

## 싱가포르의 화폐수요함수와 화폐대체

이 성 량\*

### I. 서론

싱가포르는 2013년 세계은행(The World Bank) 통계에 따르면 구매력 기준으로 일인당 국내총생산이 \$78,763으로서 명실공히 선진국으로 자리매김 하였다. 1965년 건국 당시 일인당 국내총생산이 \$540에 불과했던 싱가포르의 일인당 국내총생산이 2015년에는 \$84,000로 예측되는바 이것은 참으로 놀라운 경제성장이라 말할 수 있다.

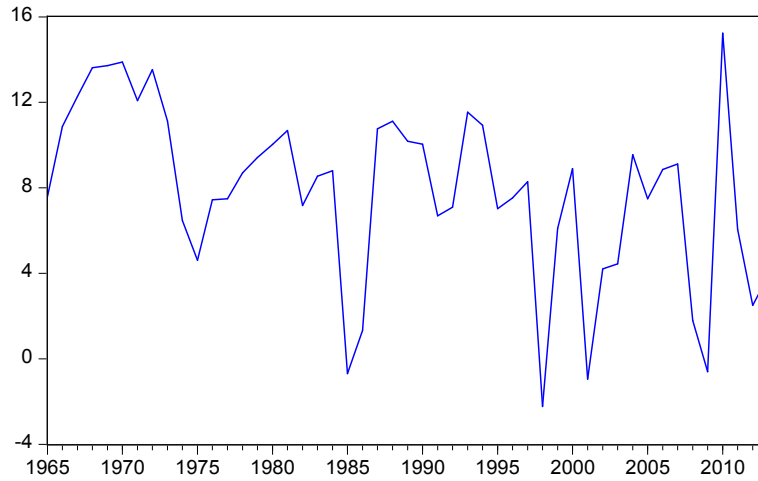
싱가포르 경제는 1965년부터 1980년 사이 연평균 10% 이상 성장하였고 1990년대 들어서도 높은 경제성장률을 유지하여 1965년부터 2013년까지 연평균 7.8%의 성장을 기록하였다(<그림 1>참조).

싱가포르는 IMD(International Institute for Management Development) 2014년 세계경쟁력평가에서 세계 3위를 기록하였으며 헤리티지 재단이 발표하는 경제자유지수에서 홍콩 다음으로 2위를 기록하였다(<그림 2> 참조). 싱가포르 경제성장의 특징은 정부주도의 경제성장과 다국적 외국기업이 주도하는 성장전략이라고 할 수 있다. 그러나 헤리티지의 재단의 발표에서 보듯이 싱가포르 경제

---

\* 동국대학교-서울 경제학과 교수. [srkee@dongguk.edu](mailto:srkee@dongguk.edu).

본 논문에 대해서 유익한 논평을 해주신 이충열 편집위원장과 심사위원들께 감사를 드린다.



<그림 1> 경제 성장률 추이

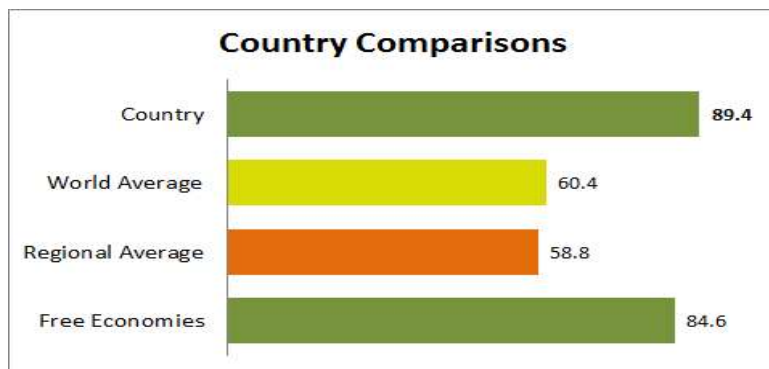
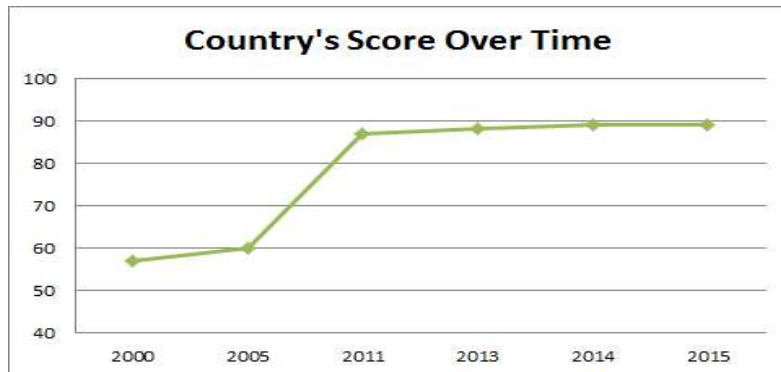
출처: Datastream

의 자유도가 세계 2위인만큼 정부주도의 경제성장은 싱가포르의 경제에서 사라졌다고 볼 수 있다. 그러나 싱가포르 서비스 산업의 93%가 외국인 투자에 의존하고 있어 외국자본이 주도하는 싱가포르의 경제의 기본 성격은 변함이 없다. 싱가포르는 또한 1978년부터 외환 시장을 개방하여 외환거래 및 자본이동에 대한 제한이 없다. 이러한 싱가포르의 높은 경제 개방도는 싱가포르의 고도 성장을 견인해 왔다는 점에서 긍정적 측면이 있지만 다른 한편으로 부정적인 측면에서는 싱가포르의 경제가 대외적 충격으로부터 위기에 직면할 수도 있다는 점에서 취약성도 가지고 있다.

