

韓國의 財政赤字와 換率: 誤差修正模型*

金 喆 煥** · 李 京 鎬**

논문 초록 :

1970-1995년 사이의 연간 자료를 사용하여 한국의 재정적자와 대미달러 환율 사이의 관계를 실증적으로 분석한 결과 두 변수 사이에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 오차수정모형을 사용하여 두 변수 사이의 인과관계를 추정한 결과 재정적자가 환율에 영향을 미치는 것이 아니라, 환율변동이 재정적자에 영향을 미치는 일방적인 인과방향이 장기적으로 존재하는 것으로 나타났다. 이제까지 우리 나라의 이자율과 환율이 각각 자본시장과 외환시장에서 결정되지 못하고, 정책적으로 결정되어 왔던 점을 감안하면 재정적자가 이자율을 변화시켜 환율에 영향을 주는 것은 기대하기 어렵다. 재정적자가 환율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난 우리의 추정결과는 이러한 현실을 비교적 잘 반영하고 있다. 환율로부터 재정적자로의 장기적인 인과관계의 존재에 대해서는 명확한 설명이 쉽지 않다. 이러한 관계에 대한 하나의 가능한 설명은 두 변수가 수출, 소득 등의 다른 변수를 매개로 하여 장기적으로 함께 움직이는 경향이 존재할 수 있다는 점이다.

핵심주제어 : 재정적자, 환율, 오차수정모형
경제학문헌목록 주제분류 : H6

I. 序 論

만성적인 재정적자는 민간부문 투자에 충당할 자금을 고갈시켜 투자를 위축시키고, 성장을 저해하여 생활수준을 저하시킬 뿐만 아니라 다음 세대에게는 의료 및 사회보장기금의 누적된 불균형을 보전해야 하는 부담을 전가하게 된다. 또한 단기적으로 재정불균형의 심화는 이자율과 환율에 불안한 영향을 미쳐 경제운용에도 장애요인으로 작용할 수 있다. 이러한 점은 재정적자가 만성

* 본 연구는 1996년도 아주대학교 교내연구비 지원에 의해 이루어졌음을 밝힌다. 본 논문을 위해 유익한 조언을 주신 이동현, 김준한 교수와 익명의 심사자에게 감사를 표한다. 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

** 아주대학교 경제학과 교수.

적이고, 그 규모가 확대되는 국가들이 세계시장에서 취약한 입장에 처해지고 대외수지 불균형이 심화되는 현상을 통해 확인할 수 있다(Feldstein, 1986; FRB of Kansas City, 1995).

선진공업국이 아닌 국가에서도 정부의 재정적자가 점차 증가되는 경향을 보이고 있다. 우리 나라의 경우도 예외는 아니어서 1970-1995년 기간에 1987-1988년과 1993-1994년을 제외하고는 정부재정은 적자상태에서 벗어나지 못했다. 1970-1986년 기간에 정부재정은 만성적인 적자를 보여 왔으나 1987년에는 재정이 2,600억 원의 흑자로 반전되었고, 1988년에는 흑자폭이 1조 6,430억 원으로 확대되었다. 그 후 1989-1992년 사이에 정부재정은 다시 적자기조로 반전되었고, 최근 들어 1993년에는 8,130억 원, 1994년에는 1조 3,840억 원의 재정흑자를 나타냈으나 1995년에 다시 적자로 반전되었다.

재정적자가 국민경제에 미치는 영향에 대해서는 주로 국민소득, 이자율과 같은 거시변수에 미치는 영향에 대하여 케인지언 분석의 틀 안에서 연구되어 왔었고, 최근 들어 경상(무역)수지와 환율에 미치는 영향에 대한 관심이 증가하고 있다. 이러한 연구 가운데 정부의 재정적자가 환율에 미치는 효과에 대해서는 이론적으로 상반된 견해가 제시되고 있으며, 실증적으로도 상반된 추정 결과를 나타내고 있다(Rahman, Mustafa, and Bailey, 1996; Hakkio, 1996; Bahmani-Oskooee and Payesteh, 1993; Koray and Chan, 1991). 이러한 실증연구는 대부분이 미국을 분석대상으로 하고 있고, 중진국이나 개도국을 대상으로 한 연구는 거의 없다.

본 연구의 목적은 재정적자가 환율에 미치는 영향을 한국을 대상으로 분석하는 데 있다. 만성적인 재정적자와 정부부채의 증가는 미국, 일본과 같은 선진공업국뿐만 아니라 남미국가와 같은 중진국에게도 중요한 관심사로 대두되고 있으므로(Edwards, 1995), 우리 나라와 같은 중진국을 대상으로 한 실증분석은 재정적자와 환율 사이의 관계를 선진국의 경우에서 벗어나 일반적으로 이해하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 특히 외환시장과 자본시장이 제대로 기능하지 못하는 중진국의 경우에도 재정적자와 환율 사이의 의미 있는 관계가 존재하는지를 실증적으로 검증하는 것은 재정효과에 대한 예측과 건전한 재정운용방향의 설정에 도움이 될 수 있을 것이다.

본 연구는 기존 연구를 확장하여 다음과 같은 점을 보완하였다. 첫째, Bahmani-Oskooee and Payesteh(1993)를 제외한 대부분의 기존 연구는 시계열

변수의 안정성(stationarity)에 대한 충분한 검토가 미흡한 점을 감안하여 재정적자와 환율에 대한 단위근검정(unit root test)을 시행하고 이 결과에 따른 공적분검정(cointegration test)을 시행했다. 둘째, 기존의 연구가 재정적자가 환율에 미치는 영향을 추정하는 데 그친 반면에 본 연구는 두 변수 사이의 인과관계(causality)를 오차수정모형(error-correction model)에 의거 규명하고자 시도했다. 셋째, 본 연구는 1970-1995년 사이의 연간 자료를 사용함으로써 기존 연구보다 자료기간을 연장하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 재정적자와 환율 사이의 관계에 대한 기존 연구를 간략히 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 재정적자와 환율의 두 변수에 대한 단위근검정을 시행한다. ADF검정과 PP검정과 같은 전통적인 단위근검정에 추가하여 KPSS검정을 시행함으로써 기존의 단위근검정이 내포하고 있는 낮은 검정력의 한계점을 보완한다. 또한 두 변수에 대한 공적분검정과 함께 오차수정모형검정을 통하여 두 변수 사이의 장단기 균형관계를 살펴본다. 제Ⅳ절은 결론 및 연구의 한계점이다.

