

구매력평가설: 아시아 지역국가들을 중심으로

Purchasing Power Parity: Case Study for U.S. vs Asian Countries

김진옥 (Kim, Jin Ock)*

〈 개 요 〉

구매력평가설(theory of purchasing power parity : PPP)은 국제금융이론의 경험적 연구에서 아주 중요한 이슈이다. 구매력평가설을 지지한 경험적 연구결과에 의하면 명목환율이 구매력평가 환율(purchasing power parity exchange rate)로부터 이탈할 경우 단기적으로는 아주 크게 변동하면서 장기적으로는 구매력평가 환율에 수렴하는 경향이 있는 것으로 나타나 있다. 본 논문에서는 1974년 1월부터 1996년 12월까지 미국을 주축으로 한 환태평양연안의 아시아 국가들(일본, 한국, 인도네시아, 인도, 필리핀)에서 상대적 구매력평가(relative version of PPP)가 성립하는 지를 검정하였다. 수준변수(level variable)를 사용하여 두 국가 구매력평가설 (two-country PPP)을 Engle and Granger(1987)의 공적분검정(cointegration test)기법에 따라 검정한 바에 의하면 미국과 환태평양연안 아시아 국가간의 두 국가 구매력평가설(two-country PPP)은 성립하지 않았다. 구매력평가설의 검정력을 높이기 위해서 차분변수(differenced variable)를 가지고 패널 데이터(panel data)를 사용하여 다 국가 구매력평가설(multi-country PPP)을 검정하였다. 이를 검정하기 위하여 GMM(Generalized Method of Moment)추정방법을 도입하였다. GMM 추정결과에 의하면, 환율변동과 상대적 물가수준의 변동이 강력한 양의 상관관계를 갖지만 일 대 일 (1:1) 대응관계는 성립하지 않았다. 즉 상대적 구매력평가를 동 표본기간 동안 강력하게 지지하지 못하였다. 향후 본 논문의 연구방향은 구매력평가설의 검정력을 향상시키기 위해서 패널 데이터를 환태평양연안 전 국가들로 확대하고 보다 새로운 연구방법론을 도입하는 것이다.

I. 서론

구매력평가설이 장기에서 성립하는지 여부는 국제금융이론에서 아주 중요한 주제이다. 구매력평가설을 지지한 대부분의 경험적 연구결과에 의하면, 명목환율이 가격의 경직성이 존재하는 단기에서 장기 균형환율(구매력평가환율)로부터 이탈할 경우 단기적으로는 아주

* 제주대학교 경상대학 경제학과 부교수

크게 변동하면서 장기적으로는 균형환율에 수렴한다는 것이다. 년별 데이터(yearly data)를 사용하여 구매력평가설을 검정한 연구결과들에 의하면, 구매력평가의 편차가 발생할 경우 그 편차는 매년 15% 정도 소멸되는 것으로 나타나 있다. 즉 구매력평가의 편차가 발생할 경우 그 편차의 반이 소멸되는 데는 약 4년이 소요된다는 것이다. 이와 같이 일단 장기 균형환율에서 이탈한 명목환율이 구매력평가환율로 수렴하는 속도는 아주 느리다. 또한 이러한 편차는 단기적으로는 아주 크고 그 변동성(volatility)이 매우 심하다. 장기 균형환율에서 이탈한 명목환율이 아주 크게 변동하면서 장기균형환율로 느리게 수렴하는 현상을 어떻게 조정시킬 것인가 하는 것을 Rogoff(1996)는 구매력평가 수수께끼(PPP puzzle)라고 명명하였다.

이러한 경험적 연구결과는 전형적인 화폐의 중립성가설(money neutrality proposition)을 지지한 것이 된다. 화폐의 중립성가설에 의하면 어떤 형태의 통화충격도 장기에서 상대가격인 실질환율(로그 변환된 구매력평가의 편차)에 영향을 미칠 수 없다. 변동환율제도하에서 통화 또는 금융충격이 실질환율의 변동에 영향을 미치는 것은 가격의 경직성이 존재하는 단기에서이다. 이것은 환율이 마치 자산가격(asset price)처럼 변동하기 때문이다.¹⁾ 따라서 명목충격이 불안정적이라고 하더라도 실질환율을 변화시키는 실질충격(real shock)이 안정적이라면 장기적으로 구매력평가설이 성립한다고 할 수 있다.

시계열 계량경제 기법을 사용하여 구매력평가를 지지하기 위해서는 장기간의 시계열 자료를 사용하는 것이다. 장기의 시계열 데이터를 이용하여 구매력평가설을 지지한 경험적 연구논문으로는 Frankel(1986), Froot and Rogoff(1994), 그리고 Kim(1990)등이 있다. 구매력평가설을 지지하기 위한 다른 하나의 방법은 패널 데이터를 사용하여 다 국가 구매력평가(multi-country PPP)를 검정하는 것이다. 다 국가 패널 데이터를 이용하여 구매력평가설을 검정한 논문으로는 Hakió(1984), Frankel and Rose(1996), Engel, Henderickson and Rogers(1997)등이 있다.