이 논문은 이러한 싱가포르 경제의 개방성을 고려하여 싱가포르 경제에 외부로부터 충격이 있을 경우 싱가포르의 중앙은행이 독립적인 통화정책을 시행할 수 있는지를 검토하기 위하여 싱가포르의 화폐수요를 논의하고자 한다. 특히 여기서는 화폐수요함수에서 화폐 대체 현상이 있는지를 검정한다. 앞서 언급하였듯이 싱가포르는 자

본의 흐름이 매우 자유로운 소규모 개방형 경제이기 때문에, 화폐수요함수에서 화폐대체 현상이 있다면 외부충격에 대한 중앙은행의 정책대응이 매우 어려울 것으로 예상된다. 반면 화폐대체 현상이 없다면 싱가포르 중앙은행은 금융위기 같은 부정적인 외부의 충격이 있을 경우 적극적인 통화정책을 통해 외부의 충격에 적극적으로 대처할 수 있을 것이다.

변동환율제도의 장점은 중앙은행이 국제수지 및 외부의 충격으로 인한 환율의 변동으로부터 독립적으로 통화정책을 운용할 수 있다



<그림 2> 경제자유지수

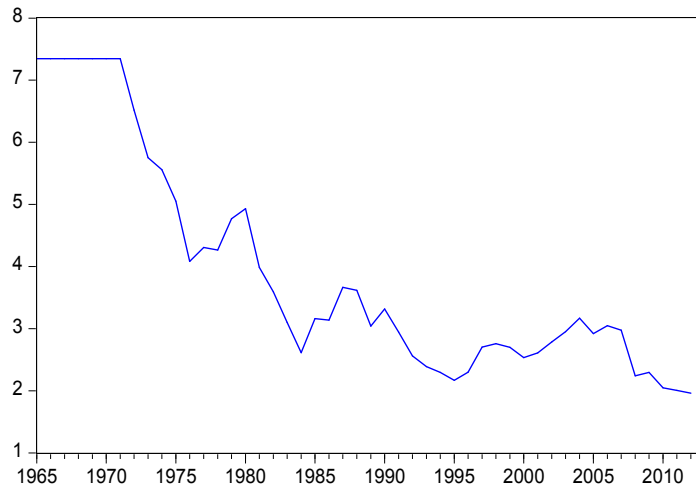
출처: The Heritage Foundation. 2015 Index of Economic Freedom

는 것이다. 그러므로 변동환율제도에서 통화정책의 기반은 그 중심이 국내경제에 있고 국제경제는 중심이 되지 않는다. 그러나 변동환율제도에서 자국 통화의 가치하락(상승)으로 인하여 외국화폐에 대한 수요가 증가(감소)하면서 자국화폐에 대한 수요는 감소(증가)하는 화폐대체 현상이 일어난다면 중앙은행의 통화정책은 독립적으로 운용될 수 없다. 이는 변동환율제도에서도 국내경제가 외부의 충격으로부터 자유로울 수 없다는 것을 의미한다. 여러 신흥국에 대한 화폐대체 연구에 따르면 환율의 하락이 화폐수요를 감소시키는 것으로 나타났다. Arize(1991)는 한국에서, Bahmani-Oskooee와 Techaratanachai(2001)는 태국, Civcir(2003)은 터키, Adam 등(2004)은 베트남에서 화폐대체 현상이 나타나는 것을 보여주었다. 반대로 선진국에서는 거의 대부분 화폐대체 현상이 없는 것으로 나타났다. Bordo(1982)는 캐나다에서 화폐대체 현상이 없다는 것을 보여주었으며, Batten과 Hafer(1984)는 영국, 프랑스, 네덜란드의 경우 화폐대체 현상이 나타나지 않았고, 캐나다와 독일의 경우에는 화폐대체 현상이 극히 미미하게 감지되었다며 변동환율체제에서 통화정책의 독립성이 유효하다고 주장하였다. Lee(2010)는 한국의 경우 변동환율제도가 본격적으로 도입된 1997년 외환위기 이후 화폐대체 현상이 없다는 것을 보여주었다. 주한광(2002)는 한국의 인플레이션과 소득 증가의 불확실성을 GARCH 모형으로 도출한 후 실질실효환율, 실질총생산, 회사채금리를 포함하여 한국의 화폐수요함수를 추정하였다. 그에 의하면 한국의 경우 실질실효환율의 하락이 화폐수요에 영향을 미치는 화폐대체의 효과가 나타나는 것으로 나타났다. 김인철과 안경애(2005)는 월별자료를 이용하여 화폐대체 함수를 실증분석하였다.

Batten과 Hafer(1984)가 주장하였듯이, 화폐수요함수에서 예상환율절하 변수의 마이너스 부호와 통계적으로 유의한 계수수치는 투

자자들이 자국 통화의 가치 하락(상승)이 예상될 때 실질통화의 보유량을 줄인다(늘린다)는 것을 의미한다. 이 경우 소규모 개방경제인 싱가포르의 경제는 완전변동환율제도 안에서도 외부의 충격으로부터 자유로울 수가 없다. 화폐대체 현상이 존재한다면 싱가포르 중앙은행이 적극적으로 통화정책을 시행해야 외부의 충격이 국내경제에 미치는 영향을 완화할 수 있다.