Ⅱ. 기존 연구에 대한 고찰

정부의 재정적자 증대가 이자율, 물가, 경상수지, 환율과 같은 거시경제변수에 미치는 영향에 대한 기존의 연구는 상반된 결과를 보여 주고 있다. Hoelscher(1986), Zahid(1988), Miller and Russek(1989) 등은 재정적자의 확대는 이자율의 상승을 초래하는 것으로 밝히고 있는 반면에, Hoelscher(1983)와 Evans(1987)는 재정적자와 이자율은 무관하다고 주장하였다. Evans(1987)는 재정적자가 이자율에 아무런 영향도 미치지 못하는 것은 리카도 동등성 원칙(Ricardian equivalence theorem)이 반영되는 것이라고 주장했다. 재정적자가 인플레이션에 미치는 영향에 대해서도 Hamburger and Zwick(1981)은 재정적자는 물가상승을 야기시킨다고 보는 반면에 Dwyer(1982)는 예상된 재정적자는 인플레이션 예상에 아무런 영향도 미치지 못한다고 주장했다.

재정적자와 경상(무역)수지 사이의 관계에 대해서는 다양한 연구결과들이 있다. Darral(1988), Feldstein(1986) 등은 재정적자의 급격한 확대가 미국의 경상수지 적자를 심화시킨 요인으로 간주하여, 소위 ‘쌍둥이적자(twin deficits)’ 견해를 주장하고 있다. 이와는 대조적으로 Enders and Lee(1990)는 미국의

연방재정적자와 경상수지적자는 상호 독립된 무관한 관계인 것으로 분석하고, 이를 리카도 동등성 원칙이 실증적으로 입증되고 있는 것으로 간주했다.

정부의 재정적자 확대가 환율에 미치는 효과에 대해서도 상반된 결론이 제시되어 있다. Hsu(1993)는 기간 간 통화모형(intertemporal monetary model)의 분석틀 안에서 재정적자는 자국화폐의 평가절하를 초래한다고 주장하고 있다. 반면에 Branson(1985), Ball and Mankiw(1995) 등은 포트폴리오균형 모형(portfolio balance model)을 이용하여 재정적자는 환율의 평가절상을 가져온다고 분석하고 있다.

실증적으로도 Feldstein(1986)은 1980년대 초의 미국 달러의 급격한 평가절상은 재정적자의 확대에 따른 이자율 상승에 기인한 것으로 분석했다. 또한 Bahmani-Oskooee and Payesteh(1993)는 1971-1990년 기간의 분기별 자료를 이용하여 미국을 대상으로 분석한 결과 재정적자와 환율 사이의 공적분관계가 존재하지 않으나 구조변화(structural break)를 감안하여 추정할 경우 공적분이 존재하는 것을 밝혔다. 또한 오차수정모형에 의한 인과방향의 추정결과는 재정적자와 환율 사이에는 쌍방향(bidirectional)인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 Meltzer(1993)는 재정적자는 환율결정에 영향을 미치지 못한다고 밝혔다. 또한 Evans(1986)는 미국의 재정적자와 환율 사이의 관계는 무관한 것으로 밝히고, 이는 리카도 동등성 원칙을 입증해 주는 실증적인 증거라고 주장했다.

재정적자와 환율 사이의 관계에 대한 상반된 견해는 추정방법이나 실증분석에 사용된 자료의 차이에도 기인하지만, 본질적으로는 재정적자가 환율에 미치는 영향에 대한 이론이 불분명하고 이에 따라 재정적자가 환율에 미치는 파급경로에 대한 인식이 서로 달라지는 데서 기인한다. 즉, 재정적자가 이자율에 어떤 방향으로 영향을 미치느냐에 따라서 환율변동의 방향이 달라질 것이다. 또한 재정적자가 인플레이션 기대를 어떤 방향으로 형성시키느냐에 따라서 환율변동의 방향도 결정될 것이다.

재정적자의 확대는 이자율을 상승시켜 환율의 평가절상을 초래할 수가 있다. 재정적자의 확대가 국채발행으로 보전되는 경우에는 대부자금(loaneable funds)에 대한 수요의 증가로 인하여 이자율은 상승한다. 또는 재정적자의 확대는 민간부문의 국내저축을 감소시키고, 이에 따라 대부자금의 공급이 감소하면 이자율은 상승하게 된다. 국내 이자율의 상승은 자국화폐로 표시된 자산

에 대한 높은 수익률을 의미하므로 외국자본의 유입에 따라 자국화폐의 평가절상을 가져오게 된다. 따라서, 이러한 경우에는 재정적자와 함께 경상수지의 적자가 수반되는 소위 '쌍둥이적자'가 발생하게 된다.

Branson(1985), Ball and Mankiw(1995) 등은 재정적자가 이자율과 환율에 미치는 영향에 대해 국민소득항등식에 의한 교과서적인 설명을 다음과 같이 제시했다. 정부지출 증가에 따른 재정적자의 증가는 국민저축(S)을 감소시킨다. 왜냐 하면, 국민저축은 민간저축(조세부담 후의 가처분소득 가운데 소비하지 않고 저축한 부분: $S_p = Y - T - C$)과 공공저축(정부의 조세수입 가운데 지출하지 않고 저축된 부분: $S_g = T - G$)으로 구성되어 있으므로 재정적자는 음(-)의 공공저축이고, 이 때 국민저축은 민간저축을 하회한다. 이 경우 국민저축은 국내총생산(Y)에서 소비(C)와 정부지출(G)을 공제한 부분이다($S = Y - C - G$). 국내총생산은 소비, 투자(I), 정부지출, 순수출(NX)의 4개 부문으로 지출되므로($Y = C + I + G + NX$), 국민저축은 국내투자와 순수출의 합으로 구성된다($S = I + NX$). 따라서, 재정적자의 증가는 국민저축의 감소를 초래하고, 이는 다시 투자의 감소와 순수출의 감소를 가져온다.

국민저축의 감소는 자금시장에서 대부자금 공급의 감소를 의미하므로 이자율을 상승시킨다. 높은 이자율은 국내자산의 높은 수익률을 보장하므로 국내자산에 대한 수요가 증가한다. 해외부문에서의 국내자산에 대한 수요의 증가는 외환시장에서 외환의 공급을 증가시켜 자국화폐의 대외교환비율을 상승시키는 평가절상을 초래한다. 자국화폐의 평가절상은 수출을 감소시키고 수입을 증가시켜 경상(무역)수지의 악화를 가져온다. 투자를 결정하는 기업과 순수출을 결정하는 내외국 소비자의 의사결정은 정부의 재정수지를 결정하는 정치적인 결정과는 서로 무관한 듯하지만 이자율과 환율이라는 두 채널을 통하여 밀접하게 연관되어 있음을 알 수 있다.

