

## 원화환율과 구매력평가설\*

이 충 언\*\*

본 연구에서는 원/달러 환율이 구매력평가설을 따르는가를 분석하였다. 단위근 분석에서는 대부분의 검정통계량, 기간, 물가지수에서 실질환율에 단위근이 존재하는 것으로 나타나 구매력평가설이 성립하지 않는 것으로 해석되었다. 그러나 1997년 외환위기 동안의 환율 급변 시기를 포함할 경우 비선형 단위근 검정에서는 실질환율이 평균 회귀하는 것으로 나타났다. 공적분 검정 분석에서는 절대적 구매력평가설의 제약 또는 양국 물가지수 계수가 동일하다는 상대적 구매력평가설 제약 등은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 기존 실증분석 결과와는 달리 원/달러 환율과 양국 물가지수 간에는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 추정된 공적분 식 계수의 부호도 이론의 예측과 일치하였다. 이는 약한 의미의 상대적 구매력평가설은 성립하는 것으로 해석된다. 또한 자유변동환율제도가 도입된 외환위기부터 원/달러 환율이 구매력평가설과 더 일치하도록 결정되는 현상도 다소 발견되었다.

핵심주제어: 환율, 실질환율, 구매력평가설, 단위근 검정, 비선형 단위근 검정, 공적분 검정

경제학문헌목록 주제분류: F3

### I. 서론

본 연구는 우리나라의 원/달러 환율이 구매력평가설을 따르는가를 실증적으로 분석하는 것에 목적을 두고 있다. 우리나라의 환율제도는 1980년 2월 복수바스켓제도를 도입한 후 시장평균환율제도를 거쳐 1997년 12월부터 자유변동환율제도로 이전하였다. 즉, 1997년 이전까지는 엄밀한 의미의 자유변동환율제도로 보기는 어렵고 환율이 시장에서 결정되었다기보다는 정책당국의 의지에 상당히 좌우된 것으로 볼 수 있다. 따라서 자유변동환율제도의 도입 이후 시장에

\* 이 논문은 2013년도 한림대학교 교비 학술연구비(HRF-201312-016)에 의하여 연구되었음. 두 분 익명 심사자들의 조언에 감사드립니다.

\*\* 한림대학교 경제학과 교수, 경제연구소, 전화: (033) 248-1819, E-mail: chlee@hallym.ac.kr  
논문투고일: 2015. 10. 16 수정일: 2015. 11. 9 게재확정일: 2015. 11. 20

서 환율이 결정되는 요인에 대한 연구가 필요하다. 이와 같은 점에서 자유변동 환율제도 도입 이전과 이후에 따라 환율결정의 첫 번째 이론인 구매력평가설의 설명력이 어떻게 달라지는가를 비교·분석할 필요가 있다.

구매력평가설은 단순하지만 직관적이고, 설득력 있는 논리이기 때문에 대부분의 개방경제모형이 국내시장과 외국시장을 연결시키는 고리로 사용되고 있다. 국가 간 일물일가의 법칙이라고 할 수 있는 구매력평가설은 명목환율이 양국의 가격 비율로 결정된다는 주장이다. 만약 환율이 여기에서 벗어난다면 차익거래가 발생하면서 환율은 양국 간의 상대가격 수준으로 되돌아간다는 논리이다. 물론 단기적으로 환율이 양국 간의 상대가격 수준에서 이탈할 수는 있다. 그러나 장기 균형으로부터의 이탈이 지속되지 않는다면 실질환율은 평균 회귀하는 안정적인 시계열이 될 것이다.

구매력평가설에 대한 실증분석 결과는 대부분 이 단순하고도 직관적인 논리를 지지하지 못하고 있다. 단위근 검정을 이용한 분석결과는 실질환율에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하면서 실질환율이 안정적이란 증거를 찾는 데 실패하였다. 이에 따라 검정력을 향상시킬 수 있는 여러 단위근 검정법이 고안되었으나 대부분 결과를 반전시키지는 못하고 있다. 검정력을 향상시키기 위해 장기 자료를 이용한 연구도 시도되었으나 그 결과는 혼재되었을 뿐 아니라 장기 자료의 특성상 환율제도의 구조적 변화를 감안하지 못한다는 문제점을 가지고 있다. 공적분 검정은 구매력평가설에 대한 보다 직접적인 검정방법으로 많은 연구에서 명목환율과 양국의 물가지수 간에는 공적분 관계가 존재하는 것을 보고하고 있다. 그러나 추정된 공적분 벡터의 부호가 구매력평가설의 예상과 상이한 경우가 다수 발견되고 있다. 그 외 패널 단위근 검정, 패널 공적분 검정 등을 이용한 분석결과가 보고되고 있다. 더 나아가 실질환율의 비선형적 변화에 초점을 맞춘 연구들도 여러 가지 제시되고 있다. 즉, 실질환율이 장기 균형에서 더 많이 이탈해 있을수록 평균으로 회귀되는 속도가 빨라지는 비선형적 성격을 가지고 있는 것을 보임으로써 실질환율이 장기 균형으로의 회복속도가 느린 원인을 설명하고 있다.

우리나라의 원/달러 환율이 구매력평가설을 따르는가에 대한 실증 연구도 1990년대부터 다수 보고되고 있다. 그러나 2000년대 이후 자료를 이용한 연구, 공적분 분석, 비선형성 등에 대해서는 많이 연구되지 못한 편이다. 또한 OECD 자료를 이용한 외국의 연구들도 우리나라를 포함한 경우는 희소한 편이다. 더군다나 일부 원/달러 환율을 포함한 OECD 국가들의 환율에 대한 연구들은 그

연구의 특성상 우리나라 환율제도의 변화와 외환위기에 따른 이질적인 자료의 문제 등을 감안하지 못하고 있다. 따라서 그 연구결과로 우리나라 환율을 해석하기에는 다소 무리가 있을 수 있다. 이와 같은 점에서 본 연구는 우리나라 환율의 제도 변화, 외환위기 등을 감안하여 분석시점을 결정한 뒤 최근 개발된 다양한 단위근 검정 방법, 엄밀한 공적분 검정 등을 이용하여 원/달러 환율의 결정원리를 분석해 본다. 또한 실질환율의 계산에 소비자물가지수뿐 아니라 생산자물가지수, 근원물가지수도 사용해 본다. 특히, 구조 변화를 감안한 단위근 검정, 비선형적이 변화를 감안한 단위근 검정도 실시해 본다. 또한 구매력평가설에서의 계수 간 관계를 감안하여 2변수 또는 3변수 공적분을 실시하고, 구매력평가설의 제약을 직접 검정해 본다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 구매력평가설을 정의하고 기존 연구결과들을 요약한 뒤 본 연구의 연구방법을 설명한다. 또한 원/달러 명목환율과 실질환율의 변화 추세를 그림을 통해 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 실질환율에 대한 단위근 검정을 실시한다. 사용된 검정방법으로는 ADF 검정, PP 검정, DF-GLS 검정, KPSS 검정, ERS 검정, 구조 변화를 포함한 단위근 검정, KSS 비선형 단위근 검정 등이다. 제Ⅳ절에서는 공적분 분석과 구매력평가설의 제약에 대해 직접 검정해 본다. 마지막 V절에서는 실증분석 결과를 요약하고 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 구매력평가설에 대한 기존 연구

### 1. 구매력평가설에 대한 기존 연구

구매력평가설은 두 나라 간에 무차익거래조건(no arbitrage condition)이 성립하면 일물일가의 법칙에 따라 양국 통화의 구매력이 같아지는 수준에서 환율이 결정될 것이란 주장이다. 즉, 양국 간에 일물일가의 법칙이 성립하면

$$P_t = S_t \cdot P_t^* \quad (1)$$

로 표현되며 여기에서  $P_t$ 는  $t$ 기의 자국 상품 가격 또는 물가수준,  $P_t^*$ 는 상대국 상품의 가격 또는 물가수준,  $S_t$ 는 상대국 통화 한 단위와 교환되는 자국 통화

량으로 표현한 환율이다. 이 관계를 환율로 표현하면

$$S_t = P_t / P_t^* \quad (2)$$

가 된다. 즉, 구매력평가설에 따르면 명목환율은 양국의 물가비율로 결정된다는 것을 의미한다. 이 식에 로그를 취하면 구매력평가설의 관계식은

$$s_t = p_t - p_t^* \quad \text{또는} \quad s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (3)$$

가 되며 여기에서 소문자는 로그를 취한 값으로  $s_t = \ln(S_t)$ ,  $p_t = \ln(P_t)$ ,  $p_t^* = \ln(P_t^*)$ 을 의미한다. 한편, 실질환율은

$$E_t = S_t \cdot P_t^* / P_t \quad (4)$$

$$e_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (5)$$

로 정의되며 여기에서  $E_t$ 는  $t$ 기의 실질환율,  $e_t = \ln(E_t)$ 을 의미한다. 실질환율의 식에다 구매력평가설 식 (2), (3)을 각각 대입하면 실질환율  $E_t = 1$  또는  $e_t = 0$ 이 된다. 즉, 구매력평가설이 성립한다면 실질환율은 1이 된다는 것이다. 그러나 현실에서는 한 가지 상품만 존재하지 않기 때문에  $P_t$ 는 가격이 아닌 여러 상품 및 서비스의 가격을 가중평균한 물가지수가 된다. 또한 국가별로 물가지수를 구성하는 상품의 구성 및 가중치가 상이할 뿐 아니다. 더군다나 물가지수란 기준연도의 값을 100으로 고정한 뒤 환산된 지수이다. 따라서 실질환율  $E_t$ 가 1이 되는 것을 기대하기는 어렵다. 즉, 구매력평가설이 성립하면 실제 자료로 계산된 실질환율은 1이라기보다는 어떤 고정된 값이 된다고 예측할 수 있다. 그러나 자유변동환율제도 하에서는 외환시장에서의 외환 수급 변화, 각국의 경제 여건 변화 등으로 명목환율이 매순간 변화한다. 일반적으로 물가의 변화는 완만한 것에 비해 명목환율의 변화는 급격하기 때문에 실질환율이 균형수준에 지속적으로 머물러 있을 가능성은 낮다. 따라서 구매력평가설은 단기적인 환율변동을 설명하는 이론이라기보다는 장기적인 추세 또는 장기 균형환율 수준에 대한 이론으로 보는 것이 합당할 것이다.