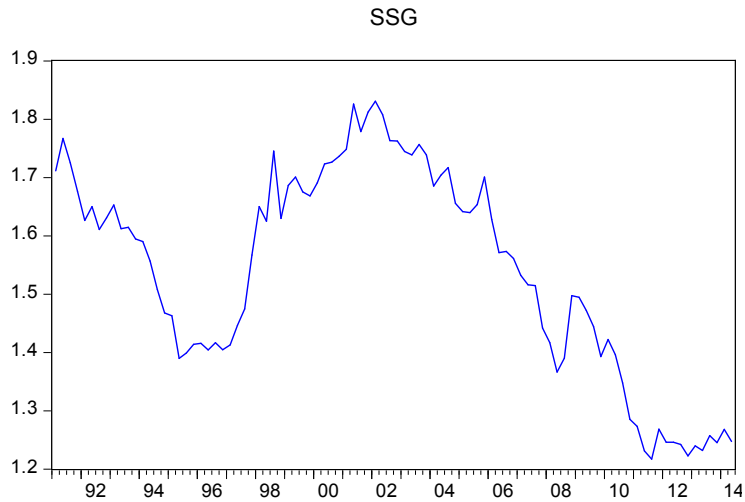
싱가포르는 1973년 변동환율제도를 도입하였고, 영국 파운드 및 미국 달러 대비 싱가포르 달러의 화폐가치는 아시아 경제위기 시기를 제외하고 지속적으로 상승하였다(<그림3-A, 3-B>).<sup>1)</sup>



<그림 3-A > 파운드 대비 싱가포르의 환율 추이

출처: Datastream

1) 영국 파운드 대비 싱가포르의 환율통계 수치는 1965년부터 작성되었으나 달러 대비 환율통계는 1991년부터 작성되었다.



<그림 3-B> 달러 대비 싱가포르의 환율 추이

출처: Datastream

이 논문에서는 예상환율절하 변수를 실질소득과 이자율과 같이 화폐수요함수에 포함하였으며 예상환율절하 변수는 선물환과 현물환의 차이를 이용하였다. 표본기간은 1991년 1분기부터 2014년 2분기까지 통계를 활용하였다.<sup>2)</sup>

예상환율절하(절상) 변수가 화폐수요함수에서 유의하지 않다면 환율이 화폐수요에 영향을 주지 않으므로 소규모 개방경제인 싱가포르의 중앙은행이 외부의 부정적인 충격이 있을 경우 적극적으로 독립적인 통화정책을 운용할 수 있다는 것을 의미한다.

2) 대부분의 화폐수요함수 논문에서는 화폐대체변수를 실질실효환율이나 현물환을 이용하였으나 싱가포르의 경우 선물환 시장이 활성화 되어 있어 본 논문에서는 선물환과 현물환의 차이를 예상환율절하(절상)의 변수로 사용하였다. 싱가포르의 선물환 시장의 역사가 동남아시아 국가 중 가장 오래 되었기 때문에 장기간의 통계가 필요한 시계열분석에서 좋은 자료로 활용될 수 있다. 또한 선물환은 미래의 예측이 포함된 변수이므로 화폐수요함수에서 현물환을 쓰는 것 보다 선물환을 쓰는 것이 적절하다고 할 수 있다. 많은 동남아 국가들이 선물환 통계가 없기 때문에 더욱이 싱가포르의 선물환을 이용한 화폐수요함수는 의미가 있다고 할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 서론 다음의 제2절은 화폐 수요의 함수에 대하여 논의하고, 제3절은 통계수치와 분석방법에 대한 설명과 함께 화폐수요에 대한 관계를 분석한다. 마지막 제4절에서는 결론을 제시한다.

## II. 화폐수요함수모형

본 연구는 식 (1) 화폐수요함수를 측정하였다.<sup>3)</sup> 식(1)의 화폐수요 함수는 전형적인 화폐수요함수로서 실질소득과 이자율뿐 아니라 자국통화의 예상 변수를 선물환과 현물환의 차이를 포함하여 싱가포르의 화폐수요함수를 분석하였다.

$$m_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \hat{E}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$m_t$  은 실질화폐수요의 로그수치,  $y_t$  는 실질소득의 로그수치,  $R_t$  은 이자율,  $\hat{E}_t$  는 예상절하환율(절상율) 변수이고  $\varepsilon_t$  는 오차항이다.

예상환율절하 변수는 선물환과 현물환의 차이를 고려하여 식 (2) 와 같이 계산하였다.<sup>4)</sup>

$$\hat{E}_t = (F_t/S_t)^4 - 1, \quad (2)$$

$F_t$  는 3개월 선물환이고  $S_t$  는 현물환을 나타낸다.

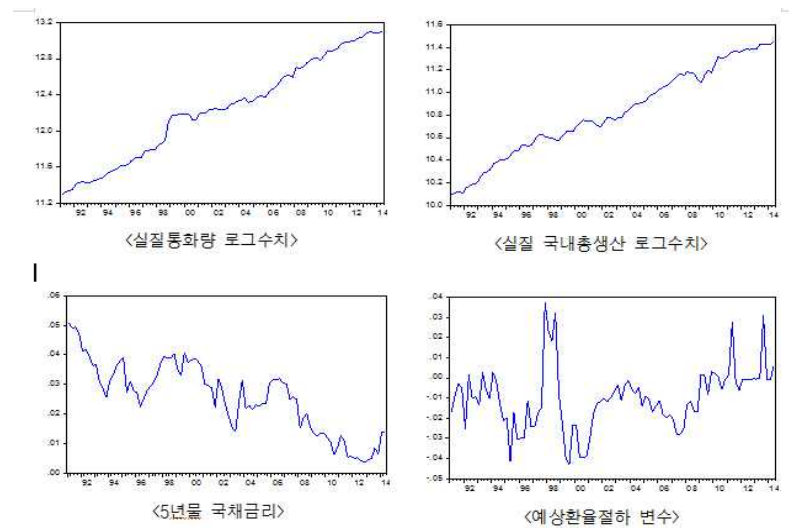
이 논문의 자료는 Datastream과 IMF의 분기별 1991:1부터 2014:2까지의 표본기간 통계를 사용하였다. 화폐변수는 M2를 사용하였고, 가격변수는 GDP디플레이지수를 활용하였다.<sup>5)</sup> 실질소득은 실질국내

3) Bordo and Choudhri (1982) 참조.

