

중국 물가가 한국 · 미국 · 일본의 물가에 미치는 영향*

The Effect of Chinese Price on the Price of Korea, United States, and Japan

노상채(Sang-Chae Noh)

조선대학교 경제학과 교수, 제1저자

김창범(Chang-Beom Kim)

조선대학교 경제학과 초빙객원교수, 교신저자

목 차

- | | |
|---------------------|-------------|
| I. 서 론 | IV. 요약 및 결론 |
| II. 모형의 도입과 안정성 검정 | 참고문헌 |
| III. 전향적 이동회귀와 충격반응 | Abstract |

Abstract

The purpose of this study is to estimate and analyse the relationship between Chinese price and the price of Korea, United States, and Japan. First of all, We test for a unit-root for stability of variable. This paper employs GPH cointegration test since the model must be stationary to get the accurate predicted values. The empirical results show that the model is mean-reverting. This paper also applies impulse-response functions to the model. The empirical results show that the price of Korea, United States, and Japan respond positively to the shocks in Chinese price and then decay slowly.

Key Words : Chinese price, GPH, impulse-response

* 이 논문은 2008년도 조선대학교 학술연구비의 지원을 받아 연구되었음.

I. 서론

중국의 소비자물가 상승률은 식료품 공급 부족을 원인으로 하여 2007년 1월에 전년동월대비 2.2%에 불과하였으나, 계속 확대되어 2008년 1월에는 7.1%에 달하고 있다. 특히 글로벌 달러약세와 중국 정부의 위안화 절상 용인 정책의 영향으로 달러 대비 위안화 환율마저 같은 기간 7.7929위안에서 7.2463위안으로 1년만에 7.0%가 절상되어 글로벌 인플레이션 현상이 유발되고 있다.¹⁾ 구체적으로 중국의 급격한 물가상승은 국제원자재 가격 급등, 부동산 가격의 상승, 임금 급등과 같은 비용요인과 통화증가를 상승, 대출 증가세 확대와 같은 수요 견인이 동시에 작용하고 있다.²⁾ 이러한 이유로 2007년 후반에 접어들어 한국을 비롯한 주요 물가가 급등하는 글로벌 인플레이션이 나타나고 있다.

이러한 배경하에서 중국의 인플레이션 또는 물가가 한국경제에 미치는 영향에 대한 연구가 이루어지고 있는데 미흡한 수준이다. 장재철(2007)은 중국의 인플레이션은 장기적으로 미국과 한국의 인플레이션을 유발할 것으로 예상하였으며, 미국과 한국의 인플레이션은 중국 인플레이션과의 장기 균형에서 이탈할 경우 중국보다 빠른 조정과정을 보일 것으로 전망하였다. 공적분 추정식에서 한국과 미국의 조정계수의 절대값이 중국의 조정계수 절대값을 상회하였다. 이는 양국간 인플레이션에 구조적 변화가 있을 때 중국보다는 미국과 한국에서 더 빠른 물가 변화를 예상할 수 있음을 의미한다. 강대창(2008)은 중국 수출 물가 상승이 국내 물가에 미치는 영향을 분석하여 중국 수출 물가 상승률의 국내 수입 물가 상승률에 대한 기여율이 2004년 7.0%에서 2007년에는 28.4%에 달하고 있다는 것과 국내 가공단계별 물가 상승률에 대한 기여율은 2004년 3.2%에서 2007년에는 23.3%에 이르고 있음을 분석하였다.

