

다 국가 구매력평가설

(Multi-Country Purchasing Power Parity)

김진옥*
(Kim, Jin-Ock)

목 차

- I. 서론
- II. 구매력평가설 검정을 위한 계량경제 방법론
 - 1. 패널 최소자승추정(Panel OLS Estimation)
 - 2. GMM(Generalized Method of Moment) 추정
- III. 추정결과(Empirical Results)
- IV. 결론

I. 서론

구매력평가설이 장기에서 성립하는지 여부는 국제금융이론에서 아주 중요한 주제이다. 대부분의 경험적 연구결과에 의하면 구매력평가설은 고정환율제도하에서 보다 변동환율제도하에서 잘 성립하지 않는다. 구매력평가설을 지지한 연구결과에 의하면 명목환율이 단기에서 장기 균형환율(구매력평가환율)로부터 이탈할 수는 있지만 장기적으로는 균형환율에 수렴한다는 것이다. 년별 데이터(yearly data)를 사용하여 구매력평가설을 지지한 연구결과들에 의하면 구매력평가의 편차가 발생할 경우 그 편차가 매년 15% 정도 소멸되는 것으로 나타나 있다. 즉 구매력편차가 발생할 경우 그 편차의 반이 소멸되는 데는 약 4년이 소요된다는 것이다.

* 제주대학교 경제학과 부교수

이와 같이 일단 장기 균형환율에서 이탈한 명목환율이 구매력평가환율로 수렴하는 속도는 아주 느리다. 또한 장기구매력평가로부터의 편차는 아주 크고 그 변동성이 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. 따라서 상대가격인 실질환율을 변화시키는 통화충격과 같은 수요충격이 안정적이라면 장기적으로 구매력평가설이 성립한다고 할 수 있다.

이에 반하여 구매력평가설의 편차를 로그변환된 실질환율로 해석하면 실질환율을 변화시키는 실질충격(real shock)만이 상대가격인 실질환율의 변화를 주도하게 된다. 따라서 명목충격보다 실질충격이 우세한 경제에서는 구매력평가설이 잘 들어맞지 않는 경향이 있다고 할 수 있다.¹⁾

시계열분석을 통하여 구매력평가설을 지지하기 위해서는 장기간의 시계열자료를 사용하는 것이다. 장기의 시계열 데이터를 이용하여 구매력평가설을 지지한 경험적 연구들로는 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 Hakkio(1984), Frankel and Rose(1996), Engel, Henderickson and Rogers(1997)등이 있다. 장기간의 시계열자료를 사용하여 구매력평

1) Dornbush(1976)에 의하면 변동환율제도하에서 가격의 경직성이 존재하는 단기에서 영구적 통화량(permanent money supply)의 증가는 기대환율을 상승시켜 명목환율을 장기균형환율(구매력평가환율) 이상으로 상승시킴으로써 명목환율의 상승(nominal exchange rate overshooting)이 일어난다. 이러한 명목환율의 상승은 가격의 경직성이 풀리는 장기에서 장기 균형환율 수준으로 수렴한다. 반면에 Stockman (1987)의 균형론적 접근에 의하면 통화충격과 같은 명목충격은 상대가격인 실질환율(로그변환된 구매력평가의 편차)에 영향을 미치지 못하고 실질충격만이 실질환율에 지속적으로 영향을 미친다. 그에 의하면 브레튼우즈 체제의 붕괴이후 실질환율의 변동행태는 점진적 물가조정의 중요성을 반영한 것이라기보다는 영구적 속성을 갖는 실질충격의 중요성을 반영한 것으로 간주되고 있다.

가설을 지지하고자 할 경우 대개 년별데이터(yearly data)를 사용하는데 대개 100년 이상의 자료가 필요하다.²⁾ 여기서의 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. 구매력평가로부터 편차가 발생할 경우 균형환율로의 조정속도가 환율제도에 따라 다르게 나타나기 때문에 구매력평가설을 지지하기 위하여 장기데이터를 일률적으로 사용하는 데는 문제가 따른다는 것을 알 수 있다.

