

변동환율제도하에서의 다 국가 구매력 평가설

- Multi-Country Purchasing Power Parity Under
Floating Rate Period -

김진옥*
(Kim, jin Ock)

목 차

- I. 서론
- II. 측정방법론
- III. 추정결과
- IV. 결론

I. 서론

구매력평가설(The Theory of Purchasing Power Parity)이 단기 또는 장기에서 성립하는 지 여부는 국제금융이론의 실증연구(empirical study)에서 아주 중요한 이슈이다. 구매력평가설에 관한 대부분의 실증연구에 의하면, 구매력평가설은 고정환율제도하에

* 제주대학교 경제학과 부교수

서 성립하는 경향이 있고 변동환율제도하에서는 성립하지 않는 경향이 있다.

1973년 이후 변동환율제도하에서의 주요 선진공업국가들을 대상으로 한 구매력평가설에 관한 실증연구는 분기별 또는 연도별 자료를 사용할 경우 대상으로 하는 기간이 중-단기(medium or short run)이기 때문에 구매력평가설을 지지하기 위한 충분한 검정력을 갖지 못한 데 문제가 있다.

시계열 계량경제(time series econometrics) 기법을 사용하여 구매력평가설의 검정력을 높이기 위해서는 장기간의 시계열자료를 사용하는 것이다. 장기간의 시계열 자료를 이용하여 실질환율의 평균회귀(mean reversion of real exchange rate) 즉 구매력평가설을 지지한 실증적 연구논문으로는 Frankel(1986), Froot and Rogoff(1994), 그리고 Kim(1990)등이 있다.

구매력평가설의 검정력을 높이기 위한 다른 하나의 방법은 장기간의 시계열 자료를 사용하는 대신에 패널 자료를 사용하여 다 국가 구매력평가(multi-country PPP)를 검정하는 것이다. 다 국가 패널 자료를 이용하여 구매력평가설을 검정한 논문으로는 Hakkio(1984), Frankel and Rose(1996), Engel, Henderickson and Rogers(1997), Wu(1996), 김진옥(2001)등이 있다.

장기간의 시계열자료를 사용하여 실질환율의 평균회귀 여부를 검정하기 위해서 연도별 자료(yearly data)를 사용할 경우에는 약 100년 이상의 자료가 필요하다.¹⁾ 장기 표본자료(sample data)를 사용할 때의 문제점은 동 표본기간 동안 환율제도가 고정환율제도에서 변동환율제도로 또는 그 중간형태로 변천되어왔다는 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 환율제도마다 다르게 나타나기 때문에 구매력평가설의 검정력을 제고시키기 위하여 장기자료를 일괄적으로 사용하는 데는 문제가 따른다는 것을

1) 로그 변환된 실질환율($q(t)$)이 AR(1)을 갖는다고 하자: $q(t) = \theta q(t-1) + \varepsilon(t)$, 여기서 $\varepsilon(t)$ 는 확률적 교란항(stochastic disturbance)이다. θ 가 0.96일 때, 즉 실질환율이 평균회귀(mean reverting process)할 때, 관측지의 수가 100일 경우 Dickey-Fuller의 검정력을 보면 5%의 크기의 검정(test with 5% size)이 단위근의 존재를 단지 9.6% 정도 기각한다. 표본의 크기를 크게 할수록 단위근의 기각정도는 커진다. 보다 자세한 내용은 Mark(2001)에 나타나 있다.

시사하고 있다.

이에 반하여 페널자료를 사용할 경우에는 적어도 환율제도의 중첩 및 변천에 따른 자료사용의 문제점을 지양할 수 있다.

즉 구매력평가설의 검정을 변동환율제도에 국한한다고 할 지라도 강력한 검정을 위한 충분한 자료를 확보할 수 있다. 왜냐하면 페널데이터를 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 페널 최소자승추정(panel OLS estimation)을 통하여 보여주고 있다. 이들은 모수의 일치추정량을 얻기 위하여 수단변수추정방법(instrumental variable estimation)을 사용하였다.