따라서 본 연구에서는 중국 물가의 국내 물가와 세계 물가에 미치는 영향력이 확대될 것으로 판단하고, 중국의 물가변동이 한국, 미국, 일본의 소비자물가와 생산자물가에 미치는 영향, 방향, 그리고 지속정도를 살펴보고자 한다. 제II절에서 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정과 GPH(Geweke and Porter-Hudak) 분수 공적분 기법으로 시계열자료의 안정성과 모형의 안정성 여부를 검정한다. 제III절에서는 모형의 안정성이 확보되면 전향적 이동회귀를 통해 중국 물가의 한국, 미국, 일본에 대한 영향력을 검정한다. 이와 더불어 특정변수에 충격력을 가할 경우 다른 변수들에 미치는 영향의 크기, 방향 및 지속정도를 분석하기 위하여 충격반응함수가 이용된다. 그리고 제IV절에서 요약 및 결론을 내린다.

1) <http://www.bok.or.kr>

2) 이러한 인플레이 압력을 완화하기 위해 중국은 공개시장조작, 창구지도, 지급준비율 인상 등의 긴축정책을 실시하고 있다.(강대창, "차이나 인플레이션이 국내 물가에 미치는 영향과 시사점", 'VIP REPORT', 현대경제연구원, 2008, pp.1-20)

II. 모형의 도입과 안정성 검정

본 논문은 다음과 같은 대수 선형형태(log-linear form)의 모형을 도입하고 변수들 간에 안정적 관계가 성립하는가를 분석한다.

$$KORC_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNC_t \quad (1)$$

$$USAC_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNC_t \quad (2)$$

$$JAPC_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNC_t \quad (3)$$

$$KORP_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNP_t \quad (4)$$

$$USAP_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNP_t \quad (5)$$

$$JAPP_t = \alpha_0 + \alpha_1 CHNP_t \quad (6)$$

본 논문에 이용된 자료는 한국은행의 ECOS(Economic Statistics System)에서 구한 한국(KOR), 중국(CHN), 일본(JAP), 미국(USA)의 소비자물가지수(C)와 생산자물가지수(P)이며, 분석기간은 1999년 1월부터 2007년 12월까지이다.

먼저 불안정적인 시계열 변수들의 분석결과는 허구적일 가능성이 크기 때문에 변수들이 안정적인가를 살펴보아야 한다. 시계열 변수에 대한 단위근 존재유무 검정은 Dickey and Fuller(1981)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP(Phillips-Perron) 검정법이 있는데 여기서는 PP 검정법을 이용한다.³⁾

<표 1>에서 모든 수준변수는 1% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차 차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 일관되게 성공하고 있다.

3) Dickey and Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정에서는 오차항이 정규분포한다고 가정하고 있으나 많은 시계열 변수들의 오차항은 이분산의 특성을 가지고 있고 자기상관이 존재하기도 한다. Phillips and Perron(1988)의 PP 검정은 확률 오차항이 약종속성과 이분산을 갖는 것으로 생각되는 경우 사용할 수 있는 비모수적 검정법이다.

〈표 1〉 PP 단위근 검정

	KORC	CHNC	JAPC	USAC
수준	-3.02	-2.10	-1.39	-2.59
차분	-8.30***	-9.59***	-10.79***	-7.97***
	KORP	CHNP	JAPP	USAC
수준	-1.44	-2.19	-0.34	-1.47
차분	-6.77***	-6.62***	-8.52***	-10.48***

주: 1) 절단시차(truncation lag) 4를 갖는 PP검정 통계량을 의미함.

2) '***'는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 의미함.

따라서 안정성을 갖기 위하여 1차 차분을 필요로 하는 시계열로 확인되면, 다음 단계로 시계열간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 모형의 안정성을 위한 공적분 검정은 GPH(Geweke and Porter-Hudak, 1983) 검정방법을 이용한다. Dickey-Fuller(1981)류의 검정은 정수차분(integer differencing)이라는 인위적 제약조건을 부과하고 있다. Granger and Joyeux(1980) 그리고 Hosking(1981)은 시계열의 안정성 확보를 위하여 차분이 정수영역에서만 이루어짐은 인위적인 제약일 뿐 마땅히 모든 가능성을 포함할 수 있는 실수영역으로 확장되어야 한다고 주장하였다. 따라서 이러한 제약조건에 구속되지 않는 검정방법인 분수차분기법인 GPH 검정기법을 이용한다.⁴⁾

