

인플레이션 변동성과 통화수요*

모수원** · 김창범***

요 약

이론적으로 인플레이션 변동성은 통화수요를 증가시킬 수도 감소시킬 수도 있기 때문에 실증분석을 통해 그 효과를 확인할 필요성이 있다. 본 연구는 인플레이션 불확실성이 통화수요에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 M1과 M2, 산업생산지수, 금리스프레드, 명목 대미달러환율, 인플레이션 변동성으로 모형을 구성한다. 이를 위해 도입하는 변수들과 모형의 안정성 검정을 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. 그리고 오차수정모형을 통해 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보인다. 또한 시간이 흐름에 따른 소득, 금리, 물가, 유동성의 설명력 변화를 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀를 실시한다. 여기서는 추정기간을 점차적으로 확대시키는 기간 확대 전향적 이동회귀와 추정기간을 일정하게 유지하고 이동회귀계수를 도출하는 기간 불변 전향적 이동회귀를 실시한다. 이와 더불어 통화수요가 모형을 구성하는 변수들로부터 어느 정도로 영향 받는가를 살펴보기 위해 충격반응을 이용한다.

핵심주제어 : 인플레이션 변동성, 통화수요, 금융정책

* 논문접수일 2012년 5월 30일, 게재확정일 2012년 8월 23일

본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

** 제1저자, 목포대학교 경영학부 교수

*** 교신저자, 전남발전연구원 전문연구위원

I. 서론

정보의 제약으로 인해 인플레이션이 지속되면 상대가격 체계가 변하고 시장에서 자원배분이 재편되는데 이 과정에서 발생하는 거래비용이 인플레이션의 변동성 확대를 초래한다. 한편 메뉴비용으로 인해 낮은 인플레이션 하에서는 기업이 가격조정을 미루다가 인플레이션이 크게 상승하면 집중적으로 가격을 조정하게 되어 인플레이션의 변동성이 확대된다(이재량, 2008).

Jones and Ostroy(1984)는 인플레이션의 변동성 즉 불확실성이 증대되면 경제주체들이 자산구성의 유연성을 확보하여 하기 때문에 유동성이 높은 통화에 대한 수요가 증가함을 보였다. Mizrah and Santomero(1990)는 인플레이션의 변동성이 확대되면 경제가 안정될 때까지 소비를 연기하려는 성향이 강해져 거래적 통화수요가 감소하는 반면 위험회피를 위한 예비적 통화수요는 증가함을 밝히고 있다. Choudhry(1999)는 미국의 M1 화폐수요에 대해 공적분 검정과 오차수정모형을 이용하여 GARCH모형에서 구한 조건부 분산 추정치로 파악한 명목이자율 불확실성 또는 인플레이션 불확실성을 포함하였을 때에만 안정적인 화폐수요함수를 발견하였지만 불확실성의 효과는 모호함을 밝히고 있다. 김원선(1992)은 3년 이동표준편차를 인플레이션 변동성의 대리변수로 이용하여 실질 M1의 경우 양의 계수를, 실질 M2의 경우 음의 계수를 보이고 있음을 실증하였다. 최희갑(2006)은 조건부이분산을 이용하여 실질 M1과 실질 M2와 양의 관계가 있음을 보여주고 있다. 또한 그는 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향에 있어 거래적·예비적 동기가 상대적으로 강함을 밝히고 있다. 이재량(2008)은 인플레이션 변동성이 확대되는 경우 단기적으로 실질 M1이 감소하는 반면 장기적으로는 실질 M2와 실질 Lf가 증가하는 것으로 분석하였다.

이론적으로 인플레이션 변동성은 통화수요를 증가시킬 수도 감소시킬 수도 있기 때문에 실증분석을 통해 그 효과를 확인할 필요성이 있다. 본 연구는 인플레이션 변동성이 통화수요에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 실질 M1과 실질 M2, 산업생산지수, 금리스프레드, 명목 대미달러환율, 인플레이션 변동성으로 모형을 구성한다.

