



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

經濟學博士學位論文

구조변화를 고려한 주가와 환율의
장·단기관계에 관한 실증연구



2010年 2月

釜慶大學校大學院

經濟學科

金正熙

經濟學博士學位論文

구조변화를 고려한 주가와 환율의
장·단기관계에 관한 실증연구

指導教授 장 병 기

이 論文을 經濟學博士學位論文으로 提出함



2010年 2月

釜慶大學校大學院

經濟學科

金正熙

金正熙의 經濟學博士 學位論文을 認准함.

2010年 2月 25日



主 審 經 濟 學 博 士 洪 張 표 (印)
委 員 經 濟 學 博 士 沈 成 훈 (印)
委 員 經 濟 學 博 士 李 炳 근 (印)
委 員 經 濟 學 博 士 尹 成 민 (印)
委 員 經 濟 學 博 士 張 炳 기 (印)

<목 차>

제1장 서론	1
제1절 연구의 배경 및 목적	1
제2절 논문의 내용 및 구성	5
제2장 선행연구 검토	6
제1절 국내연구	6
제2절 해외연구	9
제3장 이론적 배경 및 모형	12
제1절 주가와 환율의 관계	12
제2절 환율결정모형	13
1. 통화모형	14
2. 포트폴리오 균형 모형	17
3. 종합모형	19
제3절 주가결정모형	20
제4장 실증분석 방법 및 모형	21
제1절 실증분석 방법	21
1. 단위근 검정	21
2. 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정	28
3. ARDL 한계검정법(bounds test)	29
제2절 실증분석 모형	32
1. 단순관계모형	32
2. 통화모형	35
3. 종합모형	37
4. 주가결정모형	40

제5장 실증분석 결과	44
제1절 자료	44
제2절 단순관계모형	46
1. 단위근 검정 결과	47
2. G&H 공적분 검정 결과	48
3. ARDL 한계검정 결과	51
제3절 통화모형	59
1. 단위근 검정 결과	60
2. G&H 공적분 검정 결과	61
3. ARDL 한계검정 결과	63
제4절 종합모형	66
1. 단위근 검정 결과	66
2. G&H 공적분 검정 결과	67
3. ARDL 한계검정 결과	70
제5절 추가결정모형	73
1. 단위근 검정 결과	74
2. G&H 공적분 검정 결과	75
3. ARDL 한계검정 결과	80
제6절 외국인 주식투자를 고려한 경우	86
1. 단순관계모형	86
2. 통화모형	94
3. 종합모형	96
4. 추가결정모형	99
제6장 결론	103
참 고 문 헌	111
부 록	118

〈표 차례〉

<표 5-1> 기초통계량	45
<표 5-2> 단순관계모형의 단위근 검정결과	47
<표 5-3> <i>kospi</i> 변수를 이용한 G&H 공적분 검정 결과	49
<표 5-4> <i>realkospi</i> 변수를 이용한 G&H 공적분 검정 결과	50
<표 5-5> $ws \leftarrow kospi$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	52
<표 5-6> $kospi \leftarrow ws$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	55
<표 5-7> $ws \leftarrow realkospi$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	57
<표 5-8> $realkospi \leftarrow ws$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	58
<표 5-9> 통화모형의 단위근 검정 결과	60
<표 5-10> 통화모형의 G&H 공적분 검정결과	61
<표 5-11> 통화모형의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과	65
<표 5-12> 종합모형의 단위근 검정결과	67
<표 5-13> 종합모형의 G&H 공적분 검정결과	68
<표 5-14> 종합모형의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	70
<표 5-15> 추가결정모형의 단위근 검정결과	75
<표 5-16> 추가결정모형-I G&H 공적분 검정결과	76
<표 5-17> 추가결정모형-II G&H 공적분 검정결과	78
<표 5-18> 추가결정모형-I 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	81
<표 5-19> 추가결정모형-II 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과	85
<표 5-20> 외국인 주식투자를 고려한 경우의 단위근 검정결과	87
<표 5-21> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-I ARDL 한계검정 결과	88
<표 5-22> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-II ARDL 한계검정 결과	90
<표 5-23> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-III ARDL 한계검정 결과	91
<표 5-24> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-IV ARDL 한계검정 결과	93
<표 5-25> 외국인 주식투자를 고려한 통화모형의 ARDL 한계검정 결과	95
<표 5-26> 외국인 주식투자를 고려한 종합모형의 ARDL 한계검정 결과	96
<표 5-27> 외국인 주식투자를 고려한 추가결정모형-I ARDL 한계검정 결과	100
<표 5-28> 외국인 주식투자를 고려한 추가결정모형-II ARDL 한계검정 결과	102

<표 6-1> 모형별 장·단기 균형관계에 대한 결과 요약 104
 <표 6-2> 외국인 주식투자를 포함·포함하지 않은 경우의 각 모형별 결과 108

<그림 차례>

<그림 1-1> 주가와 환율 2
 <그림 5-1> 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값: 종속변수가 환율인 경우 52
 <그림 5-2> 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값: 종속변수가 주가인 경우 54
 <그림 5-3> 통화모형의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값 63
 <그림 5-4> 종합모형의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값 69
 <그림 5-5> 추가결정모형-I의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값 77
 <그림 5-6> 추가결정모형-II의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값 79

An Empirical Study on the Long-Run and Short-Run Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Considering Structural Changes

Joung Hee Kim

Department of Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

In order to analyze a short term and a long term relation between a stock price and a foreign exchange rate considering structural changes, the latest measuring methods together with various models were applied, so this study shall have following distinctions from previous ones.

First, in order to understand the relation between a foreign exchange rate and a stock price, we have compared and analyzed results of various models such as the simple relationship model, the monetary model, the composite model, the stock pricing model and a case of foreigner's stock investment etc while previous ones were limited to analyze only a single model. Second, since a confidence problem may happen if they analyze by separating artificially periods paying attention to relation changes inside financial markets only neglecting structural changes, we, in this study have separated periods utilizing the analysis method of Gregory and Hansen's cointegration tests(1996a,b, hereafter say G&H) which in its nature selects structural breaks. Third, normally they are conducting the unit root test to verify the stationary of time series data before analyzing. But since this unit root test may bring different results or low inconsistency according to test methods, they have found a problem of the near unit root, means an insufficient explanation with this unit root test. So, we have tried to overcome this problem by using the bounds test of Pesaran, Shin and Smith(2001). Fourth, when they separate periods by G&H cointegration tests accounting structural breaks, a problem of small sample can occur due to using monthly data. specially if the

sample is small, there could be a limitation that can not use such a traditional cointegration tests of Johansen(1988). Thus in this study, we could solve the problem of small sample by using the bounds test.

The results of this study by models are summarized as follows. In the simple relationship model, it is determined that the relationship between a foreign exchange rate and a stock price becomes stronger in a negative relationship as the financial market develops after the foreign exchange crisis. On the other hand, it is confirmed that the impact of a stock price on a foreign exchange rate is more clear than that of a foreign exchange rate on a stock price is.

In the monetary model, the impact of a stock price on a foreign exchange rate became more stronger in a negative way after the foreign exchange crisis, and a short term impact became clearly more stronger in a negative way after the foreign exchange crisis while it didn't exist before the foreign exchange crisis.

In the composite model, a long term impact on a stock price didn't seem to be significant statistically before the foreign exchange crisis, but in the period of after and including the foreign exchange crisis, a stock price did impact clearly on a foreign exchange rate in a negative relationship. A short term impact after the foreign exchange crisis became stronger in negative way than before the foreign exchange crisis. In the stock pricing model, as they allowing foreigner's stock investment, the impact of a foreign exchange rate on a stock price became stronger in a negative way. specially, in case of a long term impact, in the period where the limitation of foreigner's stock investment was completely abolished, the impact of a foreign exchange rate on a stock price became stronger in negative way, and the same negative impact was found in a short term impact.

When we combine results of above models, in the simple relationship model, the monetary model, the composite model and the stock pricing model, we could clearly find that a stock price did impact on a foreign exchange rate in negative way since they have opened the capital market in the early of 1990s and the foreign exchange crisis of 1997. This is the result which is in consistent with those of previous studies by Sim & Chang(2008), Lee Kunyoung(2002), Hwang Sunwoong · Choi Jaehyuk(2006), Chung Sungchang · Chang Seokyoung(2002) and Soenen · Henningar(1988).

In models of the simple relationship model, monetary model, the composite model and the stock pricing model accounting foreigner's stock investment, in general, a negative relationship of a stock price and a foreign exchange rate became weaker or disappeared. In spite of considering the variable of foreigner's stock investment, the reason why there still existing a negative relationship between a stock price and a foreign exchange rate seems to be the same time lag factor in a short term relationship. And a foreigner's stock investment seemed to impact on a foreign exchange rate in a negative way while on a stock price in a positive way.

When comparing to previous studies, this study could derive a meaningful result even in monthly data while they did only in daily data. This result illustrates that a relationship with a financial market is more important rather than with a commodity market. We could find that the capital market which is completely open after the foreign exchange crisis is exposed to the investment environment that has a deep relation with a foreign exchange market as the foreigner's stock investment increasing. Thus, the result of this study is believed to help investors understanding exactly the interaction of financial markets for establishing an effective strategy of financial assets.



제1장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

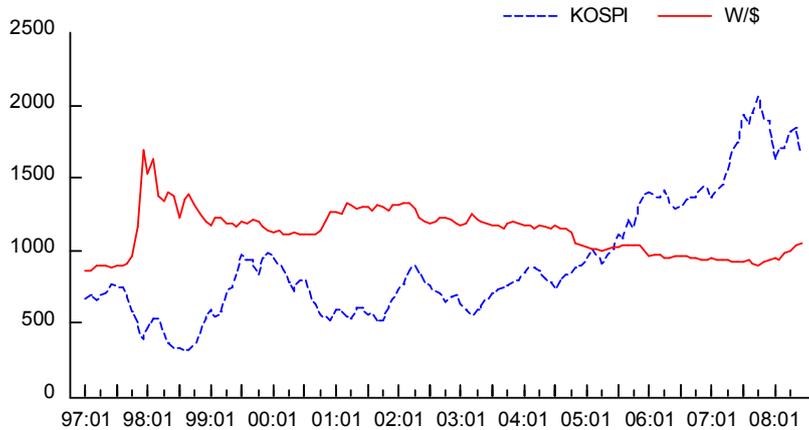
세계 경제의 글로벌화와 자유화로 인해 각국의 금융시장 개방화가 진전되면서 우리나라 또한 주식시장과 외환시장에서의 유동성과 개방성이 증대되었다. 이로 인해 환율과 주가가 우리경제에 미치는 영향력의 크기도 증대되었을 뿐만 아니라 최근 들어 환율시장과 주식시장의 연계성도 더욱더 밀접해졌다. 특히 외환위기 이후 주식시장 완전 개방과 함께 외국인의 주식투자가 급증함¹⁾에 따라 외국인 투자자들의 매매상황에 따른 주가 영향력이 더욱 확대되는 추세에 있으며, 외국자금의 빈번한 유출입으로 <그림 1>에서 나타난 것처럼 주가와 환율의 역의 상관성이 증가하고 있다.²⁾ 그러다보니 투자환경이 악화되었을 경우 외국인들이 급격히 시장을 이탈하면서 발생하는 자금유출과 관련하여 주식시장뿐만 아니라 외환시장에도 그 파장이 고스란히 전파되고 있는 실정이다. 외국인의 투자행태와 대외여건 변화의 영향을 크게 받는 것으로 나타남에 따라 외국인 투자자금의 빈번한 유출입이 금융시장 및 거시경제의 교란요인으로 작용할 가능성이 커졌다.

특히 우리나라의 경우 무역의존도가 매우 높기 때문에 외국인이 수출을 통한 경기회복에 따라 투자를 늘리거나 감소시킬 경우 기업들의 수출경쟁력과 매출에 영향을 주게 된다. 이러한 영향력이 외환시장이나 주식시장에 그대로 전파될 뿐만 아니라 높은 무역의존도 때문에 영향력의 폭도 클 것으로 예상된다. 따라서 투자자들은 금융시장간 연계성이 한층 강화된 투자환경에 노출되면서 효율적인 금융자산 투자 전략을 위해서는 금융시장간 상호작용에 대한 정확한 이해가 필요할 것으로 보인다.

1) 외국인 투자자의 상장주식 보유비중은 1992년 4.9%, 1995년 11.9%, 2000년 30.1%, 2005년 39.7%, 2008년 6월 30.7%로 증가 추세에 있음.

2) 특히 외환위기 이후 부(-)의 상관관계가 직관적으로 확인된다.

<그림 1-1> 주가와 환율



자료: 한국은행, 증권선물거래소

또한 경제학적인 관점에서 환율을 살펴보면 환율은 하나의 가격으로 외환의 수요와 공급에 의해 결정된다. 이러한 외환시장의 수급 결정요인은 장기적으로는 경상수지에 의해 가장 크게 영향을 받지만 국제적인 시장개입 공조, 국가 간 이자율 차이, 시장기대 혹은 심리적 요인, 외국인 주식자금 순유입 추이 등에 의해서도 영향을 받는다. 외환의 수요와 공급에 영향을 주는 변수들은 단기적으로 강세요인이었다가 장기적으로 약세요인으로 작용하기도 하며 어떤 한 변수가 시장에 참여한 투자자들의 시각에 따라 강세요인이 되기도 하고 약세요인이 되기도 한다. 따라서 환율 결정 요인을 단기적 요인과 장기적 요인으로 나누어 다양한 관점에서 살펴보면 실무적으로 도움이 될 것이다. 즉 환율과 외화자산을 운용하는 기업과 금융기관, 환율과 해외펀드에 투자한 개인 펀드투자가, 유학생, 외화예금 보유자 등은 환율 추세를 정확히 판단하고 예측해야 하므로 본 연구의 결과가 이들에게 도움을 줄 것으로 사료된다.

이러한 점에 착안하여 주가와 환율의 장·단기관계 분석을 하려고 한다. 기존연구의 형태는 하나의 모형을 사용하여 환율과 거시경제변수들과의 관계를 분석하는 것에 중점을 두었다. 통화모형을 사용한 선행연구에는 이충언(2005), 조정구(2002),

서병선(2001), 지호준·김영일(1999), Sim & Chang(2008), Morley(2007), Granger, Huang and Yang(2000), Muradoglu, Taskin and Bigan(2000), Aggarwal(1981), Roll(1992), Soenen and Hennigar(1988) 등이 있다. 포트폴리오모형을 사용한 연구에는 이근영(2002)이 있으며, 이근영(2003, 2007)은 종합모형도 사용하여 환율과 주가간의 인과관계를 분석하기도 하였다. 주가결정모형을 사용한 연구에는 Campbell and Ammer(1993), Chen, Roll and Ross(1986), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002), 장병기·최종일(2001) 등이 있다. Campbell and Ammer(1993), Chen, Roll and Ross(1986)의 경우에는 환율과 주가간의 관계보다도 환율과 이자율, 인플레이션, 현금흐름과의 관계 분석에 초점을 두었다. 본 연구의 기본적인 목적은 주가와 환율의 관계를 다양한 모형에서 다양한 기법을 적용함으로써 보다 정밀히 분석비교함에 있다. 따라서 연구의 목적에 맞추어 기존 선행연구들과 달리 먼저 단순관계모형을 설정하여 주가와 환율의 관계를 분석함은 물론 환율결정모형에서의 주가 영향과 주가결정모형에서의 환율의 영향을 살펴볼 뿐만 아니라 관계변화에도 주목하였다.

환율에 영향을 주는 주식시장의 변수로 기존에는 주가지수를 대부분 사용해왔으나 최근 들어 전과경로가 명백하고 결과 해석도 용이한 외국인 주식투자 변수에 관심을 갖기 시작했다. 이에 외국인 주식투자를 각 모형에 적용함으로써 환율과 주가의 관계를 분석하였다. 이와 관련된 기존연구에는 박해식(1999), 이충언(2005) 등이 존재한다. 그러나 이들의 연구는 한정된 데이터로 구조적 VAR(vector autoregression)모형과 ECM(error correction model)모형을 이용함으로써 단기적 영향력에 집중해왔다. 본 연구에서는 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 해외 자본의 유출입이 자유롭기 때문에 외국인 주식투자 규모에 따른 환율과 주가의 관계를 살펴보기로 하였다. 따라서 주식시장 개방화로 인한 외국인 주식투자의 비중을 고려하기 위해 각 모형에 외국인 주식투자를 추가하여 주가와 환율의 관계를 분석하였다. 또한 본 연구에서는 구조변화를 고려한 주가와 환율의 장·단기관계를 분석하기 위해 모형의 다양성과 더불어 최신의 계량기법들을 적용함으로써 기존의 연구들과 아래와 같은 차별성이 존재한다.

첫째, 기존연구에서는 환율과 주가 간의 연계성을 살펴보기 위해 하나의 모형에

국한해 분석한 반면 본 연구에서는 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 추가결정모형, 외국인 주식투자를 고려한 경우 등 다양한 모형들을 설정하여 그 결과들을 비교 분석하였다.

둘째, 금융시장 내의 관계변화에 주목하여 인위적으로 기간을 구분하거나 구조변화를 무시하고 분석할 경우 신뢰성 문제가 나타날 수 있다. 그럼에도 불구하고 기존연구에서는 제도나 정책변화 또는 외환위기 같은 외생적 사건을 기준으로 기간을 인위적으로 나누어 분석을 실시하였다. 그러나 본 연구에서는 기존의 연구들처럼 기간을 제도 및 정책변화나 외환위기와 같은 외생적 사건이 발생한 시점을 기준으로 나누어 분석하는 것이 아니라 내생적으로 구조적인 변환점을 선택하는 Gregory and Hansen(1996a, b, 이하 G&H) 공적분 분석기법을 사용하여 기간 구분을 하였다.

셋째, 분석에 앞서 시계열자료들이 안정적인지를 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하게 된다. 시계열의 안정성을 검증하는 단위근 검정법이 검정방법에 따라 결과가 다르거나 일치성이 떨어져 단위근 검정법의 낮은 설명력에 대한 문제점이 대두되고 있다. 또한 기존의 방법들에서는 단위근 검정 결과 같은 적분차수 즉 $I(1)$ 를 갖는 비정상적(non-stationary)인 변수들에 있어서 공적분 검정이 이루어진다. 따라서 본 연구에서는 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법(bounds test)을 이용함으로써 낮은 단위근 검정력 문제와 설명변수의 단위근 중 하나 혹은 두 개 이상이 1(unity)로 접근할 경우 기존의 공적분 방법들을 적용시킬 수 없는 문제점을 극복하고자 노력하였다.

넷째, 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정법에 의해 기간 구분을 할 경우 월별 자료를 이용하기 때문에 소표본(small sample)의 문제점이 나타난다. 특히 표본이 작을 경우 Johansen(1988)과 같은 전통적인 공적분 검정법을 사용할 수 없는 제약이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 한계검정법을 사용하기 때문에 소표본의 문제를 해결할 수 있었다. 한계검정법은 소표본에서도 우수한 검정력을 나타내어 주가와 환율의 장·단기 균형관계를 보다 효율적으로 파악할 수 있는 장점을 가지고 있다.

제2절 논문의 내용 및 구성

본 연구의 목적은 주가와 환율의 관계를 분석하기 위해 다양한 모형에서 다양한 기법을 적용함으로써 그 결과를 비교 분석하고자 한다. 따라서 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에서는 논문의 연구배경 및 목적과 논문의 구성을 설명하고 있다. 제2장에서는 기존의 선행연구들을 검토하였다. 선행연구들을 국내연구와 국외연구로, 모형별로, 환율과 주가의 관계에 대한 결과별로 각각 기존 문헌들을 구분하여 정리하였다.

제3장에서는 이론적 배경 및 모형에 대해 설명한다. 단순히 주가와 환율의 관계를 설명하는 일반적인 논리와 환율결정이론에서의 주가영향력과 주가결정모형에서 환율의 영향을 알아볼 수 있는 이론적 모형들을 살펴보았다. 주가와 환율의 관계를 실증분석하기 위해 필요한 모형들 즉 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형 등에 대한 이론들을 소개한다.

제4장에서는 실증분석 방법 및 모형 등에 대해 서술하고 있다. 실증분석을 위해 단위근 검정, G&H공적분, ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 한계검정법(bound test) 등을 이용하였다. 시계열자료들의 안정성 검증을 위해서 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정법, 구조적 변환점을 내생적으로 결정하는 Zivot and Andrews(1992)와 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정법에 대해 논하였다. 공적분 관계를 살펴보기 위해 내생적으로 구조변환점을 찾아내는 G&H 공적분 검정에 대해 설명하고 있다. 또한 장·단기균형관계를 살피기 위해 설명변수의 적분차수가 $I(0)$ 이든 $I(1)$ 이든 무관하게 변수들 간의 공적분 관계 검정이 가능한 Persaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법을 분석에 활용하였다. 단순히 주가와 환율의 관계를 파악하기 위한 단순관계모형, 환율결정모형에서의 주가 영향력과 주가결정모형에서의 환율 영향을 살펴보기 위한 실증모형 설정 과정을 설명하였다.

제5장에서는 각 모형별로 사용한 각각의 자료들을 모형별로 분류하여 설명하고 있으며, 실증분석 방법들을 토대로 모형별, 기간별로 분석한 결과들을 제시하고 있다. 4가지 방법의 단위근 분석결과, G&H 공적분 결과, 한계검정법의 결과들을 표로

도출하여 정리하였다. 제6장에서는 연구의 요약 및 결론들을 정리하였다.

제2장 선행연구 검토

주가와 환율의 관계에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있어 본 연구에서는 기존의 문헌들을 다음과 같은 기준에 의해 살펴본다. 첫째 국내연구와 해외연구로 나누어 살펴볼 것이며, 둘째 환율과 주가에 대한 관계를 살펴보기 위해 사용한 모형별로 분류하여 살펴본다. 셋째 환율과 주가 관계에 대한 결과치들을 분류하여 즉 정(+), 부(-)의 관계, 혼합 혹은 무관한 관계들로 나누어 살펴본다.

환율과 주가 간의 관계를 살펴보면 주가가 환율에 영향을 주는 경우와 환율이 주가에 영향을 주는 경우로 나누어 볼 수 있다. 먼저 주식시장이 환율에 미치는 영향에 대한 기존연구에는 Stavarek(2005), Wu(2000), 이근영(2002) 등이 존재한다. 이 경로에서는 주가변화가 자본이동을 통해 환율에 역으로 영향을 준다고 주장한다. 여기에 최근 들어 외국인 주식투자자금이 외환시장의 수요와 공급에 직접적인 영향을 줄뿐만 아니라 주가지수보다 전과과정의 보다 분명하고 결과 도출이 쉬운 점을 이용하여 외국인 주식투자가 환율에 미치는 영향을 분석하는 연구들이 등장하기 시작했다. 이 연구에는 박해식(1999), 이충언(2005) 등이 있다. 반대로 환율이 주가에 영향을 미친다는 결과를 도출한 기존연구에는 Abdalla and Murinde(1997), Muradoglu, Taskin and Bigan(2000), Murinde and Poshalewale(2004), Smith(1992), 지호준·김영일(1999), 황선웅·최재혁(2006) 등이 있다.

제1절 국내연구

주가와 환율 간의 관계를 살펴본 기존의 국내연구들에는 이충언(2005), 서병선(2001), 조정구(2002), 이근영(2002, 2003, 2007), 장병기(2007), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002), 장병기·최종일(2001), 지호준·김영일(1999), Sim &

Chang(2008) 등이 있다.

환율결정모형 중에서도 통화모형을 사용한 선행연구에는 이충언(2005), 조정구(2002), 서병선(2001), 지호준·김영일(1999), Sim & Chang(2008) 등이 있다. 먼저 이충언(2005)의 연구를 살펴보면 외국인 주식투자가 환율에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 월간자료와 일간자료에서 서로 다른 결과가 도출되었다. 월간자료에서는 외국인 주식투자자금이 환율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으나, 1999년 이후의 일간자료에서는 영향을 주는 것으로 나타났다. 조정구(2002)는 자국의 실질주가 상승은 장기환율과는 정(+)의 관계를, 미국의 실질주가 상승은 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 서병선(2001)의 연구에서는 1990년 4월~1997년 10월에 한국과 미국의 통화량, 산업생산, 원/달러 환율에서 장기균형관계가 존재했으며, 추정된 균형관계는 환율결정이론에 근거한 균형모형과 일치된 결과가 도출되었다. 지호준·김영일(1999)은 1980년부터 1997년까지의 월별자료를 이용하여 한국, 미국, 영국, 독일, 일본시장의 환율과 주가의 인과관계를 살펴보았는데 한국의 경우 영국과 독일의 경우와 마찬가지로 환율이 주가에 대해 일방적인 원인변수인 것으로 나타났다. Sim & Chang(2008)은 한계검정법을 이용하여 장기균형관계를 분석한 결과 변수들 간에 공적분관계가 있으며 그 관계가 부(-)의 관계를 가지는 것으로 판명되었다.

포트폴리오모형을 사용한 연구에는 이근영(2002)의 연구가 있다. 원/달러 환율과 종합주가지수가 어떤 인과관계를 가지고 있으며 동태적으로 서로에게 어떤 영향을 미치는가를 분석하였다. 1990년부터 2001년까지의 일별자료를 이용하여 인과관계와 충격반응분석을 실시한 결과 기존의 연구결과와 달리 주가에 대한 플러스 충격은 전체기간, 특히 외환위기 이후에 들어와 원/달러환율을 하락시키는 것으로 나타났다. 반면 원/달러 환율은 외환위기 이후에는 주가에 원인변수가 되지 못하였다.

종합모형을 사용한 연구에는 이근영(2003, 2007)이 있다. 이근영(2003)의 연구에서는 외환위기 이후 아시아 국가들의 일일주가와 환율을 이용하여 인과관계를 분석한 결과 한국, 태국, 인도네시아에서는 주가가 환율에 일방적으로 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 대만과 싱가포르의 경우 주가와 환율이 서로 영향을 미치지 않았지만 일본의 경우에는 서로 상호 영향을 주었다. 이근영(2007)은 원/달러 환율

과 KOSPI가 동시기에 상호간 어떤 영향을 미치는가를 분석한 결과 원/달러 환율이 상승하는 경우 동시기의 KOSPI가 상승하고 KOSPI가 상승하는 경우 원/달러 환율이 하락하였다.

주가결정모형을 사용한 연구에는 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002), 정성창(2000), 장병기(2007), 장병기·최종일(2001) 등이 있다. 황선웅·최재혁(2006)은 주식시장에서 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다 원/달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산지수 요인의 비중이 높은 것으로 확인되었다. 전체기간에서 환율과 주가는 부(-)의 관계에 있으며 외환위기 전후로 구분하여 분석한 결과도 동일한 것으로 나타났다. 정성창·정석영(2002)은 Johansen의 공적분 분석을 이용하여 우리나라 주식가격과 거시경제변수들과의 장기적 균형관계를 분석하였다. 주가지수는 3년 만기 회사채수익률, 오일가격, 대미달러 환율과 부(-)의 장기적 균형관계를 갖고 있으며, 인플레이션, 산업생산지수, 실질통화 공급량과는 정(+)의 장기적 균형관계를 갖고 있다. 우리나라 증권시장과 거시경제변수 사이의 관계를 VECM(vector error correction model)을 중심으로 연구한 정성창(2000)의 경우 종합주가지수와 거시경제 변수들 간에는 장기적인 안정관계가 있는 것으로 나타났으며 이들의 관계는 이론에서 예상한 부호와 동일했으며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 또한 환율과 주가는 정(+)의 장기적인 관계에 있는 것으로 확인되었다. 장병기(2007)는 MSCI 업종지수를 이용하여 우리나라 주식시장의 업종별 장단기 글로벌 동조화를 분석하였는데 그 결과 외환위기 이후 글로벌업종지수의 중요성이 증가하였으며 11개의 업종에서 글로벌 업종수익률이 KOSPI수익률보다 높은 설명력을 가졌으나 장기영향력은 여전히 KOSPI지수의 영향력이 큰 것으로 나타났다. KOSPI수익률과 환율 간에는 업종별로 상이한 결과가 도출되었다. 장병기·최종일(2001)은 주가와 거시경제변수 및 경제주체들의 기대심리간의 장기균형 및 동학구조관계를 분석한 결과 이변량 공적분 검정을 실시한 결과 실질주가지수는 BSI와 장기균형관계에 있는 반면 환율과 주가 간에는 장기균형관계가 없는 것으로 나타났다.

위에서 살펴본 선행연구들의 환율과 주가 관계를 분석한 결과들을 종합해보면 환율과 주식수익률의 관계가 정(+)의 관계로 나타난 연구에는 조정구(2002), 서병선(2001), 이근영(2003), 지호준·김영일(1999), 정성창(2000) 등이 있으며, 부(-)의 관

계를 나타낸다고 주장하는 연구에는 Sim & Chang(2008), 이근영(2002), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002) 등이 존재한다. 환율과 주가 간에 아무런 관계가 없거나 혼합된 결과를 도출한 연구에는 장병기·최종일(2001), 이근영(2007), 장병기(2007) 등이 있다.

제2절 해외연구

주가와 환율 혹은 환율과 주가간의 관계를 설명하기 위한 해외연구는 활발히 진행되어왔다. 대표적인 연구에는 Aggarwal(1981), Ajayi, Friedman and Mehidian(1998), Morley(2007), Muradoglu, Taskin and Bigan(2000), Granger, Huang and Yang(2000), Smith(1992), Campbell and Ammer(1993), Chen, Roll and Ross(1986), Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992), Soenen and Hennigar(1988), Mansor(2000), Wu(2000), Stavarek(2005) 등이 있다.

Morley(2007), Granger, Huang and Yang(2000), Muradoglu, Taskin and Bigan(2000), Aggarwal(1981), Roll(1992), Soenen and Hennigar(1988) 등은 통화모형을 사용하여 환율과 주가의 관계를 분석하였다. Morley(2007)의 경우에는 환율과 주가간의 인과관계를 분석한 결과 혼합된 결과가 나타났다. Granger, Huang and Yang(2000)은 한국의 경우 환율이 주가에 영향을 주나 필리핀은 반대로 주가가 환율에 영향을 주는 것으로 나타났다. 홍콩, 말레이시아, 싱가포르, 태국, 대만 등은 환율과 주가가 상호영향을 주는 것으로 나타났다. Muradoglu, Taskin and Bigan(2000)은 한국을 포함한 브라질, 콜롬비아, 그리스, 멕시코의 경우 환율의 변화가 주식수익률에 동태적으로 영향을 주는 것으로 나타났다. Aggarwal(1981)과 Roll(1992) 등은 달러가치의 상승이 주식수익률과 정(+)의 상관관계를 가지고 있음을 보여준 반면 Soenen and Hennigar(1988) 등은 부(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다.

포트폴리오모형을 이용한 Smith(1992)의 연구에서는 영국, 독일, 미국의 경우 주가는 파운드/달러 환율에 대해 유의적인 영향을 가지는 것으로 나타났다.

Campbell and Ammer(1993), Chen, Roll and Ross(1986)는 주가결정모형을 이용해 거시경제 변수들이 주가에 미치는 영향을 연구하였다. Campbell and Ammer(1993)는 주가와 거시경제 변수들과의 관계를 분석한 결과 주식과 채권수익률은 미래의 초과주식수익률과 인플레이션 정보에 의해 크게 변동하였다. 실질이자율이 단기 명목이자율과 구조변화의 기울기 영향을 받아도 수익률에 대한 영향력은 거의 없다. Chen, Roll and Ross(1986)는 주식시장 수익률에 대한 체계적인 영향력으로서 경제변수들을 검토하였다. 그 결과 거시경제 변수들은 예상 현금흐름과 상대적인 어음할인율을 통해 주가에 영향을 주는 것으로 확인되었다.

Granger 인과관계를 확인한 기존연구에는 Ajayi, Friedman and Mehdian(1998), Bahmani-Oskooee and Sohrabin(1992), Chow, Lee and Solt(1997), Gunduz and Hatemi-J(2002), 등이 있다. Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992)은 환율변화가 주식수익률에 영향을 미칠 뿐만 아니라 주식수익률 변화가 환율에 영향을 미칠 수 있음을 주장하였다. Chow, Lee and Solt(1997)은 1977년부터 1989년까지의 월별자료를 이용해 분석한 결과 환율이 주식수익률에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. Ajayi, Friedman and Mehdian(1998)과 Gunduz and Hatemi-J(2002)의 연구에서는 환율과 주가 간의 인과관계에 대한 혼합된 결과가 도출되었다. Ajayi, Friedman and Mehdian(1998)은 주가와 환율 사이의 인과관계를 신흥 8개국과 선진 6개국으로 나누어 살펴보았다. 환율과 주가 간의 인과관계가 혼합된 결과가 도출되었는데 선진 6개국은 단일방향의 인과관계가 존재하며 신흥국은 일관된 결과가 도출되지 않았다. Mansor(2000)는 이변량과 다변량 모형을 사용하여 환율과 주가의 관계를 살펴본 결과 이변량 모형에서 말레이시아는 주가로부터 환율로 일방적인 단기 인과관계가 있음이 나타났고, 다변량 모형의 경우 환율과 주가가 서로 영향을 주는 것으로 확인되었다. 4개국(인도, 한국, 파키스탄, 필리핀)의 환율과 주가와 관계 분석한 Abdalla and Murinde(1997)의 경우 한국은 환율이 주가에 영향을 미치는 것으로 나타나 전통적 접근법을 지지하였다. 신규 EU 가입국과 유로 도입 후 기간에 대한 환율과 주가 간의 관계를 분석한 Murinde and Poshakwale(2004)의 경우에도 전통적 접근법을 지지하는 결과가 도출되었다. Phylaktis and Ravazzolo(2000)는 홍콩, 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르, 태국, 필리핀 등 아시아 6개국을 상대로 미

국주가를 포함한 환율과 주가간의 장단기 동태적 분석을 하였다. 그 결과 6개국의 실질환율과 미국주가가 6개국의 주가와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 미국과 EU 8개국의 장·단기 관계를 분석한 Stavarek(2005)에서는 1992년 이후

<표 2-1> 기존 선행연구에 대한 검토

구 분		국내연구	해외연구
모 형 별	통화모형	이충연(2005) 조정구(2002) 서병선(2001) 지호준·김영일(1999) Sim & Chang(2008)	Morley(2007) Granger, Huang and Yang(2000) Muradoglu, Taskin and Bigan(2000) Aggarwal(1981) Roll(1992) Soenen and Hennigar(1988)
	포트폴리오모형	이근영(2002)	Smith(1992)
	종합모형	이근영(2003, 2007)	
	주가결정모형	장병기(2007) 황선웅·최재혁(2006) 정성창·정석영(2002) 정성창(2000) 장병기·최종일(2001)	Campbell and Ammer(1993) Chen, Roll and Ross(1986)
결 과 별	정(+)의 관계	이근영(2003) 조정구(2002) 서병선(2001) 정성창(2000) 지호준·김영일(1999)	Aggarwal(1981) Phylaktis and Ravazzolo(2000) Roll(1992) Smith(1992) Mansor(2000) Abdalla and Murinde(1997) Murinde and Poshakwale(2004)
	부(-)의 관계	Sim & Chang(2008) 황선웅·최재혁(2006) 이근영(2002) 정성창·정석영(2002)	Soenen and Hennigar(1988)
	혼합관계	이근영(2007) 장병기(2007)	Ajayi, Friedman and Mehdian(1998) Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992) Granger, Huang and Yang(2000) Morley(2007) Gunduz and Hatemi-J(2002)
	무관한 관계	장병기·최종일(2001)	Chow, Lee and Solt(1977)

기간과 기존 EU 회원국에서 주가로부터 환율로 일방적인 방향의 장·단기 인과관계가 나타났다.

