일본, 독일, 프랑스, 영국, 벨기에, 네덜란드, 스웨덴, 스위스)

Kenny and McGettigan(1998)은 아일랜드를 대상으로 공적분 검정 및 VECM모형을 이용하여 환율전가를 분석하였다. 추정된 환율전가도는 선행연구와 비교해 볼 때 매우 높게 추정되었다.

1990년대 이후 환율전가가 지속적으로 낮아지고 있다는 연구결과들이 제시되고 있다. Talyor(2000)는 낮아진 환율전가는 인플레이션의 수준 및 변동성이 감소했기 때문이라고 주장하였다. 또한 물가안정에 대한 강력한 의지 표명도 환율전가를 낮추는데 일조하였다고 주장하였다.

Campa and Goldberg(2002)는 OECD국가의 데이터를 이용하여 Talyor의 가설을 검정한 결과 일부 국가에서 환율전가가 작아지고는 있으나 이는 OECD 국가의 보편적인 현상은 아니며 환율전가는 물가상승률이 높거나 통화증가율이 높을수록 상승하는 것으로 분석되었다. 또한 환율전가는 해당국가의 수입재 구성의 변화와 같은 요인이 환율전가 결정에 더 중요한 역할을 한다고 주장하였다. 즉, 환율전가도가 높은 에너지나 원자재 수입비중은 감소하고 환율전가도가 낮은 공산품 수입 증가가 환율전가도를 낮추는 요인으로 작용한 것으로 분석하고 있다.<sup>11)</sup>

Goldfajn and Werlang(2000)은 1980~1998년까지 71개 국가의 데이터를 이용하여 환율변동의 소비자물가 전가도를 분석한 결과 환율전가는 시간이 지남에 따라 커지고 있으며, 환율전가를 결정하는 주요 요인으로는 실질환율의 고평가 또는 저평가 정도, 물가상승률, GDP갭 및 경제의 개방도 등이라고 하였다. 또한 선진국보다 신흥국가의 환율전가가 대체로 높은 것으로 분석되었다.

Gagnon and Ihrig(2004)는 1971~2003년까지 20개 선진국을 대상으로 환율전가도를 분석하였다. 분석결과 첫째, 물가상승률이 안정적인 국가일수록 환율의 소비자물가에 대한 전가도는 낮으며 둘째, 물가안정목표제와 같은 통화정책의 변화가 있는 국가를 대상으로 분석한 결과 물가안정목표제 시행이후 환율전가도가 크게 낮아진 것으로 분석되었다.

Otani, Shiratsu and Shirota(2003)는 1978~2001년까지 일본의 수입물가에 대한 환율전가를 분석한 결과 1990년대 들어 환율전가가 하락하였는데 이는

11) 공산품 및 식료품의 환율전가는 불완전 전가되는 반면 에너지 및 원자재의 경우 환율전가도는 1에 가깝게 추정되었다.

Campa and Goldberg가 제시한 무역구성의 변화가 아닌 전반적인 재화의 환율 전가가 낮아진 것으로 분석하고 있다.

Takatoshi Ito and Kiyotaka Sato(2006)는 동아시아 5개국을 대상으로 아시아 통화위기 이후 환율과 인플레이션과의 관계를 7변수로 구성된 VAR모형<sup>12)</sup>을 이용하여 분석하였다. 분석결과 동아시아 통화위기 기간동안 수입물가에 대한 환율전가가 매우 크게 나타났다. 물가단계별 파급효과는 환율충격이 발생했을 경우 수입물가가 가장 크고 다음으로는 생산자물가, 소비자물가 순으로 나타났다. 인도네시아는 다른 나라들과 달리 소비자물가에 대한 전가도가 매우 높게 나타났는데 이는 큰 폭의 평가절하가 국내물가 상승으로 이어질 경우 평가절하에 따른 가격경쟁력을 상쇄시켜 위기국면에서의 회복이 지연될 수 있다는 점을 시사하고 있다.

Sebastian(2006)은 물가안정목표제를 채택한 7개국을 대상으로 SUR(seemingly unrelated regression)을 이용하여 환율전가도를 분석하였다.<sup>13)</sup> 분석결과 소비자물가와 생산자물가에 대한 전가도의 감소정도는 차이가 있으나 전반적으로 물가안정목표제 채택이후 환율전가도는 감소한 것으로 분석되었다. 우리나라를 대상으로 한 분석결과는 물가안정목표제 이전과 이후에 환율 전가도의 차이는 없는 것으로 분석되었다. 생산자물가에 대한 전가도는 0.055(단기), 0.070(장기)로 추정되었으며 소비자물가에 대한 전가도는 0.020(단기), 0.025(장기)로 추정되었다.

한편 환율변동의 국내물가에 대한 영향에 대한 연구는 다수가 존재한다. 김윤철(1998)은 VAR 및 구조모형을 이용하여 환율변동이 인플레이션에 미치는 영향을 분석한 결과 환율변동이 수입소비재가격의 변화를 통해 물가에 영향을 주기도 하지만 수입자본재나 원자재 등 수입중간재의 가격변화에 따른 생산비변동을 통해 물가에 더 큰 영향을 주는 것으로 분석되었다.

최창규(2001)는 동태적 최소자승법(DOLS) 및 오차수정모형을 이용하여 명목실효환율의 변동이 용도별 수입물가(원자재, 자본재, 소비재)에 미치는 영향

12) 7개 변수는 유가, 생산값, 통화량, 명목환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가이다.

13) 분석대상 국가는 호주, 브라질, 캐나다, 칠레, 이스라엘, 한국, 멕시코이며 분석대상 기간은 1985년부터 2005년까지이다. 한국의 경우 물가안정목표제 이후 생산자물가 및 소비자물가의 장단기 환율전가도에는 변함이 없었다.

을 분석하였다. 사용된 자료는 1985년부터 1998년까지의 분기별 자료이다. 분석결과 환율변동의 수입물가에 대한 환율전가정도는 단기에는 0.79 장기에는 0.57로 추정되었으며, 용도별로는 원자재의 환율전가정도가 가장 크고, 소비재가 가장 작은 것으로 나타났다. 추정대상기간을 환율 상승기 및 하락기로 나누어 추정한 결과 환율 하락기보다 상승기에 환율전가정도가 큰 것으로 분석되었다. 시기별로는 1990년대 들어 환율변동의 수입물가에 대한 전가정도가 커진 것으로 분석되었다.

장봉규(2003)는 VAR모형을 이용하여 환율변동이 수입물가에 미치는 영향을 산업별로 추정하였다.<sup>14)</sup> 추정결과 환율전가도는 91.4~94.6%로 매우 높게 나타났다으며, 산업별로도 14개 공산품 중 10개 공산품의 환율전가도가 모두 80%를 넘는 것으로 추정되었다.

강삼모·왕윤중(2004)은 우리나라 및 동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가를 추정하였다. 한국, 호주, 싱가포르의 경우 수입물가지수에 대한 장기환율탄력성은 0.75, 0.72, 0.91로 나타나 환율인상분의 상당부분이 수입가격에 전가되는 것으로 나타났다. 또한 경제규모가 작을수록 환율전가도가 높게 나타나고 있는데 이는 규모가 작은 국가의 경우 외국 수출기업의 가격설정전략이 수출기업의 통화로 이루어질 가능성이 높기 때문에 수입물가에 대한 환율전가율이 크게 나타날 수 있으므로 물가안정에 환율안정이 매우 중요하다는 점을 밝히고 있다.

곽태운(2004)은 우리나라 제조업의 4단위 분류를 중심으로 세분화하여 산업별 환율전가도를 추정하였다. 제조업의 환율변동에 대한 수입물가전가도는 전체적으로 단기에는 0.33, 장기에는 0.39로 추정되었다. 또한 시기별 추정에서는 1990년대에 들어 1980년대에 비해 환율전가도는 장단기 모두 증가한 것으로 분석되었다.

이상호(2004)는 VAR모형 및 물가행태모형을 이용하여 환율전가도를 추정한 결과 외환위기 이전과 이후에 있어 18개월 시차를 기준으로 수입물가에 대한 전가도는 0.45에서 0.75로, 생산자물가는 0.17에서 0.26으로 소비자물가에 대

14) 분석에 이용된 자료는 1980~2001년 까지 분기별 명목실효환율과 원화표시 수입가격지수를 이용하였다.

한 전가도는 0.06에서 0.12로 증가하는 것으로 분석되었다. 물가행태식을 이용하여 소비자물가에 대한 전가도를 추정한 결과 외환위기 이후 소비자물가에 대한 장기전가도는 0.097, 단기전가도는 0.043으로 추정되었다<sup>15)</sup>.

김애영(2006)은 McCarthy의 방법에 따라 환율충격이 국내물가에 미치는 영향을 파급경로에 따라 추정하였다. 추정결과는 외환위기 이후 환율전가도는 감소한 것으로 나타났다. 외환위기 이전과 이후의 구체적인 추정결과는 수입물가의 경우 18개월 시차를 기준으로 2.46에서 0.72로 감소하였다. 생산자물가는 1.15에서 0.26으로 감소하고 있으며 소비자물가에 대한 전가도는 0.70에서 0.12로 감소하였다. 물가파급단계별 환율전가도는 외환위기 이후 감소한 반면 분산분해분석 결과는 환율의 설명력이 외환위기 이후 증가하는 것으로 나타났으며 이는 시장개방에 따른 경쟁심화 및 외환위기 이후 환율의 과잉반응현상(overshooting)이 조정되면서 환율하락이 물가안정에 기여한 결과로 해석하였다.

본 연구가 가지는 선행연구와의 차별점 및 기여도는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 VECM모형을 이용함으로써 시계열 자료가 가지는 장기추세를 상실하지 않고 환율변동이 국내물가에 미치는 영향력을 분석하였다. 둘째, 원유이외에 우리나라 물가에 직접적으로 영향을 미치는 국제원자재 가격을 모형에 포함시켜 원유이외의 국제원자재가 국내물가에 미치는 영향을 고려하였다. 셋째, VECM모형에 콜금리를 포함시켜 중앙은행의 통화정책을 모형내에서 고려하였다.

---

15) 전체기간을 대상으로 추정한 결과 장기전가도는 0.074, 단기전가도는 0.046으로 추정되었다.

[표 1] 선행연구결과 요약

연구자	분석 방법	분석기간	환율지표	주요 연구결과
김기흥· 곽노성(1995)	OLS	80:1q~92:4q	명목 실효환율	· 원자재 및 1차산품: 0.01% ~ 0.40% · 최종재: 0.05% ~ 0.88%
최창규 (2001)	ECM	85:1q~98:4q	명목 실효환율	· 단기 0.79, 장기 0.57 · 80년대 0.42, 90년대 0.83 · 절상기와 절하기의 비대칭성존재
곽태운 (2004)	SUR	80:1q~01:1q	명목 실효환율	· 전기간: 단기 0.33, 장기 0.39 · 80년대: 단기 0.12, 장기 0.17 · 90년대: 단기 0.44, 장기 0.47
강삼모· 왕윤중(2004)	ECM	85:1m~01:1m	명목 실효환율	· 한국: 단기 0.56, 장기 0.75 · 호주: 단기 0.34, 장기 0.72 · 싱가포르: 단기 -0.14, 장기 0.91
김준태· 김용환(2004)	ECM	80:4m~03:8m	원/달러 명목환율	· 외환위기 이전 0.36 / 외환위기 이후 0.58
이상호 (2004) <sup>1)</sup>	VAR	81:1m~04:4m	원/달러 명목환율	· 외환위기 이후 전가도 상승 수입물가: 0.45 → 0.75, 생산자물가: 0.17 → 0.26, 소비자물가: 0.06 → 0.12
곽태운 (2006)	VAR	80:1q~01:1q	원/달러 명목환율	· 환율 1% 상승시 수입물가 2.97%, 생산자물가 0.86%, 소비자물가 0.45% 상승
김애영 (2006) <sup>1)</sup>	VAR	80:1m~05:5m	원/달러 명목환율	· 외환위기 이후 전가도 하락 수입물가: 2.46 → 0.72, 생산자물가: 1.16 → 0.26, 비자물가: 0.70 → 0.12

주: 1) 두 연구 모두 18개월 시차를 기준으로 추정된 환율전가도임.

