

아시아 後發 開途國들에서의 購買力平價說, 實質換率과 原油價格*

朱 한 광**

논문 초록 이 논문은 1977년 1월부터 1996년 12월까지 10개 아시아 후발 개도국들의 명목 환율과 국내의 상대물가에 대해 Johansen의 공적분 검정을 이용하고, 실질환율에 대해 단위근 검정을 이용하여 장기적 구매력평가설을 검정한다. 환율로는 이 기간 동안 불안정적이었던 미국 달러 대신에 독일 마르크와 일본 엔화에 대한 각국의 환율을 이용한다. 절반 가량의 경우에 구매력평가설이 성립하고, 한 나라의 경우에 실질환율이 안정적임을 알 수 있다. 더 나아가 원유가격이 안정적이었던 1980년대 중반 이후의 기간을 따로 분석하면 대부분의 경우에 구매력평가설이 성립하고, 실질환율이 안정적임을 발견할 수 있다.

그리고 세계시장의 원유가격이 실질환율에 영향을 미칠 수 있던 점을 감안하여 분석하면 실질환율과 원유가격 사이에 유의한 공적분 관계가 존재하고, 또한 원유가격으로부터 실질환율로의 인과관계가 존재함을 알 수 있다.

요컨대 장기적으로 환율이 상대물가 이외에 원유가격과 같은 실질변수에도 크게 영향받으며 이 때문에 원유가격 변동이 주는 충격을 적절히 흡수하는 정책이 시행될 필요도 있다는 것을 시사해주는 것이다.

핵심주제어: 환율, 구매력평가설, 원유가격

경제학문헌목록 주제분류: F3

* 이 논문은 1999년 2월 10일 한국경제학회 학술대회에서 발표한 것을 수정 보완한 것이다. 이 논문을 쓰는 데 격려해 주신 세종대학교 주명건 이사장님, 그리고 초고에 대하여 유익한 논평을 해주신 백승관 교수(홍익대), 장원창 박사(한국금융연구원), 조운제 교수(서강대), 허은영 교수(서울대)와 참석자들에게 감사드린다. 또한 매우 유익하고 세밀한 심사평을 해주신 익명의 두 심사위원께 깊이 감사드린다.

** 세종대학교 경제무역학과 교수

I. 서론

이 논문은 1977년부터 1996년까지 20년 동안 아시아 개발도상국가들에 대하여 먼저 독일 마르크와 일본 엔화를 이용하여 장기적 구매력평가설을 검정한다. 그리고 환율 결정에 원유가격의 역할은 어떠했는가를 추가적으로 검정한다.

구매력평가설에 따르면 환율은 두 국가의 상대물가와 일치한다. 따라서 구매력평가설에 의하면 실질환율이 일정한 상수이어야 한다.¹⁾ 장기적으로 구매력평가설이 성립하지 않는다는 것은 실질환율이 안정적이 아니고 시간이 지나면서 변동함을 뜻한다. 구매력평가설 성립 여부는 이론적으로나 실제적으로 중요한 의의를 가진다. 예를 들면 많은 개방경제 거시경제학 모형이 구매력평가를 가정하고 있다. 또 실질환율은 그 나라의 국제경쟁력에 가장 큰 영향을 미치는 요소 중 하나이다. 즉 실질환율의 절상(절하)은 국제경쟁력을 떨어뜨린다(높인다).

Frenkel(1978, 1981), Hsieh(1982), 그리고 Davutyan and Pippenger(1985) 등은 2단계 최소자승법(2SLS) 등 전통적 계량기법을 이용하여 검정한 결과 구매력평가설 성립 여부에 대해 서로 다른 결론을 얻었다. 그러나 Corbae and Ouliaris(1988), Taylor(1988), Taylor and McMahon(1988), Abuaf and Jorion(1990), Kim(1990), 그리고 Cheung and Lai(1993a) 등은 이전의 연구가 환율과 물가 등이 불안정적이라는 점을 무시하였음을 지적하고, 새로운 공적분 기법을 이용하였는데, 대부분은 구매력평가설을 기각하였고 Kim(1990)과 Cheung and Lai(1993a) 등이 구매력평가설을 어느 정도 채택하였다. 더 최근에는 Cheung and Lai(1993b)와 Masih and Masih(1995) 등은 분수의(fractional) 공적분 기법을 이용하여 구매력평가설을 채택하였다. 또한 Frankel and Rose(1996), Oh(1996) 그리고 Meier(1997) 등은 패널 자료를 이용하여 구매력평가설을 어느 정도 채택하였다.

위의 연구들은 선진국에 대한 것인데, 개발도상국에 대한 연구도 적지 않다. McNown and Wallace(1989)는 1980년대의 브라질, 아르헨티나, 이스라엘, 칠레 등 고인플레이션 국가들에서의 구매력평가설을 검정하여 어느 정도 채택하였다. Karfakis and Moschos(1989)는 1975~87년의 그리스를 분석하여 구매력평가설을 기각하였다. Liu(1992)는 1948~89년의 9개 라틴아메리카 국가들을 검정하여 부분

1) 더 엄밀히 말하면 절대적 구매력평가설 아래서는 1이고 상대적 구매력평가설 아래서는 일정한 상수이어야 한다.

적으로 구매력평가설을 채택하였다. Bahmani-Oskooee and Lee(1992), 박대근(1995), 김정식(1998) 등은 1980년 이후의 우리나라에 대하여 검정하여 가설을 기각하였다.

Conejo and Shields(1993)는 1949~90년의 멕시코, 베네수엘라, 브라질, 코스타리카, 콜롬비아에서의 상대적 구매력평가설을 검정하였다. 이들은 그 기간중 명목환율과 상대물가가 각각 2차 적분된 시계열임을 고려하여 상대적 구매력평가설을 검정한 것인데, 부분적으로 그 가설을 채택하였다. Mahdavi and Zhou(1994)는 1970년대부터 1990년대 초의 13개 고인플레이션 국가들에 대하여 해당 변수들의 적분차수에 따라 절대적 구매력평가설과 상대적 구매력평가설을 검정하였다. 그 결과 각각 과반수 이상의 경우에 그 가설을 채택하였다. Kahn and Parikh(1998)는 1975~94년의 남아프리카 공화국을 검정하여 부분적으로 그 가설을 채택하였다. Telatar and Kazdagli(1998)는 1980~93년의 터키를 검정하여 그 가설을 기각하였다.

그런데 실질충격이 화폐충격보다 더 클 경우에 구매력평가설이 성립하지 않을 것이라는 점을 고려해 Hsieh(1982), Zhou(1995), Strauss(1996) 그리고 Chaudhuri and Daniel(1998) 등은 구매력평가설을 검정하기 위해 생산성 향상의 차이, 정부지출의 차이, 세계 원유가격 등을 추가하여 검정하였다. Hsieh(1982)는 교역재와 비교역재의 생산성 향상이 국내외간 차이가 있기 때문에 구매력평가설이 성립하지 않게 되었다고 밝혔다. Zhou(1995)는 1973~93년의 일본과 핀란드의 실질환율을 앞서 언급한 세 변수들을 이용하여 검정하여 이 변수들 중 생산성 차이와 원유가격이 유의함을 검정하였다. Strauss(1996)는 7개 OECD 국가들 각각의 1960~90년의 실질환율과 국내외 생산성 격차 사이에 유의한 공적분 관계를 찾아냈다. Chaudhuri and Daniel(1998)은 1970년대 중반 이후 16개 OECD 국가들 각각의 실질환율이 원유가격과 공적분되어 있음을 보였다.²⁾

이 논문은 10개 아시아 후발 개도국들을 선정하여 ① 기간중 불안정적이었던 미국 달러 대신에 독일 마르크와 일본 엔화에 대한 각국의 환율을 각각 이용하고, ② 물가지수로는 소비자물가지수(CPI) 또는 도매물가지수(WPI)를 사용하고, ③ 명목환율뿐 아니라 실질환율도 함께 고려하고, ④ 구매력평가설이 성립하지 않을 경우에는 세계 원유가격지수를 포함하여 분석함으로써 아시아 개도국들에서의 구매력평

2) 그러나 관련 계수의 값은 소개하지 않았다.

가설을 새롭게 검정하고자 한다. 이를 위해 명목환율 및 실질환율, 국내외 상대물가, 원유가격 등에 대하여 단위근 검정과 Johansen(1988) 및 Johansen and Juselius(1990)에 의해 개발된 공적분 기법을 적용한다. 자료는 1977년 1월부터 1996년 12월까지의 월별 자료를 이용한다.