〈표 2〉는 GPH검정 결과를 보여주고 있다. 여기서 $d=0$ 은 $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을, $d=1$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 단측 유의수준을 나타낸다. 〈표 2〉에서 보는 바와 같이, 모든 d 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해 d 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 모든 경우에 있어서 $d < 1$ 의 대립가설이 받아들여짐으로써 d 추정치가 0과 1사이에서 위치하여 시계열이 정상으로 수렴하는 경향이 있음을 보여주고 있다.

〈표 2〉 GPH 검정

모형		0.500	0.525	0.550
(1)	$d(d=0)$	0.249(3.43)**	0.139(4.00)**	0.104(4.61)**
	$d=1$	2.57**	3.15**	3.49**

4) 모수원, "건화물 해운시장에서의 중국효과", 『해운물류연구』, 한국해운물류학회, 제49호, 2008, pp.5-8.

(2)	$d(d=0)$	0.071(4.33)**	0.112(5.05)**	0.143(5.76)**
	$d=1$	3.66**	4.07**	4.46**
(3)	$d(d=0)$	0.145(4.71)**	0.150(5.37)**	0.036(4.89)**
	$d=1$	3.92**	4.21**	4.04**
(4)	$d(d=0)$	0.251(3.73)**	0.174(4.37)**	0.156(4.98)**
	$d=1$	2.56**	3.03**	3.29**
(5)	$d(d=0)$	0.358(1.85)**	0.236(2.36)**	0.130(2.87)**
	$d=1$	3.27**	2.82**	3.39**
(6)	$d(d=0)$	0.086(5.62)**	0.206(4.48)**	0.162(5.16)**
	$d=1$	3.13**	2.91**	3.27**

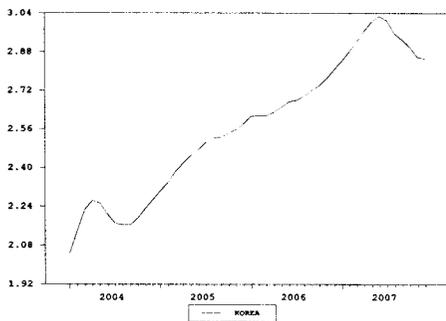
주: 1) $d=0$ 은 $d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 t 통계량을, $d=1$ 은 $d<1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설의 t 통계량을 나타냄.

2) '**'는 5%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

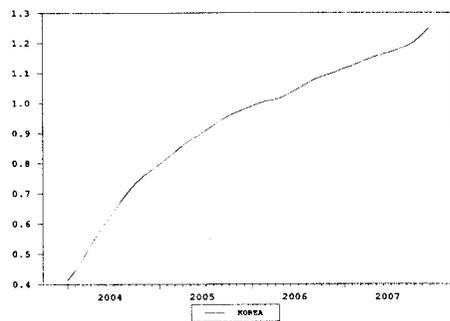
Ⅲ. 전향적 이동회귀와 충격반응

이제 시간이 흐름에 따른 중국 물가의 한국, 미국, 일본 물가에 미치는 영향력을 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀(rolling regression)를 실시한다.