이를 위해 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서 도입하는 변수들과 모형의 안정성 검정을 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. 그리고 오차수정모형을 통해 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보인다. 제Ⅲ장에서는 통화수요가 모형을 구성하는 변수들로부터 어느 정도로 영향 받는가를 살펴보기 위해 충격반응을 이용하고, 제Ⅳ장에서 요약 및 정책적 시사점을 제시한다.

II. 모형의 도입, 안정성 검정, 그리고 추정

본 논문은 인플레이션 변동성이 통화수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 실질통화량, 실질소득, 금리스프레드, 명목환율, 인플레이션 변동성으로 선형 대수 형태의 모형을 구성한다.

$$rm_t = \beta_0 + \beta_1 ip_t + \beta_2 sp_t + \beta_3 er_t + \beta_4 vol_t \quad (1)$$

여기서 rm 은 실질 M1과 실질 M2를, ip 는 산업생산지수를, sp 는 회사채 수익률(3년만기, AA-)과 CD유통수익률(91일물)간의 차이를, er 은 명목 대미달러환율을, vol 은 <표 1>에서의 GARCH모형에서 구한 인플레이션 변동성을 나타낸다. 분석기간은 1991년 3월부터 2009년 6월까지이며, 이용되는 자료는 한국은행과 통계청의 웹사이트에서 구하였다.

<표 1> GARCH모형의 추정

$$h_t = 0.0000 + 0.1682 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0.6673 \cdot h_{t-1}$$

(1.62) (4.63) (1.99)

$$\log L = -1144.91$$

$$Q(12): 11.983(0.4470)$$

주) 추정계수 밑의 괄호 안의 숫자는 계수의 t 통계량을, 통계량 옆 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타냄.

<표 1>은 GARCH모형을 추정 결과를 보여주고 있다. <표 1>에서 ε_{t-1} 와 h_{t-1} 의 계수가 5%에서 유의하게 양(+)의 부호를 가지며, 부호편의 검정통계량이 유의하지 않음으로써 음의 충격과 양의 충격에 차이가 없음을 보이고 있다.

먼저 각 변수들의 $I(d)$ 과정에서 d 에 대한 단위근 검정이 이루어져야 한다. 시계열 변수에 대한 단위근 존재유무 검정은 Dickey and Fuller(1979)의 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 이용한다.

<표 2>는 수준변수와 1차 차분변수에 대한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 모든 수준변수는 vol 를 제외하고 1% 유의수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차 차분한 시계열자료는 귀무가설의 기각에 완벽하게 성공하고 있다.

<표 2> 단위근 검정

		<i>rm1</i>	<i>rm2</i>	<i>ip</i>	<i>sp</i>	<i>er</i>	<i>vol</i>
t_{α}^*	수준	-1.62(1)	-2.50(6)	-1.10(1)	-1.99(4)	-1.73(2)	-4.46(2)**
	차분	-8.81**	-3.05(5)**	-14.25**	-10.55**(3)	-10.32(1)**	-7.12(1)**
$\tilde{t}_{\alpha}$	수준	-1.16(1)	-1.99(6)	-2.32(1)	-2.93(4)	-1.97(2)	-4.54(2)**
	차분	-8.93**	-3.66(5)**	-14.25**	-10.56(3)**	-10.30(1)**	-7.12(1)**

주) 1. 괄호 안은 시차의 길이를 나타냄.

2. '**'는 5% 유의수준에서 가설이 기각됨을 의미함.

다음으로 Johansen(1988)의 다변량공적분기법을 살펴본다. 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistic)을 구하기 이전에 투입되는 시차길이는 Ljung-Box Q 검정통계량을 이용하여 잔차가 백색오차인 최소의 시차길이는 2로 나타났다. 그 결과 모든 트레이스 통계량이 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데에 성공함으로써 모형이 안정적임을 보이고 있다.

<표 3> Johansen 검정

		$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$	$r \leq 4$
M1	VAR(2)	84.94**	46.93	15.38	6.391	0.389
M2	VAR(2)	76.63**	38.68	17.12	7.470	0.298

주) 괄호 안은 벡터자기회귀모형의 시차를 의미하고, '**'는 5% 유의수준에서 공적분관계가 없다는 귀무가설이 기각됨을 나타내며, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표를 참조함.