본 논문에서는 1974년 1월부터 1998년 12월까지를 표본기간(sample period)으로 하여 환율과 소비자물가지수의 월별 자료(monthly data)를 가지고 선진 G-7 국가들(미국, 독일, 일본, 영국, 캐나다, 프랑스, 이탈리아)에서 구매력평가설이 성립하는지 여부를 검정하였다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 페널자료를 활용한 구매력 평가설 검정 방법론으로 Hansen(1982)의 GMM(generalized method of moment) 추정방법과 Levin-Lin(1992)의 페널 단위근 검정(panel unit root test)을 간략하게 소개하고자 한다. 검정결과를 미리 보면, GMM 추정결과에 의하면 상대적 인플레이션의 변화와 명목환율의 변화가 1:1 대응함으로써 G-7 국가들간에 구매력평가설이 성립하는 결과를 보여주고 있다. Levin-Lin 페널 단위근 검정에서도 실질환율이 평균회귀하고 있다는 것을 부분적으로 보여주고 있다. 보다 자세한 GMM 추정방법은 부록에 나타나 있다. 제 3장에 추정결과가 나타나 있고, 제 4장에 결론이 나타나 있다.

II. 검정방법론

본 장에서는 구매력평가설의 검정과 관련한 계량경제 방법론을 본 논문에서 사용한 방법론을 중심으로 살펴보고자 한다. 본 논문에서 사용한 추정방법론의 소개에 앞서

구매력평가설에 관한 개략적인 내용을 소개하면 다음과 같다.

절대적 구매력평가설(absolute version of PPP)에 의하면 동일화폐단위(common currency unit)로 표현된 두 나라의 물가는 같아야 한다. 두 나라사이의 구매력평가설을 계량경제모형으로 표현하면 다음과 같다.

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

여기에서 $e(t)$ 는 자국(home country)의 통화로 표현한 상대국 통화의 가격이고, $p^*(t)$ 는 상대국의 물가수준이며, $p(t)$ 는 자국의 물가수준이다. 또한 $d(t)$ 은 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 확률적 교란항(stochastic disturbance)이며, r 은 상수이고 t 는 시간을 나타내는 첨자이다.

절대적 구매력평가설이 성립하기 위해서는 r 은 1이 되어야 한다. 반면에 상대적 구매력평가설은 r 에 아무런 제약을 부과하지 않는다. 하지만 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 확률적 교란항 $d(t)$ 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)와 Johansen(1988)의 공적분검정(Cointegration Test) 기법을 사용하는 것이다.

차분된 변수(differenced variable)를 가지고 상대적 구매력평가설을 계량경제 모형으로 표현하면 다음과 같다.

$$\Delta e(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p^*(t)) = \varepsilon(t) \quad (2)$$

여기에서 $\Delta e(t)$ 는 환율(자국 통화로 표현한 상대국통화의 값)의 변화율을, $\Delta p(t)$ 는 자국물가의 변화율을, $\Delta p^*(t)$ 는 상대국가의 물가의 변화율, $\varepsilon(t)$ 은 상대적 구매력평가로부터의 편차를 나타내는 확률적 교란항이다.

상대적 구매력 평가설이 성립하기 위해서는 β 가 1이 되어야 한다.²⁾ 상대적 구매력평가설에 의하면 상대국가의 물가가 주어진 상태에서 자국에서 1%의 인플레이션이 일어날 때 자국의 통화가치도 동시에 1% 하락한다는 것이다. 또는 상대국의 인플레이션이 자국에 비하여 1% 증가하면 자국의 통화가치도 동시에 1% 상승한다는 것이다. 즉 명목환율의 변동은 두 나라간의 인플레이션의 차이를 반영한 것이 된다.