(a) 소비자물가

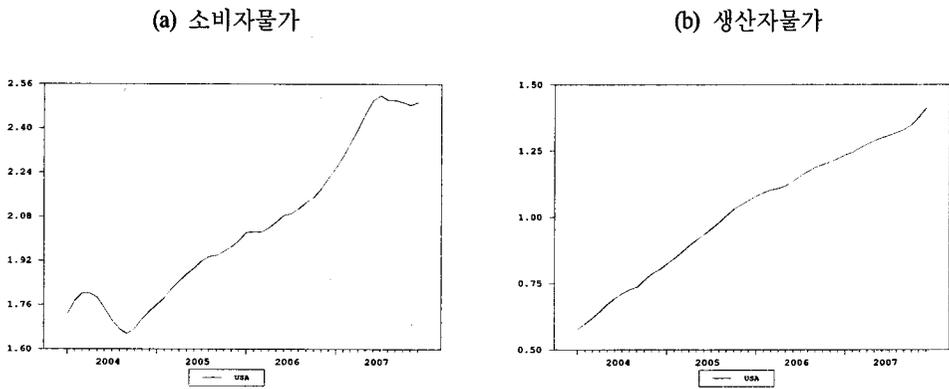


(b) 생산자물가

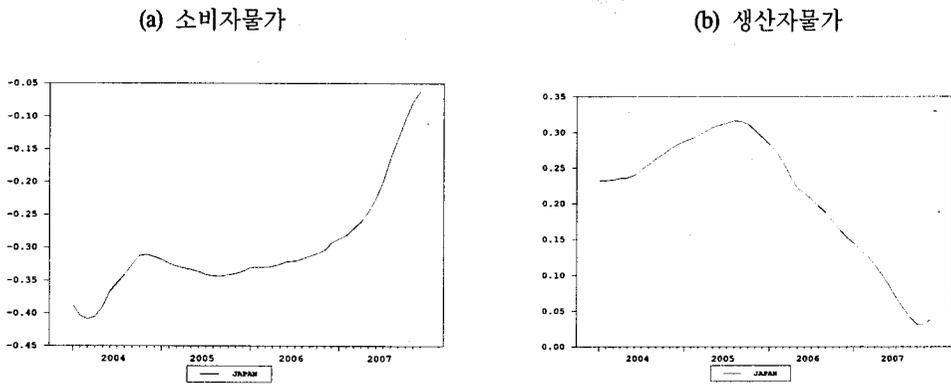


<그림 1> 전향적 이동회귀(CHN-KOR)

<그림 1> ~ <그림 3>은 전향적 이동회귀의 계수를 나타낸다. 중국의 물가상승은 일본의 소비자물가를 제외하고 3개국의 소비자물가와 생산자물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 한국과 미국의 경우 소비자물가에 대한 중국 물가의 영향이 생산자물가에 대한 중국 물가의 영향보다 큰 것으로 나타났다. 그리고, 중국 물가에 대해 한국의 소비자물가가 미국의 생산자물가보다, 미국의 생산자물가가 한국의 생산자물가보다 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.



<그림 2> 전향적 이동회귀(CHN-USA)



<그림 3> 전향적 이동회귀(CHN-JAP)

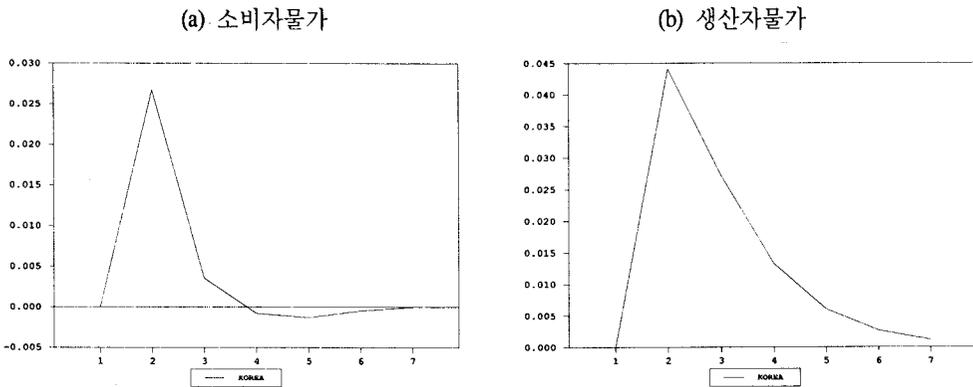
다음으로 변수들에 충격을 가할 경우 다른 변수들의 반응경로를 살펴보기 위하여 충격반응함수를 이용한다. 충격반응함수는 모형 내의 어느 특정 변수에 대하여 1단위 표준편차의 충격을 가한 다음 모형 내의 모든 변수들이 시간 경과에 따라 반응하는 결과를 확인할 수 있을 뿐만 아니라 변수간의 상호 연관관계 또는 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석할 수 있는 이점을 가지고 있다. 충격반응