논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 검정할 구매력평가설을 소개하고, 단위근 검정과 공적분 검정을 간단히 소개한다. III장은 먼저 명목환율과 국내외 상대물가 사이의 장기적 관계를 공적분 기법을 통해 검정하고, 다음에 실질환율의 불안정성을 단위근 검정을 통해 검정한다. 검정 결과 절반 가량의 경우에 구매력평가설이 성립하고, 한 나라의 경우에만 실질환율이 안정적임을 알 수 있다. 더 나아가 원유가격이 안정적이었던 1980년대 중반 이후의 기간을 따로 분석하면 대부분의 경우에 구매력평가설이 성립하고, 실질환율이 안정적임을 발견할 수 있다. IV장은 세계 원유가격 변동이 중요한 실질충격이었던 점을 감안하여 실질환율과 세계 원유가격지수 사이의 장기적 관계와 Granger 인과관계를 검정한다. 그 결과 실질환율과 원유가격 사이에 유의한 공적분 관계가 존재하고, 또한 원유가격으로부터 실질환율로의 인과관계가 존재함을 알 수 있다. 요컨대 장기적으로 환율이 상대물가 이외에 원유가격과 같은 실질변수에도 크게 영향받는다라는 것을 시사해주는 것이다. 끝으로 V장에서 결론을 맺는다. 특히 만약 정책적으로 실질환율의 변동에 의한 국제경쟁력의 변화를 도모하려 한다면 원유가격 변동이 주는 충격을 적절히 흡수하는 정책이 시행되어야 함을 고려한다.

II. 구매력평가설과 검정방법

1. 구매력평가설

절대적 구매력평가설은 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$s = p - p^* \quad (1)$$

여기서 s , p , p^* 는 각각 자국통화표시 환율, 국내물가, 해외물가를 자연로그로 나타낸 것이다.

만약 장기적으로 구매력평가설이 성립하면 아래 식의 검정에서 $\beta=1$ 의 가설이 기각되지 않아야 한다.

$$s = \alpha + \beta(p - p^*) + \varepsilon \quad (2)$$

단 α 는 상수항이고, ε 은 확률오차를 가리킨다.

장기적 구매력평가설을 검정하는 또 다른 간단한 방법은 자연로그로 나타낸 다음과 같은 실질환율 q 가 안정적인가를 검정하는 것이다.

$$q = s + p^* - p \quad (3)$$

만약 장기적으로 구매력평가설이 성립하면 q 가 단위근을 가진다는 가설이 기각되어야 한다.

한편 국내외 물가만으로 환율 결정을 설명할 수 없어서 세계 원유가격지수를 포함할 경우에는 식(3)에서 정의한 실질환율 q 에 대한 다음과 같은 검정 식에서 δ 의 값을 검정할 수 있다.

$$q = \gamma + \delta p_{oil} + \eta \quad (4)$$

여기서 γ 는 상수항이고 p_{oil} 은 자연로그로 나타낸 세계 원유가격지수를, η 는 확률오차를 가리킨다.

2. 검정방법

우리는 여기서 단위근 검정(unit root test)과 공적분(cointegration)의 계량기법을 이용한다. 이들은 이미 잘 알려져 있으므로 간략히 언급하기로 한다.

단위근 검정으로는 부가된 Dickey-Fuller (ADF) 검정법과 Phillips-Perron (P-P) 검정법을 이용한다. 고려하는 변수들, 즉 명목환율, 상대물가, 세계 원유가격지수 각각의 시계열이 기간중에 1차 적분인가를 살펴보고, 위의 식(3)과 같이 정의된 실질환율이 안정적인가를 살펴본다.

Johansen(1988)과 Johansen and Juselius(1990)에 의해 개발된 다변수 공적분

검정기법을 위의 식(2)와 (4)에 각각 적용한다. 주지하듯이 Johansen 기법은 Engle-Granger(1987)의 공적분 검정기법의 단점을 여러 면에서 보완한 것이다. 즉 Engle-Granger 기법과 달리 Johansen 기법은 벡터오차수정모형 안에서 공적분 관계를 추정 및 검정하는 통일된 틀을 가지며, 공적분 관계식의 개수를 검정하며, 내생변수의 선택으로부터 독립적이다.

우리는 다음과 같은 p 개의 변수에 대한 벡터자기회귀(VAR) 모형을 고려한다.

$$X_t = \mu + \sum_{j=1}^k A_j X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

여기서 X_t 는 각각 1차 적분인 p 개의 변수로 이루어진 벡터이며, ε_t 는 정규분포를 따르는 백색잡음, 즉 n.i.i.d.인 오차항이며, T 는 표본의 수를 가리킨다. 식(5)를 차분함으로써 다음과 같은 벡터오차수정(VEC) 모형을 얻을 수 있다.

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{단, } \Gamma_j = -(I - A_1 - \dots - A_j), \quad j = 1, 2, \dots, k-1$$

$$\text{그리고 } \Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

식(6)은 ΠX_{t-k} 를 제외하면 전형적인 1차 차분된 VAR 모형이다. 여기서 Π 가 X_t 의 변수들 사이의 장기적 관계에 대한 정보를 가지고 있는가를 조사하여야 한다. Π 의 계수에 따라 세 경우가 있을 수 있다. 첫째, Π 의 계수(rank) r 이 p 와 똑같으면 X_t 의 변수들이 모두 안정적임을 뜻한다. 그런데 이것은 처음에 X_t 의 변수들이 각각 $I(1)$ 이라고 한 가정과 상충한다. 둘째, r 이 0이면 X_t 의 변수들 사이에 아무런 공적분 관계가 없으며, 이 경우에는 전통적인 차분된 VAR 모형을 이용하여야 한다. 셋째, r 이 p 보다 작고 0보다 크면 X_t 의 변수들 사이에 r 개의 공적분 관계가 있음을 뜻하며, Π 를 $\Pi = ab'$ 으로 나타낼 수 있다. 여기서 a 는 오차수정계수로서 조정계수의 속도를 나타내며, b 는 공적분 벡터를 가리키며, bX_t 는 공적분 관계를 뜻한다.

일반적으로 Π 의 계수는 알려진 값이 아니므로 Johansen 기법에 의하면 이 계수를 검정하는 검정기법을 이용한다. 이 검정기법은 특성근(eigenvalue)에 기초한 것

으로 다음과 같은 두 종류의 검정통계량이 있다.

$$\text{Trace 통계량} = - \sum_{i=r+1}^p T \ln (1 - \lambda_i) \quad (7)$$

$$\text{Maximum eigenvalue 통계량} = - T \ln (1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

여기서 λ_i 는 추정한 특성근이다. Trace 통계량은 많아야 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 공적분 벡터가 그보다 1개 더 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이다. Maximum eigenvalue 통계량은 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 $r+1$ 개의 공적분 벡터가 존재한다는 대립가설과 관련된 통계량이다.

유의한 공적분 벡터를 찾아낸 다음에 공적분 벡터에 대한 선형 제약 식을 검정할 수 있는데, 여기에는 우도비 검정과 Wald 검정이 있다.

주의할 점은 공적분 벡터를 추정할 때 식 (5)와 식 (6)에서의 최대 시차 k 는 잔차 항이 자기상관을 나타내지 않도록 하는 값이어야 한다는 것이다.

Ⅲ. 구매력평가설의 검정

1. 기준 통화의 선정과 단위근 검정

몇몇 저자들은 미국 달러를 기준 통화로 한 경우에는 다른 화폐를 기준 통화로 한 경우보다 구매력평가설이 성립하지 않는 경향을 보인다고 지적하였다. Fisher and Park (1991)은 미국 달러에 대한 각국의 환율의 경우에는 구매력평가설이 거의 성립하지 않는 반면에 독일 마르크에 대한 각국의 환율의 경우에는 좀더 잘 성립한다는 점을 밝혔다. Kugler and Lenz (1993)는 1973~90년에 독일 마르크에 대한 15개 선진국 화폐의 환율을 검정하여 6개 화폐의 경우에 구매력평가설이 성립함을 보였다. Edison *et al.* (1997)은 1970년대 중반 이후 13개 선진국의 대 독일 마르크 환율을 검정하여 부분적으로 구매력평가설을 채택하였다. Pippenger (1993)는 스위스 프랑에 대한 환율을 고려하여 많은 선진국 화폐의 경우 구매력평가설이 성립함을 보였다.

독일과 일본은 <표 1>에서 보듯이 우리가 고려할 10개 아시아 후발 개도국들의 주요 교역국이었다. 특히 역내 조정가능 고정환율제도인 유럽통화제도(EMS)를 독일과 함께 채택한 구 EC 국가들에 대한 무역비중은 매우 높았다. 또한 우리가 분석하는 표본기간 동안에 미국 달러에 비해 이 두 나라의 통화는 상대적으로 더 안정적이었다.³⁾ 더 바람직하기는 교역상대국들과의 무역비중에 기초한 가중치를 이용한 실효환율을 살펴보아야 하겠으나 분석의 편의상 우리는 독일 마르크와 일본 엔화를 기준 통화로 선정하고 각각 분석하기로 한다.