이와는 대조적으로 재정적자 증가는 환율의 평가절하를 초래한다는 주장도 있다(Greenspan, 1985, p. 141; Thiessen, 1985, p. 139). 재정적자 증가는 정부의 대부자금에 대한 직접적인 수요를 증가시키기도 하지만, 간접적으로는 민간부문의 대부자금에 대한 수요를 감소시키는 효과도 있다. 민간부문의 대부자금에 대한 수요의 감소는 정부의 재정적자 증대가 물가상승을 초래할 것이라는 예상(higher expected inflation), 외환시장의 위험부담의 증가(higher foreign exchange risk premium), 국내자산투자의 예상수익률의 감소(low-

er expected rate of return on domestic securities)를 통하여 발생된다(Hakio, 1996). 이러한 요소는 국내투자자들로 하여금 해외자산을 국내자산보다 선호하게 만든다. 실제로 국내투자자들이 해외자산에 대한 투자가 이루어지기 시작하면 자국화폐는 평가절하될 것이다.

재정적자를 통화발행으로 충당할(monetization) 가능성이 높을수록 재정적자의 증대가 물가상승을 초래할 가능성은 높아진다. 물가상승 예상은 자국화폐의 대외가치를 하락시켜 자국화폐의 평가절하를 초래할 가능성이 높다. 재정적자의 확대는 자산시장에서 국내자산에 대한 위험도를 증가시킨다. 이자율이 물가상승을 상쇄하기 위한 인플레이션 프리미엄을 포함하고 있듯이 국내이자율 역시 외국채권에 대비한 국내채권의 위험을 상쇄시키기 위한 외환위험프리미엄을 포함하고 있다. 외환의 위험부담(risk premium)은 국내에서 발행된 정부부채와 밀접한 관계에 있다(Melvin, 1989, pp. 166-167). 재정적자의 증대는 정부부채의 증가를 의미하고, 이는 다시 외환의 위험부담을 가중시켜 국내자산보다 해외자산에 대한 수요를 증가시키므로 환율의 평가절하를 초래한다. 이와 함께 재정적자의 증대에 따른 정부부채의 증가는 부채상환능력에 대한 신뢰도를 감소시켜 자국자산에 대한 수요를 감소시키므로 외환시장에서 자국화폐의 평가절하를 더욱 가속시킬 것이다.

재정적자의 증대는 민간부문에서 정부부문으로 자원을 재배정할 뿐만 아니라 투자재원을 공공지출로 전환시킨다. 이에 따라 투자의 효율성은 감소하고 성장잠재력은 둔화된다. 이러한 생산성의 저하는 국내자산의 수익률을 저하시킨다. 또한 재정적자의 확대는 정부부채의 상환과 이자지급을 위한 재원을 조세수입으로 충당하므로 기업의 조세부담을 증대시킨다. 조세부담의 증가는 기업의 채산성을 악화시키고 장기적으로는 재투자를 저하시켜 주식배당금은 하락한다. 이에 따라 국내자산의 수익률은 더욱 악화되고 자국화폐는 평가절하된다.

재정적자가 환율에 어느 방향일지라도 영향을 미친다는 주장과는 대조적으로 Barro에 의해서 다시 주장된 리카도 동등성 원칙을 지지하는 연구들은 재정적자는 환율에 영향을 미치지 못한다고 밝히고 있다(Evans, 1986).¹⁾ 이러한 주장의 근거는 재정적자가 이자율에 영향을 미치지 못한다는 데 두고 있다. 따

1) 우리 나라를 대상으로 리카도 동등성 정리를 실증적으로 분석한 연구에는 曹夏鉉(1996)이 있다.

라서, 재정적자가 환율과 무관한지 여부는 재정적자와 이자율의 관계를 실증적으로 규명하는 데서 찾아보아야 할 것이다.

재정적자와 환율 사이의 관계를 규명하려는 기존의 연구는 모두가 재정적자가 환율에 미치는 효과만을 분석하고 있다. 현실적으로 환율의 변화가 재정적자에 영향을 미칠 수 있는 가능성을 완전히 배제하기는 어려우므로 환율이 재정적자에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 규명이 요구된다. 이러한 관계에 대한 이론의 정립에 앞서 적어도 이러한 관계를 실증적으로 살펴볼 필요가 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자 료

실증분석에 사용된 자료는 한국개발연구원에서 발행한 『한국경제 반세기 정책자료집』(1995)과 한국은행이 발간하는 『경제통계연보』에서 인용한 실질통합재정수지와 원화의 대미달러 명목환율의 연간 자료이다. 실질변수로의 전환은 소비자물가지수를 사용했다. 분석기간은 1970-1995년 사이를 선정했다. 1980년 이전의 단일변동환율제도하에서 환율을 내생변수로 간주하기가 어려우므로 1970년대를 분석기간에 포함시키는 데는 다소 문제가 있을 수 있으나 1969-1980년 사이에 4차례의 평가절하가 이루어졌고 1970년대는 경직된 고정환율제도에서 어느 정도는 벗어난 단일변동환율제도 기간임을 감안하여 이 기간을 분석기간에 포함시켰다.

복수통화바스켓제도가 시행된 1980년 이후의 자료만을 사용하는 경우에는 연간 자료인 관찰치의 수가 너무 적어 실증분석을 시행할 수 없으므로 분기별 자료를 사용해야만 한다. 그러나 공적분분석에서는 자료의 빈도(data frequency)를 조정하여 표본수를 증가시키는 것보다 자료기간이 긴 것이 더욱 중요한 점(Hakkio and Rush, 1991; Campbell and Perron, 1991)과 분기별 재정수지의 비내생성(non-endogeneity)을 감안하여 본 연구에서는 연간 자료를 사용하였고 자료기간을 가능한 한 확장하기 위하여 1970년대를 약간의 무리가 있음에도 분석기간에 포함시켰다.

2. 단위근검정

불안정적(nonstationary)인 시계열 경제변수에 대한 최소자승법 추정은 허구적인 회귀(spurious regression)가 될 가능성이 높으므로 공적분추정에 앞서 환율과 재정적자 두 시계열변수의 안정성 검정이 선행되어야 한다. 본 연구에서는 시계열의 안정성을 검정하기 위하여 Dickey and Fuller(1979)의 ADF검정(Augmented Dickey-Fuller test)과 Phillips and Perron(1988)의 PP검정(Phillips-Perron test)을 시행하였고, 이들 검정의 문제점을 보완하기 위하여 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(1992)의 KPSS검정을 추가적으로 시행하였다.