<표 4> GPH 검정

		0.500	0.525	0.550	0.575	0.600
M1	$d(d=0)$	0.312(5.372)***	0.295(6.451)***	0.360(5.698)***	0.256(6.086)***	0.240(6.502)***
	$d=1$	0.002***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
M2	$d(d=0)$	0.373(2.922)***	0.338(3.490)***	0.257(4.637)***	0.333(4.753)***	0.291(5.568)***
	$d=1$	0.006***	0.001***	0.000***	0.000***	0.000***

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

2. '***'는 1%에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

또한 분수공적분 검정 결과 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 1사이에 위치하여 시계열이 정상으로 수렴하는 경향이 있음을 보여주고 있다.

<표 5>는 장기균형식과 오차수정방정식을 도출한 결과이다. 계수 밑 괄호 안의 숫자는 t 통계량을, F 통계량 옆의 괄호 안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

장기균형식 추정 결과 M1에서 인플레이션 변동성의 추정계수 값이 통계적으로 유의한 음의 값을 나타냈으며, M2에서 인플레이션 변동성의 추정계수 값이 통계적으로 유의한 양의 값을 나타냈다. 이는 장기적으로 인플레이션 변동성이 M1과 M2에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 오차수정방정식에서 F 통계량은 상수항을 제외한 모든 변수가 그룹으로서 영의 계수(zero coefficient)를 갖는다는 귀무가설이 기각됨을 의미한다.

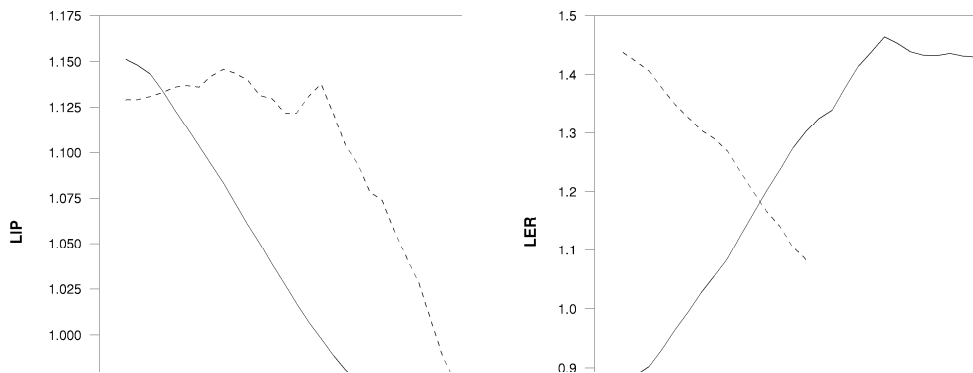
<표 5> 장기균형식과 오차수정모형

M1	장기균형식: $RM_t = -0.6237 + 0.9615IP_t - 0.0276SP_t + 1.4267ER_t - 10.6726VOL_t$ (41.17) (-3.76) (10.70) (-7.42)
	오차수정모형: $\Delta RM_t = 0.0037 + 0.4813\Delta RM_{t-1} - 0.2657\Delta ER_{t-1} - 0.0307z_{t-1}$ (3.29) (8.33) (-3.89) (-2.85)
	$R^2 = 0.29 \quad F = 28.88(0.0000)$
M2	장기균형식: $RM_t = 6.4106 + 0.0286IP_t + 0.0108SP_t + 0.3925ER_t + 1.4970VOL_t$ (0.66) (3.05) (5.22) (2.34)
	오차수정모형: $\Delta RM_t = 0.0039 + 0.4549\Delta RM_{t-1} - 0.0184z_{t-1}$ (6.28) (7.46) (-1.82)
	$R^2 = 0.21 \quad F = 28.39(0.0000)$

그리고 오차수정항(error-correction term: z_{t-1})의 계수는 실제치와 균형치의 괴리가 매월 제거되거나 수정되는 비율을 나타낸다. 오차수정항이 1%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다. 또한 M1의 오차수정항의 계수는 0.0307로 나타나 매월 3.1%의 속도로 장기균형으로 수렴되고 있음을 알 수 있다. 반면에 M2의 오차수정항의 계수는 0.0184로 1.8%의 속도로 수렴되고 있다.