1) Dornbush(1976)에 의하면 가격의 경직성이 발생하는 단기에서 영구적 통화량(permanent money supply)의 증대는 기대환율을 상승시켜 명목환율을 장기균형환율(구매력평가환율)이상으로 상승시킴으로써 명목환율의 상승(nominal exchange rate overshooting)이 일어난다. 이러한 명목환율의 상승은 가격의 경직성이 풀리는 장기에서 장기균형환율수준으로 수렴하기 때문에 구매력평가는 장기적으로 성립하게 된다. 반면에 Stockman(1987)의 균형론적 접근에 의하면 통화충격과 같은 명목충격은 상대가격인 실질환율(로그변환된 구매력평가)에 영향을 미칠 수 없고 실질충격(real shock)만이 실질환율에 지속적으로 영향을 미친다는 것이다. 그에 의하면 브레튼우즈 체제의 붕괴이후 실질환율의 변동형태는 점진적 물가조정의 중요성을 반영한 것이라기보다는 영구적 속성을 갖는 실질충격의 중요성을 반영한 것으로 간주되고 있다.

장기간의 시계열자료를 사용하여 구매력평가설을 지지하고자 할 경우 년별데이터(yearly data)를 사용하는데 대개 100년 이상의 자료가 필요하다.²⁾ 장기 표본데이터(sample data)를 사용할 때의 문제점은 동 표본기간 동안 환율제도가 고정환율제도에서 변동환율제도로 또는 그 중간형태로 변천되어 있어왔다는 것이다. 실질환율이 주어진 환율제도에 따라 다르게 변동한다는 사실은 Mussa(1986)이후 잘 알려진 사실이다. 그는 실질환율이 고정환율제도하에서 보다 변동환율제도하에서 더욱 심하게 변동한다는 것을 보여주고 있다. 이것은 구매력평가로부터 편차가 발생할 경우 균형환율로의 조정속도가 환율제도가 다르게 나타나기 때문에 구매력평가설을 지지하기 위하여 장기데이터를 일률적으로 사용하는 데는 문제가 따른다는 것을 시사한다. 이에 반하여 패널데이터를 사용할 경우에는 적어도 환율제도의 중첩 및 변천에 따른 데이터 사용의 문제점을 지양할 수 있다. 즉 구매력평가설의 검정을 변동환율제도에 국한한다고 하더라도 강력한 검정을 위한 충분한 데이터를 확보할 수 있다. 왜냐하면 패널데이터를 사용할 경우 국가간 횡단면변이(cross sectional variation)를 모수추정에 활용할 수 있기 때문이다. Frankel and Rose (1996)는 브레튼우즈체제가 붕괴된 1973년 이후 선진국들(developed countries)간에도 상대적 구매력평가설이 성립함을 패널 최소자승추정(panel OLS estimation)을 통하여 보여주고 있다. 이들은 모수의 일치추정량을 얻기 위하여 수단변수추정방법(instrumental variable estimation)을 사용하였다.

본 논문에서는 미국을 주축으로 하여 1974년 1월부터 1996년 12월까지를 표본기간(sample period)으로 하여 월별 데이터(monthly data)를 가지고 환태평양연안의 아시아 국가들(일본, 한국, 인도네시아, 인도, 필리핀)에서 상대적 구매력평가설(relative version of purchasing power parity)이 성립하는지 여부를 검정하였다. 이들 국가들 중 한국과 일본은 1974년부터 1990년대 초까지 미국과 강력한 무역관계를 유지하면서 아주 급속하게 성장하였다. 즉 한국과 일본의 급속한 성장은 교역재(tradable goods) 부문이 주도하였는데 교역재 부문의 급속한 성장은 임금상승을 초래하였고 비교역재(nontradable goods)의 가격을 상승시켰다. 특히 일본의 경우, 비교역재 상품 가격의 상승은 일본의

2) 실질환율의 평균회귀(mean reversion)를 검정하고자 할 때 로그 변환된 실질환율($q(t)$)이 AR(1)을 갖는 것으로 표현할 수 있다. $q(t) = \phi q(t-1) + \varepsilon(t)$, 여기서 $\varepsilon(t)$ 는 잔차항이다. ϕ 의 추정치 $\hat{\phi}$ 의 점근적 표준편차(asymptotic standard error)는 약 $((1-\hat{\phi}^2)/N)^{1/2}$ 이다. 평균회귀를 검정하기 위하여 단위근 검정(unit root test)을 할 때 그 임계값을 2.93으로 설정하고 구매력 평가의 편차가 매년 15% 정도($\phi=0.85$) 소멸되는 것으로 상정하면 $N=106$ 이 된다. 왜냐하면 $(\hat{\phi}-1)/((1-\hat{\phi}^2)/N)^{1/2}=2.93$ 이기 때문이다.