(1) ADF검정과 PP검정

시계열의 안정성 여부는 각 시계열의 특성방정식(characteristic equation)이 단위근(unit root)을 갖는지를 검정해 봄으로써 확인할 수 있다. 환율과 재정적자에 대한 단위근검정 결과는 <표 1>에 요약되어 있다.

ADF검정에서 시차선택은 AIC(Akaike's information criterion)와 SIC(Schwarz information criterion)에 의하여 추세의 유무와 상관없이 재정적자와 환율에 대해 모두 1기로 결정하였다. 한편, PP검정에서의 절단시차(truncation lag)는 Newey and West(1987)의 제안을 토대로 하여 각각 2기로 정하였다.

환율의 경우 ADF검정과 PP검정 모두에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 유의수준 1%에서 기각할 수 없었다. 따라서, 환율은 $I(1)$ 변수로 간주할 수

<표 1> ADF 및 PP 단위근검정 결과

검정방법 변수	ADF		PP	
	상수항	상수항과 추세	상수항	상수항과 추세
환율	-2.1274	-2.2536	-1.8916	-2.1539
재정적자	-3.7289**	-3.8631**	-2.7471	-2.8346
임계치(1%)*	-3.7343	-4.3942	-3.7204	-4.3738
임계치(5%)*	-2.9907	-3.6118	-2.9850	-3.6027

* 임계치는 MacKinnon(1991)에서 인용.

** 유의수준 5%에서 귀무가설 기각.

있다. 그러나 재정적자의 경우는 ADF검정과 PP검정이 서로 상반된 결론을 제시하고 있다. 즉, ADF검정에서는 재정적자의 경우 추세의 유무와 상관없이 유의수준 5%에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 기각되어 재정적자가 안정적인 을 나타낸다. 반면에 PP검정에서는 추세의 유무와 상관없이 귀무가설이 기각되지 않는다. 재정적자의 단위근의 존재 여부에 대한 이러한 상반된 결론을 해결하기 위하여 우리는 추가적으로 KPSS검정을 시행하였다.

(2) KPSS검정

ADF검정과 PP검정은 모두 검정력이 약하다는 한계점을 지니고 있다. 단위근이 존재한다는 귀무가설을 설정한 기존의 단위근검정방법은 실제로는 그 변수가 단위근을 갖지 않음에도 불구하고 귀무가설을 기각하지 않는 경향이 높다. 따라서, 이들 검정법을 사용할 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않더라도 실제로 시계열이 불안정적이라고 확신하기는 힘들게 된다. Kwiatkowski *et al.* (1992)의 KPSS검정은 기존의 단위근검정법들이 갖고 있는 문제점을 보완하기 위해 귀무가설을 단위근이 존재하지 않는다고 설정하고, 이에 따른 검정절차와 검정통계량을 제시했다.

KPSS검정은 경제변수의 시계열이 확정적 추세(deterministic trend), 확률보행(random walk) 그리고 안정적인 오차항(stationary error)의 세 가지 요소로 구분하여 다음과 같은 자료생성과정(DGP; data generating process)을 가정한다.

$$\begin{aligned} y_t &= \xi t + \gamma_t + \varepsilon_t, \\ \gamma_t &= \gamma_{t-1} + \mu_t. \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 μ 는 $iid(0, \sigma_\mu^2)$ 라고 가정한다. 이 때 시계열 y_t 가 안정적이라는 귀무가설은 $\sigma_\mu^2 = 0$ 이라는 가설과 같아진다. 위의 모형에서 $\xi = 0$ 이라고 가정하면 y_t 가 상수항을 중심으로 안정적이라는 수준안정성(level stationarity)의 귀무가설을 검정할 수 있고, $\xi \neq 0$ 이라고 가정하면 y_t 가 추세를 중심으로 안정적이라는 추세안정성(trend stationarity)의 귀무가설을 검정할 수 있다.

시계열이 안정적이라는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량(Lagrange multiplier statistic)은 다음과 같다.

$$\eta_n = \frac{1}{T^2} \sum_{t=0}^T \frac{S_{(t)}^2}{\sigma_k^2} \quad (2)$$

식 (2)에서 $S_{(t)} = \sum_{i=1}^t e_i$ (단, $t=1, 2, \dots, T$)와 같이 정의되고, e_t 는 시계열을 상수(수준안정성 검정의 경우) 혹은 상수와 추세(추세안정성 검정의 경우)에 회귀시킬 때의 잔차(residual)를 의미하며, σ_k^2 은 다음과 같이 정의된다.

$$\sigma_k^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^T b(s, k) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (3)$$

단, $b(s, k) = 1 + \frac{s}{1+k}$, k 는 절단시차모수(lag truncation parameter)

KPSS검정은 우측검정법을 사용하며 위의 검정통계량이 임계치보다 크면 귀무가설은 기각된다. 이 경우 시계열이 불안정적이라는 결론을 내리게 된다.

KPSS검정을 통한 환율과 재정적자의 단위근검정 결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 분기별 자료의 경우 절단시차모수의 값은 보통 8로 제안되어 있고 우리가 사용한 자료가 연도별 자료임을 감안하여 본 연구에서는 절단시차모수의 값을 2로 선정하였다.

<표 2>의 결과를 보면 수준안정성 검정의 경우 환율과 재정적자 모두 단위근을 갖는다는 것을 보여 주고 있다. 이는 앞의 PP검정 결과를 재확인해 주고 있다. 그러나 추세안정성 검정의 경우는 조금은 혼란스러운 결론을 보여 준다. 환율의 경우 앞의 ADF검정이나 PP검정 모두 일관되게 단위근을 갖는다는 결론을 나타내고 있는 데 반하여, KPSS검정은 단위근의 존재를 부정하고 있다. 재정적자의 경우에는 앞의 PP검정의 결론을 부인하고 ADF검정 결과와 같은

<표 2> KPSS 단위근검정 결과*

검정방법 변 수	KPSS검정	
	수준안정성(level stationarity)	추세안정성(trend stationarity)
환 율	0.3042**	0.1976
재 정 적 자	0.7967**	0.3434

* 임계치는 Kwiatkowski *et al.* (1992)을 인용하여 수준안정성 검정의 경우에는 0.146, 추세안정성 검정의 경우에는 0.463을 적용.

