

換率・金利・株價變動의 長期均衡關係는 成立하는가?*

Does the Long-Run Relationship of the Movement of Exchange Rate, Interest Rate, Stock Price

李英植(Young-shik, Lee)**

요 약 (ABSTRACT)

본 연구는 환율과 금리 및 주가간의 균형관계를 나타내는 分析模型을 구축·제시하고, 그 분석모형을 구성하고 있는 日別 국내·외 금융지표의 변동간에 長期關係가 성립하는지 즉, 共積分 關係의 성립여부를 분석하며, 이들 금융지표간 균형관계에 대한 安定性(stationary) 여부를 검증함으로써 제시한 분석모형의 有效性 즉, 長期均衡關係에 대한 성립여부를 분석하는 데 중점을 두고 있다. 분석결과는 분석모형의 변수간 장기관계 즉, 공적분 관계가 존재한다 할지라도 다변량 가설검증에 의하여 분석모형이 長期均衡關係로부터 有意的으로 이탈할 수도 있다는 사실을 확증하고 있다.

Key Word : 국제피셔효과, 주가수익률평가조건, 단위근검증, 공적분 검증.

목 차

I. 序 論	IV. 結 論
II. 理論的인 背景 및 先行研究 概觀	參考文獻
III. 分析模型과 方法 및 分析結果	

I. 序 論

우리나라는 1997년 말 通貨危機가 발생한 이후 12월 16일부터 자유변동환율제도로 이행하고, 1998년 5월부터 채권시장과 주식시장 등 자본시장을 전면 개방함과 동시에 1999년 4월 1일부터 외환거래 자유화폭을 대폭 확대시켜가고 있다. 이에 따라 換率의 變動性¹⁾ 뿐만 아니라 換率・金利・株價 등 금융변수 변동의 상호연관성이 더욱 증대되고 있다.

금리와 환율간의 관계에 관한 기존의 환율결정이론에 기초한 실증적 연구들은 만족할 만한 일관성 있는 분석결과를 제시하지 못하고 연구에 따라 천차만별이다. 자국의 금리상승이 자국통화의 平

* 본 논문은 1999년도 호원대학교 교내 학술연구조성비의 지원에 의해 연구된 것임.

** 湖原大學校 經濟通商情報學部 副教授

1) 환율 변동성의 개념은 보통 購買力評價說 등 환율결정이론에 따른 均衡換率로부터 장·단기적인 離脫이나 대폭적인 이탈로 정의할 수 있다. 또한 특정통화의 가치변화를 정확히 예측할 수 없고, 예측환율이 실제환율에서 이탈하여 현격한 過剩變化(overshooting) 현상을 보이거나 지속적인 乖離(misalignment) 현상을 보이는 것을 의미한다.

價上昇을 초래한다는 분석이 있는가 하면, 오히려 平價下落시킨다는 분석이 있으며, 이외에도 금리와 환율간에 장기적으로 안정적인 관계가 성립하지 않는다는 분석도 제시되고 있다.

그 원인으로서 Economist誌(2000. 3. 18)는 債券市場보다는 株式市場이 상대적으로 더욱 활황을 보이고 있는 가운데 자본시장 개방으로 외국인 주식투자 등 자본이동에 따른 외환거래가 실물교역에 의한 외환거래(전체 자본이동 대비 약 1%정도)와는 비교할 수 없을 정도로 크고 빠른 속도로 증가하고 있기 때문이라고 지적하고 있다. 또한 Smith (1992a, 1992b)는 금융자산으로 채권과 화폐만을 가정한 금리평가조건을 기초로 하고 있는 기존의 환율결정모형이 株價의 변동을 간과하고 있기 때문이라고 보고, 주식을 포함하여 분석한 결과 주가가 환율결정에 有意인 영향을 미치면서 推定成果도 개선된다고 주장하고 있다²⁾.

실제로 미국의 경우 국채시장의 발행잔액 대비 뉴욕주식시장 시가총액의 비율이 90년말 114.0%에서 99년 9월말 315.0%로 급증하였다. 한국의 경우도 98년부터 주식시장의 활황에 힘입어 주식시가총액 증가율이 상장채권잔액 증가율을 크게 상회하여 99년도에 상장채권잔액 증가율은 9.0%에 그친 반면 주식시가총액 증가율은 213.0%를 기록하였고, 99년 외국인 투자자금 순유입규모도 주식시장에서는 56.2억 달러를 기록한 반면 채권시장에서는 6.7억 달러 수준에 머물렀다. 이러한 사실로 볼 때 환율과 주식시장간의 상관관계가 상대적으로 높아지고 있음을 알 수 있다(오정근, 2000).

본 연구는 우리 나라를 대상으로 換率과 金利 및 株價간의 균형관계를 나타내는 分析模型을 구축·제시하고, 그 분석모형을 구성하고 있는 日別 국내·외 금융지표의 변동간에 長期關係가 성립하는지 즉, 共積分 關係의 성립여부를 검증한다. 또한 이들 금융지표간 균형관계에 대한 安定性(stationary) 여부를 검증함으로써 제시한 분석모형의 長期均衡關係에 대한 성립여부를 분석한다. 그리고 그 장기균형관계가 경제여건 변화에 따라 어떻게 변화해 가고 있는지 등을 共積分 檢證技法³⁾을 이용하여 실증적⁴⁾으로 분석함으로써 政策的 示唆點을 도출하는데, 그 목적을 두고 있다.

본 연구는 1992.1.3일부터 2001.3.31까지의 전체 분석기간(日別 관찰치수 2747개)과 자유변동환율제도를 도입하기 이전인 1992.1.3일부터 1997.12.15일까지의 기간(日別 관찰치수 1771개) 및 도입한 이후 1997.12.16일부터 2001.3.31일까지의 기간(日別 관찰치수 976개)을 분석대상기간으로 한다.

본 연구의 주요 금융지표는 한국 원貨의 對美 달러貨 換率(WDER), 한국의 콜금리(CR), 미국 연방기금 금리(FFR), 한국의 종합주가지수(KOSPI), 뉴욕주가지수(NYSE) 를 이용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 1장의 서론에 이어 제 2장에서는 우선 국제 피셔효과를 설명하고, 이를 기초로 한 환율결정모형에 대한 기존의 실증적 연구결과에 대하여 개관한다. 그리고 금리와 주가 및 환율간의 관계를 설명하고 있는 株價收益率 平價條件을 제시하고, 이들 세 변수간의 관계에 대한 실증적인 선행연구 결과에 대하여 개관한다. 제 3장에서는 국제 피셔효과와 주가수익률 평가조건을 기초로 본 연구의 분석모형을 구축하고 제시한다. 그리고 실증적 분석방법과 분석결과에

2) 이러한 자본이동을 증시하는 이론은 지속적인 경상수지 적자누적에도 불구하고 강세를 보이는 미국 달러화나 경상수지 흑자누적에도 불구하고 약세를 보이는 엔화의 움직임을 설명하는데 유용하다.

3) 공적분 접근법은 처음 Granger(1983)에 의해서 도입되고, Engle and Granger(1987), Johansen(1988, 1991), Johansen and Juselius(1990, 1992), Hansen and Juselius(2000)에 의해서 더욱 발전된 계량경제 분석기법의 하나로서 불안정적인 시계열간에 假性的인 관계가 성립하지 않을 조건을 識別함으로써 假性回歸問題를 해결하는 방법이다. 이 접근법에는 이변량공적분 검증법과 다변량공적분 검증법이 있다. 이에 대한 더 자세한 설명은 이영식(1996)의 연구 참조.

4) "RATS Package(Version 5.0)"과 "CATS in RATS Package(Version 1.03)"을 이용한다.

대해 논의한다. 마지막 제 4장에서는 이상의 분석결과를 토대로 요약 및 결론을 맺는다.