Ⅲ. 전향적 이동회귀와 충격반응

이제 시간이 흐름에 따른 소득, 금리, 물가, 유동성의 설명력 변화를 살펴보기 위하여 전향적 이동회귀(rolling regression)¹⁾를 실시한다. 여기서는 추정기간을 점차적으로 확대시키는 기간 확대 전향적 이동회귀와 추정기간을 일정하게 유지하고 이동회귀계수를 도출하는 기간 불변 전향적 이동회귀를 실시한다. 전자는 2006년 12월까지 추정한 후 2007년 1월의 계수를 도출하고 또 다시 2007년 1월까지 추정한 후 2004년 2월의 계수를 도출한다. 이 과정은 2009년 6월까지 계속된다. 후자는 1991년 1월부터 2006년 12월까지를 추정한 후, 2007년 1월 자료를 투입하여 계수를 도출하고, 1991년 2월부터 2007년 1월까지를 추정한 후 2007년 2월 자료를 투입하여 계수를 도출하는 방식이다. <그림 1>과 <그림 2>는 기간확대 전향적 이동회귀의 분석 결과와 <그림 3>과 <그림 4>에는 기간불변 전향적 이동회귀가 제시되어 있다.²⁾

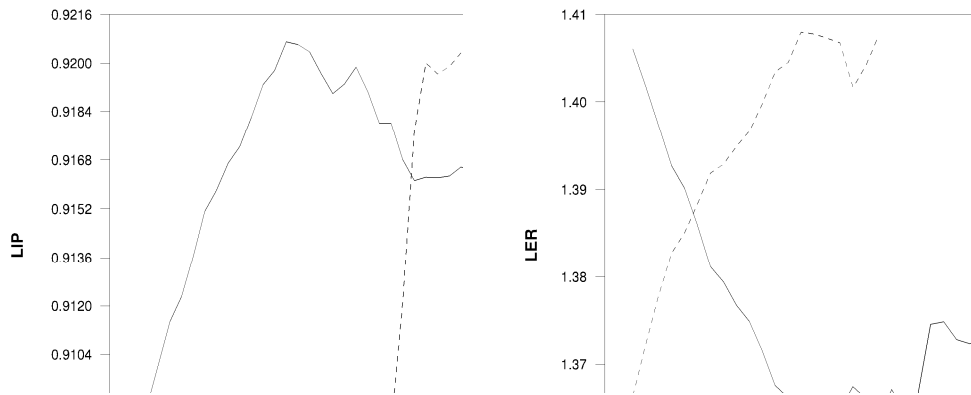


<그림 1> 기간확대 전향적 이동회귀(M1)

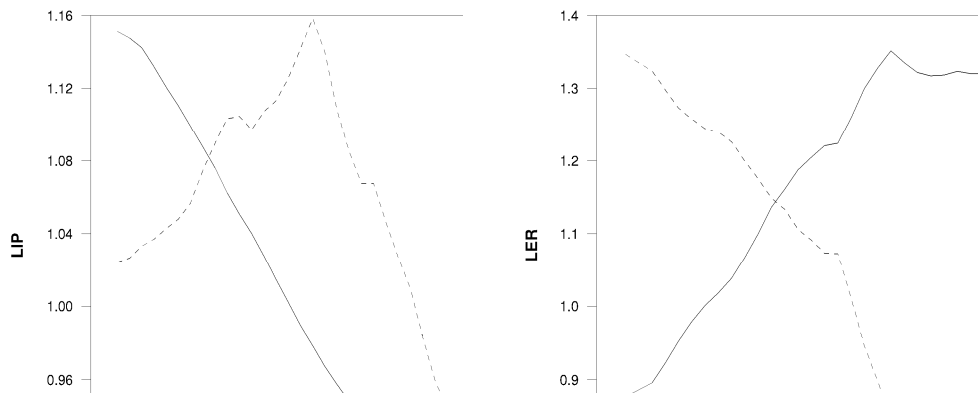
<그림 1>과 <그림 2>에서 M1의 경우 소득의 영향력은 지속적으로 감소하고 있으며, 인플레이션 변동성의 영향력은 지속적으로 증대되고 있다. 반면에 환율은 2008년 9월까지의 증가추세를 보이다가 이후 감소추세를 보이고 있다. M2의 경우 소득과 인플레이션 변동성은 2008년 4월까지의 증가하다가 그 이후 지속적으로 감소하고 있으며, 환율은 2008년 1월부터 9월까지의 영향력의 변화가 거의 없다가 이후 증가하고 있다.