### III. 실증분석

#### 1. 자료 및 분석모형 설정

환율전가를 분석함에 있어 환율지표의 선택은 매우 중요한 문제이다. 환율 전가도를 분석한 선행연구에서 환율지표는 명목실효환율<sup>16)</sup>과 원/달러 명목환율을 주로 이용하고 있다. 본 연구에서는 원/달러 명목환율을 이용하여 환율변동이 국내물가에 미치는 영향을 분석하였다. 이는 우리나라의 경우 총수입에서 달러화결제 비중이 약 80%에 달하는 반면 엔화나 유로화의 결제 비중은 상대적으로 낮아 원/달러 환율이 국내 수입물가에 미치는 영향이 가장 클 것으로 예상되기 때문이다.

[표 2] 결제통화별 수입비중(금액기준)

(단위: %)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
달러화	79.8	76.9	75.2	75.0	77.0	79.0	79.3
엔화	11.9	12.9	14.0	14.2	12.3	10.9	10.6
유로화	2.3	5.3	5.9	5.4	5.4	5.3	5.8
기타	6.0	5.0	4.9	5.4	5.4	4.7	4.3

주: 2007년은 1~10월까지 실적기준임.

자료: 국세청,

16) 일반적으로 명목실효환율은 수입대상국의 수입금액가중치를 이용하고 있다. 그러나 국내물가에 대한 전가효과는 수입금액가중치보다는 결제통화에 의해 영향을 받으므로 명목실효환율을 이용할 경우에는 결제통화비중을 가중치로 이용하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

실증분석에 이용된 자료는 X12-ARIMA로 계절조정된 3개의 물가지수(원화 표시 수입물가지수, 생산자물가지수, 소비자물가지수), 생산갭, 콜금리, 국제유가, 로이터 상품가격지수<sup>17)</sup> 및 원/달러 명목환율을 사용하였다.

분석기간은 1991년 1월부터 2007년 9월까지이며 월별자료를 이용하였다. 분석 대상기간을 1991년 이후로 설정한 것은 두 가지 이유에서이다. 첫째 모형에 포함된 익일물 콜금리는 한국은행에서 1991년 1월 이후 발표하고 있어 이용 가능한 자료의 제약 때문이다. 둘째, IMF에서 발표하는 Money Market Rate를 이용할 경우 1980년까지 분석대상기간을 확장할 수 있으나 이 경우 1980년대 이후 구조변화를 적절히 고려하기 어려울 뿐만 아니라 연구의 목적이 외환위기 이전과 이후의 차이를 비교분석하는 것이 주 목적이므로 1980년대까지 시계열을 확장함으로써 얻을 수 있는 실익이 적은 것으로 판단된다.

환율변화가 국내물가에 미치는 영향이 외환위기 이전과 이후 기간에 있어 차이가 있는지를 분석하기 위해 전체분석기간을 외환위기 이전(1991. 1 ~ 1997. 9)과 이후(1998. 5 ~ 2007. 9)로 나누어 분석하였다.<sup>18)</sup>

국제유가는 두바이유 가격을 이용하였으며, 중앙은행의 통화정책을 반영하기 위해 콜금리를 이용하였다. 분석에 이용되는 모든 변수는 로그변환을 하였으며, 생산갭은 계절조정된 산업생산지수를 로그변환 한 후 H-P filtering을 이용하여 추세치를 차감하여 계산하였다.

---

17) 로이터상품가격지수는 구성품목은 면화·소맥·비철금속·커피·양모 등 국제무역에서 중요한 원료상품 17종을 대상으로 측정된 가격지수로 1931년 9월 18일을 100으로 하고 있다.

18) 외환위기가 진행되면서 금융·자본·외환시장이 정상적으로 작동하지 않은 1997. 10 ~ 1998. 4월까지의 기간은 추정기간에서 제외하였다.

[표 3] 실증분석 데이터 설명

변수명	변수설명	자료원
수입물가(limp)	원화표시 수입물가지수(계절조정, 2005=100)	한국은행
생산자물가(lppi)	생산자물가지수(계절조정, 2000=100)	한국은행
소비자물가(lcpi)	소비자물가지수(계절조정, 2005=100)	통계청
국제유가(loil)	두바이유 기준(\$/bbl, CIF)	석유정보망
국제원자재(lreuter)	Reuter 상품가격지수(1931. 9. 18.=100)	Datastream
콜금리(lcall)	무담보 익일물(%)	한국은행
생산갭(gap)	산업생산(계절조정, 2000=100)-추세치	통계청
환율(ler)	원/달러 명목환율(평균)	한국은행

실증분석에 앞서 기초통계 분석을 실시하였다. 분석에 포함되는 변수의 기초통계는 [표 3]에 정리되어 있다. 소비자물가를 제외한 모든 변수의 표준편차는 외환위기 이전에 비해 이후기간에 증가하고 있는 것으로 나타났다. 즉 자유변동환율제도로의 이행 및 경제의 개방도의 확대는 환율 및 기타 가격변수의 변동성을 확대시킨 것으로 보인다. 환율의 표준편차는 외환위기 이전 0.007에서 외환위기 이후 0.020으로 약 3배 이상 증가하였으며, 수입물가의 표준편차는 외환위기 이전 0.010에서 외환위기 이후 0.025로 크게 확대되었다. 변이계수를 살펴보면 외환위기 이전 변동성이 가장 큰 변수는 유가(18.0), 로이터 지수(17.9), 수입물가(5.5)순으로 나타나고 있으나 외환위기 이후에는 수입물가(15.8), 환율(5.7), 로이터지수(7.1)순으로 나타나고 있다.

[표 4] 주요 변수의 기초통계 분석결과

		환율	수입물가	생산자 물가	소비자 물가	로이터 지수	유가
전체기간 (91. 1~ 07. 9)	평균	0.0013	0.0030	0.0023	0.0034	0.0019	0.0055
	표준편차	0.0342	0.0288	0.0070	0.0050	0.0255	0.0762
	왜도	6.4868	2.6591	4.2803	0.9091	-0.0589	-0.7334
	첨도	69.8158	24.0414	35.1860	5.6773	2.8660	4.5504
	J-B stats	38798.6 (0.00)	3944.8 (0.00)	9289.7 (0.00)	87.7 (0.00)	0.27 (0.88)	38.1 (0.00)
	변이계수	26.0	9.5	3.1	1.4	13.2	13.8
외환위기 이전 (91. 1~ 97. 9)	평균	0.0030	0.0017	0.0023	0.0046	0.0014	-0.0037
	표준편차	0.0072	0.0095	0.0035	0.0044	0.0250	0.0663
	왜도	0.4407	-0.3141	0.7866	0.4802	0.1327	-0.9323
	첨도	3.7148	3.3863	3.8323	4.5443	2.9563	4.4786
	J-B stats	4.3 (0.11)	1.8 (0.40)	10.7 (0.00)	11.2 (0.00)	0.2 (0.89)	19.1 (0.00)
	변이계수	2.4	5.5	1.5	1.0	17.9	18.0
외환위기 이후 (98. 5~ 07. 9)	평균	-0.0035	0.0016	0.0012	0.0022	0.0037	0.0164
	표준편차	0.0203	0.0249	0.0050	0.0042	0.0259	0.0799
	왜도	-0.1597	-0.5614	-0.0617	0.0393	-0.2714	-0.8040
	첨도	4.4437	2.8355	2.7205	2.5554	2.9516	4.9042
	J-B stats	10.3 (0.01)	6.1 (0.05)	0.4 (0.80)	1.0 (0.62)	1.4 (0.50)	29.2 (0.00)
	변이계수	5.7	15.8	4.1	1.9	7.1	4.9

주: 1) 로그차분된 시계열의 기초통계량임.

2) 변이계수(=표준편차/평균)는 시계열의 평균이 음인 경우 절대값을 취하여 구하였음.

3) 괄호안은 p-value이며, J-B검정의 귀무가설은 해당시계열은 정규분포를 한자로 설정된다.

[표 5]는 환율과 물가지수간의 상관계수 추정결과이다. 분석결과 외환위기 이전과 이후에 있어 환율과 물가지수간 상관관계에 커다란 변화가 있음이 관찰된다. 전체기간을 분석대상으로 했을 경우 환율과 수입물가지수간 상관계수는

1% 유의수준하에서 유의한 0.78로 추정되었다. 외환위기 이전과 이후기간에 대해 환율과 수입물가와의 상관계수 추정결과는 커다란 차이가 나타나고 있다. 외환위기 이전 환율과 수입물가의 상관계수는 통계적으로 유의하지 않은 0.13으로 추정되었으나 외환위기 이후에는 1% 유의수준하에서 유의한 0.56으로 추정되어 두 가격변수 간 연관성이 강화된 것으로 판단된다. 환율과 생산자물가의 상관계수는 외환위기 이전에는 통계적인 유의성이 없으나 외환위기 이후에는 5% 유의수준하에서 유의한 0.20으로 추정되었다. 또한 소비자물가와의 상관계수도 외환위기 이전에는 통계적 유의성이 없으나 외환위기 이후에는 1% 유의수준하에 유의한 0.26으로 추정되었다.

외환위기 이후 물가지수간 상관관계 또한 크게 강화된 것으로 분석되었다. 수입물가와 생산자물가간의 상관계수는 외환위기 이전과 이후에 각각 통계적으로 유의한 0.39와 0.59로 추정되었다. 생산자물가와 소비자물가의 상관계수는 외환위기 이전과 이후 기간 모두 통계적으로 유의한 것으로 분석되었으며 외환위기 이후 상관계수의 크기가 0.53에서 0.60으로 약간 증가하고 있다.

[표 5] 환율과 물가지표간 상관계수

	전체기간 (1991.1~2007. 9)				외환위기 이전 (1991.1~1997. 9)				외환위기 이후 (1998.5~2007. 9)			
	환율	수입 물가	생산자 물가	소비자 물가	환율	수입 물가	생산자 물가	소비자 물가	환율	수입 물가	생산자 물가	소비자 물가
환율	1.00 ( - )				1.00 ( - )				1.00 ( - )			
수입 물가	0.78*** (17.7)	1.00 ( - )			0.13 (1.16)	1.00 ( - )			0.56*** (7.15)	1.00 ( - )		
생산자 물가	0.64*** (11.8)	0.73*** (14.9)	1.00 ( - )		0.13 (1.16)	0.39*** (3.79)	1.00 ( - )		0.20** (2.0)	0.59*** (7.73)	1.00*** ( - )	
소비자 물가	0.40*** (6.2)	0.47*** (7.4)	0.67*** (12.8)	1.00 ( - )	0.10 (0.88)	0.03 (0.30)	0.53*** (5.60)	1.00 ( - )	0.26*** (2.53)	0.46*** (5.50)	0.60*** (7.82)	1.00 ( - )

주: 1) 로그차분된 변수간의 Pearson correlation임.