II. 理論的인 背景 및 先行研究 概觀

1. 國際피셔효과

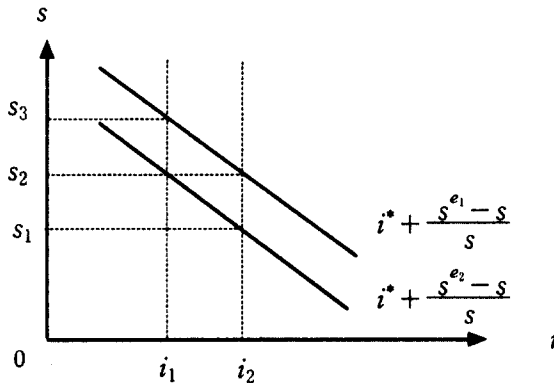
국제피셔효과(international Fisher effect)는 購買力平價說과 피셔효과가 성립한다고 전제하고 兩國 간의 金利隔差와 換率의 期待變動率과의 關係를 설명하고 있는 이론이다. 국제피셔효과는 금융자산으로서 자국통화와 자국통화표시 및 외국통화표시 채권을 가정하고, 이들 금융자산간에 완전대체관계가 성립하며, 효율적인 시장하에서 위험중립적인 투자자가 존재한다고 가정하고 있다.

따라서 국제피셔효과는 미래 기대환율의 변동에 대한 불확실성을 내포하고 있기 때문에 '위험이 커버되지 않는 金利平價(uncovered interest rate parity)說'이라고도 한다. 이를 수식으로 표현하면, 다음과 같다.

$$i - i^* = \frac{s^e - s}{s}$$

여기서 i 는 자국통화표시 채권금리, i^* 는 외국통화표시 채권금리, s 는 현재의 명목현물환율, s^e 는 미래의 기대 명목현물환율을 나타낸다.

<그림 1> 金利와 換率간의 關係



<그림 1>에서 보는 바와 같이 외화표시 채권금리 i^* 와 기대환율 s^e 이 불변인 상태에서 국내금리가 i_1 에서 i_2 로 상승할 경우 투자자는 외국통화표시 채권보다 수익률이 더 높은 자국통화표시 채권을 더 선호하게 됨으로써 환율이 s_3 에서 s_2 로 하락하게 된다. 특히 기대환율이 s^{e_1} 에서 s^{e_2} 로 하락할 것으로 예상될 경우 외화표시 채권의 수익률 곡선이 좌하향 이동하게 됨으로써 환율은 s_1 수준으로 하락하게 된다. 이 경우 금리와 환율 변동은 상반관계를 보이게 된다(오정근, 2000).

이러한 국제피셔효과 이론을 기초로 하고 있는 환율결정이론으로는 通貨論의 接近模型(伸縮的 價格模型과 硬直的 價格模型)과 포트폴리오 均衡模型이 있다. 신축가격 통화론적 접근모형(Frenkel, 1976; Musa, 1979; Bilson, 1978, 1979)에서는 화폐의 공급이 일정한 경우 국내금리가 상승하면 화폐 보유에 따른 기회비용이 증가하므로 자국통화에 대한 수요가 감소하게 되어 換率上昇 즉, 자국통화의 가치가 平價下落하게 된다고 주장하고 있다. 경직가격 통화론적 접근모형(Dornbusch, 1976; Frenkel, 1979)과 포트폴리오 균형모형(Mckinnon and Oates, 1966)에서는 국내금리가 상승할 경우 換率下落 즉, 자국통화의 가치가 平價上昇하게 된다고 주장하고 있다. 이는 신축적 가격모형에서는 금리상승이 예상 물가상승률을 상승시킨다고 보는 반면에 경직적 가격모형에서는 통화공급을 감소시키는 유동성 효과가 발생한다고 간주하기 때문이다. 그러므로 신축적 가격모형은 인플레이션률이 높은 경우에 적합한 환율결정이론이며, 경직적 가격모형은 인플레이션이 없는 경우의 환율결정이론으로 적합하다고 볼 수 있다.

이러한 환율결정이론을 토대로 금리와 환율간의 관계에 대한 實證的인 研究가 국내·외적으로 다양하게 이루어져 왔다. 우선 우리나라에 대한 기존의 실증분석 결과를 종합해 보면 일관성 있는 분석결과를 제시하지 않고 있다. 즉, 김규환(1994)의 연구는 90.3-92.12의 월별 데이터를 이용하여 분석한 결과 회사채 수익률과 콜금리가 환율결정에 아무런 영향을 미치지 못한다고 지적하고 있다. 박정룡(1996)은 85.1-95.9의 월별 데이터를 이용하여 분석한 결과 85.1-91.12의 경우 國內·外 金利差가 환율에 영향을 미치지 못하고, 92.1-95.9의 경우 내·외 금리차 증가가 환율을 하락시키며, 85.1-95.9의 경우 내·외금리차 증가가 환율을 상승시킨다고 주장하고 있다. 이승호(1997)는 92.1.3-96.12. 31의 일별 데이터의 경우 회사채 수익률 상승이 환율하락을 초래한다고 주장하고 있다. 부기원(1997)은 80.1/4-96.2/4의 분기별 자료의 경우 내·외 금리차 증가가 환율상승을 가져온다고 지적하고 있다. Cha and Wu(1997)는 84.4-93.12의 월별 데이터의 경우 내·외 금리차 증가가 환율상승을 초래한다고 주장한다. 최규환(1997)의 연구는 92.1.3-97.10.15의 일별 자료를 이용하여 분석한 결과 92.1.3-97.10.15의 경우 회사채 수익률 상승이 환율하락을 초래하지만, 97.1. 3-97.10.15의 경우 환율을 상승시킨다고 주장하고 있으며, Goldfajn and Baig(1998)는 97.6.1-98.5.18의 일별 데이터를 이용하여 분석한 결과 콜금리 상승이 환율상승을 초래한다고 주장하고 있다.

그리고 1997년 通貨危機시에 실시한 고금리정책이 환율에 미친 영향에 대한 분석결과도 일치하지 않고 있다. 97.4.1-98.10.30의 일별 및 월별 데이터를 이용하여 분석한 박대근·최인(1999)은 금리인상이 환율하락에 통계적으로 有意的인 영향을 미치지 않는다고 주장하고 있는 반면에 90.1-98.12의 월별 데이터를 이용한 Basurto and Ghosh(2000)와 97.12.17-99.6.30의 일별 자료를 이용한 Cho(1999)는 금리인상이 환율을 유의적으로 하락시킨 것으로 분석하고 있다.

외국 여러 나라를 대상으로 한 기존의 실증적 연구도 일관성 있는 분석결과를 제시하지 못하고 있다. 즉, Berk and Knot(1999), Eichenbaum and Evans(1995), Evans(1994), MacDonald and Nagayasu(1999), Simone and Razzak(1999), Wu(1999) 등은 국내금리의 상승이 자국통화의 平價上昇을 초래한다고 분석하고 있다. 특히, Berk and Knot(1999)는 미국과 외국(영국, 독일, 프랑스, 스위스)간의 금리차 증가로 미국 달러화의 가치가 평가상승하고, Eichenbaum and Evans(1995)와 Evans(1994)는 미국의 긴축 금융정책이 미국 달러화의 가치를 평가상승 시킨다고 분석하고 있다. Simmons and Razzak(1999)의 연구는 미국과 외국(독일과 영국)간의 금리차 증가로 미국 달러화의 가치가 평가상승 한다는 분석결과를 제시하고 있다. MacDonald and Nagayasu(1999)는 패널 공적

분 기법을 이용하여 실질환율과 실질금리차간의 長期均衡關係를 분석한 결과 실질 국내·외 금리차의 증가로 자국통화의 실질가치가 상승한다고 주장하고 있다.

그러나 Baxter(1994), Berk and Knot(1999), Bonser-Neal, Roley and Sellon(1997), Simone and Razzak(1999) 등은 자국금리의 상승이 자국통화의 平價下落을 초래한다고 주장하고 있다. 특히, Berk and Knot(1999)는 미국과 일본간의 금리차 증가로 미국 달러화 가치의 평가하락을 초래하며, Simone and Razzak(1999)의 연구는 미국과 외국(일본과 캐나다)간의 금리차 증가로 미국 달러화의 가치가 평가하락 한다고 주장하고 있다.