위의 선행연구들의 결과를 종합해보면 환율과 주가간 정(+)의 관계를 나타내는 연구에는 Aggarwal(1981), Phylaktis and Ravazzolo(2000), Roll(1992), Smith(1992), Mansor(2000), Abdalla and Murinde(1997), Murinde and Poshakwale(2004) 등이 있다. 부(-)의 관계를 나타낸다고 주장하는 연구에는 Soenen and Hennigar(1988)이 존재하며, 환율과 주가 간에 아무런 관계가 없다고 주장하는 연구에는 Chow, Lee and Solt(1977)가 있다. 환율과 주가간의 인과관계에 대한 혼합된 결과들을 도출한 연구에는 Ajayi, Friedman and Mehdian(1998), Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992), Granger, Huang and Yang(2000), Morley(2007), Gunduz and Hatemi-J(2002) 등이 있다. 이와 같이 환율과 주가에 대한 기존 선행연구들을 국내 연구, 해외연구, 모형별, 결과별로 정리하면 <표 2-1>과 같다.

제3장 이론적 배경 및 모형

제1절 주가와 환율의 관계

환율은 기본적으로 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의해 결정되나 이러한 수급에 미치는 요소는 다양하므로 실제로는 국제수지, 물가, 금리 등 복합적인 요인들에 의해 결정된다. 일반적으로 환율이 주가에 영향을 미치는 경로와 주가가 환율에 영향을 미치는 경로에 따라 환율과 주가간의 관계가 달라질 수 있다. 먼저 환율이 주가에 영향을 미치는 경로를 살펴보면 환율이 상승하면 즉 자국통화의 가치가 하락하여 수출이 증가하면서 경상수지와 종합수지에 영향을 주게 된다. 수출 증가로 경상수지와 종합수지의 흑자폭이 증대됨에 따라 해외부문으로부터의 자금유입이 증가하게 되어 시중 유동성이 풍부해져 주식에 대한 수요가 증가하게 되고 주가가 상승하게 된다. 또한 외국인이 수출을 통한 경기회복을 겨냥해 투자를 늘릴 경우에도 주가가 상승하게 된다. 특히 우리나라의 경우 수출의존도가 매우 높기 때문에 환율

과 주가 변화는 정(+)의 관계를 가진다. 즉 환율인상 시 수출경쟁력이 강화되어 기업의 매출이 증가하고 이에 따른 경영호전으로 주가가 상승할 수 있다. 그러나 동시차를 고려한다면 경기호전이나 국제수지 흑자에 의한 환율 하락은 주가상승을 유발할 수 있으므로 주가와 환율이 부(-)의 관계를 가질 수도 있을 것이다.

주가가 환율에 영향을 미치는 경우를 살펴보자. 주가가 상승할 경우 외국인의 주식투자가 증가해 자국통화에 대한 수요가 늘어 환율이 하락 즉 자국통화의 가치가 상승하면서 환율과 주가는 부(-)의 관계를 갖게 된다. 특히 국내 주가상승이 외국인 주식 투자에 의해 견인되었다면 자본유입이 늘어나 외환시장에서의 외환공급이 증가해 환율이 하락하게 되는 원인이 된다. 우리나라는 세계 어느 나라 보다 외국인 주식 투자 비중이 높은 편이다. 전체 거래 중 외국인 거래의 비중은 1991년에 2.6(3.3)%, 1995년에 10.0(11.9)%, 2000년에 13.9(30.1)%, 2005년에 20.5(39.7)%, 2008년에 25.4(28.7)%로 2004년 이후 외국인의 주식보유비중이 크게 하락하였음에도 불구하고 외국인의 거래비중은 오히려 상승하였다.³⁾ 따라서 자본시장의 해외 개방이 진전될수록 주가상승에 따른 해외 주식자금의 유입으로 환율과 주가는 부(-)의 관계를 가지게 된다. 특히, 외국인의 주식보유가 40%에 달하는 우리나라의 증권시장 상황에서는 더욱 가능한 일이라고 볼 수 있다. 그러나 이러한 주가와 환율의 인과관계는 동시에 발생할 수 있으며 상호영향이 복합적으로 나타나는 경향이 있다. 또한 단기와 장기에 따라 상호영향력은 다르게 나타날 수도 있다. 따라서 환율과 주가의 관계는 경험적 실증분석에 의해 확인할 사항이라고 판단된다.

제2절 환율결정모형

환율결정이론은 플로우 접근법(flow approach)과 자산시장 접근법(asset market approach)으로 크게 구분될 수 있다.

플로우 접근법은 재화나 용역, 자산의 국제적 거래로 인해 발생하는 국제수지 불균형이 외환의 수요와 공급을 변동시켜 환율이 결정되는 과정을 분석하는 방법이

3) ()내는 시가총액 대비 외국인 주식보유비중을 나타냄.

다. 이는 다시 탄력성 접근법, 총지출 접근법, 케인지안 접근법 등으로 세분화된다.

자산시장 접근법은 국내자산 스톡의 국제수요 균형을 위한 환율의 신속한 조정과 국가 간 완전한 자본이동 가정 하에 통화자산 또는 기타 자산의 보유구성에 의해 환율이 결정된다고 보는 이론이다. 따라서 균형환율은 금융자산에 대한 총수요와 금융자산의 총공급이 일치하도록 하는 수준에서 결정되며, 만일 어떤 이유 때문에 기존의 자산구성을 변화시키려고 하면 이 과정에서 외환에 대한 수요와 공급의 변화가 발생하게 된다는 것이다. 자산시장 접근법은 자본의 완전대체성을 가정한 통화론적 접근법과 자본의 불완전 대체성을 가정한 포트폴리오 균형 접근법, 종합자산 모형 등으로 분류될 수 있다. 본 연구에서는 대표적인 환율결정이론 중 통화모형과 통화모형 및 포트폴리오모형을 결합한 종합모형을 이용하여 주가의 환율에 대한 영향력을 파악하고자 한다. 따라서 그 이론적 배경이 될 수 있는 통화모형, 포트폴리오모형 및 종합모형을 보다 자세히 살펴보고자 한다.

1. 통화모형

자산시장 접근법 중 가장 단순한 이론이 신축가격 통화론자 모형이다. 이 이론은 금융자산 중 통화만을 고려해 관련 국가간 상대적 통화수요와 통화공급이 일치하는 수준에서 환율이 결정된다는 이론이다. 이를 간단히 설명하기 위한 기본적인 통화시장의 균형조건은 다음과 같다.

$$\frac{M}{P} = L(Y, i), \quad L_Y > 0, L_i < 0 \quad \text{국내통화시장의 균형조건} \quad (3-1)$$

$$\frac{M^*}{P^*} = L^*(Y^*, i^*), \quad L^*_{Y^*} > 0, L^*_{i^*} < 0 \quad \text{외국통화시장의 균형조건} \quad (3-2)$$

위 식에서 M 은 통화량, L 은 통화수요를 나타낸다. 소득이 증가하면 통화수요가 증가하고, 이자율이 증가하면 통화수요가 감소한다고 가정하고 식(3-2)를 식(3-1)로 나누어 양자를 결합하면 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\frac{M^*}{M} \frac{P}{P^*} = \frac{L^*(Y^*, i^*)}{L(Y, i)} \quad (3-3)$$

가격신축성을 가정하는 경우 구매력평가가 성립함으로 $S = P/P^*$ 이 된다. 이를 식 (3-3)에 대입하여 환율에 대해 정리하면 균형환율식은 식(3-4)와 같이 도출할 수 있다.

$$S = \frac{M}{M^*} \frac{L^*(Y^*, i^*)}{L(Y, i)} \quad (3-4)$$

국내통화량이 갑작스럽게 증가해 자산시장의 균형조건이 파괴되면 상대적으로 국내통화 과잉공급 상태가 되므로 외국통화에 비해 국내통화의 가치가 하락하고 따라서 균형환율식에 나타나는 것과 같이 환율이 상승하게 된다.

국내소득이 증가하는 경우에는 상대적으로 국내통화에 대한 수요를 과도하게 만들어 국내 통화 가치가 상승하고 환율은 하락하게 된다. 이는 소득의 증가가 경제호전으로 이어져 그 국가의 투자에 대한 매력이 커졌기 때문이다. 따라서 그 국가의 통화에 대한 수요가 증가하고 상대적으로 통화공급이 과소해져 통화가치가 상승하고 환율이 하락하게 된다.

신축가격 통화론자 이론에서는 국내이자율의 상승에 의한 통화수요의 감소는 통화공급의 증가와 마찬가지로 환율을 상승시키는 효과를 가져온다. 국내통화시장과 외국통화시장의 균형조건을 구체적으로 로그(log)선형방정식을 사용하여 표현하면 다음과 나타낼 수 있다.

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad (3-5)$$

$$m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^* \quad (3-6)$$

$$s = p - p^* \quad (3-7)$$

실질소득은 y , 명목이자율은 i 로 표시하였으며, 소문자는 로그(log) 변환한 값을 나타낸다. 뿔첨자 *표시는 외국경제변수를 의미한다. ϕ 는 통화수요의 소득탄력성, λ 는

이자율탄력성을 의미하며 본국과 외국이 같다고 가정한다. 식(3-5)와 식(3-6)은 자국과 외국의 통화시장의 균형상태를 나타낸다. 따라서 실질통화에 대한 수요는 소득이 증가하면 명목이자율이 상승한다는 일반적인 관계를 나타낸다. 식(3-7)은 구매력평가설을 의미한다. 식(3-5)에서 식(3-6)을 뺀 식에 식(3-7)을 대입하여 환율에 대해 정리하면 식(3-8)이 된다.

$$s = (m - m^*) - \phi(y - y) + \lambda(i - i^*) \quad (3-8)$$

환율은 각국의 통화시장의 균형조건으로부터 얻어지는 통화의 상대가격이므로 국내 통화가 증가하면 동일한 비율로 환율이 상승한다. 반면 외국통화량의 증가는 동일한 비율로 환율이 하락한다. 또한 국내소득이 증가하면 환율이 하락하고 국내이자율이 증가하면 환율이 상승하게 된다.

신축가격 통화론자 이론은 재화가격이 완전히 신축적이어서 재화시장에서 구매력평가(purchasing power parity : PPP)조건이 장기에서는 물론 단기에서도 즉각적으로 성립한다고 가정한다. 그러나 경직가격 통화론적 접근법인 오버슈팅 모형(overshooting model)은 가격이 장기적으로는 신축적이지만 단기적으로는 경직적이라고 가정한다. 따라서 경직가격 통화론자 이론은 장기균형을 설명하는 데 있어서는 신축가격 통화론자 이론과 동일하지만, 단기에는 가격이 경직적이라고 가정하기 때문에 단기의 특성은 신축가격 통화론자 이론과 근본적으로 다르다.

Dornbusch(1976) 등에 의해 정형화된 이론인 오버슈팅 모형은 이자율평가 성립을 가정하고, 구매력평가(PPP)는 오직 장기에만 성립하고 최소한 단기에는 성립하지 않는 것으로 즉 가격의 경직성을 가정한다. 오버슈팅모형은 단기적으로는 환율조정이 물가조정보다 빠르므로 장기적 환율추세인 구매력평가설에 의해 조정이 이루어지지 않는다. 장기적으로 환율은 양국 간 통화공급 차이나 실질소득차가 확대될 경우 신축가격 통화론자 이론과 동일하게 각각 상승 및 하락하나 내외금리차가 확대될 때에는 이자율평가를 반영하여 하락한다는 점에서 차이가 있다. 가격경직 통화론자 이론의 환율결정식은 다음과 같다.

$$s = (m - m^*) - \phi(y - y^*) - \frac{1}{\alpha}(i - i^*) \quad (3-9)$$

여기서 α 는 물가변동에 대한 환율의 조정속도를 의미한다. 식(3-9)에서는 본국의 이자율이 해외이자율보다 높으면 환율은 하락하고 반대로 낮으면 상승함을 보여준다. 통화량 증가는 최초에 실질통화량을 증가시켜 이자율이 하락한다. 통화량 증가는 그 자체가 환율을 상승시킬 뿐만 아니라 국내이자율도 하락시켜 환율을 더욱 상승시켜 오버슈팅 현상을 가져온다. 그러나 시간이 지나면 물가가 상승해 실질통화공급량은 감소하고 이자율이 상승한다. 따라서 환율이 하락하면서 오버슈팅 부분이 사라지고 최종균형점에서 환율상승률은 통화공급 증가율과 같아진다. 식(3-8)과 식(3-9)를 비교해보면 통화량과 소득의 영향은 동일하나 금리의 영향이 상반된다. 따라서 경험적으로 식을 추정해서 부호를 보면 어느 모형이 적합한지를 판단할 수 있다.

2. 포트폴리오 균형 모형

신축가격 통화론자 이론 및 오버슈팅 이론에서는 유위험이자율평가를 도입해 국제 자본시장의 완전대체성을 가정하고 있다. 반면 포트폴리오 균형 이론에서는 국내자산과 외국자산은 엄연히 다른 것이므로 서로 불완전 대체재이며, 유위험이자율평가는 성립될 필요가 없다고 주장한다. 투자자가 보유자산을 국내증권 혹은 해외증권의 형태로 보유할 경우 두 자산의 구성비율(B)은 자산의 편의성, 수익성, 위험 등을 반영하는 양국 기대수익률의 차이($i - i^* - E\Delta s$)에 따라 결정된다. 본국투자에 따른 기대수익률이 외국투자에 따른 기대수익률보다 상대적으로 큰 경우 자국증권에 대한 수요는 증가하나 외국증권에 대한 수요는 감소한다.

현재 자산시장에 공급되어 있는 국내증권 및 외국증권의 규모가 각각 W , W^* 라고 가정할 경우 자산시장의 균형조건은 아래의 식으로 표시할 수 있다.

$$\frac{W}{SW^*} = B(i - i^* - E\Delta S) \quad \text{단, } B' > 0 \quad (3-10)$$

여기서 S 는 환율, i 은 본국 투자수익률, $i^* + E\Delta S$ 는 해외투자 기대수익률이다. 식 (3-10)을 환율에 대해 정리하면 다음과 같다.

$$S = \frac{W/W^*}{B(i - i^* - E\Delta S)} \quad (3-11)$$

이 식에서 환율은 예상투자수익률의 차이, 국내증권 공급량과 외국증권 공급량에 의해 결정된다. 국내증권 공급이 증가하면 환율이 상승하고 외국증권 공급이 증가하면 환율이 하락한다. 외국이자율이 상승하면 환율이 상승하고 국내이자율이 상승하면 환율이 하락한다. 식(3-11)을 로그선형(log linear) 형태로 다시 정리하면 식 (3-12)가 된다.

$$w - s - w^* = a + b(i - i^* - E\Delta s) \quad (3-12)$$

a 는 선형함수의 절편, b 는 기울기, $w = \ln(W)$, $w^* = \ln(W^*)$, $s = \ln(S)$ 를 나타낸다. 식 (3-12)를 다시 환율로 정리하면 그 형태는 다음과 같다.

$$s = -a - b(i - i^* - E\Delta s) + (w - w^*) \quad (3-13)$$

외국증권의 스톡(w^*)이 과거 경상수지 흑자의 누적된 결과인 경우 경상수지 흑자는 환율하락을 초래하므로 w^* 의 증가는 환율이 하락하게 된다. 반면 경상수지 적자로 인한 w^* 의 감소는 환율상승을 초래한다. 식(3-13)에서 환율은 국제이자율 차이와 누적된 국제수지불균형의 규모에 의해 결정된다. 포트폴리오 모형에서 환율과 이자율 간에는 서로 부(-)의 관계가 존재하지만, 환율과 증권공급 간에는 정(+)의 관계가 존재한다. 즉, 자국의 이자율이 상승하거나 외국증권의 순공급⁴⁾이 증가하면 환율

4) 일반적으로 국제수지 또는 경상수지 흑자를 의미함.

이 하락하고, 외국의 이자율이 상승하거나 국내증권의 순공급이 증가하면 환율이 상승하게 된다.

포트폴리오 균형 접근법은 자산보유자들의 부의 구성에 변화가 생길 때 어떠한 반응을 보이느냐 하는 것을 특히 강조한다. 환율은 자산보유자들이 실제의 자국 및 외국 통화표시 자산들의 스톡을 부담 없이 보유할 수 있도록 조정된다.

3. 종합모형

1970년대 말에 경상수지 적자국 통화의 가치가 하락하는 현상이 지속되자 환율결정이론은 화폐적 접근법에 환율결정요인으로서 경상수지를 첨가하는 방향으로 진행되기 시작하였다. 이에 통화론적 접근법과 포트폴리오 균형 접근법의 문제점을 극복하기 위해 두 접근법에 대한 결합이 시도되었다. 이러한 시도는 Frankel(1983), Hooper and Morton(1982), 그리고 Isard(1980, 1983) 등에 의해 종합모형으로 발전되어 왔다. 종합모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$s = a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(i - i^*) + a_4(\pi - \pi^*) + a_5(CA - CA^*) \quad (3-14)$$

여기서 s 는 원/달러 환율, m 은 통화량, y 는 실질소득, i 는 이자율, π 는 예상물가상승률, CA 는 경상수지, $*$ 는 미국경제의 변수를 나타낸다. 위의 식에서 각각의 계수들은 다음과 같은 부호를 가질 것으로 예상된다. 즉,

$$a_1 > 0, a_2 < 0, a_3 < 0, a_4 > 0, a_5 < 0$$

미국경제의 변수 값이 일정하다고 가정하는 경우 국내 변수의 값이 변화함에 따라 원/달러 환율은 다음과 같이 변화한다. 통화량과 예상물가상승률이 증가하면 원/달러 환율은 하락한다. 반면 실질소득이 증가하고 이자율이 상승하거나 경상수지가 개선될 경우에는 원/달러 환율은 상승할 것으로 기대된다.

제3절 주가결정모형

다음은 주가결정모형 속에서 환율의 영향을 살펴보기 위해 주가와 거시경제변수들의 관계를 적절하게 표현하는 배당평가모형을 이용하였다. 이 모형에서 주가는 주식을 소유함으로써 얻을 수 있는 기대되는 미래 현금흐름을 적절한 할인율로 할인한 값으로 본다. 이에 본 연구에서는 배당평가모형을 살펴보기로 한다.

주가에 영향을 미치는 경로는 매우 복잡해 주가변동의 원인을 정확히 파악하기란 쉽지가 않을 뿐만 아니라 거시경제변수와 주가 간의 관계를 완벽하게 표현할 수 있는 이론 모형은 존재하지 않는다. 그러나 거시경제변수 즉 산업생산, 통화량, 금리, 환율, 유가 및 무역수지 등의 변동에 대해 주가가 어느 정도로 어떠한 방향으로 영향을 주는지에 대한 실증분석은 활발히 이루어져 왔다. 이들 실증분석의 이론적 배경은 배당평가모형이다. 주가는 장기적으로 기업의 내재가치의 변화에 따라 변동하게 되는데 이때 기업의 내재가치는 기업의 미래 기대수익의 현재가치에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 기업의 미래 기대수익의 현재가치는 거시경제변수에 의해 영향을 받고 있다. 따라서 주가와 거시경제 변수들 간의 관계를 적절하게 표현할 수 있는 대표적인 모형으로는 배당평가모형이 존재한다. 배당평가모형은 아래의 식(3-15)와 같다.

$$SP = \sum_{t=1}^{\infty} E\left[\frac{CF}{(1+\rho)^t}\right] \quad (3-15)$$

SP 는 주가, CF 는 현금흐름, ρ 는 위험조정할인율, E 는 기대치를 의미한다. Chen, Roll and Ross(1986)의 연구에서 배당평가모형을 사용하여 주가에 영향을 미치는 중요한 거시경제변수들을 정의한 이래, 주가에 영향을 미치는 거시경제변수들은 대부분 그들이 선정한 거시경제변수들을 중심으로 고려되었다. 그러나 우리나라의 경우 해외의존도가 매우 높은 관계로 국내연구들에서는 해외부문 관련변수들을 포함하여 연구되어져 왔다. 배당평가모형을 사용하면서 현금흐름과 위험조정할인율 대신에 거시경제변수들을 사용하여 주가와 관계의 영향을 살펴보았다. 따라서 국내외 선행 연구 결과들을 기초로 하여 거시경제변수들이 주가에 미치는 경로에 대한 이론적

배경을 살펴보면 다음과 같다.

실물부문에서 산업생산 활동이 활발할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 정(+)
의 관계를 가질 것으로 판단된다. 일반적으로 경기가 호황이면 경제가 확대되고
기업들의 생산 활동이 활발해지므로 기업 수입의 증가와 함께 주가는 상승하게 된
다. 반면 경기가 불황이면 기업들의 생산활동 위축으로 기업의 수익이 감소하게 되
어 주가는 하락하게 된다.

통화량이 주가에 미치는 영향은 장·단기에 따라 달라진다. 먼저, 단기적으로 통
화량이 증가하면 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하고, 투자증대에 의해
승수효과로 기대현금흐름이 증가되어 주가는 상승한다. 그러나 장기적으로 통화량
이 증가하면 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정할인율이 상승하게 되고, 결
국 주가를 하락시키는 결과를 초래할 수 있다.

금리가 상승하면 투자자들의 기대수익률이 상승하여 주가는 하락하고 금리가 하
락하면 기대수익률이 하락하여 주가는 상승하게 된다. 호황기에는 신속한 판매대금
회수로 기업들의 자금회전이 원활하게 이루어져 통화량의 증가로 작용하게 되어 금
리하락과 주가상승으로 나타나게 된다. 불황기에는 투자수요 감소로 금리 하락에도
불구하고 기업실적 악화로 주가하락이 나타날 수 있다. 금리와 주가는 경제상황에
따라 정(+)
의 관계 혹은 부(-)
의 관계를 가질 수 있다.

4장 실증분석 방법 및 모형

제1절 실증분석 방법

1. 단위근 검정

시계열분석에 있어서 시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 경우 실제로는 서
로 상관이 없는 시계열들이 회귀분석상 서로 상관이 있는 것처럼 나타나는 가성회
귀(spurious regression) 문제가 있기 때문에 제일 먼저 검토하는 것이 단위근 검정

(unit root test)이다. 단위근 검정을 위해 일반적으로 사용되는 방법으로는 Augmented Dickey-Fuller 검정과 Phillips-Perron 검정이 있다. 그리고 구조변화를 고려한 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정, Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정방법 등이 있다. 본 연구에서 구조변화를 고려한 단위근 검정법들을 사용한 이유는 금융시장 내의 관계변화에 주목하여 인위적으로 기간을 구분하거나 구조변화를 무시하고 분석했을 경우 나타날 수 있는 신뢰성 문제 때문이다. 또한 단위근 검정방법에 따라 결과가 다르게 나타나는 단위근 검정의 약한 검정력 문제 때문에 위의 4가지 방법을 모두 사용해 보았다.

1) Augmented Dickey-Fuller 단위근 검정

단위근 검정은 분석대상 시계열의 안정성에 관한 검정이므로, 장기분석에 있어서 공적분 벡터의 존재유무를 확인하는 공적분 검정에 앞서 선행되어야 한다. 공적분 검정은 동태적으로 장기 불안정적인 시계열간의 균형에 대한 검정이므로, 먼저 변수가 각각 $I(0)$ 가 아님을 밝혀야 한다. 즉 시계열자료의 대부분은 단위근을 갖는 가운데 시계열자료가 안정성을 갖기 위해 몇 단계의 차분이 이루어져야 하는지 혹은 1차 차분으로 안정성을 가질 수 있는가에 대해 규명되어야 한다.

다음의 모형을 통해 단위근 검정에 대해 알아보자. Y_t 가 순수한 랜덤워크 과정이고, 오차가 독립적이고 동일한 분포(i.i.d)를 갖는다고 가정한 경우의 ADF 검정법은 식(4-1)을 이용한다.

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

여기에서 $\gamma = (\phi - 1)$ 이고 Δ 는 차분연산자이며 $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ 이다. $\gamma = 0$ 이라면 랜덤워크 시계열의 1차 차분(= ε_t)은 안정적 시계열을 의미하는데, 그 이유는 ε_t 가 가정에 의해 임의적이기 때문이다. 시계열이 1차 차분 후에 안정적인 시계열이 된 경우 차분 전의 시계열은 1차 적분되었다고 하며, $I(1)$ 으로 표기한다. 따라서 d차 적분

된 경우 I(d)로 나타내고, d차 차분하면 안정적인 시계열이 됨을 의미한다. 1차 이상의 적분된 시계열은 불안정적인 시계열이며 d=0인 경우에는 안정적인 시계열로 판단한다.

단위근 검정은 $H_0: \gamma=0$ 을 검정하는 것으로서 γ 의 추정치가 0과 같거나 크면, 그 시계열이 단위근을 갖는다고 할 수 있다. $\gamma=0$ 라는 귀무가설 하에서 계산된 t통계량은 τ (tau)통계량이며, 흔히 tau검정을 Dickey-Fuller 검정이라고 부른다. τ 통계치의 절대값이 DF임계치보다 크면, 주어진 시계열이 불안정적이라는 가설을 기각하게 된다. 모든 시계열자료들이 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 기각하는 경우 시계열자료가 안정적이므로 단기분석에 초점을 둔 VAR(vector autoregression) 모형이 이용 가능하다. 그러나 단위근이 존재하는 시계열자료들은 차분을 통해 안정화시키거나 Engle and Granger(1987)나 Johansen(1991, 1995) 공적분 검정을 통해 장기 균형관계를 검토해야 한다.

단위근 검정의 경우 Y_t 가 순수한 랜덤워크 과정이라고 가정하는 식(4-1)에만 한정될 필요가 없다. 대부분의 시계열은 드리프트(drift), 시간추세 또는 AR 부분을 갖고 있다. 이러한 성분들을 포함하는 모형들은 아래의 식으로 표현될 수 있다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4-2)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4-3)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4-4)$$

식(4-2)에서 시차값들은 차분 정상적 과정에 포함되어 있을 수도 있는 AR항을 고려한 것으로 Y_t 가 드리프트와 시간추세를 갖지 않는다고 생각되는 적분과정에 사용하여 단위근 검정을 행한다. 식(4-3)에는 드리프트 항이, 식(4-4)에는 시간추세가 추가되어 있으므로 Y_t 가 오직 드리프트만을 갖고 있다고 생각될 때는 식(4-3)을 사용하고, Y_t 가 드리프트와 시간추세 모두를 갖고 있다고 판단될 경우에는 식(4-4)를 이용하면 된다. ADF 단위근 검증의 시차 길이 결정을 위해 흔히 AIC(Akaike information criterion)나 SBC 기준(Schwartz Bayesian criterion)을 사용한다.

우리의 관심은 모수 γ 이며, 세 가지 모두에 대해 검정하고자 하는 귀무가설은

$H_0: \gamma=0$ 이다. Dickey-Fuller 검정에서는 표본크기가 같다 해도 위의 세 가지 모형 중 어떤 모형을 사용하느냐에 따라 ADF 검정통계량의 임계값은 크게 달라진다. 따라서 본 연구는 ADF 검정통계량의 임계값을 더 상세하게 표시한 표를 작성한 MacKinnon(1991, 1996)의 임계값을 사용한다.

2) Phillips and Perron 단위근 검정

현실에서는 오차항이 정규분포한다는 DF검정의 제약과 다르게 오차항이 이분산성 혹은 자기상관성을 가지는 경우가 있다. 그래서 Phillips and Perron(1988)는 이러한 현실과 제약의 차이를 줄이기 위해 오차항이 자기상관성과 이분산성(heteroscedasticity)을 갖는 경우로 ADF검정을 일반화하였다. Phillips and Perron(1988)검정에서 사용된 모형과 임계값들은 ADF모형과 기본적으로 동일하다.

3) 구조변화를 고려한 단위근 검정

단위근 검정은 시계열자료의 안정성에 관한 검정방법으로 장기분석에 있어서 공적분 벡터의 존재유무를 확인하는 공적분 검정에 앞서 선행되는 작업이다. 그러나 구조변화가 존재하는 시계열자료를 ADF 단위근 검정이나 PP 단위근 검정을 하게 되면 그 결과는 오류가 발생하므로 신뢰성이 떨어진다고 볼 수 있다. 따라서 이 문제점을 보완하기 위해 구조적 전환점이 사전적으로 결정되는 것이 아니라 모형 내에서 내생적으로 결정되는 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정방법과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정방법을 이용한 분석을 할 수 있다. 구조변화를 고려한 단위근 검정의 귀무가설을 나타내면 아래와 같다.

$$Model(A): y_t = \mu + dD(T_B)_t + y_{t-1} + e_t$$

$$Model(B): y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$Model(C): y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

Model(A)는 시계열의 수준변수에서 외생적인 변화를 허용하며, Model(B)는 성장률에서의 외생적인 변화를 허용한다. Model(C)에서는 Model(A)와 Model(B) 둘 다 허용하는 모형이다. $t = T_B + 1$ 일 경우 $D(T_B)_t = 1$ 이고 그렇지 않을 경우에는 0이다. 즉 $t > T_B$ 일 경우에는 $DU_t = 1$ 이고 그렇지 않을 경우에는 0이다.

추세 안정적인 대립가설을 고려하면 다음과 같이 표현 가능하다.

$$Model(A): y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$Model(B): y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

$$Model(C): y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

$t > T_B$ 일 경우 $DT_t^* = t - T_B$ 이고 그렇지 않은 경우에는 0이다. Model(A)는 시계열의 수준변수에서 한 번의 변화를 허용하는 모형으로 Perron에서는 충격모형이라고 한다. $\mu_2 - \mu_1$ 차이는 T_B 식에 발생하는 추세함수의 절편 변화의 크기를 나타낸다. 변화하는 성장 모형이라고 Perron이 부르는 Model(B)에서 $\beta_2 - \beta_1$ 의 차이는 기울기의 변화 크기를 의미한다. Model(C)에서는 추세와 기울기의 변화 모두를 포함하고 있다.

Model(A), Model(B), Model(C)를 단위근 검정을 위한 회귀분석 방정식으로 나타내면 아래와 같이 정리할 수 있다.

$$y_t = \hat{\mu}^A + DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-5)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-6)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-7)$$

회귀분석 과정에서 k 는 검정통계량이 일시적인 증속에 의해 교란을 일으키는 제한 분포에서의 방해 매개변수의 가능성을 제거하기 위해 사용했으며, k 수는 추정계수 $\hat{c}_j^i (i = A, B, C)$ 의 유의성 검정에 의해 결정된다. $Model(B)$ 을 위해 Perron이 사용한 2단계 추가적인 이상치 모형 대신 조정 이상치 모형을 이용한다. 이 후자의 회귀분석 형태는 식(4-8)과 같다.

$$\tilde{y}_t^B = \hat{\alpha}^B y_{t-1}^B + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta \widetilde{y}_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-8)$$

$\{\tilde{y}_t^B\}$ 는 상수와 시간추세, DT_t^* 에 대한 y_t 의 회귀분석으로 부터의 잔차이다. 정식으로 단위근의 존재를 검정하기 위해 식(4-5)~식(4-7)로부터 추정된 통계량은 아래와 같다.

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (4-9)$$

$\alpha^i = 1$ 임을 검정하기 위한 표준 t -통계량을 나타낸다. t -통계량은 $\lambda = T_B/T$ 의 구조적 변환점의 위치에 달려있으며, 식(4-9)를 이용하여 단위근에 대한 Perron의 검정을 다음과 같이 나타낼 수 있다. $k_\alpha(\lambda)$ 를 고정된 $\lambda = T_B/T$ 을 위해 점근적인 분포인 식(4-9)로부터 α 의 임계값 크기로 정의된다면 단위근에 대한 귀무가설을 기각한다.

$$t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda) < k_\alpha(\lambda) \quad (4-10)$$

Perron의 검정통계량 식(4-9)를 다른 방법으로 해석할 경우 λ 를 외생적인 것으로 가정하면 구조적인 변환점을 다루게 된다. 따라서 세 가지 모형에 대한 귀무가설을 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (4-11)$$

시계열 y_t 는 외생적인 구조적 변화없이 적분되었다고 고려하기 때문에 어떤 추세

안정적인 설명에 대해 적합한 y_t 가 되도록 고안한 추정과정에 대한 결과로서 회귀 분석 식(4-5)~(4-7)의 더미변수들에 대해 구조적인 변환점을 선택해 볼 수 있다. 즉 y_t 가 잘 알려지지 않은 시점에서 추세에 한 번의 구조변화가 발생했지만 추세 안정적이므로 대립가설을 설정한다. 추세 안정적이 대립가설에 대해 가중치를 가장 많이 두는 구조적인 변환점을 추정 가능하다.

최소값의 통계량이 귀무가설 기각을 유도할 때 $\alpha^i = 1 (i = A, B, C)$ 검증에 대한 단측 t-통계량을 최소화하도록 하는 λ 를 선택한다. $\hat{\lambda}_{INF}^i$ 를 모형 i 에 대한 최소값 이라고 표시할 경우 다음과 같이 정의된다.

$$t_{\hat{\alpha}^i}[\hat{\lambda}_{INF}^i] = \inf_{\lambda \in A} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), \quad i = A, B, C \quad (4-12)$$

A 는 $(0, 1)$ 의 폐 부분집합이다. 식(4-11)에 의해 정의한 귀무가설에서 식(4-5)와 (4-6)안의 더미변수 $D(T_B)$ 는 더 이상 필요하지 않다. 따라서 단위근 검정을 위해 사용하는 회귀분석 방정식은 다음과 같다.

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-13)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (4-14)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-1} + \hat{e}_t \quad (4-15)$$

$t > T\lambda$ 일 경우 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며, 그렇지 않을 경우에는 0이다. Zivot and Andrews(1992)와 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)가 제시한 방법들 중 가장 일반적인 방법을 이용한 단위근 검정방법은 다음과 나타낼 수 있다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4-16)$$

y_t 는 각각 변수들의 대수값이고, λ 는 T_B/T 이며, T 는 전체기간을 T_B 는 구조적인 분기점을 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 경우 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며, 그렇지 않을 경우에는 0으로 수준 변화를 나타낸다. $t > T\lambda$ 일 경우 $DU_t(\lambda)$ 는 $t - T_B$ 이며, 그렇지 않을 경우에는 0으로 기울기의 변화를 나타낸다. 이 방법은 검정통계량 $t_\alpha(\lambda)$ 을 사용하여 $\alpha=1$ 라는 귀무가설을 기각할 확률이 가장 높은 분기점 λ 를 선택하는 것이다.

2. 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정

본 연구에서 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정을 적용한 이유는 관계변화에 주목하기 때문이다. 관계변화를 무시하거나 시계열자료에서 관계변화를 인위적으로 구분할 경우 신뢰성 문제가 발생하므로 이 문제를 완화할 수 있는 G&H 공적분 검정을 사용하였다.

단위근 검정 결과 시계열자료들이 $I(1)$ 진행을 따르는 것으로 나타나면 변수들 간의 장기균형관계 파악을 위해 공적분 검정이 필요하다. 구조변화를 고려한 단위근 검정결과 변수들에서 구조변화가 있는 것으로 나타나면 변수들 간 장기균형관계에서도 구조변화가 있을 가능성이 높다. 따라서 G&H(1996a, b)에 의해 제안된 구조변화를 고려한 G&H의 공적분 검정 모형은 Engle-Granger방법을 변형시킨 형태이므로 다음과 같이 정의된다.

$$\psi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases} \quad (4-17)$$

$$y_t = \mu_1 + \mu_2\psi_{t\tau} + \beta_1 y_t + \beta_1' y_t \psi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (4-18)$$

미지수인 $\tau \in (0, 1)$ 는 전체기간에 대한 구조적 변환점을 의미하며 []는 정수집합으로 정의된다. G&H(1996a, b)의 논문과 동일하게 $\tau \in (0.15, 0.85)$ 의 집합으로 분석한다. 검정통계량 계산과정을 위해 $([0.15n], [0.85n])$ 구간에서 각각의 구조적 변환점을 계산하게 된다. 이 경우 μ_1, β_1 은 구조변화 이전의 상수항과 기울기계수를 나타

낸다. μ_2, β_1' 는 구조변화 이후의 상수항과 기울기계수의 변화를 의미한다. 따라서 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있다면 μ_2 나 β_1' 중 적어도 하나는 0이 아닐 것이며 구조변화가 없었다면 μ_2 와 β_1' 는 모두 0일 것이다.