구매력평가설에 대한 실증분석에서 가장 많이 사용된 방법은 단위근 검정이다. 단위근 검정은 실질환율이 평균 회귀(mean reversion)한다는 대립가설에 대

해 실질환율이 자유보행(random walk)한다는 귀무가설을 검정하는 것이다. 일반적으로 물가수준은 완만하게 변하지만 명목환율은 금융시장에서 매순간 변동하고 있다. 따라서 구매력평가설이 성립하더라도 국내외에서 지속적으로 발생하는 충격에 노출된 명목환율 및 실질환율이 고정된 이론값을 유지하지는 어려울 것이다. 그러나 많은 경제학자들은 일물일가의 법칙이란 직관적인 논리에 바탕을 하였다는 점에서 실질환율이 외부적인 충격으로 이론값에서 벗어났더라도 시간이 지나면 다시 구매력평가설 수준인 장기 균형환율로 되돌아갈 것으로 믿고 있다. 단위근 검정은 이와 같이 실질환율이 장기 균형으로 평균 회귀하는 현상을 존재성에 대한 검정이다. 실질환율에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되면 평균 회귀 현상이 존재하는 것을 의미하며 이를 구매력평가설이 성립하는 것으로 해석할 수 있다. 반면 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않는다면 실질환율이 평균 회귀하지 않기 때문에 구매력평가설이 성립하지 않는 것으로 해석한다.

고정환율제를 중심으로 한 브레튼우즈 시스템(Bretton Woods System)이 무너진 후 각국의 환율제도가 변동환율제도로 전환되면서 시장에서 결정되는 환율이 구매력평가설과 일치하는가에 대한 연구가 활발해졌다.<sup>1)</sup> 초기의 연구인 Frenkel and Johnson(1976)은 1970년대 자료가 구매력평가설을 지지한다는 결과를 보고하였다. 그러나 표본기간이 늘어나고 미국 달러 가치의 변동성이 커지면서 Frenkel(1981) 등 여러 후속 연구들은 실질환율에 단위근이 있다는 가설을 기각하지 못하면서 구매력평가설이 성립하지 않는다는 것을 발견하였다.

이론적 타당성에도 불구하고 구매력평가설이 성립하지 않는다고 해석되는 단위근 검정의 결과가 지속적으로 보고됨에 따라 단위근 검정방법의 문제점, 단위근 검정의 낮은 검정력(power), 사용된 자료 등에 대한 비판이 제기되면서 여러 가지 대안적인 실증 연구가 시도되었다. 그 첫째로는 장기 환율 자료를 이용한 검정이다. 실질환율이 단위근에 근접(near unit root)할 경우 환율에 발생한 충격이 오랜 기간에 걸쳐 영향을 주기 때문에 단변수 단위근 검정은 2종 오류(type II error)에 크게 노출될 수밖에 없다. 따라서 단위근에 근접한 시계열에서 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되기 위해서는 장기간의 자료가 필요하다. Frankel(1986), Edison(1987), Lothian and Taylor(1996), Taylor(2002), Sarno and Valente(2006) 등은 60년 이상의 장기 자료를 이용하여 실질환율이 안정적인란

1) 구매력평가설에 대한 실증 연구 결과들을 정리한 대표적인 논문으로 Froot and Rogoff (1995), Rogoff(1996), Sarno and Taylor(2002), Taylor and Taylor(2004) 등을 들 수 있다.

PPP를 지지하는 결과를 보였다. 그러나 Wallace and Shelley(2006)는 장기 자료에서도 실질환율이 안정적이지 않은 경우도 발견하였다. 또한 Engel(2000)은 장기 자료를 이용한 실증분석이 size bias에 노출되어 있어 PPP를 지지하는 결론을 내리는 오류를 범할 가능성이 높다는 것을 지적한다. 환율의 장기 자료를 사용하는 것에 있는 장기 환율 자료를 사용한 연구들의 또 다른 문제점은 상이한 환율제도 아래에서 PPP가 성립한다고 가정하는 것이다. 즉, 장기 환율 자료를 이용한 단위근 검정은 환율제도의 구조적 변화를 감안하지 못한다는 문제점을 가지고 있다. 더불어 국가별로 환율제도가 다양하게 변천해 왔기 때문에 장기 자료를 이용한 국가 간 환율의 안정성을 비교·분석하는 것에는 상당한 제약이 있을 수밖에 없다.

둘째로는 공적분 검정을 이용한 연구들이다. 단위근 검정은 실질환율의 평균 회귀 여부를 검정하였다는 점에서 구매력평가설에 대한 간접적인 검정방법으로 볼 수 있다. 반면 공적분 검정은 구매력평가설 식 (4)를 추정하여 검정한다는 점에서 구매력평가설에 대한 보다 직접적인 검정방법으로 볼 수 있다. 다만 공적분 검정의 특성상 이들 변수들의 장기적 관계를 검정한 것으로 해석된다. 주요 연구결과를 보면 Corbae and Ouliaris(1988), Taylor(1988), Mark(1990), Johansen and Juselius(1990), Fisher and Park(1991), Cheung and Lai(1993), Chen(1995), Culver and Papell(1999) 등은 명목환율과 양국의 물가지수 간에는 공적분 관계가 존재하는 것을 발견하였다. 그러나 추정된 공적분 벡터의 부호가 구매력평가설이 의미하는 변수 간의 관계와 동떨어진 경우도 보고되었다.

셋째로는 여러 국가들의 자료를 사용하는 패널단위근 검정이다. Wu(1995), Frankel and Rose(1996), Oh(1996), Papell(1997) 등은 패널분석을 통해 속도는 느리지만 실질환율이 평균 회귀한다는 것을 발견하였다. 그러나 Sarno and Taylor(1998)는 이들 초기의 패널단위근 검정은 패널에 포함된 하나 또는 둘 정도 나라의 실질환율만 안정적이면 실질환율이 안정적이지 않다는 귀무가설이 기각되면서 실질환율의 안정성을 지나치게 확대 해석한다는 문제점을 지적하였다. 또한 패널단위근 검정의 결과는 기준통화(numeraire currency)에도 크게 좌우되는 문제점도 드러났다. 이에 따라 환율 간 의존성(dependence)을 감안한 패널단위근 검정을 실시한 결과 O'Connell(1998), Smith *et al.*(2004) 등은 실질환율이 안정적이지 않는 것으로 보고하고 있으나, Koedijk *et al.*(1998), Fleissig and Strauss(2000), Kuo and Mikkola(2001) 등은 실질환율이 평균 회귀를 하는 것으로 보고하고 있다.

넷째로는 실질환율의 비선형적 변화에 초점을 맞춘 연구들이다. Rogoff(1996)를 보면 실질환율이 안정적인 시계열이란 결과가 발견되었지만 균형환율로의 수렴속도는 아주 느린 것으로 나타난다. Michael *et al.*(1997), Sarantis(1999), Taylor and Peel(2000), Taylor *et al.*(2001), Sollis *et al.*(2002) 등의 연구는 PPP로의 비선형적인 조정모형이 실질환율의 높은 지속성은 어느 정도 설명하고 있다. 이들 연구들은 실질환율이 균형환율에서 더 많이 이탈해 있을수록 평균으로 회귀되는 속도가 빨라지는 비선형적 성격을 가지고 있는 것을 보이고 있다. 문턱모형(threshold model) 등과 같은 비선형모형은 균형으로의 이동과정에서 나타날 수 있는 상이한 조정속도를 반영한다는 점에서, 전통적인 자기상관모형에 비해 실질환율의 움직임을 더 잘 설명하고 있는 것으로 평가되고 있다.

## 2. 원/달러 환율과 구매력평가설에 대한 기존 연구

우리나라의 원/달러 환율이 구매력평가설을 따르는가에 대해서도 많은 실증 연구가 보고되고 있으며, 박대근(2011)은 원/달러 환율에 대한 실증 연구를 종합적으로 정리하고 있다. 먼저 Bahmani-Oskooee and Rhee(1992)는 Johansen 공적분 검정으로 원/달러 환율, 한국 물가지수, 미국 물가지수 간에 공적분 관계가 없는 것을 발견하였다. 이연호(1993)는 Engle and Granger(1987), Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990)의 3가지 공적분 검정을 통해 원/달러 환율이 장기 구매력평가설을 만족시키지 못하고 있다고 보고하였다. 원/달러 환율에서 검정력(power)이 낮은 문제를 극복하기 위해 박대근(1995)은 박준용(1990)이 개발한 J-test를 이용하였지만 여전히 원/달러 환율은 장기 구매력평가설의 함의와 일치하지 않는 것으로 나타났다. 김정식(1998)은 공적분 검정과 스펙트럴밀도함수(spectral density function) 검정을 실시한 결과 원/달러 환율이 장기 구매력평가설을 따르지 않는 것으로 나타났다. 이영식(1996)은 검정력을 높이기 위해 다른 나라의 환율까지 포함시켜 패널분석을 한 결과 전체 표본과 대부분의 부분 표본에서 장기 구매력평가설이 성립하지 않았다. 일부 표본에서 공적분이 발견되었지만 공적분 벡터가 구매력평가설의 함축하는 제약을 만족시키지 못하고 있다. 김진욱(2001)은 우리나라를 비롯한 일본, 인도네시아, 필리핀, 태국, 싱가포르, 말레이시아 등 환태평양 국가들의 자료를 이용한 패널모형을 GMM(generalized method of moment)으로 추정한 결과 구매력평가설이 성립하지 않는다고 보고하였다. 결국 대부분의 연구들은 원/달러 환율에서 구매력평

가설이 성립하는 증거를 찾지 못하고 있다. 다만 김윤영·박준용(2008)은 변환 오차수정모형의 추정 및 검정을 통해 기존의 Johansen 검정이 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 과도하게 기각하고 있으며, 기존 실증 연구에서 PPP가 기각된 원인은 PPP 가설 자체가 틀렸기 때문이 아니라 장기 균형으로의 조정 속도가 느리기 때문이란 것을 보였다.

### 3. 사용된 자료와 특성

본 연구에 사용된 자료는 월간 자료로 월평균 원/달러 환율, 미국과 한국의 소비자물가지수, 생산자물가지수, 근원물가지수이다. 물가지수는 2010년 기준값이다. 모든 자료는 OECD 홈페이지에서 추출하였으며 분석기간은 우리나라가 복수통화바스켓제도를 도입한 1980년 3월부터 2013년 12월까지이다. 또한 환율제도 변화 및 1996년 말 외환위기에 따른 분석결과의 왜곡을 막기 위해 1997년 6월까지, 1999년 1월 이후 등 2개의 부분 표본으로 나눈 분석도 실시하였다. 1999년부터의 부분 표본은 우리나라에서 완전한 자유변동환율제도가 작동하는 시기로 볼 수 있다.