물가상승을 초래하였고 미국통화의 실질가치를 구조적으로 하락시켜 왔다. 즉 Balassa-Samuelson(1964) 가설에 의한 구매력평가의 구조적 편차가 발생하게 되었다. 이것은 적어도 미국 대 한국, 미국 대 일본에서 구매력평가가 성립하지 않을 가능성을 이론적으로 시사하고 있다. 본 논문에서는 구매력평가가 성립하는지를 검증하기 위해서 미국을 기준국가(base country)로 하여 두 국가간 구매력평가설을 수준변수(level variable) 데이터를 가지고 검증하고, 구매력평가의 검정력을 높이기 위하여 다 국가 구매력평가설이 성립하는지를 차분변수(differenced variable) 데이터를 가지고 검증하고자 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 미국 대 환태평양연안 아시아 국가간의 두 국가 구매력평가설(two-country purchasing power parity)을 Granger and Engle(1987)의 공적분검정(cointegration test)기법을 사용하여 검증하고자 한다. 검증결과를 미리 보면 이 지역에서 동 표본기간동안 구매력평가는 성립하지 않았다. 제 3장에서는 다 국가 구매력평가설을 검증하기 위하여 패널데이터를 활용한 GMM 추정방법이 소개되었다. 패널 OLS 추정방법을 이용하여 다 국가 구매력평가설을 추정할 수도 있지만, 대상으로 하는 국가의 수가 작기 때문에 횡단면 변이(cross sectional variation)를 충분히 활용할 수 없어 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지할 수 없는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제점을 극복하기 위하여 GMM 추정방법을 사용하였다. GMM 추정방법을 사용할 경우 주어진 표본정보를 충분히 활용할 수 있고 수단변수 사용에 따른 문제점을 극복할 수 있으면서 점근적으로 일치되고 효율적인 추정량(asymptotically consistent and efficient estimator)을 얻을 수 있다. 제 4장에 추정결과를 나타내었고, 제 5장에 본 논문의 결과를 요약하였다.

II. 두 국가 구매력평가설

절대적 구매력평가설(absolute version of PPP)에 의하면 동일화폐단위(common currency unit)로 표현된 두 나라의 물가는 같아야 한다. 미국을 기준국가(base country)로 한 구매력평가설을 검증하기 위해서 다음의 계량경제모형을 설정하였다.

$$e(t)p^*(t) - rp(t) = \varepsilon(t) \quad (1)$$

여기에서 $e(t)$ 는 외환의 달러 표시가격이고, $p^*(t)$ 는 해외의 물가수준이며, $p(t)$ 는 미국의 물가수준이다. 또한 $\varepsilon(t)$ 은 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 확률적 교란항이며, r 은 상수이고 t 는 시간을 나타내는 첨자이다.

절대적 구매력이 성립하기 위해서는 r 은 1이 되어야 한다. 반면에 상대적 구매력평가설은 r 에 아무런 제약을 부과하지 않는다. 하지만 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 확률적 교란항 $\varepsilon(t)$ 가 안정적이지 못하면 전형적 추론과정(standard inference procedures)은 적절한 것이 되지 못한다. 환율($e(t)$)과 국내물가와 해외물가수준($p(t)$, $p^*(t)$)이 경제 내에서 결정되는 내생변수이고, 이들 변수들은 불안정한 시계열들이다. 이것은 통계적 추론과정에서 종속변수와 독립변수를 구별하는 것이 힘들고, 고전적 최소자승추정(classical ordinary least squares estimation)을 부적절하게 만든다. 이러한 문제들을 회피하기 위한 하나의 방법은 Engle and Granger(1987)의 공적분검정(Cointegration Test) 기법을 사용하는 것이다. Engle and Granger에 의하면 두 개의 시계열 $e(t)p^*(t)$ 와 $p(t)$ 가 불안정하더라도 두 시계열의 선형결합이 안정적이면 이 두 개의 시계열 사이에 공적분관계가 성립한다고 할 수 있다. 두 시계열 $e(t)p^*(t)$ 와 $p(t)$ 사이에 공적분관계가 성립하면 상대적 구매력평가가 성립하는 것으로 볼 수 있다.

위 두 개의 시계열 사이의 공적분관계를 검정하기 위해서는 다음과 같은 균형회귀식(equilibrium regression equation)을 추정하는 것이다.

$$e(t)p^*(t) = rp(t) + \varepsilon(t) \quad (2)$$

여기에서 잔차항 $\varepsilon(t)$ 가 단위근(unit root)을 갖지 않는 안정적 시계열이라면 두 시계열 사이에 균형관계 즉 공적분관계가 성립한다고 볼 수 있다. 추정치 r 은 일치 추정치(consistent estimate)가 된다. 이 때 $p(t)$ 와 $e(t)p^*(t)$ 의 위치를 바꾼다고 하더라도 공적분관계가 성립하면 $1/r$ 은 역시 일치 추정치가 된다.

회귀분석으로 추정된 잔차항 $\varepsilon(t)$ 가 단위근을 갖는지 여부를 검정하기 위한 방법으로는 Dickey-Fuller 검정법과 Augmented Dickey-Fuller 검정법이 있다. Dickey-Fuller 검정을 위해서 다음과 같은 회귀분석을 사용한다.

$$\Delta\varepsilon(t) = a_0 + a_1\varepsilon(t-1) + e(t) \quad (3)$$

여기에서 Δ 는 1차 차분을 의미한다.