2) 괄호안은 t-값이며, \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준하에서 두 변수 간 상관계수가 0 이라는 귀무가설을 기각함을 의미함.

본 연구에서는 8개 변수로 구성된 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error Correction Model)을 이용하여 환율변동이 국내물가에 미치는 동태적 파급효과를 분석하고자 한다. McCarthy(2000)는 환율변동이 물가에 미치는 영향을 분석하기 위해 국제유가, 생산갭, 환율, 수입물가, 생산자물가, 소비자물가와 통화증가율의 8개 변수로 구성된 VAR모형을 구성하여 실증분석을 수행하였다. 그러나 본 연구는 비원유 국제 원자재에 대한 수입의존도가 높은 우리나라의 경제적 특성을 고려하여 국제 원자재 가격지수인 로이터(Reuters)지수를 모형에 포함시켰다. 따라서 모형내에서 국제유가 및 국제 원자재 가격의 변화는 수입물가, 생산자물가 및 소비자 물가에 영향을 주게 된다. 모형에 포함된 8개 변수 중 국제유가(loil)와 로이터지수(lreuter)는 공급충격의 대리변수이며, 생산갭(gap)은 수요 충격의 대리변수이다. 콜금리(lcall)는 중앙은행의 통화정책을 반영하기 위해 모형에 포함시켰다.<sup>19)</sup>

전체분석기간은 1991년 1월부터 2007년 9월까지로 설정하였다. 또한 전체 분석기간을 외환위기 이전(1991.1 ~ 1997.9)과 이후(1998.5 ~ 2007.9)로 나누어 환율변화가 국내물가에 미치는 영향의 변화가 있는지 분석하고자 한다.

추정에 이용된 VECM모형이 가지는 장점은 다음과 같다. 해당 변수들이 단위근을 가질 때 각각의 불안정적인 시계열을 차분을 통하여 안정적인 시계열로 만든 후 회귀분석하면 불안정 시계열을 사용할 때 발생하는 문제를 회피할 수 있다. 그러나 변수들 사이에 공적분 관계가 있는 경우 차분 변수를 사용하면 변수들 사이의 장기적인 관계에 대한 정보를 잃어버리게 된다. 이러한 경우 오차수정모형을 이용해 장기적 균형관계에 대한 정보와 단기적 움직임을 동시에 파악할 수 있다.

벡터오차수정모형의 기본적인 개념은 한 시점에서 볼 때 현재의 시점은 장기균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기균형점으로부터의 이탈의 일부가 조정되어 현재 시점에 반영된다는 것이다. 따라서 설명변수와 종속변수의

19) Parsley and Propper(1998)는 통화정책을 포함하면 환율전가의 추정결과가 향상된다고 하였다. 즉 소비자물가 상승률을 목표로 하고 있는 중앙은행은 환율변동이 물가에 미치는 영향을 차단하려 하므로 이를 모형에 반영하지 않을 경우 추정결과가 왜곡될 수 있다.

단기적인 관계만 나타내는 1차 차분모형과는 다르게 단기균형과 장기균형을 분석할 수 있을 뿐만 아니라 가성적 회귀(spurious regression)를 가지지 않는 매우 유용한 추정방법이라고 할 수 있다. 벡터오차수정모형의 특징은 수준변수(level)와 차분변수를 동시에 회귀방정식 내에 포함하여 분석하는데 있다. 일반적으로 종속변수는 안정적인 1차 차분변수인데 불안정적 수준변수들은 장기균형관계를 결정하는 것으로 해석되며 단기적인 조정과정을 대표하기 위하여 차분변수들이 추가적으로 사용된다. 이때 오차수정모형에 수준변수가 포함되는 것은 공적분이 존재한다는 것을 전제로 하는데 이 경우 중요한 사실은 수준변수들이 개별적으로는 I(1) 즉 1차 차분 후 안정적이라도 이들이 선형결합은 I(0) 이므로 벡터오차수정모형에 사용되는 모든 변수가 I(0)의 성질을 가지게 된다는 것이다. 따라서 분석되는 모든 변수가 안정적이므로 가성적 회귀의 문제점이 자연스럽게 해결될 수 있다는 것이다.

벡터오차수정모형이 시사하는 것은 수준변수들이 공적분 뒀에도 불구하고 차분변수만을 이용하여 자기회귀 모형을 추정하게 되면 모형의 설정오류(misspecification)의 문제가 발생하며 반면에 수준변수만을 사용하게 되면 데이터가 시사하는 중요한 제약을 누락시키는 결과를 초래하게 된다는 것이다. Engle and Granger(1987)는 이와 같은 오차수정모형의 안정성이 공적분의 개념을 이용한 Granger Representation Theorem에 의해 이론적으로 뒷받침됨을 증명한 바 있다.

공적분 관계에 있는 두 변수  $Y_t, X_t$ 에 대한 벡터오차수정모형은 다음과 같은 2단계 추정법을 이용하여 도출 할 수 있다.

제 1단계 :  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + Z_t$ 에서  $\beta_1, \beta_2$ 를 구하고, 균형오차  $Z_t$ 를 구한다.

제 2단계 : 균형오차 및 두 변수의 과거값들을 포함한 모형을 추정한다.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{k=1}^q \hat{\delta}_k \Delta X_{t-k} + \sum_{j=1}^p \hat{\gamma}_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_t$$

위에서  $\beta_2$ 는 Y와 X간의 장기관계를 나타내는 계수이며  $\alpha_1$ 은 장기균형점에서 이탈했을 경우 장기균형점으로의 복귀속도(조정계수)를 나타내는 것으로  $\alpha_1$

<0일 때 변수 Y는 균형점에 안정적으로 접근하려는 형태를 나타낸다. 오차수정 모형은 균형오차를 나타내는  $Z_{t-1}$ 를 통해 수준변수 ( $Y_{t-1} - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_{t-1}$ )와 차분변수 ( $\Delta X_{t-k}$ ,  $\Delta Y_{t-j}$ )를 동시에 하나의 모형에 포함하고 있어, 수준변수가 갖고 있는 장기적인 균형관계에 대한 정보를 잃지 않으면서 동시에 적분계열의 불안정성에 의해 야기되는 분석상의 문제점을 해결할 수 있다는 장점이 있다.

## 2. 단위근 검정

분석에 이용될 변수들의 안정성(stationary)을 검정하기 위해 단위근 검정을 수행하였다. 단위근 검정은 ADF, P-P검정을 이용하여 전체기간 및 외환위기 이전과 이후의 기간의 수준변수 및 차분변수에 대해 단위근 검정을 수행하였다.

Maddala and Kim(1998)은 ADF검정과 P-P검정은 사이즈가 왜곡되어 있고 검정력이 낮다는 점을 지적하고 있다. 이를 보완하기 위해 추가적으로 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992)검정 및 DF-GLS검정을 수행하였다.<sup>20)</sup> 분석결과 분석방법 및 외생변수의 포함여부에 따라 몇몇 시계열의 경우 검정결과가 상이하게 도출되었다. 이러한 경우 KPSS검정 결과 및 외생변수의 포함여부에 관계없이 일관된 검정결과를 보이는지의 여부 등을 종합적으로 고려하여 판단하였다.

먼저 전체기간을 대상으로 단위근 검정을 한 결과 국제유가, 환율과 로이터 지수는 검정방법에 관계없이 수준변수는 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각할 수 없어 불안정한 시계열로 판정되었고 1차 차분변수는 안정적인 것으로 판정되었다. 수입물가지수의 경우 ADF 및 P-P검정 모두 외생변수로 상수항만을 포함할 경우는 귀무가설을 기각하지 못하나, 상수항과 추세항을 포함할 경우 귀무가설을 기각할 수 있는 상반된 결과가 도출되었다.<sup>21)</sup> 추가적으로 KPSS

20) ADF와 P-P검정의 귀무가설은 ‘단위근을 가진다’로 설정되며, KPSS검정의 귀무가설은 ‘단위근을 가지지 않는 안정적 시계열이다’로 상반된 귀무가설을 설정하고 있다.

21) 수준변수에 대한 단위근 검정에 외생변수로 상수항만을 포함했을 경우 ADF 통계량은 -0.90, P-P 통계량은 -0.75로 추정되어 귀무가설을 기각할 수 없다.

검정을 수행한 결과 외생변수의 포함여부와 관계없이 수준변수가 안정적이라는 귀무가설을 1% 및 5% 유의수준하에서 기각할 수 있어 불안정한 시계열로 판단하였다. 콜금리 수준변수는 ADF 검정, P-P 검정 및 DF-GLS 검정에서는 단위근을 가지는 불안정한 시계열로 나타났으나 KPSS 검정에서는 10% 유의수준하에서 시계열이 안정적이라는 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 생산자 물가의 경우도 DF-GLS 검정에서 10% 유의수준하에서 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났으나 다른 검정방법에서는 불안정한 시계열로 판정되었다.

전체기간을 대상으로 단위근 검정을 수행한 결과를 종합하면 생산값을 제외한 모든 변수가 단위근을 가지는 불안정한 시계열로 판정되었다.

[표 6] 전체기간 단위근 검정(1991. 1 ~ 2007. 9)

	ADF	P-P	KPSS	DF-GLS
loil	-2.71(1)	-2.62(1)	0.32(11)***	-1.00(1)
Δloil	-11.69(0)***	-11.56(5)***	0.34(1)	-4.32(0)***
lreuter	-0.23(2)	-0.27(8)	0.25(11)***	-0.67(2)
Δlreuter	-7.44(1)***	-12.26(7)***	0.36(8)*	-3.66(2)***
ler	-1.38(2)	-1.45(5)	0.31(11)***	-1.38(2)
Δler	-9.99(1)***	-7.65(22)**	0.18(5)	-9.98(1)***
limp	-4.59(1)***	-3.53(4)**	0.18(10)**	-3.76(1)***
Δlimp	-9.53(1)***	-8.17(23)***	0.04(7)	-9.55(1)***
gap	-3.69(0)**	-3.93(6)**	0.03(10)	-3.04(1)**
Δgap	-17.47(0)***	-17.24(4)***	0.03(2)	-1.79(5)
lcall	-2.27(1)	-2.34(6)	0.14(10)*	-2.19(1)
Δlcall	-10.25(0)***	-10.18(2)***	0.07(6)	-4.18(2)***
lppi	-2.70(1)	-2.10(3)	0.23(11)***	-2.69(1)*
Δlppi	-8.18(0)***	-7.64(9)***	0.06(3)	-5.39(0)***
lcpi	-2.39(1)	-2.53(0)	0.41(11)***	-0.19(1)
Δlcpi	-9.95(0)***	-9.95(0)***	0.09(5)	-6.38(1)***

주: 1) 수준변수는 외생변수로 상수항과 추세를 포함하였으며, 차분변수는 상수항만을 포함하였을 경우의 검정통계량임.

2) gap을 제외한 모든 변수는 로그변환되었으며, Δ는 1차차분을 의미함.

3) 괄호안은 ADF와 DF-GLS의 경우 SIC를 최소화하는 시차이며, P-P 및 KPSS는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임.