4) Batton and Hafter (1984) 참조.

총생산(GDP/GDP deflator; real gross domestic product)을 사용하였고, 이자율은 5년물 국채금리를 사용하였으며 식 (2)에서와 같이 3개월 선물환과 현물환의 차이를 예상환율절하(expected rate of depreciation) 변수로 사용하였다.<sup>6)</sup>

<그림 4>는 화폐수요 변수들의 시계열자료를 보여주고 있다. 실질통화량은 1997-1998년 아시아 경제위기 당시 많이 증가한 것으로 나타나며, 1997-1998년 아시아 경제위기와 2008-2009년 미국발 금융위기로 싱가포르의 실질 국내총생산이 감소한 것으로 나타난다.



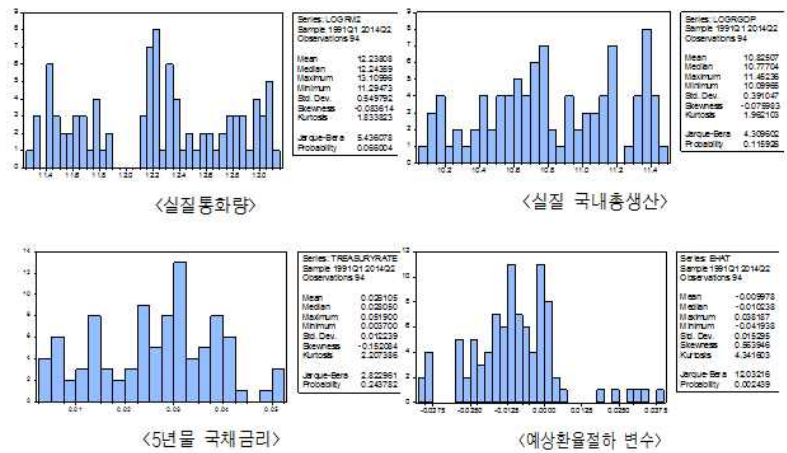
<그림 4> 화폐수요변수 시계열

- 5) M1의 경우 VAR모형의 안정성이 특성방정식(characteristic equation)의 근(roots)이 복소수 단위원(complex unit circle)안에 존재하지 않으므로 사용하지 않았다.
- 6) 금리는 3개월과 1년 금리를 적용하였을 때 VAR 모형의 잔차가 정규성을 충족하지 못하였다. 그러므로 유동성이 풍부한 5년물 국채금리를 사용하였다. 가격변수로 Batton과 Hafer는 GDP디플레이터를 이용하였고 Bordo와 Choudhri는 GNE디플레이터를 사용하였다. 가격변수로 소비자물가지수(CPI)를 사용해 보았으나 모형의 잔차가 정규성을 충족하지 못하였다. 추정기간의 시작을 1991년 1분기로 설정한 것은 선물환의 통계가 1991년 1분기부터 작성되었기 때문이다.



금리는 1991년 이후 아시아 경제위기 기간을 제외하고 지속적으로 하락하고 있으며, 예상환율절하는 1997-1998년 사이에 크게 상승하는 것을 볼 수 있다.

<그림 5>는 화폐수요 변수들의 통계수치와 분포를 보여주고 있다. 그림에서 보듯이 예상환율절하 변수를 제외한 모든 변수가 정규분포를 나타내고 있다.



<그림 5> 화폐수요 통계수치 및 분포

### Ⅲ. 공적분 분석(Cointegration Analysis)<sup>7)</sup>

화폐수요함수 변수들의 장기적 관계를 설명하는 공적분 검정을 하기 전에 우선 각 설명변수의 ADF(Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정을 시도하였다. 모든 수준변수는 단위근이 존재하였으나 차분변수는 1% 유의수준에서 단위근 귀무가설을 기각하였다(<표 1>.<sup>8)</sup>

7) 공적분 분석의 자세한 내용은 부록에 수록하였다.

<표 1> 단위근 검정

변수	ADF 단위근 검정결과				시차
	상수		상수와 추세		
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	
m	-0.67	-8.66*	-2.31	-8.62*	0
y	-1.05	-8.80*	-2.69	-8.80*	0
R	-2.14	-10.39*	-3.07	-10.38*	0
$\hat{E}$	-3.39	12.57*	-3.62	-12.51*	1

주) \* 단위근 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각

### 1. 공적분 결과

Johansen(1996) 공적분 검정을 활용한 극대고유근(maximum eigenvalue)은 1-개의 공적분, 트레이스 검정은 2-개의 공적분 벡터가 5% 유의수준으로 나타난다(<표 2>). 본 논문에서는 트레이스 검정을 통해서 2개의 공적분(장기적) 관계를 적용하였다.<sup>9)</sup>

<표 2> 요한슨 공적분 랭크 검정결과

Hypothesized No. of CE(s)	Max-Eigen Statistic	95% Critical Value	Trace Statistic	95% Critical Value
None	44.24	28.58	80.31	54.08
At most 1	20.46	22.30	36.08	35.19
At most 2	11.41	15.89	15.62	20.26
At most 3	4.32	9.16	4.21	9.16

8) 최적의 시차 기준은 오차항시계열의 정규분포와 계열상관이 없는 것에 기초하였다. 단위근 검정에서 Phillips-Perron 검정도 시도하였다. 모든 검정에서 ADF 검정과 동일하였으나  $\hat{E}$  변수는 단위근 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하지 못했다.