〈표 1〉 Engle and Granger의 공적분 검정결과

	Dickey-Fuller Test $\Delta\varepsilon(t) = a_0 + a_1\varepsilon(t-1) + e(t)$		Augmented Dickey-Fuller Test $\Delta\varepsilon(t) = a_0 + a_1\varepsilon(t-1) + \sum_{i=1}^p a_i \Delta\varepsilon(t-i) + e(t)$	
	a_1 추정치	t통계량	a_1 추정치	t통계량
인도네시아	-0.00848(0.00008)	-1.0276	-0.00845(0.0083)	-1.0103
인 디 아	-0.00094(0.00629)	-0.1504	-0.00496(0.00625)	-0.7933
일 본	-0.01169(0.00925)	-1.5485	-0.01471(0.00908)	-1.6197
필 리 핀	-0.01440(0.01355)	-1.0625	-0.02307(0.01431)	-1.6116
한 국	-0.01638(0.01118)	-1.4644	-0.01851(0.01111)	-1.6660

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차(standard error)이다.

2) p는 4이다.

위 Dickey-Fuller 검정법의 문제점은 잔차항 $e(t)$ 가 백색오차(white noise)가 되지 않을 수도 있다는 것이다. 이러한 가능성을 배제하기 위하여 식 4)와 같이 잔차항의 추가시차를 포함한 Augmented Dickey-Fuller 검정법을 사용한다.³⁾

$$\Delta\varepsilon(t) = a_0 + a_1\varepsilon(t-1) + \sum_{i=1}^p a_i \Delta\varepsilon(t-i) + e(t) \quad (4)$$

하나의 단위근이 존재하면 $a_1 = 0$, $a_0 = 0$ 이다. 단위근이 존재한다는 귀무가설하에서 t 통계량은 t분포를 따르지 않고 점근적으로 좌비대칭적으로(asymptotically skewed to the left) 분포한다. Dickey and Fuller(1979)가 몬테칼로 시뮬레이션(monte carlo simulation)을 사용하여 이 통계량의 경험적 누적분포(empirical cumulative distribution)를 만들었다.

본 연구에서 사용된 데이터는 월별자료로서 IMF 데이터 테이프에서 추출한 것으로 1974년 1월부터 동아시아에 외환위기가 발발하기 전인 1996년 12월까지 미국을 주축으로 한 환태평양연안국가(일본, 한국, 인도, 인도네시아, 필리핀)의 물가수준 및 환율이다. 상대적 구매력평가설에 대한 공적분 검정결과는 〈표 1〉과 같다.

Engle and Granger(1987)가 계산한 t통계량에 대한 유의값(critical value)에 의하면 동일 화폐단위로 표현된 두 국가의 물가수준사이에 10% 이상의 유의수준에서 공적분관계가 성

3) Phillips and Perron (1988)은 Augmented Dickey Fuller 검정법과 다른 대안(alternatives)을 제시하였다. 그들은 회귀식에 추가시차를 사용하지 않고 Dickey and Fuller의 t통계량에 잔차항의 자기상관을 고려하여 Z(t)통계량을 계산하였다. 몬테칼로 연구에 의하면 유한 표본(finite sample)에서는 양 검정법의 우열을 가릴 수 없다.

립하지 않음을 알 수 있다.⁴⁾ 잔차항 모두 단위근을 갖는다는 귀무가설(null hypothesis)을 기각할 수 없음을 따라 미국을 주축으로 한 두 국가 구매력평가설이 모두 성립하지 않고 있음을 알 수 있다.

Ⅲ. 다 국가 구매력평가설

일반적으로 구매력평가설을 지지하기 위해서는 계량분석에 있어서 장기 데이터를 사용하는 것이고 다른 하나의 방법은 패널데이터를 이용하여 다 국가 구매력평가설을 검증하는 것이다. 본 장에서는 장기 시계열 자료를 사용하는 대신에 다 국가 패널 데이터를 사용하여 다 국가 구매력평가설을 검증하고자 한다. 미국을 기준국가(base country)로 한 상대적 구매력평가설은 다음 식과 같다.

$$\Delta e(t) = \Delta p(t) - \Delta p^*(t) \quad (5)$$

여기에서 $\Delta e(t)$ 는 환율(달러로 표현된 상대국통화)의 변화율을, $\Delta p(t)$ 는 미국물가의 변화율을, $\Delta p^*(t)$ 는 미국의 상대국가의 물가의 변화율이다.

위 상대적 구매력평가설에 의하면 상대국가의 물가가 주어진 상태에서 미국의 물가가 1% 증가하면 미국의 달러가치도 동시에 1% 하락한다는 것이다. 또는 상대국의 물가가 미국에 비하여 1% 증가하면 미국의 달러가치도 동시에 1% 상승한다는 것이다. 즉 명목환율의 변동은 두 나라간의 인플레이션의 차이를 반영한 것이 된다. 이러한 상대적 구매력평가설을 계량모형으로 표현하면 식 (6)과 같다.

$$\Delta e(t) = \alpha + \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*(t)) + \varepsilon(t) \quad (6)$$

여기에서 $\varepsilon(t)$ 는 확률적 잔차항 이다.