한편, Baxter(1994), Campbell and Clarida(1987), Edison and Pauls(1993), Huizinga (1987), Meese and Rogoff(1988) 등은 공적분 기법을 이용하여 분석한 결과 실질금리(또는 실질 국내·외금리차)와 실질환율간에 불안정적인 관계가 존재한다고 제시하고 있다. 그 이유로서 Basurto and Ghosh(2000), Cho and West(1999), Kunimune(1999), Mccallum(1994), Meredith and Chin(1998) 등의 연구는 위험 프리미엄의 존재를 지적하고 있으며, Berk and Knot(1999)는 금융자유화를 지적하고 있다. Flood and Taylor (1996), Flood and Rose(1993)는 세계 자본시장의 통합가속화에 따른 투기적 외환거래의 급증으로 환율수준이 경제기초조건과 무관하게 변동되는 경향이 있다고 지적하고 있다. Spolander(1999)는 시장의 불확실성 증대로 미래환율에 대한 시장참가자들의 예측 그 자체가 환율결정에 크게 영향을 미친다고 보고, 시장참가자들의 미래 환율에 대한 예측방법이 중요한 변수라고 지적하고 있다. Flood and Taylor(1996)는 시장참가자들이 환율을 예측할 때 經濟基礎與件을 고려하기 보다는 대부분 차트 분석법 등 기술적 분석법을 이용하기 때문에 환율결정이론에 기초한 환율변동 요인 분석을 무력화시킨다고 주장하고 있다.

2. 株價收益率 平價條件

아직까지 株價와 다른 巨視經濟變數간의 관계에 대하여 이론적으로 정립된 모형은 없지만 이들 변수간의 관계에 대한 실증적인 연구는 활발하게 이루어지고 있다. 오정근(2000)의 연구에서는 채권 시장을 가정하고 있는 커버되지 않는 금리평가조건 대신 주식시장을 가정하고, 그리고 국내주식과 외국주식간에 완전대체관계가 존재한다는 전제하에 주가수익률과 기대환율변화율간의 관계를 다음과 같이 株價收益率 平價條件으로 설정·제시하고 있다.

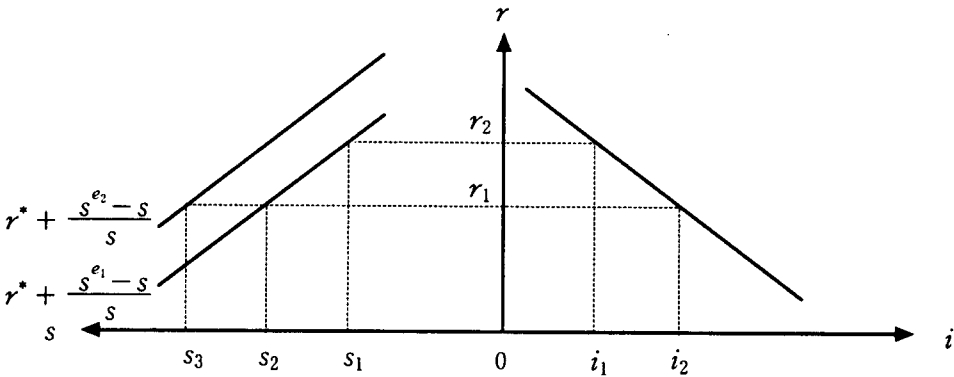
$$r - r^* = \frac{s^e - s}{s}$$

여기서 r 는 국내 주가수익률, r^* 는 외국 주가수익률, s 는 현재의 명목현물환율, s^e 는 미래의 기대 명목현물환율을 나타낸다. 식(2)는 외국 주가수익률과 기대환율이 불변일 경우 국내 주가수익률이 하락하면 환율이 상승(자국통화의 가치가 평가하락)한다는 관계를 나타내고 있다. 다른 조건이 일정할 경우 국내 주가수익률이 하락하면 투자자들은 외국의 주식에 대한 투자를 선호하게 될 것이다. 더구나 투자자들의 외국주식에 대한 투자증대로 자국통화의 평가하락이 예상되는 경우에는 투자자들이 외국주식에 대한 투자를 더욱 증대시키게 될 것이다. 그리고 금리와 주가수익률간에 상반관계가 성립할 경우 금리는 주가수익률을 통하여 환율에 영향을 미치게 된다⁵⁾.

5) 주가 수익률은 다음과 같이 주가변동율과 배당수익율의 합으로 구성된다.

이러한 관계를 <그림 2>를 통해서도 설명할 수 있다. 만약 국내금리가 i_1 에서 i_2 로 상승하게 되면 국내주가가 하락하기 때문에 국내 주가수익률은 r_2 에서 r_1 으로 하락하게 됨으로써 환율이 s_1 에서 s_2 로 상승하게 된다. 특히 기대환율이 s^{e_1} 에서 s^{e_2} 로 상승할 것으로 예상될 경우 외국 주식투자 수익률 곡선이 좌상향 이동하게 됨으로써 환율이 s_3 로 상승하게 된다. 이 경우 금리변동과 환율변동은 正의 관계를 갖게 된다. 이와 같이 株價收益率 平價條件 模型은 금리와 주가수익률, 주가수익률과 환율이라는 두 관계를 통하여 금리와 주가수익률 및 환율간의 관계가 성립한다는 이론이라고 할 수 있다.

<그림 2> 金利와 株價收益率 및 換率간의 관계



지금까지 이 세 변수를 동시에 고려한 실증적 연구는 그리 많지 않지만 금리와 주가수익률 및 주가수익률과 환율간의 관계를 각각 별도로 연구한 실증적 연구는 활발한 편이다.

우선 금리와 주가수익률간의 관계에 관한 연구 중에서 Sellon(1980)은 금리변동이 銀行貸出의 변동을 통해서 株式市場과 株價에 영향을 미친다고 주장하고 있다. Smirlock and Yawitz(1985)는 금리변동이 資本費用의 변동을 초래하여 企業의 期待收益率에 영향을 미침으로써 주가수익률에 영향을 미친다고 주장하고 있다. Fama and French(1999)의 연구는 통화정책이 주가수익률에 영향을 미치며, Booth and Booth(1997), Jensen and Johnson(1995), Jensen, Mercer and Johnson(1996) 등은 미국의 경우 금리상승이 주가수익률을 하락시킨다고 분석하고 있다.

한국의 경우에 김영재(1997)의 연구는 1992.1.부터 1996.12월까지를 대상으로 VAR 분석한 결과 會社債收益率이 주가수익률에 負의 영향을 미침을 보이고 있다. 김준일(1992), 이명훈(1993), 채남기(1995), 김용선·차진섭(1999) 등의 연구는 금리와 주가간에 負의 관계가 있으며, 박형근·정익준(2000)은 은행주가와 금리가 負의 관계를 갖는 가운데 金利自由化가 진전되면서 銀行株價의 金利敏感度가 상승한다고 주장하고 있다.

그리고 주가수익률과 환율간의 관계를 분석한 선행연구 중에서 Smith(1992a, b)연구는 주가가 환율결정에 有意의인 영향을 미친다고 주장하고 있다. Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992)은 미국

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{D_t}{P_{t-1}} \quad (P_t \text{는 } t \text{의 주가}, D_t \text{는 } t \text{의 배당수익})$$

의 경우 주가지수와 實效換率간에 단기적으로 서로 영향을 미치는 因果關係가 존재한다고 밝히고 있다.