G&H(1996a, b)의 최종 통계량은 앞에서 언급한 ADF통계량으로 볼 수 있다. 이 통계량은 회귀변수 $\hat{e}_{t-1\tau}$ 에 대한 t-통계량이다. 아래의 식(4-19)과 같이 정의할 수 있다.

$$ADF(\tau) = tstat(\hat{e}_{t-1\tau}) \quad (4-19)$$

$\tau \in T$ 에 대한 모든 값에 대해 추정된 ADF 통계량은 최소값이 적용된다 왜냐하면 ADF 통계값이 작을수록 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 근거가 되기 때문이다. ADF^* 통계량은 식(4-20)으로 표현된다.

$$ADF^* = \inf(\tau \in T) ADF(\tau) \quad (4-20)$$

G&H 공적분 분석은 Engle and Granger 분석의 변형이므로 단일 방정식으로 추정하므로 자유도의 손실이 적어 제한된 자료의 기간에 대해서도 자유도 문제를 피할 수 있는 장점이 있다. 그러나 종속변수와 설명변수로 분리해서 검증을 하기 때문에 어떤 변수를 종속변수로 사용하느냐에 따라 검정결과가 다르게 나타나는 문제점을 가지고 있다.

3. ARDL 한계검정법(bounds test)

본 연구에서는 구조변화에 주목하여 환율과 주가의 관계를 살펴보기 위해 변수들 간의 장·단기 영향력을 분석한다. 구조적 변화를 고려한 G&H 공적분 방법을 이용해 내생적으로 구조적 변환점을 찾아 기간구분을 하여 분석할 경우 발생하게 되는 소표본의 문제점을 해소하고, 환율과 주가간의 관계를 살펴보기 위해 변수들 간의

장·단기 영향력 분석에 유리한 Pesaran, Shin and Smith(2001)가 제시한 한계검정법을 이용한다. 한계검정법은 공적분 검정에 있어 UECM(unrestricted error correction model)에 기초한 단일 방정식으로 추정되므로 기존의 공적분 검정방법들 즉 Johansen(1988)과 Engle and Granger(1987)와는 다른 장점이 몇 가지 존재한다.

첫째, 기존의 공적분 검정은 시계열자료들을 단위근 검정한 결과 같은 적분차수 I(1)인 경우에 한해서 공적분 검정이 이루어졌다. 그러나 한계검정법은 설명변수가 정상적이든지 비정상적이든지 상관없이 변수들 간의 공적분 관계 검정이 가능하다는 특징이 있다. 즉 각 변수의 적분차수가 I(0)이든 I(1)이든 무관하게 변수들 간 공적분 관계 검정이 가능하다. 또한 단위근 검정력이 떨어지고 설명변수에서 단위근이 하나 혹은 두 개가 I(1)이면 검정 통계치의 분포함수가 변할 수 있어 기존의 방법을 사용할 경우 많은 문제점이 존재한다. 그러나 한계검정법은 이러한 상황에 제약을 받지 않는다는 장점이 있다.

둘째, 전통적인 공적분 검정기법들, 즉 Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990) 등은 차분변수를 이용한 VAR분석에 근거하기 때문에 표본의 크기가 대표본이어야 한다는 조건이 있다. 만일 충분한 대표본을 이용할 수 없을 경우 검정결과에 대한 신뢰문제가 발생할 수 있을 뿐만 아니라 Johansen(1988)의 우도비 검정(likelihood ratio test)에서는 공적분 벡터 수에 대한 편의(bias)를 발생시킬 수 있는 것으로 나타났다. Pesaran and Shin(1999)의 연구에서는 소표본이라도 ARDL(autoregressive distributed lag)모형에 기초한 OLS의 추정치들은 단기적으로 일치추정량(consistency)을 보였을 뿐만 아니라 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 나타내는 것으로 보고하고 있다. 따라서 한계검정법은 표본의 크기가 작아도 검정이 가능한 것이 기존의 공적분 검정과 다른 점이라고 할 수 있다.

셋째, Johansen 검정법은 벡터자기회귀모형을 토대로 공적분 관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주하므로 종속변수를 선택할 필요가 없다. 또한 우도비 검정을 바탕으로 여러 개의 공적분 관계를 식별해 내는 특징이 있다. 따라서 설명변수와 종속변수의 구분이 명확하지 않다. 그러나 ARDL-UECM(autoregressive distributed lag-unrestricted error correction model)모형은 단일방정식으로 추정하

므로 하나의 공적분 관계가 성립할 경우 종수변수와 설명변수의 구분이 확연해지는 장점이 있다. 따라서 각 변수간의 장기관계를 살펴보기 위한 일반적인 함수식은 아래의 식(4-21)과 같다.

$$Y = f(X, Z) \quad (4-21)$$

식(4-21)에 로그(log)선형함수를 적용한 계량분석모형은 식(4-22)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln Z_t + e_t \quad (4-22)$$

다음으로 식(4-22)에 근거하여 식(4-23)과 같이 ARDL 모형을 설정한 후, 한계검정법을 이용하여 각 변수 간의 장기관계를 분석할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta \ln Y_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta \ln X_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta \ln Z_{t-a} \\ & + b_4 \ln Y_{t-1} + b_5 \ln X_{t-1} + b_6 \ln Z_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4-23)$$

여기서 Δ 는 각 변수의 차분을 의미한다. 각 변수가 다른 차수로 적분되는 것에 상관없이 각 변수간의 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 설정한 다음 시뮬레이션으로 얻은 F통계량을 이용하여 검정한다. 식(4-23)의 비제약오차수정모형(UECM)으로부터 $\ln Y_{t-1}$, $\ln X_{t-1}$, $\ln Z_{t-1}$ 등 1시차 수준변수들을 제외하는 제약오차수정모형(restricted error correction model; RECM)을 고려하면서 검정통계량을 추정할 수 있다. 다음과 같이 결합유의수준(joint significance)에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하여 Wald 검정을 실시한다.

$$H_0: b_4 = b_5 = b_6 = 0$$

$$H_1: b_4 \neq b_5 \neq b_6 \neq 0$$

한계검정법은 Johansen 공적분 방법과 달리 하나의 공적분 벡터를 가정하고 있다. Pesaran, Shin and Smith(2001)가 시뮬레이션을 통해 설정한 상한 유의수준(upper critical bounds value)보다 계산된 F통계량이 큰 경우 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 하한 유의수준(lower critical bounds value)보다 계산된 F통계량이 작은 경우에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 또한 계산된 F통계량이 상한과 하한 유의수준 사이에 존재하는 경우에는 공적분 존재에 대한 결론을 얻을 수가 없다. 추정된 UECM 모형으로부터 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 각각 $-b_5/b_4$, $-b_6/b_4$ 의 형태로 나타낼 수 있으며 단기탄력성은 차분변수들의 계수들로부터 확인 가능하다.

제2절 실증분석 모형

본 연구에서는 환율과 주가간의 관계를 살펴보기 위해 단순관계모형, 환율결정모형, 주가결정모형 등을 설정하였다.

1. 단순관계모형

단순히 환율과 주가의 관계를 분석하기 위해 설정한 단순관계모형에서는 원/달러 환율은 월평균 환율을, 주식시장의 주가 변수로서는 *KOSPI*지수를 사용하였다. 양국간의 주가지수 차이를 사용하지 않고 우리나라 주가지수만을 사용한 것은 우리나라 주가지수의 미국 주가지수에 대한 영향력이 거의 없으며, 오히려 우리나라 주가지수가 미국의 주가지수의 영향을 받기 때문이다.

단순관계모형에서는 단순히 주가와 환율의 관계를 알아보기 위해서 환율이 종속변수인 경우, 주가와 실질주가가 종속변수인 경우를 고려해서 주가와 환율의 관계를 살펴본다. 환율이 종속변수일 경우 주가가 환율에 영향을 주는지를 살펴보는 것이므로 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$WS = f(KOSPI) \quad (4-24)$$

여기서 WS 는 원/달러 환율, $KOSPI$ 는 주가를 의미한다. 식(4-24)에 로그선형함수를 적용한 환율과 주가의 단순관계 계량분석모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$ws_t = \beta_0 + \beta_1 kospit + e_t \quad (4-25)$$

$ws_t = \ln(WS_t)$, $kospit = \ln(KOSPI_t)$, e_t 는 단순관계 모형의 추정오차를 의미한다. 주가가 종속변수일 경우 환율이 주가에 영향을 주는지를 살피는 것으로 종속변수가 주가가 되고 설명변수로 환율이 된다. 주가가 환율에 영향을 미치는 경우 주가가 상승하면 외국인의 주식투자가 증가해 자국통화에 대한 수요가 늘어 환율이 하락하여 환율과 주가는 부(-)의 관계를 가질 수 있다. 환율이 주가에 영향을 미치는 경우 환율이 상승하면 수출 증가로 경상수지와 종합수지의 흑자폭이 증대됨에 따라 해외 부문으로부터의 자금유입이 증가하게 되어 시중 유동성이 풍부해져 주식에 대한 수요가 증가하게 되고 주가가 상승할 수 있다. 따라서 환율과 주가 변화는 정(+)의 관계를 가진다. 식(4-17)과 식(4-18)의 G&H 공적분 검정 모형에 근거하여 단순관계 모형에서 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$ws_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \beta_1 kospit + \beta_1' kospit \psi_{t\tau} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (4-26)$$

단순관계모형에서는 주가의 환율에 대한 영향력과 환율의 주가 영향력을 분석하고자 하기 때문에 구조변화를 $KOSPI$ 에 적용한다. μ_1 은 구조변화 이전 기간의 상수항을 나타내며 구조변화 이후 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 이다. β_1 은 구조변화 이전 기간의 공적분계수이며 구조변화 이후 공적분계수는 $\beta_1 + \beta_1'$ 이다. 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있었다면 μ_2 나 β_1' 중 적어도 하나는 0이 아닐 것이며 구조변화가 없었다면 μ_2 와 β_1' 는 모두 0일 것으로 예상된다.

앞의 식(4-18)의 G&H 공적분 검정 모형에 근거하여 구조적 변환점을 찾은 다음

기간 구분을 한다. 기간 구분을 한 후 각 변수 간의 공적분 관계 즉 장기관계를 분석하기 위해서는 식(4-25)에 근거하여 Pesaran, Shin and Smith(2001)의 한계검정법을 이용하였다. 단순관계 모형에 따른 ARDL 모형은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$\Delta ws_t = b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta ws_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta kosp_{t-a} + b_3 ws_{t-1} + b_4 kosp_{t-1} + e_t \quad (\text{식4-27})$$

여기서 Δ 는 각 변수들의 차분을 나타낸다. 주가와 원/달러 환율이 다른 차수 즉 I(0) 혹은 I(1)으로 적분되는 것에 상관없이 각 변수간의 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설을 시뮬레이션으로 얻어진 F통계량을 이용하여 검정할 수 있다. 식(4-27)로부터 ws_{t-1} , $kosp_{t-1}$ 등 1시차 수준변수들을 제외하는 제약오차수정모형을 고려하면 검정통계량 추정이 가능하다. 즉 결합유의수준에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하여 Wald 검정을 실시한다.

$$H_0 : b_3 = b_4 = 0$$

$$H_1 : b_3 \neq b_4 \neq 0$$

하나의 공적분 벡터를 가정한 한계검정법의 유의수준은 시뮬레이션을 거쳐 계산되었다. 따라서 상한 유의수준보다 계산된 F값이 큰 경우에는 귀무가설이 기각된다. 그러나 F값이 하한 유의수준보다 작은 경우에는 귀무가설을 기각할 수 없다. 계산된 F통계량 값이 상한과 하한 유의수준 사이에 존재하는 경우에는 공적분의 존재를 확인할 수 없다. 추정된 UECM모형에서 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 $-b_4/b_3$ (주가에 대한 환율의 탄력성) 형태로 나타나고 단기효과는 차분변수들의 계수들로부터 확인할 수 있다. 같은 방법으로 $kosp_i = f(ws)$, $ws = f(real\ kosp_i)$, $real\ kosp_i = f(ws)$ 에 대해서도 실증분석을 하였다.

2. 통화모형

본 연구에서는 환율결정의 통화모형에 특별한 목적을 위해서 주가를 포함시킨 후 주가의 환율에 대한 영향력을 분석하고자 한다. 통화모형은 신축가격모형이든 경직가격모형이든 장기적으로는 구매력평가의 성립과 안정적인 통화수요함수를 가정하고 있어 실질통화수요는 일반적으로 실질소득 및 금리 함수로 표현된다. 전통적 통화모형에서 장기 균형환율은 결과적으로 양국의 통화량, 실질소득, 금리에 따라 결정되게 된다. 식(3-8)의 신축가격모형에서 국내금리와 환율이 정(+)의 상관관계를 가지나 식(3-9)의 경직가격모형에서는 금리와 환율이 부(-)의 상관관계를 가진다. 신축가격모형에서는 국내이자율의 상승이 실질화폐수요를 감소시키기 때문에 주어 진 명목화폐공급량에서 실질화폐수요 감소에 상승한 실질화폐잔고가 감소하기 위해서는 물가가 상승하고 물가상승은 구매력평가조건에 의해 환율이 상승한다. 그러나 장기에만 구매력평가가 성립하는 경직모형에서는 국내금리의 상대적인 상승이 실질금리를 상승시켜 즉각적으로 자본유입을 초래하여 환율하락을 유발한다. 본 연구에서 사용할 분석모형의 기본적인 틀은 식(3-8)과 같이 장기 구매력평가와 안정적인 통화수요함수를 전제로 한다는 점에서는 기존 통화모형과 동일하다. 그러나 통화모형에서 주가의 영향을 살펴보기 위해 기존의 통화모형에 주가를 나타내는 *KOSPI* 지수를 설명변수로 추가한 통화모형 함수는 다음과 같이 설정된다.

$$WS = f(KOSPI, M, Y, I) \quad (4-28)$$

통화량(*M*), 소득(*Y*), 이자율(*I*) 등의 변수들을 사용했다. 산업생산지수가 소득의 대용변수로서 사용되었고, 통화량과 산업생산지수 등의 변수는 계절조정되어 있는 자료를 이용하였다. 통화량은 *M2* 통화지표이며 평잔액을 사용했고, 이자율은 우리나라의 경우 3년 만기 회사채수익률, 미국은 10년 재무부증권을 이용했다. 식(4-28)의 통화모형을 로그선형함수로 다시 나타내면 식(4-29)와 같다.

$$ws_t = \beta_0 + \beta_1 kospit + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t + \beta_4 i_t + e_t \quad (4-29)$$

여기서 $m_t = \ln(M_t) - \ln(M_t^*)$, $y_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_t^*)$, $i_t = I - I^*$, e_t 는 모형의 추정오차를 의미한다. 윗첨자 *가 붙지 않은 경우에는 한국의 경제변수를 의미하고 윗첨자 *가 붙은 경우에는 미국의 경제변수를 표시하고 있다. 환율은 국내통화가 증가하면 동일한 비율로 환율이 상승하는 반면 외국통화량이 증가하면 동일한 비율로 환율이 하락한다. 또한 국내소득이 증가하면 환율이 하락하고 국내이자율이 증가하면 신축 가격모형에서는 환율이 상승하나 경직가격모형에서는 환율이 하락한다. 앞의 식 (4-18)의 G&H 공적분 검정 모형에 근거하여 통화모형에서 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$ws_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \beta_1 kospit + \beta_1' kospit \psi_{t\tau} + \beta_2 m_t + \beta_3 y_t + \beta_4 i_t + e_t \quad (4-30)$$

$$t = 1, \dots, n$$

통화모형에서는 주가의 환율에 대한 영향력 분석에 초점을 두었기 때문에 구조변화를 KOSPI에만 적용한다. β_1 은 구조변화 이전 기간에 대한 주가의 공적분계수이며 구조변화 이후 주가의 공적분계수는 $\beta_1 + \beta_1'$ 이다. 변수들 간의 관계에서 구조변화가 없다면 μ_2 와 β_1' 는 모두 0일 것으로 예상된다. 식(4-30)에 의해 구조적 변환점을 찾은 다음 기간 구분을 할 경우 발생하는 소표본 문제를 해소하면서 각 변수 간의 장기관계를 분석하기 위한 통화모형은 식(4-31)과 같이 유도해낼 수 있다.

$$\Delta ws_t = b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta ws_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta kospit_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta m_{t-a} \quad (4-31)$$

$$+ \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta y_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta i_{t-a} + b_6 ws_{t-1} + b_7 kospit_{t-1}$$

$$+ b_8 m_{t-1} + b_9 y_{t-1} + b_{10} i_{t-1} + e_t$$

위의 식으로부터 Wald 검정 시행을 위해 결합유의수준에 대한 귀무가설과 대립가설을 설정하면 다음과 같다.

$$H_0 : b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = b_{10} = 0$$

$$H_1 : b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq b_9 \neq b_{10} \neq 0$$

Pesaran, Shin and Smith(2001)가 시뮬레이션을 거쳐 계산한 임계값과 계산된 F통계량값을 가지고 기각여부를 판단하게 된다. 설명변수에 대한 종속변수 환율의 장기탄력성은 $-b_7/b_6$ (주가에 대한 환율의 탄력성), $-b_8/b_6$ (통화량에 대한 환율의 탄력성), $-b_9/b_6$ (소득에 대한 환율의 탄력성), $-b_{10}/b_6$ (이자율에 대한 환율의 탄력성)의 형태로 나타나며, 단기효과는 차분변수들의 계수로 확인 가능하다.

3. 종합모형

통화모형과 포트폴리오 모형의 문제점을 극복하기 위하여 두 모형을 결합한 것이 종합모형이다. 그래서 종합모형에서는 모형에 국한되어 변수 사용에 제약을 받지 않고 다양한 변수들을 사용할 수 있다는 장점이 있다.

환율결정이론 중 종합모형인 식(3-14)에 근거하여 특별한 목적을 위해 한국의 실정에 맞게 변수 추가가 가능하다. 본 연구의 종합모형에서는 주가, 외환보유액, 경상수지 변수를 추가하여 주가 영향에 대한 실증분석을 위한 함수 형태를 아래와 같이 정의한다.

$$WS = f(KOSPI_t, M, P, Y, I, R, CA) \quad (4-32)$$

여기서, P 는 물가, R 은 외환보유액, CA 는 경상수지를 의미한다. 종합모형에 사용된 변수는 8개이며, 통화량과 산업생산지수, 소비자물가지수, 경상수지 등의 변수는 계절조정되어 있는 자료를 이용하였다. 식(4-32)에 근거하여 주가의 환율 영향을 분석하기 위해 로그선형함수를 적용한 종합모형은 다음과 같다.

$$ws_t = \beta_0 + \beta_1 kospit + \beta_2 m_t + \beta_3 p_t + \beta_4 y_t + \beta_5 i_t + \beta_6 r_t + \beta_7 ca_t + e_t \quad (4-33)$$

여기서 $r = \ln(\frac{R}{M})$, $ca = (\frac{CA}{M} - \frac{CA^*}{M^*})$ 를 의미한다. 국내외 통화공급의 차이 증가, 국내외 인플레이션을 격차의 증가는 환율을 상승시키는 반면 상대 실질소득의 증가는 환율을 하락시킨다. 그러나 국제수지모형에서도 소득이 증가하면 수입이 증가하여 환율이 상승한다. 국내금리가 외국금리보다 높을 경우 투자자들의 국내투자 증가로 외환에 대한 공급이 증가해 환율이 하락한다. 외환보유액이 증가하면 외환의 공급량이 증가하므로 환율이 하락하는 반면 외환보유액이 감소하면 환율이 상승할 것으로 기대된다. 경상수지가 흑자이면 외환의 공급이 증가하여 환율의 하락이 예상된다.

다음으로 구조변화를 고려한 G&H의 공적분 검정 모형에 대해 살펴본다. 본 연구의 종합모형에서는 특히 구조변화로 KOSPI만 고려한다. 왜냐하면 본 연구의 초점이 KOSPI와 환율이기 때문에 KOSPI의 구조변화만을 고려한 종합모형에서의 G&H의 공적분 검정 모형식은 다음과 같이 설정된다.

$$ws_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \beta_1 kospit + \beta_1' kospit \psi_{t\tau} + \beta_2 m_t + \beta_3 p_t + \beta_4 y_t + \beta_5 i_t + \beta_6 r_t + \beta_7 ca_t + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (4-34)$$

구조변화 이전 기간의 상수항은 μ_1 이며, 구조변화 이후의 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 이다. 구조변화 이전 기간의 공적분계수는 β_1 이며 구조변화 이후 공적분계수는 $\beta_1 + \beta_1'$ 로 나타난다. 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 존재하는 경우 μ_2 나 β_1' 중 적어도 하나는 0이 아닐 것으로 예상된다. 위의 식에서 공적분 관계를 확인한 후 구조변환점을 기준으로 기간을 구분한 다음 식(4-33)에 근거하여 식(4-35)와 같이 ARDL모형을 설정하여 각 변수들 간의 장기관계를 알아보기 위해 한계검정법을 이용한 종합모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
\Delta ws_t = & b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta ws_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta kospit_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta m_{t-a} \\
& + \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta p_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta y_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{6a} \Delta i_{t-a} \\
& + \sum_{a=0}^n b_{7a} \Delta r_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{8a} \Delta ca_{t-a} \\
& + b_9 ws_{t-1} + b_{10} kospit_{t-1} + b_{11} m_{t-1} + b_{12} p_{t-1} \\
& + b_{13} y_{t-1} + b_{14} i_{t-1} + b_{15} r_{t-1} + b_{16} ca_{t-1} + e_t
\end{aligned} \tag{4-35}$$

위의 식으로부터 1시차 수준변수들을 제외하는 제약오차수정모형을 고려하여 검정 통계량을 추정할 수 있다. Wald 검정을 위한 귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

$$H_0 : b_9 = b_{10} = b_{11} = b_{12} = b_{13} = b_{14} = b_{15} = b_{16} = 0$$

$$H_1 : b_9 \neq b_{10} \neq b_{11} \neq b_{12} \neq b_{13} \neq b_{14} \neq b_{15} \neq b_{16} \neq 0$$

시뮬레이션을 거쳐 도출된 임계값 즉 상한 유의수준, 하한 유의수준, 상한과 하한 유의수준 사이의 값과 계산된 F통계량 값을 비교하여 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 기각여부를 판단하게 된다. 종합모형에서는 차분변수들의 계수들로부터 단기효과를 확인할 수 있으며, 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 $-b_{10}/b_9$ (주가에 대한 환율의 탄력성), $-b_{11}/b_9$ (통화에 대한 환율의 탄력성), $-b_{12}/b_9$ (물가에 대한 환율의 탄력성), $-b_{13}/b_9$ (소득에 대한 환율의 탄력성), $-b_{14}/b_9$ (이자율에 대한 환율의 탄력성), $-b_{15}/b_9$ (외환보유액에 대한 환율의 탄력성), $-b_{16}/b_9$ (경상수지에 대한 환율의 탄력성)의 형태로 나타난다.

4. 주가결정모형

본 연구는 주가결정모형에 특별한 목적을 위해 환율을 포함하여 분석하였다. 왜냐하면 우리나라는 수출의존적인 경제구조를 갖고 있어 대외의존도가 높은 나라에 속하며 또한 금융시장의 유동성이 큰 편이라 외국인들의 주식투자에 좋은 여건을 가지고 있어 환율이 주가에 미치는 영향력이 상당한 것으로 판단되므로 환율변수를 추가하였다.

주식시장에서의 주가지수와 거시경제 변수들과의 계량적 관계를 파악하고 주가지수와 밀접한 연관성이 있는 변수들을 사용하여 주가와 거시경제 변수들 간의 관계를 적절하게 표현할 수 있는 대표적인 모형이 배당평가모형이다. 따라서 배당평가모형의 경제이론과 기존 문헌 연구결과를 토대로 본 연구에서는 식(3-15)의 배당평가모형을 이용하였다. 식(3-15)의 배당평가모형에서 현금흐름 대신 거시경제 변수 즉 원/달러 환율, 산업생산지수, 통화량, 유가, 무역수지 등으로 대응하였고, 위험조정할인율 대신 장단기 금리로 회사채수익률과 콜금리를 이용하였다. 주가결정모형에서 환율의 영향을 살펴보기 위한 함수식은 식(4-36)과 같이 나타낼 수 있다. 특히 우리나라의 특수성을 고려하여 원유가격, 원/달러 환율, 무역수지 변수들을 추가하였는데 그 이유는 우리 경제에서 해외부문이 차지하는 비중이 매우 크기 때문이다.

$$KOSPI = f(WS, CBY, CALL, IP, M, WTI, TB) \quad (4-36)$$

여기서 CBY 는 회사채수익률, $CALL$ 은 콜금리, IP 는 산업생산지수, M 은 실질통화량, WTI 는 실질주가, TB 는 무역수지를 의미한다. 주가결정모형에서 환율의 영향을 추정하기 위해 사용되는 로그선형모형은 식(4-36)을 근거로 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} kospit &= \beta_0 + \beta_1 ws_t + \beta_2 CBY_t + \beta_3 CALL_t + \beta_4 ip_t + \beta_5 m_t \\ &+ \beta_6 wti_t + \beta_7 tb_t + e_t \end{aligned} \quad (4-37)$$

여기에서 $ip_t = \ln(IP_t)$, $m_t = \ln(\frac{M_t}{CPI_t})$, $wti_t = \ln(\frac{WTI_t}{CPI_t})$, $tb = (\frac{EXP_t}{IMP_t})$, e_t 는 모형의 추정오차를 의미한다. 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수(ip_t)는 한국은행에서 발표한 월말 산업생산지수이다. 통화량(m_t)은 실질통화량 변수로 화폐량의 평균 잔액을 소비자물가지수로 나눈 값이고, 유가(wti_t)는 미국의 텍사스 증질유 가격을 소비자물가지수로 나눈 실질유가 변수를 사용하였다. 무역수지(tb_t)는 적자인 경우 자연로그를 취할 수 없는 문제점이 있어 수출액을 수입액으로 나눈 값을 이용하였다.

경제 전체에서 해외 부문이 차지하는 비중이 큰 우리나라의 경우 환율과 무역수지, 유가 변수는 중요한 요소로 판단된다. 환율이 평가절상 되면 기업의 채산성과 해외시장에서의 가격 경쟁력 약화로 수출이 감소해 주가가 하락하나 다른 한편으로는 수입물가 하락으로 국내물가가 하락하여 주가를 상승시킬 수도 있다. 환율 평가절하는 수출, 수입 모두 증가하여 경상수지가 개선되면서 주가를 상승시키는 반면 수입물가 상승으로 국내물가 상승의 원인이 되어 주가를 하락시킬 수도 있다. 일반적으로 무역적자이면 기업의 기대현금흐름을 감소시켜 주가가 하락하는 반면 무역수지 흑자일 경우 해외 부문으로부터 자금 유입으로 시중의 유동성이 증가되면 주식수요의 증가로 이어져 주가를 상승시키는 것으로 예상된다. 우리나라의 경우 원유 순수입국가이므로 경제성과는 국제원유가격과 부의 관계가 있을 것으로 기대된다.

금리가 상승하면 투자자들의 기대수익률 상승으로 주가는 하락하게 되고 금리가 하락하면 기대수익률이 하락하여 주가는 상승할 것이다. 그러나 불황기에는 투자수요 감소로 금리가 하락함에도 불구하고 기업의 실적 악화로 주가하락이 나타날 수도 있다. 금리와 주가는 경제상황에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 수 있다.

산업생산이 활발할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 정(+)의 관계를 갖게 될 것으로 기대된다. 경기가 활황이면 경제가 확대되고 기업들의 생산 활동이 활발해져 기업의 채산성이 좋아지면서 주가는 상승하게 된다. 경기가 불황이면 기업들의 생산활동 위축으로 기업 채산성 악화로 이어져 주가는 하락하게 된다.

통화량과 주가는 견해에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 것으로 예상된다.

통화량이 증가할 경우 단기적으로는 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하여 주가가 상승한다. 그러나 장기적으로는 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정 수익률이 상승하게 되어 주가를 하락시키는 결과를 초래한다.

주가결정모형에서는 환율의 주가 영향 분석에 초점을 두므로 원/달러 환율만 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정 분석모형은 식(4-18)를 근거로 나타내면 식(4-38)과 같다.

$$\begin{aligned}
 kosp_i_t = & \mu_1 + \mu_2\psi_{t\tau} + \beta_1ws_t + \beta_1'ws_t\psi_{t\tau} + \beta_2CBY_t + \beta_3CALL_t \\
 & + \beta_4ip_t + \beta_5m_t + \beta_6wti_t + \beta_7tb_t + e_t, \quad t = 1, \dots, n
 \end{aligned}
 \tag{4-38}$$

μ_1 은 구조변화 이전 기간의 상수항을 나타내며 구조변화 이전 기간 환율의 공적분계수는 β_1 이다. 구조변화 이후의 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 이며 구조변화 이후 환율의 공적분계수는 $\beta_1 + \beta_1'$ 이다. 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 있었다면 구조변화 이후의 상수항이나 환율의 공적분계수 중 적어도 하나는 0이 아닐 것이며 구조변화가 일어나지 않았다면 구조변화 이후의 상수항과 환율의 공적분계수는 모두 0일 것으로 예상된다.

구조전환점을 기준으로 구간을 설정한 다음 주가와 7개의 거시경제변수 사이의 밀접한 연계성이 존재하는지 여부와 이들 변수들 사이에 장기적 균형관계가 존재하는지를 살펴보아야 한다. 따라서 식(4-37)을 근거로 한계검정법을 이용하여 각 변수 간의 공적분 관계를 분석하기 위한 주가결정모형의 ARDL모형은 다음과 같이 설정 가능하다.

$$\begin{aligned}
\Delta kosp_i_t = & b_0 + \sum_{a=1}^n b_{1a} \Delta kosp_i_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{2a} \Delta ws_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{3a} \Delta CBY_{t-a} \\
& + \sum_{a=0}^n b_{4a} \Delta CALL_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{5a} \Delta ip_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{6a} \Delta m_{t-a} \\
& + \sum_{a=0}^n b_{7a} \Delta wti_{t-a} + \sum_{a=0}^n b_{8a} \Delta tb_{t-a} + b_9 kosp_i_{t-1} + b_{10} ws_{t-1} \\
& + b_{11} CBY_{t-1} + b_{12} CALL_{t-1} + b_{13} ip_{t-1} + b_{14} m_{t-1} + b_{15} wti_{t-1} \\
& + b_{16} tb_{t-1} + e_t
\end{aligned} \tag{4-39}$$

Wald 검정에 기초한 한계검정법의 귀무가설과 대립가설은 다음과 같이 설정된다.

$$H_0 : b_9 = b_{10} = b_{11} = b_{12} = b_{13} = b_{14} = b_{15} = b_{16} = 0$$

$$H_1 : b_9 \neq b_{10} \neq b_{11} \neq b_{12} \neq b_{13} \neq b_{14} \neq b_{15} \neq b_{16} \neq 0$$

시뮬레이션을 통해 Pesaran, Shin and Smith(2001)가 계산한 임계값과 추정을 통해 계산한 F통계량값을 비교하여 귀무가설 기각여부를 판단한다. 주가결정모형에서 단기효과를 확인하려면 차분변수들의 계수를 살펴보면 되고, 설명변수에 대한 종속변수의 장기탄력성은 $-b_{10}/b_9$ (환율에 대한 주가의 탄력성), $-b_{11}/b_9$ (회사채수익률에 대한 주가의 탄력성), $-b_{12}/b_9$ (콜금리에 대한 주가의 탄력성), $-b_{13}/b_9$ (산업생산지수에 대한 주가의 탄력성), $-b_{14}/b_9$ (통화량에 대한 주가의 탄력성), $-b_{15}/b_9$ (유가에 대한 주가의 탄력성), $-b_{16}/b_9$ (무역수지에 대한 주가의 탄력성)에서 확인 가능하다. 같은 방법으로 종속변수가 실질주가(*realkosp_i*)인 경우에 대해서도 실증분석을 하였다.

5장 실증분석 결과

제1절 자료

본 연구에서는 환율과 주가간의 관계를 살펴보기 위해 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형, 외국인 주식투자를 고려한 경우 등 다양한 모형들을 설정하였다. 실증분석을 위해 필요한 통계자료는 한국은행과 무역협회, Federal Reserve Bank of St. Louis, Econstats Economic Data 등에서 추출하였다. 본 연구에서 사용된 자료들은 모형별로 살펴보기로 한다. 각 모형에 사용된 거시경제변수들은 계절성이 있는 것으로 알려져 있으므로 계절성이 조정된 자료들을 이용하였고, 이자율, 경상수지 및 무역수지를 제외한 모든 자료들은 Log변환을 취하였다.

단순히 환율과 주가의 관계를 분석하기 위한 단순관계모형에서는 원/달러 환율, 주가 및 실질주가를 사용하였다. 원/달러 환율은 월평균 환율을, 주식시장의 주가 변수는 *KOSPI*지수를, 실질주가는 *KOSPI*지수를 소비자물가지수로 나눈 값을 사용하였다. 분석기간은 1980년 1월부터 2008년 6월까지로 월별자료를 이용하였다. 주가의 경우 양국 간의 주가지수 차이를 사용하지 않고 우리나라 주가지수만을 사용한 것은 우리나라 주가지수에 대한 미국 주가지수의 영향이 거의 없으며, 오히려 미국의 주가지수의 영향을 받기 때문이다.

환율결정모형에서 주가의 영향을 분석하기 위해 통화량, 소득, 이자율, 소비자물가지수, 외환보유액 및 경상수지 등의 변수들을 사용하였으며, 분석기간은 1980년 1월부터 2008년 6월까지로 표본수는 342개이다. 구체적으로 통화모형에 사용된 변수들은 한국과 미국의 통화량, 국민소득 및 이자율 이다. 통화량은 *M2*지표의 평잔액을 사용하였으며, 국민소득의 대용변수로서 산업생산지수를 사용하였다. 이자율은 한국의 경우 3년 만기 *AA-* 등급의 회사채수익률을, 미국의 경우 10년 만기 재무부증권의 수익률을 사용하였다. 종합모형에 사용된 변수들은 소비자물가지수, 외환보유액 및 경상수지 등이다. 외환보유액의 경우 한 국가의 외환보유액은 국제수지에 따라 증가하거나 감소한다. 또한 국제수지의 절대금액은 경제규모가 커짐에 따라 증

가하게 되므로 국제수지 금액 자체를 환율의 설명변수로 사용할 경우 이분산 (heteroscedasticity) 문제가 발생할 수 있어 외환보유액을 통화량으로 나눈 값을 사용하였다. 경상수지는 적자인 경우 자연로그를 취할 수 없다는 문제점과 우리나라가 소국임을 감안할 경우 미국의 경상수지가 원/달러 환율에 영향을 준다는 것은 설득력이 없다고 보아 각국의 통화량으로 나누어 뺀 값을 사용하였다.