** 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각.

결과를 나타낸다. 그러나 KPSS검정은 기존의 ADF검정이나 PP검정에 대한 보완적인 성격을 지닌다. 따라서, 이러한 상반된 결과가 제시되는 경우에는 그 신뢰도가 매우 떨어진다고 볼 수 있다. 이러한 이유로 본 연구에서는 수준안정성 검정의 결과만 유의한 것으로 간주하기로 한다.

3. 공적분검정

앞의 단위근검정의 결과 환율과 재정적자의 경우 모두 I(1)변수로 간주되므로, 이 두 변수 사이의 관계는 단순한 회귀분석으로는 규명될 수 없으며 두 변수 사이에 공적분관계(cointegration)의 검정이 요구된다. 만일 두 변수들 사이에 공적분관계가 존재한다면 이는 두 변수들이 불안정적이더라도 장기적인 균형관계가 존재한다고 결론을 내릴 수 있다. 본 연구에서는 Engle and Granger(1987)의 검정법과 Johansen(1991)의 검정법을 이용하여 환율과 재정적자 사이의 공적분검정을 시행하였다.

(1) Engle-Granger검정

Engle and Granger(1987)는 불안정적인 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하는지를 검정하는 방법으로 어느 하나의 변수를 다른 변수들에 대해 회귀시키고, 이 때 나타나는 잔차(residual)들이 안정적인지를 판정하는 매우 단순한 2단계 검정법을 제시했다. 우리는 환율을 재정적자에 회귀시킨 결과 나타나는 잔차와 반대로 재정적자를 환율에 회귀시킬 경우의 잔차의 안정성을 검정하였다. 잔차에 대한 단위근검정은 앞에서와 마찬가지로 ADF검정과 PP검정을 이용하였다. 그리고 ADF검정에서 시차의 길이는 AIC와 SIC기준에 의하여 모두 1기로 설정하였으며, PP검정에서 절단시차는 Newey-West의 기준에

〈표 3〉 잔차항들에 대한 ADF검정 및 PP검정 결과*

검정방법 변 수	ADF		PP	
	상수항	상수항과 추세	상수항	상수항과 추세
환 율	-2.1284	-2.2571	-1.8942	-2.1594
재 정 적 자	-3.7323**	-3.8714**	-2.7498	-2.8403

* 임계치는 앞의 단위근검정에서 사용한 것과 동일하다.

** 유의수준 5%에서 귀무가설 기각.

따라 2기로 설정하였다. 잔차에 대한 단위근검정 결과는 <표 3>에 요약되어 있다.

환율을 종속변수로 하여 재정적자에 회귀시킬 때 나타나는 잔차는 두 검정 방법 모두 단위근을 갖는다는 결론을 보여 주고 있다. 그러나 재정적자를 종속변수로 하여 환율에 회귀시킬 때 나타나는 잔차의 경우 PP검정의 경우는 추세의 유무와 상관없이 단위근을 갖는 것으로 보이나, ADF검정의 경우는 단위근을 갖지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과가 나타나면 환율과 재정적자 사이에 공적분관계가 존재한다고 단언하기 어렵다. 따라서 Engle-Granger검정법 이외의 다른 방법으로 공적분검정을 시행할 필요성이 있다.

(2) Johansen검정

Johansen(1988, 1991)은 벡터자기상관모형(VAR model)을 이용하여 여러 변수들 사이의 공적분관계를 동시에 검정할 수 있는 방법을 제시했는데, 이 검정법의 장점은 변수들 사이의 공적분관계가 몇 개 존재하는지를 검정하면서 부수적으로 공적분벡터도 추정할 수 있다는 것이다. Johansen검정은 Engle and Granger의 공적분검정에서 종속변수에 어떤 변수를 놓느냐에 따라서 상반된 결론을 제시할 가능성이 매우 높은 문제점을 보완할 수 있다. <표 4>는 환율과 재정적자에 대한 Johansen 공적분검정 결과이다.

Johansen검정은 유의수준 5%에서 하나의 공적분관계가 존재함을 보여 주고 있다. 즉, 환율과 재정적자 사이에는 장기적인 균형관계가 성립하고 있음을

<표 4> Johansen검정을 이용한 공적분검정 결과

귀무가설	λ_{\max}	임계치(5%)	λ_{trace}	임계치(5%)
$r=0^*$	20.1780**	15.752	28.9507**	20.168
$r=1$	3.1186	9.094	3.1186	9.094

(참고) ① VAR모형의 최적시차는 AIC에 따라 1기로 설정.

② 공적분방정식에 대한 진단검정(diagnostic test) 결과:

Jarque-Bera 통계량 = 0.0076(0.9962),

Bruesch-Godfrey LM통계량 = 13.1196(0.0692),

ARCH 검정통계량 = 0.0385(0.844353).

단, () 안의 숫자는 p -value를 의미함.

* r 는 귀무가설에 가정한 공적분의 개수를 의미함.

** 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각.

*** 임계치는 Johansen and Juselius(1990)의 논문에서 인용.

의미한다. 공적분방정식에 대한 진단검정(diagnostic test) 결과는 추정된 결과의 신뢰성을 크게 저하하지는 않는 것으로 판단된다. <표 5>는 공적분 벡터(cointegrating vector)의 추정결과이다.

일반적인 Monte Carlo연구에 의하면 Engle-Granger검정보다 Johansen검정에 의한 추정결과의 신뢰성이 높은 것으로 밝혀져 있다(Maddala, 1992, pp. 262-264; Gonzalo, 1994; Perman, 1991, pp. 17-18). 따라서, 우리는 환율과 재정적자 사이에 공적분관계가 존재한다고 간주했다.

4. 오차수정모형

Engle and Granger(1987)는 두 변수 사이에 공적분관계가 성립하면 이를 나타내는 오차수정모형이 반드시 존재한다는 것을 밝히고 있다(Representation 정리). 오차수정모형은 차분(differenced)된 종속변수를 오차수정항과 차분된 설명변수의 시차변수의 함수로 간주한다. 공적분식의 전기 잔차인 오차수정항은 장기균형관계에서 일시적으로 벗어난 불균형오차로 차기에 오차수정계수에 의해 조정된다. 따라서, 오차수정모형은 두 변수 사이의 공적분관계를 검정하는 또 다른 방법인 동시에 변수 사이의 동태조정과정을 규명할 수 있는 수단이 된다(Dolado *et al.*, 1990).