우리가 고려할 국가들은 10개 아시아 후발 개도국들로서 고려하는 기간 동안에 환율과 물가지수에 대한 자료가 가용한 방글라데시, 피지, 인디아, 인도네시아, 말레이시아, 파키스탄, 필리핀, 스리랑카, 타일랜드, 서사모아 등이다.⁴⁾ 환율은 월 말 환율인데, 이 국가들과 독일 또는 일본의 대미달러 환율을 이용하여 이 국가들의 대독일 마르크 및 대일 엔화 환율을 계산하여 구한 값이다. 여기서 사용한 물가는 계절조정하지 않은 것이다. 자료는 모두 IMF의 *International Financial Statistics*로부터 구한 값을 사용하기로 한다.

<표 2>에서 보듯이 이 국가들의 환율제도는 표본기간중 반드시 변동환율제도에 속한 것은 아니었다. 그러나 대부분의 기간에 대다수 국가에서 관리변동환율제도를 택하였다. 그리고 앞의 식(2), (3), (4)를 중심으로 하는 여기서의 분석은 고정환율제도 아래 놓인 경우나 변동환율제도 아래 놓인 경우에 똑같은 원리가 적용되기 때문에 어떤 환율제도였는가는 문제가 되지 않는다고 할 수 있다. 즉 변동환율제도가 아니라면 식(2) 대신에 $p = \alpha + \beta(s + p^*) + \varepsilon$ 와 같은 식을 검정하면 되는 것인데 이 새로운 식은 구매력평가설의 검정에서 실제로 앞의 식(2)와 동일한 의미를 가지는 것이고, 또한 식(3)과 같은 실질환율의 값은 어떤 환율제도 아래서든 두루 쓰일 수 있는 것이다.

3) 표본기간 동안에 미국, 일본, 독일 등 주요 선진국 각각의 실질실효환율을 단위근 검정을 통해 살펴보면 미국은 불안정적이고, 일본은 추세항을 포함하면 어느 정도 안정적이며, 독일은 추세항이 있거나 없거나 어느 정도 안정적임을 알 수 있다. 요컨대 아시아 개도국에 대하여 구매력평가설을 살펴볼 때 미국 달러를 기준 통화로 하여 분석하면 미국 달러 자체의 불안정성 때문에 구매력평가설이 성립할 여지가 없어질 수 있는 것이다. 다음에 <표 4>에 대해 서술하면서 언급하듯이 미국 달러를 기준 통화로 할 경우에는 아시아 개도국들에서 구매력평가설이 한 나라 이외에는 모두 성립하지 않음을 알 수 있다.

4) 이 국가들의 배열은 영어로 표현할 경우의 알파벳 순서를 따른 것이다.

〈표 1〉 각국의 무역의존도와 지역별 무역의존도 (1977~96년 평균)

(단위: %)

	무역의존도(무역액/GDP)	지역별 무역의존도(지역별 무역액/총무역액)			
		EC	독일	일본	미국
방글라데시	25.4	20.2	4.6	9.1	13.4
피지	44.5	15.7	1.0	10.5	7.9
인디아	12.9	26.0	6.7	8.1	12.8
인도네시아	43.2	12.0	3.8	38.9	16.6
말레이시아	111.9	16.2	4.0	22.1	15.5
파키스탄	30.8	24.6	6.3	10.7	12.2
필리핀	41.1	15.4	4.0	19.3	27.3
스리랑카	62.4	20.3	4.7	10.0	11.8
타일랜드	51.8	18.8	4.7	21.5	14.8
서사모아	-	17.5	5.1	8.1	8.5

주: IMF의 *Direction of Trade Statistics* 와 *International Financial Statistics* 의 자료에서 구한 매년의 값들을 평균한 것이다.

〈표 2〉 각국의 환율제도 추이

연도	1978	1980	1982	1984	1986	1988	1990	1992	1994	1996
방글라데시	고정 (£)	바스켓	→	→	→	→	→	→	→	→
피지	바스켓	→	→	→	→	→	→	→	→	→
인디아	바스켓	관리변동	→	→	→	→	→	→	→	→
인도네시아	고정 (\$)	관리변동	→	→	→	→	→	→	→	→
말레이시아	바스켓	→	→	→	→	→	→	→	관리변동	→
파키스탄	고정 (\$)	→	관리변동	→	→	→	→	→	→	→
필리핀	관리변동	→	→	→	→	→	→	→	→	→
스리랑카	관리변동	→	→	→	→	→	→	→	→	→
타일랜드	바스켓	→	관리변동	→	바스켓	→	→	→	→	→
서사모아	바스켓	관리변동	→	→	→	바스켓	→	→	→	→

주: IMF의 IFS의 Exchange Arrangements 항목에서 정리한 것이다. 바스켓은 currency composite 에 연계한 경우를 가리킨다.

〈표 3〉 명목환율과 상대물가에 대한 단위근 검정 (1977~96년)

		수준 변수		1차 차분 변수	
		ADF	P-P	ADF	P-P
방글라데시	대마르크 환율	-0.88 (1)	-0.91 (4)	-10.10 (1)	-13.81 (4)
	대엔 환율	-1.18 (1)	-1.19 (4)	-9.44 (1)	-14.13 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-1.70 (3)	-2.05 (4)	-9.05 (2)	-12.18 (4)
	대일 상대물가	-1.21 (1)	-1.52 (4)	-10.92 (1)	-13.64 (4)
피지	대마르크 환율	-0.78 (1)	-0.85 (4)	-10.65 (1)	-15.70 (4)
	대엔 환율	-1.10 (4)	-1.07 (4)	-5.71 (3)	-15.87 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-2.16 (1)	-2.12 (4)	-7.31 (1)	-14.66 (4)
	대일 상대물가	-1.27 (4)	-1.18 (4)	-9.74 (3)	-15.90 (4)
인디아	대마르크 환율	0.58 (1)	0.81 (4)	-10.36 (1)	-15.41 (4)
	대엔 환율	0.06 (1)	-0.02 (4)	-10.00 (1)	-13.67 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	2.05 (6)	0.82 (4)	-9.99 (5)	-9.02 (4)
	대일 상대물가	1.80 (2)	1.95 (4)	-8.20 (2)	-10.80 (4)
	(WPI) 대독 상대물가	1.51 (4)	1.13 (4)	-8.38 (3)	-9.81 (4)
인도네시아	대일 상대물가	1.09 (1)	1.21 (4)	-7.90 (3)	-10.43 (4)
	대마르크 환율	-1.27 (1)	-1.27 (4)	-9.59 (1)	-14.39 (4)
	대엔 환율	-1.52 (1)	-1.50 (4)	-10.45 (1)	-14.95 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-1.63 (3)	-1.50 (4)	-7.62 (2)	-14.16 (4)
	대일 상대물가	-0.57 (4)	-0.24 (4)	-9.10 (3)	-14.48 (4)
(WPI) 대독 상대물가		-2.10 (4)	-2.06 (4)	-7.49 (3)	-16.55 (4)
	대일 상대물가	-1.90 (4)	-1.90 (4)	-7.77 (3)	-17.05 (4)
말레이시아	대마르크 환율	-0.88 (1)	-0.96 (4)	-10.51 (1)	-14.82 (4)
	대엔 환율	-1.03 (1)	-1.13 (4)	-9.26 (1)	-13.80 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-1.14 (2)	-0.78 (4)	-11.40 (1)	-13.81 (4)
	대일 상대물가	1.93 (4)	1.28 (2)	-11.57 (3)	-13.38 (2)
파키스탄	대마르크 환율	0.57 (1)	-0.50 (4)	-10.50 (1)	-16.10 (4)
	대엔 환율	-0.06 (1)	-0.13 (4)	-10.40 (1)	-14.50 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	2.03 (5)	2.14 (4)	-8.27 (3)	-12.42 (4)
	대일 상대물가	3.32 (4)	4.44 (4)	-7.34 (5)	-12.87 (4)
	(WPI) 대독 상대물가	3.03 (4)	3.74 (4)	-6.92 (4)	-11.72 (4)
	대일 상대물가	2.00 (4)	2.45 (4)	-5.87 (4)	-11.49 (4)

〈표 3〉 명목환율과 상대물가에 대한 단위근 검정 (1977~96년) (계속)