4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각함을 의미

외환위기 이전기간에 대해 단위근 검정을 수행한 결과 로이터지수, 환율과 생산자물가의 수준변수는 외생변수의 포함여부 또는 검정방법에 관계없이 단위근을 가지는 불안정한 시계열로 나타났다. 유가의 경우 P-P검정을 제외한 다른 검정에서는 수준변수가 단위근을 가지는 것으로 판정되었다. 수입물가는 외생변수의 포함여부에 따라 검정결과가 상충되었다. ADF 검정 및 P-P 검정의 경우 수준변수에 상수항과 추세항을 포함했을 경우에는 귀무가설이 기각되었으나 상수항만을 포함하였을 경우에는 귀무가설을 기각하지 못하는 결과가 발생했다.<sup>22)</sup> 수입물가에 대한 KPSS 검정은 외생변수의 포함여부에 관계없이 1% 유의수준하에서 귀무가설을 기각할 수 없어 단위근을 가지는 안정적인 시계열로 판단하였다. 기타 다른 변수에 대한 단위근 검정결과는 [표 7]에 정리되어 있다.

[표 7] 외환위기 이전 단위근 검정(1991. 1 ~ 1997. 9)

	ADF	P-P	KPSS	DF-GLS
loil	-2.49(6)	-4.24(4)***	0.19(6)**	-1.71(1)
Δloil	-7.02(0)***	-6.92(2)***	0.19(1)	-3.10(0)***
lreuter	-1.06(0)	-1.49(4)	0.15(6)**	-1.10(0)
Δlreuter	-7.30(0)***	-7.40(3)***	0.14(4)	-7.15(0)***
ler	-0.71(1)	-0.72(4)	0.15(6)**	-0.97(1)
Δler	-5.42(0)***	-5.43(2)***	0.26(5)	-3.86(1)***
limp	-3.94(1)**	-4.17(5)***	0.07(6)	-1.44(1)
Δlimp	-5.58(0)***	-5.51(1)***	0.24(5)	-2.30(0)**
gap	-1.99(1)	-2.77(3)**	0.50(6)**	-2.03(1)**
Δgap	-9.26(1)***	-16.04(10)***	0.21(11)	-1.23(6)
lcall	-3.01(0)	-3.01(0)	0.15(6)**	-2.86(0)*
Δlcall	-7.37(1)***	-8.53(6)***	0.06(5)	-7.20(0)***
lppi	-1.80(0)	-1.71(7)	0.27(6)***	-2.05(1)
Δlppi	-7.66(0)***	-7.68(10)***	0.24(6)	-3.59(4)***
lcpi	-4.32(0)***	-4.25(4)***	0.22(6)***	-1.25(1)
Δlcpi	-6.76(0)***	-6.67(9)***	0.52(2)**	-3.12(3)***

주: 1) 수준변수는 외생변수로 상수항과 추세를 포함하였으며, 차분변수는 상수항만을 포함하였음.

2) gap을 제외한 모든 변수는 로그변환되었으며, Δ는 1차차분을 의미함.

3) 괄호안은 ADF와 DF-GLS의 경우 SIC를 최소화하는 시차이며, P-P 및 KPSS는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임.

4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각함을 의미

22) 상수항만을 포함했을 경우 ADF 검정통계량은 -0.18, P-P 검정통계량은 -0.01로 추정되어 귀무가설을 기각할 수 없다.

외환위기 이후의 기간에 대해 분석대상 변수에 대한 단위근 검정을 수행한 결과 국제유가, 로이터지수, 환율 및 생산자물가와 소비자는 불안정한 시계열로, 생산값과 콜금리는 안정적 시계열로 판정되었다. 수입물가의 경우 ADF 및 P-P검정 결과는 외생변수로 상수항 및 추세항을 모두 포함할 경우 단위근을 가지지 않는 안정적 시계열로 분석되었다.<sup>23)</sup> KPSS검정결과는 외생변수의 포함여부에 관계없이 귀무가설이 기각되어 불안정한 시계열로 판정하였다.<sup>24)</sup>

[표 8] 외환위기 이후 단위근 검정(1998. 5 ~ 2007. 9)

	ADF	P-P	KPSS	DF-GLS
loil	-2.27(0)	-2.40(1)	0.12(8)*	-2.22(0)
Δloil	-9.69(0)***	-9.65(5)***	0.06(4)	-9.55(0)***
lreuter	-1.63(0)	-1.69(4)	0.27(9)***	-0.03(0)
Δlreuter	-8.89(0)***	-9.28(6)***	0.69(6)**	-7.75(0)***
ler	-1.91(1)	-1.76(1)	0.22(9)***	-1.74(1)
Δler	-9.17(0)***	-9.15(7)***	0.09(3)	-2.00(7)**
limp	-3.34(1)*	-3.19(6)*	0.95(9)***	-1.45(1)
Δlimp	-8.89(0)***	-9.03(18)***	0.22(8)	-2.23(0)**
gap	-3.23(0)**	-3.15(2)**	0.11(8)	-0.79(1)***
Δgap	-13.19(0)***	-13.16(1)***	0.14(2)	-5.13(2)***
lcall	-5.91(1)***	-5.79(6)***	0.22(8)***	-1.08(1)**
Δlcall	-3.97(0)***	-3.87(13)***	0.61(7)**	-3.45(0)***
lppi	-2.60(1)	-2.52(0)	0.26(9)***	-0.99(1)
Δlppi	-6.68(0)***	-6.62(6)***	0.56(3)**	-6.71(0)***
lcpi	-2.89(0)	-2.93(2)	0.14(8)*	-1.51(0)
Δlcpi	-10.04(0)***	-10.03(5)***	0.18(4)	-9.40(0)***

주: 1) 수준변수는 외생변수로 상수항과 추세를 포함하였으며, 차분변수는 상수항만을 포함하였음.

2) gap을 제외한 모든 변수는 로그변환되었으며, Δ는 1차차분을 의미함.

3) 괄호안은 ADF와 DF-GLS의 경우 SIC를 최소화하는 시차이며, P-P 및 KPSS는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임.

4) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%에서 귀무가설을 기각함을 의미

23) 외생변수로 상수항만을 포함할 경우 ADF 및 P-P 검정통계량은 각각 -1.18, 0.82로 귀무가설을 기각할 수 없었다.

24) 상수항만을 포함하여 단위근 검정을 수행한 경우 KPSS검정통계량은 0.95로 1% 유의수준하에서 귀무가설이 기각되었다.

이상의 단위근 검정결과를 정리하면 다음과 [표 9]와 같다.

[표 9] 단위근 검정결과 요약

	전체기간	외환위기 이전	외환위기 이후
안정적 시계열	생산갭	생산갭, 수입물가	생산갭, 콜금리
불안정적 시계열	유가, 로이터지수, 환율, 수입물가, 콜금리, 생산자물가, 소비자물가	유가, 로이터지수, 환율, 콜금리, 생산자물가, 소비자물가	유가, 로이터지수, 환율, 수입물가, 생산자물가, 수입물가

### 3. 공적분 검정

분석대상 전체기간 및 외환위기 이전과 이후에 기간에 대해 VECM모형을 구성하고 충격반응함수 분석을 통해 환율변동이 수입물가, 생산자물가와 소비자물가에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이를 위해 첫단계로 기간별로 공적분 검정을 수행한다. 공적분 검정결과 하나 또는 그이상의 공적분이 존재하면 두 번째 단계로 변수들간의 장기 관계가 반영된 VECM모형을 추정하게 된다.

분석대상 8개 변수간 공적분 존재여부는 Johansen 공적분 검정법을 이용하였다. 공적분 검정에는 안정적 변수와 불안정적 변수를 모두 포함하기 때문에 공적분 개수는 모형에 포함된 안정적 시계열의 개수만큼 증가하게 된다.<sup>25)</sup> 따라서 VECM에 포함되어야 하는 정확한 공적분 개수는 Johansen검정을 통해 추정된 공적분 개수에서 모형에 포함된 안정적 시계열의 개수 만큼을 빼주어야 한다.<sup>26)</sup>

25) Hansen and Juselius(1995)는 공적분 검정을 수행할 경우 안정적(stationary) 변수는 경제적 이유가 있을 때에만 포함시켜야 한다고 하였다. 안정적 변수가 포함되었다 라도 최소한 2개이상의 불안정적 변수가 포함되어 있으면 공적분 검정을 수행할 수 있다고 하였다.

[표 10]은 공적분 검정 결과이다. 전체기간을 대상으로 공적분 검정을 수행한 결과 3개의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 분석되었으며, 외환위기 이전기간에 대해서는 4개의 공적분 관계가 존재하며, 외환위기 이후의 기간에 대해서는 5개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 따라서 최종적으로 VECM모형에 포함되는 공적분 수는 안정적 시계열의 개수를 차감하여 전체기간 및 외환위기 이전 기간에는 2개, 외환위기 이후의 기간은 3개의 공적분 벡터를 모형에 포함시켜 분석하였다.

VECM모형에 포함된 시차는 SIC기준을 최소로 하는 시차를 선택하였으며 포함된 시차에 대한 안정성 검정은 특성다항식(characteristic polynomial)의 근과 잔차항에 대해 LM-test를 이용하여 계열상관이 존재하는 지를 검정하였다. 설정된 모형의 안정성에 대한 검정결과는 [부록 1], [부록 2]와 [부록 3]에 수록하였다. [부록 1]의 특성다항식 분석결과는 근의 역수가 모두 1보다 작아 단위원 안에 있어 안정적인 모형으로 판단되며, [부록 2]의 잔차항에 대한 LM-test결과는 외환위기 이전과 이후기간 모두 계열상관이 없다는 귀무가설을 기각할 수 없어 설정된 모형이 적절한 것으로 판단된다. 따라서 공적분검정결과를 바탕으로 설정된 VECM모형의 충격반응함수 분석을 이용하여 물가과급단계별 환율전가도를 추정하였으며, 예측오차분산분해를 통해 물가변동을 초래하는 주요변수들의 상대적 중요성에 대한 분석을 하였다.

---

26) Hansen and Juselius(1995) 참조.

[표 10] 공적분 검정결과

	귀무가설	Trace 통계량	모형	lag <sup>1)</sup>	공적분 수 <sup>2)</sup>
전체 기간	None	234.48*	Constant + linear trend in CE, constant VAR	5	2
	At most 1	168.29*			
	At most 2	118.20*			
	At most 3	80.19			
	At most 4	54.10			
	At most 5	34.89			
	At most 6	17.32			
	At most 7	4.95			
외환 위기 이전 기간	None	256.98*	Constant in CE and VAR	4	2
	At most 1	161.54*			
	At most 2	114.74*			
	At most 3	71.92*			
	At most 4	44.28			
	At most 5	19.03			
	At most 6	4.14			
	At most 7	0.02			
외환 위기 이후 기간	None	336.76*	Constant + linear trend in CE, constant VAR	4	3
	At most 1	242.25*			
	At most 2	175.37*			
	At most 3	115.20*			
	At most 4	74.24*			
	At most 5	42.67			
	At most 6	21.70			
	At most 7	7.64			

주: 1) VECM에 포함되는 시차는 SIC를 최소화하는 시차임.

2) VECM모형에 포함되는 공적분 개수로 (Johansen 검정에 의한 공적분 개수 - 안정적 변수 개수)임.

3) \*는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)에 의해 5% 유의수준하에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

#### 4. 충격반응함수 분석

충격반응함수분석은 VECM모형의 추정계수를 바탕으로 모형내 특정 변수에 충격이 발생했을 경우 시간이 흐름에 따라 다른 변수들이 반응하는 과정을 파악한다. 따라서 충격반응함수를 이용하여 환율충격이 발생했을 경우 수입물가 → 생산자물가 → 소비자물가로의 파급효과 즉 파급 단계별 환율전가도를 추정할 수 있다.