한국의 경우에 최완석(1997)의 연구는 외국인 투자한도를 23%로 확대한 97년 5월에 이후 주가와 환율이 負의 관계를 보이면서 주가가 환율에 미치는 영향이 크게 증가한다고 분석하고 있다. 김용선·차진섭(1999)도 주가와 거시경제변수간의 관계분석 결과 1998년 10월 이후에 주가와 환율이 負의 관계를 보인다고 주장하고 있다. 김명기·문소상(1998)은 1990.4.4-1997.11.19 매주 수요일 데이터를 이용하여 환율, 금리, 주가변동의 상호연관성을 분석한 결과 주가변동은 外生性이 상대적으로 크며, 환율변동은 장기적으로 주가나 금리보다 주식 및 외환시장의 불확실성에 더 큰 영향을 받고 있다고 지적하고, 금리는 장기적으로 환율과 주가에 영향을 미치기보다는 오히려 주가와 환율의 변동으로부터 영향을 받는다고 주장하고 있다. 오정근(2000)의 연구는 98.5.25-2000.3.10의 일별 및 월별자료를 이용하여 금리, 주가, 환율, 경상수지간의 상관관계를 분석한 결과, 금리와 주가간에 負의 관계가 존재하며, 주가와 환율간에도 負의 관계가 존재할 뿐만 아니라, 금리와 환율간에는 正의 관계가 존재한다고 밝히고 있다. 그리고 인과관계 분석결과 주로 금리가 주가에 영향을 미치고, 주가와 환율간에는 상호 有意的인 영향을 미치며, 금리와 환율 상호간에도 유의적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 충격반응함수 분석결과 금리의 상승이 주가수익률을 하락시키고 환율을 상승시킴으로써 경상수지를 개선시킨다고 주장하고 있다. 따라서 그는 주식시장이 채권시장보다 활발인 경우 단순히 채권시장만을 가정하고 있는 金利平價條件에 기초한 金融·換率政策보다는 주식시장도 적극 고려하여 제반 경제정책을 수립해야 한다고 주장하고 있다.

III. 分析模型과 方法 및 分析結果

1. 分析模型

본 연구에서는 전술한 국제피셔효과와 주가수익률 평가조건을 기준으로 환율과 금리 및 주가변동 상호간에 장기균형관계가 성립한다고 가정하고 다음과 같은 분석모형을 구축한다.

$$\text{분석모형 I : } S_t = a_0 - a_1 IR_t + a_2 IR_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{분석모형 II : } S_t = b_0 - b_1 SPI_t + b_2 SPI_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{분석모형 III : } S_t = c_0 - c_1 IR_t + c_2 IR_t^* - c_3 SPI_t + c_4 SPI_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{분석모형 IV : } IR_t = d_0 + d_1 IR_t^* - d_2 SPI_t + d_3 SPI_t^* - d_4 S_t + \varepsilon_t$$

$$\text{분석모형 V : } SPI_t = e_0 + e_1 SPI_t^* - e_2 IR_t + e_3 IR_t^* - e_4 S_t + \varepsilon_t$$

여기서 S_t 는 한국 원화의 대미 달러화 명목현물환율, IR_t 는 국내금리수준, SPI_t 는 종합주가지수를 나타내고, 뒷첨자 *는 외국의 경우를 나타낸다. 그리고 ε_t 는 변수간 균형관계로부터 乖離를 나

타내는 잔차항이다. 이들 모형이 장기적인 균형관계를 유지하기 위해서는 잔차항이 안정적이어야 하며, 변수간 장기균형조건은 상수항이 제로(0)이어야 하고, 설명변수의 계수가 1이어야 한다. 그러므로 변수간 장기균형관계에 대한 검증은 위 분석모형을 추정하고, 상수항이 0이라는 가설과 설명변수의 계수가 1이라는 가설을 검증함으로써 이루어진다.

그러나 變數間 長期均衡關係는 共積分 接近法에 의하여 검증가능한 가설로도 정형화될 수 있다. Engle and Granger(1987)에 의하면, 벡터 X_t 가 설명변수들로 구성된 다변량 확률과정이라고 하고, 벡터 X_t 의 각 변수가 1次 積分된 時系列[즉, $I(1)$]⁶⁾이라고 가정할 경우, 벡터 X_t 의 線型結合이 안정적인 시계열[즉, $I(0)$]이 되도록 하는 열벡터 β 가 존재할 때, 벡터 X_t 의 원소들은 공적분 관계에 있다고 한다. 그리고 열벡터인 β 는 불안정적인 확률과정 X_t 에 대한 공적분 벡터(cointegrating vector)⁷⁾로서 다음과 같이 각 모형의 변수들간의 長期關係를 나타낸다는 것이다(이영식, 1996).

$$\text{분석모형 I} \Rightarrow \beta' X_t = [1 \ -1 \ 1] \begin{pmatrix} S_t \\ IR_t \\ IR_t^* \end{pmatrix} = a_0 + \varepsilon_t.$$

$$\text{분석모형 II} \Rightarrow \beta' X_t = [1 \ -1 \ 1] \begin{pmatrix} S_t \\ SPI_t \\ SPI_t^* \end{pmatrix} = b_0 + \varepsilon_t.$$

$$\text{분석모형 III, IV, V} \Rightarrow \beta' X_t = [1 \ -1 \ 1 \ -1 \ 1] \begin{pmatrix} S_t \\ IR_t \\ IR_t^* \\ SPI_t \\ SPI_t^* \end{pmatrix} = c_0 + \varepsilon_t.$$

2. 分析方法

1) 二變量 共積分 檢證法

同技法은 Engle and Granger(1987)에 의해서 제시된 방법⁸⁾으로서 推定節次는 다음과 같다

- 6) 積分된 時系列을 不安定한(또는 確率的 趨勢를 갖는) 시계열이라고도 부르는데, 이러한 불안정한 시계열을 AR모형($Y_t = a + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$)으로 표현할 경우, 특성근 β 가 1 즉, 單位根(unit root)을 갖는다.
- 7) 만일 벡터 X_t 가 p 개($p > 2$)의 원소로 구성되어 있다면, 공적분벡터 β 는 1개 이상 존재할 수 있는데, 이 경우는 변수들간의 공동 움직임을 나타내는 장기균형관계가 여러 개 존재하게 된다. 이때 선형독립인 공적분벡터가 r 개 존재한다면($r \leq p - 1$), 벡터 β 의 階數(rank)가 r 임을 의미하고, 이 階數 r 을 벡터 X_t 의 共積分階數(cointegrating rank)라고 한다.
- 8) 동 기법은 모든 공적분 회귀잔차에 적용하는 단위근 검증법이기에 때문에 OLS 회귀잔차에 기초한 검증법(residual based test)이라고도 한다.

(Enders, 1995, 1996).

- (i) 시계열변수 각각에 대하여 단위근 검증을 실시하고, 그 積分次數를 확인함으로써 시계열의 안정성 여부를 분석한다.
- (ii) 전술한 바와 같이 경제이론에 따라 구축된 분석모형의 장기관계에 대해서 通常最小自乘法(OLS)을 이용하여 추정한다(단, 각 변수는 동일한 次數로 적분되어야 한다).
- (iii) 그 결과 얻어진 共積分 殘差 ε_t 에 대한 단위근의 존재여부를 검증한다.
- (iv) 일단 변수간에 공적분이 존재하는 것으로 판정되면, 공적분 회귀식의 잔차항에 1기의 時差를 둔 이른바 오차수정항을 이용하여 변수간의 短期 動學的인 誤差修正模型(error correction model; ECM)을 구축하고 추정한다.

그러나 이변량 공적분 검증법은 단지 하나의 공적분관계만이 존재하는 二變量 模型의 경우에만 유효하게 되고, 변수간 안정적인 선형결합이 1개 이상 존재하는 다변량 모형의 경우에는 그 타당성을 잃게 된다. 이러한 문제는 多變量 共積分 檢證法에 의해서 해소될 수 있다.

· 2) 多變量 共積分 檢證法

동 기법은 Johansen(1988, 1991)과 Johansen and Juselius(1990, 1992), Hansen and Juselius(2000) 등에 의해 제시된 방법으로서 공적분에 대한 最尤推定法(maximum likelihood estimation)에 의해 분석되고 있다. 우선 그들의 연구에 의하면, p (변수의 수)차원의 벡터자기회귀(VAR) 기본모형은 다음과 같다.

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

여기서 X_t 는 $p \times 1$ 確率變數벡터, X_{-k+1}, \dots, X_0 는 일정한 값, μ 는 확률과정의 평균벡터, ε_t 는 平均 0과 共分散行列 Λ 를 갖는 상호독립적인 정규분포를 따르는 p 차원 確率殘差變數의 벡터(즉, $\varepsilon_t \sim i.i.d., N_p(0, \Lambda)$)로서 white noise를 나타낸다. 그리고 X_t 는 $I(1)$ 이라고 가정되어 있다.