		수준 변수		1차 차분 변수	
		ADF	P-P	ADF	P-P
필리핀	대마르크 환율	-1.03 (1)	-1.04 (4)	-7.42 (3)	-16.68 (4)
	대엔 환율	-1.25 (1)	-1.25 (4)	-9.96 (1)	-14.79 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-1.08 (6)	-1.10 (4)	-4.61 (3)	-6.99 (4)
	대일 상대물가	-0.96 (6)	-0.67 (4)	-3.44 (7)	-7.30 (4)
	(WPI) 대독 상대물가	-1.22 (1)	-1.14 (4)	-8.26 (1)	-11.65 (4)
	대일 상대물가	-1.10 (1)	-1.00 (4)	-7.96 (1)	-11.76 (4)
스리랑카	대마르크 환율	-2.28 (4)	-1.71 (4)	-6.55 (4)	-15.08 (4)
	대엔 환율	-2.34 (4)	-1.82 (4)	-6.05 (4)	-14.60 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-0.25 (4)	0.03 (4)	-6.48 (4)	-12.39 (4)
	대일 상대물가	0.46 (4)	1.02 (4)	-7.07 (4)	-13.58 (4)
	(WPI) 대독 상대물가	-0.83 (4)	-0.46 (4)	-7.00 (4)	-12.96 (4)
	대일 상대물가	-0.61 (4)	-0.26 (4)	-7.23 (4)	-12.89 (4)
타일랜드	대마르크 환율	-1.22 (1)	-1.29 (4)	-10.45 (1)	-15.77 (4)
	대엔 환율	-1.38 (1)	-1.44 (4)	-10.45 (1)	-14.10 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-2.07 (5)	-2.55 (6)	-5.28 (4)	-11.69 (4)
	대일 상대물가	-1.25 (3)	-1.05 (4)	-5.79 (4)	-14.58 (4)
	(WPI) 대독 상대물가	-0.96 (3)	-1.28 (4)	-6.73 (2)	-12.86 (4)
	대일 상대물가	-0.17 (3)	-0.49 (4)	-7.58 (2)	-13.29 (4)
서사모아	대마르크 환율	-1.58 (1)	-1.62 (4)	-10.65 (1)	-16.45 (4)
	대엔 환율	-1.90 (1)	-1.87 (4)	-10.00 (1)	-14.96 (4)
	(CPI) 대독 상대물가	-1.38 (5)	-1.63 (4)	-6.30 (4)	-16.09 (4)
	대일 상대물가	-1.04 (5)	-1.16 (4)	-6.82 (4)	-15.37 (4)
세계 원유가격 지수		-2.39 (4)	-2.48 (4)	- 7.89 (3)	-10.09 (4)

주: ADF와 P-P는 상수를 포함한 ADF와 P-P 검정값이고 괄호 속의 값은 시차이다. 1%, 5%, 10%의 임계치는 각각 -3.46, -2.87, -2.57이다.

우리는 먼저 1977~96년에 각국의 대마르크 명목환율 및 대엔 명목환율, 각국의 대독일 상대물가 및 대일본 상대물가, 그리고 세계 원유가격지수 등에 대하여 단위근 검정을 하여 각 변수의 적분차수가 얼마인가를 확인할 필요가 있다. 검정 결과를 <표 3>에 정리하였는데, 이로써 예외 없이 모두 1차 적분되어 있음을, 즉 $I(1)$ 임을 알 수 있다. 괄호 속에 나타낸 단위근 검정의 시차는 Akaike information 기준(AIC)을 최소화하는 경우의 것으로 선정한 것이다.

그리고 세계 원유가격지수 대신에 각국 내에서의 실질 원유가격(즉 세계 원유가격지수를 대미 달러 환율로 곱하고 다시 국내 물가지수로 나눈 값)을 각각 고려하더라도 똑같이 어느 경우에도 1차 적분된 시계열임을 알 수 있었다. 그러나 다음에 행하는 공적분 검정에서 세계 원유가격지수를 이용한 경우와 실질 원유가격을 이용한 경우에 거의 비슷한 결과를 얻기 때문에 전자의 경우를 분석하므로 실질 원유가격에 대한 단위근 검정에 대한 서술은 생략한다.

2. 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 관계

명목환율과 상대물가 — 소비자물가지수에 기초한 상대물가 또는 도매물가지수에 기초한 상대물가 — 에 대하여 상수항을 고려하여 Johansen 기법을 적용한 검정 결과를 <표 4>에 나타냈다.

둘째와 셋째 열은 독일 마르크를 기준 통화로 한 경우에 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 벡터를 나타내고, 여섯째와 일곱째 열은 일본 엔화를 기준 통화로 한 경우에 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 벡터를 나타낸다. 공적분 벡터를 나타낼 때는 내생변수를 1 대신에 -1로 정규화하였다. 따라서 셋째 열과 일곱째 열은 앞의 식(2)의 β 로서 상대물가의 계수를 나타내고, 괄호 속의 값은 이 계수의 Johansen의 조정된 표준오차를 나타낸다.

여기서 NA 표시는 10%의 유의수준에서 공적분 벡터가 존재하지 않는 경우를 가리킨다. 넷째와 여덟째 열에는 추가된 시차변수들을 나타내는데, 앞에서 언급하였듯이 최대 시차는 잔차의 자기상관이 없게 하는 시차로 정하였다. 다섯째와 아홉째 열에 나타낸 유의수준은 Johansen의 우도비 검정과 관련된 것이다.

표에서 보듯이 32개 중 18개의 경우에 공적분 벡터가 존재한다. 공적분 벡터가 존재하는 경우에는 상대물가의 계수는 기대된 부호(+)를 가지고 대체로 1에 근접

〈표 4〉 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 벡터 (1977~96년)

		독일 마르크에 대하여				일본 엔화에 대하여			
		명목 환율	상대 물가	시차	유의 수준	명목 환율	상대 물가	시차	유의 수준
방글라데시	(CPI)	-1	0.973 (0.174)	1-8	*	-1	1.548 (0.103)	1-12	*
피지	(CPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
인디아	(CPI)	NA	NA	NA	NA	-1	2.845 (0.417)	1-8	*
	(WPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
인도네시아	(CPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
	(WPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
말레이시아	(CPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
파키스탄	(CPI)	-1	1.280 (0.330)	1-6	*	-1	0.951 (0.267)	1-4	*
	(WPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
필리핀	(CPI)	-1	1.135 (0.076)	1-14	+	-1	1.340 (0.078)	1-7	+
	(WPI)	-1	1.018 (0.055)	1-12	*	-1	1.059 (0.029)	1-12	**
스리랑카	(CPI)	-1	1.065 (0.096)	1-6	+	-1	1.297 (0.086)	1-8	+
	(WPI)	-1	1.069 (0.132)	1-8	+	-1	1.136 (0.075)	1-8	+
타일랜드	(CPI)	-1	2.554 (0.536)	1-4	*	NA	NA	NA	NA
	(WPI)	-1	2.002 (0.205)	1-4	**	-1	1.526 (0.129)	1-2	+
서사모아	(CPI)	-1	1.054 (0.177)	1-14	*	-1	1.189 (0.236)	1-12	+

주: 명목환율의 계수를 -1로 정규화하였다. 괄호 속의 값은 표준오차이다. NA는 공적분 벡터가 존재하지 않음을 가리킨다. **는 1%의, *는 5%의, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

한 값을 가진다. 한편 소매물가지수(CPI)와 도매물가지수(WPI)가 모두 가용한 나라에서 구매력평가설과 관련하여 어떤 물가지수가 더 나은 것인지에 대해서는 일률적으로 말할 수 없다고 할 수 있다.

그런데 아시아 후발 개도국들에서 각국의 개방도 또는 환율제도의 차이가 구매력평가설 성립 여부를 결정짓는 뚜렷한 요인이 되는 것 같지는 않다. 앞의 <표 1>에서 말레이시아는 개방도가 매우 높고 인도네시아의 대일 개방도가 높지만 구매력평가설이 성립하지 않는데, 방글라데시는 개방도가 낮지만 구매력평가설이 성립한다. 앞의 <표 2>에서 방글라데시, 피지, 말레이시아, 타일랜드는 통화바스켓에 연계하여 고정환율제도에 더 가까운 환율제도를 운용한 나라들인데, 이 나라들 중 방글라데시와 타일랜드에서는 구매력평가설이 성립한다.

한편 명목환율, 상대물가의 두 변수 사이의 공적분 검정 대신에 명목환율, 자국 물가, 외국물가의 세 변수 사이의 공적분 검정을 행하더라도 양쪽의 결과는 구매력평가설 성립 여부 측면에서 비슷한데, 여기서 따로 보고하지는 않는다.

앞서 우리는 미국 달러가 표본기간 동안에 불안정적이었기 때문에 미국 달러 대신에 독일 마르크와 일본 엔화를 기준 통화로 하기로 하였다. 그런데 만약 미국 달러를 기준 통화로 하면 어떤 결과를 얻을 수 있는가 살펴보기로 하자. 10개 국가의 경우 중 오직 스리랑카의 경우에만 공적분 관계가 존재하였다. 스리랑카에 대한 공적분 검정 결과는 각주에 나타내기로 한다.⁵⁾ 이렇듯이 미국 달러를 기준 통화로 하는 경우에는 10개 국가 중 단지 1개 국가에서만 구매력평가설이 성립한다는 점에서 우리의 기준 통화 선정이 자의적이지만은 않다고 할 수 있을 것이며, 가능하다면 차후의 연구에서는 명목실효환율을 구하여서 분석하는 것이 또 다른 대안이라고 할 수 있을 것이다.