위 상대적 구매력평가설은 암묵적으로 두 나라간의 인플레이션의 차이가 명목환율의 변

4) 일반적으로 균형방정식(equilibrium regression)으로부터 생성된 잔차항 시계열의 단위근 여부를 검증하는 경우, Dickey-Fuller표를 사용할 수 없다. 왜냐하면 우리는 잔차항의 실제값(actual value)을 알지 못하고, 단지 잔차항의 추정된 값(estimated value)만을 알 수 있기 때문이다. 다행히 Granger and Engle(1987)이 $\alpha_1 = 0$ 라는 가설을 검증하기 위한 통계량을 제공하였다. 균형방정식에서 두 개 이상의 변수가 나타날 경우는 Engle and Yoo(1987)가 검정통계량을 제공하였다.

동에 영향을 미치는 것을 전제로 하고 있다. 즉 두 나라간의 인플레이션의 차이가 설명변수(explanatory variable)이고 명목환율의 변화가 종속변수(dependent variable)이다. 물가와 환율을 내생변수로 간주하면 위 계량모형은 두 나라간의 인플레이션의 차이를 종속변수로 하고 명목환율의 변화를 설명변수로 하는 모형으로 수정될 수 있다. 즉 명목환율이 1% 증가할 때 물가도 상대국에 비하여 1% 증가한다는 것이다. 만약에 $\beta=1$ 이라면 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하는 것이 된다.⁵⁾ 본 장의 목적은 위 두 국가 구매력평가설의 α 와 β 를 추정하는 데 있지 않고, 다 국가 패널 데이터를 사용하여 다 국가 구매력평가설을 검정하는 데 있다.⁶⁾ 다 국가 패널 데이터를 사용하는 것은 궁극적으로 표본의 크기를 증대시켜 구매력평가설의 검정력을 증대시킬 수 있기 때문이다. Frankel and Rose(1996)가 사용한 패널 최소자승추정방법(panel OLS estimation)에 따라 모수를 추정할 수도 있지만 본 고에서는 GMM추정방법을 사용하고자 한다. 왜냐하면 환태평양지역 아시아 국가들을 대상으로 하기 때문에 대상으로 하는 국가수가 적어 패널최소자승 추정방법을 사용할 경우 횡단면 변이(cross sectional variation)를 충분히 활용할 수 없는 문제가 발생하기 때문이다. 이에 반하여 GMM 추정방식을 사용하면 최소자승 추정방법에 비하여 보다 충분한 표본정보를 활용할 수 있고 점근적으로 일치되고 효율적인 추정량을 보장하기 때문이다.

두 국가 구매력평가설의 공적분 검정에서와 마찬가지로 미국을 기준국가로 한 환태평양 지역 동아시아 국가(일본, 한국, 인도네시아, 인도, 필리핀)들의 환율과 도매물가지수를 사용하였다. 미국을 주축으로 한 다 국가 구매력평가설을 암묵적 형태(implicit form)의 계량 모형으로 표현하면 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta e_{\text{japan}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{japan}}(t)) &= \varepsilon_{\text{japan}}(t) \\
 \Delta e_{\text{korea}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{korea}}(t)) &= \varepsilon_{\text{korea}}(t) \\
 \Delta e_{\text{indonesia}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{indonesia}}(t)) &= \varepsilon_{\text{indonesia}}(t) \\
 \Delta e_{\text{india}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{india}}(t)) &= \varepsilon_{\text{india}}(t) \\
 \Delta e_{\text{philippines}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{philippines}}(t)) &= \varepsilon_{\text{philippines}}(t)
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

5) β 가 1이 아니라고 해서 상대적 구매력평가가 성립하지 않는다고 단정할 수는 없다. 왜냐하면 교역장벽이 너무 높거나 물가나 환율에 관한 데이터가 오류(measurement error)를 포함할 수도 있기 때문이다.

6) Frankel and Rose(1996)는 상대적 구매력평가설을 검정하기 위해서 국별 더미(country specific dummies)와 년별 더미(year specific dummies)를 추가하여 식 (6)을 패널 최소자승추정법(panel OLS estimation)으로 추정하였다.

여기에서 $e_i(t)$ = 달러표시 상대국가 i 의 통화의 값이고, i = japan, korea, indonesia, india, philippines 이다. 또한 $p^*_i(t)$ = 상대국가 i 의 도매물가 수준이다. (7)식의 첫 번째 항은 미국과 일본의 상대적 구매력평가를, 두 번째 항은 미국과 한국의 상대적 구매력평가를, 세 번째 항은 미국과 인도네시아의 상대적 구매력평가를, 네 번째 항은 미국과 인디아의 상대적 구매력평가를, 마지막으로 다섯 번째 항은 미국과 필리핀의 상대적 구매력평가를 나타내고 있다.