9) Lütkepohl et al.(2001)은 트레이스 검정이 극대고유분 검정보다 검정력이 높다고 하였다.

첫 번째 장기적인 화폐수요 변수들의 관계는 실질소득, 이자율과 더불어 예상환율절하를 포함한 화폐수요함수이다. 10)

$$EC_{1t} = m_t - y_t + 10.52R_t - 0.31 \hat{E}_t.$$

두 번째 장기적인 관계는 싱가포르의 실물경제의 균형을 이루는 이자율과 소득의 조합을 나타내는 IS 곡선 함수이다.

$$EC_{2t} = y_t + 26.59R_t.$$

화폐변수의 실질소득계수를 1로 제한한 장기 화폐수요의 관계는 실질소득에 대한 제한계수의 유의성을 지지하며, 이자율의 부호는 예상대로 마이너스이고 유의하나 예상절하환율계수의 부호는 플러스이나 유의하지 않다. 이는 싱가포르의 화폐수요함수에서 예상환율절하의 변수가 영향이 없는 것을 뜻하므로 화폐대체효과가 싱가포르에는 없는 것을 의미한다. 이 결과는 앞에서 언급했듯이 많은 신흥국가에서 존재하는 화폐대체의 현상이 싱가포르에는 나타나지 않는 것을 보여준다. 그러므로 다른 신흥국가와는 다르게 싱가포르 중앙은행은 외환시장이나 외부의 충격으로부터 벗어난 독립적인 통화정책을 시행할 수 있다.11)

10) 극대고유분 검정에 따른 1개의 공적분벡터도 시도하였으나 트레이스 검정과 계수의 차이만 있을 뿐 결과는 동일하였다.

11) 식 (5)의 표본기간을 2개 더 세분화하여 추정하였다. 2008년 금융위기 전을 표본기간으로 정하여 1991년부터 2007년까지 추정하였고, 아시아 경제위기가 발생한 1997년부터 2014년까지 표본기간으로 추정하였다. 추정결과는 전체 표본기간인 1991년부터 2014년까지 별 차이를 보이지 않았다.

## 2. 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)

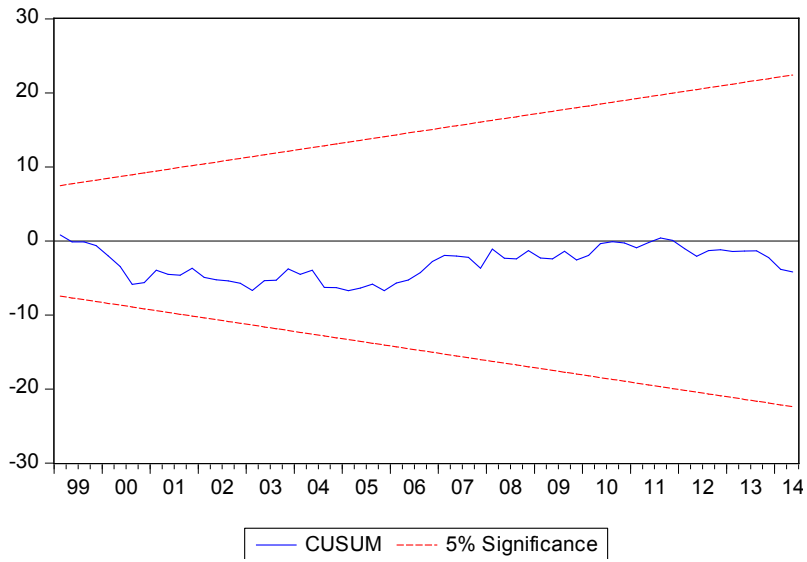
장기 화폐수요를 측정한 후 유의하지 않은 변수들을 제거하고 단기적 화폐수요의 관계를 오차수정모형의 식 (3)을 통상최소자승법(OLS)으로 추정하였다.<sup>12)</sup>

$$\begin{aligned}\Delta m_t &= -\underset{(0.02)}{0.07} EC_{1,t-1} - \underset{(0.01)}{0.03} EC_{2,t-1} - \underset{(0.11)}{0.23} \Delta y_{t-1} + \underset{(0.01)}{0.01}, \\ \Delta y_t &= -\underset{(0.01)}{0.03} EC_{2,t-1} + \underset{(0.01)}{0.01}, \\ \Delta R_t &= -\underset{(0.003)}{0.003} EC_{2,t-1} + \underset{(0.002)}{0.004}, \\ \Delta \hat{E}_t &= -\underset{(0.03)}{0.12} \Delta m_{t-2} - \underset{(0.08)}{0.33} \Delta \hat{E}_{t-1} - \underset{(0.09)}{0.23} \Delta \hat{E}_{t-2} + \underset{(0.001)}{0.002}.\end{aligned}\quad (3)$$