<표 5-1> 기초통계량

변수	표본수	평균	표준편차	왜도	첨도	최소값	최대값
<i>ws</i>	342	6.788	0.220	0.510	-0.646	6.363	7.435
<i>kospi</i>	342	6.229	0.829	-0.733	-0.718	4.637	7.633
<i>realkospi</i>	342	2.107	0.554	-0.423	-0.065	1.133	3.026
<i>m</i>	342	1.648	0.606	-0.855	-0.741	0.412	2.251
<i>y</i>	342	-0.296	0.213	-0.387	-0.800	-0.747	0.049
<i>i</i>	342	5.224	4.245	1.408	2.490	-0.500	21.720
<i>p</i>	342	-0.360	0.059	-0.200	-1.504	-0.499	-0.284
<i>r</i>	342	-0.752	0.382	1.018	0.016	-1.411	0.192
<i>ca</i>	342	12.432	8.795	0.281	-0.850	-3.025	31.470
<i>ws</i> *	294	6.827	0.210	0.478	-0.829	6.502	7.435
<i>kospi</i> *	294	6.465	0.632	-1.106	1.046	4.778	7.633
<i>realkospi</i> *	294	2.246	0.466	-0.709	-0.168	1.135	3.026
<i>CBY</i> *	294	11.226	4.431	0.032	-0.841	3.730	24.310
<i>CALL</i> *	294	9.249	4.613	0.513	-0.190	3.250	25.630
<i>ip</i> *	294	3.878	0.580	-0.172	-1.006	2.747	4.824
<i>m</i> *	294	3.601	0.440	-1.219	0.831	2.446	4.092
<i>wti</i> *	294	-0.421	0.179	0.338	-0.196	-0.862	0.084
<i>tb</i> *	294	1.039	0.140	0.561	1.076	0.685	1.491
<i>FSI</i> **	204	0.006	0.027	0.150	1.532	-0.090	0.107

- 주: 1) 변수에 * 표시가 없는 것은 분석기간이 1980년 1월부터 2008년 6월까지임.
 2) *는 분석기간이 1984년 1월부터 2008년 6월까지이며, **는 1991년 7월부터 2008년 6월까지임.
 3) m^* 는 $\ln(M/CPI)$ 으로 m 과 구별됨.
 4) 변수들에 대한 자세한 설명은 <부표 3-1>을 참조하기 바람.

주가결정모형에서 환율의 영향을 분석하려고 사용된 변수들은 주가, 실질주가, 원/달러 환율, 회사채수익률, 콜금리, 산업생산지수, 통화량, 유가 및 무역수지 등이다. 분석기간은 자료 이용상의 문제로 인해 1984년 1월부터 2008년 6월까지이며, 월별 자료를 이용하였다. 실질주가는 *KOSPI*지수를 소비자물가지수로 나눈 값을 이용하였다. 회사채수익률은 장기이자율의 대리변수로서, 콜금리는 단기이자율의 대리변수로서 사용되었다. 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수는 한국은행에서 발표한 월말 산업생산지수이다. 통화량은 실질통화량으로 소비자물가지수로 나눈 값이며, 유가는 실질유가를 나타내는 변수로서 미국의 텍사스 중질유 가격을 소비자물가지수로 나눈 값을 사용하였다. 무역수지는 적자인 경우 자연로그를 취할 수 없는 문제점이 있어 수출액을 수입액으로 나눈 값을 이용하였다.

외국인 주식투자를 고려하는 경우의 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형에서 사용되는 변수는 외국인 주식투자이다. 분석기간은 외국인 주식투자 자료 이용상의 문제점 등으로 인해 1991년 7월부터 2008년 6월까지의 데이터를 사용하였다. 외국인 주식투자 자료는 한국은행이 발표하는 자료를 사용하였다. 주식시장에서의 거래액은 주가변동에 따라 영향을 받으므로 일반적으로 주가가 상승할 때는 거래액이 많고, 주가가 하락하거나 주식시장이 침체된 경우에는 거래액이 감소할 수밖에 없다. 또한 주식시장의 상장종목 수가 증가함에 따라 거래량은 전반적으로 확대 추세를 보인다. 따라서 이와 같은 추세나 주가변동에 따른 왜곡을 없애기 위해 본 연구에서는 외국인 순매수액을 전체 투자자 총매수액으로 나눈 외국인 주식투자 비율을 사용하였다. <표 5-1>은 실증분석에 사용된 자료에 대한 기초통계량으로 표본수, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 최소값 및 최대값 등을 나타내고 있다.

제2절 단순관계모형

이 절에서는 단순히 주가와 환율의 관계를 알아보기 위해 원/달러 환율과 *kospi* 지수, 또는 원/달러 환율과 실질 *kospi* 지수를 사용하여 단순 인과관계를 검증하였다. 여기서 실질 *kospi* 지수는 *KOSPI* 지수를 소비자 물가지수로 나눈 값을 이용하였

는데, 이는 주가가 물가상승을 반영하지 않은 명목가치이기 때문이다. 즉 과거의 1,500p와 현재의 1,500p는 실질가격 수준에서 분명한 차이가 존재한다. 종속변수가 환율인 경우와 주가인 경우로 구분하여 분석을 실시하였으며, 시계열을 이용한 회귀분석의 선행조건인 변수들의 안정성을 분석하기 위하여 단위근 검정을 시행하였다. 그 결과 단위근이 존재하는 경우에는 구조변화를 고려한 G&H 공적분을 실시하여 구조적 변환점을 찾아 기간구분을 한 후 기간별 ARDL-Bounds test를 적용하여 장·단기 균형관계를 분석하였다.

1. 단위근 검정 결과

시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 경우 변수들 간에 실제 상관이 없는데도 불구하고 회귀분석상 상관성이 있는 것으로 나타나는 가성회귀(spurious regression)문제가 발생하므로 시계열분석에 있어서 제일 먼저 검토해야 하는 것이

<표 5-2> 단순관계모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-2.070	-5.417***	-9.419	-294.299***
<i>kospi</i>	-1.744	-10.032***	-5.580	-237.605***
<i>realkospi</i>	-1.729	-9.849***	-5.409	-237.600***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-3.945(96.11)	-3.737(97.12)	-3.989(96.11)	-16.577(97.12)***
<i>kospi</i>	-2.438(89.04)	-13.581(88.03)***	-3.740(86.01)	-13.792(89.03)***
<i>realkospi</i>	-2.556(89.04)	-7.159(88.02)***	-3.557(86.01)	-13.889(88.12)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

단위근 검정이다. 단순관계 모형에서 사용되는 원/달러 환율, *kospi*지수, 실질 *kospi* 지수들에 대해 전통적인 단위근 검정(즉 ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정)과 구조변화를 고려한 단위근 검정(즉 Harvey, Leybourne and Newbold 단위근 검정과 Zivot and Andrews 단위근 검정)을 실시하였다. 그 결과가 <표 5-2>에 나타나 있다.⁵⁾ ADF 및 PP 단위근 검정결과 원/달러 환율이나 *kospi*지수, 실질 *kospi*지수 모두 수준변수에서 단위근이 존재해 시계열이 불안정적인 것으로 나타났다. 그러나 변수들을 1차 차분한 결과에서는 시계열들이 안정적임을 확인할 수 있었다. 따라서 모든 변수들은 I(1) 진행을 따르는 것으로 나타났다.

구조변화를 고려한 단위근 검정에서도 수준변수들의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 1차 차분한 변수들은 원/달러 환율을 제외하고 모든 변수들에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나, 구조변화를 고려하는 단위근 검증에서도 원/달러 환율을 제외한 모든 변수들이 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다. 원/달러 환율은 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정에서는 차분변수도 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나 Zivot and Andrews(1992) 단위근 검정결과에서는 I(1)이다. 수준변수와 1차 차분변수 사이의 구조변환점은 차이점이 많지 않은 것으로 나타났다. 원/달러 환율은 외환위기 전후로, 주가는 88 올림픽 전후로 구조변화가 있는 것으로 확인되었는데 이는 우리가 예상할 수 있는 결과일 것이다.

2. G&H 공적분 검정 결과

단순관계 모형의 변수들 간의 장기균형 관계를 파악하기 위해 구조변화를 고려한 G&H 공적분 분석을 실시하였다. 변수 간의 관계변화가 있었다면 기존의 공적분 기법을 적용할 경우 결과에 오류가 발생할 수 있으므로, 이 문제를 완화할 수 있는 G&H 공적분 검정을 사용하였으며 그 결과는 <표 5-3>에 제시되어 있다.

5) 기간구분에 따른 단위근 검정 결과는 <부표 1-1>과 <부표 1-2>를 참조하기 바람.

<표 5-3> *kospi* 변수를 이용한 G&H 공적분 검정 결과

종속변수	ADF^* 값	구조변환점	μ_1	μ_2	β_1	β'_1
<i>ws</i>	-5.022**	98년 6월	6.567***	2.097***	0.016	-0.259***
<i>kospi</i>	-2.995	87년 7월	-5.627***	14.575***	1.598***	-1.929***

주: 1) **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) ADF^* 의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.68, -4.95, 5.47임

3) G&H 공적분에 사용된 식은 $ws_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{tr} + \beta_1 kospi_t + \beta'_1 kospi_t \psi_{tr} + e_t, \quad t = 1, \dots, n$ 임.

환율이 종속변수가 될 경우 5% 유의수준에서 공적분이 존재하는 것으로 나타났으며, 구조변환점은 1997년 6월임을 알 수 있다. 주가가 종속변수가 될 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. <표 5-3>의 결과에서 주목할 사항은 공적분이 되든 되지 않는 경우든 구조변화 이후의 두 변수 간의 공적분 계수값이다. 따라서 G&H 공적분 검정 모형인 식(4-26)에 근거하여 살펴보도록 한다.

구조변화 이후 환율과 주가간의 공적분 계수는 $\beta_1 + \beta'_1$ 이므로 환율과 주가의 관계가 양(+)에서 음(-)의 관계로 부호의 변화가 발생했음을 아래의 식을 통해 확인할 수 있다. 종속변수가 원/달러 환율의 경우 μ_2 의 값은 8.664이고 $\beta + \beta'_1$ 값이 -0.243으로 0이 아니므로 변수들 간의 관계에서 구조적 변화가 발생했음을 알 수 있다. 종속변수가 *kospi*인 경우에도 μ_2, β'_1 값이 0이 아닌 것으로 확인되었지만 공적분 관계가 없는 것으로 나타나 의미가 약하다. 구조변환점인 1998년 6월은 외환위기 이후로 주가가 환율에 영향을 준다는 주장을 뒷받침하는 결과이다. 단순관계모형 이론에서는 주가가 환율에 영향을 미치는 경우 주가가 상승하면 외국인의 주식투자가 증가하여 자국통화에 대한 수요가 늘어 환율이 하락하여 부(-)의 관계를 가질 수 있다고 하였다. 이 결과는 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타난 Sim & Chang(2008), 이근영(2002), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002) 등의 기존연구와도 일치한다.

$$ws_t = 6.567 + 0.016kospit + e_t \quad \text{<구조변화 前>}$$

$$ws_t = 8.664 - 0.243kospit + e_t \quad \text{<구조변화 後>}$$

$$kospit = -5.627 + 1.598ws_t + e_t \quad \text{<구조변화 前>}$$

$$kospit = 8.948 - 0.331ws_t + e_t \quad \text{<구조변화 後>}$$

단순관계모형에 환율과 실질 *kospi*지수를 이용한 G&H 공적분 검정 결과는 <표 5-4>에 나타나 있다. 종속변수가 원/달러 환율인 경우에는 5% 유의수준에서 공적분이 존재하는 것으로 나타났으나 종속변수가 실질주가인 경우에는 한계적(marginal)으로 공적분 관계가 있는 것으로 확인되었다. 종속변수가 원/달러 환율인 경우 구조적인 변화도 μ_2 와 β_1' 의 값이 0이 아님을 확인할 수 있어 구조적인 변화가 있었음을 확인 가능하며, 구조변환점은 1998년 6월이다. 환율에 대한 주가의 영향이 구조변화 전보다 후에 부(-)의 관계가 더 강화되었다.

<표 5-4> *real kospi* 변수를 이용한 G&H 공적분 검정 결과

종속변수	ADF* 값	구조변환점	μ_1	μ_2	β_1	β_1'
<i>ws</i>	-4.881**	98년 6월	6.723***	0.918***	-0.029**	-0.250***
<i>real kospi</i>	-4.189	86년 9월	0.301	10.197***	0.150	-1.340***

주: 1) **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) ADF*의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.68, -4.95, 5.47임

3) G&H 공적분에 적용된 식은 $ws_t = \mu_1 + \mu_2\psi_{1t} + \beta_1 real\ kospi_t + \beta_1' real\ kospi_t\psi_{1t} + e_t, \quad t=1, \dots, n$ 임.

종속변수가 실질주가인 경우에는 공적분 관계가 한계적(marginal)으로 존재하는 것으로 확인되었으며 μ_2 와 β_1' 의 값이 0이 아니므로 구조적 변화가 있었지만 그 의미는 약하다. 종속변수가 원/달러 환율인 경우에는 환율과 주가의 관계는 구조변화

전 후에 관계없이 동일하나 종속변수가 실질주가인 경우에는 구조변화 전에는 양 (+)에서 음(-)의 관계로 부호의 변화가 발생했음을 아래의 식을 통해 확인 가능하다.

$$ws_t = 6.723 - 0.029real\ kospi_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$ws_t = 7.641 - 0.279real\ kospi_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

$$real\ kospi_t = 0.301 + 0.150ws_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$real\ kospi_t = 10.498 - 1.190ws_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

3. ARDL 한계검정 결과

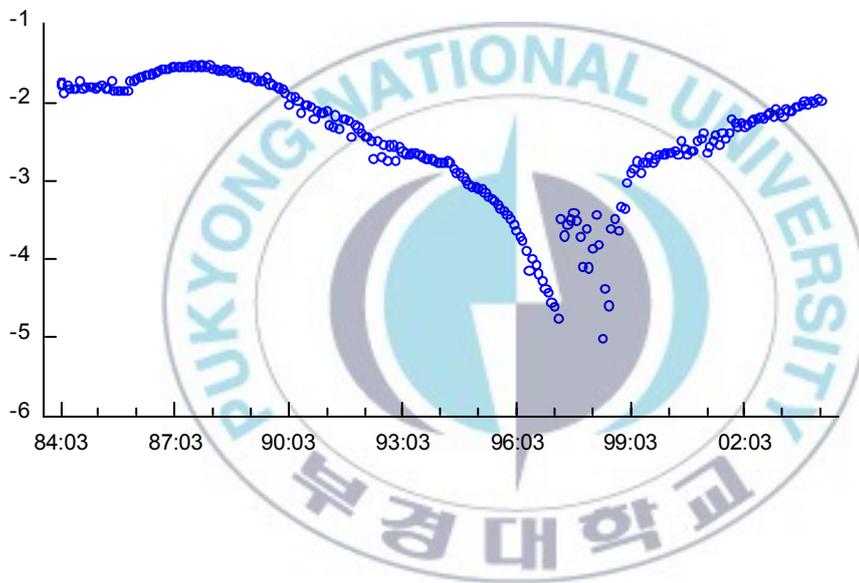
단순관계모형에 사용된 표본의 수는 342개이다. 그러나 변수간의 관계에 있어서 구조변화가 일어난 시점으로 기간 구분을 할 경우 표본 수는 상당히 줄어든다. ARDL bounds test가 소표본에 우월한 속성을 가지고 있으나 설명변수 선택에 있어 간결성을 통해 자유도의 손실을 최소화하는 것이 매우 중요한 문제이다. 이를 위해 모형 선택방법으로 Hendrey and Ericsson(1991)의 모수축약방법 (general-to-specific approach)을 사용하였다. 즉 설정된 식(4-23)의 UECM에서 t통계량이 유의하지 않은 차분변수들을 순차적으로 제외시켜 간결한 모형을 만들어 가는 방법을 선택하였다.

본 연구에서 UECM 모형의 적절한 시차 선택을 위해 표본의 수와 독립변수의 수를 고려하여 최대시차를 4로 하였으며, 다양한 경우의 수를 고려하여 UECM 모형에 대한 회귀식을 추정하였다. 모수축약방법에 의해 유의한 것이 하나도 존재하지 않는 경우에는 각 변수별로 최소한 하나의 시차는 남기도록 하였다.

1) 환율 ← 주가

본 연구에서는 구조변환점을 기준으로 기간 구분을 하기 전에 검정통계량 계산과정을 위해 $([0.15n], [0.85n])$ 구간에서 각각의 구조 변환점별 $ADF(\tau)$ 값을 시계열 그래프로 나타내어 구조변환점을 다시 한 번 확인하였다. 그 결과가 <그림 5-1>로 나타내질 수 있다. <그림 5-1>에서 원/달러 환율이 종속변수인 경우의 구조변환점은 1998년 6월로 나타났다. 따라서 분석기간을 1980년 1월부터 1998년 5월과 1998년 6월부터 2008년 6월로 나누어 구분한 후 한계검정법으로 분석하기로 한다.

<그림 5-1> 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값: 종속변수가 환율인 경우



<표 5-5>는 ARDL-UECM 모형의 검정 결과와 한계검정법에 의한 공적분결과가 나타나 있다. 1980년 1월~1998년 5월 구간에서는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났으나 1998년 6월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F통계량 값이 4.814로 10% 유의수준에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 즉 주가가 10% 상승하면 환율이 2.76% 하락하고, 주가가 10% 하락하면 환율이 2.76% 상승하는 것을 알

<표 5-5> $ws \Leftarrow kosp_i$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

$ws \Leftarrow kosp_i$	1980:1 ~ 1998:5	1998:6 ~ 2008:6
Δws_{t-1}		0.048(0.623)
Δws_{t-2}	0.210(3.152) ^{***}	
Δws_{t-3}	-0.228(-3.456) ^{***}	
Δws_{t-4}	-0.325(-4.818) ^{***}	
$\Delta kosp_i$	-0.257(-8.311) ^{***}	-0.132(-4.894) ^{***}
$\Delta kosp_{i,t-2}$	-0.099(-2.812) ^{***}	
intercept	-0.203(-1.933) [*]	1.016(3.080) ^{***}
ws_{t-1}	0.035(2.223) ^{**}	-0.114(-3.026) ^{***}
$kosp_{i,t-1}$	-0.041(-1.863) [*]	-0.032(-3.003) ^{***}
[진단테스트]		
R^2	0.377	0.219
$Adj.R^2$	0.356	0.192
<i>Durbin-waston</i>	1.954	1.562 ^{**}
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.333	3.644
$\chi^2_{Arch}(1)$	32.532 ^{***}	0.042
$\chi^2_{Normal}(2)$	28237.4 ^{***}	13.988 ^{***}
RESET2	140.952 ^{***}	5.123 ^{**}
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성]		
계산된 F값	3.790	4.814 [*]
$kosp_i$	0.117(1.514)	-0.276(-6.373) ^{***}

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

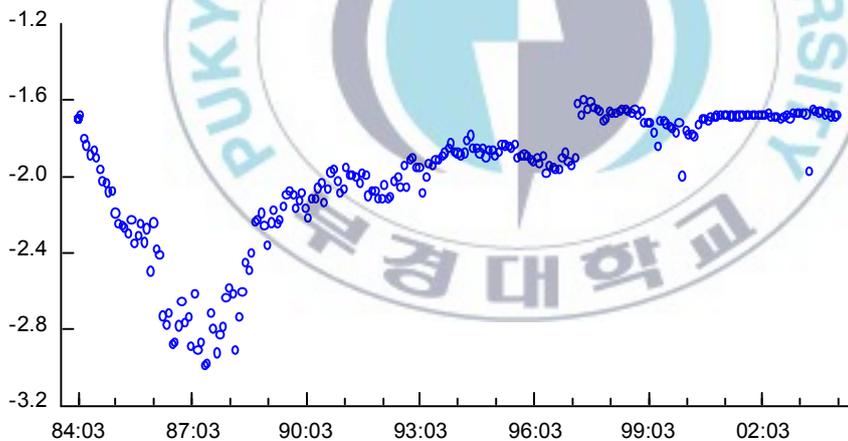
수 있다. 이 결과는 기존의 Soenen and Hennigar(1988), Sim & Chang(2008), 이근영(2002), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002) 등의 연구결과인 환율과 주가는 반비례관계에 있다는 주장과 일치하는 결과다. 또한 단기효과를 살펴보면 주가의 영향이 1980년 1월~1998년 5월 구간, 1998년 6월~2008년 6월 구간 모두에서 부(-)의 관계를 나타내고 있다. 그러나 장기에는 1998년 6월~2008년 6월 구간에서만 부(-)의 장기균형 관계가 발생했다는 것을 알 수 있다. 따라서 단기에는 1980년

1월~1998년 5월 구간, 1998년 6월~2008년 6월 구간에서, 장기에는 1998년 6월~2008년 6월 구간에서만 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 주가가 상승할 경우 외국인의 주식투자가 증가해 자국통화에 대한 수요가 늘어 환율이 하락하면서 환율과 주가가 부(-)의 관계를 갖는다는 이론과도 부합하는 결론이다.

2) 주가 ← 환율

<그림 5-2>는 종속변수가 주가일 경우 ([0.15n], [0.85n]) 구간에서 각각의 구조변환점별 $ADF(\tau)$ 값을 시계열 그래프로 나타낸 것이다. G&H 공적분 결과에 의한 구조변환점은 1987년 7월로 나타났는데 그래프에서도 구조변화가 동일한 시점에 발생한 것을 확인할 수 있다. 따라서 한계검정법 분석을 위해 1980년 1월~1987년 6월, 1987년 7월~2008년 6월 두 구간으로 나누어 분석을 실시하였다.

<그림 5-2> 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값: 종속변수가 주가인 경우



<표 5-6>은 선택된 무제약 오차수정모형에 대한 한계검정 결과를 제시하고 있다. 1980년 1월~1987년 6월 구간과 1987년 7월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F통계

량값이 1.113, 1.859로 장기균형 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉 장기적으로 환율이 주가에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 단기적으로

<표 5-6> $kospi \Leftarrow ws$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

$kospi \Leftarrow ws$	1980:1 ~ 1987:6	1987:7 ~ 2008:6
$\Delta kospi_{t-1}$	0.138(2.880)***	0.306(5.092)***
Δws_t		-0.812(-7.265)***
Δws_{t-1}		0.271(2.236)**
Δws_{t-2}		0.405(3.629)***
Δws_{t-4}	-1.044(-1.460)	-0.244(-2.192)**
intercept	-0.433(-1.440)	0.175(1.080)
$kospi_{t-1}$	-0.042(-0.205)	-0.023(-1.909)*
ws_{t-1}	0.070(1.406)	-0.029(-0.161)
[진단테스트]		
R^2	0.215	0.304
$Adj.R^2$	0.176	0.284
<i>Durbin-waston</i>	2.034	2.024
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.279	0.672
$\chi^2_{Arch}(1)$	5.873**	1.157
$\chi^2_{Normal}(2)$	0.897	1.907
RESET2	3.587	0.178
CUSUM	안정	불안정
CUSUMSQ	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성]		
계산된 F값	1.113	1.859
ws	16.840(0.217)	-0.131(-0.164)

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1980년 1월~1987년 6월 구간에서는 자기변수만이 영향을 주는 것으로 나타났으나, 1987년 7월~2008년 6월 구간에서는 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 해석이 가능하다. 환율과 주가간의 부(-)의 결과들을 도출한 기존의 연구에는 Soenen

and Hennigar(1988), Sim & Chang(2008), 이근영(2002), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002) 등이 있다. 본 연구 결과 장기에는 공적분관계가 없는 것으로 나타났으나 단기에는 1987년 7월~2008년 6월 구간에서만 환율이 주가에 미치는 영향이 부(-)의 관계를 가진다는 결과가 도출되었고 통계적으로도 유의한 값을 가진다.

3) 환율 ← 실질 KOSPI지수

이 절에서는 *kospi*지수 대신 실질 *kospi*지수를 사용하여 G&H 공적분 검정법을 통한 구조변환을 분석하였다. 물가상승을 반영하지 않은 주가는 과거와 현재의 가격수준에서 차이가 발생하므로 본 연구에서는 물가를 반영한 실질기준으로 주가를 산정하였다. 따라서 KOSPI지수를 소비자물가지수로 나눈 값을 이용하였다.

검정통계량 계산을 위해 $[0.15n]$, $[0.85n]$ 구간에서 각각의 구조적 변환점을 계산한 결과 1998년 6월로 나타났다. 이 구조변환점을 기준으로 1980년 1월~1998년 5월, 1998년 6월~2008년 6월로 기간 구분을 하였다. 기간 구분을 한 단순관계모형의 ARDL-UECM 분석 결과와 한계검정법에 의한 공적분결과가 <표 5-7>에 제시되어 있다. 1980년 1월~1998년 5월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타난 반면 1998년 6월~2008년 6월 구간에서는 한계적(marginal)이지만 실질주가가 환율에 영향을 주는 것으로 나타났다. 단기적으로는 1980년 1월~1998년 5월 구간, 1998년 6월~2008년 6월 구간 모두에서 실질주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의하다. 장기적으로는 1998년 6월~2008년 6월 구간에서 한계적(marginal)이지만 환율과 실질주가는 부(-)의 관계를 가지는 것으로 확인되었다. 주가가 환율에 영향을 미치는 경우 주가가 상승할 경우 환율이 하락하고, 주가가 하락할 경우 환율이 상승하는 부(-)의 관계에 있음을 확인할 수 있었다.

<표 5-7> $ws \leftarrow realkosp_i$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

$ws \leftarrow realkosp_i$	1980:1 ~ 1998:5	1998:6 ~ 2008:6
Δws_{t-1}		0.032(0.409)
Δws_{t-2}	0.187(2.839)***	
Δws_{t-3}	-0.244(-3.722)***	
Δws_{t-4}	-0.336(-5.077)***	
$\Delta realkosp_{it}$	-0.259(-8.583)***	-0.134(-4.974)***
$\Delta realkosp_{it-2}$	-0.101(-2.884)***	
intercept	-0.224(-2.143)**	0.746(2.871)***
ws_{t-1}	0.0365(2.331)**	-0.096(-2.835)***
$realkosp_{it-1}$	-0.0634(-2.143)**	-0.032(-2.842)***
[진단테스트]		
R^2	0.392	0.215
$Adj.R^2$	0.371	0.188
<i>Durbin-waston</i>	1.988	1.562**
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.412	3.613
$\chi^2_{Arch}(1)$	36.407***	0.068
$\chi^2_{Normal}(2)$	25952.8***	16.219***
RESET2	159.356***	6.321**
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	안정
[공적분결과 및 장기탄력성]		
계산된 F값	5.209**	4.334
$realkosp_i$	0.174(1.549)	-0.330(-5.335)***

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

4) 실질 KOSPI지수 ← 환율

이 절에서는 환율이 실질주가에 영향을 주는가를 분석하였다. 먼저 G&H 공적분 검정과정에서 $([0.15n], [0.85n])$ 구간에서 각각의 구조적 변환점을 계산한 결과 구조 변화점이 1986년 9월로 확인되었다. 따라서 1980년 1월~1986년 8월 구간과 1986년 9월~2008년 6월 구간으로 나누어 ARDL-UECM 테스트와 한계검정법에 의한 공적분을 실시한 결과가 <표 5-8>에 제시되었다.

<표 5-8> $real\ kospi \Leftarrow ws$: 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

$real\ kospi \Leftarrow ws$	1980:1 ~ 1986:8	1986:9 ~ 2008:6
$\Delta real\ kospi_{t-1}$	0.160(1.235)	0.324(5.502)***
Δws_t	-1.116(-1.575)	-0.864(-7.711)***
Δws_{t-1}		0.252(2.067)**
Δws_{t-2}		0.380(3.404)***
Δws_{t-4}		-0.247(-2.217)**
intercept	-0.527(-1.766)*	0.535(2.442)**
$real\ kospi_{t-1}$	0.032(0.832)	-0.054(-3.130)***
ws_{t-1}	0.075(1.739)*	-0.590(-2.153)**
[진단테스트]		
R^2	0.207	0.314
$Adj.R^2$	0.163	0.295
<i>Durbin - waston</i>	1.995	2.049
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.072	0.756
$\chi^2_{Arch}(1)$	6.254**	0.803
$\chi^2_{Normal}(2)$	1.554	2.703
RESET2	0.973	0.015
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성]		
계산된 F값	1.677	4.968*
ws	-2.316(-0.799)	-1.092(-3.314)***

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1980년 1월~1986년 8월 구간에서는 장기균형 관계가 없는 것으로 나타나 환율이 실질주가에 영향을 주지 않는다. 이 구간에서의 단기효과도 통계적으로 유의하지 않는 값을 보이고 있다. 1986년 9월~2008년 6월 구간에서는 단기적으로 실질주가와 환율간의 관계가 부(-)의 관계를 나타내고 있으며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 장기적으로는 계산된 F값이 4.968로 10% 유의수준에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났으며 환율이 실질주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 이 결과에 의하면 환율이 10% 상승하면 주가가 10.92% 하락하고 환율이 10% 하락

하면 주가가 10.92% 상승한다. 실물적 영향에 바탕을 둔 주가에 대한 영향은 일반적으로 정(+)인 것으로 알려져 있으나 본 연구에서 1986년 9월~2008년 6월 구간은 장단기 모두 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

위의 결과들을 종합해보면 원/달러 환율과 주가를 사용한 경우, 원/달러 환율이 종속변수이면 단기에는 1980년 1월~1998년 5월 구간 및 1998년 6월~2008년 6월 구간에서 각각 부(-) 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 장기에는 1998년 6월~2008년 6월 구간에서만 환율과 주가간에 부(-)의 관계가 있는 것으로 확인되었다. 주가가 종속변수인 경우에는 1987년 7월~2008년 6월 구간에서만 단기적으로 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났으나 장기적으로는 두 구간 모두에서 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 확인되었다.

원/달러 환율과 실질주가를 사용한 경우 원/달러 환율이 종속변수이면 두 구간 모두에서 부(-)의 단기관계가 성립했으며, 장기에는 한계적(marginal)이지만 1998년 6월~2008년 6월 구간에서 부(-)의 장기관계가 있는 것으로 나타났다. 종속변수가 실질주개인 경우 1980년 1월~1986년 8월 구간에서는 장단기 관계가 존재하지 않는 것으로 나타난 반면 1986년 9월~2008년 6월 구간에서는 부(-)의 장단기 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 환율과 주가의 관계도 외환위기 이후 또는 금융시장이 발전하면서 점점 부(-)의 관계가 강화되고 있는 것으로 판단된다. 한편, 환율이 주가에 주는 영향보다는 주가가 환율에 주는 영향이 더욱 명백한 것으로 파악된다.

제3절 통화모형

본 절에서는 기존의 통화모형에 *kospi*지수를 설명변수로 추가하여 통화모형에서 주가의 영향을 살펴본다. 먼저 통화모형에 사용된 변수들이 안정적인 시계열인지를 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하였고, 그 결과 불안정적인 시계열로 판명이 나면 구조변화를 고려한 공적분 검정을 실시하였다. G&H 공적분 결과 확인된 구조변환점을 기준으로 구간을 나눌 경우 소표본의 문제점이 발생하나, 이 문제점을 해소

하면서 환율과 주가사이의 장·단기관계를 동시 파악이 가능한 한계검정법을 이용하였다.

1. 단위근 검정 결과

통화모형에서의 시계열자료들에 대한 단위근 검정 결과가 <표 5-9>에 구체적으로 제시되었다.⁶⁾ ADF 및 PP 단위근 검정 결과 수준변수에서는 이자율을 제외한 모든 변수들에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나 1차 차분한 변수에서는 시계열이 안정적이었다. ADF 단위근 검정의 경우 수준변수에서의 이자율이 10% 유의수준에서 안정적인 것으로 나타났으나 PP 단위근 검정에서는 불안정한 것으로 나타났다.

<표 5-9> 통화모형의 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-2.070	-5.417**	-9.419	-294.299***
<i>kospi</i>	-1.744	-10.032***	-5.580	-237.605***
<i>m</i>	-0.861	-10.492***	-1.704	-336.332***
<i>y</i>	-2.324	-11.293***	-8.510	-404.021***
<i>i</i>	-3.294*	-7.369***	-17.465	-199.535***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-3.945(96.11)	-3.737(97.12)	-3.989(96.11)	-16.577(97.12)***
<i>kospi</i>	-2.438(89.04)	-13.581(88.03)***	-3.740(86.01)	-13.792(89.03)***
<i>m</i>	-0.860(86.02)	-18.822(86.02)***	-6.658(85.12)***	-18.849(86.02)***
<i>y</i>	-2.981(87.08)	-22.397(96.04)***	-3.812(85.11)	-22.060(98.07)***
<i>i</i>	-4.418(92.02)**	-9.170(86.08)***	-5.197(98.09)**	-9.240(85.06)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2). Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

6) 기간구분을 한 단위근 검정 결과는 <부표 1-3>을 참조하기 바람.

구조적 변화를 고려한 단위근 검정법인 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정과 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정 결과 이자율, 통화량이 수준변수에서 안정적인 시계열로 나타났다. 한편 1차 차분한 경우, Harvey, Leybourne and Newbold(2001) 단위근 검정결과에서 보듯이 원/달러 환율을 제외하고는 모든 변수들에 단위근이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 전체적으로 I(1)이라고 결론 내리는데 큰 무리가 없으나 단위근 검정기법 특히 구조변화를 고려하는 경우, 검정결과의 상이성을 확인할 수 있었다. 위의 결과로부터 단위근 검정력이 낮고(즉, near unit root), 설명변수의 단위근 중 하나 혹은 두개 이상이 1(unity)로 접근함에 따라 검정 통계치의 분포함수가 변할 수 있으며 이런 경우에 기존의 공적분 기법으로는 문제가 발생할 수 있다. 그러나 한계검정법은 이러한 상황에 제약을 받지 않는 장점을 가지고 있으므로 이후에 기간 구분한 후, ARDL 한계검정법을 사용한다.

2. G&H 공적분 검정 결과

본 절에서 우리의 주관심사가 환율결정모형에서 주가의 영향이기 때문에 종속변수가 원/달러 환율인 경우만을 고려하였다. 또한 구조변화도 KOSPI의 영향력 변화에만 주목한다. G&H 공적분에 대한 검증을 실시한 결과는 <표 5-10>에 제시되어

<표 5-10> 통화모형의 G&H 공적분 검정결과

종속변수	ADF* 값	구조 변환점	μ_1	μ_2	β_1	β_1'	β_2	β_3	β_4
<i>ws</i>	-6.377*	97년 4월	7.564*** (67.400)	0.877*** (4.829)	-0.214*** (-12.316)	-0.099*** (-3.680)	0.322*** (7.896)	0.097 (0.866)	-0.081*** (-7.082)

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호안은 t-값임.

2) ADF*의 1%, 5%, 10%의 임계치는 -6.92, -6.41, -6.17임,

3) G&H 공적분에 적용된 식은 $ws_t = \mu_1 + \mu_2\psi_{1t} + \beta_1kospit + \beta_1'kospit\psi_{1t} + \beta_2m_t + \beta_3y_t + \beta_4i_t + e_t, t = 1, \dots, n$ 임.

있는데 이를 더 쉽게 이해하기 위해 구조변화를 고려한 G&H 공적분 모형인 식 (4-30)에 근거하여 살펴보자.

원/달러 환율이 종속변수인 경우 10% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났으며 구조변환점은 1997년 4월로 확인되었다. 구조변화 이전 기간의 상수항인 μ_1 의 값이 7.564이고 구조변화 이후 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 로 8.441이다. 구조변화 이전의 공적분계수값인 β_1 은 -0.214로 부(-)의 관계였으나, 구조변화 이후의 공적분계수값인 $\beta_1 + \beta_1'$ 도 -0.313으로 역시 부(-)의 관계가 존재하며 그 관계가 다소 강화되었다. 위의 사실로부터 변수들 간의 관계에서 구조변화가 있음을 알 수 있다. 구체적으로 살펴보면 원/달러 환율과 통화량 그리고 산업생산지수는 정(+)의 관계에 있을 뿐만 아니라 통화량의 계수값이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이자율과 환율은 부(-)의 관계를 보이는데, 이는 경직가격모형이나 포트폴리오모형과 결과가 일치한다.