먼저 사용된 자료의 기초통계량을 <표 1>에 정리하였다. 로그차분으로 정의한 원/달러 환율의 증가율은 전체 기간 동안 평균 0.1%를 기록하였으나 왜도(skewness)가 5.911로 나타나 하락보다는 상승(원화가치의 하락)의 빈도가 상당히 많았던 것으로 보인다. 또한 첨도(kurtosis)도 74.174로 급등, 급락이 빈번했던 것으로 나타난다. 이에 따라 Jarque Bera 통계량으로 정규분포라는 귀무가설이 거의 0%의 유의수준으로 기각된다. 그러나 1997년부터의 외환위기 시기를 제외하게 되면 분포의 비정규성은 다소 줄어든다. 외환위기 전과 후의 표본에서 왜도는 0에 가까워졌고, 첨도는 크게 낮아졌다. 그럼에도 불구하고 두 부분 표본에서 명목환율의 증가율이 정규분포를 가진다는 귀무가설은 여전히 기각된다. 실질환율은 사용된 물가지수에 따라 다소 차이가 있으나 첨도는 정규분포보다도 더 낮게 나타났다. 또한 Jarque Bera 통계량을 보면 외환위기 이후의 실질환율은 거의 정규분포를 따르는 것으로 나타났다. 양국 소비자물가지수, 생산자물가지수 증가율의 왜도와 첨도 모두 정규분포보다 크게 높게 나타났으나 1999년 이후에는 그 정도가 낮아졌다. 이에 따라 1999년 이후 우리나라의 소비자물가지수 증가율을 제외하고는 모든 인플레이션율도 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났다.



〈표 1〉 자료의 기초통계량

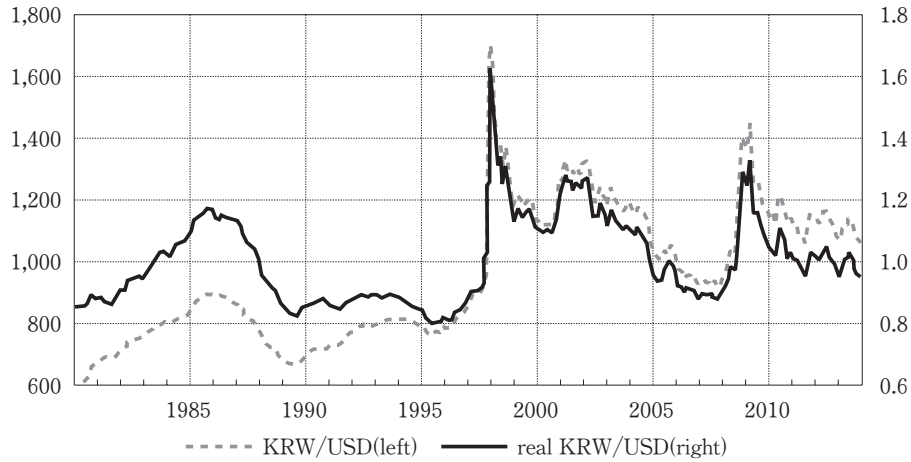
	$\Delta \ln(S_t)$	$e_t^{CPI}$	$e_t^{PPI}$	$\Delta \ln(CPI_t)$		$\Delta \ln(PPI_t)$	
				Korea	US	Korea	US
1980. 3~2013. 12							
Mean	0.001	6.997	6.862	0.050	0.035	0.034	0.028
Std. Dev.	0.028	0.136	0.195	0.047	0.072	0.023	0.035
Skewness	5.911	0.522	-0.036	2.962	2.975	2.107	0.296
Kurtosis	74.174	2.612	2.093	12.517	14.303	9.173	4.841
Jarque-Bera	88,060 (0.000)	20.972 (0.000)	13.993 (0.000)	2,125.9 (0.000)	2,760.2 (0.000)	945.14 (0.000)	63.251 (0.000)
1980. 3~1997. 6							
Mean	0.002	6.926	6.697	0.069	0.041	0.044	0.030
Std. Dev.	0.008	0.108	0.099	0.059	0.087	0.026	0.033
Skewness	-0.207	0.874	-0.806	2.138	3.047	1.944	1.326
Kurtosis	4.729	2.463	2.807	6.997	12.112	6.271	5.364
Jarque-Bera	27.390 (0.000)	29.006 (0.000)	22.847 (0.000)	296.97 (0.000)	1,041.5 (0.000)	223.78 (0.000)	109.37 (0.000)
1999. 1~2013. 12							
Mean	-0.001	7.059	7.031	0.028	0.020	0.024	0.029
Std. Dev.	0.024	0.106	0.086	0.011	0.045	0.012	0.037
Skewness	1.456	0.093	0.209	0.080	0.648	-0.717	-0.666
Kurtosis	11.127	2.122	2.557	2.775	3.376	4.491	4.536
Jarque-Bera	558.93 (0.000)	6.042 (0.049)	2.790 (0.248)	0.573 (0.751)	13.649 (0.001)	32.078 (0.000)	31.026 (0.000)

주:  $\Delta \ln(S_t)$ 는 로그명목환율의 전월 대비 차분값,  $e_t^{CPI}$ 와  $e_t^{PPI}$ 는 식 (5)와 같이 계산된 실질환율,  $\Delta \ln(CPI_t)$ 와  $\Delta \ln(PPI_t)$ 는 전년 동월 대비 로그차분으로 계산된 소비자물가지수 인플레이션율, 생산자물가지수 인플레이션율이다. Jarque-Bera 통계량 아래 괄호 안의 값은 유의확률( $p$ -value)이다.

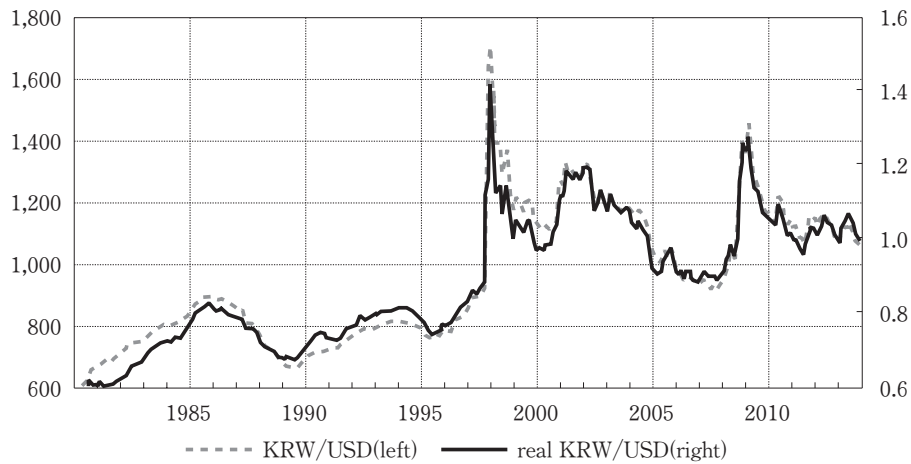
#### 4. 실질환율과 명목환율

실증분석에 앞서 실질환율과 명목환율의 추이를 확인해 보자. 구매력평가설이 장단기에 걸쳐 항상 성립한다면 실질환율은 변동 없이 고정된 수준을 유지할 것이다. 실질환율은 소비자물가지수를 사용하여 식 (3)으로 구할 수 있다.

120 원화환율과 구매력평가설



〈그림 1〉 원/달러 명목환율과 실질환율 추이(소비자물가지수)



〈그림 2〉 원/달러 명목환율과 실질환율 추이(생산자물가지수)

표준화를 위해 이렇게 구한 실질환율을 실질환율의 전체 기간 평균값으로 나누었다. 따라서 실질환율은 〈그림 1〉에서와 같이 1을 중심으로 움직인다. 일단 〈그림 1〉을 보면 파선인 실질환율은 구매력평가설의 함의와 달리 명목환율과 유사하게 변동하는 현상을 확인할 수 있다. 이에 따라 실질환율에서 발생하는 변동의 대부분이 명목환율의 변동에 기인한 것으로 볼 수 있으며 이는 구매력평가설에 대한 부정적인 관찰일 수 있다. 그러나 장기적 추세는 다른 해석을 가능하게 한다. 분석의 시작점인 1980~1990년대에는 명목환율이 실질환율보다 아래에 있고, 최근에 가까워질수록 명목환율이 실질환율보다 높아지고 있다. 분

〈표 2〉 우리나라와 미국의 환율과 물가지수

	KRW/USD	CPI		PPI	
		한국	미국	한국	미국
1980.3	583.50	23.0	36.7	43.7	46.8
2013.12	1,056.72	107.9	106.9	105.9	110.10
Growth Rate(%)	81.1	369.1	191.3	142.3	135.3
$P_{KR}/P_{US}$ Growth Rate(%)		60.5		3.1	

석대상 기간 동안 명목환율이 실질환율보다 더 빠르게 상승하는 추세임을 알 수 있다. 이는 우리나라의 소비자물가지수가 미국의 지수보다 더 빨리 상승하였기 때문으로 보인다. 실제 분석대상 기간의 시점과 종점 간의 변화를 정리한 〈표 1〉을 보면 우리나라 소비자물가지수는 369% 상승한 반면, 미국 소비자물가지수는 191% 상승하였으며, 양국의 상대물가( $P_{KR}/P_{US}$ )는 60.5% 상승하였다. 따라서 원/달러 환율 상승분 81.1%의 대부분이 양국 상대물가 변화에 기인하였으며 이는 구매력평가설에 우호적인 방증으로 볼 수 있다. 물론 특정 두 시점을 비교하였다는 점에서 이것을 구매력평가설의 증거로 주장하기는 성급할 것이다.

그러나 생산자물가지수를 사용하여 계산된 실질환율은 앞에서의 소비자물가지수를 사용하여 계산된 실질환율과 다소 상이한 움직임을 보이고 있다. 먼저 〈그림 2〉를 보면 실질환율과 명목환율이 거의 유사하게 움직이고 있다. 이는 양국 간 상대물가에 큰 변화가 없었다는 것을 의미하며, 〈표 1〉에서 1983년부터 30년 동안 양국 간 상대물가가 3.1% 상승하는 것에 그쳤다는 점에서도 확인되고 있다. 즉, 생산자물가지수의 변화는 명목환율의 변화를 거의 설명하지 못하고 있으며 이는 구매력평가설의 함의와 일치하지 않는다. 또한 이 현상은 소비자물가지수보다는 생산자물가지수 또는 도매물가지수가 구매력평가설을 더 잘 설명한다는 Frenkel(1978), Taylor and Taylor(2004)의 연구결과와도 배치되고 있다. 소비자물가지수보다 생산자물가지수에서 두 나라 간 동조 현상이 두드러진 이유로는, 생산자물가지수를 구성하는 상품에 교역재의 비중이 높기 때문일 것으로 추측할 수 있다.

### Ⅲ. 단위근 검정

구매력평가설에 대해 가장 많이 수행된 실증적인 연구는 실질환율에 대한 단위근 검정이다. 일반적으로 물가수준은 완만하게 변하지만 명목환율은 금융시장에서 매순간 변동하고 있다. 따라서 앞에서 본 구매력평가설의 관계가 항상 유지될 것을 기대하기는 어렵다. 그러나 많은 경제학자들은 일물일가의 법칙이란 직관적인 논리에 바탕을 하였다는 점에서 구매력평가설로부터의 괴리는 줄어들면서 환율이 장기적으로는 구매력평가설 수준으로 수렴할 것으로 믿고 있다. 구매력평가설이 장기적으로 성립한다면 실질환율이 평균 회귀(mean reversion)한다는 것을 의미한다. 이 평균 회귀 현상의 유무에 대한 검정이 단위근 검정이다. 실질환율에 단위근이 존재하면 실질환율은 평균 회귀하지 않을 것이므로 구매력평가설이 성립하지 않는 것으로 판단할 수 있다. 반면 단위근이 존재하지 않는다면 실질환율은 평균 회귀하면서 구매력평가설이 성립하는 것으로 해석할 수 있다.