1) 모수원(2007), pp.314-315.

2) 그림의 좌측 변수는 실선으로, 우측변수는 점선으로 처리하였음.

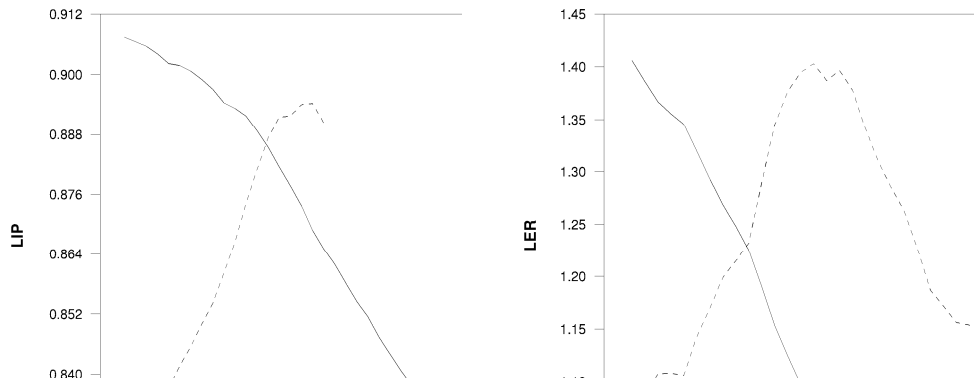


<그림 2> 기간확대 전향적 이동회귀(M2)