식(1)은 線性結合法 및 差分法에 의하여 다음과 같이 誤差修正模型 형태로 표시할 수 있다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T), \quad (2)$$

9) 동 모형은 Engle and Granger(1987)의 代表定理(representation theorem)에 의해 제시되고 있으며, ARIMA 모형과는 달리 오차수정항으로 표시된 水準變數와 差分變數를 동시에 回歸方程式내에 포함시켜 분석한다는 데에 그 특징이 있다. 종속변수는 불안정한 수준변수에 의해 장기균형관계가 설명되고, 차분변수들에 의해 단기적 조정과정이 설명되는 모형이다. 결국 동모형은 時差가 붙은 오차수정항에 의하여 제약을 받는 벡터自己回歸模型으로 귀착된다. 이때 동모형에 포함된 수준변수들이 독자적으로는 불안정적이지만 이들의 선형결합은 안정적이라는 공적분관계가 유지된다는 것을 전제로 하기 때문에 假性回歸問題가 발생하지 않는다는 것이다. 결국 동모형이 시사하는 것은 수준변수들이 공적분됨에도 불구하고 차분변수만을 이용하여 자기회귀모형을 추정하게 되면, 모형의 設定誤謬의 문제가 발생하는 반면에 수준변수만을 사용하게 되면, 데이터가 시사하는 중요한 제약을 누락시키는 결과를 초래하게 된다는 점을 고려한 것이다. 기본모형은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum (\delta_i \Delta X_{t-i}) + \sum (\theta_i \Delta Y_{t-i}) + \nu_t$$

$\widehat{\varepsilon}_{t-1} = Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$ 는 오차수정항으로, $\widehat{\varepsilon}_{t-1} \sim I(0)$ 임.

여기서 $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ ($i = 1, \dots, k-1$), $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ 이고, $\Delta = 1 - L$ (L 은 時差決定因子)이다.

이때 행렬 Π 가 불완전한 階數를 갖는다(즉, $0 < \text{rank}(\Pi) < p$)고 하면, 공적분 가설은 다음과 같이 행렬 Π 의 축약계수로 표시될 수 있다.

$$H_1(r): \Pi = \alpha \beta' \quad (3)$$

여기서 α 와 β 는 完全階數(r 개의 계수를 갖는) $p \times r$ 행렬이다.

행렬 Π 에 대한 不完全階數假說 $H_1(r)$ 는 어떤 특정조건하에서는 ΔX_t 가 안정적이고, X_t 는 불안정적이지만, 선형결합 $\beta' X_t$ 는 안정적일 수 있음을 의미하는데, 이때 X_t 는 공적분벡터 β 와 공적분되어 있음을 뜻하므로 $\beta' X_t$ 는 불안정적인 시계열간의 안정적인 관계 즉, 공적분관계로 해석될 수 있다. 그리고 공적분공간인 행렬 Π 중에서 r 개의 열벡터를 공적분벡터 β 로 정의할 수 있는데 이때 r 이 共積分階數가 된다. 그리고 α 는 모형체제내의 p 개의 식에 대하여 각각의 공적분벡터에 부여되는 誤差調整係數의 行列로서 α 의 i 번째 행은 r 개의 공적분관계가 i 번째 시계열변수의 동태적 움직임에 미치는 영향을 나타낸다.

Johansen의 공적분검증법은 식(3)의 不完全階數 假說에 대한 尤度率 檢證法(likelihood ratio test; LR test)을 이용한다. Enders(1996)과 Hansen and Juselius(2000)는 LR검증통계량의 추정절차를 다음과 같이 상세히 설명하고 있다.

- (i) 검증모형에 대한 벡터自己回歸(VAR)의 時差數 k 를 결정한 다음, 귀무가설(3)을 전제로 식(2)를 다음 식(4)와 같이 표시한다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \beta' X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (t=1, \dots, T), \quad (4)$$

여기서 $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ ($i = 1, \dots, k-1$)이다. 그리고 행렬 Π 가 $\Pi = \alpha \beta'$ 로서 제약되어 있지만, 그 계수들은 독립되어 있다.

- (ii) ΔX_t 와 X_{t-k} 각각을 差分變數 $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ 에 대하여 회귀하고, 두 회귀식으로부터 각각의 잔차벡터 R_{0t} 와 R_{kt} 를 구한다.

- (iii) 이들 잔차벡터의 적률곱행렬(product moment matrices) S_{ij} 를 다음과 같이 정의한다.

$$S_{i,j} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{i,t} R_{j,t}', \quad (i, j = 0, k). \quad (5)$$

- (iv) 다음 식(6)에 의해서 固有根(eigenvalue) λ 에 대한 p 개의 解를 구한다

이때 대응되는 固有벡터(eigenvector) $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$ 가 $\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I_p$ 에 의하여 정규화되어 추정된다. ($1 > \hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$).

$$0 = | \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} |. \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } S_{kk} &= T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{kt} R'_{kt} S_{00} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{0t} R'_{0t} \\ S_{k0} &= T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{kt} R'_{0t} \end{aligned}$$

결국 β , α , 0 에 대한 최우 추정치는 다음과 같이 결정된다.

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r), \hat{\alpha} = S_{0k} \hat{\beta}, \hat{\theta} = S_{00} - \hat{\alpha} \hat{\alpha}' \quad (7)$$

(vi) 식(7)을 이용하여 다시 정리하면, 공적분 벡터가 최소한 r 개 존재한다는 歸無假說 $H_1(r)$ 하에서 다음과 같은 최우도함수가 도출되며,

$$L_{\max}^{-2/T} = |\hat{\theta}| = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i), \quad (8)$$

非制約模型 식(2)를 對立假說 H_0 로 하는 歸無假說 $H_1(r)$ 에 대한 LR검증은 다음과 같은 trace 檢證統計量에 의해 판별된다.

$$-2 \ln Q(H_1(r) | H_0) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (9)$$

여기서 $\hat{\lambda}_{r+1}, \dots, \hat{\lambda}_p$ 는 식(6)에서 S_{kk} 에 대한 $S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}$ 의 $(p-r)$ 개 最小固有根들이다. 일단 共積分階數 r 이 결정되면, λ_r 에 해당하는 고유벡터는 안정적인 잔차를 가져오는 변수의 선형조합을 나타낸다. 따라서 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 歸無假說은 처음 r 개를 제외한 $p-r$ 개의 고유치 λ_i 가 점근적으로 0과 같다(즉, $\lambda_i \neq 0, i=r+1, \dots, p$)는 것이다.

또한 Johansen은 공적분 벡터의 갯수 r 에 대한 검증 외에 i 번째 고유벡터에 대한 $i+1$ 번째 고유벡터의 유의성을 검증하기 위한 最大固有根(maximal eigenvalue) 검증통계량 λ_{\max} 를 다음과 같이 제시하고 있다. 이는 $H_1(r+1)$ 에 대한 $H_1(r)$ 의 비교에 이용된다.

$$-2 \ln Q[H_1(r) | H_1(r+1)] = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (10)$$

다음으로 β 에 대한 가설의 정형화와 검증을 통하여 분석모형에 대한 安定性 與否를 검증해야 한다. Enders(1996)과 Hansen and Juselius(2000)는 공적분벡터의 존재여부에 의하지 않고, 다음과 같은 가설을 설정하여 安定性 여부를 검증하고 있다.

$$H_2(r) : \beta = (H_2, \psi) \quad (11)$$

여기서 $H_2(r)$ 는 제약조건하의 既知의 행렬 $p \times r_1$ 이고, ψ 는 데이터로부터 추정된 未知의 가중행렬 $p \times r_2$ ($r = r_1 + r_2$)이다.