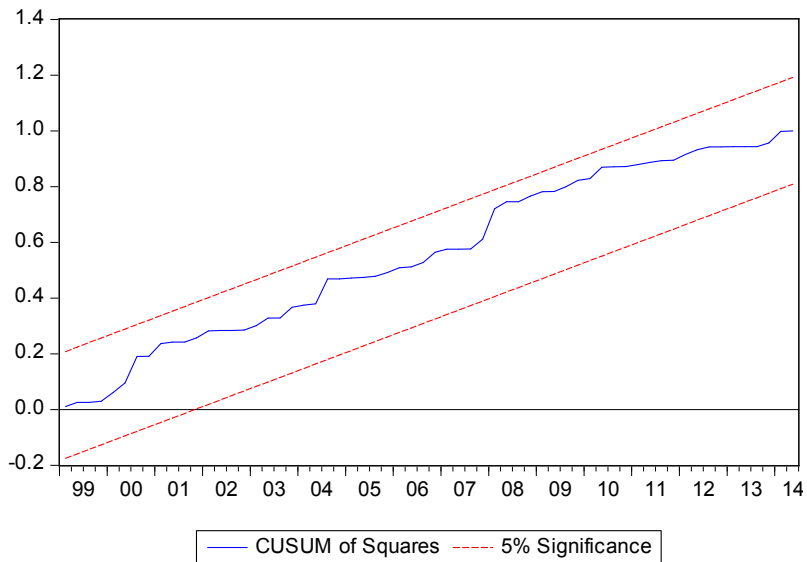
식 (3)에서 보듯이 오차수정 부호는 마이너스로 화폐, 실질소득, 이자율, 예상환율절하가 단기적으로 장기균형관계에서 벗어났을 경우 변수들의 균형관계가 복원되는 것을 의미한다. 화폐수요함수에서의 속도파라미터는 분기별 7%, IS곡선의 속도파라미터는 3%로 나타난다. 예상환율절하변수는 화폐수요 장기균형이 깨졌을 경우 분기별 33% 속도로 장기균형으로 회복한다.

OLS 잔차를 이용한 누적합(CUSUM) 검정과 CUSUM제곱을 통하여 식 (6)의 통화량 VECM 방정식 계수의 안정성을 검토하였다. <그림 6>과 <그림 7>에서 보듯이 CUSUM과 CUSUM제곱이 임계선을 벗어나지 않는 안정성을 나타내고 있다.

12) 괄호 안의 수치는 표준오차. 오차수정모형에서 더미변수는 단순성을 위해서 생략하였다.  $\hat{E}$  변수를 제외하고 모든 변수의 검정에서 잔차항은 정규성(normality condition)을 충족하였고, 계열상관(serial correlations)과 이분산(heteroskedasticity) 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하였다.



<그림 6> M2 누적합



<그림 7> M2 누적합제곱

#### IV. 결론

본 논문은 경제자유지수가 세계 2위로서 완전개방에 가까운 싱가포르의 경제가 외부의 충격이 올 때 싱가포르 중앙은행이 독립적인 통화정책을 시행할 수 있는지를 확인하기 위하여 싱가포르에 화폐대체 현상이 있는지를 검정하였다. 싱가포르의 화폐수요함수에 전형적인 실질소득과 이자율과 함께 3개월 선물환과 현물환의 차이를 예상환율절하(절상) 변수로 활용하여 외국환 소유에서 오는 수익률변수로 화폐수요함수를 측정하였다. 싱가포르의 경우 예상환율 변수는 화폐수요 변수로 유의하지 않았으며 이는 싱가포르에는 화폐대체 현상이 없다는 것을 나타낸다. 이러한 화폐대체현상의 부재는 싱가포르의 통화정책이 외부의 충격으로부터 자유롭다는 의미를 갖는다. 싱가포르 화폐수요함수에서 화폐대체 현상의 부재는 태국, 베트남, 터키 등 소규모 개방경제 신흥국가에서 나타나는 화폐대체 효과와 비교할 때 매우 특이한 사례라 할 수 있다. 한국의 경우 Arize(1991)는 외환위기 이전 변동환율제도가 본격적으로 도입되지 않았던 시기에는 화폐대체가 있다고 보고하였으나 Lee(2010)는 외환위기 이후 한국의 화폐수요에서 화폐대체가 없는 것으로 보고하였다. 또한 Bahmani-Oskooee와 Techaratanachai(2001)는 태국에 화폐대체가 있다고 주장하였으나 이는 1977년부터 1990년까지의 기간에 대한 연구로서 변동환율제도의 도입이 본격화되기 이전의 기간에 대한 연구 결과이다. Batton과 Hafer(1984)와 Bordo와 Choudhri(1982)에서와 같이 영국, 프랑스, 캐나다, 네덜란드 등 선진국의 경우 화폐대체 현상이 없거나 독일과 같이 화폐대체 현상이 미미한 것으로 볼 때 한국과 싱가포르 두 나라에서 화폐대체 현상이 나타나지 않고 있다는 것은 이들 두 나라의 경제가 다른 신흥국가들의 경제와는 차별화되어 있음을 단적으로 보여주는 것으로 추정된다. 그러나 본 연구는

싱가포르의 화폐대체현상 부재를 이론적으로 설명하지 못하고 있다. 따라서 선진국들에서는 대체로 나타나지 않는 화폐대체현상이 왜 신흥국가들에서는 많이 나타나는지 앞으로 그 원인을 이론적으로 제시해야 할 과제가 남아 있다.

**주제어:** 싱가포르, 화폐수요, 화폐대체, 공적분 검정

〈참고문헌〉

- 김인철·안경애. 2005. “한국의 통화대체 함수에 대한 통화론적 접근”, 「국제지역연구」 9(2): 250-267.
- 주한광. 2002. "불확실성 및 환율과 한국의 화폐수요함수", 「국제경제연구」 8(2): 149-170
- Adam, Christopher, M. Goujon and S. G. Jeanneney. 2004. “The transactions demand for money in the presence of currency substitution: evidence from Vietnam.” *Applied Economics* 36(13): 1461-1470.
- Arize, Augustine C. 1991. “Currency Substitution in Korea.” *American Economist* 35(2): 67-72.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ampa Techaratanachai. 2001. “Currency substitution in Thailand.” *Journal of Policy Modeling* 23(2): 141-145.
- Batten, Dallas A. and R. W. Hafer. 1984. “Currency substitution: A test of its importance.” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* August/September: 5-11.
- Bordo, Michael D. and Ehsan U. Choudhri. 1982. “Currency Substitution and the demand for money: some evidence for Canada.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 14(1): 48-57.
- Civcir, Irfan. 2003 “Money demand, financial liberalization and currency substitution in Turkey.” *Journal of Economic Studies* 30(5): 514-534.
- Johansen, S. 1996. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.