분석은 균형으로부터 괴리의 지속정도, 규모, 그리고 그 흐름을 쉽게 파악할 수 있는 방법이다. 괴리의 규모는 각 변수의 반응경로의 최대 폭으로 측정하며, 괴리의 지속정도는 정책변수에 1단위 표준편차만큼의 외생적 충격을 가했을 때, 충격을 받는 변수가 추세로 회귀하는데 소요되는 기간으로 측정한다. 충격반응은 다음과 같은 벡터오차수정모형(vector error-correction model)을 이용한다.

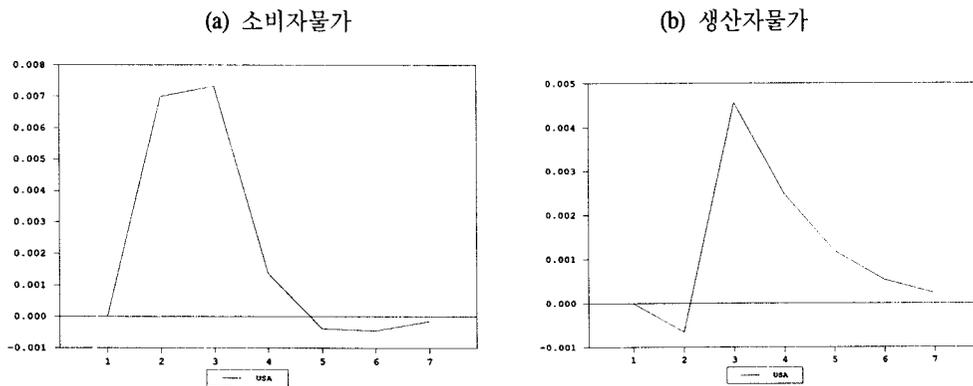
$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^n A_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^r \xi_i \Theta_{t-1} + v_t \tag{7}$$

여기서 X_t 는 물가지수의 벡터를 나타낸다. Θ 에는 오차수정항이 포함되며, v_t 는 X_t 의 예상하지 못한 변동을 보여주는 충격(impulse) 벡터이다.

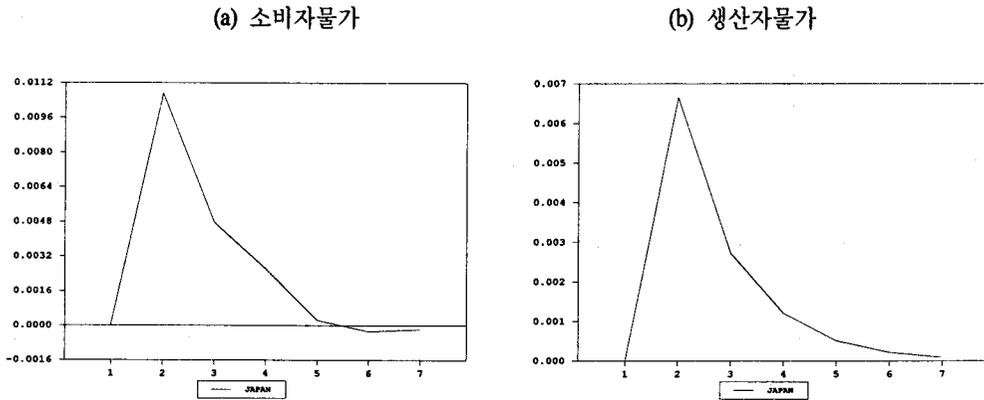
<그림 4>~<그림 6>과 <표 3>~<표 4>는 중국의 소비자물가와 생산자물가 변동에 대한 한·미·일 물가변동의 반응을 보여주고 있다.