5) 미국 달러를 기준 통화로 할 경우에 스리랑카의 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 벡터는 다음과 같다. 그 외의 국가에서는 유의한 공적분 관계가 나타나지 않았다.

	명목환율	상대물가	시 차	유의수준
스리랑카 (CPI)	-1	1.013 (0.056)	1-4	**
(WPI)	-1	0.933 (0.048)	1-4	**

3. 실질환율의 안정성 여부

한편, 앞의 식(3)과 같이 정의된 실질환율에 대하여 단위근 검정을 수행한 결과는 <표 5>에 나타났다. 단위근 검정의 시차는 Akaike information 기준(AIC)을 최소화하는 경우의 것으로 선정한 것이다.

스리랑카의 경우에는 <표 5>의 결과가 <표 4>의 결과와 같이 구매력평가설이 상당히 채택되고 있다.

그러나 다른 나라들의 경우에는 구매력평가설이 채택되지 않는데, 특히 <표 4>의 결과보다 더 많이 채택되지 않고 있다. 그 이유는 다름 아니라 식(2)의 경우보다 식(3)의 경우에 $\beta = 1$ 이라는 가정을 사용하고 있기 때문이라고 하겠다.

<표 5> 실질환율의 불안정성에 대한 검정 (1977~96년)

		독일 마르크에 대하여		일본 엔화에 대하여	
		ADF	P-P	ADF	P-P
방글라데시	(CPI)	-1.45 (1)	-1.37 (4)	-1.40 (1)	-1.43 (4)
피지	(CPI)	-1.00 (1)	-1.11 (4)	-1.10 (1)	-1.23 (4)
인디아	(CPI)	-0.31 (1)	-0.18 (4)	-0.77 (1)	-0.82 (4)
	(WPI)	-0.49 (1)	-0.34 (4)	-0.85 (1)	-0.86 (4)
인도네시아	(CPI)	-1.38 (4)	-1.44 (4)	-1.62 (1)	-1.66 (4)
	(WPI)	-1.13 (1)	-1.17 (4)	-1.29 (1)	-1.40 (4)
말레이시아	(CPI)	-0.99 (1)	-1.06 (4)	-1.27 (1)	-1.40 (4)
파키스탄	(CPI)	-0.57 (1)	-0.61 (4)	-1.07 (1)	-1.10 (4)
	(WPI)	-1.17 (1)	-1.17 (4)	-1.54 (1)	-1.56 (4)
필리핀	(CPI)	-1.92 (1)	-2.12 (4)	-1.73 (1)	-1.86 (4)
	(WPI)	-2.10 (1)	-2.35 (4)	-2.41 (1)	-2.88 (4) *
스리랑카	(CPI)	-3.99 (2) **	-3.11 (4) *	-3.65 (2) **	-2.97 (4) *
	(WPI)	-3.28 (4) *	-2.70 (4) +	-3.78 (4) **	-2.98 (4) *
타일랜드	(CPI)	-1.36 (1)	-1.46 (4)	-1.39 (1)	-1.52 (4)
	(WPI)	-1.53 (1)	-1.63 (4)	-1.64 (1)	-1.76 (4)
서사모아	(CPI)	-1.61 (1)	-1.69 (4)	-1.58 (1)	-1.70 (4)

주: ADF와 P-P는 상수를 포함한 ADF와 P-P 검정값이다. 괄호 속의 값은 시차이며, **는 1%의,

*는 5%의, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

4. 원유가격이 안정적이었던 시기에 대한 고찰

이처럼 아시아 후발 개도국들에서 1970년대 후반 이후 실질환율이 대부분의 국가에서 불안정적이었다면 그 요인을 살펴볼 필요가 있을 것이다. 실질환율에 영향을 미치는 요인으로서는 서론에서 언급하였듯이 명목변수 이외에 실질변수들이 있다. 실질변수들 중에서 예컨대 세계 원유가격이 실질환율에 큰 영향을 미쳤다면, 세계 원유가격지수의 추이와 그 영향에 대하여 좀더 상세히 살펴볼 필요가 있을 것이다. 이를테면 세계 원유가격지수가 줄곧 불안정적이었는지 아니면 기간에 따라서 안정적인 시기가 있었는지를 알아보고, 특히 세계 원유가격지수가 안정적이었던 시기에 아시아 후발 개도국들의 실질환율은 안정적이었는가를 분석하고자 한다.

〈표 6〉은 세계 원유가격지수를 기간별로 나누어 단위근 검정을 다시 수행한 결과를 나타내고 있다. 여기서 1977~96년의 전체 기간과 1980년대 중반 이전에는 세계 원유가격이 불안정적이었지만, 1980년대 중반 이후에는 세계 원유가격이 매우 안정적이었음을 알 수 있다.⁶⁾

따라서 우리는 전체 기간을 1980년대 중반을 기준으로 하여 이전 기간과 이후 기간으로 나누어서 앞에서 행했던 분석을 다시 행하고자 한다. 즉 두 기간에 각각 명목환율과 상대물가에 대한 공적분 검정, 실질환율에 대한 단위근 검정을 차례로 행한다.

〈표 6〉 기간별 세계 원유가격지수의 추이와 불안정성에 대한 검정

	지수추이 (1990=100)		수준 변수		1차 차분 변수	
	평균	표준편차	ADF	P-P	ADF	P-P
전체기간(1977~96년)	96.49	34.37	-2.39(4)	-2.48(4)	-7.89(3)**	-10.09(4)**
전반기(1977~86년)	113.55	39.59	-1.88(3)	-1.76(4)	-4.55(2)**	-8.11(4)**
후반기(1986~96년)	77.82	15.46	-5.01(3)**	-4.11(4)**	-6.41(5)**	-7.18(4)**

주: ADF와 P-P는 상수를 포함한 ADF와 P-P 검정값이다. 괄호 속의 값은 시차이며, **는 1%의, *는 5%의, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

6) 이 표에는 나타나지 않았으나 1980년대 중반 이후의 기간 설정을 1985~96년으로 하든, 1986~96년으로 하든, 1987~96년으로 하든 결과가 크게 다르지 않았다.

〈표 7〉 명목환율과 상대물가 사이의 공적분 벡터 (1986~96년)

		독일 마르크에 대하여				일본 엔화에 대하여			
		명목 환율	상대 물가	시차	유의 수준	명목 환율	상대 물가	시차	유의 수준
방글라데시	(CPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
퍼지	(CPI)	-1	1.299 (0.573)	1-16	**	-1	1.378 (0.354)	1-4	*
인디아	(CPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
	(WPI)	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
인도네시아	(CPI)	-1	1.212 (0.246)	1-4	*	-1	0.967 (0.239)	1-4	**
	(WPI)	-1	1.154 (0.162)	1-4	*	-1	0.915 (0.227)	1-4	*
말레이시아	(CPI)	-1	1.098 (1.489)	1-4	*	-1	0.784 (0.610)	1-3	*
파키스탄	(CPI)	-1	1.530 (0.104)	1-4	*	-1	1.228 (0.171)	1-4	*
	(WPI)	-1	1.112 (0.088)	1-8	*	-1	0.996 (0.089)	1-4	*
필리핀	(CPI)	-1	0.756 (0.086)	1-4	**	-1	0.781 (0.098)	1-4	+
	(WPI)	-1	1.023 (0.095)	1-8	**	-1	0.878 (0.112)	1-4	*
스리랑카	(CPI)	-1	1.056 (0.082)	1-4	+	-1	0.980 (0.121)	1-12	*
	(WPI)	-1	1.002 (0.057)	1-4	*	-1	0.983 (0.088)	1-16	+
타일랜드	(CPI)	-1	1.256 (0.339)	1-10	*	-1	0.942 (0.424)	1-15	+
	(WPI)	-1	0.946 (0.166)	1-6	*	-1	0.895 (0.145)	1-4	+
서사모아	(CPI)	-1	1.022 (0.170)	1-4	+	-1	1.125 (0.281)	1-4	*

주: 명목환율의 계수를 -1로 정규화하였다. 괄호 속의 값은 표준오차이다. NA는 공적분 벡터가 존재하지 않음을 가리킨다. **는 1%의, *는 5%의, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

〈표 8〉 실질환율의 불안정성에 대한 검정 (1986~96년)