충격반응함수 분석은 내생변수의 배열(ordering)에 따라 추정결과가 민감하게 반응한다. 일반적으로 변수의 배열은 외생성이 강한 순서대로 배열한다. 본 연구에서는 유가 → 로이터지수 → 환율 → 수입물가 → 생산갭 → 콜금리 → 생산자물가 → 소비자물가의 순으로 배열하였다. 이러한 배열에 의해 유가와 로이터지수 및 환율의 변동은 수입물가에 영향을 미치게 되며 반대의 경우는 성립하지 않는다. 수입물가는 생산갭과 같은 경제활동에 영향을 미친다. 또한 중앙은행은 통화정책을 수행함에 있어 수입물가(미래 인플레이션의 예측치) 및 생산갭을 고려하므로 콜금리를 다음에 배열하였다. 콜금리 다음으로는 생산자물가, 소비자물가를 배열하였다.

McCarthy(2000)는 금리를 맨 뒤에 배열하였다. 하지만 중앙은행은 일반적으로 실현된 인플레이션(realized inflation)보다는 예상된 인플레이션(expected inflation)에 반응하므로 콜금리를 물가변수 앞에 배열하여, 중앙은행의 통화정책이 수입물가에 반응하게 하는 것이 타당해 보인다.<sup>27)</sup> 추정결과의 강건성을 검증하기 위해 수입물가, 생산갭 및 콜금리의 배열을 바꾸어 추정하더라도 추정 결과는 바뀌지 않았다.

##### 가. 환율이 수입물가에 미치는 영향

충격반응함수 분석을 이용하여 환율의 수입물가에 대한 전가도를 추정하였

27) 이와 같이 변수를 배열할 경우 중앙은행은 유가나 환율, 수입물가를 인플레이션의 선행변수로 고려하여 정책금리를 결정하게 된다.

다.28) [표 11]은 각 시차별 원/달러 환율 1단위 표준편차 충격에 따른 수입물가에 대한 환율전가도의 추정치이다. 전체기간을 대상으로 추정된 수입물가에 대한 환율전가도는 1개월 뒤 0.60에서 3개월 뒤 0.74로 증가한 뒤 점차 감소하여 36개월 뒤에는 0.60으로 감소하는 것으로 분석되었다. 외환위기 이전과 이후 기간을 비교해 보면 1개월 뒤 수입물가에 대한 전가도는 외환위기 이전 0.31에서 외환위기 이후 0.73으로 두 배 이상 증가하였으며 3개월 뒤에도 0.40에서 0.80으로 증가하고 있다.

외환위기 이후 수입물가에 대한 전가도의 가장 큰 변화는 단기에 있어 전가도는 크게 증가하였으며, 시간이 지남에 따라 감소하여 24개월 후에는 0.42, 36개월 후에는 0.38로 감소하여 외환위기 이전에 비해 약간 높은 수준을 보이고 있다.

[표 11] 수입물가에 대한 전가도<sup>29)</sup>

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
전체기간	0.599	0.737	0.720	0.641	0.595	0.592	0.597	0.604
외환위기 이전	0.305	0.397	0.491	0.406	0.395	0.384	0.379	0.376
외환위기 이후	0.728	0.795	0.717	0.565	0.456	0.415	0.391	0.383

[그림 5]는 초기 환율충격이 발생한 이후 수입물가에 대한 전가효과의 조정속도(adjustment speed)를 보여주고 있다. 조정속도는 36개월까지의 누적충격 반응에 대한 t기까지의 누적충격반응의 비율로 정의하였다. 수입물가에 대한 전

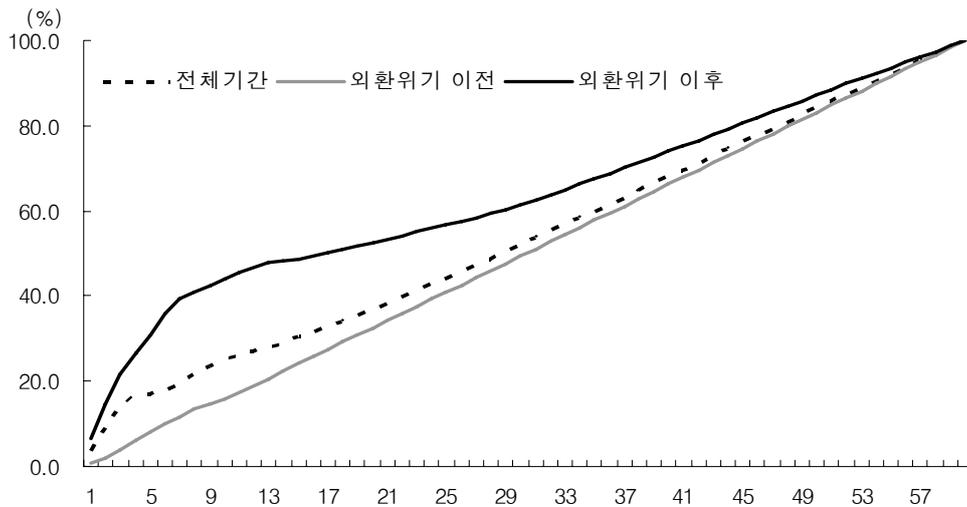
28) 환율전가도는 다음의 산식을 이용하여 계산하였다. 환율전가도 = 환율충격이후 t시점에서의 각 물가의 누적반응/환율충격이후 t시점에서의 환율의 누적반응

29) 최근 중국물가가 국내물가에 영향을 주고 있다는 점을 고려하여 외환위기 이후기간에 대해 중국의 기업상품가격지수(94년 1월 이후 발표)를 외생변수로 포함시켜 수입물가에 대한 환율전가도를 추정한 결과는 다음과 같다.

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
외환위기 이후	0.596	0.665	0.660	0.684	0.678	0.689	0.700	0.711

가속도는 12개월 뒤 외환위기 이전에는 전체 효과의 46.9%가 전가되고 있는 반면 외환위기 이전에는 18.9%에 머물고 있어 외환위기 이후 조정속도가 빨라지고 있는 것으로 분석되었다.

[그림 5] 환율충격에 대한 수입물가의 조정속도



#### 나. 환율이 생산자물가에 미치는 영향

[표 12]는 생산자물가에 대한 전가도를 보여주고 있다. 전체기간을 대상으로 분석했을 경우 1개월 뒤 생산자물가에 대한 전가도는 0.13에서 6개월 뒤 0.25로 증가하고 있으며 36개월 까지 상승하고 있는 것으로 분석되었다.

외환위기 이전과 이후기간의 생산자물가에 대한 전가도를 비교하면 외환위기 이전 생산자물가에 대한 전가도는 1개월뒤 0.05에서 3개월 뒤 0.08로 증가한 후 이후에는 점차 감소하여 36개월 뒤에는 0.03수준으로 하락하고 있다. 외환위기 이후의 기간에 대한 전가도는 외환위기 이전 기간에 비해 상승한 것으로 분석되었는데 1개월 뒤 0.06에서 6개월 뒤 0.14까지 상승한 후 점차 하락하고 있다.

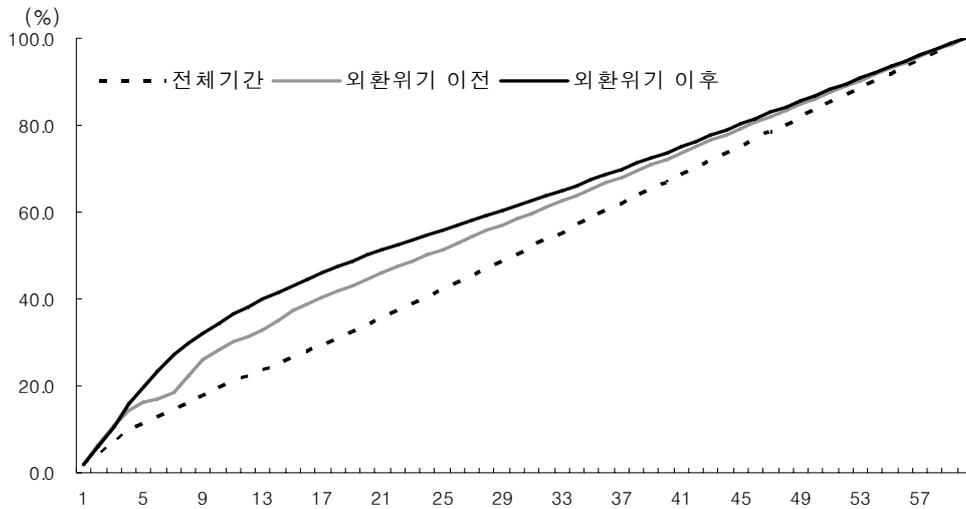
외환위기 이후 생산자물가에 대한 전가도가 높아짐과 동시에 조정속도 또

한 빨라지는 것으로 나타났다. [그림 6]은 생산자물가에 대한 시차별 조정속도를 보여주고 있다. 외환위기 이전 12개월 뒤를 기준으로 살펴보면 환율충격의 전가효과는 외환위기 이전 31.2%에서 외환위기 이후에는 38.3%가 생산자 물가로 전가되고 있는 것으로 분석되었다.

[표 12] 생산자물가에 대한 전가도<sup>30)</sup>

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
전체기간	0.125	0.182	0.247	0.253	0.258	0.268	0.276	0.282
외환위기 이전	0.050	0.080	0.058	0.048	0.041	0.035	0.032	0.030
외환위기 이후	0.063	0.113	0.135	0.132	0.122	0.117	0.112	0.110

[그림 6] 환율충격에 대한 생산자물가의 조정속도



30) 중국물가를 외생변수로 포함시켰을 경우 생산자물가에 대한 환율전가도는 다음과 같이 추정되었다.

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
외환위기 이후	0.036	0.067	0.092	0.121	0.132	0.140	0.147	0.153

#### 다. 환율이 소비자물가에 미치는 영향

아래의 [표 13]은 환율의 소비자물가에 대한 전가도이다. 전체기간을 대상으로 분석한 결과 소비자물가에 대한 환율전가도는 1개월 뒤 0.04에서 6개월뒤 0.09로 증가한 뒤 36개월 뒤에는 0.10으로 증가하고 있다.

소비자물가에 대한 환율전가도는 단기적(3개월까지)으로는 외환위기 이전 기간이 외환위기 이후 기간보다 환율전가도가 높은 것으로 추정되었으나 장기적으로는 외환위기 이후에 소비자물가에 대한 전가도는 증가한 것으로 분석되었다. 구체적으로 살펴보면 외환위기 이전 소비자물가에 대한 환율전가도는 1개월 뒤 0.05에서 3개월 뒤에는 0.06으로 추정되었고 외환위기 이후기간에는 1개월 뒤 0.02, 3개월뒤 0.05로 추정되었다. 그러나 36개월 뒤의 전가도는 외환위기 이전 0.01에서 외환위기 이후에는 0.07로 크게 증가하였다.

환율충격에 대한 소비자물가의 조정속도 역시 10개월 까지는 외환위기 이전기간이 외환위기 이후 기간에 비해 빠른 것으로 나타나고 있으나 장기로 갈수록 조정속도는 커다란 차이를 보이고 있지 않는 것으로 분석되었다.