본 고에서는 두 국가간 구매력평가설을 다 국가 구매력평가설로 확장하여, 패널데이터를 가지고 다 국가 구매력평가설을 검정하고자 한다. 자국을 기준국가(base country)로 한 상대국가 I와의 상대적 구매력평가설은 다음 식과 같다.

$$\Delta e_i(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t)) = \varepsilon_i(t) \quad (3)$$

위 방정식을 $\Delta e_i(t)$ 를 종속변수로 하고 $(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t))$ 를 설명변수로 하여 최소자승추정방법으로 추정할 경우 α 와 β 에 대한 일치추정량(consistent estimator)을 얻기 위해서는 두 국가간의 인플레이션의 격차와 구매력평가의 편차 즉 확률적 교란항이 상관관계가 없어야 한다.

이러한 이유에서 위 방정식을 수단변수들($\Delta e_i(t-1)$, $(\Delta p(t-1) - \Delta p_i^*(t-1))$)을 고려하여 암묵적 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$INV_i(t)[\Delta e_i(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t))] = INV_i(t)[\varepsilon_i(t)] \quad (4)$$

여기에서 $INV_i(t) = (\Delta e_i(t-1), (\Delta p(t-1) - \Delta p_i^*(t-1)))'$.

N개의 국가들을 대상으로 위와 같이 상대적 구매력평가설을 상정하면 (N-1)개로 구성된 다 국가 구매력평가설을 정의할 수 있다. N번째 국가를 기준국가로 하여 수단변수를 고려한 다 국가 구매력평가설을 $[2(N-1), 1]$ 벡터(vector)로 표현하면 다음과 같다.

2) β 가 1이 아닐 경우에는 구매력평가설의 성립여부에 대하여 어떤 결론을 내릴 수 없다. 왜냐하면 β 가 1이라는 가설은 관세 및 비관세 장벽 또는 수송비와 같은 무역장벽이 없어야 하고 가격지수의 측정에 있어 오차가 없어야 하는 것을 전제로 하기 때문이다.

$$[\text{INV}_i(t)\{\Delta e_i(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t))\}]_{i=1}^{N-1} = [\text{INV}_i(t)\{\varepsilon_i(t)\}]_{i=1}^{N-1} \quad (5)$$

위 다 국가 구매력평가설을 Frankel and Rose(1996)가 한 것과 같이 $\Delta e_i(t)$ 를 종속변수로 하고 $(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t))$ 를 설명변수로 하고 수단변수를 사용하여 패널 최소자승추정 방법(panel OLS estimation)에 따라 모수(parameter) α 와 β 를 추정할 수도 있지만, 본고에서는 GMM추정방법을 사용하고자 한다. 왜냐하면 선진 7개 국가들(G-7)을 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 패널 최소자승 추정방법에 비하여 보다 충분한 표본정보를 활용할 수 있고 점근적으로 일치되고 효율적인 추정량을 보장하기 때문이다.

위 다 국가 구매력평가설의 모수 α 와 β 를 GMM 추정방식으로 추정하기 위하여 식 (6)과 같이 모멘트 함수(moment function) $\mathbb{V}(z(t), \theta)$ 를 정의하였다.

$$\begin{aligned} & [\text{INV}_i(t)\{\Delta e_i(t) - \alpha - \beta(\Delta p(t) - \Delta p_i^*(t))\}]_{i=1}^{N-1} \\ & \quad x_{france}(t) \\ \mathbb{V}(z(t), \theta) = & \quad x_{italy}(t) \quad (6) \\ & \quad x_{uk}(t) \\ & \quad y_{canada}(t) \end{aligned}$$