	독일 마르크에 대하여		일본 엔화에 대하여	
	ADF	P-P	ADF	P-P
방글라데시 (CPI)	-1.91 (1)	-1.77 (4)	-1.91 (1)	-1.84 (4)
파지 (CPI)	-3.52 (4) *	-3.60 (4) **	-3.26 (1) *	-3.27 (4) *
인디아 (CPI)	-2.02 (4)	-2.16 (4)	-1.99 (1)	-2.02 (4)
(WPI)	-2.22 (4)	-2.35 (4)	-1.98 (1)	-2.00 (4)
인도네시아 (CPI)	-3.94 (1) **	-3.96 (4) **	-4.08 (1) **	-4.20 (4) **
(WPI)	-4.23 (1) **	-4.42 (4) **	-3.94 (4) **	-3.89 (4) **
말레이시아 (CPI)	-3.25 (1) *	-2.96 (4) *	-2.37 (4)	-2.42 (4)
파키스탄 (CPI)	-1.90 (1)	-1.63 (4)	-2.97 (1) *	-2.69 (4) +
(WPI)	-3.47 (1) *	-3.44 (4) *	-3.45 (1) *	-3.33 (4) *
필리핀 (CPI)	-2.32 (2)	-1.97 (4)	-2.19 (2)	-1.84 (4)
(WPI)	-3.64 (1) **	-4.19 (4) **	-2.30 (2)	-2.30 (4)
스리랑카 (CPI)	-3.85 (1) **	-3.46 (4) *	-3.03 (1) *	-2.84 (4) +
(WPI)	-4.16 (1) **	-4.02 (4) **	-2.60 (1) +	-2.67 (4) +
타일랜드 (CPI)	-3.77 (1) **	-3.75 (4) **	-2.83 (1) +	-2.92 (4) *
(WPI)	-3.66 (1) **	-3.74 (4) **	-2.28 (1)	-2.34 (4)
서사모아 (CPI)	-2.81 (1) +	-3.15 (4) *	-2.12 (2)	-2.44 (4)

주: ADF와 P-P는 상수를 포함한 ADF와 P-P 검정값이다. 괄호 속의 값은 시차이며, **는 1%의,

*는 5%의, +는 10%의 유의수준을 나타낸다.

분석방법에는 달라진 점이 없고, 1980년대 중반 이전 기간의 결과는 전체 기간의 결과와 유사하였다. 따라서 새로운 점이 발견되는 1980년대 중반 이후의 기간과 관련한 검정 결과만을 〈표 7〉과 〈표 8〉에 나타냈다. 결과를 요약하면 1980년대 중반 이후의 기간에는 〈표 7〉과 같이 구매력평가설이 더 많은 경우에 채택되고, 〈표 8〉과 같이 실질환율이 더 많은 경우에 안정적이라는 것이다.

〈표 7〉에서 보듯이 32개 중 26개의 경우에 공적분 벡터가 존재한다. 공적분 벡터가 존재하는 경우에는 상대물가의 계수는 기대된 부호(+)를 가지고 대체로 1에 근접한 값을 가진다.

또한 〈표 8〉에서 보듯이 세계 원유가격지수가 안정적이었던 1980년대 중반 이후에는 독일 마르크를 기준 통화로 한 경우에 16개 중 11개의 경우에 실질환율이 안정적이었고, 일본 엔화를 기준 통화로 한 경우에 16개 중 8개의 경우에 실질환율이

안정적이었던 것이다.

앞에서 보았듯이 원유가격이 불안정적이었던 전체 기간 동안에는 거의 모든 경우에 실질환율이 불안정적이었던 점과 대비해 볼 때 대체로 원유가격의 안정성 여부가 실질환율의 안정성 여부를 결정지었다고 할 수 있을 것이다.

이러한 분석 결과는 아시아 후발 개도국들의 환율 결정에 상대물가 이외에 세계 원유가격이 매우 중요한 역할을 하였음을 시사하는 것이다.

IV. 세계 원유가격지수를 추가한 경우의 구매력평가설 검증

1. 원유 가격의 의의

Hsieh(1982)와 Strauss(1996)는 교역재 및 비교역재의 생산성의 국내외 차이와 같은 실질변수가 환율에 영향을 미치는 것을 보여주었다. 우리는 Krugman(1983), McGuirk(1983), Yoshikawa(1990), 그리고 Chaudhuri and Daniel(1998)을 따라서 세계 원유가격지수가 실질환율에 영향을 미치는 중요한 실질변수였으리라고 가정하기로 하자.

나라마다 수입원유에 대한 의존도가 다르기 때문에 원유가격의 변동이 환율에 미치는 영향이 다를 것이고 원유가격의 변동은 구매력평가설이 성립하지 않게 하는 중요한 요인일 수 있다. 따라서 구매력평가설이 성립하지 않는 경우에 세계 원유가격지수를 포함하여 고려함으로써 환율의 움직임을 더 잘 설명할 수 있을 것이다.

원유가격의 변동은 공급 측면에서 비용에 영향을 줄 것이다. 예컨대 원유가격 상승은 비교역재에 대한 교역재의 상대가격을 더 높인다. 따라서 수입원유에 대한 의존도가 높은 나라일수록 교역재의 상대가격 상승폭이 더 클 것이다. 한편 교역재의 상대가격의 상승은 실질환율의 상승 즉 실질절하를 뜻한다.⁷⁾ 결국 원유가격 상승은 수입원유에 대한 의존도가 더 높은 나라의 실질절하를 가져오는 셈이다.

여기서 분석하는 국가들 중 필리핀, 스리랑카, 타일랜드를 제외한 모든 국가가

7) 교역재의 비교역재에 대한 상대가격도 실질환율이라고 정의하는 경우가 있다. 이렇게 정의한 실질환율과 우리가 처음에 원래 정의한 실질환율은 서로 다르지만 둘 사이에 대체로 일정한 비례관계가 있으므로 전자의 변동은 후자의 변동을 동반한다.

1977~96년 동안에 독일이나 일본보다 수입원유 등 수입 에너지에 대한 의존도가 더 낮았다. 한편, 독일과 일본 두 나라를 비교하면 독일보다 일본이 수입원유 등 수입 에너지에 대한 의존도가 근소하지만 조금 더 높았다.⁸⁾

그러므로 다른 여건이 똑같다면 필리핀, 스리랑카, 타일랜드를 제외한 모든 국가에서 원유가격 상승은 실질절상을 가져올 것이다(이 경우에 독일에 대비한 경우보다 일본에 대비한 경우에 조금 더 높은 실질절상을 가져올 것이다). 또한 필리핀, 스리랑카, 타일랜드에서는 실질절하를 가져올 것이다. 그러나 교역재와 비교역재의 비중의 차이, 교역재와 비교역재의 생산성 향상의 차이, 교역재와 비교역재에 대한 수요 변화의 상대적 차이 등이 기준 국가들에 비하여 팔목하게 큰 경제에서는 실질환율의 변동이 이렇게 나타나지 않고 오히려 거꾸로 나타날 수도 있을 것이다.

2. 실질환율과 원유가격 사이의 공적분 관계

실질환율과 원유가격에 대하여 상수항을 고려한 Johansen 기법에 의한 검정 결과는 <표 9>에 나타났다. 물론 실질환율이 안정성을 가지는 경우에는 공적분 검정을 할 수 없다. 스리랑카가 그런 경우인데 <표 9>에서 NN으로 표시하였다.

<표 9>의 둘째와 셋째 열은 독일 마르크를 기준 통화로 한 경우에, 그리고 여섯째와 일곱째 열은 일본 엔화를 기준 통화로 한 경우에 각각 실질환율과 원유가격 사이의 공적분 벡터를 나타내고 있다. 물론 여기서도 실질환율을 1 대신에 -1로 하여 정규화하였다.

세계 원유가격지수에 대한 계수는 대부분 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 즉 원유가격의 상승은 대부분의 나라에서 독일 마르크 또는 일본 엔화에 대비한 실질환율이 하락함을, 즉 실질절상함을 뜻하는 것이다. 10% 유의수준에서는 일부 경우에 표준오차가 매우 크긴 해도 모든 경우에 공적분 관계가 존재하는 것으로

8) UN의 Yearbook의 자료에 의하면 원유가격 변동에 따라 GDP에 대비한 수입 에너지 의존도는 어느 나라에서나 각각 변동하였다. 1980년대 중반 이전과 이후에 독일의 수입 에너지 의존도는 각각 3.5%와 1.4%이었고 일본의 수입 에너지 의존도는 각각 3.7%와 1.7%이었다(모두 평균값이다). 인도네시아와 말레이시아는 원유 수출국이므로 수입 에너지에 대하여 더 고려할 필요가 없고, 필리핀, 스리랑카, 타일랜드 이외의 다른 나라들의 수입 에너지 의존도는 독일이나 일본보다 평균 0.4~1%포인트 가량 낮았고, 필리핀, 스리랑카, 타일랜드의 수입 에너지 의존도는 독일이나 일본보다 평균 1~2%포인트 가량 높았다.

나타나고 있고, 5% 유의수준에서는 방글라데시(독일과 일본 대비 모두)와 서사모아(일본 대비)의 경우 외에는 모든 경우에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

스리랑카는 실질환율이 안정적이므로 논외로 하고, 필리핀과 타일랜드의 경우에는 음(-)의 부호 대신에 양(+)의 부호를 기대하겠는데, 이 나라들의 경우에는 대체로 유의한 공적분 관계가 각각 2개씩 나타나기(단 타일랜드(CPI)의 일본 대비 경우는 하나만 존재) 때문에 둘 다 <표 9>에 보고하였다. 표에 나타냈듯이 2개의 공적분 관계에서 원유가격의 계수가 하나는 음(-), 다른 하나는 양(+)이다. 음(-)의 부호인 경우에는 그 계수의 절대값이 다른 나라들의 계수의 절대값보다 대체로 작다.