이에 반하여 패널데이터를 사용할 경우에는 적어도 환율제도의 중첩 및 변천에 따른 데이터 사용의 문제점을 지양할 수 있다. 또한 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 패널 OLS 추정방법과 GMM 추정방법을 사용하여 상대적 구매력평가설을 검정하였다. 본 논문은 환태평양연안 몇 개국을 대상으로 하기 때문에 패널 OLS 추정방법을 사용할 경우 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.

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 구매력평가의 편차가 매년 15% 정도($\hat{\phi}=0.85$) 소멸되는 것으로 상정하면 $N=106$ 이 된다. 왜냐하면 $(\hat{\phi}-1)/((1-\hat{\phi}^2)/N)^{1/2}=2.93$ 이기 때문이다.

본 논문에서는 미국을 주축으로 하여 1974년 1월부터 1996년 12월까지를 표본기간(sample period)으로 하여 월별 데이터(monthly data)를 가지고 환태평양연안(일본, 한국, 인도네시아, 인도, 필리핀)에서 상대적 구매력평가설(relative version of purchasing power parity)이 성립하는지 여부를 검정하였다. 제 2장에서 구매력평가설의 검정을 위한 계량경제방법론을 소개하였다. 다 국가 구매력평가설을 검정하기 위한 계량경제방법론으로 패널 최소자승추정(panel OLS estimation)방법과 GMM(Generalized Method of Moment) 추정방법을 소개하였다. 검정결과가 제 3장에 소개되었다. 검정결과를 미리 보면 환태평양연안에서 동 표본기간동안 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못하였다.

II. 구매력평가설 검정을 위한 계량경제 방법론

구매력평가설을 검정하기 위한 계량경제 방법론이 여러 가지가 있는데, 그 중에서도 우리는 다 국가 구매력평가설의 검정을 위한 패널 최소자승추정(panel ordinary least squares)방법과 GMM 추정방법을 살펴보고자 한다.

1. 패널 최소자승추정(Panel OLS Estimation)

구매력평가설의 검정력을 높이기 위해서는 장기간의 시계열 데이터를 사용하는 방법과 다 국가 패널데이터를 사용하는 방법이 있다. 패널데이터를 활용하여 다 국가 구매력평가설을 검정하기 위한 하나의 방법은 아래와 같은 상대적 구매력평가설을 검정하는 것이다.

$$\Delta e_{it} = \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*(t))_{it} + \{\sum_i \delta_i D_i\} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기에서 $\Delta e(t)$ 는 환율(달러로 표현된 상대국통화)의 변화율을, $\Delta p(t)$ 는 미국물가의 변화율을, $\Delta p^*(t)$ 는 미국의 상대국가의 물가의 변화율을, D_i 는 국가특정 고정효과 더미 변수(country specific fixed effect dummy variable intercept)이고 $\varepsilon_i(t)$ 는 안정적인 교

란항(stationary disturbance term) 이다.

상대적 구매력평가설이 성립하기 위해서는 교란항은 안정적이어야 한다. 이것은 상대적 구매력평가설이 연속적으로 성립할 수는 없고 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 ε_{it} 가 자동회귀적이면서 안정적이어야 함을 의미한다. 또한 상대적 구매력평가설이 성립하기 위해서는 β 가 1 이어야 한다. 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.

통계적 추정치 β 가 1이라는 귀무가설(null hypothesis)를 통과 한다면 이러한 결과는 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하는 것이 된다.³⁾ 식 (1)을 추정하기 위해서 우리는 페널 최소자승추정방법을 사용하였다. β 에 대한 OLS 추정치가 일치추정치(consistent estimate)가 되기 위해서는 인플레이션의 차이가 교란항과 상관관계가 없어야 한다. 이러한 문제를 회피하기 위하여 환율변화율과 물가변화율의 차이를 수단 변수로 활용하여 추정할 수 있다.

식 (1)은 상대적 물가의 변화율이 환율변화율에 영향을 미치는 것을 전제로 하고 있다. 하지만 환율과 물가가 경제 내에서 동시에 결정되는 내생변수(endogenous variable)로 간주하면 환율변화율을 설명변수(explanatory variable)로 하고 물가변화율을 종속변수(dependent variable)로 하여 회귀방정식을 설정할 수 있다. 우리는 이것을 감안하여 식 (1)에 대한 역의 회귀(reversion regression)를 추정하였다.