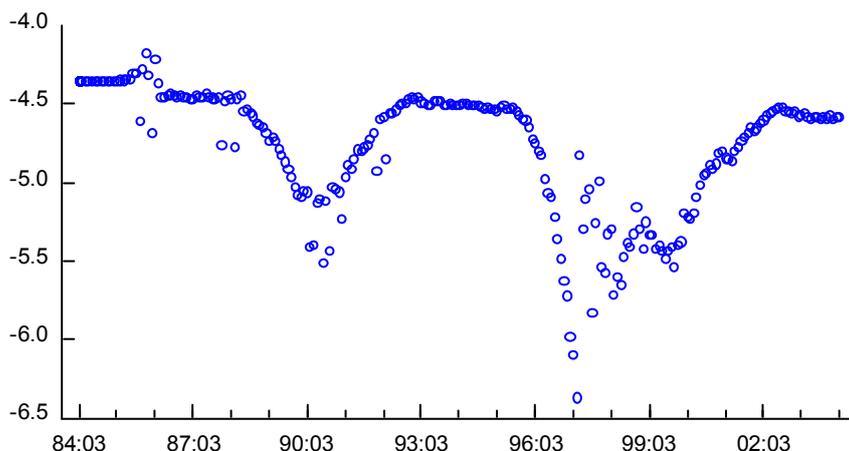
$$ws_t = 7.564 - 0.214kosp_i + 0.322m_t + 0.097y_t - 0.081i_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$ws_t = 8.441 - 0.313kosp_i + 0.322m_t + 0.097y_t - 0.081i_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

<그림 5-3>은 자료의 처음 15%와 마지막 15%를 제외한 각 구간에서 구조적 변환점을 찾기 위해 계산된 $ADF(\tau)$ 값들을 그래프로 나타낸 것이다. G&H 공적분 검정 결과 구조변환점이 1997년 4월로 나타났는데, 이 결과는 <그림 5-3>을 통하여 다시 한 번 확인할 수 있다.

분석기간을 1980년 1월~1997년 3월, 1997년 4월~2008년 6월, 1999년 1월~2008년 6월로 세 구간으로 나누어 한계검정법으로 분석하기로 한다. 1999년 1월~2008년 6월 구간을 추가하여 분석한 것은 외환위기 동안 변동 폭이 크기 때문에 분석에 왜곡된 영향을 줄 수도 있으므로 외환위기 기간을 완전히 제거한 구간도 분석해 보았다.

<그림 5-3> 통화모형의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값



3. ARDL 한계검정 결과

통화모형에서는 구조변환점 기준에 의한 두 구간 및 왜곡된 영향력을 제거했다고 볼 수 있는 구간으로 구분하여 분석하게 된다. 이럴 경우 전체 시계열자료가 세 구간으로 나누어지기 때문에 소표본 문제가 발생하게 되는데, 이를 해소하면서 할 수 있는 것이 Pesaran, Shin and Smith(2001)에 의해 제안된 한계검정법을 이용하였다.

<표 5-11>에는 ARDL-UECM 모형의 테스트 결과와 한계검정법에 의한 공적분 결과가 나타나 있다. 먼저 1980년 1월~1997년 3월 구간에서는 계산된 F값이 3.537로 10% 유의수준에서 장기균형관계가 있는 것으로 나타났다. 장기적으로 주가는 환율에 부(-)의 영향력을 주는 것으로 확인되었으며 통계적으로도 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. 또한 소득의 대리변수로 사용된 산업생산지수와 환율 간에는 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났는데, 이는 앞의 통화모형이론인 신축가격모형과 가격경직모형의 부호와도 일치하는 결과이다. 단기적으로는 자기변수인 원/달러 환율을 제외하고는 단기균형관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 5-11> 통화모형의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정결과

통화모형	1980:1~1997:3	1997:4~2008:6	1999:1~2008:6
Δws_{t-1}	0.370(5.393)***		0.129(1.376)
Δws_{t-3}	0.193(2.685)***	0.151(2.163)**	
Δws_{t-4}		0.169(3.050)***	
$\Delta kosp_i_t$		-0.165(-5.773)***	-0.090(-3.205)***
$\Delta kosp_i_{t-1}$			0.078(2.541)**
$\Delta kosp_i_{t-2}$	0.011(1.016)		
Δm_t		1.620(1.989)**	
Δm_{t-2}			0.141(0.182)
Δm_{t-3}		-3.029(-3.628)***	
Δm_{t-4}	0.014(0.926)		
Δy_t		-0.516(-2.121)**	
Δy_{t-1}			-0.440(-2.048)**
Δy_{t-2}	-0.077(-1.518)		
Δi_t		0.030(14.023)***	0.015(2.668)***
Δi_{t-1}			-0.096(-1.735)
Δi_{t-2}		0.017(6.702)***	
Δi_{t-3}		-0.012(-3.841)***	
Δi_{t-4}	-0.003(-0.573)		
intercept	0.380(3.587)***	0.641(1.623)	1.141(1.831)*
ws_{t-1}	-0.044(-3.368)***	-0.206(-6.033)***	-0.149(-3.524)***
$kosp_i_{t-1}$	-0.012(3.469)***	-0.082(-5.508)***	-0.059(-3.933)***
m_{t-1}	-0.026(0.337)	0.624(3.922)***	0.140(0.683)
y_{t-1}	0.054(2.122)**	-0.096(-1.601)	0.124(1.737)
i_{t-1}	-0.0002(-0.096)	-0.008(-0.612)	0.089(2.879)***
[진단테스트]			
R^2	0.406	0.790	0.331
$Adj.R^2$	0.371	0.764	0.249
$Durbin-u_{xstom}$	1.956	1.826	1.981
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.697	1.358	0.934
$\chi^2_{Arch}(1)$	2.306	0.328	0.474
$\chi^2_{Normal}(2)$	131.180***	2.930	1.369
RESET2	5.253**	0.862	2.561
CUSUM	안정	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	불안정	안정
[공적분결과 및 장기탄력성]			
계산된 F값	3.537*	10.437***	4.196**
$kosp_i$	-0.272(-5.367)***	-0.395(-7.039)***	-0.397(-4.550)***
m	0.060(0.344)	3.023(3.586)***	0.939(0.639)
y	1.240(2.147)**	-0.466(-1.510)	0.827(1.728)
i	-0.0045(-0.097)	-0.041(-0.596)	0.060(2.988)***

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 5.06(1%), 4.01(5%), 3.52(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1997년 4월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F통계량 값이 10.437로 1% 유의수준에서 공적분관계가 있는 것으로 나타났으며, 이 구간에서는 환율과 주가 간에는 부(-)의 관계가, 통화량과는 정(+)의 장기 균형관계가 존재한다. 단기적으로 환율과 주가 간에는 1% 유의수준에서 부(-)의 관계에 있으며, 산업생산지수는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 통화모형이론에서는 환율과 산업생산지수는 정(+)의 관계에 있다고 설명했는데 본 연구의 결과는 이론과는 상이한 결과이다. 이러한 정(+)의 관계는 소득의 상승이 수입을 증가시켜 국제수지를 악화시킴으로 환율을 상승시킬 수 있다는 플로우 접근법과 일치하는 결과이다. 통화량과는 부(-)의 관계, 이자율과는 정(+)의 관계에 있다. 이자율의 경우 단기에는 통화모형이론 중 신축가격모형의 이론 설명과 부합되는 결과가 도출되었으나, 장기에는 통계적으로 유의한 값은 아니므로 의미가 없다. 환율과 통화량 관계도 단기에는 부(-)의 관계에 있어 이론과 불일치하나 장기에는 정(+)의 관계에 있어 이론과 일치하는 결과이다.

한편, 1999년 1월~2008년 6월 구간에서는 5% 유의수준에서 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 장기적으로 환율과 주가 간에는 부(-)의 관계가 있음을 <표 5-11>을 통해 확인할 수 있다. 이자율은 정(+)의 관계를 가지는 것으로 확인되었고 통계적으로도 유의한 값을 가지는 것으로 나타났다. 단기적으로 주가, 이자율, 산업생산은 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다.

통화모형이론에서는 산업생산 활동이 왕성할수록 환율은 정(+) 혹은 부(-)의 관계가 존재한다고 하였다. 왜냐하면 경기가 활황이면 경제가 확대되고 기업들의 생산활동이 활발해지기 때문에 수출이 증가한다. 그러나 우리나라의 경우 자원이 빈약한 국가이므로 원자재를 수입해서 가공한 다음 수출하므로 수입 역시 증가한다. 그러므로 견해에 따라 환율과 산업생산은 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 수 있다. 단기에는 환율과 이자율이 부(-)의 관계에 있다고 나타났으나 장기에는 정(+)의 관계가 있어, 단기의 결과는 가격경직모형 이론과 일치하는 결과이고 장기의 결과는 신축가격모형 이론과 일치한다. 결과를 종합해보면, 외환위기 이후 주가가 환율에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었다. 장기영향력의 경우 외환위기 전후 -0.272에서 -0.395로 강화되었으며 단기영향력의 경우 외환위기 이전에는 없었으나 외환위기 이후 뚜렷한 부(-)의 영향력을 보이게 되었다.

제4절 종합모형

통화론적 접근법과 포트폴리오 균형 접근법의 문제점을 극복하기 위해 두 접근법을 결합한 종합모형에서는 8개의 변수들을 사용해 단위근 검정을 실시한 다음 시계열이 불안정적이면 구조변화를 고려한 G&H 공적분을 검정하였다. 내생적으로 구조변환점이 결정되면 그 기준에 따라 기간 구분한 다음 한계검정법을 이용해 종합모형에서의 단기관계 및 장기관계를 동시에 파악하였다.

1. 단위근 검정 결과

종합모형에 사용되는 변수들에 대한 단위근 검정 결과는 <표 5-12>에 나타나 있다.⁷⁾ ADF 단위근 검정결과 수준변수에서는 이자율을 제외한 모든 변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 1차 차분한 변수에 대한 ADF 및 PP의 검정결과는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 안정적인 시계열임을 확인하였다. 구조변화를 고려하는 단위근 검정기법에서 Harvey, Leybourne and Newbold(2000)검정의 경우 이자율이, Zivot and Andrews(1992)검증의 경우에는 통화량, 이자율 및 외환보유고가 수준변수에서 시계열이 안정적인 것으로 확인되었다. 1차 차분한 결과에서는 구조변화를 고려한 단위근 검정기법 중 Harvey, Leybourne and Newbold(2001) 단위근 검정기법의 원/달러 환율을 제외하고는 모두 안정적인 시계열임을 확인했다. 따라서 전체적으로 I(1)이라고 결론을 내려도 큰 무리가 없을 것이다.

7) 기간구분한 단위근 검정 결과는 <부표 1-4>을 참조하기 바람.

<표 5-12> 종합모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-2.070	-5.417***	-9.419	-294.299***
<i>kospi</i>	-1.744	-10.032***	-5.580	-237.605***
<i>m</i>	-0.861	-10.492***	-1.704	-336.332***
<i>p</i>	-2.103	-9.341***	-6.380	-264.835***
<i>y</i>	-2.324	-11.293***	-8.510	-404.021***
<i>i</i>	-3.294*	-7.369***	-17.465	-199.535***
<i>r</i>	-1.503	-10.863***	-3.180	-325.158***
<i>ca</i>	-1.808	-11.088***	-6.960	-343.179***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-3.945(96.11)	3.737(97.12)	-3.989(96.11)	-16.577(97.12)***
<i>kospi</i>	-2.438(89.04)	-13.581(88.03)***	-3.740(86.01)	-13.792(89.03)***
<i>m</i>	-0.860(86.02)	-18.822(86.02)***	-6.658(85.12)***	-18.849(86.02)***
<i>p</i>	-0.658(84.12)	-10.652(84.12)***	-3.595(90.12)	-16.418(84.07)***
<i>y</i>	-2.981(87.08)	-22.397(96.04)***	-3.812(85.11)	-22.060(98.07)***
<i>i</i>	-4.418(92.02)**	-9.170(86.08)***	-5.197(98.09)**	-9.240(85.06)***
<i>r</i>	-3.501(90.07)	-18.197(86.02)***	-5.679(85.12)***	-18.368(88.01)***
<i>ca</i>	-2.050(84.02)	-18.988(84.02)***	-4.179(87.12)	-19.172(91.02)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

시계열의 안정성 여부를 검증하고자 하는 단위근 검정이 검정방법에 따라 <표 5-12>에서는 결과의 차이를 보이고 있어 단위근의 낮은 검정력이 문제가 되고 있다. 그러나 본 연구는 추후 기간별 분석에서 한계검정법을 사용함으로써 단위근 검정결과에 크게 의존하지 않으므로 단위근검정의 낮은 검정력 문제의 극복이 가능하다.

2. G&H 공적분 검정 결과

종합모형에 사용된 변수들에 대한 단위근 검정결과 ADF 및 구조변화를 고려한

단위근 검정기법에서 I(0)인 변수들이 발견되었다. 1차 차분한 변수에서는 Harvey, Leybourne and Newbold(2001) 단위근 검정기법의 원/달러 환율을 제외하고는 모두 안정적인 시계열로 확인되었다. 따라서 단위근 검정결과 혼합된 결과가 나오나 전체적으로 I(1)이라는 사실로 인정 가능하므로 G&H 공적분에 대한 검정을 실시하고자 한다. 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정에 대한 결과는 <표 5-13>에 제시되어 있다.

<표 5-13> 종합모형의 G&H 공적분 검정결과

종속변수: ws
 ADF^* 값: -6.744**
 구조변환점: 97년 2월

μ_1	μ_2	β_1	β_1'	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
8.148*** (52.632)	0.754*** (4.479)	-0.209*** (-11.650)	-0.068*** (-2.714)	-0.012 (-0.018)	0.508** (1.964)	0.443*** (3.807)	-0.053*** (-4.286)	-0.230*** (-5.815)	-0.318** (-2.188)

- 주: 1). **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호안은 t-값임.
 2) ADF^* 의 1%, 5%, 10%의 임계치는 -6.92, -6.41, -6.17임.
 3) G&H 공적분에 적용한 식은 $ws_t = \mu_1 + \mu_2\psi_{1t} + \beta_1kosp_{1t} + \beta_1'kosp_{1t}\psi_{1t} + \beta_2m_t + \beta_3p_t + \beta_4y_t + \beta_5i_t + \beta_6r_t + \beta_7ca_t + e_t$, $t=1, \dots, n$ 임.

G&H 공적분 검정에서는 ADF^* 값이 -6.744로 5% 유의수준에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났으며 구조변환점은 1997년 2월이다. 앞의 식(4-34)에 근거하여 구조변화 전과 후를 살펴보면 아래의 식과 같다. 구조변화 이전의 상수항인 μ_1 의 값이 8.148이고 구조변화 이후의 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 로 8.902이다. 구조변화 이전의 공적분계수는 -0.209이고 구조변화 후의 공적분계수는 -0.277이다. 원/달러 환율과 주가 간에는 구조변화 전후 관계없이 부(-)의 관계에 있고 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 주가의 환율에 대한 영향력이 구조변화 전보다 후가 더 강화되었다. 원/달러 환율과 이자율, 외환보유액, 경상수지는 부(-)의 관계에 있으며, 소비자물가지수와는 정(+)의 관계에 있다. 통화량은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. <표 5-13>에서 이론과 불일치하는 결과를 나타낸 것은

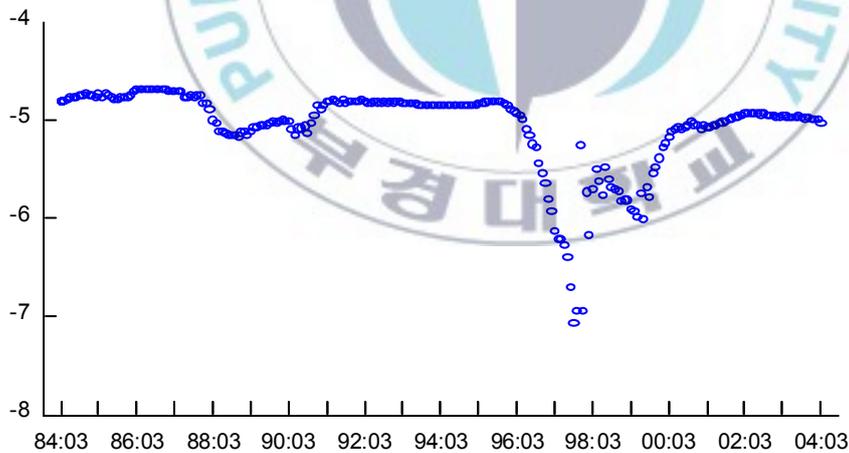
정(+의 관계를 가지는 것으로 나타난 산업생산지수로, 소득이 상승하면 수입증가를 초래하여 국제수지를 악화시킴으로서 환율의 상승을 유발한다는 플로우 접근법과 일치하는 결과이다.

$$ws_t = 8.148 - 0.209kospit - 0.012m_t + 0.508p_t + 0.443y_t - 0.053i_t - 0.230r_t - 0.318ca_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$ws_t = 8.902 - 0.277kospit - 0.012m_t + 0.508p_t + 0.443y_t - 0.053i_t - 0.230r_t - 0.318ca_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

중합모형에 대한 G&H 공적분 결과인 구조 전환점별 $ADF(\tau)$ 값들을 시계열 그래프로 나타낸 것이 <그림 5-4>에 해당된다. <그림 5-4>의 그래프는 G&H 공적분 검정통계량 계산시 시계열자료의 처음 15%와 맨 마지막 15%를 제거한 구간에서 계산된 구조 변화점별 $ADF(\tau)$ 값들을 각각 나타낸 것이다.

<그림 5-4> 중합모형의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값



가장 뚜렷한 구조변환을 보이는 시점이 1997년 2월이므로 이를 기준으로 구간을 두 부분으로 구분하였다. 1980년 1월~1997년 1월, 1997년 2월~2008년 6월로 구간을 설정하였으며, 외환위기 기간은 변동성이 크므로 분석에 포함 할 경우 발생할 수 있는 왜곡문제를 제거하기 위해 추가로 1999년 1월~2008년 6월 구간 분석을 실시하였다.

3. ARDL 한계검정 결과

종합모형에 대한 ARDL-UECM 모형 테스트 결과와 한계검정법에 의한 공적분결과가 <표 5-14>에 제시되어 있다. 먼저 1980년 1월~1997년 1월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 변수들의 값이 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 단기균형관계에서는 주가 변수가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값을 가지고 있으며 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 주가가 상승하면 외국인의 주식투자가 증가해 자국통화에 대한 수요가 늘어 환율이 하락하여 환율과 주가는 부(-)의 관계에 있다.

<표 5-14> 종합모형의 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

종합모형	1980:1~1997:1	1997:2~2008:6	1999:1~2008:6
Δws_{t-1}	0.280(3.845) ^{***}	-0.208(-3.588) ^{***}	0.118(1.199)
$\Delta kosp_i_t$	-0.018(-1.832) [*]	-0.117(-4.438) ^{***}	-0.063(-2.461) ^{**}
$\Delta kosp_i_{t-1}$			0.076(2.569) ^{**}
Δm_t			-1.150(-1.480)
Δm_{t-2}	0.179(1.217)		
Δm_{t-3}		-2.905(-3.681) ^{***}	
Δp_{t-1}			-1.539(-1.737)
Δp_{t-2}	-0.112(-0.589)	1.424(1.381)	
Δy_{t-1}		-0.449(-2.021) ^{**}	-0.677(-3.160) ^{***}
Δy_{t-3}	-0.053(-1.062)		
Δi_t		0.031(11.653) ^{***}	0.013(2.352) ^{**}
Δi_{t-1}			-0.017(-3.228) ^{***}

Δi_{t-2}		0.058(2.140)**	
Δi_{t-3}		-0.092(-3.534)***	
Δi_{t-4}	-0.005(-0.834)		
Δr_t		-0.649(-3.740)***	-1.334(-4.356)***
Δr_{t-2}		-0.419(-2.335)**	
Δr_{t-3}		-0.491(-2.541)**	
Δr_{t-4}	-0.017(-1.712)		-0.480(-1.751)
Δca_{t-1}		0.033(1.815)*	
Δca_{t-2}			0.024(1.576)
Δca_{t-4}	-0.004(0.925)		
intercept	0.067(0.404)	0.217(0.567)	3.159(2.989)***
ws_{t-1}	-0.056(-0.273)	-0.124(-3.810)***	-0.277(-4.297)***
$kosp_{t-1}$	-0.074(-1.838)*	-0.056(-3.903)***	-0.052(-3.629)***
m_{t-1}	0.018(1.719)	0.552(4.370)***	-0.267(-0.869)
p_{t-1}	-0.108(-1.868)*	-0.145(-0.319)	0.811(1.378)
y_{t-1}	0.072(2.805)***	-0.237(-1.983)**	0.103(0.550)
i_{t-1}	0.001(0.432)	0.061(3.645)***	0.073(1.869)*
r_{t-1}	0.030(3.125)***	0.212(2.592)**	-0.044(-0.374)
ca_{t-1}	-0.004(-1.447)	-0.026(-2.448)**	-0.032(-3.102)***
[진단테스트]			
R^2	0.466	0.843	0.528
Adj- R^2	0.420	0.815	0.427
Durbin-waston	2.009	1.909	2.139
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.024	2.146	0.711
$\chi^2_{Arch}(1)$	2.511	0.493	6.060**
$\chi^2_{Normal}(2)$	47.972***	0.096	3.812
RESET2	1.375	0.815	1.006
CUSUM	안정	불안정	불안정
CUSUMSQ	불안정	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]			
계산된 F값	5.316**	7.857**	4.825***
$kospi$	-1.328(-0.309)	-0.456(-4.456)***	-0.187(-3.664)***
m	3.310(0.261)	4.456(3.513)***	-0.962(-0.989)
p	-19.399(-0.253)	-1.166(-0.312)	2.925(1.475)
y	12.847(0.277)	-1.910(-1.787)*	0.370(0.588)
i	0.016(0.218)	0.049(2.703)***	0.026(1.748)*
r	5.300(0.259)	1.711(2.200)**	-0.159(-0.393)
ca	-0.072(-0.237)	-0.021(-2.262)**	-0.012(-2.852)***

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.10(1%), 3.39(5%), 3.06(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1997년 2월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F값은 7.857로 1% 유의수준에서 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉 이 구간에서는 장기균형관계가 존재한다. 주가는 통계적으로도 유의한 값을 보이면서 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이자율은 예상부호가 (+) 혹은 (-)가 나타날 수 있는데, 1997년 2월~2008년 6월 구간에서는 장기적으로 이자율은 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타나 신축가격모형과 일치하는 결과이다. 신축가격모형의 경우 국내이자율이 상승하면 통화수요가 감소해 환율이 상승하는 반면 경직가격모형의 경우 물가가 고정되어 있어 이자율이 상승하면 실질이자율도 상승하여 자본유입을 초래하여 환율이 하락된다. 소득은 10% 유의수준에서, 경상수지는 5% 유의수준에서 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 소득의 예상부호는(+), (-)가 모두 가능한데 상대 실질소득이 증가할 경우에는 환율이 하락하는 반면 소득이 증가할 경우 수입 증가가 초래되어 환율이 상승하게 된다. 따라서 1997년 2월~2008년 6월 구간에서는 장기적으로 소득이 환율에 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었으므로 플로우 접근법을 따른다고 볼 수 있다. 통화량은 통계적으로 유의하면서도 환율에 정(+)의 영향을 주는 반면 물가는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 외환보유액은 예상부호와 달리 정(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 단기균형관계를 살펴보면 다음과 같다. 주가, 통화량, 산업생산지수, 이자율, 외환보유액은 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면 경상수지는 환율에 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 물가는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 단기에 통화량, 이자율, 외환보유액은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면 장기에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기의 이자율은 경직가격모형을 따르는 반면 장기의 이자율은 신축가격모형과 일치되는 결과이다. 소득은 장·단기 모두 플로우 접근법을 따르고 있다.

1999년 1월~2008년 6월 구간에서는 1% 유의수준에서 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 주가와 경상수지는 환율에 부(-)의 영향을 주는 반면 이자율은 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 주가, 경상수지, 이자율은 통계적으로 유의한 값이며 종합모형에서 설명한 예상부호와 일치하는 것으로 나타났다. 단기균형관계를 살펴보면 주가는 계수는 작으나 정(+)의 영향을 갖는 것으로 나타났지만 장기에는 1% 유의수준에서 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 소득, 이자율, 외환보

유액 등은 환율에 부(-)의 영향이 있는 것으로 확인되었으며 통계적으로도 유의한 값을 가지고 있다. 통화량, 물가, 외환보유액, 경상수지는 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 단기에는 주가, 산업생산지수, 이자율, 외환보유액 등의 영향을 받는 것으로 확인되었으나 장기에는 주가, 이자율, 경상수지가 환율에 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 1997년 2월~2008년 6월 구간에서는 주가하락과 환율상승 변동 폭이 큰 외환위기 기간이 포함되어 있어 분석에 왜곡된 영향을 줄 수도 있다. 따라서 외환위기 기간을 완전히 제거한 1999년 1월~2008년 6월 구간에서의 분석 결과는 외환위기 기간이 포함된 1997년 2월~2008년 6월 구간보다는 계산된 F값이 작지만 환율과 주가가 1% 유의수준에서 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타나 동일한 결과가 도출되었다. 결과를 종합해보면, 장기영향력의 경우 외환위기 전에는 주가가 환율에 미치는 영향력이 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났으나 외환위기를 포함한 구간에서는 -0.456으로 주가가 환율에 명백하게 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기영향력의 경우 외환위기 이전보다 외환위기를 포함한 구간에서 부(-)의 영향력이 더 강화되었다.

제5절 주가결정모형

본 연구에서는 주가결정모형 속에서 환율의 영향을 살펴보기 위해 주가와 거시경제변수들의 관계를 적절하게 표현하는 대표적인 모형인 배당평가모형에 근거한 식(4-37)을 적용하였다. 주가결정모형에서 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우로 구분하여 분석을 실시하였다. 주가는 물가상승을 반영하지 않은 명목가치 이므로 과거와 현재의 가격이 동일한 가격이라고 해도 분명 차이가 존재하기 때문에 *KOSPI*지수를 소비자물가지수로 나눈 실질주가를 추가로 분석하여 종속변수가 주가인 경우와 결과를 비교하였다. 주가결정모형에 사용된 변수들이 안정적인 시계열인지를 확인하기 위해 단위근 검정을 실시한 다음 시계열에 단위근이 존재하면 구조적 변화를 고려한 G&H 공적분 검정을 실행한다. 그 결과 구조변환점을 찾아내어 기간 구분을 한 다음 한계검정법으로 장·단기균형관계를 살펴본다.

1. 단위근 검정 결과

주가결정모형에서 환율의 영향을 알아보기 위해 먼저 시계열자료들의 안정성을 검정하였으며 그 결과가 <표 5-15>에 나타나 있다.⁸⁾ PP 검정 결과에 따르면 무역수지(*TB*)는 수준변수도 안정적이었으며, ADF 및 PP 검정결과에 의해 나머지 변수들은 모두 불안정적인 것으로 나타났다. 변수들을 1차 차분하여 검토한 결과에서는 시계열이 안정적인 것으로 확인되었다. 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과 Zivot and Andrews(1992)의 단위근 검정에서는 콜금리(CALL)를 제외한 수준변수들에서는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 1차 차분한 경우 Harvey, Leybourne and Newbold(2001)의 단위근 검정에서 원/달러 환율을 제외한 변수들은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타나 시계열이 안정적인 것으로 확인되었다. 단위근 검정기법에 따라 다소 결과의 차이가 존재하나 전체적으로 $I(1)$ 이라고 결론을 내려도 큰 무리가 없을 듯하다. <표 5-15>의 결과로부터 알 수 있는 것은 단위근 검정기법에 따른 결과의 불일치로 인한 낮은 단위근 검정력 문제가 대두되므로 기존의 공적분 기법을 사용할 경우 문제가 발생할 수 있다. 그러나 한계검정법은 단위근 검정결과에 크게 의존하지 않으며 단위근에 대한 낮은 검정력 문제의 극복이 가능하므로 기간 구분한 후 ARDL 한계검정법을 사용한다.

8) 기간구분을 한 단위근 검정 결과는 <부표 1-5>와 <부표 1-6>을 참조하기 바람.

<표 5-15> 주가결정모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>kospi</i>	-2.312	-9.304***	-7.155	-205.183***
<i>real kospi</i>	-2.314	-8.848***	-7.080	-196.573***
<i>ws</i>	-1.968	-5.001***	-7.776	-251.680***
<i>CBY</i>	-2.383	-6.032***	-15.464	-204.339***
<i>CALL</i>	-2.484	-6.347***	-14.143	-194.500***
<i>ip</i>	-2.725	-10.398***	-16.055	-334.912***
<i>m</i>	-2.698	-9.832***	-6.720	-294.229***
<i>wti</i>	-1.402	-9.070***	-4.919	-212.604***
<i>tb</i>	-3.136	-7.870***	-92.891***	-337.317***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>kospi</i>	-2.884(89.04)	-12.372(92.09)***	-3.016(96.05)	-12.916(98.06)***
<i>real kospi</i>	-2.820(89.04)	-6.422(92.09)***	-3.058(96.05)	-12.927(98.06)***
<i>ws</i>	-3.485(97.07)	-3.327(97.12)	-3.529(96.12)	-15.375(98.02)***
<i>CBY</i>	-3.978(91.12)	-4.487(97.12)*	-4.553(98.05)	-13.330(98.01)***
<i>CALL</i>	-3.148(91.07)	-9.226(97.12)***	-5.211(98.04)**	-8.818(98.03)***
<i>ip</i>	-3.961(88.03)	-21.564(87.07)***	-4.497(87.08)	-20.482(98.07)***
<i>m</i>	-3.744(87.01)	-17.527(87.02)***	-3.752(87.02)	-17.595(87.01)***
<i>wti</i>	-2.965(03.09)	-8.235(98.12)***	-3.095(04.06)	-13.484(98.12)***
<i>tb</i>	-3.589(97.03)	-7.848(98.06)***	-3.666(97.03)	-8.007(98.06)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

2. G&H 공적분 검정 결과

1) 종속변수가 *kospi*인 경우

<표 5-16>은 *kospi*와 원/달러 환율을 사용한 G&H 공적분 검정에 대한 결과를 보여주고 있다. 주가결정모형에서 G&H 공적분 검정의 ADF^* 값은 -6.095로 통계적으로 유의하지는 않으나 한계적(marginal)으로 공적분관계가 있는 것으로 나타났다.

변수들 간의 구조변화가 있는지를 살펴보기 위해 G&H 공적분 검정 모형인 식 (4-38)에 근거하여 <표 5-16>의 결과를 구체적으로 살펴본다. 구조변화 전의 상수항인 μ_1 의 값이 23.389이고 구조변화이후 상수항은 $\mu_1 + \mu_2$ 로 13.772이다. 구조변화 전의 공적분계수값은 β_1 으로 -3.382이고 구조변화 이후의 공적분계수값은 $\beta_1 + \beta_1'$ 이므로 -1.915이다. 구조변화 이전이나 이후 모두에서 부(-)의 관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 회사채수익률, 산업생산지수, 통화량, 무역수지는 주가와 정(+)의 관계에 있을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 콜금리는 주가와 부(-)의 관계에 있으며 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났으나 무역수지는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 회사채수익률은 신축가격모형과 결과가 일치하나 콜금리는 경직가격모형과 결과가 동일하다.

<표 5-16> 주가결정모형 - I G&H 공적분 검정결과

종속변수: $kosp_i$ ADF* 값: -6.095 구조변환점: 1993년 2월									
μ_1	μ_2	β_1	β_1'	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
23.389***	-9.617***	-3.382***	1.467***	0.033***	-0.027***	0.416***	1.053***	0.258**	0.378***
(15.633)	(-6.342)	(-16.205)	(6.392)	(4.037)	(-4.221)	(3.201)	(7.435)	(2.033)	(4.479)

주: 1. **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호안은 t-값임.

2) ADF*의 1%, 5%, 10%의 임계치는 -6.92, -6.41, -6.17임.

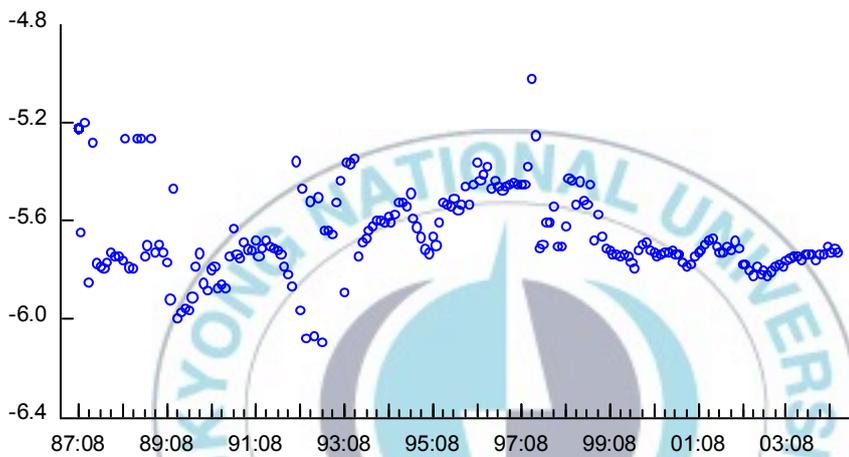
3) G&H 공적분의 일반식은 $kosp_i = \mu_1 + \mu_2\psi_{i\tau} + \beta_1ws_t + \beta_1'ws_t\psi_{i\tau} + \beta_2CBY_t + \beta_3CALL_t + \beta_5ip_t + \beta_6m_t + \beta_7wt_i + \beta_8tb_t + e_t$, $t = 1, \dots, n$ 임.

$$kosp_i = 23.389 - 3.382ws_t + 0.033CBY_t - 0.027CALL_t + 0.416ip_t + 1.053m_t + 0.258wt_i + 0.378tb_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$kosp_i = 13.772 - 1.915ws_t + 0.033CBY_t - 0.027CALL_t + 0.416ip_t + 1.053m_t + 0.258wt_i + 0.378tb_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

주가결정모형에 대한 G&H 공적분 검정결과 구조변환점이 1993년 2월로 나타났다. 이는 1980년대 중반 이후 외국인의 국내주식에 대한 간접투자만 허용하다가 1992년 1월 국내 주식시장에 대한 직접투자를 허용한 시점과 비교적 일치한다. 외국인의 주식직접투자는 1992년 1월3일부터 종목당 10% 한도에서 허용되면서 1994년 12월 12%, 1996년 10월 20%, 1997년 12월 55% 등 점점 확대되다가 외환위기 이후인 1998년 5월25일을 기점으로 투자한도가 완전히 폐지되었다.

<그림 5-5> 주가결정모형- I 의 구조변환 시점별 $ADF(\tau)$ 값



G&H 공적분 검정통계량 결과들을 시계열자료의 처음부분 15%와 마지막부분 15%를 제거한 구간에서의 구조 변환점별 $ADF(\tau)$ 값들을 그래프로 나타낸 것이 <그림 5-5>이다. G&H 공적분 검정 결과 구조변환점이 1993년 2월로 나타났으며 그래프를 통해 구조 변환점별 $ADF(\tau)$ 값들을 한 번 더 확인한 결과 동일함을 알 수 있었다. 따라서 분석기간을 1984년 1월~1993년 1월, 1993년 2월~2008년 6월 구간으로 분류하여 한계검정법으로 분석하기로 한다.

2) 종속변수가 *realkosp*인 경우

<표 5-17>은 *realkosp*와 원/달러 환율을 사용한 경우 주가결정모형에 대한 G&H 공적분 검정에 대한 결과를 제시하고 있다. *realkosp*를 종속변수로 사용한 경우는 *kosp*를 종속변수로 사용한 경우와 마찬가지로 ADF^* 값은 -6.074로 통계적으로 유의하지는 않으나 한계적(marginal)으로 공적분관계가 있는 것으로 확인되었다. G&H 공적분 검정 모형인 식(4-38)에 근거하여 변수들 간의 구조변화가 있는지를 살펴보면 다음과 같다. 구조변화 전의 상수항 값은 16.131이고 구조변화이후 상수항 값은 10.701이다. 구조변화 전의 공적분계수값은 β_1 으로 -2.815이고 구조변화 이후의 공적분계수값은 $\beta_1 + \beta_1'$ 이므로 -2.059이다. 구조변화 전후 모두에서 부(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타나 종속변수가 *kosp*인 경우와 결과가 일치하는 것으로 확인되었다. 종속변수가 *kosp*인 경우와 비교해 보면 유가와 무역수지를 제외하고는 동일한 결과가 도출되었다. 그러나 종속변수가 *realkosp*인 경우에는 유가와 무역수지가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 *kosp*인 경우에는 통계적으로도 유의하면서도 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

<표 5-17> 주가결정모형-II G&H 공적분 검정결과

종속변수: <i>realkosp</i>									
ADF^* 값: -6.074									
구조변화점: 1990년 6월									
μ_1	μ_2	β_1	β_1'	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7
16.131***	-5.430***	-2.815***	0.756***	0.050***	-0.029***	0.307**	1.079***	-0.073	0.127
(9.455)	(-3.234)	(-12.094)	(2.948)	(6.389)	(-4.941)	(2.389)	(8.087)	(-0.062)	(1.418)

주: 1). **, ***는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 괄호안은 t-값임.