여러 가지 단위근 검정방법이 새롭게 개발되면서 환율에 대한 단위근 검정이 집중적으로 연구되었는데, 그 이유는 단위근 존재 여부가 단순히 구매력평가설의 성립 여부보다 더 큰 의미가 있기 때문이다. 먼저 단위근의 존재 여부는 환율에 미치는 경제정책과 외부 충격의 효과에 큰 차이를 낳는다. 즉, 환율에 단위근이 존재한다면 환율에 발생한 외부 충격의 영향은 오랫동안 지속된다는 것을 의미한다. 이 경우 환율에 존재하는 충격들은 대부분 기술 충격 등과 같이 실물부문 또는 총공급부문에서 발생한 것일 가능성이 높다. 반면 환율에 단위근이 존재하지 않고 평균 회귀한다면 정책 변화와 같은 외부적인 충격이 발생하더라도 환율에 미치는 효과가 일시적인 정도에 그칠 것이다. 이 경우 환율에 존재하는 충격들은 대부분 통화정책과 같이 총수요부문에서 발생한 것일 가능성이 높다.

#### 1. 실질환율에 대한 단위근 검정

현재까지 단위근 검정에 가장 많이 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법은 자기회귀모형(autoregressive process)을 따르는 시계열에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 검정한다.<sup>2)</sup> 실질환율에 단위근이 있다는 귀무가설에 대

〈표 3〉 단위근 검정

	5% critical value	CPI	PPI	Core CPI
ADF <i>t</i> -stat				
1980. 3~2013. 12	-2.868	-2.563	-2.346	-2.203
1980. 3~1997. 6	-2.875	-1.125	-2.317	-1.282
1999. 1~2013. 12	-2.877	-1.741	-2.471	-1.766
PP adj. <i>t</i> -stat				
1980. 3~2013. 12	-2.868	-2.594	-2.007	-2.216
1980. 3~1997. 6	-2.875	-1.284	-1.877	-1.346
1999. 1~2013. 12	-2.877	-1.915	-2.256	-1.943
DF-GLS <i>t</i> -stat				
1980. 3~2013. 12	-1.942	-1.084	-0.169	-1.267
1980.3~1997.6	-1.942	-0.707	-0.349	-1.002
1999. 1~2013. 12	-1.943	-0.607	-2.267*	-0.679
KPSS LM-stat				
1980. 3~2013. 12	0.463	0.338	1.910*	0.618*
1980. 3~1997. 6	0.463	0.666*	0.965*	0.183
1999. 1~2013. 12	0.463	0.582*	0.176	0.552*
ERS <i>P</i> -stat				
1980. 3~2013. 12	3.260	4.905	34.23	7.664
1980. 3~1997. 6	3.174	14.72	133.3	8.671
1999. 1~2013. 12	3.158	6.115	2.118*	5.874

주: 추정식에는 상수만 포함하였으며 시차는 Schwarz information criterion로 결정하였다. KPSS 통계량의 귀무가설은 자료가 안정적이라는 것이며, 나머지 4개의 단위근 검정법의 귀무가설은 자료에 단위근이 있다는 것이다. 검정통계량이 critical value보다 크면 자료시계열에 단위근이 있다는 것을 의미한다. 검정통계량의 별표(\*)는 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되는 경우이다. 또한 진한 색으로 나타낸 값들은 단위근이 존재하지 않는 경우이다. Core CPI의 자료는 1990년 1월부터이며 전체 기간의 5% 유의수준의 critical value는 ADF, PP -2.871, DF-GLS -1.942, ERS 3.210이며, 1997년 6월까지 기간의 5% 유의수준의 critical value는 ADF, PP -2.895, DF-GLS -1.945, ERS 3.082이다.

2) ADF 추정식은  $\Delta e_t = \eta_0 + \alpha e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta e_{t-1} + u_t$  검정가설은  $H_0: \alpha = 0, H_1: \alpha < 0$ . 검정통계량은  $t_\alpha = \alpha / se(\alpha)$ 이며, 기각역과 *p*값은 MacKinnon(1991, 1996) 등의 모의실험 결과를 이용한다.

한 ADF 검정통계량은  $-2.563$ 이며, 이는 5%의 임계값인  $-2.868$ 보다 크기 때문에 단위근이 존재한다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되지 않는다.<sup>3)</sup> 실질환율을 계산하는데 사용된 물가지수를 생산자물가지수, 근원물가지수로 바꾸더라도 검정통계량이  $-2.346$ ,  $-2.203$ 이 되어 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되지 않는다.

우리나라 환율 정책에 큰 변화가 발생한 것으로 평가되는 1997년 외환위기 전후로 실질환율에 구조적 변화가 발생하였는가를 판단하기 위해 외환위기 발생시점 전후로 기간을 나누어 단위근 검정을 실시하였다. 단 외환위기가 발생과 그 수습과정에서 일시적으로 환율이 급변하였기 때문에 이 기간의 자료는 제외하고 외환위기 이전 기간은 1997년 6월까지, 외환위기 이후 기간은 1999년 1월부터로 나누었다. 외환위기 이전, 이후의 ADF 검정통계량은  $-1.125$ ,  $-1.741$ 로 두드러진 차이를 보이지 않으면서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 생산자물가지수, 근원물가지수를 이용하여 계산된 실질환율의 ADF 검정도 전체 기간, 외환위기 전후 기간 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다.

ADF 검정통계량은 표본의 수가 충분히 크지 않을 경우 검정력이 낮아지는 문제점을 가지고 있기 때문에, 이를 미모수적인 방법으로 보완한 것이 PP (Phillips-Perron) 검정통계량이다.<sup>4)</sup> 실질환율에 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 PP 검정통계량은  $-2.594$ 로 귀무가설은 기각되지 않는다. 실질환율을 계산하는데 사용된 물가지수를 생산자물가지수, 근원물가지수로 바꾸더라도 검정통계량이  $-2.007$ ,  $-2.216$ 이 되어 단위근이 있다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 전체 표본기간을 외환위기 전후의 시기를 나누어 추정하여도 모든 경우 단위근의 존재를 기각하지 못한다.

DF-GLS(Dickey-Fuller Test with GLS Detrending) 검정법은 ADF 검정법과 동일한 모형과 가설을 사용하지만 평균값을 제거한 자료를 사용한다는 차이가 있다.<sup>5)</sup> 이와 같은 차이로 인해 ADF 검정에서 자료의 절대값 수준의 차이에서

3) 지금부터 별도의 언급이 없다면 유의성의 판단기준은 5%로 한다.

4) PP 추정식은 ADF와 동일하며 검정통계량  $\tilde{t}_a = t_a \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)se(\alpha)}{2f_0^{1/2}s}$ 이며, 여기에서  $s$ 는 단위근 추정식의 표준편차,  $\gamma_0$ 는 앞 단위근 추정식 분산의 일치추정량,  $f_0$ 는 잔차의 스펙트럼에 대한 추정치,  $T$ 는 표본의 수이다. PP 검정통계량의 기각역과  $p$ 값은 ADF 검정의 값과 동일하다.

5) DF-GLS 추정식은  $\Delta e_t^d = \alpha e_{t-1}^d + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta e_{t-1}^d + u_t$ 이며  $e_t^d$ 는 평균이 제거된 값이다. 검정통계량  $t$ 값의 분포는 추정식에 상수만 포함되면 ADF와 동일하지만 추세가 포함되거나 상수가

검정결과가 달라질 수 있는 오류를 줄일 수 있다. 실질환율에 단위근이 있다는 귀무가설에 대한 DF-GLS 검정통계량은  $-1.084$ 로 나타나 귀무가설이 기각되지 않는다. 실질환율의 계산에 생산자물가지수, 근원물가지수를 사용한 경우의 검정통계량도  $-0.169$ ,  $-1.267$ 이 되어 단위근이 있다는 귀무가설은 기각되지 않는다. 전체 표본기간을 외환위기 전후의 시기를 나누어 추정한 식의 검정통계량도 대부분 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 단지 생산자물가지수를 사용한 1999년 이후 표본에서는 통계량이  $-2.267$ 이 되어 단위근의 존재가 기각된다.

KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin) 검정법은 앞의 단위근 검정법과는 반대로 종속변수가 안정적인란 귀무가설을 검정한다. 귀무가설을 단위근이 존재한다고 설정하는 기존의 단위근 검정은 귀무가설이 올바른데 틀렸다고 판단할 오류의 가능성을 낮게 설정하기 때문에, 역으로 단위근이 존재하지 않는다는 대립가설이 올바른데 틀렸다고 판단할 오류의 가능성이 높을 수밖에 없다. 이와 같은 점에서 KPSS 검정은 귀무가설을 단위근이 존재하지 않는다는 것으로 설정함에 따라 안정적인 시계열임에도 불구하고 단위근이 있다고 판단할 오류의 가능성을 크게 줄인 검정방법이다. 물론 이에 대한 반대급부로 KPSS 검정은 시계열에 단위근이 있는 경우에도 단위근이 없다고 잘못 판단하는 오류의 가능성은 높아진다.

실질환율이 안정적인란 귀무가설에 대한 KPSS 검정통계량은  $0.338$ 로 나타나 실질환율이 안정적인란 귀무가설이 기각되지 않는다. 실질환율의 계산에 생산자물가지수, 근원물가지수를 사용한 경우의 검정통계량도  $1.910$ ,  $0.618$ 로 나타나 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각된다. 따라서 KPSS 검정을 사용한 추정결과는 ADF류의 검정결과와 동일하게 실질환율에는 단위근이 있다는 것을 의미한다.

전체 표본기간을 외환위기 전후의 시기를 나누어 실시한 KPSS 검정결과 6개 통계량을 보면 소비자물가지수를 사용한 경우를 포함한 4개에서는 실질환율이 안정적인란 귀무가설이 기각된다. 그러나 근원물가지수를 사용한 외환위기 이전, 생산자물가지수를 사용한 외환위기 이후에서는 실질환율이 평균 회귀하는 것으로 나타난다. 즉, 안정적인란 가설을 기각할 가능성을 줄임에 따라 안정적이라고 판단하는 경우가 늘어난 것으로 볼 수 있다.

포함되지 않는 경우에는 ADF의 분포와 상이해진다. 평균의 제거방법, 기각역,  $p$ 값은 Elliott, Rothenberg, and Stock(1996)을 참고하라.