- Lee, S. R. 2010. "Is there currency substitution in Korea?" *International Area Review*, 13(3): 243-249.
- Lütkepohl, H. 2009. *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lütkepohl, H., Pentti Saikkonen, and Carsten Trenkler. 2001. "Maximum eigenvalue versus trace test for the cointegrating rank of a VAR process." *The Econometrics Journal*, 4(2): 287-310.

(2015.01.28. 투고, 2015.04.21. 심사, 2015.04.27. 게재 확정)

## 〈부록〉

## 1. 벡터자기회귀모형(Unrestricted VAR Model Specification)

식 (1)의 공적분 분석을 위해서는 k-차 벡터자기회귀모형을 설정해야 한다.

$$x_t = B_1 x_{t-1} + \dots + B_k x_{t-k} + \phi D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (A1)$$

$x_t$  는  $p \times 1$  벡터시계열변수,  $B_i$ 's 는  $p \times p$  계수행렬,  $\varepsilon_t$  는 독립적이고 동일한 분산을 갖는 (independent identically distributed) 오차항이며, 분포는  $N_p(0, \Omega)$ . 결정적 변수  $D_t$  는 상수 및 추세, 그리고 계절 및 기타 더미변수를 포함한다.

식 (A1)은 오차수정모형 식 (A2)로 쓸 수 있다.

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T. \quad (A2)$$

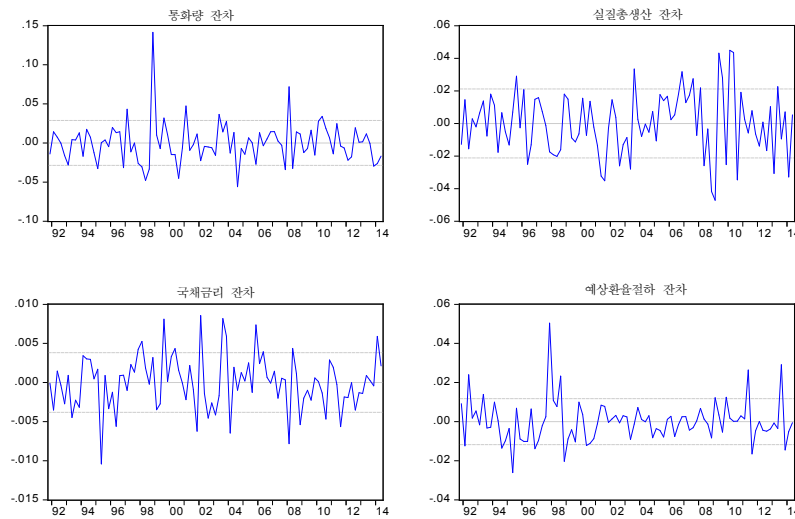
행렬  $\Pi$ 의 위수(rank)가  $r < p$ , 일 경우, 벡터  $x_t$  는 비정상적이거나 r-개의 공적분 관계를 갖는다. 그러므로 공적분 관계의 수는  $\Pi = \alpha\beta'$ 에서 성립되며  $\beta$ 는 공적분벡터행렬이며  $\alpha$ 는 조정계수의 행렬을 뜻한다.

벡터자기회귀모형(VAR)의 최적 시차는 3으로 선택하였고 잔차시계열의 분포를 검정하였으나 분포는 정규성(normality)을 충족하지 않았다.<sup>13)</sup> VAR 모형의 잔차 그래프는 다음과 같다(<그림 6>). <그

13) 최적의 시차 기준은 오차항시계열의 정규분포와 계열상관이 없는 것에 기초하였다.

림 A1>에서 보듯이 1997년 4분기, 1998년 4분기, 2009년 1분기의 통화량, 예상환율절하, 실질총생산의 잔차시계열이 이상값(outlier)으로 나타나는 것을 볼 수 있다.

태국에서 촉발된 1997년 아시아 경제위기 이후 아시아 경제는 안정을 되찾는 듯하였으나, 1998년 당시 동남아국가 중 인구가 가장 많은 인도네시아의 수하트로 대통령의 사임으로 또 한 번 혼란을 맞게 되었다. 또한 2008년의 미국 발 금융위기로 싱가포르를 포함한 아시아 국가들의 경제성장도 마이너스로 돌아섰다. 이러한 경제상황과 <그림 A1>에서 나타난 이상값을 고려하여 중심적 계절더미변수(centered seasonal dummy variables) (DUMQ1, DUMQ2, DUMQ3)와 1997년 아시아 경제위기, 1998년 수하트로 사임, 미국발 금융위기 더미변수를 벡터자기회귀모형에 포함하였다.<sup>14)</sup>