만약에 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하기 위해서는 $\alpha=0$ 이고 $\beta=1$ 이어야 한다. 모수 α 와 β 가 주어진 상태에서 상대적 구매력편차에 대한 수학적 기대치는 영(zero)이 되어야 한다. 이것은 구매력평가설이 연속적으로 성립할 수는 없고 그 편차가 평균적으로 영(zero)이고 안정적이어야 하는 것을 의미한다. 미국을 주축으로 하여 동시에 성립되어야 하는 5개의 구매력평가관계가 있다. 이러한 다 국가 구매력평가설의 모수 α 와 β 를 GMM 추정방식으로 추정하기 위하여 식 (8)과 같이 모멘트 함수(moment function) $\Psi(z(t),\theta)$ 를 정의 하였다.⁷⁾

$$\begin{aligned}
 & \Delta e_{japan}(t-1)[\Delta e_{japan}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{japan}(t))] \\
 & (\Delta p(t-1) - \Delta p^*_{japan}(t-1))[\Delta e_{japan}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{japan}(t))] \\
 & \Delta e_{korea}(t-1)[\Delta e_{korea}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{korea}(t))] \\
 & (\Delta p(t-1) - \Delta p^*_{korea}(t-1))[\Delta e_{korea}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{korea}(t))] \\
 & \Delta e_{indonesia}(t-1)[\Delta e_{indonesia}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{indonesia}(t))] \\
 & (\Delta p(t-1) - \Delta p^*_{indonesia}(t-1))[\Delta e_{indonesia}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{indonesia}(t))] \\
 \Psi(z(t),\theta) = & \Delta e_{india}(t-1)[\Delta e_{india}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{india}(t))] \\
 & (\Delta p(t-1) - \Delta p^*_{india}(t-1))[\Delta e_{india}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{india}(t))] \\
 & \Delta e_{philippines}(t-1)[\Delta e_{philippines}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{philippines}(t))] \\
 & (\Delta p(t-1) - \Delta p^*_{philippines}(t-1))[\Delta e_{philippines}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{philippines}(t))] \\
 & X_{indonesia}(t) \\
 & X_{india}(t) \\
 & X_{philippines}(t) \\
 & X_{korea}(t)
 \end{aligned} \tag{8}$$

7) 모멘트함수의 argument로써 암묵적 형태의 상대적 구매력 평가설을 직접 사용하지 않고 수단변수를 고려하여 모멘트 함수를 정의하였다.

여기서 $z(t) = (\Delta e_{\text{japan}}(t), \Delta e_{\text{korea}}(t), \Delta e_{\text{indonesia}}(t), \Delta e_{\text{india}}(t), \Delta e_{\text{philippines}}(t), \Delta p(t), \Delta p^*_{\text{japan}}(t), \Delta p^*_{\text{korea}}(t), \Delta p^*_{\text{indonesia}}(t), \Delta p^*_{\text{india}}(t), X_{\text{indonesia}}(t), X_{\text{india}}(t), X_{\text{philippines}}(t), X_{\text{korea}}(t))$; $\theta = (\alpha, \beta)$; $x_i(t) = \Delta e_i^j(t) - (\Delta p^j(t) - \Delta p_i^*(t))$, 첨자 i 는 각각 인도네시아, 인디아, 필리핀과 한국을 나타낸다: e_i^j 는 i 국 통화의 엔화표시가격, p_i^* 는 i 국가의 물가수준이고, p_j 는 일본의 물가수준이다.

모멘트 함수에서 $x_i(t)$ 는 일본과 상대국가 i 간의 실질환율의 변화율을 나타내므로 안정적인 시계열이면서 그것의 수학적 기대치는 영(zero)이 된다.⁸⁾

모수 θ 벡터가 주어진 상태에서 위 모멘트 함수의 수학적 기대치는 영(zero)벡터가 된다. 모수 θ 벡터를 추정하기 위해서 Hansen(1984), Chamberlain(1987), Newey and Mcfadden (1994)의 전형적인 GMM 추정방법을 따랐다. 모수 θ 를 추정하기 위해서는 아래의 함수를 극소화시키는 θ 를 찾아야 한다. $x_i(t)$ 는 일본과 상대국가 i 간의 실질환율의 실질환율을 나타내므로 안정적인 시계열이면서 그것의 수학적 기대치는 영(zero)이 된다. 모수 θ 벡터에 대한 수학적 기대치는 영(zero)벡터가 된다. 모수 θ 벡터를 추정하기 위해서는 아래의 함수를 극소화시키는 θ 를 찾아야 한다.

$$\min_{\theta} Q_w(\theta) \quad (9)$$

여기서 $Q_w(\theta) = (\sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta))' * W^{-1} * (\sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta))$, W 는 가중행렬(weighting matrix) W^{-1} 의 역행렬로써 양의 준 정 부호 행렬(positive semidefinite matrix)이다.

표준 정규조건(standard regularity condition)하에서 Q_w 를 극소화시킨 θ 의 추정량 θ_e 는 일치추정량(consistent estimator)이 된다. 추정량 θ_e 가 효율추정량(efficient estimator)이 되기 위해서는 가중행렬의 역행렬 W 가 극한에서 $\Gamma = E(\Psi(z(t), \theta)\Psi(z(t), \theta)')$ 가 되어야 한다. Hansen의 2단계 추정방법(two step procedure)에 의하면, 첫 번째, 임의의 양의 정 부호 행렬(positive definite matrix) W 를 가지고 Q_w 를 극소화시킨 θ 를 찾는 것이다. 여기서 항 등행렬(identity matrix)이 임의의 W 가 될 수 있다. 최적의 가중행렬의 역행렬의 표본평균(sample analogue)은 $\Gamma_e = (1/N)\sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta_e) * \Psi(z(t), \theta_e)'$ 가 된다. 마지막으로 효율추정량 θ_e

8) 모멘트 함수에 $x_i(t)$ ($i = \text{indonesia, india, philippines, korea}$)를 포함시킨 것은 일본을 기준국가(base country)로 한 동아시아 국가들에서 상대적 구매력평가 성립해야 한다는 이론적 제한(theoretical restriction)을 추가한 것이다. 이것은 추가적인 표본정보의 활용을 통하여 모수 추정의 효율성을 높이는 방법이 되기도 한다.