ERS(Elliot, Rotherberg, Stock Point Optimal) 검정은 Dickey-Fuller 단위근 검정의 변형으로 시계열의 상수 또는 추세를 정확히 알지 못하는 경우 검정력을 향상시킨 통계량이다.<sup>6)</sup> 실질환율에 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 ERS 검정통계량은 4.905로 나타나 귀무가설은 기각되지 않는다. 실질환율의 계산에 생산자물가지수, 근원물가지수를 사용한 경우의 검정통계량도 34.23, 7.664로 나타나 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 못한다. 따라서 ERS 검정을 사용한 결과도 앞 ADF, PP, DF-GLS, KPSS와 동일하게 실질환율에는 단위근이 있다는 해석을 낳게 한다. 외환위기 이전과 이후로 나눈 검정에서도 6개 통계량 중 5개의 경우 실질환율에 단위근이 있다는 귀무가설이 기각되지 않는다. 단, 외환위기 이후 생산자물가지수를 사용한 경우에는 실질환율이 평균 회귀하는 것으로 나타난다.

이상의 5가지 단위근 검정방법을 사용하여 검정한 결과 대부분의 경우, 실질환율이 단위근을 가지는 것으로 나타나 평균 회귀 및 구매력평가설에 부정적인 해석을 낳고 있다. 그러나 KPSS 검정법과 외환위기 이후 생산자물가지수를 사용한 경우에는 구매력평가설을 지지하는 결과도 일부 발견되고 있다. 아마 KPSS는 실질환율이 안정적이란 가설을 기각하기 어렵게 만든 검정법이기 때문일 것이다. 또한 생산자물가지수를 사용한 경우 구매력평가설을 더 지지하는 결과가 나온 것은 Taylor and Taylor(2004)의 연구와도 일치하는 현상이다. 이는 소비자물가지수보다는 생산자물가지수에서 교역재의 비중이 더 높기 때문에 구매력평가설의 이론과 더 일치하는 물가지수일 수 있을 것이다.

## 2. 구조 변화를 포함한 단위근 검정

분석기간 중 구조 변화의 발생을 감안하여 구조 변화 시점 전후로 표본을 나누어 단위근 검정을 실시하였다. 그러나 실증분석에서 추정식의 상수, 추세, 계수 등에 더미(Dummy)변수를 포함시켜 구조 변화를 모형에 반영하여 전체 기간을 대상으로 추정하고 해석하는 방법을 사용하기도 한다. 따라서 Perron(1989), Zivot and Andrews(1992)이 제안한 방법과 같이 상수항에서 구조 변화가 반영된 ADF 단위근 검정도 실시하였다. 구조 변화 시점을 결정하는 기준으로는 ADF 검정통계량  $t$ 값 최소화, 구조 변화 시점의  $t$ 값 최대화 등 두 가지를 선택하였다. 추정결과 두 가지 기준 모두 구조 변화 시점은 1996년 5월로 나왔으나

6) ERS 통계량, 기각역,  $p$ 값은 Elliot, Rotherberg, and Stock(1996)을 참고하라.



〈표 4〉 구조 변화를 포함한 단위근 검정

	Price Index	ADF <i>t</i> -Stat	<i>P</i> -value	Break Date
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller <i>t</i> -statistic				
1980. 3~2013. 12	CPI	-3.0826	0.3150	1996. 5
	PPI	-4.2105*	0.0476	1996. 5
	Core CPI	-3.4283	0.2049	1997. 8
1999. 1~2013. 12	CPI	-2.6246	0.8607	2002. 4
	PPI	-2.9535	0.7113	2003. 3
	Core CPI	-2.9325	0.7215	2002. 10
Break Selection: Maximize intercept break <i>t</i> -statistic				
1999. 1~2013. 12	CPI	-1.5242	0.7133	2007. 11
	PPI	-2.6254	0.4433	2008. 2
	Core CPI	-1.5746	0.7024	2007. 11

주: Perron(1989), Zivot and Andrews(1992)에 따른 검정법으로 추세선은 포함하지 않았으며, 시차는 Schwarz information criterion으로 결정하였다. 구조 변화 시점은 Dickey-Fuller *t*-통계량을 최소화, 구조 변화 시점의 *t*-통계량을 최대화 등 두 가지 기준을 사용하였다. 전체 표본에서는 두 기준에 따른 구조 변화 시점이 동일하게 나타나 표에는 앞의 경우만 보고하였다. 유의확률은 Vogelsang(1993)에 따른 값이고 별표(\*)는 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되는 경우이다.

단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각되지 못했다. 그러나 생산자물가지수를 사용한 실질환율에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되어 실질환율이 평균 회귀하는 것으로 평가된다. 근원물가지수를 사용한 실질환율에서는 구조 변화 시점이 1997년 8월이 되었으며 단위근이 존재한다는 귀무가설은 기각되지 않았다.

분석기간 중 우리나라 외환위기 다음으로 환율에 미친 큰 충격은 미국 부동산 대출 부실에서 시작된 세계적 금융위기일 것이다.<sup>7)</sup> 따라서 1999년부터의 부분 표본에 대해서도 구조 변화를 포함한 단위근 검정을 실시하였다. 이 기간에서는 구조 변화 시점 결정방법에 따라 상이한 구조 변화 시점이 제시되었다. 먼저 ADF 검정통계량 *t*값을 최소화시키는 시점은 금융위기 발발시점과는 동떨어진 2002~2003년이 지목되었다. 단위근의 존재를 기각시킬 가능성을 가장 높이는 선택이었음에도 불구하고 3가지 물가지수에서 모두 단위근의 존재한다는

7) Lehman Brothers의 파산신청은 2008년 9월 15일, 대미달러환율은 2008년 8월에는 1,047, 9월에는 1,135, 10월에는 1,315, 11월에는 1,401, 12월에는 1,372원/달러를 기록하였다.

귀무가설이 기각되지 못했다. 구조 변화 시점의  $t$ 값을 최대화시키는 시점은 2007년 말에서 2008년 초로 나타나 금융위기 발발시점과 일치하였다. 그러나 이 검정에서도 어떤 물가지수를 사용해도 실질환율에 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 종합적으로 보면 구조 변화를 감안한 단위근 검정의 결과도 대부분 실질환율이 구매력평가설을 따른다는 증거가 되지 못하는 것으로 판단된다.

### 3. 비선형 단위근 검정

실질환율이 구매력평가설 수준으로 평균 회귀를 하지 않는 원인으로 환율이 비선형적으로 변화한다는 주장이 제기되어 왔다. 환율이 비선형적으로 조정되는 이유로는 먼저 운송비용, 관세 등과 같은 거래비용을 들 수 있다. 즉, 거래비용의 범위 이내에서의 괴리는 조정되지 않는 반면 거래비용을 초과하는 가격 괴리는 신속히 조정되어 환율은 비선형적인 움직임이라는 주장이다. 다음 이유로는 외환시장의 미시 구조적인 문제로 Kilian and Taylor(2003)이 이론적으로 보인 바와 같이 비동질적인 대리인(heterogeneous agents)의 상호작용을 들 수 있다. 또한 Sarno and Taylor(2001)은 외환당국의 시장개입도 실질환율의 비선형적 조정의 원인으로 주장하고 있다.

비선형적으로 변화하는 변수에 대한 단위근 검정방법으로는 KSS(Kapetanios, Snell, and Shin, 2003) 단위근 검정법을 들 수 있다. 이 검정법은 변수가 ESTAR(Exponential Smooth Transition Autoregressive) 모형을 따라 비선형적으로 변화하는 경우 ESTAR 모형을 테일러급수 전개(Taylor series expansion)로 근사화하여 검정식을 도출하였다. 단위근 검정식은

$$\Delta e_t = \eta_0 + \alpha e_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

이며, 단위근이 존재한다는 귀무가설( $H_0: \alpha=0$ )을  $t$ 값으로 판단한다.

소비자물가지수로 계산된 실질환율에 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한  $t$ 값은  $-2.9532$ 로 나와 5% 유의수준의 임계값  $-2.22$ 보다 적어 귀무가설은 기각되지 못한다. 생산자물가지수, 근원물가지수로 계산된 실질환율의  $t$  검정통계량도  $-2.439$ ,  $-2.455$ 가 되어 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각된다. 즉, 기존의 수많은 단위근 검정결과와는 달리 비선형단위근 검정에서는 단위근의

〈표 5〉 KSS 비선형 단위근 검정

	$\hat{a} \times 100$	$sd(\hat{a}) \times 1,000$	$t$ -value	$\bar{R}^2$	$p$
1980. 3~2013. 12					
CPI	-0.1691*	0.0572	-2.9532	0.3064	8
PPI	-0.0939*	0.0385	-2.4390	0.2370	10
Core CPI	-0.1738*	0.0708	-2.4550	0.3258	8
1980. 3~1997. 6					
CPI	-0.0659	0.0382	-1.7226	0.2433	11
PPI	-0.0948	0.0452	-2.0960	0.2242	11
Core CPI	-0.3099	0.1749	-1.7714	0.1622	2
1999. 1~2013. 12					
CPI	-0.1810	0.1031	-1.7557	0.1749	2
PPI	-0.2881*	0.1279	-2.2524	0.1191	2
Core CPI	-0.1996	0.1000	-1.9960	0.2069	3

주:  $\bar{R}^2$ 는 조정된 결정계수(adjusted  $\bar{R}^2$ ),  $p$ 는 추정식에 포함된 시차의 개수로 최대값을 12(1년)로 설정하여 AIC로 결정하였다. Kapetanios, Snell, and Shin(2003)에 보고된 비선형  $t$  값의 임계값(critical value)은 1%, 5%, 10%에서 각각 -2.82, -2.22, -1.92이다. 추정된 계수 우측 별표(\*)는 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되는 경우이다. 근원물가지수의 자료는 1999년 1월부터 시작한다.

존재가 기각됨에 따라 실질환율이 평균 회귀하면서 구매력평가설을 따르는 것으로 해석할 수 있을 것이다.<sup>8)</sup>

그러나 외환위기 전후로 나눈 부분 표본을 이용한 KSS 검정결과는 상반되게 나타난다. 전체 6개의 검정결과 외환위기 이후 생산자물가지수를 제외한 5개의 경우에는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않는다. 즉, 전체 표본이 이용한 분석결과와는 달리 부분 표본에서는 실질환율이 평균 회귀하지 않는 것으로 나타난다.

전체 표본과 부분 표본과의 가장 큰 차이는 외환위기 기간이 1997년 7월부터 1998년 12월까지의 기간 포함 여부에 있다. 〈그림 1〉을 보면 외환위기가 발생한 이 18개월 동안에 원/달러 환율이 900원/달러에서 1,700원/달러까지 급등했

8) Carvalho and Julio(2012)가 OECD 20개 국가(우리나라 미포함)들의 실질환율로 KSS 검정을 실시한 결과 CPI에서는 6개국, PPI에서는 2개국에서 단위근이 기각되었다. KSS 검정과 같은 비선형 검정 결과를 보면 단위근이 기각되는 것이 지배적인 현상은 아니지만 선형 단위근 검정 결과에 비해서는 실질환율의 평균 회귀에 대한 우호적이다.