오차수정모형의 또 하나의 공헌은 오차수정모형이 변수 사이의 인과관계를 검정하는 유용하고 적절한 방법이라는 점이다. 두 변수 사이에 공적분관계가 성립하는 경우에는 일반적으로 사용되는 Granger 및 Sims의 인과검정은 검정식에 오차수정항이 생략되어 있으므로 그 검정결과가 유효하지 않다(Granger, 1988). 두 변수가 장기적으로 공동추세를 갖고 있다면 두 변수 사이에는 적어도 하나의 방향 또는 양방향으로 인과관계가 존재해야 한다. 그러나 공적분관계의 존재는 인과관계가 존재하고 있음을 의미하고 있을 뿐 인과관계의 방향에 대해서는 설명하지 못한다. 그러나 오차수정모형은 인과관계의 방향을

<표 5> 표준화된 공적분벡터의 추정치

변 수	환 율	재정적자	상 수
추정계수	1.0000	206.1865	-2907.404
표준오차		(373.070)	

추정할 수 있는 근거를 제시해 주고 있다.

인과관계를 검정할 수 있는 오차수정모형은 다음과 같다.

$$(1-L)x_t = a_1 + b_1 z_{t-1} + A(L)(1-L)x_t + B(L)(1-L)y_t + e_{1t}, \quad (4)$$

$$(1-L)y_t = a_2 + b_2 z_{t-1} + C(L)(1-L)y_t + D(L)(1-L)x_t + e_{2t}. \quad (5)$$

여기서 L 은 시차연산자를 의미하며, 식 (4)와 (5)의 오차수정항은 x 와 y 의 공적분방정식에서의 오차항이다. 그리고 b_1 과 b_2 는 동시에 0이 아니며, e_{1t} 와 e_{2t} 는 백색잡음(white noise) 오차항들이다. 또한, 시차다항식인 $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$ 과 $D(L)$ 은 특성근이 단위원의 밖에 존재하는 안정적인 다항식들이다.

Granger(1988)는 오차수정모형에서 변수 사이의 인과관계를 두 가지 방법으로 규명할 수 있다고 제시했다. 하나의 방법은 설명변수 변화분의 시차변수의 통계적인 유의성을 통하여 인과방향을 검정하는 방법이다. 즉, 식 (4)에서 $B(L)$ 이 결합적으로 0이라는 귀무가설이 F -검정을 통하여 기각되지 않으면 y 가 x 를 야기시키는 인과관계가 발생한다. 마찬가지로 식 (5)에서 $D(L)$ 의 계수들이 결합적으로 통계적 유의성을 가지면 인과방향은 x 로부터 y 로 성립된다.

인과방향을 규명하는 다른 방법은 오차수정항의 통계적 유의성을 검정하는 것이다. 두 변수 사이의 공적분관계가 성립된다면 오차수정항은 반드시 통계적으로 유의해야 한다. 위의 오차수정모형식에서 b_1 이 통계적으로 유의하면 인과방향은 y 에서 x 로, b_2 가 유의하면 x 에서 y 로 인과방향이 추정된다. 인과방향을 오차수정모형에 의하여 추정할 수 있는 것은 다음과 같이 직관적으로 설명할 수 있다. 만약 x_t 와 y_t 가 공동추세를 갖는다면 종속변수 x_t 의 변화는 설명변수 y_t 의 변화추세에 부응하는 x_t 의 이동결과로 간주할 수 있다. 오차수정모형은 이러한 변화를 오차수정항을 통하여 인과관계로써 설명해 줄 수 있는 새로운 통로를 열어 준 것이다. 이 점은 기존의 인과검정이 간과한 부분이다. 따라서, 오차수정항은 두 변수 사이의 인과방향을 규명해 주는 추가적인 기준이 된다.

오차수정모형은 인과관계의 방향뿐만 아니라 장기적인 인과관계와 단기적인 인과관계를 규명해 준다. 두 변수가 공적분관계에 있다면 단기적으로 장기균형에서 이탈한 편차(deviations from long-run equilibrium)는 종속변수의 움

직입에 환류(feed back)함으로써 장기균형상태로 조정된다. 전기의 오차수정항은 장기적인 균형관계를 나타내는 공적분에서 도출된 장기적인 정보를 포함하고 있으므로 오차수정항이 통계적으로 유의하면 이 때 형성된 인과방향은 장기적인 것으로 간주할 수 있다. 즉, 위의 오차수정모형식에서 b 가 t -검정에 의해 통계적으로 유의하면 장기적인 인과방향이 존재한다. 반면에 차분된 설명변수의 과거 시차변수에 의한 인과관계는 단기적인 것으로 간주되며, $B(L)$ 또는 $D(L)$ 계수가 F -검정에 의해 결합적으로 유의하면 단기적인 인과관계가 존재한다.

〈표 6〉은 재정적자와 환율의 오차수정모형을 추정한 결과이다. 환율의 오차수정모형에서 오차수정항의 통계적 유의성은 매우 낮아 (10% 수준에서도 기각되지 않음) 재정적자가 환율에 장기적으로 영향을 미친다는 인과방향은 성립되지 못한다. 또한 차분된 재정적자의 시차변수에 대한 F -검정 결과 역시 통

〈표 6〉 오차수정모형 추정 결과

독립변수 종속변수	EC	ΔE_{t-1}	ΔD_{t-1}	C	F -통계량
ΔE_t	0.0049 (0.8622)	0.1628 (0.6138)	-0.2100 (-0.1912)	13.4131 (1.0992)	0.0384
ΔD_t	-0.0041 (-4.0604)*	0.0640 (1.3402)	0.4893 (2.4760)	-0.8836 (-0.4025)	1.9055

주: ① EC = 오차수정항, ΔE_t = 환율의 차분변수, ΔD_t = 재정적자의 차분변수, ΔE_{t-1} = 환율 차분의 1기 시차변수, ΔD_{t-1} = 재정적자차분의 1기 시차변수.

② 위의 표 안의 () 속의 숫자는 t -값을 의미함.

③ 오차수정모형에 대한 진단검정(diagnostic test) 결과:

(a) ΔE_t 가 종속변수인 경우:

Jarque-Bera = 14.1533(0.00085),
Breusch-Godfrey LM통계량 = 0.0564(0.9453),
ARCH 검정통계량 = 0.1089(0.7446),
White 이분산검정통계량 = 0.5549(0.7598),
Ramsey RESET 통계량 = 0.0769(0.7850).