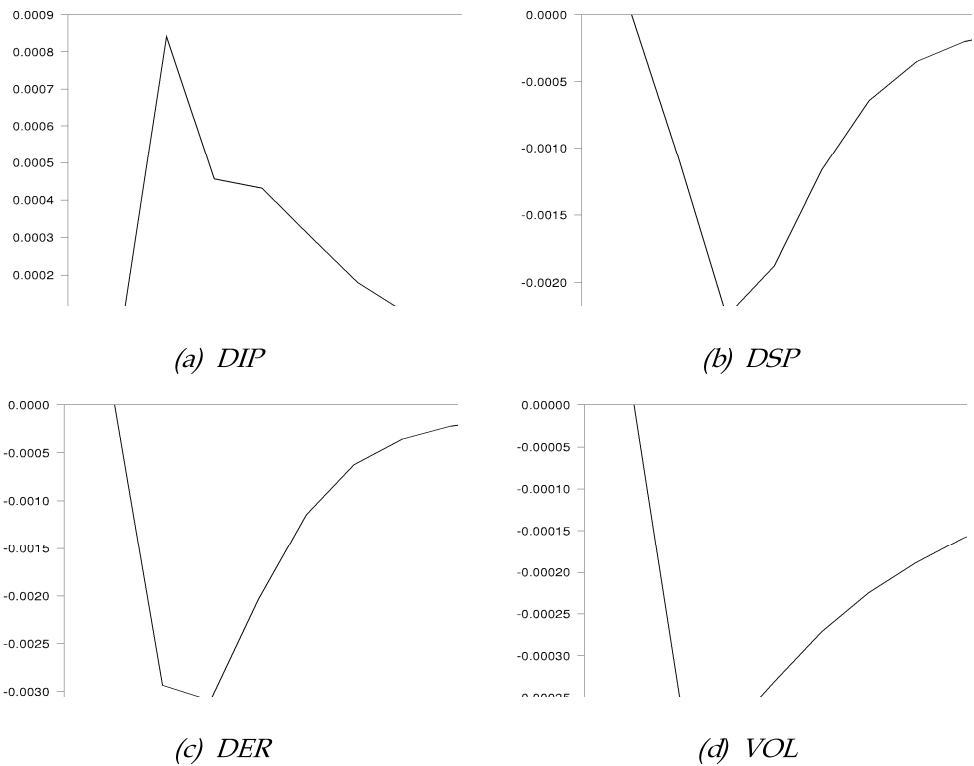


<그림 3> 기간불변 전향적 이동회귀(M1)

<그림 3>과 <그림 4>에서 M1의 경우 소득의 영향력은 지속적으로 감소하고 있으며, 인플레이션 변동성의 영향력은 지속적으로 증대되고 있다. 반면에 스프레드는 2008년 5월까지의 감소추세를 보이다가 이후 증가추세를 보이고 있으며, 환율은 2008년 9월까지의 증가추세를 보이다가 이후 감소추세를 보이고 있다. M2의 경우 소득, 금리 스프레드, 환율의 영향력은 지속적으로 감소하고 있으며, 인플레이션 변동성의 영향력은 2008년 5월까지의 증가하다가 이후 감소하고 있다.



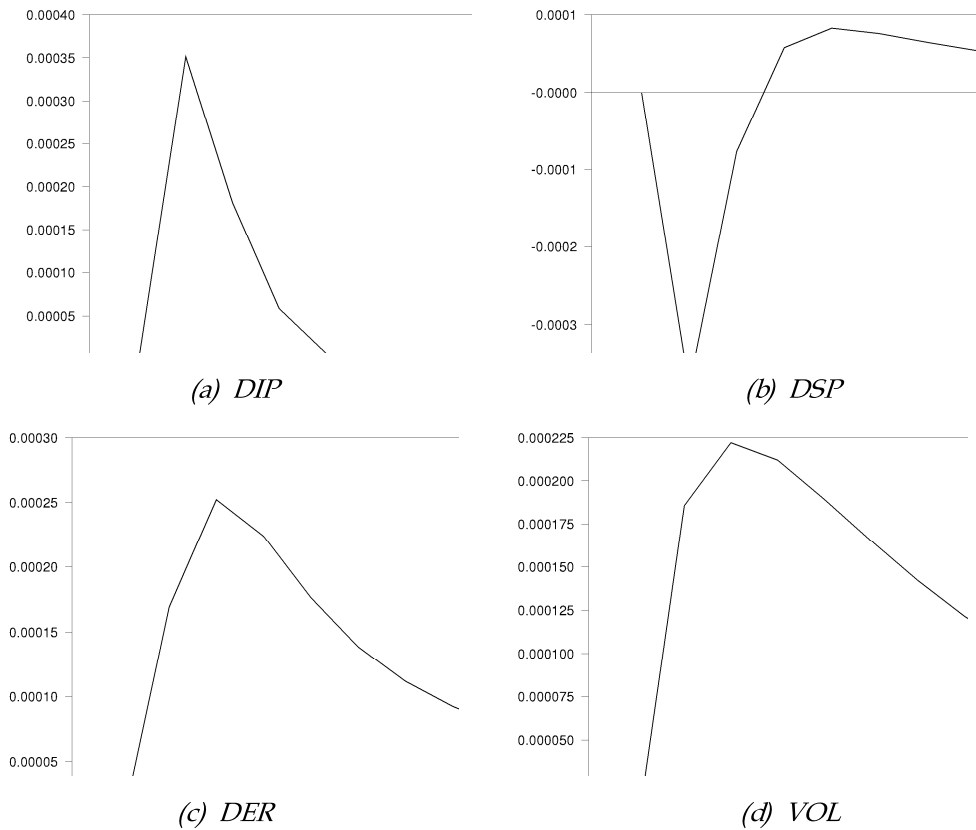
<그림 4> 기간불변 전향적 이동회귀(M2)



<그림 5> 충격반응(M1)

<그림 5>와 <그림 6>은 실질 통화수요가 모형을 구성하는 변수들에 일정한 충격을 가할 경우 어떠한 반응경로를 갖는가를 보여주고 있다.