다가 1,200원/달러로 급락하였다. 즉, 평균에서 크게 벗어나면서 빠른 속도로 평균 회귀하는 현상을 보임에 따라 ESTAR 모형에 부합하는 행태를 보이는 시기이다. 이 시기가 포함된 전체 표본에서는 단위근이 기각되었지만 이 시기가 포함되지 않은 부분 표본에서는 단위근이 기각되지 않았다. 즉, 분석결과를 구매력평가설이 성립하는 것으로 해석할지의 여부는 외환위기에 따른 환율 급변기를 일반적인 시기로 볼 것이냐 예외적인 시기로 간주할 것이냐에 달려 있다.

#### IV. 공적분 검정

실질환율에 단위근이 존재한다면 실질환율이 자유보행을 한다는 것을 의미한다. 이는 실질환율이 평균 회귀를 하지 않고, 장기 균형수준으로 복귀하기 않기 때문에 구매력평가설이 장기적으로도 성립하지 않는 증거로 해석된다. 그러나 단위근 검정은 구매력평가설의 관계식에 대한 직접적인 검정이 아니기 때문에 검정결과의 의미를 정확히 해석하기 어렵다. 이런 점에서 구매력평가설 관계식을 직접 검정하는 것이 더 바람직할 것이다. 그러나 이 관계식을 구성하는 명목환율, 양국의 물가수준은 모두 단위근을 가지는 불안정한 시계열로 알려져 있기 때문에 이 식을 직접 추정한 결과는 신뢰할 수 없다는 문제점이 있다. 이와 같은 불안정성의 문제점을 피하면서 구매력평가설 관계식의 장기적인 성립 여부를 판단할 수 있는 검정방법이 공적분 검정이다.

공적분 관계란 단위근을 가지는 불안정적인 시계열 간의 선형결합이 안정적인 경우를 의미한다. 불안정적인 시계열 간의 선형결합이 안정적일 수 있는 것은 한 시계열의 불안정성이 다른 시계열 또는 시계열의 선형결합의 불안정성에 의해 완전히 상쇄되기 때문이다. 또한 이와 같이 공적분 관계에 있는 시계열 간에는 장기적으로 안정적인 관계에 있게 된다. 실질환율을 구성하는 양국의 물가와 환율이 모두 불안정적인 시계열로 알려져 있다. 따라서 장기적인 관계인 구매력평가설이 성립한다면 양국의 물가와 환율 간에 공적분 관계가 존재할 것이란 추론이 가능하다.

구매력평가설을 나타내는 식 (2) 또는 식 (3)의 해석에 따라 공적분 검정의 방법이 달라진다. 먼저 구매력평가설을 식 (2)의 형태와 같이 명목환율은 양국의 상대물가에 의해 결정된다고 해석하면 명목환율, 상대물가 등 두 변수로 공적분 검정을 실시하게 된다. 공적분 검정을 위해 추정하는 모형은

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \gamma \beta' Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

이며 여기에서  $Y_t' = (s_t, p_t - p_t^*)$ 는 명목환율과 상대물가,  $\beta' = (\beta_1, \beta_2)$ 는 공적분 식의 계수,  $\alpha_0$ 는 상수,  $\alpha_i$ 는 시차변수의 계수,  $\gamma$ 는 공적분 계수이다. 공적분 추정에서는  $\beta_1$ 은 1로 고정시키며 구매력평가설에 따를 경우  $\beta_2$ 는  $-1$  또는 최소한 유의한 음수의 값이 되어야 한다.

원/달러 환율, 우리나라 소비자물가지수/미국 소비자물가지수에 각각 로그를 취한 뒤 Johansen 공적분 검정을 실시해 본 결과 <표 6>에서와 같이 공적분 관계가 없다는 귀무가설에 대한 트레이스(trace) 통계량은 11.567, 유의확률은 0.1789로 귀무가설이 기각되지 않는다. 최대 고유근(maximum eigenvalue) 통계량도 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 또한 상대물가의 계수에 대한 추정치는  $-0.00177$ 로 예측과 같이 음수는 되나 표준편차가 0.00206이 되어 유의하지 않은 것으로 나타났다. 생산자물가지수를 사용한 경우에도 환율과 상대물가 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 근원물가지수를 사용한 경우 트레이스 통계량은 2개의 공적분 관계가 나와 정상적인 공적분 관계가 존재하는 것으로 보기는 어려울 것이다. 1997년 외환위기 이전 시기와 자유변동환율로 전환된 시기로 나누어 분석한 경우에도 두 시기 모두 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

구매력평가설에 대한 또 다른 해석은 식 (3)과 같이 명목환율, 자국의 물가, 상대국의 물가 간의 관계로 해석할 수 있다. 이 경우에는 명목환율, 자국의 물가, 상대국의 물가 등 세 변수로 공적분 검정을 실시하게 된다. 즉, 공적분 검정을 위해 추정하는 모형은 위의 식 (7)와 같지만 앞의 검정에서와는 달리  $Y_t' = (s_t, p_t, p_t^*)$ 는 세 변수,  $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ 는 공적분 식의 계수가 된다. 물론 공적분 식에 대한 해석에 따라 공적분 식의 계수에 대한 구체적인 가정이 달라질 수 있다. 예를 들어, 식 (3)과 같이 절대적 구매력평가설을 따른다면  $\beta' = (\beta_1, -\beta_1, \beta_1)$ 가 될 것이며, 앞의 검정과 같이 명목환율이 양국 간 상대물가 간에 의해 결정된다면  $\beta' = (\beta_1, \beta_2, -\beta_2)$ 가 된다. 이 구체적인 제약에 대한 검정은 뒤 부분에 다루고 먼저 가장 제약이 약한 모형으로 비제약식의 공적분 검정을 실시하여 이 세 변수 간 장기적 관계의 존재 여부를 검정한다.

우리나라 소비자물가지수, 미국 소비자물가지수, 원/달러 환율에 각각 로그를 취한 뒤 Johansen 공적분 검정을 실시해 본 결과 <표 7>에서와 같이 공적분 관

〈표 6〉 공적분 검정: 환율과 상대물가

Price Index	Null Hypothesis: Number of Cointegration Eq.				Normalized Cointegrating Coefficients	
	Trace Statistics		Max. Eigenvalue Stat.		$\ln(S_t)$	$\ln(P_t/P_t^*)$
	None	At most 1	None	At most 1		
1980. 3~2013. 12						
CPI	11.567 (0.1789)	1.1724 (0.6226)	10.395 (0.1873)	1.1724 (0.6226)	1.000	-0.00177 (0.00206)
PPI	10.906 (0.2173)	4.0300 (0.0447)	6.8764 (0.5039)	4.0300 (0.0447)	1.000	-0.00100 (0.00101)
Core CPI	27.739 (0.0005)	4.9105 (0.0267)	22.828 (4.9105)	4.9105 (0.0267)	1.000	-0.00277 (0.00062)
1980. 3~1997. 6						
CPI	14.114 (0.0799)	1.5231 (0.0424)	12.591 (0.0904)	1.5231 (0.0424)	1.000	-0.00529 (0.00580)
PPI	12.014 (0.1562)	4.1182 (0.8354)	7.8961 (0.3893)	4.1182 (0.8354)	1.000	-0.00146 (0.00057)
Core CPI	30.283 (0.0002)	8.0024 (0.0047)	22.281 (0.0022)	8.0024 (0.0047)	1.000	-0.01725 (0.00400)
1999. 1~2013. 12						
CPI	6.4324 (0.1265)	3.5215 (0.0606)	9.1738 (0.2720)	3.5215 (0.0606)	1.000	0.00394 (0.00322)
PPI	12.695 (0.5002)	6.5416 (0.3948)	9.3627 (0.6867)	6.5416 (0.3948)	1.000	0.01678 (0.00577)
Core CPI	6.7226 (0.6101)	0.3304 (0.5654)	6.3922 (0.5634)	0.3304 (0.5654)	1.000	-0.00029 (0.00204)

주: 각 칸 상단 값은 통계량이고 하단 괄호 안의 값은 그 통계량의 유의확률( $p$ -value)이다. 공적분 검정의 유의확률( $p$ -value)은 MacKinnon, Haug, and Michelis(1999)에 따라 계산된 값이다. 공적분 계수 추정치의 아래 괄호 안의 값은 표준편차이다. 공적분 검정에서 시차의 개수는 세 변수 VAR의 모형을 12개(1년)까지 시차를 포함시켜 추정하여 AIC의 기준으로 결정하였다. 표에서 보고된 9가지 모형에서 사용된 시차는 차례대로 12, 3, 11, 12, 12, 9, 12, 2, 11이다. 추정식에 추세는 포함하지 않았다.

계가 없다는 귀무가설에 대한 트레이스(trace) 통계량은 30.126, 유의확률은 0.0458이 되어 귀무가설이 기각된다. 공적분 관계가 최대 1개란 귀무가설에 대한 트레이스(trace) 통계량은 13.015, 유의확률은 0.1143이 되어 귀무가설은 기각되지 않는다. 따라서 원/달러 환율, 우리나라 CPI, 미국 CPI 간에는 1개의 공적분

〈표 7〉 공적분 검정: 환율, 자국 물가, 외국 물가

Price Index	Null Hypothesis: Number of Cointegration Equation					
	Trace Statistics			Max. Eigenvalue Statistics		
	None	At most 1	At most 2	None	At most 1	At most 2
1980. 3~2013. 12						
CPI	30.126 (0.0458)	13.0147 (0.1143)	5.5458 (0.0185)	17.111 (0.1668)	7.4690 (0.4353)	5.5458 (0.0185)
PPI	23.182 (0.2372)	4.7387 (0.8359)	0.0253 (0.8735)	18.443 (0.1141)	4.7133 (0.7775)	0.0253 (0.8735)
Core CPI	52.794 (0.0000)	10.893 (0.2182)	2.9930 (0.0836)	41.901 (0.0000)	7.8996 (0.3890)	2.9930 (0.0836)
1980. 3~1997. 6						
CPI	46.249 (0.0003)	22.188 (0.0042)	8.0710 (0.0045)	24.060 (0.0188)	14.117 (0.0527)	8.0710 (0.0045)
PPI	25.892 (0.1320)	13.244 (0.1062)	2.4216 (0.1197)	12.648 (0.4852)	10.822 (0.1633)	2.4216 (0.1197)
Core CPI	38.813 (0.0035)	14.952 (0.0602)	6.3188 (0.0119)	23.861 (0.0201)	8.6334 (0.3179)	6.3188 (0.0119)
1999. 1~2013. 12						
CPI	41.640 (0.0014)	7.2149 (0.5528)	0.5947 (0.4406)	34.424 (0.0004)	6.6202 (0.5350)	0.5947 (0.4406)
PPI	19.687 (0.4443)	7.3061 (0.5423)	0.6697 (0.4131)	12.381 (0.5105)	6.6363 (0.5330)	0.6697 (0.4131)
Core CPI	33.156 (0.0198)	15.856 (0.0441)	1.3593 (0.2437)	17.301 (0.1583)	14.496 (0.0460)	1.3593 (0.2437)

주: 각 칸 상단 값은 통계량이고 하단 괄호 안의 값은 그 통계량의 유의확률( $p$ -value)이다. 공적분 검정의 유의확률( $p$ -value)은 MacKinnon, Haug, and Michelis(1999)에 따라 계산된 값이다. 공적분 검정에서 시차는 〈표 6〉 주식의 설명과 같이 결정하였으며, 추정식에 추세는 포함하지 않았다.