는 Q_{re} 를 극소화함으로써 얻어진다. 이렇게 구한 θ_e 가 GMM 추정량 θ_{gmm} 이 된다. • GMM 추정의 기본 조건이 충족되면 GMM 추정량 θ_{gmm} 은 다음과 같이 점근적으로(asymptotically) 정규분포를 갖게 된다.

$$N^{1/2}(\theta_{gmm} - \theta) \text{는 정규분포 } N(0, (\Upsilon\Gamma^{-1}\Upsilon)^{-1}) \text{로 수렴한다.} \quad (10)$$

여기서 $\Gamma = E[\Psi(z(t), \theta)\Psi(z(t), \theta)']$, $\Upsilon = E[\partial \Psi(z(t), \theta) / \partial \theta]$ 이다.

모멘트함수의 차원(dimension)이 모수 θ 의 차원보다 크므로 과다식별(over-identification)의 문제가 발생하는 데, 이를 검정하기 위해서는 다음의 통계량을 사용한다.

$$N^*Q_W(\theta_{gmm}) \text{이 } \chi^2(m-k) \text{로 수렴한다.} \quad (13)$$

여기서 m 은 모멘트함수의 차원이고, k 는 모수 θ 의 차원이다.

N. 추정 결과

최적의 가중행렬을 추정하기 위해서 패널 최소자승추정치(panel ordinary least squares estimates)를 사용하여 최적의 GMM 추정치를 구하였다. 명목환율을 종속변수로 두 나라 간의 인플레이션의 차이를 설명변수로 한 GMM 추정결과는 <표 2>와 같다.

<표 2> GMM 추정치

$\Delta e(t) = \alpha + \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*(t)) + \varepsilon(t)$		
$\theta(\alpha, \beta)$	S.E.	t통계량
-0.0039	0.0026	-1.4782
0.5027	0.0918	5.4739

주 : t통계량은 추정치가 영이라는 귀무가설에 대한 통계량이다.

모수 α 의 추정치는 0.0401이다. α 가 영(zero)이라는 귀무가설(null hypothesis)에 대한 t통계량(t-statistics)은 -1.4782로써 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않는다. 모수 β

의 추정치는 0.5027이다. β 가 영(zero)이라는 귀무가설에 대한 t 통계량은 5.4739이다. 역시 10%의 유의 수준에서 기각된다. 즉 β 는 영이 아니다. 이 검정결과가 의미하는 바는 미국 통화의 대외통화대비 가치의 하락은 환태평양연안 동아시아국가의 물가에 대한 미국의 상대물가의 상승과 밀접한 관계가 있음을 시사하고 있다. 그러나 우리의 주된 관심은 상대적 구매력평가설의 검정에 있다. 즉 환태평양연안 국가의 물가에 비하여 미국의 물가가 1% 상승할 때 미국의 통화가치가 1% 하락하느냐 이다. 즉 β 가 1인가 하는 것이다. β 가 1이라는 귀무가설에 대하여 t 통계량은 -5.4172로써 5%의 유의 수준에서 귀무가설은 기각된다. 즉 환율과 미국의 상대물가는 양의 방향으로 변하지만 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못하였다.

모멘트함수의 차원은 9이고 모수의 개수는 2이므로 모멘트함수는 과다 식별되었다. 이 과다식별제한(over-identification restrictions)을 검정하기 위해서 $N^*Q_w(\theta_{gmm})$ 을 계산하였다. 추정된 $N^*Q_w(\theta_{gmm})$ 의 값은 42.2803이다. $\chi^2(7)$ 의 값은 5%의 유의 수준에서 14.07이다. 따라서 5%의 유의 수준에서 모멘트함수가 과다하게 식별되었다는 귀무가설은 기각되었다.

두 나라간의 인플레이션의 차이를 종속변수로 하고 명목환율의 변화율을 설명변수로 한 GMM 추정치는 <표 3>에 나타나 있다.

<표 3> GMM 추정치

$(\Delta p(t) - \Delta p^*(t)) = \alpha + \beta(\Delta e(t)) + \epsilon(t)$		
$\theta(\alpha, \beta)$	S.E.	t통계량
-0.0033	0.0014	-2.3300
0.3470	0.0543	6.3895

주 : t 통계량은 추정치가 영이라는 귀무가설에 대한 통계량이다.

위 표에서 일 수 있듯이 α 가 영이라는 귀무가설은 기각되지 않고 β 가 영이라는 귀무가설은 기각된다. 즉 미국의 상대적 물가상승은 달러의 대외통화가치의 하락과 밀접한 상관 관계가 있다. β 가 1이라는 귀무가설에 대한 t 통계량은 -12.0258으로써 5%의 유의수준에서 기각된다. 두 나라간의 인플레이션의 변화율을 종속변수로 한 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못하였다. 과다식별제한을 검정하기 위해서 $N^*Q_w(\theta_{gmm})$ 을 계산하였다. 추정된 $N^*Q_w(\theta_{gmm})$ 의 값은 60.4262이다. $\chi^2(7)$ 의 값은 5%의 유의 수준에서 14.07이므로 모

멘트 함수가 과다 식별되었다는 귀무가설은 기각되었다.