공적분관계의 $r_1 \leq r$ 이 알려져 있다는 가설에 대한 검증은 다음 식(12)와 같은 LR검증 통계량을 이용하여 수행될 수 있다. 즉, 非制約模型 $H_1(r)$ 를 對立假說로 하고, 공적분벡터에 대한 제약조건하에서 제약모형 $H_2(r)$ 에 대한 LR검증 통계량을 계산해야 한다.

$$-2 \ln Q(H_2(r) | H_1(r)) = T \left\{ \sum_{i=1}^{r_1} \log(1 - \hat{e}_i) + \sum_{i=1}^{r_1} \log(1 - \tilde{\lambda}_i) - \sum_{i=1}^{r_1} \log(1 - \hat{\lambda}_i) \right\}, \quad (12)$$

여기서 $\hat{\lambda}_i$ 는 식(6)의 고유근들이고, \hat{e}_i 는 다음 식의 고유근들이며,

$$|eH_2'S_{kk}H_2 - H_2'S_{k0}S_{00}^{-1}S_{k0}'H_2| = 0 \quad (13)$$

$\tilde{\lambda}_i$ 는 다음 식의 고유근들이다.

$$|\lambda I - C'S_{k0}^*S_{00}^{*-1}S_{k0}'C| = 0, \quad (14)$$

여기서 C 는 다음 식의 $(p-r_1)$ 개의 正의 고유근들과 관련된 고유벡터들의 행렬이다.

$$|S_{kk}^* - \mu I| = 0, \quad (15)$$

여기서 $S_{ij}^* = S_{ij} - S_{ik}H_2(H_2'S_{kk}H_2)^{-1}H_2'S_{kj}$, $i, j=0$ 이다.

따라서 식(12)의 LR검증 통계량은 自由度 $(p-r)r_1$ 하에서 漸近的으로 χ^2 분포한다.

3. 分析結果

1) 單位根 檢證

<표 1>은 전술한 분석모형(I, II, III, IV, V)을 구성하는 금융시계열 변수에 대한 안정성 여부에 대해서 상수항만을 고려한 AR모형을 이용하여 분석한 단위근 검증결과를 제시하고 있다¹⁰⁾. 이 때 歸無假說은 이들 시계열이 I(0)과정이라는 對立假說에 대하여 I(1)과정이라는 것을 의미한다.

<표 1>을 보면, 수준변수에 대한 檢證 統計量값이 거의 대부분 非有意의이므로 귀무가설이 채택됨으로써 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 이처럼 시계열 변수가 통계적 불안정성을 보인다는 사실은 이들 변수의 변화에 確率的 趨勢가 존재한다는 것을 의미한다. 한편 이들 수준변수에 대한 1계 차분변수의 경우는 모두 다 안정적임을 확인할 수 있다.

이와 같이 분석모형을 구성하는 수준변수들이 단위근을 갖는 것으로 그리고 1계 차분변수들이 안정적인 것으로 판정되면, 분석모형에 대한 공적분 검증이 이루어져야 한다.

10) 시차수의 결정방법은 AIC 등 연구자에 따라 다양하다. Diebold and Nerlove(1988)의 연구는 ADF 검증의 경우 $q \equiv T^{1/4}$ (T : 표본수, q : 시차수)을 이용하고, Newey and West(1987)는 PP검증의 경우 $q \equiv 4(T/100)^{2/9}$ (T : 표본수, q : 시차수)을 이용하기도 한다.

<표 1> 單位根 檢證結果

구 분	水準變數					1階 差分變數					
	S_t	IR_t	IR_t^*	SPI_t	SPI_t^*	S_t	IR_t	IR_t^*	SPI_t	SPI_t^*	
k=1	ADF	-1.8	-4.0*	-4.4*	-1.7	-0.7	-40.2	-37.8	-55.8	-36.2	-38.3
	PP	-1.6	-3.6*	-5.0*	-1.6	-0.7	-45.0	-42.8	-72.1	-48.7	-51.7
k=2	ADF	-1.5	-3.5*	-3.3	-1.7	-0.6	-27.8	-32.0	-46.3	-29.5	-31.4
	PP	-1.6	-3.6*	-4.3*	-1.7	-0.7	-44.7	-42.5	-76.1	-48.7	-51.7
k=3	ADF	-1.7	-3.6*	-2.8	-1.7	-0.6	-37.0	-31.0	-41.0	-26.5	-27.6
	PP	-1.6	-3.6*	-3.9*	-1.7	-0.6	-44.8	-42.3	-80.9	-48.7	-51.7
k=4	ADF	-1.0	-3.0	-2.3	-1.6	-0.6	-38.2	-28.8	-36.4	-24.0	-25.0
	PP	-1.5	-3.4	-3.7*	-1.7	-0.6	-44.5	-42.1	-85.6	-48.7	-51.7
k=5	ADF	-0.6	-2.7	-2.1	-1.6	-0.6	-28.8	-25.9	-32.0	-22.3	-22.9
	PP	-1.3	-3.3	-3.5*	-1.7	-0.6	-44.5	-41.9	-89.8	-48.7	-51.7
k=6	ADF	-0.7	-2.7	-2.0	-1.6	-0.6	-22.3	-24.6	-30.0	-20.9	-21.1
	PP	-1.2	-3.2	-3.5*	-1.6	-0.6	-44.8	-41.8	-92.9	-48.6	-51.8
k=7	ADF	-0.9	-2.5	-1.8	-1.5	-0.6	-19.7	-25.3	-30.0	-19.4	-20.5
	PP	-1.1	-3.1	-3.4	-1.6	-0.6	-45.1	-41.9	-97.0	-48.6	-51.8
k=8	ADF	-1.1	-2.2	-1.6	-1.6	-0.6	-17.4	-22.0	-28.7	-17.4	-19.8
	PP	-1.1	-3.0	-3.3	-1.6	-0.6	-45.3	-42.0	-102.8	-48.6	-51.8
k=9	ADF	-1.1	-2.3	-1.5	-1.6	-0.5	-15.4	-20.4	-28.6	-16.5	-19.4
	PP	-1.1	-2.9	-3.2	-1.6	-0.6	-45.2	-42.1	-108.5	-48.6	-51.9
k=10	ADF	-1.2	-2.2	-1.3	-1.6	-0.5	-16.6	-19.2	-28.9	-15.9	-18.2
	PP	-1.2	-2.8	-3.2	-1.6	-0.6	-44.9	-42.2	-114.8	-48.6	-52.0

주: 1) ADF, PP는 각각 Augmented Dickey-Fuller와 Phillips-Perron의 검증통계량임.

2) k는 차분추가항의 差數임.

3) 관찰치수 500개 이상 대한 단측검증의 경우, 1% 유의수준하에서 임계치가 -3.43, 5% 유의수준하에서 -2.86, 10% 유의수준하에서 -2.57이므로 검증 통계량값이 각 유의수준하에서 해당 임계치보다 낮으면 귀무가설 I(1)이 기각되고, 높으면 귀무가설이 채택됨(Enders, 1996). 따라서 수준변수중에서 *표시된 변수만 유의적인 검증통계량이고, 차분변수는 모두 다 유의적인 검증통계량임.

4) 위 단위근 검증 결과는 분석 전기간(1992.1.3-2001.3.31)을 대상으로 분석한 결과이다. 그러나 변동환율제도 도입 전·후로 기간을 나누어서 분석한 결과는 훨씬 더 좋은 성과를 보이고 있다.

2) 二變量 共積分 檢證

이변량 공적분 검증법에 의하면, 전술한 분석모형(I, II, III, IV, V)에서 설명변수가 공적분되어 있지 않을 경우(단위근이 존재하지 않을 경우), 이들 변수의 선형조합은 불안정적이므로 回歸殘差 ϵ_t 는 불안정적일 것이다. 따라서 이 기법은 회귀잔차가 불안정적이라는 가설 즉, 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설 I(1)에 대해서 검증하게 된다.

<표 2>는 ADF 단위근 검증법을 이용하여 본 연구 분석모형의 회귀잔차에 대한 안정성 여부를 검증한 결과를 제시하고 있고, 분석모형에 대한 구조적 안정성 여부에 대하여 通常最小自乘法을 이용하여 추정한 결과를 제시하고 있으며¹¹⁾, 동시에 誤差修正模型의 추정결과도 함께 제시하고 있다.

11) 이변량 공적분 검증법은 2가지가 있다. 하나는 회귀잔차에 대한 DF검증법, ADF검증법, PP검증법 등이고, 다른 하나는 공적분 회귀식의 Durbin-Watson통계량을 이용하여 회귀잔차가 확률보행을 따르는

우선 ADF값이 1% 유의수준하에서 모두 통계적 有意性을 보임에 따라 귀무가설이 기각됨으로써 본 연구 분석모형의 변수간에 공적분 관계가 명확히 존재한다고 볼 수 있다. CRDW값 또한 모두 통계적으로 유의적이므로 분석모형이 구조적으로도 안정성을 갖추고 있다고 볼 수 있다.