관계가 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 최대 고유근(maximum eigenvalue) 통계량은 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 해석된다. 또한 생산자물가지수를 사용한 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않지만 근원물가지수를 사용한 경우에도 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타난다.

외환위기 전후로 나누어 추정한 결과 트레이스 통계량으로는 외환위기 이후

소비자물가지수, 근원물가지수에서 공적분 관계가 존재하며, 최대 고유근 통계량으로는 외환위기 이전 소비자물가지수, 근원물가지수, 외환위기 이후 소비자물가지수에서 단위근 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 전체 표본과 부분 표본을 종합해 보면 소비자물가지수, 근원물가지수를 사용한 경우 공적분 관계가 나타났으나, 생산자물가지수를 사용한 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않았다.

그러나 세 변수 간 공적분 관계가 있다는 것이 구매력평가설의 증거가 되지 않을 수도 있다. 공적분 관계란 변수 간에 유의한 상관관계가 있다는 것을 의미할 뿐이기 때문에 변수 간의 관계가 구체적으로 구매력평가설의 함의와 일치하는지를 판단하기 위해서는 공적분 식에 나타난 추정된 계수를 확인할 필요가 있다. 절대적 구매력평가설 관계를 나타낸 식 (3)을 보면 환율의 계수가 1인 경우 자국 물가의 계수는  $-1$ , 상대국 물가의 계수는 1이 되어야 한다는 것을 의미한다. 현실에서는 상품가격이 아닌 물가지수를 사용하는 문제, 관세, 운송비용, 비교역재의 존재 등의 이유로 절대적 구매력평가설이 성립할 것으로 기대하기는 어렵다. 또한 관세, 운송비용, 비교역재를 모형화하는 방법에 따라 이론적인 계수는 여러 형태가 나올 수 있다. 따라서 상대적 구매력평가설의 계수적 함의는 보통 계수의 절대값보다는 부호와 관계식의 유의성에서 찾게 된다. 즉, 공적분 검정에서 상대적 구매력평가설이 성립한다는 판단을 내릴 수 있는 기준은 환율의 계수가 표준화되어 1인 경우 자국 물가의 계수는 음수, 상대국 물가의 계수는 양수로 유의한 경우이다.

소비자물가지수를 사용한 공적분 검정에서 추정된 공적분 식을 보면 우리나라 물가의 계수는  $-6.2591$ , 미국 물가지수의 계수는  $9.1572$ 이며, 이 계수를 괄호 안의 표준편차 값을 이용하여 판단해 보면 두 계수 모두 0이란 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각된다. 따라서 이 기간의 자료에서는 상대적 구매력평가설이 성립하는 것으로 해석할 수 있다. 공적분 관계가 있는 것으로 나타난 근원물가지수의 경우를 보면 물가지수 계수의 부호가 구매력평가설의 함의와 정반대로 나타난다. 외환위기 전후로 표본을 나눈 분석에서는 소비자물가지수를 사용한 경우에는 부호가 이론과 일치하고 계수도 유의하게 나타났다. 물론 근원물가지수에서는 이론과 정반대의 부호를 보인다.

〈표 7〉의 공적분 검정과 〈표 8〉의 추정된 계수를 종합해 본 결과, 소비자물가지수를 사용한 경우 세 변수 간 공적분 관계가 존재할 뿐 아니라 추정된 계수도 상대적 구매력평가설의 예상과 일치하는 것으로 나타난다. 즉, 두 변수를



〈표 8〉 공적분 식의 계수와 제약에 대한 통계량

Price Index	Normalized Cointegrating Coefficients			$H_0 : \beta_3 = -\beta_2$	$H_0 : \beta_2 = -\beta_1$ $\beta_3 = -\beta_1$
	$\ln(S_t)$	$\log(P_t)$	$\log(P_t^*)$	LR stats $\chi^2(1)$	LR stats $\chi^2(2)$
1980. 3~2013. 12					
CPI	1.000	-6.2591* (1.4344)	9.1572* (2.1352)	9.3745* (0.0022)	9.5618* (0.0084)
PPI	1.000	-1.8625* (0.4632)	1.3247* (0.4911)	8.1082* (0.0044)	8.1167* (0.0173)
Core CPI	1.000	15.756 (3.3960)	-18.419 (4.2641)	7.3910* (0.0066)	30.456* (0.0000)
1980. 3~1997. 6					
CPI	1.000	-38.573* (14.973)	71.458* (22.395)	8.5686* (0.0034)	8.7885* (0.0123)
PPI	1.000	-0.9393* (0.4532)	0.4670 (0.3083)	1.7840 (0.1817)	2.2995 (0.3167)
Core CPI	1.000	4.4323 (1.5469)	-7.6852 (2.7556)	4.2424* (0.0394)	14.881* (0.0006)
1999. 1~2013. 12					
CPI	1.000	-5.6686* (0.8342)	7.4677* (1.0253)	26.724* (0.0000)	31.168* (0.0000)
PPI	1.000	-2.6096* (0.7927)	2.5771* (0.7246)	0.0341 (0.8534)	1.9797 (0.3716)
Core CPI	1.000	20.579* (7.2953)	-24.921* (9.2401)	0.7090 (0.3998)	13.088* (0.0014)

주: 공적분 계수 추정치 하단 괄호 안의 값은 표준편차이다. 공적분 검정식 추정에서 시차는 〈표 6〉 주석의 설명과 같이 결정하였으며, 추정식에 추세는 포함하지 않았다. 마지막 두 칸의 값은 Johansen 공적분 추정에서 PPP 제약이란 귀무가설에 대한 Likelihood Ratio 검정의  $\chi^2$ 값이며, 괄호 안의 값은 자유도, 각 셀의  $\chi^2$ 값 아래 괄호 안의 값은 통계량의 유의확률(p-value)이다.

이용한 공적분 분석의 결과와 달리 세 변수를 이용한 공적분 분석에서는 환율이 장기적으로는 구매력평가설을 따르는 경향을 볼 수 있다.

보다 정확한 판단을 위해 구매력평가설의 성립 여부에 대한 직접적인 검정을 실시해 보자. 앞에서 도출된 절대적 구매력평가설 식 (3)을 공적분 추정식 (7)에 그대로 적용하면  $\beta' = (\beta_1, -\beta_1, \beta_1)$ 가 된다. 이 제약(restrictions)을 포함하

여 공적분 식을 추정하면서 제약에 대한 우도비(Likelihood Ratio) 통계량으로 절대적 구매력평가설을 검정할 수 있다. <표 8>에 보고된 추정결과를 보면 소비자물가지수를 사용한 경우 우도비 통계량은 9.5618이고, 이 값의 유의확률(probability value)은 0.0084가 되어 절대적 구매력평가설의 관계에 대한 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다. 또한 생산자물가지수, 근원물가지수를 사용한 경우에도 절대적 구매력평가설이 성립한다는 귀무가설은 기각된다.

다음으로 상대적 구매력평가설을 검정해 보자. 많은 연구에서 사용되는 상대적 구매력평가설의 형태는 명목환율이 양국 간 상대물가와 비례한다는 것이며, 이는 공적분 추정식 (7)에서  $\beta' = (\beta_1, \beta_2, -\beta_2)$ 가 된다. 이 제약에 대한 통계량과 유의확률은 <표 8>의 마지막에서 둘째 칸에 정리되어 있다. 소비자물가지수를 사용한 경우 우도비 통계량은 9.3745이고 유의확률은 0.0022가 되어 상대적 구매력평가설의 관계에 대한 귀무가설도 5% 유의수준에서 기각된다. 이는 <표 6>에서 명목환율과 상대물가 간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것과 동일한 결과로 볼 수 있다.

이상의 분석결과를 요약해 보면 소비자물가지수를 사용한 경우 세 변수 공적분 관계에서는 구매력평가설이 성립하는 것으로 해석되지만, 두 변수 관계로 표현된 상대적 구매력평가설, 절대적 구매력평가설은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 또한 단위근 검정결과는 대부분 구매력평가설을 기각하고 있다. 이와 같이 분석방법에 따라 상반되는 결과가 나오는 이유는 검정대상이 되는 모형이 상이하거나 모형의 계수에 대한 제약의 강도가 다르기 때문이다. 단위근 검정에서는 분석대상 변수가 실질환율이다. 실질환율은 <식 3>에서 표현된 것과 마찬가지로 절대적 구매력평가설을 함의하는 변수이다. 따라서 실질환율에 단위근이 존재한다는 실증분석 결과는 절대적 구매력평가설이 기각되는 것으로 해석되어야 할 것이다. 이는 공적분 검정에서 가장 엄격한 제약이었던  $\beta' = (\beta_1, -\beta_1, \beta_1)$ 와 유사한 형태이다. 따라서 이 제약에 대한 귀무가설이 <표 8>에서와 같이 대부분 기각되는 것은 단위근 검정과 동일한 실증분석 결과로 분류할 수 있다.

다음으로 상대적 구매력평가설의 공적분 검정으로 가장 많이 사용되는 형태가 <표 6>에 보고된 환율과 상대물가지수 간 공적분 검정이며 이는 <표 6>의  $\beta' = (\beta_1, \beta_2, -\beta_2)$ 에 대한 검정과 유사하다. 이 모형은 계수에 대한 제약이 다소 완화되면서 몇몇 경우 구매력평가설이 기각되지 못하는 경우가 발생했다.

마지막으로 <표 7>의 세 변수 공적분 검정은 가장 완화된 형태의 구매력평가

설 제약으로 분류할 수 있다. 이 추정모형에서의 계수에 대한 제약을 앞의 두 경우와 비교하면  $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ 로 표현될 수 있으며, 이는 세 변수의 계수가 제약 없이 추정된다는 것을 의미한다. 이와 같은 약한 제약으로는 소비자물가지수를 사용한 경우 모든 표본에서 공적분 관계가 있는 것으로 나타난다. 이 공적분 관계는 세 변수 간의 안정적인 관계가 있다는 정도로 약한 의미의 상대적 구매력평가설이 성립하는 증거로 간주할 수 있을 것이다.

한편, 외환위기 전후로 원/달러 환율의 변동에서 큰 구조적 변화가 보이지는 않는다. 다만 단위근 검정결과에서 생산자물가지수를 사용한 경우 외환위기 이후에는 평균 회귀 현상을 보이는 경우가 다소 발견되었다. 또한 세 변수 공적분 검정에서도 소비자물가지수를 사용한 경우 외환위기 이후 공적분 관계가 보다 뚜렷하게 나타나고 있다.