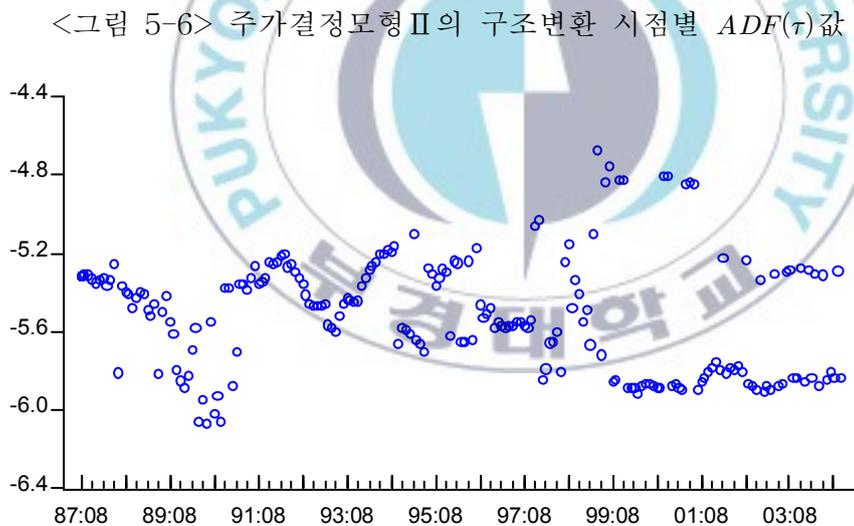
2) ADF^* 의 1%, 5%, 10%의 임계치는 -6.92, -6.41, -6.17임.

3) G&H 공적분의 일반식은 $realkosp_t = \mu_1 + \mu_2\psi_{tr} + \beta_1us_t + \beta_1'us_t\psi_{tr} + \beta_2CBY_t + \beta_3CALL_t + \beta_5ip_t + \beta_6m_t + \beta_7wti_t + \beta_8tb_t + e_t$, $t = 1, \dots, n$ 임.

$$realkospi_t = 16.131 - 2.815ws_t + 0.050CBY_t - 0.029CALL_t + 0.307ip_t + 1.079m_t - 0.073wti_t + 0.127tb_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 前} \rangle$$

$$realkospi_t = 10.701 - 2.059ws_t + 0.050CBY_t - 0.029CALL_t + 0.307ip_t + 1.079m_t - 0.073wti_t + 0.127tb_t + e_t \quad \langle \text{구조변화 後} \rangle$$

*realkospi*를 종속변수로 사용한 주가결정모형에 대한 G&H 공적분 검정결과 구조변환점이 1990년 6월로 나타났다. *kospi*를 종속변수로 사용한 경우의 구조변환점과 다소 약간의 시차가 존재한다. G&H 공적분 검정통계량 결과들을 시계열자료의 처음 15%와 마지막 15%를 제거한 구간에서의 구조 변환점별 $ADF(\tau)$ 값들을 그래프로 나타낸 것이 그림<5-6>이다. 그래프를 통해 구조 변환점별 $ADF(\tau)$ 값들을 한번 더 확인한 결과 구조변환점이 1990년 6월임을 알 수 있다. 따라서 분석기간을 1984년 1월~1990년 5월, 1990년 6월~2008년 6월 구간으로 분류하여 한계검정법을 실시하였다.



3. ARDL 한계검정 결과

1) 종속변수가 *kospi* 경우 ARDL 한계검정 결과

본 연구에서는 UECM 모형의 적절한 시차 선택에 있어서 표본의 수와 독립변수의 수를 고려하여 최대시차를 4로 선정하였으며, 다양한 경우의 수를 고려하여 UECM 모형에 대한 회귀식을 추정하였다. 먼저 *kospi*와 원/달러 환율을 사용한 주가결정모형에 대한 한계검정법의 결과는 <표 5-18>에 나타나 있다. 모든 구간별 분석에서 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 환율이 평가절상되면 수출은 감소, 수입 증가로 경상수지가 나빠져 주가를 하락시키는 측면이 존재한다. 그러나 경기에 대해 긍정적인 마인드를 갖게 되어 외국인 주식투자가 증가하는 경우 외환시장을 통해 주식시장으로 진입하므로 외환공급이 증가해 환율이 하락하고 주가가 상승할 수도 있다. 이러한 현상은 금융시장이 자유화, 개방화되면서 더욱 두드러지게 나타날 수 있다. 따라서 주가와 환율의 관계는 단정지어 설명할 수 없으나 본 연구에서의 실증분석 결과 반비례 관계에 있는 것으로 볼 수 있다.

<표 5-18> 주가결정모형-I 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

주가결정모형	1984:1~1993:1	1993:2~2008:6
$\Delta kospi_{t-1}$		0.240(3.238)***
$\Delta kospi_{t-2}$	-0.151(-1.594)	
Δws_t	1.804(1.961)**	-0.862(-6.864)***
Δws_{t-1}	-1.755(-1.882)*	0.590(4.002)***
Δws_{t-4}	-2.578(-3.372)***	
ΔCBY_{t-1}	-0.016(-1.538)	
ΔCBY_{t-2}		0.268(4.912)***
$\Delta CALL_t$		0.011(0.181)
$\Delta CALL_{t-2}$	0.016(2.959)***	
$\Delta CALL_{t-4}$	0.012(2.133)**	
Δip_t		0.634(2.666)***

Δip_{t-3}	0.507(2.798)***	
Δip_{t-4}	0.647(3.470)***	
Δm_{t-2}	-0.088(-0.816)	
Δm_{t-4}		1.926(1.160)
Δwti_t	-0.207(-1.672)	
Δwti_{t-2}		-0.397(2.604)**
Δtb_t	-0.063(-1.364)	-0.080(-1.262)
intercept	2.244(1.569)	1.884(3.313)***
$kosp_{t-1}$	-0.145(-2.999)***	-0.092(-2.762)***
ws_{t-1}	-0.314(-1.555)	-0.263(-3.517)***
CBY_{t-1}	-0.0486(-0.954)	-0.006(-0.134)
$CALL_{t-1}$	-0.075(-1.773)*	-0.058(-1.791)*
ip_{t-1}	0.155(1.599)	0.034(0.260)
m_{t-1}	0.116(1.532)	0.068(0.306)
wti_{t-1}	0.072(0.096)	-0.044(-0.556)
tb_{t-1}	0.023(0.376)	0.160(2.958)***
[진단테스트]		
R^2	0.543	0.491
$Adj. R^2$	0.433	0.437
<i>Durbin - waston</i>	1.790	2.091
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.873	0.637
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.010	3.556
$\chi^2_{Normal}(2)$	0.324	0.442
RESET2	1.300	6.855***
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	안정	안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]		
계산된 F값	3.723**	4.534***
ws	-2.174(-2.813)***	-2.863(-3.566)***
CBY	-0.034(-0.962)	-0.071(-0.131)
$CALL$	-0.052(-1.834)*	-0.063(-1.673)
ip	1.074(1.740)*	0.369(0.270)
m	0.799(1.728)*	0.746(0.299)
wti	0.050(0.095)	-0.483(-0.544)
tb	0.160(0.386)	1.743(2.114)**

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.26(1%), 3.50(5%), 3.13(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1984년 1월~1993년 1월 구간에서는 계산된 F값이 3.723으로 5% 유의수준에서 장기균형관계가 있는 것으로 나타났다. 장기에 있어서 환율과 콜금리는 증가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나, 산업생산과 통화량은 증가에 정(+)의 영향을

주는 것으로 확인되었으며 통계적으로도 유의하다. 실물부분인 산업생산 활동이 활발할수록 주가는 상승하므로 정(+)의 영향을 줄 것으로 예상하였으며 실제 결과도 이와 동일한 것으로 나타났다. 통화량은 주가에 정(+) 혹은 부(-)의 영향을 줄 수도 있다고 예상했는데 실증분석 결과 정(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 이는 통화량이 증가하면 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하여 주가가 상승하나 장기에는 통화량 증가가 기대인플레이션과 명목금리를 상승시켜 결국 할인율이 상승하게 되므로 주가를 하락시키는 결과를 초래할 수도 있기 때문이다. 단기적으로 환율은 주가에 부(-)의 영향력이 있으며 통계적으로도 유의성을 갖는 것으로 나타났으나 장기에는 환율이 주가에 강한 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 콜금리(CALL)와 산업생산지수는 통계적으로도 유의한 관계를 보이고 있으며, 계수들도 예상되는 부호와 일치함을 알 수 있다. 그러나 회사채수익률, 유가, 무역수지는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 콜금리는 단기에 정(+)의 영향력을 나타냈으나 장기에는 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

1993년 2월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F값이 4.534로 1% 유의수준에서 장기균형관계에 있는 것으로 나타나 1984년 1월~1993년 2월 구간보다 주가에 대한 환율의 영향력이 커지는 것을 볼 수 있다. 이것은 우리나라의 자본시장이 개방화되면서 좀 더 주식시장과 환율시장의 연계성이 심화되었다는 것을 의미한다. 주가와 원/달러 환율의 실제부호는 부(-)의 관계를 가지며, 통계적으로도 유의하다. 무역수지는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으며 예상부호와 일치하는 결과이나, 회사채수익률, 콜금리, 산업생산지수, 통화량, 유가는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 단기에 원/달러 환율은 동시차에서는 주가에 부(-)의 영향을 주고, 1시차 전에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났는데 이는 주가와 환율에 관한 이론과 일치하는 결과이며, 전체적으로 부(-)의 영향을 준다고 볼 수 있다. 단기적으로 회사채수익률과 산업생산 변수는 정(+)의 영향을, 실질유가는 부(-)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났는데 이는 예상부호와 일치되는 결과이다. 단기에 회사채수익률은 주가에 정(+)의 영향력이 있는 것으로 나타났는데 이는 장병기(2005)의 연구 결과와도 일치한다. 투자자의 입장에서 주식과 채권을 대체자산으로 볼 경우 정(+)의 관계가 성립한다. 주가가 하락하면 안전자산 선호현상으로 채권이 대체투자대상으로 각광을 받게

되며 이는 채권가격의 상승(금리하락)으로 이어진다. 경기순환 측면에서 살펴보면 미래의 경기회복에 대해 긍정적이면 주가와 장기금리를 모두 상승시켜 주가와 금리가 정(+)의 관계에 있을 수 있다. 미래의 경기회복에 대해 긍정적이면 기업의 미래 수익 증가를 기대하게 되므로 주가가 상승하게 되고, 동시에 미래의 설비투자, R&D투자 등의 증대로 인한 자금수요의 증가를 기대케 하여 장기금리의 상승을 유발시킨다. 결과를 요약하면, 외국인 주식 직접투자를 허용하기 시작하면서 환율이 주가에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었다. 특히 장기영향력의 경우 외국인 주식 직접투자 한도가 완전히 폐지되면서 환율이 주가에 미치는 부(-)의 영향력이 강화되었으며, 단기영향력의 경우에도 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

2) 종속변수가 *realkosp*인 경우 ARDL 한계검정 결과

*realkosp*와 원/달러 환율을 사용한 경우 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과는 <표 5-19>에 나타나 있다. 모든 구간별 분석에서 *kosp*를 종속변수로 사용한 경우와 동일하게 환율이 실질주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 1984년 1월~1990년 5월 구간에서는 계산된 F값이 5.920으로 1% 유의수준에서 장기 균형관계가 있는 것으로 나타났다. 환율과 콜금리는 주가에 부(-)의 영향을 주며 산업생산지수, 통화량 및 무역수지는 정(+)의 영향력이 있는 것으로 확인되었다. 회사채수익률과 유가는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 단기에 환율은 주가에 부(-)의 영향을 주는 반면 콜금리와 산업생산지수는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 회사채수익률과 통화량, 유가 및 무역수지는 통계적으로 유의하지 못한 것을 알 수 있다. 1990년 6월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F값이 8.194로 1% 유의수준에서 장기 균형관계가 존재하며 환율이 주가에 미치는 영향력도 -2.057에서 -2.405로 강화되었다. 콜금리와 산업생산지수는 부(-)의 영향력이 존재하나 통화량과 무역수지는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면 회사채수익률과 유가는 통계적으로 유의하지 못한 것으로 확인되었다. 단기에 환율은 주가에 1시차 전에는

정(+)^의 영향을 주나 동시차에서는 부(-)^의 영향을 주어 전체적으로는 부(-)^의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 회사채수익률은 정(+)^의 영향을 주는 것으로 확인된 반면 콜금리, 산업생산지수, 통화량, 유가, 무역수지 등은 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났다. 실질주가를 사용한 주가결정모형에서 장기영향력의 경우 1990년 6월 이후 환율이 주가에 미치는 부(-)^의 영향력이 강화되었으며, 단기영향력의 경우에도 부(-)^의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

<표 5-19> 주가결정모형-II 선택된 무제약 오차수정모형과 한계검정 결과

주가결정모형	1984:1~1990:5	1990:6~2008:6
$\Delta real\ kosp_i_{t-1}$	0.306(2.738) ^{***}	0.274(4.312) ^{***}
$\Delta real\ kosp_i_{t-2}$		
Δws_t		-0.932(-8.195) ^{***}
Δws_{t-1}		0.431(3.398) ^{***}
Δws_{t-4}	-1.997(-2.185) ^{***}	
ΔCBY_{t-1}	-0.019(-1.527)	
ΔCBY_{t-2}		0.020(3.786) ^{***}
$\Delta CALL_t$		
$\Delta CALL_{t-1}$	0.015(2.249) ^{**}	
$\Delta CALL_{t-2}$	0.019(3.091) ^{***}	0.078(1.724)
$\Delta CALL_{t-4}$	0.016(2.521) ^{**}	
Δip_t	0.442(2.393) ^{**}	
Δip_{t-3}		
Δip_{t-4}	0.512(3.073) ^{***}	0.246(1.447)
Δm_{t-2}		
Δm_{t-4}	-0.139(-1.538)	-0.105(-0.813)
Δwti_{t-3}		0.184(1.542)
Δwti_{t-4}	-0.123(-0.953)	
Δtb_t		0.039(0.859)
Δtb_{t-3}	0.043(1.177)	
intercept	3.505(2.220) ^{**}	2.101(4.966) ^{***}
$real\ kosp_i_{t-1}$	-0.365(-5.408) ^{***}	-0.135(-5.760) ^{***}
ws_{t-1}	-0.751(-3.209) ^{***}	-0.324(-4.396) ^{***}
CBY_{t-1}	0.023(0.395)	0.025(0.711)
$CALL_{t-1}$	-0.011(-1.975) [*]	-0.093(-3.376) ^{***}
ip_{t-1}	0.497(3.001) ^{***}	-0.116(-2.247) ^{**}

m_{t-1}	0.236(2.586)**	0.217(3.547)***
wti_{t-1}	0.175(1.736)	-0.081(-1.384)
tb_{t-1}	0.138(2.858)***	0.094(1.860)*
[진단테스트]		
R^2	0.657	0.495
$Adj.R^2$	0.532	0.450
<i>Durbin-waston</i>	1.949	1.896
$\chi^2_{Auto}(2)$	1.208	1.199
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.042	0.938
$\chi^2_{Normal}(2)$	0.070	0.469
RESET2	8.337**	4.080**
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]		
계산된 F값	5.920***	8.194***
<i>ws</i>	-2.057(-4.624)***	-2.405(-8.242)***
<i>CBY</i>	0.062(0.292)	0.019(0.720)
<i>CALL</i>	-0.030(-2.002)**	-0.069(-3.267)***
<i>ip</i>	1.362(3.873)***	-0.861(-2.046)**
<i>m</i>	0.645(2.687)***	1.608(3.772)***
<i>wti</i>	0.480(1.740)	-0.604(-1.310)
<i>tb</i>	0.378(2.742)***	0.698(2.042)**

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.26(1%), 3.50(5%), 3.13(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

종속변수를 주가와 실질주가로 구분하여 분석한 결과를 비교해 보면 다음과 같다. 주가와 실질주가를 종속변수로 사용한 경우 장기에 있어서 구조변화 전 후 모두에서 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 주가를 종속변수로 사용한 경우나 실질주가를 종속변수로 사용한 경우든 외국인 주식 직접투자 한도가 완전히 폐지되는 구간에서는 당기에 환율이 상승하면 주가를 하락시키나 전기에 환율이 상승하면 당기에는 주가를 상승시키는 것으로 나타났다. 물론 전체적으로 보면 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 특히 장기영향력의 경우 종속변수가 주가인 경우에는 1993년 1월 이후 구간에서, 종속변수가 실질주가인 경우에는 1990년 5월 이후 구간에서 환율이 주가에 미치는 부(-)의 영향력이 강화되었으며, 단기영향력의 경우에도 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. 주가를 종속변수로 사용한 주가결정모형의 경우 단기에 있어서 산업생산지수가 구조변화 전 후 모두에서 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면, 실질주가를 종속변수로 사용한 경우에

는 구조변화 이후에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 유가의 경우에도 종속변수가 주가인 경우에는 구조변화 후 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났으나 종속변수가 실질주가인 경우에는 구조변화 이후에는 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 장기에 있어서 종속변수가 주가인 경우에는 구조변화 후 콜금리, 산업생산지수 및 통화량 등은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 반면 실질주가가 종속변수인 경우에는 콜금리와 산업생산지수는 부(-)의 영향을, 통화량은 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

제6절 외국인 주식투자를 고려한 경우

본 절에서는 외국인 주식투자를 고려한 경우의 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형 등을 살펴본다. 주식시장 개방 이후 외국인투자자의 국내주식투자 비중의 증가로 주식시장이나 외환시장에서의 가격변동에 상당한 영향을 미치고 있다. 외국인 주식투자는 장기투자뿐만 아니라 자본이득 목적의 단기투자 자금도 많은 비중을 차지하고 있어 환율 변동 폭에 상당한 영향을 줄 수 있으며 우리나라 외환거래에서 외국인 주식투자 자금이 차지하는 비중도 크게 확대되고 있는 추세이다. 만약 외국인의 주식투자가 증가할 경우 외환시장의 외환공급이 증가하면서 원/달러 환율이 하락하게 된다. 외국인 주식투자와 주가간의 분석이 추가될 경우 주가와 환율간의 상호작용을 판단할 수 있다. 따라서 외국인 주식 투자에 의한 주가변동이 외환시장에 미치는 영향을 고려하기 위해 본 연구는 외국인 주식 투자 변수를 추가하였다.

1. 단순관계모형

외국인 주식 투자를 고려한 단순관계모형에서는 기간 구분과 변수들은 앞의 단순관계모형에서 사용한 구조변환점과 변수들을 그대로 사용하였고 외국인 주식투자

비율을 추가하여 분석한 모형이다. 단순관계모형의 구조변환점을 기준으로 기간을 나눌 경우 자료의 제약으로 분석이 용이하지 않은 경우 전체기간을 대상으로 분석하였다.

<표 5-20> 외국인 주식투자를 고려한 경우의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
외국인 주식투자	-3.726**	-6.906***	-96.315***	-187.300***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
외국인 주식투자	-9.260(03.04)***	-10.422(94.12)***	-9.336(03.04)***	-10.791(04.01)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

외국인 주식투자에 대한 단위근 검정결과 ADF 및 PP 단위근 검정과 구조변화를 고려한 단위근 검정 모두에서 외국인 주식투자가 수준변수에서 명백하게 I(0)인 것으로 확인되었다.9) 따라서 수준변수에서 시계열이 안정적인 것으로 확인되어 외국인 주식투자 변수는 단기적 영향력만을 확인하였다. 즉 단기방정식에만 포함시켜 분석하였다. 원/달러 환율과 주가 변수를 사용한 경우와 원/달러 환율과 실질주가를 사용한 경우로 구분하여, 종속변수가 주가 혹은 실질주가, 원/달러 환율인 경우에 대해 장·단기 균형관계를 분석하였다.

9) 외국인 주식투자를 제외하고는 1차 차분한 모든 변수에서는 시계열이 안정적인 것으로 확인되었음. 자세한 단위근 검증에 대한 결과는 <부표 2-1>을 참조할 것.

1) 원/달러 환율과 주가 변수를 사용한 경우

먼저 종속변수가 원/달러 환율인 경우 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형에 대한 단기균형관계 결과는 <표 5-21>에 제시되어 있다. 1991년 7월~1998년 5월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 주가가 환율에 미치는 정(+)의 영향력은 통계적으로 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 단기에는 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, 외국인 주식투자도 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 즉 외국인 주식투자가 증가하면 외환공급이 늘어나

<표 5-21> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형- I ARDL 한계검정 결과

$ws \Leftarrow kosp_i$	1991:7~1998:5	1998:6~2008:6
Δws_{t-2}		0.182(2.324)**
Δws_{t-3}	-0.318(-2.541)**	
Δws_{t-4}	-0.282(-2.318)**	
$\Delta kosp_i_t$	-0.386(-6.003)***	-0.308(-6.315)***
$\Delta kosp_i_{t-1}$	0.207(2.505)**	0.114(2.277)**
FSI_{t-1}		-0.306(-1.767)*
FSI_{t-2}	-0.791(-3.943)***	-0.624(-3.783)***
intercept	-0.093(-0.221)	0.408(1.950)*
ws_{t-1}	0.070(1.465)	-0.031(-1.597)
$kosp_i_{t-1}$	-0.054(-2.110)**	-0.028(-1.756)*
[진단테스트]		
R^2	0.532	0.417
$Adj.R^2$	0.485	0.380
<i>Durbin-waston</i>	2.147	1.935
$\chi^2_{Auto}(2)$	1.200	0.217
$\chi^2_{Arch}(1)$	14.778	5.111
$\chi^2_{Normal}(2)$	169.435***	571.855***
RESET2	48.075***	51.181***
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]		
계산된 F값	5.630*	1.814
$kosp_i$	0.769(1.018)	-0.885(-1.781)*

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

서 환율이 하락하기 때문이다.

1998년 6월~2008년 6월 구간에서는 장기균형관계가 없는 것으로 나타났으며 주가 변수의 실제부호는 부(-)인 것으로 확인되었다. 단기에 있어서 주가와 외국인 주식투자는 환율에 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났으며, 외국인 주식투자는 1991년 7월~1998년 5월 구간보다 부(-)의 영향력이 더 강화되었음을 확인할 수 있다. <표 5-5>와 <표 5-21>를 비교하면 다음과 같다. <표 5-21>의 1991년 7월~1998년 5월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 주가 변수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 외국인 주식투자를 고려하지 않은 단순관계 모형의 결과표인 <표5-5>에서 1998년 6월~2008년 6월 구간은 장기균형관계가 존재하며 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. <표 5-21>에서 외국인 주식투자는 환율에 부(-)의 영향을 주고 있으며 외환위기 이후 외국인 주식투자의 부(-)의 영향이 강화되었다. 1998년 6월~2008년 6월 구간에서는 주가와 환율의 장기균형관계가 사라졌음을 확인할 수 있다. 그러나 주가의 단기 부(-)의 영향은 남아 있다.

<표 5-22>은 종속변수가 주가인 경우 ARDL 한계검정법의 장·단기관계 결과를 나타내고 있다. 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형에서 주가가 종속변수인 경우, 데이터 기간이 1991년 7월부터 2008년 6월까지로 외국인 주식투자를 고려하지 않은 단순관계모형의 구조변환점을 이용할 수 없어 전체기간에 대해 분석을 하였다. 전체기간의 장기관계를 살펴보면 환율이 주가에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 즉 장기균형관계가 존재하지 않는다. 이는 <표 5-6>의 결과와도 일치하는 내용이다. 단기를 살펴보면 전기의 환율상승은 당기의 주가를 상승시키는 정(+)의 영향이 있으며 동시차를 고려하는 경우에는 당기의 환율상승은 주가를 하락시키는 부(-)의 영향이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 주가와 환율에 관한 이론과 일치하는 결과이며 전체적으로 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 정리될 수 있다. 외국인 주식투자는 계수값이 작지만 주가에 정(+)의 영향력이 있는 것으로 확인되었다. 외국인 주식투자를 고려한 경우 <표 5-6>의 결과보다 환율이 주가에 미치는 부(-)의 영향력이 약화되긴 했으나 유효한 것은 단기관계의 동시차 요인 때문인 것으로 보인다. 단순관계모형에서 종속변수가 주가인 경우 외국인 주식투자를 고려하

거나 고려하지 않아도 장기균형 관계가 없다는 결과에는 큰 변화가 없음을 알 수 있다.

<표 5-22> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-II ARDL 한계검정 결과

$kospi \Leftarrow ws$	1991:7~2008:6
$\Delta kospi_{t-1}$	0.250(4.130)***
$\Delta kospi_{t-2}$	0.134(1.881)*
Δws_t	-0.780(-6.898)***
Δws_{t-2}	0.301(2.394)**
FSI_t	0.908(5.003)***
FSI_{t-2}	-0.850(-4.494)***
FSI_{t-4}	
intercept	0.140(0.639)
$kospi_{t-1}$	-0.015(-1.028)
ws_{t-1}	-0.055(-0.233)
[진단테스트]	
R^2	0.410
$Adj.R^2$	0.386
$Durbin-watson$	1.879
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.615
$\chi^2_{Arch}(1)$	2.710
$\chi^2_{Normal}(2)$	1.084
RESET2	1.410
CUSUM	불안정
CUSUMSQ	안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]	
계산된 F값	0.545
ws	-0.370(-0.249)

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

2) 원/달러 환율과 실질주가를 사용한 경우

외국인 주식 투자를 고려하면서 원/달러 환율과 실질주가 변수들을 이용하였고, 종속변수가 원/달러 환율인 경우 단기균형관계를 파악하기 위해 한계검정법을 사용

해 분석하였다. 그 결과가 <표 5-23>에 제시되어 있다.

<표 5-23> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-Ⅲ ARDL 한계검정 결과

$ws \Leftarrow real\ kosp_i$	1991:7~1998:5	1998:6~2008:6
Δws_{t-2}		0.151(1.990)**
Δws_{t-3}	-0.300(-2.508)**	
Δws_{t-4}	-0.284(-2.418)**	
$\Delta real\ kosp_i$	0.378(-6.139)***	-0.330(-7.141)***
$\Delta real\ kosp_{i-1}$	0.230(2.910)***	0.110(2.276)**
FSI_{t-2}	-0.768(-3.973)***	-0.727(-4.889)***
intercept	0.079(0.189)	0.549(2.536)**
$real\ KOSPI_{t-1}$	0.020(0.360)	-0.043(-2.407)**
ws_{t-1}	-0.079(-2.622)**	-0.064(-2.409)**
[진단테스트]		
R^2	0.556	0.420
$Adj.R^2$	0.512	0.388
<i>Durbin-waston</i>	2.116	1.952
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.941	0.113
$\chi^2_{Arch}(1)$	12.711	9.442
$\chi^2_{Normal}(2)$	172.158***	453.655***
RESET2	49.217***	61.919***
CUSUM	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]		
계산된 F값	7.114***	3.220
$real\ kosp_i$	4.047(0.329)	-0.670(-3.812)***

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1991년 7월~1998년 5월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나
 주가변수가 통계적으로 유의하지 못한 것을 확인할 수 있다. 단기균형관계를 살펴
 보면 실질주가가 환율에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타난 반면 외국인 주식투자
 는 부(-)의 영향력이 있는 것으로 확인되었다. 1998년 6월~2008년 6월 구간에서는
 장기균형 관계가 없는 것으로 나타나 실질주가가 환율에 영향을 주지 않는다고 볼

수 있다. 단기에 실질주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타나 1991년 7월~1998년 5월 구간과 상반된 결과가 도출되었다. 외국인 주식투자는 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났는데 이는 주식시장에서 외국인 주식투자가 증가할 경우 자본유입 증가로 이어져 외환시장에서 환율이 하락하게 된다.

<표 5-7>과 <표 5-23>를 비교해서 정리하면 다음과 같다. 외국인 주식투자를 고려한 경우인 <표 5-23>의 1998년 6월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 없는 것으로 나타났으나 외국인 주식투자를 고려하지 않은 경우 즉 <표 5-7>에서는 한계적(marginal)으로 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. <표 5-7>의 1980년 1월~1998년 5월 구간에서 단기에는 주가의 부(-)의 영향력이 존재하나 <표 5-23>의 동일 구간에서는 주가가 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 단기에 있어서 주가의 부(-)의 영향은 외환위기 이후에 여전히 남아 있는 것으로 확인되었다. 외국인 주식투자 변수를 고려한 경우 외국인 주식투자가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 주가와 환율의 장기균형 관계는 사라졌다.

<표 5-24>는 종속변수가 실질주개인 경우 외국인 주식투자 변수를 단기에만 추가하여 한계검정법을 실시한 결과를 나타내고 있다. 자료 이용 상의 문제로 구조변환점을 이용할 수 없어 전체기간에 대해 분석하였다. 실증결과에 따르면 공적분 관계가 발견되지 않으므로 환율이 주가에 영향을 주지 않는 것으로 나타나 장기균형 관계가 없는 것으로 확인되었다. 단기에 있어서 환율은 부(-)의 영향을 주고 외국인 주식투자는 실질주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. <표 5-8>에서 1980년 1월~1986년 8월 구간에서는 장기균형 관계가 존재하지 않은 것으로 나타났으나 1986년 9월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 존재해서 환율이 실질주가에 부(-)의 영향력이 있는 것으로 확인되었다. 외국인 주식투자를 고려한 경우 단기에는 환율이 실질주가에 부(-)의 영향을 주지만 외국인 주식투자를 고려하지 않은 경우에도 부(-)의 영향력을 주는 것으로 나타났다. 외국인 주식투자를 포함한 경우에도 여전히 환율이 부(-)의 영향력이 존재하는 것은 단기관계의 동시차가 존재하기 때문이다.

<표 5-24>과 <표 5-8>을 비교해 정리하면 단기에 외국인 주식투자가 실질주가에 정(+)의 영향을 주지만 환율은 부(-)의 영향력이 존재하였다. <표 5-8>에서는

장기균형 관계가 없었으나 1986년 9월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 외국인 주식투자를 고려한 <표 5-24>에서는 공적분관계가 없어 장기균형 관계가 존재하지 않았다.

<표 5-24> 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형-IV ARDL 한계검정 결과

$realkopsi \Leftarrow ws$	1991:7~2008:6
$\Delta realkopsi_{t-1}$	0.307(5.153)***
Δws_t	-0.836(-7.302)***
FSI_t	0.930(5.414)***
FSI_{t-2}	-0.824(-4.698)***
intercept	0.315(1.195)
$realkopsi_{t-1}$	-0.034(-1.653)
ws_{t-1}	-0.034(-1.042)
[진단테스트]	
R^2	0.398
$Adj.R^2$	0.379
<i>Durbin-waston</i>	1.994
$\chi^2_{Auto}(2)$	2.883
$\chi^2_{Arch}(1)$	4.427**
$\chi^2_{Normal}(2)$	2.498
RESET2	0.404
CUSUM	안정
CUSUMSQ	안정
[공적분결과 및 장기탄력성값]	
계산된 F값	1.403
ws	-1.017(-1.534)

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 7.84(1%), 5.73(5%), 4.78(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

단순관계모형에 대한 한계검정 결과를 종합해보면 외국인 주식투자를 고려하는 경우에 일반적으로 외국인 주식투자는 단기적으로 환율에 부(-)의 영향을 강하게

주는 것으로 나타났다. 반면 주가에는 동시에 강한 정(+)의 영향을 주나 2시차 후의 부(-)의 영향에 의해 상당 부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 외국인 주식투자 변수가 포함되었을 때 주가와 환율의 관계는 약해졌으나 부(-)의 관계는 여전히 유효한 것으로 확인되었다. 이는 단기관계의 동시차가 남아있기 때문에 부(-)의 영향력이 존재한다고 볼 수 있다.

2. 통화모형

외국인 주식 투자를 고려한 통화모형에서는 앞의 통화모형에서 사용한 변수들과 기간 구분을 그대로 사용하였고 외국인 주식투자를 추가하여 분석한 모형이다. 외국인 주식투자를 고려한 통화모형에 사용된 변수들의 단위근 존재 유무 확인을 위해 ADF 및 PP, 구조변화를 고려한 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과 외국인 주식투자를 제외한 환율, 주가 통화량, 국민소득 및 이자율 등은 1차 차분한 변수에서는 시계열이 안정적인 것으로 확인되었다. 그러나 외국인 주식투자는 ADF 및 PP, 구조변화를 고려한 단위근 검정 결과 모두에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 따라서 외국인 주식투자 변수는 단기방정식에만 포함시켰다. 공적분 검정을 통한 환율, 주가, 통화량, 국민소득 및 이자율 사이의 장·단기 균형관계를 파악하기 위해 Pesaran, Shin and Smith(2001)에 의해 제안된 한계검정법을 이용하였다.

앞에서 외국인 주식투자를 고려하지 않은 통화모형의 구조변환점을 외국인 주식투자를 고려한 경우에도 동일하게 적용하여 기간을 구분하였다. 1991년 7월~1997년 3월 구간에서는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 단기에는 주가는 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 통화량은 환율에 정(+)의 영향력이 존재하였다. 1997년 4월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 존재하며 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 단기에는 주가, 외국인 주식투자, 통화량, 소득 및 이자율 등이 환율에 부(-)의 영향을 주며 통계적으로도 유의한 값을

10) 외국인 주식투자를 고려한 통화모형에 대한 단위근 검정에 대한 자세한 결과는 <부표 2-2>를 참조할 것.