여기에서 $z(t) = (\Delta e_{canada}(t), \Delta e_{france}(t), \Delta e_{germany}(t), \Delta e_{italy}(t), \Delta e_{japan}(t), \Delta e_{uk}(t), \Delta p(t), \Delta p_{canada}(t), \Delta p_{france}(t), \Delta p_{germany}(t), \Delta p_{italy}(t), \Delta p_{japan}(t), \Delta p_{uk}(t), x_{france}(t), x_{italy}(t), x_{uk}(t), y_{canada}(t))$; $\theta = (\alpha, \beta)$; $x_i(t) = \Delta e_i^s(t) - (\Delta p^s(t) - \Delta p_i(t))$, 첨자 i 는 각각 프랑스, 이탈리아, 영국을 나타낸다; e_i^s 는 i 국 통화의 마르크표시가격, p^s 는 독일의 물가수준이고, p_i 는 i 국가의 물가수준이다; 마찬가지로 $y_{canada}(t)$ 는 미국과 캐나다 사이의 상대적 구매력 평가 설을 나타낸다. 모멘트 함수에서 $x_i(t)$ 는 독일과 상대국가 I 간의 실질환율의 변화율을 나타내고 $y_{canada}(t)$ 는 미국과 캐나다 사이의 실질환율의 변화율을 나타내고 있고, 이들 국가간에 상대적 구매력평가가 성립한다는 경험적 명제(empirical proposition)를

부가하면 그것의 수학적 기대치는 영(zero)이 된다.³⁾

모수 θ 벡터가 주어진 상태에서 위 모멘트 함수의 수학적 기대치는 영(zero)벡터가 된다. 모수 θ 벡터를 추정하기 위해서 Hansen(1982), Chamberlain(1987), Newey and Mcfadden(1994)의 전형적인 GMM 추정방법을 따랐다. 모수 θ 를 추정하기 위해서는 아래의 표본 모멘트 함수(sample moment function)를 극소화시키는 θ 를 찾아야 한다. $x_i(t)$ 는 독일과 상대국가 I간의 실질환율의 변화율을 나타내므로 안정적인 시계열이면서 그것의 수학적 기대치는 영(zero)이 된다. 모수 θ 벡터를 추정하기 위해서는 아래의 함수를 극소화시키는 θ 를 찾아야 한다.

$$\min_{\theta} Q_w(\theta) \tag{7}$$

여기서 $Q_w(\theta) = ((1/N)\sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta))' * W^{-1} * ((1/N)\sum_{t=1}^N \Psi(z(t), \theta))$, W 는 가중행렬(weighting matrix) W^{-1} 의 역행렬로써 양의 준정 부호 행렬(positive semidefinite matrix)이고 N 은 표본의 크기이다. 표준 정규조건(standard regularity condition)하에서 Q_w 를 극소화시킨 θ 의 추정량 θ_e 는 일치추정량이 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, 첫째, 임의의 양의 정 부호 행렬(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(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 는 Q_e 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.

$$N^{1/2}(\theta_{gmm} - \theta) \rightarrow^d N(0, (\Gamma^{-1}\Gamma^{-1})^{-1}) \tag{8}$$

3) 모멘트 함수에 $x_i(t)$ (i=france, italy, united kingdom)를 포함시킨 것은 독일을 기준국가(base country)로 한 유럽 국가들에서 상대적 구매력평가가 성립해야 한다는 이론적 제한(theoretical restriction)을 추가한 것이다. 이것은 추가적인 표본정보의 활용을 통하여 모수 추정의 효율성을 높이는 방안이 되기도 한다.

여기서 $\Gamma = E[\Psi(z(t), \theta)\Psi(z(t), \theta)']$, $T = E[\partial^2 \Psi(z(t), \theta) / \partial \theta \partial \theta']$ 이다.

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

$$N^*Q_w(\theta_{gmm}) \rightarrow^d \chi^2(m-k) \quad (9)$$

여기서 m 은 모멘트함수의 차원이고, k 는 모수 θ 의 차원이다.