(b) ΔD_t 가 종속변수인 경우:

Jarque-Bera = 0.5132(0.7737),
Breusch-Godfrey LM 통계량 = 1.6620(0.2176),
ARCH 검정통계량 = 0.5030(0.4860),
White 이분산검정통계량 = 0.6092(0.7199),
Ramsey RESET 통계량 = 0.0010(0.9751).

단, 진단검정 결과의 () 안의 숫자는 p -value를 의미함.

* 유의수준 1%에서 유의함.

계적으로 유의하지 않아 (10% 수준에서도 기각되지 않음) 단기적으로도 재정적자는 환율에 영향을 미치지 못한다. 추정방정식에 대한 진단검정(diagnostic test) 결과는 추정된 결과의 신뢰성을 저하시키지는 않는 것으로 판단된다. Jarque-Bera검정에 의해서 잔차항은 정규분포를 갖고 있는 것으로 나타났으며, Breusch-Godfrey검정에 의해서 자기상관이 없는 것으로 나타났다.

재정적자로부터 환율로의 인과관계가 단기뿐만 아니라 장기적으로도 존재하지 않는 것으로 나타난 우리의 추정결과는 우리 나라의 이자율과 환율이 자본시장과 외환시장에서 결정되지 못하고 외생적으로 결정되어 왔던 사실을 반영하는 실증적인 증거로 간주된다. 자본 및 외환시장이 제대로 기능하는 미국의 경우, 동일한 추정방법을 사용한 Bahmani-Oskooee and Payesteh(1993)의 연구는 재정적자가 환율에 영향을 미치는 것으로 밝히고 있다. 따라서, 이자율과 환율이 자본시장과 외환시장에서 어느 정도 시장기능에 의해서 결정되는 상황이 오면 재정적자가 환율변동을 야기시킬 가능성을 완전히 배제하기 어렵다. 이러한 경우 대내균형의 달성이나 경제 외적인 고려에 의한 급격한 재정팽창은 대외균형 달성의 장애요인으로 작용할 수 있음을 경계해야 할 것이다.

반면에 재정적자에 대한 오차수정모형의 추정된 오차수정계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의하여 환율에서 재정적자로의 장기적인 인과방향이 존재함을 나타내고 있다. 그러나 환율차분의 시차변수에 대한 F -검정 통계량은 통계적으로 유의하지 못하여 (10% 수준에서도 기각되지 않음) 단기적인 인과관계는 없는 것으로 나타났다.

환율의 평가절하가 정부의 재정적자에 장기적으로는 영향을 미치는 이러한 추정결과를 설명하기는 매우 어렵다. 이러한 추정결과는 예산집행절차로 부분적으로는 설명이 되겠지만 그 설득력은 매우 약하다. 만약 정부의 구매지출 가운데 일부가 외국으로부터의 수입에 의해서 이루어진다면 예산은 원화단위로 결정되기 때문에 자국화폐의 평가절하는 재정적자를 증대시키는 요인으로 작용할 수 있을 것이다. 그러나 예산편성시 예상하지 못한 평가절하는 일반적으론 예산집행시 구매물량의 축소라는 물량 자체의 조절로 귀결되는 관행이나 추경에 의해서 예상하지 않은 항목지출의 증가를 보전하는 경향이 있으므로 이러한 설명은 설득력이 약하다. 설령 이러한 것이 가능하다 할지라도 인과관계는 단기적으로 나타나야 할 것이다.

환율의 평가절하가 재정적자에 영향을 미치는 추정결과에 대한 하나의 가능한 설명은 대개 우리 경제가 어려울 때 정책당국이 정책적으로 환율의 평가절하를 단행함과 동시에 경기부양을 위한 재정지출을 확대했기 때문일 가능성이 높다. 즉, 경제가 불황일 경우에는 경기부양을 위해서 팽창적인 재정정책을 추구한 반면에 조세수입은 부족해 사후적으로 재정적자가 발생할 수 있으며, 이때 경기를 부양시키기 위해서 환율의 평가절하도 함께 이루어졌기 때문일 것이다. 그러나 이러한 경우에도 두 변수가 단기적으로 함께 움직일 수는 있을지 모르나 장기적인 인과관계를 형성하기는 어렵다.

환율의 평가절하가 재정적자에 영향을 미치는 관계가 장기적으로 존재할 수 있는 가능성은 환율이 재정적자에 직접적으로 영향을 미치는 것보다는 이 두 변수가 다른 변수를 매개로 하여 장기적으로 함께 움직이는 관계를 나타낸 것으로 해석할 수 있다. 1964년 이후 1986년까지 달러에 대한 원화의 명목환율은 꾸준히 평가절하되어 수출드라이브정책의 선도역할을 했다. 이 기간 동안에 수출이 부진할 때마다 환율의 적절한 평가절하가 수출의 돌파구를 마련해 주었다. 우리 나라의 경우 수출은 경제성장의 견인차 역할을 해 주었고, 경제성장에 따라 세출이 증가한 것으로 나타났다(朴完圭, 1996). 경기불황시에는 조세수입이 일시적으로 감소할 수 있으므로 재정적자가 발생할 수 있다. 따라서, 이러한 경우에는 환율과 재정적자가 함께 움직일 수 있을 것이다.

IV. 結 論

1970-1995년 사이의 연간 자료를 사용하여 한국의 재정적자와 대미 달러환율 사이의 관계를 실증적으로 분석한 결과 두 변수 사이에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 오차수정모형을 사용하여 두 변수 사이의 인과관계를 추정한 결과는 재정적자가 환율에 영향을 미치는 것이 아니라, 환율변동이 재정적자에 영향을 미치는 일방적인 인과방향이 장기적으로 존재하는 것으로 나타났다. 따라서, 재정적자와 환율 사이의 공적분관계의 존재는 환율변동이 재정적자에 미치는 효과로 인하여 발생한 것으로 유추된다.

이러한 추정결과를 완전히 설명하기는 쉽지 않다. 우리 나라의 경우, 이자율과 환율이 각각 자본시장과 외환시장의 자율적인 시장기능에서 결정되지 못하고, 정책적으로 결정되는 점을 감안하면 재정적자가 이자율을 통하여 환율에

영향을 미치는 조정과정은 기대할 수 없다. 따라서, 재정적자가 환율에 아무런 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 우리의 추정결과는 이러한 현실과 어느 정도 부합된다. 그러나 환율로부터 재정적자로의 장기적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타난 추정결과는 설명하기가 매우 어렵다.