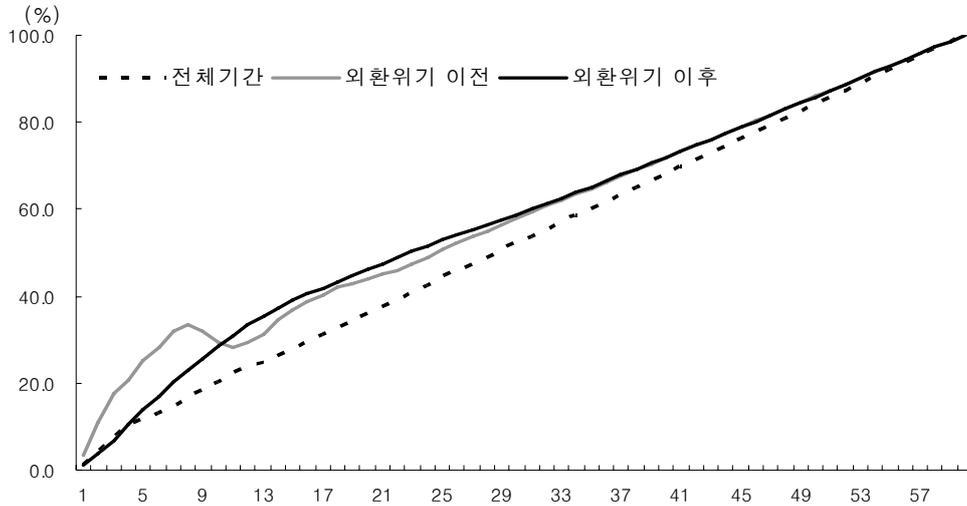
[표 13] 소비자물가에 대한 전가도<sup>31)</sup>

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
전체기간	0.036	0.063	0.086	0.090	0.091	0.095	0.096	0.097
외환위기 이전	0.047	0.061	0.046	0.021	0.019	0.016	0.015	0.014
외환위기 이후	0.023	0.050	0.068	0.080	0.077	0.076	0.075	0.074

31) 중국물가를 외생변수로 포함시켰을 경우 소비자물가에 대한 환율전가도는 다음과 같이 추정되었다.

	t=1	t=3	t=6	t=12	t=18	t=24	t=30	t=36
외환위기 이후	0.004	0.025	0.039	0.048	0.049	0.049	0.049	0.049

[그림 7] 환율충격에 대한 소비자물가의 조정속도



이상의 충격반응함수 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 외환위기 이후 환율변화의 국내 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 대한 전가도가 크게 상승하였다. 둘째, 기간구분에 관계없이 환율전가도의 크기는 수입물가, 생산자물가, 소비자물가 순으로 나타나고 있다. 이는 환율충격이 유통단계를 거치면서 흡수되어 최종소비자물가에 대한 전가는 줄어들고 있음을 나타낸다. 셋째, 환율변동에 대한 물가지수의 조정속도는 외환위기 이후에 빨라지고 있는 것으로 분석되었다.

## 5. 분산분해 분석

VECM모형에서 충격반응함수분석은 특정변수에 대한 충격이 다른 내생변수에 미치는 영향을 추적하는 반면 분산분해는 특정변수에 대한 각 변수의 상대적인 중요성을 나타내 준다. [표 14]는 환율에 표준편차 1단위만큼 충격이 발생했을 경우 36개월에 걸친 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가의 분산분해

결과로 단계별 물가지수의 변동에 대한 환율의 설명력은 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후에 커지고 있다.

먼저 수입물가 변동에 대한 환율의 설명력을 살펴보면 외환위기 이전 환율의 설명력은 1개월 뒤 7.7%, 6개월 뒤 14.5%에서 외환위기 이후에는 1개월 뒤 33.3%, 6개월 뒤 22.4%로 증가하고 있다. 6개월 시차를 기준으로 수입물가 자신의 변동에 의한 설명력은 외환위기 이전 47.4%에서 위기이후 11.6%로 감소하고 있다. 수입물가 변동에 대한 영향력이 클 것으로 예상되는 유가 및 국제원자재 가격의 설명력은 외환위기 이전 각각 17.6%와 2.9%에서 외환위기 이후에는 32.2%와 18.1%로 크게 증가하고 있다. 따라서 외환위기 이전 수입물가 변동의 대부분은 환율변화보다는 수입물가 자신 및 유가변동에 의해 설명되었으나, 외환위기 이후 우리나라 수입물가 변동은 환율의 설명력이 크게 증가하는 가운데 유가와 국제원자재 가격의 설명력도 전반적으로 커지고 있다.

생산자물가의 경우도 외환위기 이후 환율의 설명력이 증가하고 있는 것으로 분석되었다. 1개월 뒤 생산자물가 변동에 대한 환율의 설명력은 외환위기 이전 1.1%에서 6개월 뒤 2.7%로 증가하고 있으며 외환위기 이후 기간에는 1개월뒤 8.2%에서 6개월 뒤 10.6%로 증가하고 있다. 6개월 시차를 기준으로 외환위기 이전 생산자물가 변동의 29.9%는 생산자물가 자신의 변동에 의해 설명되며 수입물가에 의해 27.1%, 생산갭에 의해 26.3%가 설명되고 있다. 하지만 외환위기 이후 기간에는 생산갭에 의한 설명력은 1.6%로 급격히 감소한 반면 유가 및 국제원자재 가격에 의한 설명력은 크게 증가하고 있다.

소비자물가 변동에 대한 환율의 설명력은 외환위기 이전기간에는 1개월 뒤 1.8%에서 6개월 뒤 2.3%로 증가하는 반면 외환위기 이후에는 1개월 뒤 1.9%에서 6개월 뒤에는 14.9%로 환율의 설명력이 크게 증가하고 있다. 6개월 시차를 기준으로 소비자 물가 변동에 대한 다른 변수의 설명력은 외환위기 이전 소비자물가 자신에 의한 설명력은 48.8%, 생산자물가 17.9%, 수입물가에 의해 16.8%가 설명되고 있다. 외환위기 이후에는 소비자물가 자신에 의한 설명력이 40.3%로 감소하기는 하였으나 여전히 가장 큰 설명력을 보이고 있는 가운데 생산자물가 및 수입물가의 설명력은 각각 15.9%, 3.2%로 감소하고 있다.

[표 14] 환율 충격의 분산분해 결과

	수입물가			생산자물가			소비자물가		
	전체	외환위기 이전	외환위기 이후	전체	외환위기 이전	외환위기 이후	전체	외환위기 이전	외환위기 이후
1	51.96	7.68	33.33	37.24	1.05	8.20	9.40	1.77	1.86
2	69.05	9.32	34.99	54.37	3.16	11.62	22.84	3.67	7.38
3	70.69	11.49	33.71	61.15	3.82	12.11	29.87	3.90	10.56
4	66.21	14.30	28.44	62.63	3.93	12.96	28.50	3.16	13.83
5	59.60	15.06	24.06	59.77	3.35	11.88	25.01	2.83	14.60
6	54.78	14.45	22.42	55.66	2.67	10.63	21.25	2.25	14.92
7	52.84	13.47	20.86	51.80	2.27	9.72	18.63	1.99	15.04
8	52.22	12.93	19.46	49.59	2.21	8.72	17.19	1.70	14.58
9	50.85	12.25	18.20	48.46	2.18	7.80	16.43	1.50	14.28
10	48.44	11.83	17.08	47.10	1.98	7.09	15.40	1.39	14.21
11	46.01	11.68	16.05	45.27	1.84	6.50	14.28	1.27	14.07
12	44.00	11.65	15.12	43.33	1.67	6.00	13.28	1.17	13.90
18	36.77	13.47	11.12	37.97	1.22	4.14	10.26	0.95	12.06
24	32.81	14.69	8.96	35.91	0.98	3.21	9.05	0.78	10.82
30	30.60	15.30	7.59	34.99	0.83	2.68	8.33	0.67	9.87
36	29.30	15.77	6.75	34.54	0.74	2.34	7.86	0.59	9.24

주: 원/달러 환율에 표준편차 1단위만큼의 충격이 발생했을 경우의 Choleski 분산분해 결과임.

분산분해 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 외환위기 이전기간에 비해 외환위기 이후 수입물가, 생산자물가 및 소비자물가의 변동에 대한 환율의 설명력은 증가하고 있는 것으로 분석되었다. 이는 앞에서 살펴보았듯이 환율의

수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 대한 전가도가 외환위기 이후에 크게 증가한 것과 일관된 결과를 제시해 주고 있다. 외환위기 이후 국내물가에 대한 높아진 환율전가는 시장개방 확대 및 환율변동이 확대됨에 따라 환율변동이 국내물가 변동에 미치는 영향력이 확대되고 있음을 반영한 결과로 판단된다.

## IV. 결 론

본 연구는 1991년 1월부터 2007년 9월까지의 월별자료를 이용하여 환율충격이 국내물가에 미치는 영향을 외환위기 이전과 이후의 기간으로 나누어 비교 분석하였다. 실증분석에는 수준변수가 가지고 있는 장기적 균형관계에 대한 정보를 상실하지 않고 환율변동의 국내물가에 미치는 파급효과를 파악할 수 있는 VECM모형을 이용하였다. 충격반응함수 분석을 이용하여 환율전가도를 추정한 결과 수입물가에 대한 환율전가도는 외환위기 이전 3개월 뒤 0.40, 24개월 뒤 0.38이었으나 외환위기 이후에는 3개월뒤 0.80, 24개월 뒤에는 0.42로 추정되어 외환위기 이후 수입물가에 대한 환율전가도가 크게 증가한 것으로 분석되었다. 생산자물가에 대한 전가도 역시 증가한 것으로 분석되었다. 생산자물가에 대한 전가도는 외환위기 이전 3개월 뒤의 전가도는 0.08에서 외환위기 이후에는 0.11로 증가하였으며 24개월 뒤에도 0.04에서 0.12로 크게 증가하였다. 소비자물가에 대한 전가도는 3개월 까지는 외환위기 이전기간이 0.06으로 외환위기 이후 기간 0.05보다 다소 높게 나타났으나 12개월 뒤에는 0.02에서 0.08로, 24개월 뒤에는 0.02에서 0.08로 외환위기 이후기간이 높게 나타나고 있다.

수입물가, 생산자물가 및 소비자물가에 대한 환율전가도의 조정속도 역시 외환위기 이후에 빨라진 것으로 나타났다. 수입물가에 대한 조정속도는 12개월 뒤 외환위기 이전에는 전체 효과의 18.9%가 전가되었으나 외환위기 이후에는 46.9%가 전가되고 있다. 생산자물가에 대한 환율전가의 조정속도는 12개월을 기준으로 외환위기 이전 31.2%에서 외환위기 이후 38.2%로 높아지고 있다. 소비자물가의 조정속도는 장기적으로는 커다란 차이를 보이지 않고 있으나 단기적으로는 외환위기 이전기간이 외환위기 이후 보다 빠른 것으로 분석되었다.

분산분해 분석의 결과는 수입물가, 생산자물가와 소비자물가 모두 외환위기 이후 환율의 설명력이 커지고 있는 것으로 분석되었다. 6개월 뒤를 기준으로 살펴보면 수입물가의 경우 환율의 설명력은 외환위기 이전 14.5%에서 외환위기 이후 22.4%로 증가하고 있다. 생산자물가는 6개월 시차를 기준으로 했을

경우 외환위기 이전 2.7%에서 외환위기 이후 10.6%로 크게 증가하고 있으며 소비자물가 또한 환율의 설명력이 2.3%에서 14.9%로 증가하고 있는 것으로 분석되었다.

충격반응함수 분석 및 분산분해 분석의 결과 환율변동이 국내물가에 미치는 영향력은 크게 증가한 것으로 분석되었다. 외환위기 이후 환율전가도의 상승은 자유변동환율제도로의 이행에 따른 환율변동성의 증대되면서 환율변동이 직접경로와 간접경로를 거쳐 국내물가에 미치는 영향력이 증대되고 있는 것으로 판단된다. 이러한 결과 2002년 이후 유가 및 국제원자재 가격의 급격한 상승에 따른 물가상승압력을 환율하락효과가 상당부분 상쇄시키면서 국내물가는 상대적으로 안정적으로 유지될 수 있었던 것으로 판단된다.