구매력평가설을 검정하는 다른 하나의 방법은 실질환율의 평균회귀 여부를 검정하는 것이다. 패널데이터를 활용하여 실질환율의 평균회귀 여부를 검정하기 위해서는 다음의 방정식을 추정하는 것이다.

$$\Delta q_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_1 q_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \phi_{ij} \Delta q_{it-j} \quad (10)$$

여기서 q 는 실질환율에 자연로그를 취한 값으로써, $q_{it} \equiv e_{it} - (p_t - p_{it})$: e_{it} 는 기준국가의 통화로 표시한 I 국가의 통화의 값이고, p_t 는 기준국가의 물가이고, p_{it} 는 I 국가의 물가이다; $q_{it}^* = q_{it} - (1/N) \sum_{j=1}^N q_{jt}$ 이다.

위 추정방정식은 단위근의 존재여부를 검정하기 위한 전통적인 Dickey-Fuller 검정법과 맥을 같이한다. Levin-Lin(1992)은 모든 실질환율의 시계열이 안정적이라는 대립가설(H_A)에 대하여 모든 실질환율의 시계열이 불안정적이라는 귀무가설(H_0)의 검정을 다음과 같이 제안하였다.

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_N = \beta = 0, \quad (11)$$

$$H_A : \beta_1 = \dots = \beta_N = \beta < 0.$$

추정한 β 의 값이 유의한(significant) 음의 값이면 실질환율의 평균회귀를 나타내는 것이 된다. β 가 -1이면 완전한 평균회귀를 나타내고, 0이면 실질환율은 임의보행

(random walk)을 따르게 된다. 하지만 페널 단위근검정을 위해서는 Dickey-Fuller가 제시한 임계값(critical value)을 그대로 적용할 수 없다. 본 논문에서는 페널 단위근 검정을 위해 Levin-Lin(1992)이 제시한 검정절차를 따르고자 한다. Levin-Lin에 의하면 β 가 0 이라는 귀무가설에 대한 t-통계량(t-like statistics)은 점근적으로 표준 정규분포(asymptotically standard normal distribution)를 따르지 않고 확산(divergence)된다. Levin-Lin은 조정요인(adjustment factors)을 감안한 조정된 t-통계량이 표준 정규분포를 따른다는 것을 보여주고 있다. 여기서 문제가 되는 것은 Levin-Lin의 조정된 t-통계량의 몬테칼로 분포가 정규분포를 따르지 않는다는 데에 있다. 따라서 본 논문에서는 검정 통계량(t-statistics, adjusted t-statistics)의 부스트랩 분포(bootstrap distribution)를 사용하여 단위근 검정을 하고자 한다.

Ⅲ. 추정결과

본 장에서는 GMM 추정결과와 Levin-Lin의 페널 단위근 추정결과를 소개하고자 한다. 최적의 GMM 추정을 위해서는 최적의 가중행렬(optimal weight matrix)의 추정이 필요하다. 이를 위해서 페널 최소자승추정치(panel ordinary least squares estimates)를 사용하였다. 또한 Hansen의 2단계 추정방법을 사용하여 최적의 GMM 추정치를 구하였다. 제 2장에서 설명한 방법에 따라 명목환율을 종속변수로 두 나라간의 인플레이션의 차이를 설명변수로 하고 미국을 기준국가로 한 GMM 추정결과는 <표 1>과 같다.

< 표 1> GMM 추정치

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

$\theta(\alpha, \beta)$	S.E.	t통계량
-0.0009	0.0019	-0.4529
1.0650	0.3018	3.5285

주: t통계량은 추정치가 영이라는 귀무가설에 대한 통계량이다.

모수 α 의 추정치는 -0.0009이다. α 가 영(zero)이라는 귀무가설(null hypothesis)에 대한 t통계량(t-statistics)은 -0.4529로써 10%의 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않는다. 모수 β 의 추정치는 1.0650이다. β 가 영(zero)이라는 귀무가설에 대한 t 통계량은 3.5285이다. 역시 10%의 유의 수준에서 β 가 영이라는 귀무가설은 기각된다. 즉 β 는 영이 아니다. 이 검정결과가 의미하는 바는 미국통화의 상대적 가치의 하락은 미국을 제외한 G-7국가의 물가에 비하여 미국의 물가가 상대적으로 상승한 것과 밀접한 관계가 있음을 시사하고 있다. 그러나 우리의 주된 관심은 상대적 구매력평가설의 검정에 있다. 즉 미국을 제외한 G-7국가의 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 0.2154로써 10%의 유의 수준에서 귀무가설이 성립한다. 즉 환율과 미국의 상대물가는 양의 방향으로 변하면서 1:1 대응관계를 유지함으로써 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지하였다.