2. GMM(Generalized Method of Moment) 추정

페널데이터를 활용하여 왜냐하면 페널최소자승 추정방법을 사용하여 상대적 구매력평가설을 검정할 경우 해당국가수가 적으면 횡단면 변이(cross sectional variation)를 충분히 활용할 수 없다. 이에 반하여 GMM 추정방식을 사용하면 최소자승 추정방법에 비하여 보다 충분한 표본정보를 활용할 수 있고 점근적으로 일치되고 효율적인 추

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

정량을 보장하기 때문이다.

두 국가 구매력평가설의 공적분 검정에서와 마찬가지로 미국을 주축으로 한 환태평양지역 국가(일본, 한국, 인도네시아, 인도, 필리핀)들의 환율과 도매물가지수를 사용하였다. 미국을 주축으로 한 다 국가 구매력평가설을 암묵적 형태(implicit form)의 계량모형으로 표현하면 식 (2)와 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta e_{\text{japan}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{japan}}(t)) &= \varepsilon_{\text{japan}}(t) \\
 \Delta e_{\text{korea}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{korea}}(t)) &= \varepsilon_{\text{korea}}(t) \\
 \Delta e_{\text{indonesia}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{indonesia}}(t)) &= \varepsilon_{\text{indonesia}}(t) \\
 \Delta e_{\text{india}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{india}}(t)) &= \varepsilon_{\text{india}}(t) \\
 \Delta e_{\text{philippines}}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{\text{philippines}}(t)) &= \varepsilon_{\text{philippines}}(t)
 \end{aligned} \tag{2}$$

여기에서 $\varepsilon_i(t)$ = 달러표시 상대국가 i 의 통화의 값이고, $i = \text{japan, korea, indonesia, india, philippines}$ 이다. 또한 $p^*_i(t)$ = 상대국가 i 의 도매물가 수준이다.

(2)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(Generalized Method of Moment)추정방식으로 추정하기 위하여 식 (3)과 같이 모멘트 함수(moment function) $\Psi(z(t), \theta)$ 를 정의 하였다.

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

기 위해서는 아래의 함수를 극소화시키는 θ 를 찾아야 한다.

$$\Psi(z(t), \theta) = \begin{bmatrix} \Delta e_{japan}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{japan}(t)) \\ \Delta e_{korea}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{korea}(t)) \\ \Delta e_{indonesia}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{indonesia}(t)) \\ \Delta e_{india}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{india}(t)) \\ \Delta e_{philippines}(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*_{philippines}(t)) \\ x_{indonesia}(t) - \text{mean}(x_{indonesia}(t)) \\ x_{india}(t) - \text{mean}(x_{india}(t)) \\ x_{philippines}(t) - \text{mean}(x_{philippines}(t)) \\ x_{korea}(t) - \text{mean}(x_{korea}(t)) \end{bmatrix} \quad (3)$$

여기서 $z(t) = (\Delta e_{japan}(t), \Delta e_{korea}(t), \Delta e_{indonesia}(t), \Delta e_{india}(t), \Delta e_{philippines}(t), \Delta p(t), \Delta p^*_{japan}(t), \Delta p^*_{korea}(t), \Delta p^*_{indonesia}(t), \Delta p^*_{india}(t), x_{indonesia}(t), x_{india}(t), x_{philippines}(t), x_{korea}(t))$; $\theta = (\alpha, \beta)$; $x_i(t) = \Delta e_i^j(t) - (\Delta p^j(t) - \Delta p^*_i(t))$, 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; $\text{mean}(x_i(t))$ 는 $x_i(t)$ 의 표본평균이다.

$$\min_{\theta} Q_w(\theta) \quad (4)$$

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 준정부호행렬(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 정부호행렬(positive definite matrix) W 를 가지고 Q_w 를 극소화시킨 θ 를 찾는 것이다. 여기서 항등행렬(identity matrix)이 임의의 W 가 될 수 있다.

최적의 가중행렬의 역행렬의 표본평균 $\Gamma_e = (1/N) \sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta_e) * \Psi(z(t), \theta_e)'$ 가 된다.

마지막으로 효율추정량 θ_e 는 Q_{rc} 를 극소화함으로써 얻어진다. 이렇게 구한 θ_c 가 GMM 추정량 θ_{gmm} 이 된다.