외환위기 이후 환율전가도가 상승했다는 사실은 물가안정을 위한 통화정책 결정과정에서 환율 변화를 감안한 필요가 있음을 강하게 시사하여 준다. 최근 우리나라 물가에 직접적 영향을 주는 국제유가 및 국제원자재 가격의 상승세가 지속되고 있고 경상수지 적자, 외국인 투자자금의 유출 등 환율을 상승시키는 요인이 상존하고 있다. 환율상승과 국제원자재 가격 상승이 동시에 발생한다면 국내물가의 상승속도를 가속화시켜 물가안정목표를 달성을 어렵게 할 수 있다. 따라서 환율의 움직임에 보다 많은 주의를 기울일 필요가 있다.

물가단계별 환율전가도를 살펴보면 공통적인 현상은 환율변동의 효과는 물가과급경로를 거치면서 빠르게 감소하고 있다는 것이다. 외환위기 이후 6개월 시차를 기준으로 과급단계별 전가도는 수입물가의 경우 0.72, 생산자물가 0.14, 소비자물가 0.07로 나타나고 있다. 즉 환율변화에 따라 수입물가의 반응은 상당히 크게 나타나지만 과급경로의 최종단계인 소비자물가의 반응은 매우 작다는 것이다. 이는 환율변동의 상당부분을 수입업자와 생산자가 흡수함에 따라 최종 소비자에 대한 전가는 극히 작다는 것으로 이러한 현상을 소위 실물경제에 대한 환율의 단절현상(exchange rate disconnect)이라 하는데 환율단절현상의 존재 여부 및 원인에 대한 연구는 최근의 환율과 국내물가 변동과의 관계를 연구함에 있어 매우 중요한 분야로 판단된다. 그러나 이에 대한 연구는 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 판단되어 다음의 연구로 미루고자 한다.

## 참고문헌

- 강삼모·왕윤중, “동아시아 주요국의 수입물가에 대한 환율전가효과”, 「국제경제연구」 제10권제1호, 2004, pp. 69~99.
- 곽태운, “환율변동의 국내인플레이션효과”, 「산경논집」 제21권제1호, 서울시립대학교부설 산업경영연구소, 2006, pp. 1~18.
- \_\_\_\_\_, “환율변동의 수입물가 전가효과: 우리나라 제조업의 4단위분류를 중심으로”, 「국제통상연구」 제9권제3호, 한국국제통상학회, 2004, pp. 1~25.
- 김기흥·곽노성, “환율변동의 수입가격전가에 관한 연구-한국 제조업제품수입(SIC3~4단위)을 중심으로”, 「국제경제연구」 제1권제1호, 1995, pp. 165~188.
- 김애영, “환율변동의 국내물가에 대한 전가효과”, 「관세학회지」 제7권제1호, 한국관세학회, 2006, pp.213~237.
- 김윤철, “환율변동과 인플레이션의 관계 분석”, 「조사통계월보」, 한국은행, pp. 21~48. 1994. 11.
- 김은경·오용협, 「한국의 물가안정목표제하의 환율정책」, 국제금융시리즈 05-01, 대외경제정책연구원, 2005.
- 김준태·김용환, “환율변동의 수출입가격 전가행태 분석”, 「조사통계월보」, 한국은행, pp. 23~50. 2004. 4.
- 문소상, “소비재 수입확대가 물가변동에 미친 영향”, 「조사통계월보」, 한국은행, pp. 61~88. 2006. 5.
- 신봉호·곽태운·안철원, “환율변동의 가격전가도 결정요인에 관한 연구”, 「무역학회지」 제22권제3호, 한국무역학회, pp. 1~16. 1997.
- 윤성훈, “우리나라 환율전가율 추정의 문제점과 환율지표 선택에 관한 이론적 설명”, 「경제분석」 제8권제3호, 한국은행, pp. 76~105. 2002.
- 이상호, “국내물가에 대한 환율전가율 추정”, 「대외경제연구」 제8권제2호, 2004, pp. 195~221.

장봉규, “VAR을 이용한 환율전가도 분석”, 「경제연구」 제21권제1호, 한국국민  
경제학회·한국경상학회, 2003, pp. 27~50.

최요철·김치호, “원화환율 변동의 수출가격 전가행태 분석”, 「경제분석」 제7권  
제3호, 한국은행, 2001, pp. 63~103

최창규, “환율변동의 수입물가 전가효과”, 「경제학연구」 제48집제4호, 한국경제  
학회, 2001, pp. 57~81.

Burnside, Ariel, Martin Eichenbaum and Sergio Rebelo, “Large Devaluations and  
the Real Exchange Rate,” *Journal of Political Economy*, Vol 113, No 4,  
pp. 742-784, 2005.

Campa, Jose and Linda Goldberg, “Exchange Rate Pass-Through into Import  
Prices: A Macro or Micro Phenomenon?,” NBER working paper #8934,  
May 2002.

-----, “Exchange Rate Pass Through into Import  
Prices,” *Review of Economics and Statistics*, Vol 87, No 4, pp. 679-690,  
2005.

Campa, Jose, Linda Goldberg and Jose Gonzalez-Minguez, “Exchange Rate  
Pass-Through to Import Prices in Euro Area,” NBER working paper  
#11632, September 2005.

Devereux, M. and C. Engel, “Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate  
Volatility and Exchange Rate Disconnect,” *Journal of Monetary Economics*,  
Vol 49, pp. 913-940, 2002.

Devereux, M.B., Engerl, C., Stogaard P.E., “Endogenous exchange rate  
pass-through when nominal prices are in advance.” *Journal of International  
Economics*, Vol 63, pp. 263-291, 2004.

Edward, S., “The Relationship Between Exchange Rate and Inflation Targeting  
Revisited,” NBER working paper #12163, 2006.

Engel, C., “Optimal Exchange rate Policy : The influence of price setting and  
asset markets.” NBER working paper #7889, 2000.

- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, pp. 151-276, 1987.
- Gagnon, J. and J. Ihrig, "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through," *International Journal of Finance and Economics*, Vol 9, pp. 315-338, 2004
- Goldberg, P.K. and M.M. Knetter, "Goods Prices and Exchange Rate: What Have We Learned?," *Journal of Economic Literature*, Vol 35, No 3, pp.1243-1272, 1997.
- Goldfajn, I. and S. R. C. Werlang, "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study," Central Bank of Brazil Working Paper No 5, 2000.
- Hansen, H. and K. Juselius, 「CATS in RATS-Cointegration Analysis of Time Series」, Estima, Illinois, 1995.
- Hopper, P. and C. Mann, "Exchange Rate Pass-Through in the 1980's: The Case of U.S. Import of Manufactures," *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol 1, 1989.
- Ihrig, Jane E., Mario Marazzi and Alexander D. Rothenberg, "Exchange Rate Pass-Through in the G-7 Countries," *International Finance Discussion Paper* 851, Board of Governors of the Federal Reserve System, January 2006.
- Kahn, G., "Dollar Depreciation and Inflation," *Economic Review*, Vol 72, No 9, FRB of Kansas City, pp. 32-49, 1987.
- Kenny, G. and D. McGettigan, "Exchange Rate and Import Prices for a Small Open Economy: The Case of Ireland," *Applied Economics*, Vol 30, pp. 1147-1155, 1998.
- Kim, K. H., "US Inflation and the Dollar Exchange Rate: A Vector Error Correction Model," *Applied Economics*, Vol 30, No 5, pp. 613-619, 1998.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against The Alternative of a Unit-root: How Sure Are We That Economic Series Have a Unit-root?," *Journal of Econometrics*, Vol 54, pp. 159-178, 1992.

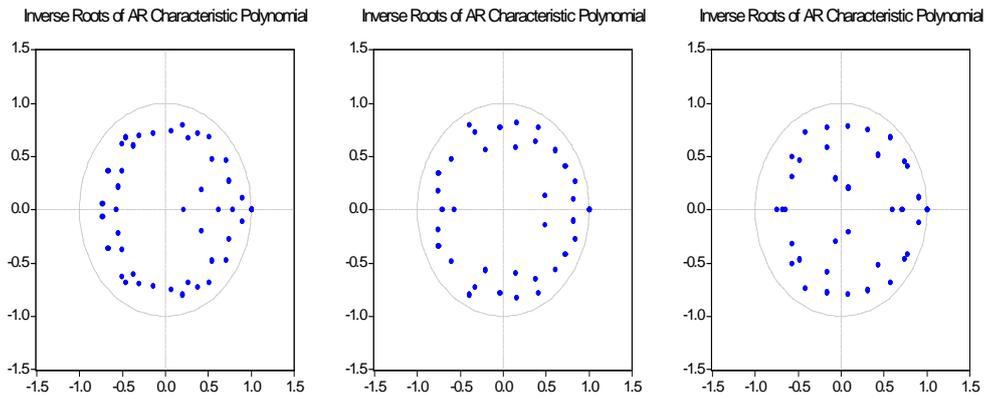
- Lafleche, T., "The Impact of Exchange Rate Movement on Consumer Prices," *Bank of Canada Review*, Winter 1996-1997, pp. 21-32, 1996
- Mann, C.L., "Price, Profit Margins and Exchange Rates," Federal Reserve Bulletin, Vol 72, No 6, pp. 366-379, 1986.
- McCarthy J., "Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," FRB of New York, *Staff Report* 111, 2000.
- Menon, J., "Exchange Rate Pass-Through," *Journal of Economic Surveys*, Vol 9, No 2, pp. 197-231, 1995.
- Mwase, Nkunde, "An Empirical Investigation of the Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Tanzania," IMF working paper 06/150, June 2006.
- Newey, W.K. and K.D. West, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, Vol 61, pp. 631-653, 1994.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka and Toyochiro Shirota, "The Decline in The Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Japanese Import Prices," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, pp. 53-81, 2003
- Parsley, D. C. and H. A. Propper, "Exchange Rate, Domestic Prices and Central Bank Action: Recent U.S. Experience," *Southern Economic Journal*, Vol 64, No 4, pp. 957-972, 1998.
- Takatoshi Ito and Kiyotaka Sato, "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through," NBER working paper #12395, 2006.
- Taylor, J., "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, Vol 44, pp. 1389-1408, 2000.
- Yang, J., "Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, Vol 79, pp. 95-105, 1997.
- Yang, J., "Pricing-to-Market in U.S. Import and Exports: A Time Series and Cross-Sectional Study," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol 38, No 4, pp. 843-861 1998.