모멘트함수의 차원은 16이고 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 57.1898이다. $\chi^2(14)$ 의 값은 5%의 유의 수준에서 23.68이다. 따라서 5%의 유의 수준에서 모멘트함수가 과다하게 식별되었다는 귀무가설은 기각되었다.

두 나라간의 인플레이션의 차이를 종속변수로 하고 명목환율의 변화율을 설명변수로 하고 미국을 기준국가로 했을 때 했을 때, 상대적 물가의 변화와 명목환율의 변화가 1:1 대응관계가 있는지를 검정한 GMM 추정치가 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2> GMM 추정치

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

$\theta(\alpha, \beta)$	S.E.	t통계량
-0.0002	0.0004	-0.4920
0.0524	0.0192	2.7352

주: t 통계량은 추정치가 영이라는 귀무가설에 대한 통계량이다.

위 표에서 알 수 있듯이 α 가 영이라는 귀무가설과 β 가 영이라는 귀무가설은 기각되지 않는다. 달러의 대외통화가치의 하락은 미국의 상대물가에 아무런 영향을 미치지 못하였다. 과다식별제한을 검정하기 위해서 $N*Q_w(\theta_{gmm})$ 을 계산하였다.

추정된 $N*Q_w(\theta_{gmm})$ 의 값은 87.9308이다. $\chi^2(14)$ 의 값은 5%의 유의 수준에서 23.68이므로 모멘트 함수가 과다 식별되었다는 귀무가설은 기각되었다.

<표 3> Levin-Lin의 패널 단위근 검정

Base Country	Time Effect	τ_c	Half-life	τ_{ct}	Half-life	τ_{c^*}	τ_{ct^*}
U.S.	yes	-4.551 [0.055] (0.096)	3.5812	-5.439 [0.246] (0.253)	2.3778	0.118 [0.521] (0.538)	0.948 [0.749] (0.733)
	no	-3.698 [0.245] (0.382)	4.4143	-4.420 [0.676] (0.695)	3.1800	1.068 [0.767] (0.798)	1.616 [0.854] (0.854)
Germany	yes	-4.336 [0.105] (0.136)	3.8290	-5.335 [0.285] (0.291)	2.3778	0.461 [0.618] (0.635)	1.238 [0.777] (0.783)
	no	-4.959 [0.029] (0.045)	3.1800	-5.373 [0.294] (0.289)	2.5966	-0.425 [0.335] (0.362)	0.415 [0.568] (0.563)

패널데이터를 활용한 실질환율의 단위근 검정결과가 <표 3>의 Levin-Lin 검정표에 나타나 있다. 비모수적 부스트랩 p-값(nonparametric bootstrap p-values)이 사각 괄호(square brackets)안에 나타나 있고 모수적 부스트랩 p-값(parametric bootstrap p-values)이 괄호(parenthesis)안에 나타나 있다.

τ_c 는 검정방정식에 상수가 포함되었을 경우의 t-통계량이다. τ_{ct} 는 검정방정식에 선형추세(linear trend)가 포함되었을 경우의 t-통계량이다. τ_{c^*} 와 τ_{ct^*} 는 조정된 t-통계량이다. 미국을 기준국가(base country)로 한 패널데이터에서 공통의 시간효과(common time effect)를 고려했을 때, 상수가 포함된 검정방정식에서 단위근(unit root)이 10%의 유의수준에서 기각된다. 이 경우에도 공통의 시간효과를 고려하지 않았을 경우에는 10%의 유의 수준에서 기각되지 않는다.