<그림 4> 충격반응 ($\Delta CHN - \Delta KOR$)



<그림 5> 충격반응 ($\Delta CHN - \Delta USA$)



〈그림 6〉 충격반응(ΔCHN- ΔJAP)

먼저 중국 소비자물가 변동에 대한 반응은 제 2단계에서 한국이 0.026으로 일본 0.011, 미국 0.007에 비해 대단히 크게 나타났으며, 지속기간도 장기적이었다. 그리고 중국 생산자물가 변동에 대한 반응도 역시 제 2단계에서 한국이 0.044로 일본 0.006, 미국 -0.0006에 비해 대단히 크게 나타났으며, 지속기간도 장기적이었다.5)

〈표 3〉 충격반응(소비자물가)

	ΔKOR	ΔUSA	ΔJAP
1	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.026737	0.006998	0.010719
3	0.003575	0.007328	0.004764
4	-0.000770	0.001368	0.002625
5	-0.001280	-0.000390	0.000242
6	-0.000450	-0.000450	-0.000270
7	-0.000001	-0.000150	-0.000180

5) 또한 <부도 1>-<부도 3>과 <부표 1>을 보면 중국 소비자물가 충격에 대한 한·미·일의 생산자물가의 반응에 있어서도 한국 생산자물가의 반응이 가장 크며 장기적이었다. 반면에 <부도 4>-<부도 6>과 <부표 2>를 보면 중국의 생산자물가 충격에 대한 한·미·일의 소비자물가의 반응에 있어서는 미국 소비자물가의 반응이 가장 큰 것으로 나타났다. 이와 더불어 한국의 경우 중국의 생산자물가가 한국의 소비자물가에 미치는 영향이 중국의 소비자물가가 한국의 소비자물가에 미치는 영향보다 좀 더 큰 것을 알 수 있었다.

〈표 4〉 충격반응(생산자물가)

	Δ KOR	Δ USA	Δ JAP
1	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.044078	-0.000650	0.006650
3	0.027237	0.004564	0.002726
4	0.013279	0.002474	0.001209
5	0.006028	0.001185	0.000511
6	0.002664	0.000530	0.000216
7	0.001165	0.000233	0.000009

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 중국 물가의 국내 물가와 세계 물가에 미치는 영향력이 확대될 것으로 판단하고, 중국 물가가 한국, 미국, 일본의 물가에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다.

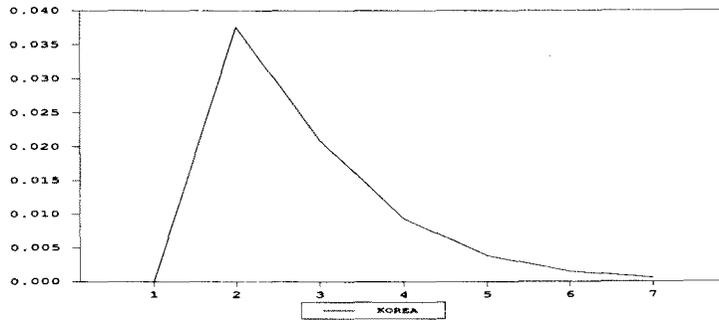
먼저 허구적 추정 결과를 피하기 위해 변수와 모형에 대해 안정성 검정을 실시하였다. 변수에 대한 단위근 검정 결과 모든 변수가 1차 차분을 통해 안정성을 갖는 것으로 나타났으며, 이에 따라 GPH 공적분 검정을 실시하여 6개의 모형이 모두 안정적임을 알 수 있었다. 다음으로 시간이 흐름에 따른 중국 물가의 한국, 미국, 일본 물가에 미치는 영향력을 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀를 실시하였다. 그 결과 중국의 물가상승은 일본의 소비자물가를 제외하고 3개국의 소비자물가와 생산자물가를 상승시키는 것으로 나타났다. 또한 한국과 미국의 경우 소비자물가에 대한 중국 물가의 영향이 생산자물가에 대한 중국 물가의 영향보다 큰 것으로 나타났다. 또한 충격반응함수를 이용하여 중국 물가가 한국의 물가수준에 지대한 영향을 장기에 걸쳐 미친다는 것을 밝힐 수 있었다.