<표 5-25> 외국인 주식투자를 고려한 통화모형의 ARDL 한계검정 결과

통화모형	1991:7~1997:3	1997:4~2008:6	1999:1~2008:6
Δws_{t-4}	0.004(0.029)	0.074(1.292)	0.175(2.653) ^{***}
$\Delta kosp_i_t$	-0.047(-2.500) ^{**}	-0.107(-3.048) ^{***}	-0.136(-3.594) ^{***}
$\Delta kosp_i_{t-1}$	0.037(1.890) [*]	0.087(2.455) ^{**}	
FSI_{t-1}	0.080(1.502)	-0.248(-2.344) ^{**}	
FSI_{t-2}			-0.330(-2.671) ^{***}
Δm_t	-0.572(-1.457)		
Δm_{t-1}	0.818(1.976) [*]		
Δm_{t-3}		-2.454(-3.120) ^{***}	-2.301(-2.217) ^{**}
Δy_{t-1}	0.172(1.272)	-0.546(-1.948) [*]	
Δy_{t-2}		-0.512(-1.840) [*]	-0.443(-1.472)
Δi_t		0.028(12.086) ^{***}	0.025(9.602) ^{***}
Δi_{t-1}		-0.057(-2.279) ^{**}	-0.074(-2.808) ^{***}
Δi_{t-2}		0.015(6.291) ^{***}	0.016(6.562) ^{***}
Δi_{t-3}		-0.010(-4.277) ^{***}	-0.011(-4.339) ^{***}
Δi_{t-4}	-0.017(-0.921)		
intercept	-0.256(-0.722)	1.107(5.060) ^{***}	0.928(3.867) ^{***}
ws_{t-1}	0.079(1.420)	-0.111(-4.490) ^{***}	-0.095(-3.158) ^{***}
$kosp_i_{t-1}$	-0.022(-2.614) ^{**}	-0.070(-4.962) ^{***}	-0.060(-3.749) ^{***}
m_{t-1}	-0.033(-0.723)	0.069(2.157) ^{**}	0.062(1.430)
y_{t-1}	0.2558(1.883) [*]	0.033(0.375) [*]	-0.085(-0.673)
i_{t-1}	-0.0001(-0.017)	0.349(0.212) [*]	-0.016(-0.893)
[진단테스트]			
R^2	0.507	0.763	0.771
$Adj.R^2$	0.379	0.730	0.736
<i>Durbin-waston</i>	1.831	1.936	1.972
$\chi^2_{Auto}(2)$	0.103	0.618	0.927
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.017	0.101	0.936
$\chi^2_{Normal}(2)$	2.521	0.906	2.683
RESET2	3.675	17.958 ^{***}	15.428 ^{***}
CUSUM	안정	안정	안정
CUSUMSQ	불안정	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성]			
계산된 F값	4.491 ^{**}	6.788 ^{***}	3.468
$kosp_i$	0.273(1.034)	-0.628(-5.886) ^{***}	-0.631(-3.549) ^{***}
m	0.420(0.874)	0.621(2.861) ^{***}	0.655(1.991) ^{**}
y	-3.260(-1.728)	0.293(0.382)	-0.891(-0.688)
i	0.025(0.017)	0.031(0.213)	-0.017(-0.840)

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 5.06(1%), 4.01(5%), 3.52(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

나타내었다. 1991년 1월~2008년 6월 구간에서는 한계적(marginal)으로 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났으며 장·단기 모두에서 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기에 외국인 직접투자, 통화량 및 이자율 등은 환율에 부(-)의 영향을 주며 통계적으로도 유의하다. 외국인 주식투자의 경우 외환위기 이후인 1998년 5월을 기점으로 완전 개방되면서 부(-)의 영향력이 더 강화되었다.

<표 5-11>과 <표 5-25>를 비교해 보면 외국인 주식투자 변수 추가 유무와 관계 없이 외환위기 이후 주가가 환율에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었다. 장기 영향력의 경우 외환위기 이후에 주가의 부(-)의 영향력이 강화되었으며 단기 영향력의 경우 외국인 주식투자를 고려하지 않은 경우의 통화모형에서는 외환위기 이전에 없었다. 그러나 외국인 주식투자를 고려한 통화모형에서는 외환위기 이전과 이후 모두에서 주가의 부(-)의 영향력이 존재하면서도 강화되었다. 따라서 통화모형의 결과를 종합해 보면 외국인 주식투자가 외환위기 이후 기간에 환율에 유의한 부(-)의 영향을 주는 것이 분명해졌다. 외국인 주식투자를 포함해도 주가는 환율에 장·단기 모두 부(-)의 영향을 주었다. 단, 1999년~2008년 기간은 공적분이 되지 않으므로 단기에 부(-)의 관계만 유의한 것으로 나타났다.

3. 종합모형

종합모형에서는 모형에 국한되어 변수 사용에 제약을 받지 않고 다양한 변수들을 사용할 수 있다는 장점을 활용하여 외국인 주식투자 변수를 추가한 종합모형을 설정하였다. 외국인 주식투자를 고려한 종합모형에 사용된 변수들에 대한 단위근 검정을 실시한 결과 외국인 주식투자를 제외한 모든 변수들은 1차 차분한 결과 시계열이 안정적인 것으로 나타났다.¹¹⁾ 그러나 외국인 주식투자의 경우 ADF, PP 및 구조변화를 고려한 단위근 검정결과 수준변수에서 단위근이 존재하지 않는다는 것을 명백하게 확인할 수 있었다. 따라서 외국인 주식투자를 단기에만 포함시키는 것이 합리적인 것으로 판단되어 기존의 종합모형에 외국인 주식투자를 추가해 장·단기

11) 외국인 주식투자를 고려한 종합모형에 대한 단위근 검정에 대한 자세한 결과는 <부표 2-3>를 참조할 것

균형관계를 분석하였다.

<표 5-26> 외국인 주식투자를 고려한 종합모형의 ARDL 한계검정 결과

종합모형	1991:7~1997:1	1997:2~2008:6	1999:1~2008:6
Δws_{t-1}	-0.330(-2.628)**	-0.202(-2.517)**	-0.278(-3.056)***
Δws_{t-2}	-0.393(-3.169)***		
$\Delta kospit$	-0.050(-3.231)***	-0.053(-1.640)	-0.049(-1.305)
FSI_t	0.141(3.325)***		
FSI_{t-1}	0.184(4.639)***		
FSI_{t-2}	0.170(4.173)***	-0.244(-2.474)**	-0.398(-3.594)***
Δm_t	-1.114(-3.865)***		1.662(1.642)
Δm_{t-1}		-1.740(-2.120)**	
Δm_{t-2}	0.718(2.417)**		
Δm_{t-3}		-1.937(-2.394)**	
Δp_t		1.880(1.548)	
Δp_{t-2}	-1.311(-2.721)***		
Δp_{t-4}			0.782(0.621)
Δy_t	0.131(1.129)		
Δy_{t-1}		-0.607(-2.277)**	-0.614(-2.095)**
Δy_{t-2}		-0.821(-2.854)***	-0.835(-2.722)***
Δy_{t-3}		-0.474(-1.809)*	
Δi_t		0.024(8.540)***	0.022(6.945)***
Δi_{t-1}		-0.085(-2.387)**	-0.064(-1.752)*
Δi_{t-2}	0.038(2.478)**		
Δi_{t-3}	-0.053(-3.762)***	-0.013(-5.054)***	-0.015(-5.317)***
Δi_{t-4}	-0.038(-2.663)**		
Δr_t	-0.216(-3.485)***	-0.378(-2.420)**	-0.523(-3.272)***
Δr_{t-2}		-0.348(-2.143)**	
Δr_{t-3}		-0.551(-3.645)***	-0.638(-4.104)***
Δca_t		0.054(1.958)*	0.048(1.394)
Δca_{t-1}	0.036(3.116)***	0.056(2.032)**	
intercept	0.273(0.556)	-0.371(-0.453)	-1.835(-2.235)**
ws_{t-1}	-0.080(-1.107)	-0.038(-0.820)	0.029(0.555)
$kospit_{t-1}$	0.056(0.734)	-0.029(-1.861)*	-0.021(-1.305)
m_{t-1}	-0.089(-0.159)	0.218(1.713)	0.386(2.527)**
p_{t-1}	-0.325(-0.927)	-1.149(-1.287)	-2.800(2.935)***
y_{t-1}	0.378(2.877)***	-0.071(-0.525)	0.109(0.649)
i_{t-1}	-0.008(-0.803)	0.031(1.733)	0.039(1.944)*
r_{t-1}	-0.223(-3.948)***	0.017(0.229)	-0.045(-0.554)
ca_{t-1}	-0.020(-2.049)**	0.010(0.697)	0.033(1.640)
[진단테스트]			
R^2	0.790	0.799	0.818

$Adj-R^2$	0.663	0.753	0.775
<i>Durbin-waston</i>	2.394	2.023	2.026
$\chi^2_{Auto}(2)$	3.924	0.095	0.066
$\chi^2_{Arch}(1)$	1.149	0.939	0.015
$\chi^2_{Normal}(2)$	0.160	1.018	0.257
RESET2	2.335	23.338**	22.508**
CUSUM	안정	안정	안정
CUSUMSQ	안정	불안정	불안정
[공적분결과 및 장기탄력성]			
계산된 F값	5.741***	2.593	2.987
<i>kospi</i>	0.069(0.517)	-0.760(-1.001)	0.736(0.438)
<i>m</i>	-0.112(-0.154)	5.747(0.610)	-13.211(-0.568)
<i>p</i>	-4.053(-0.779)	-30.229(-0.536)	95.864(0.589)
<i>y</i>	4.718(0.996)	-1.858(-0.473)	-3.715(0.502)
<i>i</i>	-0.010(-0.914)	0.080(0.724)	-0.133(-0.505)
<i>r</i>	-2.783(-1.321)	0.452(0.220)	1.527(0.357)
<i>ca</i>	-0.025(0.836)	0.027(0.704)	-0.112(-0.444)

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.10(1%), 3.39(5%), 3.06(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

1991년 7월~1997년 1월 구간에서는 1% 유의수준에서 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 주가, 물가, 산업생산지수, 이자율, 외환보유액 및 경상수지는 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 단기에는 주가, 물가, 이자율 및 외환보유액이 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났고, 외국인 주식투자, 통화량, 소득 및 경상수지는 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 1997년 2월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 없는 것으로 나타났다. 단기도 주가의 영향은 유의하지 않는 것으로 나타났으나 외국인 주식투자의 경우에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 통화량과 경상수지는 부(-)의 영향을 주고 소득, 이자율 및 외환보유액은 환율에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의한 값을 갖는다. 1999년 1월~2008년 6월 구간에서는 장기균형 관계가 존재하지 않는 것으로 확인되나, 단기에는 외국인 주식투자, 소득, 이자율 및 외환보유액 등이 통계적으로도 유의한 값을 보이면서 환율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 주가, 통화량 및 물가 등은 유의하지 않는 것으로 나타났다. 외국인 주식투자의 경우 1997년 2월~2008년 6월 구간에서 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었는데 외환위기 기간을 제거한 구간에서 그 영향력이 더 강화됨을 알 수 있었다.

<표 5-14>와 <표 5-26>을 비교해서 정리해 보면 다음과 같다. 외국인 주식투자를 고려하지 않은 <표 5-14>의 결과에서는 장기영향력의 경우 외환위기 전에는 주가가 환율에 미치는 영향력이 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났으나 외환위기를 포함한 구간에서는 주가가 환율에 명백하게 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기영향력의 경우 외환위기 이전보다 외환위기를 포함한 구간에서 부(-)의 영향력이 더 강화되었다. 그러나 외국인 주식투자를 고려한 <표 5-26>에서 보듯이 외환위기 이전에는 장기균형 관계가 존재하나 주가변수가 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 외환위기 이후 기간에서는 장기균형 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 단기에 있어서도 주가의 영향력은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 외국인 주식투자의 부(-)의 영향력은 강화되었다. 종합모형에서는 외국인 주식투자가 포함되는 경우 주가가 환율에 미치는 부(-)의 관계는 사라지는 반면 외국인 주식투자가 직접적으로 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다.

4. 주가결정모형

외국인 주식투자를 추가한 주가결정모형에서는 9개의 변수들에 대해 단위근 검정을 실시하였다. 그 결과 외국인 주식투자가 ADF 및 PP, 구조변화를 고려한 단위근 검정결과 수준변수에서 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.¹²⁾ 따라서 외국인 주식투자를 단기에만 포함하여 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우로 구분하여 원/달러 환율, 회사채수익률, 콜금리, 산업생산지수, 통화량, 실질유가 및 무역수지 사이의 장·단기 균형관계를 살펴보았다.

<표 5-27>는 종속변수가 주가이면서 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형에 대한 장단기 균형관계에 대한 결과를 정리한 표이다. 1991년 7월~2008년 6월 구간에서는 계산된 F값이 3.261로 10% 유의수준에서 원/달러 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 산업생산지수와 무역수지는 정(+)의 영향력이 있고 유가는 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기에 있어서 외국인 주식투자,

12) 외국인 주식투자를 고려한 경우의 주가결정모형에 대한 단위근 검정에 대한 자세한 결과는 <부표 2-4>를 참조하기 바람.

<표 5-27> 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형- I ARDL 한계검정 결과

주가결정모형	1991:7~2008:6
$\Delta kospit_{t-1}$	0.292(4.525)**
Δws_t	-0.808(7.431)***
Δws_{t-1}	0.417(3.438)***
FSI_t	0.781(4.560)***
FSI_{t-2}	-0.449(-2.583)**
ΔCBY_{t-2}	0.017(3.364)***
$\Delta CALL_{t-3}$	-0.052(-1.136)
Δy_t	0.069(2.467)
Δy_{t-3}	-0.061(-2.228)**
Δm_{t-4}	1.320(0.957)
Δwti_{t-3}	0.291(2.108)**
Δtb_{t-4}	-0.096(-1.870)*
intercept	2.375(4.006)***
$kospit_{t-1}$	-0.089(-2.897)***
ws_{t-1}	-0.235(-3.203)***
CBY_{t-1}	-0.017(-0.416)
$CALL_{t-1}$	-0.026(-0.863)
y_{t-1}	0.026(2.277)**
m_{t-1}	-0.134(-1.068)
wti_{t-1}	-0.183(-2.402)**
tb_{t-1}	0.114(2.381)**
[진단테스트]	
R^2	0.548
$Adj.R^2$	0.497
<i>Durbin-waston</i>	2.167
$\chi^2_{Auto}(2)$	1.691
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.258
$\chi^2_{Normal}(2)$	1.927
RESET2	0.650
CUSUM	안정
CUSUMSQ	안정
[공적분결과 및 장기탄력성]	
계산된 F값	3.261*
ws	-2.650(-4.210)***
CBY	-0.019(-0.394)
$CALL$	-0.030(-0.897)
y	0.030(2.301)**
m	-1.517(-0.967)
wti	-2.067(-2.116)**
tb	1.293(1.870)*

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.26(1%), 3.50(5%), 3.13(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

회사채수익률, 산업생산지수 및 유가 등은 주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 제시되어 있으나 환율은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

외국인 주식투자를 고려하지 않은 주가결정모형의 결과인 <표 5-18>과 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형의 결과들을 제시한 <표 5-27>를 비교해 보면 다음과 같다. <표 5-18>에서는 외국인 주식 직접투자를 허용하기 시작하면서 환율이 주가에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었다. 특히 장기영향력의 경우 외국인 주식 직접투자 한도가 완전히 폐지되면서 환율이 주가에 미치는 부(-)의 영향력이 강화되었고 단기영향력의 경우에도 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다. <표 5-27>에서도 장·단기 모두 환율이 주가에 부(-)의 영향력을 주는 것으로 확인되었다. 주가결정모형에서는 외국인 주식투자가 포함되는 경우에도 환율이 주가에 미치는 부(-)의 관계가 유지되고 있으나 그 관계가 <표 5-18>에서 보듯이 단기의 부(-)의 관계보다 약화되었음을 알 수 있다. 이는 단기관계의 동시차 요인 때문인 것으로 보인다. 외국인 주식투자는 주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 5-28>는 종속변수가 실질주가이면서 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형에 대한 장·단기 균형관계에 대한 결과들을 나타내고 있다. 계산된 F값이 3.972로 5% 유의수준에서 장기 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 장기에 환율은 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었으며, 단기에도 부(-)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 종속변수가 실질주가인 경우 외국인 주식투자로 통제했음에도 불구하고 외국인 주식투자를 포함하지 않은 주가결정모형의 결과와 동일하게 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 외국인 주식투자를 포함한 경우에는 환율의 부(-)의 영향력이 외국인 주식투자를 고려하지 않은 경우보다 다소 약화되기는 했으나 유효한 것으로 확인되었다. 이는 단기관계의 동시차가 존재하기 때문에 나타나는 현상으로 보여진다. 외국인 주식투자는 주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타나 외국인 주식투자가 증가하면 주가는 상승하는 반면 외국인 주식투자가 감소하면 주가는 하락한다고 볼 수 있다. 외국인 주식투자를 포함하면서 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우로 구분하여 분석한 결과를 비교해 볼 때 장기균형관계가 모두 있는 것으로 확인되었다. 종속변수가 주가인 경우와 실

<표 5-28> 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형-II ARDL 한계검정 결과

주가결정모형	1991:7~2008:6
$\Delta real\ kospit_{t-1}$	0.305(4.766)***
Δws_t	-0.894(-8.171)***
Δws_{t-1}	0.524(4.060)***
FSI_t	0.673(3.789)***
FSI_{t-2}	-0.479(-2.735)***
ΔCBY_{t-2}	0.023(4.221)***
ΔCBY_{t-4}	0.013(2.405)**
$\Delta CALL_{t-3}$	-0.075(-1.583)
Δy_t	0.071(2.570)**
Δm_{t-1}	2.172(1.427)
Δwti_{t-3}	0.277(2.003)**
Δtb_{t-4}	-0.085(-1.662)
intercept	2.578(4.442)***
$real\ kospit_{t-1}$	-0.117(-3.761)***
ws_{t-1}	-0.276(-3.590)***
CBY_{t-1}	-0.020(-0.478)
$CALL_{t-1}$	-0.040(-1.266)
y_{t-1}	0.022(1.935)*
m_{t-1}	-0.186(-1.482)
wti_{t-1}	-0.174(-2.262)**
tb_{t-1}	0.112(2.271)**
[진단테스트]	
R^2	0.553
$Adj.R^2$	0.502
$Durbin-watson$	2.126
$\chi^2_{Auto}(2)$	1.774
$\chi^2_{Arch}(1)$	0.652
$\chi^2_{Normal}(2)$	1.844
RESET2	0.060
CUSUM	안정
CUSUMSQ	안정
[공적분결과 및 장기탄력성]	
계산된 F값	3.972**
ws	-2.365(-5.343)***
CBY	-0.017(-0.454)
$CALL$	-0.035(-1.367)
y	0.019(2.018)**
m	-1.591(-1.401)
wti	-1.491(-2.200)**
tb	0.961(2.005)**

주: 공적분의 존재를 검정하는 상한 유의수준은 4.26(1%), 3.50(5%), 3.13(10%)이며, 괄호안은 t-값임.

질주가인 경우 모두에서 환율이 주가에 부(-)의 영향력을 주는 것으로 나타났으며 외국인주식투자는 정(+)의 영향이 있는 것으로 확인되었다. 외국인 주식투자 변수로 통제를 했음에도 불구하고 외국인 주식투자를 포함하지 않은 주가결정모형의 결과와 동일하게 나타났으나 외국인 주식투자를 포함한 경우에 부(-)의 관계가 약화됨을 알 수 있었다. 이는 단기관계의 동시차 요인 때문인 것으로 판단된다. 외국인 주식투자를 포함한 경우에 있어서 종속변수가 주가이든 실질주가이든 결과에는 차이가 없는 것으로 나타났다.

6장 결론

본 연구의 기본적인 목적은 주가와 환율의 관계를 다양한 모형에서 다양한 기법을 적용함으로써 보다 정밀히 분석하고 그 결과를 비교 분석하고자 함에 있다. 따라서 기존 선행연구들과 달리 먼저 단순관계모형을 설정하여 주가와 환율의 관계를 분석함은 물론 환율결정모형에서 주가의 영향과 주가결정모형에서 환율의 영향을 살펴봄으로써 다각적인 시각에서 환율과 주가의 관계를 분석하였다. 또한 외국인 주식투자를 명시적으로 모형들에서 고려하면서 단순관계모형, 환율결정모형에서 주가의 영향, 주가결정모형에서 환율의 영향을 다시 한 번 확인하였다.

금융시장 내의 관계변화에 주목해 기존연구에서는 제도나 정책변화 또는 외환위기 같은 외생적 사건을 기준으로 기간을 인위적으로 나누어 분석을 실시하였는데 그 결과에 대한 신뢰성 문제가 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 구조적인 변환점을 외생적으로, 인위적으로 결정함으로써 발생하는 문제점을 완화하기 위하여 변수들의 관계를 내생적으로 인지하여 기간구분을 하는 G&H 공적분기법을 적용하였다.

본 연구에서 사용된 자료가 소표본이라 볼 수는 없지만 많은 변수들을 포함하고 있어 자유도 손실이 많아 충분한 대표본이라 볼 수 없다. 뿐만 아니라 내생적으로 구조변환점을 찾는 G&H 공적분 분석 결과에 따라 기간 구분을 할 경우 소표본이라는 문제점에 봉착하게 된다. Persaran and Shin(1999)에서는 적은 표본이라도

ARDL모형에 기초한 OLS(ordinary least squares)의 단기적 추정치들은 일치추정량(consistency)이며 장기적으로도 초일치성(super-consistency)을 갖는다는 것을 보여줘 기존의 공적분 검정기법과 달리 소표본에서도 검정이 가능한 한계검정법을 이용하였다. 모형별 장·단기 균형관계에 대한 결과들은 <표 6-1>에 요약 정리하였다.

<표 6-1> 모형별 장·단기 균형관계에 대한 결과 요약

모형	환율 ← 주가					주가 ← 환율				
	예상 부호	구조변화 前		구조변화 後		예상 부호	구조변화 前		구조변화 後	
		실제부호		실제부호			실제부호		실제부호	
		단기	장기	단기	장기		단기	장기	단기	장기
단순관계모형-I	-	-0.356***	0.117	-0.132***	-0.276***	±	-1.044	16.840	-0.380***	-0.131
단순관계모형-II	-	-0.360***	0.174	-0.134***	-0.330***	±	-1.116	-2.316	-0.479***	-1.092***
통화모형	-	0.011	-0.272***	-0.165***	-0.395***					
종합모형	-	-0.018*	-1.328	-0.117***	-0.456***					
주가결정모형-I						±	-2.529***	-2.174***	-1.452***	-2.863***
주가결정모형-II						±	-1.997***	-2.057***	-0.501***	-2.405***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

2) 단순관계모형-I은 *kospi*, 원/달러 환율을, 단순관계모형-II는 *real kospi*, 원/달러 환율을 사용함.

3) 주가결정모형-I은 종속변수로 *kospi*를, 주가결정모형-II는 *real kospi*를 사용함.

단순관계모형에 사용된 변수들은 1차 차분한 변수에서 시계열이 안정적인 것으로 확인되어 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정을 한 결과 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 단순관계모형에 대한 한계검정법에 대한 결과는 다음과 같다. 원/달러 환율과 주가를 사용한 단순관계모형에서는 원/달러 환율이 종속변수인 경우 부(-)의 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 주가가 종속변수인 경우에는 장기균형관계가 존재하지 않았다.

원/달러 환율이 종속변수인 경우에는 두 구간과 주가가 종속변수인 경우 하나(1987년 7월~2008년 6월)의 구간에서 단기균형관계가 있는 것으로 확인되었다. 원/달러 환율과 실질주가를 사용한 단순관계모형에서는 원/달러 환율이 종속변수인 경우 1998년 6월~2008년 6월 구간에서 한계적(marginal)이지만 부(-)의 장기균형관계가 존재하는 것으로 확인되었고 두 구간 모두에서 단기균형관계가 있는 것으로 나타났다. 실질주가가 종속변수인 경우에도 1986년 9월~2008년 6월 구간에서 부(-)의 장기균형관계가 존재하였고, 단기균형관계도 나타났다. 따라서 환율과 주가의 관계도 외환위기 이후 또는 금융시장이 발전하면서 점점 부(-)의 관계가 강화되고 있는 것으로 판단된다. 한편, 환율이 주가에 주는 영향보다는 주가가 환율에 주는 영향이 더욱 명백한 것으로 파악된다.

통화모형에서는 단위근 검정결과 시계열이 안정적이다 라고 확인이 되어 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정을 한 결과 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났으며 구조변환점은 1997년 4월로 확인되었다. 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 장기균형 관계가 세 구간 모두에서 존재하였으며, 단기균형관계도 1997년 4월~2008년 6월, 1999년 1월~2008년 6월 구간에서 발견되었다. 1980년 1월~1997년 3월 구간에서 장기에는 산업생산이 환율에 정(+)의 영향력을 주는 것으로 확인되었으나 단기에는 단기균형 관계가 없는 것으로 나타났다. 1997년 4월~2008년 6월 구간에서 장기적으로는 통화량이 환율에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 단기에는 부(-)의 영향력이 있음이 확인되었다. 1999년 1월~2008년 6월 구간에서는 이자율은 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었으나 단기에는 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 통화모형에서는 외환위기 이후 주가가 환율에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었으며, 단기영향력의 경우 외환위기 이전에는 없었으나 외환위기 이후 뚜렷한 부(-)의 영향력을 보이게 되었다.

종합모형에서는 안정적인 시계열임을 확인한 후 구조변화를 고려한 G&H 공적분 검정 결과 5% 유의수준에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나 구조변환점을 기준으로 기간을 구분한 다음 장·단기균형 관계를 살펴보았다. 장기적으로 1997년 2월~2008년 6월, 1999년 1월~2008년 6월 구간에서 환율과 주가는 부(-)의 장기균형관계가 있는 것으로 나타났을 뿐만 아니라 전 구간에서도 단기균형관계가 존재하

였다. 1997년 2월~2008년 6월 구간에서 장기적으로 통화량, 이자율과는 정(+)의 영향력이 존재하고 산업생산은 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 단기적으로는 통화량, 산업생산, 이자율, 외환보유액 등은 환율에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경상수지는 장기에는 통계적으로 유의하지 않았으나 단기에는 예상부호와 다른 정(+)의 영향력이 존재하는 것으로 나타났다. 1999년 1월~2008년 6월 구간에서 장기에는 이자율과는 비례관계에 있으나 단기에는 반비례관계에 있다. 종합모형을 정리해 보면 장기영향력의 경우 외환위기 전에는 주가가 환율에 미치는 영향력이 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타났으나 외환위기를 포함한 구간이나 외환위기 이후 기간에서는 주가가 환율에 명백하게 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 단기영향력의 경우도 외환위기 이전보다 외환위기를 포함한 구간이나 외환위기 이후 구간에서 부(-)의 영향력이 더 강화되었다.

주가결정모형에서는 공적분관계가 한계적(marginal)으로 존재하는 것으로 나타나 구조변환점을 기준으로 기간 구분을 한 다음 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우로 구분하여 장·단기 균형관계를 분석하였다. 종속변수가 주가인 경우의 1984년 1월~1993년 1월 구간과 종속변수가 실질주가인 경우의 1984년 1월~1990년 5월 구간에서는 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 장기균형 관계가 있는 것으로 나타났다. 1990년 6월~2008년 6월 구간과 1993년 2월~2008년 6월 구간 모두에서는 부(-)의 영향력이 더 강화된 것을 확인하였다. 단기에 있어서 1990년 6월 이후와 1993년 2월 이후 구간에서 당기에 환율이 상승하면 주가를 하락시켜 부(-)의 영향을 주나 전기에 환율이 상승하면 당기의 주가를 상승시켜 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 전체적으로 합치면 환율은 주가에 부(-)의 영향력을 주는 것을 알 수 있다. 종속변수가 주가인 경우의 1984년 1월~1990년 5월 구간에서는 콜금리와 산업생산지수는 단기적으로 주가에 정(+)의 영향을 주나 장기에는 콜금리가 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 산업생산지수와 통화량은 장기에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 1990년 6월~2008년 6월 구간에서 무역수지, 통화량 등은 장기에 정(+)의 영향력을 주고 있음을 확인할 수 있다. 단기에는 회사채수익률이 주가에 정(+)의 영향력을 주는 것으로 나타났다. 종속변수가 실질주가인 경우 단기에는 산업생산지수와 유가를 제외하고는 종속변수가 주가인 경우의 결과와 일치한다. 산

업생산지수와 유가는 종속변수가 주가인 경우와 달리 구조변화 후 유의하지 않는 것으로 나타났다. 장기에는 콜금리, 산업생산지수, 통화량을 제외하고는 주가가 종속변수인 경우의 결과와 동일하며 콜금리와 산업생산지수는 구조변화 후 부(-)의 영향력이 존재하며 통화량은 주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 주가 결정모형을 종합해 보면 외국인 주식 직접투자를 허용하기 시작하면서 환율이 주가에 미치는 영향력이 부(-)의 측면에서 강화되었다. 특히 장기영향력의 경우 외국인 주식 직접투자 한도가 완전히 폐지되는 구간에서 환율이 주가에 미치는 부(-)의 영향력이 강화되었으며, 단기영향력의 경우에도 부(-)의 영향력이 있는 것으로 나타났다.

외국인 주식투자를 고려한 경우와 고려하지 않은 경우로 구분하여 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형을 살펴본 결과들을 요약 정리하여 <표 6-2>로 나타내었다. 외국인 주식투자가 수준변수에서 명백하게 I(0)임이 확인되어 외국인 주식투자를 단기에만 추가하여 변수들 간의 장·단기 균형관계를 살펴보았다.

외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형에서는 1991년 7월~1998년 5월 구간에서 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났으나 주가 변수가 유의하지 않은 것으로 나타나 외환위기 이후 기간에선 장기균형관계가 없는 것으로 확인되었다. 그러나 단기에 있어서는 외환위기 이전 보다 외국인 주식투자의 부(-)의 영향력이 강화되었다. 따라서 외국인 주식투자를 고려하는 경우에 일반적으로 외국인 주식투자는 단기적으로 환율에 부(-)의 영향을 강하게 주는 것으로 나타났다. 반면 주가에는 동시에 강한 정(+)의 영향을 주나 2시차 후의 부(-)의 영향에 의해 상당 부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 외국인 주식투자 변수가 포함되었을 때 주가와 환율의 관계는 약해졌으나 부(-)의 관계는 여전히 유효한 것을 확인할 수 있는데 이는 단기관계의 동시차가 존재하기 때문이다.

통화모형에서는 외환위기 이전 보다 이후에 주가의 부(-)의 영향력이 명백히 강화되었으며, 외국인 주식투자는 환율에 부(-)의 영향을 줄 뿐만 아니라 영향력의 크기도 강화되었다. 따라서 외국인 주식투자가 외환위기 이후 기간에 환율에 유의한 부(-)의 영향을 주는 것이 분명해졌으며, 외국인 주식투자를 포함해도 주가는 환율에 장·단기 모두 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 단, 1999년~2008년 기간

<표 6-2> 외국인 주식투자를 포함·포함하지 않은 경우의 각 모형별 결과

모 형	외국인 주식투자를 포함하지 않은 경우					외국인 주식투자를 포함한 경우				
	예상부호	구조변화 前		구조변화 後		예상부호	구조변화 前		구조변화 後	
		실제부호		실제부호			실제부호		실제부호	
		단기	장기	단기	장기		단기	장기	단기	장기
단순관계모형-I										
환율 ← 주가	-	-	?	-	-	-	-	?	-	?
환율 ← 외국인 주식투자						-	-		-	
주가 ← 환율	±	?	?	-	?	±			-	?
주가 ← 외국인 주식투자						+			+	
단순관계모형-II										
환율 ← 실질주가	-	-	?	-	-	-	+	?	-	?
환율 ← 외국인 주식투자						-	-		-	
실질주가 ← 환율	±	?	?	-	-	±			-	?
실질주가 ← 외국인 주식투자						+			+	
통화모형										
환율 ← 주가	-	?	-	-	-	-	-	?	-	-
환율 ← 외국인 주식투자						-	?		-	
종합모형										
환율 ← 주가	-	-	-	-	-	-	-	?	?	?
환율 ← 외국인 주식투자						-	+		-	
주가결정모형-I										
주가 ← 환율	±	-	-	-	-	+			-	-
주가 ← 외국인 주식투자						+			+	
주가결정모형-II										
실질주가 ← 환율	±	-	-	-	-	+			-	-
실질주가 ← 외국인 주식투자						+			+	

주: 유의하지 않은 경우 ?로 표시하였음.

은 공적분이 되지 않으므로 단기에 부(-)의 관계만 유의한 것으로 나타났다.

외국인 주식투자를 고려한 종합모형에서는 외환위기 이전 기간에서는 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났으나 주가 변수가 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있었다. 외환위기 이후에는 장기균형 관계가 존재하지 않지만 단기에 있어서 외국인 주식투자의 부(-)의 영향이 강화되었다. 외국인 주식투자를 고려한 종합모형을 종합해보면 외국인 주식투자가 포함되는 경우 주가가 환율에 미치는 부(-)의 관계는 소멸되는 반면 외국인 주식투자가 직접적으로 환율에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다.

외국인 주식투자를 고려하면서 종속변수가 주가인 경우와 실질주가인 경우로 구분한 경우에도 외국인 주식투자를 고려하지 않은 주가결정모형의 결과와 동일하게 환율이 주가에 부(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었고, 외국인 주식투자는 직접적으로 주가에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 외국인 주식투자를 고려한 각 모형별 결과들을 전체적으로 요약하면 다음과 같다. 외국인 주식투자를 포함하면 주가와 환율의 부(-)의 관계는 약화되나 여전히 유효한 것으로 확인되었는데 이는 단기관계의 동시차가 존재하기 때문에 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 모형별 차이가 다소 있는 것으로 나타났는데 특히 종합모형은 주가와 환율의 관계가 무효인 것을 알 수 있었다. 그러나 외국인 주식투자는 주가에 정(+)의 영향을, 환율에 부(-)의 영향을 주는 것이 명백하였다. 기존의 이충언(2005)의 연구에서는 일간자료에서만 외국인 주식투자가 주가에 유효한 영향을 주는 것으로 나타났으나 본 연구에서는 월간자료도 유효한 것으로 나타났다.

위의 결과들을 종합해보면 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형 등에서 주가와 환율은 90년대 초 자본시장 개방과 1997년 외환위기 이후 주가가 환율에 부(-)의 영향을 주는 것을 명백히 확인할 수 있었다. 이는 기존의 Sim & Chang(2008), 이근영(2002), 황선웅·최재혁(2006), 정성창·정석영(2002), Soenen and Hennigar(1988) 등의 연구와도 일치하는 결과이다. 그러나 환율과 주가는 정(+)의 관계에 있다고 주장하는 조정구(2002), 서병선(2001), 이근영(2003), 지호준·김영일(1999), 정성창(2000), Aggarwal(1981), Phylaktis and Ravazzolo(2000), Roll(1992), Smith(1992), Mansor(2000), Abdalla and Mrinde(1997), Murinde and

Poshkwale(2004), Phylaktis and Ravazzolo(2000) 등의 선행연구들과는 상반되는 결과이다. 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형, 통화모형, 종합모형, 주가결정모형에서는 전반적으로 주가와 환율이 단기적으로 부(-)의 관계가 약화되거나 사라지는 경우가 존재했다. 외국인 주식투자 변수를 포함했음에도 불구하고 주가와 환율 간에 부(-)의 관계가 존재하는 것은 단기관계에서의 동시차 요인 때문인 것으로 보인다. 또한 외국인 주식투자가 환율에 부(-)의 영향을 주는 반면 주가에는 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 기존의 연구와 비교해보면 과거에는 일간자료에서만 유의한 것으로 나타났으나 본 연구 결과에서는 월간자료에서도 유의한 결과가 도출되었다. 따라서 본 연구 결과로부터 실물보다 금융의 연계가 더 중요해졌다는 것을 암시한다. 실물에서는 환율이 상승하면 수출이 증가하고 수입이 감소하여 산업생산이 활발해지면서 기업의 채산성이 호전됨에 따라 이것이 주가에 반영된다. 그러나 금융에서는 외국인 주식자금 이동에 따라 환율과 주가에 영향을 주게 된다. 외국인의 주식자금 유입이 환율에는 부(-)의 영향을, 주가에는 정(+)의 영향을 준다. 외국인 주식자금이 유입이 되면 외환시장에서는 외환의 공급이 증가하여 환율이 하락하게 되는 반면 주식시장에서는 주가가 상승한다. 한편, 경기회복은 주가회복과 동시에 자국통화 강세를 유도함으로써 주가와 환율의 부(-)의 상호 영향력이 나타난다.