GMM 추정의 기본 조건이 충족되면 GMM 추정량 θ_{gmm} 은 다음과 같이 점근적으로 (asymptotically) 정규분포를 갖게 된다.

$$N^{1/2}(\theta_{gmm} - \theta) \text{는 정규분포 } N(0, (T'\Gamma^{-1}T)^{-1}) \text{로 수렴한다.} \quad (5)$$

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

위 결과는 모수벡터(parameter vector)의 월드 검정(Wald test)에 사용된다. 모수벡터에 s 개의 선형제약을 가하면, 즉 $R\theta = r$ ($R = (s \times k)$ 행렬, $r = (s \times 1)$ 행렬)이면 다음을 만족한다.

$$N^{1/2}(R\theta_{gmm} - r) \text{은 정규분포 } N(0, R(Y'\Gamma^{-1}Y)^{-1}R') \text{을 갖는다.} \quad (6)$$

위 사실과 연속변환정리(continuous mapping theorem)에 의하여 월드 검정통계량은 아래와 같이 $\chi^2(s)$ 를 갖는다.

$$N^{1/2}(R\theta_{gmm} - r)'(R(Y'\Gamma^{-1}Y)^{-1}R')(R\theta_{gmm} - r) \text{은 } \chi^2(s) \text{ 분포를 갖는다.} \quad (7)$$

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

$$N \cdot Q_w(\theta_{gmm}) \text{이 } \chi^2(m-k) \text{로 수렴한다.} \quad (8)$$

여기서 m 은 모멘트함수의 차원이고, k 는 모수 θ 의 차원이다.

III. 추정결과(Empirical Results)

본 논문에서는 미국을 주축으로 하여 1974년 1월부터 1996년 12월까지 환태평양연안국가(일본, 한국, 인도네시아, 인디아, 필리핀)에서 구매력평가설이 성립하는지를 검증하였다.

페널 최소자승추정방법을 사용한 결과가 <표 1>에 나타나 있다.

<표 1> 페널 OLS 추정결과

회귀식: $\Delta e_{it} = \beta(\Delta p - \Delta p^*)_{it} + \{\sum \delta_i D_i\} + \varepsilon_{it}$		
β	표준편차	R^2
0.5644	0.0332	0.1902
회귀식: $(\Delta p - \Delta p^*)_{it} = \beta \Delta e_{it} + \{\sum \delta_i D_i\} + \varepsilon_{it}$		
β	표준편차	R^2
0.3017	0.0173	0.1997

물가변화율의 차이를 설명변수로 하는 회귀식에서 β 의 추정치는 0.5644 이다. 미국의 물가가 1% 증가할 때 달러의 가치는 0.56% 하락하게 된다. 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하기 위해서는 β 는 1이어야 한다. β 가 1이라는 귀무가설에 대한 t통계량은 -13.1205 이다. 이것은 β 가 1 이라는 귀무가설이 10%의 유의수준에서도 기각된다는 것을 알 수 있다. 환율변화율을 설명변수로 하는 회귀식에서 β 의 추정치는 0.3017 이다. 미국의 달러가치가 1% 하락할 때 미국의 상대물가가 0.3% 증가한다는 것이다. β 가 1 이라는 귀무가설에 대한 t통계량은 -40.3642 이다. 이 또한 10%의 유의수준에서 β 가 1 이라는 귀무가설은 기각된다. 즉 미국을 주축으로 하는 환태평양 지역에서 구매력평가설이 강력하게 지지되지 못하였다.

페널데이터를 이용하여 상대적 구매력평가설을 추정할 경우 대상으로 하는 국가의 수가 적을 경우에는 횡단면 변이(cross sectional variation)를 충분히 활용할 수 없는 문제가 발생한다. 따라서 표본정보를 충분히 활용할 수 있는 GMM 추정방법을 사용한 결과가 <표 2>에 나타나 있다.