물론 2변수의 다변수 모형에서 2개의 공적분 벡터가 존재한다는 것은 2변수 각각이 안정적인, 즉 $I(0)$ 의 시계열이라는 뜻이므로 처음에 각 변수가 불안정적이고 1차 적분된, 즉 $I(1)$ 의 시계열이라고 했던 것과 상치된다는 비일관성의 문제가 남는다.

부분적인 문제가 있지만 전반적으로 볼 때 세계 원유가격지수에 대한 계수가 대체로 유의한, 기대한 값을 가진다는 데서 원유가격이 환율에 영향을 끼쳤다고 할 수 있을 것이다. 다만 <표 9>의 국가간 비교에서 수입 에너지 의존도의 크기에 따라서 실질환율의 변동의 크기가 1:1의 일률적인 관계로 결정되지 않는다는 것을 볼 때 각국내 환율과 가격 결정의 논리가 나라마다 다를 수 있음을 유의하여야 할 것이다.

한편 독일에 대비한 경우와 일본에 대비한 경우를 비교해 보면, 원유가격 상승에 따라 실질절상이 생길 때 대체로 전자의 경우보다 후자의 경우에 조금 더 실질절상이 생김을 알 수 있다. 즉 인디아(CPI와 WPI) 이외의 다른 경우에는 대체로 전자의 경우보다 후자의 경우에 원유가격에 대한 계수의 절대값이 큼을 알 수 있다. 이것은, 앞서 언급하였던 바와 같이, 독일보다 일본이 수입 원유 등 수입 에너지에 대한 의존도가 근소하지만 조금 더 높았다는 사실과 부합하는 것이라고 할 수 있다.

또한 소비자물가지수(CPI)를 이용한 경우와 도매물가지수(WPI)를 이용한 경우를 비교해 보면 원유가격 상승에 따라 실질절상이 생길 때 대체로 전자의 경우에 후자의 경우보다 조금 더 실질절상이 생김을 알 수 있다. 즉 대체로 전자의 경우에 후자의 경우보다 원유가격에 대한 계수의 절대값이 큼을 알 수 있다. 이는 원유가격 상승에 대응하여 소비자물가지수가 더 민감하게 반응한다는 것을 시사하는 것이라고 할 수 있다.

〈표 9〉 실질환율과 세계 원유가격지수 사이의 공적분 벡터 (1977~96년)

		독일 마르크에 대하여				일본 엔화에 대하여			
		실질 환율	원유 가격	시차	유의 수준	실질 환율	원유 가격	시차	유의 수준
방글라데시	(CPI)	-1	-0.898 (-0.339)	1-4	+	-1	-1.231 (-0.392)	1-4	+
피지	(CPI)	-1	-1.041 (-0.291)	1-4	*	-1	-1.442 (-0.394)	1-4	*
인디아	(CPI)	-1	-3.007 (-1.391)	1-12	*	-1	-2.450 (-0.693)	1-12	*
	(WPI)	-1	-2.462 (-0.960)	1-12	*	-1	-1.965 (-0.564)	1-2	*
인도네시아	(CPI)	-1	-1.732 (-0.494)	1-4	**	-1	-2.039 (-0.549)	1-4	*
	(WPI)	-1	-1.373 (-0.321)	1-4	**	-1	-1.346 (0.317)	1-4	*
말레이시아	(CPI)	-1	-1.213 (-0.422)	1-4	*	-1	-1.440 (-0.413)	1-4	*
파키스탄	(CPI)	-1	-1.716 (-0.510)	1-12	*	-1	-1.829 (-0.311)	1-12	**
	(WPI)	-1	-0.992 (-0.284)	1-8	*	-1	-0.935 (-0.205)	1-8	*
필리핀	(CPI)	-1	-0.596 (-0.141)	1-4	**, *	-1	-0.944 (-0.201)	1-4	*, +
		-1	0.278			-1	0.289		
	(WPI)	-1	-0.520 (-0.173)	1-4	*, *	-1	-0.367 (-0.076)	1-4	**, *
		-1	0.292			-1	0.657		
스리랑카	(CPI)	NN	NN	NN	NN	NN	NN	NN	NN
	(WPI)	NN	NN	NN	NN	NN	NN	NN	NN
타일랜드	(CPI)	-1	-0.732 (-0.152)	1-8	**, *	-1	-1.044 (-0.224)	1-4	*
		-1	0.118						
	(WPI)	-1	-0.607 (-0.119)	1-12	*, +	-1	-0.614 (-0.093)	1-12	**, +
		-1	0.162			-1	0.302		
서사모아	(CPI)	-1	-0.749 (-0.205)	1-4	*	-1	-4.751 (4.020)	1-5	*

주: 〈표 4〉의 주를 보라. NN은 공적분 검정을 할 필요가 없는 경우를 가리킨다.

〈표 10〉 실질환율과 세계 원유가격지수 사이의 Granger 인과관계 (1977~96년)

		독일 마르크에 대하여			일본 엔화에 대하여		
		F통계량	p값	비고	F통계량	p값	비고
방글라데시	(CPI)	2.10	0.08	O	1.87	0.07	=
		1.44	0.22		2.28	0.02	
파지	(CPI)	2.24	0.05	O	1.57	0.09	=
		1.37	0.24		2.64	0.01	
인디아	(CPI)	2.17	0.01	O	1.64	0.08	=
		0.81	0.65		1.79	0.05	
	(WPI)	2.07	0.01	O	1.69	0.06	=
		0.96	0.49		1.85	0.04	
인도네시아	(CPI)	4.45	0.00	O	3.45	0.01	O
		0.85	0.52		0.77	0.57	
	(WPI)	3.42	0.01	O	2.91	0.01	O
		0.57	0.72		0.77	0.57	
말레이시아	(CPI)	3.04	0.03	O	1.14	0.34	X
		0.88	0.45		3.28	0.01	
파키스탄	(CPI)	1.96	0.10	O	1.17	0.30	X
		1.70	0.15		2.47	0.01	
	(WPI)	2.51	0.06	O	1.65	0.09	=
		0.50	0.68		2.03	0.03	
필리핀	(CPI)	2.45	0.03	O	1.17	0.32	X
		0.82	0.54		2.49	0.03	
	(WPI)	2.20	0.07	O	1.69	0.14	X
		1.04	0.39		1.63	0.15	
스리랑카	(CPI)	NN	NN	NN	NN	NN	NN
	(WPI)	NN	NN	NN	NN	NN	NN
타일랜드	(CPI)	1.98	0.04	O	1.93	0.06	=
		0.56	0.83		2.55	0.01	
	(WPI)	1.38	0.17	X	1.25	0.25	X
		0.99	0.46		2.10	0.02	
서사모아	(CPI)	2.31	0.03	O	2.14	0.05	=
		1.52	0.16		2.77	0.01	

주: 각 경우에 첫째 줄은 원유가격이 실질환율에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설에 대한 F통계량과 p값을 나타내고, 둘째 줄은 실질환율이 원유가격에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설에 대한 F통계량과 p값을 나타낸다. NN은 실질환율이 안정적이어서 고려할 필요가 없는 경우를 뜻한다. 비고란에는 이해의 편의상 10%이내의 유의수준에서 ① 원유가격이 실질환율에 영향을 끼치는 경우를 O로, ② 인과관계가 양쪽 방향으로 모두 있는 경우를 =로, ③ 그 밖의 경우는 X로 각각 나타낸다.

3. 실질환율과 원유가격 사이의 Granger 인과관계

앞에서는 편의상 인과관계의 방향이 원유가격으로부터 실질환율로 있을 것이라고 자의적으로 인과관계를 설정하였다. 이제 좀더 엄밀하게 실질환율과 원유가격 사이에 어떤 인과관계가 있는지를 Granger 인과관계에 대한 검정을 통해 살펴보면 <표 10>과 같다. Granger 인과관계를 검정할 때 시차의 값에 따라 결과가 달라지는데 여기서는 앞의 공적분 검정에서 고려된 시차를 사용하였다.

독일 마르크를 기준 통화로 하였을 때에는 타일랜드(WPI) 이외의 모든 경우에 실질환율이 원유가격에 의해서 영향받는다고 할 수 있다. 한편 일본 엔화를 기준 통화로 하였을 때에는 말레이시아(CPI), 파키스탄(CPI), 필리핀(CPI와 WPI), 타일랜드(WPI)의 경우에는 오히려 원유가격이 실질환율에 의해서 영향받는다는 의외의 결과가 나타나고 있으나, 나머지 경우에는 실질환율과 원유가격이 서로 영향을 주거나, 실질환율이 원유가격에 의해서 영향받는다고 할 수 있다.