소득과 물가 충격에 대해서는 2개월에 가장 큰 정의 충격을 보여주었으며, 유동성 충격에는 2개월에 가장 큰 부의 충격을 나타내고 있다. 반면에 금리 충격은 1개월에 가장 큰 음의 충격을 보여주고 있다. 소득, 물가, 유동성, 금리 충격에 대한 반응 중 금리 충격에 대한 반응이 가장 큰 것으로 나타났다. 그리고 지속기간에 있어서는 유동성 충격이 가장 장기적임을 알 수 있다.



<그림 6> 충격반응(M2)

IV. 요약 및 결론

본 연구는 인플레이션 불확실성이 통화수요에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 M1과 M2, 산업생산지수, 금리스프레드, 명목 대미달러환율, 인플레이션 변동성으로 모형을 구성하였다.

먼저 가성적 회귀 추정 결과를 피하기 위해 변수와 모형에 대해 안정성 검정을 실시하였다. 변수에 대한 단위근 검정 결과 모든 변수가 1차차분을 통해 안정성을 갖는 것으로 나타나 따라 모형에 대해 정수차분의 Johansen 검정과 분수차분의 GPH 검정을 실시하여 본고가 도입하는 모형이 안정적임을 알 수 있었다. 이에 따라 오차수정모형을 추정한 결과 오차수정항이 1%에서 음의 부호로 유의함으로써 공적분관계가 존재함을 증명할 뿐만 아니라 공적분 방정식에서 변수들 간에 균형관계가 성립하고 있음을 보여주었다. 또한 M1의 오차수정항의 계수는 0.0307로 나타나 매 월 3.1%의 속도로 장기균형으로 수렴되고 있는 반면에 M2의 오차수정항의 계수는 0.0184로 1.8%의 속도로 수렴되고 것으로 나타났다. 그리고 기간불변 전향적 이동회귀에서 M1의 경우 소득의 영향력은 지속적으로 감소하고 있으며, 인플레이션 변동성의 영향력은 지속적으로 증대되고 있다. 반면에 스프레드는 2008년 5월까지 감소를 보이다가 이후 증가추세를 보였으며, 환율은 2008년 9월까지 감소를 보이다가 이후 감소추세를 보였다. M2의 경우 소득, 금리 스프레드, 환율의 영향력은 지속적으로 감소하였으며, 인플레이션 변동성의 영향력은 2008년 5월까지 증가하다가 이후 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이와 더불어 충격반응분석 결과 소득과 물가 충격에 대해서는 2개월에 가장 큰 정의 충격을 보여주었으며, 유동성 충격에는 2개월에 가장 큰 부의 충격을 나타내고 있다. 반면에 금리 충격은 1개월에 가장 큰 음의 충격을 보여주고 있다. 소득, 물가, 유동성, 금리 충격에 대한 반응 중 금리 충격에 대한 반응이 가장 큰 것으로 나타났다. 그리고 지속기간에 있어서는 유동성 충격이 가장 장기적임을 알 수 있었다.