<표 2> 二變量 共積分 檢證結果

구 분	분석모형	공적분 모형		오차수정모형		
		ADF (DW)	CRDW	오차수정항	t값	DW
전분석기간 (1992. 1. 3 - 2001. 3.31)	모형 I	-40.14* (1.955)	1.702*	0.156	8.21*	1.960
	모형 II	-41.50* (1.954)	1.713*	0.160	8.57*	1.955
	모형 III	-40.39* (1.955)	1.718*	0.152	8.06*	1.962
	모형 IV	-37.76* (2.011)	1.601*	0.133	7.01*	2.013
	모형 V	-36.65* (2.000)	1.876*	0.013	0.67****	2.029
변동환율제도 도입 이전 기간 (1992. 1. 3 - 1997.12.15)	모형 I	-18.99* (2.006)	1.256**	-0.216	-9.24*	2.006
	모형 II	-19.10* (2.011)	1.275**	-0.213	-9.19*	2.005
	모형 III	-19.09* (2.011)	1.273**	-0.218	-9.34*	2.006
	모형 IV	-30.73* (2.007)	1.551**	0.158	6.76*	2.005
	모형 V	-29.64* (1.987)	1.752*	0.067	2.80*	1.985
변동환율제도 도입 이후 기간 (1997.12.16 - 2001. 3.31)	모형 I	-26.11* (1.933)	1.784*	0.153	5.02*	2.014
	모형 II	-26.91* (1.937)	1.773*	0.219	7.58*	1.936
	모형 III	-26.29* (1.931)	1.796*	0.144	4.81*	2.023
	모형 IV	-21.07* (1.881)	1.917*	-0.021	-0.65****	1.898
	모형 V	-21.71* (1.999)	1.949*	-0.016	-0.49****	2.053

- 주) 1) *는 1% 유의수준하에서, **는 5% 유의수준하에서, **** 10% 유의수준하에서 유의적이며, ****는 비유의적임.
 2) 단위근 검증과 오차수정모형 추정의 경우 k=1을 적용함, 상수항만을 고려하여 모형 구축함.
 3) CRDW는 cointegrating regression Dubin-Watson 통계량임.

오차수정항에 대한 추정계수는 측정시기에 균형상태로부터의 이탈(즉, 前期의 실제치와 균형치간의 괴리) 중에서 本期의 종속변수에 영향을 미치는 정도를 나타낸다. 분석결과를 보면, 전분석 기간의 경우 모형 V, 변동환율제도 도입 이후기간의 경우 모형 IV와 모형 V가 통계적으로 의미 없는 분석 결과를 보이고 있다. 변동환율제도 도입 이후 기간의 경우 다른 모형과 마찬가지로 모형 IV와 V는 공적분 검증의 경우 좋은 성과를 보이고 있지만, 오차수정항의 추정결과는 균형상태로부터의 이탈 중에서 종속변수에 미치는 영향이 -1.6%~ -2.1%로 아주 미약하고 통계적으로도 비유의적이다.

2) 多變量 共積分 檢證

<표 3>는 VAR(식4)에 상수항만을 고려하고 분석한 다변량 공적분 검증결과를 제시하고 있다. 분석결과를 보면, trace 검증법이 L-max 검증법 보다 더 높은 검증력을 보이고 있고, 모형 III(IV,V)가 모형 I,II보다 더 나은 성과를 보이고 있으며, 우리나라가 변동환율제도를 도입하기 이전의 성과가 그 이후보다 더 높은 성과를 보이고 있다. 분석모형 I 과 II의 경우 1% 유의수준하에서 많아야 2개

지를 검증하는 방법이다.

의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설이 기각됨으로써 모형을 구성하는 변수간에 최소한 2개의 공적분 관계가 존재하게 된다. 분석모형 III, IV, V의 경우 1% 유의수준하에서 많아야 4개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설이 기각됨으로써 모형을 구성하는 변수간에 최소한 4개의 공적분 관계가 존재하게 된다.

<표 3> LR 檢證 結果

구 분	귀무가설(대립가설)		검증통계량					
			1992. 1. 3 - 2001. 3.31		1992. 1. 3 - 1997.12.15		1997.12.16 - 2001. 3.31	
	trace	L-max	trace	L-max	trace	L-max	trace	L-max
모형 I	r=0 (r > 0)	r=0(r=1)	5815	2872	3451	1901	2254	905
	r≤1(r > 1)	r=1(r=2)	2942	1541	1549	886	1348	698
	r≤2(r > 2)	r=2(r=3)	1400	1400	663	663	649	649
모형 II	r=0 (r > 0)	r=0(r=1)	2348	898	1256	581	860	337
	r≤1(r > 1)	r=1(r=2)	1449	777	675	449	523	284
	r≤2(r > 2)	r=2(r=3)	672	672	226	226	238	238
모형 III, IV, V	r=0 (r > 0)	r=0(r=1)	9546	2880	5755	1903	3629	916
	r≤1(r > 1)	r=1(r=2)	6665	2042	3852	1291	2713	754
	r≤2(r > 2)	r=2(r=3)	4622	1766	2561	1018	1958	729
	r≤3(r > 3)	r=3(r=4)	2856	1481	1542	884	1229	666
	r≤4(r > 4)	r=4(r=5)	1374	1374	657	657	562	562

주) 1) k=1을 적용하고, 상수항만을 고려하여 모형을 구축함.
 2) 모든 통계량이 1% 유의수준하에서 유의적임.

그러나 공적분 벡터의 존재여부라든가 종속변수의 계수를 1로 정규화하고 정규화된 고유벡터에 의해서 분석모형(I, II, III, IV, V)의 長期 均衡關係에 대한 성립여부를 판단한다는 것은 다소 애매한 문제를 내포하고 있다. 따라서 非制約模型(식3)을 대립가설로 하고 공적분 벡터가 [1 -1 1], [1 -1 1], [1 -1 1 -1 1]이라는 귀무가설하에서 制約模型(식11)에 대한 LR검증 통계량을 이용하여 분석모형의 安定性 여부를 분석해야 하는데, 이에 대한 多變量 假說檢證 結果는 <표 4>와 같다. LR 검증 통계량과 p값을 보면, 모형 II의 변동환율제도 도입 이전기간을 제외하고 모든 경우가 5% 유의수준하에서 귀무가설을 기각할 수 없다. 특히 모형 II와 III(IV, V)의 경우는 우리나라가 변동환율제도를 도입한 이후의 성과가 그 이전보다 더 높은 성과를 보이고 있다.

<표 4> 多變量 假說檢證 結果

구 분	1992. 1. 3 - 2001. 3.31			1992. 1. 3 - 1997.12.15			1997.12.16 - 2001. 3.31		
	공적분 계수(r)	LR 통계량	p-value	공적분 계수(r)	LR 통계량	p-value	공적분 계수(r)	LR 통계량	p-value
모형 I	2	0.52	0.77*	2	0.12	0.94*	2	0.28	0.87*
모형 II	2	4.31	0.12*	2	10.56	0.01**	2	0.10	0.95*
모형 III, IV, V	4	3.83	0.43*	4	9.32	0.05*	4	1.70	0.79*

주) *는 5%의 유의수준하에서 유의적임, **는 5% 유의수준하에서 비유의적임.

여기서 우리는 전술한 trace와 L-max 검증에 의해서 살펴본 바와 같이 환율과 국내·외 금리 변동간(모형Ⅰ의 경우), 환율과 국내·외 주가지수 변동간(모형Ⅱ의 경우), 환율과 국내·외 금리 및 국내·외 주가지수간(모형Ⅲ의 경우)에 장기관계 즉, 공적분 관계가 존재한다 할지라도 다변량 가설 검증에 의하여 분석모형이 長期均衡關係로부터 有意的으로 이탈할 수도 있다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 본 연구의 경우 모형Ⅱ에서 우리나라가 변동환율제도를 도입하기 이전의 경우를 제외하고 모든 분석모형의 장기균형관계가 유의적으로 성립하고 있다. 특히 모형Ⅲ의 경우를 보면, 변동환율제도 도입 이전의 경우 장기균형관계가 겨우 성립하는 반면 그 변동환율제도 도입 이후의 경우 장기균형관계가 더욱 강하게 성립되고 있다.