본 연구의 결과에서는 외환위기 이후 완전 개방된 자본시장은 외국인 주식투자의 증대와 함께 외환시장과의 연계성이 심화된 투자환경에 노출되어 있음을 알 수 있었다. 또한 과거 외환시장에서의 주요변수로는 대외 무역거래였으나 외환위기 이후에는 국경 간 자본거래가 중요변수로 급부상하고 있다. 따라서 투자자들에게는 본 논문의 결과가 효율적인 금융자산 투자전략을 위한 금융시장간 상호작용에 대한 정확한 이해를 하는데 도움을 줄 것이다. 또한 투자자들은 환율의 변화에 주목하는 경우 자본시장 관련 지표와 외국인 주식 투자전략 즉 외국인 주식 매수·도세나 투자시계를 관찰변수로서 예의 주시할 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김철교, 박정욱, 백용호(1990), “제경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구,” 증권학회지, 제12집, pp. 347-375.
- 박해식(1999), “외국인 주식투자의 환율변동 효과,” 금융연구, 제13권, 제2호, pp.257-293.
- 이근영(2002), “환율과 주가간의 상관관계분석.” 경제학연구, 제50집, 제4호, pp.231-266.
- 이근영(2003), “주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우,” 국제경제연구, 제9권, 제3호, pp. 259-289.
- 이근영(2007), “주가와 환율의 상호작용분석,” 국제경제연구, 제13권, 제2호, pp. 55-82.
- 이충언(2005), “외국인 주식 투자와 환율,” 국제경제연구, 제11권, 제3호, pp. 57-77.
- 서병선(2001), “통화량, 산업생산, 환율의 장기균형관계에 대한 연구,” 한국경제학회, 경제학연구, 제49권, 제1호, pp. 245-272.
- 장병기(2007), “산업별 주가지수의 장단기 글로벌 통합관계,” 한국경제통상학회, 경제연구 제25권 제3호, pp. 31-58.
- 장병기, 최종일(2001), “주가, 기대심리, 거시경제변수의 장기균형 관계: Cointegration을 중심으로,” 한국재무관리학회, 재무관리연구, 제18권, 제2호, pp. 125-144.
- 정성창(2000), “우리나라 증권시장과 거시경제변수: VECM을 중심으로,” 재무관리연구, 제17권 제1호, pp. 137-159.
- 정성창, 정석영(2002), “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계,” 재무연구, 제15권, 제2호, pp. 205-235.
- 지호준·김영일(1999), “환율과 주가의 관계: 국제적 실증분석,” 재무관리연구, 제16권, 제1호, pp.261-281.

- 조정구(2002), “실질주가와 환율 간의 장기관계 분석: 통화론적 접근,” 한국국민경제학회, 경제학논집, 제11권, 제2호, pp. 161-187.
- 황선웅, 최재혁(2006), “VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석,” 재무관리논총, 제12권, 제1호, pp. 183-213.
- Abdalla, I. and Murinde, V. (1997), “Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines,” *Applied Financial Economics*, Vol. 7, pp. 25-35.
- Aggarwal, R. (1981), “Exchange Rates and Stock Prices: A Study of the US Capital Markets under Floating Exchange Rates,” *Akron Business and Economic Review*, Vol. 12, pp. 7-12.
- Ajayi, r. A., Friedman, J. and Mehdian, S. M. (1998), “On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger causality,” *Global Finance Journal*, Vol. 9, pp. 241-251.
- Allan W. Gregory and Bruce E. Hansen(1996), “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regim Shifts,” *Journal of Econometrics* Vol. 70, pp. 99-126.
- Allan W. Gregory and Bruce E. Hansen(1996), “Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts,” *Oxford bulletin of economics and statistics*, Vol. 58(3), pp. 555-560.
- Bahmani-Oskooee, M. and Sohrabian, A. (1992), “ Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar,” *Applied Economics*, Vol. 24, pp. 459-464.
- Bannerjee, a., Dolado, J. and Mestre, R. (1998), “Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in Single Equation Framework,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 19, pp. 267-283.
- Boyle, G. W. (1990), “Money Demand and the Stock Market in a General Equilibrium Model with Variable Velocity,” *Journal of Political economy*, Vol. 98, pp. 1039-1053.

- Campbell, John Y. and John Ammer(1993), "What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns," *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 3-37.
- Chen, N, Roll, R and S. Ross(1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, Vol. 59(3), pp. 383-403.
- Geske, Robert and Richard Roll(1983), "The Monetary and Fisca Linkage between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, Vol. 38, pp. 1-33.
- Chow, E. H., Lee, W. Y. and Solt, M. S. (1997), "The Exchange Rate Risk Exposure of Asset Returns," *Journal of Business*, Vol. 70, pp. 644-657.
- Chrystal, T. and Macdonald, R. (1995), Exchange Rates, Financial Innovation and Divisia Money: the Sterling/Dollar Rate 1972-199," *Journal of International Money and Fiance*, Vol. 14, pp. 493-513.
- Culver, S. and Papell, D. (1999), " Long-run Purchasing Power Parity with Short-run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, pp. 751-768.
- Dornbush, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, Vol. 84, pp. 1161-1176.
- Engle, R. F.and C. W. J. Granger(1987), "Cointegration and Error-Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- Francis, B., Iftexhar, H. and Lothian, J. (2001), "The Monetary Approach to Exchange Rates and the Behavior of the Canadian Dollar over the Long Run," *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp. 475-481.
- Frankel, J. A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, Vol. 69. pp. 610-622.

- Frankel, J. A. (1983), "Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination," in *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, Edited by Jagdeep Bhandari and Buluford Putnam, MIT Press, Cambridge, pp. 84-115.
- Friedman, M. (1988), "Money and the Stock Market," *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 221-245.
- Giovannini, A. and Jorion, P. (1989), "The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets," *Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 307-325.
- Granger, C., Huang. B. N. and Yang, C. W. (2000), "A Bivariate Causality between Stock Price and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40, pp. 337-354.
- Gregory, A. W. and Hansen B. E. (1996a), "Residual Based Tests for Cointegration in Modles with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, pp. 99-126.
- Gregory, A. W, and Hansen B. E. (1996b), "Practitioners Coner: Tests for Cointegration in Models with Regime and Trends Shifts," *Oxford Bulletin Economics and Statistics*, Vol. 56, pp. 555-560.
- Gunduz, L. and Hatemi-J, A. (2002), "On the Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from MENA Region," manuscript, Beykent University.
- Harvey, D. I., Leybourne S. J., and Newbold P. (2001), "Innovational Outlier Unit Root Tests with an Endogenously Determined Break in Level," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 63(5), pp. 559-575.
- Hendrey, D. F. and N. R. Ericsson(1991), "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States," *European Economic Review*, Vol. 35. pp. 833-886.

- Hooper, P. and J. E. Morton(1982), "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, pp. 39-56.
- Hwang, J. K. (2003), "Dynamic Forecasting of Sticky-price Monetary Exchange Rate Model," *Atlantic Economic Journal*, vol. 31, pp. 103-114.
- Isard, Peter(1980), "Factors Determining Exchange Rates: The Roles of Relative Price Levels, Balances of Payments, Interest Rates and Risk," *Federal Reserve Board International Finance Discussion Paper*.
- Isard, Peter(1983), "What's Wrong with Empirical Exchange Rate Models: Some Critical Issues and New Directions," *International Finance discussion Paper*.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, pp. 155-180.
- Johansen, S. (1995), "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Model," *Oxford University press*.
- Jones, Charles M. and Kaul, Gautam(1996), "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, Vol. 51(2), pp. 463-491.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. L. and Dolado, J. (1992), "The Power of Cointegration Tests," *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 389-402.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests," in *Long-Run Economic Relationships*, Edited by Engle, R. F., and C. W. J.

- Granger, Oxford University Press, pp.267-276.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601-618.
- Mansor, H. L. (2000), "Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia," *ASEAN Economic Bulletin*, Vol. 17(1), pp. 36-47.
- Moersch, M. and Nautz, D. (2001), "A Note on Testing the Monetary Model of the Exchange Rate," *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp. 261-268.
- Morley, B. (2007), "The Monetary Model of the Exchange Rate and Equities : an ARDL Bounds Testing Approach," *Applied Financial Economics*, Vol. 17, pp. 391-397.
- Mukherjee, Tarun K., Atsuyuki Naka(1995), "Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market : an Application of a Vector Error Correction Model," *The Journal of Financial Research*, Vol. 18(2), pp. 223-237.
- Muradoglu, G., F. Taskin and I. Bigan(2000), "Causality between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets," *Russian and East European Finance and Trade*, Vol. 36(6), pp. 33-53.
- Murinde V. and Poshakwale, S. (2004), "Exchange Rate and Stock Price Interaction in European Emerging Financial Markets Before and After the EURO," manuscript, University of Birmingham.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin(1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis," in *Centennial Volume of Ragnar Frisch*, (Eds.), S. Strom, Cambridge University Press. Cambridge.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith(2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied*

- Econometrics, Vol. 16, pp. 289–326.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335–346.
- Phylaktis, K. and Ravazzolo, F. (2000), "Stock Prices and Exchange Rate Dynamics," Manuscript, City University Business School.
- Roll, R. (1992), "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 3–41.
- Sim, S.H. and Chang, B.K. (2008), "The Monetary Exchange Rate Model and Stock Prices : Using the Bounds Testing Approach," *Journal of Korea Trade*, Vol. 12(2), pp. 54–78.
- Smith, C. (1992), "Equities and The UK Exchange Rate: a Multi-country Approach," *Applied Economics*, Vol. 24, pp. 327–335.
- Smyth, R. and Nandha, M. (2003), "Bivariate Causality between Exchange Rates and Stock Prices in South Asia," *Applied Economics Letters*, Vol. 10, pp. 699–704.
- Soenen, L. A. and E. S. Hennigar (1988), "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices—The US Experience between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, Vol. 19(4), pp. 7–16.
- Stavarek, D. (2005), "Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence on their Mutual Interactions," Manuscript, Silesian University in Opava.
- Tawadros, G. (2001), "The Predictive Power of the Monetary Model of Exchange Rate Determination," *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp. 279–286.
- Thorbecke Willem (1997), "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, Vol. 52(2), pp. 635–654.
- Wu, Y. (2000), "Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s," *Journal of Economic and Finance*, Vol. 24(3),

pp. 260-274.

Zivot, E. and Andrews D. W. K. (1992), " Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10(3), pp. 251-270.



<부 록>

1. 기간별, 모형별 단위근 검정결과
2. 외국인 주식투자를 고려한 모형별 단위근 검정결과
3. 각 모형에 사용된 변수들



<부표 1-1 > *ws, kospi* 변수를 사용한 단순관계모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>				
1980:1~1998:5	0.142	0.624	-3.352	-179.279***
1998:6~2008:6	-1.659	-3.601**	-1.352	-60.567***
<i>kospi</i>				
1980:1~1987:6	-0.185	-4.845***	0.750	-58.434***
1987:7~2008:6	-0.880	-8.473***	-2.322	-160.443***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>				
1980:1~1998:5	-1.693(95.02)	-11.374(94.11)***	-2.530(96.06)	-11.656(96.06)***
1998:6~2008:6	0.669(07.02)	-7.974(06.05)***	-4.089(03.06)	-8.098(06.05)***
<i>kospi</i>				
1980:1~1987:6	-4.169(84.12)	-6.448(84.02)***	-4.377(85.06)	-7.973(81.07)***
1987:7~2008:6	0.957(06.03)	-10.133(06.03)***	-3.808(94.04)	-12.114(06.03)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2). Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 1-2 > *ws, realkospi* 변수를 사용한 단순관계모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>				
1980:1~1998:5	0.142	0.624	-3.352	-179.279***
1998:6~2008:6	-1.659	-3.601**	-1.352	-60.567***
<i>realkospi</i>				
1980:1~1986:8	0.078	-4.080***	2.321	-58.493***
1986:9~2008:6	-1.008	-8.632***	-2.479	-174.147***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>				
1980:1~1998:5	-1.693(95.02)	-11.374(94.11)***	-2.530(96.06)	-11.656(96.06)***
1998:6~2008:6	0.669(07.02)	-7.974(06.05)***	-4.089(03.06)	-8.098(06.05)***
<i>realkospi</i>				
1980:1~1986:8	2.266(85.01)	-7.661(84.12)***	-3.011(85.07)	-8.208(81.07)***
1986:9~2008:6	-3.116(94.07)	-12.073(05.05)***	-3.926(93.06)	-12.215(05.05)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2). Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 1-3 > 통화모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1980:1~1997:3				
<i>ws</i>	-1.782	-1.800	-7.143	-131.602***
<i>kospi</i>	-0.443	-7.510***	-0.878	-143.739***
<i>m</i>	-1.838	-8.148***	-7.656	-202.750***
<i>y</i>	-0.860	-8.659***	-5.060	-227.451***
<i>i</i>	-3.420**	-4.233***	-8.401	-79.450***
1997:4~2008:6				
<i>ws</i>	-2.105	-3.118	-3.019	-56.175***
<i>kospi</i>	-1.537	-5.661***	-2.984	-84.214***
<i>m</i>	-2.291	-6.522***	-9.867	-131.261***
<i>y</i>	-2.682	-8.090***	-18.814*	-148.470***
<i>i</i>	-3.697**	-4.372***	-3.377	-41.266***
1999:1~2008:6				
<i>ws</i>	-0.238	-4.554***	0.399	-69.696***
<i>kospi</i>	-1.034	-5.757***	-1.377	-79.315***
<i>m</i>	-2.185	-5.986***	-8.649	-110.506***
<i>y</i>	-2.319	-7.228***	-16.986	-129.169***
<i>i</i>	-3.337*	-4.032***	-2.798	-34.259***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<부표 1-3 계속> 통화모형의 단위근 검정결과

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1980:1~1997:3				
<i>ws</i>	-0.109(88.12)	-4.966(88.12)**	-3.095(87.12)	-5.225(88.11)***
<i>kospi</i>	-1.665(87.06)	-10.749(87.11)***	-3.321(86.10)	-11.307(89.03)***
<i>m</i>	-0.941(85.12)	-14.578(86.02)***	-18.525(85.12)***	-14.615(86.02)***
<i>y</i>	-4.268(87.08)*	-15.052(87.08)***	-4.581(85.11)	-12.946(85.11)***
<i>i</i>	-3.977(90.07)	-7.850(86.08)***	-4.291(92.09)	-7.999(84.05)***
1997:4~2008:6				
<i>ws</i>	0.543(05.07)	-7.708(05.03)***	-2.800(01.06)	-7.935(06.07)***
<i>kospi</i>	-1.465(05.02)	-5.717(03.04)***	-2.037(04.01)	-9.119(03.04)***
<i>m</i>	-1.003(03.03)	-64.534(03.03)***	-15.320(03.03)***	-12.021(03.03)***
<i>y</i>	-3.395(04.11)	-13.571(06.11)***	-4.979(03.05)*	-13.883(05.04)***
<i>i</i>	-5.932(99.05)***	-6.739(02.10)***	-5.931(99.06)***	-6.960(99.11)***
1999:1~2008:6				
<i>ws</i>	4.151(04.01)	-7.725(06.12)***	-4.530(04.01)	-7.838(06.12)***
<i>kospi</i>	-4.313(03.12)*	-7.831(05.10)***	-4.337(04.01)	-8.500(00.07)***
<i>m</i>	-0.874(04.12)	-60.785(04.12)***	-13.727(04.12)***	-11.347(04.12)***
<i>y</i>	-3.338(06.08)	-6.224(05.02)***	-4.393(05.02)	-13.443(04.11)***
<i>i</i>	-3.227(01.08)	-6.005(03.12)***	-5.933(01.03)***	-6.308(01.07)***

주: Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 1-4 > 종합모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1980:1~1997:1				
<i>ws</i>	-1.927	-2.481	-6.718	-114.001***
<i>kospi</i>	-0.532	-7.410***	-1.001	-140.719***
<i>m</i>	-1.854	-8.106***	-7.768	-200.757***
<i>p</i>	-2.364	-4.578**	-6.984	-165.925***
<i>y</i>	-0.743	-8.496***	-4.129	-223.905***
<i>i</i>	-3.334*	-4.158**	-8.321	-78.213***
<i>r</i>	-1.595	-8.723***	-6.155	-201.718***
<i>ca</i>	-1.559	-8.041***	-4.337	-203.253***
1997:2~2008:6				
<i>ws</i>	-2.103	-3.227*	-3.097	-56.897***
<i>kospi</i>	-1.428	-5.568***	-2.744	-85.212***
<i>m</i>	-2.287	-6.570***	-9.901	-133.224***
<i>p</i>	-1.907	-3.241***	-12.524	-116.294***
<i>y</i>	-2.692	-8.179***	-19.041	-150.908***
<i>i</i>	-3.708**	-4.403***	-3.462	-42.109***
<i>r</i>	-2.267	-7.118***	-11.408	-133.230***
<i>ca</i>	0.202	-3.459**	0.192	-126.556***
1999:1~2008:6				
<i>ws</i>	-0.238	-4.554***	0.399	-69.696***
<i>kospi</i>	-1.034	-5.757***	-1.377	-79.315***
<i>m</i>	-2.185	-5.986***	-8.649	-110.506***
<i>p</i>	-3.195	-2.766	-11.455	-106.732***
<i>y</i>	-2.319	-7.228***	-16.986	-129.169***
<i>i</i>	-3.337*	-4.032***	-2.798	-34.259***
<i>r</i>	-2.187	-6.531***	-11.825	-111.123***
<i>ca</i>	-0.359	-5.874***	-1.873	-112.533***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<부표 1-4 계속> 종합모형의 단위근 검정결과

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1980:1~1997:1				
<i>ws</i>	0.446(88.12)	-8.956(88.04)***	-3.493(87.12)	-9.626(89.04)***
<i>kospi</i>	-1.692(87.06)	-10.616(87.11)***	-3.351(86.10)	-11.177(89.03)***
<i>m</i>	-0.948(85.12)	-14.505(86.02)***	-18.574(85.12)***	-14.541(86.02)***
<i>p</i>	-4.533(85.09)**	-6.816(83.12)***	-4.964(86.05)*	13.579(82.11)***
<i>y</i>	-4.079(87.08)	-14.397(87.08)***	-5.072(86.02)**	-12.714(85.11)***
<i>i</i>	-3.984(90.07)	-7.868(86.08)***	-4.266(92.09)	-8.021(84.05)***
<i>r</i>	-3.201(85.12)	-14.669(86.02)***	-8.357(85.12)***	-14.846(88.01)***
<i>ca</i>	-2.026(84.02)	-14.665(84.02)***	-3.645(87.12)	-14.867(91.02)***
1997:2~2008:6				
<i>ws</i>	0.421(05.05)	-7.664(04.03)***	-2.842(01.04)	-7.964(06.05)***
<i>kospi</i>	-1.334(04.12)	-8.210(04.02)***	-1.947(03.11)	-9.291(03.02)***
<i>m</i>	-0.996(03.01)	-65.045(03.01)***	-15.453(03.01)***	-12.096(03.01)***
<i>p</i>	-4.771(03.10)**	-6.215(99.12)***	-4.950(03.10)*	-11.980(98.10)***
<i>y</i>	-3.448(04.09)	-13.598(06.09)***	-5.005(03.03)**	-13.947(05.02)***
<i>i</i>	-3.226(00.10)	-6.798(02.08)***	-5.907(99.01)**	-7.018(99.09)***
<i>r</i>	-2.866(03.01)	-10.352(05.02)***	-7.815(03.01)***	-12.268(05.02)***
<i>ca</i>	-3.992(03.07)	-6.793(01.06)***	-4.070(03.07)	-12.623(99.07)***
1999:1~2008:6				
<i>ws</i>	4.151(04.01)	-7.725(06.12)***	-4.530(04.01)	-7.838(06.12)***
<i>kospi</i>	-4.313(03.12)*	-7.831(05.10)***	-4.337(04.01)	-8.500(00.07)***
<i>m</i>	-0.874(04.12)	-60.785(04.12)***	-13.727(04.12)***	-11.347(04.12)***
<i>p</i>	-3.220(04.01)	-4.907(01.09)*	-4.366(06.11)	-11.800(00.09)***
<i>y</i>	-3.338(06.08)	-6.224(05.02)***	-4.393(05.02)	-13.443(04.11)***
<i>i</i>	-3.227(01.08)	-6.005(03.12)***	-5.933(01.03)***	-6.308(01.07)***
<i>r</i>	-2.697(04.12)	-16.753(04.12)***	-7.731(04.12)***	-11.596(04.12)***
<i>ca</i>	-3.501(04.03)	-6.486(03.05)***	-3.944(05.06)	-11.836(01.06)***

주: Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 1-5 > 주가결정모형의 단위근 검정결과: 종속변수가 *kospi* 경우

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1984:1~1993:1				
<i>kospi</i>	-0.683	-5.099***	-0.876	-76.768***
<i>ws</i>	-2.344	-2.900	-2.923	-27.936***
<i>CBY</i>	-1.497	-4.017***	-5.257	-83.260***
<i>CALL</i>	-2.503	-6.285***	-11.246	-104.236***
<i>y</i>	-0.897	-5.665***	-5.309	-105.916***
<i>m</i>	-1.566	-5.943***	-4.786	-107.456***
<i>wti</i>	-3.235*	-5.80***	-15.040	-62.008***
<i>tb</i>	-2.087	-6.406***	-79.984***	-119.437***
1993:2~2008:6				
<i>kospi</i>	-1.591	-5.870***	-3.569	-111.303***
<i>ws</i>	-1.465	-4.354***	-5.405	-150.855***
<i>CBY</i>	-2.495	-4.637***	-16.215	-130.787***
<i>CALL</i>	-3.174	-6.876***	15.923*	-134.849***
<i>y</i>	-1.943	-8.040***	-8.875	-200.213***
<i>m</i>	-2.210	-7.800***	-6.459	-184.442***
<i>wti</i>	-3.977***	-5.997***	-24.135**	-97.197***
<i>tb</i>	-2.480	-6.165***	-56.281***	-215.175***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<부표 1-5 계속> 주가결정모형의 단위근 검정결과: 종속변수가 *kospi* 경우

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1984:1~1993:1				
<i>kospi</i>	-3.735(87.11)	-8.123(87.04)***	-3.737(87.12)	-8.693(89.03)***
<i>ws</i>	-3.284(87.12)	-2.333(88.02)	-3.571(87.12)	-6.931(88.11)***
<i>CBY</i>	-1.164(90.08)	-6.508(90.07)***	-2.748(90.08)	-6.562(90.08)***
<i>CALL</i>	-3.303(91.04)	-6.820(91.01)***	-3.612(89.01)	-10.868(91.09)***
<i>y</i>	-3.417(87.08)	-6.619(86.10)***	-4.512(87.08)	-9.561(87.12)***
<i>m</i>	0.914(86.08)	1.047(86.08)	-29.390(85.12)***	-11.948(86.02)***
<i>wti</i>	-5.015(86.08)***	-6.175(86.08)***	-5.813(85.11)***	-7.082(86.07)***
<i>tb</i>	-3.231(86.12)	-5.705(88.12)***	-4.192(88.12)	-8.132(88.12)***
1993:2~2008:6				
<i>kospi</i>	-1.288(06.09)	-8.929(06.09)***	-3.620(95.11)	-9.715(06.09)***
<i>ws</i>	-1.858(06.11)	-8.414(06.11)***	-2.588(03.12)	-9.956(06.11)***
<i>CBY</i>	-3.474(06.11)	-6.868(06.11)***	-4.631(01.07)	-7.227(06.11)***
<i>CALL</i>	-4.217(06.11)	-7.364(06.11)***	-4.988(06.10)*	-7.606(06.09)***
<i>y</i>	-2.637(06.10)	-11.805(06.10)***	-4.063(96.09)	-16.183(06.10)***
<i>m</i>	-1.966(95.03)	-15.290(95.04)***	-4.691(96.03)	-15.759(95.03)***
<i>wti</i>	-5.113(95.09)***	-7.579(06.11)***	-5.104(97.12)**	-7.709(95.10)***
<i>tb</i>	-3.543(05.01)	-7.365(06.11)***	-3.800(05.01)	-7.016(06.11)***

주: Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 1-6 > 추가결정모형의 단위근 검정결과: 종속변수가 *realkospi* 경우

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1984:1~1990:5				
<i>realkospi</i>	-0.477	-3.855***	-1.174	-49.405***
<i>ws</i>	-3.241*	-2.038	-5.265	-20.049*
<i>CBY</i>	-1.037	-3.610**	-5.192	-41.417**
<i>CALL</i>	-1.722	-4.402***	-5.398	-58.722***
<i>y</i>	-1.487	-4.689***	-7.565	-75.998***
<i>m</i>	-1.552	-4.910***	-5.589	-74.824***
<i>wti</i>	-2.503	-3.928***	-8.986	-49.547***
<i>tb</i>	-1.489	-5.483***	-35.048***	-80.322***
1990:6~2008:6				
<i>realkospi</i>	-2.052	-7.758***	-5.181	-141.363***
<i>ws</i>	-1.790	-4.578***	-6.524	-181.754***
<i>CBY</i>	-3.110	-5.168***	-15.134	-154.583***
<i>CALL</i>	-2.696	-5.443***	-12.030	-142.213***
<i>y</i>	-2.196	-8.641***	-10.903	-241.613***
<i>m</i>	-2.236	-8.474***	-6.249	-216.848***
<i>wti</i>	-3.513**	-7.674***	-18.314	-148.775***
<i>tb</i>	-2.749	-6.540***	-68.023***	-252.220***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<부표 1-6 계속> 주가결정모형의 단위근 검정결과: 종속변수가 *realkospi* 경우

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
1984:1~1990:5				
<i>realkospi</i>	-2.823(88.09)	-6.362(87.11)***	-2.843(88.09)	-7.558(86.01)***
<i>ws</i>	-1.202(88.09)	-6.347(87.12)***	-3.199(89.08)	-6.585(87.12)***
<i>CBY</i>	-2.173(88.06)	-5.716(86.04)***	-6.354(88.05)***	-6.066(86.03)***
<i>CALL</i>	-4.623(87.12)**	-6.840(89.01)***	-4.991(89.01)*	-8.281(89.01)***
<i>y</i>	-3.117(87.08)	-4.396(87.08)*	-4.168(87.08)	-10.098(85.11)***
<i>m</i>	2.464(86.08)	2.847(86.08)	-51.006(85.12)***	-9.899(86.02)***
<i>wti</i>	-3.721(86.08)	-3.148(86.04)	-5.196(85.12)***	-7.244(86.03)***
<i>tb</i>	-6.656(87.08)***	-9.616(88.12)***	-7.740(88.12)***	-10.590(88.12)***
1990:6~2008:6				
<i>realkospi</i>	-3.420(94.08)	-10.421(06.05)***	-3.688(94.04)	-10.815(05.02)***
<i>ws</i>	2.268(04.05)	-1.053(04.05)	-4.577(04.02)	-7.315(05.02)***
<i>CBY</i>	-4.299(98.05)*	-3.913(04.05)	-4.530(05.06)	-6.932(04.08)***
<i>CALL</i>	-3.153(01.08)	-6.729(04.06)***	-3.670(04.11)	-8.060(04.09)***
<i>y</i>	-3.210(94.08)	-17.512(04.12)***	-3.588(94.01)	-17.688(04.12)***
<i>m</i>	-3.658(92.11)	-15.744(92.11)***	-4.472(93.07)	-15.990(92.10)***
<i>wti</i>	-4.001(93.01)	-7.908(05.07)***	-4.459(05.11)	-8.433(05.07)***
<i>tb</i>	-4.871(04.04)	-7.006(03.06)***	-5.233(04.04)**	-7.033(03.06)***

주: Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 2-1 > 외국인 주식투자를 고려한 단순관계모형의 단위근 검정결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-1.534	-4.366***	-6.102	-167.473***
<i>kospi</i>	-1.957	-7.984***	-7.806	-146.403***
<i>realkospi</i>	-1.913	-7.892***	-7.300	-146.141***
외국인 주식투자	-3.726**	-6.906***	-96.315***	-187.300***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-4.396(97.10)*	-7.709(98.01)***	-6.453(97.09)***	-7.188(98.05)***
<i>kospi</i>	-3.919(02.03)	-10.518(98.01)***	-4.486(97.08)	-10.950(98.06)***
<i>realkospi</i>	-3.928(02.03)	-10.512(98.01)***	-4.639(97.08)	-10.950(98.06)***
외국인 주식투자	-9.260(03.04)***	-10.422(94.12)**	-9.336(03.04)***	-10.791(04.01)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 2-2> 외국인 주식투자를 고려한 통화모형에 대한 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-1.534	-4.366***	-6.102	-167.473***
<i>kospi</i>	-1.957	-7.984***	-7.806	-146.403***
외국인 주식투자	-3.726**	-6.906***	-96.315***	-187.300***
<i>m</i>	-2.855	-1.795	-2.912	-181.509**
<i>y</i>	-2.434	-7.519***	-9.614	-257.125**
<i>i</i>	-3.312*	-5.326***	-22.996**	-134.585***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-4.396(97.10)*	-7.709(98.01)***	-6.453(97.09)***	-7.188(98.05)***
<i>kospi</i>	-3.919(02.03)	-10.518(98.01)***	-4.486(97.08)	-10.950(98.06)***
외국인 주식투자	-9.260(03.04)***	-10.422(94.12)***	-9.336(03.04)***	-10.791(04.01)***
<i>m</i>	-2.453(01.04)	-11.237(00.08)***	-3.375(96.12)	-12.855(99.02)***
<i>y</i>	-3.907(99.04)	-18.917(98.05)***	-4.709(97.06)	-19.181(98.07)***
<i>i</i>	-2.262(98.01)	-5.375(98.01)***	-5.216(98.09)**	-7.246(98.02)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 2-3> 외국인 주식투자를 고려한 종합모형 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-1.534	-4.366***	-6.102	-167.473***
<i>kospi</i>	-1.957	-7.984***	-7.806	-146.403***
외국인 주식투자	-3.726**	-6.906***	-96.315***	-187.300***
<i>m</i>	-2.855	-1.795	-2.912	-181.509***
<i>p</i>	-1.124	-6.926***	-2.939	-139.468***
<i>y</i>	-2.434	-7.519***	-9.614	-257.125***
<i>i</i>	-3.312*	-5.326***	-22.996**	-134.585***
<i>r</i>	-1.958	-5.002***	-7.174	-120.396***
<i>ca</i>	-2.022	-9.401***	-11.230	-205.342***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>ws</i>	-4.396(97.10)*	-7.709(98.01)***	-6.453(97.09)***	-7.188(98.05)***
<i>kospi</i>	-3.919(02.03)	-10.518(98.01)***	-4.486(97.08)	-10.950(98.06)***
외국인 주식투자	-9.260(03.04)***	-10.422(94.12)***	-9.336(03.04)***	-10.791(04.01)***
<i>m</i>	-2.453(01.04)	-11.237(00.08)***	-3.375(96.12)	-12.855(99.02)***
<i>p</i>	-4.003(97.11)	-9.748(98.05)***	-5.299(97.11)**	-9.941(98.04)***
<i>y</i>	-3.907(99.04)	-18.917(98.05)***	-4.709(97.06)	-19.181(98.07)***
<i>i</i>	-2.262(98.01)	-5.375(98.01)***	-5.216(98.09)**	-7.246(98.02)***
<i>r</i>	-0.501(97.12)	-8.166(98.01)***	-3.529(98.11)	-9.692(97.12)***
<i>ca</i>	-3.126(05.09)	-5.615(06.09)***	-3.803(05.09)	-6.123(06.09)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 2-4> 외국인 주식투자를 고려한 주가결정모형의 단위근 검정 결과

변수	ADF		PP	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>kospi</i>	-1.534	-4.366***	-6.102	-167.473***
<i>realkospi</i>	-2.077	-7.892***	-7.300	-146.140***
<i>ws</i>	-1.957	-7.984***	-7.806	-146.403***
외국인 주식투자	-3.726**	-6.906***	-96.315***	-187.300***
<i>CBY</i>	-3.239*	-5.290***	-21.213*	-141.263***
<i>CALL</i>	-2.827	-5.092***	-16.881	-120.042***
<i>y</i>	-1.932	-8.204***	-7.733	-249.878***
<i>m</i>	-2.030	-3.364***	-2.568	-149.020***
<i>wti</i>	-1.352	-8.167***	-4.111	-175.504***
<i>tb</i>	-3.044	-5.525***	-38.799***	-238.663***

변수	Harvey, Leybourne, and Newbold		Zivot and Andrews	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
<i>kospi</i>	-4.396(97.10)*	-7.709(98.01)***	-6.453(97.09)***	-7.188(98.05)***
<i>realkospi</i>	-3.928(02.03)	-10.512(98.01)***	-4.639(97.08)	-10.950(98.06)***
<i>ws</i>	-3.919(02.03)	-10.518(98.01)***	-4.486(97.08)	-10.950(98.06)***
외국인 주식투자	-9.260(03.04)***	-10.422(94.12)***	-9.336(03.04)***	-10.791(04.01)***
<i>CBY</i>	-2.432(98.01)	-5.269(98.01)***	-5.030(98.09)*	-7.138(98.01)***
<i>CALL</i>	-4.329(98.04)*	-7.820(98.02)***	-5.114(98.11)**	-8.362(98.01)***
<i>y</i>	-2.663(98.07)	-5.128(06.07)***	-3.487(97.09)	-6.298(98.08)***
<i>m</i>	-4.768(98.01)**	-4.152(02.10)	-4.944(98.01)*	-5.750(99.06)***
<i>wti</i>	-1.706(06.07)	-12.931(06.07)***	-3.498(97.10)	-12.999(06.07)***
<i>tb</i>	-3.222(00.01)	-6.485(98.06)***	-5.855(97.11)***	-6.716(98.06)***

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2) Zivot and Andrews의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.82, -5.08, -5.57이며 Harvey, Leybourne, and Newbold의 10%, 5%, 1%의 임계치는 각각 -4.22, -4.50, -4.99임.

<부표 3-1> 각 모형에 사용된 변수들

모형	변수	계산과정	비고
단순관계모형-I	<i>ws</i>	$\ln(W S)$	<i>WS</i> : 원/달러 환율
	<i>kospi</i>	$\ln(K O S P I)$	<i>KOSPI</i> : <i>KOSPI</i> 지수
단순관계모형-II	<i>ws</i>	$\ln(W S)$	
	<i>real kospi</i>	$\ln\left(\frac{K O S P I}{C P I}\right)$	<i>CPI</i> : 소비자물가지수
통화모형	<i>ws</i>	$\ln(W S)$	
	<i>kospi</i>	$\ln(K O S P I)$	
	<i>m</i>	$\ln(M_t) - \ln(M_t^*)$	<i>M</i> : <i>M2</i> 통화지표, 평잔액
	<i>y</i>	$\ln(I P) - \ln(I P^*)$	<i>IP</i> : 산업생산지수
	<i>i</i>	$I - I^*$	<i>I</i> : 3년 만기 회사채수익률 <i>I*</i> : 10년 채무부증권
종합모형	<i>ws</i>	$\ln(W S)$	
	<i>kospi</i>	$\ln(K O S P I)$	
	<i>m</i>	$\ln(M_t) - \ln(M_t^*)$	
	<i>p</i>	$\ln(C P I) - \ln(C P I^*)$	
	<i>y</i>	$\ln(I P) - \ln(I P^*)$	
	<i>i</i>	$I - I^*$	
	<i>r</i>	$\ln\left(\frac{R}{M}\right)$	<i>R</i> : 외환보유액
	<i>ca</i>	$\left(\frac{C A}{M} - \frac{C A^*}{M^*}\right)$	<i>CA</i> : 경상수지
주가결정모형	<i>ws</i>	$\ln(W S)$	
	<i>kospi</i>	$\ln(K O S P I)$	
	<i>real kospi</i>	$\ln\left(\frac{K O S P I}{C P I}\right)$	
	<i>CBY</i>		3년 만기 회사채수익률
	<i>CALL</i>		콜금리
	<i>ip</i>	$\ln(I P)$	산업생산지수
	<i>m</i>	$\ln\left(\frac{M}{C P I}\right)$	
	<i>wti</i>	$\ln\left(\frac{W T I}{C P I}\right)$	<i>WTI</i> : 유가
	<i>tb</i>	$\left(\frac{E X P}{I M P}\right)$	<i>EXP</i> : 수출액, <i>IMP</i> : 수입액
외국인 주식투자자를 포함한 경우	<i>FSI</i>		외국인 순매수액/전체 투자자 총매수액

주: 뒀첨자 *가 붙지 않은 경우에는 한국의 경제변수를, 뒀첨자 *가 붙은 경우에는 미국의 경제변수를 의미함.