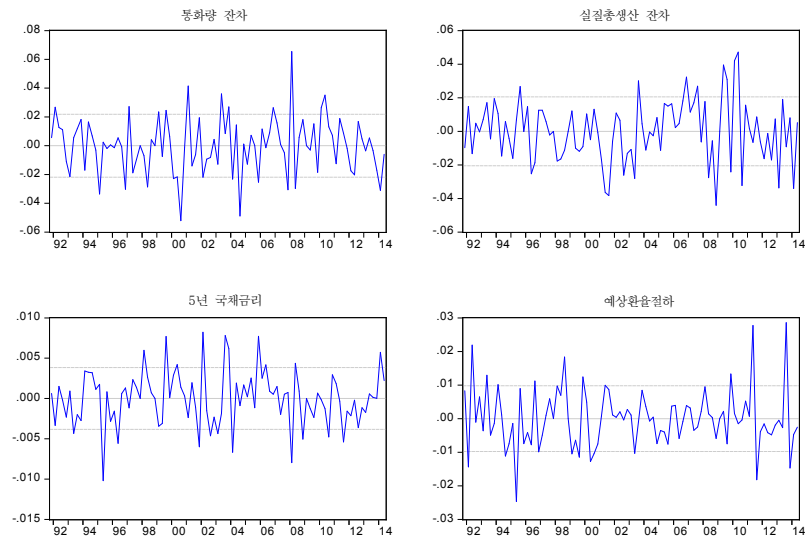


<그림 A1> 더미 변수 없는 VAR 잔차

14) 미국발 금융위기는 2008년 3분기에 촉발하였으나 2009년 1분기에 경제위기의 심각성이 최고조로 달하였다. 2009년 1분기에 미국증시의 다우존스 산업지수가 6600 최저점을 찍었으며 한국의 경우에도 달러대비 환율이 최고 1600원을 기록하였다.

$$D_{1,t} = 1(1997.4Q), D_{2,t} = 1(1998.4Q), D_{3,t} = 1(2009.1Q).$$

더미변수를 포함한 이후 VAR 모형의 잔차항 분포는 Jarque-Berra 검정을 기준으로 1% 유의수준에서 정규성을 충족하였다(<그림 A2>). 그러므로 더미변수를 VAR(3) 모형을 공적분 분석에 적합한 모형으로 선택하였다.



<그림 A2> 더미 변수를 포함한 VAR 잔차

## 2. 조정계수 및 공적분 벡터(Fully specified adjustment and cointegrating vectors)

4개 변수 시스템에서 2개의 공적분관계가 존재하므로 (A3) 식과 같은 공적분 시스템을 만들 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \Delta m_t \\ \Delta y_t \\ \Delta R_t \\ \Delta \hat{E}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \\ \hat{E}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{m,t} \\ u_{y,t} \\ u_{R,t} \\ u_{\hat{E},t} \end{bmatrix} \quad (A3)$$

$\alpha$  와  $\beta$  행렬의 계수가 유일계수(unique coefficient)가 아니므로 (Lütkepohl, Ch 3), 화폐수요함수 및 IS곡선과 관련된 조정계수를 다양하게 적용한 결과 아래와 같은 공적분 시스템을 선택하였다

<표 A1> 조정계수 및 공적분 벡터(Fully specified adjustment and cointegrating vectors)

$$X_t^* = \begin{bmatrix} \Delta M_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta R_t \\ \Delta \hat{E}_t \end{bmatrix} : \hat{\alpha} = \begin{bmatrix} -0.09 & 0.04 \\ (0.02) & (0.01) \\ 0 & 0.02 \\ & (0.005) \\ 0 & 0 \\ 0.01 & 0 \\ (0.03) & \end{bmatrix}, \hat{\beta}^{*'} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 10.52 & 0.31 \\ & & (4.71) & (2.08) \\ 0 & 1 & 26.58 & 0 \\ & & (9.84) & \end{bmatrix}$$

주) 괄호 안은 표준오차, 제한계수들에 대한 우도비 검정의 p-value는 0.13,  $\chi^2(2) = 8.43$ 으로 제한계수의 검정은 유의하였다.

<국문초록>

## 싱가포르의 화폐수요함수와 화폐대체

이 성 량  
(동국대학교-서울)

본 논문은 1991년 1분기부터 2014년 2분기까지 분기별 통계자료를 이용하여 싱가포르의 화폐수요함수를 분석하였다. 분석에서는 화폐대체 변수를 실질소득과 이자율과 함께 화폐수요함수에 포함하여 화폐수요의 장기적인 관계를 측정하였다. 화폐대체 변수는 3개월 선물환과 현물환의 차이를 예상환율절하 변수로 활용하여 환율변동이 화폐수요에 미치는 영향을 살펴보았다. 싱가포르의 경우 예상환율절하 변수는 화폐수요함수에서 설명 변수로 유의하지 않았으며 이는 환율이 화폐수요에 대한 대체효과가 없다는 것을 의미한다. 그러므로 싱가포르 중앙은행은 자국 경제에 외부로부터 충격이 올 경우, 적극적인 통화정책으로 경제상황에 대처할 수 있다. 이러한 결과는 태국, 베트남, 한국, 터키 등 소규모 개방경제 신흥국들의 화폐수요함수에서 환율이 설명변수로서 유의하게 나타난 것과는 다르다는 점에서 싱가포르 경제의 특이성을 보여준다.

**주제어:** 싱가포르, 화폐수요, 화폐대체, 공적분검정

<Abstract>

## Demand for Money and Currency Substitution in Singapore

LEE Sung-Ryang  
(Dongguk University-Seoul)

This paper studies the existence of currency substitution in Singapore from the first quarter of 1991 to the second quarter of 2014. The money demand equation incorporates the expected rate of depreciation of the exchange rate in addition to real income and the interest rate. Using quarterly three-month forward exchange rate premium/discount as a proxy for the expected change in exchange rate, the expected rate of depreciation has no impact on the money demand indicating no currency substitution in Singapore. This implies that the central bank of Singapore can pursue an aggressive monetary policy in response to the adverse external shocks from abroad to the Singapore economy. This contrasts with some of the currency substitution phenomena found in the money demand function in many emerging countries.

**Key words** : Singapore, money demand, currency substitution,  
cointegration