[부록 1] VECM모형의 특성다항근

<전체기간>

<외환위기 이전>

<외환위기 이후>

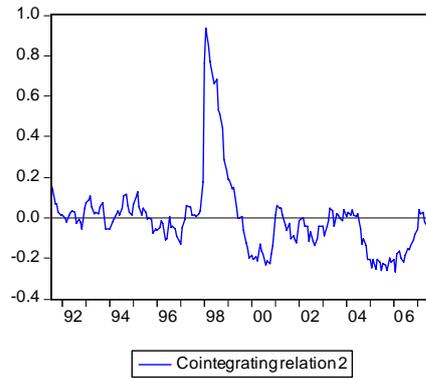
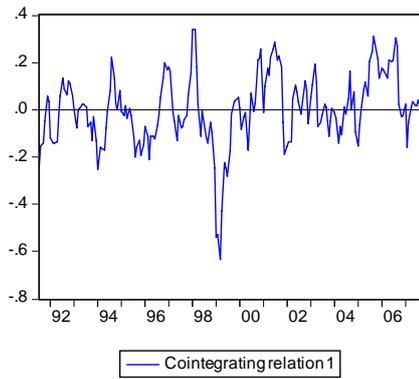


[부록 2] VECM모형의 잔차항에 대한 LM test

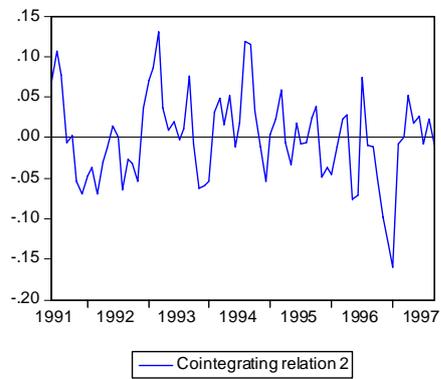
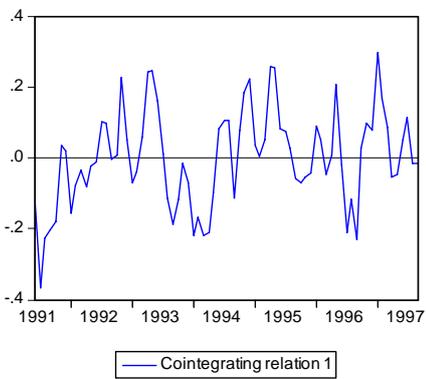
Lags	전체기간		외환위기 이전		외환위기 이후	
	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob	LM-Stat	Prob
1	94.90	0.01	52.97	0.84	89.42	0.02
3	70.32	0.27	64.81	0.45	69.01	0.31
6	80.59	0.08	77.41	0.12	65.18	0.44
12	83.06	0.05	55.44	0.77	75.67	0.15
18	78.45	0.11	60.72	0.59	51.13	0.88
24	55.86	0.76	67.00	0.37	46.82	0.95

[부록 3] VECM모형의 Cointegration graph

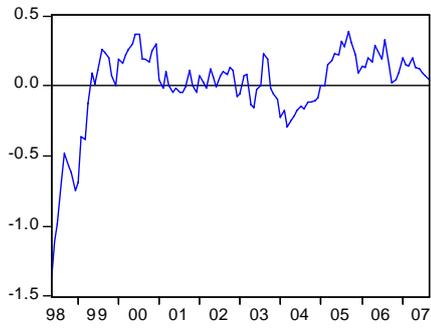
<전체기간>



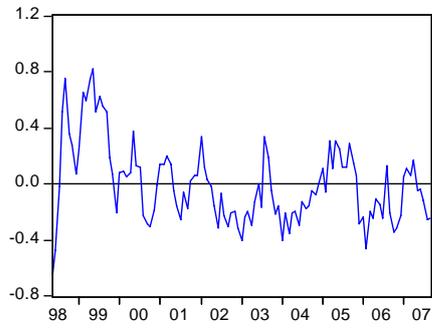
<외환위기 이전>



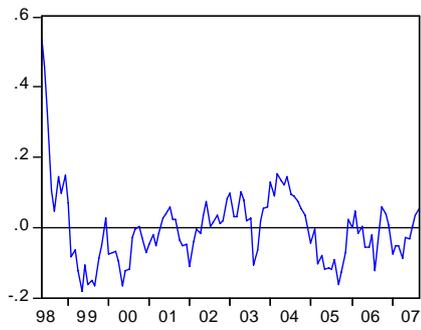
<외환위기 이후>



Cointegrating relation 1



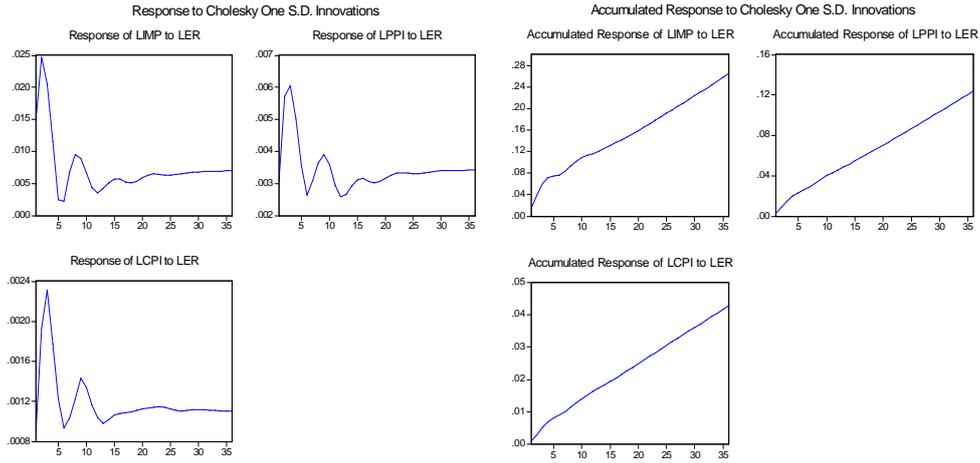
Cointegrating relation 2



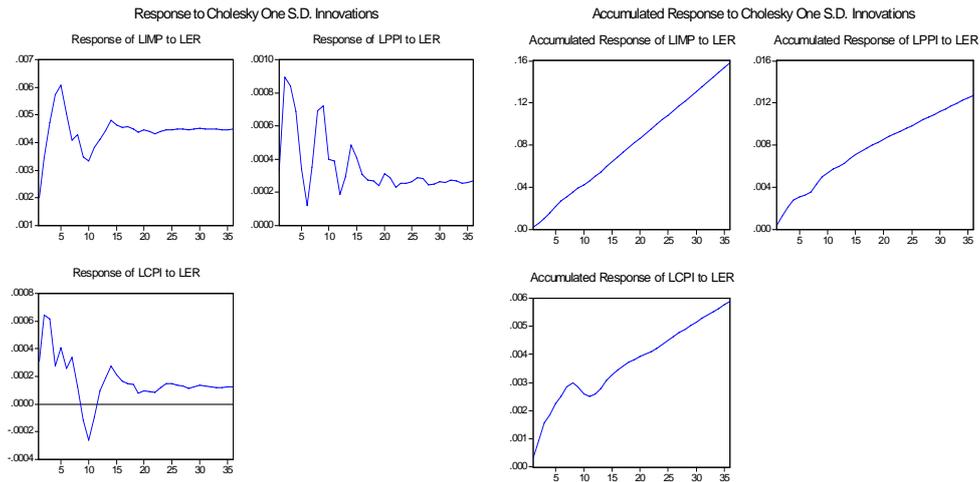
Cointegrating relation 3

[부록 4] 충격반응함수

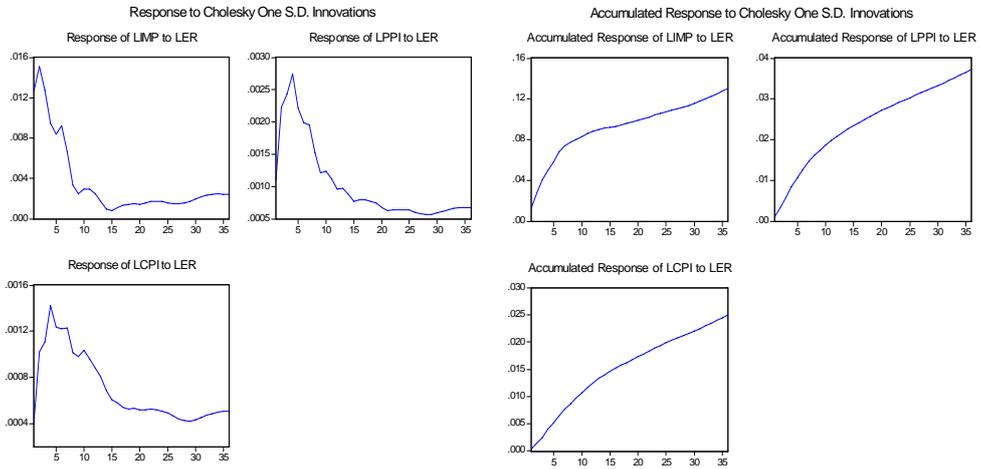
<전체 기간>



<외환위기 이전>



<외환위기 이후>



## [경제현안분석 목록]

호수	제 목	집필자	발간일
1	재정지출 확대와 감세의 경제적 효과 분석	김기승, 임일섭, 전승훈	2004. 10
2	조세지출예산제도와 정책과제	전승훈	2004. 12
3	일자리 창출정책의 현황과 과제	김기승	2005. 5
4	재정 건전성 강화를 위한 재정규율의 확립 - 지출상한선을 중심으로	정문중	2005. 6
5	국세행정에 대한 새로운 감독체제의 모색	문성환	2005. 7
6	주택가격 안정을 위한 정책현황 및 과제	송원근	2005. 12
7	분야별 자원배분에 대한 국제비교 연구	전승훈	2006. 1
8	자영업 진출 결정요인과 정책적 시사점	김기승	2006. 2
9	퇴직연금세제 관련 현안분석과 개선방향	문성환	2006. 5
10	2000~2005년 경제예측의 경험과 단기예측 방식의 개선방향	유승선	2006. 5
11	미국의 재정개혁 논의동향과 시사점	정문중	2006. 6
12	DDA 농업협상의 논의동향 및 영향에 대한 고찰	송원근	2006. 6
13	물가상승에 의한 소득세 부담 증가 완화를 위한 정책대안 - 소득세 물가연동제에 대한 검토	전승훈	2007. 5
14	최근 일본의 재정개혁과 시사점	이남수, 서세욱	2007. 6
15	미국 기준선전망의 의의와 우리 예산과정에 대한 시사점	정문중	2007. 6
16	유가 상승의 원인 및 유류세 인하를 둘러싼 쟁점 분석	이영환, 전승훈, 홍인기	2007. 7
17	한국의 잠재성장률과 자연실업을 추정	황종률	2007. 7
18	구조조정 이후 은행산업의 효율성 분석	신동진	2007. 8
19	과세정보 공개제도의 현황	문성환	2007. 8
20	중소기업 신용보증제도의 운영성과와 개선방안	정상훈	2007. 9
21	세법체계 개편작업의 동향분석	황진영	2007. 9
22	한국의 실질 GDP 장기 예측 : 2007~2050년	장인성	2007. 11
23	원화가치 변동이 수출가격에 미치는 영향	성명기	2007. 11
24	「강제집행등과 체납처분의 절차조정법」의 입법 필요성 검토	황진영	2007. 12
25	은행산업의 경쟁도 분석과 정책적 시사점	신동진	2007. 12
26	목적세와 특별회계의 문제점과 개편방향	이영환, 이성규	2008. 1

## 환율변동이 국내물가에 미치는 영향

---

발 간 일 2008년 4월 3일

편 집 경제분석실 거시경제분석팀

발 행 인 배 철 호

발 행 처 국회예산정책처

서울특별시 영등포구 여의도동 1번지

TEL 02·2070·3114

인 쇄 처 한학문학 (TEL 02·313·7593)

---

1. 이 보고서의 무단 복제 및 전제는 삼가주시기 바랍니다.
  2. 보고서 내용에 관한 자세한 사항은 국회예산정책처 거시경제분석팀 (TEL 02·2070·3074)으로 연락해주시기 바랍니다.
- 

ISBN 978-89-6073-095-3 93350

© 국회예산정책처, 2008