## V. 결론

본 연구에서는 우리나라 원/달러 환율이 구매력평가설을 따르고 있는가를 실증적으로 분석하였다. 기존 연구와의 차이점은 1997년 외환위기 이후 자유변동 환율제 도입으로 환율결정원리에서의 변화 여부를 확인하고, 비선형 단위근 검정법을 포함한 다양한 단위근 검정 방법으로 구매력평가설을 검정해 보았으며, 물가지수로 소비자물가지수, 생산자물가지수, 근원물가지수를 모두 고려하였다. 또한 실질환율에 대한 단위근 검정이란 간접적 분석뿐 아니라 공적분 검정을 이용하여 구매력평가설의 식을 직접 검정해 보았다.

실증분석 결과 단위근 검정, 절대적 구매력평가설, 상대가격과 명목환율 간의 상대적 구매력평가설 등은 대부분 성립하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 명목환율, 우리나라 물가, 미국 물가 등 세 변수 간의 상대적 구매력평가설은 성립하는 것으로 나타났다. 이는 구매력평가설이 정의되는 형태에 따라 실증분석 결과가 달라질 가능성을 제기하고 있다. 따라서 이와 같이 약한 제약이 상대적 구매력평가설의 함의가 될 수 있는지에 대한 추가적인 연구도 필요할 것이다. 즉, 각국의 관세 차이, 거래비용, 비교역재의 존재, 상이한 통화정책 기조, 상이한 경제발전 단계 등을 모형에 포함시켜 세 변수들의 계수가 어떤 관계를 이루고 있는지에 대한 이론적인 연구가 필요하다.

한편, 외환위기에 따른 환율 급변기가 포함될 경우 비선형 단위근 검정에서

는 원/달러 환율이 구매력평가설과 일치하는 것으로 나타났다. 또한 큰 차이는 없지만 외환위기 이전보다 이후에 세 변수 간 공적분 관계가 더 뚜렷하게 나타나는 경우도 발견되었다. 따라서 축적되는 자료를 활용하여 완전 자유변동환율제가 도입된 후 우리나라 환율 결정과정에서의 변화에 대한 지속적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

## 참 고 문 헌

- 김상환, “동아시아 국가의 사실상 환율제도에 대한 실증연구,” 『한국경제연구』 제26권 제3호, 2009, 205~242.
- 김윤영·박준용, “오차단위근을 고려한 구매력평가설 검정,” 『경제분석』 제14권 제1호, 2008, 42~63.
- 김정식, “한국 원/달러 환율의 장기 변동 행태 분석: 구매력평가설을 중심으로,” 『국제경제연구』 제4집 제3호, 1998, 189~205.
- 김진옥, “구매력평가설: 두 국가 대 다 국가 모형,” 『금융학회지』 제6권 제2호, 2001, 101~119.
- 남광희, “유위험 이자율평형 조건과 최적 통화정책의 효과,” 『한국경제연구』 제33권 제3호, 2015, 93~126.
- 모수원·문호성, “장기 구매력평가: 분수차분과 정수차분,” 『국제경제연구』 제4집 제1호, 1998, 203~221.
- 박대근, “원/달러 환율의 장기구매력평가로부터의 이탈에 대한 실증분석,” 『국제경제연구』 제1권 제1호, 1995, 141~163.
- 오유진·박병욱, 원화환율의 장기구매력평가에 관한 실증분석: 부호검정법,” 『국제경제연구』 제10집 제2호, 2004, 87~104.
- 이연호, “한국 원화환율의 장기구매력평가 관계분석,” 『조사월보』, 대우경제연구소, 1993.
- 이영식, “구매력평가의 장기균형관계는 성립하는가?” 『국제경제연구』 제2권 제2호, 1996, 205~224.
- 이환호·윤경석, “근원소비자물가지수를 이용한 구매력평가설의 재검토,” 『국제경제연구』 14-2, 2008, 53~75.
- 주한광, “아시아 후발 개도국들에서의 구매력평가설, 실질환율과 원유가격,”

- 『경제학연구』 제47집 제4호, 1999, 249~275.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Hyun-Jae Rhee, "Testing for Long-Run Purchasing Power Parity: An Examination of Korean Won," *International Economic Journal*, 6, 1992, 93~103.
- Carvalho, Miguel de and Paulo Julio, "Digging out the PPP hypothesis: an integrated empirical coverage," *Empirical Economics*, 42, 2012, 713~744.
- Chen, Baizhu, "Long-run purchasing power parity: evidence from some european monetary system countries," *Applied Economics*, 27, 1995, 377~383.
- Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai, "Long-run purchasing power parity during the recent floating," *Journal of International Economics*, 34, 1993, 181~192.
- Corbae, Dean and Sam Ouliaris, "Cointegration and tests of purchasing power parity," *The Review of Economics and Statistics*, 70, 1988, 508~511.
- Culver, Sarah E. and David H. Papell, "Long-run purchasing power parity with short run data: evidence with a null hypothesis of stationary," *Journal of International Money and Finance*, 18, 1999, 751~768.
- Edison, Hali J., "Purchasing power parity in the long run," *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, 1987, 376~387.
- Elliott, Graham, Thomas J. Rothenberg, and James H. Stock, "Efficient tests for an autoregressive unit root," *Econometrica*, 64, 1996, 813~836.
- Engel, Charles, "Long-run PPP may not hold after all," *Journal of International Economics*, 51, 2000, 243~273.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, 251~276.
- Fisher, Eric O'N and Joon Y. Park, "Testing purchasing power parity under the null hypothesis of co-integration," *Economic Journal*, 101, 1991, 1476~1484.
- Fleissig, Adrian R. and Jack Strauss, "Panel unit root tests of purchasing power parity for price indices," *Journal of International Money and Finance*, 19, 2000, 489~506.
- Frankel, Jeffrey A., "International Capital Mobility and Crowding-out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?" R. W. Hafer, ed., in *How Open is the U.S. Economy?* Lexington, Mass., 1986, 33~67.

- Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose, "A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries," *Journal of International Economics*, 40, 1996, 209~225.
- Frenkel, Jacob A., "The Collapse of Purchasing Power Parity During the 1970s," *European Economic Review*, 16, 1981, 145~165.
- Frenkel, Jacob A. and Harry G. Johnson, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, London: Allen & Unwin, 1976.
- Froot, Kenneth A. and Kenneth Rogoff, "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates," in Grossman, G. and Kenneth Rogoff, eds, *The handbook of international economics*, North Holland, Amsterdam, 1995.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, 169~209.
- Koedijk, Kees G., Peter C. Schotman, and Mathijs A. Van Dijk, "The re-emergence of PPP in the 1990s," *Journal of International Money and Finance*, 17, 1998, 51~61.
- Kuo, Biing-Shen and Anne Mikkola, "How sure are we about PPP? Panel evidence with the null of stationary real exchange rates," *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 2001, 767~789.
- Lothian, James R. and Mark P. Taylor, "Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries," *Journal Political Economy*, 104, 1996, 488~509.
- Mark, Nelson, "Real and nominal exchange rates in the long-run: an empirical investigation," *Journal of International Economics*, 28, 1990, 115~136.
- Michael, Panos, A. Robert Nobay, and David A. Peel, "Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: an empirical investigation," *Journal of Political Economy*, 105, 1997, 862~879.
- O'Connell, Paul, "The overvaluation of purchasing power parity," *Journal International Economics*, 44, 1998, 1~19.
- Oh, Keun-Yeob, "Purchasing power parity and unit root tests using panel data," *Journal of International Money and Finance*, 15, 1996, 405~418.
- Papell, David H., "Searching for stationary: purchasing power parity under the

- current float,” *Journal of International Economics*, 43, 1997, 313~332.
- Park, Daekeun, “Empirical Studies in Exchange Rates and Foreign Exchange Markets: A Survey,” *Asian Review of Financial Research*, 24, 2011, 851~908.
- Perron, Pierre, “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, 57, 1989, 1361~1401.
- Rogoff, Kenneth, “The purchasing power parity puzzle,” *Journal Economic Literature*, 34, 1996, 647~668.
- Sarantis, Nicholas, “Modeling non-linearities in real effective exchange rates,” *Journal of International Money and Finance*, 18, 1999, 27~45.
- Sarno, Lucio and Giorgio Valente, “Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: do they revert and, if so, how?,” *Journal of Banking & Finance*, 30, 2006, 3147~3169.
- Sarno, Lucio and Mark Taylor, “Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion,” *Economic Letters*, 60, 1998, 131~137.
- \_\_\_\_\_, “Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles,” *International Economic Review*, 42, 2001, 1015~1042.
- \_\_\_\_\_, “Purchasing power parity and the real exchange rate,” *IMF Staff Papers*, 49, 2002, 65~105.
- Smith, Vanessa, Stephen Leybourne, Tae-Hwan Kim, and Paul Newbold, “More powerful panel data unit root tests with an application to mean reversion in real exchange rates,” *Journal Applied Econometrics*, 19, 2004, 147~170.
- Sollis, R., Stephen Leybourne and Paul Newbold, “Tests for symmetric and asymmetric nonlinear mean reversion in real exchange rates,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 2002, 686~700.
- Taylor, Alan, “A century of purchasing power parity,” *Review of Economic Statistics*, 84, 2002, 139~150.
- Taylor, Alan and Mark Taylor, “The purchasing power parity debate,” *Journal of Economic Perspectives*, 18, 2004, 135~158.
- Taylor, Mark and David Peel, “Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and

exchange rate fundamentals,” *Journal of International Money and Finance*, 19, 2000, 33~53.

Taylor, Mark P., “An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques,” *Applied Economics*, 20, 1988, 1369~1381.

Taylor, Mark, David Peel, and Lucio Sarno, “Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles,” *International Economic Review*, 42, 2001, 1015~1042.

Wu, Yangru, “Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel-data test,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 1995, 54~63.

Zivot, Eric and Donald W. K. Andrews, “Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 1992, 251~270.



[Abstract]

## Purchasing Power Parity in Won/Dollar Exchange Rate

Chung-Eun Lee\*

This paper examines the validity of the Purchasing Power Parity in the Won/Dollar exchange rate. Most unit root test statistics cannot reject the null hypothesis of a unit root in any period, price index or test statistics. The nonlinear unit root test statistics reject the null hypothesis of unit root in whole sample period. Most cointegration test rejected the restrictions of absolute PPP and relative PPP. However, a cointegration is found among Won/Dollar exchange, Korean price index and US price index. The signs of estimated cointegration coefficients are matched to the PPP hypothesis. It is interpreted as an evidence of weak relative PPP. The Won/Dollar exchange rates are determined to be more consistent with the purchasing power parity during the free floating exchange rate system after the financial crisis in 1997.

**Key words:** exchange rate, real exchange rate, purchasing power parity, unit root test, nonlinear unit root test, cointegration test

**JEL Classification:** F3

---

\* Professor, Department of Economics, Hallym University, Tel: +82-33-248-1819, E-mail: chlee@hallym.ac.kr

— |

| —

— |

| —