본 연구에서는 분석기간이 짧은 관계로 일반화된 결론을 도출하지 못하였으며, 물가변수에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 국제금융 변수를 고려하지 못한 한계점을 지니고 있다. 또한 본 연구는 초기 단계의 연구에 불과하므로, 앞으로의 세부적인 연구를 위해서는 분석 대상을 확대하고 변수와 분석 기법을 다양화할 필요가 있다.

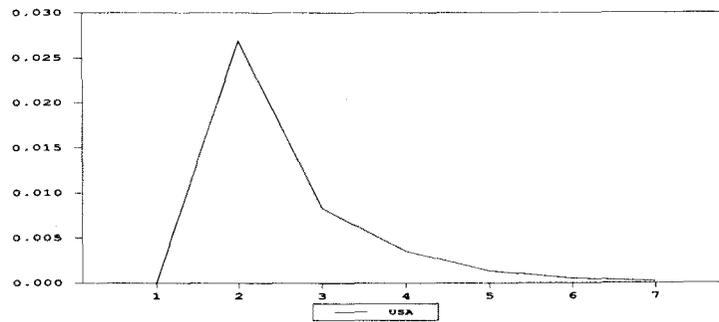
참 고 문 헌

- 강대창, “차이나 인플레이션이 국내 물가에 미치는 영향과 시사점”, 「VIP REPORT」, 현대경 제연구원, 2008, pp.1-20.
- 모수원, “건화물 해운시장에서의 중국효과”, 「해운물류연구」, 한국해운물류학회, 제49호, 2008, pp.5-8.
- 장재철, “중국 인플레이션의 원인과 시사점”, 「SERI 경제 포커스」, 삼성경제연구소, 2007, pp.1-11.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A., “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol.49, 1981, pp.1057-1072.
- Engle, R.F. & Yoo, B.S.. “Forecasting and Testing in Cointegrated Systems,” *Journal of Econometrics*, Vol.35, 1987, pp.143-159.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.251-276.
- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
- Granger, C.W.J., “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, 1986, pp.213-228.
- Geweke, J., and S. Porter-Hudak, “The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol.4, 1983, pp.221-238.
- Granger, C.W.J., and R. Joyeux, “An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol.1, 1980, pp.15-39.
- Hosking, J.R.M., “Fractional Differencing,” *Biometrika*, Vol.68, 1981, pp.165-176.
- IMF, *World Economic Outlook*, 2007.10.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, 1988, pp.335-346.
- <http://www.bok.or.kr>