이러한 분석결과를 통해서 볼 때 우리나라가 1997년 말 通貨危機가 발생한 이후 자유변동환율제도로 이행하고, 1998년부터 채권시장과 주식시장 등 자본시장을 전면 개방함과 동시에 1999년부터 외환거래 자유화폭을 대폭 확대시켜감에 따라 환율·금리·주가 등 금융변수 변동의 상호연관성이 더욱 증대되고 있음을 확인할 수 있다. 또한 기존의 전통적인 환율결정모형에 주가변동을 포함한 구조모형을 구축하고 분석한 결과 推定成果도 한층 개선된다는 사실을 확인할 수 있다.

IV. 結 論

본 연구는 우리나라를 대상으로 환율과 금리 및 주가간의 균형관계를 나타내는 分析模型을 구축·제시하고, 그 분석모형을 구성하고 있는 日別 국내·외 금융지표의 변동간에 長期關係가 성립하는지 즉, 共積分 關係의 성립여부를 분석한다. 또한 이들 금융지표간 균형관계에 대한 安定性(stationary) 여부를 검증함으로써 제시한 분석모형의 有效性 즉, 長期均衡關係에 대한 성립여부를 분석하는데 중점을 두고 있다.

그리고 그 장기균형관계가 경제여건 변화에 따라 어떻게 변화해 가고 있는지 등을 共積分 檢證技法을 이용하여 실증적으로 분석함으로써 政策的 示唆點을 도출하는데, 그 목적을 두고 있다.

본 연구의 분석결과, 첫째, 분석모형을 구성하는 수준변수들이 모두 다 단위근을 갖는 것으로 그리고 차분변수들이 안정적인 것으로 판명되고 있다. 둘째, 이변량공적분 검증 결과 본 연구의 분석모형을 구성하는 변수간에 공적분 관계가 명확히 존재한다는 사실이 발견되고 있다. CRDW값 또한 유의적인 성과를 보임으로써 분석모형이 구조적으로도 안정성을 갖추고 있다. 셋째, trace와 L-max 검증에 의해서 살펴본 바와 같이 환율과 국내·외 금리 변동간(모형Ⅰ의 경우), 환율과 국내·외 주가지수 변동간(모형Ⅱ의 경우), 환율과 국내·외 금리 및 국내·외 주가지수간(모형Ⅲ의 경우)에 장기관계 즉, 공적분 관계가 존재한다 할지라도 다변량 가설검증에 의하여 분석모형이 長期均衡關係로부터 有意的으로 이탈할 수도 있다는 사실을 확증하고 있다.

이러한 분석결과를 통해서 볼 때 우리나라가 1997년 말 通貨危機가 발생한 이후 자유변동환율제도로 이행하고, 1998년부터 채권시장과 주식시장 등 자본시장을 전면 개방함과 동시에 1999년부터 외환거래 자유화폭을 대폭 확대시켜감에 따라 환율·금리·주가 등 금융변수 변동의 상호연관성이 더욱 증대되고 있다고 볼 수 다. 또한 기존의 전통적인 환율결정모형에 주가변동을 포함한 구조모형을 구축하고 분석한 결과 推定成果도 한층 개선되고 있다. 따라서 통화당국은 단순히 채권시장만을

가정하고 있는 金利平價條件에 기초한 金融·換率政策보다는 주식시장도 적극 고려하여 제반 경제 정책을 수립해야 한다고 사료된다.

參 考 文 獻

- 김명기·문소상, "환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석," 한국은행, 「경제분석」제4권 제2호, 1998. pp. 93-122.
- 김명직·장국현, 「금융시계열분석」, 경문사, 1998.
- 김정식, "원/달러 환율 변동성의 원인에 관한 연구," 한국은행, 「금융경제연구」제113호, 2001.
- 오정근, "주식시장이 채권시장보다 활발인 개방경제에서 금리·주가·환율·경상수지간의 상관관계," 한국은행, 「금융경제연구」제104호, 2000.
- 이영식, "구매력평가의 장기균형관계는 성립하는가?," 한국국제경제학회 「국제경제연구」, 제 2권 2호, 1996, pp.205-24.
- Abdalla, Issam S. A. and Victor Murinde, "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines," *Applied Financial Economics* 7, 1997, pp. 25-35.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Ahmad Sohrabian, "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollars," *Applied Economics* 24, 1992, pp. 459-64.
- Basurto, Gabriela and Atish Ghosh, "The Interest Rate-Exchange rate Nexus in the Asian Crisis Countries," IMF Working Paper 00/19, 2000.
- Baxter, Marianne, "Real Exchange Rate and Real Interest Differentials," *Journal of Monetary Economics* 33, 1994. pp. 5-37.
- Booth, James R. and Lena Chua Booth, "Economic Factors, Monetary Policy, and Expected Returns on Stocks and Bonds," FRB of San Francisco, *Economic Review* 2, 1997. pp. 32-42.
- Berk, Jan Marc and Klass H. W. Knot, "Co-Movements in Long-Term Interest Rates and the Role of PPP-Based Exchange rate Expectations," IMF Working Paper 99/81, 1999.
- Chami, Ralph, Thomas F. Cosimano and Connel Fullenkamp, "The Stock Market Channel of Monetary Policy," IMF Working Paper 99/22, 1999.
- Diebold, F. X. and M. Nerlove, "Unit Roots in Economic Time Series: A Selective Survey," in T. Fomby and G. Rhodes, eds., *Advances in Econometrics* 8, 1988.
- Edison, Hali J. and B. Dianne Pauls, "A Re-assessment of the Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-90," *Journal of Monetary Economics* 31, 1993, pp.165-87.
- Enders, Walter, *RTAS Handbook for Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., 1996.
- Engle, Robert F. and Byung Sam Yoo(1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol. 35, pp.143-159.

- Goldfajn, Ilan and Poonam Gupta, "Does Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate Following a Currency Crisis?," IMF Working Paper 99/42, 1999.
- Goldfajn, Ilan and Taimur Baig, "Monetary Policy in the Aftermath of Currency Crisis, IMF Working Paper 98/170, 1998.
- Hansen, Henrik and Katarina Juselius, CATS in RATS(Cointegration Analysis of Time Series), Estima, 2000.
- Johansen, Søren(1988), "Statistical Analysis of Co-Integration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen, Søren(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," Econometrica, Vol. 59, pp.1551-1580.
- Johansen, Søren and Katarina Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-Integration- With Applications to the Demand for Money," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, pp.169-210.
- Johansen, Søren and Katarina Juselius(1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK," Journal of Econometrics, Vol. 53, pp.211-244.
- MacDonald, Ronald and Jun Nagayasu, "The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study," IMF Working Paper 99/37, 1999.
- Mackinnon, J. C., "Critical Values for Cointegration Tests," in R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds., Long-Run Economic Relationships, 1991.
- Meese, Richard and Kenneth Rogoff, "What is Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period," Journal of Finance 43, 1988. pp. 933-48
- Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance matrix," Econometrica 55, 1987, pp. 347-70.
- Simone, Francisco Nadel-De and W. A. Razzak, "Normal Exchange Rates and Normal Interest Rate Differentials, IMF Working Paper 99/141, 1999.
- Smirlock, Michael and Jess Yawitz, "Asset Returns, Discount Rate Changes, Market Efficiency, " The Journal of Finance 40, 1985, pp.1141-58.
- Smith, C. E., "Equities and UK Exchange Rates," Applied Economics 24, 1992a, pp. 327-35.
- Smith, C. E., "Stock Markets and Exchange Rate: A Multi-Country Approach," Journal of Macroeconomics 14, 1992b, pp. 607-29.
- Wu, Jyh-Lin, "A Re-examination of the Exchange Rate-Interest Differential Relationship: Evidence from Germany and Japan," Journal of International Money and Finance 18, 1999, pp. 319-36.