이처럼 인과관계의 경우에도 독일 마르크를 기준 통화로 하는 분석이 — 기대한 인과관계의 방향을 더 잘 나타내며 — 더 나은 결과를 낳지만, 전체적으로 보아도 대체로 원유가격이 실질환율에 영향을 끼쳤다고 할 수 있을 것이다.

V. 결 론

이 논문은 아시아 후발 개발도상국가들에 대하여 장기적 구매력평가설을 검정하고, 장기적 환율 결정에서의 세계 원유가격의 의의를 찾아보았다. 이 국가들에서도 화폐적 요인 이외에 원유가격과 같은 실질적 요인이 환율에 매우 민감하게 영향을 끼쳤다는 것을 밝혔다. 선진국의 경우에는 검정 사례가 있었으나 개도국의 경우에 세계 원유가격지수를 포함한 검정 사례가 없었음에 비추어 이 논문은 개도국의 환율 결정에서의 원유가격의 의의를 밝혔다고 할 수 있을 것이다.

우리가 살펴본 10개 아시아 국가 중 방글라데시, 인디아, 파키스탄은 1970년대까지 매우 강력하게 운영된 계획경제였고, 다른 나라들도 대부분 1950년대 또는 1960년대부터 경제개발계획을 시행해왔기 때문에 정부 개입이 많았던 경제였다. 그러나 1980년대 또는 1990년대 초에 대부분 경제개혁을 통해 민영화, 개방화를 추구하는 등

경제정책에서 유사한 특징을 가지고 있다. 또한 앞서 언급한 대로 환율제도에서도 대부분 관리변동환율제도로 이행하였다. 비록 이 나라들의 소득수준, 경제발전단계, 무역의존도가 차이가 있으나 대체로 비슷한 경제정책을 펼쳐왔다고 할 수 있을 것이다. 따라서 우리가 살펴본 환율, 상대물가, 원유가격, 수입 에너지 의존도 사이의 관계가 각국의 경제정책의 차이에 의해서 크게 달라진다고는 할 수 없을 것이다.

이 논문은 요컨대 장기적으로 환율이 상대물가 이외에 원유가격과 같은 실질변수에도 크게 영향받으며 이 때문에 원유가격 변동이 주는 충격을 적절히 흡수하는 정책이 시행될 필요도 있다는 것을 시사해주는 것이다. 만약 정책적으로 실질환율의 변동에 의한 국제경쟁력의 변화를 도모하려 한다면 원유가격 변동이 주는 충격을 적절히 흡수하는 정책이 시행되어야 할 것이다.

이 논문은 월간 자료를 살펴보았기 때문에 세계 원유가격지수 이외의 다른 실질적 요인이 될 수 있을 변수들을 포함할 수는 없었다. 이를테면 생산성 향상의 국내외 격차라든가 정부지출의 국가간 차이 등은 자료의 미비 때문에 고려할 수 없었던 것이다. 이런 요소들은 차후의 연구에서 다루어질 수 있기를 바란다.

■ 參考文獻

1. 김정식, "한국 원/달러 환율의 장기 변동행태 분석: 구매력평가설을 중심으로", 『국제경제연구』, 제 4 권 제 3 호, 한국국제경제학회, 1998, pp. 189~205.
2. 박대근, "원/달러 환율의 장기 구매력 평가로부터의 이탈에 관한 연구", 『국제경제연구』, 제 1 권 제 1 호, 한국국제경제학회, 1995, pp. 141~164.
3. Abuaf, N. and P. Jorian, "Purchasing Power Parity in the Long Run", *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1, 1990, pp. 157~174.
4. Bahmani-Oskooee, M. and H.-J. Lee, "Testing for Long Run Purchasing Power Parity: An Examination of Korean Won", *International Economic Journal*, Vol. 6, No. 3, 1992, pp. 93~103.
5. Chaudhuri, K. and B. C. Daniel, "Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates and Oil Prices", *Economics Letters*, Vol. 58, No. 2, 1998, pp. 231~238.
6. Cheung, Y.-W. and K. S. Lai, "Long-Run Purchasing Power Parity during the Recent Float", *Journal of International Economics*, Vol. 34, No. 1/2, 1993a, pp. 181~192.
7. —, "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 11, No. 1, 1993b, pp. 103~112.
8. Conejo, C. and M. P. Shields, "Relative PPP and the Long-Run Terms of Trade for

- Five Latin American Countries: A Cointegration Approach", *Applied Economics*, Vol. 25, No. 12, 1993, pp. 1511~1515.
9. Corbae, D. and S. Ouliaris, "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 3, 1988, pp. 508~511.
10. Davutyan, N. and J. Pippenger, "Purchasing Power Parity Did Not Collapse during the 1970s", *American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, 1985, pp. 1151~1158.
11. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 1979, pp. 427~431.
12. ———, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1981, pp. 1057~1072.
13. Edison, H. J., J. E. Gagnon, and W. R. Melick, "Understanding the Empirical Literature on Purchasing Power Parity: The Post-Bretton Woods Era", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 1, 1997, pp. 1~17.
14. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 1987, pp. 251~276.
15. Fisher, O. N. and J. Y. Park, "Testing Purchasing Power Parity under the Null Hypothesis of Cointegration", *Economic Journal*, Vol. 101, No. 409, 1991, pp. 1476~1484.
16. Frankel, J. A. and A. K. Rose, "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries", *Journal of International Economics*, Vol. 40, No. 1/2, 1996, pp. 143~194.
17. Frenkel, J. A., "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, Vol. 8, No. 2, 1978, pp. 169~191.
18. ———, "The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970s", *European Economic Review*, Vol. 16, No. 1, 1981, pp. 145~165.
19. Froot, K. A. and K. Rogoff, "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", in G. M. Grossman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. III, Amsterdam: North-Holland, 1995.
20. Hsieh, D. A., "The Determination of the Real Exchange Rate", *Journal of International Economics*, Vol. 12, No. 3/4, 1982, pp. 355~362.
21. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, 1988, pp. 231~254.
22. Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, 1990, pp. 169~210.
23. Kahn, B. and A. Parikh, "Does Purchasing Power Parity Survive Political Shocks in South Africa?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 134, No. 1, 1998, pp. 99~116.
24. Karfakis, C. and D. Moschos, "Testing for Long Run Purchasing Power Parity: A Time Series Analysis for the Greek Drachmas", *Economics Letters*, Vol. 30, No. 3, 1989, pp. 245~248.
25. Kim, Y., "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach",

- Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, No. 4, 1990, pp. 491~503.
26. Krugman, P., "Oil and the Dollar", in J. S. Bhandari and B. Putnam(eds.), *Interdependence and Flexible Exchange Rates*, Massachusetts, Cambridge: MIT Press, 1983.
27. Kugler, P. and C. Lenz, "Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 2, 1993, pp. 180~184.
28. Liu, P. C., "Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 128, No. 4, 1992, pp. 662~680.
29. Mahdavi, S. and S. Zhou, "Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: Further Evidence", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, No. 3, 1994, pp. 403~422.
30. Masih, R. and A. M. M. Masih, "A Fractional Cointegration Approach to Empirical Tests of PPP: New Evidence and Methodological Implications from an Application to the Taiwan/US Dollar Relationship", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 131, No. 4, 1995, pp. 673~694.
31. McGuirk, A., "Oil Price Changes and Real Exchange Rate Movements among Industrial Countries", *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 30, No. 4, 1983, pp. 843~884.
32. McNown, R. and M. S. Wallace, "National Price Levels, Purchasing Power Parity, and Cointegration: A Test of Four High-Inflation Economies", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, No. 4, 1989, pp. 533~545.
33. Meier, C.-P., "Assessing Convergence to Purchasing Power Parity: A Panel Study for Ten OECD Countries", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133, No. 2, 1997, pp. 297~312.
34. Oh, K. Y., "Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, 1996, pp. 405~418.
35. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp. 335~346.
36. Pippenger, M. P., "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Case of Swiss Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, No. 1, 1993, pp. 46~61.
37. Strauss, J., "The Cointegrating Relationship between Productivity, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 2, 1996, pp. 299~313.
38. Taylor, M. P., "An Empirical Analysis of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics*, Vol. 20, No. 10, 1988, pp. 1369~1381.
39. Taylor, M. P. and P. C. McMahon, "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s", *European Economic Review*, Vol. 32, No. 1, 1988, pp. 179~197.
40. Telatar, E. and H. Kazdagli, "Re-examine the Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980~93", *Applied Economics Letters*, Vol. 5, No. 1, 1998, pp. 51~53.
41. Yoshikawa, H., "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate", *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, 1990, pp. 576~583.
42. Zhou, S., "The Response of Real Exchange Rates to Various Economic Shocks", *Southern Economic Journal*, Vol. 61, No. 4, 1995, pp. 936~954.