결론적으로 우리나라의 경우 인플레이션 변동성이 확대되면 장기적으로 M1이 감소하고, M2는 증가하는 것으로 분석되었다. 인플레이션 변동성이 확대되면 거래위축과 무수익 현금자산의 실질가치 변동으로 현금성 통화에 대한 수요가 감소하는 반면에 예비적 수요와 무수익 현금자산을 이탈한 대체수요가 현금화가 용이하면서도 수익성을 갖춘 정기예금, 시장성수신 등으로 집중되기 때문으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김원선(1992), “인플레이션 불확실성이 화폐수요에 미치는 영향에 대한 분석,” 경제논집, 충남대학교 경영경제연구소, 8권.
- 김창범(2004), “환율불확실성이 고정투자에 미치는 효과,” 산업경제연구, 제17권 제5호.
- 모수원(2007), “학력이 외식비 지출에 미치는 효과,” 관광·레저연구, 제19권 제2호.
- 백용기(2009), “물가안정목표제 운용의 성과와 과제,” 지식연구, 명지대 금융지식연구소, 제7권 제1호.
- 신용상(2008), “최근 저성장-고물가 압력하에서의 통화정책방향,” KIF 금융논단 모음집, 제17권 제8호.
- 이재량(2008), “인플레이션 변동성 확대가 통화수요에 미치는 영향과 시사점,” 한국은행 조사국 통화재정팀.
- 주한광·주상영(2002), “우리나라 가계와 기업의 부문별 화폐수요: 불확실성과 환율을 고려한 연구,” 경제학연구, 제50집 제2호, 한국경제학회.
- 최희갑(2006), “인플레이션 불확실성하에서의 화폐수요에 관한 실증분석,” 금융학회지, 제11권 제4호.
- 최희갑·임병준(2006), “인플레이션과 인플레이션 불확실성: 직접적 관찰치의 이용,” 계량경제학보, 제17권 제4호.
- Blejer, M. I.(1979), “The Demand for Monet and the Variability of the Rate of Inflation: Some Empirical Results,” *International Economic Review*, 20, pp.545-549.
- Bollerslev, T.(1986), “Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, pp.307-328.
- Choudhry, T.(1999), “Does Interest Rates Volatility Affect the US M1 Demand Function?,” *The Manchester School*, 67, pp.621-648.
- Dickey, D. A., and Fuller, W.A.(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.
- Doyle, E.(2001), “Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979~1992,” *Applied Economics*, 33, pp.249-265.
- Engle, R. F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50, pp.987-1007.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. and Robins, R. P.(1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, 55, pp.391-407.

- Engle, R. F., and Granger, C. W. J.(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, pp.251-276.
- Fuller, W. A.(1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Geweke, J., and Porter-Hudak, S.(1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models," *Journal of Time Series Analysis*, 4, pp.221-238.
- Granger, C. W. J. and Joyeux, R.(1980), "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, pp.15-39.
- Hosking, J. R. M.(1981), "Fractional Differencing," *Biometrika*, 68, pp.165-176.
- Jones, R. and Ostroy, J.(1984), "Flexibility and Uncertainty," *Review of Economic Studies*, 51, pp.13-32.
- Mizrah, B. and Santomero, A.(1990), "A Liquidity-in-Advance Model of the Demand for Money under Price Uncertainty," *Journal of Monetary Economics*, 26, pp.143-159.
- Mo, S.W, and Kim, C.B.(2001), "Tramper Freight and Asymmetric News Impact," *Journal of Korea Trade*, 5, pp.145-169.
- Osterwald-Lenum, M.(1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.461-471.
- <http://www.bok.or.kr>
- <http://www.nso.go.kr>

Inflation Volatility and Money Demand

Soo-Won MO* · Chang-Beom KIM**

Abstract

The paper investigates the relationship between inflation volatility and money demand in Korea using monthly data over the period from 1991 to 2009. This paper employs the Johansen's multivariate cointegration procedure, GPH (Geweke and Porter-Hudak) cointegration procedure, rolling regression. The multivariate cointegration technique is superior to the simpler regression-based technique because it fully captures the underlying time series properties of the data, provides estimates of all of the cointegrating vectors that may exist among a vector of variables, and offers a test statistic for the number of cointegrating vectors which has an exact limiting distribution. Fractionally differenced processes explored by, e.g., Granger and Joyeux (1980) and Hosking (1981) can be used to model parametrically long-memory dynamics. All of the estimates of d are significantly greater than 0 and less than 1, suggesting possible fractional integration behavior. The findings of cointegration facilitates an examination of the short-run model using a error correction model. This paper also apply impulse-response functions to provide the dynamic responses of money demand.

Keywords : inflation volatility, money demand, monetary policy

* Professor, Mokpo National University, first author

** Research Fellow, Jeonnam Research Institute, corresponding author