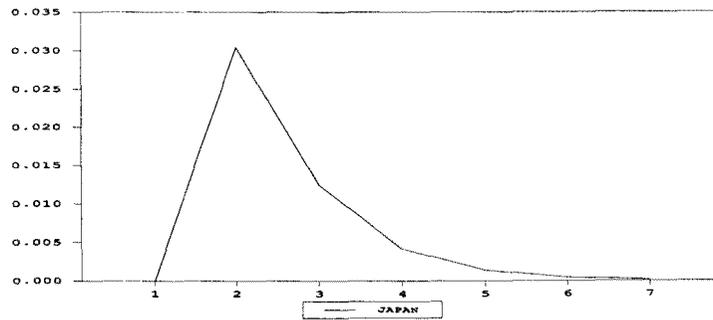
<부도 1> $\Delta CHNC - \Delta KORP$



<부도 2> $\Delta CHNC - \Delta USAP$



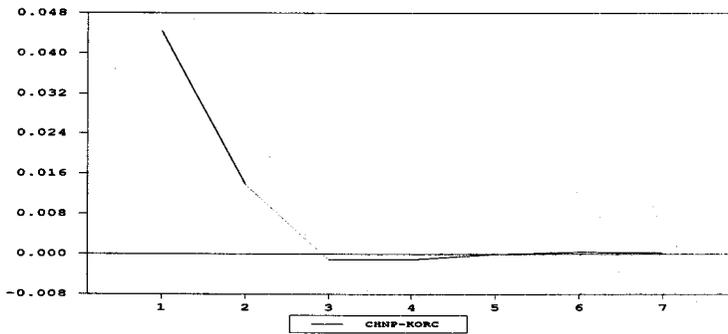
<부도 3> $\Delta CHNC - \Delta JAPP$



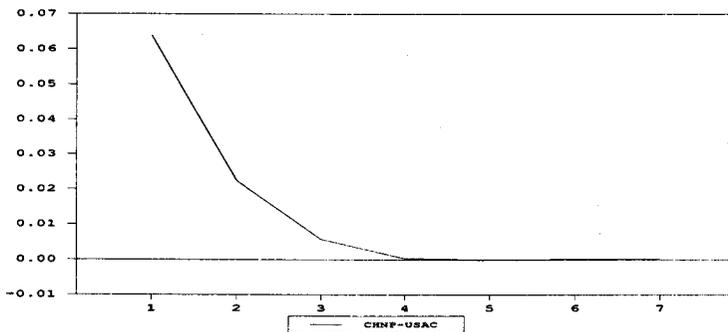
<부표 1> 중국 소비자물가 충격에 대한 한·미·일의 생산자물가의 반응

	$\Delta\text{CHNC} - \Delta\text{KORP}$	$\Delta\text{CHNC} - \Delta\text{USAP}$	$\Delta\text{CHNC} - \Delta\text{JAPP}$
1	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.037594	0.026886	0.030446
3	0.021024	0.008345	0.012482
4	0.009356	0.003524	0.004163
5	0.003815	0.001334	0.001381
6	0.001475	0.000495	0.000452
7	0.000550	0.000179	0.000147

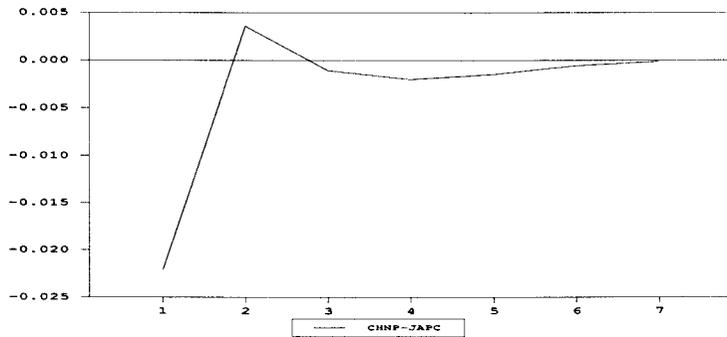
<부도 4> $\Delta\text{CHNP} - \Delta\text{KORC}$



<부도 5> $\Delta\text{CHNP} - \Delta\text{USAC}$



〈부도 6〉 ΔCHNP- ΔJAPC



〈부표 2〉 중국 생산자물가 충격에 대한 한·미·일의 소비자물가의 반응

	ΔCHNP- ΔKORC	ΔCHNP- ΔUSAC	ΔCHNP- ΔJAPC
1	0.044485	0.063936	-0.022108
2	0.013803	0.022423	0.003568
3	-0.001130	0.005729	-0.001080
4	-0.001119	0.000339	-0.002009
5	-0.000038	-0.000106	-0.001467
6	0.000358	0.000127	-0.000589
7	0.000243	0.000178	-0.000139