환율의 평가절하가 장기적으로 재정적자에 영향을 미치는 추정결과에 대한 하나의 가능한 설명은 환율이 재정적자에 직접적으로 영향을 주기보다는 이 두 변수가 다른 변수를 매개로 하여 장기적으로 함께 움직인다는 것이다. 즉, 환율의 평가절하가 수출을 촉진시키고, 수출증대는 경제성장을, 성장은 재정지출의 확대를 초래한다. 이러한 경우 환율과 재정적자는 함께 움직이는 경향을 보일 수 있다.

재정적자와 환율 간의 관계에 대한 기존의 모든 연구는 재정적자가 환율에 미치는 효과를 규명하는 데 초점을 두고 있다. 그러나 환율이 재정적자에 영향을 미치고 있는 것이 미국뿐 아니라(Bahmani-Oskooee and Payesteh, 1993), 한국과 같은 경우에서도 실증적으로 추정되었다. 따라서, 앞으로는 환율이 재정적자에 어떻게 영향을 미칠 수 있는지를 규명하기 위한 연구가 필요하다. 특히 환율과 재정적자 사이의 조정과정에 대한 새로운 설명이 환율이 재정적자에 미치는 인과방향의 관점에서 제시되어야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. 朴完圭, “政府支出과 國民所得과의 關係-韓國의 경우,” 『財政金融研究』, 제3권 제1호, 1996, pp. 47-80.
2. 曹夏鉉, “리카르도 不變定理에 대한 實證分析: 韓國의 경우(1971-1995),” 『經濟學研究』, 韓國經濟學會, 제44집 제4호, 1996, pp. 49-76.
3. Bahmani-Oskooee, M. and S. Payesteh, “Budget Deficits and the Value of the Dollar: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 15, No. 4, 1993, pp. 661-677.
4. Ball, L. and N. G. Mankiw, “What Do Budget Deficits Do?,” in *Budget Deficits and Debt: Issues and Options*, A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, 1995, pp. 95-120.

5. Branson, W. H., "Causes of Appreciation and Volatility of the Dollar," in 'The U.S. Dollar-Recent Developments, Outlook, and Policy Options', A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, 1985, pp. 33-52.
6. Campbell, J. Y. and P. Perron, "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," *NBER Macroeconomics Annual*, 1991, pp. 141-200.
7. Darral, A. F., "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?" *Southern Economic Journal*, Vol. 54, 1988, pp. 879-887.
8. 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, 1979, pp. 427-431.
9. Dolado, J. J., T. Jenkinson, and S. Sosvilla-Rivero, "Cointegration and Unit Roots: A Survey," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 4, No. 3, 1990, pp. 249-273.
10. Dwyer, G. P., "Inflation and Government Deficits," *Economic Inquiry*, Vol. 20, 1982, pp. 315-329.
11. Edwards, S., "Public Sector Deficits and Macroeconomic Stability in Developing Economies," in *Budget Deficits and Debt: Issues and Options*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1995, pp. 307-374.
12. Enders, W. and B. S. Lee, "Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins," *Review of Economics and Statistics*, 1990, pp. 373-381.
13. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
14. Evans, P., "Is the Dollar High Because of Large Budget Deficits?," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, 1986, pp. 227-249.
15. _____, "Interest Rates and Expected Future Budget Deficits in the United States," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 1, 1987, pp. 34-58.

16. Feldstein, M., "The Budget Deficits and the Dollar," in *NBER Macroeconomics Annual 1986*, S. Fisher, ed., MIT Press, 1986, pp. 355-392.
17. FRB of Kansas City, *Budget Deficits and Debt: Issues and Options*, 1995.
18. Gonzalo, J., "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics*, Vol. 60, No. 12, 1994, pp. 203-233.
19. Granger, C. W. J., "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*, Vol. 39, 1988, pp. 199-211.
20. Greenspan, A., "General Discussion," in *Budget Deficits and Debt: Issues and Options*, A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, 1995, pp. 95-120.
21. Hakkio, C. S., "The Effects of Budget Deficit Reduction on the Exchange Rate," *Economic Review*, Vol. 81, No. 3, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1996, pp. 21-38.
22. _____ and M. Rush, "Cointegration: How Short is the Long-Run?," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 1991, pp. 571-581.
23. Hamburger, M. J. and B. Zwick, "Deficits, Money and Inflation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, 1981, pp. 141-150.
24. Hoelscher, G. P., "Federal Borrowing and Short Term Interest Rates," *Southern Economic Journal*, Vol. 50, 1983, pp. 319-333.
25. _____, "New Evidence on Deficits and Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 18, 1986, pp. 1-17.
26. Hsu, C. M., "Government Expenditure, Foreign Reserves and the Exchange Rate Dynamics," *International Economic Journal*, Vol. 7, No. 4, 1993, pp. 65-79.
27. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
28. _____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 1551-1580.

29. _____ 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, 1990, pp. 169-210.
30. Koray, F. and P. Chan, "Government Spending and the Exchange Rate," *Applied Economics*, Vol. 23, 1991, pp. 1551-1558.
31. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp. 159-178.
32. MacKinnon, J. G., "Critical Values for Co-Integration Tests," in R. F. Engle and C. W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 1991, pp. 267-276.
33. Maddala, G. S., *Introduction to Econometrics*, Macmillan, 1992.
34. Meltzer, A. H., "Real Exchange Rates: Some Empirical Evidence from the Postwar Years," *Review*, Vol. 75, No. 2, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1993, pp. 103-117.
35. Melvin, M., *International Money and Finance* (2nd ed.), Harper Collins Publishers, 1989.
36. Miller, S. M. and F. S. Russek, "Are the Twin Deficits Really Related?," *Contemporary Policy Issues*, Vol. 7, 1989, pp. 91-115.
37. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation-Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 703-708.
38. Perman, R., "Cointegration: An Introduction to the Literature," *Journal of Economic Studies*, Vol. 18, No. 3, 1991, pp. 3-20.
39. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335-346.
40. Rahman, M., M. Mustafa, and E. R. Bailey, "US Budget Deficits, Inflation and Exchange Rate," *Applied Economics Letters*, Vol. 3, 1996, pp. 365-368.
41. Thiessen, G., "General Discussion," in *Budget Deficits and Debt: Issues*

- and Options*, A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, 1995, pp. 95-120.
42. Zahid, K. H., "Government Budget Deficits and Interest Rates: The Evidence Since 1974 Using Alternative Deficits Measures," *Southern Economic Journal*, Vol. 54, 1988, pp. 725-731.