V. 결 론

본 논문에서는 1974년 1월부터 1996년 12월까지 미국을 주축으로 한 환태평양연안 아시아 국가들(일본, 한국, 인디아, 인도네시아, 필리핀)에서 상대적 구매력평가설의 성립여부를 검증하였다. 수준변수(level variable) 데이터를 사용하여 두 국가 구매력평가설을 Engle and Granger의 공적분검정기법을 사용하여 검증한 결과에 따르면 미국을 주축으로 한 환태평양연안 아시아 지역에서 구매력평가설이 성립하지 않았다. 구매력평가설을 지지하기 위한 방법으로는 장기간의 시계열데이터를 사용하는 방법과 다 국가를 대상으로 한 패널 데이터를 사용하는 방법이 있다. 주어진 표본기간(sample period)동안 구매력평가설을 지지하기 위해서 다 국가 구매력평가설을 차분변수(differenced variable) 데이터를 사용하여 GMM추정방법을 따라 추정하였다. 추정결과에 따르면 환율과 상대적 물가의 변동이 강력한 양의 상관관계를 보이지만 일대일(1:1) 대응관계는 성립하지 않았다. 미국을 주축으로 한 환태평양연안 아시아 국가들에서 구매력평가설이 강력하게 지지되지 못하였다. 이 지역에서 상대적 구매력평가설이 강력하게 지지되지 못한 이유로는 Balassa-Samuelson 가설에 의한 구매력평가설의 구조적 편차를 들 수 있다. 이 가설에 의하면 환태평양연안국가들의 교역재 부문(tradables sector)의 생산성이 미국에 비하여 상대적으로 빠르게 증가한다면 이들 국가의 비교역재(non-tradable goods)의 가격이 상승하면서 물가가 상승하여 미국 통화의 실질가치가 하락하게 된다. 즉 구매력평가설의 구조적 편차가 일어난다는 것이다. 구매력평가설의 검정력을 높이기 위해서는 미국을 주축으로 한 환태평양연안 몇 개 국가에만 국한할 것이 아니라 다 국가 구매력관계를 환태평양연안의 모든 국가들로 확대하고 보다 세련된 연구방법론을 사용하는 것이다.

참고 문헌

- Balassa, B.(1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy* 72, 584-596.
- Chamberlain, G.(1987), "Asymptotic Efficiency in Estimation with Conditional Moment Restrictions", *Journal of Econometrics*, 34, 305-334.
- Corbae, D. and Ouliaris, S.(1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics*, 508-512.
- Dornbush, R.(1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1161-1176.
- Enders, W.(1988), "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regime", *Review of Economics and Statistics*, 504-508.
- Engel, C., M.K. Hendrickson and J.H. Rogers,(1997), "Intra-national, Intra-continental, and Intra-planetary PPP", National Bureau of Economics, working paper No. 5646.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J.(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, Vol. 55, 251-276.
- Engle R.F. and B. Yoo. "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems." *Journal of Econometrics* 35 (1987) 143-59.
- Frankel, J. (1986), "International Capital Mobility and Crowding out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?", in R. Hafer, ed., *How Open is the U.S. Economy?* (Lexington Books, Lexington, MA).
- Frankel, J.A. and A.K. Rose, (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and between Countries", *Journal of International Economics* 40, 209-224.
- Froot, K.A. and K. Rogoff(1994), "Perspectives on PPP and Long Run Real Exchange Rates", in Grossman and Rogoff, eds., *The Hand Book of International Economics*, Vol.3, North Holland, in Press: NBER working paper #4952.

- Frankel, J.A. and A.K. Rose(1996). "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and between Countries", *Journal of International Economics* 40, 209-224.
- Hakkio, Craig(1984). "A Reexamination of Purchasing Power Parity". *Journal of International Economics* 17, 265-277.
- Hansen, L. P.(1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Kim, Y. (1990). "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach". *Journal of Money Credit and Banking* 22, No. 4, 460-472.
- Mussa, M.(1986). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of the Real Exchange Rate", in Brunner and Meltzer, eds., *Real Exchange Rates and actual policies*, North-Holland, New York.
- Newey, W., and D. Mcfadden. (1994). "Large Sample Estimation and Hypothesis Testing". in *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, ed. by R.F. Engle and D.L. Mcfadden. New York: North Holland, 2111-2245.
- Rogoff, K(1996). *The Purchasing Power Parity Puzzle*, *Journal of Economic Literature* 34, 647-68.
- Phillips, P. and P. Perron(1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* 75, 335-46.
- Samuelson, P.(1964). "Theoretical Notes on Tradel Problem", *Review of Economics and Statistics* 46, 145-154.
- Stockman, A.C.(1980). "A theory of exchange rate determination." *Journal of Political Economy* 88, 673-98.