< 표 2 > GMM 추정치

$\theta(\alpha, \beta)$	S.E.	t통계량
0.0401	0.0648	0.6190
1.0772	0.0114	94.3086

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 0.6190으로써 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않는다. 모수 β 의 추정치는 1.0772이다. β 가 영(zero)이라는 귀무가설에 대한 t 통계량은 94.3086이다. 역시 10%의 유의 수준에서 기각된다. 즉 β 는 영이 아니다. 이 검정결과가 의미하는 바는 미국통화의 대외통화대비 가치의 하락은 환태평양 연안국가의 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 통화 가치가 1% 하락하느냐 이다. 즉 β 가 1인가 하는 것이다. β 가 1이라는 귀무가설에 대하여 t 통계량은 6.7719로써 귀무가설은 기각된다. 즉 환율과 미국의 상대물가는 강력한 양의 상관관계를 갖지만 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못하였다. 보다 강한 형태의 귀무가설 즉 $\alpha=0, \beta=1$ 이라는 가설을 검정하기 위하여 (7)를 이용하여 $\chi^2(2)$ 를 계산하였다.

추정된 값은 12733이다. $\chi^2(2)$ 의 값은 5%의 유의수준에서 5.99이다. 따라서 5%의 유의 수준에서 귀무가설은 기각된다. 이러한 결과는 미국을 주축으로 하는 환태평양지역에서 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못한 것이 된다.

모멘트함수의 차원은 9이고 모수의 개수는 2이므로 모멘트함수는 과다 식별되었다. 이 과다식별제한(over-identification restrictions)을 검정하기 위해서 $N \cdot Q_w(\theta_{gmm})$ 을 계산하였다. 추정된 $N \cdot Q_w(\theta_{gmm})$ 의 값은 65.4673이다. $\chi^2(7)$ 의 값은 5%의 유의 수준에서 14.07이다. 따라서 5%의 유의 수준에서 모멘트함수가 과다하게 식별되었다는 귀무가설은 기각되었다.

IV. 결 론

본 논문에서는 1974년 1월부터 1996년 12월까지 미국을 주축으로 한 환태평양연안(일본, 한국, 인디아, 인도네시아, 필리핀)에서 상대적 구매력평가설의 성립여부를 검정하였다. 페널 OLS 추정방법에 의하면 미국의 상대물가가 1% 증가할 때 미국의 통화가치는 0.56% 하락 하는 것으로 나타나 있다.

미국의 상대적 물가상승이 달러가치 하락과 밀접한 상관관계 있는 것을 알 수 있다. 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하기 위해서는 상대적 물가의 상승과 환율의 변화가 1:1 대응관계가 성립해야 되는데 이러한 관계는 성립하지 않았다.

구매력평가설을 지지하기 위해서 페널데이터를 사용하는 이유는 모수추정에 있어서 횡단면 변이를 충분히 활용할 수 있기 때문이다. 대상으로 하는 국가의 수가 적을 경우에는 횡단면 변이를 충분히 활용할 수 없다.

이러한 문제점을 극복하기 위해서 GMM 추정방법을 사용하였다. GMM 추정방법을 사용할 경우 표본정보를 충분히 활용할 수 있는 장점이 있다. 또한 점근적으로 일치되고 효율적인 추정량을 얻을 수 있다. GMM 추정결과에 따르면 미국의 상대물가가 1% 증가할 경우 달러가치는 1.0772% 하락하였다. 즉 환율과 상대적 물가의 변동이 강력한 양의 상관관계를 보였다. 하지만 환율의 변동과 상대물가가 일대일(1:1) 대응관계를 보이지는 못했다. 미국을 주축으로 한 환태평양연안에서 구매력평가설을 강력하게 지지하지 못하였다. 이 지역에서 상대적구매력평가설이 강력하게 지지되지 못한 이유로는 Balasa-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 미국통화의 실질가치가 하락하게 된다. 즉 구매력평가설의 구조적 편차가 일어난다는 것이다.

구매력평가설의 검정력을 높이기 위해서는 보다 정교한 계량경제기법을 사용하는 방법과 대상국가의 수를 확대하는 것이다.

참 고 문 헌

- Chamberlain, G.(1987), "Asymptotic Efficiency in Estimation with Conditional Moment Restrictions, *Journal of Econometrics*", 34, 305-334.
- Dornbush, R.(1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1161-1176.
- 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.
- 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.
- Stockman, A.C.(1980), "A Theory of Exchange Rate Determination", Journal of Political Economy 88, 673-98.