선형추세를 포함한 검정방정식에서는 공통의 시간 효과의 고려와 상관없이 단위근이 기각되지 않는다. 독일을 기준국가로 한 페널데이터에서는 공통의 시간효과를 고려하지 않았을 경우, 상수가 포함된 검정방정식에서 단위근이 5%의 유의수준에서 기각된다. 미국을 기준국가로 한 경우와 마찬가지로 선형추세를 고려한 검정방정식에서 공통의 시간효과와 상관없이 단위근은 기각되지 않는다.

IV. 결 론

본 고에서는 1974년 1월부터 1998년 12월까지 선진 G-7국가들에서 구매력평가설이 성립하는 지 여부를 검정하였다. 구매력평가설에 관한 GMM 추정방법에 의하면 두 나라간 인플레이션의 격차와 명목환율의 변화율간에는 명목환율 변화율을 종속변수로 하고 인플레이션 격차를 설명변수로 했을 때 1:1 대응관계가 성립한다. 즉 자국의 물가가 상대국에 비하여 1% 증가했을 때 자국통화의 상대적 가치가 1% 하락함으로써 상대적 구매력평가설을 강력하게 지지한 결과가 된다. 명목환율의 변화율을 설명변수로 하고 두 나라간 인플레이션의 격차를 종속변수로 했을 때는 두 변수간 1:1 대응관계가 성립하지 않았다.

미국을 기준국가(base country)로 한 페널데이터에서 공통의 시간효과(common time effect)를 고려했을 때, 상수가 포함된 검정방정식에서 단위근(unit root)이 10%의 유의수준에서 기각된다. 이 경우에도 공통의 시간효과를 고려하지 않았을 경우에는 10%의 유의수준에서 기각되지 않는다. 선형추세를 포함한 검정방정식에서는 공통의 시간 효과의 고려와 상관없이 단위근은 기각되지 않는다. 독일을 기준국가로 한 페널데이터에서는 공통의 시간효과를 고려하지 않았을 경우, 상수가 포함된 검정방정식에서 단위근이 5%의 유의수준에서 기각된다. 미국을 기준국가로 한 경우와 마찬가지로 선형추세를 고려한 검정방정식에서 공통의 시간효과와 상관없이 단위근은 기각된다. 결론적으로 미국을 기준국가로 한 페널자료에서 시간효과를 고려했을 때 실질화율의 평균회귀 즉 구매력평가설이 성립함을 보여주고 있고, 독일을 기준국가로 한 페널자료에

서는 공통의 시간효과를 고려하지 않았을 경우 실질환율의 평균회귀 즉 구매력평가설이 성립함을 보여주고 있다. 이러한 실증연구 결과는 최근의 페널자료를 활용하여 구매력평가설을 지지한 결과들과 부합된다.

향후 본 논문의 연구방향은 달러본위 변동환율제도(1973-1984) 또는 플라자-루브르 달러환율 개입협정(The Plaza-Louvre Intervention Accords For The Dollar Exchange Rate, 1985-1992) 기간에도 구매력평가설이 성립하는 지 여부를 검정하는 것이다.

참 고 문 헌

- 김진옥.(2001), "구매력 평가설: 두 국가 대 다 국가 모형" 금융학회지 제6권 제2호, 101~119.
- Chamberlain, G.(1987), "Asymptotic Efficiency in Estimation with Conditional Moment Restrictions, *Journal of Econometrics*", 34, 305-334.
- 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.
- 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.
- 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.

- Johansen, Soren(1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-54.
- Kim, Y. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money Credit and Banking* 22, n0. 4, 460-472.
- Levin, Andrew, and Chien-Fu Lin.(1992) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties.", Mimeo, University of California, Sand Diego, June 1992.
- Mark, Nelson. "International Macroeconomics and Finance", Black Publishers, 2001.
- 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.
- Wu, Yangru(1996). "Are Real Exchange Rate Nonstationary? Evidence from a Panal-Data Test", *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 54-63.